



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

2023年 / 总第268期

## 目 录

### 世界热点

#### 到 2050 年的未来全球增长情景预测 ..... 4

导读：基于对当前收入和滞后收入、人口特征、气候和教育之间关系的简单回归，我们为 2050 年的全球经济形态提供了不同预测情景。预测表明，随着全球收入继续趋同，高收入国家以及包括中国在内的许多中上收入国家的人均增长率将放缓。情景模拟表明，包括全球经济份额和在国际机构中的投票权在内的结果可能会有相当大的差异。

#### 与撒哈拉以南非洲国家签订贸易协议可确保关键矿产供应 ..... 22

导读：非洲增长与机会法案（AGOA）自 2000 年颁布以来，一直在为撒哈拉以南非洲国家的商品进口到美国提供免税待遇，然而，与自由贸易协定（FTA）不同，AGOA 并未要求这些国家以同样方式降低对美国商品的贸易壁垒。这一独特的特性激发了学者和政策制定者之间的辩论，因为在即将到期的 AGOA 再授权辩论中，有可能将其提升为 FTA，或者探索其他途径以推动关键矿产的供应，这对于美国清洁能源供应链至关重要。这篇文章讨论了这些挑战以及与之相关的政策选择，以解决美国在清洁能源和关键矿产供应方面的战略需求。最终，本文强调了通过国会辩论，为确保关键矿产供应而做出的权衡决策对于美国的能源安全 and 经济战略是至关重要的一步。

#### 为经济复苏偿债，欧盟代价几何？ ..... 26

导读：本文探讨了欧盟为其 NextGenerationEU（NGEU）计划中疫情恢复和绿色经济计划所借款项的利息和偿还成本。这些成本将主要取决于未来欧盟支付的利率走势。作者还讨论了欧盟是否有足够的收入来支付这些成本，提到了欧洲委员会在 2023 年提出的“自有资源”包，估计每年将为欧盟预算筹集约 365 亿欧元，主要来自欧盟排放交易系统、碳边境调整机制和公司利润的新统计自有资源。然而，作者指出，这一方案的实际可行性存在挑战。

#### 以色列的恐怖活动：经济后果取决于油价走势 ..... 31

导读：基尔世界经济研究所（Kiel Institute for the World Economy）所长莫里茨·舒拉里克（Moritz Schularick）就上周末以色列恐怖袭击事件可能带来的经济后果发表评论。

### 聚焦中国

#### 中国对数据流动的新规定可能预示着从安全向增长的转变 ..... 33

导读：2017 年生效的中国《网络安全法》要求在内地运营期间收集或提供“个人信息”或“重要数据”的“关键信息基础设施运营商”对转移到中国境外的数据进行安全评估。2021 年底，国家网信办根据《个人信息保护法》和《数据安全法》的要求，将“重要数据”和部分个人数据纳入“数据处理方”，这极大地扩大了受影响实体的范围。因为“重要数据”的定义以及公司是否会被指定为“关键信息基础设施运营商”等关键条款仍未解决，网信办推

迟了这些协议正式生效的最后期限，并正式建议撤销这一不可行的制度。本文认为，这是一个积极的政策信号，意味着中国在一个敏感领域撤销了一项重大的、不可行的安全规则。

## 城市化能在多大程度上缓解中国人口老龄化的负面影响 ..... 35

导读：由于生育率迅速下降和预期寿命延长，中国正在经历人口老龄化。这一人口结构转型带来了经济挑战，但这些挑战的强度取决于若干因素，其中人口从农村向城市地区的迁移至关重要。为了更清楚地了解城市化与人口老龄化的相互作用，我们调查了中国农村和城市地区劳动力的变化，研究表明，在 2035 年之前，整体劳动力将适度萎缩，其中只有农村地区的劳动力萎缩，而城市劳动力将继续增长。由于城市就业比农村就业更具生产力，人口变化和城市化对增长的综合影响将保持适度积极（每年 0.4%）。2035 年后，生育率下降将开始影响农村和城市地区的劳动年龄人口，特别是因为预计届时城市化进程将趋于平稳。在这种情况下，中国人口的减少将使每年的 GDP 增长减少 1.4%。然而，这些结果没有考虑到人口老龄化对劳动生产率的影响。中国快速迈向机器人化和人工智能等因素可能会通过提高生产力来帮助减轻负面影响，但目前还没有此迹象。

## 经济理论

## 主权债务违约成本：重组策略与金融中介 ..... 44

导读：主权债务重组与 GDP、投资、银行对私人部门的信贷和资本流动的增长下降有关。本文的实证研究结果表明，这些损失的强度取决于两个方面：重组是否先于违约（即先发制人式重组），以及该国对银行中介的依赖程度。违约后重组的结果要比在不拖欠债权人款项和不发生违约的情况下预先进行重组的结果要差。造成这种差异的主要原因是，在银行业规模相对较大的国家，违约后重组会产生特别不利的影响。

# 到 2050 年的未来全球增长情景预测

Charles Kenny & Zack Gehan / 文 申劭婧 / 编译

导读：基于对当前收入和滞后收入、人口特征、气候和教育之间关系的简单回归，我们为 2050 年的全球经济形态提供了不同预测情景。预测表明，随着全球收入继续趋同，高收入国家以及包括中国在内的许多中上收入国家的人均增长率将放缓。情景模拟表明，包括全球经济份额和在国际机构中的投票权在内的结果可能会有相当大的差异。编译如下：

如果大致准确的话，对全球经济未来形态的预测可以为从全球治理到商业扩张计划等领域的规划和政策讨论提供信息。最近人们特别关注的一个领域是气候变化，这催生了将碳排放和其影响模型也加入预测的新需求。

同时，这依赖于预测实际上是“大致准确的”，然而这并不容易，因为增长结果不稳定，由不可预测的冲击所驱动。短期（年度）专家预测似乎确实比随机的预测更有价值（可能部分是因为它们影响行为）。但随着预测期变长，信噪比似乎在下降。国际货币基金组织对 GDP 增长的五年预测仍然比简单假设过去几年的增长保持不变要准确得多，但其误差幅度约为简单线性预测的 84%，他们倾向于过高预测增长，并表现出无法预测衰退的倾向。

长期预测更不准确，而且有证据表明，预测经常偏离目标。但是，也有分析师声称，罗马俱乐部（Club of Rome）在 20 世纪 70 年代做出的长期预测相当不错。长期预测者的一些有限安慰是由增长率长期趋于均值回归的。

在给定不确定性的情况下，情景分析对于创建一系列看似合理的结果很有吸引力，部分原因是这样可以区分关于未来更确定的事和更可能未知的事情。政府间气候变化专门委员会（Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC）使用的共享社会经济路径（Shared Socio-economic Pathways, SSPs）或许是下个世纪全球变化最引人注目的预测的核心。

SSP 的叙述表明，生育率、移民率、死亡率、受教育率等各不相同。反复召开的专家会议根据这一叙述作出了一些预测。基于历史数据的额外假设用于生成每个叙述场景下物质资本存量增长率和全要素生产率的收敛水平。反过来，对这些变量的估计被用来生成对 2100 年世界各个地区的 GDP 和人均 GDP 的预测（讽刺的是，SSP 预测（尚未）具体说明气候变化对这些结果的影响）。

长期经济情景开发的历史早于 SSP：也许最著名的是壳牌公司进行的研究。他们的 1992 年情景研究产生了两种不同的未来：“新前线”情景中，自由化和全球化加速了贫穷国家经济增长，并导致国家间快速趋同；而“障碍”情景中，全球化逐渐展开。在“新前线”情景中，1990-2020 年间经合组织国家在全球国民生产总值（购买力平价）中的份额预计将从 54% 下降到 30%。而在“障碍”情景下，经合组织国家的人均全球国民生产总值（购买力平价）在该时间内从 12500 美元上升到 25000 美元，而其他国家则从 2500 美元上升到 5000 美元，即都翻了一倍。根据世界银行的不变数据和最近的购买力平价数据（2017 年），1990-2020 年期间，经合组织在购买力平价国民总收入中所占份额从 1995 年的 64% 下降到今天的 46%，而人均国民总收入在 1990-2020 年期间增长了 45%，非经合组织国家则在 1995-2020 年期间增长了 130%。尽管情景分析本身可以说是成功，但对经合组织成员国占全球 GDP 份额的积极预测结果略低于真实情景，而对非经合组织成员国人均 GNP 表现的负面预结果也低于现实。但经合组织的人均增长表现实际上比负面的“障碍”情景所想象的还要糟糕。

本文中，我们跟随壳牌情景团队和政府间气候变化专门委员会（IPCC）的脚步，接受增长结果的不确定性，但使用更简单的方法为世界经济制定潜在情景（在我们的案例中是到 2050 年）。我们开发了一个模型，根据收入、人口因素、教育和气候的历史数据来预测人均收入，然后使用预测输入值来创建出 2050 年收入的中性估计值。我们使用模型中的误差项

来预测 2050 年全球经济的不同形态，包括全球产出的分布、贫困率、能源使用和军费开支。我们希望对 SSP 情景和其他现有预测的合理性进行稳健性检查，并将其应用于一系列问题上，包括全球贫困动态和多边治理。

## 2 人均 GDP 的预测变量和排除因素

跨国增长回归的文献在某种程度上已经过时。谷歌 Ngram 表明，2016 年“J-Pal”在其语料库中已经超过了“Growth Regression”。但这些研究留下了一笔遗产，即至少在某些数据集、时期、变量组合和回归模型中与增长部分相关的数百个变量。

这些变量中的大多数都不适合进行预测，因为我们无法准确预测它们的未来的价值，但即使在不变的历史和地理特征之外，确实还有一些可预测的变量(或至少是广泛预测的)。在讨论我们模型实际包括在内的因素(人口、气候和教育等)之前，有必要讨论一些我们排除掉的相关因素和固定特征，以及我们这样做的原因。

尤里·达杜什 (URI Dadush) 和贝内特·斯坦西尔 (Bennett Stancil) 根据柯布-道格拉斯函数 (Cobb-Douglas function) 进行过经济预测，基于当前投资率，到 2050 年资本增长率将收敛于趋于 20% 的水平，我们同时测度了当前教育、基础设施和政策以设定“收敛条件指数”，还包括了美国人口普查局 (US Census Bureau) 的人口预测。Leimbach 和他的同事使用了一组大致相似的数据和方法来帮助他们的 SSP 预测，通过改变人口、技术增长和资本积累的预测变化来解释情景假设和固定效应。

我们采用了一个更简单的模型，因为这些方法迫使我们 TFP 增长和资本存量做出了一系列假设，而这些假设在很大程度上受到政策的影响。我们需要一个适合构建情景的模型，而不是将关于未来政策变化的假设嵌入到预测过程中。下面，我们将讨论一组良好的跨国、跨时间的可预测指标，并将其纳入我们的模型，但在此之前，有必要解释一下为什么我们的核心模型排除了“可预测”的历史因素。

增长回归经常包括法律渊源、民族语言分化、边界的定、定居者死亡率、殖民历史、独立日期和基因遗传等指标，通常是为了反映可能与低增长相关的缓慢变化的文化和体制特征。我们担心，这些变量即使通常与过去的增长相关，也可能至少在在一定程度上无法作为未来财富的预测指标，因为这一过程在较长时期内似乎是高度随机的。尽管如此，我们确实尝试了一个包含固定国家效应的核心回归版本作为一种稳健性检验。

### 2.1 包括的预测变量

排除这些因素后，我们只剩下一个基于过去收入、人口、气候和教育的模型。初始收入的纳入有助于解释收敛，而条件收敛（在存在控制变量的情况下，较富裕国家的增长较慢）是增长文献中最有力的结果之一。我们的初始模型还将所有其他国家的人均 GDP 的加权测量作为额外的收敛变量，因为先前的研究表明了邻近效应的重要性，但它最终并没有显著。

从人口统计学的角度来看，劳动年龄人口比例较低是人均国内生产总值水平较低的原因，因为总人口包括不工作的受抚养人和工人。但是，“人口红利”文献不仅通过劳动适龄人口的比例，还通过女性劳动力参与率，阐明了儿童抚养率下降与经济增长之间的更广泛联系。

老龄化导致的劳动年龄人口减少似乎也与增长效应有关。马埃斯塔斯等人认为，与美国劳动力增长下降相关的增长率下降，有三分之二是由于生产率增长放缓，而不是工人减少导致。潜在的机制包括劳动力老龄化与创新能力下降、储蓄减少和新企业创建减少等。还请注意，老龄化人口往往需要更多的服务，而这些服务的生产率增长较低。

由于许多属于统计中未来年龄组的人已经出生，人口统计趋势相对容易，可以准确预测几十年的时间。例如，在 1958 年，联合国人口预测机构预测 2000 年世界人口约为 630 万，而实际数字为 610 万，而这一数字在 1966 年被首次预测出来。正如我们所看到的那样，人口预测已广泛应用于现有的经济预测工作中。



我们将联合国人口预测中心对 2050 年的人口预测作为我们的总人口预测和人口份额数据。联合国对整个世界的概率估计表明，有 80% 的概率在 2050 年全世界约为 7 亿人，而 SSP 过程产生了一个预测区间，认为该年世界人口上下限数字差距高达 15 亿。当然存在一些不确定性，我们试图在稳健性部分解决这一问题。

尽管对教育的回报持怀疑态度，因为不存在一个可以保证学习和对学习进行有利、对社会有益的开发的制度环境，但成年人口的受教育年限一直是跨国增长回归的重要因子，最近的一些文献确实表明与教育和增长有关。此外，教育发展的趋势是可以合理预测的，部分原因是教育存量在很大程度上取决于已经发生的教育。而且随着时间的推移，各国入学人数的增长呈现出一种稳定的模式。

对于历史数据，我们使用 Barro 和 Lee 的成人（15-64 岁）平均受教育年限数据集。然而，他们的数据有很大的覆盖缺口，特别是包括尼日利亚和埃塞俄比亚在内的非洲国家。我们使用 Nardelli 等人的估计（在某些情况下，基于提供统计数据的其他研究，但在大多数情况下，基于与同一地区收入相似的教育模式的比较），以填补教育成就的数据缺口。注意，对于 2020 年的数据，我们在回归中使用了 2010 年和 2015 年可用数据的线性预测。

基于当前水平，我们对 2030-50 年人口平均受教育年限进行了简单预测。如下一节所述。针对教育和人口预测的稳健性，我们还使用了维特根斯坦人口统计学和全球人力资本中心（Wittgenstein Center for Demography and Global Human Capital）开发的预测作为 SSP 过程的一部分。

针对气候变化（特别是气温变化），关于气温影响的文献（通常控制降水）表明，由于气候变化的影响，2100 年全球 GDP 将下降 1%-3%，这与大多数综合评估模型一致。这些影响在贫穷国家和（相关的）农业中更突出，同时一些研究表明，如果没有气候变化，本世纪末全球 GDP 将比现在低 7% 到 23%。

也就是说，影响是集中的，因此在更悲观的模式下，据预测一些非洲国家由于气候变化的影响，2100 年的情况可能会比现在更糟。同样，Dang 及其同事的综述表明，“虽然在国家以下层面的分析中可以强烈地观察到全球变暖对贫困的影响，但基于国家层面的类似分析中，这种影响并不容易辨别”，这表明国家以下层面的分析可能会产生更多的异质性，但总体上也会产生更大的影响。（同样重要的是要注意到，气候变化将产生长期 GDP 趋势无法捕捉到的巨大影响，包括一些国家更大的收入波动和非市场效应等）。

将气候变化对增长的影响纳入预测仍然具有挑战性。气温数据显示出围绕某一趋势的高度可变性（在大多数关于气候对增长影响的研究中，正是这种趋势的变化驱动了对影响的估计），而预测气温则基于这一趋势。此外，我们正在不断超出历史预测的气温范围，使得过去的变化无法很好地指导未来的结果，而尾部事件的风险不断增加，可能导致巨大的经济影响，这使情况变得更加复杂。事实上，影响远远超出了气温范围，甚至更加剧烈。例如，气旋很难预测，但可能对某些国家产生重大影响。

建模和现有预测工作普遍认为，更大的影响将集中在 2050 年之后，也就是我们的预测期间以后，并且（特别是关于长期的）气温变化的范围显然受到政策选择的显著影响。同样，鉴于气候结果中存在相当大的国家内部的差异，国家水平不合作为变量。

考虑到所有这些，我们在回归和预测中使用了超过 13 摄氏度的年平均气温（如果气温低于 13 摄氏度，则取零值），气温情景基于代表性浓度路径 4.5。作为稳健性练习的一部分，我们使用与代表性浓度路径 1.9 和 8.5 相关的气温——IPCC 使用的关于未来温室气体浓度的异常路径。

另外还有两个一般性的警告。从历史上看，较慢的增长与较大比例的受抚养人口、较高的平均气温和受教育程度较高的人口之间存在关联。所有这三种关系都有一定的理论意义，但它们仍然只是相关关系。如果希望用它们来预测未来，至少需要假设这些变量仍然与

增长有因果关系，或者潜在的因果因素既与我们选取的变量相关，又与增长有因果关系。请注意，很明显我们遗漏了许多可能与增长有因果关系的其他变量（我们的基础回归的 R 方仅为 0.13）。此外，在确定该模型之前，我们进行了许多不同的回归分析。其中一些回归中的系数具有显著不同的大小和显著性，对核心预测有相当大的影响。

表 1 核心模型中变量的汇总统计数据

	数量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln(\text{人均国内生产总值})_t - \ln(\text{人均国内生产总值})_{t-10}$	995	0.21	0.38	4.22	1.90 <sup>€</sup>
$\ln(\text{人均国内生产总值})$	1193	8.82	1.24	5.53	12.56 <sup>€</sup>
15岁以下人口的百分比	3200	27.05	11.58	9.31	51.57 <sup>€</sup>
65岁以上人群的百分比	3200	12.93	10.24	0.69	47.77 <sup>€</sup>
$\ln(\text{平均在校年数})$	1250	1.52	0.90	3.65	2.66 <sup>€</sup>
13°C以上, RCP4.5	3872	4.53	5.85	0.00	17.88 <sup>€</sup>

## 2.2 其他数据

我们选择的收入指标是以 2017 年国际美元计算的 PWT 购买力平价人均 GDP。对于 2020 年的数字，我们使用 2019 年的数据，而非 2020 年的实际数据，这既出于可用性，也是为了避免预测和基础回归受到新冠疫情的过度影响。

对于建立在我们的基础模型上的其他预测：

对于国家内部的收入分配，我们使用世界银行的贫困和不平等的数据库（使用下一节所述的方法，根据未来人均 GDP 得出贫困估计值）。

对于市场 GNI，我们使用世界银行的 Atlas 度量指标。

对于军费开支，我们使用世界银行的军费开支占国内生产总值的百分比数据，对于电力消费，我们使用世界银行的人均电力消费千瓦时数据。

对于国际货币基金组织的配额数据和国际复兴开发银行的投票权，我们使用的是这些组织各自网站上的最新数据。

我们还将 SSP 对经济增长的预测作为“稳健性”分析的一部分（尽管 SSP 使用了一种显著不同的方法）。

## 3 历史回归结果

我们的基础回归如下：

$$(\ln\text{GDPPC}_{t+10} - \ln\text{GDPPC}_t) = \alpha(\ln\text{GDPPC}_t) + \beta(\text{under15pct}_t) + \gamma(\text{over65pct}_t) + \delta(\text{tempover13}_t) + \epsilon(\text{lnyrsch}_t) + C \quad (1)$$

其中，GDPPC 是购买力平价人均 GDP，Under15pct 是 15 岁以下人口的比例，Over65pct 是 65 岁以上人口的比例，TempOver13 是 13 摄氏度以上的气温，Yrsch 是 15-64 岁人口的受教育年数。如表 2 所示，所有变量均展现出预期的正负方向，并且实现了显著。表 3 给出了系数的解释。我们发现了（条件）收敛的证据，即初始对数收入的系数为负。考虑到其他变量，15 岁以下人口比例每高出 5 个百分点，十年间的收入增长率就会降低 7.9 个百分点。平均气温每高出 13 摄氏度，十年间的收入增长就会降低 1.1 个百分点。

表 2 核心回归

	(1) ln(GDP/Capita) - Lag10 ln(GDP/Capita)
Lag10 ln(GDPPC)	-0.160*** (0.000)
Lag10 % of Pop under 15	-0.0159*** (0.000)
Lag10 % of Pop over 65	-0.0151** (0.002)
Lag10 ln(Avg. Years of School)	0.115*** (0.000)
Lag10 Deg. over 13C, RCP4.5	-0.0113** (0.001)
Constant	2.137*** (0.000)
Observations	844
RMSE	0.358
R <sup>2</sup> adjusted	0.128

*p*-values in parentheses  
\* *p* < 0.05, \*\* *p* < 0.01, \*\*\* *p* < 0.001

表 3 基本模型参数变化的解释

Variable	Coefficient	Unit	Increase	% Change in (ln(GDP/C)- L10.ln(GDP/C))
L10.ln(GDP/Capita)	-0.1603	Ln(GDP/Capita)	1 Log point	-16.03
L10.% of Pop under 15	-0.01586	Percentage points	5%	-7.93
L10.% of Pop over 65	-0.01514	Percentage points	5%	-7.57
L10.ln(Avg. Years of School)	0.1152	Ln(Avg. Years of School)	1 Log point	11.52
L10.Deg. over 13C, RCP4.5	-0.01127	Degrees C	1 Degree	-1.13
Constant	2.137			

#### 4 中央预测和稳健性

为了生成 2030 年的中性预测，我们将 2020 年的十年数据作为输入变量（收入、教育、15 岁以下人口比例、65 岁以上人口比例、气温），并使用核心回归的系数来生成 2030 年的收入估计值。我们用预测的 2030 年收入和（独立）预测的 2030 年教育、15 岁以下和 65 岁以上人口比例的值重复该过程，以生成 2040 年的收入估计值。同样的过程再次让我们预测出 2050 年的收入。

对于核心预测，我们的人口统计变量来自联合国中期变量人口预测。对于气温，我们使用 RCP 4.5 预报。对于教育变量，我们使用先前的教育水平、平方和常数来创建自己的预测值

$$lnyrsch_{t+10} = \alpha \cdot lnyrsch_t + \beta \cdot lnyrsch_t^2 + C \quad (2)$$

表 4 显示了结果，有趣的是，平均教育达到 13.25 年的最大值，略低于历史数据中的最大值。这意味着相当大程度上的教育趋同。

表 4 受教育年限数的回归



	Avg. Years of School
Lag10 Avg. Years of School	1.288*** (0.000)
Lag10 (Avg. Years of School) <sup>2</sup>	-0.0238*** (0.000)
Constant	0.324*** (0.000)
Observations	1084
<i>R</i> <sup>2</sup> adjusted	0.966

*p*-values in parentheses

\* *p* < 0.05, \*\* *p* < 0.01, \*\*\* *p* < 0.001

为了解关于预测“自变量”的数据选择在多大程度上促成了我们的结果，我们使用了另一套人口、教育和气温预测数据：人口份额和总人口，以及为 SSP 提供信息的维特根斯坦媒介中人口和教育的变量（SSP2 中使用了中变量）。表 5 涵盖了世界主要国家、地区和收入群体，表明我们的人口预测变量的选择对预测的影响相对较小。

我们还使用与 RCP 1.9 和 8.5 关联的气温预测，纳入了到 2050 年不同气温的潜在影响，RCP 1.9 和 8.5 是关于世纪末温室气体浓度的最乐观和最悲观的情景（分别与 SSP1 和 SSP5 相关）。只看气温的话，到 2050 年，较温和或较严重的气候变化对产出的影响看起来也很小。然而，有三件事值得重复：国家分析不适合揭示气候影响的总体水平；这只是为了纳入气温的影响，而没有考虑其他气候影响；毫无疑问，更大的影响发生在 2050 年之后。

表 5 2050 年人均国内生产总值、人口和气温变量稳健性检查

	KG	UN Low	UN High	Wittgenstein	RCP2.6	RCP8.5
Africa	8435	8920	8010	8944	8493	8313
China	32,266	35,161	31,848	33,962	32,496	31,759
DAC Members	63,952	68,140	61,909	63,183	64,238	63,372
EU Members	56,464	59,814	54,717	56,196	56,562	56,248
India	15,431	16,630	14,546	15,415	15,541	15,216
United States	75,571	81,068	72,976	74,448	76,168	74,389
Low income	4800	5024	4519	4854	4836	4729
Lower middle income	14,743	15,803	13,938	15,261	14,840	14,545
Upper middle income	32,760	35,587	31,890	33,938	32,951	32,325
High income	62,269	66,289	60,116	61,765	62,549	61,693
World	24,499	26,105	23,280	25,434	24,637	24,205

表 6 2050 年人均国内生产总值，回归模型替代方案稳健性检查

	KG	With Year	Country Fixed Effects
Africa	8435	8431	9428
China	32,266	26,799	24,561
DAC Members	63,952	50,381	88,850
EU Members	56,464	43,801	75,622
India	15,431	17,901	16,332
United States	75,571	60,160	93,365
Low income	4800	4724	4457
Lower middle income	14,743	15,915	16,117
Upper middle income	32,760	28,602	35,986
High income	62,269	50,725	93,531
World	24,499	22,377	30,119

我们在核心回归中添加了一个时间变量（1950 年后的年份），并重新运行预测得出了系数，这些结果表明，较富裕国家的经济增长明显放缓（表 6）。

最后，我们将国家作为哑变量加入我们的核心回归中，并使用包括哑变量本身在内的修正系数重新运行预测。我们的首选方法是“锁定”预测中的均值回归，也就是说，与初始收入、教育、人口统计和气温的预期相比，对于历史上表现优异或表现不佳的国家，假设未来这些变量的表现符合预期。但是，如果固定的历史因素意味着某些国家在未来将增长得更慢，加入国家哑变量将有助于解释这一点。在国家固定效应下，较富裕国家的增长速度明显快于我们的基本预测。值得注意的是，所有稳健性结果都落在我们在下一节中报告的高低变量的范围内。

#### 5. 高低变异，与 SSP 比较

为了生成情景范围，对于正向预测，我们将 2020 年十年数据作为输入变量（收入、教育、15 岁以下人口、65 岁以上人口、气温和基础回归系数），然后将核心回归均方根误差的一半添加到预测收入值中。我们用 2030 年收入的正预测值和 2030 年教育、15 岁以下人口、65 岁以上人口和气温的预测值加上 2040 年根 MSE 的一半重复该过程。同样的过程再次使我们得到 2050 年收入的正向预测值。同样的过程，只是减去而不是加上均方根误差的一半，产出了每个国家 2030 年、2040 年和 2050 年的负向预测值。

我们将结果与经合组织在 SSP 下的增长预测进行比较。SSP 1（可持续）涉及低排放和更广泛的全球平等；SSP 2（中庸之道）更接近于一切照旧，SSP 3（地区竞争）涉及低经济发展和极其少量新的清洁技术的使用；SSP 4（不平等）涉及经济业绩和环境管理方面的全球差

异：SSP 5（化石燃料发展）是一种高增长、高排放的情景。

我们需要均一化 SSP 情景与我们的预测情景，因为 SSP 的 GDP 数据使用了 2005 年的购买力平价美元，而我们使用的是 2017 年的购买力平价美元，并且实测时间开始得更晚。为此，我们使用未来几年 SSP 情景所隐含的 GDP 和人均 GDP 增长率，并将其应用于我们的 2019 年数据，以根据 2019 年实际 GDP 和以 2017 年购买力平价表示的人均 GDP 数据，为 SSP 情景生成一致的 2017 年购买力平价增长预测。

在文献中，关于哪种相关浓度情景最有可能存在一些争议，根据国际能源机构的能源预测，基线排放路径与 SSP2 最接近的可能性最大，与 SSP5 接近的可能性最小。而根据历史排放量，SSP5 最有可能。但值得注意的是，在这两种情况下，其合理性都不是基于对 SSP 本身的经济预测的讨论，事实上关于这一点几乎没有明显的讨论。

值得注意的是，虽然我们的低变量和高变量共享基本人口预测，从联合国中位变量来看，不同的 SSP 表明人口增长率明显不同，从大大低于联合国低位变量的 SSP1（85 亿）到比 SSP3 多 15 亿（18%）——经合组织发援会国家少 2 亿人，发展中国家多 17 亿人（见表 7）。显然，当与人均国内生产总值数字相结合时，这将在国内生产总值总额预测中产生相当大的差异。

**表 7 2050 年人口（单位：十亿），UN 和 SSP**

	UN Medium	UN Low	UN High	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	2.49	2.29	2.69	1.77	2.02	2.35	2.27	1.74
China	1.40	1.22	1.41	1.22	1.26	1.31	1.18	1.22
DAC Members	1.10	1.01	1.17	1.21	1.17	0.99	1.11	1.37
EU Members	0.42	0.39	0.45	0.48	0.47	0.40	0.44	0.54
India	1.64	1.53	1.82	1.55	1.73	1.97	1.60	1.55
United States	0.38	0.35	0.40	0.41	0.40	0.33	0.38	0.48
Low income	1.32	1.26	1.48	0.93	1.09	1.28	1.27	0.91
Lower middle income	4.46	4.11	4.87	3.75	4.18	4.79	4.18	3.69
Upper middle income	2.64	2.34	2.74	2.34	2.47	2.65	2.34	2.34
High income	1.28	1.18	1.37	1.40	1.38	1.19	1.31	1.58
World	9.73	8.93	10.51	8.46	9.17	9.96	9.14	8.56

我们对世界人均国内生产总值的核心预测在 25000 美元左右。相比之下，SSP 的平均预测值为 29,000 美元。这表明我们的预测比 SSP 的平均预测略悲观，但在可能的结果范围方面大致相似。

我们的核心预测与 SSP 情景一样，认为未来三十年富裕国家的增长将显著放缓（表 8）。就美国而言，我们的中性预测认为，年化实际人均 GDP 增长率约为 0.6%，这大概是过去 20 年增长率的一半，乐观情况下增长率会略高于 2%。从个别国家和地区来看，我们的研究与 SSP 之间最显著的差异可能是在中国，SSP 认为的中国未来 30 年的人均增长率（略高于 4% 的年均增长率）高于我们的中性估计（略低于 3%，见图 1）。同样值得注意的是，我们对富裕国家（人均）经济表现的上行估计比任何 SSP（美国的最大增长率为 0.7%）都要乐观得多。

表 9 展示了 GDP 预测，将异常 SSP 情景（3 和 5）与我们的中性估计和低/高范围进行比较，SSP3 大约处于我们的低结果水平的范围（其中，全球每个国家在 2020-50 年的所有三十年中的增长都落后均方根误差的一半）。它预测 2050 年世界经济将达到 179 万亿美元，而我们的低值估计是 152 万亿美元。SSP5 为 363 万亿美元，比我们的中性估计（239 万亿美元）更乐观，但低于我们的最高估计（377 万亿美元）。五个 SSP 情景的平均值为 256 万亿美元，比我们的中性估计高出约 7%。这表明，从广义上讲我们的方法和 SSP 情景在 2050 年世界经济的合理结果范围上是一致的（图 2）。

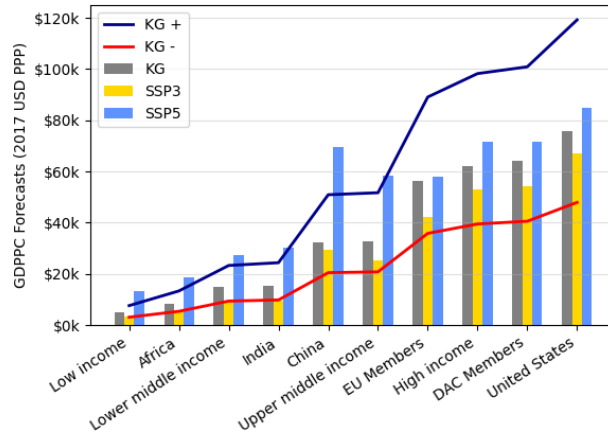
**表 8 2050 年主要实体的中性、积极和消极预测以及 SSP 的人均国内生产总值预测**

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	4801	8435	13,306	5347	14,594	9496	5861	5943	18,827
China	13,988	32,266	50,897	20,455	55,893	40,350	29,410	42,734	69,549
DAC Members	50,654	63,952	100,879	40,542	62,381	57,406	54,282	64,516	71,423
EU Members	43,951	56,464	89,068	35,795	50,492	47,349	42,176	51,202	57,939
India	6547	15,431	24,341	9782	23,798	15,883	9587	14,890	30,057
United States	63,393	75,571	119,207	47,908	75,434	67,814	67,236	77,664	84,741
Low income	1940	4800	7572	3043	9814	5677	3327	2828	13,044
Lower middle income	7012	14,743	23,256	9346	21,271	14,347	9016	11,859	27,168
Upper middle income	16,036	32,760	51,677	20,768	46,776	34,724	25,331	35,832	58,236
High income	48,913	62,269	98,224	39,475	61,828	56,703	52,786	63,315	71,599
World	16,176	24,499	38,645	15,531	33,814	25,227	17,925	24,171	42,392

表 9 主要实体的中性、积极、消极和 SSP 的 2050 年 GDP 预测（单位：万亿）

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	6.28	21.00	33.12	13.31	25.80	19.18	13.77	13.48	32.77
China	20.06	45.25	71.38	28.69	68.44	50.97	38.45	50.57	85.16
DAC Members	53.86	70.23	110.78	44.52	75.23	67.25	53.54	71.33	97.79
EU Members	19.56	23.87	37.65	15.13	24.28	22.13	17.02	22.64	31.04
India	8.95	25.29	39.90	16.03	36.90	27.54	18.89	23.84	46.50
United States	20.86	28.67	45.23	18.18	31.01	27.28	22.47	29.45	40.31
Low income	1.29	6.32	9.97	4.00	9.14	6.20	4.27	3.60	11.93
Lower middle income	22.95	65.68	103.61	41.64	79.78	60.03	43.17	49.51	100.35
Upper middle income	40.26	86.39	136.28	54.77	109.55	85.94	67.14	83.87	136.04
High income	60.24	79.98	126.17	50.71	86.63	78.14	62.72	82.92	113.18
World	124.75	238.46	376.15	151.17	286.16	231.34	178.52	220.84	363.01

图 1 2050 年国内生产总值/人均购买力平价：预测情景和 SSP（单位：千美元）



## 6 贫困预测

我们使用世界银行贫困和不平等平台中的 STATA 函数，在假设国内不平等在此期间保持不变且消费增长等于人均 GDP 增长的情景下，预测 2050 年各条线上的贫困情况。我们的方法是通过使用等于 2.15 美元/（2050 年人均 GDP/2020 年人均 GDP）的线来计算 2020 年（或最近一年）的 2.15 美元贫困。这与使用当前消费分布并乘以 2020-2050 年增长率预测收入产生的结果相同，但回避了世界银行只公布当前收入分布的十分位数数据的问题。结合联合国的人口预测，我们计算出总份额。

注意，在美洲大部分地区，贫困数据是基于收入而不是消费指标。因为在社会底层，收入往往大大低于消费，导致相对较高的贫困人数。

图 2 2050 年国内生产总值购买力平价：中性预测和 SSP（单位：万亿美元）

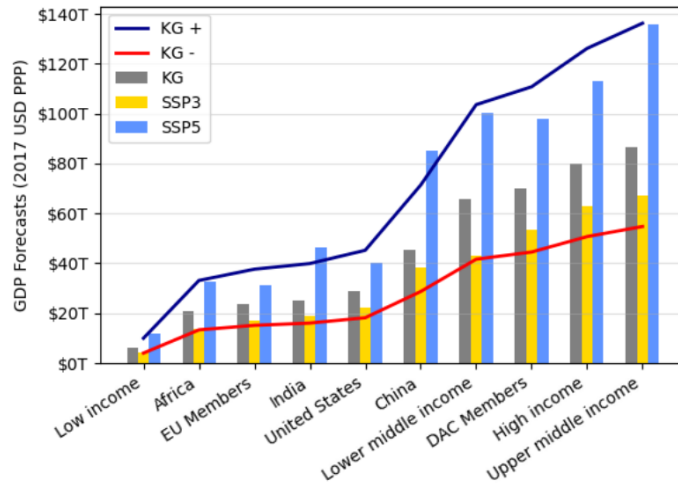


表 10 列出了每天 2.15 美元的极端贫困线的的数据。在基准预测下，到 2050 年，全球极端贫困人口比例将降至 2% 以下，非洲大陆的极端贫困人口比例将从 29% 降至 7%（请再次注意，美国的数字是收入而不是消费，且数据似乎已经经过审查）。根据对非洲的乐观预测（从现在到 2050 年的增长率为 3.5%），目前衡量的极端贫困率将降至 2% 以下。我们在表 11 中重复计算了 10 美元/天的贫困数据（2019 年，世界上约 57% 的人生活在低于 10 美元/天的水平上，这包括非洲大陆和印度近十分之九的人口）。在正增长的情况下，贫困人口可能会下降到世界人口的五分之一，即印度的五分之一加将近一半的非洲人口。中性预测表明，到 2050 年，世界上近三分之二的人每天生活费将超过 10 美元，即包括印度人口的一半加上非洲人口的 30%。



## 7 情景

我们使用高/低国家预测，根据以下三组国家的最优和最差表现创建三组 2050 年情景（1）所有非洲国家；（2）巴西、中国、印度；（3）所有发展援助会（发援会）国家（其他国家仍为中性预测数）。

请注意，经济是相互联系的，因此世界其他地区的增长缓慢（尤其是在贸易伙伴之间）会关联到国内增长放缓。因此即使世界其他地区增长非常缓慢，非洲也不太可能出现非常快速增长。但它们仍然可以帮助为 2050 年全球经济的格局设定可能性更大和更小之间的界限。

**表 10 预测 2050 年低于 2.15 美元/天的人的百分比**

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	29.23	7.00	1.90	19.75	1.92	5.68	18.33	24.43	0.97
China	0.14	0.01	0.00	0.03	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00
DAC Members	0.59	0.57	0.39	0.65	0.52	0.56	0.60	0.53	0.52
EU Members	0.46	0.32	0.25	0.47	0.35	0.43	0.53	0.39	0.32
India	9.47	0.15	0.02	1.56	0.02	0.13	1.72	0.19	0.00
United States	1.00	1.00	0.75	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Low income	38.21	6.89	1.94	20.10	2.07	5.89	18.93	26.10	1.09
Lower middle income	10.16	1.99	0.50	6.18	0.42	1.38	5.78	7.12	0.20
Upper middle income	1.48	0.40	0.14	1.02	0.29	0.53	1.08	0.63	0.18
High income	0.56	0.51	0.35	0.61	0.47	0.51	0.57	0.48	0.47
World	8.18	2.02	0.58	5.90	0.57	1.55	5.58	7.12	0.34

**表 11 预测 2050 年低于 10 美元/天的人口百分比**

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	88.63	70.64	49.12	85.07	39.63	66.09	84.62	85.19	25.87
China	45.84	6.68	0.57	24.63	0.33	2.28	9.44	1.64	0.11
DAC Members	2.58	1.59	0.92	3.23	1.77	1.99	2.31	1.72	1.42
EU Members	4.24	1.78	0.93	4.58	2.44	3.02	4.40	2.66	1.77
India	91.73	55.64	20.48	81.98	21.93	53.35	82.68	58.37	9.97
United States	2.25	2.00	1.25	3.25	2.00	2.25	2.25	2.00	1.75
Low income	84.95	70.22	49.86	82.77	36.71	65.72	82.46	85.37	22.88
Lower middle income	84.63	52.77	25.48	75.05	28.31	55.05	78.21	66.94	15.78
Upper middle income	41.84	10.85	3.51	27.95	6.47	11.32	20.96	11.22	4.12
High income	3.04	1.69	0.94	3.54	1.80	2.14	2.81	1.86	1.42
World	57.36	36.81	19.48	53.58	18.67	36.32	54.15	45.62	10.64

表 12 不同区域情景下的国内生产总值份额（百分比）

		Base	Africa Stagnates		Africa Roars	
		Forecast	DAC Stagnates	DAC Roars	DAC Stagnates	DAC Roars
BRIC Roars	Africa	8.81	5.33	4.22	12.30	9.87
	Brazil	2.70	4.08	3.22	3.78	3.03
	China	18.98	28.61	22.60	26.50	21.27
	DAC	29.45	17.84	35.08	16.53	33.01
	EU	10.01	6.29	11.65	5.82	10.96
	India	10.61	15.99	12.63	14.81	11.89
	United States	12.02	7.28	14.32	6.75	13.48
BRIC Stagnates	Africa	8.81	7.53	5.47	16.84	12.60
	Brazil	2.70	2.31	1.68	2.08	1.55
	China	18.98	16.22	11.80	14.58	10.91
	DAC	29.45	25.17	45.56	22.64	42.13
	EU	10.01	8.87	15.12	7.97	13.99
	India	10.61	9.07	6.59	8.15	6.10
	United States	12.02	10.28	18.60	9.24	17.20

表 12 显示了 2050 年世界经济形态各种可能的（至少在某种程度上）合理结果。如果金砖四国表现突出，而发援会国家和非洲表现不佳，那么到 2050 年，中国将占世界经济的 29%，而美国和欧盟分别为 7%和 6%。如果发援会国家表现突出，而金砖国家和非洲表现不佳，那么到 2050 年，中国将占世界经济的 12%，而发援会国家在世界经济中所占的比例将比现在略高（但请注意，只有在这种极端情况下，它们才不会变得相对更小）。美国占全球经济的份额将在 6.7%至 18.6%之间，这再次表明，美国有理由期盼的最好结果是保持其在全球经济中的份额，但更可能的预测是其

主导地位下降，在最坏的情况下，其主导地位将降至目前份额的三分之一左右。只有当它显著表现得更加出色和/或中国显著表现不佳时，它才会重新获得比中国更大的 GDP 购买力平价份额。同样，即使在最乐观的情况下，就相对主导地位而言，欧盟最多也只能保持不变，最坏的情况是占全球经济的 5.8%。

## 8 市场结果

到目前为止，我们一直在使用 PPP 因素来衡量。使用市场汇率可以更好地（或同等地）检验许多利息结果。可以使用以市场汇率衡量的人均国内生产总值进行基础回归，将得到的系数与均方根误差一起使用，并使用这些系数来预测未来市场人均国内生产总值的情景。然而，这可能会在购买力平价情景和市场情景之间造成相当大的差距。因此，我们决定使用 2020 年世界银行 Atlas 国民总收入，并应用 2020-2050 年购买力平价模型的增长率来预测 2050 年 Atlas 国民总收入（表 13）（请注意，这可能会产生一些偏差：人均国民总收入购买力平价与按市场汇率计算的人均国民总收入之间的关系不是线性的：较贫穷国家的人均国民总收入购买力平价往往大大高于市场人均国民收入，两者之间的差距在收入较高时有所下降）。

预测表明，目前高收入国家所占市场 GDP 份额将从 63%降至略低于 50%。仅中国一国就可能占全球市场 GDP 的五分之一——略高于美国。欧盟的份额可能从 18%下降到 13%（表 14）。

表 13 Atlas 国民总收入/人均收入 2050 年预测，中性预测，积极情景和消极情景，以及 SSP

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	1843	3287	5185	2084	5715	3700	2275	2292	7386
China	10,122	23,348	36,830	14,801	40,445	29,198	21,281	30,922	50,327
DAC Members	48,670	61,432	96,904	38,944	60,208	55,276	52,376	62,307	69,032
EU Members	36,184	45,922	72,439	29,112	41,388	38,925	34,669	42,142	47,605
India	2104	4959	7822	3143	7648	5104	3081	4785	9659
United States	65,821	78,465	123,773	49,743	78,323	70,411	69,812	80,639	87,987
Low income	652	1641	2588	1040	3391	1906	1086	917	4541
Lower middle income	2429	5126	8085	3249	7449	5004	3146	4060	9518
Upper middle income	9479	19,690	31,060	12,482	29,413	21,509	15,539	22,273	36,611
High income	45,144	57,048	89,989	36,165	56,198	51,206	47,580	57,272	65,036
World	11,383	15,431	24,341	9782	21,118	16,009	11,465	15,898	26,583

2021 年 LIC/LMIC/UMIC/HIC 的当前截止值为 1085 美元或更低；按照人均国民总收入划分，中低收入经济体在 1086 美元至 4255 美元之间；中上收入经济体在 4256 美元至 13205 美元之间；而高收入经济体则意味着达到或超过 13205 美元。使用这些相同的临界值和我们预测的市场国民总收入，我们研究了 2050 年世界人口中有多少人属于每个收入类别。在基准情景下，2050 年世界人口中只有不到 1% 的人生活在低收入国家，而乐观情景下，这一比例降至零。即使在悲观情况下，生活在高收入国家的全球人口比例也会翻一番，尤其是因为巴西和中国已经接近临界值（表 15）。

**表 14 Atlas 国民总收入 2050 年预测（单位：万亿）、中性预测，积极情景和消极情景和 SSP**

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	2.41	8.18	12.91	5.19	10.11	7.47	5.34	5.20	12.86
China	14.51	32.74	51.65	20.76	49.53	36.88	27.82	36.60	61.63
DAC Members	51.75	67.46	106.42	42.77	72.61	64.75	51.66	68.88	94.51
EU Members	16.10	19.41	30.62	12.31	19.90	18.20	13.99	18.63	25.50
India	2.87	8.13	12.82	5.15	11.86	8.85	6.07	7.66	14.94
United States	21.66	29.77	46.96	18.87	32.20	28.33	23.33	30.57	41.86
Low income	0.43	2.16	3.41	1.37	3.16	2.08	1.39	1.17	4.15
Lower middle income	7.95	22.84	36.02	14.48	27.94	20.94	15.07	16.95	35.16
Upper middle income	23.80	51.92	81.91	32.92	68.88	53.23	41.19	52.13	85.52
High income	55.60	73.28	115.59	46.45	78.74	70.56	56.54	75.01	102.80
World	87.78	150.20	236.93	95.22	178.72	146.81	114.19	145.26	227.64

**表 15 按国家收入水平分组的人口（%）（2021 年国民总收入图表/人均取决值）**

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
LIC	7.91	0.95	0.00	6.44	0.16	1.01	7.72	12.12	0.13
LMIC	42.00	24.94	15.25	43.77	14.76	23.75	46.74	22.00	4.10
UMIC	34.44	36.39	42.81	22.04	42.13	37.28	18.42	30.71	46.46
HIC	15.65	37.72	41.93	27.75	42.95	37.96	27.11	35.16	49.31

## 9 对国际金融机构的影响

国际货币基金组织的配额分配和新发行债券（目前）由一个公式指导，该公式包含包括市场和购买力平价 GDP、开放度、储备和波动性指标在内的变量。不过该公式只是一个指南，实际新配额的发行是谈判的结果，需要获得 85% 的多数票批准。与公式相比，配额分配目前偏向于经合组织国家。美国的份额应从目前的 17.4% 降至 14.8%，同时中国的份额应从 6.4% 升至 14.1%。

为了预测 2050 年配额分配的情景，我们首先使用国际货币基金组织的当前公式对我们的 2019 年 GDP（购买力平价）和人均 GDP（购买力平价）值进行因变量公式配额的回归。

$$\text{IMF formula quota} = \alpha(\text{GDP}) + \beta(\text{GDPPC}) + C \quad (3)$$

表 16 IMF 配额回归

	(1) Quotas (Current Formula)
GDP	0.00324*** (0.000)
GDPPC	42994.1*** (0.000)
Constant	-477663826.5** (0.002)
Observations	187
$R^2$ adjusted	0.964

*p*-values in parentheses  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

然后，我们使用我们预测的 2050 年 GDP 和人均 GDP 数字来计算 2050 年的两个配额情景，首先（“方法 1 ”）假设新配额分配总量与 GDP 和人均 GDP 的增长一致（根据我们的回归系数），但（仅）新配额分配遵循预测配额公式，因此 2050 年配额等于：

$$= \alpha(\text{GDP}_{2050} - \text{GDP}_{2020}) + \beta(\text{GDPPC}_{2050} - \text{GDPPC}_{2020}) + \text{Actual Quota}_{2020} \quad (4)$$

第二种（“方法 2 ”），假设根据我们的回归系数，新配额分配总额与 GDP 和人均 GDP 的增长一致，并且国际货币基金组织根据公式完全实现配额分配，因此 2050 年配额等于：

$$= \alpha(\text{GDP}_{2050}) + \beta(\text{GDPPC}_{2050}) + C \quad (5)$$

除了预测增长的不确定性这一相当大的问题之外，有许多理由认为结果可能与这一预测不同。更重要的是，总配额分配可能被低估了，因为 IMF 工作人员表示，与其相对于全球经济的历史规模相比，该基金目前的规模要小得多。另一方面，如果在股东集团之间达成 85% 的协议的政治难度增加，这可能成为一个高估。在提出这些警告之后，表 17 和表 18 所列结果表明，IMF 的投票权将从目前的高收入国家大幅转向全球南方国家。值得注意的是，在任何一种情况下，美国都将失去否决权，而如果国际货币基金组织完全按照目前的公式进行配额分配，中国将获得否决权（根据现有规则，这也意味着其将迁往北京）。

从政治角度上说，或许很难想象美国会主动放弃否决权。在这种情况下，将美国在两种情况下的份额设定为 15.1%，但在其他情况下遵循上述相同的方法，中国仍将在 2050 年根据当前公式完全实现配额分配的情况下获得否决权。表 19 显示了不同区域增长情景和方法 1 下的配额分配。在任何合理的增长情景下，假设国际货币基金组织继续使用基于公式的方法，发援会国家的投票权将会减少。

表 17 国际货币基金组织配额（单位：十亿特别提款权），2019 年和 2050 年预测

	2019	2050 (method 1)	2050 (method 2)	2050 (method 3)	2050 (method 4)
Africa	24.8	59.3	66.5	57.8	62.9
China	30.5	112.3	147.3	109.3	139.5
DAC Members	291.1	346.6	293.7	359.6	327.4
EU Members	124.7	142.1	133.7	138.4	126.6
India	13.1	65.9	82.0	64.2	77.7
United States	83.0	108.2	95.5	127.5	139.8
Low income	7.4	14.6	13.8	14.2	13.0
Lower middle income	47.3	180.4	220.4	175.7	208.7
Upper middle income	97.3	253.2	314.8	246.5	298.0
High income	320.6	392.6	376.9	404.4	406.2
World	476.3	844.3	925.8	844.3	925.8

世界银行 (IBRD) 的投票权是根据 48% 的市场 GDP、32% 的购买力平价 GDP 和 20% IDA 捐款（世界银行的软贷款部门）以及 0.95 的“压缩系数”来综合权衡的结果，以减少不同股东之间的持股差异。鉴于未来 IDA 贡献未知，我们遵循一种预测策略，即根据以下当前投票的回归系数来预测投票（见表 20）：

**表 18 2019 年和 2050 年国际货币基金组织配额分配预测（百分比）**

	% 2019	% 2050 (method 1)	% 2050 (method 2)	% 2050 (method 3)	% 2050 (method 4)
Africa	5.2	7.0	7.2	6.8	6.8
China	6.4	13.3	15.9	13.0	15.1
DAC Members	61.1	41.0	31.7	42.6	35.4
EU Members	26.2	16.8	14.4	16.4	13.7
India	2.8	7.8	8.9	7.6	8.4
United States	17.4	12.8	10.3	15.1	15.1
Low income	1.6	1.7	1.5	1.7	1.4
Lower middle income	9.9	21.4	23.8	20.8	22.5
Upper middle income	20.4	30.0	34.0	29.2	32.2
High income	67.3	46.5	40.7	47.9	43.9
World	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0



表 19 不同区域情景下的国际货币基金组织份额（百分比）（方法 1）

		Base	Africa Stagnates		Africa Roars	
		Forecast	DAC Stagnates	DAC Roars	DAC Stagnates	DAC Roars
BRIC Roars	Africa	7.03	3.13	2.33	11.97	9.12
	Brazil	2.61	4.11	3.06	3.74	2.85
	China	13.30	23.40	17.41	21.26	16.20
	DAC Members	41.05	27.71	46.19	25.18	42.98
	EU Members	16.83	11.45	18.84	10.40	17.53
	India	7.80	13.44	10.00	12.22	9.31
	United States	12.82	8.66	14.43	7.87	13.42
BRIC Stagnates	Africa	7.03	4.37	2.95	16.10	11.34
	Brazil	2.61	2.30	1.55	2.01	1.42
	China	13.30	9.59	6.49	8.42	5.93
	DAC Members	41.05	38.58	58.46	33.85	53.41
	EU Members	16.83	15.94	23.84	13.98	21.78
	India	7.80	5.89	3.98	5.16	3.64
	United States	12.82	12.05	18.26	10.58	16.68

$$\text{IBRD votes} = \alpha(\text{GDP}) + \beta(\text{GDPPC}) + C \quad (6)$$

与国际货币基金组织的结果一样，世界银行的结果表明，欧盟和美国的投票权份额急剧下降，美国失去了对重大决策的否决权（表 21）。然而，中国获得否决权的可能性看起来要低一些。此外，与 IMF 配额分配一样，政治现实可能会推迟或阻止美国失去否决权。

表 20 国际复兴开发银行关于投票权的回归

(1)	
IBRD Votes	
GDP	1.47e-08*** (0.000)
GDPPC	0.288*** (0.000)
Constant	-967.0 (0.612)
Observations	187
$R^2$ adjusted	0.782

*p*-values in parentheses  
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

表 21 2019 年和 2050 年预测的国际复兴开发银行投票权份额（%）

	2019	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	7.3	8.3	8.6	7.9	10.1	8.7	7.4	6.2	10.3
China	5.7	13.7	13.6	14.0	17.6	16.1	15.6	16.5	17.3
DAC Members	56.5	31.5	31.3	31.7	26.8	30.0	32.1	33.2	26.7
EU Members	22.9	16.1	16.1	16.1	12.5	14.3	15.2	15.4	12.1
India	3.0	7.7	7.6	7.8	9.4	8.6	7.6	7.7	9.4
United States	15.5	9.0	8.9	9.2	8.2	8.9	9.5	9.9	8.4
Low income	2.3	2.1	2.3	1.9	3.2	2.3	1.7	1.1	3.4
Lower middle income	12.9	22.8	22.9	22.7	24.6	22.2	19.8	18.5	24.8
Upper middle income	20.8	32.6	32.5	32.7	34.6	33.2	32.8	33.6	34.1
High income	63.2	42.5	42.4	42.7	37.3	41.8	45.0	46.4	37.3
World	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

表 22 不同地区情景下的国际复兴开发银行投票权份额（百分比）

		Base	Africa Stagnates		Africa Roars	
		Forecast	DAC Stagnates	DAC Roars	DAC Stagnates	DAC Roars
BRIC Roars	Africa	8.33	5.01	3.83	12.78	9.97
	Brazil	2.08	3.34	2.56	3.07	2.39
	China	13.74	22.02	16.85	20.22	15.77
	DAC Members	31.48	20.06	38.85	18.42	36.37
	EU Members	16.12	11.25	18.72	10.33	17.52
	India	7.66	12.28	9.39	11.27	8.79
	United States	9.02	5.80	11.07	5.33	10.36
BRIC Stagnates	Africa	8.33	6.46	4.63	16.12	11.89
	Brazil	2.08	1.72	1.23	1.54	1.14
	China	13.74	11.41	8.17	10.23	7.55
	DAC Members	31.48	25.90	46.94	23.23	43.37
	EU Members	16.12	14.52	22.62	13.02	20.90
	India	7.66	6.36	4.55	5.70	4.20
	United States	9.02	7.49	13.37	6.72	12.36

## 10 对能源消费和军费开支的影响

我们还根据人均收入与用电量之间的历史关系预测了用电量，这似乎在一段时间内保持相对稳定（见表 24）。

$$\ln(KWh/Capita) = \alpha(\ln GDP/PC) + \beta(\ln GDP/PC)^2 + C \quad (7)$$

我们的核心预测显示，2050 年世界用电量将从 2014 年的 21.8 万亿千瓦时增加到 42.2 万亿千瓦时（表 24）。这实际上与美国能源信息署的预测相同，即 2050 年世界发电量将为 42.0 万亿千瓦时。根据中性预测，（当前）高收入国家在全球电力消费中的份额将从 48% 降至 32%。到 2050 年，目前的低收入国家仍将占不到 5% 的消费份额，即使它们的增长大大超过预期，而世界其他国家表现不佳。核心预测是，他们将占据全球消费的 2%。

根据当前军费开支占 GDP 的百分比，我们考察了在不同的 Atlas GDP 增长情景下，2050 年全球军费开支的潜在比例范围（表 25）。核心预测是，到 2050 年，美国仍将是军费开支最大的国家，尽管其在全球军费开支中所占的份额将从约四分之一降至约五分之一。与此同时，印度和中国的国防开支在 2050 年超过美国也是很有可能的。（请注意，这些情景并没有考虑到军费开支增加往往与增长放缓有关这一事实）。

表 23 Ln（人均用电量）回归

(1)	
ln(Electricity Consumption/Capita)	
ln(GDPPC)	3.385*** (0.000)
ln(GDP/Capita) <sup>2</sup>	-0.118*** (0.000)
Constant	-13.74*** (0.000)
Observations	5596
RMSE	0.789
R <sup>2</sup> adjusted	0.778

*p*-values in parentheses

\* *p* < 0.05, \*\* *p* < 0.01, \*\*\* *p* < 0.001

表 24 2050 年用电量，万亿千瓦时

	2014	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	0.64	3.47	5.80	1.99	4.63	3.24	2.11	2.09	5.99
China	5.47	8.45	12.64	5.37	11.92	9.33	7.21	9.20	14.15
DAC Members	9.57	11.81	16.42	8.10	12.72	11.58	9.29	11.97	16.03
EU Members	2.66	4.13	5.82	2.79	4.29	3.94	3.08	3.98	5.35
India	1.04	4.63	7.51	2.72	6.94	5.06	3.20	4.35	8.72
United States	4.14	4.66	6.37	3.25	5.05	4.56	3.76	4.76	6.36
Low income	0.09	0.90	1.61	0.48	1.55	0.92	0.53	0.42	2.12
Lower middle income	2.46	11.89	19.18	7.03	14.84	10.85	7.23	8.74	18.66
Upper middle income	8.67	16.00	23.85	10.22	19.44	15.82	12.54	15.35	23.22
High income	10.45	13.42	18.65	9.20	14.65	13.44	10.89	13.92	18.50
World	21.76	42.22	63.32	26.94	50.69	41.24	31.42	38.60	62.78

表 25 2050 年军费开支（单位：十亿）

	2020	KG	KG +	KG -	SSP1	SSP2	SSP3	SSP4	SSP5
Africa	130	397	626	252	452	356	272	279	563
China	351	791	1248	502	1198	892	673	885	1490
DAC Members	1317	1766	2786	1120	1910	1700	1369	1811	2478
EU Members	313	384	605	243	399	361	279	371	508
India	258	729	1150	462	1064	794	545	687	1340
United States	780	1072	1691	679	1160	1021	841	1102	1508
Low income	21	103	162	65	164	117	84	72	211
Lower middle income	528	1527	2409	968	1812	1379	989	1163	2272
Upper middle income	813	1712	2700	1085	2086	1655	1312	1634	2617
High income	1611	2220	3501	1407	2358	2124	1750	2299	3099
World	2974	5563	8776	3527	6444	5300	4162	5189	8234

## 11 结论

世界经济的未来形态存在着相当大的不确定性，我们不难想象，有些事件可能会让世界经济看起来与我们所提出的任何情景都大不相同。事实上，即使在這些情景中，看似合理的结果范围也很大，足以表明当前的全球收入趋同可能会大幅加速，也可能会逆转。国家和全球层面的政策变化的影响可能会非常大：全球化的倒退可能会使世界产出损失数万亿美元，而全球范围内更多的劳动力自由流动可能会使产出增加数万亿美元。尽管如此，一些结论看起来相当可靠，至少在一系列情景中是如此：

- 人口结构的变化将日益拖累经济增长，特别是在较富裕(中上收入和高收入)国家。教育很可能是促进全球趋同的一个因素。尽管气候变化(至少体现为国家层面上气温变化的影响)将是增长放缓的一股力量，特别是在较贫穷的国家，但它不太可能成为 2050 年之前全球经济趋势的主要驱动力。

- 经合组织发援会国家在全球经济中所占的份额很可能会缩小。这反映了以下可能性：(一)人均收入增长相对较慢(与过去和较贫穷国家相比)；(二)与大多数低收入和中等收入国家的持续人口增长相比，人口增长停滞或下降。

- 可以想象，到 2050 年，以每天 2.15 美元为线的贫困将会消失(这将是一个好消息，虽然比联合国可持续发展目标的设想晚 20 年)。世界上三分之二以上的人每天的生活费将超过 10 美元(目前约为 42%)，这也是有可能的。低收入国家作为一个群体可能会消失，而世界上生活在高收入国家的人口比例很可能在目前 16%的基础上增加一倍以上。

- 美国在全球经济中所占份额的缩小，意味着在国际货币基金组织和世界银行决策过程中美国否决权的终结，除非这些机构进一步抛弃基于相对经济规模的投票/持股公式。

- 到 2050 年，全球电力消费预计将翻一番，高收入国家增长放缓，但目前低收入国家的电力消费仍不到 5%(更有可能是 2%)。

- 到 2050 年，美国很可能仍是军费开支最大的国家，但其全球领先地位将大大削弱，可以想象印度和中国在 2050 年的国防开支都将超过美国。

对于未来可能呈现的所有挑战来说，地球依然将成为一个更富有的星球，它将拥有更多的资源来应对气候冲击带来的流行病威胁，让更少的人生活在绝对贫困中。要知道，在我们几乎整个历史发展过程中，90%的人类都生活在绝对贫困中。

---

本文原题为“Scenarios for Future Global Growth to 2050”，作者为 Charles Kenny 和 Zack Gehan，本文于 2023 年发表于全球发展中心的官网。单击此处可以访问原文链接。

---

## 与撒哈拉以南非洲国家签订贸易协议可确保关键矿产供应

---

Cullen S. Hendrix /文 安怀雨 / 编译

导读：非洲增长与机会法案(AGOA)自 2000 年颁布以来，一直在为撒哈拉以南非洲国家的商品进口到美国提供免税待遇，然而，与自由贸易协定(FTA)不同，AGOA 并未要求这些国家以同样方式降低对美国商品的贸易壁垒。这一独特的特性激发了学者和政策制定者之间的辩论，因为在即将到期的 AGOA 再授权辩论中，有可能将其提升为 FTA，或者探索其他途径以推动关键矿产的供应，这对于美国清洁能源供应链至关重要。这篇文章讨论了这些挑战以及与之相关的政策选择，以解决美国在清洁能源和关键矿产供应方面的战略需求。最终，本文强调了通过国会辩论，为确保关键矿产供应而做出的权衡决策对于美国的能源安全 and 经济战略是至关重要的一步。编译如下：

《非洲增长与机会法》（African Growth and Opportunity Act, AGOA）于 2000 年颁布，旨在为美国从撒哈拉以南非洲国家进口的商品提供免税待遇，实际上并非一项自由贸易协定（Free Trade Agreement, FTA）。设定在 2025 年到期的国会即将展开的 AGOA 再授权辩论，这可能是立法批准的时机，要么将其地位提升为自由贸易协定，要么制定多边或双边矿产专门协议，帮助矿产丰富的非洲经济体成为美国清洁能源供应链的重要组成部分。

正如卡内基国际和平基金会所谨慎指出的：将《非洲增长与机会法》重新授权为自由贸易协定，将使非洲经济能够受益于《美国通货膨胀减少法案》（Inflation Reduction Act, IRA）的税收抵免措施，这是成为此类协定成员的先决条件。非洲生产的矿物可以帮助美国达成目标，即降低关键矿物和下游产品（如半导体和电动汽车）供应链的风险。与撒哈拉以南非洲国家的自由贸易协定也将通过扩大符合《美国通货膨胀减少法案》的贸易伙伴名单，为美国提供比现在更大的自由度。

尽管此类举措受欢迎，但撒哈拉以南自由贸易协定很可能不切实际。实现这一进展的一个主要潜在障碍是，它可能会引发国会对中国参与非洲矿产行业的担忧，而一些矿产丰富的非洲国家目前因侵犯人权和政变而被暂停参加《非洲增长与机会法》。但是，美国国会关于更新《非洲增长与机会法》（AGOA）的辩论可能为在急需更多关键矿产供应迫切需求铺平道路。

#### **《非洲增长与机会法》并非自由贸易协定**

原则上，自由贸易协定是一种互惠互利的安排：各方降低贸易壁垒以促进彼此之间的贸易。《非洲增长与机会法》更类似于单方面的军备裁减：美国降低了来自指定非洲国家的 5000 多种商品的贸易壁垒，同时不要求这些经济体通过减少对美国商品的贸易壁垒。许多自由贸易协定，特别是全球南北国家之间的协议，通常不是完全互惠的。全球北方国家在市场准入方面给予的往往多于得到的。但《非洲增长与机会法》并不要求非洲经济体放开对美国商品的市场准入，这不符合教科书上对自由贸易协定的定义。美国的自己的自由贸易协定列表中没有包括任何符合《非洲增长和机会法》条件的国家。

对一些人来说，《非洲增长与机会法》的这种非互惠互利只是一个特点，而非缺陷。它为世界上最贫穷的地区提供增长，促进利益，同时允许非洲政府保护自己的新兴产业和部门。然而，经验证明，对发展中经济体的特殊和差别待遇——特别是不要求互惠——对刺激增长并不是特别有帮助。

但就建立关键矿产供应链和解锁《美国通货膨胀减少法案》税收抵免而言，《非洲增长与机会法》的非自由贸易协定地位是一个障碍。《美国通货膨胀减少法案》中的国内采购条款要求材料必须来自与美国签署自由贸易协定的国家。

《通货膨胀减少法案》为了税收抵免的目的建立了四项测试标准来确定何为自由贸易协定：1) 在优惠基础上减少或消除贸易壁垒，2) 承诺各方不施加新的



贸易壁垒，3) 在影响贸易的领域（如核心劳工和环境标准）建立高标准纪律，以及4) 减少或消除对出口的限制。

从根本上说，《非洲增长与机会法》不是美国与另一个国家之间的协议：它是为符合条件的非洲国家单方面建立的优惠市场准入计划。它并没有要求这些非洲经济体（或美国）避免新的贸易壁垒。可以说，它在劳工实践方面建立了高标准的纪律——国家可以因各种人权和治理相关的理由而被暂停资格——但它并没有减少或消除对出口的限制，这是一项重要挑战，鉴于撒哈拉以南非洲的一些经济体已经采取了更多的资源民族主义倾向（详见下文）。

### **有三种潜在的进展方向**

首先，美国贸易代表可以尝试简单地将《非洲增长与机会法》重新归类为自由贸易协定。虽然理论上可行，但这种做法是不可能实现的：《非洲增长与机会法》显然不符合 IRA 中确立的定义。

其次，美国贸易代表可以将《非洲增长与机会法》（AGOA）作为专门协定谈判的起点。或与特定的符合《非洲增长和机会法》条件的矿产丰富经济体签订一系列双边协定，正如卡内基基金会报告所建议的。这两条路都不能直接通过国会。

最后，国会可以重新授权《非洲增长和机会法》，并在其中加入特定的措辞，将其指定为用于关键矿产相关目的的自由贸易协定。在上述任何一种情况下，数十个非洲经济体的关键矿产出口都将有资格享受美国国内待遇和相应的税收抵免。对于美国经济治国方略与地质现实之间的不匹配，这是一个看似直截了当的解决方案：目前的美国自由贸易协定合作伙伴根本无法提供电动汽车电池所需的所有材料，而非洲矿产可以帮助弥补这一差距。

但将《非洲增长与机会法》重新定义为自由贸易协定——而且是地区性的自由贸易协定——将立即为美国自由贸易伙伴名单增加近 36 个经济体，避开立法机构在谈判和制定这些协议中的传统角色，并代表劳工组织和人权倡导者等的利益。然而，由于《非洲增长与机会法》甚至不是一项多边协定，因此这样做将使自由贸易协定的概念变得非常单薄。国会将以程序和实体理由提出合理的反对意见，法院也可能会提出质疑。

### **对于将《非洲增长与机会法》转变为自由贸易协定的各方异议**

一些最有力的反对意见提到了中国企业广泛参与非洲采矿和矿物加工部门的情况。从 2024 年开始，《通货膨胀减少法案》明确排除了任何外国实体生产的电池组件。由…拥有、控制或受…的管辖或指导所涵盖国家的政府，包括中国、俄罗斯、朝鲜和伊朗。2025 年，禁令将扩大到关键矿产。

2023 年 3 月，参议员马克·卢比奥（R-FL）提出了一项法案，该法案将为美国税收抵免建立护栏，以防止中国公司——以及与中国公司合作的公司——包括那些在中国境外运营的公司获得税收抵免。这是在之前期待已久的美国财政部

指引关于为 IRA 的目的对“有关外国实体”条款的具体解释。对 IRA 这一条款的担忧——以及更广泛的反华情绪——已经存在对美国的中美电动汽车合作伙伴关系产生寒蝉效应。

即使美国贸易代表办公室或国会法案将《非洲增长与机会法》重新归类为自由贸易协定，许多矿产丰富的非洲国家也会因为治理相关的原因而无法参与。美国领导的矿产安全伙伴关系目标之一就是支持符合以下条件的项目和生产者 国际公认的高 ESG（环境、社会和治理）标准。撇开关键的矿产问题不谈，《非洲增长与机会法》的优惠已因政变、侵犯人权和可信的强迫劳动指控而多次暂停。苏丹和富含锂的津巴布韦的“贱民政权”（指被国际社会孤立、排斥或制裁的国家和政权，至少从美国的角度来看）从未符合条件。几内亚，世界上最大的铝土矿出口国，随后也被《非洲增长与机会法》暂停。2022 年的政变，加蓬及其锰矿储量在 8 月总统阿里·邦戈·翁丁巴下台后，可能会面临类似的情况。简单地将《非洲增长与机会法》重新归类为自由贸易协定大概不会改变这一局面。然而，如果重新命名伴随着对这些暂停的重新评估，这将不会是美国第一次在追求能源安全的过程中将战略重点置于人权和治理问题之上。

还有一个症结可能是对撒哈拉以南国家对未加工材料出口禁令的担忧。加纳和纳米比亚作为迫使矿工和加工商投资发展当地炼油能力的努力的一部分，两国都禁止了未精炼矿物的出口。这些出口禁令，如印度尼西亚颁布的法律，包括铝土矿和镍——似乎与艾拉资格的第二和第四个标准或《关税及贸易总协定》（《总协定》）第十一条相冲突。撒哈拉以南非洲经济体可能不得不放弃使用出口禁令，代之以出口税和/或许可证计划。

目前，《非洲增长与机会法》并不是非洲经济体通过融入《通货膨胀减少法案》支持的供应链从美国可再生能源转型中获益的工具。但《非洲增长与机会法》的精神和意图——提高生活水平和促进更牢固的美非关系——可以作为通过谈判达成符合目的的多边或双边协议的基础。这样做也可以起到催化剂的作用。在这一领域，许多非洲国家都有很大的野心，但目前都依赖于中国。可以肯定的是，这样做会淡化自由贸易协定的概念，并可能引发对许多非洲国家的治理和其他问题的审查。但至少，国会就确保关键矿物供应所涉及的权衡进行辩论，将是向前迈出的健康的一步。

---

本文原题为“Trade accords with Sub-Saharan African countries can ease supplies of critical minerals”。作者为 Cullen S. Hendrix。Chad P. Bown 自 2010 年起加入彼得森国际经济研究所，目前是彼得森国际经济研究所高级研究员、气候与安全中心非常驻高级研究员以及科罗拉多矿业学院佩恩研究所研究员。此外，亨德里克斯还为亚洲开发银行、芝加哥全球事务委员会、国家情报委员会、美国乐施会、美国国际开发署和世界粮食计划署等机构撰写报告或提供咨询。他是政府间气候变化专门委员会 2022 年报告的撰稿人之一，着重评估了气候变化对和平与人类流动性威胁的影响。本文于 2023 年 10 月刊于 PIIE 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 为经济复苏偿债，欧盟代价几何？

---

Grégory Claeys, Conor McCaffrey, Lennard Welslau / 文 安怀雨 / 编译

导读：本文探讨了欧盟为其 NextGenerationEU (NGEU) 计划中疫情恢复和绿色经济计划所借款项的利息和偿还成本。这些成本将主要取决于未来欧盟支付的利率走势。作者还讨论了欧盟是否有足够的收入来支付这些成本，提到了欧洲委员会在 2023 年提出的“自有资源”包，估计每年将为欧盟预算筹集约 365 亿欧元，主要来自欧盟排放交易系统、碳边境调整机制和公司利润的新统计自有资源。然而，作者指出，这一方案的实际可行性存在挑战。编译如下：

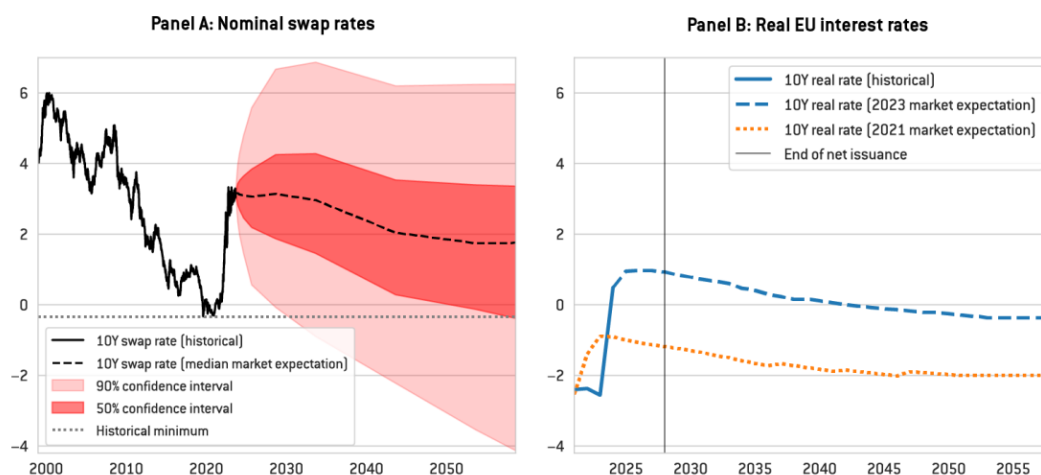
作为欧盟 (EU) NextGenerationEU (NGEU) 后 COVID-19 复苏和经济绿化计划的一部分，欧盟计划在 2026 年底之前借款约 4210 亿欧元 (按当前价格计算)，用于为欧盟国家提供“非应偿支持”。这一债务及其利息必须在 2058 年之前从 EU 预算中偿还，本文旨在估算其潜在成本。

成本将主要取决于欧盟未来支付的利率轨迹。预测如此长时间范围内的利率并不容易，但市场预期 (基于利率互换) 提供了一个很好的基准。例如，市场预期 10 年期利率将在 2030 年前保持相对稳定，然后缓慢下降，并在长期内稳定在较低水平。投资者预计，到 2058 年，10 年期欧元掉期利率将下降至 1.8% (图 1, A)，该利率与欧盟收益率非常接近 (与 10 年期利率的息差较小，通常约为 10 个基点)。

围绕这一预期的不确定性可以通过分析未来利率的预期波动性来测算。市场参与者对不同未来利率轨迹的概率可以从掉期利率中推导出来。这种做法显示出，欧元名义汇率的未来走势存在相当大的不确定性。2058 年，利率在 -0.4% 到 3.4% 之间下降的概率为 50%，而 90% 的置信区间为 -4.1% 到 6.2% (图 1, A)。

虽然名义利率的中值轨迹与 2021 年借款计划开始时的市场预期相比有了大幅提高，但同时考虑实际利率的变化也是有益的。图 1-B 比较了 2021 年和当前市场对欧盟债务 10 年期实际利率的预期。2021 年，这些预期在整个计划期间都是负面的，使得欧盟借款按实际价值计算有利可图。但自 2021 年以来，这些预期有所上升，导致 2028 年的实际利率为 0.92%，届时新的净发行将结束，然后在 2043 年之后回到负值水平。因此，欧盟债务的实际成本预计不再为负，但较低的平均实际利率表明利息成本比名义利率可能显示的要低得多。

图 1:10 年期欧元掉期利率、实际利率和市场预期 (单位: %)



来源: Bruegel 基于丹麦银行和彭博社披露的数据测算。

注: A 图为 10 年期欧元掉期利率的历史和可能的未来价值,反映了市场对未来 10 年平均短期利率的预期,因此可以被视为 10 年期欧盟收益率的良好代理。深红色和浅红色阴影区域分别对应于 50% 和 90% 的置信区间,这是根据 10 年掉期利率的期权价格得出的风险中性概率定义的。B 图为 10 年期欧盟债务的历史和预期实际利率,基于对平均互换-欧盟收益率差和市场通胀预期进行修正的 10 年期欧元互换。

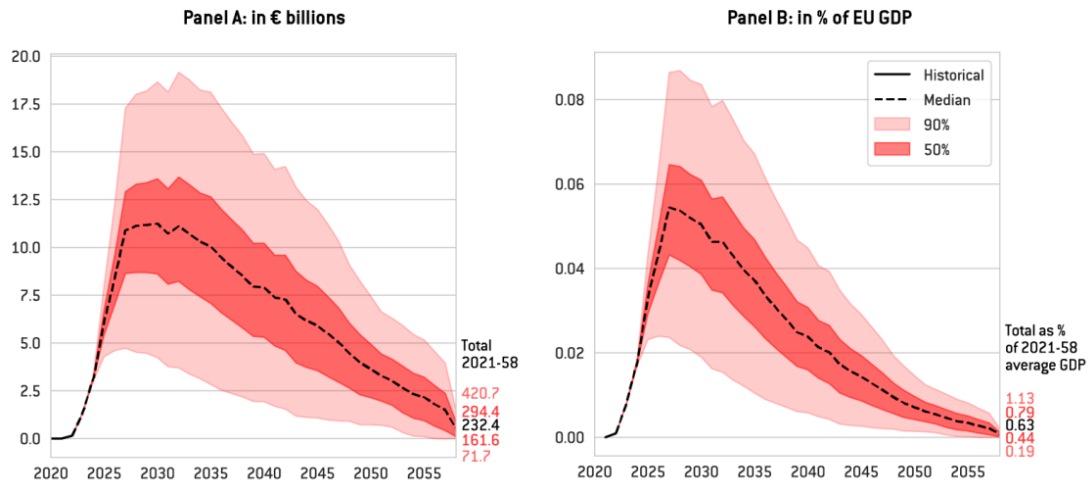
### 2058 年前的年度成本

为了预测必须从欧盟预算中支付的利息费用,我们将这些利率预期及其波动性与有关欧盟债务存量的信息、对未来资金需求的预测、当前债务期限的分布以及互换利率与欧盟债券收益率之间的利差结合起来(详见附件)。然而,我们判断极端负利率的概率(由市场预期并由定价模型的方法假设产生)的概率被夸大了。因此,我们假设未来欧洲利率不会低于其历史最低水平,即 10 年期掉期利率不会低于其 2020 年负 0.33% 的水平(图 1-A 中的灰色虚线)。

我们的研究结果表明,在基线轨迹中,年利息成本可能会在 2030 年增加到 108 亿欧元(即预期欧盟 GDP 的 0.05%),然后逐渐下降,直至 2058 年。到 2058 年,总利息成本可能达到约 2220 亿欧元(即预期 2021-58 年欧盟 GDP 平均值的 0.6%;参见图 2 中的粗体数字)。由于未来利率存在很大的不确定性,利息成本可能会与基准估计值有很大差异。50% 的概率中,2030 年的利息成本可能在 82 亿欧元至 132 亿欧元之间,而 90% 的置信区间在 39 亿欧元至 39 亿欧元之间



图 2: 欧盟承担的预计年度和总利息成本



资料来源: Bruegel 根据丹麦银行、彭博资讯和欧盟委员会披露的数据测算。

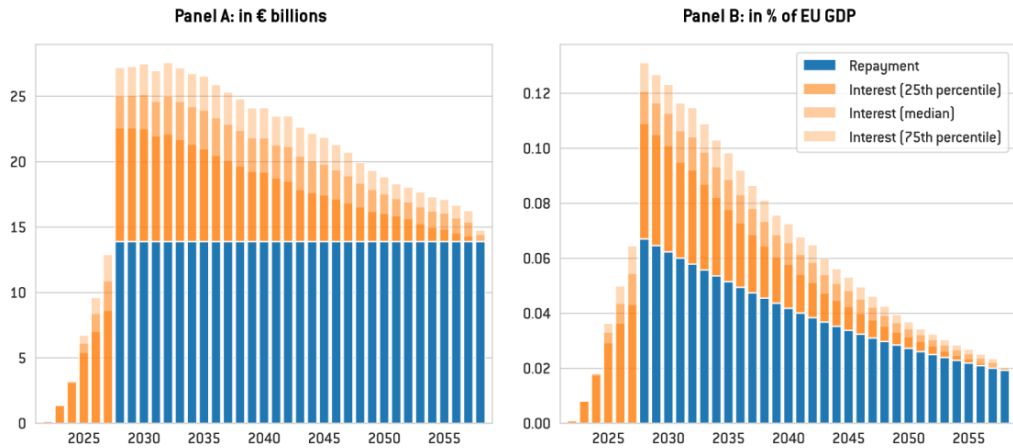
注: 图 A 显示了欧盟以当前价格承担的历史和预测年利率成本(线, 左侧)和 2021-2058 年的总成本(粗体数字, 右侧)。50%和 90%的置信区间基于期权隐含利率波动率(见附件)。图 B 显示了预测的欧盟名义 GDP 的相同成本, 以及 2021-2058 年总成本在欧盟年均 GDP 中的估计份额(粗体数字, RHS)。

从 2028 年开始, 当新的预算周期开始时, 除了利息成本外, 欧盟预算还需要包括偿还欧盟债务的条款。然而, 2021 年至 2026 年期间发行的债务不一定需要在到期时立即偿还, 因为立法允许在 2027 年之后进行一些展期, 以使欧盟债务平稳下降。

因此, 在我们的模拟中, 从 2028 年开始, 我们假设一些滚动利率, 以确保总债务存量线性下降, 直至 2058 年。基于这一假设, 我们估算从 2028 年到 2058 年, 每年的本金偿还额将约为 139 亿欧元。由此, 从 2028 年开始, 欧盟将需要分配更多的资金来偿还债务。在 50%的置信区间内, 2030 年的年度资金需求总额可能达到 220 亿欧元至 270 亿欧元(分别占欧盟国内生产总值的 0.11%和 0.13%), 然后在该计划结束时逐渐降至 139 亿欧元。总体而言, NGEU 对欧盟国家的无需偿还的支持, 可能将花费约 5820 亿欧元至 7150 亿欧元用于支付利息和偿还债务(图 3, A 和 B)。

然而, 在 95%的情况下, 这些数额最多达到国内生产总值的 0.15%, 将远低于 2020 年决定的国民总收入临时增长的 0.6%, 这是欧盟在必要时可以从欧盟国家要求的数额。这将确保欧盟不会有不履行财政承诺的风险。

图 3:欧盟承担的预计年度还款和利息成本



资料来源：Bruegel 根据丹麦银行、彭博资讯和欧盟委员会披露的数据测算。

注：本图显示了历史和预测的年度利率成本（橙色）和欧盟预算承担的本金偿还（蓝色），以十亿欧元和 GDP 的百分比表示。百分比估计基于期权隐含利率波动率（见附件）。

#### 欧盟能得到足够的收入吗？

2023 年 6 月，欧盟委员会提出“自有资源”或欧盟预算收入的一揽子方案（2023A）。根据该提案，在 2028 年至 2030 年期间，欧盟预算每年估计可筹集 365 亿欧元（按 2018 年价格计算）。其中 190 亿欧元来自欧盟排放交易体系，15 亿欧元来自碳边境调整机制（CBAM）<sup>3</sup>，160 亿欧元来自基于统计的新的公司利润自有资源。考虑到通货膨胀因素，这一新方案原则上将在 2028 至 2030 年间每年筹集约 500 亿欧元。鉴于对碳价格、碳排放、ETS 和 CBAM 覆盖范围的预测不足，以及目前缺乏对企业利润税可能产生的收入的详细信息，预估 2030 年后的收入是一项挑战，超出了本文的分析范围。

然而，从理论上讲，每年 500 亿欧元足以支付与 NGEU 借款相关的成本：我们的分析表明，在 75% 的概率下，这些成本可能在 2030 年达到 270 亿欧元的峰值，或者对于 95% 的概率下，达到 320 亿欧元的峰值。但这是假定欧盟委员会的估算符合实际情况，且其建议未作改动就获得批准，而这是不太可能的。此外，对排放交易计划收入还有其他要求，例如社会和创新资金等，这将大幅减少可用于偿还 NGEU 债务的金额。

鉴于与欧盟借贷相关的成本最早将在 2028-2030 年见顶，拥有充足的自有资源至关重要。否则，各国必须要么削减其他欧盟预算支出，或者通过呼吁在 2020 年设立国民总收入 0.6% 的担保来增加每个国家的贡献。

---

---

本文原题为“[What will it cost the European Union to pay its economic recovery debt?](#)”。作者为 Grégory Claeys, Conor McCaffrey, 和 Lennard Welslau。其中, Grégory Claeys 自 2023 年 11 月起担任法国政府智库和政策规划机构 France Stratégie 经济部主任。McCaffrey 在布鲁盖尔担任研究助理。本文于 2023 年 10 月刊于 Bruegel 官网。Welslau 是布鲁盖尔的研究分析师, 专注于宏观经济学、国际经济学和数据科学。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

---

## 以色列的恐怖活动：经济后果取决于油价走势

---

Moritz Schularick 和 Guido Warlimont /文 张丝雨/编译

导读：基尔世界经济研究所（Kiel Institute for the World Economy）所长莫里茨·舒拉里克（Moritz Schularick）就上周末以色列恐怖袭击事件可能带来的经济后果发表评论。编译如下：

“对以色列的袭击首先是一场人类闹剧。我们对恐怖活动的发生感到震惊，并为受害者感到悲痛。”

石油价格的反应是这场冲突的经济后果的核心。只要该地区的主要石油生产国不做出反应或不受冲突影响，直接的经济影响就会很小。目前，没有迹象表明石油生产国将进一步参与其中。沙特阿拉伯和阿拉伯联合酋长国与以色列的关系近来趋于改善。至少以前在以色列发生的巴勒斯坦恐怖袭击没有导致冲突升级。

石油价格在短期内上涨，但幅度不大，还没有回到9月底的高水平。关键贸易路线也没有中断的迹象。因此，总体而言，目前全球经济面临的风险似乎相当低。

然而，在美欧与金砖国家之间，以及伊朗和沙特阿拉伯等国家之间的地缘政治争端中，这场冲突是另一个潜在的紧张根源。如果对伊朗的制裁因冲突而加强或强制执行，油价可能会进一步上涨。

从数量上看，以色列在德国的对外贸易中并没有发挥重要作用——最近只有0.4%的商品出口到该国。进口份额甚至不到这个数字的一半。

---

---

本文原题为“Terror in Israel: Economic consequences depend on oil price development”，作者为Moritz Schularick和Guido Warlimont。Moritz Schularick自2023年6月起担任基尔世界经济研究所所长，同时也是巴黎政治学院经济学教授。Guido Warlimont是传媒部门负责人。本文于2023年10月9日刊于IFW官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

---

# 中国对数据流动的新规定可能预示着从安全向增长的转变

Martin Chorzempa, Samm Sacks /文 熊春婷 / 编译

导读：2017年生效的中国《网络安全法》要求在内地运营期间收集或提供“个人信息”或“重要数据”的“关键信息基础设施运营商”对转移到中国境外的数据进行安全评估。2021年底，国家网信办根据《个人信息保护法》和《数据安全法》的要求，将“重要数据”和部分个人数据纳入“数据处理方”，这极大地扩大了受影响实体的范围。因为“重要数据”的定义以及公司是否会被指定为“关键信息基础设施运营商”等关键条款仍未解决，网信办推迟了这些协议正式生效的最后期限，并正式建议撤销这一不可行的制度。本文认为，这是一个积极的政策信号，意味着中国在一个敏感领域撤销了一项重大的、不可行的安全规则。编译如下：

如果中国最终确定要发布一套新的规则草案，这将逆转中国数据监管制度中的一些关键条款，这些条款本来可能迫使中国与世界其他地区之间出现破坏性的数据脱钩。中国仍然有一大堆复杂的数据规则和一大堆其他以安全为重点的法律，这给中国和外国企业带来了麻烦。然而，新规定可能表明，领导层面可能会在口头上承诺帮助私营部门，即使这一改革会减少北京对其认为对国家安全至关重要的领域的控制和可见度。

中国经济增长放缓和外国投资减少引发了一场全球辩论——“巅峰中国时刻”是否已是过去式。8月，美国商务部长吉娜·雷蒙多告诉记者：美国公司称中国“不值得投资”。许多学者，包括亚当·波森、希娜·切斯特纳特格雷滕斯，还有巴里·诺顿在内，至少在一定程度上归咎于中国政治体制的转变——实施了大量数据安全和技术法规的政策，如牺牲增长以加强安全和对经济的控制。中国近期政策方向在一定程度上取决于新一届领导班子是否认为当前的经济疲软并且需要改变方向以鼓励经济增长，或是继续走上损害商业信心的道路。中国政府最近发出了许多关于支持“私营部门”和“欢迎外国投资”的信号，但恢复国内外企业和投资者的信心将是一项重大挑战。在数据监管方面的最新举措表明，在安全问题过度扩张对企业油气具有破坏性的这一关键领域，支持企业的声音可能会占据上风，但持续的自由化还远未得到保证。

## 1. 数据流处于危险之中

活跃在中国的跨国企业，无论是在中国还是在国外，都需要将在中国生成的数据转移到国外才能有效运营。总部的员工需要个人数据和其他数据的组合，以了解他们的客户和员工是谁、管理薪资、监控子公司的绩效、检测欺诈以及管理全球运营的网络安全。对于拥有庞大个人信息数据库的科技行业来说，数据流尤其重要和敏感，但所有经济部门都依赖于信息跨境流动。

企业希望数据流动不受限制，但是遇到了国家当局越来越多地推动“数据本地化”制度的阻力，这将阻止某些数据离开其边界，不仅在中国，在印度等地也是如此。五千多年来，中国的政治机构内部一直在展开一场争论，一方是实用主义者，他们主张采取更亲商、更开放的方式，另一方是安全强硬派，他们则要求将在中国收集的数据保留在位于中国境内的服务器上。在过去的两年里，强硬派似乎占据了上风，这与中国更广泛的开展“科技打击”行动相吻合，但在很大程度上又与之分开，学者们称这给“寻求向国外转移数据的受监管组织”带来了令人生畏的合规负担。2017年生效的中国《网络安全法》要求在内地运营期间收



集或提供“个人信息”或“重要数据”的“关键信息基础设施运营商”对转移到中国境外的数据进行安全评估。然后在 2021 年底，国家网信办根据《个人信息保护法》和《数据安全法》的要求，将“重要数据”和部分个人数据纳入“数据处理方”，这极大地扩大了受影响实体的范围。

当这些规则于 2022 年 9 月全面生效时，公司的预期并不明确，因为“重要数据”的定义以及公司是否会被指定为“关键信息基础设施运营商”等关键条款仍未解决。网信办推迟了公司完全遵守的最后期限——2023 年 3 月 1 日，因为尽管与公司进行了几个月的反复讨论，但到该制度全面运作时，它只公开批准了两家公司进行跨境转移。在过去的六个月里，由于网信办以“不必要”为由拒绝了公司出境转移申请中包含的大多数类别的数据，批评之声愈演愈烈，导致他们进一步考虑将数据与中国业务隔离，否则将面临重大处罚，从而导致企业对中国商业环境失去信心。

## 2. 撤销不可行的网络规则

网信办正式建议撤销这一不可行的制度。如果实施，拟议的规则将减轻公司自愿“将其大部分数据本地化”的压力，进一步损害了他们的全球业务，并简化了需要对数据进行安全评估的监管过程，在这个过程中，公司提交了大量的文件，但却被要求重新提交。

首先，属于国际贸易、学术合作、跨国制造和营销等大类的数据转移在转移到海外之前将不再需要事先批准。其次，对于尚未定义的“重要数据”，只有在当局明确定义哪些类别的数据构成“重要数据”，或者直接通知公司其数据是“重要”的情况下，才需要批准数据转移，从而减少这部分规则的寒蝉效应。第三，新规则取消了公司必须通过网信办安全评估、标准化合同或通过个人信息认证的预先批准要求，至少对于某些个人数据的出境传输（如涉及合同、旅行、人力资源和紧急情况）是适用的。

根据以前的规则（现在可能被取代），网信办最终决定了哪种对外数据传输是“必要的”。相比之下，曾帮助塑造中国数据治理体系的中国著名数据法学者洪延庆博士写道：新法规中最重要的变化是让公司（而不是监管机构）优先决定其全球业务所需的内容，至少对于处理不到 100 万个人数据的公司来说是这样的。虽然网信办仍然能够为更敏感的数据划定安全红线，但决定的必要性将更多地掌握在公司手中。洪博士还特别指出了“从事前监管到事中和事后监管的转变”，这使得大多数数据流动得以继续，而更好的充实了政权的轮廓。

如果按照书面规定实施，草案中的放宽规定将显著降低但不会消除数据监管风险，因为它进一步推迟了对什么构成重要数据的决定。网信办和其他行业监管机构可以在任何时候确定一家公司拥有“重要数据”，从而触发安全评估、导致中断，并且进一步导致与监管机构的更多谈判，但不明确的“敏感个人信息”将受到现有法律的更严格限制。新规则也没有解决两个关键的模糊领域：客户数据（用于全球销售分析）是否将被列入允许的转移清单，以及遵守美国政府审计或调查是否会触发安全评估。

尽管如此，新的法规草案可能会允许许多公司继续照常营业，在中国政治机构内部关于数据的争论得到解决之前，将它们隔离起来。在这样做的过程中，为了经济的利益，中国对国内外私营部门的抱怨进行了一定程度的回应。此外，领导层已经表示，不会以武断的方式切断数据流或执行监管。在打击科技行业之后，领导层不仅承诺了采取一种“更加透明和可预测”的技术监管方式，而且新的法规直接遵循国务院 24 项措施 8 月公布，明确呼吁数据自由流动。这些措施还可



以产生其他改善商业环境的具体行动。

### 3.规则草案是一次性的还是新的方向？

要判断中国企业的这一数据突破是否预示着“未来中国经济将转向优先考虑经济增长、从而中国经济将走上更健康的经济轨道，并证明它对国内外企业都是可投资的”，还为时过早。中国过去几十年的经济成功在很大程度上要归功于政府为企业让路，而扭转这一局面让中国在增长和投资方面付出了高昂的代价。尽管有积极的消息，但不能对在华外资企业的每一次投诉都进行干预，随着重要数据的确定，监管制度将再次收紧。然而，这是一个积极的信号，商业上的担忧导致中国在一个敏感领域缩减了一项重大的、不可行的安全规则。希望它能成为一种趋势。

---

本文原题为“China's new rules on data flows could signal a shift away from security toward growth”。作者为 Martin Chorzempa, Samm Sacks。Martin Chorzempa 自 2017 年加入 PIIE 研究中心，现为高级研究员，同时也是德国 Fulbright 协会和中国经济研究中心的学者，其主要研究方向金融科技、数字货币、国家出口管制、外国投资筛选等国家安全问题。Samm Sacks 是耶鲁大学法学院蔡保罗中国中心和新美国研究中心的研究员。本文于 2023 年 10 月刊于 PIIE 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 城市化能在多大程度上缓解中国人口老龄化的负面影 响

Alicia García-Herrero 和 Jianwei Xu /文 杨茜/编译

导读：由于生育率迅速下降和预期寿命延长，中国正在经历人口老龄化。这一人口结构转型带来了经济挑战，但这些挑战的强度取决于若干因素，其中人口从农村向城市地区的迁移至关重要。为了更清楚地了解城市化与人口老龄化的相互作用，我们调查了中国农村和城市地区劳动力的变化，研究结果表明，在 2035 年之前，整体劳动力将适度萎缩，其中只有农村地区的劳动力萎缩，而城市劳动力将继续增长。由于城市就业比农村就业更具生产力，人口变化和城市化对增长的综合影响将保持适度积极（每年 0.4%）。2035 年后，生育率下降将开始影响农村和城市地区的劳动年龄人口，特别是因为预计届时城市化进程将趋于平稳。在这种情况下，中国人口的减少将使每年的 GDP 增长减少 1.4%。然而，这些结果没有考虑到人口老龄化对劳动生产率的影响。中国快速迈向机器人化和人工智能等因素可能会通过提高生产力来帮助减轻负面影响，但目前还没有此迹象。编译如下：

### 1 引文

中国的经济增长轨迹发生了重大转变，从 2010 年 10.6% 的峰值增长率下降到 2019 年的 6.1%。尽管存在有利的基数效应，但 Covid-19 大流行带来的后续破坏进一步削弱了经济

增长。这凸显了中国经济正在经历的结构性减速趋势。

中国迅速老龄化的人口被认为是经济放缓的一个驱动因素(Eggleston 等, 2013)。然而, 我们的分析表明情况并非如此。我们的研究表明, 中国的人口结构变化尚未显著阻碍其经济增长, 我们预计至少在 2035 年之前不会产生重大影响。主要原因是, 在未来十年, 劳动力增长放缓预计将伴随着持续的城市化, 这将提高总体劳动生产率。2035 年后, 在中国城市化进程达到顶峰的现实假设下, 可能会出现更显著的转变。

我们探索了中国人口演变对劳动力和整体经济增长的影响, 区分了农村和城市。我们首先利用 2000 年、2010 年和 2020 年的中国人口普查数据, 评估劳动力增长放缓的影响。

然后, 假设所有其他因素(长期失业率和农村和城市劳动力的生产率增长)保持不变, 在关于中国城市化轨迹的各种假设下, 我们预测城市和农村劳动力的变化及其对经济增长的后续影响。我们的分析显示, 在过去十年中, 老龄化仅占 GDP 增长率减速的约 1 个百分点。预计在 2030 年代中期之前, 老龄化效应将继续产生有限的影响。然而, 超过这一时点, 老龄化的经济影响可能会加速, 这取决于城市化和劳动生产率增长的速度。

这表明, 有必要对导致中国经济放缓的其他结构性因素进行更仔细地研究。特别是劳动生产率, 值得深入研究, 尤其是劳动力供给与生产率之间的关系。

在此背景下, 我们审视了中国未来二三十年的人口前景。我们强调农村和城市地区之间的差距, 强调城市化在抵消迄今为止以及未来老龄化的不利影响方面的作用。

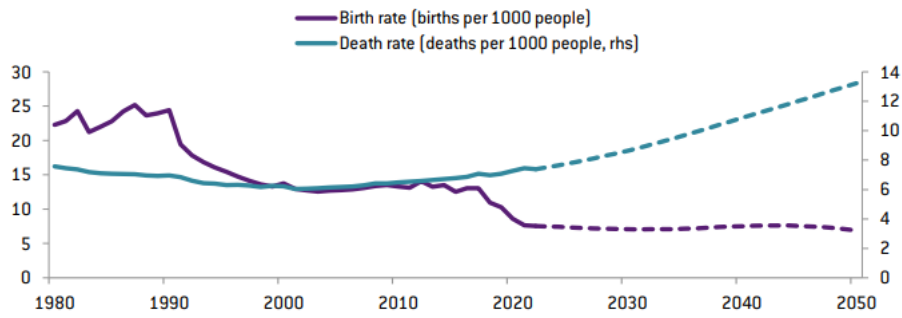
## 2 中国劳动年龄人口的总体趋势

2016 年, 中国开启了新的人口篇章, 出生率显著下降(图 1)。但在此之前, 中国劳动年龄人口数占总人口数的比例自 2011 年后已经下跌。

然而, 这种负人口轨迹对中国经济增长的影响已被过去 20 年的快速城市化所抵消。因此, 人口老龄化的不利影响主要局限于生产力水平较低的农村地区, 而城市劳动力供应则保持了增长轨迹。事实上, 图 3 清楚地表明, 从 2000 年至 2020 年, 城市劳动年龄人口显著增加, 而农村劳动年龄人口减少。从农村向城市地区迁移的工人的涌入大大增加了中国的制造业和服务业劳动力, 而没有造成城市工资的过度增长。这一现象是刘易斯模型的特征, 该模型概述了城乡二元经济如何促进增长和发展(Lewis, 1954)。

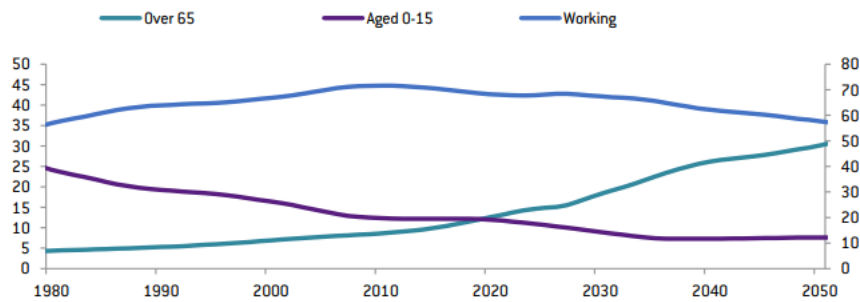
展望未来, 根据联合国人口预测(UN, 2022), 中国人口老龄化的步伐预计将在未来三十年内加速。预计生育率将保持在较低水平, 老年人(65 岁及以上)的比例预计将从 2021 年的 13% 飙升至 2050 年的 30%, 其中女性由于寿命较长而增加尤为明显。然而, 未来十年对工作年龄人口的影响不太可能很严重, 因为儿童在人口中所占比例的持续下降将降低青年抚养人比率, 从而部分缓冲老龄化效应。事实上, 劳动适龄人口在人口中的比例预计仅会略有下降, 从 2020 年的 68% 降至 2035 年的 66%, 降幅小于 2010 年至 2020 年的 3 个百分点。预计 2035 年之后会产生更大的影响。随着生育率下降并导致劳动年龄人口减少, 而成年人人口继续老龄化。我们的估计表明, 劳动年龄人口占总人口的比例将从 2020 年的 68% 骤降至 2050 年的 58%。

图 1: 中国的出生率和死亡率



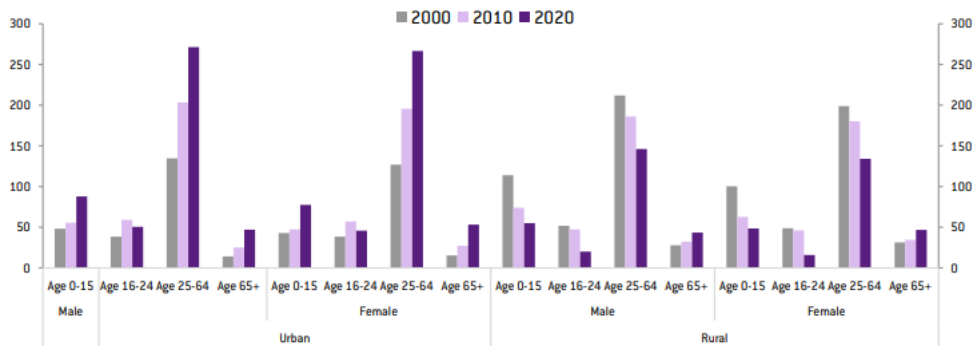
资料来源：法国外贸银行，联合国。

图 2：中国不同年龄组的人口比例（%）



资料来源：法国外贸银行，联合国。

图 3：中国人口分布（百万）



资料来源：法国外贸银行。

### 3 中国人口结构变化对劳动力供给的影响

为了分析人口结构变化对中国劳动力供给的影响，我们将劳动力供给和劳动力参与率按年龄、地区（城市或农村）和性别分解。假设特定年龄的劳动力参与率保持不变，劳动力供给往往会下降，老年人在人口中所占的比例会增加。后者被 Bloom 等（2010）称为“会计效应”。

我们比较了 2000 年、2010 年和 2020 年中国人口结构的变化，并调查了如果人口年龄分布与 2000 年（2010 年）相同，并且所有其他因素保持不变，2010 年（2020 年）的劳动力规模会有多大。根据人口普查频率，我们将中国的总劳动力（L）定义为 2000 年、2010 年和 2020 年特定年份的人口（P）和劳动力参与率（LFPR）在地区、性别和年龄组之间的乘积。

$$L_{total,t} = \sum_{i=\{U,R\}} \sum_{j=\{M,F\}} \sum_{k=\{Y,M,O\}} LFPR_{ijk} \cdot P_{ijk}, \text{ where } t = 2000, 2010, 2020$$

2010 年和 2020 年，无人口老龄化情景下的反事实劳动力供给构建如下。

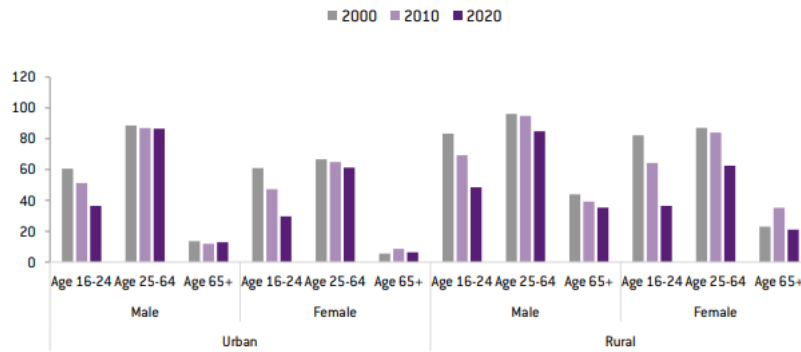
$$L_{total,t} = \sum_{i=\{U_t,R_t\}} \sum_{j=\{M_t,F_t\}} \sum_{k=\{Y_t,M_t,O_t\}} LFPR_{ijk} \cdot P_{ijk}, \text{ where } t = 2010, 2020$$

最后，比较  $L_{total,t}$  和  $L_{total,t}'$  之间的年度对数差，得出人口老龄化对 2010 年和 2020 年中国劳动力供给年增长率的影响。

利用《联合国中国人口展望》，我们可以进一步衡量 2020 年至 2035 年和 2035 年至 2050 年人口老龄化对中国劳动力供应的影响。我们研究了农村和城市人口的不同趋势，并对这两个时期的城市化率进行了假设。为了衡量按地区和性别划分的人口和就业模式的变化，我们使用了 2000 年、2010 年和 2020 年的中国人口普查数据，与 10 年的频率一致。利用这些数据，我们计算了不同年龄、地区和性别的人口分布。

图 4 描述了中国劳动力参与率的变化，揭示了城市和农村地区 16-24 岁年龄组的大幅下降。造成这一趋势的一个可能原因是，越来越多的这一年龄段的年轻人接受高等教育，从而推迟了他们进入劳动力市场的时间（注：劳动力通常包括从事有酬职业或积极寻找工作的个人）。就其他年龄组而言，我们观察到农村地区的劳动力参与率大幅下降，而城市地区的参与率则较为稳定。这种模式在很大程度上可以归因于中国近几十年来强劲的城市化进程。

图 4：按地区、性别和年龄分列的劳动力参与率（%）



资料来源：Bruegel 基于中国人口普查。

接下来，我们将劳动力参与率与中国每个年龄段的实际人口增长率结合起来，得出中国劳动力的净变化。结果表明，从 2000 年到 2010 年，中国劳动力以每年 0.65% 的速度正增长。尽管在此期间人口已经老龄化（老年人抚养比从 10.4% 上升到 12%），但青年人抚养比却从 39.3% 下降到 27.6%，从而导致人口和劳动力的总体增长。

然而，从 2010 年到 2020 年，中国的人口红利发生了逆转，因为 20 世纪 90 年代生育率的下降最终在 2017 年后表现为劳动年龄人口的减少（图 1）。

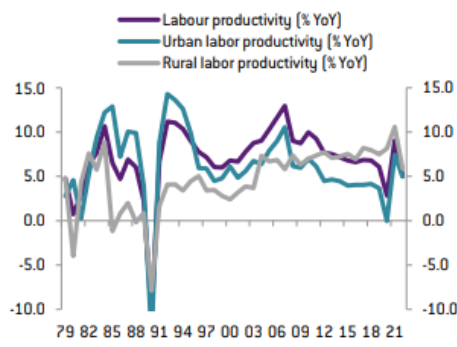
为了更深入地了解影响中国劳动力供给变化的因素，我们假设 2000 年至 2010 年人口的年龄分布保持不变。然后，我们计算了中国劳动力的反事实增长，并将其与实际劳动力增长率进行了比较。结果表明，2000 年至 2010 年，中国人口红利为正，劳动力年增长率为 0.53 个百分点。在比较实际和反实际劳动力增长率时，使用 2010 年至 2020 年的相同方法显示，中国劳动力供给长每年下降 2.71%。

老龄化的影响在农村地区更为明显，这归因于劳动年龄人群从农村向城市地区的迁移（图 5）。虽然老年人口（65 岁以上）也一直在向城市地区迁移，但他们在城市地区的比例增长相对温和。从本质上讲，城市化进程导致城市劳动力供应激增，因为儿童和老年人迁移的可能性较小。事实上，尽管总劳动力增长速度放缓，但从 2010 年到 2020 年，中国城市劳动力仍在持续增长。

为了进一步量化城市化在增加劳动年龄人口中的作用，我们计算了在没有城市化的情况下劳动年龄人口的变化。我们发现，老龄化会使城市劳动力增长率（每年）下降 0.34 个

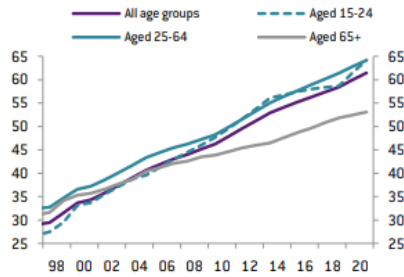
百分点。相反，在农村地区，城市化加剧了 2010 年至 2020 年期间劳动力的减少（表 1）。

图 5: 按年龄组分列的城市化率 (%)



注意：数据来自中国人口抽样调查，使用 5 年移动平均值  
资料来源：法国外贸银行，CEIC。

图 6: 中国劳动生产率



N.B. data from China population sample survey, 5 year moving average used

资料来源：法国外贸银行。

表 1: 2000 年至 2020 年人口变化对劳动力增长率的影响 (%)

		Actual labour-force growth rate (annualised)	Counterfactual: labour-force growth rate if no population structure change (annualised)	Difference between outcome and counterfactual: impact of population aging (annual impact)
2000 - 2010	Total	0.65	0.12	0.53
	Urban	3.75	3.71	0.04
	Rural	-1.43	-2.03	0.60
2010 - 2020	Total	-1.26	1.45	-2.71
	Urban	1.85	2.19	-0.34
	Rural	-5.00	0.74	-5.74

资料来源：Bruegel 基于中国人口普查。

现在，我们利用联合国（UN）对中国的人口预测来估计人口老龄化对未来三十年中国劳动力供应的影响。由于数据的可用性，我们在一定程度上进行了这一分析，说明了从 2020 年到 2050 年的年龄和地理（农村/城市）差异。由于联合国数据库中缺乏特定性别的人口预测数据，我们的预测计算没有区分男性和女性劳动力参与率。因此，我们应用以下公式：

$$L_{total,t}^* = \sum_{i=\{U,R\}} \sum_{k=\{Y,M,O\}} LPFR_{ijk} \cdot P_{ijk}, \text{ where } t = 2035, 2020$$

为了更好地理解城市化对中国劳动力的影响，我们进行了两种情景分析。第一个假设是城市化没有进一步的进展；第二个假设是继续城市化。值得注意的是，中国的城市化水平已经很高，因此未来城市化的步伐可能会放缓。

我们的研究结果（如表 2 所示）表明，在所有情景中，人口老龄化对劳动力的影响在



2035 年之前都将保持相对较低的水平，即使假设没有进一步的城市化。在第一个不现实的情景中，城市化停止——这是不现实的，因为中国目前的城市化率仍未达到发达国家的水平——从 2020 年到 2035 年，总劳动力供应预计每年仅收缩 0.1%。这一比率甚至略低于过去十年（2010-2020 年）的下降水平。这可以归因于这样一个事实，即 2017 年以来中国生育率的下降只会影响 16 年后的劳动年龄人口，一旦新生儿达到就业年龄（即从 2033 年起）。这一结论与未来 15 年劳动年龄人口下降速度将低于 2010-2020 年的预期一致。在更有可能继续城市化的情况下，从 2020 年到 2035 年，中国的城市劳动力预计将稳步增长。这些研究结果强调了城市化在抵消人口老龄化对中国劳动力的不利影响方面的重要作用。

此外，当我们将结果分为农村和城市地区时，在没有进一步城市化的情况下，城市地区的劳动力将以-0.23%的年率减少，而在持续城市化的情况下，城市地区的劳动力将以 0.48% 的年率增加。总之，由于 2020 年至 2035 年劳动年龄人口的变化相对温和，预计在 2035 年之前，中国劳动力的总体下降幅度很小。

然而，从 2035 年到 2050 年，人口老龄化将对中国劳动力产生重大影响，因为劳动年龄人口占总人口的比例将大幅下降。即使我们假设城市化持续但放缓，这一结论仍然有效，考虑到已经很高的城市化率，这是一种可能的情况。值得注意的是，由于人口老龄化，城市化速度也可能放缓，因为为了更好的经济前景，更有动力迁移到城市地区的劳动年龄人口将减少。老年农村人口将不太愿意迁移到城市地区，这将导致城市化进程的放缓。

表 2：预计劳动力增长（年增长率，%）

			Total	Urban	Rural
<b>Baseline scenario (no further urbanisation)</b>					
2020-2035 (with the urbanisation rate remaining the same as in 2020 – the share shown in brackets in %)			-0.10	-0.23	0.13
Age 16 – 24 {72}	Age 25 – 64 {65}	Age 65+ {52}			
2035-2050 (with the urbanisation rate remaining the same as in 2020 – the share shown in brackets in %)					
Age 16 – 24 {72}	Age 25 – 64 {65}	Age 65+ {52}	-0.80	-0.95	-0.56
<b>Urbanisation scenario</b>					
2020-2035 (with the urbanisation rate increased to the level indicated in brackets for 2035)			-0.18	0.48	-1.53
Age 16 – 24 {78}	Age 25 – 64 {70}	Age 65+ {68}			
2035-2050 (with the urbanisation rate increased to the level indicated in brackets for 2050)			-0.91	-0.69	-1.46
Age 16 – 24 {85}	Age 25 – 64 {75}	Age 65+ {75}			

资料来源：Bruegel 根据中国人口普查。注：括号内的百分比数字表示期末每个年龄组城市人口占总人口的比例。例如，第一类中的 72% 表明，到 2035 年，16-24 岁年龄组中的 72% 将生活在城市地区。

#### 4 人口老龄化对中国 GDP 增长的影响

为了进一步衡量人口老龄化对经济增长的影响，我们将中国 2000-2010 年和 2010-2020 年的 GDP 分解为人均 GDP（称为劳动生产率 $y_t$ ）、失业率（ $u_t$ ）和劳动力（ $N_t$ ）。

$$GDP_t = \frac{GDP_t}{L_t} \cdot \frac{L_t}{N_t} \cdot N_t = \frac{GDP_t}{L_t} \cdot \frac{L_t - U_t}{N_t} \cdot N_t = y_t \cdot (1 - u_t) \cdot N_t$$

将中国的 GDP 分解为城市和农村地区，这个等式可以进一步扩展为：

$$GDP_t = \sum_{i=\{U_t, R_t\}} GDP_{it} = \sum_{i=\{U_t, R_t\}} y_{it} \cdot (1 - u_{it}) \cdot N_{it}$$

使用上面的公式，我们将 2000 年、2010 年和 2020 年的中国 GDP 分解为三个组成部分：劳动生产率、失业率和劳动力。我们的计算表明，从 2000 年到 2010 年，中国的劳动生

产率几乎翻了一番，而同期城市失业率从 8.3% 下降到 5.2%。这些因素共同表明，在那十年里，推动中国经济增长的是一个巨大的人口红利。

在下面的分析中，我们通过上述三个传导渠道来评估人口老龄化对 GDP 的经济影响。根据第 3 节的讨论，我们已经评估了人口老龄化对劳动力增长的影响 (2022)，因此现在重点转向其余两个关键变量：失业率和劳动生产率。为了简化我们的分析，我们假定这两个变量都不受人口老龄化的影响：

从长远来看，失业率应该会向自然失业率靠拢。虽然人口老龄化可能会影响长期失业率，因为经济中的总体结构性变化会影响劳动力市场的匹配效率，但经济文献中并不清楚这种影响的方向。例如，年轻人口的减少可能给雇主带来招聘挑战，可能导致更高的失业率。然而，老年人口的增加可能会刺激满足他们需求的服务活动，从这些新出现的机会中产生新的劳动力需求。劳动生产率和人口老龄化之间的关系可能是双向的。一方面，老龄化可能对劳动生产率产生不利影响，因为随着工人年龄的增长，技能储备可能会过时。例如，Aksoy 等 (2015) 发现，年龄较大的工人 (尤其是 50-59 岁年龄组) 申请专利的数量明显较少。另一方面，在老龄化过程中积累的工作经验也有利于提高劳动生产率 (Disney, 1996)。Aiyar 等人 (2016) 使用欧洲数据表明，55 岁至 64 岁的劳动力比例与劳动生产率呈负相关，但他们的实证研究也发现，老年抚养比对劳动生产率的影响是积极的，在统计上不显著。Acemoglu 和 Restrepo (2022) 认为，当经济中可用的劳动力资源较少时，可以通过更多地使用自动化 (包括机器人) 来提高劳动生产率，从而导致人口老龄化与经济表现之间的关系更加模糊。Acemoglu 和 Restrepo (2017) 还指出，近几十年来，经历更快人口老龄化的国家增长更快。

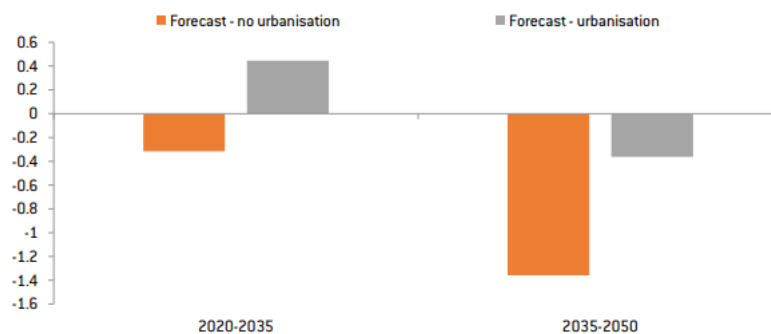
在中国的背景下，我们对 1979 年至 2022 年期间中国城市劳动生产率增长率与老年抚养比进行回归分析，发现在取样期间没有令人信服的相关性。由于人口老龄化与生产率之间的关系不明确，特别是在纳入老年受抚养人群后，我们假设劳动生产率在实证研究中对人口老龄化是中性的。

如果我们通过比较实际 GDP 增长率和没有人口变化的反事实来分析人口老龄化的影响，我们发现，在 2000 年代的第一个十年中，人口变化促进了中国 GDP 增长，年均增长率为 0.49 个百分点。然而，在 2010 年至 2020 年期间，这一人口红利变成了人口负担，人口老龄化效应估计使中国的 GDP 增长率每年下降一个百分点。

接下来，我们通过劳动力渠道，基于上述分解方程，预测人口老龄化对经济增长的未来影响。也就是说，我们假设经济增长的其他主要驱动因素，包括劳动生产率和失业率，在预测期内保持不变。我们的研究表明，在城市化停止的情况下，从 2020 年到 2035 年，劳动年龄人口的增长速度稍微放缓，将使增长率略微下降 -0.32%。然而，这是不太可能的情况，因为中国的城市化在当前的五年计划 (2020-2025 年) 中得到了进一步的促进，提高了 2020-2035 年期间的劳动生产率增长。

相反，从 2035 年到 2050 年，人口老龄化对经济增长的负面影响将显著增加，这既是因为人口老龄化速度更快，也是最重要的一点，因为中国将完成城市化进程，达到与发达经济体相似的城市化率 (占人口的 70% 至 80%)。在这种更有可能的情况下，人口老龄化——以及相关的人口减少——将使每年的 GDP 增长减少约 1.36%，在最有可能的情况中，进一步的城市化不再可行 (图 7)。

**图 7：人口老龄化对中国 GDP 增长率的预测影响 (%)，仅考虑劳动力供给渠道，不考虑劳动生产率变化)**



资料来源：Bruegel。

首先，劳动力供应的减少可能会引发工资上涨，导致企业用资本（如机器人）取代劳动力。正如索洛（1956）提出的那样，增加投资理论上可以刺激经济增长。然而，尽管随着劳动力成本的上升，投资增长率加快在理论上是合理的，但其他因素，包括中国已经很高的债务水平，可能会限制进一步投资的资金。此外，额外的资本可能会使有效的部门分配更具挑战性，从而使从劳动密集型行业向资本密集型行业的转变复杂化。资源配置不当（Hsieh 和 Klenow, 2009）可能会限制资本密集型投资抵消人口老龄化影响的潜力。

其次，机器人或人工智能的整合可能会提高劳动生产率。例如，Acemoglu 和 Restrepo（2022）提出，人口结构的转变导致自动化技术利用率的提高，从而提高生产力。

第三，正如 Becker（1960）所提出的，生育率的下降可能会增强人力资本，从而提高家庭生育决策中儿童质量和数量之间权衡所产生的劳动生产率。

最后，人口老龄化还将影响一个经济体的储蓄和消费模式（Deaton, 2005），从需求角度影响中国经济。中国已经表示有意扩大国内消费，将其作为经济增长的可靠来源。支出结构的变化也可能影响中国的劳动生产率。然而，从日本的经验来看，这并不一定是有益的，因为服务业的平均劳动生产率可能低于制造业。

总之，在 2035 年之前，人口老龄化将对中国经济增长产生直接但有限的负面影响，而中国正在进行的城市化进程可以缓解这一影响。然而，这一影响在 2035 年后将变得更加显著。除人口老龄化外，劳动生产率的变化（其中一些与老龄化有关）将在决定人口老龄化对中国增长率的长期影响方面发挥关键作用。

## 5 结论

在本文中，我们分析了人口老龄化对中国劳动力供给和中国整体经济的影响。

根据目前的人口预测，正如人们所预期的那样，人口老龄化对中国经济的总体影响可能是负面的，但与长期相比，未来 10-15 年的模式将大不相同。更具体地说，在我们的第一个预测窗口，即 2020-2035 年，人口老龄化对中国 GDP 增长的影响将被抵消，而不是负面的，只要中国继续将人口从农村转移到城市。换句话说，城市地区与农村地区的正生产力差异，以及只要中国的城市化率继续提高，人口减少只会农村地区继续发生的事实，将导致中国的经济增长。然而，到 2035 年，中国的城市化率应该已经达到发达经济体的水平（占总人口的 70% 至 80%），这意味着人口减少的全部影响，通过劳动力的减少，将对 GDP 增长产生负面影响。我们估计，其影响将是增长率下降 1.5%，到 2035 年，这将进一步降低中国本已微薄的增长率。事实上，根据 Garcia Herrero（2023）的说法，到 2035 年，中国将以 2.3% 左右的速度增长，此后需要减去人口减少的全部影响，使中国的增长率与日本相似。不过，还应该注意的，联合国对中国生育率的人口预测可能无法准确反映 2035 年后中国劳动年龄人口的未来轨迹。

话虽如此，人口老龄化对中国经济的影响也取决于劳动生产率的增长。人口老龄化与劳动生产率之间的关系在经济文献中没有得到很好的确立，特别是在技术快速变化的情况

下。事实上，向资本密集型行业的转型、机器人和人工智能的使用增加以及人力资本的改善，可能有助于通过提高劳动生产率来抵消人口老龄化对中国经济的总体负面影响。总的来说，现在确定中国生产力对人口老龄化的反应还为时过早，而对劳动力的影响——再加上城市化——更容易预测。这也意味着，中国经济在过去几年的减速不能仅仅被视为人口老龄化的结果，或者至少不能仅仅被认为是劳动力减少的结果。

---

本文原题名为“To what extent can urbanisation mitigate the negative impact of population ageing in China?”本文作者 Alicia Garc ía-Herrero 是 Bruegel 的高级研究员，Jianwei Xu 是 Bruegel 的非常驻研究员。本文于 2023 年 10 月刊于 Bruegel 官网。[单击此处可以访问原文链接。](#)

---

## 主权债务违约成本：重组策略与金融中介

Tamon Asonuma、Marcos Chamon、Aitor Erce 和 Akira Sasahara/文 王悦人/编译

导读：主权债务重组与 GDP、投资、银行对私人部门的信贷和资本流动的增长下降有关。本文的实证研究结果表明，这些损失的强度取决于两个方面：重组是否先于违约（即先发制人式重组），以及该国对银行中介的依赖程度。违约后重组的结果要比在不拖欠债权人款项和不发生违约的情况下预先进行重组的结果要差。造成这种差异的主要原因是，在银行

业规模相对较大的国家，违约后重组会产生特别不利的影响。编译如下：

## 1. 引言

对公共债务进行重组的国家，GDP、投资、对私人部门的银行信贷和资本流动的增长都有所下降。尽管以往的研究为主权债务重组的产出和金融稳定成本提供了不同的衡量标准，但对于“在涉及外债的重组中，银行中介如何影响债务重组对经济的影响”的相关问题却鲜有研究。补充研究这一问题对那些面临债务重组问题的国家具有现实意义。正如阿根廷（2001-2005年）、厄瓜多尔（1999-2000年）和乌克兰（2015年）著名的主权债务解决方案所证明的那样，了解债务重组通过国内金融体系产生的溢出效应和反馈效应有助于设计重组，以最大限度地降低其引发金融不稳定的风险。本文通过展示债务重组的产出和银行部门成本如何根据重组是先行制人还是仅在违约发生后进行，以及重组是否发生在依赖银行中介的经济体中而有所不同，从而帮助实现这一目标。

本文阐明了债务重组成本的两个重要维度：是否为先行制人式重组以及国家对银行中介的依赖程度。首先，我们参考 Asonuma 和 Trebesch（2016）的重组策略进行分类，基于是否拖欠了主权债务（违约后），是否只是暂时拖欠并且得到了外国债权人的同意（弱先行制人），或者是否在谈判期间继续按时足额付款（严格先行制人）。我们使用局部投影法（Jordà, 2005）来量化不同重组策略在长期内的总体累积效应（直接和间接），同时控制来自其他变量的动态反馈。我们的分析基于 1975-2019 年 76 个国家的样本，涵盖 194 个主权债务重组事件。

平均而言，违约后重组会导致 GDP、投资和银行信贷最严重和持久的下降，相对于重组前的线性趋势，重组后前三年的相关指标分别累计收缩 5、10 和 13 个百分点。这些重组也与资本流入总额的大幅长期下降以及实际贷款利率的急剧持续上升有关。相比之下，严格先行制人的重组事件对 GDP、投资、银行信贷和资本流入总额的影响较为温和，持续时间也较短。弱先行制人重组后相关指标的波动幅度介于违约后重组和严格先行制人重组之间。对私人部门信贷和贷款条件的巨大不利影响可能导致债务国在进行违约后重组后，国家的 GDP 和投资情况恶化。

其次，本文研究表明，以银行对私人部门的信贷来衡量的对银行信贷中介的依赖程度是决定主权债务重组经济后果的关键因素。为此，我们根据重组前银行业的规模是高于还是低于样本中位数来估算三种重组策略对子样本的影响。通过这种方式，正如 Auerbach 和 Gorodnichenko（2016）以及 Jordà 和 Taylor（2016）所述，我们允许债务国对重组的经济反应因其自身的经济状况而异，而经济状况则由银行信贷的使用情况决定。

在金融化程度较高的国家（银行中介规模相对较大的国家），违约后的重组与最差的 GDP、投资和银行信贷结果相关——相对于重组前的趋势，三年内的累计差值分别为 12%、29% 和 22%。与银行规模相对较小的国家相比，银行中介规模相对较大的国家在先行制人重组下的结果也较差，但差异较小。这些结果表明，在银行中介发挥很大作用的国家，先行制人重组的好处尤为重要。

鉴于一国如何进行债务重组的决定受到其所面临的经济状况的影响（Asonuma & Trebesch, 2016），普通最小二乘法（OLS）估计存在内生性问题。为了缓解这一问题，我们的基准结果遵循局部投影法相关文献中的惯例，并在使用局部投影时应用增强的逆概率加权（AIPW）估计量（Jordà & Taylor, 2016）。该方法对与事件相关可能性较低的观测值赋予更大权重，旨在复制无选择偏差的



分布。

本文的研究结果为当前有关债务重组的政策辩论（如 IMF, 2020）提供了参考，同时也为不同的文献领域做出了贡献。首先，文章补充了关于主权违约产出成本的大量文献，例如 Sturzenegger (2004)、Tomz & Wright (2007)、Borensztein & Panizza (2009)、De Paoli et al. (2009) Reinhart & Rogoff (2009), Levy-Yeyati & Panizza (2011), Asonuma & Trebesch (2016), 以及 Kuvshinov & Zimmermann (2019)。这些论文通过采用常规的面板回归和局部投影方法提供了产出成本的不同测量方法。本文的贡献在于证明产出成本的动态变化主要取决于两个维度：重组是否先于违约，以及经济对银行中介的依赖程度。

本文的研究结果还与金融中介在债务重组中的作用的文献有关。以往的理论工作通过银行对主权国家的直接风险敞口（如 Gennaioli et al., 2014; Sosa-Padilla, 2018）以及国内主权债务违约风险的增加（如 Bocola, 2016; Arellano et al., 2020）来探讨其影响。近期的实证研究（例如，Erce & Mallucci, 2018）显示了银行信贷渠道在国内债务违约中的重要性。本文研究发现，当主权国家重组私人外债时，金融中介也发挥着重要作用，尽管这些外债通常不是由国内银行持有的。

最后，我们的研究结果有助于研究重组策略中的异质性。关于违约后重组，Trebesch 和 Zabel (2017) 发现，更大幅度的减记和更具强制性的违约，即“硬违约”，与更剧烈和更持久的产出下降有关。Gordon 和 Guerron-Quintana (2020) 从理论上解释了增长冲击是决定违约是“硬”还是“软”的主要因素。本文研究表明，债务人重组前的财务状况，即对银行中介的依赖，可以解释违约后重组策略和弱先发制人重组策略结果的异质性（在违约后策略中具有更显著的影响），从而对该文献做出了贡献。

## 2. 关于主权债务重组的证据

### 2.1 数据说明和重组分类

在本文中，我们只关注私人外债重组。本文样本涵盖 1975-2019 年期间。参考 Jordà 和 Taylor (2016) 的操作，我们将样本限定为至少经历过一次重组事件的国家。我们的基准样本有 76 个国家，名单见附录。根据以往的研究（Cruces & Trebesch, 2013; Asonuma & Trebesch, 2016），当第一次重组事件开始后的五年内发生第二次重组时，我们将每次重组视为独立事件。也就是说，在估计第一次重组的影响时，我们会将从第一次重组开始的五年内发生的第二次重组的观察结果包括在内。这对于捕捉浅度重组的中期成本非常重要，因为浅度重组可能无法恢复债务可持续性。本文的结果对于处理叠加债务重组的替代方法（如放弃连续重组）是稳健的。

本文遵循 Asonuma 和 Trebesch (2016) 对私人外债重组的分类方法：

定义 1：“严格先发制人的重组”是指在不拖欠任何付款的情况下实施的债务重组。

定义 2：“弱先发制人的重组”是指在与债权人代表开始正式或非正式谈判之后，债务国存在暂时性拖欠付款的情况。

定义 3：“违约后重组”是指未经债权人代表同意而拖欠付款的情况（单方面违约）。

本文的样本包括 194 次重组，其中违约后重组、弱先发制人重组和严格先发制人重组分别有 115 次、48 次和 31 次。不同重组策略的平均持续时间差异很大：违约后、弱先发制人和严格先发制人重组的平均持续时间分别为 4.9 年、1.1 年和 0.9 年。我们以年度为频率来设定重组虚拟变量，如果重组在当年开始或延续



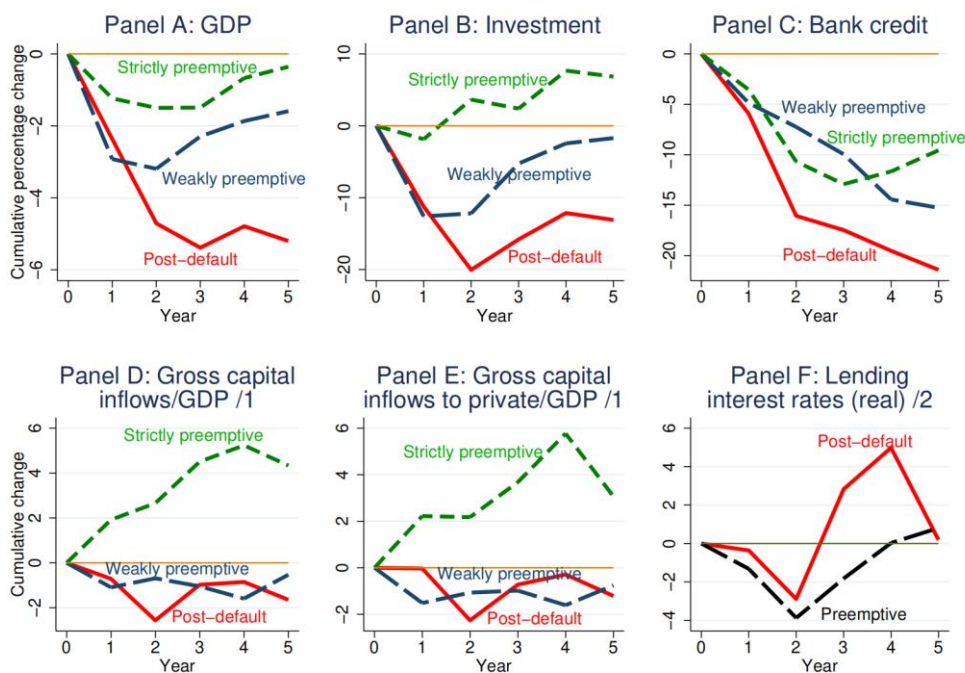
前一年的重组，则将其设为 1，否则设为 0。

对于宏观经济变量，为了确保实现尽可能广泛的覆盖范围，本文使用年度数据。数据来源包括：IMF 世界经济展望（World Economic Outlook, WEO）中资本流入总额与 GDP 的比率；IMF 国家报告中的 IMF 支持项目的虚拟变量；FRED 中的美国联邦基金利率；Laeven 和 Valencia（2013, 2020）中的银行业危机虚拟变量；巴黎俱乐部中的巴黎俱乐部重组虚拟变量；自由之家（<https://freedomhouse.org/>）的自由度指数；以及世界银行的世界发展指标（World Development Indicators, WDI）中的其他变量。网络附录中的表 A1 和 A2 分别报告了我们变量的来源和汇总统计数据。

## 2.2 主权债务重组中 GDP、投资、银行信贷和资本流动的证据

图 1 报告了三种重组策略的实际国内生产总值、投资和私人信贷与危机前水平（ $t=0$ ）相比的平均累计百分比变化（面板 A-C），并根据国家平均值的差异进行了调整（相当于国家特定的线性趋势）。它还报告了资本流动总额与 GDP 以及实际贷款利率这两个衡量指标比率的平均累积变化（面板 D-F）。网络附录中的图 A1 与图 1 相似，但报告的是中位数而不是平均值，并得到类似的结果。

图 1 债务重组的关键变量，平均值



注：GDP（实际，以不变当地货币价格）、投资（实际，以不变当地货币价格）、银行信贷（实际，以不变当地货币价格）按与危机前（ $t=0$ ）水平相比的去均值后的累计百分比变化衡量。资本流入与 GDP 的比率和实际贷款利率是以与危机前水平（ $t=0$ ）相比的去均值后累计变化来衡量的。

(1) 低于 1%和高于分布的 99%的观测值被剔除。

(2) 实际贷款利率的样本将弱先发制人重组和严格先发制人重组的观测数据合并在一起，因为后者的观测数据数量有限。高通货膨胀率（高于 50%）的观测值被剔除。

对于违约和重组后，GDP、投资和私人信贷都经历了大幅下降（面板 A、B 和 C 中的红线）。负值表示国内生产总值、投资或银行信贷相对于（具体国家

的)事件发生前动态的百分比差异。这种差异在后续几年内一直很大。在弱先发制人的重组后,各项指标下降幅度较小(面板 A、B 和 C 中的蓝线)。在严格的先发制人的重组之后,GDP 和投资增长显示出更强的恢复力(面板 A 和 B 中的绿线)。相反,对私人信贷的影响类似于弱先发制人的重组。

在违约后重组中,流入经济和私营部门的资本总额大幅下降,但在中期内会恢复(图 D 和 E 中的红线)。弱先发制人重组伴随着较温和的下跌和随后的快速反弹,但最终经历的下跌与违约后重组之后的下跌幅度相当(面板 D 和 E 中的蓝线)。相反,在严格的先发制人重组后,资本流入量稳步增加(面板 D 和 E 中的绿线)。实际贷款利率最初收缩(可能是由于较高的通胀),但在违约后重组之后的中期出现了上升(面板 F 中的红线),而在先发制人的情况下(面板 F 中的黑线,由于数据的可获得性,弱先发制人和严格先发制人的重组合并在一起),实际贷款利率的上升更为平缓。

### 3. 局部投影法

#### 3.1 债务重组决策的内生性

决定重组的国家在许多方面与其他国家不同。事实上,先发制人与违约后重组战略是主权债务人的内生选择(Asonuma & Trebesch, 2016)。因此,传统的 OLS 估计得出的系数可能是由经历重组的国家的特征而非债务重组本身的影响所驱动的。

我们将特定的政策策略(例如,违约后重组)及其补充策略分别定义为处理组和对照组。在评估 S 型重组的处理效果时,我们纳入了对照组中不存在 S 型重组的所有观察结果,即使该国家在相应年份存在另一种类型的重组。

我们使用 probit 模型来估计每种重组类型开始的相应方程。遵循文献中的惯例(Jorda & Taylor, 2016; Jorda et al., 2019),我们同时包括控制变量和预测变量。控制变量是那些影响重组但其动态变化也受到债务重组影响的变量。控制变量包括滞后变量:(1) GDP 增长,(2) 政府支出占 GDP 的比例,(3) 对外开放,(4) 银行危机虚拟变量,(5) 银行信贷占 GDP 的比例;(6) 高通胀虚拟变量,(7) 名义汇率贬值虚拟变量。网络附录中的表 A3 支持了本文对控制变量的选择。它报告了重组当年和前一年处理组和对照组的关键宏观经济和重组变量的差异。

预测变量是影响债务重组但不受债务重组影响的外生变量。考虑的变量包括滞后的:(a) 美国联邦基金利率,(b) 基于同一地区其他国家按地理距离加权的重组情况的传染变量;(c) 债务国过去先发制人重组的次数。美国联邦基金利率和第三国的重组选择独立于债务人 i 的重组选择,过去的先发制人重组是在时间 t 时预先确定的。

表 1 预测债务重组的开始, Probit

Dependent Variable = Dummy Taking 1 at the Start of Debt Restructuring				
		Post- default (1)	Weakly preemptive (2)	Strictly preemptive (3)
<u>Predictors</u>				
	US federal funds rate	8.41*** (1.75)	5.77* (3.12)	-10.28*** (3.53)
	Contagion based on restructurings 1/	4.00*** (0.75)	5.28*** (1.08)	4.73*** (1.49)
	Number of past preemptive cases	0.28** (0.14)	-0.28*** (0.10)	-0.41*** (0.08)
<u>Controls</u>				
	GDP growth rates	0.31 (1.28)	-4.61** (1.89)	-0.11 (2.05)
	Government expenditure-to-GDP ratio	0.3 (1.72)	-5.99* (3.07)	3.75 (3.84)
	Openness	0.44 (0.42)	1.48 (0.94)	1.58** (0.70)
	Banking crisis dummy (taking 1 during each crisis)	0.05 (0.21)	0.47* (0.27)	-0.29 (0.33)
	Bank credit-to-GDP ratio	0.75 (0.63)	0.45 (0.64)	1.34* (0.76)
	High inflation dummy (1 if inf. rate > 50%)	-0.42* (0.24)	0.10 (0.30)	0.10 (0.40)
	Nominal exchange rate depreciation dummies	Yes	Yes	Yes
	Country fixed effects	Yes	Yes	Yes
	N. of observations	1,670	660	563
	Chi-squared (for predictors only)	75.6***	48.9***	27.0***
	p-value of Chi-squared	0.000	0.000	0.000

注: 括号内为以国家为单位的修正标准误差。所有解释变量均来自债务重组开始前一年。

\*, \*\*, \*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1%水平上的统计显著性。

(1) i 国在 t 年的传染变量构造如下:  $Contagion_{it} = \sum_k \frac{Rest_{kt}}{W_{ik}}$ , 其中  $W_{ik} = \frac{Dist_{ik}}{\sum_{k'} Dist_{ik}}$  表示基

于 i 国与 k 国之间距离的权重  $Dist_{ik}$ ;  $Rest_{kt}$  表示 t 年 k 国的重组虚拟变量(任何策略)。

表 1 中报告的结果将用于我们对三种重组类型的 AIPW 估计。受试者工作特征(ROC)曲线下的隐含面积范围为 0.87 至 0.95, 表明分类能力相当好——如网络附录中的图 A2 所示。联邦基金利率可以通过更高的偿债成本和推迟和解的机会成本来影响重组的可能性(Asonuma & Joo, 2020)。根据表 1, 较高的联邦基金利率会增加违约后重组和弱先发制人重组的概率, 但会降低违约后重组和弱先发制人重组的概率。

传染变量会提高所有三种类型的重组的可能性。过去的先发制人的重组增加了违约后重组的可能性, 这或许是因为过去较浅的重组未能恢复可持续性, 而现在正在寻求更深层次的救济。我们还发现, 较低的 GDP 增长和银行危机增加了弱先发制人重组的可能性, 而对外开放增加了遵守严格先发制人策略的可能性。银行信贷与 GDP 之比不会影响违约后重组或弱先发制人重组的可能性, 而只会轻微影响严格先发制人重组的可能性。这支持了我们在第 3.3 节中对每个重组战略按照大型或小型银行业划分为两个子样本的估计方法。

### 3.2 增强的逆概率加权(AIPW)估计

我们使用增强的逆概率加权(AIPW)估计量(Jorda & Taylor, 2016)来处理选择偏差。首先, 我们通过 OLS 估计以下回归模型:

$$y_{it+h} - y_{it} = \alpha_i^{S,h} + \beta^{S,h} D_{it+1}^S + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta}^{S,h} + u_{it+h}^S \quad (1)$$

对于每个区间  $h = 1, 2, \dots, 5$  和每个重组策略  $S = \{\text{违约后策略、弱先发制人策略和严格先发制人策略}\}$ ,  $y_{it+h}$  表示  $i$  国在  $t+h$  年的结果变量（如国内生产总值）的自然对数,  $\alpha_i^{S,h}$  表示国家固定效应,  $D_{it+1}^S$  表示在  $t+1$  年发生  $S$  型债务重组时取 1 的虚拟变量,  $\beta^{S,h}$  为其系数, 向量  $\mathbf{X}_{it}$  包含控制变量, 其系数表示为  $\boldsymbol{\beta}^{S,h}$ ,  $u_{it+h}^S$  为误差项。

对 (1) 式进行估计后, 我们得到因变量的条件均值 ( $y_{it+h} - y_{it}$ ), 状态  $j = 1, 0$ , 分别表示“债务重组”和“无债务重组”。对于  $j = 1, 0$ , 估计的条件均值用  $m_j^{S,h}$  表示。

其次, 为了获得每个观测值进行  $S$  型债务重组的倾向, 我们估计了以下 Probit 模型:

$$\Pr(D_{it+1}^S = 1 | \mathbf{X}_{it}, \mathbf{Z}_{it}) = \Phi(\mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma}^{S,X}, \mathbf{Z}_{it} \boldsymbol{\gamma}^{S,Z}, \gamma_i^S) \quad (2)$$

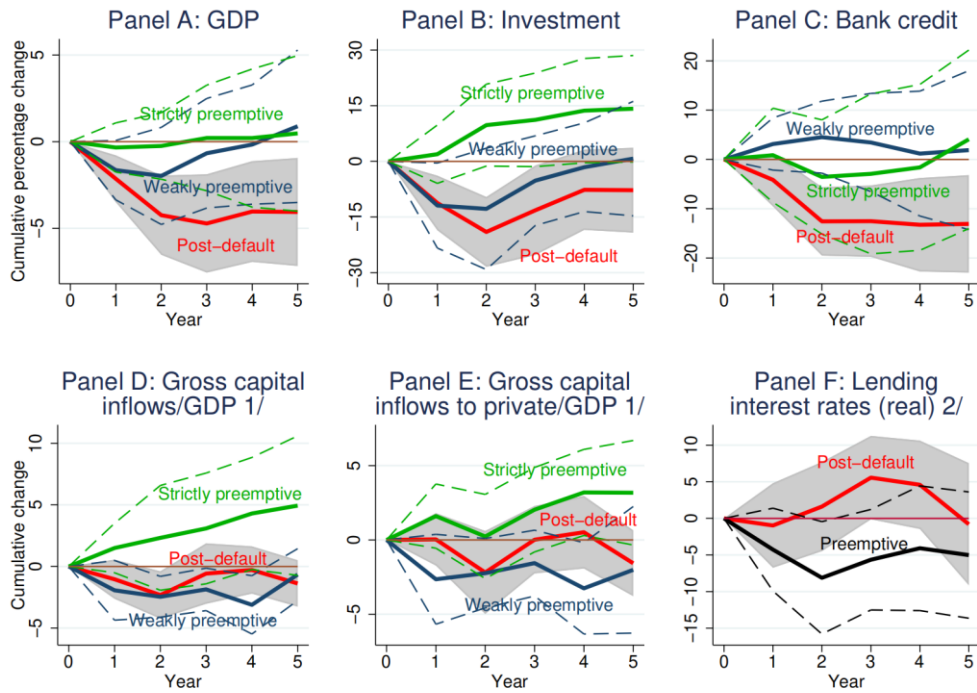
其中,  $\mathbf{X}_{it}$  包括与方程 (1) 相同的控制变量,  $\mathbf{Z}_{it}$  包括第 3.1 节中定义的预测变量,  $\boldsymbol{\gamma}^{S,X}$  和  $\boldsymbol{\gamma}^{S,Z}$  是参数向量,  $\gamma_i^S$  是国家固定效应。根据 probit 模型, 我们可以得到各类债务重组的预测可能性  $\hat{p}_{it+1}^S$ 。

第三, 使用估计的条件均值  $m_j^{S,h}$  和预测可能性  $\hat{p}_{it+1}^S$ , AIPW 估计量写为:

$$\begin{aligned} \hat{\Lambda}_h^S = & \frac{1}{N} \sum_i \sum_t \left\{ \left[ \frac{D_{it+1}^S (y_{it+h} - y_{it})}{\hat{p}_{it+1}^S} - \frac{(1 - D_{it+1}^S) (y_{it+h} - y_{it})}{1 - \hat{p}_{it+1}^S} \right] \right. \\ & \left. - \frac{D_{it+1}^S - \hat{p}_{it+1}^S}{\hat{p}_{it+1}^S (1 - \hat{p}_{it+1}^S)} [(1 - \hat{p}_{it+1}^S) m_1^{S,h} + \hat{p}_{it+1}^S m_0^{S,h}] \right\} \quad (3) \end{aligned}$$

如 Jorda 和 Taylor (2016) 所述, 第一个大方括号可视为逆概率加权 (IPW) 估计量。第二行的表达式是调整项, 即两个预测因变量的加权平均值。

图 2 局部投影, OLS



注：该图显示了每个面板中显示的变量（见图 1 的注释）在 1、2、.....、5 个时间区间上的局部投影。灰色带和虚线表示 95% 的置信区间。

(1) 低于分布的 1%和高于分布的 99%的观测值被剔除。

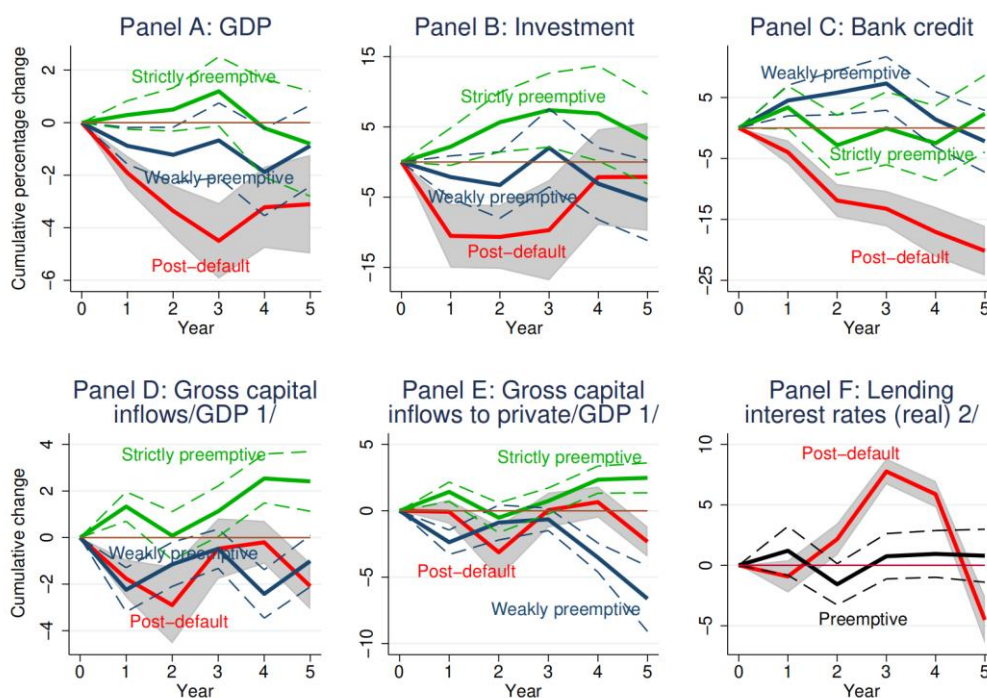
(2) 贷款利率的样本将弱先发制人重组和严格先发制人重组的观测数据合并在一起，因为后者的观测数据数量有限。高通货膨胀率（高于 50%）的观测值被剔除。

感兴趣的结果更容易以图形方式表达。图 2 报告 OLS 结果（基于网络附录中的表 A4）。这些结果与方程（1）中的回归结果相对应。图 3 报告了与方程（3）相对应的 AIPW 结果（基于网络附录中的表 A5）。图中 A-C 面板报告了与重组前年份（ $t=0$ ）相比的累计百分比变化。D-F 面板报告了与重组前年份（ $t=0$ ）相比的累计百分点变化。在比较脉冲响应时，应同时关注点估计（表示截至该日期的变化）也要关注局部预测所隐含的面积（对于流量变量，该面积表示累积效应）。我们首选的 AIPW 估计值（图 3）比 OLS 估计值（图 2）的置信区间更窄。两者的比较表明，定性结果并不是由第一阶段回归的非对称加权造成的。

我们将重点讨论 AIPW 结果（图 3）。在严格的先发制人重组之后，GDP、投资和信贷增长速度大致保持在（国家）平均水平上（面板 A-C 中的绿线）。



图 3 局部投影, AIPW



注：具体补充细节同图 2。

相反，违约后重组经历了严重和长期的不利影响（面板 A-C 中的红线），而弱先发制人的重组（面板 A-C 中的蓝线）对 GDP 和投资（信贷除外）产生的后续影响往往介于严格先发制人和违约后重组之间。

资本流入总额在严格的先发制人重组后增加（面板 D-E 中的绿线），而弱先发制人重组和违约后重组的资本流入总额都至少在部分预测范围内大幅下降（面板 D-E 中的蓝线和红线）。最后，尽管存在很大的误差范围，但实际利率在先发制人的重组后大体保持稳定，在违约后重组后出现大幅上升（面板 F）。

我们从几个方面检验了结果的稳健性。网络附录中的图 A3 报告了 AIPW 对宏观变量替代指标的估计：重组前一年投资（信贷）的累计百分比变化除以重组前的 GDP。投资后续的变化结果与我们的基准结果相似。投资规模被压缩了（因为投资和私人信贷是以占初始 GDP 的百分比来衡量的，而不是以其自身初始水平的百分比变化来衡量的）。信贷方面的结果变得更加复杂，严格先发制人的重组经历了与违约后重组类似的下降（而弱先发制人重组的信贷仍然具有较强的恢复力）。

信贷方面的结果不准确，部分原因是银行业规模大小不同，其反应也大相径庭，本文将在下一节重点讨论这一区别。

网络附录中的图 A4 和 A5 考虑了私人外债重组与官方外债（巴黎俱乐部）重组或 IMF 支持的计划。结果与我们的基准结果相似，因为大多数重组都与官方外债重组或 IMF 支持的项目有关。网络附录中的图 A6 与图 3 类似，但删除了初次重组后五年内发生的连续重组。典型结果仍然是稳健的，但在图 A6 中的一些备选方案下，弱先发制人的重组表现较差。在图 A6 中，典型结果依然稳健，但在其中一些替代方案下，弱先发制人重组的表现更差。

最后，网络附录中的图 A7-A9 报告了附加额外控制变量的 AIPW 估计值（网络附录中的表 A6 中的 probit 回归结果）。将这些估计值（违约后情况下为橙色



实线)与我们使用减少样本的基准模型(橙色虚线)和我们使用全样本的基准结果(红色虚线)进行了比较,结果相似。虽然加入额外的控制变量显著减少了样本量(只覆盖了全样本的60%),但它并没有显著改善我们的probit模型的拟合效果。

### 3.3 信贷投资渠道的作用

为了进一步揭示金融中介在决定主权债务重组成本方面的作用,我们比较了拥有大型银行部门和小型银行部门的国家在重组后的表现。

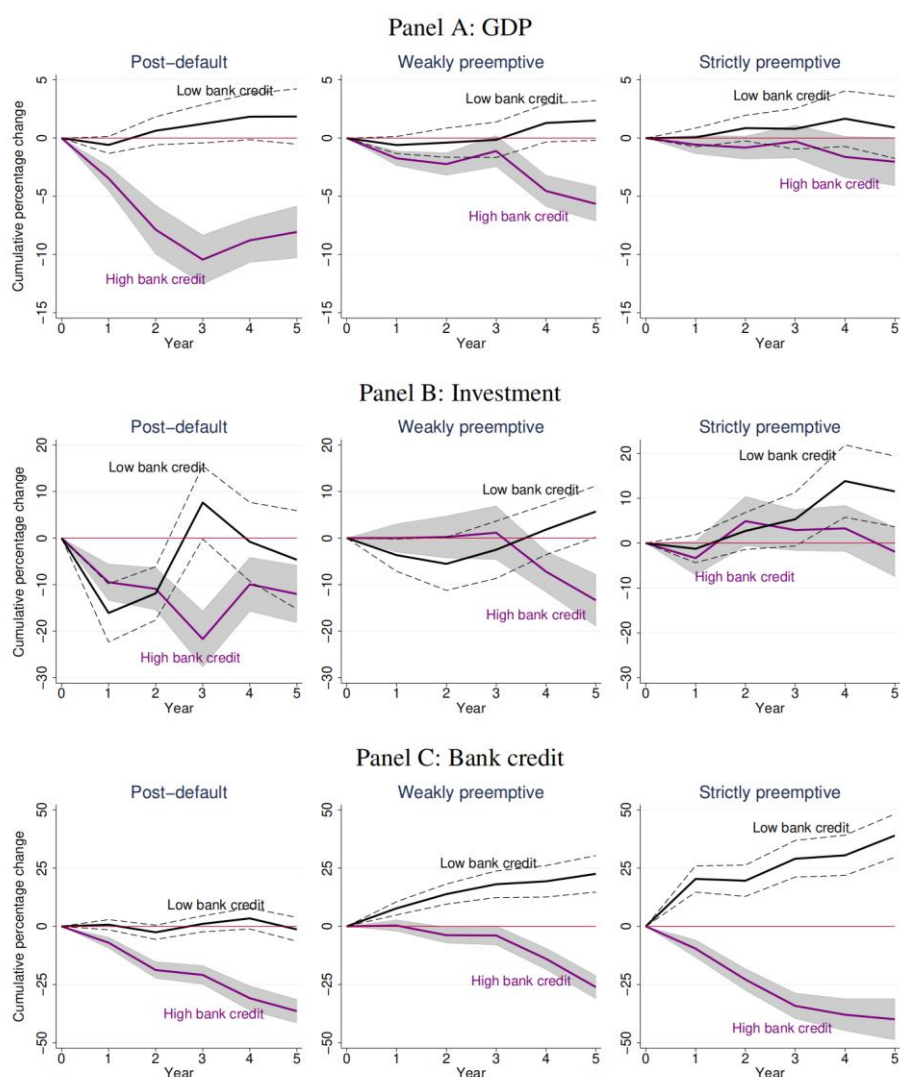
我们通过比较重组前一年各国银行对私营部门的信贷占GDP的比重与所有重组观察样本的中位数来衡量对金融中介的依赖程度。结果显示,隐含阈值(GDP的21%)将违约后重组的一半和先发制人重组的一半归类为拥有大型银行部门(尽管这不是必需的)。读者可能会觉得这个阈值很低,但人们应该记住,即使在今天,许多发展中国家的银行部门规模也很小,而且这种情况在过去尤为明显。例如,1980年代初墨西哥的银行业规模不到国内生产总值的20%,而在2000年,阿根廷的银行业规模约占国内生产总值的24%。

为了估计银行系统规模的大小是否会影晌实施不同重组策略的效果,我们遵循Jordà和Taylor(2016)以及Auerbach和Gorodnichenko(2016),估计以下局部投影方程:

$$y_{it+h} - y_{it} = \delta_i^{S,h} + \Gamma^{BC,h} D_{it}^{BC} D_{it+1}^S + \Gamma^{NonBC,h} (1 - D_{it}^{BC}) D_{it+1}^S + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\Gamma}^{S,h} + e_{it+h}^S \quad (4)$$

其中, $D_{it}^{BC}$ 是一个虚拟变量,如果i国的银行业在t年规模较大,则取1,否则取0。该虚拟变量与重组虚拟变量 $D_{it+1}^S$ 形成交互项, $\Gamma^{BC,h}$ , $\Gamma^{NonBC,h}$ 是需要估算的系数。系数 $\Gamma^{BC,h}$ 反映了当t+1年i国银行业规模相对较大时,t+1年重组(例如违约后重组)的影响。第三项 $(1 - D_{it}^{BC})$ 与 $D_{it+1}^S$ 形成交互项。在这种情况下, $\Gamma^{NonBC,h}$ 反映的是当i国的银行业在t年相对较小时,在t+1年发生的重组的影响。最后, $\mathbf{X}_{it}$ 与第3.1节中定义相同。

图 4 按银行信贷划分的债务重组前后的 GDP、投资和银行信贷，AIPW



注：重组事件根据重组前一年银行对私营部门的信贷占国内生产总值的比重分为两组。高于（低于）所有重组观测值（违约后和先发制人）的中位数被归类为相对大型（小型）银行业。阈值是所有重组事件（包括违约后重组和先发重组）的中位数。面板显示累积变化的局部投影结果。灰色带和虚线表示 95% 的置信区间。

与 AIPW 的基准估计一样，我们估计了重组的可能性，包括银行业规模大和银行业规模小的情况，每种重组策略的估计结果分别见网络附录中的表 A7。每个因变量有六组估计值（三种重组类型的大型银行与小型银行子样本）。利用公式（3），我们使用从公式（4）得到的预测因变量估算平均处理效果。

图 4 报告 AIPW 估计值（基于网络附录中表 A8 的结果）。我们的结果表明了金融中介的关键作用。严重依赖银行信贷的国家在重组后 GDP 增长大幅下降（面板 A 中的紫色线）。三种类型的重组都是如此，违约后重组的下降幅度最大，而严格先发制人重组的下降幅度最小。相比之下，较少依赖银行信贷的国家在所有三种类型的重组中表现出更强的 GDP 恢复力（面板 A 中的黑线）。

投资方面的结果显示，在银行业规模较大的国家，违约后重组和弱先发制人重组后的累积损失较大（由于投资是一种资本流动，累积损失近似于局部投影所隐含的面积）。对银行融资的高依赖和低依赖之间的差异，在弱先发制人重组中

比在违约后重组中更不明显。无论银行业规模是大是小，在严格的先发制人的重组之后，投资仍然具有恢复力。信贷方面的结果表明，当国家严重依赖银行中介时，所有三种类型的重组都会导致信贷大幅下降。当银行业规模相对较小时，信贷在违约后重组后仍保持恢复力，并在先发制人的重组后增大。

网络附录中的图 A10 报告了 OLS 估计值（基于网络附录中的表 A9 中的结果）。结果基本与我们的基准结果相似。

对于大型银行中介的其他定义，结果也是稳健的。为了说明随着时间推移的金融深化，网络附录中的图 A11 报告了使用金融中介的时变分类阈值的结果。我们首先使用包括非重组观测值在内的所有样本计算每年平均银行信贷占 GDP 的份额（例如，1998 年和 2014 年分别占 GDP 的 24% 和 37%）。然后，我们计算每个重组观测值的平均银行信贷占 GDP 比例的偏差（例如，乌克兰 1999 年的偏差为 -16%，乌克兰 2015 年的偏差为 GDP 的 9%）。最后，我们将观察结果分为两个子样本，分别高于和低于计算偏差的中位数，得出的结果与基准结果相似。

#### 4. 结论

在本文中，我们对主权债务重组成本的两个重要方面进行了新的阐释：重组是否先发制人，以及国家对银行中介的依赖程度。

本文一些研究结果对政策的影响已经渗透到关于如何最好地解决主权债务危机的政策辩论中（例如，IMF，2020）。在设计债务重组战略时，必须了解重组可能对国内金融体系产生的潜在溢出效应和反馈渠道，而关于外债重组的文献在这一点上基本没有提及。本文主要发现表明，成功实现重组而不拖欠债权人款项的国家在很大程度上能够避免或至少减轻与重组相关的产出成本。对于高度依赖银行信贷中介的经济体尤其如此。

展望未来，随着国内银行业的发展，先发制人的重组所带来的好处应该会更加明显。

我们的研究结果对官方贷款计划的设计也有启示。它们表明，如果官方融资和债权人合作允许各国在不拖欠债务的情况下进行重组，长期成本就可以降低。本文的分析强调了各国在试图推迟调整直到违约不可避免时可能面临的成本。

---

本文原题为“Costs of Sovereign Defaults: Restructuring Strategies and Financial Intermediation”。作者为 Tamon Asonuma, Marcos Chamon, Aitor Erce, Akira Sasahara。Tamon Asonuma 是国际货币基金组织（International Monetary Fund, IMF）战略政策与审查部的经济学家。Marcos Chamon 是 IMF 调查部的副处长，从事与国际经济学和宏观经济学相关的广泛工作，重点关注与发展中国家和新兴市场相关的问题。Aitor Erce 是财政和债务政策问题的研究员和政策顾问，拥有超过 15 年的经验。通过担任欧洲稳定机制首席经济学家等各种职务，Aitor 参与了对危机国家官方贷款的评估和设计工作，并为开发进行债务可持续性分析和检测市场准入风险的工具做出了贡献。Akira Sasahara 是庆应义塾大学经济系的经济学副教授。本文是 2021 年 5 月发布在 SSRN 上的工作论文。[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