



上海金融与发展实验室  
SHANGHAI INSTITUTE FOR FINANCE & DEVELOPMENT

半月度  
报告

# 金融与发展

## 海外观点

2021年/总第226期

# 目 录

## 世界热点

### 货币政策正常化时，操作顺序至关重要..... 3

导读：随着美国经济状况持续改善，联邦公开市场委员会可能会考虑使货币政策正常化。联邦公开市场委员会（FOMC）是否在提高联邦基金利率之前缩减资产负债表（或反之亦然），可能会影响收益率曲线的形状，对金融机构产生影响。从 2015-2019 年的正常化经验中，我们得出结论，在提高基金利率之前对资产负债表进行正常化，可能会防止收益率曲线反转，进而支持经济稳定。

### 近期的通胀对未来有何启示？..... 7

导读：尽管当前的通胀比较严重，但是这主要是因为疫情的暂时性因素导致，所以应该不会影响到未来。而未来通胀面临的最大风险不是目前在商品领域发挥作用的力量，而是服务业对工人需求的大幅增长无法得到劳动力供应以同样增幅增长的局面。为此，政府需要通过各种措施鼓励人们进入劳动力市场，增加供给。

### 近期通胀并非劳动力市场紧张导致..... 12

导读：劳动力市场紧张往往会提高工资和降低失业率，但过度紧张的劳动力市场可能会导致通货膨胀。堪萨斯城联储的劳动力市场状况指标（LMCI）衡量的劳动力市场动能可以表明当前的劳动力市场活动水平是否存在通胀。

### 美国经济概况..... 17

导读：纽约联邦储备银行研究部门编制的《美国经济概况》旨在提供当前经济和金融发展相关的全面概述，包括劳动力和金融市场，消费者和企业的行为以及全球经济。此外，概况还涵盖了一些特殊主题，例如商品价格走势、劳动力市场情况。本文的分析基于截至 2021 年 12 月 15 日的数据。

### 基尔研究所冬季预测：2022 年经济前景显著恶化..... 37

导读：基尔世界经济研究所目前预计，2021 年德国的国内生产总值（GDP）将增长 2.6%，但 2022 年将仅增长 4%（此前为 5.1%）。然而，基尔预计到 2023 年 GDP 上升的幅度将更大，为 3.3%（之前为 2.3%）。

## 聚焦中国

### 潜伏在中国隐秘角落的金融压力更大吗? ..... 40

导读：尽管中国收紧了金融政策、恒大也遇到了危机，但中国的金融压力指标一直稳定在平均水平附近。不过，中国的金融状况受到全球市场的影响，这导致较低的外国金融压力可能正在模糊中国金融市场的状况。在本文中，我们分析了中国金融压力指标的国内部分，以评估未来经济活动的下行风险。

## 经济理论

### 利润转移如何影响国际收支平衡 ..... 45

导读：跨国企业通过操纵关联方贸易的转移定价、集团内部贷款或无形资产的所在地来转移利润，影响了国际流动，引发了关于其对经常账户和外部差额影响的相关议题。本文从理论和实证角度探讨了这个问题。理论上，利润转移扭曲了经常账户和双边经常账户差额的组成部分，但一个国家的净余额总值不受影响。然而，这对经常账户余额有实际影响，因为税款被支付给不同的司法管辖区。此外，在实践中，被衡量的经常账户可能会发生变化，因为并不是所有的交易都同样容易追踪。平均而言，经常账户余额往往不受利润转移的影响，但考虑到异质性，我们发现实际税收影响和错误计量都加强了收入差额，从而加强了投资中心的经常账户。

### 揭秘“生产率与薪酬差距” ..... 65

导读：本文驳斥了美国经济政策研究所关于1970年以来美国生产率和工资薪酬出现错位增长的观点，认为生产率与薪酬的差距本质上与生产率没有关系，真正含义应该是工人相对收入的下降和收入不平等的重要表现。

### 信贷逆转与银行危机 ..... 80

导读：本文研究了经济活动扩张过程中银行信贷总体收缩的现象，即信贷逆转。利用1960-2017年间179个国家的数据，本文发现，逆转是一种常见现象——平均每五年发生一次。相比之下，银行危机平均每八年发生一次。信贷逆转和银行危机也相互关联：在银行危机发生后，逆转的可能性更大，而逆转后危机发生的可能性下降。就被放弃的经济活动而言，逆转的代价非常高昂，在考虑到其相对频率后，信贷逆转的代价约为银行危机的三分之二。

## 货币政策正常化时，操作顺序至关重要

Karlye Dilts Stedman 和 Chaitri Gulati / 文 张丝雨 / 编译

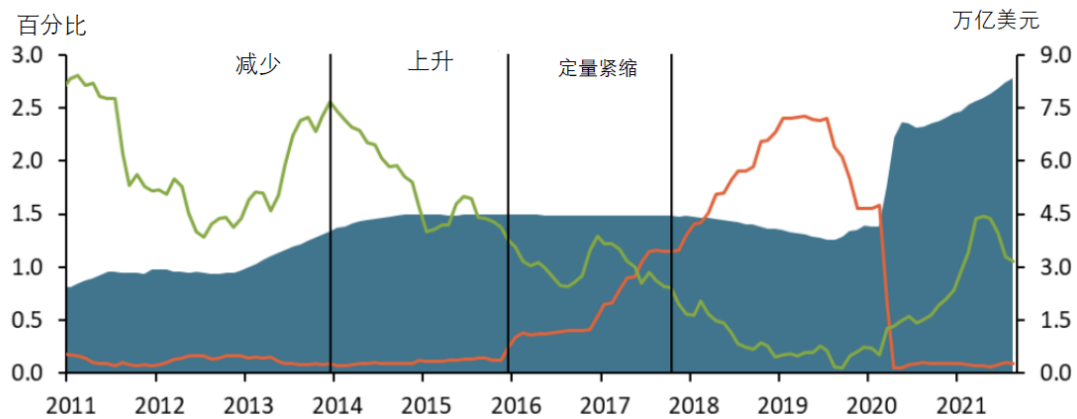
导读：随着美国经济状况持续改善，联邦公开市场委员会可能会考虑使货币政策正常化。联邦公开市场委员会（FOMC）是否在提高联邦基金利率之前缩减资产负债表（或反之亦然），可能会影响收益率曲线的形状，对金融机构产生影响。从 2015-2019 年的正常化经验中，我们得出结论，在提高基金利率之前对资产负债表进行正常化，可能会防止收益率曲线反转，进而支持经济稳定。编译如下：

自 2020 年 12 月以来，联邦公开市场委员会（FOMC）一直提供指导意见，称其将继续扩大资产负债表规模，“直到委员会在实现最大就业和价格稳定目标方面取得实质性进展”（美联储，2020）。2021 年 9 月，委员会表示，其中一些条件已得到满足，“可能很快就会保证资产购买步伐放缓”（理事会，2021）。随着美国经济状况持续改善，委员会可能会继续讨论如何将货币政策恢复到与正常经济状况一致——可能包括是否同样按照之前的顺序调整其政策工具，以使政策常态化。

在大衰退后的上一次政策正常化期间，联邦公开市场委员会（FOMC）在 2013 年首次放缓大规模资产购买（LSAPs）的步伐，然后在 2015 年将联邦基金利率上调至有效下限以上，最终在 2017 年开始缩减资产负债表。然而，无论过去还是现在，替代次序都是可能的。

作为一种政策工具，通过 LSAPs 扩大美联储的资产负债表主要是通过压低长期利率来实现的。因此，在缩减资产负债表规模之前提高利率的一个潜在后果是收益率曲线变平或倒挂，其中长期名义利率会降至接近或低于短期名义利率的水平。在 2015-2019 年的正常化期间，收益率曲线变平并且偶尔倒挂，部分由于实施的货币政策，包括正常化的顺序。图 1 显示，收益率曲线（绿线）的斜率在正常化期间的大部分时间都在下降，只有在爆发时才会增加。值得注意的是，从 2017 年到 2020 年初，收益率曲线的斜率有增无减，当时正常化正在全面展开，FOMC 稳步提高了有效联邦基金利率（橙线）。由于联邦基金利率的变动并未完全传导至长期利率，因此提高联邦基金利率会机械地拉平收益率曲线，而其他因素保持不变。

表 1 2015-2019 年，在缩减资产负债表之前提高政策利率，收益率曲线更加平坦



注：绿线显示十年期和两年期名义利率之间的利差，代表收益率曲线的斜率。蓝线为联邦储备银行总资产（右轴）。橙线为有效联邦利率。

来源：美联储系统委员会（哈沃分析）。

平坦或倒挂的收益率曲线可能预示着对经济前景的悲观情绪。然而，更重要的是，它还可能对从短期和长期利率之间的利差中获利的公司产生重大影响，例如银行和投资基金。银行为存款支付短期利率，并从其发放的贷款中获得长期利率。当收益率曲线倒挂且长期利率低于短期利率时，该策略将变得无利可图。图 2 显示，用于补偿银行承担利率风险的期限溢价（绿线）的下降，历来与银行净息差（蓝线）的下降有关，从而对银行的盈利能力和净值产生负面影响。<sup>1</sup>预期未来的短期利率下降会与提高净息差产生相反的效果。

<sup>1</sup> 利率风险指的是由于利率变动而造成投资损失的可能性。由于银行的业务模式依赖于收益率曲线，银行不断受到利率变化的影响。期限溢价是长期收益率超过短期收益率的金额，或以基点计算，是长期利率敞口相对于持续短期敞口的补偿。

表 2 期限溢价的下降降低了银行的净息差



注：灰色条表示美国国家经济研究局（NBER）定义的衰退。我们使用五年期零息债券的期限溢价。

来源：圣路易斯联邦储备银行（FRED）、NBER、彭博社、Paul（2021）、Kim 和 Wright（2005）。

收益率曲线倒挂导致银行盈利能力下降，导致未来更可能出现衰退。以短期负债为长期资产提供资金的银行——通常是规模较小的银行和社区银行——可能会通过收紧贷款标准和减少新贷款来应对收益率曲线的变平或倒挂。反过来，较小的公司和个人可能会更难获得银行融资，从而导致他们缩减投资或消费支出。从长远来看，核心银行盈利能力的下降会增加非利息收入的相对价值，而这与大型银行不成比例。随着小公司面临信贷市场收紧，进入债券和股票市场的大公司受益，从而鼓励整合并减少竞争。

倒挂的收益率曲线也会鼓励银行冒更大的风险，从而导致经济脆弱，原因如下。首先，银行盈利能力的下降削弱了银行筛选和监控新贷款的积极性，从而增加了风险。其次，银行盈利能力的下降可能会威胁到银行对目标回报和经理薪酬计划的承诺，导致银行为了兑现这些承诺而承担更多风险。货币市场基金、人寿保险和养老基金等金融中介机构可能表现出类似的冒险行为。因此，平坦的收益率曲线有可能降低所有资产类别投资者所要求的风险溢价，从而对金融稳定构成风险。

在联邦基金利率之前开始将资产负债表正常化，是否有助于收益率曲线相对于 2015-2019 年观察到的形状变得更陡？综合证据表明，减少资产负债表的政策——也被称为量化紧缩（QT）——应该导致更少的扁平化。例如，Smith 和 Valcarcel（2021）的证据表明，QT 提高的期限溢价高于短期利率，从而使净

收益率曲线变陡。此外，D 'Amico 和 Seida（2020）发现，在量化宽松（QE）和量化紧缩（QT）之间，资产负债表政策的目标到期日变化类似。在没有短期加息的情况下，这些结果意味着相对于我们在之前正常化期间观察到的情况，QT 将使收益率曲线变陡。

有两个因素可能阻碍通过资产负债表缩减来使长期收益率增加和收益率曲线变陡的行动。首先，即使美国的情况支持正常化，其他大型发达经济体可能继续增加货币刺激措施，就像 2015-2019 年的情况一样。因此，外国经济增长放缓可能会继续压低长期收益率，这为在提高短期利率之前增加期限溢价提供了另一个动力。其次，收益率曲线的形状也将部分由国债的发行决定。随着与新冠疫情相关的政府救济支出减少，以及议员们努力为基础设施和社会项目的多年支出计划筹集收入（而不是发行债务），借款需求可能会下降，债券发行量相应下降。发行量减少也会压低长期收益率。

总体而言，大衰退后货币政策正常化的证据表明，决策者货币政策正常化的顺序很重要。2015 年至 2019 年的正常化序列似乎推动了收益率曲线趋平，这可能会产生低迷的金融状况。在加息之前缩减资产负债表，可能会防止未来正常化时收益率曲线倒挂。

---

本文原题为“[When Normalizing Monetary Policy, the Order of Operations Matters](#)”。作者 Karlye Dilts Stedman 和 Chaitri Gulati。Karlye Dilts Stedman 是堪萨斯城联邦储备银行宏观经济和货币政策部门的经济学家。她在北卡罗来纳大学教堂山分校（University of North Carolina at Chapel Hill）获得经济学博士学位后，于 2019 年加入世界银行。她还拥有约翰霍普金斯大学高级国际研究学院（SAIS）的国际关系和国际经济学硕士学位，以及佛罗里达新学院的经济学学士学位。Chaitri Gulati 是堪萨斯城联邦储备银行的一名研究助理。本文于 2021 年 10 月刊于 [kCFED Economic Bulletin](#) 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

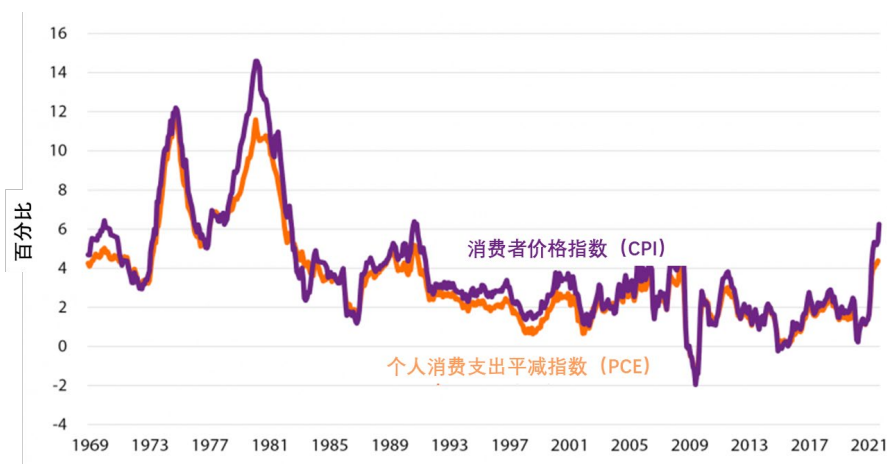
## 近期的通胀对未来有何启示？

Wendy Edelberg/文 申劭婧/编译

导读：尽管当前的通胀比较严重，但是这主要是因为疫情的暂时性因素导致，所以应该不会影响到未来。而未来通胀面临的最大风险不是目前在商品领域发挥作用的力量，而是服务业对工人需求的大幅增长无法得到劳动力供应以同样增幅增长的局面。为此，政府需要通过各种措施鼓励人们进入劳动力市场，增加供给。编译如下：

我们应该从当前的通货膨胀中获取什么信号来应对未来的通胀？答案是：有一些，但不是很多。可以肯定的是，通货膨胀率很高（图 1）；而且在排除经常波动的食品和能源类别价格后，仍然高于过去几十年的水平。但是，由于导致通货膨胀的因素与疫情有关，因此是暂时的，当前的趋势并不能预测未来。

图 1 一年通胀，PCE 和 CPI 指数，1969-2021



为了检验短期通胀的上升是否预示着未来几年相似的趋势，本文考察了一些似乎起作用的因素。结果发现，疫情开始以来消费者对商品的需求强度和构成的改变，以及疫情造成的供应限制是当前价格飙升的根源。这些因素明显是暂时的，这表明我们不应将近期的通胀压力推到未来。

### 重点：

- 商品通胀确实一直处于异常高的水平。
- 商品通胀背后的可识别因素——消费者需求激增而供应滞后——主要与疫情有关。
- 提高疫苗接种率和降低健康风险应该能重新平衡支出模式，从而减少对商品的需求，增加对服务的需求。
- 如果服务供给的增长滞后于需求的增长，将有新的令人担忧的通胀风险出现。



## 截至 2021 年 10 月的通货膨胀

图 1（上图）显示了从 1969 年到 2021 年的通货膨胀，包括消费者价格指数（Consumer Price Index, CPI）和个人消费支出平减指数（Personal Consumption Expenditure, PCE）。一些观察人士试图将当前的通胀与上世纪 70 年代的相提并论，但这是不正确的。虽然近年来通货膨胀率有所上升，但明显低于上世纪 70 年代的水平。

以 CPI 衡量，2020 年 10 月至 2021 年 10 月的年通胀率为 6.2%。以 PCE 衡量，2020 年 9 月至 2021 年 9 月（可获得的最新数据）的年通胀率为 4.4%。其中一些价格上涨反映了疫情初期价格异常低水平的反弹趋势。例如，如果从疫情发生的第一个月到 2020 年 10 月，CPI 以接近美联储目标的速度增长，那么过去一年的 CPI 年通胀率将为 5.1%。尽管这个比率仍然相当高，但比实际数值低了一个百分点。

哪些商品和服务推动了最近的通货膨胀？图 2 显示的是核心商品或大宗商品。如图 2a 所示，核心商品通胀在最近几个月一直居高不下。相比之下，核心服务（2b）的通胀则要温和得多，总体上已恢复到疫情前水平。图 2c 和图 2d 显示，不包括核心通胀在内的能源和食品通胀均有所上升。能源通胀相当不稳定，国内能源生产商在疫情早期面临价格低迷的局面，因此可能会在增加供应之前观望价格上涨是否持久。食品价格上涨则令人担忧，与其他因素相比，似乎疫情因素是一个全球趋势。从 PCE 通胀来看，同样的趋势也很明显（图中没有显示）。

图 2 一年 CPI 增长 2018.1-2021.10

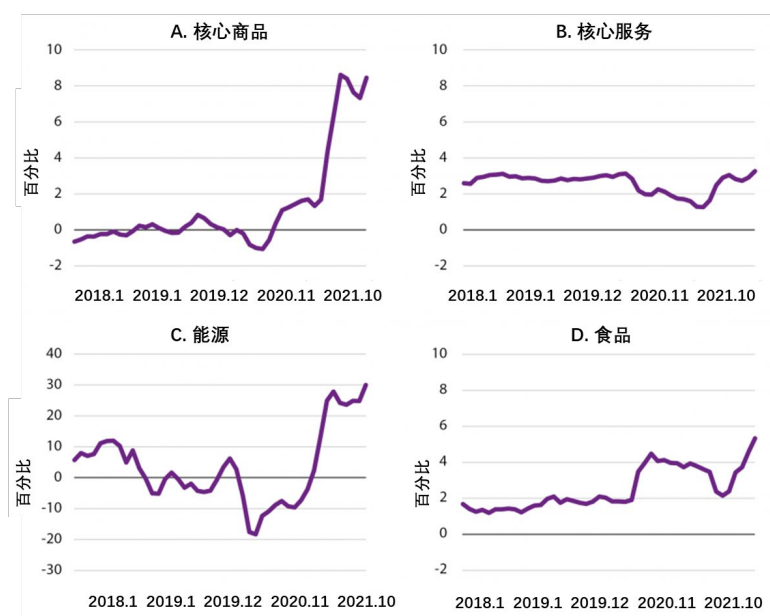


图 3 显示了核心商品通胀有多不寻常：高于过去 30 年的水平。自 2000 年以来，核心商品通胀大约有一半时间为负，这意味着商品价格（在质量调整的基础上）平均来看是下降的。考虑最近一段时间，疫情期间出现的商品价格暴涨更是异乎寻常。相比之下，从上世纪 90 年代初到 2008 年（当时房价的大幅下跌抑制了住房成本），核心服务通胀一直接近平均水平。

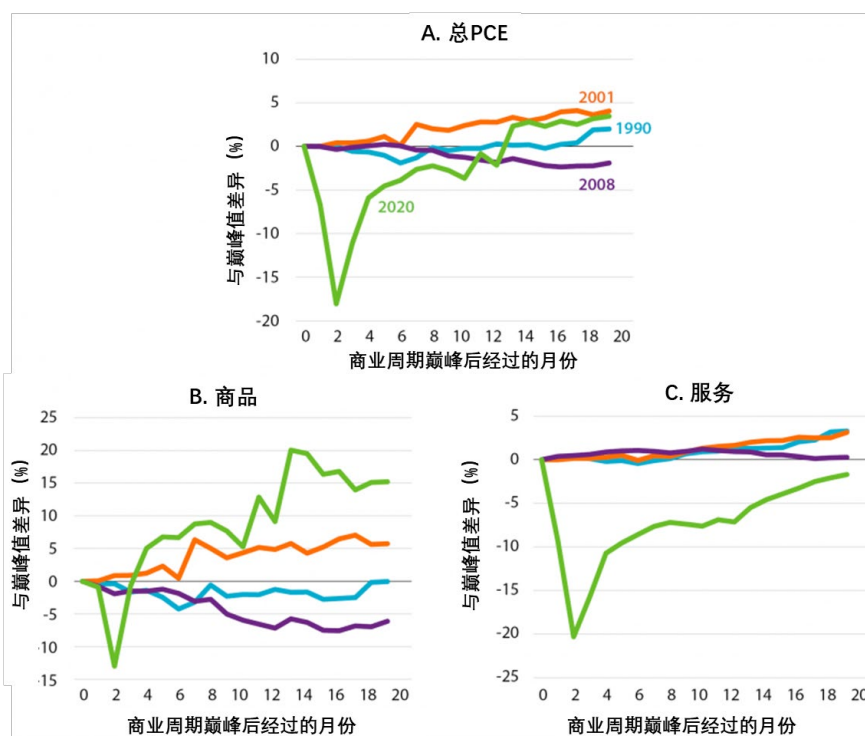
图 3 一年核心商品 CPI 增长 1969-2021



### 经济复苏中的通货膨胀

正如上文所指出的，近期通胀飙升的主要原因是核心商品。实际消费支出的强劲（见图 4a）反映了消费品支出的激增（见图 4b）。实际商品支出目前比疫情前高出约 15%，有几个月甚至高出 20%。

图 4 实际个人消费恢复情况，按照衰退周期



以上所描述的趋势是否预示着在未来的几年中，从汽车到运动垫在内的所有核心商品都将面临持续的高通胀？有三个因素表明这是不可能的。

首先，由于供应商无法满足需求，商品支出的激增给价格带来了上行压力。供应商有强烈的动机去解决供应链问题，以使更多产品上架；此外，随着疫情在全球范围内得到控制，与疫情更直接相关的供应链问题也将得到缓解。

其次，商品支出的激增毫无疑问是暂时的，因为随着疫情消退，家庭将重新平衡消费支出，使之向服务支出倾斜，而这一支出一直异常低迷（图 4c）。

第三，为商品支出激增提供资金的对家庭的财政支持在很大程度上已经减弱。

与消费品支出相比，服务支出仍低于疫情前的峰值水平。这一模式与以前的商业周期有很大的不同，因为在以前的商业周期中，服务相对不受影响。

### **通胀风险迫在眉睫**

尽管近期消费品通胀的飙升并不意味着该行业未来将出现持续通胀，但通胀前景面临两个其他问题：服务业的劳动力供应和需求，以及近期房价的上涨。

随着消费支出向服务业重新平衡，服务业对劳动力的需求将在已经很高的水平上继续攀升。例如，9 月休闲和酒店业的职位空缺比趋势预测高 53 万个，但就业人数比疫情前的水平低 150 万个。如果休闲和接待服务的消费者需求恢复到（或暂时超过）疫情前的水平，对劳动力的需求可能会大幅增加。

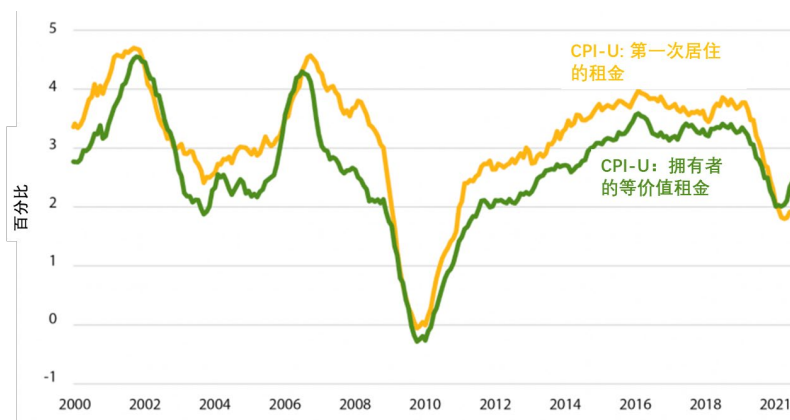
劳动力参与率疲软以及求职者与工作匹配速度缓慢这一令人沮丧的状况引发了对劳动力供应疲弱的担忧。可以肯定的是，由于求职者必须考虑多个行业的大量职位空缺和机会，工作匹配的步伐可能会放缓。此外，疫情使得一些人无法工作或担心工作带来的健康风险，也导致了以上状况的出现。但这些问题应该能够得到解决。

然而，劳动力供应的持续疲软可能表明，自 2020 年 3 月以来疫情带来的状况和工作性质的变化可能会持续抑制人们愿意提供的劳动力数量。如果劳动力供应继续受到限制，将影响美国生产商品和服务的能力。这将增加给定总需求水平下的通胀压力，这是一个问题。但是在这种情况下，更重要的问题是我们的生活水平将会降低。

另一个造成通胀风险的因素是房价上涨，以及这将如何影响到租赁市场。历史证明，租赁市场上房价增长和通货膨胀之间存在非常显著的关系（图 5）。疫情前，租金以大约 3% 的年率百分比增长，而今年上半年这种通货膨胀率非常低，只有不到 2%。目前租金通胀已经上升到更为典型的水平：从 2020 年 10 月到 2021 年 10 月，租金上涨了 2.75%，而且这一数字似乎还会继续上升。值得

注意的是，这一领域令人担忧的通胀更多的是一种简单的类型，也就是说，不那么宽松的货币政策也完全有能力将其抑制。

图 5 一年 Shelter CPI 增长，2000-2021



## 结论

未来通胀面临的<sup>1</sup>最大风险不是目前在商品领域发挥作用的力量的延续，这不会持续下去。相反，最大的风险是服务业对工人需求的大幅增长无法得到劳动力供应同样大幅增长的满足。

决策者可以通过接种疫苗和合理的卫生政策继续控制疫情，从而鼓励劳动力的供应。此外，政策制定者还可以想办法消除导致工作成本高昂的障碍，比如无法获得负担得起的高质量儿童保育服务。还可以通过招聘会和更好获取劳动力市场信息的其他方式促进求职者与工作的匹配。最后，移民是美国劳动力的重要来源，移民率相对于疫情前的预测明显下降。一些能使移民率回到通常水平的举措将有助于扩大美国的劳动力供应，以满足不断增长的劳动力需求，例如绿卡发放。简而言之，未来遏制通胀的政策就是支持劳动力市场持续和公平复苏的政策。

---

本文原题为“[What Does Current Inflation Tell Us About the Future?](#)”。本文作者 Wendy Edelberg 是汉密尔顿研究项目的主席。本文于 2021 年 11 月 22 日刊于汉密尔顿项目官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 近期通胀并非劳动力市场紧张导致

Andrew Glover、José Mustre-del-Río 和 Emily Pollard/文 杨茜/编译

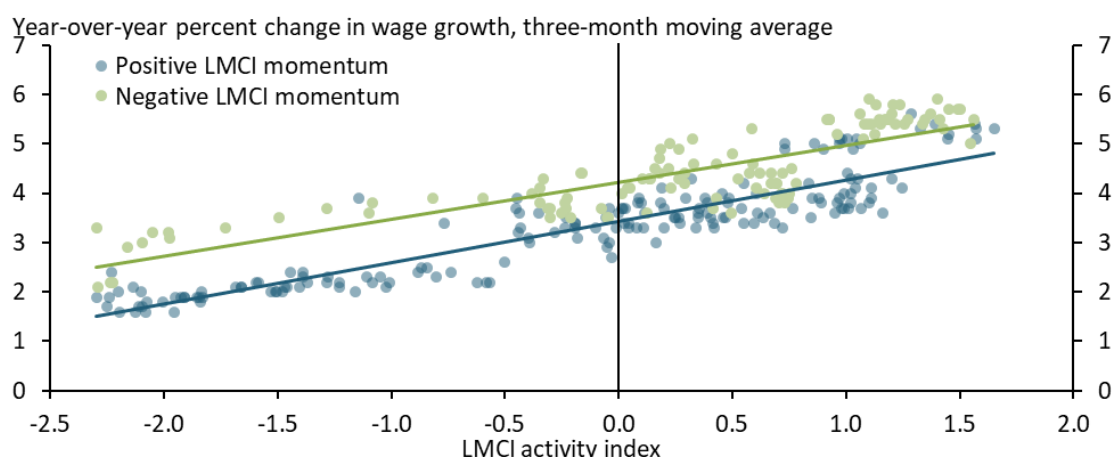
导读：劳动力市场紧张往往会提高工资和降低失业率，但过度紧张的劳动力市场可能会导致通货膨胀。堪萨斯城联储的劳动力市场状况指标（LMCI）衡量的劳动力市场动能可以用来分析未来是否会出现工资-价格螺旋通胀。编译如下：

随着经济从 COVID-19 大流行中复苏，许多劳动力市场指标（包括堪萨斯城联储的劳动力市场状况指标）表明劳动力市场已经收紧（Glover、Mustre-del-Río 和 Pollard，2021）。在劳动力市场紧张的情况下，职位空缺的数量相对于求职者的数量来说较多；因此，工人更容易找到工作，并可能获得更高的工资。然而，企业在紧张的市场中可能更难填补职位空缺，并可能招致更高的劳动力成本，从而引发“工资-价格螺旋”，即更高的工资导致企业提高商品和服务的价格，反过来又导致工人协商提高工资。尽管这种螺旋式上升表明劳动力市场可能变得“过于紧张”，但经济学家对于劳动力市场何时变得足够紧张从而推高通胀争论不休。

堪萨斯城联邦储备银行的劳动力市场状况指标（LMCI）可能会及时提供当前劳动力市场是否存在通胀的信号。LMCI 从 24 个劳动力市场变量中提取信息，包括对当前劳动力市场状况（例如当前失业率、平均小时收入和长期失业人数比例）以及劳动力市场状况轨迹的衡量（例如找工作的比率、宣布的裁员以及计划很快增加就业的公司百分比）。然后，它将来自这些变量的信息整合到一个“活动水平”指标中，该指标表示当前劳动力市场的紧张程度和“动量”指标，表示近期紧张程度可能走向。

根据亚特兰大联邦储备银行的薪资增长追踪指标，图 1 表明活动水平指标的增长可以预测工资增长。具体来说，图 1 描绘了亚特兰大联储薪资增长跟踪器在 1997 年 3 月 2021 年 8 月之间薪资增长与 LMCI 之间的关系。绿点对应 LMCI 动量为负的月份，而蓝点对应 LMCI 动量为正的月份。图 1 中的“最佳拟合”线大致平行，表明 LMCI 活动水平每增加一个单位，薪资就会增加大约 0.8%，无论动量是正还是负。

图 1 LMCI 活动指数上升时，薪资增速上升

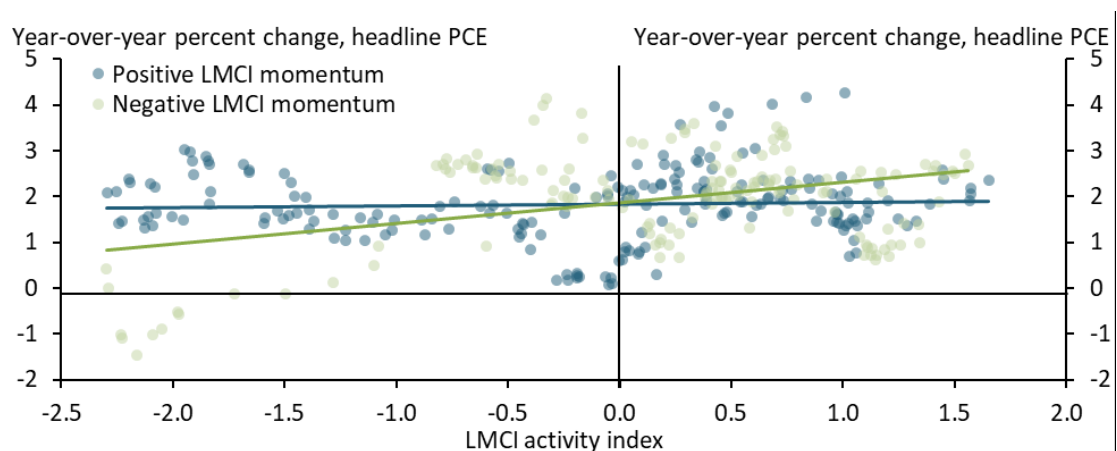


注：亚特兰大联邦储备银行的工资增长追踪指标，用于测量工资中位数在 12 个月内的名义工资增长，从 1997 年 3 月开始每月更新一次。LMCI 从 1992 年 1 月开始按月更新。

资料来源：亚特兰大和堪萨斯城联邦储备银行。

当然，工资通胀并不总是导致价格通胀，LMCI 表明，劳动力市场紧缩只有在动量为负时才会与价格通胀相关。图 2 绘制了 1992 年 1 月至 2021 年 8 月间以个人消费支出（PCE）价格指数衡量的年度通胀与 LMCI 活动水平间的关系。与图 1 相同，蓝点代表动量为正的月份，绿点代表动量为负的月份。最佳拟合线表明了工资通胀和价格通胀之间的关键区别：当动量为正（蓝线）时，活动水平与价格通胀没有系统性关系，但当动量为负（绿线）时，它们有显著的正相关。换句话说，当动能为正时，LMCI 活动水平的增加表明劳动力市场可在不推高通胀的情况下改善；相反，当动量为负时，LMCI 活动增加预示价格通胀上升，这可能是由工资通胀驱动的。

图 2 只有当动量为负时，LMCI 活动越高，PCE 通胀越高



资料来源：经济分析局（BEA）和堪萨斯城联邦储备银行。

为了量化 LMCI 活动和动量可以在多大程度上解释工资和商品通胀，我们使用从 1997 年 3 月起至大流行前的工资数据以及从 1992 年 1 月起至大流行前的 LMCI 数据，估计不同通胀率对 LMCI 活动水平、动量以及两指标乘积的简单线性回归。

表 1 显示，在美国 COVID-19 大流行开始时，LMCI 与工资和价格通胀有关。表 1 第一列为我们对工资通胀的估计，第二列对应于 PCE 通胀，最后一列对应于核心 PCE 通胀，其中不包括波动较大的能源和食品价格。对于不同的通胀率，活动水平的增加往往会增加通货膨胀，如正值所示，而较高的动量往往会降低通货膨胀，如负值所示。这些估计表明，LMCI 活动水平的增加（保持动量不变）表明劳动力市场趋紧，而更高的动量（保持活动水平不变）表明劳动力市场更加疲软。第三行表明，更高的动量降低了 LMCI 活动水平对通货膨胀的边际效应，尤其是对于 PCE 指标来说，这种相互作用的效果大于等于直接影响。例如，对于 PCE 通胀，活动和动量相互作用系数为-0.39，而活动的直接影响仅为 0.18，这意味着只有当动量低于 46 个基点时，活动增加才会推高通胀。总而言之，表 1 为图 1 和图 2 所示的关系提供了实证支持：较高的 LMCI 活动会促进工资增长，但只有在动能低或为负时才会导致通胀。

**表 1 通货膨胀指标随活动水平增加而增加，随动量及其相互作用增加而减少**

| Variable                                   | Atlanta Fed Wage Growth Tracker | PCE inflation   | Core PCE inflation |
|--|---------------------------------|-----------------|--------------------|
| Level of activity                          | 0.85<br>(0.03)                  | 0.18<br>(0.09)  | 0.08<br>(0.05)     |
| Momentum                                   | -0.71<br>(0.05)                 | -0.21<br>(0.13) | -0.10<br>(0.05)    |
| Level of activity and momentum interaction | -0.13<br>(0.04)                 | -0.39<br>(0.11) | -0.08<br>(0.07)    |
| R <sup>2</sup>                             | 0.89                            | 0.12            | 0.12               |

注：括号中报告了 Newey-West 标准误。样本估计从每个系列的开始一直到 2020 年 2 月大流行在美国开始。

资料来源：经济分析局和亚特兰大和堪萨斯城的联邦储备银行。

2021 年，随着经济从大流行危机中复苏，通货膨胀率已超过 2%，劳动力市场迅速复苏，尤其是按 LMCI 活动水平衡量（Glover、Mustre-del-Río 和 Pollard，2021）。那么，劳动力市场收紧在多大程度上可以解释最近的工资和物价上涨？

为了回答这个问题，我们首先计算了 2021 年 1 月至 9 月每个月的工资增长和物价同比增长（价格通胀）的平均值，并将它们呈现在表 2 的“已实现”列中。然后我们将这些平均值与“LMCI 预测”列中使用 LMCI 预测的平均值进

行比较。结果显示，2021 年工资通胀平均为 3.7%，仅比我们根据 LMCI 预测的高出 18 个基点。然而，PCE 通胀率平均为 2.82%，比 LMCI 预测的 1.67% 高出一个多百分点，核心 PCE 通胀平均也高出 76 个基点（2.53 - 1.77）。简而言之，LMCI 表明，尽管劳动力市场紧张可以解释工资通胀，但价格通胀远高于劳动力市场的预期。

**表 2 LMCI 可解释 2021 年的工资增长，但对价格通胀的预测值大幅低于实际值**

| Variable           | Realized<br>(percent) | LMCI-predicted<br>(percent) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------------|
| Wage growth        | 3.70                  | 3.52                        |
| PCE inflation      | 2.82                  | 1.67                        |
| Core PCE inflation | 2.53                  | 1.77                        |

注：样本估计从每个系列的起源一直延续到 2020 年 2 月美国大流行前。

资料来源：经济分析局以及亚特兰大和堪萨斯城的联邦储备银行。

总而言之，LMCI 表明，以 LMCI 的活动水平指标衡量的劳动力市场吃紧可能会增加工资通胀，但只有在动量为负时才会增加商品通胀。直观地说，劳动力市场趋紧会使公司提高工资以吸引工人，但在经济好转的情况下，它们不会将更高的成本转嫁给客户（以 PCE 通胀衡量）。由于 LMCI 动能在整个 2021 年一直是正的，因此观察到的 PCE 通胀过高无法用劳动力市场活动来解释。这为近期通胀的工资-价格螺旋式解释提供了证据，并表明只要劳动力市场保持动量，通胀压力可能会在未来缓解。

---

本文原题为“KC Fed LMCI Suggests that Recent Inflation Is Not Due to the Tight Labor Market”。本文作者 Andrew Glover 是堪萨斯城联邦储备银行的高级经济学家，José Mustre-del-Río 是堪萨斯城联邦储备银行的研究和政策官员，Emily Pollard 是堪萨斯城联



邦储备银行的经济学家。本文于 2021 年 10 月刊于美国堪萨斯城联邦储备银行官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

---

# 美国经济概况

newyorkfed/文 薛懿/编译

导读：纽约联邦储备银行研究部门编制的《美国经济概况》旨在提供当前经济和金融发展相关的全面概述，包括劳动力和金融市场，消费者和企业的行为以及全球经济。此外，概况还涵盖了一些特殊主题，例如商品价格走势、劳动力市场情况。本文的分析基于截至2021年12月15日的数据。编译如下：

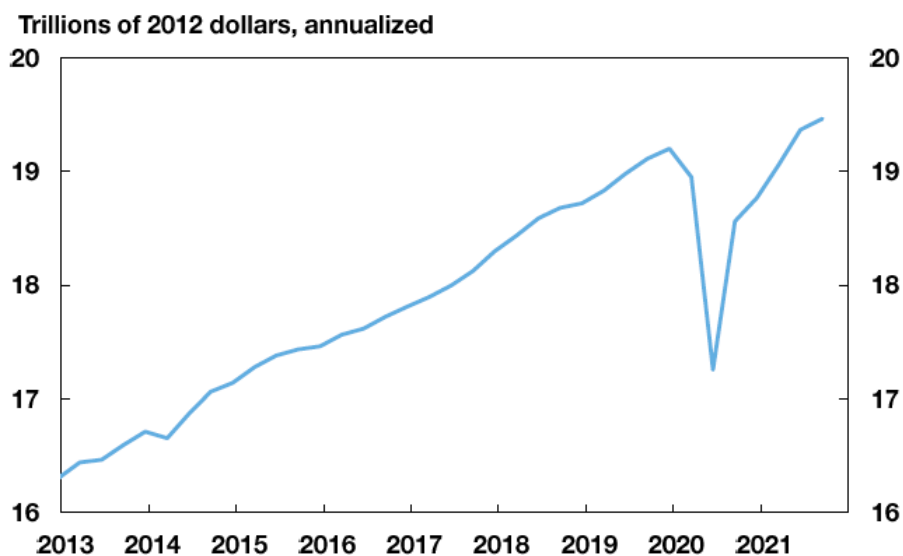
## 一、总览

- 耐用品消费支出增加，而失业率下降。此外，通货膨胀仍保持在高位。
- 第三季度 GDP 增长放缓。
  - 消费者支出的增长明显放缓，此外，商品购买的下降抵消了服务支出的增加。
  - 设备投资、住宅投资、出口和联邦政府支出均有所下降。
- 10 月份实际可支配收入下降，主要是因为失业保险金大幅下降。
  - 名义收入的增长因失业保险支付和购买力平价收入下降而放缓。
  - 薪酬增长强劲。
  - 储蓄占个人收入的比例回落到疫情前的水平。
- 11 月份就业人数增长放缓，同时失业率大幅下降。
- 受到商品价格上升推动，核心个人消费支出通胀率在 10 月份加速上升。
- 10 年期美国国债收益率从 10 月中旬以来一直徘徊在 1.55% 左右，而估计的期限溢价有所下降。标准普尔 500 指数相对持平，截至 12 月 10 日，该指数今年累计上涨 25%。市场隐含的联邦基金利率路径有所上升。

### （一）2021 年第三季度产出低于疫情前的趋势水平。

1. 第三季度 GDP 比 2019 年第四季度的峰值高出 1.4%。
  - (1) 在 9 月份经济预测摘要（SEP）中，对长期 GDP 增长率的中位数估计为 1.8%。
  - (2) 10 月份蓝筹股调查原本预计，2023-2027 年期间的年平均增长率为 2.1%。
  - (3) 如果自 2019 年第四季度以来，GDP 增速接近长期预测值，那么当前第三季度的 GDP 水平将比预期水平低了大约 2.0%。
2. 就业市场表明，美国经济存在相当大的疲软。
  - (1) 11 月份 4.2% 的失业率远高于蓝筹股调查中近 4.0% 的长期预测和 SEP 对长期失业率 4.0% 的预测中值。
  - (2) 11 月的劳动力参与率仍比疫情前的水平低 1 个百分点以上。

图 1 实际 GDP

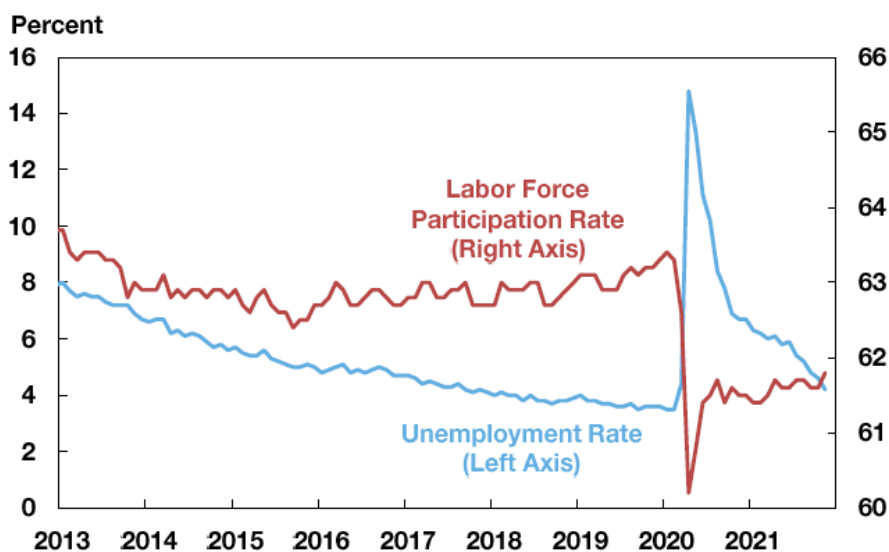


数据来源：经济分析局（BEA）。

（二）11 月份劳动力市场增长放缓。

- 非农就业人数增加了 21 万人。
  - 私营服务业的就业人数增加了 23.5 万人，其中专业和商业服务业（+9.0 万人）以及运输和仓储业（+5.0 万人）均有显著增长。
  - 政府就业人数减少了 2.5 万人，继续呈下降趋势。
- 失业率从 4.6% 降至 4.2%。
- 劳动参与率上升 0.2 个百分点至 61.8%。同时，就业人口比上升 0.4 个百分点至 59.2%。

图 2 劳动力市场指标

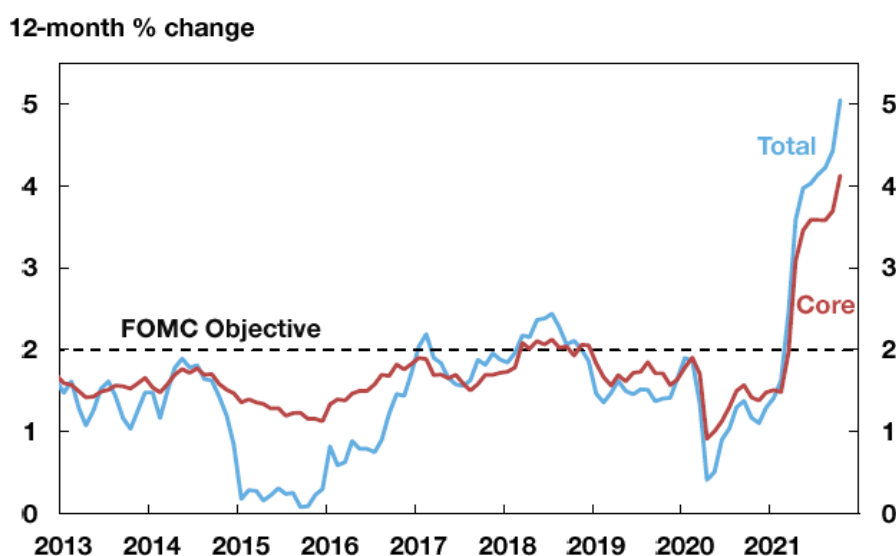


数据来源：美国劳工统计局（BLS）。

### （三）10 月份通货膨胀率仍居高不下。

- PCE 价格指数从 9 月份的 4.4% 升至 10 月份的 5.1%。
  - (1) 食品价格上涨 4.8%，同时能源价格上涨 30.2%。
- 核心 PCE 通胀从 3.7% 上升至 4.1%，主要是因为二手车价格同比上涨 34%，新车价格同比上涨 10%。
- 10 月核心 PCE 的月平均增长率为 0.4%（年率为 5.2%），而第二季度和第三季度的月平均增长率分别为 0.6% 和 0.3%。

图 3 个人消费支出平减指数



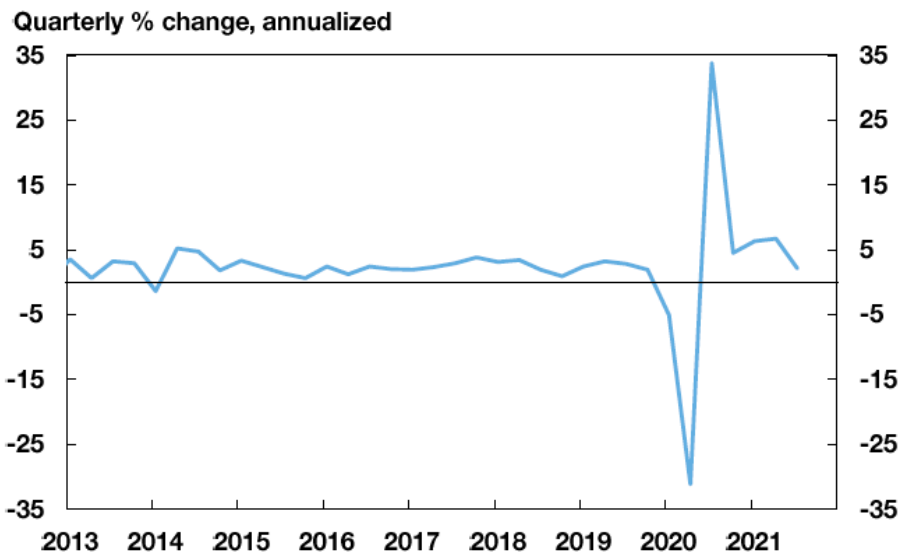
数据来源：经济分析局（BEA）。

## 二、 经济活动

### （一）2021 年第三季度 GDP 增长大幅放缓。

- 上半年 GDP 的年化增长率为 6.5%，然而第三季度 GDP 的年化增长率只有 2.1%。
  - 增长放缓反映了各种供给限制和今年夏天 COVID-19 冲击的影响。
  - 消费者支出增长缓慢，以及汽车购买量大幅下降，是第三季度增长放缓的主要原因。
- 与 GDP 相反，实际国内总收入（GDI）在第三季度的年化增长率高达 6.7%。
  - GDI 的四季度变化为 9.1%，远高于 GDP（4.9%）。

图 4 GDP 增长

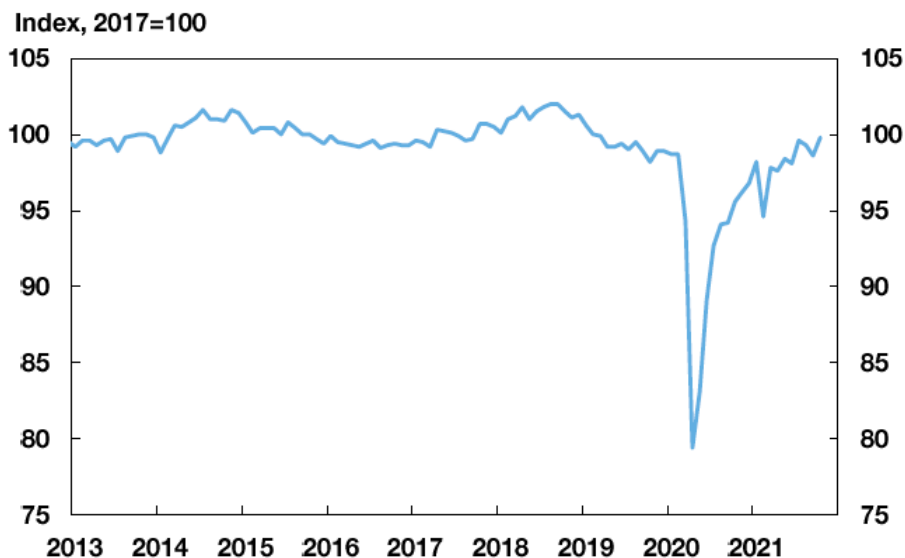


数据来源：经济分析局（BEA）。

（二）10 月份制造业活动出现反弹。

- 制造业指数在 9 月份下跌 0.7%后，在 10 月份上涨了 1.2%，达到 2019 年 2 月以来的最高水平。
- 在各行业中，主要异常值是汽车行业，该行业在 9 月下跌 7.1%后，在 10 月上漲了 11.0%。
  - 该行业的制造业指数与 2020 年 2 月相比下降了 6.5%。
  - 不包括汽车和零部件的制造业指数在过去一个月上涨了 0.6%，比疫情前的水平高出 1.8%。
- 11 月份 ISM 指数仍处于高位。

图 5 制造业指数



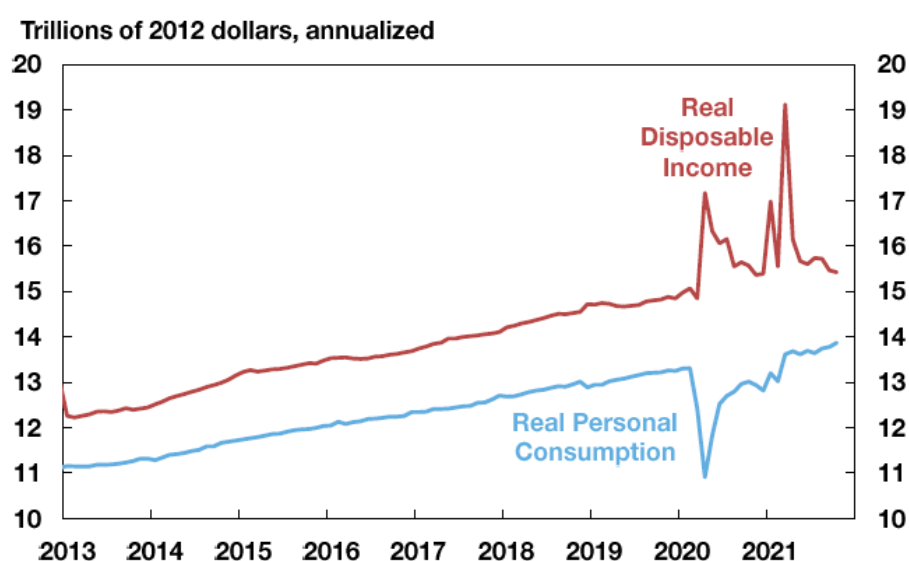
数据来源：美国联邦储备委员会。

### 三、 家庭

#### (一) 10 月份实际可支配收入下降。

- 10 月份实际可支配收入下降 1.6%，然而名义个人收入增长 0.5%。
  - 员工薪酬增长 0.8%。
  - 由于 PPP 贷款收入再次下降，经营者收入基本没有变化。
  - 失业保险福利下降到接近疫情前水平，导致个人转移收入下降了 0.5%。
  - 实际可支配收入连续第三个月下降。
- 实际个人消费支出（PCE）在 10 月增长 0.7%，比 2020 年 2 月的水平高出 4%，接近其趋势增长路径。

图 6 个人可支配收入和消费

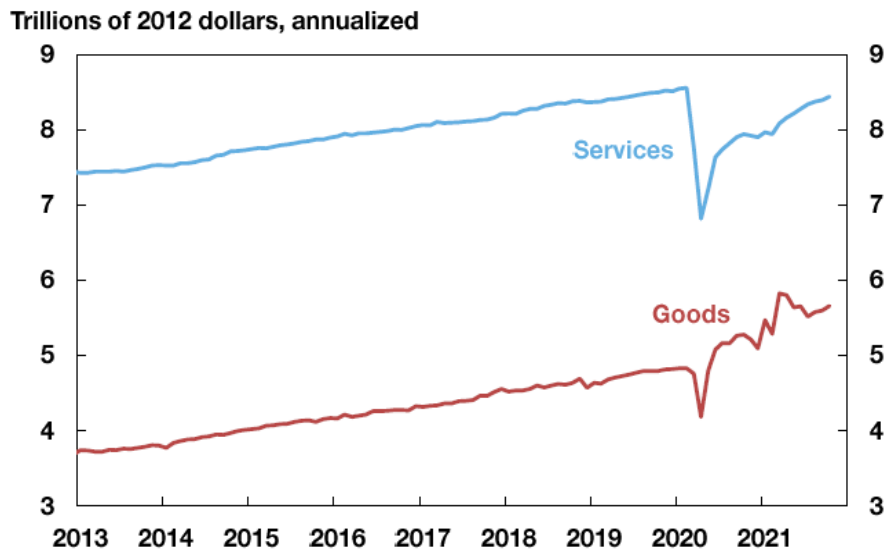


数据来源：经济分析局（BEA），美国联邦储备委员会。

#### (二) 商品支出上升。

- 最近几个月，实际支出一直从商品（特别是耐用品）转向服务业，直到 10 月份，该转移暂时停止。
  - 耐用品支出在第三季度下降后又开始增加。
  - 主要是因为汽车销量上升，新车购买量接近疫情前水平，同时二手车购买量大幅上升。
- 商品和服务的实际支出分别增长 1.0%和 0.5%。
  - 服务支出比 2020 年 2 月的水平低 2%，较其趋势增长路径低 5%。
  - 商品支出较疫情前水平高出 17%，较其趋势增长路径高出 10%。

图 7 消费者支出



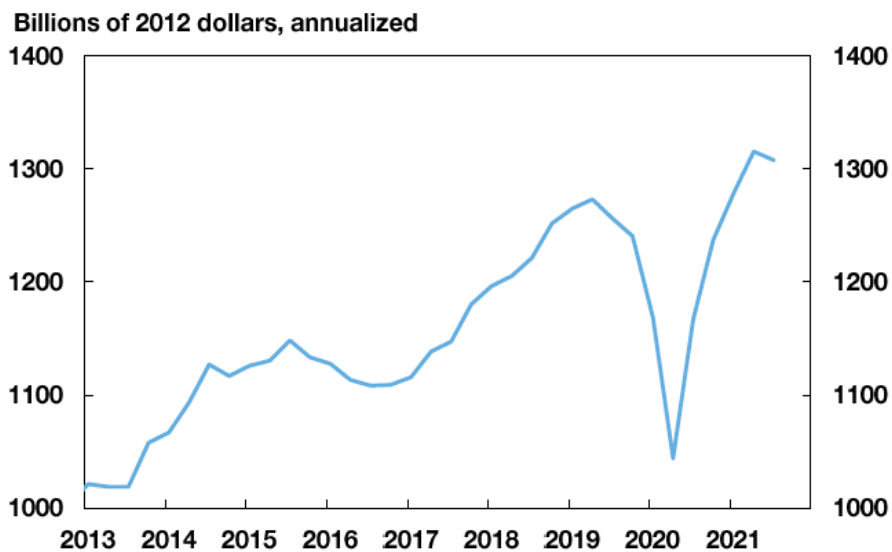
数据来源：经济分析局（BEA）。

#### 四、 商业部门

##### （一）2021 年第三季度设备支出下降。

- 在连续四个季度实现两位数的增长后，实际商业设备支出在今年第三季度下降了 2.4%（年率）。
  - 本季度设备支出使得 GDP 年化增长率降低了 0.1 个百分点。
  - 运输业的设备支出下降，而工业的设备支出还在上升，其它行业的设备支付只有小幅变化。
  - 即便设备支出在第三季度下降，仍比 2019 年第二季度的峰值高出 2.7%。
- 截至 10 月份的资本货物出货量数据表明，设备支出仍保持增长势头。

图 8 设备投资支出

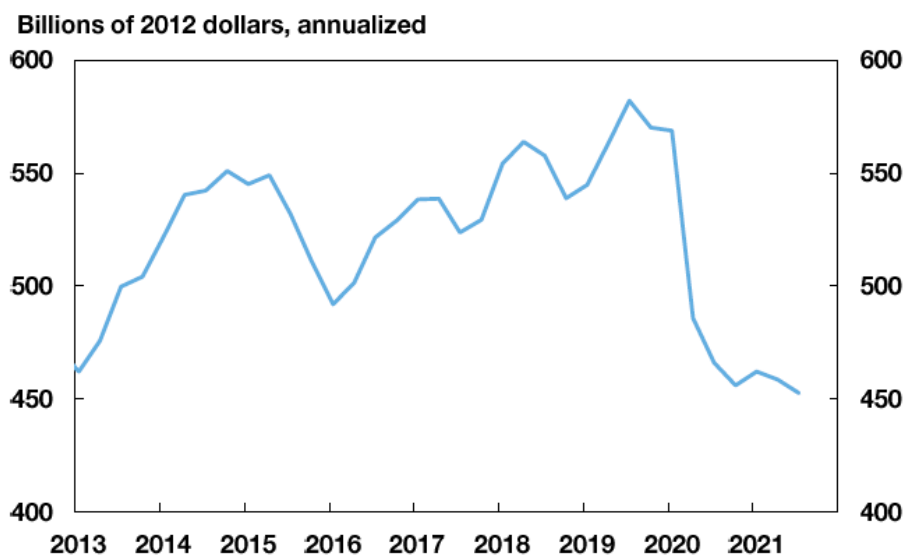


数据来源：经济分析局（BEA）。

## （二）第三季度建筑支出仍处于低位。

1. 第三季度实际非住宅建筑投资下降 5.0%（折合成成年率）。
  - (1) 支出的下降使 GDP 年化增长率减少了 0.1 个百分点。
  - (2) 非住宅建筑支出比去年同期低 2.9%，比 2019 年第四季度低 20.6%。
2. 能源领域的支出水平是个例外，因为这是它连续增长的第四个季度。
  - (1) 但与 2019 年第四季度相比，采矿勘探、竖井和油井三个类别的支出仍下降了 20.0%。
3. 截至 10 月份的非住宅建筑月度数据显示，该行业还未出现好转。

图 9 非住宅建筑投资



数据来源：经济分析局（BEA）。

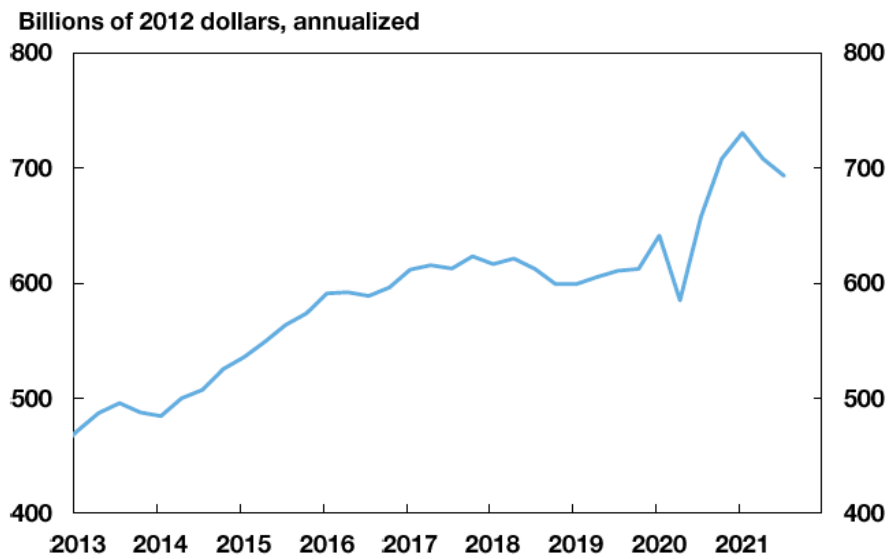
## 五、 房地产行业

### （一）第三季度住宅投资下降。

- 第三季度住宅投资再次下降，但仍比 2019 年第四季度的水平高出 13.2%。
  - 住宅投资使 GDP 年化增长率下降了 0.2 个百分点。
- 疫情期间，独户和多户住宅的投资表现都很强劲。
  - 与 2019 年第四季度相比，独户住宅投资增长了 22.5%，多户住宅投资则增长了 23.1%。
  - 家庭改建和活动房屋增长缓慢，抑制了整体投资。
- 10 月份的房屋开工数据表明，住宅投资在第四季度几乎没有上升趋势。



图 10 住宅投资

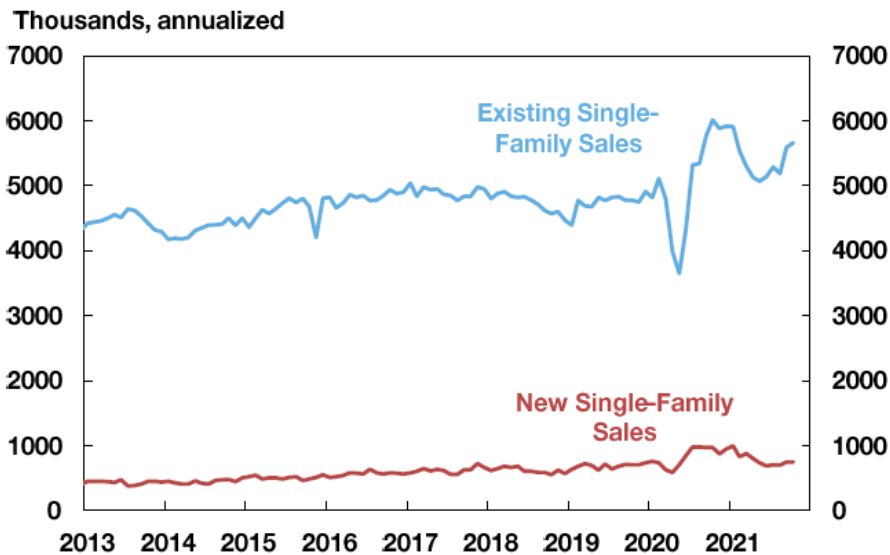


数据来源：经济分析局（BEA）。

（二）10月份房屋销售略有上升。

1. 独户住宅现房销量在10月份增长了1.3%（年率），达到566万套。
  - (1) 销量较去年同期下降5.8%，但仍远高于疫情前的水平。
2. 10月独户住宅新房销量略微上涨0.4%，达到74.5万套，但同比下降23.1%。
3. 虽然10月份房价同比上涨18%，但需求依然强劲。

图 11 新房屋和现有房屋的销售量



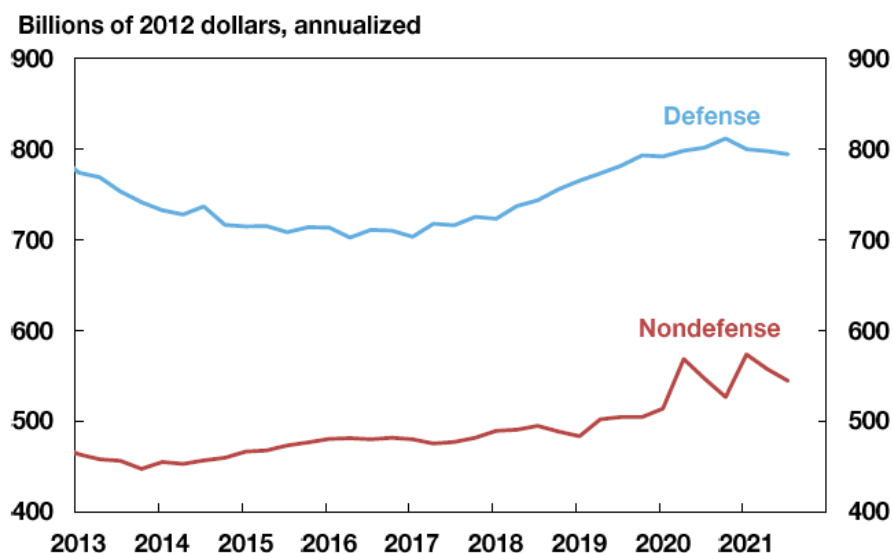
数据来源：人口普查局，全国房地产经纪人协会。

## 六、 政府部门

### (一) 第三季度联邦实际支出大幅下滑。

1. 联邦政府实际支出使第二季度 GDP 的年增长率下降了 0.4 个百分点后，又使第三季度 GDP 的年增长率下降了 0.3 个百分点。
  - (1) 支出同比下降 0.7%，但仍比 2019 年第四季度高出 3.3%。
2. 下降几乎完全来自非国防支出。
  - (1) 实际非国防支出使 GDP 年增长率下降了 0.3 个百分点，而实际国防支出基本保持不变。
  - (2) 支付给银行用于处理薪酬保护计划贷款申请的款项大幅减少，是非国防支出下降的主要原因。

图 12 美国联邦政府支出

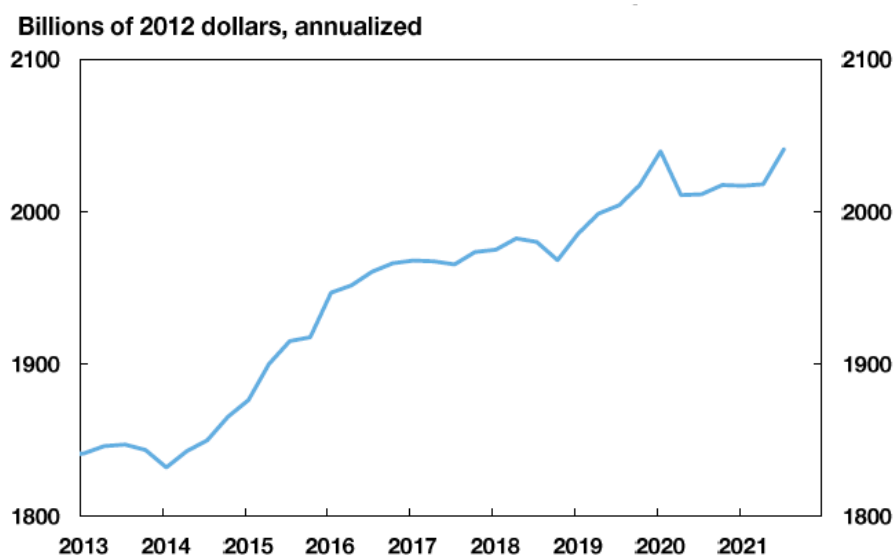


数据来源：经济分析局（BEA）。

### (二) 第三季度州和地方政府支出上升。

- 本季度州和地方政府支出增长 1.2%，为 GDP 年化增长率贡献了 0.5 个百分点。
  - 今年上半年支出基本保持不变。
- 州和地方政府的消费支出较上一季度增长了 1.6%，比 2019 年第四季度高了 2.1%。
- 投资支出下降了 1.1%，主要因为建筑业下降了 1.1%，设备采购下降了 2.9%。
  - 与 2019 年第四季度相比，投资总支出下降了 3.3%，同时建筑支出下降了 5.9%。
  - 知识产权产品的采购量上升了 1.5%，较疫情前水平高出 12.9%。

图 13 州和当地政府支出



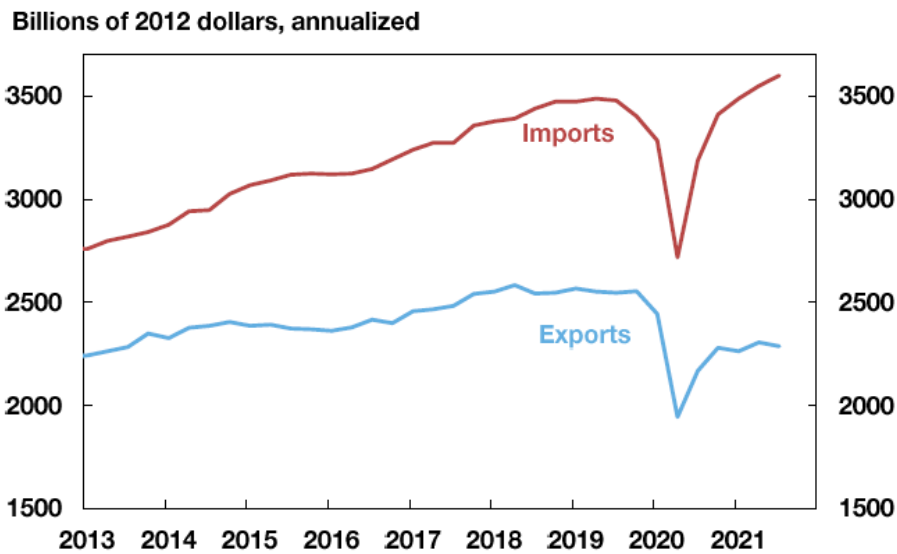
数据来源：经济分析局（BEA）。

## 七、 国际进展

### （一）净出口拖累了第三季度的增长。

- 第三季度进口增长而出口下降。
  - 净出口将 GDP 年化增长率拉低了 1.2 个百分点，其中出口下降拉低了 0.3 个百分点，而进口增加拉低了 0.9 个百分点。
- 出口仍低于疫情前水平。
  - 资本品、飞机和石油的销售都大幅下降，导致第三季度海外销售整体下滑。
  - 服务出口从低迷状态逐渐回升。
- 进口超过了疫情前的水平。
  - 尽管飞机和消费品的进口下降，商品进口量还是上升。
  - 国外旅游激增推高了服务进口。

图 14 商品和服务的进出口

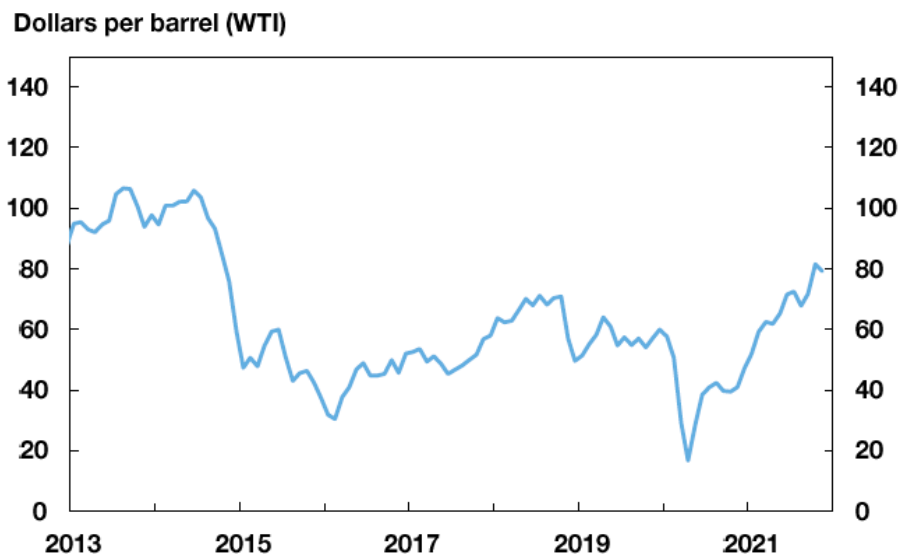


数据来源：经济分析局（BEA）。

## （二）油价。

1. 油价（以 WTI 原油为基准）从 10 月份每桶 81 美元回落至 11 月的每桶 79 美元，并在 12 月中旬降至每桶 79 美元左右。
  - (1) 11 月底，有关新型病毒的消息进一步推动价格下跌。
  - (2) 第二季度的平均油价为 66 美元/桶，第三季度则为 71 美元/桶。
2. 对液体燃料（原油和液化天然气）的需求预计在第四季度增长 2%，此外中国和其它亚洲国家将占据大部分的需求增长。
3. 全球产量预计将增长 2%，但这不足以避免第四季度全球库存呈下降趋势。
  - (1) 根据能源部的预测，2022 年第一季度的产量最终将与需求持平。

图 15 原油价格



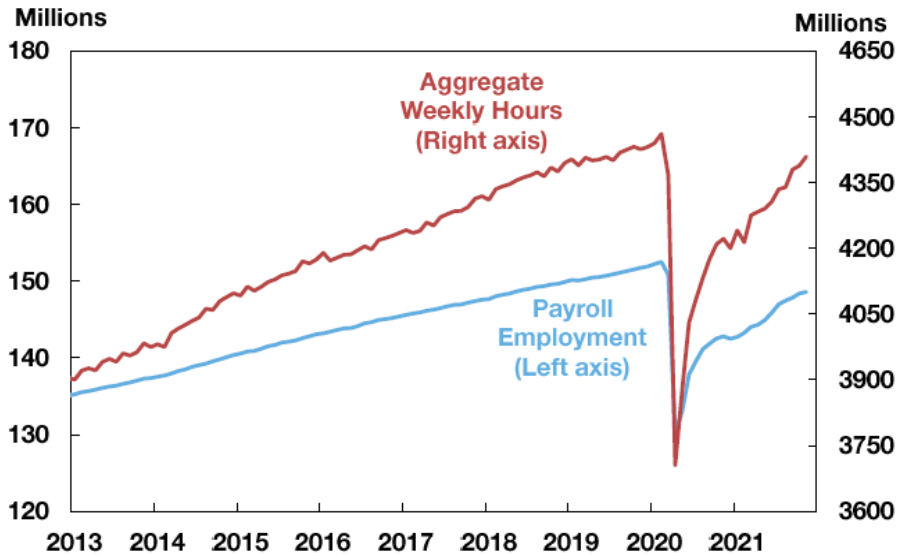
数据来源：能源信息管理局。

## 八、 劳动力市场

### （一） 11 月份就业增长放缓。

- 继 10 月份增长 53.1 万人后，非农就业人数在 11 月增长了 21 万人。
- 增长主要集中在私营服务业，新增就业 23.5 万人。其中，其中专业和商业服务业（+9.0 万人）以及运输和仓储业（+5.0 万人）增幅最大。
- 政府就业人数减少了 2.5 万人，继续呈下降趋势。

图 16 就业情况和总工作时间

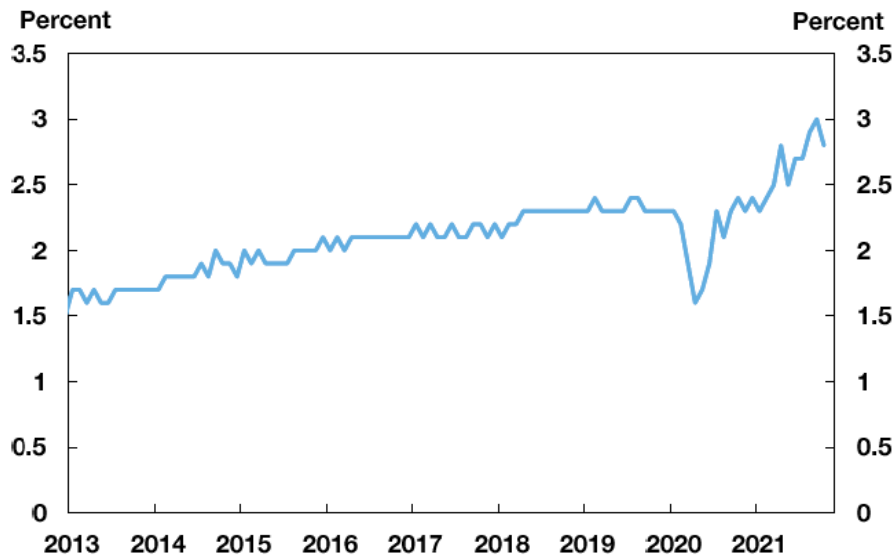


数据来源：劳工统计局（BLS）。

### （二） 10 月份辞职率居高不下。

- 在 9 月份达到 3.0% 的系列高点后，10 月份的辞职率小幅下降至 2.8%。
- 裁员和解雇率连续第三个月保持不变，为 0.9%。从历史上看，在疫情之前，这一比率从未降至 1.1% 以下。
- 辞职占总离职的比例小幅下降至 70.6%，略低于 9 月份 71.0% 的一系列高点。

图 17 辞职率

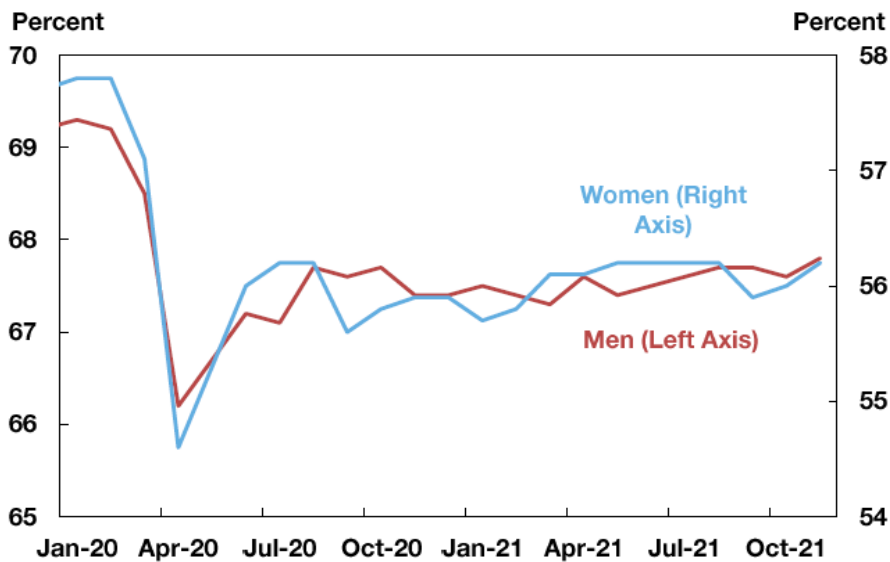


数据来源：劳工统计局（BLS）。

（三）劳动参与率提高。

- 11月，劳动参与率上升至 61.8%。
- 2020年6月以来，劳动参与率一直维持在 61.4% - 61.7%的区间内。
- 男性的劳动参与率从 67.6%小幅上升至 67.8%，与此相对应，女性的劳动参与率也从 56.0%上升至 56.2%。

图 18 劳动力参与率



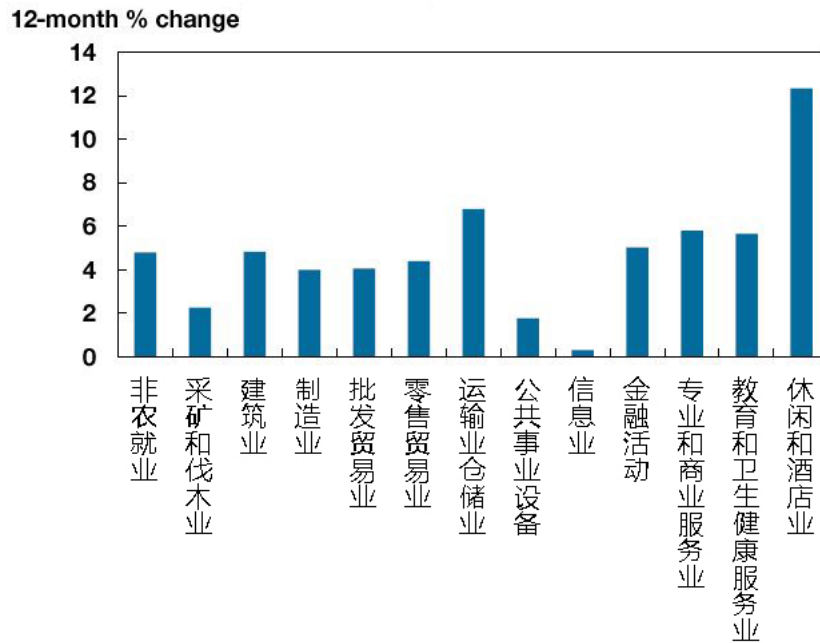
数据来源：劳工统计局（BLS）。

（四）平均时薪仍保持强劲增长。

- 11月平均时薪上涨 0.3%，说明又一个月的工资强劲增长。
  - 以 12 个月为基准，平均时薪上涨了 4.9%。
  - 休闲和酒店业（0.8%）的时薪涨幅最高，同比增长 12.4%。

- 疫情期间就业的大幅波动使得对平均时薪的分析变得更复杂，各行业的时薪差异很大。

图 19 按行业的平均时薪



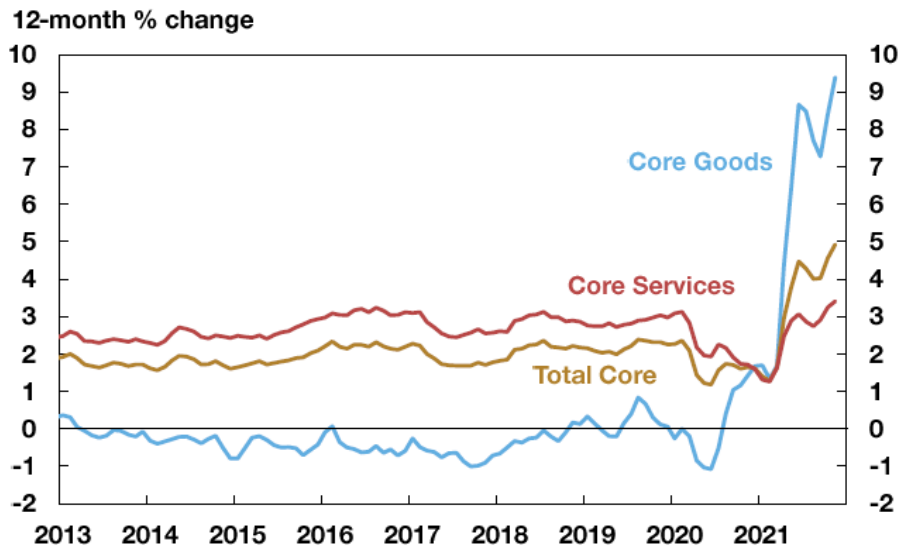
数据来源：劳工统计局（BLS）。

## 九、 通货膨胀

### （一）11 月份核心 CPI 通胀有所上升。

- 核心 CPI 在 10 月份上升 0.6% 后，又在 11 月份上升 0.5%（年率为 6.6%）。
  - 第二季度和第三季度的月平均变化率分别为 0.8% 和 0.2%。
  - 二手车的通胀率稳定在 2.5%，同时核心商品的通货膨胀率从 1.0% 小幅降至 0.9%。
  - 核心服务的通胀率从 0.5% 降至 0.4%，其中租金通胀保持不变，且医疗服务的通胀略有下降。
- 以 12 个月为基准，核心通胀率从 4.6% 上涨至 4.9%。
  - 核心商品通胀从 8.5% 升至 9.4%。
  - 核心服务通胀从 3.3% 升至 3.4%。

图 20 核心 CPI 通胀率

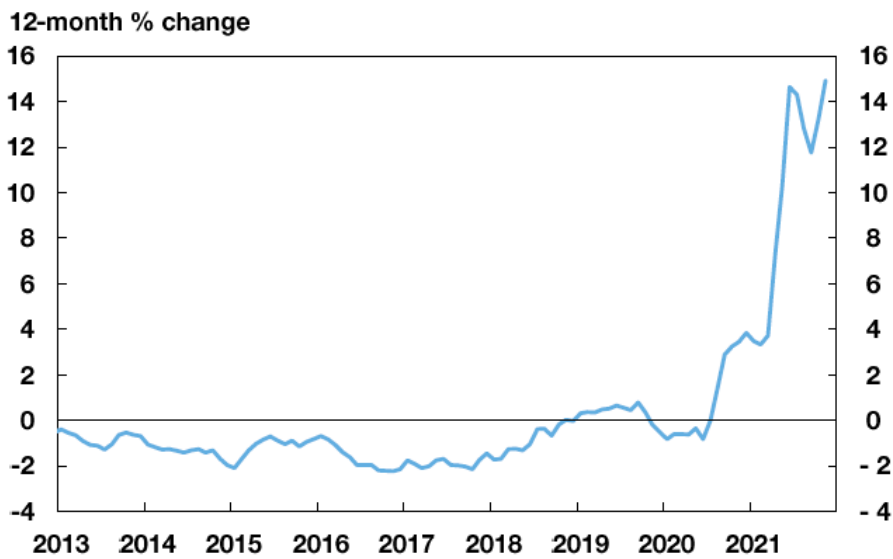


数据来源：劳工统计局（BLS）。

（二）耐用品通胀居高不下。

- 11 月份，CPI 的耐用品分类指数环比上涨 1.6%（年率为 20.3%），同比上涨 14.9%。
  - (1) 月平均变化在第二季度和第三季度分别为 3.4%和 0.3%。
  - (2) 今年通货膨胀的波动很大程度上是由二手车价格造成的。
- 家具价格持续攀升，家电价格则趋于稳定。
  - (1) 电视机和 IT 类商品价格下降。
- 耐用品的价格指数比趋势水平高出 20%。

图 21 CPI 通胀：耐用品



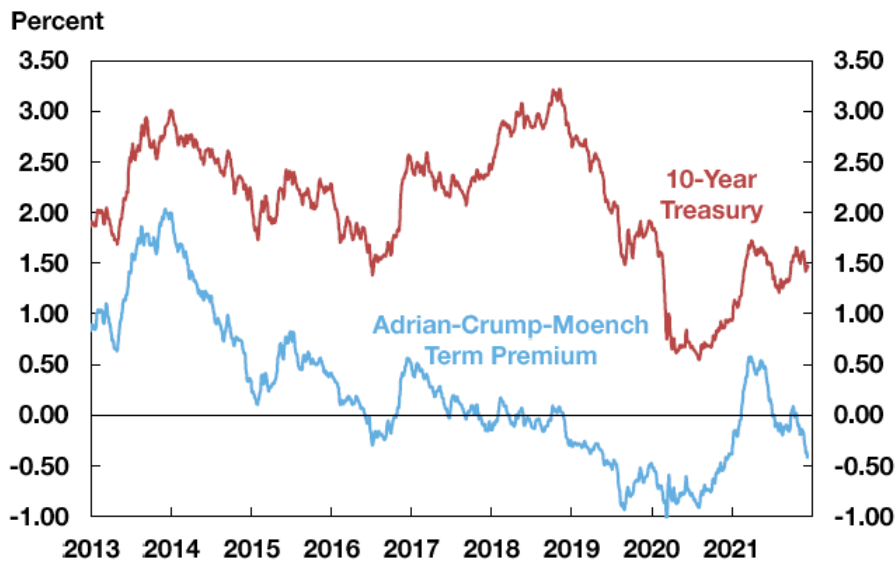
数据来源：劳工统计局（BLS）。



## 十、 金融市场

- 10 年期美国国债收益率基本不变。
- 以 5 天移动均线计算，在 12 月 10 日，10 年期美国国债收益率为 1.48%，与 11 月 5 日持平。
  - 该收益率接近全球金融危机到疫情初期的收益率范围的低点。
- 根据 Adrian-Crump-Moench 期限结构模型的估计，收益率表现稳定是因为期限溢价的下跌与预期路径的上升相抵消。

图 22 10 年期美国国债和期限溢价

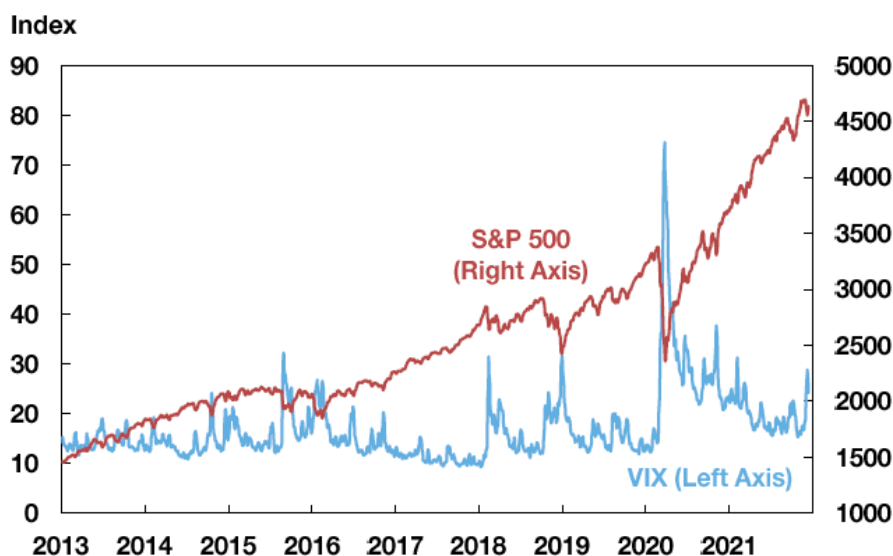


数据来源：纽约联邦储备银行计算；Fed。

注：5 天移动平均线，零息债券收益率。

- 美国股价和 VIX 指数都显示出更大的波动性。
  1. 美国股市从近期的跌势中反弹，12 月 10 日的股价较 11 月 5 日持平。
    - (1) 截至 12 月 10 日，标准普尔 500 指数在今年累计上涨 25%。
  2. 以芝加哥期权交易所波动率指数（CBOE Volatility Index）衡量的期权隐含股市波动率自 11 月初以来略有上升。
    - (1) 12 月 10 日 VIX 指数为 18.7，略高于 2000 年至今 17.7 的中值。
    - (2) 12 月初，VIX 指数曾短暂升至 30.0 左右。

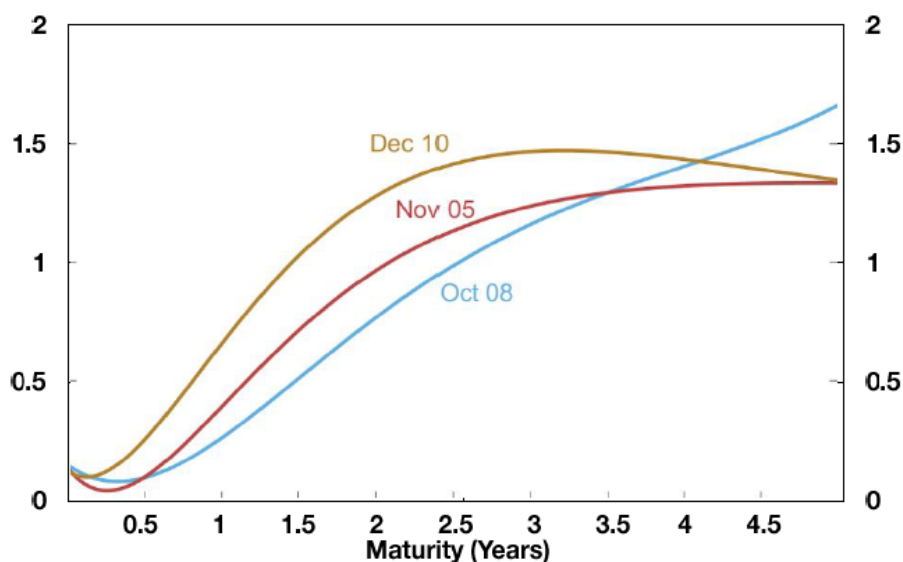
图 23 美国股市指数和波动率



数据来源：彭博财经有限公司。

- 联邦基金利率的隐含路径上升。
- 11月5日至12月10日期间，隔夜指数掉期（OIS）利率所隐含的联邦基金利率预期路径在中间期限上升了15至35个基点。
- 到2023年底，市场隐含的联邦基金利率约为1.4%，高于联邦公开市场委员会（FOMC）对2021年9月以来的经济预测摘要（SEP）的中值1.0%。
- 在5年期限内，市场对联邦基金利率的预期接近1.4%，低于SEP的长期联邦基金利率中值2.5%。

图 24 预期联邦基金利率

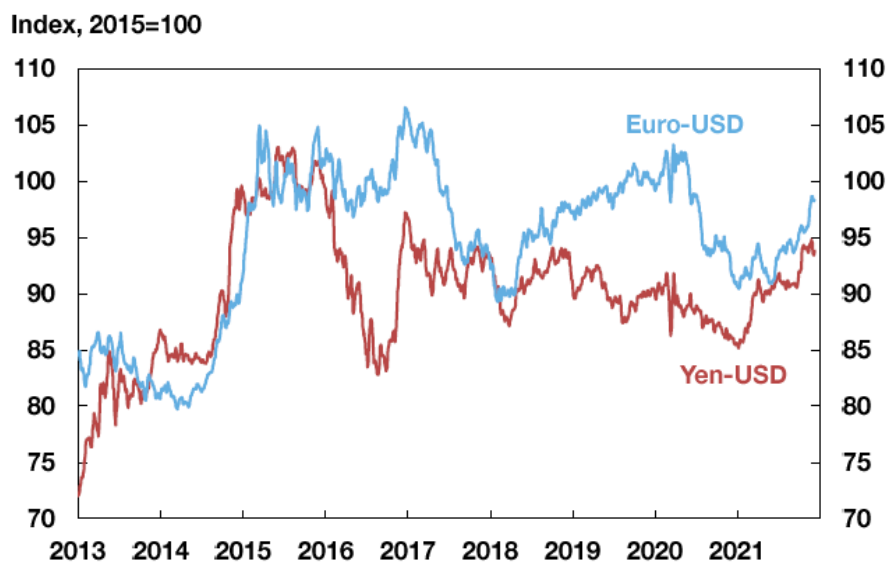


数据来源：纽约联邦储备银行计算；彭博财经有限公司。

注：估计使用 OIS 报价。

- 美元汇率略微走强。
1. 11月5日至12月10日期间，美元贸易加权指数上升了1.3%。在此期间，美元兑欧元升值2%，兑日元保持不变。
  2. 自2021年初以来，美元贸易加权指数已经上涨4%。

图 25 美元汇率



数据来源：彭博财经有限公司。

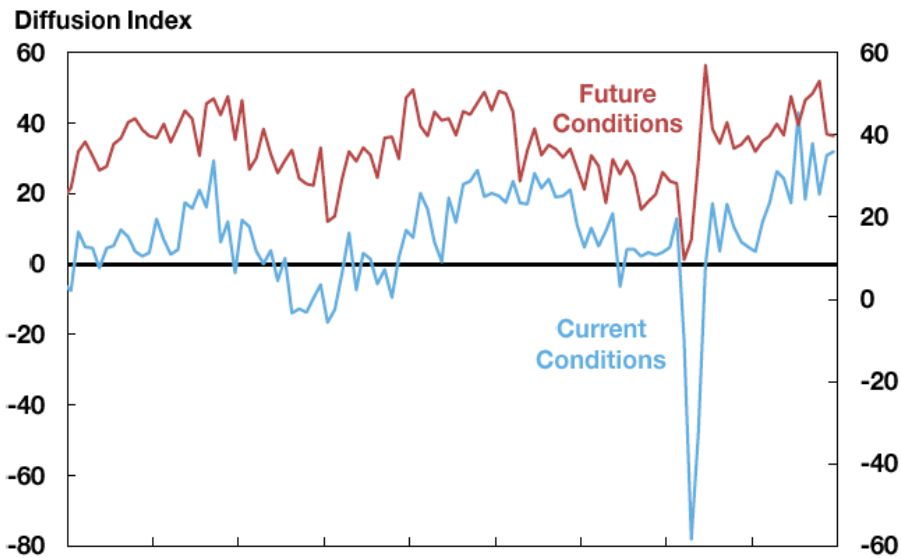
注：开始日期 2007.03.01 取值为 1。

## 十一、 特殊主题：纽约联邦储备银行的商业调查

### (一) 地区制造业企业报告收益稳定。

- 制造业活动持续稳步增长，而该地区的服务业只有略微增长。
- 帝国制造业调查的整体指数稳定在 31.9，而商业领袖调查的整体指数也保持在 14.4，几乎没有变化。
- 制造业和服务业的就业均适度增长。
- 通胀预期中值在连续三个月上升后，维持在 4.2% 不变。
- 投入价格和销售价格继续以接近纪录的速度持续攀升。

图 26 纽约联储帝国制造业调查

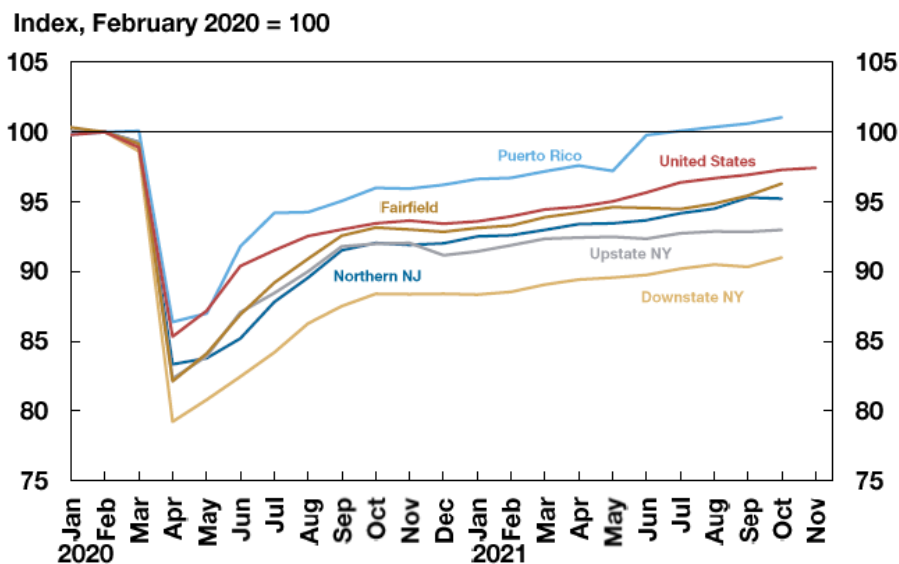


数据来源：纽约联邦储备银行。

(二) 纽约地区的就业岗位仍然严重短缺。

1. 纽约地区的工作岗位短缺比全国要严重得多。
2. 2021 年迄今为止，纽约州南部、新泽西州北部和费尔菲尔德的就业均增长了约 3%，而纽约州北部仅增长了 2%，并且这些都低于全国 4% 的增长速度。
3. 10 月份，纽约州南部的就业率比疫情前水平低 9%，纽约州北部低 7%，新泽西州北部低 5%，费尔菲尔德低 4%，而全国只低不到 3%。
4. 波多黎各的就业率比全国要好得多，达到了 5 年来的最高水平。

图 27 地区就业趋势



数据来源：美国劳工统计局（BLS）、穆迪经济网站（Mood's Economy.com）。由纽约联储工作人员对上述数据进行早期基准评估。

---

本文原题为“U.S. Economy in a Snapshot”。纽约联储银行是组成美联储的 12 家地区联储银行之一，其设立目的亦是為了维护经济、金融体系的安全、公正和活力。《美国经济概况》汇编了纽约联邦储备银行的研究和统计小组工作人员的观察结果。本文于 2021 年 12 月刊于 newyorkfed 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 基尔研究所冬季预测：2022 年经济前景显著恶化

Stefan Kooths/文 母雅瑞/编译

导读：基尔世界经济研究所目前预计，2021 年德国的国内生产总值（GDP）将增长 2.6%，但 2022 年将仅增长 4%（此前为 5.1%）。然而，基尔预计到 2023 年 GDP 上升的幅度将更大，为 3.3%（之前为 2.3%）。编译如下：

供应链瓶颈和第四波新冠肺炎（COVID-19）的浪潮给德国的经济复苏带来了压力，使其经济复苏的进程推迟了几个月。基尔世界经济研究所目前预计，今年德国的国内生产总值（GDP）将增长 2.6%，但 2022 年将仅增长 4%（此前为 5.1%）。然而，到 2023 年，基尔研究所预计 GDP 上升的幅度将更大，为 3.3%（之前为 2.3%）。德国今年和明年的物价上涨率有可能会超过 3%，同时由于德国债务规定的修改，其预算赤字也将居高不下。

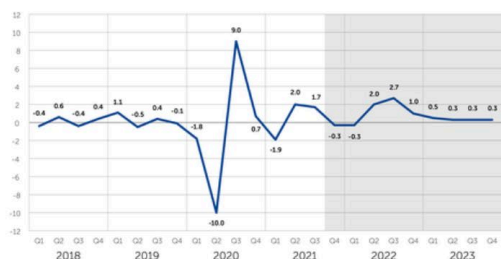
图 1 德国 2020-2023 年关键指标

|                     | 2020  | 2021  | 2022  | 2023  |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|
| 国内生产总值(GDP)，价格调整后   | - 4.6 | 2.6   | 4.0   | 3.3   |
| 国内生产总值平减指数          | 1.6   | 2.8   | 1.8   | 1.7   |
| 消费者价格指数             | 0.5   | 3.1   | 3.1   | 2.0   |
| 劳动生产率（每工作小时）        | 0.4   | 0.6   | 2.4   | 2.6   |
| 就业（百万）              | 44.9  | 44.9  | 45.3  | 45.5  |
| 失业率(%)              | 5.9   | 5.7   | 5.2   | 5.0   |
| <i>占名义 GDP 的百分比</i> |       |       |       |       |
| 公共部门净贷款             | - 4.3 | - 3.8 | - 1.8 | - 1.4 |
| 公共债务总额              | 69.1  | 69.3  | 66.7  | 64.3  |
| 活期存款余额              | 7.1   | 6.7   | 5.8   | 5.5   |

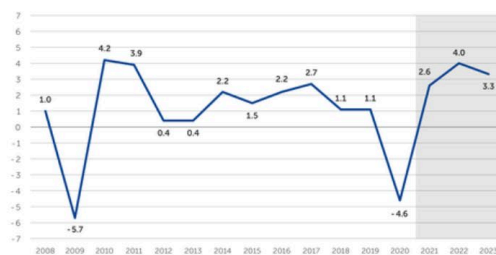
“总的来说，持续的新冠病毒感染对德国经济的恢复造成的影响比我们在秋季预测的要大一些。但是，由于新冠病毒疫苗接种方面的进展，这次的感染将不会像前一个冬季那样严重。新冠肺炎造成的经济影响仍然存在，但它们正在一波接着一波地逐渐减少，”基尔研究所副所长、商业周期与增长研究主任斯特凡·库思（Stefan Kooths）在今天发布的德国与世界经济展望中如此表示。

基尔研究所预计，在冬季这半年的两个季度中，德国国内生产总值（GDP）将分别收缩 0.3%，然后从 2022 年春季起，随着新冠肺炎疫情的影响减弱，德国国内生产总值将再次回升。虽然供应链瓶颈的问题目前严重影响了工业的生产，但这一问题将逐渐被克服，随之它将给经济增长带来额外的动力。

国内生产总值（GDP）德国  
季度变化



国内生产总值（GDP）德国  
年度变化



基尔预计 GDP 要到 2022 年第二季度才能达到新冠肺炎爆发前的水平。直到 2022 年第三季度，宏观经济产出可能才会恢复正常。在此之前，由于第四波更严重的新冠肺炎疫情，经济复苏将被推迟，经济产出将损失约 400 亿欧元，其中与消费者相关的服务行业受到的影响尤为严重。

### 新冠肺炎后的通货膨胀

目前，通货膨胀率仍将居高不下，预计今年和明年的通货膨胀率都将达到 3.1%。一方面，这是由于供应链瓶颈，它将继续增加产品制造的成本，并使消费品的供应紧张。与此同时，私人家庭积累了大约 2000 亿欧元的额外储蓄，这些额外储蓄增加了他们支付的意愿。因此到 2023 年，通胀率可能会达到 2%。

目前建筑相关材料价格的上涨尤其强劲。今年可能会上涨近 8%，比 1992 年经济繁荣时期高出了约 2 个百分点。未来两年，房价也可能上涨，涨幅分别为 5%和 3%。

### 2023 年的预算赤字：Ampel 联盟将创造更多的财政空间

尽管目前收入正在增长，且税收收入已经超过了新冠肺炎前的水平，但公共预算仍处于赤字状态。随着疫情程度的减轻，赤字占 GDP 的比重将从今年的 3.8%下降到 2022 年的 1.8%。

预计到 2023 年，这些预算将以 1.4%的巨额赤字结束。预算赤字的规模将违反之前德国的债务规定。出于这个原因，Ampel 联盟改变了这一规定，最初批准用于对抗流行病的贷款，以后可以通过能源和气候基金使用。

“目前的财政立场不符合未来几年的宏观经济形势。经济从新冠肺炎中复苏并不是因为需求不足。旺盛的需求——私人家庭被压抑的高购买力、行业创纪录的积压订单——仍然保持不变。它们足以使生产恢复正常的产能利用率。由于经济有陷入大流行后过热的风险，政府没有必要出台进一步的刺激计划。人口结构导致的潜在需求增长明显减弱，脱碳正在对生产能力造成额外的压力。因此，优先考虑政府支出而不是增加赤字才是正确的做法。”

劳动力市场的复苏将被第四波新冠肺炎浪潮打断，大量的工作缺口可能会再次被缩短工作时间的计划所吸收。在冬季这半年的停滞期之后，就业人数将

开始回升。最低工资将于明年 7 月 1 日上调至 12 欧元，这会抑制就业市场的复苏。到 2023 年，就业人数将达到 4550 万人，即达到就业高峰。失业率将从 5.7%（2021 年）下降到 5.2%（2022 年）和 5.0%（2023 年）。

未来两年，德国的经常账户盈余占经济产出的比重将降至 5.8%和 5.5%。其中，进口价格的下降主要是由于进口价格的上涨速度远远快于出口价格的上涨。

### **生物科技为 2021 年 GDP 的增加贡献了额外的 0.5%**

2021 年的最终账目中，疫苗开发商 Biontech 将于年底从美国疫苗制造合作伙伴辉瑞公司那里获得专利使用费收入，预计这一收入将使 GDP 的增长率提高近 0.5 个百分点，使 GDP 的增长率从 2.6%提高到 3%左右。这一影响没有包括在预测的数字表内，因为按照应计原则，总额也将影响到过去的几个季度，预计官方国民核算将对这些季度进行修订。

### **全球经济复苏的势头减弱**

库思说：“新冠肺炎感染病例的再次增加也在减少德国以外发生的经济活动，供应链瓶颈阻碍了全球工业生产的回升，但中国的经济似乎与此并不同步。”基尔研究所预计，2021 年全球产出将增长 5.7%（之前为 5.9），2022 年将增长 4.5%（之前为 5.0%）。对于 2023 年，全球产出将略微改善至 4.0%（之前为 3.8%）。

基尔研究所的冬季预测中显示了相当大的上行和下行风险，这是来自于新冠病毒大流行的进一步发展——尤其是新冠病毒的 Omikron 变种——以及克服供应链瓶颈所需的时间。基尔研究所预计，这两种影响将在未来几个月中继续显著抑制经济活动。与新冠肺炎相关的限制预计将从明年春天开始陆续结束，但供应链瓶颈不太可能在 2022 年底之前完全克服。此外，这一预测只能部分反映新一届联邦政府的经济和金融计划（这些计划尚未在具体的立法决定中成形）。

---

本文原题为“Kiel Institute Winter Forecast: Economic Outlook For 2022 Significantly Worsened”。本文于 2021 年 12 月 15 日发布在基尔世界经济研究所的网站上。本文作者是 Stefan Kooths。 [单击此处可以访问原文链接。](#)

---



## 潜伏在中国隐秘角落的金融压力更大吗？

Jan J. J. Groen 和 Adam I. Noble/文 熊春婷/编译

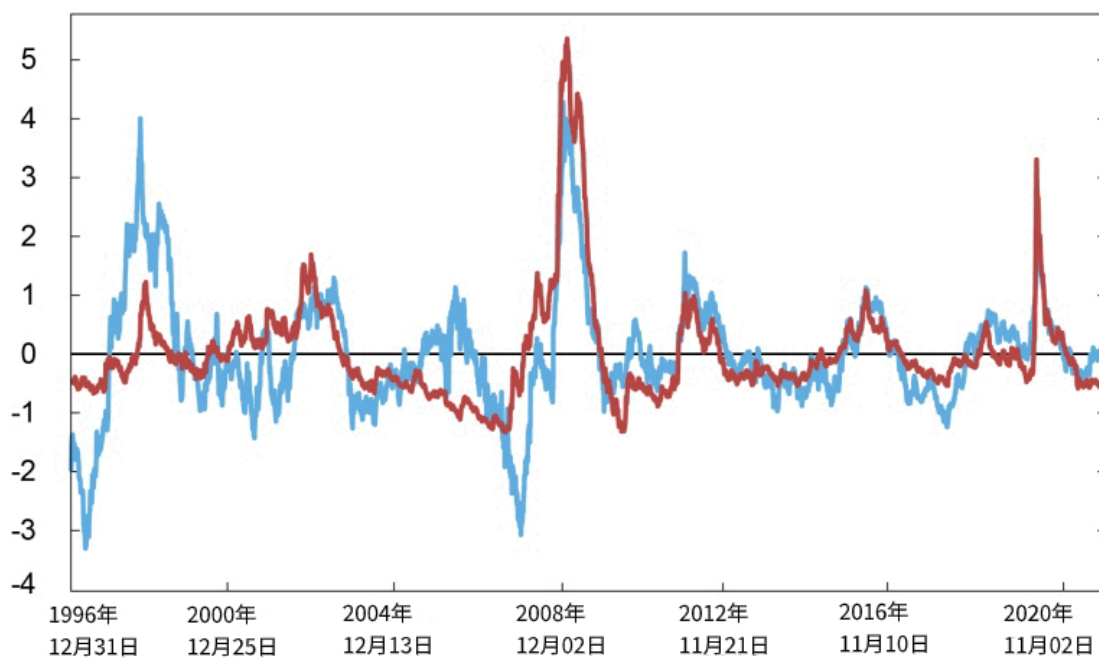
导读：尽管中国收紧了金融政策、恒大也遇到了危机，但中国的金融压力指标一直稳定在平均水平附近。不过，中国的金融状况受到全球市场的影响，这导致较低的外国金融压力可能正在模糊中国金融市场的状况。在本文中，我们分析了中国金融压力指标的国内部分，以评估未来经济活动的下行风险。编译如下：

### 全球金融压力指标

Groen、Nattinger 和 Noble（2020 年）为全球 46 个国家和地区建立了金融市场压力汇总指标，这些汇总指标包括股票价格、政府债券收益率、主权债券息差、银行间息差，以及本币公司债券息差（不同到期日）或以美元计价的公司债券息差，具体取决于国家。下表描述了中国和所有其他以国内生产总值（Gross Domestic Product, GDP）进行加权的国家的金融压力指数（financial stress index, FSI），其中指数水平反映了金融市场压力高于（+）或低于（-）样本平均水平（0）的标准差。图表显示，尽管各压力指标存在显著差异，但它们均出现了相当程度的调整，尤其是在雷曼兄弟破产或 2020 年 3 月疫情冲击等重大中断时期。最近，中国的这一指标一直处于平均水平左右，而世界其它地区的相应指标则稳定低于平均水平，这表明世界其它地区的金融状况相对活跃。

图 1 近几个月来，中国的 FSI 高于世界其他地区

— 中国FSI — 世界其他国家的FSI指数



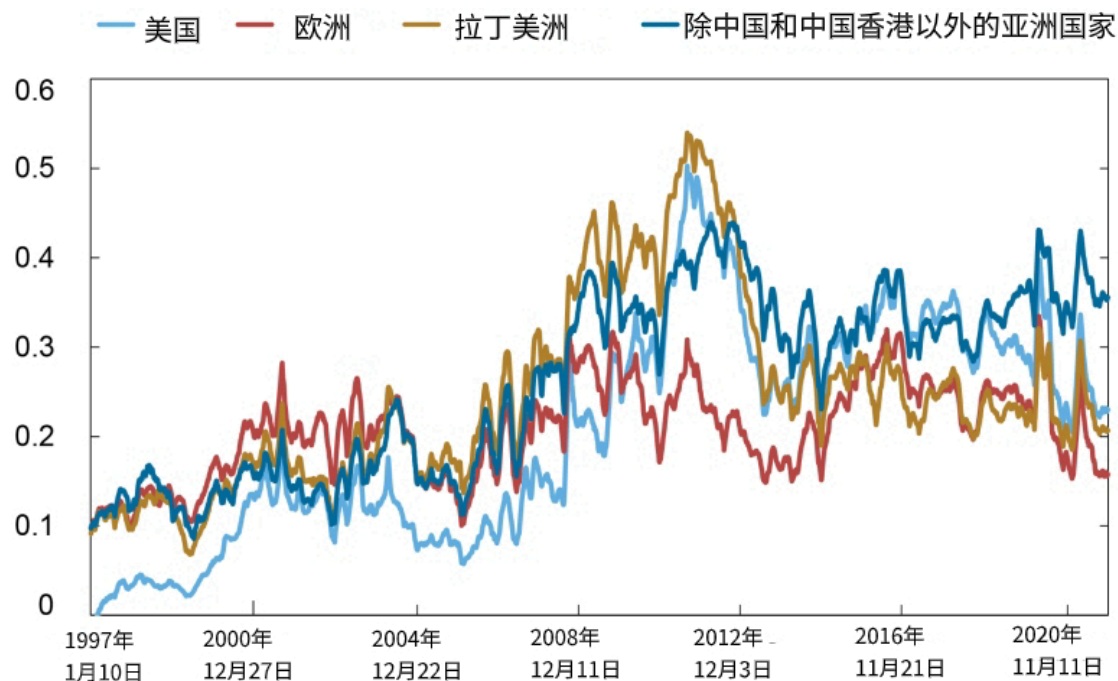
来源：作者计算；Haver 分析；路透社；彭博网；洲际交易公司。

注：FSI 是金融压力指数。其他国家的 FSI 指数是以 GDP 为权重将澳大利亚等各国的指数汇总而形成的。

为了区分中国金融压力指数中的国内和国外驱动力，我们研究了中国 FSI 指数与美国、欧洲和拉丁美洲之间的相互关系，以及与除中国和中国香港以外的亚洲地区的指数之间的相互关系。（技术上，我们估计了一个与 Chan 和 Eisenstat[2018]中结构相同的时变参数向量自回归模型，其中每一个应力指数都依赖于所有 5 个指数的滞后，受到时变波动的结构性冲击，并按一定的顺序经受其他四个指标的结构冲击的时变影响。在模型中，我们应用了美国、欧洲、拉丁美洲、亚洲和中国的排序，每个指数影响所有在同一天订购的指数，但第二天对这些指数本身作出响应。）

将这个模型的不同部分结合在一起可以得到 FSI 指数变化的每日相关性。下表显示了中国指标的这些相关性。在样本初期，我国 FSI 指标与国外 FSI 指标的波动性相关性不高。这种情况在 2000 年代中期发生了变化，自那以后，中国的金融状况在不同程度上更适应外国的发展变化，尤其是与亚洲其他地区。中国金融状况与国外发展的相关性日益增强，这可能意味着，在评估中国金融市场压力上升所带来的风险时，这些状况下的所有走势并非都具有同等的相关性。

图 2 2000 年中期以来，中国与世界其他地区 FSI 指标的相关性有所提高



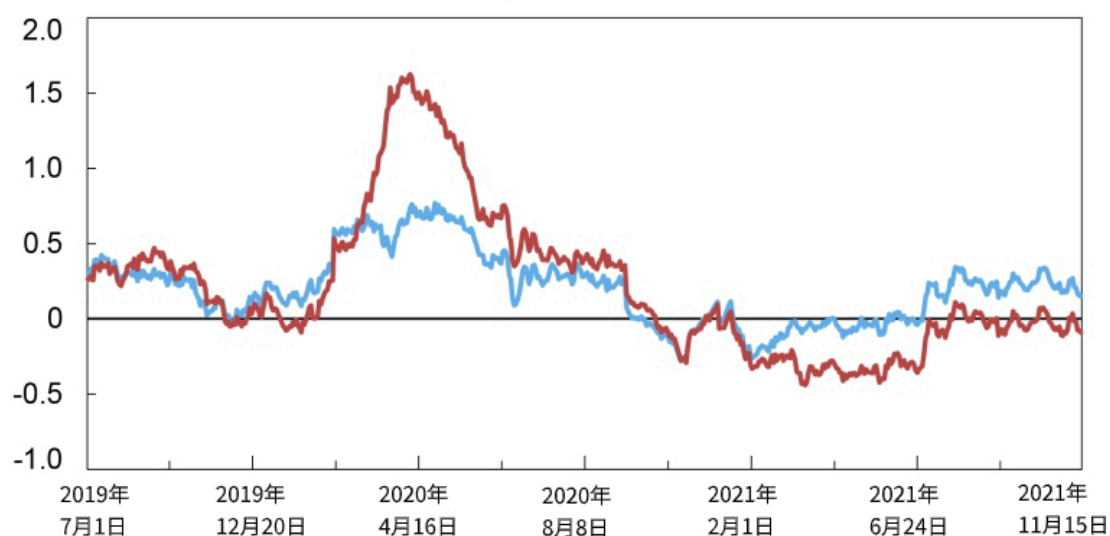
来源：作者计算；Haver 分析；路透社；彭博网；洲际交易公司。

注：FSI 是金融压力指数。加总由 GDP 权重构成。

## 近期发展

该框架可以用来分析中国压力指数的走势中哪些部分是由国内驱动的，方法是去除同一天受外国金融压力指标影响的不可预测的那一部分因素。下表绘制了 2019 年下半年以来中国金融压力指数变动的国内成分，以及原始的金融压力指数。由于中国 19 年新冠疫情而封锁全国的行为先于世界其他国家，我们从图表中可以看到，在 2020 年初之后，由国内因素驱动的金融压力迅速增加，国内因素在很大程度上推动了整体压力指数的变化。随后，在 2020 年 3 月全球金融市场崩盘期间，中国整体金融压力指数大幅上升。在这段时期内，国内因素基本保持稳定，这表明 FSI 指数所有的变动主要源于国外金融市场压力。2020 年 3 月到 2021 年间，中国整体金融压力指数将下降到平均水平以下。自 2020 年底以来，国外因素继续推动中国压力指数低于平均水平并持续到 2021 年夏末，之后便回升稳定在历史平均水平。不过，该指数中由国内因素导致的部分从 10 月底开始向高于平均水平的方向变化，之后稳定在高于平均水平的区域。特别是在 7 月份恒大事件不断加剧之后，到 10 月 15 日，国内金融压力指数进一步大幅上涨，回到了 2020 年年中时期的水平。

图 3 近几个月来，中国国内因素对中国金融压力指数值构成了向上压力



来源：作者计算；Haver 分析；路透社；彭博网；洲际交易公司。

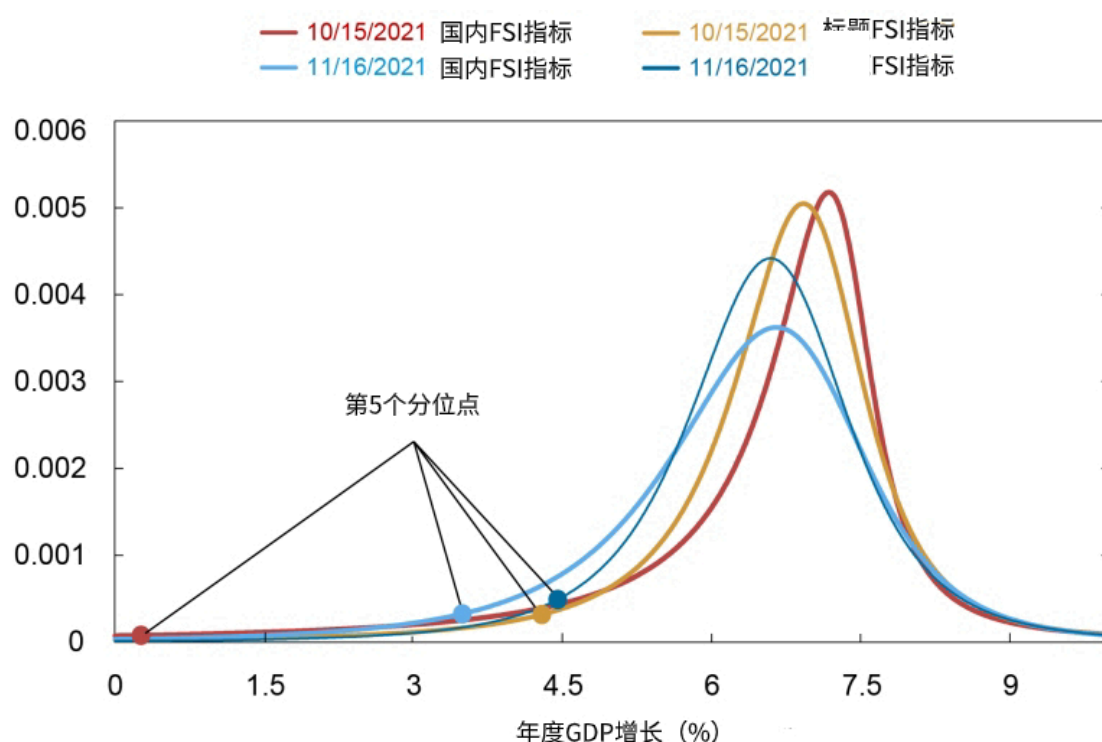
注：FSI 是金融压力指数。蓝线为国内因素，红线为总体指标。

国内指标和总体指标之间的差异告诉我们中国经济前景会如何变化?一种量化差异的方法是计算各自指标的“风险增长”水平。参考 Adrian、Boyarchenko 和 Giannone (2019) 的研究，我们使用金融压力指数或其国内成分的变化来拟合分位数回归。我们可以估计未来增长的预测分布，其中第 5 个百分点的增长率代表了经济下行风险的衡量。请注意，如 Groen、Nattinger 和 Noble (2020 年)

所述，我们从工业生产、零售销售、出口和进口数据的季度 GDP 中推算出月度 GDP。

从图中可以看出，国内因素驱动的 FIS 指数在 10 月 15 日达到最高值，然后稳定下来。图表根据 10 月 15 日（红线）和 11 月 16 日（浅蓝色线）中国金融压力指数的国内成分一年的变化，绘制了中国未来一年 GDP 增长的预测分布，这也代表了我们的样本期结束。这张图表中还包括 10 月 15 日（黄金线）和 11 月 16 日（深蓝色线）FSI 指数这一年变化的预测分布。该图表清楚地表明，在该指数在 10 月 15 日创下近期高点时，国内驱动的金融市场压力的增加预示着中国经济增长前景面临的下行风险明显大于仅关注包括外国影响在内的金融市场压力总体指标。具体来说，2021 年 10 月至 2022 年 10 月期间，总体压力指数变化将分布中 5% 的不利部分的增长率定为 4.3%。如果只考虑 10 月 15 日的国内因素，这一比例为 0.3%。自那以来，国内金融压力加剧的负面影响似乎有所缓和，尽管与总体压力指数相比，未来增长的下行风险仍较高。

图 4 过去的一个月里面临风险的增长已经放缓



来源：作者计算；Haver 分析；路透社；彭博网；洲际交易公司。

注：FSI 是金融压力指数。

## 结论

从全球来看，金融市场的压力自 2020 年春季以来已明显缓解。尽管中国的金融状况处于历史平均水平，但仍落后于世界其它地区。鉴于各国金融状况已

有相对较大程度的改善，这表明，中国国内金融市场潜在的巨大压力被国外状况掩盖了。我们的中国金融市场压力指数中的国内成分确实显示，自 2021 年初以来，由国内因素驱动的金融市场压力有所上升。尽管 10 月份的峰值低于 2020 年初的水平，但压力水平仍然很高，表明中国经济增长前景面临重大下行风险。

---

---

本文原题为“Is Higher Financial Stress Lurking Around the Corner for China?” 本文作者是 Jan J. J. Groen 和 Adam I. Noble。Jan Groen 是纽约联邦储备银行研究和统计小组的一名官员，Adam Noble 是世界银行研究和统计组的高级研究分析师。本文于 2021 年 11 月 23 日刊于纽约联邦储备银行发行的自由经济学官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

---

# 利润转移如何影响国际收支平衡

Shafik Hebous、Alexander D Klemm 和 Yuou Wu/文 王悦人/编译

导读：跨国企业通过操纵关联方贸易的转移定价、集团内部贷款或无形资产的所在地来转移利润，影响了国际流动，引发了关于其对经常账户和外部差额影响的相关议题。本文从理论和实证角度探讨了这个问题。理论上，利润转移扭曲了经常账户和双边经常账户差额的组成部分，但一个国家的净余额总值不受影响。然而，这对经常账户余额有实际影响，因为税款被支付给不同的司法管辖区。此外，在实践中，被衡量的经常账户可能会发生变化，因为并不是所有的交易都同样容易追踪。我们的小组实证结果广泛证实，平均而言，经常账户余额往往不受利润转移的影响，但考虑到异质性，我们发现实际税收影响和错误计量都加强了收入差额，从而加强了投资中心的经常账户。编译如下：

## 一、引言

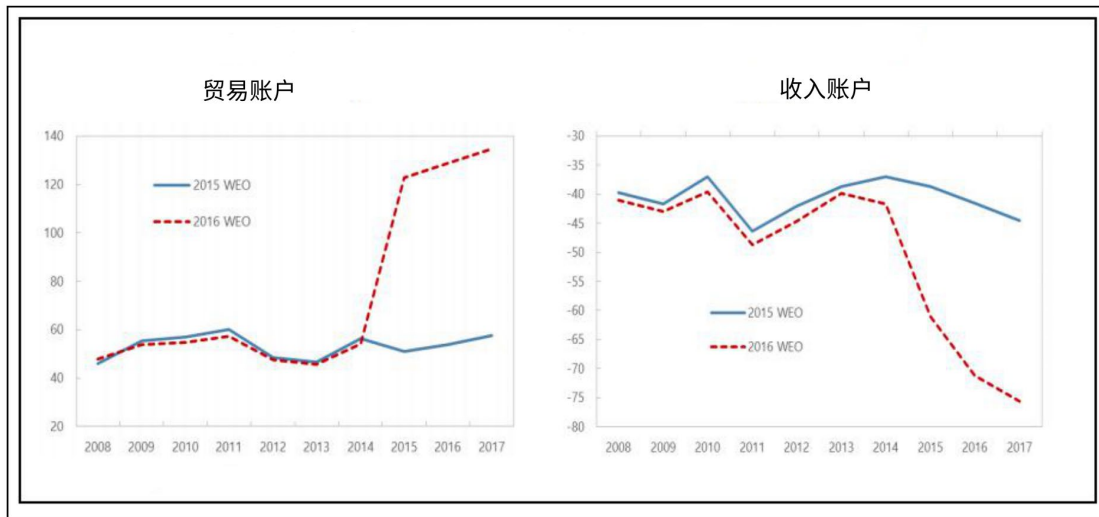
准确的国际收支平衡（BoP）数据对于宏观经济分析至关重要。跨国企业通过将利润转移到税率较低的司法管辖区来最小化纳税额的基本策略涉及到直接影响国际流动的行动：跨境集团内贸易转移定价的操纵影响进出口数据；企业债务和融资结构影响国际利息流动；专利等无形资产的所在地会影响版税和许可费的国际流动。虽然这些战略影响到 BoP 的组成部分，但它们并不涉及生产或就业地点的实际变化。最近的实证证据表明，大量利润从高税收辖区转移到低税收辖区，因此探究跨国公司的利润转移做法如何影响国际收支平衡，以及潜在影响是否很大，变得至关重要。

本文全面分析了跨国企业以减税为动机的交易和安排如何影响国际收支平衡，从而在国际经济和公共财政这两个领域之间建立联系。这个话题已经引起了学者和政策制定者的广泛关注。例如，2015 年，由于涉及跨国企业的一些交易，爱尔兰将 GDP 增长率从 7.8% 上调至 26.3%。虽然这次 GDP 修订的确切性质并不是本文的主题，但一个较少讨论的方面是，在这个过程中也修订了国际收支平衡表的贸易和收入差额。图 1 显示了本文分析中得出的一个基本主题：经常账户中存在两个相互抵消的影响，贸易账户增强和收入账户减弱限制了对经常账户净值的影响。其他相关的例子包括瑞士最近为解决留存收益相关的数据差距而进行的修订，这导致主要收入差额急剧下降（SNB，2020）。

大量的实证文献表明，跨国公司确实有可能进行利润转移。Beer、de Mooij 和 Liu（2020）的一项元研究发现，企业所得税率每增加一个百分点，一个国家平均会损失 1.5% 的企业税基。各种论文还报告了对总损失的估计。结果范围从相对较低的全球税基损失 2% 的（Beer 等，2020）、超过 8%（Tørsløv, Wier 和 Zucman, 2018）到 23%（Cobham 和 Janský, 2018）不等。Crivelli、De Mooij 和 Keen（2016）分别计算了经合组织（OECD）成员国的结果，这些

国家的长期收入损失略低于 GDP 的 1%，而其他国家的收入损失总计占 GDP 的 1.3%。显然目前仍不清楚精确的数值，但这些丰富的研究明确表明了利润转移的存在。

图 1 爱尔兰：贸易和收入余额（美元，十亿）



资料来源：WEO，2015 年 10 月和 2016 年 10 月。

从我们的分析中得出了三个主要信息。首先，国际收支平衡表下的复式记账使经常账户余额总额免受利润转移做法的扭曲，但子账户（即贸易、收入和双边经常账户余额）被扭曲。本文讨论了其重要的策略。为了说明这一基本思想，请考虑关联方跨境贸易错误定价的情况，这是一种重要的利润转移模式。一家总部设在高税收国家的跨国公司有机低估其关联方出口产品的价格并高估其关联方进口产品的价格（通过增加成本和减少收入来降低报告的利润），从而导致贸易差额被低估。然而，贸易差额的减少（由于成功的转移定价错误导致）被改善的收入差额所抵消——因为已经转移到低税收辖区的利润要么以股息的形式返回高税收国家，要么被计算为再投资收益。因此，无论如何，经常账户余额并没有被跨国公司的税收安排所扭曲，但其组成部分却被扭曲了。此外，只要贸易平衡被扭曲，就会影响 GDP，从而影响经常账户与 GDP 的比率。

其次，虽然理论上经常账户不会因利润转移而扭曲，但实际上统计中的测量误差可能很大。由于在准确记录海外跨国子公司的留存收益方面存在挑战，这可能会特别影响收入差额的计算。相比之下，进出口数据——至少是关于货物的——相对容易收集并且质量更高，这使得贸易平衡更有可能反映转移定价。

因此，如果收入差额的抵消效应更难检测——即在报告经济体的数据中没有留下任何痕迹——经常账户就会出现缺口。从这个意义上说，统计误差影响的是被测量的经常账户余额，而不是真实的经常账户余额。

第三，避税策略不会扭曲经常账户余额，但它们确实对其产生了实际影响，因为税收是支付给另一个国家的。在低税收管辖区，并不是所有的额外利润都通过收入账户恢复，如果其中一些是由获得税基的国家作为税收征收了的话。量化这种影响是极其困难的，因为它显然与每个国家转移的利润净额相关，根据定义，这是不可观察的。

基于文献，我们对上述三个预测首次进行了实证分析。我们的回归结果表明，平均而言，企业所得税税率提高 10 个百分点会导致贸易余额占国民总收入的比例减少 1%。对于普通国家来说，这种影响大致被净收入差额相同幅度的增长所抵消。然而，如果我们将样本分成一组可能的税基赢家和其他国家，我们发现对收入差额的影响仅抵消了其贸易余额改善的约 4 个百分点。这表明存在非线性影响，例如在可能通过利润转移获得大量税基的国家中，贸易账户影响占主导地位，经常账户平均增加值占国民总收入的 6% 左右。

此外，我们将税基获得者群体对经常账户的积极影响分解为实际税收影响和潜在的计量误差。根据 Tørsløv、Wier 和 Zucman（2018）对各国利润转移的估计，对经常账户的真实税收影响平均占税基获得者群体国民总收入（GNI）的 2.1%，即通过对最终归非居民所有的利润征税，这些国家的净收入余额有所改善。根据我们的估计，我们将计量误差计算为无法用实际税收效应解释的贸易差额和收入差额之间的差距。我们发现，税基收益者的净收入余额的计量误差平均占国民总收入的 3.9%。

考虑到税收对外部收支的影响，本文涉及到一些目前研究数量较少但相关研究正在不断增长的文献。Carloni 等（2019）关注美国的贸易账户，并估计 2017 年的税收改革通过减税驱动的关联方贸易将美国的贸易余额提高了约 9%。Avdjev 等（2018）考虑实际搬迁（“离岸外包”）、总部所在地（“定居”）和知识产权资产的转移。后者与我们的主题有关，因为这种转让几乎总是涉及具有税收影响的转让定价问题，我们将在本文中详细讨论。他们发现，知识产权的外包和迁移不会影响经常账户，但确实会改变贸易和收入账户。然而，重新注册确实会影响经常账户，因为所有未汇回国内的收入都分配到不同的公司所在国。Braml 和 Felbermayr（2019）调查了增值税对经常账户的影响，并认为增值税欺诈是欧盟自身衡量得出贸易顺差的主要原因。

Adler、Garcia-Macia 和 Krogstrup（2019）更广泛地关注资本账户的扭曲，主要关注通货膨胀和证券投资的留存收益，他们发现这可以解释经常账户失衡



的很大一部分。在一项相关的研究中，Güvener 等（2019）研究了来自美国跨国公司的海外利润转移如何影响美国的总生产率，并发现其影响幅度从 0.09% 到 0.24% 不等。

本文的结构如下。第二节讨论了各种利润转移渠道对外部账户的理论影响。第三节讨论了如何从统计上解释这些不同的影响，以及国际收支中不同组成部分的数据可用性的差异是否可能妨碍检测到抵消流量。然后，第四节转向数据，并对与税率相关的国际收支进行实证分析。第五节总结。

## 二、理论

经济账户和国际税收制度都主要采用单一法人实体原则（例如经济账户的单位概念和国际税收制度的单一企业概念）。

这意味着位于与其母公司不同司法管辖区的相关法律实体（例如，注册、登记或以其他方式定居的）实体将得到单独承认，即跨国企业境内的股票和流动通过这些法人实体单独确认。因此，需要将利润和其他流量和存量分配给各个国家内的实体，以便能够确定税收并编制国民对外账户统计数据。

### A. 转移定价操纵

在大多数国家，跨国公司有义务在关联方之间的任何交易中使用公平交易原则，即它们应收取与非关联方交易相同的价格。然而，对于许多商品和服务而言，准确确定此类价格是很困难的，例如，因为跨国公司之间交易的商品和服务通常是独一无二的和/或无形的，因此无法获得可比的市场价格。因此，跨国公司在设定这些价格方面有一定的回旋余地，并有动机选择那些使得大部分利润留在处于税率最低国家的公司的价格。这种回旋余地的确切范围取决于转移定价规则的严格程度以及税务机关的执法程度。

为了说明转移定价操纵相对于经常账户的理论中立性，我们考虑了跨国公司的各种可能交易。我们考虑一个简单的跨国公司，其有一个总部位于一个高税收国家和两个子公司分别位于高税收（HT）和低税收（LT）的国家。出于纯粹的说明目的，目前忽略纳税，但其很快就会被引入讨论。即使在这样一个只有三个地点的简单跨国公司中，也有许多可能的贸易和利润流，其中最相关的例子总结在表 1 和图 2 中。

第一个例子考虑通过转移定价操纵将利润从总部转移到低税子公司。如果生产结构是总部进口，那么进口价格就会被夸大。如果总部改为出口，价格将被低估。如果贸易双向流动，这两者都会发生。无论如何，贸易账户在低税收国家加强，在总部所在国减弱。关于收入余额，其中存在一个相互抵消的影响：低税子公司赚取更高的利润，但由于它是总部所有，这是对总部所在国收入余额的抵免。如果此利润作为股息返还，则这一点最为明显，但如果保留在低税

收的子公司，则也将记录为贷项，作为再投资的外国收益。最终，在这两个国家，经常账户均不受影响，但贸易和收入余额之间的构成发生了变化。

第一个例子涉及总部和子公司之间的直接关系，而第二个例子考虑了子公司间的利润转移。在这种情况下，税收优化策略是将利润从高税收子公司转移到低税收子公司。在贸易帐户上，这与之前的影响相同，低税收国家的贸易帐户相应加强，高税收国家的贸易帐户相应减弱。但是，收入余额的变化并不是在附属公司之间发生的，而是与总部有关。由于低税收子公司的额外利润属于总部，这是对总部国家收入余额的一种抵免。然而，总的来说，总部所在国家/地区的收入余额没有变化，因为高税收子公司的营业利润出现了抵消性减少。总之，经常账户也同样不受影响。但是，在这两个附属国，贸易和收入余额之间的组成发生了变化，这也反映在双边经常帐户余额中。总部所在国的所有总余额保持不变，但与两个附属国的双边余额构成上发生了变化。

第三个例子只是表明，即使附属机构是总部间接拥有的，而不是直属于总部的，同样的推理仍然适用。具体来说，总部拥有一个高税收子公司，反过来又拥有一个低税收的子公司，利润在子公司之间再次转移。贸易账户流动与上述情况相同，但记录收入变得更加复杂，尽管最终的结果——除了一些双边余额——与前面的例子完全相同。尽管可以通过设置更多的附属机构和不同的所有权结构使得上面的例子更复杂一些，但这不会改变理论推理。但是，这将给统计机构正确监测所有资金流动和负债带来挑战（第三节）。

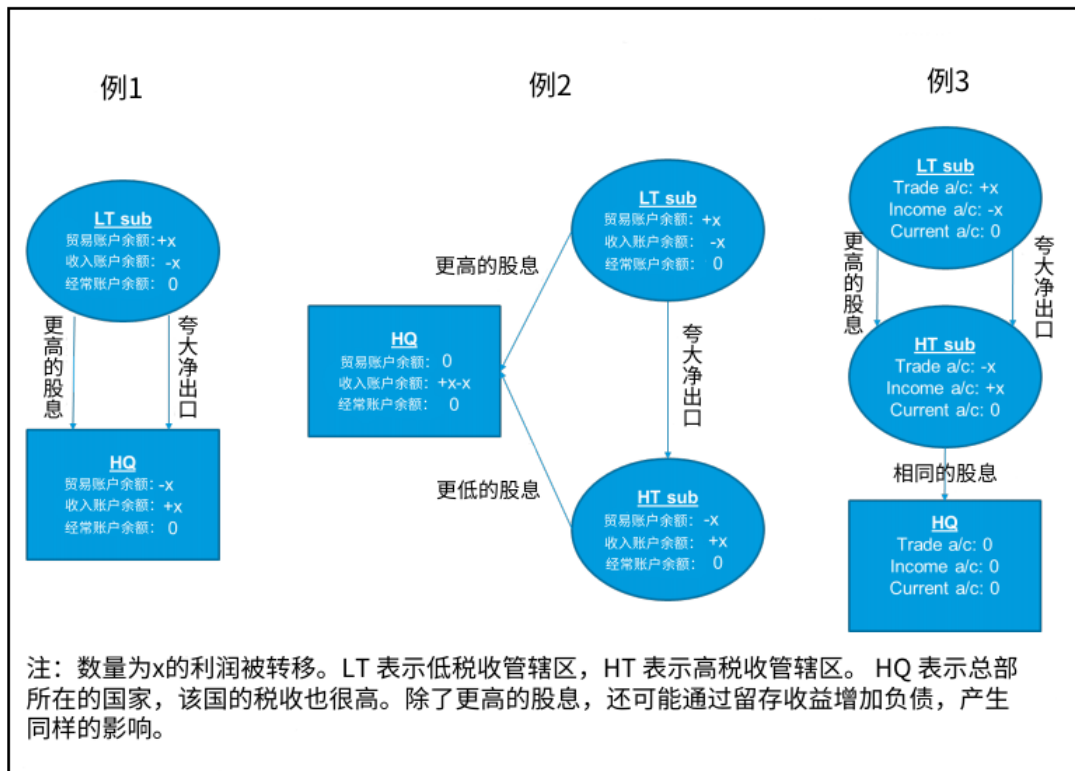
表 1 利润转移对国际收支的影响（忽略纳税）

| 国家  | 贸易账户  |       |    | 收入账户  |       |    | 经常账户 |
|---|-------|-------|----|-------|-------|----|------|
|   | 双边    |       | 总计 | 双边    |       | 总计 |      |
|   | LT-HQ | HT-HQ |    | LT-HT | LT-HQ |    |      |
| 例1:通过转移定价从高税收总部向低税收子公司进行利润转移                |       |       |    |       |       |    |      |
| LT  | +x    |       | +x | -x    |       | -x | 0    |
| HQ  | -x    |       | -x | +x    |       | +x | 0    |
| 例2:通过转移定价从高税收子公司向低税收子公司进行利润转移（二者都为高税收总部所有）  |       |       |    |       |       |    |      |
| LT  |       |       | +x | -x    |       | -x | 0    |
| HT  |       |       | -x |       | +x    | +x | 0    |
| HQ  |       |       |    | +x    | -x    | 0  | 0    |
| 例3:利润转移方式同例2（但是其中低税收子公司属于高税收子公司，高税收子公司属于总部） |       |       |    |       |       |    |      |
| LT  |       |       | +x |       |       | -x | 0    |
| HT  |       |       | -x |       | +x-x  | +x | 0    |
| HQ  |       |       |    |       | 0     | 0  | 0    |

注：数量为x的利润被转移。LT代表低税收司法管辖区，HT代表高税收司法管辖区，二者都包含子公司。HQ代表公司总部所在的国家，当然也是高税收地区。

资料来源：作者分析。

图 2 转移定价操纵对国际收支平衡影响的图形表示



资料来源：作者分析。

上述分析的一个重要扩展是包含了税收，这改变了结果（表 2）。当利润转移到另一个国家时，它也将被另一个国家征税（除非它是一个零税收的国家）。虽然净利润仍在收入余额中得到确认，但支付给受益国的税款永久留在该国。在第一个例子中，这意味着总部所在国家/地区的收入余额仅因附属国家/地区的净利润而增强。由于这不足以弥补贸易余额的全部下降，经常账户现在因向外国政府缴纳的税款而减弱。然而，在第二个和第三个例子中，总部所在国的收入余额通过实现的任何节税而有所改善，因为这意味着对外国政府的借项总额减少了。附属机构所在国家各自的收入余额都会随着税收损失或收益的变化而变化。

表 2 利润转移对国际收支的全部影响

| 国家  | 贸易账户  |       |    | 收入账户      |            |            | 经常账户       |
|---|-------|-------|----|-----------|------------|------------|------------|
|   | 双边    |       | 总计 | 双边        |            | 总计         |            |
|   | LT-HQ | HT-HQ |    | LT-HT     | LT-HQ      |            |            |
| 例1:通过转移定价从高税收总部向低税收子公司进行利润转移                  |       |       |    |           |            |            |            |
| LT  | +x    |       | +x | -x(1-tLT) |            | -x(1-tLT)  | +xtLT      |
| HQ  | -x    |       | -x | +x(1-tLT) |            | +x(1-tLT)  | -xtLT      |
| 例2:通过转移定价从高税收子公司向低税收子公司进行利润转移 (二者都为高税收总部所有)   |       |       |    |           |            |            |            |
| LT  |       |       | +x | +x        | -x(1-tLT)  | -x(1-tLT)  | +xtLT      |
| HT  |       |       | -x | -x        | +x(1-tHT)  | +x(1-tHT)  | -xtHT      |
| HQ  |       |       |    | +x(1-tLT) | -x(1-tHT)  | x(tHT-tLT) | x(tHT-tLT) |
| 例3:利润转移方式同例2 (但是其中低税收子公司属于高税收子公司, 高税收子公司属于总部) |       |       |    |           |            |            |            |
| LT  |       |       | +x | +x        |            | -x(1-tLT)  | +xtLT      |
| HT  |       |       | -x | -x        | +x(1-tHT)- | x(1-tHT)   | -xtHT      |
| HQ  |       |       |    |           | x(1-tLT)   | +x(1-tLT)  | x(tHT-tLT) |

注: LT 表示低税收管辖区, HT 表示高税收管辖区。HQ 表示总部所在的国家, 该国的税收也很高。

资料来源: 作者分析。

综上所述, 转移定价操纵会影响双边账户差额, 但不影响经常账户总余额, 除非通过税收负债的变化间接影响。通常情况下, 高税收国家的经常账户可能会变弱, 除非它们拥有跨国公司的总部, 这些跨国公司将在不涉及总部的其他国家之间转移, 在这种情况下, 经常账户因总税收节省而加强。值得注意的是, 这并不是一个统计缺陷: 它反映了向不同国库实际转移的税款。除了通过纳税产生的这些影响外, 利润转移只影响经常账户的构成, 而不影响总余额。

### B. 国际债务转移

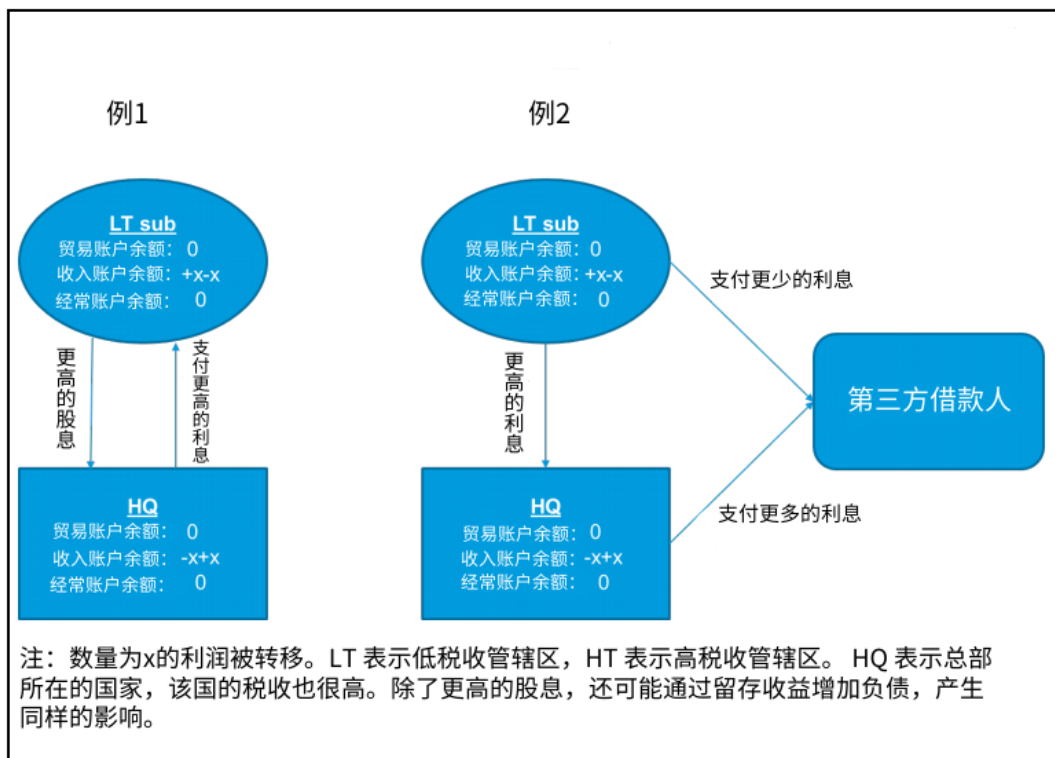
由于利息是一种可扣除的费用, 跨国公司可以利用公司间的债务来转移利润。即使使用第三方债务, 它们也可以通过在高税收管辖区偿还大部分债务来影响全球利润分配。最后, 在公司间债务的情况下, 跨国公司可以通过使用过高的利率来放大影响, 尽管如果利率被认为是一种价格, 这方面可以说属于转移定价操纵。债务转移显然对贸易收支没有影响, 但贷方和借方都发生在收入账户上。

首先考虑一个关联贷款的案例 (图 3, 例 1), 即一个高税收国家的总部从一个低税收管辖区的子公司借款。无论是选择高利率还是大量贷款, 这都可以将大部分利润转移到低税收管辖区。从高税子公司支付给低税子公司的利息是高税收国家收入余额的负项。同时, 在低税收辖区的子公司收到的利息收入增加了在高税收国家的子公司的外国利润 (作为未汇回的留存海外收益或支付的股息), 对高税收国家的收入余额产生积极影响。这种积极的外国收入影响抵消了在高税收国家进行的利息支付的负面影响, 使净收入余额不受影响。与以前一样, 在高税收国家获得贷款的公司不需要是总部: 如果它也是一个子公司, 那么其结构将类似于图 2 中的例 2, 但经常账户仍然不受影响。最后, 与转移

定价操纵的例子一样，在低税收管辖区对转移的利润缴纳的任何税款都将导致高税收国家的收入余额（以及经常账户）的实际减弱。

第二，考虑一下可能源自另一个国家的第三方借款的情况（图3，例2）。在这里，尽管借贷是在市场条件下进行的，但利润转移的发生只是通过战略性的捆绑高税收国家的债务，并通过股权解决低税收国家的任何融资需求。在这种情况下，双边经常账户会受到影响，值得注意的是，高税收国家的经常账户将得到加强，因为低税收的附属机构借入很少，因此获得更多外国利润（与以前一样，作为股息分配或计入再投资的海外收益）。然而，总部所在国家的经常账户总体没有变化，因为较高的外国利润被向第三方借款人的支付利息的增加所抵消。在第三方借款人所在国，经常账户相对于高税收国家加强，但相对于低税收国家减弱，总体上不受影响。与其他例子一样，任何对转移利润支付的税收都会对收入和经常账户产生实际影响。

图3 通过集团内借贷的利润转移对国际收支平衡影响的图形表示



资料来源：作者分析。

### C. 无形资产的位置

将专利、商标或类似专有技术的合法所有权置于低税收管辖区是另一种减税策略，因为这些资产会从附属公司获得版税。例如，如果一个品牌名称的所有权位于一个低税收的司法管辖区，而其他高税收国家的附属公司为使用该品牌名称支付版税，这就会转移利润。版税的流量被记录为服务的进出口（因此

它们包含在转移错误定价的讨论中），但存货本身的位置意味着该资产的价格可能会偏离公平交易价格。请注意，持续使用的版税是很重要，但这种知识产权资产的转让频率较低（即资产移动一次，但它通常会获得多个时期的版税）。

近年来，专利和版权等知识产权资产在跨国公司的商业模式中，随着研发（R&D）和品牌推广等活动在生产价值上的份额的增加，已经变得越来越重要。知识产权资产的位置很重要，因为子公司为知识产权资产的使用权支付版税，而这些使用费将被知识产权资产合法所在的国家征税。

一旦一个无形资产位于某个国家，它将获得版税或授权费作为补偿。因此，该问题基本上与上述 A 节中解释的转移定价例子相同（或 B 节的公司间贷款，但版税和授权费被视为服务交易，并通过贸易而不是收入账户进入）。利润的转移增加了这个低税收国家的贸易账户，但却削弱了其收入账户。没有出现新的问题，和以前一样，如果对转移的利润征税，将会产生实际影响。

然而，在转移无形资产的原始交易中可能会出现其他问题。根据最新（第六版）国际收支手册（IMF2013，第 10 段，147），专利、版权、工业过程 and 设计的直接销售记录包括在研发服务的贸易中，因此直接影响贸易账户（资本账户中的抵销交易）。然而，非生产非金融资产（如品牌名称或商标）的交易，仍被包括在资本账户中。当它们同时进入资本账户的贷方和借方时，它们不会影响资本账户的余额，因此也不影响经常账户。

通常，这类交易的价格相对于未来的版税或费用流量较低。一个典型的例子是，在申请专利前的一个阶段，将一种无形资产从其开发地点（比如一个高税收国家）转移到一个低税收国家。这种转移很难定价，因为该资产的潜在收入是该公司的私人信息，在世界市场上没有明确的可比价格。由于损益表记录流动，该无形资产的未来重估不会直接影响资本账户（但将记录为国际投资状况中的估值影响）。

#### **D. 滥用税收协定**

双边税收条约在两国之间分配征税权。条约可能涉及对资本收入（如股息、利息、版税和管理费）的征收较低的跨境预扣税。跨国公司可以在一个具有低预扣税的条约网络的司法管辖区内设立一个中间控股公司或特殊目的实体，通过该网络将投资输送到第三国——尽管各国逐渐否认这种人为结构带来的条约利益。然而，在一些国家，“过境”流量仍然非常大。

滥用税收协定通过跨境预扣税的金额来影响经常账户。这是对经常账户的实际税收影响的一个例子。为了说明滥用税收协定做法是如何影响经常账户的，请考虑一个涉及两个国家的简单例子：一个在低税收国家（LT）的附属机构向高税收国家（HQ）分配 1 美元的股息。考虑两种情况：

- a. 如果国家 LT 不征收跨境预扣税，那么股息将全部分配。
- b. 如果国家 LT 对股息征收跨境预扣税税率 ( $t$ )，那么 1 美元的股息流出只使收入账户余额减少  $1-t$  美元。这意味着，税收数额减少了对非居民的负债。与之前的企业所得税一样，这种预扣税意味着净收入余额不会抵消由税收驱动的贸易余额的变化。

在此基础上，考虑一个滥用税收协定结构。让 LT 通过中间国家的管道公司分配股息，以从其与 LT 和总部国家（或更一般地说，对进出股息不征税的国家）签订的条约中的零预扣税中受益。从 HQ 国家总部和低税收国家的角度来看，这相当于没有预扣，因此利润转移的收入和贸易余额影响相互抵消。对于中间国家来说，对经常账户余额没有影响，只是流入和流出的抵消。如果预扣税很低但不为零，那么高税收和低税收国家就处于全额和无预扣税的极端状态之间，而资金流过的国家通过征收的税收来改善其收入差额。

### 三、数据收集和测量

#### A. 数据收集

贸易账户的数据一般都是基于可靠来源。根据国际收支汇编指南（IMF，2014），商品贸易通常主要基于国际商品贸易统计（IMTS）的行政记录，其中包括进出一个国家的货物。虽然这些数据需要调整（例如，过境不一定是所有权变更的时间），但它们通常应该为估计商品贸易的申报价值提供一个相当可靠的起点。服务贸易通常是基于国际交易报告系统（ITRS）的数据，该系统利用了金融机构提交的数据，但这些数据并非在所有国家都足够完整。调查可用来补充这两种报告系统，有时是服务贸易数据的主要来源。

收入账户数据更有可能是基于调查的获得的。关于股息收入，经常使用 ITRS，但它可能不能提供完整的对应方信息，这使其难以区分类型（证券投资或直接投资），而且，它可能只报告直接对应的国家，而不是最终的来源或接收国。关于再投资收益的数据通常是通过调查收集的，因此数据的质量在很大程度上取决于调查覆盖范围和参与企业提供的信息的质量。在拥有严格的外汇或外国投资审批制度的国家，这些数据可以作为另一个数据源，但在许多其他国家，它们是缺失的。

考虑到数据可用性的差异，利润转移可能会影响被衡量的经常账户，但不会影响真实的经常账户。在转移定价操纵的情况下，贸易账户很可能会有所反应，因为它是根据行政数据来衡量的，而且公司可能会向海关报告与确定其与收入相同的价值。然而，抵消收入账户交易可能会被遗漏，特别是如果这种变化是发生在再投资收益而不是股息。在债务转移的情况下，利息支付的任何变化都有可能被发现，但同样，留存收益的任何抵消变化都可能被遗漏。如果确

实遗漏了收入账户中的抵销流量，其结果将是计量的经常账户余额会由于任何一种利润转移方法而发生变化。

### **B.GDP 比率**

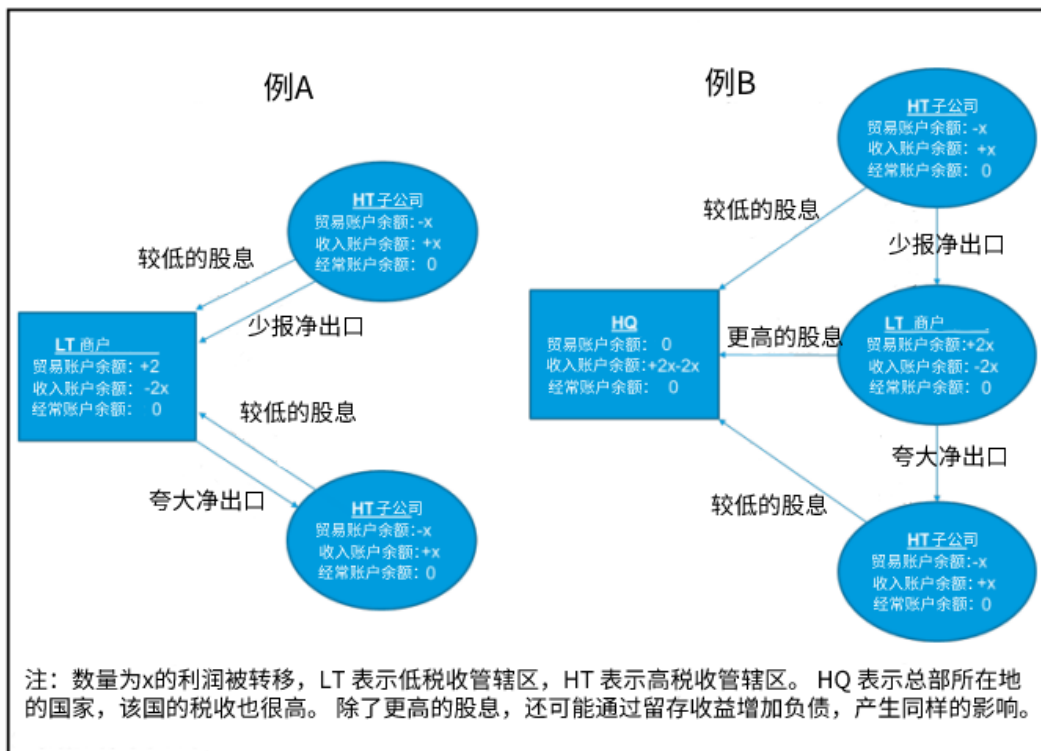
经常账户余额占 GDP 份额的典型表现进一步增加了对利润转移的敏感性。由于国内生产总值是国内消费、投资、政府支出和净出口的总和，因此贸易账户的任何变化都会通过后者影响国内生产总值。然而，收入账户的抵消变化在 GDP 统计数据中被忽略了，因为外国收入没有计入 GDP。因此，即使在考虑到实际税收影响之前，GDP 也会受到影响。因此，如果税收变化影响政府支出，就会产生潜在的间接影响。

### **C.商贸活动**

商贸活动，即在不加工的情况下买卖商品——是一种服务。当一家常驻公司在海外经营，从非居民那里购买并出售给非居民时，这是一种出口服务。最近的研究表明，在某些国家，商贸活动是解释经常账户余额的一个重要因素。例如，Beusch 等（2017）发现经常账户与商贸活动之间存在不成比例的关系，表明商贸活动被低报了。这一发现具有重要意义，例如，如果商品在国外购买和销售，母国的汇率将不会对这类活动产生直接影响。虽然商贸活动也可能是利润转移策略的一部分，但它不会为上述分析增加一个新的角度。如果商家从第三方购买和销售，就没有利润转移的余地，从商贸活动中获得的任何利润都是真实的。如果在关联方之间发生交易，则存在利润转移的范围。值得注意的是，现在即使在位于高税收司法管辖区的两个子公司之间，也可以通过转移定价操纵转移利润，前提是商贸活动的子公司位于提供优惠税收待遇的司法管辖区，至少对商贸活动而言。图 4 说明了两个示例，一个是商户位于公司总部（例 A），另一个是商户位于其他地方（例 B）。例 A 只是图 2 中例 1 中上述类型的两个事务的组合。例 B 稍微复杂一些，因为双边经常账户受到交易的影响：与商户国家相比，这两个高税收子公司的贸易帐户较弱，但鉴于其相对与总部所在国的收入账户较强，总经常账户仍不受影响（类似于图 2 中的例 2）。



图 4 通过商贸活动进行利润转移



资料来源: 作者分析。

#### D. 证券投资

因为与证券投资相关的留存收益不计入收入账户。Fischer 等 (2019) 的研究显示, 在某些情况下, 与证券投资投资相关的留存收益相当客观, 特别是在占 GDP1.2%-7.8%的金融中心。它们还说明, 忽视这种留存收益会改变收入账户的动态, 特别是在危机时期。对于我们论文的主题, 关键是这些留存收益是否是利润转移的结果。从理论上讲, 事实并非如此, 因为证券投资的投资者不能转移利润。事实上, 利润转移只有在一家联合控制的跨国公司的子公司之间才有意义。然而, 在实践中, 一些直接投资可能由于错误 (例如缺少控股股东的的数据) 而被归类为证券投资, 这将在利润转移和报告国家的经常账户之间建立联系。

### 四、实证分析

#### A. 图形证据

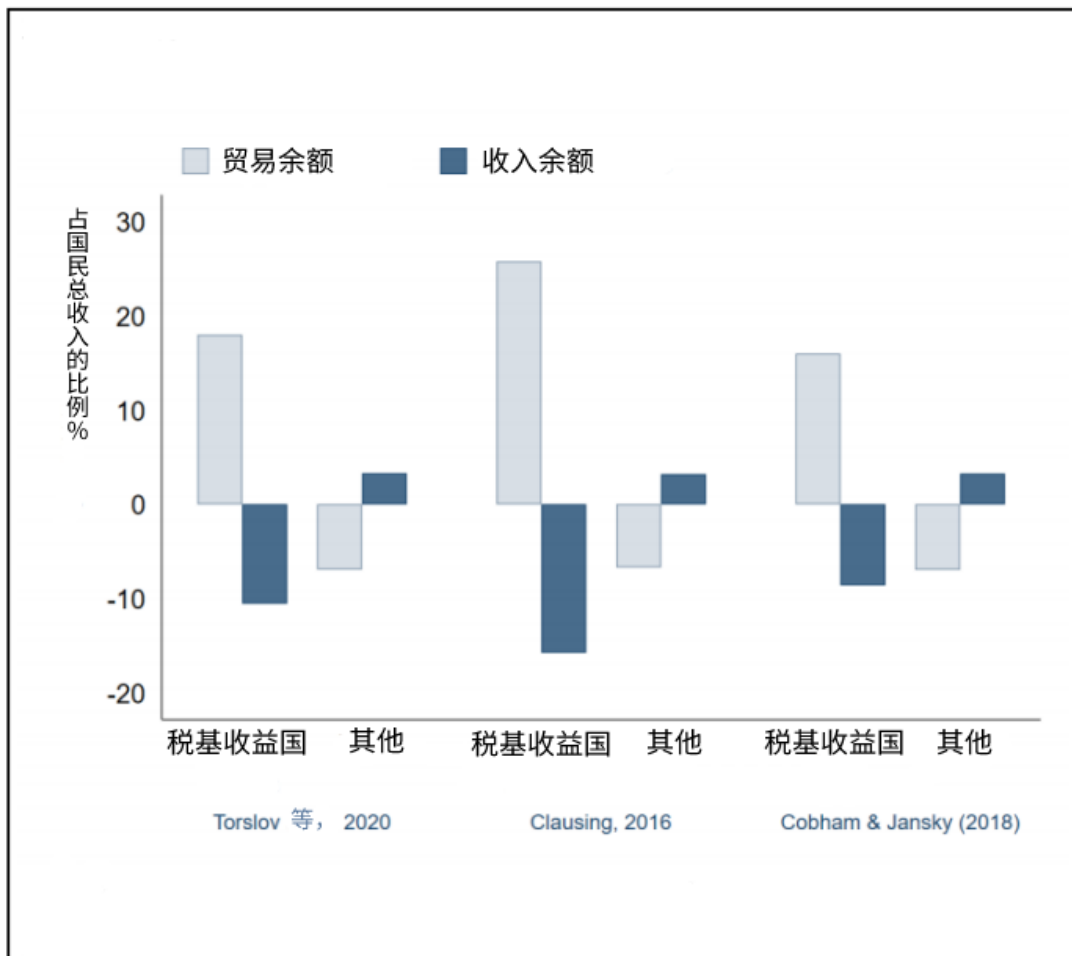
上面的理论讨论产生了许多可验证的假设。由于转移定价操纵而经历内部利润转移的国家应该有更强的贸易余额和较弱的收入余额。通过债务转移利润并不影响贸易余额或净收入余额。无论一个国家对利润转移的吸引力如何, 经常账户都不应该有所不同——除非任何实际税收效应影响会加强利润转移受益

人的收入余额。此外，收入余额更有可能出现计量误差，这也是税收导致的贸易余额变化可能无法被收入余额抵消的另一个原因。

因此，综上所述，我们预计，由于转移定价操纵，可能受益于利润转移的国家（税基赢家或投资中心）比世界其他国家的贸易余额更强，收入余额更弱。由于实际的税收效应和任何导致收入账户中负债缺失的计量问题的驱动，经常账户也有可能更强。

对那些特别有可能从利润转移中受益的国家（税基赢家）和其他国家进行简单比较，就可以发现，它们往往有更强的贸易和较弱的收入余额。如图 5 所示，这一图形证据适用于各种倾向于成为税基赢家的国家，这些国家通过利润转移文献中论文的定义来确定。虽然这些国家小组的贸易账户余额的绝对值因定义而不同，但与世界其他地区相比，这些可能受益于利润转移的国家的贸易余额始终较强，收入余额较弱。此外，虽然图 5 显示了 2010-2018 年的平均水平，但同样的模式只出现在去年，即过去 5 年的平均水平或 1990 年以来的平均水平。这为预期的模式提供了初步证据。

图 5 2010-2018 年可能获得税基的国家的贸易和收入账户平均余额



资料来源：作者的估算基于国际货币基金组织的国际收支数据，并根据引用论文划分出税基收益国。RoW 代表世界其他地区——包括样本中的所有非税基收益国。

## B. 回归分析

### 利润转移和经常账户

#### 规范

虽然上述图形证据是有用的，但在本节中，我们通过回归分析对其进行补充，以控制外部平衡的其他潜在决定因素。我们的基准规范基于既定的现有文献，并将其扩展以测试潜在的税收影响。文献已经确定了经常账户中期水平的共同决定因素，包括贸易条件、人口因素、金融深化和发展阶段（例如 Chinn 和 Prasad, 2003; Chinn 和 Ito, 2007）。

除了标准的决定因素外，我们的测试还需要衡量利润转移。直接测量是很少见的，即使是少数已经发表的估计值（例如 Tørsløv 等, 2018）也仅有一年可得。另一种透明的简单候选方案是使用公司所得税税率，这是文献中确定的大多数利润转移背后的驱动力。在面板规范中，使用年度虚拟变量有效地将其转化为相对于世界平均水平的税率的衡量标准。值得注意的是，我们用国民总收入而不是 GDP 来表示外部平衡，因为我们不想发现一种由利润转移对 GDP 的影响所驱动的关系。具体来说，我们的基准测试规范是：

其中： $B$  为对外余额之一，为法定企业所得税税率，为控制变量的向量，表示一组国家固定效应，为年固定效应，为误差项。下标  $i$  和  $t$  分别表示国家和年份。我们还使用区分税基赢家和输家的虚拟变量来估计公式（3）的一个版本，如图 3 所示——在这种情况下，忽略国家固定效应以识别虚拟变量。

此外，我们通过实现 Bonhomme 和 Manresa（2015）开发的群体周期固定效应（GFE）估计量来扩展分析。我们没有像公式（3）中那样具有国家和年份固定效应，通过纳入了“群体周期”固定效应，在不限制国家群体成员资格的情况下，能够实现在国家群体内未观察到的异质性的聚集时间模式。允许时变的群体特定的异质性模式加强了识别，因为它允许全球冲击对外部平衡的影响在不同国家群体之间有所不同。例如，如果全球商品价格冲击在一年内所有国家都具有共同影响，则该冲击将被年度固定效应所捕获。相比之下，GFE 允许这种全球价格冲击通过使群体变量与时间周期相互作用，对不同的国家群体产生不同的影响。具体来说，我们估计：

其中为除国家效应之外还增加的一组群体周期固定效应。我们将组数设置为 2，即  $g(1,2)$ 。

我们的数据是一个由 1990-2018 年的 81 个国家组成的面板数据。这些数据来源是国际货币基金组织的国际收支统计数据、世界经济展望，以及来自 Chinn 和 Ito（2006）的更新数据。

基于前几节中提出的理论推理，我们期望得到以下定性结果（表 3）：

- 对于经常账户，预计与零没有显著差异。如前所述，利润转移可能会对经常账户产生一些实际影响，但其迹象并不明显：例如，在拥有重要企业公司总部的高税收国家，可能会出现损失（例 1）或收益（例 2 和 3）。无论如何，预计其影响都会很小。
- 对于贸易账户，如果发生转移定价操纵，预计将为负，或者如果只有债务转移，将与零没有显著差异。
- 对于收入账户，如果发生转移定价操纵，预计将为正，且与贸易账户具有相同的数量级。预计债务转移情况下仍为零。
- 为了进一步细分收入账户，如果发生债务转移，净利息收入应该为负。相反，无论利润转移是通过债务还是股权发生的，净股权收益的应该为正。

表 3 利润转移影响的预期符号

|       | 转移定价操纵      | 债务转移        |
|-------|-------------|-------------|
| 经常账户  | $\beta = 0$ | $\beta = 0$ |
| 贸易帐户  | $\beta < 0$ | $\beta = 0$ |
| 收入账户  | $\beta > 0$ | $\beta = 0$ |
| 净股权收益 | $\beta > 0$ | $\beta > 0$ |
| 净利息收入 | $\beta = 0$ | $\beta < 0$ |

资料来源：作者分析。

## 结果

表 4 给出了公式 3 的估计结果。正如预期的那样，法定公司利率不影响经常账户余额（第 1 列）。但是，较高的税率与较低的贸易余额（第 2 列）和较高的收入余额（第 3 列）有关。第 2 列和第 3 列的影响幅度大致相互抵消，这意味着税率提高 10 个百分点会使贸易收支与国民收入之比降低 1 个百分点并使收入余额平均提高相同幅度。

本文进行了各种稳健性检验。考虑到如果发生转移定价操纵，贸易条件很可能是内生的，我们在没有这个变量的情况下重复了所有的回归，这并没有改变结果。虽然年份效应已经暗示税率与全球平均水平有关，但也使用本国税率与世界其他地区平均值的距离来重复回归，也同样产生了相同的结果。考虑到收入账户的分类，以净权益和利息收入为因变量，所得结果不显著。

表 4 的最后三列列出了公式 (4) 的估计结果, 包括群体周期固定效应、国家固定效应和所有控制。调查结果与前三列有些相似, 但表明企业所得税税率对收入余额的影响并不能完全抵消贸易余额对经常账户的高影响。这与存在实际税收效应和将留存收益错误的归给居民而不是外国直接投资者的结果是一致的。为了进一步探讨这一点, 下面我们考虑了可能的税基赢家和其他国家之间的不同反应。

表 4 回归结果——法定企业所得税率和经常账户

|                | (1)<br>经常账户          | (2)<br>贸易余额          | (3)<br>收入余额         | (4)<br>经常账户           | (5)<br>贸易余额            | (6)<br>收入余额           |
|----------------|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| 企业税率           | 0.006<br>(0.034)     | -0.103***<br>(0.037) | 0.109***<br>(0.026) | 0.048<br>(0.042)      | -0.065<br>(0.043)      | 0.114***<br>(0.036)   |
| 交易条件           | 0.041***<br>(0.013)  | 0.050***<br>(0.014)  | -0.009<br>(0.006)   | 0.039***<br>(0.011)   | 0.078***<br>(0.013)    | -0.039***<br>(0.010)  |
| 财政平衡/国民总收入     | 0.372***<br>(0.061)  | 0.330***<br>(0.063)  | 0.042<br>(0.031)    | 0.479***<br>(0.079)   | 0.341***<br>(0.072)    | 0.138***<br>(0.045)   |
| 产出缺口           | 0.048<br>(0.041)     | -0.015<br>(0.032)    | 0.063***<br>(0.021) | -0.241*<br>(0.127)    | -0.037<br>(0.127)      | -0.204***<br>(0.061)  |
| 人口增长           | -0.979***<br>(0.356) | -1.585***<br>(0.581) | 0.606*<br>(0.312)   | -1.646***<br>(0.595)  | -2.202***<br>(0.729)   | 0.556<br>(0.438)      |
| 滞后NFA/GNI      | 0.005<br>(0.019)     | -0.020<br>(0.017)    | 0.025<br>(0.016)    | 0.010<br>(0.022)      | -0.019<br>(0.018)      | 0.028<br>(0.020)      |
| 金融开放指数         | 0.906<br>(0.742)     | 0.292<br>(0.949)     | 0.614<br>(0.628)    | 0.964<br>(1.038)      | 0.858<br>(1.198)       | 0.106<br>(0.897)      |
| 收入比率           | 2.024<br>(1.609)     | 1.584<br>(1.892)     | 0.440<br>(1.190)    | 5.568***<br>(1.905)   | 5.112***<br>(1.964)    | 0.457<br>(1.687)      |
| 人均国民总收入取对数     | -4.412***<br>(0.607) | -4.255***<br>(0.798) | -0.158<br>(0.504)   | -7.313***<br>(1.379)  | -11.640***<br>(1.396)  | 4.326***<br>(0.895)   |
| 常量             | 30.538***<br>(5.055) | 34.342***<br>(6.855) | -3.804<br>(4.425)   | 68.999***<br>(11.737) | 110.377***<br>(12.255) | -41.379***<br>(7.805) |
| 观测量            | 1,535                | 1,535                | 1,535               | 911                   | 911                    | 911                   |
| 国家固定效应         | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 年份固定效应         | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Nested                | Nested                 | Nested                |
| 群体周期固定效应       | No                   | No                   | No                  | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| R <sup>2</sup> | 0.668                | 0.799                | 0.845               | 0.735                 | 0.833                  | 0.836                 |

括号中为稳健标准误, 标记\*\*\*代表p<0.01, \*\*代表p<0.05, \*代表p<0.1。因变量表示为与 GNI 的比率

虽然法定的企业所得税税率是对利润转移最重要的税率, 但它仍是衡量一个国家作为利润转移场所的吸引力的不完善指标。原因是, 法定税率没有考虑到适用于特定收入 (例如降低知识产权资产或经济特区收入的税率) 或特定纳税人 (例如通过预先定价协议) 的税收优惠待遇。因此, 我们使用文献中的国家分组, 使用虚拟变量重新估计公式 (3), 将可能的税基赢家和其他国家分开。因此, 这类似于图 5 中的分析, 但控制了经常账户余额的其他决定因素。

表 5 回归结果——税基赢家

|                | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                  | (6)                   | (7)                   | (8)                   | (9)                   |
|----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 因变量            | 经常账户                 | 贸易余额                  | 收入余额                  | 经常账户                  | 贸易余额                 | 收入余额                  | 经常账户                  | 贸易余额                  | 收入余额                  |
| Torslov组       | 4.807***<br>(0.834)  | 7.109***<br>(1.172)   | -2.302***<br>(0.858)  |                       |                      |                       |                       |                       |                       |
| Clausing组      |                      |                       |                       | 7.292***<br>(0.831)   | 10.38***<br>(1.225)  | -3.092***<br>(1.036)  |                       |                       |                       |
| Cobham组        |                      |                       |                       |                       |                      |                       | 5.950***<br>(0.571)   | 10.39***<br>(0.761)   | -4.443***<br>(0.606)  |
| 交易条件           | -0.00491<br>(0.0104) | 0.00636<br>(0.0104)   | -0.0113<br>(0.00915)  | -0.00594<br>(0.0104)  | 0.00500<br>(0.0104)  | -0.0109<br>(0.00913)  | 0.00204<br>(0.0108)   | 0.0179*<br>(0.0105)   | -0.0159*<br>(0.00890) |
| 财政平衡/<br>国民总收入 | 0.408***<br>(0.0583) | 0.435***<br>(0.0803)  | -0.0267<br>(0.0462)   | 0.409***<br>(0.0578)  | 0.435***<br>(0.0783) | -0.0262<br>(0.0457)   | 0.335***<br>(0.0584)  | 0.312***<br>(0.0782)  | 0.0228<br>(0.0465)    |
| 产出缺口           | 0.0715<br>(0.0535)   | -0.0148<br>(0.0569)   | 0.0863***<br>(0.0250) | 0.0724<br>(0.0535)    | -0.0141<br>(0.0569)  | 0.0865**<br>*         | 0.0677<br>(0.0524)    | -0.0186<br>(0.0553)   | *<br>(0.0258)         |
| 人口增长           | 0.142<br>(0.202)     | 0.897***<br>(0.260)   | -0.755***<br>(0.176)  | 0.0999<br>(0.197)     | 0.845***<br>(0.260)  | -0.745***<br>(0.178)  | 0.251<br>(0.194)      | 1.047***<br>(0.254)   | -0.796***<br>(0.179)  |
| 滞后NFA/GNI      | 0.058***<br>(0.0117) | 0.0590***<br>(0.0132) | -0.00118<br>(0.00740) | 0.057***<br>(0.00998) | 0.059***<br>(0.0112) | -0.00242<br>(0.00656) | 0.068***<br>(0.00948) | 0.0697***<br>(0.0105) | -0.00165<br>(0.00619) |
| 金融开放指数         | 0.0412<br>(0.540)    | -2.256***<br>(0.731)  | 2.297***<br>(0.516)   | 0.103<br>(0.540)      | -2.145***<br>(0.734) | 2.248***<br>(0.514)   | 0.0810<br>(0.541)     | -2.301***<br>(0.719)  | 2.382***<br>(0.508)   |
| 收入比率           | 4.910***<br>(0.812)  | -4.078***<br>(1.008)  | 8.987***<br>(0.633)   | 4.103***<br>(0.825)   | -5.153***<br>(1.063) | 9.256***<br>(0.661)   | 1.963***<br>(0.872)   | -9.582***<br>(1.049)  | 11.55***<br>(0.722)   |
| 人均国民总<br>收入取对数 | -0.156<br>(0.258)    | 4.762***<br>(0.365)   | -4.918***<br>(0.247)  | -0.0266<br>(0.259)    | 4.943***<br>(0.373)  | -4.969***<br>(0.250)  | 0.555**<br>(0.261)    | 6.018***<br>(0.364)   | -5.463***<br>(0.261)  |
| 常量             | -1.725<br>(2.319)    | -43.47***<br>(3.331)  | 41.74***<br>(2.317)   | -2.517<br>(2.314)     | -44.64***<br>(3.373) | 42.12***<br>(2.326)   | -8.509***<br>(2.366)  | -55.12***<br>(3.338)  | 46.61***<br>(2.432)   |
| 观测量            | 1,588                | 1,588                 | 1,588                 | 1,588                 | 1,588                | 1,588                 | 1,588                 | 1,588                 | 1,588                 |
| 年份固定效应         | Yes                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| R <sup>2</sup> | 0.307                | 0.363                 | 0.285                 | 0.327                 | 0.380                | 0.288                 | 0.332                 | 0.406                 | 0.309                 |

括号中为稳健标准误，标记\*\*\*代表p<0.01,\*\*代表p<0.05,\*代表p<0.1。因变量表示为与 GNI 的比率

表 6 回归结果——税基赢家，收入余额细分

| 因变量            | (1)<br>净股权收入          | (2)<br>净利息收入         | (3)<br>净股权收入         | (4)<br>净利息收入        | (5)<br>净股权收入         | (6)<br>净利息收入        |
|----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| Torslov组       | -14.263***<br>(2.725) | 1.095***<br>(0.162)  |                      |                     |                      |                     |
| Clausing组      |                       |                      | 3.122<br>(2.004)     | 0.996***<br>(0.207) |                      |                     |
| Cobham组        |                       |                      |                      |                     | -0.716<br>(0.803)    | 0.382***<br>(0.131) |
| 交易条件           | -0.004<br>(0.007)     | 0.004***<br>(0.001)  | -0.009<br>(0.008)    | 0.004***<br>(0.001) | -0.008<br>(0.008)    | 0.004***<br>(0.001) |
| 财政平衡/<br>国民总收入 | -0.166***<br>(0.058)  | -0.007<br>(0.011)    | -0.063<br>(0.067)    | -0.007<br>(0.011)   | -0.075<br>(0.066)    | -0.013<br>(0.010)   |
| 产出缺口           | 0.095**<br>(0.045)    | 0.025*<br>(0.013)    | 0.113**<br>(0.053)   | 0.021<br>(0.013)    | 0.112**<br>(0.052)   | 0.020<br>(0.013)    |
| 人口增长           | -1.232***<br>(0.333)  | -0.030<br>(0.032)    | -1.412***<br>(0.396) | -0.013<br>(0.032)   | -1.422***<br>(0.394) | -0.009<br>(0.032)   |
| 滞后NFA/GNI      | -0.174***<br>(0.041)  | -0.002<br>(0.002)    | -0.245***<br>(0.054) | 0.001<br>(0.002)    | -0.238***<br>(0.052) | 0.003*<br>(0.002)   |
| 金融开放指数         | -3.181***<br>(0.790)  | 0.019<br>(0.132)     | -4.141***<br>(0.996) | 0.093<br>(0.134)    | -4.093***<br>(0.996) | 0.089<br>(0.135)    |
| 收入比率           | 14.635***<br>(2.072)  | 0.662**<br>(0.282)   | 8.950***<br>(1.324)  | 0.657**<br>(0.298)  | 10.563***<br>(1.408) | 0.770**<br>(0.301)  |
| 人均国民总<br>收入取对数 | -2.840***<br>(0.478)  | -0.228***<br>(0.085) | -2.268***<br>(0.403) | -0.208**<br>(0.087) | -2.522***<br>(0.418) | -0.209**<br>(0.088) |
| 常量             | 17.375***<br>(3.564)  | 1.059*<br>(0.589)    | 17.058***<br>(3.605) | 0.812<br>(0.597)    | 18.363***<br>(3.559) | 0.712<br>(0.612)    |
| 观测量            | 1,477                 | 1,232                | 1,477                | 1,232               | 1,477                | 1,232               |
| 年份固定效应         | Yes                   | Yes                  | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                 |
| R <sup>2</sup> | 0.354                 | 0.086                | 0.286                | 0.071               | 0.284                | 0.053               |

括号中为稳健标准误，标记\*\*\*代表 $p < 0.01$ ，\*\*代表 $p < 0.05$ ，\*代表 $p < 0.1$ 。因变量表示为与 GNI 的比率

表 5 显示了在分析对经常账户、贸易账户和收入账户的影响时使用虚拟变量而不是企业所得税税率的结果。与表 4 相比，结果表明对经常账户的净影响不是零，因为收入余额仅是部分抵消了税基赢家组中更强的贸易余额。根据 Tørslov 等（2020）、Cobham 和 Jansky（2019）和 Clausing（2016）的研究，这种模式出现在所有三种不同的分组中，对经常账户的净正影响为 GNI 的 4.8%-7.2%。因此，这一发现表明，利润转移对经常账户余额存在非线性影响，因为该影响集中在为非居民提供大量利润的主要枢纽。表 6 考虑了收入余额的进一步细分。与表 4 不同的是，通过虚拟变量，可以发现预期的结果：税基赢家组的净利息收入显著较高，其中一组的净股权收入也显著较弱（其他两组不显著）。

如上所述，对收入余额的影响不足以抵消贸易余额的发现是由两种影响驱动的：实际税收影响和潜在的测量误差。为了量化这两种影响，我们将利润转移对经常账户的净积极影响分解如下：

从表 6、5 的回归结果来看，税基赢家国的经常账户平均增加值约为 GNI 的 6%（使用第 1、4 和 6 列中估计系数的平均值）。这大约等于对新收入余额（与 GNI 的比率）缺失的约 6 个百分点的负面影响。我们根据 Tørsløv 等人（2018）对收入收益/损失的估计来计算实际的税收影响。平均而言，税基收益者组的实际税收影响为 GNI 的 2.1%，这是我们将 Tørsløv 等（2018）计算的美元收入估计值除以 GNI 来计算的。我们将其余的影响归因于测量误差，约为 GNI 的 3.9%。因此，在税基收益者的群体中，我们的分析表明，大约：

最后，请注意，如果经常帐户被高估了，考虑到经常账户和储蓄减去投资之间的同一性，这也将反映在估计的储蓄中。

## 五、结论

本文的综述表明，理论上利润转移不会导致经常账户余额总额的扭曲，但会影响其组成部分。这是因为外部余额的抵消调整包括了任何利润转移技术。如果通过转移定价操纵发生利润变动，则抵销项属于贸易和收入余额，如果通过跨境集团内借贷发生利润转移，则计入收入余额的借方和贷方。然而，我们的分析清楚地表明，两国之间的双边余额可能会受到显著影响。此外，即使经常账户本身不受影响，但其与 GDP 的比率也受到降税动机安排的影响（因为净出口进入 GDP，而对非居民的付款不被扣除）。

但是，虽然经常账户没有扭曲，但仍有实际影响：如果获得利润的国家对其征税，那么这些税款将被保留在那个国家并且不会通过收入账户汇回。此外，由于收入比贸易余额更可能出现计量误差，因此数据可能不会实现理论抵消，并且利润转移最终可能会扭曲所计量的经常账户，尽管不会改变真实的经常账户。

我们的实证估计支持了理论讨论。平均而言，利润转移似乎会对称地影响贸易和收入余额，而对经常账户余额没有显著影响。那些可能吸引可观利润的国家除外，这些国家经常账户与国民总收入的比率提高了 6 个百分点。结果表明，其中约有三分之一是由于实际的税收影响，三分之二是由于测量误差。

这些发现具有各种重要的政策意义。首先，在预期会出现与税收相关的大量外部流动的国家，宏观经济学家最好集中关注经常账户总余额，并谨慎解释其组成部分和双边经常账户。此外，当对准确监控收入账户中所有项目，尤其是外国收益在投资的操作可行性存有疑虑时，即使是经常账户总额也要谨慎对待。



---

本文原题为“[How Does Profit Shifting Affect the Balance of Payments?](#)”。本文作者是 Shafik Hebous、Alexander D Klemm、Yuou Wu。Shafik Hebous 是为 IMF 财政事务部工作人员。Alexander D Klemm 是 IMF 财政事务部税收政策处处长。他从事研究并领导税收政策方面的能力发展任务。Yuou Wu 是 IMF 的财经研究助理。本文是 2021 年 2 月发表的 IMF 工作报告。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

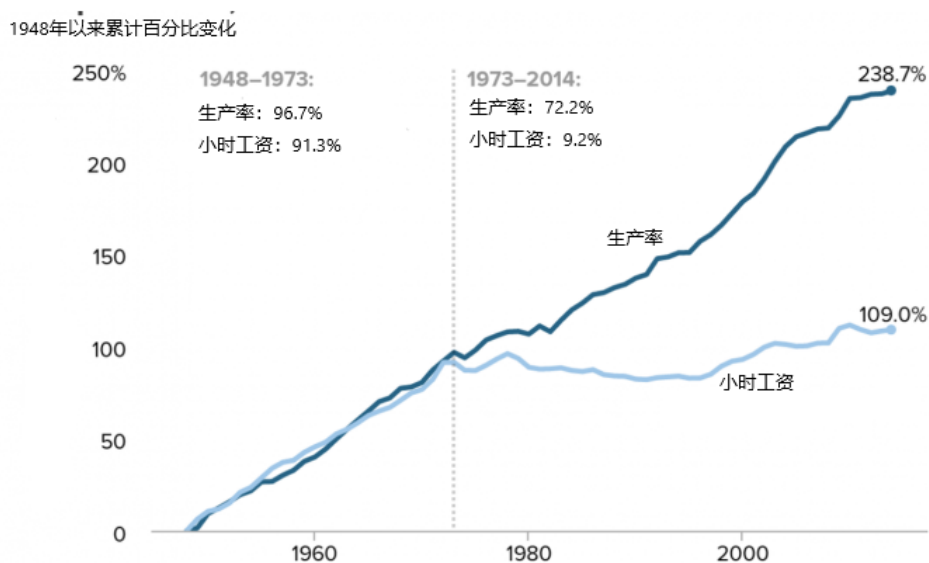
# 揭秘“生产率与薪酬差距”

Blair Fix/文 徐懿凡/编译

导读：本文驳斥了美国经济政策研究所关于1970年以来美国生产率和工资薪酬出现错位增长的观点，认为生产率与薪酬的差距本质上与生产率没有关系，真正含义应该是工人相对收入的下降和收入不平等的重要表现。编译如下：

听说过“生产率与薪酬差距”吗？这种差距（显然）是指美国工人生产率和其工资之间不断扩大的差距，表现为如下图示：

图1 生产率与薪酬差距



数据来源：经济政策研究所（Economic Policy Institute）。

注：数据为私营部门内生产人员/非管理人员的平均时薪和全体经济的净生产率。“净生产率”是商品和服务产出的增长率减去每小时工作的折旧。

在这篇推文中，我通过解释这种差距本质上其实与生产率没关系来解密“生产率-薪酬差距”。原因很简单，尽管经济学家声称用各种方式去衡量“生产率”，但他们的衡量标准实际上是被贴了新标签的收入。

因此，“生产率与薪酬的差距”实际并不是表面上说明的生产率与工人工资的关系，而实际上是两种收入之间的差距——（1）工人的工资（2）所有美国人的平均时薪。这一差距是衡量不平等的重要指标，但与其声称的“生产率”没有关系。

## 经济学家怎么衡量生产率

要理解“生产率-薪酬差距”问题，首先需要了解经济学家如何衡量生产率。经济学家将“劳动生产率”定义为每单位劳动投入的经济产出：

$$Labor\ Productivity = Output / Labor\ Input$$

先举一个简单的例子来解释这个方程。假设我们想衡量两个种植玉米的农民的生产率，Alice 和 Bob。工作一小时后，Alice 收获了一吨玉米，Bob 收获了五吨。利用上面的公式，会发现 Bob 的工作效率是 Alice 的五倍。

Alice 的生产率：一小时一吨玉米

Bob 的生产率：一小时五吨玉米

当只有一种商品时，衡量生产率是很简单的。但是如果存在多种商品呢？在这种情况下，不能只计算商品的数量，因为它们有不同的“自然单位”（比如苹果和橘子）。所以相反地，我们必须用一个共同的计量单位来“合计”所有的商品。

经济学家用价格作为共同计量单位来合计经济产出。他们把“产出”定义为每单位数量和单位价格的总和。

所以如果 Alice 用 100 美元一吨的价格卖出了一吨玉米，那么她的产出是：

Alice 的产出：一吨玉米 100 美元一吨=100 美元

同样，如果 Bob 用 50 美元一吨的价格卖出了五吨玉米，他的产出是：

Bob 的产出：五吨玉米 50 美元一吨=250 美元

用价格来计算总产出似乎很天真，但当我们深入研究时会发现两个大问题：

1. “生产率”变成了平均时薪。
2. “生产率”变成了一个模糊的概念，因为计算使用的单位价格是不稳定的。

### **“生产率”是被贴上了新标签的小时收入**

通过选择价格来合计产出，经济学家让“生产率”这个概念等同于了平均时薪。下面解释这是怎么发生的。

经济学家用每种商品的数量乘以商品价格的总和来衡量“产出”。但这正是总收入（即销售额）的计算公式。为了计算总收入，我们将每一种商品的销售量乘以其卖出价格。

为了找到“生产率”，我们接着将“产出”（总收入）除以总劳动时间：

当这么做的时候，我们发现“生产率”定义为平均小时收入：

因此，经济学家对“生产率”的衡量实际上只是被重新贴上了标签的收入。结果是，生产率和工资之间的任何定义关系都是重复的——因为它源于生产率的定义。

## 模糊的“生产率”

除了让生产率等同于平均时薪外，用价格来衡量产出还会让生产率变得非常模糊。乍一看这样的说法可能比较奇怪，为什么收入总是被明确定义，而生产率定义会变得模棱两可呢？

答案与价格有关。

我们预计价格将在影响收入方面发挥重要作用，假设一个卖苹果的农民每年卖同样数量的苹果，如果苹果的价格翻倍，那么其收入也会翻倍。这就是价格的运作方式。

如果“产出”等于收入，那么我的“产出”（苹果的产出）似乎也翻了一番。但经济学家对此表示抗议。他们说，“产出”的明显变化是由价格变化引起的。要找到“产出”的真正变化，需要保持价格不变。当保持价格不变时，会发现你“产出”是保持不变的。

从表面上看，这种对价格变化的调整似乎是合理的，但这实际上会导致测量的困境。为了解释这个困境，我们回到 Alice 和 Bob 的例子。

假设 Alice 种植了一吨玉米和五吨土豆，Bob 种植了五吨玉米和一吨土豆。谁的产出更高？答案是模糊的——这依赖于商品价格。

假设玉米卖出价格是 100 美元一吨，土豆是 20 美元一吨，会发现 Bob 的产出比 Alice 大 250%。

Alice 的产出：一吨玉米 100 美元/吨+五吨土豆 20 美元/吨=200 美元

Bob 的产出：五吨玉米 100 美元/吨+ 一吨土豆 20 美元/吨=520 美元

现在假设玉米卖出价格是 20 美元一吨，土豆是 100 美元一吨，会发现 Bob 的产出比 Alice 小 60%。

Alice 的产出：一吨玉米 20 美元/吨+五吨土豆 100 美元/吨=520 美元

Bob 的产出：五吨玉米 20 美元/吨+ 一吨土豆 100 美元/吨=200 美元

这是怎么回事？事实上，当我们用价格来衡量总产出时，这些价格决定了玉米和土豆的相对权重。当这个权重改变时，“产出”的测量也会改变。

因此，我们对“产出”的衡量取决于我们选择保持不变的特定价格。这是一个大问题。这意味着衡量生产力的标准本身就不明确。（关于这种模糊性的更多细节，请参阅我与 Jonathan Nitzan、Shimshon Bichler 以及 Erald Kolasi 的合作文章。）

总而言之，用价格来合计“产出”会导致奇怪的问题。一方面，它使“生产率”等同于平均时薪，这意味着“生产率”和工资之间的任何联系都是循环的。另一方面，导致了“生产力”的模糊界定。我们对“生产率”的衡量取决

于如何根据价格变化进行调整。因此，生产率趋势（如图 1 所示）充满了不确定性。

### 剖析“生产率与薪酬差距”

既然你已经理解了经济学家衡量生产率的方法存在的问题，接下来让我们回到“生产率与薪酬差距”问题上来，我们将基于图 1 剖析证据。

这张图表来自经济政策研究所（Economic Policy Institute, EPI）。通过剖析它，我并不是要挑作者的毛病，他们使用经济学中的标准方法，但我想说明为什么这些标准方法是有缺陷的。

我们将从经济政策研究所如何衡量生产率开始。他们写道：（工人的）“净生产率”是商品和服务产出的增长率减去每小时工作的折旧。

在非经济学家看来，这听起来像是在衡量某种产出的物理量。但并不是，相反，“商品和服务的产出”是经济学家用来衡量商品和服务价值的术语，由国内生产总值（GDP）来衡量。“折旧”（depreciation）是资本的金融折旧的术语。

当我们从 GDP 中减去资本折旧，就得到了“净国内生产总值”（Net Domestic Product）：

因此，EPI 用净国内生产总值来定义“经济产出”。

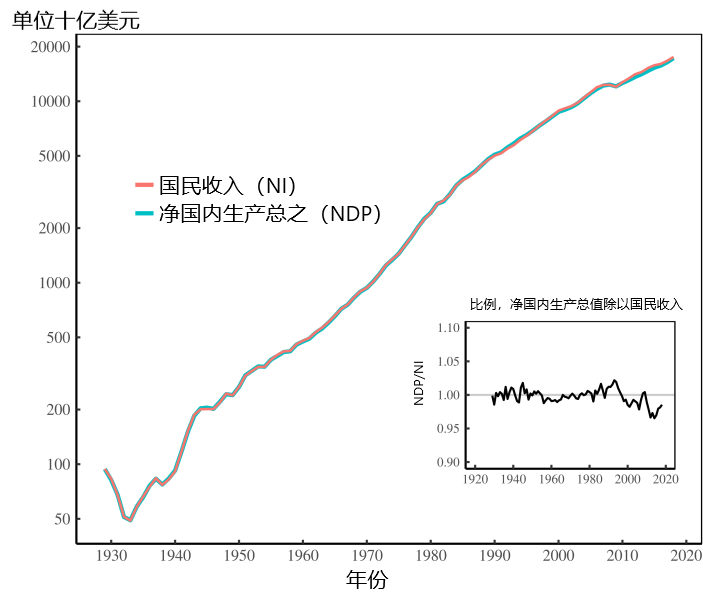
现在问题来了。国民经济核算是以复式记账法为基础的。这意味着每一笔销售都有相应的收入。因此，当你建造了一所房子，并以 100 万美元的价格出售时，你在一个分类账中将销售记录为“产出”。在相反的分类账上，你将相同的销售记录为“收入”。所以“产出”在形式上是等同于收入的。

在国民经济核算中，净国内生产总值是分类账的销售部分，记录为“产出”。它等价于分类账的收入部分，我们称之为“国民收入”——这个国家所有个人的收入：

*≈ National Income*

这里用了“≈”来表示“几乎相等”。国内生产总值和国民收入之间有一些微小的差别（比如一些营业税）。但在实践中，这两个量几乎相同，如图 2 所示。

图 2 美国净生产总值和国民收入



数据来源：经济分析局（Bureau of Economic Analysis）。

为了计算工人的生产率，经济政策研究所将净国内生产总值除以总劳动时间：

但这和国民收入除以总劳动时间是相等的：

当我们用国民收入除以总劳动时间，我们实际上在衡量平均小时工资，所以经济政策研究所对生产率的衡量和平均小时工资是相等的。

考虑到这一等价性，“生产率”和平均时薪之间的任何联系都不足为奇，本质上是无谓重复。

### 工资为何会偏离“生产率”？

如果生产率等同于平均时薪，那么工资如何与“生产率”产生差异呢？换句话说，“生产率与薪酬差距”是如何存在的？

让我解释一下。

“生产率”（由经济政策研究所衡量）相当于美国所有收入者的平均时薪。既然平均收入不能偏离自身，那么平均收入和“生产率”也不能偏离。然而，如果我们选择美国公民的一个子群体，他们的收入可能会偏离平均水平。这只是一个数学上的真理。如果我从总体中选择一个非随机样本，这个样本的性质不需要与整个总体的性质匹配一致。

为了使这种想法更具体，假设我们只选择首席执行官（CEO）。首席执行官们的收入必须与全国平均水平保持一致吗？答案是否定的。首席执行官们是一个独特的子群体，因此他们的收入可能会偏离全国平均水平。正如你可能知道的，首席执行官的收入确实也是这样。在过去 40 年里，美国首席执行官的收入相对于平均收入是大幅增长的。

### 生产工人的工资

在图 1 中，经济政策研究所研究了“生产/非管理工人”的工资。由于这些劳动者是美国的一个子群体，他们的收入可能（而且确实）偏离全国平均水平。在过去的 40 年里，生产工人的工资相对于平均时薪有所下降。

然而，这种下降与生产率无关。相反，这要归功于收入的再分配——这种再分配分为两部分原因。首先，劳动收入占国民收入的比例在过去 40 年里有所下降。其次，在同一时期，美国的工资和薪水变得越来越不平等。

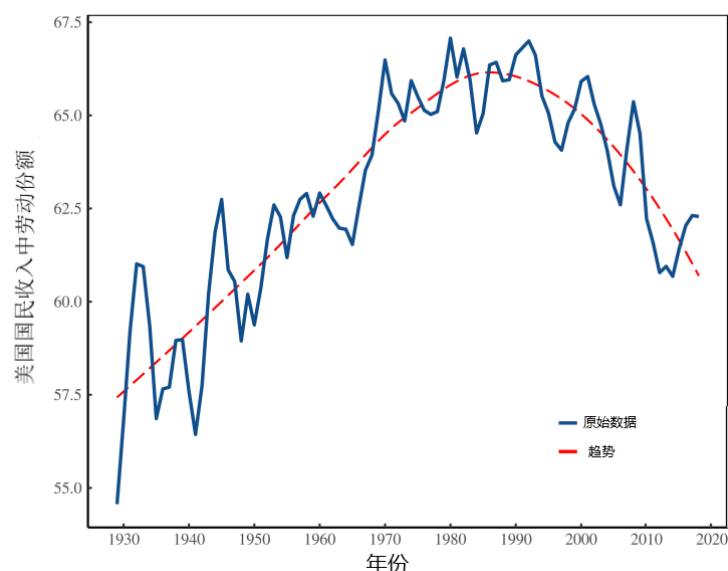
### 劳动收入占收入的比例不断下降

在国民经济核算中，有两种基本的收入类型。如果你从财产中获得收入，你就获得了“资本性收入”。如果你从工资和薪水中获得收入，你就获得了“劳动性收入”。两类收入之和为国民收入：

如果我们只选择“劳动者”，这个子群体的平均小时收入有可能偏离整个群体的平均收入。例如，如果资本收入相对于劳动收入是增长的，就会拉升平均收入。这就造成了工人工资和全体人口时薪之间的差距。

回头看看图 1，我们看到“生产率与薪酬差距”出现在 1970 年之后。毫不奇怪，正是在这个时候，美国的劳动收入占收入的比例开始下降：

图 3 美国国民收入中劳动份额



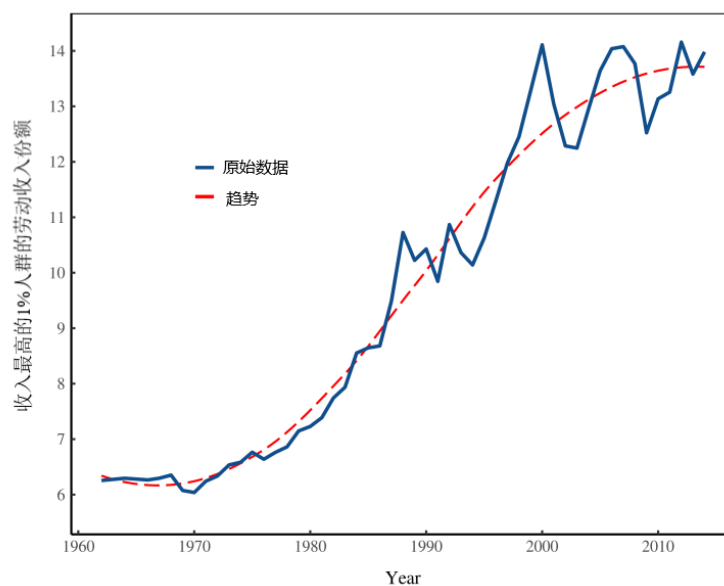
数据来源：经济分析局（Bureau of Economic Analysis）。

劳动力收入占比的下降是经济政策研究所发现“生产率与薪酬差距”的部分原因。请记住，“生产率”（由经济政策研究所衡量）相当于美国的平均小时收入。自 1970 年以来，美国工人在这些收入中所占的比例一直在下降。因此，相对于美国的平均收入，他们的工资有所下降。

### 劳动收入日益不平等

经济政策研究所发现“生产率与薪酬差距”的另一个原因是，美国的工资和薪酬已经变得越来越不平等。自 1970 年以来，收入最高的 1% 人群的收入份额一直在稳步增长：

图 4 收入最高的 1% 人群的劳动收入份额



数据来源：世界不平等数据库（World Inequality Database）。

工资不平等将如何影响生产工人的相对收入目前还不清楚，为了便于理解，我们将劳动收入分为两部分：生产工人收入和非生产工人收入

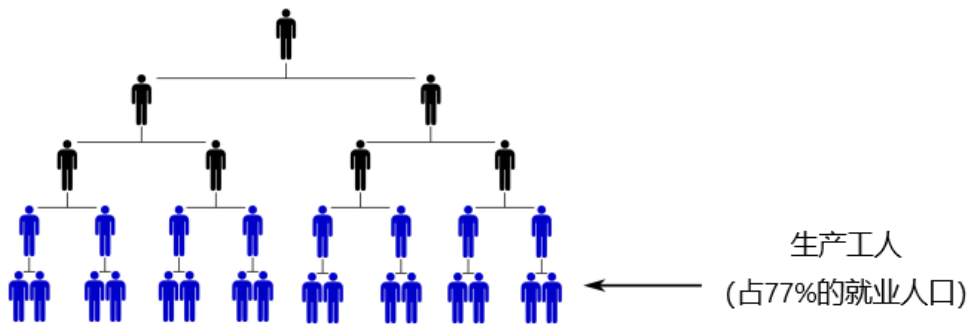
假设非生产工人的收入相对于生产工人的收入是增加的。这一增长提高了平均劳动收入，使其超过生产工人的平均收入。不过，目前还不清楚这种再分配与工资不平等之间的关系。

这就是等级制度的由来。

令“生产工人”占据公司等级制度的最后两级。最底层由“车间工人”组成。第二梯队由“工作主管”组成。3 级以上的人都是“非生产工人”（即经理）。



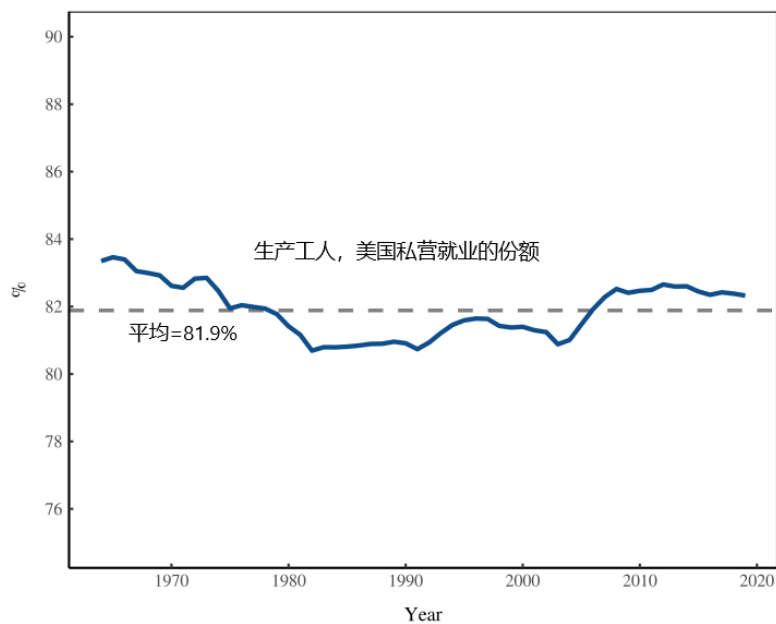
图 5 等级制度中的生产工人



注：生产工人（蓝色）占据了等级制度的底部两层。第一梯队是“车间工人”。第二梯队是“工作主管”。排名第三梯队及以上的是“经理”。

在这个简单的模型中，“生产工人”占据了 77%的总就业，这和美国实际数据 82%相差不大。

图 6 美国私人部门就业生产工人的比例



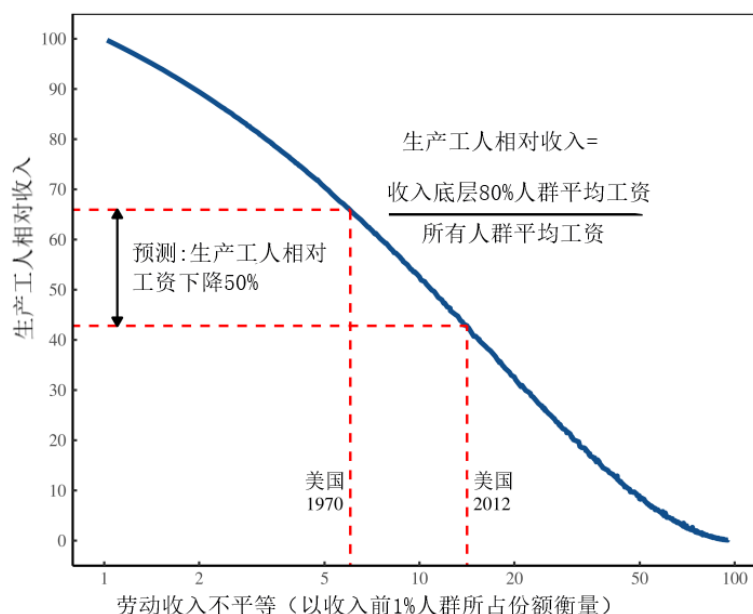
数据来源：劳工统计局（Bureau of Labor Statistics）。

关于生产工人的收入，我们的等级模型告诉了我们什么？在等级制度中，收入随着等级的增加而急剧增加。因此，如果生产工人占据了企业阶层的底层，他们也应该占据收入分配的底层。

我们假设生产工人占据了美国劳动收入的底层 80%。如果劳动收入不平等加剧，预计生产工人的相对收入将下降。

图 7 显示了这个过程的简单模型。这里我将“生产工人”定义为假设在收入分配中处于底层 80%的所有人。然后我计算这些生产工人的平均收入，并将其与整个人口的平均收入进行比较。

图 7 生产工人相对收入模型



注：在这里，我将“生产工人”定义为为人口中收入最低的 80%。随着不平等（以收入占比最高的 1%来衡量）的加剧，生产工人的平均收入相对于人口的平均收入会下降。用对数正态分布来模拟收入分布。

由于生产工人处于收入分配的底部，我们预计他们的收入将低于人口平均水平。（这就是为什么图 7 中的 y 轴值低于 100%）但到底低到什么程度取决于收入不平等。

随着人口不平等程度的增加（如图 7 中横轴所示），生产工人的相对收入下降。当不平等最小时，生产工人的相对收入接近人口平均水平。当不平等达到极端时，生产工人的相对收入接近于零。

在图 7 中，垂直的红线显示了 1970 年和 2012 年美国劳动收入占比最高的 1%。鉴于这种日益严重的不平等，我们的模型预测，生产工人的相对收入将下降约 50%。这与图 1 所示的薪酬差距相当。

简而言之，不断扩大的劳动收入不平等可以在很大程度上解释明显的“生产率与薪酬差距”。同样，这一差距与生产力无关。它是关于生产工人相对收入的下降。

### 价格指数问题

虽然大多数明显的“生产率-薪酬差距”是由收入再分配造成的，但这种差距部分是由价格指数的恶作剧造成的。在图 1 中，经济政策研究所使用两个不同的价格指数来“调整”通胀。

为了理解这种方法的问题，我们需要回溯一点。我已经注意到，“生产率”相当于平均时薪。但这并不完全正确。“生产率”相当于实际平均时薪：

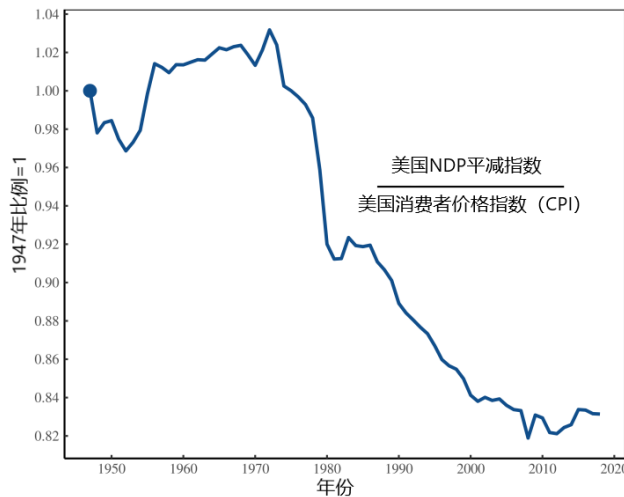
与“名义”收入不同，“实际”收入会根据通胀因素进行调整。为了得到“实际”收入，我们用“名义”收入除以价格指数——衡量平均价格变化的指标：

有许多不同类型的价格指数。一些价格指数跟踪很少的商品，而还有很多价格指数追踪许多大宗商品。由于商品之间的价格变化很大，不同的价格指数也会有很大的差异。

这就是经济政策研究所错误的地方。它使用（暗示的）净国内生产总值平减指数来衡量“生产率”（即每小时实际平均收入）。但它使用消费者价格指数（CPI）来衡量生产工人的“实际”工资。

这是一个问题。这两个价格指数自 1970 年以来就出现了背离，而正是在这一时期，经济政策研究所发现“生产率-薪酬差距”不断扩大：

图 8 净国内生产总值平减指数相对于消费者价格指数（CPI）



数据来源：CPI 数据来源于美联储经济数据，NDP 平减指数来自于经济分析局。

从这个角度来看，经济政策研究所的方法就像用不同的价格指数来比较两个人的“实际”收入。假设 Alice 和 Bob 一开始都是 100 美元。40 多年来，两人的收入都增长到了 200 美元。然后我们使用 NDP 平减指数来计算 Alice 的实

际收入。但我们用 CPI 来求 Bob 的实际收入。尽管他们的名义收入是相同的，我们发现 Alice 的实际收入超过 Bob 的 20%。

这里的问题在于，我们不需要用价格指数来比较收入，我们可以直接比较 Alice 和 Bob 的收入。同样，经济政策研究所可以将生产工人的名义收入与美国的名义小时收入直接进行比较。

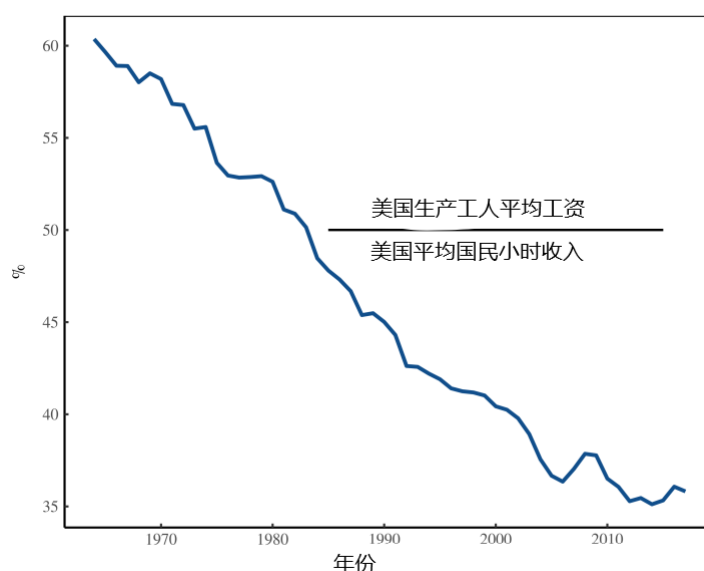
### 工人相对收入的下降

“生产率与薪酬差距”的问题在于，它显示的并不是它宣称的现象。这不是工人生产率和收入之间的差距。相反，它显示了工人相对收入的下降。

观察这种下降的最好方法是衡量生产工人的相对收入：

图 9 显示了过去 50 年的相对收入。1964 年，美国生产工人的工资是美国平均时薪的 60%。到 2015 年，这一比例降至 35%。

图 9 美国生产工人的相对收入

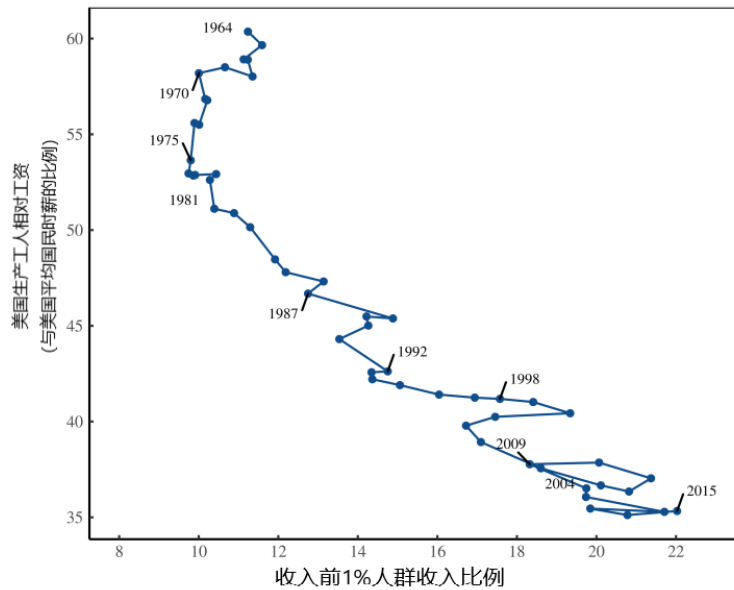


数据来源：生产工人的平均时薪来自于美联储经济数据，平均国民小时收入来自于国民收入（经济分析局）和总劳动时间（美联储经济数据）。

重要的是，我们没有把收入描述成“生产力”。我们明确地比较了两种类型的收入——生产工人的收入相对于全国平均水平。

生产工人的相对收入与“生产率”无关。它实际上是收入不平等的衡量标准。如图 10 所示，生产工人的相对收入与前 1% 人群的收入份额有很强的相关性。随着收入不平等的增加，生产工人的相对收入减少。

图 10 生产工人相对收入和收入不平等增加



数据来源：相对收入与图 8 一致，最高 1% 收入份额数据来自世界不平等数据库。

### “生产率”还在增加吗？

“生产率与薪酬差距”（图 1）表明，工人的生产率稳步增长，但工资却没有。这是一个有力的宣传，对工人们宣称：“看，潮水涨了，但它没有举起你所在的船。”

但问题是，目前还不清楚潮水是否真的上涨了。我们可以肯定地说，工人的相对工资已经下降（图 9）。但是他们的生产率呢？它是否如图 1 所示上升了？

要相信图 1 中的“生产率”趋势，你必须勇敢地相信很多事。你必须相信，由统计机构做出的无数主观决定是“正确的”决定。你必须相信价格可以“显示”效用，以及货币收入与经济“产出”是一样的。

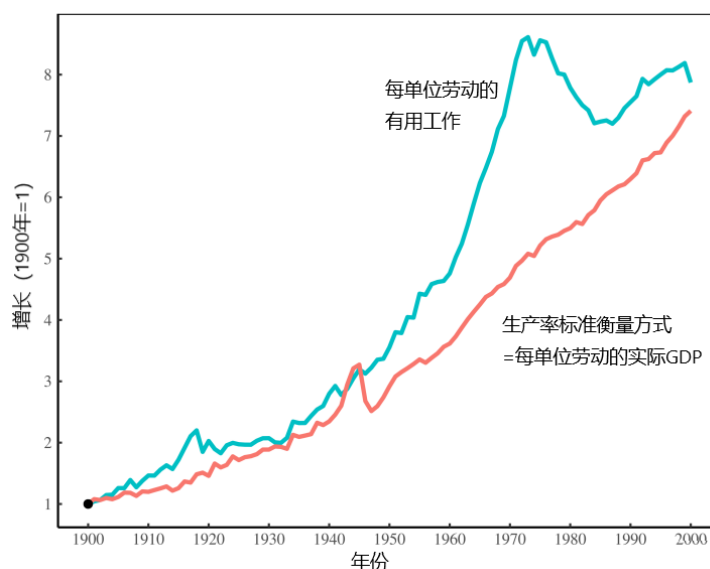
就我个人而言，我不相信这些事。因此，我认为官方的“生产力”衡量标准不可信。

我们应该如何衡量生产力？这取决于我们认为经济“做了什么”。就我个人而言，我喜欢大气科学家 Tim Garrett 的观点。他把经济视为一台热机。Garrett 用成长中的孩子作类比。维持孩子的身体需要能量，如果孩子想要成长，就需要消耗更多的能量。经济也是如此。

当你这样想的时候，你就会意识到“有用的工作”（用于最终用途的能量值）是一个很好的经济产出指标。我建议我们把每劳动小时平均有用工作作为衡量劳动生产率的另一种方法。

与衡量生产力的标准方法相比，这个替代方法如何呢？图 11 显示了一个比较。这里我使用每劳动小时的实际 GDP 作为生产率的标准衡量。我将此与本杰明·瓦尔（Benjamin Warr）和罗伯特·艾尔斯（Robert Ayres）对每劳动小时平均有用工作的估算进行了对比。

图 11 两种不同估算方式的比较



数据来源：数据来自 Benjamin Warr 的数据库计算。

不难看出这两条线的区别。衡量生产率的标准指标显示出稳定的增长。相比之下，我们的物理测量方式表明生产率自 1970 年以来就停滞不前。有趣的是，这是生产工人的相对工资开始下降的时期（也就是当明显的“生产率与薪酬差距”出现的时候）。

这里有一个有趣的问题。有用工作生产率的停滞是否与工人工资的下降有关？生物物理学家凯里·金（Carey King）认为可以。他最近建立了一个模型来研究这种联系。

重要的是美国的生产率在 20 世纪是否稳步增长，这一点远不清楚。在能量计算方面，生产率自 1970 年以来一直停滞不前。就我个人而言，我认为这个衡量生产力的物理指标远比官方指标更有意义。“有用的功”是基于热力学定律的。相比之下，衡量生产率的标准是建立在新古典经济学的可疑假设基础上的。

### 生产率的问题

两个主要的经济思想学派都使用了“生产率”一词。新古典主义经济学家利用生产率来宣称收入分配是公平的。他们认为，在竞争经济中，工人得到的是他们生产的产品。相比之下，马克思主义者利用生产力来宣称收入分配是不公平的。他们认为，在资本主义经济中，工人得到的比他们生产的要少（因为资本家榨取了剩余）。

有趣的是，这两种对立的理论犯了同样的错误。他们以收入来定义生产力。正如我在这篇文章中所描述的，新古典主义经济学家明确地这么做了。马克思主义者是隐晦的，因为他们还没有发展出自己的国民核算体系。从事经验主义研究的马克思主义者使用新古典主义的生产力衡量标准（例如，参考 Paul Cockshott、Shimshon Bichler 和 Jonathan Nitzan 之间的有趣交流）。

这种循环定义的结果是，对生产率的分析本质上在耍花招。“生产率”只是重新贴上了标签的收入。

“生产率与薪酬差距”就是这种重新贴上标签的典型例子。报告称，工人的“生产”和他们的工资之间的差距正在扩大。但是工人的“生产率”实际上是用收入来衡量的——平均时薪。

这种对收入的重新定义赋予了分析意识形态的力量。它没有说工人的相对工资下降了，而是说工人的工资与他们的生产无关。后者，正如马克思很久以前意识到的，是更有力的宣传。

### **宣传生产率是利有弊的**

宣传生产率的问题是，这是具有两面性的。经济政策研究所使用收入来衡量国家层面的“生产力”。但为什么止步于此呢？为什么不在部门层面和个人层面把收入和生产力等同起来呢？奇怪的是，经济政策研究所警告不要这样做（参见技术附录）。

问题是，我们越是把收入与生产力等同起来，我们就越会发现每个人都“得到了他们生产的东西”。这是因为当我们研究越来越小的群体时，我们排除了抽样的收入偏离群体平均收入的可能性。

作为一个进步的智库，经济政策研究所希望表明工人的工资并不取决于他们的生产。因此，它警告不要在部门和个人层面上把收入和生产率等同起来。

问题是，经济政策研究所想要鱼与熊掌兼得。当结果与之相符时——当分析显示生产率与薪酬之间存在差距时——它希望将生产率与收入划等号。但分析越精细，这种差距就越会消失。因此，经济政策研究所警告说，在较低的分析水平上，不要将收入和生产率等同起来。

公平地说，经济政策研究所正在做许多非正统经济学家所做的事情。他们拒绝接受“粗糙的”新古典主义假设，即个人收入等同于生产力。然而，他们在国家层面上把收入和生产力等同起来。

这种双重标准是没有道理的。要么我们支持新古典主义理论，把收入和生产力完全等同起来。或者我们拒绝新古典主义理论，从而拒绝经济学家用来衡量生产力的会计系统。

许多非正统经济学家对后一种选择感到不舒服。原因不难看出。当你拒绝收入和生产率相等时，你就拒绝了宏观经济学的核心，拒绝了宏观经济学家用来衡量经济产出和生产力的一整套措施。这样做，你拒绝了几乎所有你（作为一个宏观经济学家）被教导要珍视的东西，这是可怕的。

然而，令人不安的事实是，如果我们想要创造一种新古典主义经济学的替代品，我们就不能使用带有新古典主义假设的方法。因此，作为一名非正统经济学家，一个重要的方面就是寻找新的方法来量化经济。

让我们结束这篇文章。我完全赞成减少不平等。我认为工人的工资越来越不公平。但我也是一个脚踏实地的科学家，不喜欢在分析中加入可疑的假设。出于这个原因，我认为“生产率与薪酬差距”的真正含义应该是工人相对收入的下降。

---

---

本文原题名“Debunking the ‘Productivity-Pay Gap’”。本文作者 Blair Fix 是纽约大学政治经济学教授，研究领域涉及能源、不平等和制度经济学。本文于 2020 年 1 月 17 日首刊于作者个人博客 [economicsfromthetopdown.com](http://economicsfromthetopdown.com)。单击此处可以访问原文链接。

---

---



# 信贷逆转与银行危机

Francisco Vazquez/文 刘铮/编译

导读：本文研究了经济活动扩张过程中银行信贷总体收缩的现象，即信贷逆转。利用 1960-2017 年间 179 个国家的数据，本文发现，逆转是一种常见现象——平均每五年发生一次。相比之下，银行危机平均每八年发生一次。信贷逆转和银行危机也相互关联：在银行危机发生后，逆转的可能性更大，而逆转后危机发生的可能性下降。就被放弃的经济活动而言，逆转的代价非常高昂，在考虑到其相对频率后，信贷逆转的代价约为银行危机的三分之二。编译如下：

## 摘要

本文研究了经济活动扩张过程中银行信贷总体收缩的现象，即信贷逆转。根据 1960-2017 年间 179 个国家的数据，本文发现，逆转是一种常见现象——平均每五年发生一次。相比之下，银行危机平均每八年发生一次。信贷逆转和银行危机也相互关联：在银行危机发生后，逆转的可能性更大，而逆转后危机发生的可能性下降。就被放弃的经济活动而言，逆转的代价非常高昂，在考虑到其相对频率后，信贷逆转的代价约为银行危机的三分之二。

**关键词：**信贷逆转、信贷繁荣、信贷紧缩、信贷周期、银行危机、金融稳定

## 1、引言

在 2020 年新冠肺炎疫情早期阶段，审慎监管要求迅速放松。在全球范围内，政府部署了一系列政策来支持银行放贷，包括对银行信贷进行政府担保、释放逆周期资本缓冲以及推迟对预期信贷损失引入新的会计准则。与此同时，货币政策利率下调，一些央行实施了大规模资产购买计划和其他流动性工具，以支持信贷资金流向实体经济。这些政策试图在两个冲突的目标之间实现微妙的平衡：一方面，通过维持审慎的银行资本缓冲来维护金融稳定；另一方面，避免银行信贷紧缩。

这些政策基于这样一种观点，即银行危机和由供给驱动的信贷紧缩对经济活动来说都是代价高昂的。前者得到了大量研究的支持（Romer 和 Romer，2017 和 Laeen，2011）。然而，由供给驱动的信贷紧缩的成本还没有得到很好的理解。一组相对较新的文献研究了信贷和金融周期的特征（Terrones，Kose 和 Claessens，2008），重点分析信贷繁荣及其与银行危机之间的关系。信贷繁荣的定义还未被广泛接受，大多数论文使用信贷 / GDP 缺口（CYGAP）的演变——通常通过信贷 / GDP 与其 HP 滤波趋势之差来衡量（Drehman 等，2010，2011）。

另一个相关的研究对象是信贷紧缩，这一概念也缺乏广泛接受的定义，因此存在缺陷。广义的信贷紧缩是指：在无风险实际利率和潜在借款人的质量保

持不变的情况下，银行贷款供应显著收缩（Bernanke 和 Lown, 1991）。然而，实践证明，由于信贷供求的顺周期性，这实际上很难实现。在实践中，研究人员使用信贷增长分布的低分位数来衡量信贷紧缩，不同研究者使用的标准可能有所差异。

本文着眼于与之相关的一类事件，后文称为信贷逆转：在这一时期，银行信贷收缩与经济活动扩张同时发生。在逆转期，信贷收缩最有可能归因于供给侧驱动因素。由于在经济活动扩张期间，信贷需求不太可能下降，因此这一定义能够过滤和识别银行信贷供给侧的收缩。

这里对逆转的定义与 Calvo、Izquierdo 和 Talvi（2006）以及 Abiad、Dell’Aricia 和 Li（2011）的研究相似。然而，他们的分析侧重于不利经济事件（即衰退、骤停或产出崩溃）后出现的信贷负增长。相比之下，本文使用的定义是无条件的，涵盖了更广泛的事件类别。

本文对分析银行信贷动态及其与经济活动的关系做出了两大贡献。首先，文章研究了信贷逆转和银行危机之间的关系，进而研究了这两类事件与信贷周期形态之间的关系（信贷周期形态由 CYGAP 比率的演变定义）。此外，本文还估计了信贷逆转相关的经济成本，并与银行危机的经济成本进行比较。

该分析使用 1960-2017 年间 179 个国家的年度数据。这是迄今为止最全的数据集。我们使用年度数据的原因是，信贷风险随着时间推移缓慢演变，系统性宏观金融失衡的累积需要几年时间。在整个分析过程中，我们将数据分为两组：一组是工业化国家，另一组是发展中国家和新兴市场国家（以下称发展中国家），以考察金融发展水平不同的国家之间的差异。

本文提出了一些发现。首先，信贷逆转并不罕见：大约每五年发生一次，且在发展中国家更为普遍。相比之下，银行危机每八年发生一次，在发展中国家和工业化国家发生的可能性相同。就时间而言，银行危机和信贷逆转往往发生在 CYGAP 周期的不同阶段。危机往往发生在 CYGAP 为正时，而逆转则集中在 CYGAP 为负的时期。事实上，CYGAP 为正时观察到信贷逆转的可能性为 12%，为负时翻了一番，为 26%。银行危机和信贷逆转也相互关联：在银行危机之后，逆转的可能性更大，而信贷逆转之后，危机发生的可能性下降。

通过比较有逆转和无逆转的周期，并以后者为对照组 control，本文发现 CYGAP 动态变化特征存在显著差异。与各自的对照组相比，有逆转周期在 CYGAP 为负时显示出更剧烈、更持久的信贷崩溃。令人惊讶的是，有 / 无信贷逆转的周期之间的对照实验结果表明，信贷逆转对信贷投放量的影响甚至比银行危机更具约束性。事实上，信贷逆转的经济成本（有逆转周期产出与无逆转周期产出之差）相当大，约为银行危机成本的一半，在考虑其相对频率后，高

达三分之二。我们还发现，就产出损失而言，工业化国家银行危机的经济成本高于发展中国家，这与 Bordo 等（2001）、Hoggart、Reis 和 Saporta（2002）、Cerra 和 Saxena（2008）、Laeven 和 Valencia（2018）的研究结果一致。

虽然可以令人信服，但以无逆转/危机的周期作为对照，并不能建立起从目标事件到经济活动的因果关系。因此，我们的研究结果最多只能为信贷逆转和银行危机对实际经济产出的影响提供推断性证据。然而，相对于危机而言，逆转的经济成本于危机可能更大，因为没有明确的理由认为逆转和危机之间存在内生性问题。

作为副产品，本文研究了 CYGAP 周期的关键特征，并报告了几种模式。实践证明，从持续时间、振幅和信贷 / GDP 比率的隐含变化来看，正缺口周期的形态似乎与随后负缺口周期的形态有着系统的联系。正缺口时期更大、更持久的差距会导致更深、更长的负缺口。因此，在正缺口时期，信贷 / GDP 比率的大幅增长与随后更剧烈的下降密切相关。与随后的信贷增长率或 GDP 增长率没有系统性关系。

本文的其余部分组织如下。第 2 节讨论了信贷逆转和银行危机的操作性定义。第 3 节描述了方法和数据。第 4 节以信贷周期为参照来界定时间维度，探讨了银行信贷和经济活动的联动模式。第 5 节探讨了逆转和危机之间的关系，以及这两者与信贷周期形态之间的关系。第 6 节估计了逆转和危机的经济成本，即有逆转和危机周期的产出与无逆转和危机周期的产出之差（后者为对照组）。第 7 节为结论。

## 2、信贷逆转与银行危机

我们首先定义了信贷市场中供给驱动的负动态的两个代理变量。首先，如前所述，我们将信贷逆转定义为在一段时期中，经济活动的扩张伴随信贷收缩。该指标旨在提取出由供给侧因素驱动的信贷下降。如上所述，在经济活动扩张期信贷需求没有下降，那么这一定义能够严格过滤和识别出信贷供给紧缩的时期。由于时期的识别是由数据驱动的，它避免了研究人员对用于识别信贷市场压力的更传统事件分析技术的偏见。更重要的是，它可以识别比金融危机更常见、灾难性更小的事件。

值得注意的是，信贷逆转的定义与 Calvo、Izquierdo 和 Talvi（2006）提出的 Phoenix miracles 概念以及 Abiad、Dell’Aricia 和 Li（2011）研究的无信用补偿（creditless recoveries）有关。然而，后两个概念关注的是经济衰退（衰退、骤停或产出崩溃）后出现的信贷负增长。本文提出的定义限制性较小，因此涵盖了更广泛的对象类别。同样重要的是，我们用一个二元变量识别信贷逆转，

但一个自然且更丰富的替代方法是使用实际数据来测量其相对强度，这一点有待未来研究。

第二种观点侧重于：银行体系提供信贷和正常金融中介服务的能力受到系统性损害。在我们的基础实验中，我们使用 Laeven 和 Valencia（2017）提出的银行危机的操作性定义。根据这一点，银行危机应符合以下两个条件：（i）银行体系出现重大危机迹象（银行挤兑、银行系统损失、银行清算）；（ii）针对银行体系的重大损失采取重大政策干预措施。在稳健性检验中，我们还使用 Reinhart-Rogoff（2009）银行危机数据库，该数据库通过两类事件的发生来识别银行危机：（i）一家或多家银行发生挤兑，导致关闭、合并或被公共部门接管，（ii）未发生挤兑，但有重要金融机构（或集团）关闭、合并、被接管，或接受大规模政府援助，这些标志着其他金融机构可能发生一系列类似结果。值得注意的是，就覆盖范围而言，Laeven 和 Valencia（2017）数据库覆盖 1970 年至 2017 年间 160 个国家，而 Rogoff -Reinhart（2009）数据库覆盖 1800 年至 2010 年间 70 个国家。我们将其延长至 2017 年，以匹配我们的宏数据集。

### 3、方法

本文使用事件研究技术（Gourinchas 等，2001；Mendoza 和 Terrones，2008；2012），研究了整个信贷周期中银行信贷和经济活动的相对动态。在分析中，我们以信贷周期为参考框架，研究信贷逆转与银行危机之间的关系，以及它们对信贷周期和经济活动的影响。由于信贷周期没有一个广泛接受的操作性定义，并且为了便于与前人研究进行比较，我们用 CYGAP 演变代表信贷周期，同时承认几个重要的注意事项。具体而言，我们通过使用平滑参数  $\lambda$  为 100 的双边 HP 滤波来对信贷 / GDP 比率去趋，以得到 CYGAP 的年度数据（Mendoza 和 Terrones，2008），并按照 BIS（2002b）的建议，使用更高的  $\lambda$  进行稳健性检验。

在根据 CYGAP 计算信贷周期集后，我们进行了三种类型的实验。首先，我们探讨了信贷和 GDP 在 CYGAP 为正时期的演变是否与其随后的周期性动态具有系统的相关性。具体而言，我们关注正和负阶段的持续时间、信贷增速和 GDP 增速，以及信贷 / GDP 比率的隐含变化。此外，我们还研究了整个信贷周期中信贷增长和 GDP 增长之间的关联性。其次，我们研究了信贷逆转和银行危机之间的关系，重点关注当其中一个事件发生时，另一个事件发生的相对时间和可能性。最后，我们探讨了信贷逆转和银行危机对信贷周期和经济活动的影响，并从产出下降的角度估计了它们的成本。

#### A.数据

我们对银行信贷的关注遵循了银行贷款渠道文献（Bernanke 和 Gertler, 1995; Kashyap 和 Stein, 2000），这些文献认为信贷和市场融资是不完美的替代。本文利用 1960-2017 年间 179 个国家的年度数据——国际金融统计局（IFS）所能提供的全部数据。年度频率避免了季节因素和其他高频率模式的干扰。此外，年度频率让我们能够捕捉到缓慢但持续的宏观金融失衡的最终累积——从系统稳定性的角度来看，这是至关重要的。信贷由国内银行对私营部门的信贷衡量（IFS, 22d），它不包括跨境贷款，因此我们可以聚焦居民银行的周期性行为。应当注意的是，总体信贷供给还将包括跨境贷款。假设国内和跨境贷款互为替代品，本文中给出的成本估算可能是低估的。我们使用 GDP 平减指数将信贷序列转换为实际值——GDP 平减指数比 CPI 更能反映信贷组合的基本结构。

#### 4、短期信贷 / GDP 动态的关键特征

本节概述了信贷 / GDP 比率短期动态的关键特征。为此，在使用 HP 滤波过滤数据后，我们确定了标志着正负 CYGAP 开始和结束的年份，以及对应于每个周期阶段的局部最大值和最小值。根据 Claessens、Kose 和 Terrones（2011），我们度量了信贷周期的如下特征值：

- 正向持续时间：具有不间断正 CYGAP 的年数。
- 负向持续时间：具有不间断负 CYGAP 的年数。
- 振幅：每个周期中 CYGAP 最大值与最小值之差。
- 衰退持续时间：CYGAP 由最大值下降到最小值的年数。
- 上升持续时间：CYGAP 由最小值上升到最大值的年数。
- 深度：信贷 / GDP 比率在正和负 CYGAP 阶段的累积变化。
- 速度：正和负 CYGAP 阶段实际信贷的平均复合年增长率。

表 1 给出了结果指标的汇总统计信息。我们共捕获了 371 个完整的周期，以及采样周期开始和结束时的一些额外的不完整片段。平均而言，完整周期大约持续十年，正负缺口大致平分，尽管强调起伏的持续时间和对称性是由结构因素导致是方便的。

表 1 信贷 / GDP 周期部分指标汇总统计

|       |               | 总体   | 持续时间 |     | 信贷 / GDP 变化 |        | 信贷增长  |        | GDP 增长 |       | 最大缺口  |        | 信贷崩溃概率 |       |
|-------|---------------|------|------|-----|-------------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|
|       |               |      | 正    | 负   | 正           | 负      | 正     | 负      | 正      | 负     | 正     | 负      | 正      | 负     |
| 发展中国家 | Mean          | 10.3 | 5.0  | 5.2 | 0.069       | -0.029 | 0.103 | 0.020  | 0.036  | 0.046 | 0.168 | -0.198 | 0.119  | 0.219 |
| 发达国家  | Mean          | 11.2 | 5.1  | 6.0 | 0.141       | 0.001  | 0.076 | 0.040  | 0.031  | 0.039 | 0.119 | -0.115 | 0.104  | 0.210 |
| 总体    | Mean          | 10.6 | 5.0  | 5.4 | 0.089       | -0.021 | 0.096 | 0.025  | 0.034  | 0.044 | 0.155 | -0.176 | 0.115  | 0.217 |
| 发展中国家 | Median        | 10.0 | 5.0  | 5.0 | 0.051       | -0.017 | 0.096 | 0.027  | 0.036  | 0.040 | 0.146 | -0.160 | 0.000  | 0.143 |
| 发达国家  | Median        | 11.0 | 5.0  | 5.0 | 0.093       | 0.006  | 0.064 | 0.041  | 0.023  | 0.036 | 0.094 | -0.082 | 0.000  | 0.101 |
| 总体    | Median        | 10.0 | 5.0  | 5.0 | 0.062       | -0.013 | 0.088 | 0.032  | 0.032  | 0.039 | 0.133 | -0.138 | 0.000  | 0.143 |
| 发展中国家 | Std. Dev.     | 3.2  | 2.1  | 2.1 | 0.079       | 0.092  | 0.088 | 0.094  | 0.039  | 0.041 | 0.288 | 0.197  | 0.158  | 0.260 |
| 发达国家  | Std. Dev.     | 3.3  | 1.8  | 2.5 | 0.166       | 0.245  | 0.057 | 0.053  | 0.039  | 0.024 | 0.135 | 0.110  | 0.146  | 0.273 |
| 总体    | Std. Dev.     | 3.2  | 2.0  | 2.3 | 0.114       | 0.151  | 0.082 | 0.085  | 0.039  | 0.037 | 0.257 | 0.182  | 0.155  | 0.263 |
| 发展中国家 | Percentile 80 | 13   | 7    | 7   | 0.121       | 0.032  | 0.151 | 0.082  | 0.061  | 0.065 | 0.316 | -0.058 | 0.250  | 0.400 |
| 发达国家  | Percentile 80 | 14   | 7    | 8.5 | 0.249       | 0.101  | 0.118 | 0.084  | 0.052  | 0.056 | 0.200 | -0.036 | 0.250  | 0.400 |
| 总体    | Percentile 80 | 13   | 7    | 7   | 0.145       | 0.041  | 0.145 | 0.083  | 0.058  | 0.061 | 0.280 | -0.048 | 0.250  | 0.400 |
| 发展中国家 | Percentile 20 | 7    | 3    | 3   | 0.015       | -0.086 | 0.042 | -0.049 | 0.011  | 0.022 | 0.038 | -0.310 | 0.000  | 0.000 |
| 发达国家  | Percentile 20 | 8    | 3    | 4   | 0.038       | -0.097 | 0.027 | -0.003 | 0.006  | 0.019 | 0.030 | -0.172 | 0.000  | 0.000 |
| 总体    | Percentile 20 | 8    | 3    | 3   | 0.020       | -0.087 | 0.036 | -0.032 | 0.009  | 0.021 | 0.035 | -0.269 | 0.000  | 0.000 |
| 发展中国家 | No. Obs.      | 268  | 293  | 288 | 293         | 288    | 293   | 288    | 293    | 288   | 377   | 377    | 377    | 419   |
| 发达国家  | No. Obs.      | 103  | 111  | 110 | 111         | 110    | 111   | 110    | 111    | 110   | 137   | 137    | 137    | 146   |
| 总体    | No. Obs.      | 371  | 404  | 398 | 404         | 398    | 404   | 398    | 404    | 398   | 514   | 514    | 514    | 565   |

总体而言，信贷 / GDP 比率在正缺口期间上升约 9 个百分点，在负缺口期间下降约 2 个百分点，工业化国家在正缺口期间表现出更强的深度，在负缺口期间表现出更强的韧性。与我们之前的预测相反，平均信贷增长在两个阶段都为正。因此，负缺口往往反映出 GDP 增长比信贷增长更具活力。极值之差平均为 15%和-18%，在发展中国家往往更大。在负期间观察到信贷逆转的可能性约为 22%，几乎是正期间的两倍。这些事实表明，信贷和 CYGAP 之间的联动程度可能没有那么强。这将在下一节中探讨。

### A. 整个信贷周期内信贷和 GDP 如何联动？

图 1 粗略地展示了信贷增长和 GDP 增长之间的联动关系。正如预期的那样，尽管二者具有正相关性且在统计上是显著的，但其值很小（0.32），在信贷负增长期间接近于零（0.09）。他们的直接联动是正向的，且主要受到 GDP 和信贷都扩张的年份驱动。比较第一象限和第二象限可以发现，信贷逆转与 GDP 增长率大幅下降相关。然而，在第二象限和第四象限中有大量的点。事实上，在经济活动扩张的年份中，约有四分之一（23.4%）的年份出现信贷负增长，而在经济活动收缩的年份中，约有一半（47.9%）出现信贷正增长（表 2）。

图 1 银行信贷和经济活动年增长率（%），1960-2017

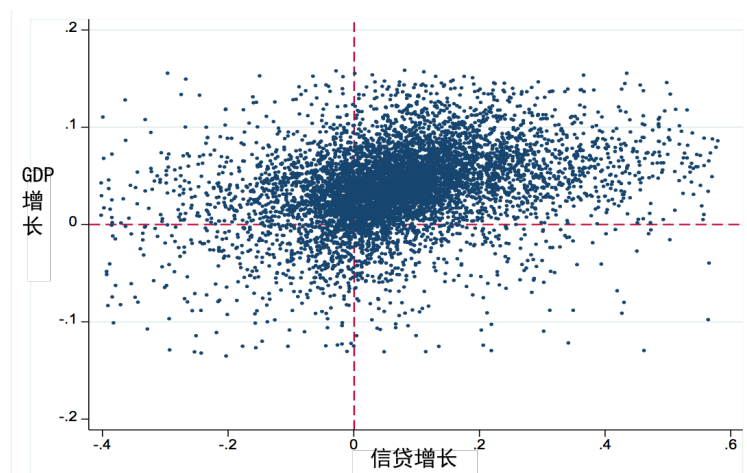


表 2 信贷增长和 GDP 增长的频率，1960-2017

|         | 信贷增长  |           |       |       |            |       |       |           |       |
|---------|-------|-----------|-------|-------|------------|-------|-------|-----------|-------|
|         | 负     | 全部样本<br>正 | 总体    | 负     | 发展中国家<br>正 | 总体    | 负     | 发达国家<br>正 | 总体    |
| GDP 负增长 |       |           |       |       |            |       |       |           |       |
| 观察到的变量数 | 557   | 513       | 1,070 | 456   | 401        | 857   | 101   | 112       | 213   |
| 横向百分比   | 52.06 | 47.94     | 100   | 53.21 | 46.79      | 100   | 47.42 | 52.58     | 100   |
| 纵向百分比   | 27.52 | 9.66      | 14.59 | 28.08 | 10.16      | 15.38 | 25.25 | 8.24      | 12.1  |
| GDP 正增长 |       |           |       |       |            |       |       |           |       |
| 观察到的变量数 | 1467  | 4,795     | 6,262 | 1168  | 3,547      | 4,715 | 299   | 1248      | 1547  |
| 横向百分比   | 23.43 | 76.57     | 100   | 24.77 | 75.23      | 100   | 19.33 | 80.67     | 100   |
| 纵向百分比   | 72.48 | 90.34     | 85.41 | 71.92 | 89.84      | 84.62 | 74.75 | 91.76     | 87.9  |
| 合计      |       |           |       |       |            |       |       |           |       |
| 观察到的变量数 | 2,024 | 5,308     | 7,332 | 1,624 | 3,948      | 5,572 | 400   | 1,360     | 1,760 |
| 横向百分比   | 27.61 | 72.39     | 100   | 29.15 | 70.85      | 100   | 22.73 | 77.27     | 100   |
| 纵向百分比   | 100   | 100       | 100   | 100   | 100        | 100   | 100   | 100       | 100   |

接下来，我们使用 Harding 和 Pagan（2002）提出的一致性指数评估信贷和 GDP 增长之间的直接联动关系。具体而言，在  $t=1, \dots, T$  期间，变量  $x$  和  $y$  的一致性指数定义为：

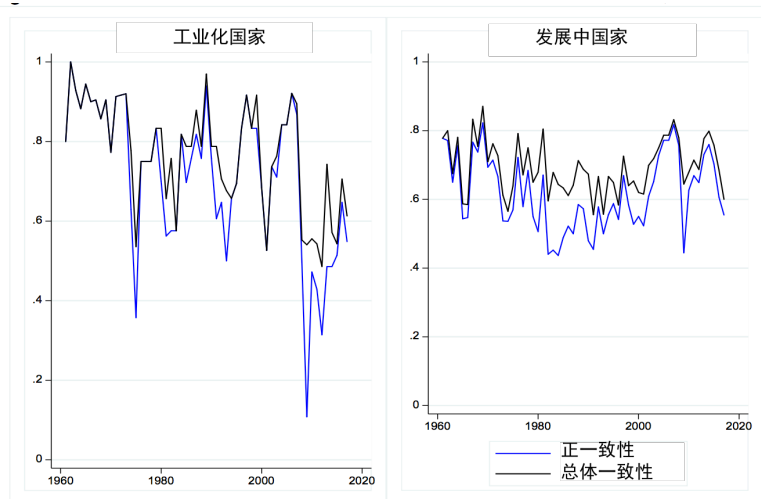
其中，

$I_x = \{1, \text{如果变量 } x \text{ 在 } t \text{ 时期正增长, 否则为 } 0\}$

$I_y = \{1, \text{如果变量 } y \text{ 在 } t \text{ 时期正增长, 否则为 } 0\}$

因此，该指数衡量两个变量变动方向相同的时间所占的比重。范围从 0（缺乏一致性）到 1（完美一致性），对于两个不相关的序列，它是 0.5。信贷增长与 GDP 增长之间的平均一致性指数是适中的（发展中国家为 0.68，工业化国家为 0.73），这与 Claessens、Kose 和 Terrones（2011）使用较小数据集报告的结果一致。此外，一致性几乎完全由正的联动周期驱动，总体一致性和正一致性之间的差距很小反映了这一点（图 2）。随着时间的推移，工业化国家的一致性略有下降，2008-09 年危机后的一致性急剧下降，可能反映出银行资产负债表中的信贷过剩和影子银行的快速发展。

图 2 信贷和 GDP 增长一致性的演变，1960-2017



最后，我们探讨了信贷增长和 GDP 增长在 CYGAP 条件下的行为（表 3）。虽然两个阶段的平均信贷增长都为正，但其波动性远远大于 GDP 增长，特别是在发展中国家。在 CYGAP 为正的阶段，信贷增长的平均速度比 GDP 增长快三到五倍。反之，在 CYGAP 为负的阶段，一年内的信贷可能出现戏剧性的收缩。

表 3 信贷 / GDP 周期的不同阶段信贷增长和 GDP 增长统计指标汇总，1960-2017

|       | 均值    |       | 中位数   |       | 10分位数  |        | 90分位数 |       | 观察到的变量数 |      |
|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|---------|------|
|       | 信贷    | GDP   | 信贷    | GDP   | 信贷     | GDP    | 信贷    | GDP   | 信贷      | GDP  |
| 发展中国家 |       |       |       |       |        |        |       |       |         |      |
| 负缺口   | 0.051 | 0.045 | 0.042 | 0.044 | -0.169 | -0.009 | 0.259 | 0.095 | 2997    | 2997 |
| 正缺口   | 0.143 | 0.037 | 0.093 | 0.039 | -0.051 | -0.021 | 0.340 | 0.091 | 2688    | 2688 |
| 发达国家  |       |       |       |       |        |        |       |       |         |      |
| 负缺口   | 0.050 | 0.040 | 0.048 | 0.037 | -0.051 | 0.005  | 0.147 | 0.084 | 937     | 937  |
| 正缺口   | 0.086 | 0.030 | 0.058 | 0.028 | -0.026 | -0.016 | 0.207 | 0.077 | 861     | 861  |
| 合计    |       |       |       |       |        |        |       |       |         |      |
| 负缺口   | 0.051 | 0.044 | 0.045 | 0.042 | -0.144 | -0.004 | 0.231 | 0.094 | 3934    | 3934 |
| 正缺口   | 0.129 | 0.035 | 0.083 | 0.036 | -0.043 | -0.020 | 0.309 | 0.089 | 3549    | 3549 |

### B.再探信贷 / GDP 的动态变化

在 CYGAP 周期中，正期间的形态是否与随后负期间的形态系统性相关？为了回答这个问题，我们将数据的时间维度压缩为一组独立的周期。目标变为评估正 CYGAP 期间的关键特征值是否与随后负期间的关键特征值相关。具体而言，我们感兴趣的是评估正缺口期间的缺口持续时间、振幅、信贷增速和 GDP 增速是否与随后的负缺口动态系统性相关。我们预计，在周期的正缺口阶段，更强劲、更持久的信贷动态将导致在负缺口阶段，信贷减速更深、更持久。为此，我们以前一正缺口期间的相应特征作为解释变量，对负缺口期间的选定特征值进行了一系列二元回归。

结果支持我们的预测（表 4）。更大、更持久的正 CYGAP 缺口会导致更深、更长的负缺口，并降低负缺口期间信贷和 GDP 增长。类似地，正缺口期间信贷



/ GDP 之比的更大幅度增长导致信贷 / GDP 之比的后续大幅下降。有趣的是，随后的信贷增长和 GDP 增长没有系统的联系，这表明这两个变量在负期间往往朝相反的方向移动。最后，与预期相反，正缺口期间更具活力的信贷增长和 GDP 增长往往会在负缺口时期对其后续动态产生抑制作用。

表 4 信贷 / GDP 比率周期性参数的二元 OLS 回归，1960-2017

|                        | 信贷 / GDP 缺口负期间       |                      |                      |                      | 信贷<br>年增长            | GDP<br>年增长          |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|                        | 最小缺口                 | 期限                   | 信贷 / GDP<br>变化       | 信贷 / GDP<br>变化       |                      |                     |
| 信贷 / GDP 缺口正期间<br>最大缺口 | -0.161***<br>[0.028] | 1.449***<br>[0.251]  | -0.010<br>[0.011]    | -0.009***<br>[0.003] | -0.030***<br>[0.010] | 0.006<br>[0.005]    |
| 期限                     | -0.002<br>[0.004]    | 0.329***<br>[0.039]  | -0.004**<br>[0.002]  | -0.001<br>[0.000]    | 0.000<br>[0.002]     | -0.001<br>[0.001]   |
| 信贷 / GDP 变化            | 0.198*<br>[0.103]    | 1.492<br>[1.022]     | -0.215***<br>[0.043] | -0.089***<br>[0.011] | 0.057<br>[0.040]     | -0.004<br>[0.022]   |
| 信贷年增长                  | 0.562*<br>[0.302]    | -7.987***<br>[2.656] | -0.551***<br>[0.112] | -0.292***<br>[0.027] | 0.075<br>[0.105]     | 0.045<br>[0.058]    |
| GDP 年增长                | -0.045<br>[0.048]    | -0.865**<br>[0.408]  | 0.034*<br>[0.017]    | -0.003<br>[0.004]    | -0.026<br>[0.016]    | 0.047***<br>[0.009] |
|                        | 0.400**<br>[0.202]   | -3.023*<br>[1.772]   | 0.104<br>[0.076]     | 0.031*<br>[0.019]    | 0.158**<br>[0.070]   | 0.090**<br>[0.038]  |

注：该表展示了信贷 / GDP 周期负期间（列中变量）的关键参数对此前该周期的正阶段（行中变量）相应参数做二元 OLS 回归的结果。回归包括一个常数（未报告）。

### 5、信贷逆转、银行危机和 CYGAP

现在，我们研究信贷逆转和银行危机之间的关系，方法是估算当其中一个事件发生时，另一个事件在此前后几年发生的可能性。首先，我们构建了一个以银行危机发生为中心的窗口，并计算五年前和五年后观察到信贷逆转的概率。然后，我们构建了一个以信贷逆转发生为中心的窗口，并进行对称分析。

结果表明，银行危机后更可能发生信贷逆转（图 3）。例如，对于工业化国家来说，在已经发生银行危机的情况下，观察到信贷逆转的可能性从 8% 增加到 35%。对于发展中国家来说，相应的概率从 15% 增加到 25%。相反，在这两组国家中，银行危机往往先于信贷逆转，而在信贷逆转后，银行危机发生的可能性下降（图 4）。有趣的是，在导致信贷逆转的年份，银行危机的可能性往往会增加，这表明前者可能反映了银行抑制过度信贷风险累积的防御机制。

图 3 银行危机前后出现信贷逆转的概率，1960-2017

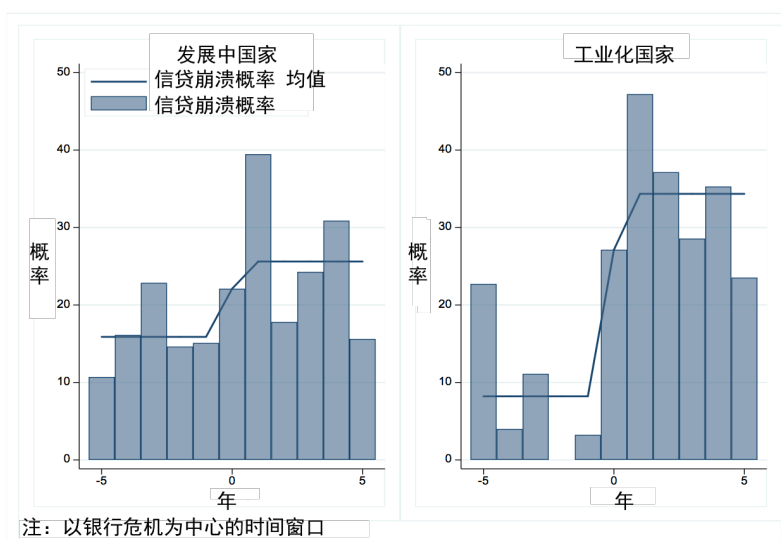
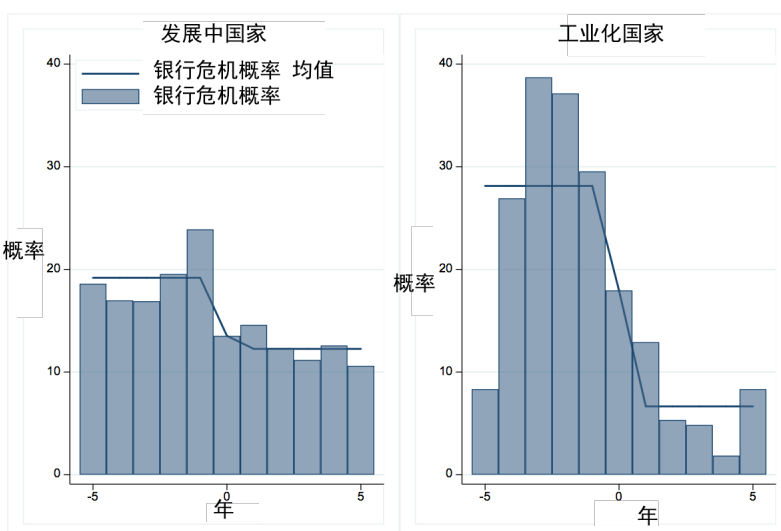


图 4 信贷逆转前后出现银行危机的概率，1960-2017



接下来，我们研究 CYGAP 周期各阶段内发生银行危机和信贷逆转的可能性。首先，我们比较了在 CYGAP 周期的正负期间内，银行危机和信贷逆转的无条件概率及条件概率（表 5）。根据 Reinhart 和 Rogoff（2013）的研究结果，银行危机发生在工业化国家和发展中国家的可能性似乎相同（大约每八年一次）。信贷逆转相对更为频繁，特别是在发展中国家（大约每五年发生一次）。从条件概率来看，当 CYGAP 为正值时，银行业危机更有可能发生，这一结果主要由工业化国家子样本驱动。这一事实与“危机是信贷繁荣走向崩溃”的观点一致（Schularick 和 Taylor，2012）。相比之下，在负缺口期间发生信贷逆转的可能性要高出两倍，发展中国家和工业化国家之间的差异并不显著。

表 5 银行危机和信贷逆转的条件概率，1960-2017

|       | 危机和逆转次数 |      | 观察到的变量数 |      | 概率    |       |
|-------|---------|------|---------|------|-------|-------|
|       | 银行危机    | 信贷逆转 | 银行危机    | 信贷逆转 | 银行危机  | 信贷逆转  |
| 发展中国家 |         |      |         |      |       |       |
| 合计    | 288     | 1184 | 2216    | 5824 | 0.130 | 0.203 |
| 正缺口   | 152     | 342  | 1060    | 2763 | 0.143 | 0.124 |
| 负缺口   | 136     | 842  | 1156    | 3061 | 0.118 | 0.275 |
| 工业化国家 |         |      |         |      |       |       |
| 合计    | 132     | 305  | 970     | 1836 | 0.136 | 0.166 |
| 正缺口   | 90      | 94   | 448     | 880  | 0.201 | 0.107 |
| 负缺口   | 42      | 211  | 522     | 956  | 0.080 | 0.221 |
| 样本总体  |         |      |         |      |       |       |
| 合计    | 420     | 1489 | 3186    | 7660 | 0.132 | 0.194 |
| 正缺口   | 242     | 436  | 1508    | 3643 | 0.160 | 0.120 |
| 负缺口   | 178     | 1053 | 1678    | 4017 | 0.106 | 0.262 |

在 CYGAP 周期内，银行危机和信贷逆转的发生率是多少？《巴塞尔银行逆周期资本缓冲条例》提倡使用 CYGAP 作为实施的参考指标。这一政策基于这样一种观点，即银行危机往往发生在 CYGAP 周期正期间的相对较晚阶段，即信贷快速增长时期之后。为了检验这一观点，我们使用一个以 CYGAP 由正转负年份为中心的十年窗口，跟踪周期内银行危机和信贷逆转的年概率演变。令人惊讶的是，在整个参考窗口内，发展中国家每年发生银行危机的概率持平（图 5）。与此形成鲜明对比的是，在工业化国家，危机发生的可能性 CYGAP 周期的早期达到峰值（比 CYGAP 由正转负的年份早了四年）。这些结果表明，CYGAP 可能为银行资本缓冲建立提供的准备时间并不充足，从而引发了对其作为逆周期资本缓冲触发器参考因子的充分性的质疑。与之相反，周期内信贷逆转的可能性遵循不同的模式（图 6）。它在 CYGAP 周期的正期间的早期触底，随后单调增加，当 CYGAP 转负时达到峰值。

图 5 银行危机的条件概率，1960-2017

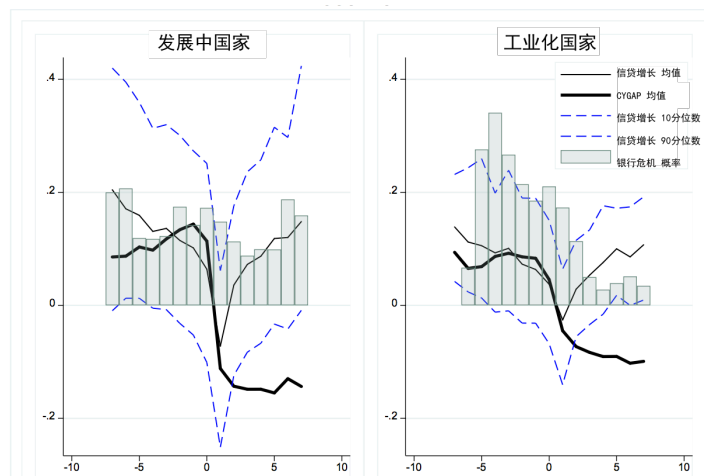
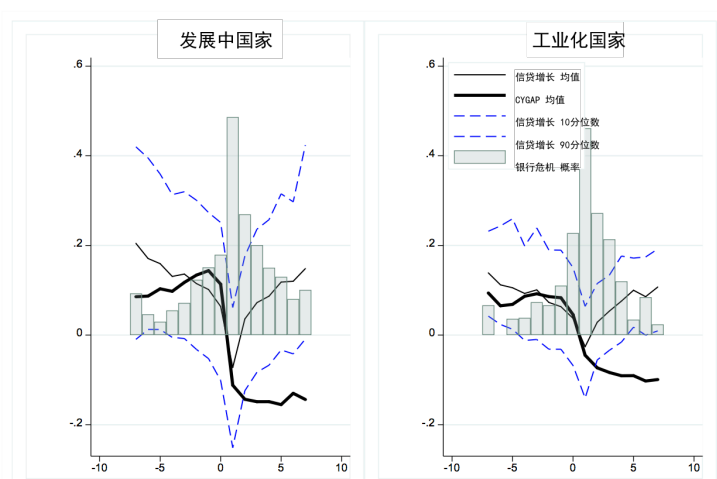


图 6 信贷逆转的条件概率，1960-2017



信贷逆转和银行危机对 CYGAP 周期的形态有什么影响？为了回答这个问题，我们将数据分为两组：有危机或逆转的周期与无危机和逆转的周期，后者用作对照。然后，我们使用前述指标比较了两组数据在 CYGAP 负期间的特征。为了便于比较，我们将周期性特征对一组虚拟变量做 OLS 回归，对于有危机或逆转的周期，虚拟变量值为 1。和以前一样，我们还使用交互哑变量将样本分为工业化国家和发展中国家。诚然，这些回归并没有建立因果关系，只是为了促进周期期间的比较。

毫不奇怪，有危机的周期在负缺口阶段表现出更大的信贷增长崩溃，并且比对照组的周期更长、更深和更广（表 6，面板 A）。在各个国家组中，工业化国家和发展中国家之间的差异在统计上并不显著，但振幅和范围除外，这表明发展中国家的崩溃更为严重。从经济角度来看，结果也很重要。例如，有银行危机的信贷周期的负期间平均比对照组长 1.7 年，信贷 / GDP 比率下降 5 个百分点。

逆转的结果也是相似的，但与危机的结果相比，与对照组的差异不太显著，——除了信贷增长收缩几乎高出两倍（表 6，面板 B）。此外，与逆转相关的信贷 / GDP 比率变化在规模上与危机的结果相关。因此，就对信贷可获得性的影响而言，信贷逆转似乎比危机更具约束性，这就对其在经济活动中的相对成本提出了质疑。在各个国家组中，值得注意的是，工业化国家的负阶段持续时间更长，而其幅度和范围与对照组的差异较小。总的来说，这表明工业化国家的信贷逆转对信贷动态的影响不那么严重，但更持久。

作为补充实验，我们使用周期内逆转或危机的频率作为其强度的代理，并用其替代回归中的哑变量，重新进行回归（表 6，面板 C 和 D）。显然，银行危机发生率较高的周期的负阶段往往比没有危机的周期更长、更广。在有银行

危机的周期中，信贷增长也大幅放缓，导致信贷 / GDP 比率降低。逆转还与信贷 / GDP 比率相对于其控制组的更深、更快和更广泛下降密切相关，令人惊讶的是，信贷和信贷 / GDP 比率相对于控制组的收缩也比银行危机相关的相应结果更为严重。

表 6 选定信贷周期特征对银行危机和信贷逆转发生与否做 OLS 回归，1960-2017

|   | [1]                           | [2]   | [3]   | [4]  | [5]                   | [6]                             |
|---|-------------------------------|---|---|--|-----------------------|---------------------------------|
|   | Duration of<br>Negative Phase | Change of<br>Credit to GDP in<br>Negative Phase | Speed of<br>Change in Credit<br>to GDP Ratio in<br>Negative Phase | Yearly Credit<br>Growth in<br>Negative Phase | Amplitude of<br>Cycle | Minimum<br>Credit to<br>GDP Gap |
| <b>A. Explanatory: Dummy Banking Crises</b>       |                               |   |   |  |                       |                                 |
| Cycles with Banking Crises                        | 1.745***<br>[0.284]           | -0.050***<br>[0.013]                            | -0.015***<br>[0.004]  | -0.031**<br>[0.014]                          | -0.204***<br>[0.055]  | -0.080**<br>[0.034]             |
| Cycles with Banking Crises x Industrial           | 0.160<br>[0.460]              | 0.017<br>[0.021]                                | 0.005<br>[0.007]  | 0.039*<br>[0.023]                            | 0.221**<br>[0.089]    | 0.110**<br>[0.056]              |
| Constant  | 3.435***<br>[0.087]           | -0.012***<br>[0.004]                            | -0.008***<br>[0.001]  | 0.011**<br>[0.004]                           | -0.278***<br>[0.016]  | -0.135***<br>[0.010]            |
| Observations                                      | 938                           | 938   | 938   | 938  | 1046                  | 1046                            |
| R-squared   | 0.059                         | 0.018   | 0.015   | 0.005  | 0.013                 | 0.006                           |
| <b>B. Explanatory: Dummy Credit Reversals</b>     |                               |   |   |  |                       |                                 |
| Cycles with Credit Reversals                      | 1.053***<br>[0.178]           | -0.042***<br>[0.008]                            | -0.008***<br>[0.003]  | -0.056***<br>[0.009]                         | -0.156***<br>[0.032]  | -0.058***<br>[0.020]            |
| Cycles with Credit Reversals x Industrial         | 1.007***<br>[0.248]           | -0.014<br>[0.011]                               | -0.006<br>[0.004]   | 0.030**<br>[0.012]                           | 0.112**<br>[0.047]    | 0.056*<br>[0.030]               |
| Constant  | 2.833***<br>[0.142]           | 0.012*<br>[0.006]                               | -0.004*<br>[0.002]  | 0.043***<br>[0.007]                          | -0.210***<br>[0.024]  | -0.111***<br>[0.015]            |
| Observations                                      | 938                           | 938   | 938   | 938  | 1,046                 | 1,046                           |
| R-squared   | 0.069                         | 0.035   | 0.015   | 0.043  | 0.024                 | 0.009                           |
| <b>C. Explanatory: Frequency Banking Crises</b>   |                               |   |   |  |                       |                                 |
| Frequency of Banking Crisis in Cycle              | 1.095*<br>[0.586]             | -0.049<br>[0.033]                               | -0.023**<br>[0.011]   | -0.069***<br>[0.023]                         | -0.402***<br>[0.054]  | -0.161***<br>[0.028]            |
| Freq. Banking Crisis x Industrial                 | 0.947<br>[1.126]              | -0.047<br>[0.063]                               | 0.003<br>[0.022]  | 0.085*<br>[0.044]                            | 0.424***<br>[0.106]   | 0.176***<br>[0.055]             |
| Constant  | 3.645***<br>[0.139]           | -0.023***<br>[0.008]                            | -0.013***<br>[0.003]  | 0.006<br>[0.005]                             | -0.236***<br>[0.012]  | -0.097***<br>[0.015]            |
| Observations                                      | 455                           | 455   | 455   | 455  | 522                   | 522                             |
| R-squared   | 0.015                         | 0.01  | 0.011   | 0.021  | 0.097                 | 0.061                           |
| <b>D. Explanatory: Frequency Credit Reversals</b> |                               |   |   |  |                       |                                 |
| Frequency of Credit Reversal in Cycle             | -0.013<br>[0.496]             | -0.157***<br>[0.021]                            | -0.037***<br>[0.007]  | -0.216***<br>[0.023]                         | -0.281***<br>[0.088]  | -0.099*<br>[0.055]              |
| Freq. Credit Reversal x Industrial                | 2.736***<br>[0.837]           | -0.206***<br>[0.036]                            | -0.043***<br>[0.012]  | 0.085**<br>[0.039]                           | 0.292*<br>[0.156]     | 0.158<br>[0.098]                |
| Constant  | 3.589***<br>[0.122]           | 0.019***<br>[0.005]                             | -0.002<br>[0.002]   | 0.047***<br>[0.006]                          | -0.253***<br>[0.021]  | -0.127***<br>[0.013]            |
| Observations                                      | 938                           | 938   | 938   | 938  | 1,046                 | 1,046                           |
| R-squared   | 0.012                         | 0.119   | 0.053   | 0.085  | 0.011                 | 0.004                           |

Standard errors in brackets

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

除统计显著性外，几乎所有估计系数都有经济意义。为了说明情况，我们计算了逆转 / 危机概率增加一个标准差对负期间周期性特征的影响（表 7）。例如，银行危机的频率增加 16 个百分点（一个标准偏差），在 CYGAP 负期间会导致发展中国家信贷 / GDP 比率下降 0.5 个百分点（相对于其对照组），发达国家信贷 / GDP 比率下降 0.9 个百分点。同样的冲击将导致发展中国家 CYGAP 负阶段的持续时间增加约四个月（0.328 年），工业化国家增加两个月。令人惊讶的是，对于大多数变量，信贷逆转的影响超过了银行危机的影响。这表明，信贷逆转对经济活动有很大影响。我们将在下一节中进一步探讨。

表 7 银行危机和信贷逆转频率上升对选定信贷周期特征的影响，1960-2017

|                       | 负期间持续时间 | 负期间信贷/GDP变化 | 负期间信贷/GDP变化速度 | 负期间信贷年增速 | 负期间GDP年增速 | 周期振幅   | 信贷/GDP缺口最小值 |
|-----------------------|---------|-------------|---------------|----------|-----------|--------|-------------|
| 银行危机<br>发展中国家<br>回归系数 | 1.095   | -0.049      | -0.023        | -0.069   | -0.00     | -0.402 | -0.161      |
| 银行危机标准差<br>估计影响       | 0.157   | 0.157       | 0.157         | 0.157    | 0.157     | 0.157  | 0.157       |
|                       | 0.171   | -0.008      | -0.004        | -0.011   | 0.000     | -0.063 | -0.025      |
| 银行危机<br>工业化国家<br>回归系数 | 2.042   | -0.089      | -0.020        | 0.016    | -0.020    | 0.022  | 0.015       |
| 银行危机标准差<br>估计影响       | 0.161   | 0.161       | 0.161         | 0.161    | 0.161     | 0.161  | 0.161       |
|                       | 0.328   | -0.014      | -0.003        | 0.003    | -0.003    | 0.004  | 0.002       |
| 信贷逆转<br>发展中国家<br>回归系数 | -0.013  | -0.157      | -0.037        | -0.216   | -0.018    | -0.281 | -0.099      |
| 信贷逆转标准差<br>估计影响       | 0.190   | 0.190       | 0.190         | 0.190    | 0.190     | 0.190  | 0.190       |
|                       | -0.002  | -0.030      | -0.007        | -0.041   | -0.003    | -0.053 | -0.019      |
| 信贷逆转<br>工业化国家<br>回归系数 | 2.717   | -0.357      | -0.037        | -0.136   | -0.018    | 0.009  | 0.051       |
| 信贷逆转标准差<br>估计影响       | 0.187   | 0.187       | 0.187         | 0.187    | 0.187     | 0.187  | 0.187       |
|                       | 0.509   | -0.067      | -0.007        | -0.025   | -0.003    | 0.002  | 0.010       |

## 6、信贷逆转和银行危机的经济成本

为了提供逆转和危机成本的一级近似值，我们继续使用此前基于 CYGAP 周期的集合，并将数据分为两组，区分有逆转或危机的周期和无逆转和危机的周期，后者为控制变量。和之前一样，我们建立了一个十年窗口，以 CYGAP 转负的年份为中心。利用这一参考窗口，我们计算每一组的平均产出缺口和平均 GDP 增长，从而来跟踪周期内经济活动的演变。

我们的重点是估算信贷逆转的经济成本。大量文献关注银行危机的经济成本。纵观文献，银行危机的估计成本似乎很大，分散程度较广（表 8）。不幸的是，对危机定义的不同、时期的差异，以及采用方法和样本覆盖的差别降低了结果的可比性。在许多情况下，由于使用相对较小的样本（通常少于 21 个国家），结果的有效性也受到限制。

表 8 银行危机的估计成本（研究结果汇总），1960-2017

| 论文                         | 样本                 | 估计成本（占 GDP 的百分比）    | 平均持续时间（年） | 工业化国家和发展中国家的差异性 | 评论   |
|----------------------------|--------------------|---------------------|-----------|-----------------|--|
| Caprio-Klingebiel (1996)   | 67 个国家 (1976-1996) | 中位数: 10.0; 均值: 13.5 | 未研究       | 未研究             | 使用直接影响的替代指标（即银行重组成本、资本重组成本、存款偿还和其他）对各个国家的成本进行估算。 |
| Reinhart and Rogoff (2009) | 18 个国家; 1899-2007  | 9.3                 | 1.9 年     | 未研究             |  |
| Bordo 等(2001)              | 21 个国家,            | 6.2-7.0             | 3.1 年     | 对工业化国家          |  |

|   |                         |                                      |                             |                                   |  |
|---|-------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|-----------------------------------|--|
|   | 1973-1997               |                                      |                             | 影响更大                              |  |
| Schularick and Taylor (2012)              | 14 个国家, 1870-2008       | 4.1-7.9                              | 5 年                         | 未研究                               |  |
| Jorda, Schularick, and Taylor (2013)      | 14 个国家, 1870-2008       | 4.0                                  | 4 年                         | 未研究                               | 比较了由银行危机和无银行危机的衰退                      |
| Cerra and Saxena (2008)                   | 190 个国家, 1960-2001      | 7.5                                  | 10 年                        | 高收入国家的影响更大、更持久                    |  |
| Laeven and Valencia (2018)                | 160 个国家, 1970-2017      | 工业化国家, 35; 中低收入国家, 13.8              | 8 年以上                       | 工业化国家的产出损失更大、更持久, 中低收入国家成本分布十分不对称 |  |
| Claessens, Kose and Terrones (2008, 2010) | 21 个 OECD 国家, 1960-2007 | 中位数: 2.2; 均值: 9.4- 21.9              | 中位数: 1.2 年; 均值: 1.5- 1.7 年  | 未研究                               |  |
| Hoggart, Reis, and Saporta (2002)         | 47 个国家, 1977-1998       | 工业化国家: 13.2-20.7; 中低收入国家: 13.9- 15.0 | 工业化国家: 4.1 年; 中低收入国家: 3.3 年 | 工业化国家的产出损失大于新兴市场国家                |  |
| Romer and Romer (2017)                    | 24 个 OECD 国家, 1967-201  | 4~6                                  | 3.5-5 年                     | 未研究                               | 各国的估计成本差异很大。排除少数异常值对平均估计成本有很大影响。       |
| <b>信贷崩溃的经济影响</b>                          |                         |                                      |                             |                                   |  |
| Claessens, Kose and Terrones (2008, 2010) | 21 个 OECD 国家, 1960-2007 | 中位数: 2.5-2.9; 均值: 6.9-10.5           | 2.5 年                       | 未研究                               | 研究信贷逆转对经济衰退程度的影响。信贷逆转被定义为信贷收缩在分布的前四分位。 |

我们试图将相同的方法应用于信贷逆转和银行危机的估计，从而控制方法上的差异。因此，虽然我们的论文估算了平均成本，但在解释的重点放在逆转和危机的相对成本上，我们认为这对潜在的方法缺陷（如内生性和遗漏变量偏差）更为稳健。

图 7 绘制了有银行危机和无银行危机的两个周期中，产出缺口和 GDP 增长的相对动态。显然，产出缺口是 GDP 相对于 HP 滤波趋势的（对数）偏差百分比，显示了银行危机周期中更大的波动。工业化国家和发展中国家的模式在质量上是相似的，尽管后者似乎很快缩小了差距。至于 GDP 增长，银行危机的一系列周期在窗口期的早期表现超过了其控制组，但随后表现出大幅下降的速度，而且这种差异仍然存在，特别是在工业国家。这一结果与报告工业国家银行危

机经济成本较高的几篇论文一致（例如，Bordo 等人，2001 年；Cerra 和 Saxena，2008 年；Laeven 和 Valencia，2018 年）。图 8 给出了信用撤销案例的平行比较。GDP 增长差异的大小与银行业危机的情况相当，但在发展中国家似乎更持久。

图 7 有 / 无银行危机条件下的 GDP 动态，1960-2017

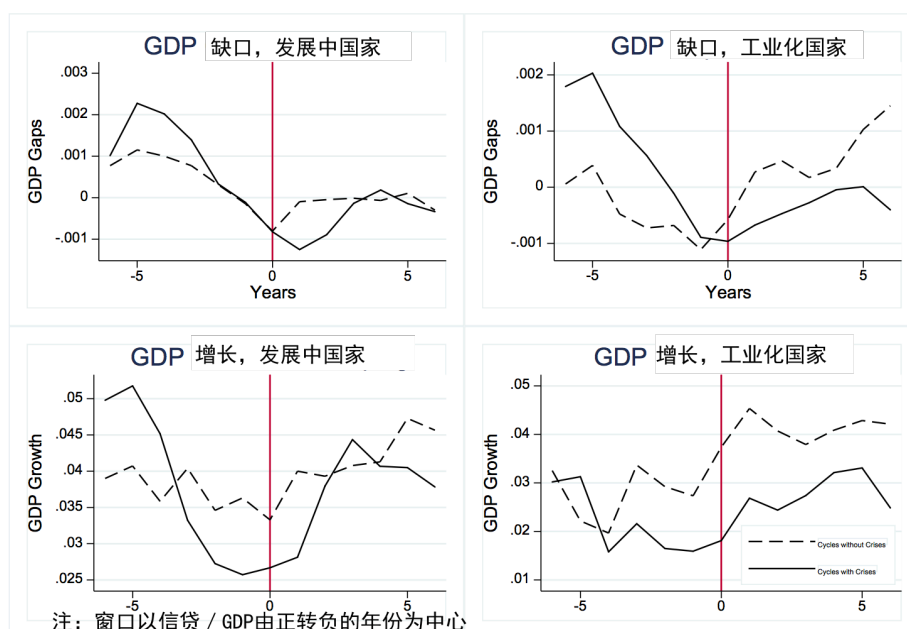
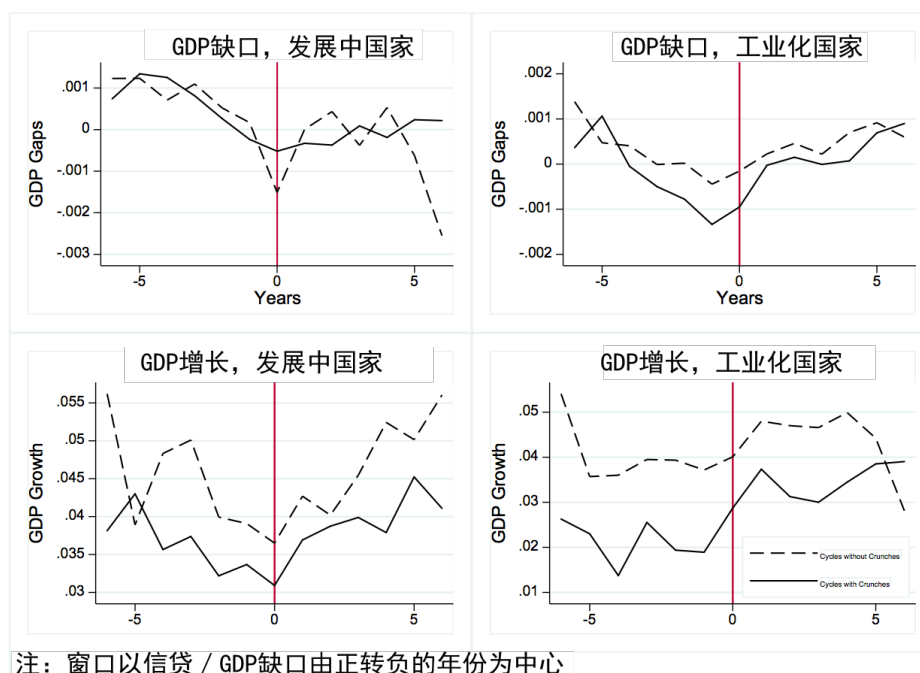


图 8 有 / 无信贷逆转条件下的 GDP 动态，1960-2017



利用这些结果，我们对银行危机和信贷逆转的成本进行了估算。要做到这一点，我们要在 CYGAP 转为负值后累积长达六年的 GDP 增长，并计算有危机和无危机周期之间的差异。起始点由产出缺口差异接近零这一事实决定。然而，我们承认这一选择是相当武断的（通过观察整个周期的相对经济表现，我们试



图在下文中解释这一点)。更重要的是,该方法假设危机和逆转是经济表现的外生因素,正如前面所讨论的,这是不可能的。在更合理的假设下,如果逆转/危机的可能性是内生的,并且与经济活动的速度成反比,则此处给出的逆转/危机的估计成本可能偏高和偏保守。

结果(表9)表明,就放弃的经济活动而言,银行危机具有巨大而持久的成本,这与 Cerra 和 Saxena (2008) 的观点一致。然而,在发展中国家,成本的中位数远远小于平均值(事实上接近于零),这表明平均值受到少量产出损失非常大的案例影响。换句话说,分布的正偏度表明,大多数发展中国家在银行危机后往往会迅速反弹。相比之下,工业化国家的估计成本更大,在负缺口开始七年后,按放弃的产出计算,大约为 11 个百分点。

表9 银行危机和信贷逆转的成本(以累积 GDP 增长差异计算), 1960-2017

|              | 银行危机    |         | 信贷逆转    |         |
|--------------|---------|---------|---------|---------|
|              | 均值      | 中位数     | 均值      | 中位数     |
| <b>发展中国家</b> |         |         |         |         |
| Year 0       | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  |
| Year 1       | -0.0189 | -0.0085 | -0.0018 | -0.0094 |
| Year 2       | -0.0224 | -0.0069 | -0.0143 | -0.0221 |
| Year 3       | -0.0194 | -0.0001 | -0.0241 | -0.0443 |
| Year 4       | -0.0018 | 0.0173  | -0.0332 | -0.0612 |
| Year 5       | -0.0176 | 0.0097  | -0.0590 | -0.0982 |
| Year 6       | -0.0503 | 0.0023  | -0.0547 | -0.1072 |
| <b>工业化国家</b> |         |         |         |         |
| Year 0       | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  |
| Year 1       | -0.0167 | -0.0132 | -0.0181 | -0.0113 |
| Year 2       | -0.0395 | -0.0343 | -0.0293 | -0.0262 |
| Year 3       | -0.0650 | -0.0553 | -0.0392 | -0.0417 |
| Year 4       | -0.0776 | -0.0725 | -0.0639 | -0.0615 |
| Year 5       | -0.0897 | -0.0869 | -0.0876 | -0.0816 |
| Year 6       | -0.1010 | -0.1057 | -0.0984 | -0.0953 |

与之前的研究结果一致,信贷逆转的成本也是持久的,且就规模而言与银行危机的成本相当。必须强调的是,我们采用同样的方法来估算危机和逆转的成本。因此,若参考窗口适用于这两种类型的事件,则它们的相对数量级应作为一个稳健的指标,但情况未必如此。此外,正如前面所讨论的,危机和逆转往往会同时发生,因此它们的成本可能会纠缠在一起。为了说明这一点,我们采用第二种方法,计算两组面板回归:

(1)

以及

(2)

其中代表 GDP 年度增长；BC 是一个虚拟变量，对于包含银行危机的信贷 / GDP 周期，BC 等于 1，否则等于零；CC 是一个虚拟变量，对于包含信贷逆转的信贷 / GDP 周期，CC 等于 1，否则等于零；PBC 是信贷 / GDP 周期中发生银行危机的年份频率；PCC 是指在信贷 / GDP 周期中发生信贷逆转的年份频率。脚标 i 和 t 分别表示国家和时间。值得强调的是，解释变量在周期内不会变化。因此，（1）的回归系数捕捉了有危机和逆转的周期与无危机和逆转的周期之间，平均 GDP 增长的差异。回归（2）中的频率系数提供了银行危机和信贷逆转对经济活动影响的信息。我们期望所有的系数都是负的。

方程（1）的结果表明，银行危机和信贷逆转对经济活动都有负面影响，特别是工业化国家（表 10）。对于银行危机而言，在整个期间，GDP 增速每年下降 1.3%（与对照组相比）。由于周期持续约十年，累积 GDP 差异约为 14 个百分点（ $=1.013^{10}-1$ ），与我们之前的计算基本一致，因为后者仅基于周期负阶段的差异。事实上，使用负增长阶段的五年平均持续时间计算，GDP 增长的隐含累计下降约为 7 个百分点（ $=1.013^{10}-1$ ），与此前结果大致相同。比较而言，Hoggart、Reis 和 Saporta（2002）获得的较低范围估计值，似乎略小于 Laeven 和 Valencia（2018）报告的平均值。

表 10 GDP 增长对银行危机和信贷逆转做固定效应回归，1960-2017

|                       | [1]                  | [2]                 | [3]                 | [4]                  |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                       | 全部样本                 | 全部样本                | 发展中国家               | 工业化国家                |
| 有银行危机的周期虚拟变量 (DBC)    | -0.013**<br>[0.005]  | -0.013*<br>[0.007]  | -0.012<br>[0.010]   | -0.013***<br>[0.004] |
| 有信贷逆转的周期虚拟变量 (DBC)    | -0.006***<br>[0.002] | -0.006**<br>[0.002] | -0.004<br>[0.003]   | -0.011**<br>[0.004]  |
| DBC x DCC             | 0.004<br>[0.006]     | 0.004<br>[0.008]    | 0.005<br>[0.011]    | 0.004<br>[0.005]     |
| Constant              | 0.045***<br>[0.002]  | 0.045***<br>[0.002] | 0.045***<br>[0.002] | 0.044***<br>[0.003]  |
| Observations          | 7205                 | 7205                | 5465                | 1740                 |
| R-squared             | 0.004                | 0.004               | 0.002               | 0.027                |
| Number of countries   | 177                  | 177                 | 139                 | 38                   |
| Sigma_u               | 0.020                | 0.020               | 0.020               | 0.018                |
| Sigma_e               | 0.059                | 0.059               | 0.065               | 0.039                |
| Rho                   | 0.103                | 0.103               | 0.091               | 0.171                |
| Average obs per group | 40.7                 | 40.7                | 39.3                | 45.8                 |
| Min obs per group     | 2                    | 2                   | 2                   | 15                   |
| Max obs per group     | 57                   | 57                  | 57                  | 57                   |
| Robust errors         | No                   | Yes                 | Yes                 | Yes                  |

Standard errors in brackets

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.0

从根本上说，这些结果表明，信贷逆转带来了巨大的经济成本，约为银行危机成本的一半。此外，由于逆转比危机更为频繁，随着时间的推移，它们的经济成本甚至更为巨大。考虑到逆转（大约每 7.6 年一次）和危机（大约每 5.1 年一次）的相对频率，随着时间的推移，逆转的总成本约为危机的三分之二（）。这些结果为宏观审慎政策提供强有力的支持——这些政策旨在防止银行信贷发生由供给驱动的紧缩。

我们现在转向回归（2），它给出了危机和逆转频率每增加一个百分点时，成本的敏感性信息（表 11）。结果是稳健的，与前面的讨论一致。为简洁起见，只需强调与银行危机和信贷逆转相关的系数的相似程度及其巨大的经济意义。例如，信贷逆转频率增加一个百分点，导致 GDP 增速每年下降约 1.9 个百分点。此外，工业化国家的损失更大，考虑到其更深层次的货币和资本市场以及企业有其他融资来源，这是令人惊讶的。

表 11 GDP 增长对银行危机和信贷逆转频率做固定效应回归，1960-2017

|                       | [1]                  | [2]                  | [3]                 | [4]                  |
|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                       | 全部样本                 | 全部样本                 | 发展中国家               | 工业化国家                |
| 周期中银行危机频率 (PBC) 1/    | -0.021***<br>[0.008] | -0.021*<br>[0.011]   | -0.021<br>[0.015]   | -0.028***<br>[0.009] |
| 周期中信贷逆转频率 (PBC) 1/    | -0.019***<br>[0.005] | -0.019***<br>[0.005] | -0.014**<br>[0.006] | -0.033**<br>[0.014]  |
| PBC x PCC             | 0.025<br>[0.031]     | 0.025<br>[0.037]     | 0.035<br>[0.054]    | 0.038<br>[0.039]     |
| Constant              | 0.044***<br>[0.001]  | 0.044***<br>[0.001]  | 0.045***<br>[0.001] | 0.041***<br>[0.002]  |
| Observations          | 7205                 | 7205                 | 5465                | 1740                 |
| R-squared             | 0.004                | 0.004                | 0.002               | 0.023                |
| Number of countries   | 177                  | 177                  | 139                 | 38                   |
| Sigma_u               | 0.020                | 0.020                | 0.020               | 0.017                |
| Sigma_e               | 0.059                | 0.059                | 0.065               | 0.039                |
| Rho                   | 0.103                | 0.103                | 0.091               | 0.162                |
| Average obs per group | 40.7                 | 40.7                 | 39.3                | 45.8                 |
| Min obs per group     | 2                    | 2                    | 2                   | 15                   |
| Max obs per group     | 57                   | 57                   | 57                  | 57                   |
| Robust errors         | No                   | Yes                  | Yes                 | Yes                  |

Standard errors in brackets

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.0

## 7、结论

关于系统性风险的时间维度的文献缺乏对其基本构成要素特征和度量的共识。信贷繁荣和信贷紧缩的操作性定义尚未得到广泛接受。因此，比较不同研究仍然很困难。在本文中，我们根据银行信贷总量和经济活动的相对行为，定义了信贷逆转。这个定义是干净和严格的。它排除了银行信贷供给收缩可能与信贷需求收缩同时发生的情况。

我们的方法基于事件研究。它使用信贷周期（通过信贷/GDP 比率与其 HP 滤波趋势的偏差来衡量）作为参考框架，以在时间维度上进行分解。虽然这一参考对于信贷和经济活动是内生的，但分析它们的相对动态仍然是有用的。我们承认，使用 HP 滤波调整的信贷/GDP 比率系列来衡量信贷周期有点随意。我们的选择旨在促进与其他论文的比较，并反映其在金融部门监督和宏观审慎政策（即逆周期资本缓冲）中的广泛使用。

该分析揭示了信贷逆转、银行危机和信贷周期之间的紧密联系，并为未来的研究开辟了途径。首先，关于信贷繁荣对随后发生金融危机的可能性所起的作用，有大量工作要做。类似的文献可以关注信贷逆转。本文给出的结果表明，信贷逆转可以降低发生金融危机的可能性，但未能建立因果关系。

其次，银行危机往往发生在信贷周期的正缺口阶段的早期这一事实，引出了一个问题：信贷/GDP 比率是否足以作为指导实施逆周期资本缓冲的指标。本文认为，信贷和 GDP 之间存在着相当松散的周期联系（基于 CYGAP 水平）。需要对其他指标进行进一步研究，以跟踪宏观金融风险的演变并确定宏观审慎政策。

最后，信贷逆转的经济成本似乎很大，约为银行危机的一半，考虑到其相对频率，高达三分之二。逆转和危机对经济活动的影响在工业化国家似乎比在发展中国家更大，部分反映了前者更深层次的银行和金融体系，但鉴于企业更广泛的融资来源，这也令人费解。此外，危机发生后，发展中国家经济活动的反弹速度往往快于工业化国家。这可能是由于在汇率贬值的抑制作用和外部需求的支持作用方面存在系统性差异（工业化国家的银行危机可能对全球经济活动产生更大的影响）。对这些假设的探索留待未来的研究。

由于可能的内生性或遗漏变量，这些结果并不意味着从逆转或危机到经济增长之间存在因果关系。假设在经济增长缓慢的情况下，更可能发生逆转或危机，保守情况下，估计的成本可能会偏高。

---

本文原题为“Credit Reversals”。本文于 2021 年 8 月刊于 IMF 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---



上海金融与发展实验室  
SHANGHAI INSTITUTE FOR FINANCE & DEVELOPMENT