

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.07.007

中国债券评级变动峭壁的投资信息价值研究^①

石晓军^{1,2}, 叶震²

(1. 中国财政金融政策研究中心, 北京 100872; 2. 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872)

摘要: 基于“债股联动”的视角, 实证分析了中国债券市场信用评级变动峭壁(即评级变动超过1级)的股票投资信息价值。事件研究法的结果表明, 中国债券信用评级上调峭壁具有明确的投资信息价值, 上调峭壁出现之后的20个交易日内累计异常收益上涨3.62%。这一发现挑战了国际文献中关于信用评级上调不具有信息价值的结论。下调峭壁的信息价值不仅表现在下调之后股票异常收益跌幅深, 还表现在下调峭壁的信息价值一直持续到下调之后的90个交易日, 该结果丰富了信用评级下调信息价值的文献。此外, 利用2008年~2018年全部A股股价周收益率进行实证分析, 给出了中国股票定价存在信用评级上调峭壁因子和下调峭壁因子的证据。

关键词: 信用评级; 信用评级峭壁; 信用评级变动; 信息价值

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)07-0110-17

0 引言

如何建立有用的风险测度标准一直是困扰发展中国家债券市场发展的理论与技术难题。一方面, 年轻的本土评级没有经过历史的检阅, 缺乏声誉的积累, 常受诟病; 另一方面, 如果只是一味依靠引进国际“知名”评级, 利益冲突问题可能会变得更为复杂, 而且信用评级事关一国的金融基础设施和资金定价权, 此举亦非长久之策。中国债券市场已经跻身世界第三^②, 但学界和市场对中国信用评级的质疑和担忧不减反增^[1]。这就面临一个哲学式的理论困境: 中国现有的债券评级, 作为一个存在已久的机制, 如果毫无价值, 应该已经消失了, 但事实上它在发展壮大。那么, 价值何在、证据何在? 一个新的视角可以部分回答这个基本问题。

以往关于中国信用评级是否有效的研究皆囿

于债券市场本身^[2-5], 而忽略了现代金融市场的“债股联动”这个重要视角, 未从评级的投资信息价值的角度回答这个问题。中国信用评级变动的实验可以填补这个缺口, 利用这个实验可以实证检验中国债券市场信用评级变动峭壁是否具有股票投资信息价值。

评级变动峭壁(credit-rating cliff)是指信用评级变动超过1级, 具体包括信用评级变动大于1级, 或者变动1级但是方向与评级展望不符两种情况(详见第2节的定义)。本研究发现, 中国债券信用评级上调和下调峭壁都具有投资信息价值。如果评级上调超过1级, 相应的股票价格会显著上涨。这个发现挑战了国际文献普遍认为的评级上调不具有投资信息价值的结果。在下调的方向上, 主要的贡献是进一步发现评级下调的峭壁效应表现为深度下跌、持续期更长。中国债券信用

① 收稿日期: 2019-11-15; 修订日期: 2020-07-29。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71673281); 国家社会科学基金资助重点项目(21AZD028)。

作者简介: 石晓军(1974—), 男, 江苏如皋人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: sxjstein@126.com

② 2019年1月17日中国债券市场国际论坛在北京召开, 中国人民银行副行长潘功在演讲中表示, 截至2018年末, 中国债券市场余额达86.39万亿元人民币, 仅次于美国和日本, 位居世界第三。

评级下调超过1级的影响可以持续到评级调整后90个交易日,而评级下调一个等级的影响则仅有20个交易日,这个发现是对已有文献的扩展。

Merton^[6]提供了利用股票价格变动检验债券信用评级的投资信息价值的理论基础,公司债券是公司资产的看跌期权,而股权是公司资产的看涨期权,共同的资产基础使得债券的信息也会对股市产生影响。同时,债券市场的信息借助于跨市场投资者的投资活动,可以从债券市场传递到其他市场^[7]。实证证据也表明,中国债券评级信息可以传递到股票市场^[8]。上述理论为运用股票投资信息价值来检验信用评级有效性提供了逻辑基础。

在信用评级投资信息价值的研究领域,目前已经逐渐规范为分析评级调整对债券价格和股票价格的影响^[9-12],而不是将评级直接作为解释变量进行计量分析。主要发现是信用评级变动的影响是非对称性的:评级下调含市场未预期的信息,具有投资信息价值;而上调不能带来新的信息。Hand等^[9]运用事件研究法发现评级调整前后两天内,股票和债券市场对评级下调都有明显反应,而对上调反应不强烈。进入信息时代之后,Dichev和Piotroski^[10]和Jorion等^[12]发现评级上调也能引发股票收益增加,但是远不及评级下调引发的股票市场变动。

金融危机后,各国对评级机构的监管进一步强化,评级机制更加成熟^[13]。Dimitrov等^[14]发现在多德弗兰克法案(Dodd-Frank Act)实施后,评级上调也引发了显著的异常收益,但是不对称性未被新的监管举措消除。Driss等^[15]对被列入评级观察的公司进行研究,发现没有发生评级下调的公司债券价差显著低于发生评级下调的公司。此外,Bhattacharya等^[16]研究了市场参与者行为,发现市场中存在以评级变动为决策依据的投资者。

关于中国信用评级信息价值的研究主要采用的是直接以信用评级为解释变量进行回归分析,研究信用评级对债券价格^[17]、发债成本^[2, 3, 5, 18, 19]、盈余管理^[4, 20]、公司治理^[21]等的影响,这类方法的主要问题是存在不可忽视的遗漏变量偏差。王安兴等^[17]通过分解公司债市场价格的利差,认为信用评级是决定利差的因素,何平

和金梦^[2]、王雄元和高开娟^[5]、Livingston等^[18]利用回归方法研究发现评级的确显著决定了发债成本。

此外,杨炳铎和汤教泉^[22]、张亦春,陈华和郑晓亚^[23]在分解中国市场债券收益率曲线时,发现不同评级的风险因子有显著区别;陈庭强,马百超和李心丹^[24]认为评级对CDS交易对手风险也有显著影响;林晚发等^[25]发现评级信息包含了高管财务经历等软信息。但是,寇宗来等^[3]用各地评级机构的竞争程度作为工具变量,试图缓解遗漏变量的问题时,评级对发债成本的解释能力消失了。Kliger和Sarig^[26]认为,不可避免的遗漏变量,使得直接以信用评级为解释变量进行回归分析无法得出正确的结论。

目前国内关于债券信用评级变动的投资信息价值的研究还很少,已有的研究从债券市场^[27]和股票市场^[28]的角度进行了实证研究,发现只有评级下调使资产价格发生了显著的下跌,评级上调没有显著的影响。这一结论与国际文献的结果一致,没有发现评级变动中评级峭壁的特殊价值。

目前国内外有大量对于信用评级价值削弱原因的研究,Kronlund^[29]、宋敏等^[30]给出了总结,这些研究基于评级机构和企业之间的博弈给出了解释,不能解释评级变动对股票价格产生的不对称效应。Ederington和Goh^[31]提出的“利益相关”论,Bedendo等^[32]提出了“信誉冲击”理论解释,都可以解释评级变动的不对称影响,但是不足以解释评级大幅调整时的峭壁效应。在Ederington和Goh^[31]的基础上,提出信用评级峭壁对投资者已有信息具有验证作用,从而解释了信用评级峭壁效应。

主要贡献是采用类似Steiner和Heinke^[11]的实证方法,将信用评级调整作为准实验,通过对股票价格变动的事件研究来分析中国债券信用评级的信息价值。之所以从股票价格的角度进行研究,一方面是股票视角的研究还尚付阙如;另一方面,中国债券市场的流动性差,数据经常因为交易不足而产生缺失,并且交易价格容易受到信用风险以外的因素影响。相反,股票市场具有更好的流动性,对于市场边际信息的反应更加及时,适合进行评级变动的事件研究^[33]。我国股票市场参与者众

多,市场具有一定的深度,信息的传递也更通畅,为实证研究提供了良好的样本.利用信用评级变动前后股票价格的变动研究信用评级的信息价值,为本研究提供了信息价值的新视角.

本研究区别于相关文献的主要之处,在于发现评级峭壁在中国具有特殊的投资信息价值.评级变动级数本身就可能含有投资信息价值,为此将信用评级的变动划分为变动1级和变动超过1级两种情形,后者即评级峭壁.过去的研究将评级上调或下调各自视为一个整体,这样做无法发现评级峭壁的特殊投资信息价值.

尽管也发现了评级下调的信息价值大于上调的不对称性,但更重要的是,还发现无论是在上调或者下调的情形下,评级峭壁都具有明确的投资信息价值.文献中普遍认为信用评级上调的信息价值很小,但发现评级上调峭壁后20个交易日内股票的价格存在显著的异常收益.对于评级下调的情况,发现在评级下调峭壁出现后,股票价格将有显著的异常下跌,并至少持续到下调峭壁后第90个交易日,如此长时间的持续影响是以往文献没有发现的.

中国债券评级峭壁具有特殊投资信息价值的发现不仅推动了本领域文献的前沿移动,也为研究发展中国家债券市场信用评级的价值和使用提供了新视角.在基于Dichev和Piotroski^[10]、潘莉和徐建国^[34]构建的因子模型中,加入表示评级调整的虚拟变量后,评级上调峭壁后12个月内,可以显著解释0.36%的周收益率.而未触及评级上调峭壁的评级上调,只能解释0.11%的每周收益率,在经济上影响微弱.同时,在信用评级下调后,未触及评级下调峭壁的评级下调对股票价格的影响不显著,但是下调峭壁的影响在12个月的时间内显著,可以解释每周-1.04%的收益率.以上发现从股票定价的角度检验了评级峭壁所具有的投资信息价值.根据所知情况,上述评级峭壁投资信息价值的结果在国内外文献均属于首次发现.

1 理论模型

基于Daniel等^[35]市场对信息反应的经典理

论构建评级变动对股票价格影响的模型. Daniel等^[35]讨论了新的信息如何引发市场的反应过度 and 反应不足,从而引发动量效应和反转效应,模型本身并不考虑不同价值含量的新信息会如何影响市场.将信用评级峭壁分解为1级变动和额外的变动两个部分,并认为额外的变动对已知信息具有验证作用,依照Daniel等^[35]会引发动量效应,而1级变动可能不具有信息价值.

模型假设在0时刻,市场的参与者依据自己的禀赋和已有的信息进行股票交易,交易形成的股票的价格为 P_0 .在1时刻,投资者收到含有噪音的私人信息,并依据此对股票定价进行更新,股票价格为 P_1 .在2时刻,信用评级机构公布评级报告,随后的股票价格调整为 P_2 .如果评价报告对投资者之前掌握的信息具有验证作用,那么投资者会根据验证的结果调整自己对私人信息的估计,从而改变股票定价;如果其中含有具有价值的新信息,投资者会理利用新的市场公开信息,更新自己对股票的定价;如果这两种情况都不存在,投资者会维持自己的定价不变.

参照Daniel等^[35],假设股票的真实价值为 θ ,其服从均值为 $\bar{\theta}$ 方差为 σ_θ^2 的正态分布.不失一般性,可以取 $\bar{\theta} = 0$ 以简化计算.在1时刻,投资者收到私人信息 s_1

$$s_1 = \theta + \varepsilon \quad (1)$$

其中 ε 是独立于 θ 并且服从正态分布 $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 的噪声,投资者对噪声 ε 的方差估计为 σ_c^2 ,在投资者过度自信的情况下有 $\sigma_c^2 < \sigma_\varepsilon^2$,投资者过度保守的情况下有 $\sigma_c^2 > \sigma_\varepsilon^2$,投资者完全理性的情况下有 $\sigma_c^2 = \sigma_\varepsilon^2$.

在投资者风险中性的假设下,投资者对股票价格的估计为

$$P_1 = E_c[\theta | \theta + \varepsilon] \quad (2)$$

依据多元正态分布的相关性质,有

$$P_1 = \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_c^2}(\theta + \varepsilon) \quad (3)$$

在2时刻,信用评级机构发布了评级报告,这为市场带来了公开信息,但是这一信息并不一定是市场从未发掘过的新的信息.当评级报告的信息对投资者的私人信息产生验证作用时,尽管投

资者已经对股票价格进行了调整,公开信息的价格验证作用仍然会改变部分投资者对股票的定价.在这种情况下,假设时刻2投资者收到市场公开信息 s_2

$$s_2 \in \{+1, -1\} \quad (4)$$

假设 s_2 取值为 +1 的概率由 θ 决定而与其他因素无关,投资者依据 s_2 改变自己对于噪声 ε 方差的估计.

当 $\text{sign}(\theta + \varepsilon) = \text{sign}(s_2)$ 时,投资者的判断被验证,其对私人信息的信心增强,对噪声 ε 方差的估计变为 $\sigma_c^2 - k$, 其中 $0 < k < \sigma_c^2$, 此时

$$\begin{aligned} P_2 &= E_c[\theta | \theta + \varepsilon, \text{sign}(\theta + \varepsilon) = \text{sign}(s_2)] \\ &= \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_c^2 - k}(\theta + \varepsilon) \end{aligned} \quad (5)$$

当 $\text{sign}(\theta + \varepsilon) \neq \text{sign}(s_2)$ 时,投资者的判断被否定,其对私人信息的判断不变,此时

$$\begin{aligned} P_2 &= E_c[\theta | \theta + \varepsilon, \text{sign}(\theta + \varepsilon) \neq \text{sign}(s_2)] \\ &= \frac{\sigma_\theta^2}{\sigma_\theta^2 + \sigma_c^2}(\theta + \varepsilon) \end{aligned} \quad (6)$$

依据 Daniel 等^[31],附录 D 给出的协方差计算方法,有

$$\begin{aligned} \text{Cov}(P_2 - P_1, P_1 - P_0) &= \frac{k \sigma_\theta^4 (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\theta^2)}{2(\sigma_\theta^2 + \sigma_c^2)^2 [\sigma_\theta^2 + \sigma_c^2 - k]} \\ &> 0 \end{aligned} \quad (7)$$

在评级机构发布了有验证作用的评级报告后,股票价格应当保持之前的变动趋势,产生动量效应.

评级上调峭壁包含评级上调一级和额外的上调两个部分.在中国市场评级制度不完善、信息披露不全面的情况下,被评级企业乐于提前向市场释放对自己有利的信息,冲销了评级上调的投资信息价值^[31],企业管理者偏好乐观的披露削弱了信用评级对市场的影响^[20],而额外的上调可能为投资者提供了信息验证作用.因此对于信用评级上调峭壁,提出假设 1.

H1 如果信用评级上调 1 级不具有信息价值,但是信用评级上调峭壁具有信息验证作用,那么评级上调 1 级不会改变股票价格,而评级上调峭壁会产生动量效应.

类似地,评级下调峭壁也包含评级下调 1 级和额外的下调两个部分.信息披露的不全面使得被评级企业有能力隐瞒对自己不利的信息,信用评级下调可能包含了这些被隐瞒的信息,从而可

以改变股票价格,同时额外的下调还对投资者之前的判断起到了验证作用.由此,对于信用评级下调峭壁,提出假设 2.

H2 如果信用评级下调 1 级具有信息价值,同时信用评级下调峭壁具有信息验证作用,那么评级下调 1 级会改变股票价格,评级下调峭壁相比于评级下调一级,还会产生更加深远的动量效应.

2 实证方法

2.1 评级变动峭壁的定义

考虑到中国债券信用评级的分布情况是 AA 级为中枢的单峰左偏分布,AAA 级债券数量远大于 A 级^[4].当信用评级如此拥挤地分布在头部时,即使是“+”“-”号的微调,其信息含量也不“微小”.为了反映这个事实,将信用评级的“+”“-”微调定义为变化 1 级.例如,从 AA 变为 AA+ 或 AA- 分别记为向上和向下变化 1 级.再比如从 A 变为 AA,实际上是经历了 A+, AA- 才到 AA,距离是 3 级.

更进一步,再将信用评级变化 1 级分成两种情况.第一,评级变动与评级展望的方向相符,或者评级变动前的评级展望为稳定,这是真正意义上的“1 级变动”.例如,信用评级展望为正面或稳定时,信用评级从 AA 变为 AA+. 后文统一将这种信用评级变动称为“1 级变动”.第二,评级变动与评级展望的方向不相符.此时,尽管评级变动的数量是 1 级,但评级机构已通过评级展望的形式,向市场释放了和后来评级变动截然相反的信号,评级变动向市场释放的信息超过了前述真正“1 级变动”的情况.因此,这种情况亦归入“超 1 级变动”.

综上,定义信用评级变动峭壁为评级变动不少于 2 级和“超 1 级变动”两种情况.

2.2 计量方法

采用类似经典文献 Steiner 和 Heinke^[11] 的事件分析法,分析评级变动峭壁效应是否具有特别的价值.分析的基本思路是分析发生评级变动、1 级变动和评级变动峭壁三种情形下前、后 90 个交易日的股票价格变化.

记上市公司 i 在时刻 t 的股票对数收益率为

R_{it} , 股票指数在时刻 t 的对数收益率为 R_{mt} , 利用市场调整模型, 上市公司 i 在时刻 t 的股票异常收益率 (AR) 为

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (8)$$

定义时间段 $[\tau_1, \tau_2]$ 内的上市公司 i 的股票累计异常收益率 (CAR) 为

$$CAR_i = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (9)$$

对不同股票的 CAR 进行平均, 得到累计平均异常收益率 ($CAAR$)

$$CAAR = \frac{1}{N} \sum_i^N CAR_i \quad (10)$$

为了验证窗口期的 $CAAR$ 的符号, 实证过程中选取评级变动前后 90 个交易日内的多个窗口进行假设检验. 在假设检验时, 计算多种统计量, 尽最大可能消除样本不均匀对实验结果的影响, 保证实证检验的稳健性.

首先, 计算了最简单也是最常用的 T 统计量, 验证累计异常收益是否显著大于 0 或者小于 0.

第二, 对波动的差异性进行了处理. 由于不同年份的股票价格可能有不同的波动幅度, 因此, 采用实证研究窗口前 90 个交易日的股票对数收益率计算历史收益率标准差, 对窗口内的数据进行标准化, 计算 BMP 统计量^[36].

第三, 进行了更加稳健的非参数检验. 由于股票收益率序列往往存在着序列相关, 为此, 采用了不依赖累计异常收益率大小, 而依靠其排序的非参数统计方法, 计算了更加稳健的 Wilcoxon 符号秩和检验统计量.

3 数据与实证分析结果

3.1 数据来源

实证分析过程中所使用的评级数据来自于 Wind 数据库, 实证所采用的数据涵盖 2007 年 ~ 2018 年. 在国外的实证研究中, 学者往往使用一家评级机构的评级结果. 由于我国信用债市场上实际运行的评级机构数量较多, 每家评级机构涵盖的评级对象有限, 单独选择任何一家评级机构都会导致样本数量少. 因此, 对中国债券市场评级

的研究往往同时使用多家评级机构的评级结果.

为了适应不同债券市场的监管要求, 我国上市公司常常会选择多家评级机构进行评级, 以保证其债券可以在多个市场进行交易. 例如, 银行间市场接受中诚信国际的评级结果, 不接受中诚信证评的评级结果; 交易所市场则相反. 因此, 部分企业会需选择两个机构进行评级.

多机构评级带来一个细节需要考虑. 因为不同评级机构发布跟踪评级的时间往往不同, 倘若一家评级机构率先发布了评级的变更, 随后另一家再发布的变更就会提前被市场预知, 这样的记录应当被剔除. 因此, 在进行样本筛选时, 剔除了相距时间小于 30 天的记录中的后一个样本.

另外, 如果评级变动发生在债券的实质违约之后, 也就没有什么实际的信息价值了. 因此, 债券实质违约发生后的评级变动也被剔除.

实证过程中的股票交易数据来自 CSMAR 数据库, 所使用的股票收益率是再投资收益率. 选取沪深 300 指数收益率作为沪深两市股票市场收益的度量, 并采用市场调整模型计算超额收益率.

为了保证结果的可靠性, 剔除了两类典型的高波动情形. 第一, 新上市的股票价格变动通常比较剧烈. 为此, 只保留评级变动发生时, 至少已经上市半年的样本. 第二, 中国 A 股股票暂停交易时有发生. 为了避免数据的缺失, 剔除了评级变动前后各 90 个交易日内有过暂停交易的样本. 通过以上数据清洗, 剔除样本 92 个, 保留下来的评级变动样本总共有 634 个.

3.2 描述性统计

不同年份的评级变动情况如表 1 所示. 从该表可以看出, 样本中评级上调的数目达到了 494 个, 远远多于评级下调 (140 个). 并且从时间跨度上来看, 伴随着我国债券市场的不断发展, 近年的数据逐渐增加. 这样, 样本在时间上的分布并不均匀. 在考察累计超额收益时, 应选择对样本数量比较稳健的统计量.

评级变动前后的等级分布如表 2 所示. 变动前的评级基本上集中在 AA、AA- 和 A+ 这三个信用等级, A 级及以下的评级结果非常少, 这与当前金融市场中企业的信用评级相对集中的状况是一致的.

表1 不同年份的信用评级变动
Table 1 Credit rating changes in different years

年份	评级上调	上调1级	上调超过1级	评级下调	下调1级	下调超过1级
2007	4	4	0	0	0	0
2008	13	13	0	2	2	0
2009	23	22	1	0	0	0
2010	36	32	4	0	0	0
2011	38	36	2	3	1	2
2012	36	33	3	8	5	3
2013	36	34	2	20	17	3
2014	43	40	3	25	17	8
2015	63	57	6	21	15	6
2016	64	63	1	27	21	6
2017	82	78	4	18	14	4
2018	56	55	1	16	9	7
合计	494	467	27	140	101	39

表2 信用评级变动前后的信用等级
Table 2 Credit rating before and after changes

变动前 信用等级	变动后信用等级															
	AAA	AA +	AA	AA -	A +	A	A -	BBB +	BBB	BBB -	BB +	BB	B	CCC	CC	C
AAA		3	2													
AA +	95		15	1												
AA	4	183		50	6	3	1		4							
AA -		4	131		22	8	1	1	1							
A +			6	52		6	2		3			2				
A		1	2	3	7		1	2	3						1	1
A -						3		4			1					
BBB +							3							1		
BBB			1			1		1		1		2	2			
BBB -							1									
BB +														1		
BB													1		1	
B															1	
CCC																1

3.3 实证分析

1) 信用评级上调的信息价值分析

图1所示的是评级上调前后90个交易日的累计平均异常收益率变动。从图中可以看出,评级上调前90个交易日内,CAAR缓慢上升,在评级上调前30个交易日达到最高水平。随后,CAAR变化失去明显的趋势,在之前的水平附近

小幅度波动。

上述结果表明,市场在评级上调前已经预期到了评级上调,并将预期反映到股票价格中。评级上调没能给市场带来新的信息,评级上调之后股票价格变化失去趋势。简言之,中国的债券市场评级上调总体上不具有投资信息价值,这与国际文献的发现是一致的。

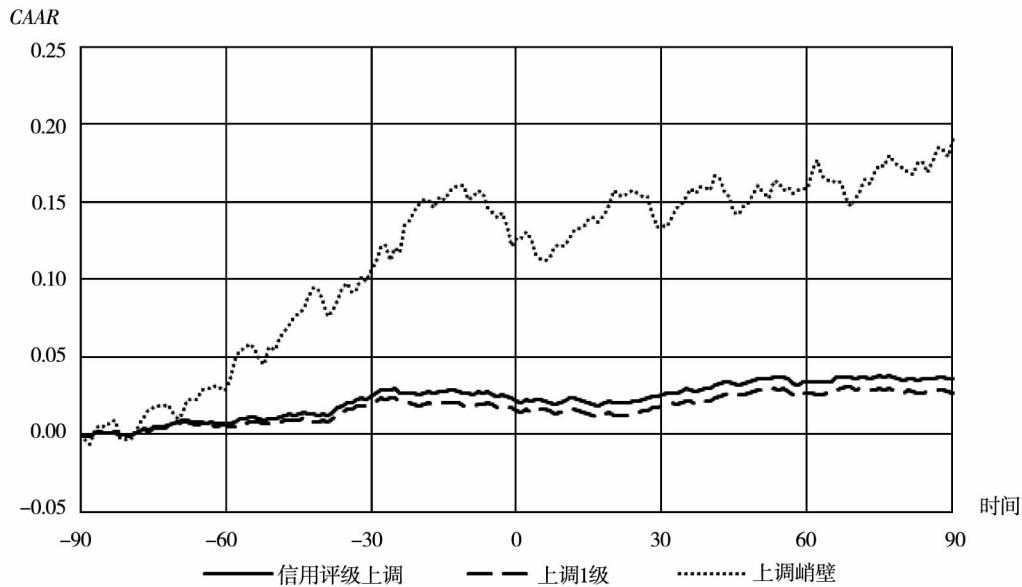


图1 信用评级上调前后的累计平均异常收益

Fig.1 Cumulated average abnormal return near the credit rating upgrade

但当评级上调分为上调1级和上调峭壁之后,峭壁效应就显现出来了.图1清晰地表明,上调1级的CAAR变化轨迹与评级上调的总体轨迹一致,而上调峭壁的轨迹完全分离出来,呈现出清晰可辨的变化模式,符合假设H1上调1级不改变股票价格、上调峭壁引发动量效应的假设.在评级上调峭壁出现之前的90个交易日到前20个交易日,股票价格产生了超过15%的累计异常收益,而在前20个交易日内股票价格有所回落.接着,在峭壁出现之后的90个交易日内,股票价格呈现出假设H1的动量效应,仍然保持了增长趋势.

这个结果表明,在将评级上调区分为评级上

调1级和评级上调峭壁之后,评级上调峭壁给市场带来了新的信息,具有明确的股票投资信息价值.这个发现挑战了国际文献关于评级上调无信息价值的结论.

2) 评级上调峭壁信息价值的统计检验

表3给出了不同窗口CAAR大于0或小于0的统计检验结果,其中Panel A是全部评级上调样本,Panel B是上调1级样本,而Panel C是上调峭壁样本.评级上调全部样本中,只有[-90;-21]窗口的CAAR的三个统计量都是显著的.市场在评级上调前20个交易日时完全消化了评级上调相关的信息.对投资者而言,评级上调事件的发生不再带来新的有投资价值的信息.

表3 信用评级上调峭壁是否具有信息价值的统计检验

Table 3 Statistical test of upgrade rating-cliff's information value

窗口 区间	Panel A: 评级上调全部样本				Panel B: 评级上调1级样本				Panel C: 评级上调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90; -1	2.31%	2.408 1**	2.371 6**	57 605	1.71%	1.809 2*	1.848 6*	52 474	12.13%	1.964 9*	2.043 9**	130
0:90	1.26%	1.324 1	1.544 3	60 368	0.93%	0.959 5	1.267 5	53 689	6.91%	1.612 3	1.398 5	126
-90; -21	2.61%	3.141 0***	2.985 5***	54 240**	1.93%	2.404 1**	2.303 5**	49 778	14.39%	2.467 2**	2.612 3***	104**
-20; -1	-0.30%	-0.562 3	-0.341 3	52 495**	-0.22%	-0.409 5	-0.181 3	47 398*	-2.26%	-0.719 8	-0.817 4	132
0:20	-0.24%	-0.463 5	-0.308 6	55 889	-0.47%	-0.879 5	-0.702 5	48 299	3.62%	2.454 8**	2.254 0**	95**
21:90	1.50%	1.748 0*	1.845 8*	57 716	1.40%	1.608 1	1.754 2*	51 987	3.30%	0.777 6	0.599 3	157

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著.

上调 1 级样本无论是上调之前还是之后,没有一个窗口的 CAAR 的三个统计量都是显著的. 这表明,和假设 H1 相同,中国债券市场评级上调 1 级几乎没有给市场提供有投资价值的信息.

真正能提供有投资价值的信息的是评级上调峭壁. 在 Panel C 中,不仅 [-90: -21] 窗口的 CAAR 高达 14.39%,三个统计量都是显著,而且 [0:20] 窗口的 CAAR (3.62%) 的三个统计量也都显著. 这个结果表明,市场能预先知道评级上调峭壁的出现. 并且上调峭壁事件发生时,仍然给市场注入了额外信息. 上调峭壁发生后 20 个交易日,CAAR 的显著增加证实了假设 H1 评级上调峭

壁具有信息的验证作用.

上述结果挑战了国际文献关于信用评级上调无投资信息价值的成见^[9-11],也表明了,即使是中国的债券信用评级的丛林中,也隐藏着投资信息价值.

3) 信用评级下调的信息价值分析

图 2 是评级下调前后 90 个交易日的 CAAR 变动. 评级下调之后 CAAR 持续下降,20 个交易日内 CAAR 下降约 4%,90 个交易日内 CAAR 下降超过 5%. 这一现象表明,评级下调给市场带来了没有预期到的信息,下调之后股票价格出现更大幅度的下跌. 这符合国际研究中信用评级下调具有信息价值的结论.

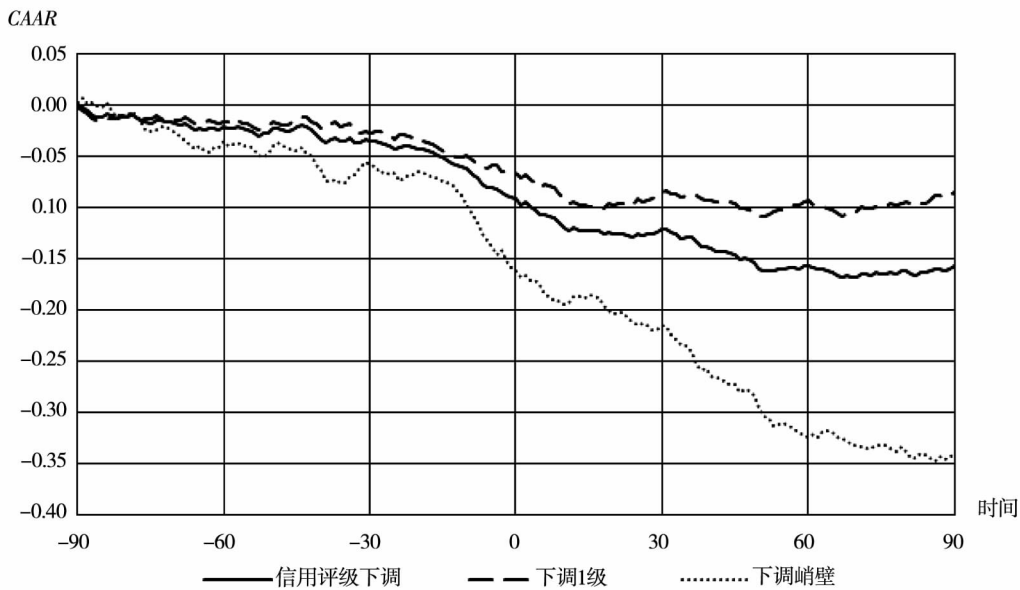


图 2 信用评级下调前后的累计平均异常收益

Fig. 2 Cumulated average abnormal return near the credit rating downgrade

主要的贡献是进一步发现中国债券信用评级下调峭壁具有特别价值. 当把评级下调分成下调 1 级和下调峭壁之后,下调 1 级和下调峭壁的 CAAR 变化轨迹都偏离了评级下调的总体轨迹. 图 2 表明,评级下调 1 级后 20 个交易日内,CAAR 有所下降,随后趋势平稳;评级下调峭壁出现之后的 90 个交易日内,CAAR 持续大幅下降,下降幅度达到了近 20%. 评级下调峭壁后的 CAAR 变化,呈现出假设 H2 中的动量效应.

更重要的是,下调峭壁的轨迹是如此深地向下偏离总体轨迹,以至于下调 1 级的轨迹是向上

偏离总体轨迹的. 尽管下调峭壁的样本量较少,评级下调的总体轨迹实际上是由下调峭壁效应主导的;尽管下调 1 级的占比大,作用反而比较小. 这符合假设 H2 提出的评级下调 1 级改变股票价格、同时评级峭壁引发更加深远的动量效应的假设.

以上结果说明,在将评级下调分为评级下调 1 级和评级下调峭壁之后,评级下调峭壁给股票市场带来了实质性的信息冲击,而且持续时间长,直至峭壁出现后 90 个交易日仍然发挥作用,将评级下调视作一个整体所无法观察到这一现象. 下

调峭壁的信息冲击实质上主导了评级下调的总体信息流. 这个发现表明, 在中国信用评级向下调整时, 真正有价值的是下调峭壁.

4) 评级下调峭壁信息价值的统计检验

表4给出了不同窗口CAAR是否大于或小于0的统计检验结果, 其中Panel A是全部评级下调样本, Panel B是下调1级样本, 而Panel C是下调

峭壁样本. 评级下调全部样本的结果表明, 无论是从CAAR的数值大小还是从统计量的显著性来看, 中国债券市场信用评级下调具有明确的投资信息价值. 评级下调前90个交易日CAAR累计下跌9.01%, 下调后90个交易日累计下跌6.70%. 可见, 中国债券市场信用评级下调就像一个向下的冲力, 扰动着股票市场.

表4 信用评级下调峭壁是否具有信息价值的统计检验

Table 4 Statistical test of downgrade rating-cliff's information value

窗口 区间	Panel A: 评级下调全部样本				Panel B: 评级下调1级样本				Panel C: 评级下调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90: -1	-9.01%	-3.663 5***	-2.290 2**	2 736***	-6.47%	-2.446 2**	-1.634 9	1 682***	-15.88%	-2.846 0***	-2.099 8**	133***
0: 90	-6.70%	-2.553 8**	-2.034 6**	3 822	-2.10%	-0.862 7	-1.224 6	2 376	-18.24%	-2.734 4***	-2.322 6**	159**
-90: -21	-4.23%	-2.283 4**	-2.457 0**	3 135***	-3.31%	-1.651 3	-2.003 0**	1 890**	-6.80%	-1.608 8	-1.502 2	164*
-20: -1	-4.79%	-3.703 8***	-1.815 2*	2 449***	-3.16%	-2.268 4**	-1.370 3	1 586**	-9.08%	-3.184 3***	-2.688 8***	100***
0: 20	-3.67%	-3.301 2***	-2.668 8***	2 554***	-3.30%	-2.936 7***	-2.172 5**	1 467**	-4.58%	-1.656 2	-1.604 1	161
21: 90	-3.02%	-1.243 6	-1.649 5*	4 268	1.20%	0.515 3	-0.849 4	2 104	-13.67%	-2.284 8**	-2.006 4**	176**

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%、1%的水平下显著.

将评级下调样本分成下调1级和下调峭壁之后, 发现它们的投资信息价值表现出不同的模式. 下调1级的投资信息价值主要体现在评级下调后的20个交易日, CAAR下跌3.3%, 三种统计量均显著, 证实了H2中下调1级具有信息价值的假设. Panel C则表明, 下调峭壁的投资信息价值持续时间要长很多, 尤其在峭壁出现后20个到90个交易日期间, CAAR下跌深达13.67%, 三种统计量均显著. 而且, 下调峭壁出现之后CAAR下跌18.24%, 大于下调峭壁之前下跌幅度, 这个模式在下调1级中没有出现, 证实了评级下调峭壁的引发的动量效应, 与假设H2相吻合.

综合起来, 尽管下调峭壁在下调的全体样本中占比小, 评级下调峭壁效应主导着下调全样本的信息价值. 这充分地说明, 在普遍认为有投资信息价值的评级下调样本中, 是下调峭壁发挥着主要作用, 它们具有更大的投资信息价值.

4 存在评级峭壁因子吗?

为了更严格地检验中国债券信用评级峭壁的股票投资信息价值, 仿照Dichev和Piotroski^[10]检验评级调整信息价值的方法, 将评级峭壁加入到股票定价的模型中, 使用Fama-Macbeth回归检验股票定价是否存在评级峭壁因子. 在Dichev和Piotroski^[10]构建的模型中, 使用股票市值和股票账面市值比作为定价因子. 在这一模型的基础上, 参考潘莉和徐建国^[34]构建的中国A股市场因子定价模型, 加入在中国市场显著的股票市盈率作为定价因子. 实际上在回归过程中, 股票市值因子并不显著, 因此, 未使用股票市值作为因子. 回归模型检验的样本为中国A股全部股票, 由于CSMAR数据库在2007年股改后开始收录基本每股收益数据, 因此, 检验的数据是2008年至2018年间股票交易的周

度交易数据. 构建如下的回归模型

$$Return_i = \alpha + \beta_B \ln\left(\frac{B}{M_i}\right) + \beta_P \ln\left(\frac{P}{E_i}\right) + \omega_1 D_{\text{上调1级},i} +$$

$$\omega_2 D_{\text{上调峭壁},i} + \omega_3 D_{\text{下调1级},i} + \omega_4 D_{\text{下调峭壁},i} \quad (11)$$

其中 $Return_i$ 是股票 i 的周收益率, $\ln(B/M_i)$ 是股票 i 账面市值比的自然对数值, $\ln(P/E_i)$ 是股票 i 市盈率的自然对数值. 回归中使用的账面市值比和市盈率的描述性统计如表 5 所示. $D_{\text{上调1级},i}$ 、 $D_{\text{上调峭壁},i}$ 、 $D_{\text{下调1级},i}$ 和 $D_{\text{下调峭壁},i}$ 为虚拟变量. 以 $D_{\text{上调1级},i}$ 为例说明虚拟变量的取值方法, 如果该上市公司的债券信用评级上调 1 级, 上调之后 w 周 ($w = 13, 26, 39, 52$) 时间内分别赋值为 1, 其他情

况皆赋值为 0. 其他虚拟变量的赋值方法类似. 由此, 得到 $w = 13$ 周、26 周、39 周、52 周共四组虚拟变量分别进行 Fama-Macbeth 回归^[37].

表 1 的描述性统计揭示了评级变动样本分布不均的情况, Dichev 和 Piotroski^[10] 指出这种情况下, 对截面回归的等权重简单平均会增大估计的误差, 因此推荐采用 Fama^[38] 的修正方法, 对截面回归的结果按照精确度 (即截面回归标准误的倒数) 加权平均. 对等权重和按精确度加权的两种 Fama-Macbeth 回归都进行了计算, 得到四组虚拟变量的回归结果如表 6 所示.

表 5 自变量的描述性统计

Table 5 Descriptive statistics of independent variable

变量	平均值	标准差	5%	25%	50%	75%	95%
$\ln(B/M)$	-0.169 2	0.987 5	-1.684 6	-0.787 0	-0.196 3	0.419 0	1.432 9
$\ln(P/E)$	3.814 1	1.105 3	2.302 6	3.066 8	3.639 5	4.387 0	5.953 2

表 6 检验是否存在评级峭壁因子

Table 6 Statistical test of rating-cliff factor

距离评级变动 时间	13 周 (3 个月)	26 周 (6 个月)	39 周 (9 个月)	52 周 (12 个月)
Panel A: 等权重 Fama-Macbeth 回归				
评级上调 1 级	0.002 3 (2.234 8**)	0.001 2 (1.781 5*)	0.001 1 (2.049 3**)	0.000 8 (1.794 8*)
评级上调峭壁	0.007 2 (2.057 9**)	0.005 9 (2.398 7**)	0.003 2 (1.527 6)	0.003 5 (1.934 5*)
评级下调 1 级	-0.001 3 (-0.479 1)	0.000 6 (0.275 7)	0.000 5 (0.266 2)	0.000 6 (0.361 1)
评级下调峭壁	-0.006 9 (-1.432 3)	-0.011 1 (-2.805 6***)	-0.010 7 (-2.545 9**)	-0.007 6 (-1.919 7*)
Panel B: 按精确度加权的 Fama-Macbeth 回归				
评级上调 1 级	0.002 0 (2.580 1**)	0.001 4 (2.658 1***)	0.001 3 (3.180 7***)	0.001 1 (2.896 5***)
评级上调峭壁	0.007 5 (2.467 7**)	0.006 0 (2.864 4***)	0.004 2 (2.429 6**)	0.003 6 (2.362 1**)
评级下调 1 级	-0.002 9 (-1.402 0)	-0.000 8 (-0.524 3)	-0.000 2 (-0.160 7)	0.000 1 (0.052 3)
评级下调峭壁	-0.012 9 (-3.294 9***)	-0.014 0 (-4.250 1***)	-0.012 6 (-4.004 5***)	-0.010 4 (-3.423 9***)

注: 括号里的数字为系数的 T 统计量; *, **, *** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著.

表6的结果表明,无论是否采用精确度加权,评级上调1级对股票收益率都具有统计上显著的解能力,但是这种解能力在上调1级后3个月内有0.20%左右,远不如上调峭壁后3个月内的0.75%左右,并且随着时间的推移,这种解能力在经济上愈发微弱.在等权重回归中,上调峭壁在6个月内为股票带来了每周0.59%的收益;精确度加权后,直到上调峭壁后1年统计上都是显著的,并且每周0.36%的收益在经济意义上也是较大的.

对于评级下调1级来说,无论是否采用精确度加权,评级下调1级对股票价格的影响均不显著,仅在下调1级后3个月内对股票价格的影响超过了-0.1%,随后这种影响在经济上也变得微弱.但是评级下调峭壁在两种回归方法下始终保持显著,等权重回归时解能力在每周-0.69%到-1.11%之间,使用精确度加权后更是可以解释-1.04%到-1.40%的股票周收益率.上述结果给出了中国债券信用评级变动峭壁因子存在的支持证据,也从资产定价的角度给出了支持主要实证结果的证据.

5 稳健性检验

5.1 信用评级连续变动的分析

为避免评级大幅度调整对市场带来的冲击,评级机构可能会逐步调整评级.评级机构每年公布一次跟踪评级,因此,将360天内两次同方向的评级1级变动定义为评级连续变动.样本中,评级连续上调样本14个,连续下调样本8个,相对于评级1级调整很少,样本过少所有统计量都不显著,可以认为评级连续变动不会影响前文的实证结果.

5.2 高市场占有率、高认可度的评级机构的分析

不同评级机构在评级质量和市场影响上可能有差别,因此区分评级机构进行分析.由于我国

评级机构较多,每家评级机构的样本较少,为此,将市场占有率较高、认可度较高的评级机构作为一组,进行实证分析.在2019年之前银行间市场交易商协会认可的评级机构有5家,考虑到2018年大公国际被处罚,将剩余4家(上海新世纪、中诚信国际、联合资信、东方金诚)及关联评级机构(中诚信证评和联合信用)作为一组.筛选后评级上调样本415个,其中上调1级396个,上调峭壁19个;评级下调样本81个,其中下调1级61个,下调峭壁20个.统计检验结果如表7所示.

从表7可以看出,筛选后的样本和全样本的统计检验结果相近,评级上调超过一级时股票价格存在显著变化,评级下调一级的影响远如下调超过一级深远.信用评级峭壁在高市场占有率、高认可度的评级机构之中是广泛存在的,研究结论并非少数低评级质量的评级结果导致的.

5.3 使用Fama三因子和五因子检验评级峭壁因子

前文所构建的评级峭壁因子模型,是依据针对中国市场的研究结果建立的,本部分使用Fama三因子模型和五因子模型建立评级峭壁因子模型.由于是否发生评级变动是虚拟变量,在使用资产组合收益率作为因子的模型中,因子载荷的估计有偏,因此,使用Fama因子(个股 β 、个股市值、账面市值比、资产报酬率和资产增长率)作为因子载荷,再次构建因子模型,结果如表8所示.

在三因子和五因子的回归分析中,评级上调1级、评级下调1级都是不显著的,评级下调峭壁是显著的;评级上调峭壁在10%的水平下显著;从收益率的变动幅度上看,评级变动峭壁也是远高于1级变动的.在五因子的回归分析中,评级上调峭壁后6个月时表现出5%的显著水平.这一结果也证实了前文的结论,信用评级变动峭壁是具有信息价值的.

表 7 部分信用评级机构信用评级调整的统计检验

Table 7 Statistical test of credit rating changes from a part of credit rating agency

窗口区间	Panel A: 评级上调全部样本				Panel B: 评级上调 1 级样本				Panel C: 评级上调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90: -1	1.93%	1.884 8 *	1.686 0 *	41 954	1.38%	1.392 4	1.249 1	38 577	13.53%	1.579 7	1.623 0	76
0:90	1.53%	1.457 0	1.697 8 *	42 137	1.28%	1.197 0	1.569 0	38 981	6.75%	1.244 0	0.801 2	67
-90: -21	2.39%	2.671 3 ***	2.477 4 **	39 319	1.75%	2.071 2 **	1.915 4 *	36 405	15.63%	1.959 0 *	2.093 5 **	62
-20: -1	-0.45%	-0.815 4	-0.862 3	36 541 **	-0.38%	-0.684 7	-0.732 1	33 723 *	-2.10%	-0.492 1	-0.574 8	62
0:20	-0.05%	-0.096 1	0.248 2	40 132	-0.30%	-0.517 8	-0.136 5	35 343	5.13%	2.798 8 **	2.394 7 **	40 **
21:90	1.59%	1.692 6 *	1.723 1 *	40 474	1.58%	1.672 0 *	1.782 5 *	36 901	1.62%	0.293 8	-0.090 0	85
窗口区间	Panel A: 评级下调全部样本				Panel B: 评级下调 1 级样本				Panel C: 评级下调峭壁样本			
	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon	CAAR	T	BMP	Wilcoxon
-90: -1	-10.64%	-3.236 8 ***	-2.023 5 ***	841 ***	-6.85%	-1.900 3 *	-1.395 2	610 **	-22.21%	-3.144 4 ***	-2.040 0 **	17 ***
0:90	-10.45%	-2.627 2 **	-2.008 9 **	1 181 *	-4.87%	-1.446 9	-1.317 7	829	-27.48%	-2.317 8 **	-2.096 6 **	37 **
-90: -21	-6.55%	-2.739 1 ***	-2.500 2 **	809 ***	-4.33%	-1.613 4	-1.926 4 *	593 **	-13.31%	-2.671 2 **	-1.644 5	18 **
-20: -1	-4.09%	-2.270 9 **	-1.494 2	1 001	-2.51%	-1.309 3	-1.144 8	713	-8.90%	-2.085 0 *	-2.238 3 **	25 **
0:20	-4.08%	-2.602 0 **	-2.052 0 **	853 **	-3.64%	-2.410 3 **	-1.715 0 *	533 *	-5.42%	-1.217 8	-1.164 3	41
21:90	-6.37%	-1.668 2 *	-1.842 3 *	1 311	-1.23%	-0.354 8	-1.134 0	915	-22.06%	-2.049 4 *	-1.906 9 *	40 **

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著, 样本为上海新世纪、中诚信(含中诚信国际和中诚信证评)、联合(含联合资信和联合信用)、东方金诚的评级记录。

表8 使用Fama因子检验评级峭壁因子

Table 8 Statistical test of rating-cliff factor with Fama factors

距离评级变动 时间	13周 (3个月)	26周 (6个月)	39周 (9个月)	52周 (12个月)
Panel A: 使用三因子的回归分析				
评级上调1级	0.000 6 (0.742 5)	0.000 0 (-0.025 5)	-0.000 2 (-0.589 8)	-0.000 5 (-1.329 1)
评级上调峭壁	0.005 2 (1.773 5*)	0.004 0 (1.955 4*)	0.002 6 (1.508 2)	0.001 8 (1.193 5)
评级下调1级	0.000 3 (0.185 9)	0.000 8 (0.699 0)	0.001 1 (1.189 5)	0.001 1 (1.287 6)
评级下调峭壁	-0.010 2 (-3.881 6***)	-0.004 5 (-2.146 0**)	-0.004 4 (-2.407 0**)	-0.002 1 (-1.288 5)
Panel B: 使用五因子的回归分析				
评级上调1级	0.000 7 (0.931 8)	0.000 0 (0.043 1)	-0.000 2 (-0.397 0)	-0.000 4 (-1.077 9)
评级上调峭壁	0.005 2 (1.760 2*)	0.004 4 (2.111 8**)	0.003 3 (1.914 2*)	0.002 3 (1.511 0)
评级下调1级	0.000 1 (0.060 3)	0.000 4 (0.374 3)	0.000 8 (0.838 7)	0.000 9 (1.097 0)
评级下调峭壁	-0.010 6 (-4.053 3***)	-0.004 8 (-2.277 6**)	-0.004 6 (-2.506 7**)	-0.002 8 (-1.671 7*)

注: 括号里的数字为系数的 T 统计量; *, **, *** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著. 在使用三因子的回归分析中, 因子是 个股 β 、个股市值和账面市值比; 在使用五因子的回归分析中, 因子是 个股 β 、个股市值、账面市值比、资产报酬率和资产增长率. 个股 β 基于中国资产管理研究中心公布的五因子数据, 通过时间序列回归计算; 其他指标来自 CSMAR 数据库.

6 进一步解释: 信息均匀性假说

信用评级变化相关文献中提出的理论解释并不能完全解释以上关于评级变动峭壁的发现. 比如, Ederington 和 Goh^[31] 提出的“利益相关”论, 仅解释了评级上调和下调信息价值的不对称性. 被评级对象愿意及早披露对自己有利的信息, 因此, 评级上调信息在上调之前就已经被市场了解吸收, 评级上调并不会带来明显的市场反应. 但被评级对象不愿披露不利信息, 评级下调信息不会像上调信息那样提前被市场知晓; 同时, 信用评级机构出于声誉的考虑, 对信用评级下调会更为谨慎. 由此, 评级下调会对市场产生重要影响. “利益相关”理论并不能解释上调峭壁为什么会有投资信息价值, 也不能解释为什么下调峭壁的信息价值

更大.

近年的文献 Bedendo 等^[32] 提出了“信誉冲击”理论解释, 从投资者感知的角度解释了在评级机构的声誉受到负面冲击(如 2001 年的安然丑闻、2013 年美国政府对标普)的情况下, 为什么投资者会认为评级下调具有更大的信息价值. 其核心思想是, 负面冲击令投资者意识到评级机构惯于夸大评级, 如果此时出现了评级下调, 投资者会认为实际情况可能更为糟糕. 因此, 在信誉冲击之下, 投资者会对评级下调做出更强烈的反应. 这个理论的前提是评级机构的信誉冲击, 但本研究中的评级峭壁并不以评级机构的信誉状态为条件. 所以, 这个理论解释也不能直接用于上述结果.

为了解释评级变动峭壁在中国具有特别的投资信息价值的现象, 提出一个信息均匀性理论假

说. 假设在类似中国的新兴市场, 由于法律与执行、监管与市场等原因, 债券市场的评级机构的信誉成本低, 评级机构并不是每时每刻都“如履薄冰, 如临深渊”地尽职, 由此导致整个市场上评级所包含的有用信息的密度并不均匀. 形成对比的是, 在发达经济中的债券市场中, 评级机构的信誉成本较高, 每个评级结果的得出都更为尽职, 在这些市场中评级的有用信息密度分布比较均匀.

对市场的投资者来说, 评级包含的有用信息密度分布是否均匀是公共信息, 但具体的分布却是评级机构的私有信息. 评级变动体现了信息的一阶变化, 通过一阶变化, 信息分布中密度高的不连续点就会显示出来. 投资者通过评级变动峭壁标示这些高信息密度的不连续点.

评级上调峭壁包含了上调和额外上调两种有用信息, 后者是一种惊喜. 虽然被评级企业乐于提前向市场释放对自己有利的信息, 会冲销评级上调的投资信息价值^[31]. 但当投资者利用额外上调定位出特别有价值的投资对象后, 收获额外的惊喜, 这就好像在一片相似的沙滩上突然踢到美丽的贝壳. 因此, 上调峭壁的投资价值是投资者对这份额外惊喜的市场反应.

评级下调峭壁则包含了下调和额外下调两种有用信息. 由于被评级对象总是会到“东窗事发”

时才披露对自己不利的信息. 因此, 市场会对评级下调有所反应^[31]. 而额外下调则给投资者一种验证性的惊吓, 会带来更大的市场反应, 即股价下跌更深、持续时间更长.

7 结束语

基于“债股联动”的视角, 发现了中国债券市场信用评级变动峭壁具有明确的股票投资信息价值. 评级上调峭壁具有投资信息价值的发现挑战了国际文献关于评级上调不能带来新信息的成见, 评级下调峭壁的股票价格下跌冲力效应的发现, 推动了评级下调信息价值文献的前沿移动, 贡献了来自发展中国家债券市场新的见解. 不仅如此, 证据表明, 中国债券信用评级上调峭壁因子和下调峭壁因子是股票价格的显著决定因子.

本研究提供了发掘备受争议的中国债券信用评级价值的新视角. 如果说在水平意义上难以发现中国债券信用评级的价值, 那就在一阶、高阶变化意义上寻找潜在的价值. 评级变动峭壁, 实质上是评级的一种高阶变化.

后续研究可以进一步探究: 评级变动峭壁的股票投资信息价值是否是中国独有的现象? 中国债券信用评级其他形式的高阶变化是否具有投资信息价值?

参 考 文 献:

[1] 迟国泰, 于善丽. 基于违约鉴别能力最大的信用等级划分方法[J]. 管理科学学报, 2019, 22(11): 106-126.

Chi Guotai, Yu Shanli. Credit rating division method with maximum default identification capability[J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(11): 106-126. (in Chinese)

[2] 何平, 金梦. 信用评级在中国债券市场的影响力[J]. 金融研究, 2010, (4): 15-28.

He Ping, Jin Meng. Impact of credit rating in China bond market[J]. Journal of Financial Research, 2010, (4): 15-28. (in Chinese)

[3] 寇宗来, 盘宇章, 刘学悦. 中国的信用评级真的影响发债成本吗? [J]. 金融研究, 2015, (10): 81-98.

Kou Zonglai, Pan Yuzhang, Liu Xueyue. Does credit rating really affect debt issuance costs in China? [J]. Journal of Financial Research, 2015, (10): 81-98. (in Chinese)

[4] 马榕, 石晓军. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角[J]. 经济学(季刊), 2015, (1): 9.

- Ma Rong, Shi Xiaojun. Do the credit ratings in China's bond market have the riskiness-discrimination power: An earning management perspective[J]. *China Economic Quarterly*, 2016, (1): 9. (in Chinese)
- [5] 王雄元, 高开娟. 如虎添翼抑或燕巢危幕: 承销商, 大客户与公司债发行定价[J]. *管理世界*, 2017, (9): 42-59.
Wang Xiongyuan, Gao Kaijuan. Tiger with favorable wings or birds nest under dangerous wall? Underwriter, large customer and bond issue pricing[J]. *Management World*, 2017, (9): 42-59. (in Chinese)
- [6] Merton R C. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J]. *The Journal of Finance*, 1974, 29(2): 449-470.
- [7] Fleming J, Kirby C, Ostdiek B. Information and volatility linkages in the stock, bond, and money markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(1): 111-137.
- [8] 林晚发, 赵仲匡, 刘颖斐, 等. 债券市场的评级信息能改善股票市场信息环境吗? ——来自分析师预测的证据[J]. *金融研究*, 2020, 478(4): 166-185.
Lin Wanfa, Zhao Zhongkuang, Liu Yingfei, et al. Can rating information of bond market improve stock market information quality? Evidence from analysts' forecasts[J]. *Journal of Financial Research*, 2020, 478(4): 166-185. (in Chinese)
- [9] Hand J R M, Holthausen R W, Leftwich R W. The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices [J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47(2): 733-752.
- [10] Dichev I D, Piotroski J D. The long-run stock returns following bond ratings changes[J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56(1): 173-203.
- [11] Steiner M, Heinke V G. Event study concerning international bond price effects of credit rating actions[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2001, 6(2): 139-157.
- [12] Jorion P, Liu Z, Shi C. Informational effects of regulation FD: Evidence from rating agencies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 76(2): 309-330.
- [13] 路 妍. 金融危机后的国际金融监管合作及中国的政策选择[J]. *管理世界*, 2011, (4): 169-170.
Lu Yan. International financial supervision cooperation and China's policy choice after financial crisis[J]. *Management World*, 2011, (4): 169-170. (in Chinese)
- [14] Dimitrov V, Palia D, Tang L. Impact of the Dodd-Frank act on credit ratings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(3): 505-520.
- [15] Driss H, Massoud N, Roberts G S. Are credit rating agencies still relevant? Evidence on certification from Moody's credit watches[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2019, 59: 119-141.
- [16] Bhattacharya U, Wei K D, Xia H. Follow the money: Investor trading around investor-paid credit rating changes[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2019, 58: 68-91.
- [17] 王安兴, 解文增, 余文龙. 中国公司债利差的构成及影响因素实证分析[J]. *管理科学学报*, 2012, 15(5): 32-41.
Wang Anxing, Xie Wenzeng, Yu Wenlong. Empirical research on China's corporate bond yield spread[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(5): 32-41. (in Chinese)
- [18] Livingston M, Poon W P H, Zhou L. Are Chinese credit ratings relevant? A study of the Chinese bond market and credit rating industry[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 87: 216-232.
- [19] Hu X, Shi J, Wang L, et al. Foreign ownership in Chinese credit ratings industry: Information revelation or certification? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2020: 105-123.
- [20] 刘娥平, 施燕平. 盈余管理, 公司债券融资成本与首次信用评级[J]. *管理科学*, 2014, (5): 91-103.
Liu E'ping, Shi Yanping. Earnings management, financing costs of corporate bonds and initial credit ratings[J]. *Journal of Management Science*, 2014, (5): 91-103. (in Chinese)
- [21] 林晚发, 刘颖斐. 信用评级调整与企业杠杆——基于融资约束的视角[J]. *经济管理*, 2019, (6): 12.

- Lin Wanfa, Liu Yingfei. Credit rating adjustment and corporate leverage: Based on financing constraint perspective[J]. Business Management Journal, 2019, (6): 12. (in Chinese)
- [22] 杨炳铎, 汤教泉. 中国债券收益率的可预测性检验[J]. 系统工程理论与实践, 2019, 39(4): 970-985.
Yang Bingduo, Tang Jiaoquan. Testing for Chinese bond return predictability[J]. System Engineering: Theory and Practice, 2019, 39(4): 970-985. (in Chinese)
- [23] 张亦春, 陈 华, 郑晓亚. 中国企业部门信用风险溢价期限结构与宏观经济因子[J]. 中国管理科学, 2019, 27(5): 1-10.
Zhang Yichun, Chen Hua, Zheng Xiaoya. The term structure of credit risk spreads in Chinese enterprise sector and macro-economic determinations[J]. Chinese Journal of Management Science, 2019, 27(5): 1-10. (in Chinese)
- [24] 陈庭强, 马百超, 李心丹. 投资者情绪, 偿债能力与 CDS 交易对手流动性风险传染[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(3): 559-578.
Chen Tingqiang, Ma Baichao, Li Xindan. Investor sentiment, debt solvency and the contagion of CDS counterparty liquidity crisis[J]. System Engineering: Theory and Practice, 2020, 40(3): 559-578. (in Chinese)
- [25] 林晚发, 刘颖斐, 杨 琴. 高管财务经历与企业信用评级: 基于盈余管理的视角[J]. 管理科学, 2020, 32(4): 3-16.
Lin Wanfa, Liu Yingfei, Yang Qin. Executive financial experience and corporate credit rating: Based on the perspective of earnings management[J]. Journal of Management Science, 2020, 32(4): 3-16. (in Chinese)
- [26] Kliger D, Sarig O. The information value of bond ratings[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(6): 2879-2902.
- [27] 孙 克. 企业债信用等级迁移的价格效应及影响因素研究[J]. 证券市场导报, 2019, (6): 6.
Sun Ke. The price effect and influencing factors of credit rating changes of corporate bonds[J]. Securities Market Herald, 2019, (6): 6. (in Chinese)
- [28] 林晚发, 陈晓雨. 信用评级调整有信息含量吗? ——基于中国资本市场的证据[J]. 证券市场导报, 2018, (7): 6.
Lin Wanfa, Chen Xiaoyu. Is credit rating adjustment informative: Based on evidence from Chinese capital market[J]. Securities Market Herald, 2018, (7): 6. (in Chinese)
- [29] Kronlund M. Do bond issuers shop for favorable credit ratings? [J]. Management Science, 2020, 66(12): 5944-5968.
- [30] 宋 敏, 甘 煦, 林晚发. 债券信用评级膨胀: 原因, 影响及对策[J]. 经济学动态, 2019, (3): 134-147.
Song Min, Gan Xu, Lin Wanfa. The inflation of bond credit ratings: Causes, impacts and Countermeasures[J]. Economic Perspectives, 2019, (3): 134-147. (in Chinese)
- [31] Ederington L H, Goh J C. Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1998: 569-585.
- [32] Bedendo M, Cathcart L, El-Jahel L. Reputational shocks and the information content of credit ratings[J]. Journal of Financial Stability, 2018, 34: 44-60.
- [33] Bruno V, Cornaggia J, Cornaggia K J. Does regulatory certification affect the information content of credit ratings? [J]. Management Science, 2016, 62(6): 1578-1597.
- [34] 潘 莉, 徐建国. A 股市场的风险与特征因子[J]. 金融研究, 2011, 10: 140-154.
Pan Li, Xu Jianguo. Risk and characteristic factors of A-share market[J]. Journal of Financial Research, 2011, 10: 140-154. (in Chinese)
- [35] Daniel K, Hirshleifer D, Subrahmanyam A. Investor psychology and security market under-and overreactions[J]. The Journal of Finance, 1998, 53(6): 1839-1885.
- [36] Boehmer E, Masumeci J, Poulsen A B. Event-study methodology under conditions of event-induced variance[J]. Journal of Financial Economics, 1991, 30(2): 253-272.

- [37] Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607–636.
- [38] Fama E F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 49(3): 283–306.

Investment information value of Chinese bond credit rating cliff

SHI Xiao-jun^{1, 2}, YE Zhen²

1. China Financial Policy Research Center, Beijing 100872, China;
2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Abstract: This paper investigates the investment information value of rating-cliff (i.e. credit rating adjustment more than one notch one time) for stock market investment. Our event study indicates that the upward rating-cliff has valuable information for stock market investment. The cumulated abnormal return (CAR) during the 20-day period after the upward rating-cliff is 3.62%. This result challenges the conclusion in the literature outside China that rating upgrade is of little information value for stock market investment. The paper also finds a deep drop in the CAR accompanying the downward rating-cliff, with the information effect lasting for more than 90 trading days. Meanwhile, with the weekly trading data of A-share stocks during the period of 2008 to 2018, evidence for the upward and downward rating-cliff factors in stock investment is found.

Key words: credit rating; rating-cliff; credit rating change; information value