

# 全球智库半月谈

利用 AI “去全球化”

欧盟的政治不稳定与国际贸易：基于网络分析方法

新疫情时代七国集团经济体通胀的“三重冲击”

财政政策与疫情时期的美国通胀激增：对未来的启示

让小银行倒闭：隐性无担保与金融传染

地方债券市场定价过高及监管措施的意外后果

本期编译

郭子怡

廖世伟

王琬婷

王悦人

熊春婷

薛懿

(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

<b>顾问</b>	张宇燕			
<b>首席专家</b>	张斌		姚枝仲	
<b>团队成员</b>	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

<b>组长</b>	张宇燕			
<b>召集人</b>	徐进		<b>协调人</b>	彭成义
<b>团队成员</b>	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](mailto: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

**利用 AI “去全球化” ..... 6**

导读：贸易战、产业政策和无数其他供应链中断已迅速成为“新常态”。然而，鉴于生产流程的高度不透明和复杂性，了解如何驾驭去全球化趋势是一项艰巨的任务。本专栏介绍了一种利用前沿人工智能工具来恢复 5000 多种贸易产品投入产出关系的工具。研究结果凸显了人工智能在帮助理解全球贸易网络数据产品方面的作用。通过绘制精细的生产网络图，决策者可以更好地预测贸易政策和供应链中断的影响。

**欧盟的政治不稳定与国际贸易：基于网络分析方法 ..... 13**

导读：本文探讨了政治不稳定与国际贸易之间的关系，特别是针对欧盟国家。研究采用网络分析方法，构建了一个新的地缘政治依赖指数，分析了 27 个欧盟国家在 1999-2021 年间的年度数据。结果显示，当一个国家的进口集中于政治不稳定的非欧盟国家时，其国内政治稳定性会受到负面影响。此外，研究还发现，美国和中国在欧盟国家的贸易和政治局势中扮演着不同角色，其中中国的影响更为显著。该研究为理解国际贸易如何影响国家政治稳定性提供了新的视角，强调了贸易伙伴选择的重要性。

**新疫情时代七国集团经济体通胀的“三重冲击” ..... 35**

导读：“新冠疫情时代”的通货膨胀是由三种冲击的独特组合所驱动的：首先，大量与疫情相关的需求模式转变和供应中断导致耐用消费品的价格飙升。第二，俄乌冲突造成了 40 年来最大的全球大宗商品价格飙升，主要影响了食品和汽油等非耐用用品的价格。第三，针对疫情衰退所采取的强有力的货币和财政应对措施导致劳动力市场趋紧，从而推高了服务价格。本文估计了七国集团各经济体消费价格构成的模型，以记录这些冲击的传导过程。截至 2023 年，前两种冲击已经基本消退，促使整体通胀从 2022 年的峰值显著下降。然而，进入 2024 年，大多数 G7 经济体的劳动力市场至少保持适度紧张状态，导致服务业通胀仍然明显高于疫情前的水平。

**财政政策与疫情时期的美国通胀激增：对未来的启示 ..... 52**

导读：在美国，疫情期间的大规模财政扩张保护了家庭，并帮助产出和失业率在 2021 年底前恢复到接近疫情大流行前的预期水平——这与上一次美国经济衰退后的缓慢复苏形成鲜明对比。许多政策制定者和分析师预计，在通胀没有太大变化的情况下，财政导致的商品和服务需求增长将由供应增长来调节。然而，事实证明这些预期是错误的，因为财政刺激推动的需求超过了经济的生产能力，引发了暂时的高通胀。我们展示了一系列证据，这些证据表明，通胀飙升在很大程度上是由于需求激增将经济推到了一个比较高的资源使

用程度，但在这一水平上供给却缺乏弹性。并且，新冠疫情初始影响之外的负面供给冲击所起的作用相对较小。我们最后得出了对未来财政稳定政策的启示。

### **让小银行倒闭：隐性无担保与金融传染 ..... 78**

导读：2019年5月24日，监管机构接管包商银行，结束了中国银行体系长期存在的政府担保，尽管中国银行系统很重要。虽然政府向市场注入的大规模流动性和担保维持了整个市场的流动性，但这一政策转变使银行间融资条件急剧恶化，扩大了信贷利差，并降低了小银行可转让存单相对于大银行的融资比率。由于对未来救助的信心下降，而不是风险意识提高、流动性短缺或资产负债表蔓延，这引发了其他小银行的困境。我们的研究结果强调了对小银行救助的监管理由，就像最近的硅谷银行案例一样。此外，中国银行体系内对政府担保的信心下降改善了价格效率、信贷分配，并抑制了小银行的过度冒险行为。

### **地方债券市场定价过高及监管措施的意外后果：来自中国的证据 ..... 83**

导读：中国地方政府债券在一级市场上定价过高，导致监管机构对发行利差设定了下限。本文研究了这种定价过高的根本原因，并评估了对利差实施限制的影响。研究发现，承销商可能通过抬高价格，以从地方政府获得隐性利益，如地方国库现金存款。我们进一步证明，利差下限严重阻碍了一级地方债券市场的价格发现功能。原本不受下限限制的债券也按照参考利差定价，加剧了高风险债券的定价过高问题。地方政府利用这些固定价格增加债券发行量并延长债券期限。我们的研究表明，监管干预定价可能产生意想不到的后果，影响定价效率，而纠正错误定价的尝试可能会导致更严重的错误定价。

### **本期智库介绍 ..... 87**

## 利用 AI “去全球化”

Thiemo Fetzer, Peter Lambert , Bennet Feld , Prashant Garg /文 王琬婷 / 编译

导读：贸易战、产业政策和无数其他供应链中断已迅速成为“新常态”。然而，鉴于生产流程的高度不透明和复杂性，了解如何驾驭去全球化趋势是一项艰巨的任务。本专栏介绍了如何利用前沿人工智能工具来绘制全球生产网络。研究结果凸显了人工智能在帮助理解全球贸易网络数据产品方面的作用。通过绘制精细的生产网络图，决策者可以更好地预测贸易政策和供应链中断的影响。编译如下

贸易战、产业政策和无数其他供应链中断已迅速成为“新常态”。随着全球为唐纳德·特朗普的第二个任期做准备，这些趋势将在 2025 年以后愈演愈烈。就在上周，中国宣布进一步限制稀土矿物的供应，这是全球经济一体化的又一裂痕。

在贸易摩擦可能助长地缘经济分化之际，决策者和高管都必须采取行动以减轻这些冲击并发现新的机会（Aiyar,Ilyina 2023）。然而，鉴于生产过程的高度不透明性和复杂性，了解如何驾驭去全球化的兴起是一项艰巨的任务。

为了提高全球生产的透明度，探究世界经济命运中隐现的问题，我们最近的论文（Fetzer et al.2024）介绍了人工智能生成的生产网络，即 AIPNET.t。

AIPNET 利用前沿人工智能工具来恢复 5000 多种贸易产品的投入产出关系。这些数据（可通过 <http://aipnet.io> 获取）揭开全球生产的神秘面纱，帮助决策者和研究人员了解经济生产的高度复杂性和相互依存性。

### 用人工智能绘制全球生产网络

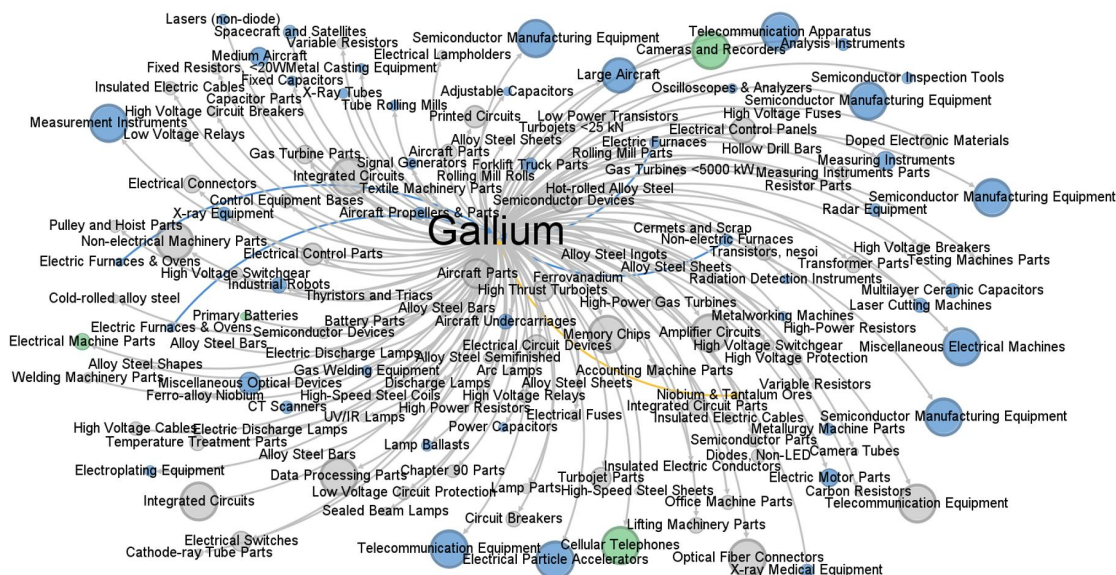
要了解错综复杂的全球生产网络及其在全球供应链上的组织结构，就需要对生产流程进行细化。特别是，我们需要知道哪些产品需要作为生产其他产品的投入。

AIPNET 提供了超过 5000 个产品类别及其投入产出关系的全面映射。通过采用先进的人工智能生成模型，我们构建了一个详细的网络，捕捉商品在生产中如何相互连接。这一网络使我们能够以前所未有的精细度来分析贸易模式的变化（Fetzer et al.2024）。

### 现代生产过程具有令人难以置信的相互关联度和复杂度

AIPNET 的粒度通过示例进行了最好的说明。图 1 显示了与原矿镓相关的生产网络，原矿镓最近受到中国的出口限制。如图所示，镓作为一种稀有元素，其价值虽小，却是许多高复杂度产品的关键投入。

图 1 生产是高度复杂和相互关联的，如稀有元素镓的供应链所示。



由于这类稀有元素在许多下游产品生产中占据中心地位，对这些稀有元素供应链的控制可能会对那些试图实现半导体制造本地化的国家产生重大影响。同样，如果上述资源的生产 and 贸易受到政治控制，战略性的泛滥或出口控制可能会破坏建立替代供应商的战略尝试。

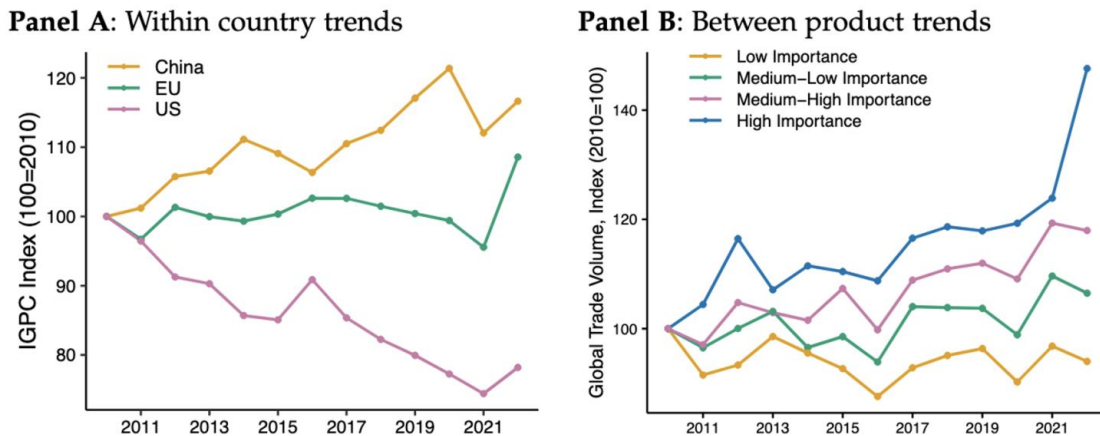
### 最近向上游商品的转移趋势

将 AIPNET 联系与全球贸易数据相结合，我们还构建了综合全球产品中心性指数 (IGPC)，用于衡量每个产品在生产网络中的“重要性”。这个指标让我们能够跟踪全球进口产品种类的最新变化，这是对过去几十年所做的各种战略决策的潜在衡量。

对比美国、欧洲和中国之间的商品进口趋势，我们在图 2 的面板 A 中注意到，中国的进口中心地位稳步上升，这表明中国注重获取关键的上游投入。相反，美国呈下降趋势。这种差异显示了两国之间的战略分歧，并可能成为地缘政治紧张局势加剧的表现。

在图 2 的面板 B 中，我们注意到，在过去十年中，各国的全球贸易发生了重大变化：各国越来越多地进口在生产中具有高度中心地位或重要性的商品。这表明全球正在重新调整方向，以确保基本投入，防范供应链中断的风险。

图 2 进口中心性趋势



注：IGPC 指数跟踪进口商品在生产网络中的中心性。

这一趋势与对地缘经济分裂的担忧相一致，对国家安全的担忧助长了保护主义（如 Aiyar 和 Ilyina 2023），并试图加强“离岸外包”“友岸外包”或“近岸外包”。

#### 应对供给冲击的内在化

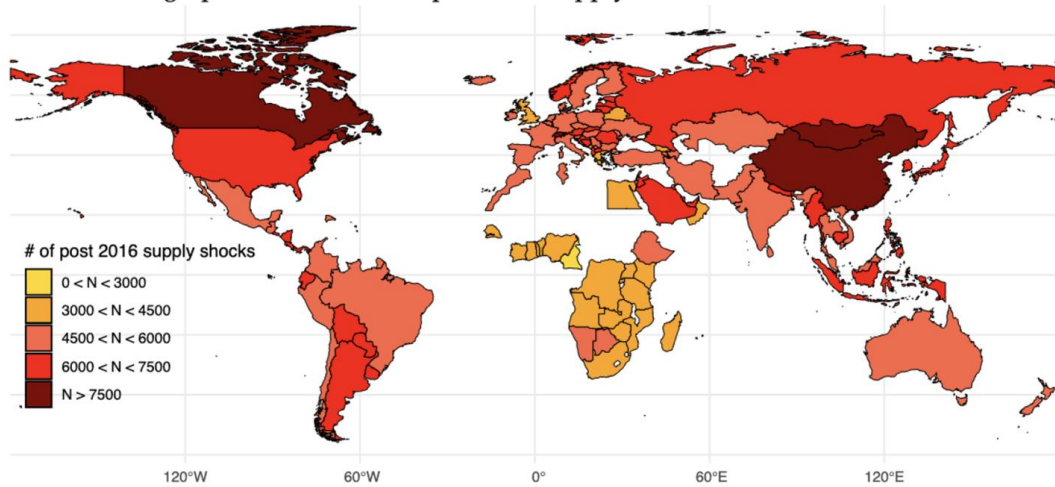
上游商品进口的增加表明了“离岸外包”的趋势，即各国将生产过程带回国内。供应冲击，如价格突然上涨或贸易壁垒，会促使各国发展关键产品的国内生产能力。

为了研究这一点，我们检测了进口商品单位价格的结构性突变，以此识别持续的供应冲击。我们发现，自 2016 年以来，这些冲击愈发普遍，尤其影响到消费品和加工中间产品，如图 3 所示。

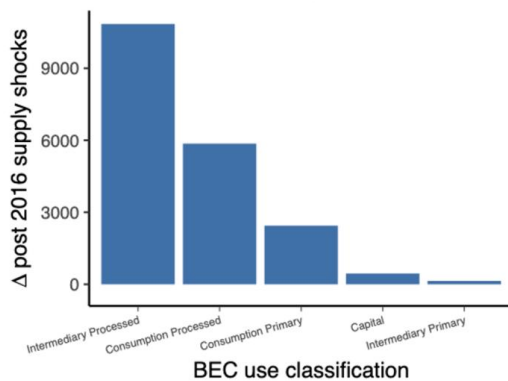


图 3 整个生产网络的供应冲击

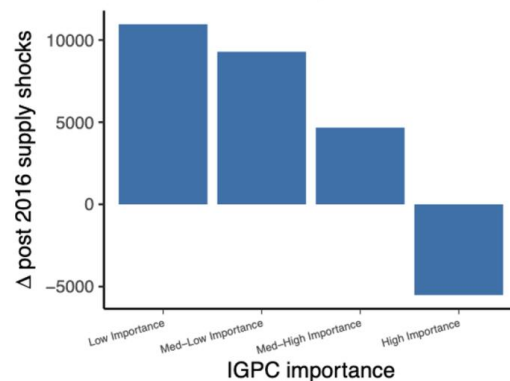
Panel A: Geographic distribution of post 2016 supply shocks



Panel B: Characterisation by BEC



Panel C: Characterisation by IGPC



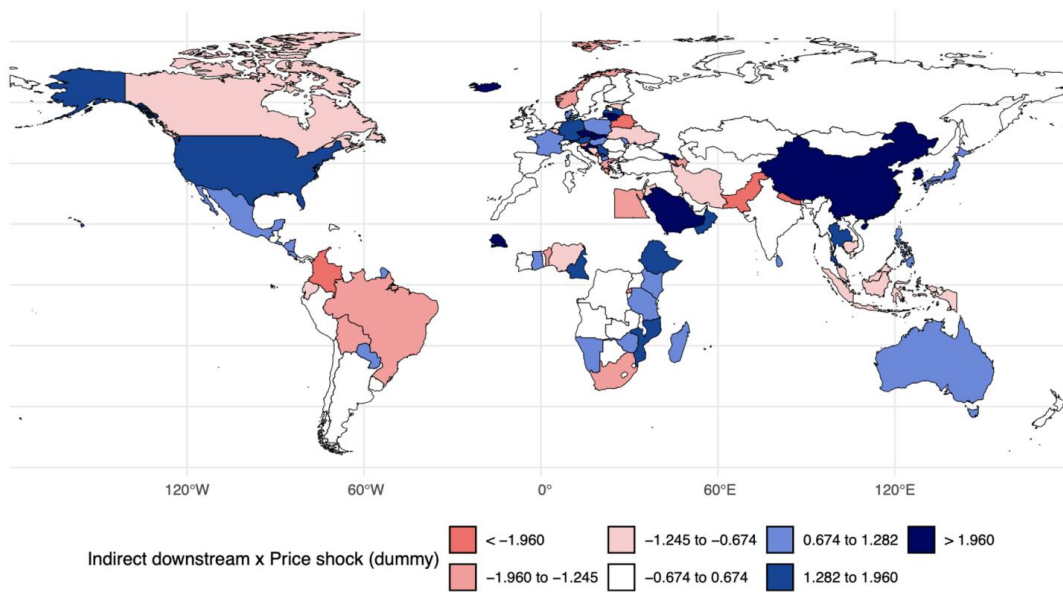
注：该图说明了按产品中心性划分的供应冲击分布情况。

我们注意到，这一动态似乎从 2016 年开始尤为明显，与此同时，检测到的供应冲击明显增加。这一转变表明，各国正在加大对进口基础产品的投资，这些产品可以用于各种生产过程，这可能是离岸外包的一个迹象。

这一观点与 Schweltnus 等人（2023a）的研究结果一致，他们指出，供应国少（地理高度集中）、行业内供应企业少（行业集中度高）的行业更容易受到供应冲击的影响。他们强调，公共政策可以通过促进供应链的多样化和灵活性来增强弹性。

我们估算了每个国家对 2016 年后供应冲击的灵活的离岸外包反应。图 4 说明了在下游供应冲击之后，不同国家的上游商品进口是否会增加。我们注意到，卡塔尔、中国以及中欧、东非和北美的几个国家都出现了这种情况。这一模式强调了供应冲击在加速向国内生产能力转移方面的作用。

图 4 估计的各国供应冲击引起的离岸外包反应



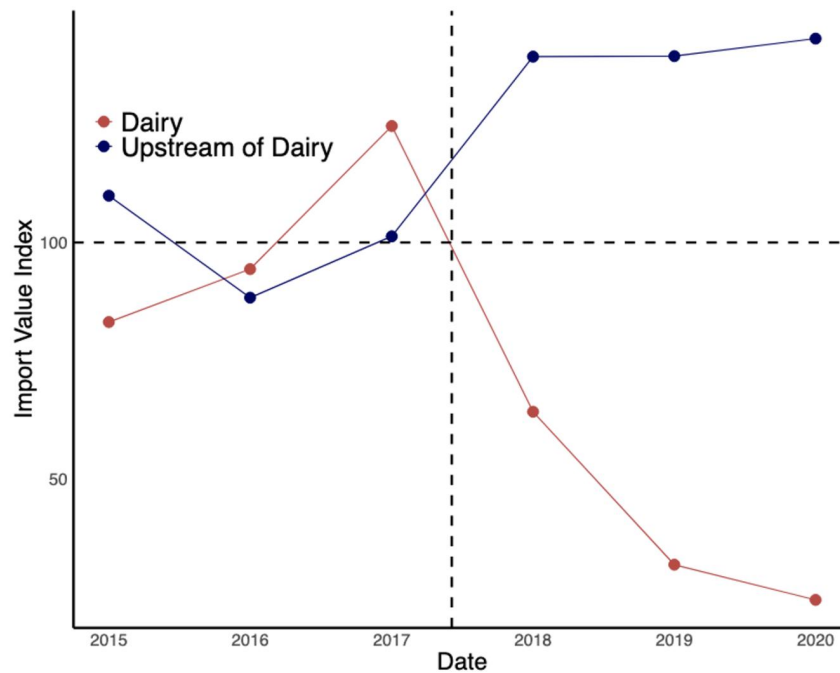
注：该地图显示了各国上游商品进口在下游供应冲击后增加的程度，表明了内迁反应。它从一个国家到另一个国家的回归中绘制 t 统计量。

#### 我们用与自然实验有关的证据补充跨国证据：卡塔尔封锁案例

2017 年邻国对卡塔尔的封锁为研究贸易突然中断的影响提供了一个自然实验，这与英国脱欧对欧盟的影响并无二致。封锁导致许多商品的停止进口，造成了前所未有的意外供应冲击。

在图 5 中，我们展示了当时卡塔尔主要从邻国进口的一种特殊产品的描述性证据：乳制品。封锁开始后，我们观察到乳制品进口量急剧下降。然而，与此同时，我们看到建立和经营国内乳制品生产所需的上游投入迅速而显著地增加。这一模式在其他受影响的货物中也是一致的，表明了向国内转移的战略举措。

图 5 封锁前后卡塔尔的进口模式



注：图为乳制品及其上游投入品的进口指数。

我们的分析采用了二元回归方法，研究了上游和下游商品。我们发现，对于受封锁影响较大的产品，卡塔尔显著增加了上游投入品的进口，同时减少了最终产品的进口。这一转变凸显了贸易中断如何加速国内生产能力的提高。

### 对政策和业务的影响

我们的研究结果凸显了人工智能在帮助构建适理解全球贸易网络的数据产品方面的作用。通过绘制精细的生产网络图，决策者可以更好地预测贸易政策和供应链中断的影响。

离岸外包和上游产品进口增加的趋势表明，各国正在寻求加强对关键生产流程的控制。这对国际贸易协定、供应链弹性和经济发展战略都有影响。它还可能揭示民粹主义政策引发的去全球化，这种去全球化伴随重大的经济和政治混乱，如英国脱欧（Alabrese 等，2024）以及对特朗普总统第二任期内进一步采取激进贸易政策的担忧。

此外，Schwellnus 等人（2023b）强调加强供应链弹性的政策的重要性，如促进管理和工人技能、使用有针对性的财政支持以及增加供应链的地域多样化。他们认为，虽然离岸外包可以减少依赖性，但可能会付出巨大代价，而且可能并不总是最有效的策略。

在更广泛的背景下，Aiyar 和 Ilyina（2023）警告说，地缘经济分散可能使全球公共产品（如气候行动和流行病防范）的提供变得更加困难。他们认为，分散的负面影响可能超过益处，并强调了多边合作的必要性。

---

本文原题为“Leveraging AI to navigate ‘deglobalisation’”。作者为 Thiemo Fetzer, Peter Lambert, Bennet Feld, Prashant Garg, 分别是波恩大学经济学教授、伦敦政治经济学院经济学博士生、伦敦经济学院经济系的硕士生和帝国理工学院商学院经济与公共政策系的博士生。本文于 2024 年 12 月 24 日刊于 CEPR 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 欧盟的政治不稳定与国际贸易：基于网络分析方法

Giovanni Carnazza, Paolo Liberati, Agnese Sacchi /文 郭子怡 / 编译

导读：本文探讨了政治不稳定与国际贸易之间的关系，特别是针对欧盟国家。研究采用网络分析方法，构建了一个新的地缘政治依赖指数，分析了 27 个欧盟国家在 1999-2021 年间的年度数据。结果显示，当一个国家的进口集中于政治不稳定的非欧盟国家时，其国内政治稳定性会受到负面影响。此外，研究还发现，美国和中国在欧盟国家的贸易和政治局势中扮演着不同角色，其中中国的影响更为显著。该研究为理解国际贸易如何影响国家政治稳定性提供了新的视角，强调了贸易伙伴选择的重要性。编译如下：

### 摘要

近年来，由于在改善民主实践和限制暴力和恐怖主义事件方面存在困难，许多国家持续面临政治不稳定问题。本文以 1999—2021 年 27 个欧盟（EU）国家为样本，实证分析了一个特定国家的国内政治不稳定性如何受到贸易多样化程度的影响，该多样化程度根据与其进行贸易的非欧盟国家的政治不稳定性进行了调整。我们采用了一种基于网络的方法，并建立了一个新的地缘政治依赖指数。我们发现，随着对政治不稳定国家的贸易集中度或进口份额增加，政治不稳定的风险可能会随着国际贸易输入国内。鉴于美国和中国对欧洲经济活动的相关性，我们还通过调整地缘政治依赖指数来检验我们的主要假设。我们看到，与美国相比，中国在欧盟国家的贸易和政治紧张局势中扮演着更重要的角色。

### 1. 引言

最近的世界价值观调查结果表明，到 2022 年，许多国家将继续遭受政治不稳定（例如，改善民主实践的困难）。正如经济学人智库（Economist Intelligence Unit, 2022）所指出的那样，如果不进行体制内的和广泛的改革，这种公众愤怒的发泄可能会演变为对政治稳定的经常性破坏。总体而言，2022 年民主指数的平均得分继续受到非洲、欧洲、拉丁美洲和亚洲许多国家的国内冲突和长期不稳定的拖累。因此，研究政治不稳定的决定因素似乎是有意义的，这些因素可能存在于不同的层面，也可能发生在发达经济体，包括如今的欧洲联盟（以下简称欧盟）国家（例如，Jong-A- Pin, 2009; Guiso et al., 2024）。

除此以外，一些经济因素，如长期衰退、失业率上升和高通胀水平，传统上被认为是对政治稳定的潜在威胁。最近的研究还强调了其他因素的重要性，这些因素不仅与经济层面有关，而且涉及其他领域，如行政机构的工作质量、人口和地理的作用、社会差距的程度以及移民政策（Annett, 2001; Blanco & Griener, 2009; Goldstone et al., 2010; Algan et al., 2017）。

最近，一些学者指出了能源资源和对石油的依赖对政治稳定的影响，表明石油依赖对进口国和出口国的政治稳定都构成了严重威胁（Gong et al., 2022; Cappelli et al., 2023; Mignon & Saadaoui, 2024）。在这方面，国际贸易的作用也很重要。不同程度的进口集中都可能会损害政治稳定，因为很大一部分进口主要来自政治不稳定的国家，而且多样化程度很低。事实上，在国际贸易中，进口多样化是使一个国家不那么容易受到外国供应冲击影响的一个重要方面（Colantone & Stanig, 2018a; Cai et al., 2023）。

本文考虑进口多元化和政治不稳定这两个因素之间可能存在的相互作用，实证分析了 1999—2021 年欧盟 27 个国家的年度贸易多元化对其国内政治不稳定的影响。为此，我们采用了一种基于网络的方法，并构建了一个新的地缘政治依赖指数，从而为最近关于衡量全球地缘政治风险的文献做出了贡献（例如，Caldara & Iacoviello, 2022; Caldara et al., 2022）。

从方法论的角度来看，我们的创新之处在于将现有的、众所周知的国家和特定年份的政治（不）稳定指标整合到网络分析中，以考察其在欧洲国家的表现。因此，我们构建了一个地缘政治依赖指数，通过将每个非欧盟出口国的进口份额与其自身的政治不稳定性水平相结合来搭建（另见 Cappelli et al., 2023）。该指数将衡量政治不稳定从非欧盟出口国向欧盟进口国的潜在传导渠道。

在基于网络的欧盟框架下，我们丰富了关于国家政治不稳定的决定因素和国际贸易影响的文献。我们的分析揭示了更高的贸易开放水平如何与更大的政治不稳定联系在一起。传统文献（例如 Goldstone et al., 2010; Nayef & Willoughby, 2017）通常依赖于一个单一而简单的开放指标——即进出口总额占 GDP 的比重。不同于此，我们把一个国家的进口多样化与其贸易出口国的政治不稳定联系在一起，这样可以适当地评估贸易的影响。通过这种方式，我们也为近期关于贸易和地缘政治紧张局势加剧以及国家安全担忧的辩论做出了贡献（Autor et al., 2020; Goldberg & Reed, 2023）。

我们的研究结果证实，如果来自世界其他地区的进口足够多样化，并且来自政治稳定的国家，贸易关系不会导致国内政治不稳定。相反，进口多样化程度低，加上出口国政治高度不稳定，可能成为国内政治不稳定加剧的传导渠道。因此，当贸易集中度增加或来自政治更不稳定的非欧盟国家的进口份额增加时，通过国际贸易输入政治不稳定的风险就会增加。更多的证据表明，欧盟成员资格可能成为抵御源自非欧盟出口国的不稳定蔓延的屏障。

此外，鉴于美国和中国作为非欧盟出口国中对欧洲经济活动影响较大的国家（Du et al., 2017; Colantone & Stanig 2018b; Fusacchia, 2020; Lee et al., 2023;

Freund et al., 2023），我们测试了当中国和美国位列前三大出口国时，我们的主要结果会发生怎样的变化。我们发现，有证据表明，当美国是三大贸易伙伴之一时，输入政治不稳定的可能性可能会降低，而当中国处于同样的位置时，这种可能性不会改变。这一结果凸显了两国在影响欧盟国家贸易和政治紧张局势方面可能扮演的不同角色。

本文的其余部分组织如下。第 2 节介绍了理论背景，包括我们如何衡量国内政治不稳定和建立一个新的地缘政治依赖指数。第 3 节介绍了实证分析，第 4 节提供了主要结果，并对欧盟成员国的作用进行了一些稳健性检验和补充证据。第 5 节研究了中国和美国在欧盟框架内的贸易和政治不稳定中的作用。最后，第 6 节进行了简要总结。

## 2. 理论背景：地缘政治依赖

### 2.1 如何衡量政治不稳定

关于如何衡量政治不稳定性问题，文献中使用了一维指数（Perotti, 1996; Alesina et al., 1996）或多维视角来进行研究，但目前尚未就适当的维度数量达成共识（Jong-A-Pin, 2009）。由于我们分析的目的是厘清政治（不）稳定的影响，我们选择限制用于构建指标的维度。为此，在《全球治理指标》提供的六个广泛治理维度（发言权和问责制、政治稳定和无暴力/恐怖主义、政府效率、监管质量、法治和腐败控制）中，我们将“政治稳定和无暴力/恐怖主义”作为最直接和最恰当的指标。

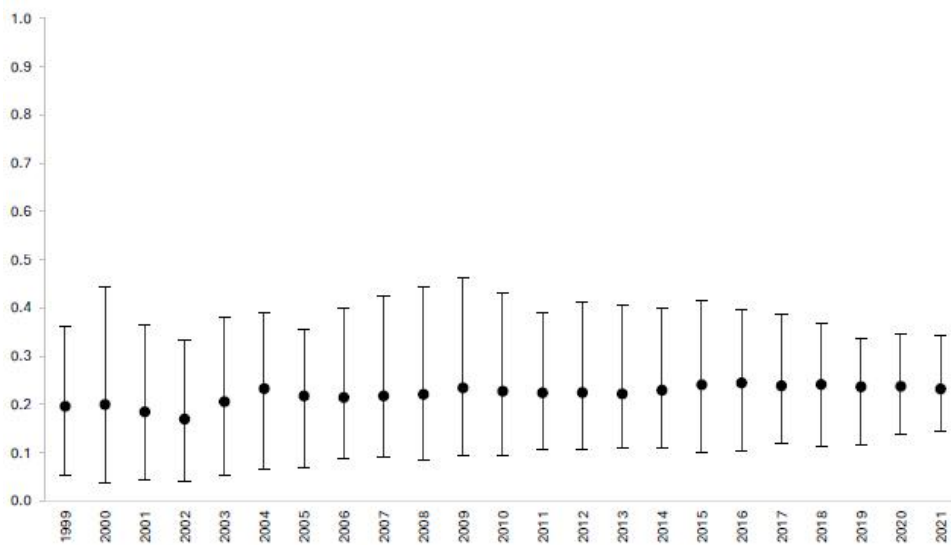
这一指标旨在衡量政治不稳定和（或）出于政治动机的暴力（包括恐怖主义）的可能性。它既有正值，也有负值，数值越高，结果越好，其优点是时间跨度长，在不同国家之间具有可比性。它的范围大约从-2.5（弱政治稳定）到+2.5（政治稳定）。出于我们的研究目的，我们决定反转符号，并将指数标准化为从 0（强政治稳定或弱政治不稳定）到 1（弱政治稳定或强政治不稳定）。因此，我们将新指标重新命名为政治不稳定（political instability, PI）。

图 1 显示了（a）欧盟和（b）世界其他地区的指数平均值、最大值和最小值。正如预期的那样，与世界其他国家相比，欧盟国家的特点是平均而言政治不稳定性较低，变化幅度也较小。后一个特征为我们排除欧盟内部贸易作为政治不稳定驱动因素的选择提供了支持。

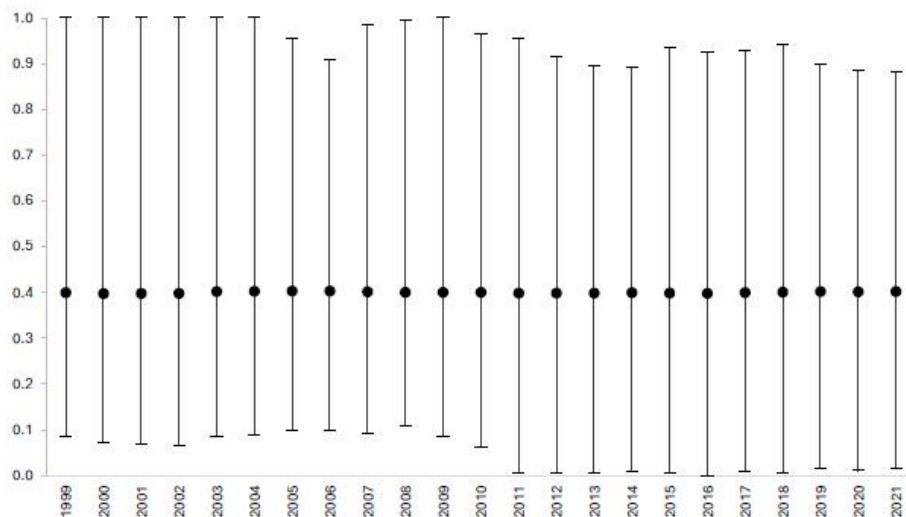
表 1 报告了 1999-2021 年期间欧盟各国国内政治稳定性的一些描述性统计数据。这些数据揭示了各国之间一定程度的异质性。一方面，平均而言，西班牙、希腊、罗马尼亚和保加利亚的 PI 值最高，其次是法国、意大利和拉脱维亚。另一方面，瑞典、爱尔兰、荷兰和奥地利的 PI 值最低，这一数值是根据整个时期的平均值计算的。

图 1 政治不稳定

(a) European Union



(b) Rest of the world



注：圆形标记表示政治不稳定的平均值，两个极端表示最大值和最小值。指数从 0（强政治稳定或弱政治不稳定）到 1（弱政治稳定或强政治不稳定）。

资料来源：作者对全球治理指标的阐述。



表 1 欧盟国家的政治不稳定性（1999-2021）

<i>EU countries</i>	<i>Mean</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>
Austria	0.16	0.22	0.11
Belgium	0.22	0.30	0.13
Bulgaria	0.31	0.37	0.26
Croatia	0.26	0.34	0.22
Cyprus	0.28	0.33	0.25
Czechia	0.20	0.31	0.16
Denmark	0.17	0.21	0.08
Estonia	0.24	0.26	0.20
Finland	0.11	0.21	0.04
France	0.29	0.39	0.20
Germany	0.21	0.26	0.10
Greece	0.33	0.42	0.21
Hungary	0.21	0.27	0.13
Ireland	0.16	0.21	0.07
Italy	0.27	0.32	0.17
Latvia	0.27	0.33	0.18
Lithuania	0.23	0.29	0.17
Luxembourg	0.10	0.14	0.06
Malta	0.14	0.19	0.07
Netherlands	0.17	0.22	0.04
Poland	0.25	0.34	0.17
Portugal	0.18	0.24	0.10
Romania	0.34	0.44	0.27
Slovakia	0.21	0.27	0.16
Slovenia	0.19	0.24	0.13
Spain	0.35	0.46	0.26
Sweden	0.15	0.19	0.09

注：指数从 0（强政治稳定或弱政治不稳定）到 1（弱政治稳定或强政治不稳定）。

资料来源：作者对全球治理指标的阐述

鉴于这种情况，我们使用 PI 值来定义欧盟国家的新地缘政治风险，具体定义为与暴力、恐怖主义和国家之间的任何紧张关系有关的不利事件的威胁、实现和升级（另见 Caldara& Iacoviello, 2022），通过对来自世界其他地区的进口水平和集中程度进行加权。因此，如下一节所述，我们采用了适用于欧盟框架的基于网络的方法。

## 2.2 欧洲国际贸易网络

欧洲国际贸易网络的概念采用复杂网络理论，以世界各国为节点，各国之间的贸易流为相应的联系。复杂网络理论允许使用特定的指标来分析网络的结构特征。在传统的复杂网络分析中，最重要的问题之一是识别节点（即国家）的重要性。网络中心度可以通过几种方法来评估，旨在捕捉不同的网络结构。在本研究中，我们初步关注程度中心性来描述欧洲国家与世界其他国家之间的贸易网络，并考虑到政治不稳定性从出口国到欧盟的潜在传导机制，我们使用

了经济和金融中常用的衡量市场内部竞争或集中度的赫芬达尔-赫希曼集中度指数（*HHI*）（Newman et al., 2006）。

度中心性（Degree Centrality）度量网络中节点之间的直接连接：特别地，入度中心性（in-degree centrality）表示流入链接的总数，而出度中心性（out-degree centrality）表示流出链接的总数。入度和出度中心性通常作为基本指标，用作网络分析的初始阶段（Wasserman & Faust, 1994）。度中心性也可以根据节点的重要性来分配权重，在我们的例子中是贸易流的相应货币价值。该元素定义了网络链接的大小，流入或流出表示节点是进口还是出口货物。由于我们主要对通过进口识别政治不稳定的潜在传导机制感兴趣，我们将注意力集中在网络的进口端。同时由于欧盟国家的特点是政治不稳定性较低，我们排除了欧盟内部贸易，而将重点放在欧盟以外的国际贸易上。形式上，非欧盟国家的总数表示为  $n$ ，可以定义国家/节点  $i$  的加权重度中心度（ $wID$ ），在年份  $t$  如下：

$$wID_i = \sum_{j=1}^n w_{ji} = \sum_{j \neq i} w_{ji}$$

其中  $w_{ji}$  是链路（ $i, j$ ）的权重。特别地， $i$  代表重点进口国，同时  $j$  表示剩下（ $n-1$ ）个非欧盟出口邻国。换句话说，加权入度中心性衡量的是其他国家与该国的联系数量，并根据其相应的货币金额进行加权。通过这种方式，那些具有高加权中心度得分的国家可以被视为市场中心，因为它表明该国向许多国家的出口具有重要的货币价值。

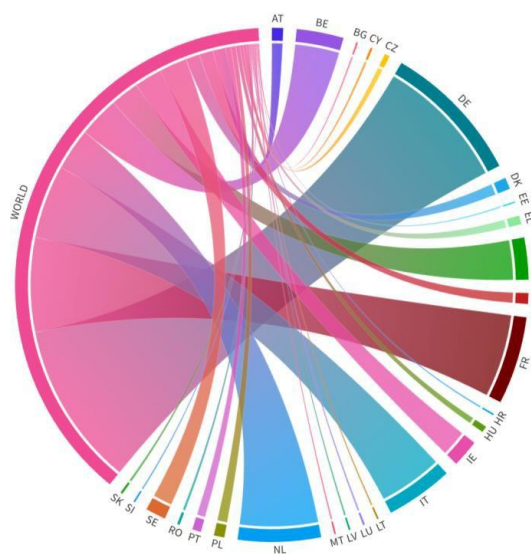
使用和弦图，我们以图形方式展示了欧洲国际贸易网络的加权入度，其中涵盖了 27 个成员国和世界其他国家，如图 2 所示。2021 年，德国、荷兰、意大利和法国代表了欧洲伙伴中贸易关系最重要的国家：就进口和出口而言，德国分别为 21.9% 和 29.1%，荷兰分别为 15.2% 和 8.6%。意大利为 10% 和 11.1%，法国为 9.5% 和 10.3%。其中，法国是唯一一个与世界其他国家贸易关系下降幅度最大的国家（进口下降 4.9%，出口下降 6.2%）。相反，一些国家（即东欧国家、荷兰和西班牙）在欧盟以外贸易总额中的相对比重有所增加。随着时间的推移，欧洲国际贸易网络的特点是欧盟以外的出口和进口之间的总体平衡：就价值而言，从世界其他地区到欧盟的进口，往往与从欧盟到世界其他地区的出口完全平衡。2021 年，欧盟国家从世界其他地区的进口占欧盟外双边贸易总额的 50.3%，价值约 5 万亿美元（附录中的表 A1）。

然后，我们通过 *HHI* 量化进口的多样化水平。国际贸易中专业化的识别与产业组织中的类似问题相同，都需要对市场力量进行理论和实证测量。在这方

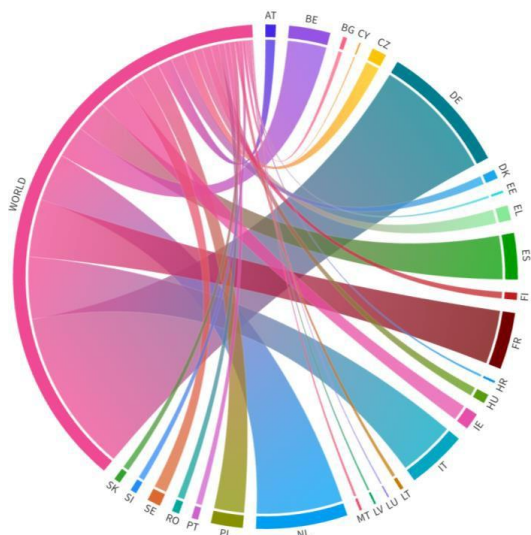
面， $HHI$ 指数就是一个典型的例子。在贸易框架中， $HHI$ 既可以应用于出口，也可以应用于进口（Magee & Magee, 2008）。和上文一样，出于同样的原因，我们只关注进口和欧盟以外的贸易，而忽略欧盟内部的贸易关系。在我们的网络中，每个链接的权重表示市场份额。这意味着进入国家*i*的链接总和等于 100%。更准确地说，假设*n*是全球所有非欧盟伙伴国的数量，在年份*t*某个欧盟国家的 $HHI$ （ $HHI_{imp}$ ）是通过将伙伴国家进口贸易的市场份额平方并相加计算的，如下所示。

图 2 和弦图：从进口角度看欧盟与世界其他地区的贸易总额

1999



2021



注：单个节点由圆形段表示，其长度从进口角度确定了一个国家在非欧盟贸易总额中的相对权重。国家之间的相互联系用弦来表示，弦的厚度或宽度与所考虑的关系的大小成正比。

我们只考虑欧洲国家从世界其他地区的进口以及欧洲国家向世界其他地区的出口（即欧盟外贸易）。

资料来源：作者对 OEC 数据的阐述。

$$HHI\_imp_i = \sum_{j \neq i} MS_j^2$$

其中  $MS_j$  表示出口国  $j$  对进口国  $i$  的市场份额。

众所周知， $HHI$  赋予市场份额较大的国家比市场份额较小的国家更大的权重，由于使市场份额平方化，因此其范围从一个国家拥有 100% 市场（垄断情况）时的最大值 10 000 到一个纯粹竞争的市场存在无限小市场份额国家时的最小值 0。然而，市场集中度只是硬币的一面。我们认为，如上文所述，还必须考虑到出口国的政治不稳定程度。这个问题可以通过使用地缘政治依赖指数（Cappelli & Carnazza, 2023）来解决，这意味着对前一个方程进行了修改，如下所示：

$$HHI\_imp\_PI_i = \sum_{j \neq i} MS_j^2 \cdot PI_j$$

其中  $PI_j$  代表出口国  $j$  的政治不稳定性。值得注意的是， $HHI\_imp\_PI$  保持了与  $HHI\_imp$  相同的含义：值接近 10, 000 表明在国际贸易市场中存在垄断，而值接近 0 则表示在国际市场上存在充分竞争。为了使结果更容易阅读，我们将原先的政治不稳定值（ $PI$ ）和调整后的政治不稳定值（ $HHI\_imp\_PI$ ）标准化为从 0 至 100。

为了考虑到非欧盟出口国的政治不稳定水平（ $PI_j$ ），我们决定将方程拆分，每年引入一个等于指数中位数的分水岭：一方面，政治不稳定程度大于 0.5（ $PI_j > 0.5$ ）的国家被认为是不稳定国家；另一方面，系数小于 0.5（ $PI_j < 0.5$ ）的国家被称为稳定国家。这一区别基于一种直觉，即对国内政治不稳定的最大影响可能来自与政治不稳定程度已经很高的国家的贸易。因此，我们可以得出以下结论：

$$HHI\_imp\_PIu_i = \sum_{j \neq i} MS_j^2 \cdot PI_{unstable_j}$$

$$HHI\_imp\_PIs_i = \sum_{j \neq i} MS_j^2 \cdot PI_{stable_j}$$

### 3. 实证分析：模型与变量

#### 3.1 基准模型

作为第一步，我们对其进行平稳性检验，以避免非平稳变量可能仅因为趋势而高度相关，尽管它们是独立的（Granger & Newbold, 1974）。在这方面，我们进行了 ADF（Choi, 2001），也允许从序列中减去平均值，以减轻横截面依赖性的影响。两个版本的测试都证实了相关变量的平稳性。

该分析基于 1999-2021 年期间观察到的欧盟 27 个国家的年度数据，我们将国内政治不稳定（ $PI$ ）与根据非欧盟出口国的政治不稳定调整的进口多样化程度（ $HHI\_imp\_PI$ ）进行了回归。我们的网络包括超过 175 个非欧盟国家和 27 个欧盟国家。估计过程是基于广义最小二乘（ $GLS$ ）估计控制面板特定的自相关结构（ $AR1$ ）和异方差和相关误差结构，以处理截面相关性可能导致的内生性和不一致估计。因此，对于每个欧洲国家，我们有以下等式：

$$PI_{i,t} = \alpha + \beta HHI\_imp\_PI_{i,t-1} + \delta' X_{i,t-1} + \gamma_i + \lambda_t + u_{i,t} \quad (*)$$

其中  $\alpha$  是常数项， $\beta$  为主回归元  $HHI\_imp\_PI$  的相关系数， $X_{i,t-1}$  为一组控制变量（参见后文），均在  $t-1$  时包含，以缓解潜在的反向因果关系问题（Reed, 2015; belleare et al., 2017）， $\gamma_i$  代表国家固定效应（控制未观察到的时不变国家特征）， $\lambda_t$  代表时间固定效应（应对特定年份可能的共同外生冲击）， $u_{i,t}$  是误差。

我们有理由认为，欧盟 27 国的政治不稳定可能会在某种程度上影响其他参与国际贸易关系的国家的政治不稳定，包括那些不属于欧盟的国家。这可能主要发生在欧盟内部贸易中，其相互贸易非常高，并且由于地理上的接近，可能会受到传染效应的影响。另一方面，对于非欧盟国家来说，至少有两个相反的论点是可以强调的。首先，将欧盟内部贸易排除在国际贸易网络之外，使我们能够肯定地克服这一内生性渠道。第二，关于欧盟外的国际贸易网络，单个欧盟国家的政治不稳定很难通过贸易渠道扩散到欧洲边界之外，因为地理距离遥远，而且与外国的总体进口相比，其出口份额通常很小。更一般地说，在大型国际网络中，与冲击传播相关的影响可能可以忽略（Jaimovich & Panizza, 2007），这限制了我们的案例中潜在的内生性问题。

$\beta$  在我们的分析中尤为重要，因为它量化了地缘政治依赖指数对国内政治不稳定的影响：一方面，如果  $\beta$  为正，则国家  $i$  进口多样化的减少和/或出口国  $j$  ( $j \neq i$ ) 政治不稳定的增加都会导致国内政治不稳定的增加；另一方面，如果  $\beta$  为负，则国内政治稳定的增加来自进口多样化的增加和/或出口国政治不稳定的减少。

根据观察到的非欧盟出口国的外部政治不稳定水平，通过拆分地缘政治依赖指数，可以进一步拓展方程。因此，我们有：

$$PI_{i,t} = \alpha + \beta_1 HHI\_imp\_PI_{i,t-1} + \beta_2 HHI\_imp\_PI_{s,t-1} + \delta' X_{i,t-1} + \gamma_i + \lambda_t + u_{i,t} \quad (**)$$

其中， $\beta_1$  为出口国政治不稳定的地缘政治依赖指数相关系数（ $HHI\_imp\_PI_{i,t}$ ），估计系数  $\beta_2$  表示与政治稳定国家的贸易关系（ $HHI\_imp\_PI_{s,t}$ ）。

### 3.2 控制变量

关于控制变量，我们的模型包括一组人口、宏观经济和财政控制变量。更详细地说，在人口统计中，我们考虑年龄抚养比，即低龄人口（15岁以下）和老年人口（65岁及以上）的总和与工作年龄人口（15-65岁）的比率。在宏观经济学维度，失业率（以失业人数占劳动力的百分比衡量）和通货膨胀率（基于消费者价格协调指数）都代表了能够捕捉商业周期影响的短期变量。在这组控制变量中，债务与国内生产总值的比率也包括在内，以捕捉那些在欧洲财政框架背景下可能影响国内政治不稳定的财政因素。

在关于政治不稳定决定因素的现有文献中，这些控制变量已被纳入。首先，年龄依赖性和人口增长旨在捕捉非工作世代（小孩和老年人）对国内政治不稳定的影响。在这方面，Urdal（2006）的实证研究表明，青年人口规模与政治不稳定之间存在显著的正相关关系。关于宏观经济决定因素，文献中通常认为，经济增长水平的提高降低了政治不稳定的可能性（Alesina et al., 1996）。此外，有几项研究考察了通货膨胀与政治不稳定之间的积极联系（Aisen & Veiga, 2006; Blanco & Grier, 2009）。最后，由于较高的债务-GDP比率使紧缩性财政政策更有可能发生（Eyraud et al., 2017），这也可能导致政府的限制性政策而增加民众不满和加剧政治紧张局势。

我们还纳入了不同欧盟国家的政治和立法领域的一些变量（Carnazza et al., 2023）。第一个变量（*elect*）是选举域，考虑采用国民议会（下议院）的选举日期。由于最大反对党的规模和权重也可能相关，我们纳入了一个基于任命和选举席位的变量（*oppseat*）。这些变量来自两个主要来源：比较政治数据集（CPDS）和政治机构数据库（DPI），前者提供了适合跨国、纵向和混合时间序列分析的国家层面的政治和机构数据集合（Armingeon et al., 2023），后者包括比较政治经济学框架中的机构和选举数据（Cesi et al., 2021）。表2中报告了实证分析中使用的所有变量的描述性统计。

表 2-描述性统计

Variable	Definition	Mean	Std. Dev.	Source
<i>PI</i>	Political instability	22.17	7.75	World Bank ( <i>Worldwide Governance Indicators</i> )
<i>HHI_imp_PI</i>	HHI on the import side adjusted for political instability	5.17	3.87	Own elaborations on OEC ( <i>Observatory of Economic Complexity</i> ) / World Bank
<i>HHI_imp_Phu</i>	HHI on the import side adjusted for political instability of politically unstable countries	17.92	12.95	Own elaborations on OEC / World Bank
<i>HHI_imp_PIs</i>	HHI on the import side adjusted for political instability of politically stable countries	4.68	2.18	Own elaborations on OEC / World Bank
<i>HHI_imp_PI_US_top3</i>	HHI on the import side adjusted for political instability if the US are among the top three exporting countries	1.80	2.79	Own elaborations on OEC / World Bank
<i>HHI_imp_PI_China_top3</i>	HHI on the import side adjusted for political instability if China is among the top three exporting countries	4.06	3.83	Own elaborations on OEC / World Bank
<i>age_dependency</i>	Age dependency (0-14 / 65+)	49.73	4.61	AMECO
<i>pop_growth</i>	Population growth rate	0.23	0.86	AMECO
<i>unemp_rate</i>	Unemployment rate	8.48	4.11	AMECO
<i>inflation</i>	Inflation (HICP)	2.6	3.65	Eurostat
<i>realGDPpc_growth</i>	Real GDP growth rate per capita	2.27	4.02	World Bank
<i>Δdebt_ratio</i>	Change in debt-to-GDP ratio	0.97	5.81	AMECO
<i>elect</i>	Election event (date of election of national parliament = 1; 0, otherwise)	0.26	0.44	CPDS ( <i>Comparative Political Data Set</i> )
<i>oppseat</i>	Largest opposition party (number of seats)	66.27	54.52	DPI ( <i>Database of Political Institutions</i> )

注：该分析基于 27 个欧盟国家在 1999-2021 年期间的 621 次观测的年度数据。

表 3 政治不稳定和贸易多样化：地缘政治方法

Dependent variable	Political Instability (PI)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Model	GLS				
Estimator	GLS				
<b>Main regressor</b>					
<i>lHHI_imp_PI</i>	0.192 *** [0.008]	0.142 *** [0.018]	0.130 *** [0.016]	0.152 *** [0.015]	0.148 *** [0.015]
<b>Demographic controls</b>					
<i>lAge_dependency</i>		0.420 *** [0.041]	0.493 *** [0.038]	0.482 *** [0.028]	0.485 *** [0.029]
<i>lpop_growth</i>		0.427 *** [0.052]	0.578 *** [0.056]	0.595 *** [0.046]	0.610 *** [0.048]
<b>Macroeconomic controls</b>					
<i>lunemp_rate</i>			0.274 *** [0.018]	0.281 *** [0.013]	0.278 *** [0.013]
<i>linflation</i>			0.161 *** [0.019]	0.173 *** [0.019]	0.169 *** [0.020]
<i>lrealGDPpc_growth</i>			-0.052 *** [0.011]	-0.043 *** [0.011]	-0.042 *** [0.011]
<b>Fiscal controls</b>					
<i>lDebt_ratio</i>				0.010 [0.006]	0.011 [0.007]
<b>Political controls</b>					
<i>lElect</i>					0.043 [0.031]
<i>lOppseat</i>					-0.003 *** [0.001]
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	594	594	594	594	594
Number of countries	27	27	27	27	27
Time period	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021
Wald chi <sup>2</sup>	***	***	***	***	***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上的显著性。GLS=广义最小二乘法（控制面板特定 AR1 自相关结构、异方差和相关误差结构）。前缀*l*代表一个滞后。

#### 4. 政治不稳定与国际贸易：主要结果

估计方程（\*）的结果如表 3 所示。当考虑具有国家和年份固定效应（第 1 列）的更简约模型（即无控制变量）时，主要回归变量（*HHI\_imp\_PI*）为正且具有统计学意义。该结果对于包括从列（2）到（5）添加的不同组的控制变量是稳健的。这意味着贸易多元化在输入政治不稳定方面很重要：根据我们的指数，随着进口多样化的减少和/或非欧盟出口国的政治不稳定增加，国内的政治不稳定也会加剧。因此，从政治非常不稳定的国家集中进口，使一个国家极易输入高度的政治不稳定。



这一结果符合贸易可能成为冲击的潜在传播者的观点，至少在暴力冲突和政治不稳定等社会经济冲击的情况下是如此。在这方面，贸易多样化确实可以减少输入政治不稳定的风险；另一方面，正如我们的研究结果所证实的那样，当依赖少数出口国时，经济体更有可能遭受政治不稳定性增加的影响（Humphreys, 2005；World Trade Report, 2021）。考虑到贸易多样化并不总是可能的（如能源产品或原材料），或者由于政治关系恶化而不可取，这一结果尤其重要。

我们的分析似乎支持这样的观点，即自由贸易可能不是政治稳定的充分条件；相反，政治稳定可能是一种环境的结果，在这种环境中，政府试图理性地解决贸易的影响，包括与“盟友”进行贸易的可能性，并避免与潜在的“敌人”或不稳定的国家进行贸易（Moon, 2000）。表 4 中的结果证实了这一因素的相关性，其中我们使用了 *HHI*，它没有根据非欧盟出口国的政治不稳定性进行调整。在所有规范中，估计系数仍然为正且具有统计学意义，但与表 3 中的系数相比，其数值较低。这一结果表明，非欧盟出口国的政治不稳定可能会对贸易产生负外部性，从而降低其对国家经济的积极影响。

关于控制变量，表 3 和表 4 中的影响是相同的。首先，我们的估计强调了人口变量（即人口增长和年龄抚养比）与国内政治不稳定之间的正相关性，如现有文献所示（例如，Urdal, 2006）。直觉告诉我们，青年人口暴增与国内武装冲突和暴力的风险增加特别相关，因为这部分人口的机会成本较低。此外，更有可能的是，人口增长放大了偏好和利益的异质性，从而导致更多的内部政治不稳定。

表 4 自由贸易多样化

Dependent variable	Political Instability (PI)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Model	GLS				
Estimator	GLS				
<b>Main regressor</b>					
<i>LHHI_imp</i>	0.055 *** [0.011]	0.031 *** [0.009]	0.048 *** [0.012]	0.048 *** [0.009]	0.045 *** [0.009]
<b>Demographic controls</b>					
<i>Lage_dependency</i>		0.466 *** [0.034]	0.513 *** [0.037]	0.513 *** [0.031]	0.518 *** [0.031]
<i>Lpop_growth</i>		0.407 *** [0.047]	0.651 *** [0.088]	0.611 *** [0.051]	0.632 *** [0.052]
<b>Macroeconomic controls</b>					
<i>Lunemp_rate</i>			0.318 *** [0.022]	0.297 *** [0.014]	0.294 *** [0.014]
<i>Linflation</i>			0.182 *** [0.017]	0.176 *** [0.019]	0.173 *** [0.020]
<i>LrealGDPpc_growth</i>			-0.067 *** [0.015]	-0.052 *** [0.012]	-0.050 *** [0.012]
<b>Fiscal controls</b>					
<i>Ldebt_ratio</i>				0.010 [0.007]	0.010 [0.007]
<b>Political controls</b>					
<i>Lelect</i>					0.055 * [0.032]
<i>Loppseat</i>					-0.003 *** [0.001]
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	594	594	594	594	594
Number of countries	27	27	27	27	27
Time period	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021
Wald chi <sup>2</sup>	***	***	***	***	***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上的显著性。GLS=广义最小二乘法（控制面板特定 AR1 自相关结构、异方差和相关误差结构）。前缀L代表一个滞后。

其次，正如预期的那样，失业率和通货膨胀在助长国内政治不稳定方面发挥着重要作用。与此同时，实际 GDP 增长往往会削弱这些动力，为收入的普遍增长可能会削弱政治紧张局势这一事实提供支持。另一方面，由于至少两个主要原因，疲弱的经济表现可能是政治不稳定的一个重要驱动因素。首先，当收入水平较低（或下降）时，个人参与抗议或反抗的机会成本减少（Grossman, 1991; Collier and Hoeffler, 2004）。第二，不利的经济条件加剧了贫困和政治不稳定，因为公民认为他们的政府无能（Ellingsen, 2000）。

最后，财政和政治控制似乎对国内政治不稳定没有统计意义上的有力影响。直觉告诉我们，贸易流量不会随着债务与 GDP 比率的变化、选举结果或反对党的重要性而发生显著变化。如果贸易流动不发生变化，对政治不稳定的间接影响就会降到最低。

#### 4.1 分样本讨论

为了支持我们的主要结果，我们通过估计方程（\*\*）将不稳定出口国（即 PI 高于 0.5）和稳定出口国（即 PI 低于 0.5）分开。表 5 中的结果显示，虽然基准模型没有显示出显著差异，但当从列（2）至（5）引入控制变量时，*HHI\_imp\_PIs* 相关系数的统计显著性消失。同时，该系数在不稳定国家情况下的显著性在所有模型中都保持一致。这意味着，与和政治上更稳定的国家进行贸易相比，来自政治上高度不稳定的国家的进口集中度的增加会显著影响国内政治不稳定。在后一种情况下，正如预期的那样，风险变得微不足道，这表明加强与已经高度不稳定的国家的贸易关系可能会导致更多的内部不稳定。换句话说，这可能意味着自由贸易的有利影响取决于与之进行贸易的国家。当与政治不稳定的国家发展（或必须发展）贸易时，必须承受负外部性，这可能会降低贸易对内部稳定的有利影响。

在极端情况下，在贸易国的政治不稳定导致贸易流动中断的情况下，贸易的所有积极影响都会消失。因此，可能存在一种政治不稳定的“空间关联”，这种关联不一定只表现在邻国之间；它可以超越物理边界，例如，通过全球价值链的崩溃或对自然资源的依赖，最终导致经济增长放缓。

表 5 政治不稳定与贸易多样化：样本分割

Dependent variable	Political Instability (PI)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Model	GLS	GLS	GLS	GLS	GLS
Estimator	GLS	GLS	GLS	GLS	GLS
<b>Main regressors</b>					
<i>LHHI_imp_Plu</i>	0.068 *** [0.004]	0.050 *** [0.006]	0.045 *** [0.006]	0.044 *** [0.006]	0.045 *** [0.006]
<i>LHHI_imp_PIs</i>	0.045 *** [0.013]	-0.012 [0.019]	0.021 [0.024]	0.020 [0.024]	0.017 [0.023]
<b>Demographic controls</b>					
<i>Lage_dependency</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Lpop_growth</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<b>Macroeconomic controls</b>					
<i>Lunemp_rate</i>			Yes	Yes	Yes
<i>Linflation</i>			Yes	Yes	Yes
<i>LrealGDPpc_growth</i>			Yes	Yes	Yes
<b>Fiscal controls</b>					
<i>Ldebt_ratio</i>				Yes	Yes
<b>Political controls</b>					
<i>Lselect</i>					Yes
<i>Loppseat</i>					Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	594	594	594	594	594
Number of countries	27	27	27	27	27
Time period	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021
Wald chi <sup>2</sup>	***	***	***	***	***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上的显著性。GLS=广义最小二乘法（控制面板特定 AR1 自相关结构、异方差和相关误差结构）。前缀*L*代表一个滞后。控制变量与表 3 中的相同。

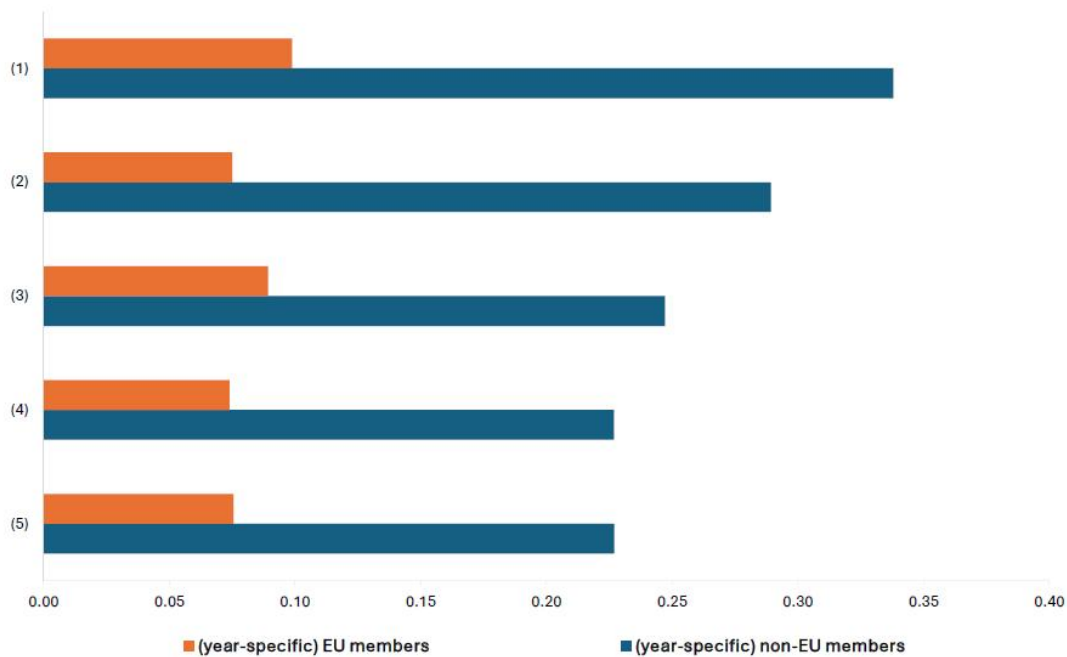
## 4.2 欧盟成员国身份

在这一点上，一个有趣的问题是，欧盟成员国身份是否能够保护成员国的国内政治不稳定不受进口多样化减少和/或非欧盟出口国政治不稳定增加的影响。换句话说，我们试图衡量欧洲国家在加入欧盟前后输入政治不稳定的风险是否不同。事实上，并非所有国家同时加入欧盟，这可能导致在与不同的非欧盟国家进行贸易时对国内政治不稳定的不同反应（Barbier-Gauchard & Mazuy, 2018）。为了处理这一问题，我们建立了两个互补的针对具体国家和具体年份的虚拟变量：（1）如果在某一年*t*，一个国家不属于欧盟，第一个虚拟变量的值为 1，表示该国家是非欧盟成员国；（2）第二个虚拟变量表示欧盟成员国的特征，将某一年*t*属于欧盟的国家赋值为 1。为了估计参与（或新进入）欧盟的多样化影响，我们将主要回归变量与两个虚拟变量进行交互。

在加入主回归函数和两个虚拟变量之间的这两种交互作用后，对基线模型的估计结果如图 3 所示，报告了衡量两组贸易影响的系数。如果一个国家在某一年属于欧盟，则与  $HHI\_imp\_PI$  的估计系数相关联的条形图面积要小于如果该国家在当年不属于欧盟的情况。因此，加入欧盟成员国俱乐部降低了输入政治不稳定的外部风险。还要注意的，这一发现在模型的不同设定中是稳健的，这取决于前面表格中包含的控制变量的存在。

简而言之，这将表明，欧盟成员国身份可能会成为抵御源自非欧盟出口国的不稳定因素蔓延的屏障。

图 3 政治不稳定和贸易多样化：欧盟的作用



注：我们比较一个国家在给定年份  $t$  是否属于欧盟的不同情况下，与  $HHI\_imp\_PI$  相关的估计系数。数字（1）、（2）、（3）、（4）和（5）指的是根据表 3 中所包含的控制变量的存在而变化的不同模型设定。

## 5. 美国和中国的作用

分析中需要考虑的另一个因素是，在考虑非欧盟出口国时，假设其可能的政治不稳定与欧盟国家的国内政治不稳定具有相同的权重可能是不合理的。具体而言，权重可能取决于国家贸易总额的大小。另一方面，事实也表明，加剧国内政治不稳定的最大因素来自政治上已经不稳定的国家。在这种情况下，值得考虑这两个方面，重点是从中国和美国的进口在从欧盟外进口总额中所起的作用。鉴于它们对国际贸易流动的重大贡献，这一作用可能比其他国家的作用更为重要。

事实上，在 1999-2021 年期间，来自中国和美国的进口平均占非欧洲进口总额的 25% 以上（附录中的图 A1）。更重要的是，这两个国家呈现出相反的趋势：一方面，中国对欧盟国家的出口份额急剧增加（从 1999 年的 5.3% 增加到 2

021年的21.9%)；另一方面，美国的份额大幅下降（从1999年的15.7%降至2021年的10.5%）。此外，随着时间的推移观察其政治不稳定性（附录中的图A2），可以看出，在观察期间，中国的PI数值总是高于美国。在过去的几年里（即2018年之后），两国的政治不稳定性都呈上升趋势。

因此，关注美国和中国在纳入政治不稳定因素考虑的进口集中度方面的总体影响似乎尤为重要，以检查与这些国家的贸易是否可能改变迄今获得的结果。为此，我们考虑了这两个国家的政治不稳定和贸易份额对欧盟国家国内政治稳定的综合影响。

在操作上，我们在方程中引入了主回归元 $HHI\_imp\_PI$ 的不同设定，它通过与特定国家和特定年份的虚拟变量的交互，来分别考虑美国和中国。具体来说，第一个虚拟变量是为美国构建的，在给定年份和特定欧洲国家中，如果美国是前三大出口国之一，则该变量取值为1（ $dummy\_US\_top3$ ）；第二个虚拟变量以同样的方式构建，但用于中国（ $dummy\_China\_top3$ ）然后，我们可以分离出那些来自美国和中国的贸易在欧盟国家政治不稳定的潜在传导机制中发挥重要作用的 $HHI\_imp\_PI$ 。我们想要了解，如果我们单独观察美国和中国向欧洲国家出口更多的那些年份，其对国内政治不稳定的影响是否与我们主要回归变量的总体估计值不同。两个新的回归变量可以采取如下定义，即 $HHI\_imp\_PI_i$ 与两个虚拟变量分别交互：

$$HHI\_imp\_PI_i\_US\_top3 = HHI\_imp\_PI_i \cdot dummy\_US\_top3$$

$HHI\_imp\_PI_i\_China\_top3 = HHI\_imp\_PI_i \cdot dummy\_China\_top3$  估算结果见表6（前三大出口国中包括美国）和表7（前三大出口国中包括中国）。当美国是三大贸易伙伴之一时，新主回归元（由 $HHI\_imp\_PI$ 和 $HHI\_imp\_PI\_US\_top3$  相加给出，在统计显著时）的估计系数低于表3中的基准模型的估计系数。当中国属于前三大出口国时，得到相反的结果：当对系数 $HHI\_imp\_PI$ 和 $HHI\_imp\_PI\_China\_top3$ （如果统计上显著）相加时，与表3中的基准模型相比，非欧盟出口国要么出现了更大的进口集中，要么出现了更大的政治不稳定（或两者都有）。这意味着中国发生的波动，可能会显著导致主要与其进行贸易的欧洲进口国的政治不稳定性。

表 6 政治不稳定与贸易多样化：美国的作用

<i>Dependent variable</i>	<i>Political Instability (PI)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Model</i>					
<i>Estimator</i>	GLS	GLS	GLS	GLS	GLS
<b>Main regressors</b>					
<i>l.HHI_imp_PI</i>	0.214 *** [0.013]	0.158 *** [0.021]	0.177 *** [0.019]	0.175 *** [0.016]	0.172 *** [0.016]
<i>l.HHI_imp_PI_US_top3</i>	-0.048 *** [0.009]	-0.051 *** [0.013]	-0.053 *** [0.014]	-0.047 *** [0.008]	-0.046 *** [0.008]
<b>Demographic controls</b>					
<i>l.age_dependency</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>l.pop_growth</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<b>Macroeconomic controls</b>					
<i>l.unemp_rate</i>			Yes	Yes	Yes
<i>l.inflation</i>			Yes	Yes	Yes
<i>l.realGDPpc_growth</i>			Yes	Yes	Yes
<b>Fiscal controls</b>					
<i>l.ddebt_ratio</i>				Yes	Yes
<b>Political controls</b>					
<i>l.elect</i>					Yes
<i>l.opposeat</i>					Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	594	594	594	594	594
Number of countries	27	27	27	27	27
Time period	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021
Wald chi <sup>2</sup>	***	***	***	***	***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上的显著性。GLS=广义最小二乘法（控制面板特定 AR1 自相关结构、异方差和相关误差结构）。前缀*l*代表一个滞后。控制变量与表 3 中的相同。

表 7 政治不稳定与贸易多样化：中国的作用

<i>Dependent variable</i>	<i>Political Instability (PI)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Model</i>					
<i>Estimator</i>	GLS	GLS	GLS	GLS	GLS
<b>Main regressors</b>					
<i>l.HHI_imp_PI</i>	0.222 *** [0.023]	0.144 *** [0.021]	0.137 *** [0.022]	0.166 *** [0.020]	0.159 *** [0.021]
<i>l.HHI_imp_PI_China_top3</i>	-0.044 *** [0.011]	-0.001 [0.014]	-0.016 [0.015]	-0.022 * [0.013]	-0.019 [0.013]
<b>Demographic controls</b>					
<i>l.age_dependency</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>l.pop_growth</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<b>Macroeconomic controls</b>					
<i>l.unemp_rate</i>			Yes	Yes	Yes
<i>l.inflation</i>			Yes	Yes	Yes
<i>l.realGDPpc_growth</i>			Yes	Yes	Yes
<b>Fiscal controls</b>					
<i>l.Δdebt_ratio</i>				Yes	Yes
<b>Political controls</b>					
<i>l.elect</i>					Yes
<i>l.opseat</i>					Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	594	594	594	594	594
Number of countries	27	27	27	27	27
Time period	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021	1999-2021
Wald chi <sup>2</sup>	***	***	***	***	***

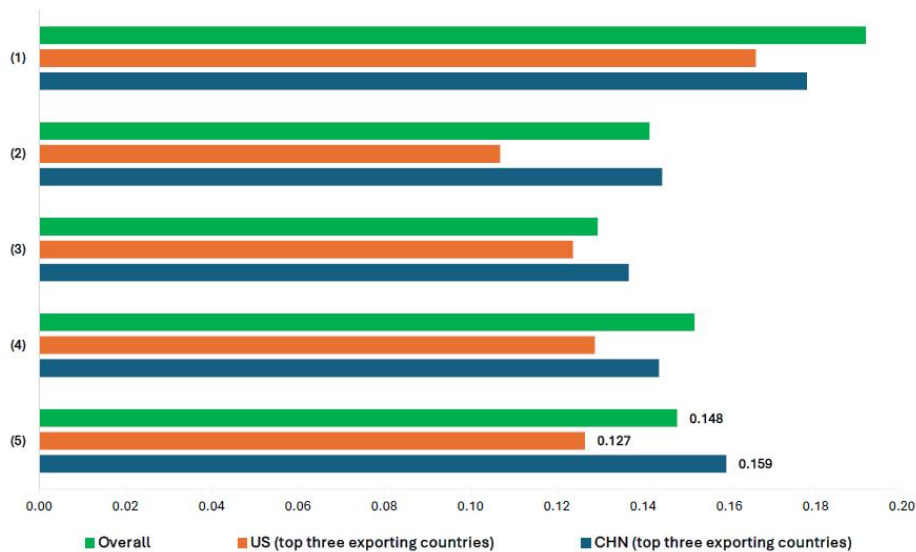
注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上的显著性。GLS=广义最小二乘法（控制面板特定 AR1 自相关结构、异方差和相关误差结构）。前缀*l*代表一个滞后。控制变量与表 3 中的相同。

图 4 很好地描述了之前的发现，它通过直观比较不同的影响，总结了与主要回归变量相关的估计系数，以及将美国和中国纳入前三个出口国的备选方案。当关注来自美国的贸易时，相对于欧盟国家的国内政治不稳定，进口集中和出口国政治不稳定增加的影响降低了。从经济角度来看，这可能意味着来自美国的贸易对降低国内政治不稳定有积极影响，因为其在国际贸易网络中的重要地位降低了地缘政治依赖指数的影响。

另一方面，中国作为整体网络中的最大出口国，在调整了出口国的政治不稳定性后，贸易集中度的系数显著更高，影响范围更广。这对于第（5）列的说明特别有效，它代表了包括所有控制的最全面的模型，表明中国最终在欧盟框架内影响国内政治不稳定方面发挥着重要作用。



图 4 政治不稳定和贸易多样化：美国和中国的作用



注：我们比较了表 3（总体）、表 6（前三大出口国为美国）和表 7（前三大出口国为中国）中主回归元（ $HHI\_imp\_PI$ ）的估计系数。数字（1）、（2）、（3）、（4）和（5）是根据不同组合的控制变量而不同的结果，控制变量参考表 3。

综上所述，这一结果表明，中国和美国在国际贸易网络中的角色可能会对外部政治紧张对国内政治不稳定的传导机制产生不同的影响。同时再次表明，与政治上已经高度不稳定的国家的贸易关系也会增加输入政治不稳定的风险。

## 6. 结束语

我们的分析强调，评估地缘政治风险对于维持欧盟内部的经济和政治稳定至关重要，而贸易本身可能并不始终有益。我们对国际贸易和政治稳定的影响进行了新的阐述，通过考虑任何特定国家的进口多样化程度与其贸易出口国的政治不稳定之间的基本相互作用，对已有文献（Goldstone et al. 2010; Nayef & Willoughby, 2017）进行了补充。

通过遵循这一方法，我们的研究结果证实，如果来自世界其他地区的进口不是非常集中，并且来自政治上更稳定的国家，贸易关系可以减少国内政治不稳定。美国和中国的案例表明，并非所有的贸易都是相同的贸易，当与政治上更不稳定的国家进行贸易时，就会产生一种负外部性，即政治不稳定的输入。这些发现可能产生的政策启示是，欧盟国家应使其贸易关系多样化，并更多地与政治上稳定的伙伴接触，以减轻从国外输入政治不稳定的风险。另一个较长期的观点是，欧洲国家应参与投资于那些可能削弱其对特定国家、特定产品和可贸易商品的经济依赖的生产线。当然，投资生产对欧洲经济并不重要的商品并没有什么好处。然而，对某些产品（例如，某些能源或半导体）而言，放松贸易依赖（现在可能不太方便）在未来可能更有意义。

最后，进一步的研究应致力于探索贸易以外的其他方面，如外国直接投资和经济援助，以了解和评估其对国内政治稳定的影响（见 Aiyar et al., 2024）。

此外，可以提供 2021 年后的纵向分析，以考察全球变化中贸易与政治不稳定关系的演变性质。

---

本文原题名为 "Political instability and international trade in the European Union: A network-based approach"。作者为 Giovanni Carnazza, Paolo Liberati, Agnese Sacch 三人。Giovanni Carnazza 任职于比萨大学经济与管理系，Paolo Liberati 任职于罗马第三大学经济系，Agnese Sacch 任职于乌尔比诺大学经济、社会与政治系。本文于 2024 年 11 月发布 discussi paper。单击此处可以访问原文链接。

---

## 新疫情时代七国集团经济体通胀的“三重冲击”

Joseph E. Gagnon、Asher Rose/文 王悦人/编译

导读：“新冠疫情时代”的通货膨胀是由三种冲击的独特组合所驱动的：首先，大量与疫情相关的需求模式转变和供应中断导致耐用消费品的价格飙升。第二，俄乌冲突造成了40年来最大的全球大宗商品价格飙升，主要影响了食品和汽油等非耐用用品的价格。第三，针对疫情衰退所采取的强有力的货币和财政应对措施导致劳动力市场趋紧，从而推高了服务价格。本文估计了七国集团各经济体消费价格构成的模型，以记录这些冲击的传导过程。截至2023年，前两种冲击已经基本消退，促使整体通胀从2022年的峰值显著下降。然而，进入2024年，大多数G7经济体的劳动力市场至少保持适度紧张状态，导致服务业通胀仍然明显高于疫情前的水平。编译如下：

### 引言

2021-2022年间，通货膨胀率在发达经济体以及许多新兴和发展中经济体飙升至40年来的最高水平。中央银行和私人预测机构几乎普遍未能预测到这一激增。如今，经济学家们正致力于理解是什么导致了新冠疫情时代的通货膨胀，以及为什么它如此难以预见。

本文通过对消费的三个主要组成部分（耐用品、非耐用品和服务）分别建立通胀模型来探讨这些问题。研究的重点是主要的发达经济体，即G7国家。结果突出了三个重要且独立的通胀驱动因素，因此我们称之为“三要素”，每个要素集中在通货膨胀的不同组成部分。按时间顺序排列，它们是：（1）大量与疫情相关的需求和供应中断，主要影响耐用品；（2）俄乌冲突导致的全球大宗商品价格冲击，主要影响非耐用品；以及（3）紧缩的劳动力市场，这是新冠疫情早期阶段积极的货币和财政政策刺激的遗留问题，主要（但不完全）影响服务业。

我们发现，后两种冲击通过一个标准模型提高了通胀（在该模型中，通胀对紧缩的劳动力市场以及上涨的大宗商品和进口价格做出反应）。我们还发现了一些证据，显示失业率对通胀有非线性的影响，不过这种非线性效应并不特别异常，因为其理论基础可以追溯到A.W. Phillips在1958年的开创性研究。

标准模型不能很好地解释第一组与疫情相关的冲击的影响。新冠疫情促使消费从餐饮和旅游等服务转向汽车和家具等耐用品，尤其是在美国，这种需求的转移导致了生产瓶颈问题，并暴露了生产商在应对需求大幅增长时所面临的困难。此外，工厂停工和航运混乱可能也是导致耐用品价格高企的原因之一。也许最重要的是，由于担心经济长期衰退，汽车制造商在疫情初期取消了半导体订单。结果，经济衰退是短暂的，汽车需求迅速反弹，导致汽车供应严重短缺，从而大幅推高了汽车价格。

在很大程度上，新冠疫情时代的通货膨胀反映了一种极为罕见的多种异常冲击的组合。传统的宏观经济通胀模型可以解释大部分通胀激增的现象。然而，特定领域的需求和供应冲击相当大，导致了一些整体性影响。这些影响不能很

好地用标准模型来解释。新冠时代的通货膨胀与 1950-51 年朝鲜战争期间的通货膨胀激增有一些相似之处，当时也出现了对于耐用品需求的大幅增长，并且通胀在失业率没有上升的情况下迅速回落（Gagnon & Rose, 即将出版）。

随着大宗商品价格回到历史区间，耐用品需求减弱，以及半导体供应充足，非耐用品和耐用品的通胀已经大幅下降。然而，紧张的劳动力市场使得一些经济体的服务通胀率居高不下，其中最突出的是美国。

### 先前的研究

世界各地对新冠疫情时代通胀原因的研究呈爆炸式增长。研究结果在一定程度上因所考察的年份和经济体的不同而有所差异。但是，本文所述的“三要素”得到了广泛的支持。有关新冠疫情期间需求和供应链中断影响的证据，见 Brooks & Orszag（2023）、Comin et al.（2023）、Koch & Noureldin（2023）以及 Firat & Hao（2023）。关于商品价格冲击影响的证据，见 Hansen et al.（2023）、Firat & Hao（2023）以及 Ha et al.（2023）。有关财政政策和劳动力市场紧缩的影响的证据，则可以参考 Koch & Noureldin（2023）以及 Jorda & Nechio（2023）的研究。

一个有趣的结果是，人们对失业率或其他劳动力市场指标与通胀之间可能存在的非线性关系重新产生了兴趣，这种关系有时被称为非线性菲利普斯曲线（Benigno & Eggertsson, 2023；Gudmundson et al., 2024）。着眼于美国，Laurence Ball et al.（2022）建议用职位空缺与失业人数的比率来替代菲利普斯曲线中的失业率。通过将失业率放在分母位置，这种设定在两者的关系中引入了一定程度的非线性。作者们更进一步，将职位空缺-失业比率的平方和立方都包括在内，他们认为这有助于解释核心通胀，因为这允许在两者关系中体现更大的曲率变化。

在随后的一篇论文中，Leigh & Mishra 与 Mai Chi Dao & Pierre-Olivier Gourinchas（2024）合作，并在一个广泛的经济样本中对核心通胀进行建模，允许包括职位空缺-失业比率的平方和立方。Ball et al.（2022）和 Dao et al.（2024）研究的独特之处是这些研究将通胀分为两个部分：（1）以通胀基本组成部分的加权中位数表示的核心通胀，以及（2）整体通胀和核心通胀之间的差距。总体而言，整体通胀与核心通胀之间的差距主要由商品价格冲击以及部分与疫情相关的供需冲击驱动，而核心通胀则主要反映了劳动力市场状况，并包含了来自上述差距冲击的溢出效应。

关于新冠时代通货膨胀最广泛引用的研究之一是 Ben Bernanke & Olivier Blanchard（2023）对美国通胀的分析。在随后的一篇文章中，Bernanke & Blanchard（2024）总结了其他 10 个发达经济体的中央银行之间的协调研究项目的结果。这些研究估计了价格通胀、工资通胀、短期通胀预期和长期通胀预期的小型模型。研究结果表明，通胀始于与疫情相关的关键商品短缺，以及俄乌

冲突引发的全球大宗商品价格冲击。随着这些冲击逐渐减弱，通胀也有所回落。但是，在大多数经济体中，劳动力市场已经趋紧或依然紧张，这导致了通胀在多数经济体中持续超过其目标水平。正如 Ball et al. 的研究、Bernanke 和 Blanchard 以及他们的合作者在其工资菲利普斯曲线中也使用了职位空缺-失业比率，但没有进一步引入非线性转换。

本文与 Bernanke 和 Blanchard 的多国研究项目以及 Ball、Leigh 和 Mishra 及 Dao 等人论文关于新冠疫情时代通胀的主要驱动因素的基本结论一致。然而，与这些研究不同的是，我们按消费类型对通胀进行细分，使我们能够追踪通过耐用品体现的需求转移和供给冲击，通过非耐用品体现的大宗商品价格冲击，以及通过服务体现的劳动力市场紧张状况。除了 Bernanke-Blanchard 供应短缺变量外，我们还发现，在某些经济体中，疫情期间消费者需求向耐用品的转变也在耐用品通胀中起到了显著的作用。

### 1995-2023 年七国集团经济体的通货膨胀率

2021-22 年，全球许多经济体的通胀率飙升至 40 年来的最高水平，其中包括主要的发达经济体，即七国集团。在 2023 年期间，大多数 G7 经济体的通货膨胀率明显下降，但截至 2024 年初，通胀率仍未达到 2021 年之前的水平。

图 1 中的黑色实线显示了从 1995 年到 2023 年七国集团每个经济体的个人消费支出（personal consumption expenditures, PCE）价格指数的四个季度变化率。许多其他研究则专注于消费者价格指数（consumer price index, CPI）或调和消费者物价指数（Harmonized Index of Consumer Prices, HICP）。这三种通胀衡量标准在 2021-22 年都大幅上升，并在 2023 年回落。

图中的彩色柱形分别显示了耐用品、非耐用品和服务这三类支出对通胀的贡献。当所有组成部分对通胀的贡献均为正时，实线位于堆叠柱形的顶部。当通胀为正但某些因素影响为负时，实线位于柱形图的顶部下方。数据呈现出三种明显的模式。首先，从相对较大的粉色阴影区域可以看出，除日本外，平均而言，服务价格往往是对通胀的最大贡献者。其次，高度波动的非耐用品价格是整体通胀变化的主要驱动因素，因为整体通胀的起伏往往与绿色区域的起伏一致。第三，耐用品价格平均而言是对通胀贡献最小的部分，并且经常有负贡献，这反映了耐用品价格的实质性下降，如图中深蓝色区域所示。非耐用品价格在 2021-22 年的通胀飙升中尤为重要。自 1995 年以来，耐用品价格在 2021 年和 2022 年期间也对通货膨胀做出了最大的正贡献。

表 1 总结了新冠疫情期间和之后（2020-2023 年）的通胀激增情况，并将其与疫情前的四年期间（2016-2019）进行了比较。在 2020 年之前的四年里，所有这些经济体的通胀率都低于它们 2% 的通胀目标。除日本外，所有经济体都在 2020 年开始的四年里超过了通胀目标。在某些情况下，通胀率甚至是其目标水平的两倍以上。

与 2016-19 年相比，商品价格（耐用品和非耐用品）在 2020-23 年的累计通胀增长中贡献了大约一半（法国、英国）到超过四分之三（日本）。考虑到这些经济体中消费者支出的一半或更少是用于商品上，而一半或更多是用于服务上（表 1 的最后三行），这一现象尤为值得注意。

图 1 显示了这些经济体中随时间推移的共同模式。2020 年，商品通胀为零或负值，服务通胀非常低。2021 年和 2022 年，商品通胀激增，服务通胀则稳步上升。2023 年，商品通胀大幅回落，而服务通胀保持不变或略有下降。日本也遵循了这一共同模式，但其通胀的升幅和降幅都要小得多。

这些经济体之间的一个微小差异是，加拿大和美国的通胀早于 2022 年第二季度达到峰值。而在其他 G7 经济体中，通胀则是在 2022 年底或 2023 年初达到峰值。接下来的三个小节分别探讨了新冠疫情时期通胀三要素的每个组成部分。

### 耐用品需求和供应链冲击

耐用品是最小的消费类别，通常价格平稳甚至下降，因为随着时间的推移，它们的生产率提高最大。因此，在 1995-2019 年期间，耐用品对通胀的平均贡献在所有 G7 经济体中几乎可以忽略不计，除了日本，它们对总体通胀的负贡献为 0.4 个百分点。

在 2020-2023 年期间，耐用品价格飙升，几十年来首次对通货膨胀做出了微小但显著的正向贡献（见图 1）。一个包含失业率和商品价格的传统通胀模型无法解释耐用品价格的激增。另外两个因素似乎起到了重要作用。

首先，在疫情期间，消费者需求从服务转向耐用品，因为消费者避免了对飞机、餐馆和酒店的消费，转而购买家具、家电和车辆。这种转变在美国最为明显和持久。

耐用品需求的激增将一些行业推到了产能极限，并凸显了生产中的瓶颈问题。供应的限制导致价格上涨，其幅度远远大于从产能过剩开始的类似需求转变所带来的价格上涨。换句话说，价格调整过程是非线性的（参见 Gagnon & Collins, 2019; Forbes et al., 2022）。

图 2 描绘了 G7 经济体在耐用消费品上的实际（经通胀调整后）支出的四个季度变化。除德国和日本外，其他国家在 2021 年都出现了大幅增长。然而，在加拿大、法国、意大利和英国，这一大幅增长是在 2020 年的大幅下降之后出现的。只有在美国出现了大幅增长，并且这种增长并不主要是对之前大幅下降的逆转。直至 2023 年，美国在耐用品上的实际支出水平持续高于其历史趋势这与其他 G7 经济体的情况不同。

耐用品价格的第二个重要驱动因素是与疫情相关的生产和运输的普遍中断，这暂时降低了生产和运输耐用品的能力。由于担心全球经济衰退将大幅减少汽车需求，几乎所有全球汽车制造商都取消了 2020 年的半导体订单，这一历史性错误加剧了这些中断对价格的影响。结果，2020 年的经济衰退是短暂的，支出

的减少集中在服务上，而不是耐用品上，这与传统的商业周期形成了鲜明的对比。其结果是，汽车制造商发现自己在 2021 年和 2022 年极度缺乏制造新车的部件。

有几种衡量供应链中断的指标，如纽约联邦储备银行的全球供应链压力指数（Global Supply Chain Pressure Index, GSCPI）和供应管理协会的供应商交付时间指数。这类指标的一个关键问题是，积压和延迟可能反映了供应不足或需求过剩。Phil Levy（2024）指出，2021 年和 2022 年的海运延迟更多是由于需求强劲，而非航运能力或美国港口运力下降所致。GSCPI 试图通过剔除与 ISM 采购经理人指数的“新订单”和“采购数量”子成分相关的变动来控制需求方面的影响。然而，调整后的序列仍然显示出在 2001 年和 2008-09 年的经济衰退期间供应链压力有显著下降，这表明需求因素并未完全排除。

Bernanke & Blanchard（2023）建议使用对单词“shortage”（短缺）的 Google 搜索频率作为指标。我们选择在英语国家中对术语“chip shortage”（芯片短缺）进行更窄范围的搜索，并在其他 G7 国家尝试了各种替代方案。我们更倾向于选择一个略窄的搜索范围，因为对买家来说，强劲的需求可能会被误认为是短缺。通过关注半导体短缺，我们的衡量标准更多地局限于汽车生产商的错误和半导体供应状况，尽管我们不能完全排除需求因素的影响。在任何情况下，即使我们使用 Bernanke & Blanchard 的指标，结果也不会有太大变化。

图 3 显示了谷歌关于“芯片短缺”或在非英语国家中最优替代词的搜索频率。这些数据来自从 2004 年开始的谷歌趋势。在以下的回归分析中，较早年份的数据被设置为零。

表 2 显示了 1995 年第一季度至 2023 年第四季度期间耐用品通胀回归分析的结果。劳动力市场变量在大多数经济体中并不显著，因此不包括在内。

$$\Delta PD_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \rho_i \Delta PD_{t-i} + \sum_{i=0}^1 (\beta_i \Delta PE_{t-i} + \gamma_i \Delta PF_{t-i} + \delta_i \Delta PIM_{t-i}) + \theta \text{CHIPSHORT\_US}_t + \sum_{i=0}^3 \sigma_i \Delta CD_{t-i}$$

$\Delta$  表示年度百分比变化。请注意，这些是一个季度的变化，不同于图 1 中显示的四个季度的变化。PD 是耐用品的价格指数。PE 是能源的价格指数。PF 是食品价格指数。PIM 是商品和服务进口的价格指数。PE、PF 和 PIM 是相对于 GDP 平减指数来表示的。进口价格通胀也按名义进口额与名义 GDP 的比率来表示。对于每个国家，美国对“芯片短缺”的搜索结果与本国搜索结果的系数和方程拟合基本相同，表 2 中使用了这一变量。CD 代表消费者在耐用品上的实际支出。

为了节省篇幅，表 2 给出了每个变量的系数之和。滞后的耐用品通胀系数之和是适中的；0.4 的数值大致是这些经济体的中值，这意味着对通胀的大部分冲击在两到三个季度后已经消散。日本的数值较大，可能说明模型的拟合度较差，特别是芯片短缺和实际耐用品需求项的符号有误，因此被剔除。法国滞后系数之和为负值可能是由 2020 年耐用品通胀的异常值较大造成的（如图 4 所示）。

能源和食品价格系数通常为正则较小。偶尔出现的能源、食品或进口的负系数可能反映了各项之间的相互作用，因为进口可能包含大量的食品或能源。

芯片短缺变量在美国最为重要，其次是英国、德国、加拿大和法国。在意大利和日本，该变量为负且不显著，因此在最终的回归分析中被排除。

除法国、日本和英国外，耐用消费品实际支出的增长率在所有地方都有正向影响，此外，这一影响在法国、日本和英国并不显著，因此在最终回归中被剔除。在意大利和美国，这一变量在统计上接近显著，而在加拿大和德国，该变量的系数很大，但不显著。

图 4 中的彩色柱形部分显示了以下因素对耐用消费品通胀的估计影响：（1）初始条件，（2）食品、能源和进口价格，（3）芯片短缺，以及（4）实际耐用品需求的增长。计算始于 2020 年第一季度，并且自变量的影响是基于其在 2020 年第一季度及之后的值。初始条件被定义为耐用品通胀的样本均值加上 2020 年第一季度之前几个季度右侧变量偏离样本平均值的滞后效应。对于其他变量的影响，我们从 2020 年第一季度起，根据它们与样本平均值的偏差乘以各自的系数进行计算，并从 2020 年第二季度开始纳入这些影响的滞后动态效果。换句话说，能源价格一个季度的冲击对耐用消费品通胀的影响将持续一个季度以上，这取决于通胀的滞后系数是否显著不为零。

黑色实线是耐用品价格的年化季度变化率。黑色虚线是彩色柱形的贡献总和，等于表 2 中估计的模型的拟合值。图 4 显示，除日本和法国在 2020 年第三季度的异常值外，模型拟合值捕捉到了这些经济体耐用品价格飙升的大部分情况。

芯片短缺变量对解释加拿大、德国、英国和美国的耐用消费品通胀尤为重要。2020 年和 2021 年，耐用品实际支出的增长对加拿大、德国、意大利和美国有显著帮助。在法国、意大利和日本，商品和进口价格尤其重要。

### **2022 年全球大宗商品价格冲击与非耐用品通胀**

2022 年 2 月俄乌冲突爆发引发了数十年来最大的全球商品价格冲击。2022 年，七国集团各经济体的食品和能源价格的四季度变化激增，达到自 20 世纪 80 年代初或 70 年代末以来的最高水平（参见图 5）。这些通胀率在大约四个季度内保持高位，而在一些较早的峰值中，如 2008-09 年期间，价格上涨迅速逆



转，因此造成的持续性通胀和经济损失较小。本小节显示，这些全球性冲击是非耐用品价格通胀最重要的驱动因素。

在俄乌冲突爆发后，欧洲的 G7 经济体和日本通过补贴供应商以降低能源价格，以及通过向家庭提供补助或税收返还的方式，对消费者的能源支出进行了补贴。这些经济体之间的能源通胀差异反映了它们在能源补贴方法上的不同，以及各自经济中使用的能源组合的不同。美国和加拿大没有采取任何直接措施来补贴能源，但它们的天然气市场在很大程度上与全球市场分离，这有助于限制俄罗斯天然气供应中断对北美整体能源价格的影响。

与能源价格通胀相比，食品价格通胀要低得多，波动也较小，但仍大幅上涨。德国和英国的食品价格涨幅最大，但这些经济体之间的食品通胀差异相对较小。

劳动力市场同样影响着非耐用品的通胀。传统的菲利普斯曲线描述了失业率对通胀的负面影响，因为过剩的劳动力和经济中的闲置资源会对价格产生下行压力。对疫情期间自然或均衡失业率行为的担忧（源于学校关闭、对新冠疫情的恐惧和失业保险的临时增加）对使用简单的菲利普斯曲线和失业率来模拟通货膨胀提出了挑战。美国和加拿大比其他国家更严重地依赖失业福利系统来提供疫情援助，并且美国学校关闭的时间比其他经济体更长。这些因素可能在 2020 年实际失业率飙升的同时推高了自然失业率，并且可能需要两到三年的时间才能使自然失业率恢复到疫情前的水平。

为了回应这些担忧，许多研究人员将高职位空缺率作为劳动力市场紧张的指标，即使失业率并不是特别低。可能存在的情况是，未被观测到的自然失业率的上升同时导致了失业率和职位空缺率的增加。

Bernanke & Blanchard (2023)、Ball et al. (2022) 以及其他研究人员在将空置率与失业率的比率作为劳动力市场紧张的指标纳入传统的菲利普斯曲线方面取得了一些成功。职位空缺与失业的比率对通胀有正向影响，因为较高的比率表明劳动力市场更紧张（即更多的职位空缺和更少的失业人员）。

图 6 显示，在除意大利以外的所有 G7 经济体中，失业率都处于或接近 30 年来的最低点。在空置率数据历史悠久的经济体中，2022 年的职位空缺率处于或接近 30 年来的最高水平。但加拿大、德国、英国和美国的空置率在 2023 年有所下降（我们无法获得法国和意大利几年以上的空置率数据）。总体而言，大多数 G7 经济体的劳动力市场似乎相当紧俏，其中美国在 2022 年的职位空缺率特别高，显示出非常紧张的劳动力市场，尽管自那时以来已经有所缓解，但劳动力市场相对于过去 30 年而言仍然紧张。

这些经济体的非耐用品价格主要由食品和能源价格以及劳动力市场变量来解释。表 3 显示了 1995 年第一季度至 2023 年第四季度期间非耐用品通胀的回归结果。

$$\Delta PN_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \rho_i \Delta PN_{t-i} + \sum_{i=0}^1 (\beta_i \Delta PE_{t-i} + \gamma_i \Delta PF_{t-i} + \delta_i \Delta PIM_{t-i}) + \mu_0 UN_t + \mu_1 \Delta UN_t + \theta UN\_LOW_t$$

PN 是非耐用品的价格指数。UN 是失业率。UN\_LOW 为零，除非 UN 低于其经济特定的第 25 百分位值，在这种情况下，UN\_LOW 为 UN 减去第 25 百分位值。当失业率特别低时，这一变量允许失业率对通货膨胀有更强的非线性影响。其他变量与前文一致。

在回归分析中，我们不是使用当前和滞后的失业率水平，而是基于当前失业率水平及其变化来设定模型。失业率水平的系数反映了失业对通货膨胀的长期影响，而失业率变化的系数则反映了短期影响。值得注意的是，如果滞后通胀系数（ $\rho_i$ ）为正，那么即使是暂时的影响也可能具有持续性。

每个经济体的滞后非耐用品通胀系数总和都小于 0.2，这表明在任何冲击后通胀都会迅速回到平均通胀水平，这与对未来通胀的相对稳定预期以及短暂的价格调整过程是一致的。

能源、食品和进口价格系数的总和通常为正值，而且往往具有很强的显著性。在某些情况下，负系数可能反映了各项之间的相互作用，因为进口可能包括大量的食品或能源。

使用职位空缺率与失业率的比率（V/U）而非失业率（UN）对非耐用品通胀进行回归分析，在日本和美国得到了更高的  $R^2$  值，结果如表 3 所示。在这些情况下，UN\_LOW 在统计上不显著，因此被排除。需要注意的是，V/U 本身已经包含了非线性元素，因为分母中的低失业率会对比率值产生巨大的影响。

在加拿大、德国和英国，使用失业率（包括超低失业率的非线性项）的模型比具有 V/U 的回归模型具有更高的  $R^2$ ，如表中所示。我们无法找到法国和意大利职位空置率的历史时间序列数据，因此用这两个经济体的失业率来报告结果。

就加拿大、法国、德国和英国而言，失业率对非耐用品通胀的主要影响来自于失业率变化的系数，该系数始终具有正确的（负）符号，除意大利外，该系数在其他地方都很大，并且在加拿大具有统计显著性。失业率水平的系数很小，而且不显著。超低失业率的额外非线性效应符号正确，并且在几个经济体中很大，但仅在德国具有统计显著性。

对于美国和日本来说，V/U 水平的系数确实为正，而且对美国而言非常显著。在这两个经济体中，V/U 变化的系数也是正的，而且非常显著，这意味着空缺/失业比率对通胀既有正向的长期影响，也有强烈但暂时的“速度限制”效应，即比率变化带来的短期影响。

图 7 中的彩色柱形显示了自 2019 年以来，（1）初始条件，（2）食品、能源和进口价格，以及（3）劳动力市场状况对非耐用品通胀率的估计影响。初始

条件的影响（柱状图的深蓝色部分）主要反映了非耐用品通胀率的历史平均值，并且在最初的几个季度里，仅显示出微小的偏差，这些偏差源自 2020 年前通胀率的滞后效应。柱状图的中绿色部分代表了商品和进口价格在 2020 年下降，然后在 2021 年和 2022 年以快于历史平均水平的速度上升对非耐用消费品通胀的贡献。

柱状图的粉色部分代表 2020 年初劳动力市场疲软的影响，以及 2022 年和 2023 年紧张的劳动力市场的影响。虚线是三个彩色柱状部分的总和，等于模型的拟合值；当所有三个贡献均为正时，它与柱形顶部相吻合。

图 7 显示，商品和进口价格效应是这一时期非耐用品价格（黑色实线所示）的主要驱动因素。劳动力市场效应在加拿大、日本和美国最为明显，而在意大利和英国最不明显。值得注意的是，后两个经济体的规模要大得多，它们的商品价格和耐用品通胀涨幅最大。总体而言，传统的非线性菲利普斯曲线模型可以解释这些经济体中非耐用品通胀的大部分下跌、上涨和随后的下跌。

### 劳动力市场和服务价格

服务价格对 2021-22 年通胀激增的贡献晚于商品价格。这可能是七国集团所有经济体劳动力市场紧张的结果，但意大利可能是个例外。劳动力成本在服务价格中所占的比例要比在商品价格中所占的比例高得多。尽管服务很少或根本没有实物形态，但由于其在运输和餐饮等行业中作为投入品扮演着重要角色，商品价格可能非常重要。

表 4 显示了 1995 年第一季度至 2023 年第四季度期间服务通胀的回归结果。

$$\Delta PS_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \rho_i \Delta PS_{t-i} + \sum_{i=0}^1 (\beta_i \Delta PE_{t-i} + \gamma_i \Delta PF_{t-i} + \delta_i \Delta PIM_{t-i}) + \mu_0 UN_t + \mu_1 \Delta UN_t + \theta UN\_LOW_t$$

PS 是服务的价格指数。其他变量与上述非耐用品回归中使用的变量相同。滞后的服务通胀系数略高于非耐用品通胀的系数，反映出服务通胀具有更大的粘性。然而，即使是意大利 0.72 的累积滞后系数也表明通胀的均值回复速度相当快，冲击的半衰期不到三个日历季度。

能源、食品和进口价格的系数通常为正，但一般低于耐用品和非耐用品的系数。同样，负系数可能反映了各项之间的相互作用，因为进口可能包含大量的食品或能源。

如同表 3 中非耐用品通胀回归分析所示，失业率变化的系数为负且大于失业率水平的系数，而失业水平的系数与零没有显著差异。考虑到滞后因变量的系数较大，即使失业的暂时影响也可能持续几个季度。在德国和日本，极低的失业率（UN\_LOW）还有一个额外的永久性非线性效应。在法国、意大利和英国，UN\_LOW 的系数为正但不显著，因此在这些经济体中被排除。

加拿大和美国的服务通胀回归分析采用了职位空缺与失业人数的比率（ $V/U$ ），因为这种设定在这两个经济体中比使用  $UN$  和  $UN\_LOW$  具有更高的  $R^2$  值。 $V/U$  水平及其变化的系数均为正，且  $V/U$  水平的影响非常显著。这些结果表明， $V/U$  对通货膨胀既有长期的正向影响，也有因  $V/U$  的变化带来的暂时性的“限速”效应。

图 8 显示，这些模型解释了服务通胀上升的大部分原因。劳动力市场的影响在加拿大、德国、日本和美国占主导地位。在法国、意大利和英国，大宗商品和进口价格相对更为重要。

然而，除意大利外，所有经济体的服务通胀都有显著的未解释部分。值得注意的是，2023 年最后三个季度美国服务业通胀的急剧下降在 2024 年第一季度（图中未显示）发生逆转，当时服务业通胀率反弹至 5.3%，这与依然火热但逐渐降温的劳动力市场带来的持续压力是一致的。

### 结论

在 2021-22 年，三个不相关的冲击导致了 G7 经济体大约 40 年来经历的最大通胀飙升。这三种冲击包括：(1) 与疫情相关的大量需求和供应中断，(2) 由于俄乌冲突引发的全球大宗商品价格冲击，以及 (3) 劳动力市场的紧张。

这些结果是在消费的三个主要组成部分（耐用品、非耐用品和服务）的独立模型中获得的。标准模型并不能很好地解释耐用品通胀。耐用品通胀是由需求向耐用品的转移以及供应中断和生产瓶颈驱动的，特别是在美国。在这些经济体中，耐用品对新冠疫情时代通胀的影响最小。

非耐用品和服务的通胀能够很好地用一个包含商品和进口价格以及劳动力市场状况（包括某些经济体中失业率的非线性效应）的标准模型来解释。从 2020 年第一季度到 2023 年第四季度，通过加总这些潜在驱动变量对通胀三个组成部分的影响，我们发现商品和进口价格是法国、德国、意大利和英国在新冠疫情时代通胀的最大贡献者，这些经济体受到俄罗斯天然气供应中断的影响最为严重。而在加拿大、日本和美国，紧张的劳动力市场则是最大的影响因素。

截至 2024 年初，G7 经济体的劳动力市场仍然相对紧张，意大利可能是个例外。疫情导致的劳动力供应减少大多被逆转，因此当前紧张的劳动力市场主要反映了 2020 年和 2021 年异常宽松的货币和财政政策的遗留影响。宽松的宏观经济政策刺激了劳动力需求，并促进了 2021-22 年的经济快速复苏。货币政策和财政政策从 2022 年开始收紧，但到目前为止，政策的紧缩似乎尚未导致劳动力市场紧张状况的显著弱化。

与疫情相关的耐用品需求和供应中断已基本逆转，商品价格也回到了历史区间内，这使得 2023 年的通胀率大幅下降，并且这种下降趋势可能在 2024 年继续。然而，紧张的劳动力市场可能会使通胀率在更长时间内维持在高于疫情前的水平，特别是在美国。

劳动力市场紧张的影响在法国和意大利最不明显。而对于日本而言，这则是在多年来通胀率远低于目标水平之后的一个可喜的发展。

表 1：2020-2023 年平均 PCE 通胀率远高于 2016-2019 年（四年平均百分比变化）

Table 1. Average PCE inflation in 2020-23 was much higher than in 2016-19 (average percent change over four years)							
	Canada	France	Germany	Italy	Japan	United Kingdom	United States
Inflation target	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0
2016-2019 average annual inflation	1.4	1.0	1.4	0.7	0.5	1.5	1.6
2020-2023 average annual inflation	3.4	3.6	4.4	3.8	1.8	4.7	3.9
Change in average inflation (percentage points)	2.0	2.6	3.0	3.1	1.3	3.2	2.3
of which							
Durable goods	0.4	0.3	0.5	0.3	0.3	0.4	0.5
Nondurable goods	0.8	0.9	1.6	1.5	0.7	1.0	0.7
Services	0.8	1.4	0.8	1.3	0.3	1.7	1.1
Shares in nominal consumption (percent, 2016-2023 average)							
Durable goods	20	15	21	17	14	19	11
Nondurable goods	25	30	28	32	29	22	21
Services	55	54	51	51	58	59	67

PCE = personal consumption expenditures  
 Note: In this table, durable goods include semi-durable goods in countries that report both.  
 Source: Authors' calculations using data described in the appendix.

表 2：耐用品通胀，1995 年第一季度-2023 年第四季度

Table 2. Durable goods inflation, 1995Q1-2023Q4							
Variable	Canada	France	Germany	Italy	Japan	United Kingdom	United States
Lagged $\Delta PD$	0.55** (0.12)	-0.13 (0.30)	0.58** (0.09)	0.29** (0.10)	0.85** (0.11)	0.45** (0.13)	0.27* (0.11)
$\Delta PE$	0.01 (0.01)	-0.12 (0.10)	0.03* (0.01)	0.03** (0.01)	0.05 (0.05)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.01)
$\Delta PF$	0.07 (0.05)	0.36* (0.15)	0.04 (0.02)	0.16** (0.05)	0.20* (0.09)	0.09 (0.09)	0.03 (0.06)
$\Delta PIM$	-0.02 (0.08)	0.87* (0.33)	-0.11 (0.06)	-0.06 (0.06)	0.84 (0.72)	0.26 (0.21)	0.53** (0.20)
<i>CHIPSHORT_US</i>	0.04** (0.01)	0.01 (0.04)	0.05** (0.01)			0.08** (0.02)	0.12** (0.02)
$\Delta CD$	0.13 (0.18)		0.16 (0.21)	0.18 (0.11)			0.05 (0.02)
Constant	-0.17 (0.25)	-0.03 (0.61)	-0.12 (0.14)	0.33* (0.15)	-0.04 (0.37)	-0.02 (0.32)	-1.53** (0.24)
Observations	116	116	116	107	115	111	116
R <sup>2</sup>	0.47	0.35	0.76	0.57	0.6	0.34	0.80

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01. Robust standard errors are in parentheses.  
 Note: Semi-durable goods (where available) have been added to durable goods in these regressions.  
 Source: Authors' calculations using data described in the appendix.

表 3：非耐用品通胀，1995 年第一季度-2023 年第四季度

Table 3. Nondurable goods inflation, 1995Q1-2023Q4							
Variable	Canada	France	Germany	Italy	Japan	United Kingdom	United States
Lagged $\Delta PN$	0.12 (0.14)	0.12 (0.11)	0.18 (0.13)	-0.06 (0.15)	0.00 (0.15)	-0.04 (0.11)	0.16 (0.13)
$\Delta PE$	0.18** (0.03)	0.24** (0.03)	0.17** (0.04)	0.22** (0.05)	0.24** (0.05)	0.29** (0.02)	0.12** (0.02)
$\Delta PF$	-0.01 (0.08)	0.37** (0.07)	0.17* (0.08)	0.42** (0.09)	0.46** (0.08)	0.32** (0.09)	0.19 (0.11)
$\Delta PIM$	-0.04 (0.16)	0.14 (0.16)	0.63** (0.20)	0.69** (0.16)	1.25 (0.70)	0.63** (0.21)	1.65** (0.56)
$V/U$					1.16 (0.64)		1.69** (0.49)
$\Delta V/U$					8.38** (3.20)		4.80* (2.33)
$UN$	0.19 (0.24)	-0.21 (0.25)	0.15 (0.17)	-0.13 (0.14)		0.21 (0.29)	
$\Delta UN$	-1.64** (0.29)	-0.41 (0.81)	-1.11 (1.05)	-0.01 (0.43)		-1.24 (1.27)	
$UN\_LOW$	-1.80 (0.93)	-1.05 (1.20)	-2.06* (0.98)	-0.21 (0.49)		-1.37 (1.28)	
Constant	-0.16 (2.02)	3.30 (2.39)	0.18 (1.28)	3.05 (1.51)	0.43 (0.60)	0.56 (1.71)	0.12 (0.40)
Observations	116	116	116	103	115	111	116
R <sup>2</sup>	0.61	0.78	0.60	0.90	0.67	0.81	0.84

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01. Robust standard errors are in parentheses.  
Source: Authors' calculations using data described in the appendix.

表 4：服务类通胀，1995 年第一季度-2023 年第四季度

Table 4. Services inflation, 1995Q1-2023Q4							
Variable	Canada	France	Germany	Italy	Japan	United Kingdom	United States
Lagged $\Delta PS$	0.23 (0.20)	0.45** (0.13)	0.22 (0.18)	0.72** (0.11)	0.57** (0.17)	0.30 (0.17)	0.67** (0.09)
$\Delta PE$	0.00 (0.01)	0.02 (0.03)	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)	0.03 (0.02)	0.05** (0.02)	0.00 (0.01)
$\Delta PF$	-0.02 (0.03)	0.10 (0.06)	0.05 (0.04)	0.13* (0.05)	0.06 (0.03)	0.15 (0.09)	0.00 (0.03)
$\Delta PIM$	-0.09 (0.05)	0.09 (0.17)	-0.09 (0.11)	0.20** (0.07)	0.17 (0.22)	0.03 (0.14)	0.35** (0.10)
$V/U$	4.06** (0.92)						0.54** (0.17)
$\Delta V/U$	1.77 (2.35)						1.47* (0.60)
$UN$		-0.19 (0.22)	0.03 (0.07)	0.00 (0.10)	-0.12 (0.12)	-0.19 (0.16)	
$\Delta UN$		-1.44* (0.68)	-0.48 (0.59)	-0.71* (0.30)	-1.44* (0.59)	-2.71 (1.50)	
$UN\_LOW$			-0.79 (0.47)		-1.30 (1.50)		
Constant	0.01 (0.29)	2.48 (1.99)	0.69 (0.63)	0.52 (1.19)	0.54 (0.54)	2.25* (1.09)	0.57** (0.21)
Observations	116	116	116	103	115	111	116
R <sup>2</sup>	0.45	0.45	0.28	0.60	0.41	0.27	0.73

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01. Robust standard errors are in parentheses.  
Source: Authors' calculations using data described in the appendix.

图 1：1995 年第一季度-2023 年第四季度 G7 经济体对 PCE 通胀的贡献（四个季度的变化）

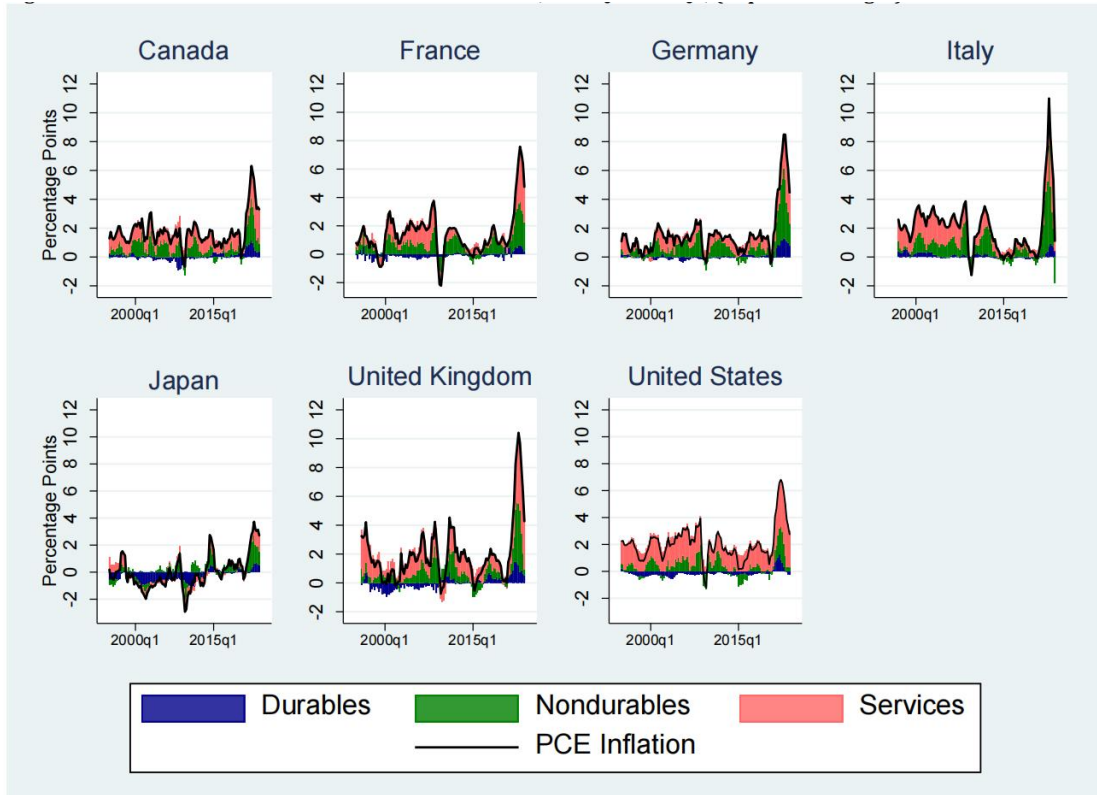


图 2：1995 年第一季度-2023 年第四季度耐用品消费的实际（经通胀调整）增长（四个季度的变化）

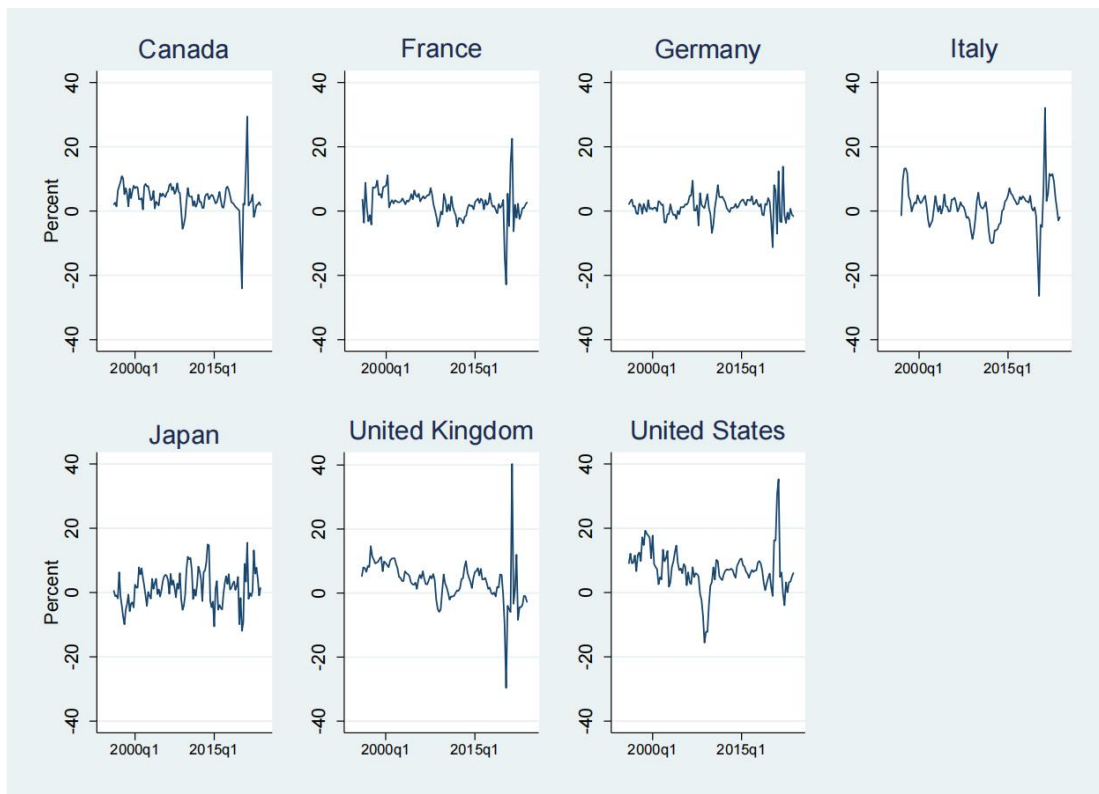


图 3：2004 年第一季度-2023 年第四季度 G7 经济体中“芯片短缺”或类似词汇的谷歌搜索频率（季度平均指数，峰值月份设为 100）



图 4：2020 年第一季度-2023 年第四季度耐用品价格的增强模型在许多经济体中拟合良好（对季度通胀年率的贡献）

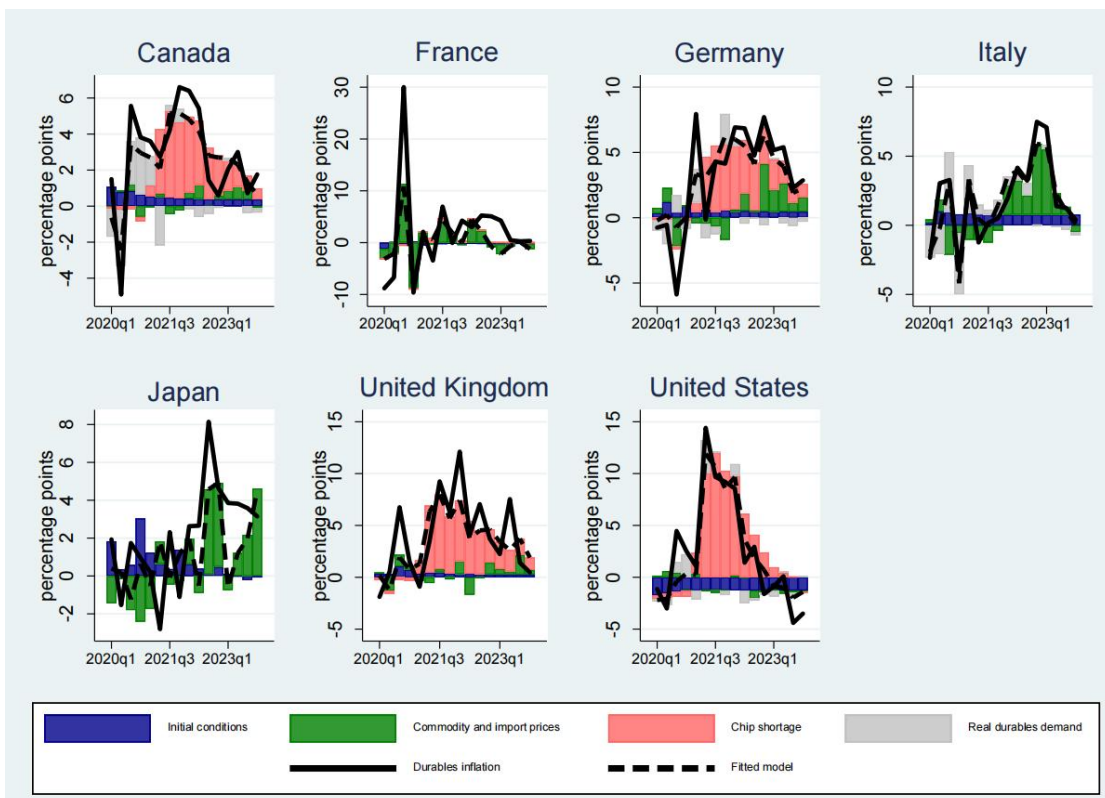




图 5：1995 年第一季度-2023 年第四季度 G7 经济体食品和能源价格通胀（四个季度的变化）

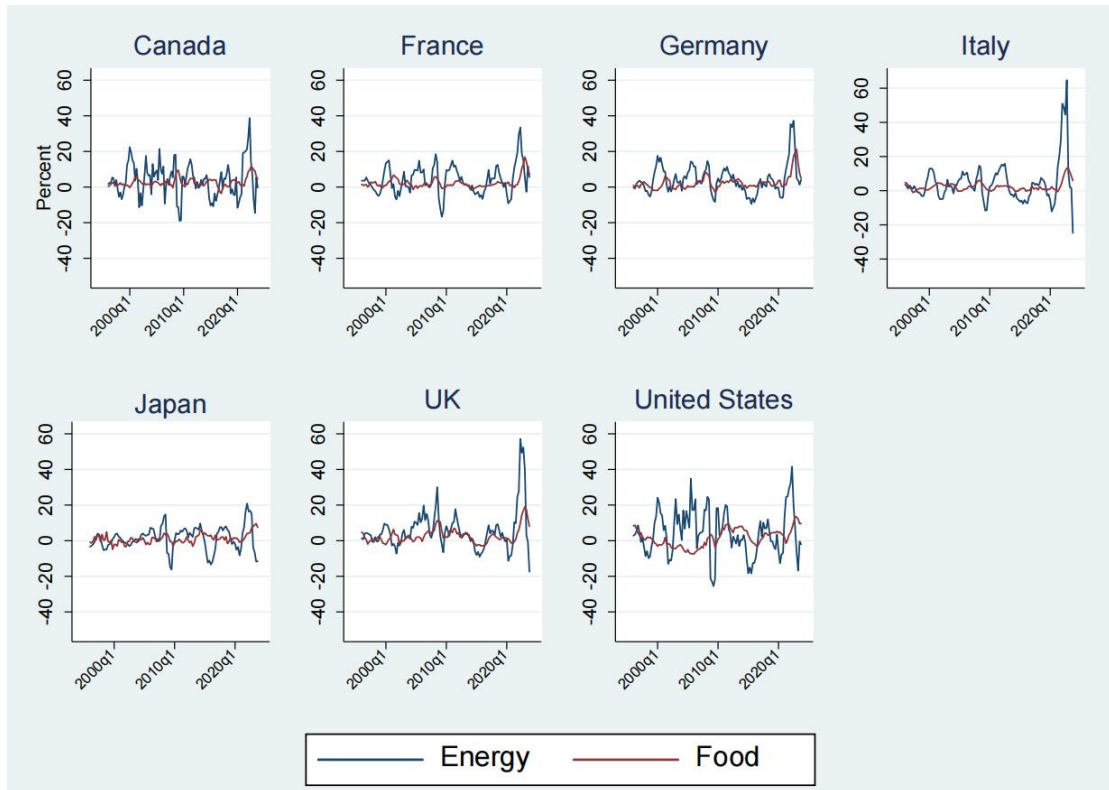


图 6：1995 年第一季度-2023 年第四季度 G7 经济体的失业率和职位空缺率（季度水平）

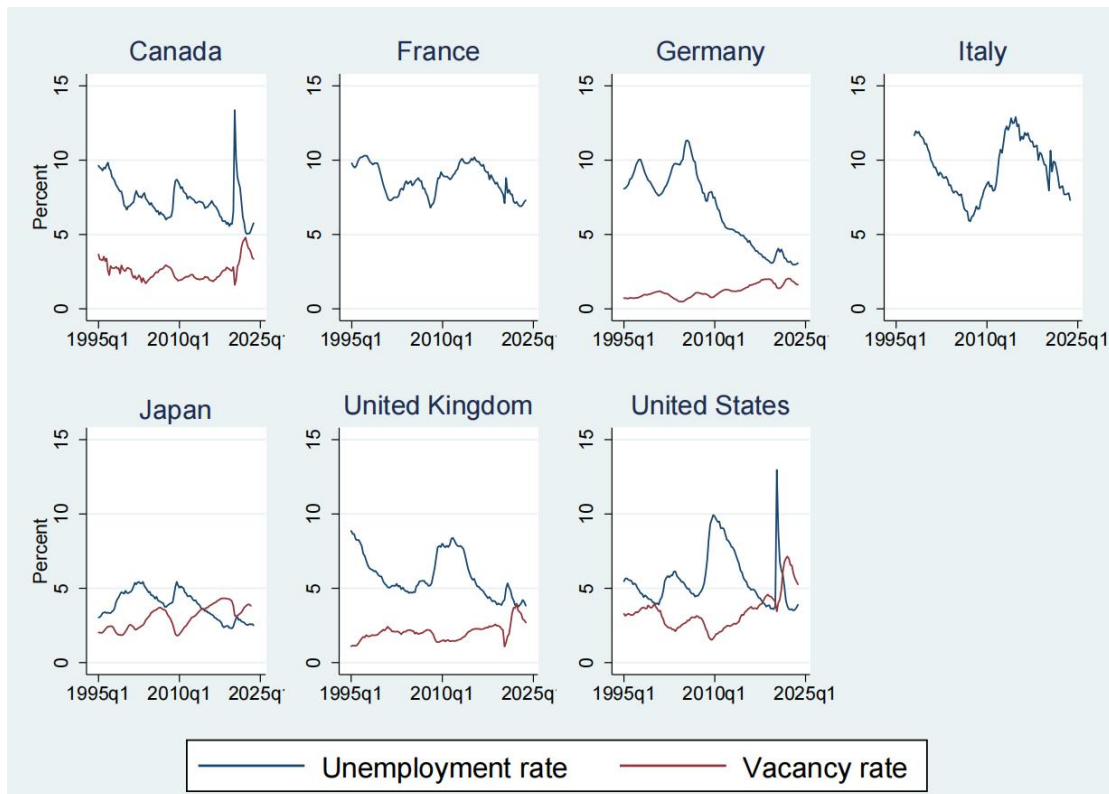


图 7：2020 年第一季度-2023 年第四季度非耐用品价格的非线性菲利普斯曲线模型拟合良好（对季度通胀年率的贡献）

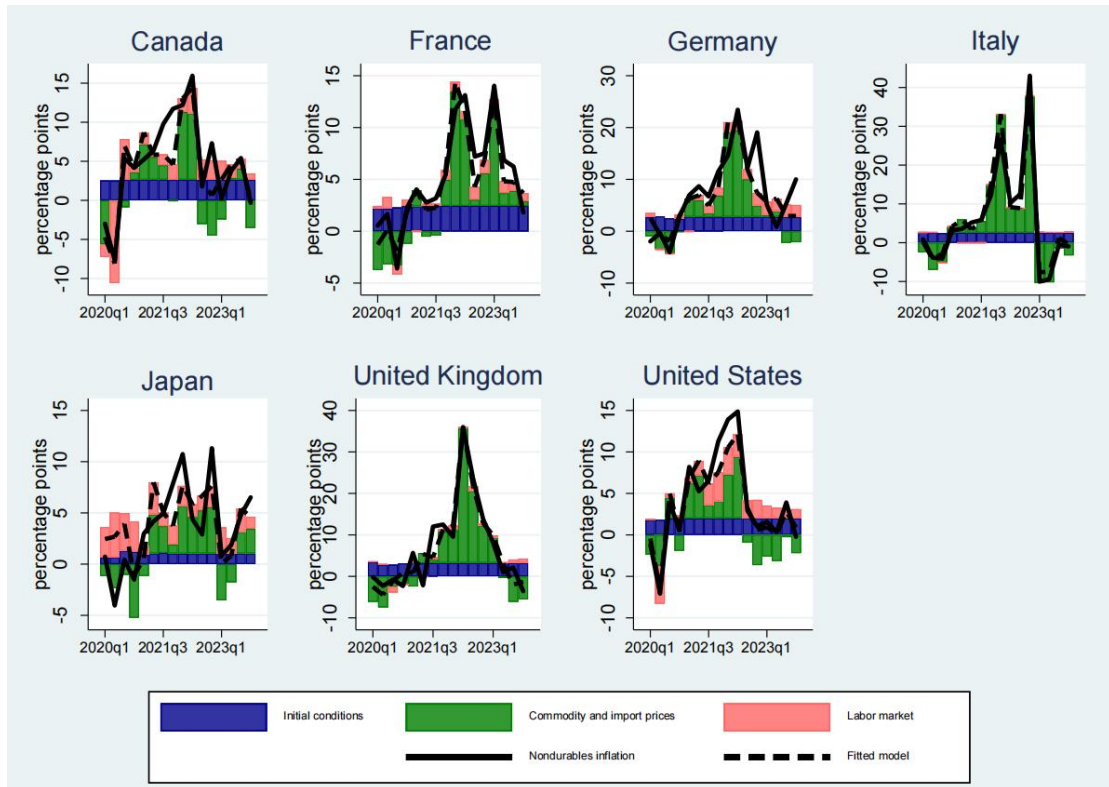
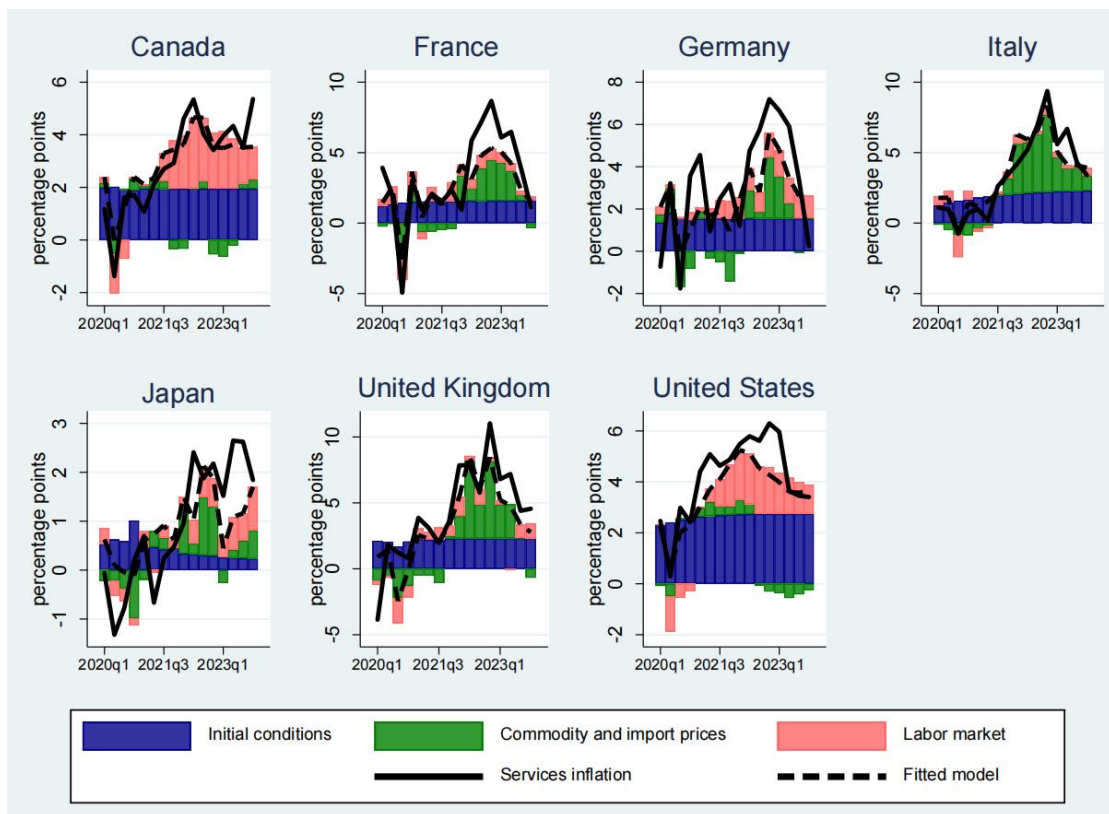


图 8：2020 年第一季度-2023 年第四季度服务价格的非线性菲利普斯曲线模型拟合效果适中（四个季度的变化）



---

本文原题名为“*The Trinity of COVID Era Inflation in G7 Economies*”。作者为 Joseph E. Gagnon, Asher Rose。Joseph E. Gagnon 是彼得森国际经济研究所的高级研究员。Asher Rose 是彼得森国际经济研究所的研究分析师。本文是 2024 年 12 月发布在 SSRN 上的彼得森国际经济研究所研究文章。单击此处可以访问原文链接。

---

## 财政政策与疫情时期的美国通胀激增：对未来的启示

Karen Dynan & Douglas Elmendorf / 文 廖世伟 / 编译

导读：在美国，疫情期间的大规模财政扩张保护了家庭，并帮助产出和失业率在 2021 年底前恢复到接近疫情大流行前的预期水平——这与上一次美国经济衰退后的缓慢复苏形成鲜明对比。许多政策制定者和分析师预计，在通胀没有太大变化的情况下，财政导致的商品和服务需求增长将由供应增长来调节。然而，事实证明这些预期是错误的，因为财政刺激推动的需求超过了经济的生产能力，引发了暂时的高通胀。我们展示了一系列证据，这些证据表明，通胀飙升在很大程度上是由于需求激增将经济推到了一个比较高的资源使用程度，但在这一水平上供给却缺乏弹性。并且，新冠疫情初始影响之外的负面供给冲击所起的作用相对较小。我们最后得出对未来财政稳定政策的启示。编译如下：

### 引言

美国对新冠肺炎疫情的反应包括惊人的扩张性财政政策。2020 年 3 月至 2021 年 3 月期间颁布的六项法案增加了联邦支出，减少了联邦税收，估计总额接近 5.1 万亿美元，占疫情前年度国内生产总值的 23%。这一大规模财政扩张举措，加上美联储大幅下调联邦基金利率和大规模资产购买，保护了美国家庭免于更大的经济困境，并为美国经济提供了缓冲，使其免于更深、更长时间的经济增长放缓。虽然财政扩张对获得新福利或减少税负的家庭的直接影响是显著的，但我们的论文关注的是总体经济影响。

通过增加对商品和服务的需求，2020 年和 2021 年的财政刺激减少了裁员，加速了产出复苏，并以比其他方式更快的速度降低了失业率。事实上，到 2021 年底，美国的产出和失业率几乎恢复到疫情前的预期水平——与十二年前全球金融危机后痛苦而缓慢的复苏，以及许多其他发达经济体的疫情后复苏速度较慢形成了鲜明对比。

然而，从 2021 年中期到 2022 年中期，美国蓬勃发展的总需求大大超过了经济供应商品和服务的能力。相对于供给的过度需求导致美国通胀飙升，消费价格以 40 年来最快的速度上涨。尽管通胀在 2022 年下半年开始下降，但 2024 年 8 月的消费者价格比 2021 年初以来按照美联储目标利率上涨的情况高出 9%。对家庭的调查显示，人们对物价上涨感到严重而持久的不满。

通过对国会预算办公室、联邦公开市场委员会和私人预测机构不同年份的经济预测进行分析，我们发现，政策制定者和分析师普遍预计财政刺激将显著提振需求，而供应将增加以满足需求，对价格的影响很小。就总需求和总供给的主要框架而言，许多政策制定者和分析师认为，财政刺激与货币支持相结合，将使总需求曲线沿着近乎平坦的总供给曲线显著右移。

为什么这种理想的结果没有出现？一些分析师指出了不利供应冲击的作用。尽管在通胀飙升期间，随着疫苗的普及和大多数人逐渐恢复正常活动，COVID 的影响正在减弱，但关键类型半导体的供应减少和俄罗斯入侵乌克兰的后果抑制了总供应量。但在此期间观察到的更广泛的积压和瓶颈只能表明需求量超过

供应量；它们没有表明这些差距在多大程度上是由供应冲击或面对需求冲击时的供应限制造成的。

为了区分这些解释，我们提出了一系列关于通胀飙升的时间和范围以及劳动力市场紧张程度的证据。这一证据表明，通胀上升的主要原因是需求强劲，而不是供给受到冲击——换句话说，在需求繁荣推动经济所达到的资源利用率水平上，总供给曲线变得相当陡峭。

我们强调了不利供给冲击和相当缺乏弹性的供给（在相关范围内的陡峭供给曲线）之间的区别，以便为未来的财政稳定政策提供经验教训。供应冲击通常是特殊的和不可预测的，而缺乏弹性的供应在某种程度上是可以预见的，决策者在调整对经济衰退的反应时可以考虑到这一点。疫情经验表明，即使在需求低于潜在供应的情况下，如果经济已经接近充分就业，过于强烈地刺激需求可能对产出产生较小的影响，而对通货膨胀产生更大的影响。

在接下来的章节中，我们回顾了已经实施的财政刺激，描述了分析师和决策者预期的影响，研究了财政刺激和通货膨胀的结果，并为未来的财政稳定政策提供了经验教训。

### 1. 2020 年和 2021 年实施的财政刺激计划

在 2020 年 3 月到 2021 年 3 月期间，美国联邦政府通过立法应对 COVID 大流行，增加了 4.6 万亿美元的联邦支出，并减少了 0.5 万亿美元的联邦收入，按照国会预算办公室（CBO）的估算。尽管这些数据包括了随后的十年内的所有年份，反映了 CBO 的惯常做法，但政策变动主要集中在 2020 年至 2022 年。这些数额总计相当于大流行前年度国内生产总值（GDP）的 23%。

表 1 列出了该法案：2020 年 3 月和 4 月，国会和总统同意在四项法案中分配近 2.5 万亿美元的财政刺激。八个月后，一项广泛的拨款法案获得通过，其中近 1 万亿美元是与疫情相关的刺激计划。此后近三个月，即 2021 年 3 月，约实施了 1 万亿美元的进一步刺激计划。

相比之下，2008 年和 2009 年为应对全球金融危机和大衰退而实施的财政刺激规模要小得多。早些时候的决策者于 2008 年 2 月颁布了《经济刺激法案》，估计十年内预算赤字增加了 1240 亿美元。2008 年 10 月，他们通过了紧急经济稳定法案（EESA），国会预算办公室（2008b）表示，由于问题资产救助计划实施的不确定性，它无法提供成本估算。2009 年 3 月颁布的《美国复苏与再投资法案》（ARRA）估计在十年内使预算赤字增加了 7870 亿美元（国会预算办公室，2009 年）。随后的一些法案使预算赤字增加了约 7060 亿美元。总数，大概 1.6 万亿美元（不包括 EESA 的成本），相当于该国危机前年度产出的 10%。

**Table 1: COVID-Era Fiscal Stimulus**

Legislation	Change in Spending	Change in Revenue	Change in Budget Deficit
Coronavirus Preparedness and Response Supplemental Appropriations Act, 2020 <i>March 6, 2020</i>	8	0	8
Families First Coronavirus Response Act <i>March 18, 2020</i>	97	-94	192
Coronavirus Aid, Relief, and Economic Security (CARES) Act <i>March 27, 2020</i>	1314	-408	1721
Paycheck Protection Program and Health Care Enhancement Act <i>April 24, 2020</i>	483	0	483
Consolidated Appropriations Act, 2021, Divisions M and N <i>December 27, 2020</i>	862	-5	868
American Rescue Plan Act of 2021 <i>March 11, 2021</i>	1803	0	1803
<b>Total</b>	<b>4567</b>	<b>-507</b>	<b>5075</b>

Note: Figures are CBO's estimates of billions of dollars over the traditional decade-long budget window (Swagel, 2021). Enactment dates are shown.

注：这些数字是国会预算办公室在传统的十年预算窗口内估计的数十亿美元（Swagel, 2021）。显示了颁布日期。

预计 2020 年和 2021 年的立法将大大提高经通胀调整后的（“实际”）产出和就业，与没有刺激措施的情况相比。例如，国会预算办公室估计：

- 2020 年 3 月和 4 月颁布的立法将在 2020 年把实际 GDP 提高到 4.7%，2021 年为 3.1%，2022 年为 0.3%（CBO, 2020）；
- 2020 年 12 月颁布的立法将在 2021 年和 2022 年分别将实际 GDP 提高 1.8% 和 1.1%（CBO, 2021A）；
- 2021 年 3 月颁布的立法将使实际 GDP 在 2021 年增长 1.0%，2022 年增长 2.7%，2023 年增长 1.4%，2024 年增长 0.5%（CBO, 2021B）。

这些数字无法准确相加，因为计算中使用的 GDP 预测水平会随着时间的推移而变化，而且国会预算办公室对最初法案影响的评估可能在后来的一揽子计划颁布时发生了变化。但粗略地说，国会预算办公室预计，与没有疫情的情况

相比，2020年和2021年颁布的财政刺激措施将使2020年至2022年的实际产出水平提高约5%，2023年提高约4%，造成非常大的影响。

随着疫情及其经济影响的迅速发展，我们的分析重点不是审查2020年和2021年初财政政策制定的每一步，而是关注2021年初以疫情为导向的最后一项财政刺激措施以及随后的经济发展。该方案——美国救援计划（ARP）——一直是关于疫情财政支持与通货膨胀激增之间联系的辩论的核心。

## 2.分析财政政策对产出和通货膨胀的影响

我们首先回顾了许多政策制定者和分析师用来预测财政刺激如何影响经济结果的框架和方法。

### 基本框架

本文出发点是教科书上的总供给和总需求图，横轴是实际产出，纵轴是通货膨胀。虽然策略分析通常不会显式地显示这些关系图，但它们通常依赖于底层逻辑。

图1中的实线显示了刺激前的经济。COVID流行病和为应对该流行病而采取的公共卫生措施降低了人们前往其通常工作场所的能力和意愿——在美国，在中国和其他生产出售给美国消费者或用于美国生产的产品的国家。那些事态发展构成了巨大的不利供给冲击，使总供给曲线向左移动。与此同时，总需求下降，因为失去工作或工作时间的人收入减少，消费减少，因为许多人不愿在公共场合外出，减少了支出，面对销量下降或不确定销售前景的企业则减少了招聘和投资。这些变化使总需求曲线显著向左移动。

货币政策制定者的应对措施是大幅下调联邦基金利率和大规模购买金融资产。财政政策制定者增加了联邦支出，减少了联邦税收。这些财政措施增加了家庭收入、企业现金流以及州和地方政府可用的资源。这些行动也可能影响了人们、企业和政府消费、投资、工作和雇佣的动机。

图1 新冠肺炎疫情导致总供给和总需求减少

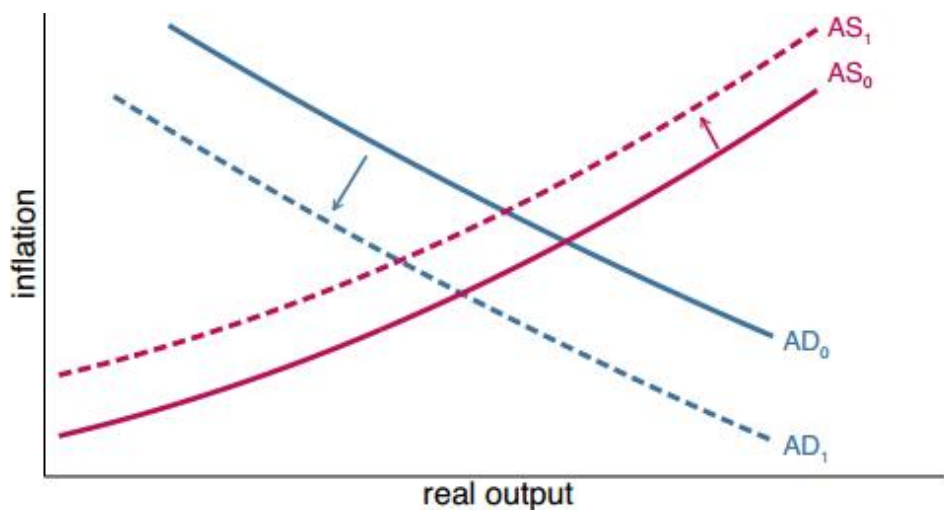
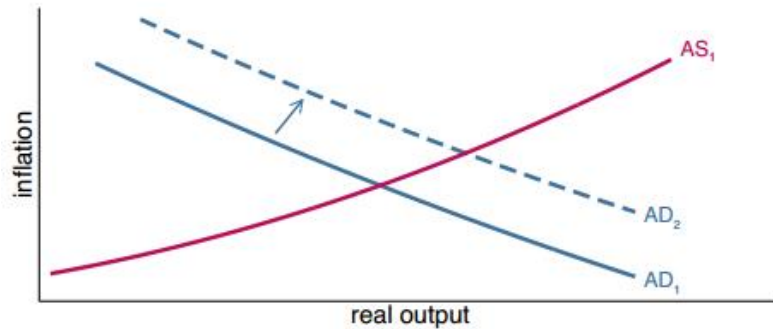


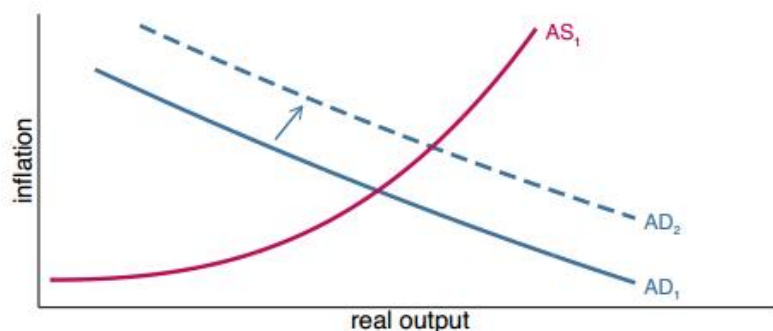
图 2 的面板显示了在不同的供给条件假设下，财政刺激对总需求的影响。为了突出这一刺激措施的影响，图 2 中的实线包括了图 1 所示的大流行病的初步影响，图 2 略去了货币政策对总需求的影响和财政刺激对总供给的影响。

图 2 财政政策响应的总供需分析

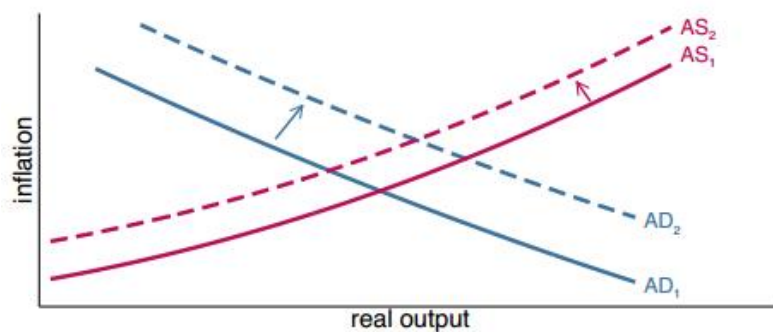
(a) Fiscal Policy Response



(b) Fiscal Policy Response  
When Economy is on Steeper Part of Aggregate Supply Curve



(c) Fiscal Policy Response  
With Further Aggregate Supply Shocks



总体而言，上述财政政策的影响体现在总需求曲线的右移，导致产出和通胀双双上升。这些增加的幅度取决于两个因素：

- 有多少家庭、企业、州和地方政府从联邦税收和支出变化中支出而不是储蓄；和
- 商品和服务的生产者在多大程度上提高产量和价格以应对更高的需求——即，在总需求增加的范围内，总供给曲线有多平坦或陡峭。



比较图 2a 和图 2b 可以看出，当供给曲线的相关部分较陡时，给定的刺激对实际产出的影响较小，而对通货膨胀的影响较大。

### 应用这个框架

在实践中，许多分析师估计财政政策对实际产出和通货膨胀的短期影响，基本上应用了上述框架：他们量化商品和服务需求的变化，然后将供应的变化纳入其中。

预算影响为 X 美元的政策变化直接改变了需求，改变的金额从 X 美元（用于联邦购买的变化）到比 X 美元小得多的金额（例如，用于投资不受现金限制的企业的纳税时间变化）。这种直接效应波及整个经济，产生的间接效应可能是强化的（如销售额增加的公司决定增加投资），也可能是相反的（如需求增加，利率上升，从而减少投资）。此外，激励措施的变化可以通过改变商品和服务的供应而产生间接影响。综合起来，直接和间接的影响产生了一个整体的效果。

例如，国会预算办公室（2020b）和 Seliski 等人（2020）解释了该机构如何估计 2020 年 3 月和 4 月颁布的立法的影响。在国会预算办公室的术语中，“产出乘数”是财政政策中每一美元预算变化的 GDP 变化，它等于政策对商品和服务购买的直接影响与捕捉间接影响的“需求乘数”的乘积。该机构“使用延迟和减少的产出乘数估计来反映社会距离的影响”，并预测刺激计划将使预算赤字每变化一美元，GDP 累计增加 58 美分（CBO，2020b）。国会预算办公室（2021b, Appendix B）随后报告称，2021 年 3 月颁布的刺激法案将使预算赤字每变化一美元，GDP 累计增加 73 美分。

当然，乘数是不确定的。关于平均乘数，不同的研究得出了不同的结论，而乘数因政府类型而异支出和税收，所以分析师需要做出一系列具体的判断。例如，国会预算办公室将乘数应用于财政刺激立法的不同方面，这些方面相差两倍以上。此外，乘数随时间而变化，基于经济环境——包括在疫情大流行期间，社会距离降低了人们参与消费或工作的意愿。为了捕捉这种不确定性，国会预算办公室（2020b）为早期刺激计划对实际 GDP 的影响设置了三分之二的置信区域，在 2020 年第三季度从 2% 延伸到 15%。这一范围甚至没有考虑到“社会距离和流行病轨迹对财政政策有效性的影响”的不确定性。

国会预算办公室的做法绝非特立独行。CEA（2014）对大衰退时期进行了类似的分析。在第 4 节中，我们指出，美联储政策制定者和《华尔街日报》调查的私人预测者对 2021 年和 2022 年的预期结果与国会预算办公室的预期非常一致。

### 供给冲击与陡峭的总供给曲线

在 2021 年和 2022 年，最初的疫情所带来的负面供应冲击继续缓解——这对供应来说是一个积极的发展。但经济受到了进一步的负面供应冲击，这些冲击在有关疫情后通胀飙升的讨论中受到了极大关注。

我们将在本文后面更详细地讨论这些负面供应冲击，包括关键类型半导体的供应减少以及俄罗斯入侵乌克兰的后果。预计这种发展将使总供给曲线向左移动，如图 2c 所示（为清楚起见，图 2c 略去了最初疫情冲击的减弱）。以先前的通货膨胀率供应的商品和服务总量的减少往往会减少产出和增加通货膨胀。

图 2b 和 2c 共同表明，当实际产出的有限增长和通货膨胀的急剧上升紧随总需求的增长时，其原因可能是图 2b 所示的陡峭的总供给曲线，也可能是图 2c 所示的负面供给冲击。

然而，这一区别很重要。供应曲线的变化——即价格和供应量之间关系的变化——被恰当地称为“供应冲击”。沿着供应曲线的运动——即需求曲线变化引起的价格和数量的变化——可以被恰当地描述为反映“供应约束”，但它们不是“供应冲击”。不幸的是，对疫情期间和之后的供应问题的许多分析将这些概念混为一谈。“供应链中断”似乎代表着供应冲击。但“短缺”、“瓶颈”、“积压”、“压力”和“交付时间”等术语并不一定涉及供应冲击。相反，这些术语适用于供应量和需求量之间的差距，而没有说明差距是由供应冲击造成的，还是由面对需求冲击时的供应限制造成的。

区分新冠肺炎时期陡峭的供应曲线和负面供应冲击，对于未来稳定政策的设计者来说非常重要。过去几年出现的供应冲击通常是特殊的，不太可能在未来的经济衰退中再次出现。但如果在新冠肺炎时期，随着经济接近充分就业，总供给曲线陡峭，这种特征可能会在未来的经济衰退中持续存在，这意味着政策制定者应该关注提供过多和过少的刺激。

当通货膨胀是由经济处于供应曲线的陡峭部分而不是由负面供应冲击驱动时，对更高通货膨胀的最佳政策反应可能会有所不同。在前一种情况下，可以通过限制需求使经济从供给曲线的陡峭部分回落来降低通货膨胀。在后一种情况下，可能需要大幅减少需求来抵消供应冲击的影响，但如果政策制定者认为这些冲击是暂时的，他们可能会选择不采取行动，等待冲击缓解（这种方法有时被描述为“透视”冲击，如 Powell, 2023）。

### 3. 影响 2021 年 3 月美国救援计划的因素

当 ARP 在 2021 年初制定时，关于正在考虑的额外刺激措施的数量是否适合解决疫情大流行的持续影响，或者是否没有必要并有可能导致经济过热的争论出现了。

#### ARP 颁布前的经济展望

评估 2021 年初额外财政刺激措施影响的一个起点是评估没有此类刺激措施的经济前景。我们通过将 ARP 之前的经济预测与疫情之前的预测进行比较来做到这一点。

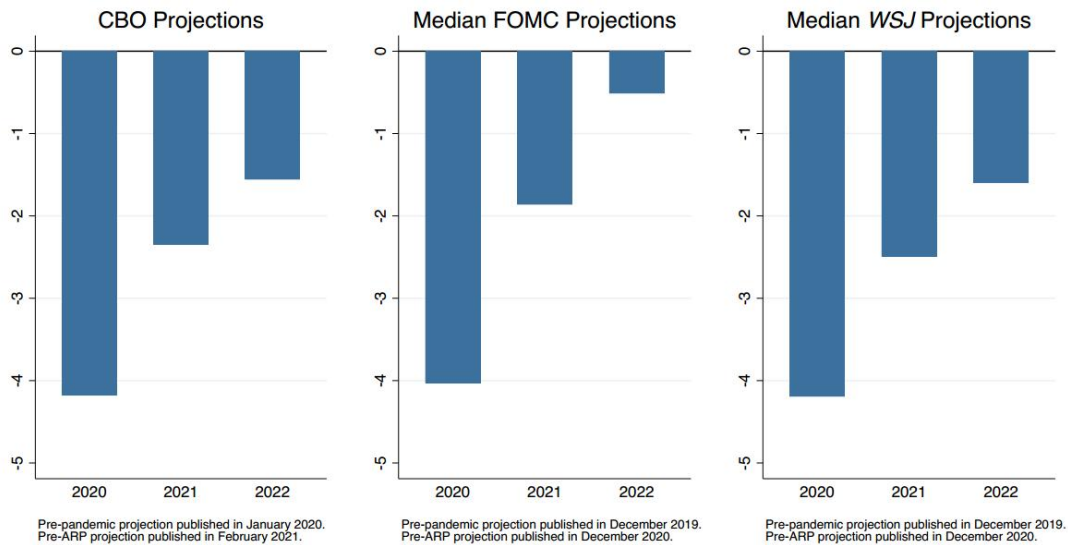
我们探讨的一个预测来源是 CBO 的“基线预测”，通常每年发布两次。这些预测显示了在预测编制时所依据的联邦支出和收入相关法律的条件下，CBO 对经济和预算结果的预期。我们还分析了 FOMC 会议参与者所做的预测——即美联储的理事和联邦储备银行的行长。他们的“经济预测摘要”（SEP）文件每年发布四次，包括对关键经济变量年末值的中位数预测。最后，我们还关注由《华尔街日报》（WSJ）经济预测调查收集的私人预测者的中位数预测。该调查在 2021 年 3 月之前每月发布一次，此后每季度发布一次。对于所有系列，我们将预测与变量的实时历史数据相链接，以反映在预测编制时关于经济的信息。

附录中的数据显示了三个来源对四个变量的预测：经通胀调整的 GDP、失业率、通胀（CBO 和 FOMC 用个人消费支出价格指数（PCE）衡量，不包括食品和能源；《华尔街日报》预测用消费者价格指数（CPI）衡量）和联邦基金利率。在本节和下一节的文本中，我们提供了突出关键点的更简单的数字。

2021 年 2 月，CBO 预测，以当时的法律为条件（因此不考虑 ARP），2021 年和 2022 年第四季度的实际国内生产总值（GDP）将分别比 2020 年 1 月对相应季度的基线预测低 2.3% 和 1.6%，如图 3 左图所示。

评估 ARP 可能导致经济过热的一个重要因素是 CBO 对产出与潜在产出之间差距的估算。CBO（2021 年，第 13 页）解释道，其对潜在产出的估算基于“对基础性因素趋势的预测，例如劳动力规模、每个工人的平均工作时间、资本投资和生产率——并考虑到当前法律中体现的联邦税收和支出政策的影响。”在疫情期间，CBO 根据预计的投资变化和其他因素修订了潜在产出的估算，但并未调整其估算以反映该机构预计的短期社交距离措施（CBO，2020 年）。2021 年 2 月，CBO 预测 2021 年第二季度到 2022 年第四季度的实际产出与潜在产出的季度差距分别为 -2.1%、-1.7%、-1.3%、-1.0%、-1.0%、-0.9% 和 -0.8%，总计为 -2.2% 的年潜在产出。由于社交距离减少了可用劳动输入和生产率，预计的产出与短期潜在产出概念之间的差距要比 CBO 公布的差距小得多。

图 3 截至 2021 年初，预计实际 GDP 相对于疫情前预期的缺口（百分比，根据第四季度水平计算）



在 ARP 颁布之前，联邦储备系统的决策者对实际产出恢复到疫情前的状态也有类似的看法。最近的 Sep 是在 2020 年 12 月发布的，为了进行比较，我们 2019 使用了疫情大流行前 12 月的 Sep。如图 3 的中间部分所示，FOMC 成员预计 2021 年底实际 GDP 将比 12 月的 2019 预测低 1.9%，2022 年底仅比该基准低 0.5%。

同样，2020 年底《华尔街日报》对私人预测者的调查显示，他们的中位数预期是实际 GDP 相对于疫情前趋势将出现适度且逐渐缩小的短缺。如图 3 右侧图所示，2020 年 12 月《华尔街日报》调查的中位数预测显示，2021 年和 2022 年第四季度的 GDP 分别比 2019 年 12 月的预测低 2.5% 和 1.6%。

政策制定者和预测者似乎更加关注劳动力市场复苏的速度，而非实际产出，但在 ARP 之前的预期仍然是持续改善。2021 年 2 月，失业率为 6.2%，远高于大多数分析师认为的可持续失业率，劳动力参与率为 61.4%，大约比疫情前低了 2 个百分点。CBO 预测，失业率将在 2022 年第四季度降至 4.9%，但仍比其疫情前对该季度的预测高出近一个百分点。FOMC 则持更乐观的态度，预计失业率将在 2022 年第四季度降至 4.2%，但仍比其疫情前的预测高出半个百分点。

《华尔街日报》调查的预测者与 CBO 的预期相近，预计失业率将在 2022 年第四季度降至 4.8%，大约比他们疫情前的预测高出一个百分点。

总之，在 ARP 颁布之前，关键联邦机构的分析师和决策者以及领先的私营部门预测者预计，实际产出和失业率将在 2021 年和 2022 年期间显著回升至疫情前的趋势，但不会在该时间框架内完全达到这些基准。然而，考虑到疫情前的基准水平相当强劲，这一预期的复苏仍代表了显著的反弹：美国经济刚刚经历了有史以来最长的扩张期，失业率在前一年半的时间里大多数时候都低于 4%，而 25 至 54 岁人口的劳动力参与率也达到了十多年来的最高水平。

### 关于 2021 年初可能采取的进一步财政刺激措施的考虑

2020 年 3 月、4 月和 12 月实施的财政刺激政策是 2020 年经济反弹以及 ARP 前的持续复苏预期的重要驱动力。2021 年初，财政政策制定者面临的问题是，是否需要额外的刺激措施，如果需要，多少才是合适的。

上述预测是反对实施大量额外刺激措施的一个论据的基础。如前所述，CBO 预计，从 2021 年第二季度到 2022 年底，实际产出将比长期潜力低 2.2 个百分点；此外，如果考虑到因社交距离措施导致的劳动供给和生产率显著下降（而 CBO 未进行调整），这一缺口可能会显著减小。正如前面所提到的，美联储政策制定者和领先的私人预测机构的预测也表明，产出缺口适度且逐步缩小。如果这些预期是准确的，那么另外大约 5000 亿美元的精心设计的支出增加和减税——相对于 2020 年法案或最终颁布的 ARP，这只是一个较小的额外刺激——就足以消化所有可用资源。

相关地，超出弥补剩余产出缺口所需的刺激措施可能会将商品和服务的总需求推高至经济供给能力的上限，从而对通货膨胀施加上行压力。2021 年初，萨默斯（Summers, 2021a 和 2021b）、布兰查德（Blanchard, 2021）、曼昆（Mankiw, 2021）、波森（Posen, 2021）、斯特雷恩（Strain, 2021）等人强烈提出了这一担忧。

另一个反对额外大规模刺激的理由是，联邦债务会带来长期的经济成本，包括通过挤出资本投资。如果有人怀疑 2021 年和 2022 年的额外联邦借款不能通过未来某一年减少的借款来抵消，那么就需要将短期内充分利用资源的好处与长期资源减少的坏处进行比较。这样的比较意味着，进一步刺激的最优规模应低于 5000 亿美元。

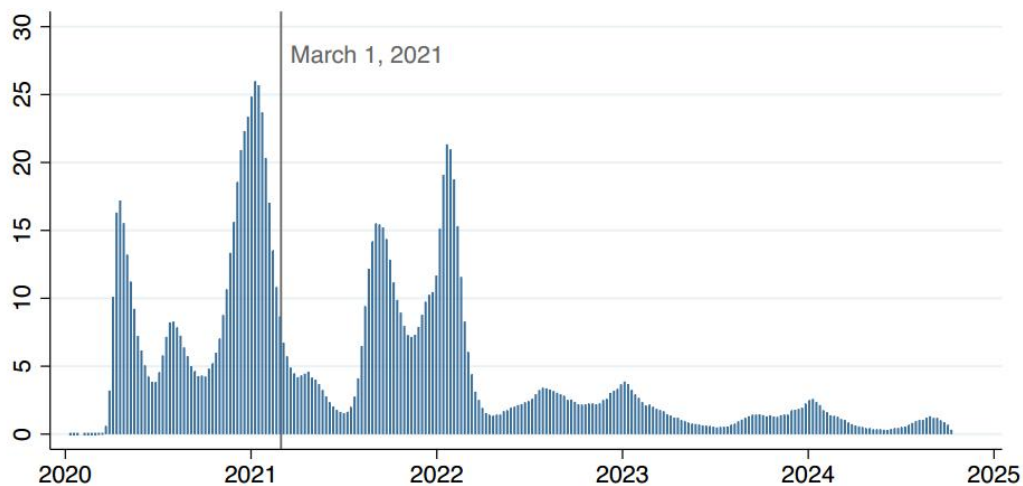
那么，为什么政策制定者决定实施如此大规模的额外财政刺激——约 1.75 万亿美元，或占 GDP 的约 8%？多个因素似乎发挥了作用。

首先，决策者对经济预测持怀疑态度，因为疫情的进展和财政政策的效力存在相当大的不确定性：

- 美国的 COVID 相关死亡人数在 2020 年底激增，从 12 月中旬到 1 月底，每周死亡人数超过 20,000 人，如图 4 所示。这个死亡人数超过了之前的最高水平。尽管 COVID 疫苗接种于 12 月中旬开始，并且死亡人数在冬季迅速下降，但关于疫苗接种人数、接种时间表和疫苗有效性的情况仍存在不确定性。此外，许多人对社交距离和戴口罩感到不满，因此未来的行为模式也很难预测。

- 如上所述，财政政策在刺激商品和服务需求方面的有效性存在不确定性，特别是在这场前所未有的疫情背景下。例如，如果社交距离措施导致家庭推迟了初次几轮财政刺激所激发的一部分消费，那么更多的刺激措施可能已经在实施中，且可能不需要更多的新刺激。然而，如果社交距离继续存在，进一步的刺激措施所带来的额外消费也可能被推迟。

图 4 美国每周新冠肺炎死亡人数



Data source: Centers for Disease Control and Prevention. Last data point: October 12, 2024.

其次，许多政策制定者和分析师认为，制定太少的刺激措施比制定太多的刺激措施危险得多：

- 许多观察者认为，在应对全球金融危机和大萧条时，政府提供的财政刺激措施过少，而这一失误带来了巨大的经济和社会成本。在那段时期，许多未充分利用的资源持续了多年。CEA（2014年，第3-4表）指出，最后一批复苏法案是在2012年出台的，而当时失业率仍在8%左右。随着经济扩张最终在2016年将失业率降至5%以下，25至54岁劳动力的参与率显著回升，这表明早期的劳动力需求不足不仅保持了高失业率，还阻碍了潜在劳动力的进入。即便失业率达到历史低点，通货膨胀仍然保持在联邦储备目标以下，这与这样一种观点相一致：刺激措施不足导致了多年不必要的高失业率。

大量研究文献记录了失业带来的高成本。工作失位与持续的收入负面影响相关联（例如，见 Couch 和 Placzek, 2010年，以及 Shiro 和 Butcher, 2022年），并且在大萧条期间的失业对就业率产生了持久的负面影响（Yagan, 2019年）。此外，“大萧条的影响对男性、黑人和西班牙裔工人、年轻人以及低学历工人影响最为显著”（Hoynes 等，2012年）。Dyan 和 Elmendorf（2023年）显示，“在大萧条期间或紧随其后的长期失业家庭，其财富在2007年至2019年间总体下降，而没有经历失业的家庭则实现了财富增长。”

疲软的劳动力市场也会给失业者带来超出收入和劳动力市场前景的成本。罗斯坦（2023）指出，在大衰退期间进入劳动力市场的大学毕业生的就业概率永远低于在较好时期进入劳动力市场的大学毕业生。Nikolova 和 Nikolaev（2018）发现父母失业对儿童心理健康的持续有害影响。

更普遍的是，疫情的影响不均衡——在经济部门、地理区域和收入层次之间——使得整体刺激不足时，某些群体和经济部分可能会被“落下”。事实上，

Guerrieri 等人（2021）提出了一个结构性再分配模型，在该模型中，不对称冲击导致货币政策以更高的通胀为目标，以支持所有经济部门。

- 许多观察人士认为，通胀显著上升的可能性不大。自 1993 年以来，核心通胀（通过四季度核心 PCE 物价指数的变化来衡量）从未连续两个季度超过 2.5%。此外，自大衰退以来，该指标几乎持续低于美联储的 2% 目标——即便在 2010 年代末期，失业率降至许多分析师认为的自然失业率之下。事实上，许多菲利普斯曲线的估计表明，只有在失业率大幅下降的情况下，通胀才会显著上升；我们将在后文进一步探讨这一问题。

此外，适度的通胀上升并未被视为不受欢迎。美联储在 2020 年 8 月通过的政策框架中指出：“在通胀持续低于 2% 的时期之后，适当的货币政策可能会旨在实现略高于 2% 的通胀率，一段时间内保持这一水平”（FOMC, 2020a）。此外，一些分析人士曾建议美联储提高其通胀目标，以便名义联邦基金利率趋向较高，降低零利率下限的约束。

最后，如果财政刺激使经济过热，美联储有能力提高利率，这让一些人感到安心。相比之下，在联邦基金利率接近于零的情况下，如果提供的财政刺激太少，无法使经济恢复充分就业，美联储就无法进一步降息。

第三，一些支持进一步出台重大财政刺激措施的人可能认为，现在是民主党在政策上加以体现其主张的时机。最近的选举带来了新的民主党总统以及一个微弱的民主党参议院多数，同时保住了众议院的民主党多数。这些选举结果部分归因于公众对政府应对疫情的处理不满。特别是在乔治亚州的民主党参议员候选人在成功的决选活动中，强调了他们对进一步疫情救济的支持。而应对疫情的立法提供了一个扩展许多民主党人早已支持的项目的机会，比如儿童税收抵免。

#### **4. 随着美国援助计划的实施**

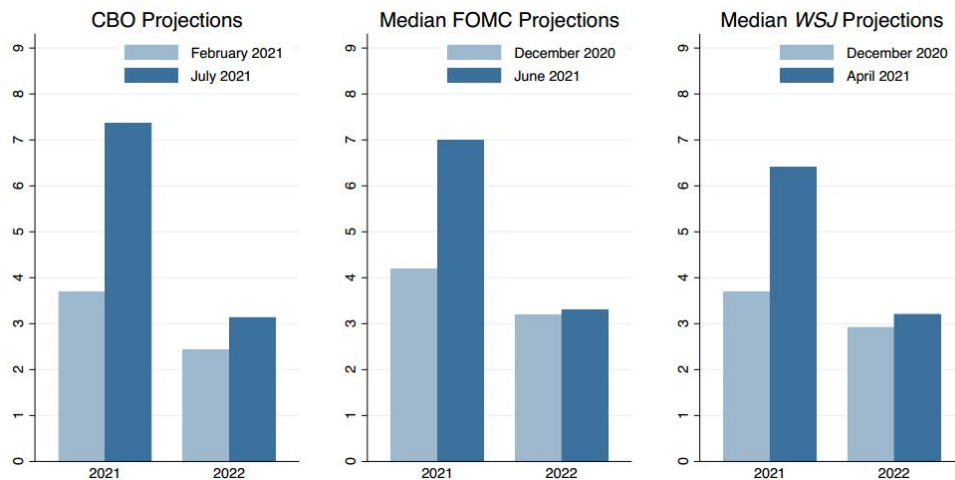
ARP 颁布后，对美国经济的预测发生了显著变化。然而，经济结果在很大程度上与这些预测不同，这可以为未来的稳定政策提供信息。

#### **ARP 后对经济前景的更新**

ARP 颁布后发布的预测显示，实际 GDP 和失业率的结果比之前的预测要好得多，但通胀只有小幅上调，货币政策几乎没有变化。

在 2021 年 7 月的基线（ARP 通过后的第一次更新）中，国会预算办公室预测 2021 年四个季度的实际产出增长为 7.4%，2022 年为 3.1%，如图 5 左图所示。实际 GDP 水平的最终路径（如附录图 12a 所示）远高于国会预算办公室的 ARP 前预测，甚至高于其大流行前预测。2022 年第四季度相对于后者的峰值差异为 2.4%。

图 5 第四季度实质本地生产总值增长预测

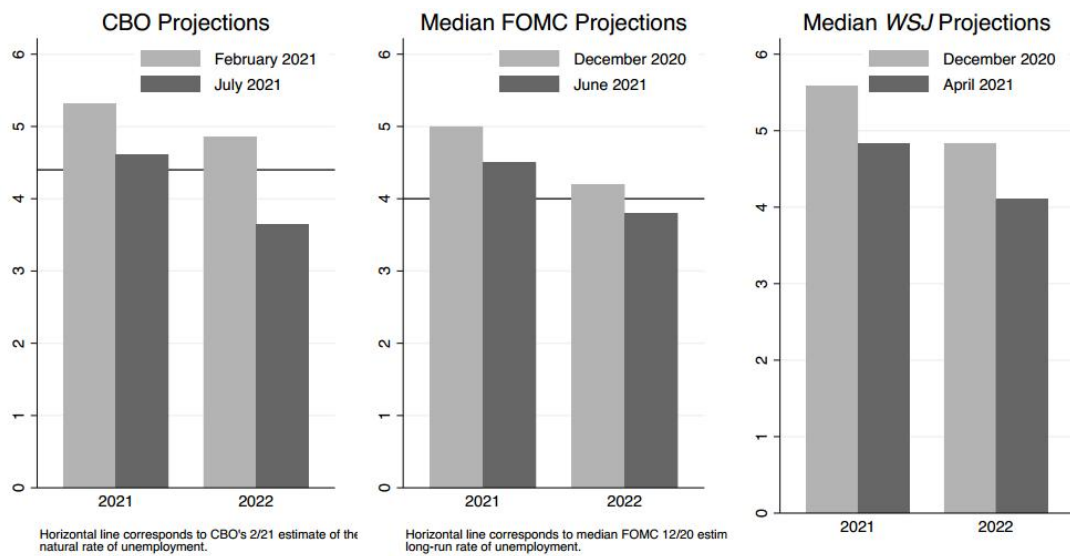


CBO 2021 年 7 月的产出缺口预测（未显示）值得注意，该预测不仅纳入了潜在产出和实际产出的修订。根据该预测，从 2021 年第二季度估算的产出相对于潜在产出的短缺为 1.1%，CBO 预计，2021 年第三季度实际产出将超过潜在产出 0.5%，第四季度超过 1.4%，2022 年将接近 2.4%，2023 年第四季度仍将超过潜在产出 1.5%，并且这一超额情况将持续至 2025 年，逐步下降。预计从 2021 年第三季度到 2025 年底，产出超出潜在产出的累计量将为年潜在产出的 5.9%，这一水平略低于 1990 年代末期经济繁荣期间的累计超额量，但高于自 1960 年代末以来的每一次经济扩张的累计超额量。此外，如前所述，CBO 的潜在产出估计没有考虑社交距离的影响；如果纳入这一效应，产出的超额量将更加显著。

从图 6 的左图中可以看出，CBO 预测，失业率将比 ARP 法案通过前的预期大幅下降，预计 2021 年第四季度失业率为 4.6%，而不是之前预期的 5.3%。在疫情爆发之前，CBO 预计该季度失业率为 3.6%。该机构还预计，劳动力需求将足够强劲，能够吸引更多人进入劳动力市场，使得劳动力参与率在 2022 年底及之后大幅超过疫情前的趋势；我们将在后文进一步讨论这一点。

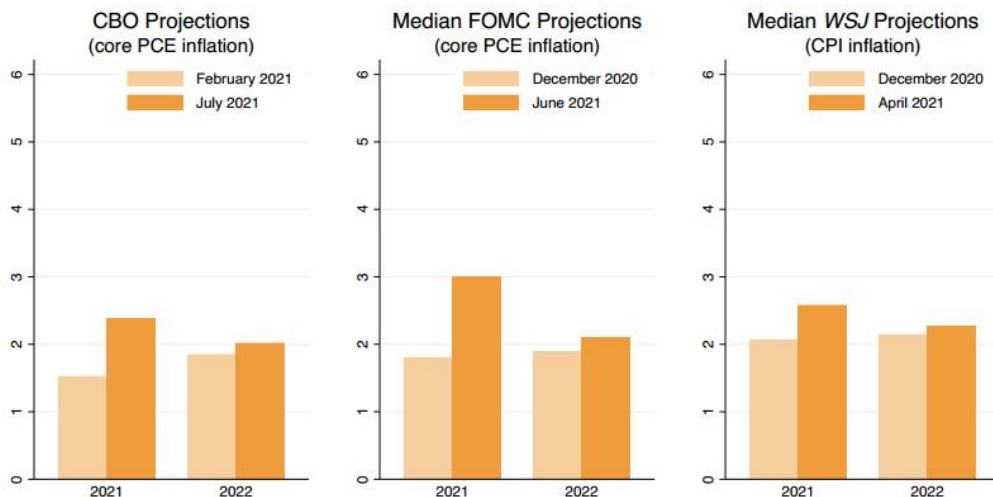


图 6 第四季度失业率预测



尽管 CBO 预期商品和服务需求强劲，劳动力市场将大幅收紧，但其对核心通胀的预测仅有所上调。2021 年 7 月，CBO 估计 2021 年第二季度核心 PCE 价格的年增长率为 3.2%，但预计未来每个季度的年增长率将保持在 2.2% 或以下——略高于疫情前预期的 2.0% 至 2.1% 之间的增长率。2021 年和 2022 年四个季度的核心 PCE 通胀变化如图 7 左侧面板所示。此外，CBO 继续预测联邦基金利率将在 2023 年之前保持接近零水平。

图 7 通货膨胀预测



美联储政策制定者的前景修订也类似。FOMC 在 2021 年 3 月发布了 SEP，该摘要发布时正好是在 ARP 通过之后，但该预测中关于财政方案的假设并不明确。因此，我们将对比 FOMC 在 2021 年 6 月的预测与其 2020 年 12 月的预测。

从图 5 的中间部分可以看出，2021 年 6 月 SEP 中的中位数预测显示，2021 年四个季度的实际 GDP 增长率为 7.0%，2022 年为 3.3%。由此得出的实际 GDP 水平路径高于政策制定者在 ARP 前的预测，甚至高于其疫情前的预测，并且在 2022 年第四季度相对于疫情前的预测差距达到 2.3%（见附录图 12b）。

与 CBO 类似，美联储政策制定者预计失业率将在 ARP 实施前的预期基础上大幅下降，如图 6 中间部分所示。2021 年第四季度的预期中值为 4.5%—比 ARP 前的预期低 0.5 个百分点，但仍高于疫情前的预期。

与国会预算办公室一样，美联储政策制定者对 ARP 后 GDP 和失业率结果的更好预期与对预期通胀的温和但短暂的向上调整有关。从图 7 的中间部分可以看出，核心个人消费支出价格在 2021 年的四个季度中预计增长 3.0%，随后在 2022 年恢复到约 2% 的增长。2020 年 12 月、2021 年 3 月和 2021 年 6 月的 Sep 中的其他信息显示，在 2021 年上半年，FOMC 成员对通胀前景变得更加不确定，并认为风险越来越倾向于上行。尽管如此，中位受访者预计联邦基金利率在 2023 年之前将保持在接近零的水平。

2021 年 4 月，《华尔街日报》对 ARP 颁布后的预测者进行了第一次调查。预测者调高了他们对实际 GDP 增长的预期，调低了他们对失业率的预期，如图 5 和图 6 的右侧面板所示，但调低幅度不如国会预算办公室或联邦公开市场委员会在夏季的预测。

对于 FOMC 和私人预测者来说，预期 2022 年实际产出水平将超过其疫情前的预测，而与此同时，他们也预计失业率在 2022 年不会低于疫情前的预期。这一分歧可能反映了产出和失业差距之间奥肯法则关系的滞后效应。但失业率的较慢回落可能对美联储非常重要，因为美联储在 2020 年 9 月表示，其计划将联邦基金利率保持在非常低的水平，“直到劳动力市场条件达到符合委员会对充分就业评估的水平”（FOMC，2020b）。

如图 7 右图所示，与政府机构一样，ARP 颁布后，私人通胀预测中值仅小幅上调。172021 年 12 月 CPI 预测 12 个月变化分布的第 90 百分位仅为 3.1%，仅比 2020 年 12 月的调查高出约半个百分点。与 CBO 和 FOMC 一样，对《华尔街日报》调查的反应中值显示，联邦基金利率在 2023 年之前将保持在相当接近于零的水平。

总结一下：在美国救援计划实施后，主要联邦机构的分析师和决策者以及私营部门的主要预测者们普遍预计，到 2021 年底，实际产出将超过疫情前的趋势水平，并在多年内保持在趋势水平之上，到 2021 年底，失业率将降至 4% 左右，通胀将略有上升，但保持不变——这些结果不涉及对货币政策的调整。

### 2021 年和 2022 年的经济成果

事实证明，这些预测过于乐观。2021 年和 2022 年，美国实际产出稳步增长，但增长速度不如预期，失业率下降速度略快于预期，通胀飙升，美联储大幅提高联邦基金利率。

根据目前的估计，实际 GDP 在 2021 年的四个季度中增长了 5.7%，在 2022 年的四个季度中增长了 1.3%。这一反弹标志着从大流行衰退中全面复苏，2021

年和 2022 年第四季度的 GDP 水平几乎与国会预算办公室、联邦公开市场委员会和私人预测者的疫情前预测一致（如附录图 12 所示）。即使如此，这一性能大大低于 ARP 后的预测，如表 2 所示的所有三个来源，并在图 8 的左上图中描述了 CBO。（为了限制数字的数量，我们不包括联邦公开市场委员会或《华尔街日报》调查的相应数字，但结果在性质上是相似的。

2021 年的失业率比许多分析师和决策者在春季和夏季的预期下降得更多，如表 2 和图 8 右上方的图表（对于国会预算办公室）所示。到 2022 年初，失业率已大致降至大流行前的预测水平（如附录图 13 所示）。

通胀远远超出了大多数分析师和决策者的预测，因为核心个人消费支出价格指数在 2021 年的四个季度中上涨了 4.9%，在 2022 年上涨了 5.2%。表 2 和图 8 左下方（对于国会预算办公室）总结了预期和结果之间的巨大差异。通胀的上升降低了经通胀调整的联邦基金利率，这进一步提振了需求。

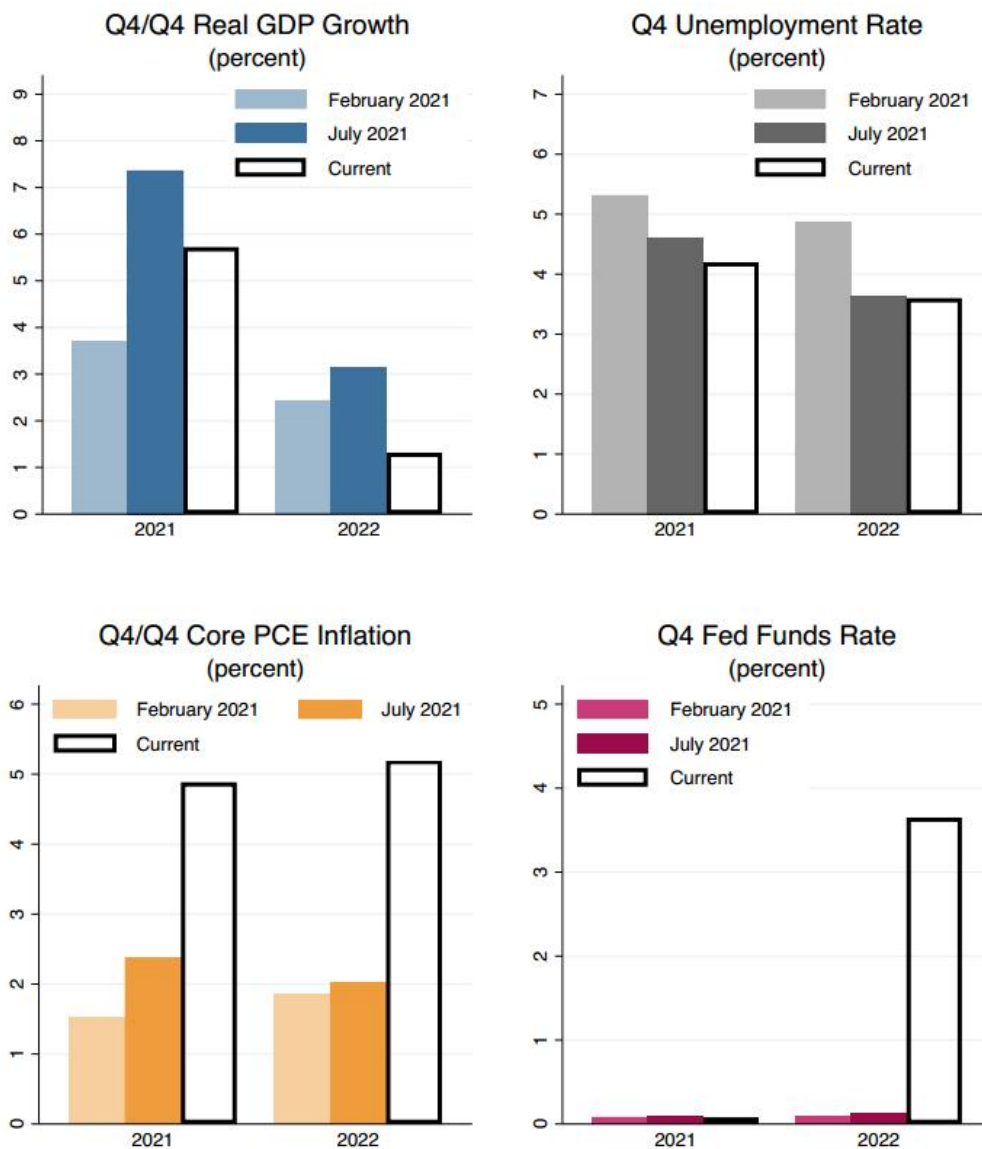
随着通胀飙升持续到 2022 年，美联储越来越担心对商品和服务的需求将继续超过现有供应，并开始以非常快的速度提高联邦基金利率。与许多分析师和政策制定者对联邦基金利率的预期相关的意外可以在表 2 和图 8 的右下图（对于国会预算办公室）中看到。

表 2：2021 年中期的经济预测和后续结果

Economic Measure	CBO	FOMC Median Response	WSJ Survey Median Response	Actual (Current Estimate)
Real GDP growth				
2021	7.4%	7.0%	6.4%	5.7%
2022	3.1%	3.3%	3.2%	1.3%
Unemployment rate (Q4)				
2021	4.6%	4.5%	4.8%	4.2%
2022	3.6%	3.8%	4.1%	3.6%
Core PCE inflation rate (Q4/Q4)				
2021	2.4%	3.0%		4.9%
2022	2.0%	2.1%		5.2%
CPI inflation rate (Dec./Dec.)				
2021			2.6%	6.8%
2022			2.3%	7.1%
Federal funds rate (Q4)				
2021	0.1%	0.1%	0.2%	0.1%
2022	0.1%	0.1%	0.3%	3.7%

Notes: The CBO forecast was published on July 1, 2021; the FOMC forecast on June 16, 2021; and the *WSJ* survey results on April 11, 2021. Actual values are the estimates reported by government statistical agencies in Fall 2024. Values for the unemployment rate correspond to the Q4 average for CBO, the FOMC, and the actual, and to the December value for the *WSJ* survey. Values for the federal funds rate correspond to the Q4 average for CBO and the actual, to the year-end value for the FOMC, and to the December value for the *WSJ* survey.

图 8 CBO 预测和实际实现



### 5. 需求繁荣、缺乏弹性的供给和供给冲击

上一节讨论的美国经济结果有一个简单明了的解释：扩张性财政政策、扩张性货币政策以及经济因流行病消退而自然反弹，在 2021 年和 2022 年产生了对商品和服务需求的繁荣。在 2021 年中期，许多分析师和政策制定者预计，需求激增将推动 2022 年的产出远高于他们在疫情大流行前预测的水平，并使 2022 年的失业率降至疫情大流行前的水平，但 2022 年的核心通胀率将接近疫情大流行前的预测。换句话说，他们预计经济能够提供繁荣所需的额外产出，而不会对通胀产生任何显著的上行压力。然而，产出增长明显低于他们的预期，通胀飙升至 40 多年来的最高水平。

为什么在没有更高通胀的情况下，商品和服务的供应没有增加以满足需求，这是本节的主题。使用第 2 节中的总供给和总需求框架，其解释是非弹性供

给——需求繁荣将经济推向总供给曲线的陡峭部分——以及超出流行病本身的进一步不利供给冲击的组合。了解这些因素的相对重要性有助于为未来的稳定政策吸取教训，我们将在后面讨论。

我们没有对这些因素的大小进行严格的实证检验。相反，我们提供了一系列有助于区分它们的证据——可识别的供给冲击、通胀飙升的时间和广度、劳动力市场的紧张程度、菲利普斯曲线的斜率以及过去两年的反通胀。

我们发现，缺乏弹性的供给是通胀飙升背后的主导因素，在需求繁荣推动美国经济达到的产出水平上，总供给曲线相当陡峭。负面供应冲击在提高通货膨胀方面所起的作用较小。

### 可识别的供应冲击

疫情流行最初的不利供应冲击在 2021 年和 2022 年期间继续缓解。这一冲击的很大一部分相对较快地逆转，许多企业重新开业，劳动力参与率在大流行爆发后的几个月内出现了急剧的局部反弹。此后，这一过程逐渐持续。值得注意的是，在 2021 年和 2022 年，25 岁至 54 岁的美国人的劳动力参与率稳步攀升，因为人们接种了疫苗或放弃了社会距离而没有接种疫苗。相比之下，55 岁及以上美国人的劳动力参与率几乎没有变化反弹——可能是由于对疫情的持续恐惧，股票和房价上涨带来的财富增加，以及集团内部的老龄化。但总的来说，疫情带来的负面劳动力冲击在 2021 年和 2022 年有所减弱，美国劳动力在 2022 年末恢复到疫情大流行前的高点。

然而，在这些年里，美国经济遭受了额外的不利供应冲击。首先，全球出现了半导体短缺。抑制半导体生产的冲击包括 COVID、恶劣天气，以及美国汽车制造商早些时候因（最终不准确的）对汽车需求长期下降的预期而决定削减半导体订单。然而，正如 Levy（2024）所指出的，短缺可能反映了这些供应冲击和对半导体生产的商品的强劲需求的结合，因此将与短缺相关的通货膨胀完全归因于供应冲击是不正确的。

另一个负面供应冲击是 2022 年 2 月俄罗斯入侵乌克兰。入侵扰乱了全球粮食供应，减少了天然气运输（特别是对欧洲），推高了石油价格，并限制了某些其他原材料的供应。这些冲击发生在最初的通胀飙升之后，但可能在保持高通胀方面发挥了作用。

美国在 2022 年移民激增时也经历了对供应的重大有利冲击。根据 CBO（2024，第 30 页）的估算，除临时外国工人和合法永久居民外，净移民人数“从历史上每年约 20 万人增加到 2022 年的 190 万人和 2023 年的 240 万人。”CBO 指出，获得工作许可的移民通常存在滞后效应，因此移民激增可能在 2022 年对总供应的影响有限。此外，移民的增加也推动了总需求，使得供需失衡的净效应不明确。

在其他条件相同的情况下，导致半导体产量下降的冲击和俄罗斯入侵乌克兰造成的供应中断推高了 2021 年和 2022 年的通胀，其影响主要集中在受这些冲击影响最大的项目上。在制定 ARP 时，要衡量总供给曲线是否高于预期，还需要考虑有利的供给冲击因素。我们的非正式感觉是，社会距离的减少可能大致符合预期，而半导体供应的削减和乌克兰战争可能阻碍了供应。比移民潮更多的是增加了相对于需求的供给（至少到 2022 年）。

### 通胀飙升的时间和广度

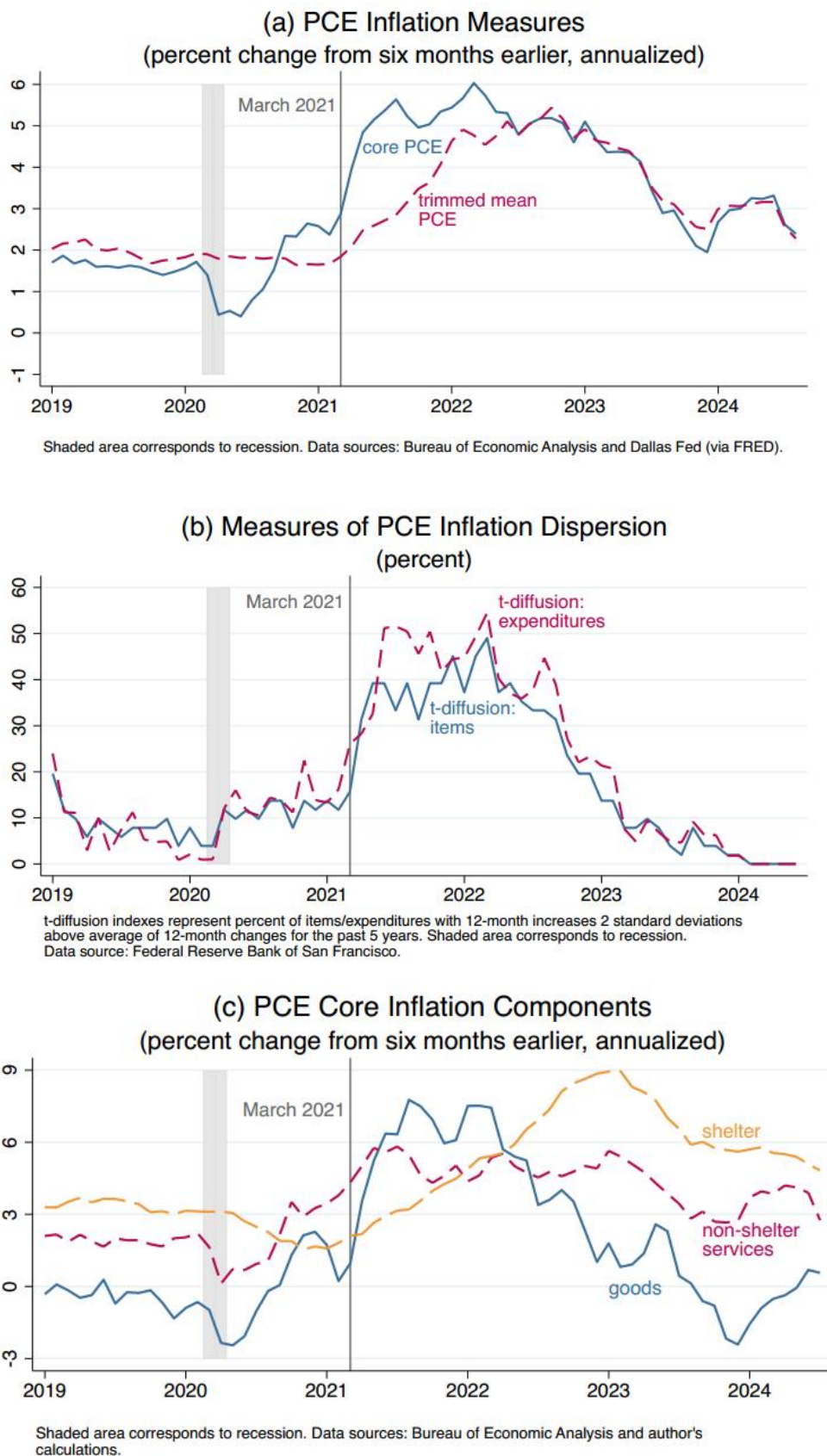
对通胀飙升的时间和广度的考察，进一步揭示了刚刚讨论的不利供应冲击相对于更广泛的刺激推动的需求冲击的重要性。

消费者价格在 2021 年春季开始加速上涨。就核心个人消费支出价格而言，六个月的年化变化——平滑月度波动，同时比通常使用的十二个月变化更快地响应变化——在 2021 年 3 月达到 2.9%，2021 年 6 月达到 5.1%，2021 年 8 月达到 5.6%。图 9a 中的实线显示了这一回升。在此期间，整体个人消费支出价格（未显示）的六个月年化变化也大幅上升，在 2021 年夏季达到 6.2%。核心个人消费支出通胀和整体个人消费支出通胀在 2022 年都保持在高位。

价格的加速最初集中在相当狭窄的一组商品和服务上，但很快就在所有消费品上变得明显。达拉斯联邦储备银行（Federal Reserve Bank of Dallas）发布了 PCE 通胀的“削减均值”指标，该指标大致排除了每月价格变化的最低和最高季度。19 六个月的年化削减均值通胀在 2021 年 6 月达到 2.6%，2021 年 9 月达到 3.2%，2022 年 2 月达到 4.9%（如图 9a 中的虚线所示）。在过去的十年里，这一系列数据只有一次显著高于 2.0%。

旧金山联邦储备银行（Federal Reserve Bank of San Francisco）发布的其他衡量消费者价格上涨幅度的指标也显示，2021 年春季和夏季会出现大幅上涨。例如，如图 9b 中的实线所示，CPI 篮子中 12 个月价格变化比前五年平均 12 个月价格变化高出两个标准差的项目（称为“t-扩散”指数）的份额从 2021 年初的约 12% 上升到 2021 年 5 月的近 40%。如图中的虚线所示，消费者支出在价格上涨中所占的比例几乎同时大幅上升，甚至更显著。

图 9 通货膨胀实现



关于 2021 年价格加速的广度的最后一个观点来自消费大类的个人消费支出价格指数。核心商品价格和不包括住房的核心服务价格的六个月变化在 2021 年



上半年都显著增加，如图 9c 中的实线和红色虚线所示。2022 年，核心商品的通胀大幅回落，而核心服务（不包括住房）的通胀居高不下。住房价格的六个月变化，即金色虚线，比其他类别的上涨更缓慢，主要是因为现有租户的合同需要时间来移交。21 到 2022 年底，住房通胀大约增加了两倍。

通胀飙升的时机和早期范围都表明，面对广泛的需求繁荣，缺乏弹性的供应发挥了重要作用。2021 年期间，社会疏离的供给冲击有所缓解，乌克兰入侵尚未发生，而财政和货币政策的刺激力度非常大。2022 年上半年，尽管美联储在春季开始提高联邦基金利率，但政策刺激依然强劲。此外，广泛的价格加速表明，通胀的关键驱动因素是整个经济的因素，而不是特殊的冲击。

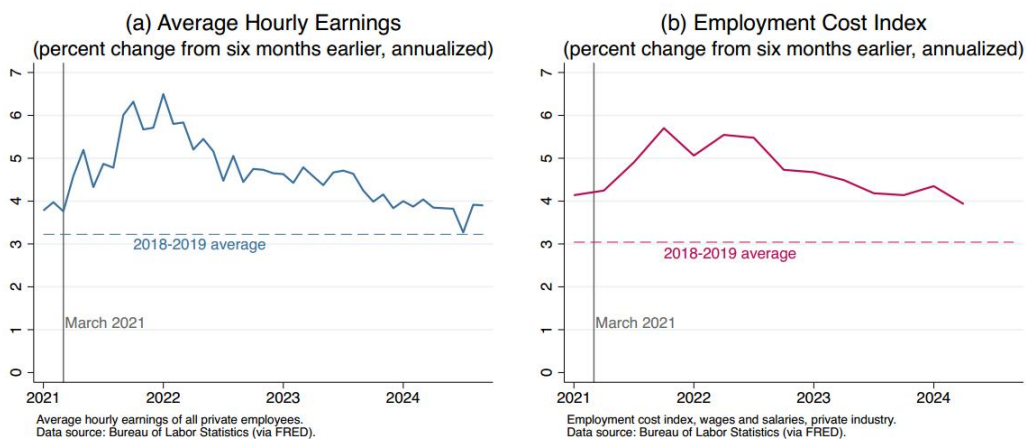
### 劳动力市场紧张

现有证据表明，在财政刺激和其他因素推动总需求时，劳动力供给约束是总供给曲线陡峭化的重要基础。

失业率在 2021 年期间迅速下降，到 2022 年初几乎回到大流行前的低点。2022 年失业率进一步下降，降至约 3.5%。与此同时，2021 年的职位空缺激增了 50% 以上，达到了该系列 20 年历史上的最高水平。然后，整个 2022 年，职位空缺大致稳定在较高水平。正如 Furman 和 Powell（2021）、Ball 等人（2022）和其他分析师所讨论的，职位空缺的增加意味着 2021 年和 2022 年的劳动力市场比失业率本身所暗示的要紧张得多。

对劳动力的强劲需求推高了 2021 年的薪酬增长，这是以私营部门雇员的平均时薪和私营行业工人的工资和薪金的就业成本指数来衡量的。如图 10 所示，在 2021 年期间，这两个系列的六个月年度变化相当稳定地攀升至显著高于疫情大流行前平均值的水平。

图 10 薪酬增长实现情况



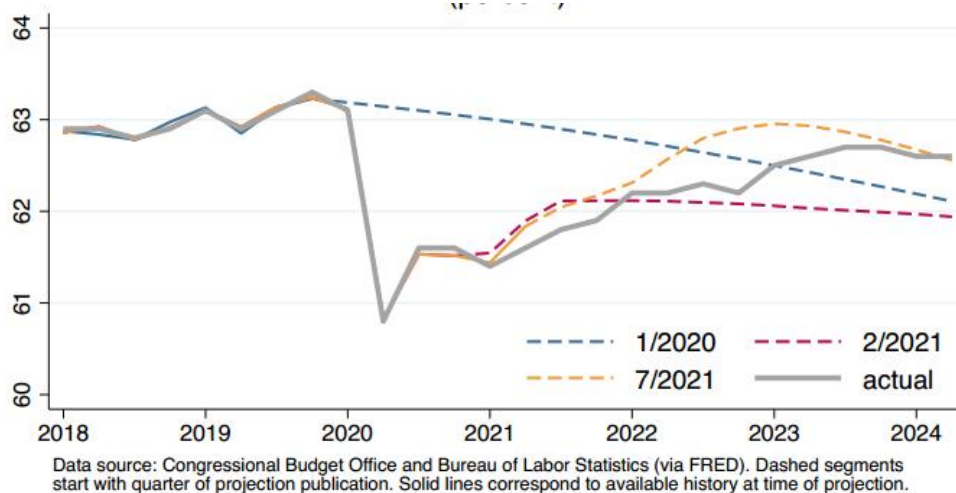
在 ARP 实施后，CBO 预测劳动参与率将显著上升，并在 2022 年下半年及以后超过该机构的疫情前预测，如图 11 所示。（FOMC 的 SEP 和《华尔街日报》对私人预测者的调查中均未报告劳动参与率的预测。）预期强劲的需求将

促进劳动力供应的大幅增加，可能在 CBO 预测通胀不会大幅上升中发挥了作用。然而，2021 年和 2022 年劳动力的供应弹性低于 CBO 的预期。

补偿的加速和劳动力参与率没有大幅增加，即使社会距离的不利冲击正在缓解，这意味着对劳动力的需求已经被推高到劳动力供应相当缺乏弹性的程度。

我们对劳动力市场结果的解释是，从 2021 年开始，需求繁荣遭遇供应约束，这似乎与伯南克和布兰查德（2023）的观点不一致。他们认为，2021 年的通胀飙升并非源于劳动力市场的过度需求和过热，因为根据他们的估计模型，考虑到劳动力成本，价格上涨速度比预期快，而考虑到价格，劳动力成本并没有比预期快。然而，经济过热带来的压力会直接影响价格设定，而不仅仅是通过更高的工资推高价格。事实上，教科书上对菲利普斯曲线的描述通过使用奥肯定律将劳动力和产品市场联系起来，从而将其与总供给曲线联系起来。例如，见曼昆（《2019》第 413-415 页）。此外，Leduc 等人（2024）和他们引用的其他人发现，在 20 世纪 90 年代，价格对工资的加价几乎没有变化。

图 11 国会预算办公室劳动力参与率预测图



### 菲利普斯曲线斜率

许多关注大流行前几十年通胀动态的文献得出结论，菲利普斯曲线相当平坦，因此只有在失业率大幅下降的情况下，通胀才会显著上升。这项研究的例子包括 Del Negro 等人（2020）和 Hazell 等人（2022）。ARP 后对 CBO、FOMC 和《华尔街日报》调查的经济预测的修正表明，当时的预测者接受了这一发现。根据这一证据，我们关于 2021 年和 2022 年的需求繁荣进入陡峭的总供给曲线的说法不是很有说服力，而另一种说法，即需求繁荣被进一步的不利供给冲击所破坏，则更有说服力。

然而，关于菲利普斯曲线的大量其他证据——特别是包含更多最新数据的分析——与 2021 年和 2022 年的需求繁荣遭遇陡峭的总供给曲线的说法一致：

- 一些研究发现，随着劳动力市场的收紧，菲利普斯曲线变得更加陡峭，因此在失业率较低的情况下，通胀对失业的反应变得更加敏感。其中许多论文包含了近期通胀飙升的数据，包括鲍尔（Ball）等人（2022）、德米雷尔（Demirel）和威尔逊（Wilson）（2023）、史密斯（Smith）等人（2023）以及贝尼尼奥（Benigno）和埃格特森（Eggertsson）（2023 和 2024）。另见 Furlanetto 和 Lepetit（2024）最近的评论。仅基于早期数据的显著例外包括 Gagnon 和 Collins（2019）、Hooper 等人（2019）以及 Forbes、Gagnon 和 Collins（2021）。

- 最近的一些论文将职位空缺率与失业率一起纳入衡量劳动力市场紧张程度的指标，并观察到该指标在 2021 年和 2022 年的大幅攀升有助于解释通胀的上升。这些论文的例子包括 Furman 和 Powell（2021）、Ball 等人（2022）以及 Benigno 和 Eggertsson（2023 和 2024）。

- 一些分析师将通胀飙升部分归因于消费者需求从服务到商品的显著转变（或“轮换”），以及商品供应的限制。事实上，实际个人消费支出商品在 2020 年中期超过了大流行前的趋势，然后在 ARP 通过前后激增。在此后一年多的时间里保持在趋势水平之上。这一模式与图 9c 所示的核心商品通胀的激增相一致，并支持至少一些供应计划是弯曲的这一观点。伯南克（Bernanke）和布兰查德（Blanchard）（2023，第 16 页）解释说：例如，如果我们认为企业面临平坦的边际成本，直到供给变为垂直的物理约束，那么相对需求增加，如果足够大，将沿着垂直供给曲线移动价格，但相应的相对需求减少将沿着供给曲线的水平部分移动价格。一些部门的价格上涨不会被其他部门的价格下跌所抵消。虽然总供给比部门供给更具弹性，因为一些资源可以跨部门转移，但随着资源利用率的攀升，供给约束更有可能受到约束的逻辑也适用于整体经济。

- 需求繁荣的力量意味着，相对于总供给曲线，总需求曲线被向右推得相当远。如第 4 节所述，在 ARP 颁布后，CBO 预计实际产出将 2021 年下半年平均超出潜在产出 1%，2022 年超出近 2.5%。即使不考虑社会距离的选择（未纳入国会预算办公室的估计），从历史标准来看，后者也代表了惊人的超额。因此，总的来说，关于菲利普斯曲线的证据与总供给曲线在 2021 年和 2022 年的相关范围内相当陡峭的观点是一致的。

### **2023 年和 2024 年的通货紧缩**

美国的通胀在 2022 年春季开始逐渐缓解，并在 2023 年急剧下降。根据核心 PCE 价格的年化六个月变化，核心通胀率从 2023 年初接近 5% 下降至 2024 年前八个月的平均值略低于 3%，如图 9a 中的实线所示。

正如通胀的激增可以归因于负面供应冲击和需求繁荣与相对缺乏弹性的总供给相碰撞一样，快速的通胀回落也可以归因于有利的供应冲击和在相对缺乏弹性的总供给面前的需求约束。

2022 年末和 2023 年有利的供应冲击包括劳动力参与率的显著提高，半导体产量的持续增长，以及早些时候提到的移民激增。55 岁及以上人口的劳动力参与率持续下降，但 25 至 54 岁人口的劳动力参与率稳步上升，使得总体劳动参与率自 2022 年底以来提高了约 0.5 个百分点。因此，目前总体劳动参与率仅比 2010 年代末的平均水平低 0.25 个百分点。这些供应冲击有助于降低通胀。

但我们提供的证据表明，强劲需求在推高通胀方面发挥了主导作用，同时也表明，抑制总需求可能是降低通胀的最大因素。如果只有当产品和劳动力市场非常紧张时，总供给曲线才会相当陡峭，那么显著的反通胀并不需要需求的大幅下降，而只需要足以使经济回到供给曲线较平坦部分的下降。此外，所发生的需求抑制是显著的：ARP 和前几轮扩张性财政政策的刺激在 2022 年末及以后逐渐减少，而美联储在当年早些时候实施了决定性的货币政策转向。此外，在一系列广泛的数据中可以看到供需失衡的广泛缓解——失业率上升，职位空缺显著下降至大流行前的水平，核心通胀和修正平均通胀下降（如图 9a 所示），价格变化的 t 扩散指数显著下降（如图 9b 所示），以及薪酬增长放缓（如图 10 所示）。

## 6. 财政稳定政策的教训

根据我们的分析和其他经济研究，我们从 COVID 经验中看到了美国未来财政稳定政策的三个主要教训。

首先，财政刺激是提振产出需求、从而降低衰退的人力和经济成本的有力工具，在货币政策受到利率有效下限约束的情况下，财政刺激尤其有用。新冠疫情给美国及全球各国带来了身体上的痛苦和生命的损失。疫情还导致了经济活动的急剧下降，并引发了失业率的飙升，因为许多人采取社交距离措施以减少病毒传播。各国政策制定者采取了一系列措施来保护公众健康，并支持产出和收入。在美国，急剧扩张的货币和财政政策，再加上疫情恐惧的缓解，促成了 2021 年对商品和服务需求的激增。

到 2022 年初，美国的产出和失业率几乎回到了疫情大流行前的预期水平——与许多其他发达经济体从大流行中缓慢复苏以及美国从全球金融危机和大衰退中非常缓慢的复苏（在衰退开始后的近七年时间里，失业率保持在 6% 以上）相比，这是一个惊人的表现。事实上，如图 11 所示，2023 年和 2024 年的劳动力参与率高于 CBO 的疫情大流行前预测，这意味着劳动力需求的强度最终吸引人们进入决策者所寻求的工作岗位，尽管比遏制工资压力所需的速度要慢。更一般地说，大量的经济研究表明，设计良好的财政政策刺激对产出和工人的需求，在经济低迷时期支持人们的收入，并最大限度地减少劳动力市场疲软的深度和持续时间，可以在短期和长期内减少经济低迷的破坏性后果。

其次，财政刺激引发的需求增加可能会冲击供应约束，从而推高通胀，因此权衡通胀上升的风险和成本对于调整财政刺激非常重要。调整财政刺激是非

常困难的。例如，疫情大流行影响劳动力供应的方式随着时间的推移而演变——包括疫苗接种的速度、增长远程工作的能力，以及不断变化的社会习俗——而分析师基本上没有评估的基础。作为另一个例子，半导体的生产问题是没有预料到的，并且在未来可能不会以同样的方式再次出现，尽管这些问题表明准时制（just-in-time）全球供应链本质上并不是非常稳健。而移民的激增至少在一定程度上是由美国经济的快速反弹造成的，经济预测者并没有普遍预期到这一点，但其规模之大足以显著影响劳动力供给（以及可能的总需求）。

当政策制定者权衡刺激过多或过少的风险时，他们会评估通胀的社会成本以及前面讨论过的失业的社会成本。许多经济模型表明，通胀的代价并不是很高，因为与名义收入增长相匹配的价格上涨使人们的购买力保持不变。事实上，对美国工人来说，2024年第二季度非农商业部门的平均实际时薪比2019年第四季度高出约2.25个百分点。但调查证据表明，许多人对近几年的通胀有不同的看法，这可能是因为个人的收入来源、消费组合和资产负债表不同，也可能是因为对名义薪酬决定方式的看法不同。尽管通胀已大幅下降，但许多家庭仍对较高的物价水平感到非常不满。即使大多数人对通胀的看法与经济学家的观点不一致，但通胀降低了许多人的幸福感这一事实可能与政策制定者有关。

第三，由于在一个不确定和不断变化的经济中校准财政刺激是如此困难，提供和撤销额外刺激的自动触发机制可能是有价值的。当产出和收入下降时，有关税收和政府福利计划的法律会导致较低的税收和较高的福利支出。在经济低迷时期，这些“自动稳定器”在保护人民和支持经济活动方面发挥着重要作用。然而，这种稳定的规模源于政策决定，这些政策决定侧重于税收和福利计划的理想结构方面，而不是周期性稳定的理想数量，经验表明，更大的稳定将是适当的。因此，许多分析师提出了增强现有自动稳定器的方法，而疫情的经验可能会鼓励人们更多地关注这些可能性。

---

本文原题为“Fiscal Policy and the Pandemic Era Surge in US Inflation”。本文作者 Karen Dynan 自 2017 年 3 月起担任彼得森研究所非常驻高级研究员，是哈佛大学经济学系的实践教授。2014 年至 2017 年，她担任美国财政部经济政策助理部长和首席经济学家，领导经济状况分析和政策制定，以应对国家的经济挑战。本文于 2024 年 12 月刊于 [PIIE](#)。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 让小银行倒闭：隐性无担保与金融传染

Liyuan Liu, Xianshuang Wang, Zhen Zhou/文 熊春婷/编译

导读：2019年5月24日，监管机构接管包商银行，结束了中国银行体系长期存在的政府担保。虽然政府向市场注入的大规模流动性和担保维持了整个市场的流动性，但这一政策转变使银行间融资条件急剧恶化，扩大了信贷利差，并降低了小银行可转让存单相对于大银行的融资比率。由于对未来救助的信心下降，而不是风险意识提高，这引发了其他小银行的困境。我们的研究结果强调了对小银行救助的监管理由，就像最近的硅谷银行案例一样。此外，中国银行体系内对政府担保的信心下降改善了价格效率、信贷分配，并抑制了小银行的过度冒险行为。编译如下：

银行救助是普遍的，因此往往是预料之中的。银行救助（或隐性担保）预期背后的经典理论是“太大而不能倒”（Too big to fail, TBTF）的概念。根据这一理论，一家大型银行由于其庞大的资产和与其他机构的相互关联性而倒闭，有可能通过资产负债表传染（例如，Allen 和 Gale，2000年；Eisenberg 和 Noe，2001年）或大甩卖（例如，Duarte 和 Eisenbach，2021年；Greenwood、Landier 和 Thesmar（2015年））。然而，TBTF 不足以解释救助小银行，我们经常可以看到对小银行的救助。最近的一个例子是美国监管机构决定超过 25 万美元的标准存款保险限额，将其覆盖范围扩大到硅谷银行（Silicon Valley Bank）的所有存款，该银行是一家不具有系统重要性的银行，于 2023 年 3 月倒闭。

救助小银行的理由是什么？不救他们会有什么后果？与小银行相关的隐性担保的影响是什么？在最近的一篇工作论文（Liu, Wang and Zhou 2024）中，我们通过研究中国一家小银行倒闭后的意外救助政策变化来解决这些问题。这一出人意料的政策转变，是由监管机构接管陷入困境的市级商业银行——包商银行——引发的。从历史上看，自 1998 年海南发展银行破产以来，陷入困境的银行普遍得到了救助，而无需进入破产程序，所有债权人都得到了全额偿付。然而，在包商银行被接管后，2019 年 5 月 24 日发生了重大变化，宣布只有索赔金额低于 5000 万元人民币的债权人才能得到全额偿付，而索赔金额超过 5000 万元人民币的债权人预计将遭受一定损失。这一声明标志着监管当局在过去 20 年中首次偏离全面救助计划。

有趣的是，在救助政策改变后不久，其他几家小银行也陷入了困境。例如，锦州银行——一家在香港上市的市级商业银行——在新政策不久后遭遇了严重的流动性危机。在银行间市场，5 月 25 日至 6 月 9 日，即救市政策转变后的 15 天内，该行仅成功发行了两张可转让存单（NCD），共筹集 2 亿元人民币。相比之下，在救助政策改变之前，该银行在 15 天内成功发行了 18 只 NCD，共筹集了 58 亿元人民币。2019 年 6 月 10 日，监管部门为该行发行 NCD 出具了临时担保，后于 2019 年 7 月 30 日撤销。

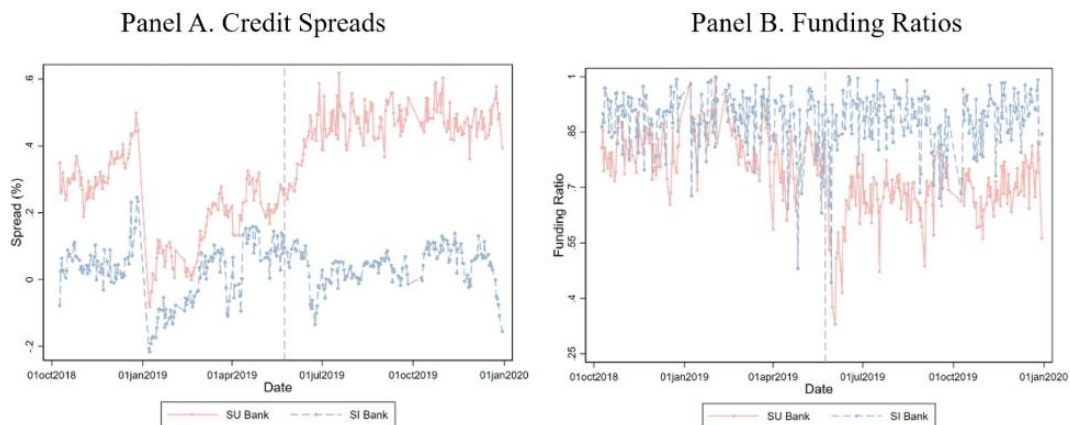
除锦州银行外，其他几家小型银行在救助政策转变后也经历了严重的资金困难，包括一家股份制商业银行（恒丰银行）、一家农村商业银行（成都农村

商业银行）和三家市级商业银行（吉林银行、哈尔滨银行和甘肃银行）。所有这些银行都接受了政府援助，没有债权人遭受损失。

鉴于监管当局选择不全额救助所有包商债权人，未来救助范围扩大到不具有系统性重要性银行的隐含概率显著下降。因此，对未来政府救助（或隐性无担保）的信心下降将反映在系统性不重要的银行的 NCD 发行上，从而导致借贷成本增加。开发了一个简单的理论模型来形式化这一想法，并为随后的实证分析提出假设。值得注意的是，该理论假设“太大而不能倒”，即政府担保总是延伸到具有系统重要性的银行。因此，根据该理论，救助政策的变化只会影响那些系统性不重要的银行。

主要的实证结果表明，偏离对小银行的全面救助政策导致了融资条件的显著恶化，以及随后其他几家小银行的倒闭。图 1 提供的初步证据表明，救助政策的转变增加了信贷利差，降低了系统性不重要银行的融资比率，而对系统性重要银行的影响很小。图 1 的面板数据 A 绘制了 2018 年 10 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日期间系统性不重要银行和系统性重要银行发行的每日信用利差的简单平均值，表明该事件推高了系统性不重要银行（SU）和系统性重要（SI）银行之间的 NCD 发行利率差异，并且该差异持续了很久。图 1 的面板数据 B 绘制了系统性不重要银行和系统性重要银行在同一样本期间发行的融资比率的简单平均值，表明在救助政策变化后，系统性不重要银行的 NCD 发行融资比率显著下降，但系统性重要银行的 NCD 发行融资比率保持稳定。图 1 中观察到的数据模式使用双重差分方法进一步验证，其中样本分为系统性不重要银行（实验组）和系统性重要银行（对照组）库。

图 1：每日平均信用利差和资金比率



注：本图为 2018 年 10 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日（事件日为 2019 年 5 月 24 日）NCD 发行的日均信用利差和融资比率。利差它为 NCD 发行利率与同日相同到期期限的 Shibor 利率之间的差额，采用成功样本计算。FDRATIO 它是 NCD 发行的资金规模与计划规模的比率，使用全样本计算。如果银行  $I$  经中国人民银行证明在系统上不重要，则  $TREAT_i$  是等于 1 的哑元，否则为 0。面板 A 绘制了传播的简单平均值。面板 B 绘制了 FDRATIO 它的简单平均值。

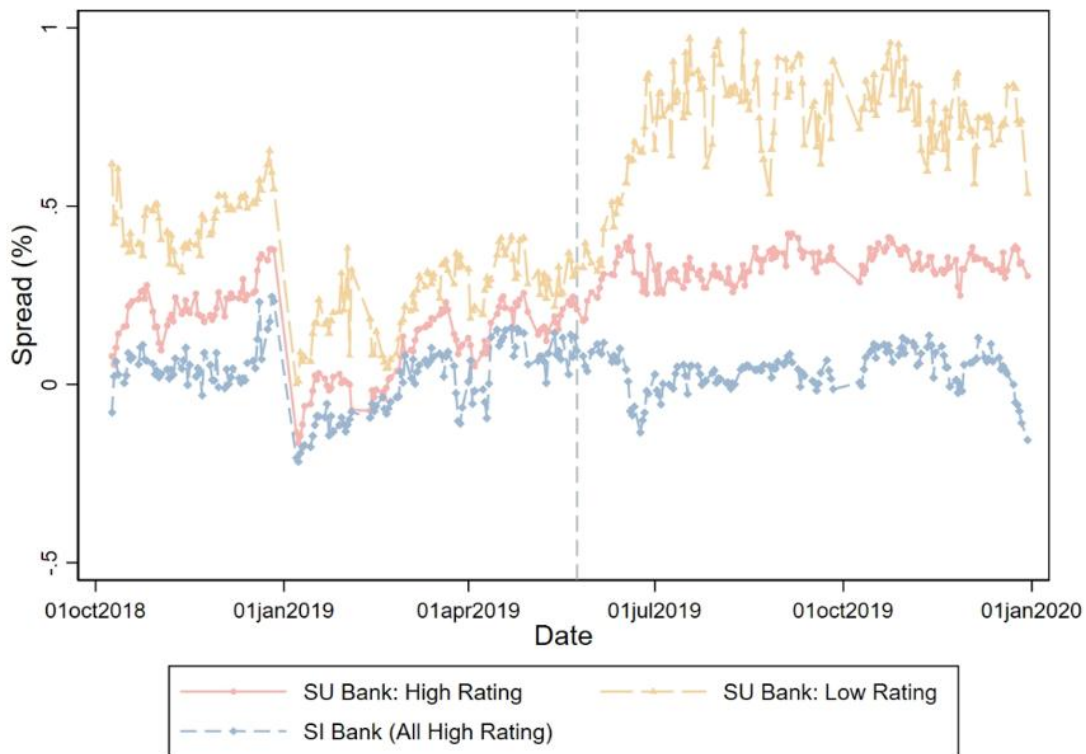
为了进一步证实溢出效应是由政府对系统性不重要银行的隐性无担保造成的，我们进行了补充实证分析，以排除其他替代渠道，如风险意识、全市场范围内的流动性短缺、基本面传染和内生银行间风险敞口。例如，如果观察到的数据模式主要是由与破产银行类似的银行的风险意识增强所驱动的，那么，对于与包商银行不具有可比性的系统性不重要银行，我们预计不会看到它们的信用利差显著扩大或融资比率下降。为了排除这种机制，我们将私人控股银行或与包商银行规模相当的市级商业银行定义为同类银行。证据表明，如果我们将类似的银行排除在我们的实验组之外，观察到的信贷利差和融资比率的模式基本保持不变。

此外，我们提供了关于隐性无担保渠道的额外支持证据：当位于财政能力较弱的省份时，系统性不重要银行在借贷成本上升和融资比率下降方面对 NCD 发行的影响更为显著。

正如模型所预测的，另一个支持隐性无担保渠道的证据是，NCD 发行的信用利差对系统性不重要银行的信用风险的敏感性增加，这种模式不应在系统性重要银行中观察到。图 2 显示，在救助政策转变后，高评级和低评级的系统性不重要银行之间的信用利差大幅扩大。然后，使用银行基本面（例如，资产回报率和不良贷款）作为信用风险的代理，对该模型预测进行正式测试。有趣的是，在事件发生前，系统性重要和系统性不重要银行的信用利差对银行基本面不敏感。然而，事件发生后，发生了值得注意的转变，但仅限于系统性不重要银行，它们在统计上变得显著有意义。



图 2：不同信用等级的每日平均信用利差



注：本图为 2018 年 10 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日（事件日为 2019 年 5 月 24 日）发行的不同信用等级 NCD 的日均信用利差，利差它为当日 NCD 发行利率与同期限 SHIBOR 利率之差。如果银行  $I$  经中国人民银行证明在系统上不重要，则  $TREAT_i$  是等于 1 的哑元，否则为 0。如果信用评级为 AA+ 或 AAA，则  $Hrating_i$  它是等于 1 的哑元，否则为 0。

我们的研究有助于理解中国银行业的隐性担保和银行救助。由中央或地方政府提供或由金融机构支持的隐性担保构成了中国金融体系的基本要素。我们的研究结果证实了公众对政府救助的强烈信念，在救助政策转变之前，政府救助预计将扩大到中国的小银行。尽管系统性救助被认为是中国银行业面临的根本性挑战（宋和熊，2018；Zhu，2016），但关于系统性救助对银行行为以及银行业整体风险的影响的研究却很少。解决这一问题的困难源于这样一个事实，即在中国，政府担保几乎没有变化，即使有，隐性担保的变化也很难观察或量化。然而，我们的实证方法使我们能够排除替代机制，并确定市场对未来政府担保的信念的转变。我们的研究填补了这一空白。我们提供了令人信服的证据，表明系统性政府担保扭曲了定价，导致银行间市场信贷配置效率低下，并鼓励小银行过度冒险。

最后，这项研究强调了一种新的传染机制，这种机制是由监管机构决定处理一家小银行破产后对未来救助的更新信念驱动的。有趣的是，注入流动性等传统干预措施可能无法有效缓解这种溢出效应。可以合理地预测，在没有这些干预的情况下，隐含的非担保可能与其他溢出机制相互作用，可能对金融稳定造成更明显的负面影响。因此，一家系统性重要银行的倒闭可能会引发系统性

风险。有趣的是，我们发现政府担保对小银行的影响反映了 TBTF 中的权衡：它在保障事后金融稳定的同时挑战事前效率。

从这个角度来看，监管机构救助一家陷入困境的小银行可能是理性的，因为相关成本可能远低于救助一家大型机构或解决多家银行因传染而倒闭的问题。这些发现不仅有助于解释中国长期存在的系统性救助计划，也有助于解释美国监管机构最近决定援引系统性风险例外（根据遵守最低成本解决要求做出），为硅谷银行和记号银行的所有储户提供担保。

---

本文原题为“Let a Small Bank Fail: Implicit Non-guarantee and Financial Contagion”。本文作者 Liyuan Liu, Xianshuang Wang, Zhen Zhou。周臻，清华大学中国人民银行金融学院副教授，货币政策与金融稳定研究中心副主任，其主要研究领域包括金融恐慌、监管框架和不确定性下的战略决策和金融系统中的信息传递与协调。本文于 2024 年 11 月 27 日发表于 VOX 中国官网。单击此处可以访问原文链接。

---

## 地方债券市场定价过高及监管措施的意外后果：来自中国的证据

Laura Xiaolei Liu, Qiao Liu, Xiaoyu Liu & Ni Zhu/文 薛懿/编译

导读：中国地方政府债券在一级市场上定价过高，导致监管机构对发行利差设定了下限。本文研究了这种定价过高的根本原因，并评估了对利差实施限制的影响。研究发现，承销商可能通过抬高价格，以从地方政府获得隐性利益，如地方国库现金存款。我们进一步证明，利差下限严重阻碍了一级地方债券市场的价格发现功能。原本不受下限限制的债券也按照参考利差定价，加剧了高风险债券的定价过高问题。地方政府利用这些固定价格增加债券发行量并延长债券期限。我们的研究表明，监管干预定价可能产生意想不到的后果，影响定价效率，而纠正错误定价的尝试可能会导致更严重的错误定价。编译如下：

### 引言

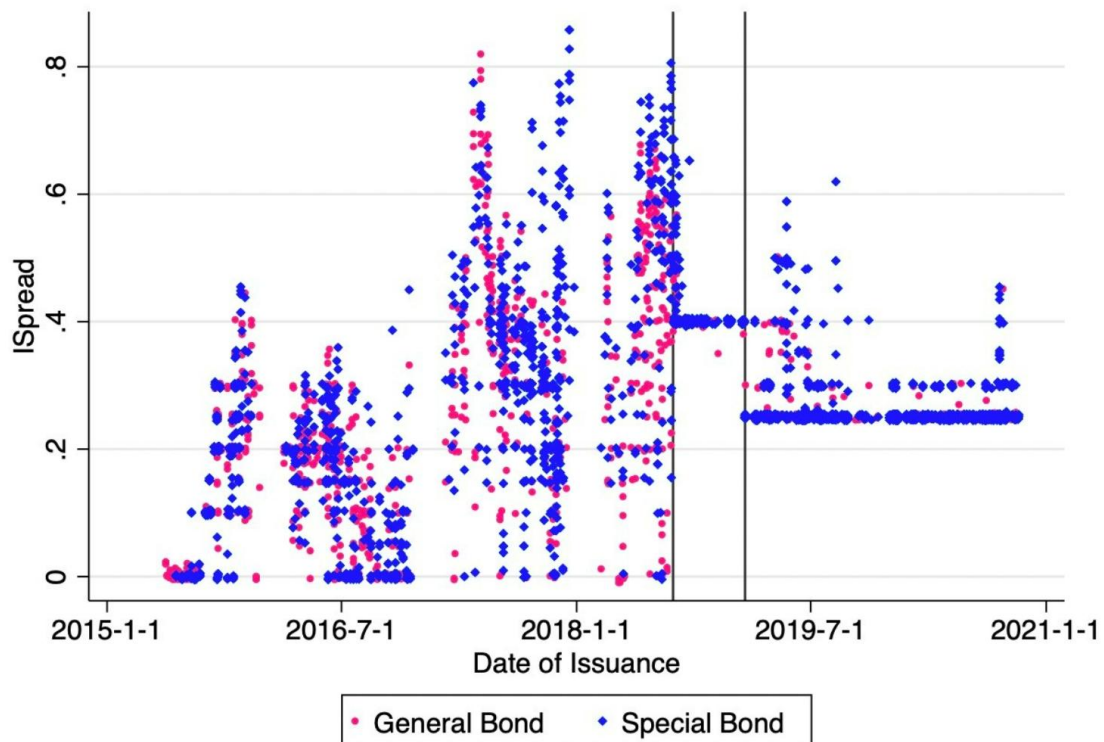
在地方政府融资便利化和财政体系现代化改革的推动下，中国地方债券市场已迅速成为全球最大的市场。地方债券，特别是由地方政府直接发行的债券，是在 2014 年预算法修正案允许直接发行后首次推出的，目的是取代由隐性担保支持的地方政府融资平台（local government financing vehicles, LGFV）。为了提高透明度，国发 43 号文件（2014）提倡“开正门，堵后门”，既规范了债务发行渠道，又限制了不透明的地方政府融资平台借款。然而，一个关键问题随之出现：一级市场定价过高，许多地方债券的到期收益率低于相同期限的国债，这表明存在明显的价格扭曲。

为了纠正这种定价过高的情况，中国监管当局实施了几项措施，其中最直接的是对发行时的利差施加下限。2018 年 8 月，财政部规定，地方债券的收益率利差应比发行日前 5 天同期限国债的平均利率高出至少 40 个基点。这一限制在 2019 年 1 月调整为至少高出 25 个基点。这些定价限制很快开始影响一级市场的地方债券定价。

我们研究了地方债券定价过高背后的因素，以及监管机构为遏制这一现象所做的努力。学界对中国债券市场定价问题的关注度日益提高（Liu, Lyu 和 Yu, 2017; Chen, He 和 Liu, 2020; Ding, Xiong 和 Zhang, 2022; Jin, Wang 和 Zhang, 2023; Ang, Bai 和 Zhou, 2023; Chen 等, 2023; Geng 和 Pan, 2024），在本文（Liu, Liu, Liu 和 Zhu, 2024）中，我们深入研究了地方债券市场，通过阐明这一特定领域定价过高的驱动因素来扩展这一研究方向。在学术和政策领域关于价格干预的讨论中，主要关注股票市场（Miller, 1977; Harrison 和 Kreps, 1978; Kim 和 Rhee, 1997; Chan, Kim 和 Rhee, 2005; Bris, Goetzmann 和 Zhu, 2007; Chang, Cheng 和 Yu, 2007; Ritter, 2011; Saffi 和 Sigurdsson, 2011; Beber 和 Pagano, 2013; Chang, Luo 和 Ren, 2014; Chen 等, 2018; Qian, Ritter 和 Shao, 2024），而我们的研究考察了定价限制对地方债券的影响，为旨在纠正扭曲的监管措施如何无意中加剧低效率提供了新的见解。

图 1 显示了自 2015 年以来，地方债券相对于同期限国债五日平均利率的收益差（即发行利差）。在实施定价限制后，地方债券的发行利差发生了显著变化。在 2018 年监管之前，发行利差变化较大，从大约 0 到超过 80 个基点不等。2018 年后，随着 40 个基点下限的引入，利差紧紧围绕这一监管门槛收敛。令人惊讶的是，不仅利差低于 40 个基点的债券从市场上减少，而且超过这一限制的债券也出现了大幅下跌。随后，当 2019 的下限调整至 25 个基点时，利差进一步收敛在新的 25 个基点的限制附近，几乎没有债券超过这一门槛。

图 1 一段时间内地方债券的发行利差



注：图中显示的是 2015 年以来地方政府债券与同期限国债五日平均利率的发行利差。地方债券分为一般债券和专项债券两种，按颜色区分：一般债券为红色，专项债券为蓝色。横轴表示地方债券的发行日期，纵轴表示发行利差（%）。两个垂直标记线表示定价限制的实施日期（2018 年 8 月 14 日和 2019 年 1 月 29 日）。

## 核心发现

### 1. 承销商与地方政府的“互利”关系

中国地方债券市场定价过高的主要驱动因素之一是债券承销商与地方政府之间的关系。承销商抬高债券价格，以从地方政府那里获得间接利益，比如获得地方国库存款。在承销商获得较大份额地方国库现金以及国有企业对地方经济影响更大的地区，地方债券以更低的利差（即更高的价格）发行。这种互惠互利的关系包括承销商接受债券市场的财务损失，以换取地方政府的潜在优惠，如存款特权。

### 2. 定价限制的意外后果

旨在遏制这种做法的定价限制措施产生了一些意想不到的影响。

**价格趋同：**由于设定了下限，不同风险水平的债券现在定价相似。风险较高的债券本应以更高的收益率差定价，但却被锚定在监管阈值上，导致定价趋于统一，无法反映潜在风险。

**风险较高债券的定价过高情况恶化：**虽然限制措施降低了风险较低债券的定价过高情况，但却加剧了风险较高债券的定价过高情况。这些债券的内在波动性更大，其发行利差向下限收敛，导致相对于其风险状况的定价过高。

**市场效率扭曲：**定价限制削弱了价格发现这一金融市场的重要功能。债券价格不再反映不同债券相关的风险，而是与监管限制挂钩，削弱了债券市场有效配置资本的能力。

### 3.对非银行承销商及发行决策的影响

在实施定价限制后，非银行金融机构（如证券公司）增加了对定价过高程度较低债券的承销。这一转变表明，不能从银行存款安排中获益的非银行承销商，在定价扭曲程度较低、风险较低的市场领域更为活跃。另一方面，为了应对定价效率低下，地方政府延长了新发行的地方债券的期限，利用监管下限造成的错误定价来为其债务争取更有利的条件。

我们的研究结果有助于对新兴经济体地方债券市场化进行更广泛的讨论，并为优先考虑短期纠正措施而不是长期市场效率的监管干预相关风险提供了见解。

### 政策含义

我们的研究结果对债券市场的监管政策具有更广泛的意义，尤其是在新兴经济体。证据表明，尽管定价限制旨在减少错误定价，但它们反而阻碍了市场效率。价格发现——即债券价格反映与发行人相关的真实风险——对于任何金融市场的有效运作都至关重要。然而，干扰这一进程的监管干预可能会在无意中造成更大的低效，给投资者和地方政府带来次优结果。

此外，我们的研究强调了解定价过高根本原因的重要性，而不是诉诸表面的监管措施。在这种情况下，应该解除承销商和地方政府之间导致激励失衡的盘根错节的关系，在地方债券市场内重新建立公平的定价机制。如果不解决这些结构性失衡，任何旨在纠正定价过高的监管努力都可能导致进一步的扭曲。

中国的监管当局确实已经采取了几项值得注意的举措，以加强地方政府债务的整体治理和风险管理。他们致力于改善地方债券市场的努力令人钦佩，但在实施价格干预时需要谨慎。虽然这些行政限制是为了解决错误定价问题，但它们可能会无意中加剧这一问题，导致更严重的定价扭曲和复杂性。因此，关键是要在监管监督和市场自治之间建立平衡，建立一个能够推动可持续和稳定经济增长的有韧性和高效率的债券市场，这一点在新兴经济体尤为重要。

---

---

本文原题为“Overpricing in Municipal Bond Markets and the Unintended Consequences of Regulatory Measures: Evidence from China”。本文于 2024 年 12 月刊于 VoxChina 官网。本文作者 Laura Xiaolei Liu 是北京大学光华管理学院金融学与会计学教授，主要研究资本市场、公司金融、房地产金融和中国经济；Qiao Liu 目前担任北京大学光华管理学院金融学教授兼院长，研究涉及公司金融、资产定价模型、金融市场和中国经济；Xiaoyu Liu 是北京大学光华管理学院金融系的博士后研究员，研究领域集中在中国资本市场，包括债券市场、行为金融和资产定价；Ni Zhu 就职于国务院发展研究中心。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

---

## 本期智库介绍

### **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/>

### **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/>

### **Research Papers in Economic (RePEc) 经济学预印本平台**

简介：RePEc（经济学预印本平台），创建于1997年，由全球63个国家的100多位志愿者共同建立的可以公开访问的网站，主要收集经济学领域相关工作论文、书籍/章节和应用软件等，致力于促进经济学及相关学科研究成果的广泛传播与交流。目前共收录了300万篇文章，其中，预印本可免费访问全文；期刊可检索和浏览到论文题录文摘信息，部分可以免费下载全文，商业期刊则需要订购权限。

网址：<http://repec.org>