

欧洲收益率曲线衰退预测能力的实证研究*

格劳纳特·马策尔·彼得，奈斯维达·加博尔，萨博·多洛吉奥

由于多种原因，政府债券的收益率曲线被证明可以准确预测美国经济衰退。在我们的研究中，我们实证检验了这种关系是否也可以在欧洲国家的情况下观察到。分析工具包括霍德里克—普雷斯科特（Hodrick-Prescott）滤波和多元概率比模型（Probit模型）。我们希望通过最佳匹配政府债券到期利差并检查我们的结果在扩展到欧洲收益率曲线时是否显示出稳健性来扩展文献中的建模程序。我们研究的主要结果是，就美国而言，根据7年期和1年期政府债券收益率计算出的利差被证明是最好的预测指标，同样可以预测欧洲一半国家的经济危机的出现。

《经济文献杂志》（JEL）编码：G17，O11，O47

关键词：收益率曲线；衰退；Probit模型

一、引言

与经济周期相关的预测对于经济中的所有参与者都极其重要，这种预测已经进行了数百年。在预测经济周期的可能主要变量中，匈牙利在第一次世界大战后就已经讨论过利率（Máténé Bella等，2019）。收益率曲线陡度对经济衰退的预测能力在1980年代末开始被研究（例如，Keen，1989；Stevens，1989），到1990年代末出现了关于该主题的严肃文献。这些研究探讨了不同期限政府债券的收益率差异如何随着时间的推移而发展，以及这种差异与实体经济的表现有何关系。经验表明，经济衰退之前会出现收益率曲线倒挂，这意味着短期政府债券的收益率高于长期政府债券，因此收益率利差处于负区间。其原因是投资者对特定国家的风险认知会影响该国的收益率曲线（Matolcsy – Palotai，2016）。在这种情况下，投资者的预期反映了两个期限之间的潜在衰退，以及由此导致的通胀预期下降和扩张性货币反应。基于这些信息来预测衰退有两个典型的分析方向：（1）使用连续模型对GDP增长率进行定量预测，（2）使用二元模型预测衰退的概率。埃斯特雷拉（Estrella）等（2003）发现后一种类型的分析效果更好。

*所刊文章只代表作者本人的观点，不代表匈牙利国家银行的官方主张。

格劳纳特·马策尔·彼得（Granát Marcell Péter）：匈牙利国家银行教育与研究专家，诺伊曼·亚诺什大学助教，罗兰大学博士研究生。电子信箱：granatm@mbn.hu。

奈斯维达·加博尔（Neszveda Gábor）：匈牙利国家银行处长，诺伊曼·亚诺什大学副教授。电子信箱：neszvedag@mbn.hu。

萨博·多洛吉奥（Szabó Dorottya）：里斯本大学学生。电子信箱：dorottya.szabo@aln.iseg.ulisboa.pt。

本文原文发表于《金融与经济评论》匈牙利文版2023年9月号。

<https://doi.org/10.33893/FER.22.3.48>

埃斯特雷拉—米什金（Estrella – Mishkin, 1996）认为，收益率利差是很好的指标，因为货币政策对它们有很强的影响，因此它们可能能够影响实体经济。此外，收益率利差还包括通胀和利率预期，作者也将其归因于重要作用。在另一项研究中，同一对作者在Probit模型的帮助下检验了金融指标的预测能力，包括各种利率、股票价格、货币总量和收益率利差（Estrella – Mishkin, 1998）。他们表明，虽然股票价格和货币总量在1–3个季度的时间范围内都远远超出了样本的预测，但收益率差在较长一段时间内的预测中明显突出，并且通常本身表现良好，即没有包含任何其他变量。

另一方面，怀特（Wright, 2006）得出的结论是，收益率利差本身对经济衰退的预测效果不如将收益率作为单独变量纳入模型时的预测效果。然而有趣的是，根据这项研究，补充了收益率的模型并没有预测2006年的经济衰退，而单独的收益率利差却可以预测。赖特相信多元模型，后来证明他错了。在2008年危机之前，另一个美联储分析师小组豪布里希（Haubrich）等（2006）还得出最终结论，即收益率利差缩小不太可能预示经济衰退。

在2008年金融危机之后的时期，针对该主题发表了许多其他研究（Chinn – Kucko, 2015; Rudebusch – Williams, 2009），从2017年开始，美国收益率曲线再次趋于平坦。鲍尔—默滕斯（Bauer – Mertens, 2018a）指出，收益率利差的临界极限值为0，因此接近0的正值并不令人担忧，但负收益率曲线已经是一种不祥的现象。两位作者认为，由于金融危机后时期的特点是低利率和低收益率环境，即使在历史比较中这也是一个奇怪的现象，因此不能根据收益率利差的演变得出影响深远的结论。

2019年初，包括《福布斯》、《经济学家》以及彭博社在内的多家媒体撰文称，美国收益率曲线正在趋平，谈论反向收益率曲线只是时间问题，这引发了人们的怀疑。经济学家认为即将到来的经济衰退。2019年8月，美国长短期国债收益率差转为负值，但我们并没有预见到金融危机，而是因新冠疫情而面临经济严重下滑。这一现象引起了许多分析人士的质疑：这是否只是巧合。

他们在2001年9月11日纽约恐怖袭击期间观察到的预测中也面临着类似的困境。肖维—波特（Chauvet – Potter, 2005）将标准Probit模型与更复杂的扩展概率模型的预测能力进行了比较。后者通常在样本外预测更有效，但只有标准模型根据2001年3月之前的可用信息预测2001年底出现经济衰退。作者认为，得出标准模型表现更好的结论是错误的，因为模型可用的信息不包括2001年9月11日的事件，而这些事件对2001年的经济衰退有重大影响。据此，可以说，对于衰退主要由内生原因而非外生冲击形成，收益率利差的预测能力基本上值得检验。因此，在我们的分析中，我们依赖于2019年结束的时间序列，从而排除了冠状病毒和俄乌冲突造成的冲击。

在战争的情况下，可能会出现通过资本市场的定价来预测经济衰退的情况。格劳纳特（Granát）等（2023）发现，在2022年2月24日爆发前50天，战争威胁就被纳入了投资者的预期，利用收益率曲线进行预测的文献制定了对更远的日期（四个季度）的估计，因此战争时期也应排除在外。

1.1. 欧洲的收益率曲线

对收益率曲线预测衰退能力的考察受到美国政府债券的启发，但一些研究特别关注不同期限的欧洲政府债券收益率的差异。埃斯特雷拉—米什金（Estrella – Mishkin, 1997）和钦恩—库科（Chinn – Kucko, 2015）发现，德国和英国的收益率差在预测经济衰退的可能性方面表现相当不错，尽管英国的收益率差在没有发生衰退的时期估计经济衰退的可能性很高。他们还研究了法国和意大利的收益率曲线，但这些并没有被证明是预测经济衰退的指标。杜阿尔特（Duarte）等（2005）使用欧元区的汇总数据，并能够通过Probit模型成功预测影响欧洲经济和货币联盟的衰退。哈塞—拉若尼（Hasse – Lajaunie, 2022）使用面板Logit模型调查了13个经济合作与发展组织（OECD）国家（包括8个欧洲国家）10年期和3个月期债券收益率利差的预测能力。在他们的模型中，收益率差由几个控制变量组成——例如事实证明，即使将房地产市场回报、经济政治不确定性、央行利率——也包括在内，这些因素也很重要。

在我们的研究中，我们一方面分析美国的“模型例子”，另一方面以欧洲国家¹为例回顾过去25年考察收益率利差对衰退的预测能力。

二，数据，方法

我们从investing.com网站和美国联邦储备经济数据库（FRED）²的数据库下载了不同期限政府债券收益率的每日和每月数据。问题是缺乏数据，以及我们能够处理每个国家不同长度的时间序列。由于模型中使用的收益率利差被定义为两种收益率之间的差异，因此我们只能在拥有给定期限的两种政府债券数据的那些时间点使用我们的观察结果进行分析。实际GDP的季度、季节性调整值取自欧盟统计局³和联邦储备经济数据库。就收益率差而言，季度值被定义为每日观察值的几何平均值。

在文献中，经济学家使用不同的收益率利差。有些人建议最大化所审查的政府债券的到期日之间的差异（Ang等，2006），其他作者更喜欢短期和中期债券的收益率利差（例如，Estrella等，2003），但仍然其他人则使用标准10年期和3年期债券每月收益率的差异。埃斯特雷拉（Estrella, 2022）最近的一项研究表明，10年期与3个月期国债收益率利差具有最佳预测能力，并且结合使用10年期与2年期国债和18个月与3个月期国债利差与模型中仅包含所讨论的收益率利差之一相比，可以更准确地预测衰退。然而，可以说，所检查的收益率利差通常遵循非常相似的路径（Bauer – Mertens, 2018b）。在我们的研究中，我们还研究了不同国家的几种可能的组合。

¹ 被调查的国家包括：比利时、保加利亚、捷克、英国、法国、爱尔兰、波兰、德国、意大利、葡萄牙、罗马尼亚、西班牙和瑞士。由于缺乏数据，我们无法将其他欧洲国家纳入分析。

² <https://fred.stlouisfed.org/>

³ <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

在研究中, 我们使用Probit模型来估计预测能力。具有二元结果变量的模型与OLS回归的根本区别在于, 结果变量是双值的, 这意味着Y的估计值(预测值)实际上将给定的观测值分类为两组之一。对这些类型的结果变量进行建模的最常用模型是线性概率模型(LPM)、逻辑和Probit模型。其中, LPM是最容易处理的模型, 但其显著缺点是预测概率可能落在[0,1]区间之外, 并且在此模型框架中计算的部分效应有时在逻辑上是不可能的(Wooldridge, 2012)。Logit和probit回归的基本思想是, 虽然保留了线性组合, 但其结果要经过一个变换, $(-\infty, \infty)$ 将区间上解释的结果变量转换为区间 $\setminus [0,1]$ 。

Probit模型在某一点上与逻辑分析有根本的不同。与logit不同, probit假设概率P服从标准正态分布, 而不是假设逻辑分布。然而, 该分布函数没有封闭形式, 因此logit的应用明显更简单且更广泛。基于这些, 我们的Probit模型可以写成公式(1)所描述的。

$$E(Y | X) = P(Y = 1 | X) = \phi(\beta_0 + \beta_{\text{变差}}), \quad (1)$$

其中 $\phi(z) = P(Z < z)$, $Z \sim N(0,1)$ 。

欧洲国家的经济衰退是根据实际GDP数据的霍德里克-普雷斯科特滤波来定义的, 而美国的经济衰退是根据美国全国经济研究所(NBER, 2021)数据库⁴来定义的。等式(2)给出了HP滤波的正式定义。

$$\min_{\tau} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right), \quad (2)$$

其中第一项表示趋势遵循时间序列的程度, 而第二项表示趋势遵循时间序列的顺利程度。 λ 系数决定了两项之间的权衡, 由于是季度数据, 我们选择文献中使用的1600。经过HP滤波后, 我们得到了实际GDP的周期性成分, 与趋势存在变差。根据我们的实证结果, 我们将实际GDP的周期性成分低于-1%的时期定义为研究中的衰退, 因为我们能够用这个值重现美国全国经济研究所定义的美国数据衰退的时期。我们在对欧洲国家进行分析时也使用了衰退的定义, 我们认为这是合理的, 以便能够将我们的欧洲结果与美国的结果进行比较。然而, 值得一提的是, 惠普的估计并不总是接近欧洲的实际衰退, 在解释结果时必须考虑到这一点。

我们以美国为研究起点, 考察埃斯特雷拉-米什金(Estrella-Mishkin, 1996)得出的结论是否可以推广到此后的25年。为此, 在我们的模型中——与上述两位作者使用10年期和3个月政府债券收益率不同——我们使用了两个不同时间间隔的可用10年期和1年期政府债券收益率之间的差异, 其中推

⁴ <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating>

迟了四个季度。重现上述研究，我们的早期阶段从1962年第一季度持续到1995年第一季度，而第二阶段从1995年第二季度开始一直持续到2019年第四季度。根据这两个时期观察到的预测能力，我们得出关于1996年研究结果今天的有效性的结论。

之后，我们检查所使用的10年期和1年期期限是否被证明是预测能力方面的最佳期限组合。之后，我们将调查范围扩大到不同的欧洲国家，在这种情况下，我们使用最有效的预测期限组合。

三，结果

3.1.结果基于美国数据

以美国为例，我们首先将10年期政府债券收益率与1年期政府债券收益率之间差异的发展与美国全国经济研究所定义的衰退时期的发展进行了比较。图1显示了每月和每日收益率利差的演变，前者从1953年4月开始，后者从1962年1月开始，两种情况都延续到2021年3月。需要强调的是，在我们的研究中，我们从后期收益中提取了早期收益，尽管在文献中很少，但这种差异是以“短期—长期”形式定义的。根据我们的程序，图中的时间表明收益率曲线反转，即收益率利差进入负值范围。

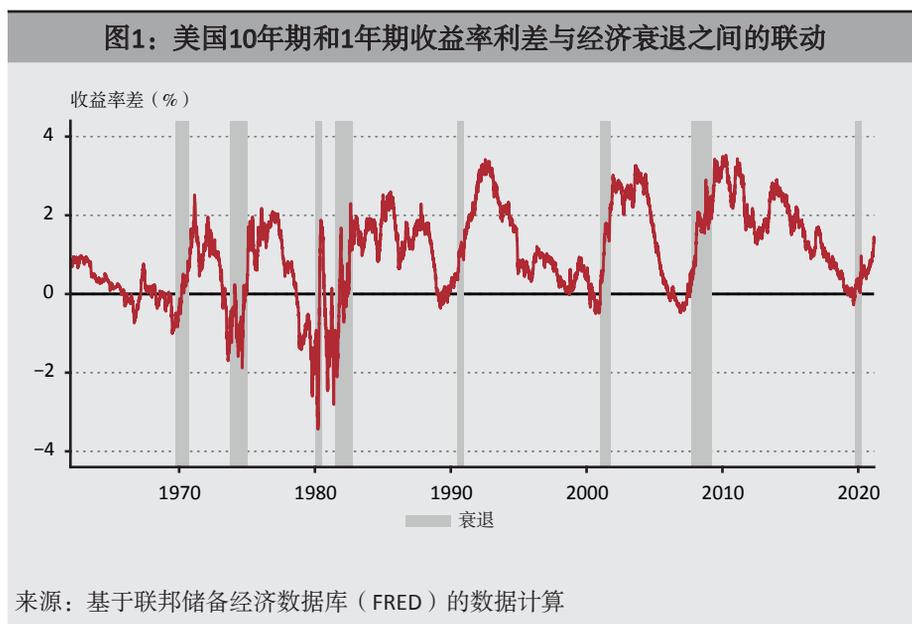


图1清楚地表明，收益率曲线在衰退前的1-2年内通常出现倒挂，这可以解释为投资者担心这些时期即将到来的衰退，根据该图，我们可以说，这些预期都得到了印证。此外，从图中可以看出，在经济衰退期间，在某些情况下，甚至在经济衰退开始之前，收益率利差就会扩大。

应用Probit模型首先基于美国的数据运行，收益率利差定义为10年期和1年期债券收益率之差，解释了经济衰退延迟四个季度的可能性。表1显示了根据模型在不同收益率差值下1995年之前、1995年之后以及整个时期发生衰退的概率。可以清楚地看到，随着收益率利差的减小，四个季度内经济衰退的可能性明显增加。

表1：基于具有四个季度滞后的Probit模型的不同收益率差的衰退概率

| 变差（百分点） | 衰退可能性（%） | | |
|---------------|--------------|--------------|--------------|
| | 1995年前 | 1995年后 | 总计 |
| 1.21 | 0.08 | 6.66 | 5.32 |
| 0.76 | 0.97 | 11.11 | 9.81 |
| 0.46 | 3.74 | 15.06 | 14.06 |
| 0.22 | 9.03 | 18.82 | 18.25 |
| 0.02 | 16.62 | 22.37 | 22.29 |
| -0.17 | 26.81 | 26.06 | 26.55 |
| -0.50 | 49.64 | 33.15 | 34.82 |
| -0.82 | 71.97 | 40.66 | 43.60 |
| -1.13 | 87.58 | 48.28 | 52.42 |
| -1.46 | 96.11 | 56.45 | 61.68 |
| -1.85 | 99.35 | 65.74 | 71.78 |
| -2.40 | 99.98 | 77.28 | 83.40 |
| AUC（%） | 88.79 | 84.14 | 84.77 |

说明：曲线下面积（AUC）指标在3.1.1.1.章节中定义。

来源：基于联邦储备经济数据库（FRED）的数据计算

将1995年之前的结果与埃斯特雷拉—米什金（Estrella—Mishkin，1996）的结果进行比较，我们发现，根据我们的计算，在-0.5%的利差以上，与给定收益率利差相关的概率较低，而利差的概率较高-0.5及以下。将这些结果与1995年之后的结果进行比较，我们可以看到，在收益率利差为负的情况下，我们的模型比基于1995年之前的时期估计的模型预测经济衰退的可能性更小。根据鲍尔—默滕斯（Bauer—Mertens，2018a）的发现——收益率利差的发展只有在跌入负值范围时才值得关注——我们得出的结论是，1995年之后收益率利差的预测能力略有下降与之前的时期相比，尽管在我们的1995年之后的模型运行中，收益率差也具有统计显著性。相关回归系数总结于附录表3。整个时期的结果还表明，根据该模型，与仅根据1995年之前的观察结果相比，负收益率利差更不可能预测经济衰退。

3.1.1.1 模型的分类能力

在二元模型的分类任务中，衡量模型预测能力的基本指标是敏感性和特异性，以及借助它们计算出的AUC（曲线下面积）指标，可以定义为大小

ROC（接受者操作特征）曲线下的面积。模型的敏感度值[公式(3)]由正确分类的1值（在我们的例子中，发生衰退）与所有1值的比率给出。

$$\text{灵敏度} = \frac{TP}{TP + FN}, \quad (3)$$

其中，本例中的真阳性（TP）是指模型准确预测经济衰退时的分类数量，假阴性（FN）则反映模型没有错误预测经济衰退时的分类数量。

另一方面，特异性给出了正确分类的无衰退时期与所有无衰退时期的比率[公式(4)]。

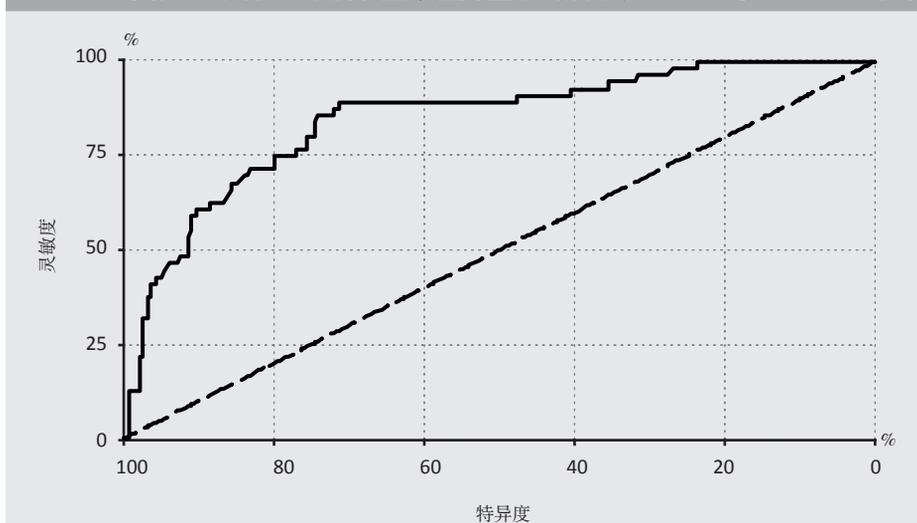
$$\text{特异度} = \frac{TN}{TN + FP}, \quad (4)$$

其中真阴性（TN）包括模型未正确预测经济衰退的分类，假阳性（FP）包括模型错误预测经济衰退的分类。

分类模型估计给定观测值是否为1（衰退）的概率。此时，有必要定义一个阈值，当我们认为该值为1而不是0时。如果我们以非常低的概率预测危机，那么错过衰退期的可能性很小（敏感性会很高），但我们肯定会多次预测衰退（特异性会很低）。因此，灵敏度和特异性的值也取决于所选的阈值。

ROC曲线可以用坐标系来表示，y轴上有不同的灵敏度值，x轴上有不同的1-特异性值，阈值在0到1之间。图2显示了根据我们的模型可以绘制的ROC曲线。

图2：基于美国10年期和1年期收益率差为整个时期准备的Probit模型的ROC曲线



说明：曲线下面积（AUC）为0.78。沿着45度虚线的ROC曲线代表随机预测的模型。

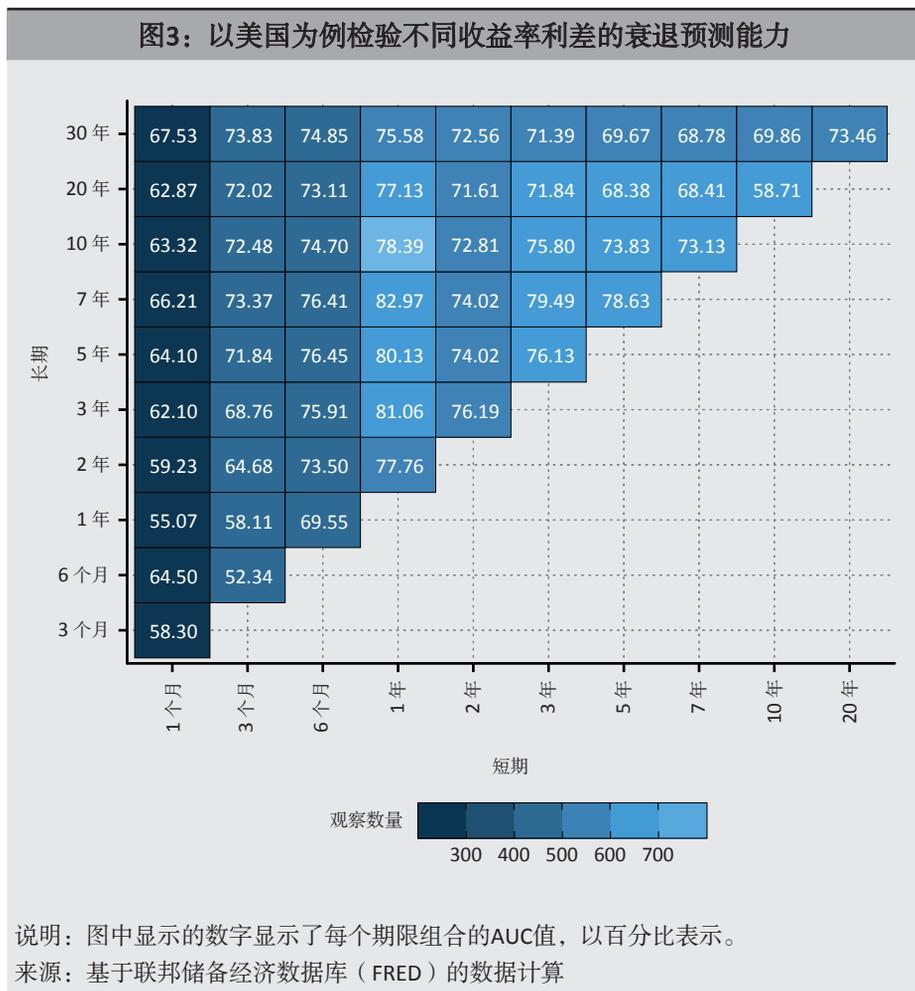
来源：基于联邦储备经济数据库（FRED）的数据计算

根据ROC曲线下面积的大小, 我们获得AUC测量值0.78。由于所检验模型
 的分类能力越好, AUC越接近1 (可以实现更高的灵敏度和高特异性), 因此
 在我们的案例中可以得出结论, 收益率差定义的模型10年期和1年期政府债
 券收益率之间的差异, 通常可以成功预测。

3.1.2.不同期限组合的比较

如前所述, 对于哪种期限组合最能成功预测经济衰退, 文献中尚未达成
 完全共识。在我们的研究中, 我们检查了与不同组合相关的AUC值。得到的
 结果如图3所示。

图3: 以美国为例检验不同收益率利差的衰退预测能力



根据定义，观测值的数量取决于我们能够访问组合的两种成熟度结构的数据的案例数量，因此观测值数量的标准差相对较大。

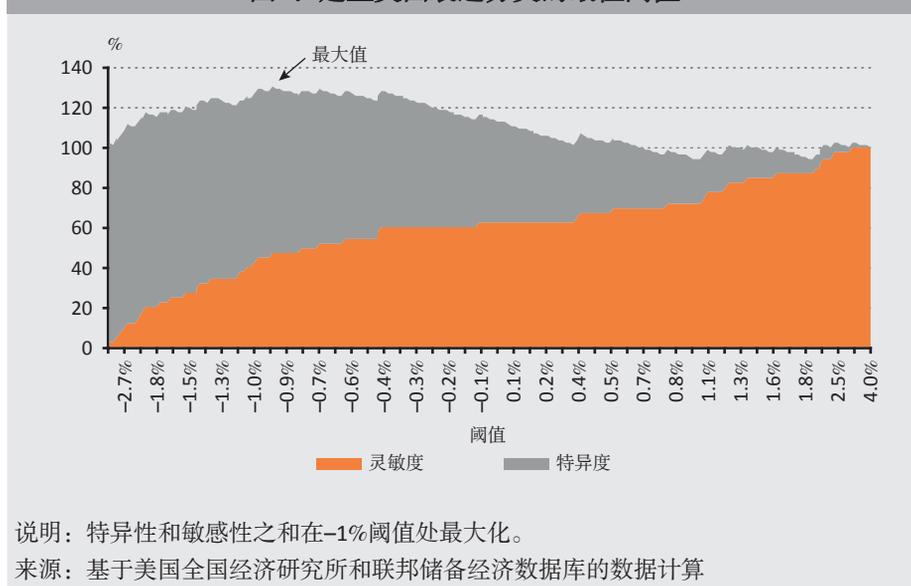
图3显示，在我们的起始模型中，AUC度量并未达到最高值，但在7年期和1年期政府证券之间存在差异的情况下。这也很有趣，因为我们所知道的任何文献中都没有推荐这种组合，尽管7年期可以称为中期，而且我们的结果与埃斯特雷拉（Estrella）等（2003）人的结果一致。附录的表4包含与每个期限相关的平均AUC值。经常使用的10年期和3个月期组合在我们的结果中不太好（尽管AUC仍然为0.6–0.7），但短期期限组合的良好表现与收益率曲线预测其能力取决于的说法是一致的。主要是短期收益率的变化。此外，可以说，除了我们研究的所有长期期限之外，一年期短期期限也表现良好，因此我们可以将美国政府债券收益率在预测经济衰退方面发挥特殊作用。

3.1.3. 使用GDP的周期性成分定义衰退期

为了将我们的模型扩展到欧洲国家，我们必须确定GDP周期性成分的阈值，达到该阈值我们就可以谈论经济衰退，因为对于这些国家我们没有类似于美国全国经济研究所的分类。

使用来自美国的数据，我们研究了使用霍德里克-普雷斯科特滤波器产生的GDP的周期性成分如何重现美国全国经济研究所定义的衰退。此步骤如图4所示。

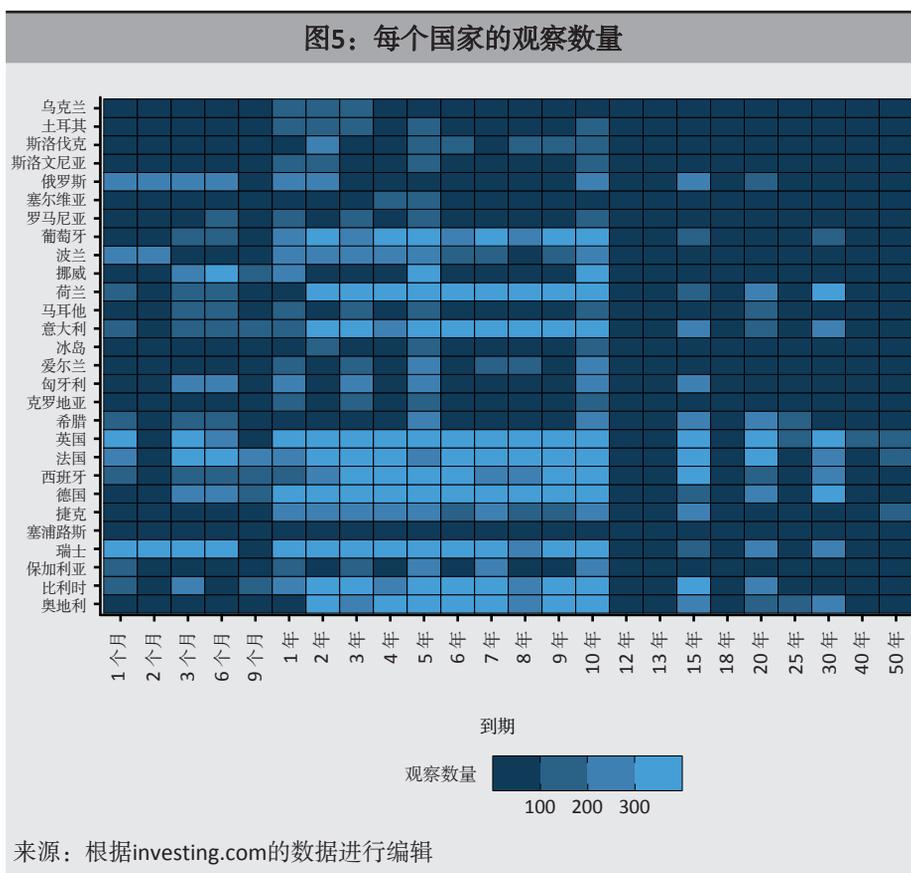
图4：建立美国衰退分类的最佳阈值



根据所得结果，可以将GDP周期性成分的-1%确定为阈值。据此，根据对实际GDP的HP滤波获得的数据，就欧洲国家而言，我们可以将周期性成分为-1%或更低的时期定义为衰退。有了这个阈值，我们将联邦储备经济数据库报告的47.5%的时期正确分类为经济衰退，将83.6%的非经济衰退时期正确分类。虽然这种产出缺口的定义是一种常见的方法，而对于欧洲国家来说，我们只能依靠这种方法来用统一的方法来确定衰退，但可以看出，差异是很大的。

3.2.模型扩展到欧洲国家

我们根据从美国获得的结果将模型扩展到欧洲国家，因此我们在之前使用的同一模型中使用了7年和1年回报之间的差异，并根据GDP周期性成分的-1百分比阈值来定义衰退。我们的起始数据库是奥地利、比利时、保加利亚、塞浦路斯、捷克、英国、法国、德国、希腊、荷兰、克罗地亚、冰岛、爱尔兰、波兰、匈牙利、马耳他、德国、挪威、意大利、俄罗斯、葡萄牙、罗马尼亚、西班牙、瑞士、塞尔维亚、斯洛伐克、斯洛文尼亚、土耳其和乌克兰不同期限的国债收益率。图5显示了取决于国家和期限的观察数量。



显然，缺乏数据是几个国家的问题，这就是为什么我们只对13个国家⁵进行了扩展，这些国家如下：比利时、保加利亚、捷克、英国、法国、爱尔兰、波兰、德国、意大利、葡萄牙、罗马尼亚、西班牙和瑞士。将范围缩小到列出的国家后，我们还对这些国家的数据进行了Probit模型，其中我们根据之前的结果选择了7年期和1年期国债收益率的差值作为解释变量。

在表2中，我们总结了每个国家的AUC值，据此我们可以说，在所检查的大多数欧洲收益率曲线中都可以观察到良好的衰退预测能力。在保加利亚和西班牙数据上运行的模型在该指标上也优于美国模型。

表2：Probit模型在欧洲国家运行的结果

| | 系数 | 标准错误 | P值 | AUC ^a /N ^b |
|-------------|---------|-------|------|----------------------------------|
| 比利时 | | | | |
| 常量 | -0.33 | 0.48 | 0.49 | 0.84 |
| 变差 | 141.22 | 72.97 | 0.05 | 61 |
| 保加利亚 | | | | |
| 常量 | -5.54 | 1.76 | 0.00 | 0.95 |
| 变差 | -250.99 | 84.40 | 0.00 | 36 |
| 捷克 | | | | |
| 常量 | -0.27 | 0.30 | 0.37 | 0.49 |
| 变差 | 5.75 | 24.75 | 0.82 | 73 |
| 英国 | | | | |
| 常量 | -1.43 | 0.24 | 0.00 | 0.67 |
| 变差 | -33.71 | 19.77 | 0.09 | 97 |
| 法国 | | | | |
| 常量 | -1.14 | 0.37 | 0.00 | 0.45 |
| 变差 | 14.03 | 31.22 | 0.65 | 81 |
| 爱尔兰 | | | | |
| 常量 | -1.03 | 0.35 | 0.00 | 0.72 |
| 变差 | -70.51 | 26.50 | 0.01 | 35 |
| 波兰 | | | | |
| 常量 | 1.17 | 0.75 | 0.12 | 0.84 |
| 变差 | 191.87 | 72.61 | 0.01 | 29 |
| 德国 | | | | |
| 常量 | -1.20 | 0.29 | 0.00 | 0.63 |
| 变差 | -28.25 | 21.21 | 0.18 | 96 |

⁵ 我们设定的条件是至少有20个观测值可用，在此期间可以得到1年期和7年期收益率差的滞后值以及GDP数据。

表2：Probit模型在欧洲国家运行的结果

| | 系数 | 标准错误 | P值 | AUC ^a /N ^b |
|---|---------|-------|------|----------------------------------|
| 意大利 | | | | |
| 常量 | -1.00 | 0.45 | 0.03 | 0.64 |
| 变差 | -31.76 | 23.12 | 0.17 | 52 |
| 葡萄牙 | | | | |
| 常量 | -1.74 | 0.41 | 0.00 | 0.79 |
| 变差 | -41.76 | 13.43 | 0.00 | 53 |
| 罗马尼亚 | | | | |
| 常量 | -1.06 | 0.72 | 0.14 | 0.49 |
| 变差 | -14.53 | 37.95 | 0.70 | 24 |
| 西班牙 | | | | |
| 常量 | -4.50 | 1.14 | 0.00 | 0.93 |
| 变差 | -239.77 | 62.51 | 0.00 | 35 |
| 瑞士 | | | | |
| 常量 | -2.00 | 0.36 | 0.00 | 0.81 |
| 变差 | -111.52 | 28.44 | 0.00 | 94 |
| 说明： ^a AUC:曲线下面积（恒定线） ^b N:观察数量（变差线）。 | | | | |
| 来源：根据investing.com的数据计算 | | | | |

在表2中，我们还总结了针对不同欧洲国家运行的Probit模型的回归结果。根据结果，可以说，只有保加利亚、爱尔兰、葡萄牙、西班牙和瑞士，收益率利差的估计影响在5%的水平上显著为负。就英国而言，传播的预测能力在10%的显著性水平上可以被认为是显著的。此外，就保加利亚和西班牙而言，AUC指标的值表明，这些国家7年期和1年期债券的收益率利差的预测效果比美国（AUC值为82.79）更有效。就比利时、捷克、法国和波兰而言，收益率利差的估计系数显示出与预期相反的方向，就其他国家而言，可以说利差的减小（转向倒置曲线）预测产出缺口会减少。根据我们的结果，在近70%的受调查国家中，收益率差与经济衰退概率之间存在负相关关系，但这种关系仅在38%（或46%）的国家中显著。在三分之一的欧洲国家，我们获得了与预期不同的结果，其中六分之一的国家的关系变得显著积极。

四，结论

在我们的研究中，我们使用Probit模型，首先调查了收益率利差（定义为在美国观察到的10年期和1年期政府债券收益率之间的差异）的预测能力在过去是否发生了变化。与1995年之前相比，已经过去了25年。我们发现，尽管在反向收益率曲线的情况下经济衰退的概率略有下降，但利差的统计显著性在后期的模型运行中仍然存在。

然后，我们使用美国的数据来找到最有效预测经济衰退的期限组合。根据我们的结果，7年和1年回报之间的差异在预测中表现最佳。

在扩展模型之前，根据美国的数据，我们搜索了GDP周期性成分的-1%阈值，低于该阈值可以说经济处于衰退（产出缺口表明衰退）。利用这些结果，我们还为拥有足够数据的欧洲国家运行了模型。根据我们的结果，在13个研究国家中，只有6个国家的收益率差与未来产出缺口之间存在显著的负相关关系。此外，对于保加利亚和西班牙来说，根据AUC指标的值，收益率差比美国更能有效地预测经济衰退。

参考文献

- Ang, A. – Piazzesi, M. – Wei, M. (2006): *What does the yield curve tell us about GDP growth.* (《收益率曲线告诉我们有关 GDP 增长的什么信息》) *Journal of Econometrics*, 131(1-2): 359-403. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.032>
- Bauer, M.D. – Mertens, T.M. (2018a): *Economic forecasts with the yield curve.* (《用收益率曲线进行经济预测》) FRBSF Economic Letter 2018-07, Federal Reserve Bank of San Francisco. <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2018/march/economic-forecasts-with-yield-curve/>
- Bauer, M.D. – Mertens, T.M. (2018b): *Information in the yield curve about future recessions.* (《收益率曲线中有关未来衰退的信息》) FRBSF Economic Letter 2018-20, Federal Reserve Bank of San Francisco. <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2018/august/information-in-yield-curve-about-future-recessions/>
- Chauvet, M. – Potter, S. (2005): *Forecasting recessions using the yield curve.* (《使用收益率曲线预测衰退》) *Journal of Forecasting*, 24(2): 77-103. <https://doi.org/10.1002/for.932>
- Chinn, M.D. – Kucko, K.J. (2015): *The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time.* (《不同国家和时间的收益率曲线的预测能力》) *International Finance*, 18(2): 129-156. <https://doi.org/10.1111/infi.12064>
- Duarte, A. – Venetis, I.A. – Paya, I. (2005): *Predicting real growth and the probability of recession in the euro area using the yield spread.* (《使用收益率差预测欧元区的实际增长和衰退的可能性》) *International Journal of Forecasting*, 21(2): 261-277. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2004.09.008>
- Estrella, A. (2022): *Yield curve spreads and the risk of recession.* (《收益率曲线利差和衰退风险》) *Finance, Economics and Monetary Policy Discussion Paper No. 2201.* <http://www.financeecon.com/DPs/DP2201.pdf>
- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1996): *The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions.* (《收益率曲线作为美国经济衰退的预测指标》) *Current Issues in Economics and Finance*, 2(7). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1001228>

- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1997): *The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank.* (《欧洲和美国利率期限结构的预测能力: 对欧洲央行的影响》) *European Economic Review*, 41(7): 1375–1401. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00050-5](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00050-5)
- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1998): *Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators.* (《预测美国经济衰退: 金融变量作为领先指标》) *Review of Economics and Statistics*, 80(1): 45–61. <https://doi.org/10.1162/003465398557320>
- Estrella, A. – Rodrigues, A.P. – Schich, S. (2003): *How Stable Is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States.* (《收益率曲线的预测能力有多稳定? 来自德国和美国的证据》) *Review of Economics and Statistics*, 85(3): 629–644. <https://doi.org/10.1162/003465303322369777>
- Granát, M. – Lehmann, K. – Nagy, O. – Neszveda, G. (2023): *Expect the unexpected: Did the equity markets anticipate the Russo-Ukrainian war?* (《期待意想不到的事情: 股市是否预见到了俄乌冲突?》) *Finance Research Letters*, 58(PartA), 104301. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104301>
- Hasse, J.-B. – Lajaunie, Q. (2022): *Does the yield curve signal recessions? New evidence from an international panel data analysis.* (《收益率曲线是否预示着经济衰退? 来自国际面板数据分析的新证据》) *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 84(May): 9–22. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.01.001>
- Haubrich, J.G. (2006): *Does the yield curve signal recession?* (《收益率曲线是否预示着经济衰退?》) *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 15 April. <https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/economic-commentary-archives/2006-economic-commentaries/ec-20060415-does-the-yield-curve-signal-recession>
- Keen, H. (1989): *The yield curve as a predictor of business cycle turning points.* (《收益率曲线作为经济周期转折点的预测指标》) *Business Economics*, 24(4): 37–43.
- Máténé Bella, K. – Ritzlné Kazimir, I. – Sugár, A. (2019): *A magyarországi konjunktúrakutatás rövid történeti áttekintése.* (《匈牙利经济周期研究的简要历史概述》) *Statisztikai Szemle (匈牙利《统计评论》)*, 97(6): 521–545. <https://doi.org/10.20311/stat2019.6.hu0521>
- Matolcsy, Gy. – Palotai, D. (2016): *The interaction between fiscal and monetary policy in Hungary over the past decade and a half.* (《过去十五年来匈牙利财政和货币政策之间的相互作用》) *Financial and Economic Review*, 15(2): 5–32. <https://en-hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/gyorgy-matolcsy-daniel-palotai-en.pdf>
- Rudebusch, G.D. – Williams, J.C. (2009): *Forecasting Recessions: The Puzzle of the Enduring Power of the Yield Curve.* (《预测衰退: 收益率曲线持久力之谜》) *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4): 492–503. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07213>

- Stevens, E.J. (1989): *Is there a message in the yield curve?* (《收益率曲线中是否有信息?》) Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland, March 15. <https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/economic-commentary-archives/1989-economic-commentaries/ec-19890315-is-there-a-message-in-the-yield-curve>
- Wooldridge, J.M. (2012): *Introductory econometrics: A modern approach.* (《计量经济学导论：现代方法》) 5th Edition. South-Western Cengage Learning.
- Wright, J.H. (2006): *The Yield Curve and Predicting Recessions.* (《收益率曲线和预测衰退》) FEDS Working Paper No. 2006-7. <https://doi.org/10.2139/ssrn.899538>

附录:

| 表3: 在美国运行的Probit模型的估计系数 | | | |
|-------------------------|-------|------|-------|
| 变量 | 系数 | 标准错误 | P值 |
| Probit, 1995年前 | | | |
| 常量 | -0.93 | 0.19 | 0.00% |
| 变差 | -1.85 | 0.41 | 0.00% |
| Probit, 1995年后 | | | |
| 常量 | -0.75 | 0.12 | 0.00% |
| 变差 | -0.62 | 0.10 | 0.00% |
| Probit, 全部观察 | | | |
| 常量 | -0.75 | 0.09 | 0.00% |
| 变差 | -0.72 | 0.10 | 0.00% |
| LPM, 全部观察 | | | |
| 常量 | 0.25 | 0.02 | 0.00% |
| 变差 | -0.12 | 0.01 | 0.00% |

来源: 基于联邦储备经济数据库 (FRED) 的数据计算

| 表4: 使用美国Probit模型根据不同收益率利差组合计算的平均AUC结果 | | | |
|---------------------------------------|-------|----------------|-------|
| 期 ^a | 平均AUC | 期 ^b | 平均AUC |
| 1个月 | 0.62 | 3个月 | 0.58 |
| 3个月 | 0.67 | 6个月 | 0.58 |
| 6个月 | 0.74 | 1年 | 0.61 |
| 1年 | 0.79* | 2年 | 0.69 |
| 2年 | 0.74 | 3年 | 0.73 |
| 3年 | 0.75 | 5年 | 0.74 |
| 5年 | 0.73 | 7年 | 0.76* |
| 7年 | 0.70 | 10年 | 0.73 |
| 10年 | 0.64 | 20年 | 0.69 |
| 20年 | 0.73 | 30年 | 0.72 |

说明: ^a在模型中用作短期。^b在模型中用作长期。*最高值。
来源: 基于联邦储备经济数据库 (FRED) 的数据计算