



周期进行式：境外机构对银行间市场人民币债券需求的日历效应

刘方根 郑葵方 李思琪

摘要 银行间利率债券市场和境外机构对银行间市场人民币债券的需求存在明显的季节性规律。本文综合运用描述性统计、历史高低点统计和 EGARCH-t 模型等方法进行分析，发现银行间市场利率债的投资回报率表现出“6 月和 11 月显著为负、12 月显著为正”的月度效应。境外机构对中债需求最强的 12 月和 6 月，主要增持国债和同业存单，当月中美利差拓宽、美元指数贬值、美股道指上涨均明显提升境外机构的风险偏好，促使其大幅增加投资。境外机构需求最弱在 3 月，主要卖出政策性金融债和国债，主要由于美股大跌和大幅波动，市场避险情绪升温。这为债券投资交易提供了有价值的启示。

关键词 债券市场 境外机构 季节性规律 日历效应

一、引言与文献述评

境外机构的中债需求是否会有季节性变化规律（即日历效应），对实际投资交易具有较强的指导意义和价值。这不仅能帮助金融机构分析境外机构需求的发展变化规律，提前准备，做好相关服务，也能为金融市场参与者寻找合适的交易对手提供参考，还能为投资者提前预判市场、适应越发复杂多变的市场环境提供支持。但从目前已有的文献看，尚无关于境外机构的中债需求日历效应的专门研究。

过往许多研究已发现，在某一特定时间段内，金融市场的平均收益或波动率显著不同于其他时间段，称之为“日历效应”。其包括季度效应、月份效应、周内效应、节日效应等，指的是以季度、月份或

周为时间观察单位，对时间序列数据及其随时间变化而呈现周期性变动的规律进行研究。这不能被资本资产定价模型所解释，在一定程度上证实了市场的非有效性。

国内外学者关于日历效应的研究成果丰富，早期文献主要研究美国等发达国家和地区股票市场的月份效应和周末效应。20 世纪 80 年代以来，一些学者研究了其他地区金融市场的日历效应，研究范围也从股票市场扩展到债券、商品和衍生品市场等。

股票市场方面，Kelly (1930) 首次发现纽约股票市场存在周一收益率异常偏低的现象。Wachtel (1942) 提出纽约股票市场在 1 月会出现收益率和交易量异常的现象，即 1 月的平均收益率显著高于其他月份。此后的研究陆续发现，全球主

刘方根，中国建设银行财务会计部总经理、高级资深专家；郑葵方，中国建设银行金融市场部高级经理；李思琪，中国建设银行香港资金营运中心业务经理。



要股票市场均存在季节性特征, 只是程度和表现形式有所差异。Jaffe & Westerfield (1985) 发现英国和加拿大均存在显著为负的周一效应, 澳大利亚和日本股市则存在显著为负的周二效应。Gultekin & Gultekin (2006) 对美国等主要工业化国家的 17 个股市研究发现, 其中有 13 个市场存在 1 月效应, 而英国股市存在 4 月效应。Gualter et al. (2021) 发现, 欧洲、亚洲、美洲和大洋洲国家的股指均存在月份效应, 全球多元化投资组合的投资者受益于万圣节效应, 冬春季月平均超额收益为 1.2%, 而前互联网泡沫时期的表现优于后互联网泡沫时期。国内方面, 张璇和蔡梅 (2004) 研究沪深股市 A 股综合指数收益率的日历效应, 显示沪深股市周五有明显正的超额收益率, 但月份效应只表现为微弱的 1 月效应。何晓光和许友传 (2006) 以上证指数、深证综指 1997 年 1 月至 2003 年 6 月为样本区间计算, 发现中国股市 3 月及 1 月存在显著为正的收益率, 而 7 月和 9 月表现出显著为负的收益率。

债券市场方面, Dyl & Mabedy (1986) 的研究发现, 美国的政府债券和票据市场都存在与股票市场类似的周内效应。Kamstra & Kramer (2007) 发现美国国债收益率存在年度周期效应, 从波峰到波谷的月度收益率变化超过 80bps, 季节性效应在市场高度波动期间更加明显。Mikutowski et al. (2019) 对 22 个发达国家和新兴市场国家的国债收益率进行检验, 发现存在显著的月份效应, 且季节性特征来自宏观经济风险溢价。国内方面, 于鑫 (2007) 通过构造 PAR-EGARCH(1,1) 模型, 发现银行间市场周五的收益率显著为正, 但交易所国债市场不存在周内效应。

商品市场方面, 由于很多商品在供需上具有明显的季节性, 其价格也出现季节性波动。分析商品的季节性特征可更好地制定交易策略, 通过旺季做多、淡季做空的策略来提高胜率和收益率。Laurence & Vijay (2013) 发现美国黄金期货存在周内效应。Dirk (2013) 发现黄金市场收益率存在显著为正的九月效应和秋季效应。国内方面, 李坚强 (2002) 发现中国期货市场上存在显著的周内效应, 收益率的周内效应要强于波动的周内效应。徐长宁 (2009) 以铜期货为研究对象, 发现市场参与者具有包括春节、五一和国庆的假日情结, 在假期前后铜期货价格出现暴涨暴跌。李志斌 (2015) 分析我国农产品期货的周内效应, 发现期货收益率存在显著的周一负效应和周二正效应。

衍生品市场方面, Chiang & Tapley (1983)、Gay & Kim (1987) 的研究均发现美国期货市场存在周内效应。刘光彦等 (2017) 以沪深 300 指数收益率作为研究对象, 建立 GARCH 模型分析得到结论, 即沪深 300 股指期货的推出在一定程度上弱化了股市的周内效应。

二、研究方法 & 模型构建

根据公开渠道, 境外机构对银行间市场人民币债券的需求仅可获得月度数据。因此, 本文主要研究境外机构需求是否存在月份效应, 如在某些月份是否经常存在需求明显增加或减少, 以前瞻性地预判境外机构的需求变化, 为银行适时增加对境外机构的营销、提高对境外机构的服务水平提供参考。

从文献看, 研究日历效应的方法从值分析等描述性统计到普通最小二乘法



(OLS)、ARCH 模型、GARCH 模型等。本文以银行间市场利率债券指数、境外机构的月度人民币债券需求作为研究对象,采用下述研究方法进行分析。

(一) 描述性统计

将总样本按照月份划分为 12 组,对 12 组数据序列分别进行描述性统计,指标包括均值和标准差等。根据月度均值和标准差的最大和最小值,初步确定是否存在季节性特征。

(二) 历史高低点统计法

将银行间市场利率债券回报率全年最高和最低的月份标出,看高低点的分布是否存在月份效应。将境外机构全年需求最大和需求最小对应的月份标出,统计高低点的分布情况,研究全年最大或最小值出现在哪些月份的概率较高。

(三) 含虚拟变量的 EGARCH-t 模型

考察市场银行间市场利率债回报率和境外机构的需求是否存在月份效应,分别对其建立含虚拟变量的回归模型。为避免时间序列不平稳造成“伪回归”的出现,对所有时间序列变量进行平稳性检验,确定变量平稳后再进行回归。模型定义如下:

$$Y_t = C + \alpha_i \times D_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, Y_t 为银行间市场利率债券指数或境外机构的银行间市场人民币债券月度净增持规模, C 为常数项,体现平均水平。 $D_{i,t}$ 为第 i 月的虚拟变量,每到 i 月设为 1,其他月份为 0。如果其系数 α_i 在统计上显著不为零,则表明第 i 月存在月份效应。

传统时间序列的计量研究大多假设误差项 ε_t 的方差固定,但在实际中金融资产价格的波动多随时间变化。为了解决方差时变性的问题,Engle 在 1982 年提出自回归条件异方差模型 (ARCH 模型),被大

量地运用于股票、汇率、期货价格等金融时间序列的研究中,用以模拟价格变化中方差时变、波动集聚的特征。Bollerslev 在 1986 年对 ARCH 模型进行修正,条件异方差不仅受前期预测误差平方项 (ARCH 项) 的影响,而且受前期条件方差 (GARCH 项) 的影响,从而形成了广义自回归异方差模型 (GARCH 模型)。但 GARCH 模型要求方差方程包含 ARCH 项和 GARCH 对应的估计系数均大于 0,且两者的和小于 1,而在实际估计中常常不能满足这些条件。为弱化参数约束,Nelson (1991) 首次提出指数广义自回归条件异方差模型 (EGARCH),对估计参数解除了约束条件,因此应用更加广泛。

由于本文涉及的中债债券指数的回报率和境外机构的银行间市场利率人民币债券月度净增持规模等时间序列数据分布不满足正态分布,具有尖峰厚尾的分布特征,且残差具有明显的异方差特性,因此更适合使用 GARCH 类模型。但 GARCH 模型对系数有非负限制,我们进一步使用 EGARCH 模型,不仅避免此参数限制,还可衡量市场对正面消息和负面消息的不同反应。鉴于本文的样本量不够庞大,总体方差未知,加之上述数据具有尖峰厚尾的特征,在此场景下使用 t 分布估计比适用于大样本或总体方差已知的正态分布更合适。此外,随着信息科技的快速发展,市场消化速度加快,加之为提高样本自由度(境外机构需求数据的样本量有限,不选择较长的滞后期有助于模型保留较高的自由度,参数估计更精确),这里滞后期数设为 1。由此本文构建了基于 t 分布的含有虚拟变量的指数广义自回归条件异方差 EGARCH-t (1,1,1) 模型进行月度效应检验:



$$Y_i = C + \alpha_i \times D_{i,t} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln \sigma_i^2 = \omega + \beta_1 \times \left| \frac{\varepsilon_{i-1}}{\sigma_{i-1}} \right| + \beta_2 \times \frac{\varepsilon_{i-1}}{\sigma_{i-1}} + \beta_3 \times \ln \sigma_{i-1}^2 \quad (3)$$

残差项 ε_i 服从 T 分布, σ_i^2 是 ε_i 的条件方差。

其中, C 和 ω 是常数项, 公式 (2) 为条件均值方程, 公式 (3) 为条件方差方程, $\frac{\varepsilon_{i-1}}{\sigma_{i-1}}$ 项考虑了市场对正向或负向变化可能存在的非对称反应。滞后期选择为 1。

以境外机构需求为例, 常数项 C 代表不具有异常效应的所有月份的平均需求水平, 若 α_i 显著大于 0, 则表示境外机构在第 i 月的人民币债券需求较平均水平有所增加。若 α_i 显著小于 0, 则表示境外机构在第 i 月的人民币债券需求通常较平均水平减少。

描述性统计和历史高低点统计分析法均能简单明了地反映样本数据的集中趋势, 便于理解, 但易受极端值的影响而出现计算误差。而 EGARCH-t 回归模型能够有效地描述、概括某系统的数量特征, 辨别一个或几个自变量变化对因变量的影响在统计上是否显著, 其精确性和可靠性明显优于前两种方法, 但对于数据样本量、数据质量要求更高。由于目前市场可得的境外机构需求样本量不够庞大, 故本文结合以上三种方法进行研究分析, 相互验证, 以求得出更加全面客观的研究结论。

三、中国债券市场回报率存在显著的月度效应

选取中债总全价(总值)指数作为研

究对象, 该指数成分券由记账式国债、央行票据和政策性银行债组成, 是反映境内利率类债券整体价格走势情况的分类指数, 也是中债指数中应用广泛的指数之一。基期为 2001 年 12 月 31 日, 数据最早可回溯至 2002 年。为使每个月的样本量一致, 样本区间定为 2003 年 1 月至 2023 年 12 月, 数据来源于 Wind^①。按公式 $R_m = \frac{P_m}{P_{m-1}} - 1$ (其中, P_m 代表 m 月末的指数收盘价), 计算中债总全价指数每月的回报率来反映其变化特征。

图 1 是 2003 年 1 月至 2023 年 12 月期间中债总全价指数月回报率的总体统计特征。中债指数月回报率的总体均值为 0.098%, 标准差为 0.82%, 峰度 4.56, 大于 3, 表明具有尖峰厚尾的特征。Jarque-Bera 检验结果为 25.71, 说明样本数据不服从标准正态分布, 因此适宜使用 t 分布, 可以更好拟合尖峰厚尾的特征。

按月进行描述性统计(表 1)^②, 可以发现: 在样本统计的 21 年间, 中债指数平均月度回报率最高出现在 12 月份(0.46%), 最低在 6 月(-0.16%)。就衡量回报率波动性的标准差而言, 4 月、9 月、10 月波动最为剧烈, 2 月、8 月的波动性较低(图 2)。

从全年极值出现的情况看, 样本期内, 中债总全价指数月回报率在 12 月 6 次出现全年最大值, 显著高于其他月份, 与描述性统计中 12 月的平均回报率最高相一致。4 月、6 月、8 月、11 月均 3 次出现全年最小回报, 频率高于其他月份。结合历史高低点统计与描述性统计的结果, 预计 12 月

① Wind-宏观-经济数据库-中国宏观-证券市场-债券市场-中债总全价指数。

② 表 1~12, 见增强出版, 中国知网—《金融市场研究》。

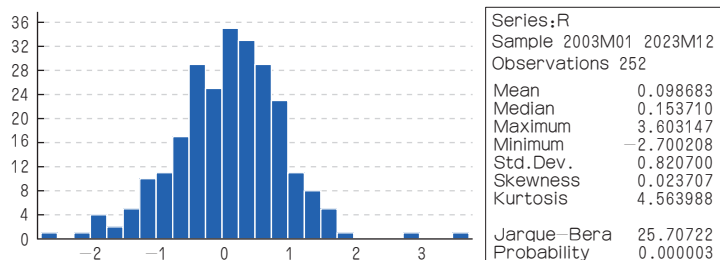
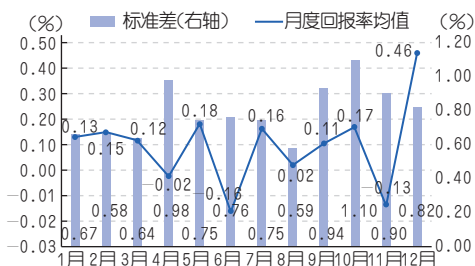
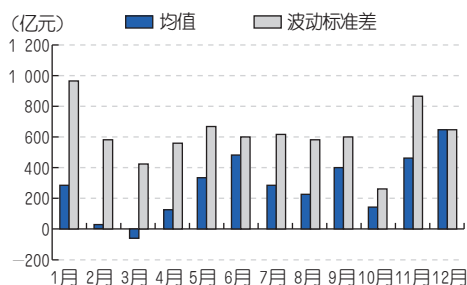


图1 月度回报率直方图



数据来源: Wind, 统计样本区间为 2003 年 1 月至 2023 年 12 月。

图2 中债总全价指数月度回报率均值及标准差



数据来源: Wind。

图3 境外机构月度净增持规模的
月度均值和标准差

可能出现显著为正的月度效应, 6 月、11 月可能出现显著为负的月度效应。

进一步用 EGARCH-t 模型进行检验。先对中债总全价指数的月度回报率进行单位根检验, 结果表明其是平稳变量。通过含虚拟变量的 EGARCH-t 模型进行月份效应检验, 估计结果显示 (表 2), 中债指数 6 月、11 月和 12 月的回报率相对其他月份具有显著的月度效应。其中, 6 月的债券回报率在 5% 的显著水平下比其余月份的平均回报率低 26bps, 11 月的债券回报率在 1% 的显著性水平下比其余月份的平均回报率低 38bps, 而 12 月回报率在 1% 的显著水平下比平均回报率高 51bps, 与前

两种方法的推断一致。

四、境外机构总需求有显著的月度效应

根据市场可得数据, 境外机构月度净增持人民币债券的规模, 通过加总中央国债登记结算有限责任公司^①和银行间市场清算所股份有限公司^②的境外机构债券托管量后, 计算其月度环比变化得出, 样本区间为 2014 年 7 月 (数据公布最早时间) 至 2023 年 12 月。

(一) 描述性统计

统计结果 (表 3) 显示, 近十年来, 境外机构最小的月度净增持规模出现在 3 月, 平均为 -61 亿元; 净增持规模最大的

① 中国债券信息网-中债数据-统计数据-统计月报-债券持有者结构。

② 上海清算所-研究与统计-统计月报-主要券种投资者持有结构。



是在12月, 平均为647亿元。从波动情况看(图3), 需求波动最大的是在1月, 历年1月需求的标准差高达964亿元; 波动最小的是在10月, 标准差为259亿元。

样本期内, 境外机构对银行间市场的人民币债券的需求多数时间都是净增长态势, 尤其是5—6月、9月和11—12月净增持概率不低于80%; 境外机构在个别月份出现净减持, 尤其2—3月净减持的概率为44%~56%, 明显高于其他月份。因此, 在2—3月需注意境外机构在债券市场的抛盘, 可能会阶段性推高债券收益率。

(二) 历史高低点统计

从全年极值出现的情况看, 样本期内, 境外机构在1月和6月出现全年最大需求的次数高于其他月份, 但在1月也可能出现全年需求最小的情况。因此, 境外机构的1月需求极易出现全年极值, 契合前述“波动最大”月份的特点, 不确定性较大。境外机构全年最大需求还有两次出现在6月, 而6月为历年均值次高峰, 仅次于12月, 净增持概率为全年最高。

(三) EGARCH-t 模型计量

经单位根检验, 境外机构的月度净增持规模为平稳变量。对其建立EGARCH-t模型进行估计, 结果(表4)显示: 只有12月对应的参数 α_{12} 在5%水平下统计显著不为0, 估计值为262, 表明境外机构在12月会相对总体平均水平净增持262亿元人民币债券, 这或许是前述12月债券投资回报率显著高于平均回报率的原因之一。其他月份的 α_i 均统计不显著, 说明其他月份的需求在近十年的时间未呈现出显著偏

离平均水平的月度效应。

显然, EGARCH-t模型对月度效应的估计结果与描述性统计分析等方法相同之处在于, 均揭示了境外机构12月总需求显著增加的特点。不同之处在于, 描述性统计相对EGARCH-t模型能发现更多的月度特征, 而EGARCH-t模型未能找到其他月份的月度效应, 根本原因在于EGARCH-t模型统计的是较为长期的变化规律, 要求更严。因此, 可以运用描述性统计和历史高低点分析方法, 发现境外机构需求分布的特点, 再通过EGARCH-t模型进一步验证, 发现长期大概率的规律特征。

综上, 1月境外机构需求易出现全年极值, 波动较大, 不确定性较高。2—3月, 境外机构需求相对其他月份明显较弱, 净减持人民币债券的概率偏高。12月在5%水平下相对平均水平净增持262亿元债券。相对而言, 境外机构12月和6月的需求相对其他月份较大, 是当月支撑国内债市的重要力量。

五、境外机构券种需求的月度效应

分券种看, 2023年12月, 境外机构持有银行间市场人民币债券的前三大券种是国债、政策性金融债和同业存单, 持有规模分别为2.29万亿元、7872亿元、4340亿元, 持仓占比分别为62.4%、21.5%和11.8%。^①下面对境外机构的三大券种需求的月度效应进行分析, 样本区间均为2014年7月至2023年12月。

(一) 国债需求的月度效应

在样本期间(表5), 境外机构对国

① 国债和政策性金融债需求数据来源于中国债券信息网-中债数据-统计数据-统计月报-主要券种持有者结构, 同业存单需求数据来源于上海清算所-研究与统计-统计月报-主要券种投资者持有结构。

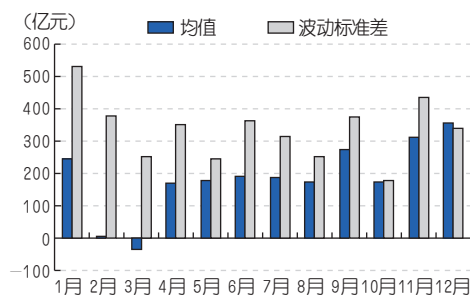


债的月度净增持需求3月最低,平均水平为-37亿元,是唯一出现净减持的月份;其次是2月,平均净增持0亿元;而其他月份的平均需求均高于160亿元,特别是12月份境外机构的国债需求最高,平均水平352亿元,其次是11月份,平均需求为309亿元,远超其他月份。但从波动性来看(图4),1月的国债需求波动最高,标准差高达529亿元,与前述境外机构对银行间市场人民币债券总需求1月波动最大的特点相吻合。这说明1月境外机构的总需求波动最大,主要是其对国债的需求波动大引起的。波动性最小的是10月,标准差仅为175亿元,也与10月境外机构总需求波动小的特点一致。

在样本期内,境外机构全年多数时间处在净增持国债的状态,仅有个别月份净减持国债,主要是在2—3月,全年净增持国债规模最小的月份也出现在2—3月。这与境外机构总需求的表现相同。全年净增持国债规模最大的月份主要出现在11—12月。

在样本期内,境外机构持有国债的占比从2014年7月的37.3%一路上升至超过60%,国债的比重越来越高,其对国债的需求特点反映在了总需求上,因此表现为境外机构对国债的月度需求特征与总需求较为一致。

经单位根检验,境外机构的月度净增持国债规模为平稳变量。对其建立EGARCH-t模型进行估计,结果(表6)显示:9月对应的参数 α_9 在5%水平下统计显著不为0,估计值为124,说明境外机构在9月会相对总体平均水平净增持124亿元国债。其他月份的 α_i 均统计不显著,说明其他月份的需求在近十年的时间未呈现



数据来源: Wind。

图4 境外机构月度净增持国债规模的月度均值和标准差

出显著偏离平均水平的月度效应。

EGARCH-t模型和历史高低点统计均显示,境外机构9月的国债需求量在诸月份中最大(EGARCH-t统计显著,估计的 α 值也高),在5%水平下相对平均水平净增持124亿元国债。但根据描述性统计,12月的国债需求均值最高,年均净增持352亿元,其次是11月309亿元,9月为271亿元,排在第三位。当三种方法出现矛盾的结果时,本文选择越多种方法支持的结果,可信度更高,因此认为9月的国债需求较旺,同时兼顾看描述性统计结果支持的11—12月的需求较高,也值得关注。关于国债需求最小的月份,描述性统计和历史高低点统计均一致显示,全年来看2—3月的国债需求相对最小。

(二) 政策性金融债需求的月度效应

从各月均值来看(表7),境外机构在3—4月对政策性金融债的需求最弱,3月平均为-40亿元,4月为-55亿元,是出现政策性金融债净减持仅有的两个月份。尤其4月净减持政策性金融债的概率相对于其他月份较高,达到67%。同时,4月政策性金融债的需求波动相对较小,标准差为152亿元。

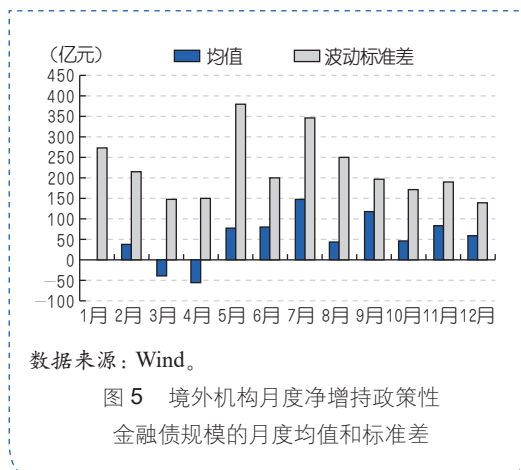


图5 境外机构月度净增持政策性金融债规模的月度均值和标准差

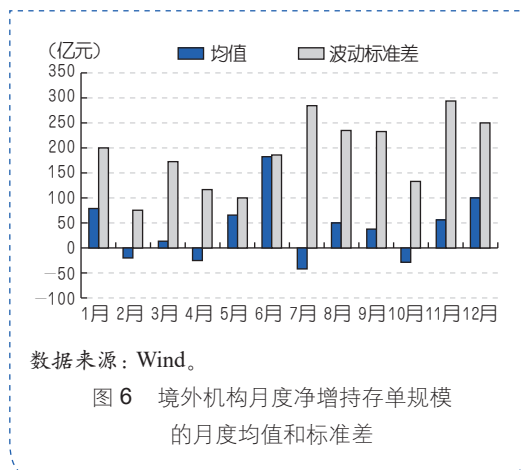


图6 境外机构月度净增持存单规模的月度均值和标准差

境外机构对政策性金融债需求最大的月份是7月, 平均水平高达151亿元, 有两次出现全年最大值, 但波动率也较高, 标准差高达346亿元, 不确定性较大。其次是9月, 平均为119亿元, 标准差较小, 为198亿元, 有三次出现全年最大值(图5)。从月度净增持概率看, 6—12月的净增持概率相对其他月份较高, 高达60%~89%。

经单位根检验, 境外机构的月度净增持政策性金融债规模为平稳变量。对其建立EGARCH-t模型进行估计, 结果(表8)发现: 各月份的 α_i 均统计不显著, 不存在显著的月度效应。

总体上, 描述性统计和历史高低点统计结果支持境外机构在7月对政策性金融债需求最大, 9月政策性金融债的需求也较大; 而3—4月的政策性金融债需求最弱, 较可能出现境外机构净减持政策性金融债。但上述结果在EGARCH-t模型估计中未出现相关系数统计显著, 这主要由于政策性金融债的月度需求波动较大, 大幅超过均值水平, 从而导致系数统计不显著。8月政策性金融债需求出现全年极小值的次数相对较多, 但十年平均水平为净增持

44亿元, 显示该月需求波动也较大。

(三) 同业存单需求的月度效应

境外机构在1月、6月和12月对同业存单需求较大。从均值看(表9), 境外机构对同业存单的净增持规模在6月最高, 平均为183亿元; 其次是12月, 平均为101亿元。排在第三位的是1月, 平均80亿元。相应地, 1月、6月和12月出现同业存单净增持的概率相对偏高, 分别为67%、89%和60%; 1月、6月和12月也是全年最大需求出现次数相对较多的月份。

境外机构对同业存单需求最小的月份是在10月和7月, 平均水平分别为-43亿元和-31亿元, 即10月和7月境外机构净减持同业存单的规模明显高于其他月份。历年9—10月出现净减持的概率最高, 达到60%。此外, 9月和7月还是同业存单需求全年最小值出现次数较多的月份。

经单位根检验, 境外机构月度净增持同业存单规模为平稳变量。对其建立EGARCH-t模型进行估计(表10)。5月和6月对应的参数 α_5 、 α_6 均在5%水平下统计显著为正, 说明境外机构在5—6月对



同业存单的需求明显高于平均水平，对应的参数估计值分别为 69、105 亿元，表明境外机构在 5—6 月会相对平均水平分别净增持 69、105 亿元同业存单，相对而言，6 月的需求明显强于 5 月。其他月份的 α_i 均统计不显著。

综合描述性统计、历史高低点统计和 EGARCH-t 模型分析结果，三者均一致显示境外机构 6 月显著净增持同业存单的规模最大。描述性统计和历史高低点统计均显示，1 月和 12 月同业存单需求也较大；7 月同业存单需求相对较小。描述性统计结果还指出，10 月的存单需求也较弱，出现净减持的概率偏高。

六、月度效应横向比较

本文综合运用描述性统计、历史高低点统计和 EGARCH-t 模型等方法，分别对债券市场、境外机构总需求、券种需求的月度效应进行了分析。综合三种方法的研究结果，我们绘制了月度效应地图如表 11 所示，以进行横向比较分析。

（一）境外机构需求最强的 12 月和 6 月，主要增持国债和同业存单

描述性统计与 EGARCH-t 模型方法均显示，12 月境外机构总需求较其他月份显著抬升，净增持规模为全年最高水平。从描述性统计的均值看，12 月境外机构平均净增持 647 亿元，其中有 352 亿元国债、101 亿元同业存单和 59 亿元政策性金融债，三者占比分别为 54%、16%、9%。境外机构历年 12 月的国债需求为全年最高水平、存单需求为全年次高水平，政策性金融债的需求相对较小。由于境外机构的大幅增持，12 月债券指数的回报率显著为正，比其余月份的平均回报率高出 51bps

(EGARCH-t 估计)。

6 月是境外机构总需求第二大的月份，亦主要投资国债和同业存单。虽然 6 月债券指数的月度回报率显著为负，比其余月份的平均回报率低 26bps (EGARCH-t 估计)。但这可能是 6 月资金需求旺盛，国内机构多卖出债券换取流动性，由此债券收益率通常上行，票息上升加大了人民币债券的吸引力，因此境外机构加大增持力度。从净增持规模看，境外机构对国债和同业存单的需求基本相当，占比分别为 38% 和 37%，政策性金融债的需求仅占 17%。其中，同业存单需求为全年最高水平，而国债和政策性金融债的需求分别处于全年第五和第三高的水平。

（二）境外机构需求最弱的 3 月，主要卖出政策性金融债和国债

3 月境外机构的总需求相对其他月份明显较弱，净减持人民币债券的概率偏高。描述性统计和历史高低点统计均一致认为，3 月境外机构需求为全年最低水平。从均值看，3 月平均净减持 61 亿元人民币债券，其中净减持 40 亿元政策性金融债和 37 亿元国债，但增持了 13 亿元同业存单。整体上，境外机构 3 月的国债和政策性金融债需求量分别为全年最低和次低水平，这是境外机构总需求减弱的主要原因。

（三）境外机构需求波动最大的 1 月，主要是国债和政策性金融债的需求波动大

境外机构需求波动最大的是在 1 月，历年 1 月境外机构净增持规模的标准差高达 964 亿元，为月度最高水平。但 1 月份债券市场收益率的标准差相对较低，仅为 0.67，为月度第四低，说明境外机构需求波动并非由利率波动导致。分券种看，1 月份境外机构总需求的波动主要由国债和



政策性金融债的需求波动导致。国债需求波动在1月份达到全年最高水平，标准差为529亿元。同期政策性金融债需求标准差为274亿元，为全年第三高水平。

七、月度效应的宏观原因

境外机构总需求的月度效应与什么因素有关？我们通过观察和分析发现，影响境外机构投资人民币债券的主要因素有两方面。

一是中美利差和美元兑人民币汇率。如果中美利差越大，美元兑人民币汇率越低（即人民币相对美元汇率升值越多），则境外机构将更多的美元兑换成人民币，进而购买更多的人民币债券，可获得汇差和利差的双重收益。因此，境外机构需求与中美利差正相关，与美元兑人民币汇率负相关。

二是美元指数和美股。对于在全球金融市场配置资产的境外投资者而言，美元指数和美股是影响境外投资者人民币债券需求的重要因素。若美元指数贬值，通常会刺激境外投资者的投资转向新兴市场国家，以获得更高收益，其对人民币债券的需求将增加。而美元指数升值时，国际资本通常回流美国，在美国投资可享受更高收益，境外投资者对新兴市场国家包括中国的债券需求将减弱。因此，境外机构的中债需求与美元指数应呈负相关关系。另一方面，如果美股上涨，通常意味着投资者的风险偏好提升，境外投资者也会增加对新兴市场国家尤其是中国的债券投资。但如果美股的VIX指数大涨，通常意味着

美股投资者的恐慌情绪较高、美股波动较大，采用杠杆化交易的投资者易出现爆仓，不得不抛售手中持有的新兴市场国家债券，以回补流动性，补充美股保证金。所以，境外机构的银行间市场人民币债券需求应与美股正相关，与VIX指数负相关。

因此，本文分析中美利差、美元兑人民币汇率、美元指数、美股指数和美股VIX指数^①五大因素对境外机构总需求（月度净增持规模）月度效应的影响。为便于横向比较，我们采用了描述性统计方法对境外机构净增持人民币债券规模和五大因素的月度均值进行统计分析。统计结果（表12）显示，境外机构银行间市场的人民币债券需求与中美利差、美国道琼斯工业平均指数（以下简称美股道指）正相关，相关系数分别为0.34和0.50；与美元指数、美元兑人民币汇率、美股VIX指数（当月最大值）负相关，相关系数分别为-0.41、-0.10、-0.26，均验证了我们前述境外机构的人民币债券需求和五大因素的逻辑关系。

境外机构总需求最大的两个月是12月和6月。根据统计，12月，美元指数贬值0.31%，为全年最大贬值幅度，中美利差拓宽7.9bps，为全年最大拓宽幅度，加之人民币对美元平均升值0.30%，为全年第二大升幅，以及道指平均上涨397个点，为全年第三大涨幅，大幅抵消了美股VIX上升0.6个点对境外机构需求的负面影响。五大因素中有四大因素均大幅利好境外机构的银行间市场人民币债券需求，因此12月份境外机构平均需求为全年最高水平。

① 数据来源于Wind-宏观-经济数据库-中国宏观-利率汇率；Wind-宏观-经济数据库-全球宏观-美国-利率汇率/金融市场。



再看6月，中美利差平均拓宽幅度2.1bps为全年第三高水平，美元指数平均贬值0.28%，为全年第三大跌幅，美股道指平均上涨261点，均利好境外机构需求，不仅完全抵消了人民币对美元贬值对境外机构需求的不利影响（VIX持平，对境外机构需求无影响），还明显促进境外机构增加对银行间市场人民币债券的需求。

3月是境外机构需求相对最小的月份。3月，中美利差平均收窄1.5bps，人民币对美元汇率贬值0.16%，美元指数平均升值0.88%，为全年最大升幅，以及美股道指平均大跌608点，为全年最大跌幅，美股VIX平均升幅2.9为全年波动最大时段，五大因素的变化均对境外机构的人民币债券需求产生负面影响，因此，3月境外机构的平均总需求为全年最低水平。从五大因素之间的变化来看，3月易出现美股大跌，VIX指数大幅上升，市场情绪恐慌，推动资金进入美元和美债市场，因此美元指数上涨，美债收益率下行，从而导致中美利差收窄、人民币对美元汇率贬值。五大因素共同作用导致境外机构抛售中债，3月是全年中最容易出现境外机构净减持银行间市场人民币债券的情景。

值得注意的是，五大因素对境外机构需求月度效应的影响并非充分条件。当境外机构需求有明显的月度效应（即描述性统计、历史高低点统计和EGARCH-t模型至少有两种方法支持）时，可以发现五大因素中至少有三大因素是利多或利空需求。但五大因素的月度均值多利空/利多境外机构银行间市场人民币债券需求时，该月的境外机构需求不一定有很明显的月度效应。比如9月，中美利差大幅收窄12.2bps，人民币对美元小幅贬值0.18%，

美元指数大幅升值0.55%，美股下跌249点，为全年第二大跌幅，VIX指数上升0.4个点，五大因素均利空境外机构需求。而9月境外机构需求的平均水平为395亿元，在全年排名第四位，需求不小，但未能获得两种以上的方法支持其有月度效应。这可能是当月除了上述的市场因素对境外机构需求产生影响外，还与政策、境外机构的资金约束和投资策略、市场预期等因素有关。

八、启示与运用

一是金融机构的利率债券投资交易业务可根据市场月度效应适当调整投资交易的策略和节奏。银行间利率债市场存在显著为负的“6月效应”“11月效应”和显著为正的“12月效应”。从EGARCH模型的估计结果看，鉴于5月利率债指数回报率为0.26%，6月降至-0.26%，7月又回升至0.19%。利率债券交易可在5月债券价格高位时卖出部分债券，在6月债券价格跌至低位（即债券收益率升至阶段性高位）后增加债券买入量“鼓肚子”，再到7月债券价格回升时抛出，通过波段操作增加价差收入。同时，还可在6月使用债券借贷、远期协议、国债期货等工具做空，获取债券价格阶段性下跌带来的超额收益。由于12月的平均债市回报率高达0.51%，为全年最高，而11月的平均回报率为-0.38%，因此债券投资交易均可在资金允许的情况下，在11月债券价格低位时买入，在12月债券价格升至高位时卖出，获取超额回报。同时还可考虑在国债期货市场11月做空，12月做多。需要注意的是，本文发现的月度效应是个历史统计的大概率特征，但具体到某年某月小概率事件也可能发生，因此在投资决策时还应全面分



析市场信息和环境, 理性客观地选择交易时机。

二是同业存单发行业务在 6 月、12 月和 1 月将有望获得境外机构需求的有力支撑。境外机构对同业存单的需求在 6 月最大, 其次是 12 月, 排在第三位的是 1 月。银行在这些月份发行的同业存单, 境外机构的投资需求相对旺盛。境外机构在 7 月和 10 月同业存单需求相对较小, 平均净减持规模在 31 亿~43 亿元, 其次是 4 月和 2 月, 平均净减持规模在 21 亿~26 亿元, 对银行发行同业存单的助力较小。

三是在境外机构银行间市场人民币债券需求较大的月份, 做市商可提高交易量和优化持仓结构, 在其净卖出较大的月份可适当拉大做市报价点差。境外机构需求最强的 12 月和 6 月, 主要增持国债和同业存单。境外机构需求最弱的 3 月, 主要卖出政策性金融债和国债。在境外机构需求较旺盛的月份, 做市商可加强对境外机构客户的做市报价服务, 提高交易量, 并借此机会优化银行交易账户的持仓结构, 综合运用包括国债期货在内的多种工具对冲因做市产生的风险敞口。在境外机构需求较弱的月份, 债券市场波动可能加大。做市商可适当拉大做市报价点差, 减少交易

量, 降低市场风险。

四是银行汇率业务可关注境外机构需求变化对人民币汇率的影响, 并把握境外机构外汇套保需求旺盛的月份拓展业务。3 月境外机构对银行间市场人民币债券需求处于全年最低水平, 平均净卖出 61 亿元, 较可能出现资金流出我国, 相应地人民币对美元汇率有一定的贬值压力。12 月境外机构净增持债券的规模较大, 相应地人民币对美元平均升值 0.30%。此外, 11 月、1 月的中债需求也不弱, 境外机构的外汇套保需求可能较为旺盛, 银行可拓宽汇率业务的发展空间。虽然 5 月、6 月和 9 月境外机构的中债需求也较强, 但由于年中有股市分红换汇、油盘购汇等其他因素的影响, 人民币对美元反而贬值。这说明不能简单地从境外机构的人民币债券需求来推断人民币汇率走势的变化方向。

总体上, 金融机构可根据利率债券市场和境外机构需求的月度效应, 结合市场的全面信息, 合理选择与境外机构交易的合适时机。银行可通过结算代理业务和债券通优化对境外机构的服务方案, 发展金融市场业务, 推动我国金融市场继续高水平对外开放。[N](#)

学术编辑: 卢超群

参考文献

- [1] 何晓光, 许友传. 中国 A 股市场的月份效应研究[J]. 生产力研究, 2006(1): 80-82.
- [2] 李坚强. 中国期货市场周内效应研究[J]. 金融经济, 2009(18): 84-86.
- [3] 李志斌, 李东, 孟德锋. 我国农产品期货市场周日历效应的实证分析[J]. 哈尔滨师范大学社会科学学报, 2015(4): 67-69.
- [4] 刘光彦, 纪伟, 郑慧. 股指期货对我国股市周内效应的影响研究[J]. 财经理论研究, 2017(1): 105-112.
- [5] 徐长宁. 铜期货市场的假日情结[J]. 中国金属通报, 2009(21): 24-25.
- [6] 于鑫. 中国国债市场周内效应的实证检验[J]. 统计与决策, 2007(11): 78-79.
- [7] 张璇, 蔡梅. 中国股市季节效应的 EGARCH-M 研究[J]. 武汉理工大学学报, 2004, 26(7): 94-96.
- [8] Baur D G. The autumn effect of gold research in international[J]. Business and Finance, 2013, 27(1): 1-11.
- [9] Blose L E, Gondhaleka V. Weekend gold returns in bull and bear markets[J]. Accounting & Finance, 2013,



53(3):609-622.

- [10] Chiang R, Tapley T C. The day of the week effect in the futures market[J]. Review of Research in Futures Markets, 1983, 2(3):356-410.
- [11] Couto G, Pimentel P, Barbosa C, et al. The month-of-the-year effect in the European, American, Australian and Asian markets[J]. Economics, 2021, 9(4):168.
- [12] Dyl E A, Maberly E D. The daily distribution of changes in the prices of stock futures[J]. Journal of Futures Markets, 1986, 6(4):513-521.
- [13] Gay G D, Kim T-H. An investigation into seasonality in the futures market[J]. The Journal of Futures Markets, 1987, 7(2):169-181.
- [14] Gultekin M N, Gultekin N B. Stock market seasonality: international evidence[J]. Journal of Financial Economics, 1983, 12(4):469-481.
- [15] Jaffe J, Westerfield R. The weekend effect in common stock returns: the international evidence[J]. Journal of Finance, 1985, 40(2):433-454.
- [16] Kamstra M J, Kramer L A, Levi M D. Opposing seasonalities in treasury versus equity returns[J]. SSRN Electronic Journal, 2007.
- [17] Mikutowski M, Karathanasopoulos A, Zaremba A. Return seasonalities in government bonds and macroeconomic risk[J]. Economics Letters, 2019, 176(3):114-116.
- [18] Wachtel S B. Certain observations on seasonal movements in stock prices[J]. Journal of Business, 1942, 15(2):184-193.

The Calendar Effect of Foreign Institutional Demand for Chinese Bonds

LIU Fanggen¹ ZHENG Kuifang² LI Siqu³

(1. Finance and Accounting Department, China Construction Bank; 2. Financial Market Department, China Construction Bank;
3. Hong Kong Financial Market Center, China Construction Bank)

Abstract There is an obvious seasonal pattern in Chinese bond market, most notably in the demand for Chinese bonds from foreign institutions. This paper analyzes Chinese bond market returns and foreign institutional demand by using descriptive statistics, historical extreme value statistics and the EGARCH-t model. It finds that Chinese bond returns show a pattern of being significantly negative in June and November and significantly positive in December. In December and June, when foreign institutions have the strongest demand for Chinese bonds, investors mainly increase their holdings of treasury bonds and negotiable certificates of deposit. Foreign institutions significantly increase their risk appetite and boost investment in Chinese bonds when the US-China interest rate spread widens, the US dollar depreciates and the US stock market rises. According to the data reviewed in this study, demand from foreign institutions was the weakest in March, when foreign investors mainly sold policy bank bonds and treasury bonds. This was largely the result of sharp falls and high volatility in U.S. stocks, leading to greater risk aversion in the market. These findings provide valuable insights for bond investment.

Keywords Bond Market, Foreign Institutions, Seasonal Pattern, Calendar Effect

JEL Classification C51 F32 G14