

破坏金融管理秩序犯罪加剧了企业融资约束

魏 建 薛启航 王慧敏

目录

附录 I 金融诈骗罪与破坏金融管理秩序罪的介绍及其差异性影响.....	1
附录 II 数据处理及变量定义.....	2
附录 III 因果识别与稳健性.....	4
附录 IV 机制探讨指标说明.....	13
附录 V 拓展讨论.....	14
参考文献.....	18

附录 I 金融诈骗罪与破坏金融管理秩序罪的介绍及其差异性影响

金融管理秩序可以定义为国家为保证金融机构和金融活动正常运行而形成的规范,涉及股票、债券、基金的发行交易秩序,以及信贷、非正规借贷的秩序。破坏金融管理秩序罪是指故意违反国家对金融业和金融市场监督管理的法律、法规,从事危害国家对货币、外汇、有价证券及金融机构、证券交易机构和保险公司管理的犯罪活动。《刑法》对破坏金融管理秩序罪进行了罪名的划分和定义,破坏金融管理秩序的犯罪包括洗钱罪,逃汇罪,骗购外汇罪,对违法票据承兑、付款、保证罪,违规出具金融票证罪,吸收客户资金不入账罪,违法发放贷款罪,违法运用资金罪,背信运用受托财产罪,操纵证券、期货市场罪,诱骗投资者买卖证券、期货合约罪,编造并传播证券、期货交易虚假信息罪,利用未公开信息交易罪,内幕交易、泄露内幕信息罪,擅自发行股票、公司、企业债券罪,伪造、变造股票、公司、企业债券罪,伪造、变造国家有价证券罪,窃取、收买、非法提供信用卡信息罪,妨害信用卡管理罪,伪造、变造金融票证罪,非法吸收公众存款罪,骗取贷款、票据承兑、金融票证罪,高利转贷罪,伪造、变造、转让金融机构经营许可证、批准文件罪,擅自设立金融机构罪,变造货币罪,持有、使用假币罪,金融工作人员购买假币、以假币换取货币罪,出售、购买、运输假币罪,伪造货币罪等三十种罪名。

破坏金融管理秩序犯罪属于传统意义上的金融犯罪。但在《刑法》规定的罪名中,并没有“金融犯罪”这一特定罪名,通常将破坏金融管理秩序罪和金融诈骗罪统称为金融犯罪。然而,二者在罪名界定、犯罪主体、危害性、影响范围等方面都存在较大区别:从法理上看,破坏金融管理秩序罪侵犯的客体是金融管理秩序,该法律关系的主体一方是国家,一方是金融市场主体(包括银行等金融机构、企业或者自然人),该关系属于隶属型法律关系,所保护的利益侧重于国家或者社会公共利益。金融诈骗罪是从普通诈骗罪中分离出来的罪名,其侵犯的客体是财产所有权,并没有对国家金融管理体系进行直接冲击,该法律关系的双方主体一般为“自然人与自然人”或者“自然人与金融机构”,双方属于平等主体,所保护的利益侧重于个体利益。并且,金融犯罪与传统财产犯罪的重要区别在于其侵犯的客体是金融管理秩序和金融管理制度,而不是公私财产所有权(刘宪权,2017)。从这点来看,破坏金融管理秩序罪更契合金融犯罪特征。从罪名界定来看,破坏金融管理秩序罪涵盖的罪名更广泛,包括非法吸收公众存款罪、操纵证券、期货市场罪、违法发放贷款罪、内幕交易、泄露内幕信息罪、擅自设立金融机构罪等三十种罪名。金融诈骗罪只包括信用卡诈骗罪、保险诈骗罪、集资诈骗罪、贷款诈骗罪、金融票据诈骗罪、信用证诈骗罪、有价证券诈骗罪七种罪名。从涉及的利益主体来看,破坏金融管理秩序罪涉及的利益主体包括金融监管部门、金融机构、企业或者自然人,而金融诈骗罪涉及的直接利益主体很少包括企业。从危害性以及影响范围来看,破坏金融管理秩序罪直接破坏了金融管理制度,降低了从事金融活动的法定秩序门槛,犯罪的外溢效果明显,涉及的利益主体更多,危害性以及影响范围更大,而大部分金融诈骗罪的受害主体类型较为单一。对于银企信贷关系以及企业融资约束而言,破坏金融管理秩序罪产生的影响显然更大。

附录 II 数据处理及变量定义

(一) 数据处理

对于裁判文书的检索与整理,通过如下步骤进行。第一,在中国裁判文书网中选择案件类型为“刑事案件”,案由选择“破坏金融管理秩序罪”;第二,设置文书类型为“判决书”,审判程序选择“刑事一审”,时间跨度选择“2014—2020 年”。第三,对于初步收集到的裁判文书,考虑到中国裁判文书网中存在部分文书重复上传的现象,还进行了“去重”的操作。“去重”具体操作方法为:每一份裁判文书对应唯一的案件号,根据案件号筛选出重复记录的裁判文书,然后去掉多余的记录,只保留一份。第四,利用 Python 对文书的内容进行分块,通过正则表达式提取所需变量,包括被告人的人数等基本信息,以及审判法院所在地等与案件相关的信息。最后,为了进一步保证数据的准确性,还通过人工核查的方式剔除数据缺失、明显异常值的样本,并将剩余样本进行了抽样核对,几乎未发现识别错误。最终收集到 2014—2020 年期间破坏金融管理秩序的裁判文书共计 51366 份,包含 93339 名被告人。

还需要说明以下几点。第一,对于样本期选择,使用 2014 年后样本的主要原因是为了尽可能避免样本自选择问题,因为 2013 年 7 月最高人民法院明确规定所有的裁判文书必须在网上公布,而在此之前的某些裁判文书可能无法在中国裁判文书网中检索到。第二,对于破坏金融管理秩序罪的地域分布,使用一审法院所在地作为主要发生地,将其与城市层面相关变量进行匹配。使用法院所在地的合理性在于:主要犯罪地是指犯罪活动中最严重的犯罪发生地,这一场所往往是被害人、证人等所在地,而根据《刑法》的规定,“刑事案件由犯罪地的人民法院管辖,如果由被告人居住地的人民法院审判更为适宜的,可以由被告人居住地的人民法院管辖”“几个同级人民法院都有权管辖的案件,由最初受理的人民法院审判,在必要的时候,可以移送主要犯罪地的人民法院审判”。因此,审判法院所在地能够反映出被告人最主要的犯罪场所,将其作为违法行为的发生地是有据可依的。第三,对于破坏金融管理秩序罪的时间,由于破坏金融管理秩序犯罪较为复杂,犯罪时间通常为一个时间段而不是具体时间点,且很多犯罪活动在初期规模小、情节轻,甚至不构成犯罪。因此,借鉴梁平汉和江鸿泽(2020)、易梦洁等(2023)的思路,使用罪犯抓捕时间作为犯罪时间,若缺失,则使用起诉日期识别行为发生的年份,因为起诉日期是裁判文书中最为接近犯罪活动的时间。

图 II 1 为来自国家统计局、法律年鉴以及中国裁判文书网的 2014—2020 年刑事犯罪数量的统计数据对比。

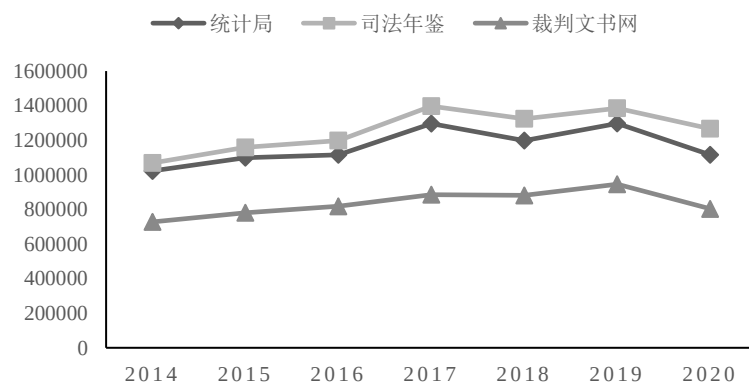


图 II 1 不同来源的犯罪统计

(二) 描述性统计

表 II 1 为变量具体定义。为了保证数据的质量,对原始数据进行以下处理:(1)剔除资不抵债、股票受证监会特别处理的企业样本;(2)剔除银行、证券、保险等金融类上市公司样本;(3)剔除主要变量存在数据缺失的样本;(4)对连续型变量进行双侧 1%的缩尾处理。

表 II 1 变量具体定义

变量	变量具体定义
<i>Order1_Case</i>	破坏金融管理秩序的一审刑事判决书数量(万件)
<i>Order2_Defendant</i>	破坏金融管理秩序一审刑事判决书中的被告人数量(万人)
<i>Order1</i>	案件数(件)/常住人口(万人)
<i>Order2</i>	被告人数量(人)/常住人口(万人)
<i>FC</i>	融资约束程度,企业规模、年龄和和现金股利支付率构建的FC指数
<i>Size</i>	企业规模,总资产的自然对数
<i>SOE</i>	产权性质,是否为国有企业,是则为1
<i>Lev</i>	资产负债率,总负债与总资产的比值
<i>MarketRatio</i>	账面市值比,总资产与市值的比值
<i>Fixed</i>	固定资产占比,固定资产与总资产的比值
<i>Rec</i>	应收账款占比,应收账款与总资产的比值
<i>TobinQ</i>	托宾Q值,股票市场价值与总资产的比值
<i>AssetPro</i>	资产收益率,净利润与总资产的比值
<i>Indep</i>	独立董事占比,独立董事与董事总人数的比值
<i>Board</i>	董事规模,董事总人数
<i>Top</i>	大股东持股,前五大股东持股占比
<i>Seperation</i>	两权分离度,控制权与所有权之间的差值
<i>Lawsuit</i>	诉讼经历,企业涉及诉讼仲裁次数的自然对数
<i>Violate</i>	违规经历,根据证监会、深交所等公布的处罚信息统计的企业违规次数
<i>BankDigFin</i>	银行金融科技,银行金融科技专利数量按照企业银行借款规模加权计算的企业层面 银行金融科技专利数量
<i>GDP</i>	地区经济发展,地区生产总值的自然对数
<i>Fin</i>	传统金融发展,年末金融机构人民币存贷款余额占地区生产总值的比重
<i>Bank</i>	银行机构数量,本地银行网点数的自然对数
<i>DigFin</i>	数字金融,北京大学数字普惠金融指数
<i>Market</i>	市场化水平,樊纲市场化指数

附录 III 因果识别与稳健性

(一) 因果效应识别

1. 测量误差处理

中国裁判文书网的案件“隐匿”问题可能给实证结论带来威胁。《最高人民法院裁判文书上网公布暂行办法》^①规定：除法律规定的特殊情形外（如国家机密、未成年犯罪、涉及商业秘密等），最高法院发生法律效力的判决书、裁定书、决定书一般均应在互联网公布。也就是说，一些涉及重要机密或隐私的判决书并没有在网站上公开。因此，从各个省份^②的司法工作报告、法律年鉴中手工整理了实际的刑事一审结案数，结合中国裁判文书网公布的数据，计算了各省的刑事案件公开率。然后，借助这一公开率，对潜在的测量误差问题进行处理。具体而言：

一方面，对正文基准回归使用的指标进行了纠正。首先通过刑事案件公开率计算了“真实的”破坏金融管理秩序案件数，即中国裁判文书网公布的案件数与公开率的比值。然后基于“真实的”案件数计算纠正的破坏金融管理秩序犯罪率，即“真实的”案件数和被告人数与城市常住人口的比值 (*Order1_Open* 和 *Order2_Open*)。基于裁判文书网度量的破坏金融管理秩序犯罪率与“真实的”破坏金融管理秩序犯罪率的对比如图 III1 所示。不难发现，两种犯罪率的呈现出极为相似的趋势变化。结果如表 III1 第 (1)、(2) 列所示。纠正的破坏金融管理秩序犯罪率对融资约束的估计系数仍然显著为正，支持正文基准回归的结论。另一方面，参考 Miao et al. (2021)，使用研究样本的子样本进行检验。根据各省份历年的刑事案件公开率，选取了样本期间公开率排名前十的省份作为子样本，因为这些省份的测量误差问题较轻。结果如表 III1 第 (3)、(4) 列所示。子样本检验结果仍然表明，地区破坏金融管理秩序犯罪率越高，企业融资约束越严重，同样支持正文基准结论。事实上，Liu et al. (2022) 的研究表明，随着地方法院数字化程度等因素的提升，案件“隐匿”率下降到了 10% 以下，其中很大一部分属于豁免案件，对实证结论影响不大。

此外，由于金融犯罪活动的发生地不固定，也可能出现在火车、高铁等流动性地点，这些犯罪活动主要由铁路运输法院审理。而铁路运输法院的管辖范围相对较广，除了法院所在城市以外还可能涉及周边其他城市，这也可能导致核心解释变量的测量误差。因此，还排除了铁路运输法院审理的案件，重新计算城市犯罪率 (*Order1_Rail* 和 *Order2_Rail*) 进行检验。结果如表 III1 第 (5)、(6) 列所示。排除铁路法院案件的测量偏差后，破坏金融管理秩序犯罪率的估计系数均显著为正，仍支持了正文基准结论。

① 来源：中华人民共和国最高人民法院，《关于人民法院在互联网公布裁判文书的规定》。

② 虽然破坏金融秩序犯罪率指标是城市层面的，但收集各个城市的历年刑事结案数据极为困难。不仅存在大量的缺失数据，而且各个城市对于刑事案件数据的统计口径存在较大的差异。相比之下，省级层面的刑事结案数据可以通过官方报告或者年鉴获取，统计口径也较为一致，数据质量能够得到保障。

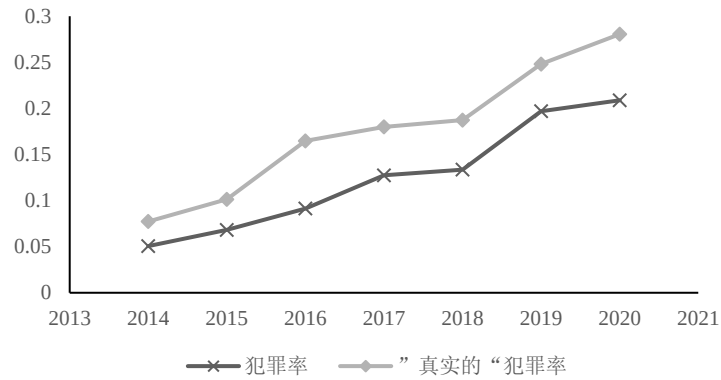


图 III 1 两种破坏金融管理秩序犯罪率变化趋势

表 III 1 测量误差处理

变量	因变量: FC					
	指标纠正		子样本检验		剔除铁路法院	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Order1_Open$	0.0513*** (0.0181)					
$Order2_Open$		0.0199** (0.0093)				
$Order1$			0.2152*** (0.0373)			
$Order2$				0.0963*** (0.0178)		
$Order1_Rail$					0.1192*** (0.0268)	
$Order2_Rail$						0.0441*** (0.0137)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	11 444	11 444	4 313	4 313	11 543	11 543
R^2	0.8979	0.8978	0.8922	0.8921	0.8983	0.8982
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为城市层面聚类的标准误，以下各表同。

2. 平均处理效应估计

破坏金融管理秩序犯罪率较高的城市可能与其他城市存在根本性的差异。例如，破坏金融管理秩序现象较为严重的城市可能更加注重对企业融资时的信用审核，从而也就加大了企业融资的难度。为了消除此类根本性差异的影响，构建了高犯罪率城市的虚拟变量，并基于虚拟变量估计平均处理效应。其中，高犯罪率城市定义为高于所有城市金融管理秩序犯罪率的中位数^①。然后，借助因果森林算法进行平均处理效应估计。因果森林算法结合个体倾向

① 由于破坏金融秩序犯罪率分别基于案件数和被告人数量计算得到，因此虚拟变量相应分开设定以及检验。

得分估计处理效应,既能够消除两组样本之间具有统计意义的差异,使得回归得到的企业融资约束变化更有可能只是由较高的犯罪率这一外生变化引起的,而且其“Honest”方法又能够在随机试验和满足不混淆性的观察研究中对因果效应进行有效推断,得到满足一致性和渐近正态性的估计结果(Athey et al., 2019)。此外,因果森林算法主要由数据驱动实现自适应近邻匹配,计算的平均处理效应更具客观性。

表III2 第(1)、(2)列汇报了因果森林算法的检验结果。不难发现,高犯罪率城市对融资约束指数的估计系数显著为正,说明破坏金融管理秩序犯罪率越高的城市,企业融资越困难。由此可见,位于高犯罪率城市的企业具有更严重的融资约束问题,支持了正文基准回归结论。

3. 外生冲击检验

参考戴亦一等(2019)的做法,以上市公司迁址作为外生冲击事件^①,对比企业搬迁前后的城市破坏金融管理秩序犯罪率变化对其融资约束的不同影响。正文基准检验结果表明,企业所在地的破坏金融管理秩序犯罪率越高,其融资约束越严重。那么可以预期:如果企业从破坏金融管理秩序犯罪率较低的城市搬迁到犯罪率较高的城市,其融资约束会加重;而当企业从破坏金融管理秩序犯罪率较高的城市搬迁到犯罪率较低的城市时,其融资约束将缓解。

上市公司搬迁的数据来自锐思数据库,样本期间内因搬迁导致企业所在地破坏金融管理秩序犯罪率发生变化的企业共 64 家,其中犯罪率上升的有 44 家^②,犯罪率下降的有 20 家。数据匹配后,得到搬迁后犯罪率上升的处理组企业样本有 266 个,搬迁后犯罪率下降的处理组企业样本有 118 个。根据搬迁前后城市犯罪率变化的差异,以发生搬迁行为的企业作为处理组,采用倾向得分匹配(PSM)得到对照组样本。以 *Treat* 作为存在搬迁行为的虚拟变量,迁址的企业 *Treat* 设置为 1。以 *Post* 作为搬迁时间的虚拟变量,迁址事件发生后 *Post* 设置为 1。然后,以 *Treat* 作为因变量,按照 1:1 无放回最近邻匹配方式,以可能影响企业搬迁的因素作为自变量进行 Logit 回归,使匹配后处理组和控制组不存在显著的统计意义差异。经过 PSM 匹配后,最终得到搬迁后犯罪率上升的处理组样本为 168 个,控制组为 296 个,搬迁后犯罪率下降的处理组样本为 71 个,控制组为 64 个。

企业迁址外生冲击的结果如表III2 第(3)、(4)列所示。第(3)列为破坏金融管理秩序犯罪率上升样本的结果,第(4)列为犯罪率下降样本的结果。结果显示,当迁址企业所在地的破坏金融管理秩序犯罪率上升时,其融资约束显著加剧;当迁址企业所在地犯罪率下降时,其融资约束有所缓解。由此可见,外生冲击的检验结果再次支持了正文基准回归的因果关系。不可否认的是,企业迁址很大程度上是受当地政策优惠、市场发展等因素的影响,企业融资约束的缓解可能是这些因素导致的。但这种情况下,企业迁址后无论犯罪率如何变化,其融资约束均会缓解,而企业迁址到高犯罪率地区带来的融资约束加剧可以排除这一可能(戴亦一等, 2019)。

表 III2 平均处理效应估计与外生冲击检验

变量	因变量: <i>FC</i>			
	因果森林		外生冲击检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Order1_ATE</i>	0.0152*** (0.0055)			
<i>Order2_ATE</i>		0.0121**		

① 企业几乎不会因破坏金融管理秩序犯罪率的高低进行搬迁,因此可以看作是犯罪率变化的外生冲击。

② 实际上为 46 次搬迁,其中 2 家企业迁址两次,本文以第一次搬迁时间为准。

		(0.0058)		
<i>Treat</i> × <i>Post_High</i>			0.0890**	
			(0.0435)	
<i>Treat</i> × <i>Post_Low</i>				-0.0673*
				(0.0329)
控制变量	是	是	是	是
观测值	11 349	11 349	464	135
R^2			0.8681	0.8834
年份固定效应			是	是
个体固定效应			是	是
城市固定效应			是	是
树的数量	2 000	2 000		

4. 工具变量法

采用两种不同的工具变量进一步缓解可能存在的内生性问题。第一,参考赵奎等(2021)、陈东和秦子洋(2022)、蔡庆丰等(2024)的做法,使用移动份额法构建 Bartik 工具变量(*BartikIV1*和*BartikIV2*)。即,用解释变量的初始份额和总体增长率模拟估计值,使其与实际值高度相关且又具有外生性,计算方法为:

$$BartikIV_{j,p,t} = Order_{j,t=2014} \times (1 + G_{j,p,t}), \quad (III1)$$

其中, $G_{j,p,t}$ 表示 t 年城市 j 所在省份 p 的破坏金融管理秩序犯罪增长率, $Order_{j,t=2014}$ 为2014年城市 j 的破坏金融管理秩序犯罪率^①。该工具变量仅通过基期的破坏金融管理秩序犯罪率与外生的省份犯罪增长率交乘得到,在控制城市、企业、时间固定效应后,不会与企业融资约束的残差相关。同时,该工具变量显然与城市破坏金融管理秩序犯罪率高度相关。

第二,以对虚拟货币关注度作为破坏金融管理秩序犯罪的工具变量。通过对破坏金融管理秩序案件进行分析,发现犯罪者具有投机、风险偏好、藐视法律等特征,且破坏金融管理秩序犯罪通常需要一定的知识门槛,犯罪者的学历和教育水平较高。虚拟货币是随着数字技术以及金融发展而出现的一种新型货币形态,其身份形态为加密的数字代码,脱离了正规金融机构的系统,导致虚拟货币监管存在技术和制度障碍(艾云等,2023),很容易滋生违法犯罪活动,对金融管理秩序带来巨大挑战。因此,使用对虚拟货币的关注与热衷程度作为工具变量具有一定的合理性:

从相关性上来看,第一,虚拟货币自身就能够为犯罪者提供各类伪造虚拟信息的技术手段,加大物理追踪的难度,而且可以通过诸如“市场公开主权货币—市场公开虚拟货币—组织内部虚拟本币”多次置换等方式,将投资者资金转移到犯罪者(艾云等,2023),这会影响到金融市场管理秩序的稳定,导致破坏金融管理秩序犯罪活动增加(潘文博,2023);第二,虚拟货币具有投机和冒险属性(潘文博,2023),且未被国家法律认可,处于法律边缘的灰色地带。对虚拟货币的热衷容易滋生投机、冒险、轻视法律的动机和行为,而破坏金融管理秩序犯罪者也具有相同的心理特征。在虚拟货币热衷度高的地区,预期破坏金融管理秩序犯罪发生的概率更高;第三,破坏金融管理秩序犯罪者通常具有较高的学历和金融知识储备,这是其区别其他犯罪类型的主要特征,而了解和参与虚拟货币同样需要一定的知识和教育门槛,二者在此方面也具有共同特征。综合上述分析,虚拟货币的关注度与破坏金融管理秩序犯罪具有正相关性。从外生性上来看,对虚拟货币的关注不会直接影响企业的融资约束,能够很好地满足工具变量的外生性要求。因此,以虚拟货币为关键词进行百度搜索,包括比特币、以太坊、以太坊、币安、火币、欧易等常见比特币类型,得到城市日均虚拟货币搜索指

① 由于正文基准模型将核心解释变量滞后一期,正文基准结果从2015年开始,因此将基期设定为2014年。

数。然后,按年求各类虚拟货币的中位数,表征对虚拟货币的年度关注程度,取所有类型虚拟货币年度关注度的平均值作为度量指标。此外,考虑到虚拟货币关注度与金融犯罪之间可能存在反向因果关系从而影响工具变量有效性,因此将该指标相对核心解释变量滞后一期,作为工具变量(*VirtualIV*)进行检验。

表III3汇报了工具变量的回归结果,第(1)一(4)列为Bartik工具变量的结果,第(5)一(8)列为虚拟货币关注度工具变量的结果。根据Bartik工具变量的回归结果,第一阶段回归结果均显示,Bartik工具变量与破坏金融管理秩序犯罪率显著正相关,满足相关性要求。第二阶段的回归结果表明,破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束程度的估计系数均显著为正,表明破坏金融管理秩序犯罪能够加剧企业融资约束。同时,第一阶段的F检验值均大于经验值10,拒绝弱工具变量的假设。而且,Kleibergen-Paap rk LM统计量显著拒绝了识别不足检验,Kleibergen-Paap rk Wald F也拒绝了弱工具变量的检验,进一步说明工具变量的选取是合理的。

根据虚拟货币关注度工具变量的回归结果,第一阶段回归结果均显示,*VirtualIV*与破坏金融管理秩序犯罪率显著正相关,说明对虚拟货币的关注度越高,破坏金融管理秩序犯罪率越高,满足相关性要求。第二阶段的回归结果表明,破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束程度的估计系数仍显著为正。而且,第一阶段的F检验值大于经验值10,同样拒绝弱工具变量的假设。Kleibergen-Paap rk LM和Kleibergen-Paap rk Wald F统计量也显著拒绝了识别不足检验和弱工具变量的检验,表明工具变量的合理性。

为了保证该工具变量满足排他性约束,还进行了一系列排他性检验。首先,需要检验对虚拟货币关注度的提高是否会导致金融监管的加强。虚拟货币具有明显的投机性、风险性,虚拟货币的流通和交易很容易带来金融风险,而对虚拟货币热衷程度的提高很容易引起监管部门的警觉,从而加大金融监管力度。而加大金融监管力度能够影响金融市场的活力和金融机构信贷决策,进而影响到企业融资。对此,使用地方财政的金融监管支出与当地年末金融机构存贷款余额的比重衡量金融监管强度,据此检验对虚拟货币关注度的提高是否会导致金融监管的加强。其次,对虚拟货币关注度的提高还可能影响投资者情绪。虚拟货币作为一种新兴前沿且具有明显高利润特征的“资产”,很容易引起投资者关注,虚拟货币的高波动性也会对投资者情绪产生重要影响,从而影响到金融市场以及企业的融资行为。对此,参考Baker and Jeffrey (2006)的构建方法,将反映企业成长前景、风险和信息披露的代理变量与反映投资者情绪的变量进行正交化处理^①,然后将残差进行主成分分析,提取第一主成分合成投资者情绪指数,据此进行检验。最后,对虚拟货币关注度的提高还可能影响企业自身的风险决策,进而影响其自身融资行为。在对虚拟货币高度热衷的地区,一部分企业可能察觉到虚拟货币带来的风险,从而调整自身风险决策,提高风险管理水平;另一部分企业可能被这种冒险、投机氛围所影响,加大风险资产配置,提高风险收益。对此,风险管理使用企业内部控制指数衡量,数据来源于迪博数据库;对于风险收益,参考张成思和郑宁(2020),主要从企业的金融投资收益的角度进行度量,即公允价值变动收益、投资收益和其他综合收益占总资产的比值。

排他性检验的结果如表III4所示。可以发现,虚拟货币工具变量对地方金融监管、企业投资者情绪、风险管理和风险收益的影响均不显著。尽管上述检验并没有涵盖所有可能的维度,但一些最有可能的作用渠道已经被排除在外,检验结果表明它们并不会影响正文基准实证结论。

虽然上述检验均证明了工具变量的有效性,但考虑到工具变量完全外生的可能性较低。

^① 反映企业成长前景、风险和信息披露的代理变量主要包括营业收入增长率、权益收益率、股票收益率、资产负债率、企业规模,反映投资者情绪的变量主要为账面市值比、股票收益动量、托宾Q值和股票换手率,正交化处理主要是为了消除公司基本面因素的影响。

进一步借鉴 Conley et al. (2012) 提出的近似外生工具变量法 (UCI) 进行有效性检验。近似外生工具变量法放松了工具变量的严格外生性假设, 通过构造回归系数的稳健置信区间, 来检验工具变量近似满足外生性要求时估计结果的有效性。检验结果显示, *BartikIV1* 的置信区间为 [0.0342 0.1161], *BartikIV2* 的置信区间为 [0.0184 0.0568], 虚拟货币工具变量的置信区间分别为 [0.0268 0.2040] 和 [0.0131 0.1087], 分别对应表 III3 第 (3)、(4)、(7)、(8) 列结果可以发现, 工具变量的估计系数均落在上述稳健置信区间内。也就是说, 即使本文使用的工具变量非严格外生, 2SLS 检验结果仍然可靠。

表 III3 工具变量法

变量	<i>Order1</i> (1)	<i>Order2</i> (2)	<i>FC</i> (3)	<i>FC</i> (4)	<i>Order1</i> (5)	<i>Order2</i> (6)	<i>FC</i> (7)	<i>FC</i> (8)
<i>BartikIV1</i>	0.9345*** (0.0233)							
<i>BartikIV2</i>		0.9207*** (0.0296)						
<i>VirtualIV</i>					0.0271*** (0.0041)	0.0487*** (0.0073)		
<i>Order1</i>			0.1159*** (0.0290)				0.1116*** (0.0410)	
<i>Order2</i>				0.0473*** (0.0148)				0.0621*** (0.0238)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543
R^2	0.9508	0.9440	0.1370	0.1360	0.8193	0.8023	0.1370	0.1358
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

表 III4 工具变量排他性检验

变量	金融监管强度 (1)	投资者情绪指数 (2)	风险管理 (3)	风险收益 (4)
<i>VirtualIV</i>	0.0191 (0.1462)	-0.0036 (0.0039)	-0.0073 (0.0052)	-0.3139 (0.2000)
控制变量	是	是	是	是
观测值	1 217	11 404	11 541	9 567
R^2	0.4445	0.6863	0.3519	0.6663
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	—	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

(二) 其他稳健性检验

1. 排除替代性解释

上述结论可能存在这样一种替代性解释:观察到的破坏金融管理秩序犯罪率较高是因为地区执法力度严、执法水平高导致的,企业融资约束加剧的原因是执法严格而不是犯罪率上升。为了排除这种可能性,参考张学志等(2022)的做法,按照地区执法水平高低划分样本,检验不同执法水平下破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束的影响。如果分样本检验结果均表明,破坏金融管理秩序犯罪能够加剧企业融资约束,并且不存在明显的差异,则可以排除“企业融资约束加剧是执法力度较大导致的后果”这一解释。

对于地区执法水平,其主要体现在司法机关执法效率、执法的公正性、群众对法律的遵守程度三个方面(罗煜等,2016)。囿于数据不足,目前衡量地区执法水平的指标较少。为了较为合理且全面地衡量地区执法水平,一方面,参考罗煜等(2016),使用樊纲市场化指数中“中介组织发育和法治环境”分指数作为代理变量,该指标包括市场中中介组织的发育、维护市场的法治环境和知识产权保护三个方面,能够综合地反映一个地区的法治环境。其中,维护市场的法治环境采用企业抽样调查所提供的各地企业对当地司法和行政执法机关公正执法和执法效率的评价,更能直接反映地区执法水平。本文根据执法水平的中位数划分高低,进行分样本检验。表III5第(1)—(4)列汇报了检验结果,可以发现,无论是执法水平高的地区还是执法水平低的地区,破坏金融管理秩序犯罪均能够显著加剧企业融资约束,从而排除了“企业融资约束加剧是由于执法力度较强”这一可能性。

另一方面,中国公安部根据2017年全国第五次金融工作会议对金融业“稳发展、强监管、防风险”的要求,专门研究加强打击金融犯罪的工作部署,并出台专门的工作意见。意见要求公安机关积极进行金融领域犯罪和相关风险的排查,保持对金融犯罪的高压态势,重点打击涉及证券期货市场和金融机构的金融犯罪活动。在该工作意见出台以后,对破坏金融管理秩序犯罪的执法强度明显提升。因此,本文还分别对2017年前后的样本进行检验,表III5第(5)—(8)列的检验结果显示,意见出台前后破坏金融管理秩序犯罪均能够显著加剧企业融资约束,同样排除了上述可能性。

表III5 排除替代性解释

变量	因变量: FC							
	执法水平高		执法水平低		2017年前		2017年后	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Order1</i>	0.1748*** (0.0357)		0.1150*** (0.0324)		0.1680** (0.0691)		0.1513*** (0.0355)	
<i>Order2</i>		0.0664*** (0.0163)		0.0406** (0.0173)		0.0864*** (0.0306)		0.0734*** (0.0186)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 276	5 276	6 107	6 107	4 813	4 813	6 290	6 290
R^2	0.9021	0.9019	0.8978	0.8977	0.9441	0.9441	0.9375	0.9374
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

2. 替换被解释变量

对于融资约束的度量,虽然正文基准回归采用更为合理的FC指数作为代理变量,但SA指数、WW指数也是度量融资约束的常用方法(Ding et al., 2022; 钱雪松等, 2019; 余明桂等, 2022)。因此,使用SA指数、WW指数替代正文基准回归的融资约束指标进行稳健性检验,SA指数^①、WW指数值越大表示融资约束越严重。根据表III6替换被解释变量的结果可

① 对于SA指数的争议主要集中在“SA指数越高,融资约束越大还是越小”这一问题上(欧阳艳艳等, 2022)。参考

以发现,破坏金融管理秩序犯罪率对 SA 指数和 WW 指数的估计系数均显著为正,仍支持了正文基准结论。

表 III 6 替换被解释变量

变量	SA		WW	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Order1</i>	0.0248** (0.0101)		0.0486** (0.0228)	
<i>Order2</i>		0.0127*** (0.0047)		0.0244** (0.0117)
控制变量	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	9 192	9 192
R^2	0.9884	0.9884	0.4037	0.4038
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

3. 排除其他因素的影响

虽然正文基准回归尽可能控制了金融发展、数字金融、诉讼、违规经历等因素,破坏金融管理秩序犯罪对企业融资约束的影响仍可能还受其他因素干扰,比如司法、腐败、金融制度改革等,因此进一步排除一些其他的可能影响。首先,排除司法的影响。在研究样本期内还存在诸如巡回法庭设立、金融法庭试点等改善整体司法环境的政策措施,司法环境的改善对企业融资约束的作用有可能影响前文的结论。因此,在正文基准模型中加入巡回法庭和金融法庭的控制变量,来排除整体司法改善的影响。巡回法庭变量根据法庭设立时间及覆盖省份设置,金融法庭变量根据法庭设立时间以及法庭设立城市设置。表 III 7 第 (1)、(2) 列的结果仍支持正文基准结论。

其次,排除腐败的影响。破坏金融管理秩序犯罪的作用效果可能还受到国家反腐力度加强的影响,因此在正文基准模型中加入了相关的控制变量。一方面,从中国检察年鉴、人民检察院工作报告中收集了各省公职人员贪污受贿、渎职侵权等职务犯罪案件数量,计算各省职务犯罪数量与全国总数的比值,将其作为地区腐败犯罪程度的代理变量,并加入控制变量;另一方面,控制企业寻租的影响,使用企业招待费与营业成本的比值作为代理变量。表 III 7 第 (3)、(4) 列的结果同样支持正文基准结论。

最后,进一步控制金融制度改革的影响。样本期内还存在可能影响地区金融管理秩序的改革,例如 2012 年及之后几年陆续启动的金融发展改革试验区^①。作为试验区的城市可能更加注重本地的金融管理秩序,从而对正文基准结果造成干扰。因此,剔除了金融发展改革试验区的城市。表 III 7 第 (5)、(6) 列汇报了相关结果。可以发现,进一步控制金融环境的影响后,正文基准结果仍稳健。

表 III 7 排除其他因素的影响

变量	因变量: FC
----	-----------

Hadlock and Pierce (2010) 的构建方法, $SA_{i,t} = -0.737 \times Size_{i,t} + 0.043 \times Size_{i,t}^2 - 0.04 \times Age_{i,t}$, 其中, $Size$ 表示企业总资产(单位:百万元)的自然对数, Age 表示企业年龄。从 SA 指数的构建来看,导致争议的原因主要在于企业规模和 SA 指数的相关性。当企业规模和 SA 指数呈正相关,则说明 SA 指数越大,融资约束越大。经过相关性检验后发现,企业规模和 SA 指数呈正相关,表明 SA 指数越大,融资约束越严重。

① 金融发展改革试验区设立情况如下:2012 年的温州金融改革试验区、广东珠三角金融改革创新综合试验区、福建省泉州市金融服务实体经济综合改革试验区,2013 年的云南、广西沿海金融改革综合试验区,2014 年的青岛市财富管理金融综合改革试验区,2016 年的江苏省泰州金融改革试验区、河南省兰考县普惠金融改革试验区,2017 年的浙江、广东、贵州、江西、新疆等地绿色金融改革创新试验区。

	排除司法的影响		排除腐败的影响		排除金融发展改革试验区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Order1</i>	0.1079*** (0.0243)		0.1133*** (0.0256)		0.1236*** (0.0290)	
<i>Order2</i>		0.0381*** (0.0106)		0.0411*** (0.0128)		0.0460*** (0.0142)
<i>Treat</i> × <i>Post_Court</i>	—0.0017 (0.0062)	—0.0021 (0.0062)				
<i>Treat</i> × <i>Post_Fin</i>	0.0119** (0.0051)	0.0135*** (0.0050)				
<i>Corruption</i>			—0.1853 (0.1894)	—0.2350 (0.2003)		
<i>Hosp</i>			2.3199* (1.3951)	2.3812* (1.4063)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	11 543	11 543	9 252	9 252
R^2	0.8984	0.8983	0.8984	0.8983	0.8976	0.8975
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

4. 样本选择偏差

企业的外部融资可能还与其他因素有关,例如企业资产规模、税收逃避活动等(De Batz, 2020; 欧阳艳艳等, 2022)。因此,为了避免特殊样本的影响,分别排除了规模较小的、避税^①动机较高的企业样本。表III8 的结果显示,剔除特殊的企业样本以后,破坏金融管理秩序犯罪率的估计系数仍然显著为正。也就是说,处理样本选择偏差问题后,正文基准结果依然稳健。

表 III8 样本选择偏差

变量	因变量: <i>FC</i>			
	剔除小型企业		剔除避税动机高的企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Order1</i>	0.1406*** (0.0275)		0.1549*** (0.0292)	
<i>Order2</i>		0.0527*** (0.0141)		0.0637*** (0.0152)
控制变量	是	是	是	是
观测值	8 574	8 574	6 979	6 979
R^2	0.8808	0.8805	0.9244	0.9243
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

① 企业税收逃避活动使用扣除应计利润影响之后的会计—税收差异衡量。差异越大,表明企业避税行为的概率越大。

附录 IV 机制探讨指标说明

(一) 信息不对称和违约风险

对于信息不对称的指标,参考宋敏等(2021),从个股交易数据中提取流动性比率、非流动性比率和反转指标的第一主成分作为代理变量,指标值越大表明信息不对称程度越高。对于企业违约风险的指标,参考许红梅和李春涛(2020),使用 Naïve 模型估计违约概率,该指标值越大,表示企业违约风险越高。

(二) 正规抵押品和关系抵押品

对于正规抵押品,主要借助企业的固定资产进行衡量。虽然中国《物权法》出台以后,正规抵押品的种类不仅限于固定资产,但固定资产仍然是主要抵押品(Liu et al., 2022; 李逸飞等, 2022)。因此,使用企业的固定资产占总资产的比重,作为企业正规抵押品的代理变量。对于关系型抵押品,从企业的银企关系和政治关系两个方面进行衡量(Ding et al., 2023)。对于银企关系,根据高管是否具有银行背景、银行是否持有企业股份以及企业是否持有银行股份来衡量。如果存在上述三种情况中的一种,则认为存在银企关系。对于政治关系,根据企业董事长和总经理担任主要政府官员的情况来衡量。如果其中任意一人现在或者曾经担任政府官员,则认为存在政治关系。

(三) 抵押/保证/信用贷款

使用抵押/保证/信用贷款额度与长短期负债的比值度量。

(四) 短期/长期借款

使用长短期贷款与长短期负债的比值来衡量。

(五) 债务成本

一方面,使用利息合计与企业负债的比值来衡量企业的债务融资成本,利息包括企业财务费用明细中的利息支出、手续费以及其他相关费用;另一方面,参考周楷唐等(2017)的做法,使用利息合计占企业本期与上期负债合计均值的比值来衡量债务融资成本。

附录 V 拓展讨论

(一) 企业融资的替代方式

破坏金融管理秩序犯罪让关系型抵押品变得不再“可靠”，银行加大对正规抵押品的需求，导致企业从银行获取缺少抵押物贷款的难度升高。对企业而言，为了确保资金流稳定，其可能会寻求替代性融资方式。从企业的筹资活动来看，除了通过银行取得正规融资以外，企业还可以利用债券、股权来获得资金 (Ouyang and Zhang, 2020; 杨大字, 2023)。因此，还检验了破坏金融管理秩序犯罪与企业其他融资方式的关系，探究较高的破坏金融管理秩序犯罪率是否会促使企业转向替代融资方式。具体而言，首先，使用除银行贷款之外的企业筹资合计与筹资总计的比值，衡量企业的其他融资；其次，使用企业发行债券的筹资合计与筹资总计的比值，衡量企业的债券融资；最后，从企业股权融资的角度，使用企业吸收权益性投资的筹资合计与筹资总计的比值进行度量。

表 V1 汇报了检验结果。可以发现，破坏金融管理秩序犯罪率对企业其他融资的估计系数显著为正 (第 (1)、(2) 列)，表明犯罪率对企业融资约束的负面影响能够促使企业寻求替代性融资。具体从融资方式来看，破坏金融管理秩序犯罪率对企业债券融资 (第 (3)、(4) 列) 和股权融资 (第 (5)、(6) 列) 的估计系数均显著为正，股权融资的显著性相对更高。这些结果与 Ouyang and Zhang (2020) 的研究发现基本一致，他们发现反腐运动会让一些受关联的企业转向债券融资和股票融资。上述实证结果可能的原因在于：破坏金融管理秩序犯罪对债券或股权融资与银行贷款的影响机制并不完全相同。实际上，企业贷款大多来自本地银行，银行市场具有明显地方属性 (Danisewicz et al., 2016; 魏建等, 2024)，而地区破坏金融管理秩序犯罪率的上升势必会影响本地金融市场秩序，银行放贷行为会受到最为显著且直接的负面影响，但债券或股权融资大多属于跨区域或者全国性质的，受当地破坏金融管理秩序犯罪的负面影响较小。而且，与当地银行相比，债券市场和股权市场上的投资者很难获取本地区或者企业的全面信息，企业也更容易利用信息不对称的机会获取他们的资金支持。与此同时，当银行贷款获取困难时，企业会在债券融资、股权融资等其他融资方式付出更多的努力和尝试，其会通过提高债券收益率或者承诺股权增值来吸引投资者，以缓解融资约束难题，最终呈现出破坏金融管理秩序犯罪率对企业债券融资和股权融资的估计系数均显著为正的实证结果。

表 V1 对其他融资方式的影响

变量	其他融资		债券融资		股权融资	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Order1</i>	0.1541*** (0.0500)		0.0765* (0.0416)		0.1699*** (0.0436)	
<i>Order2</i>		0.0696*** (0.0238)		0.0414** (0.0205)		0.0770*** (0.0237)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543
R^2	0.4536	0.4536	0.4337	0.4337	0.4630	0.4630
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

(二) 异质性分析

1. 不同犯罪主体的影响

破坏金融管理秩序犯罪的被告人身份十分多样,很大一部分被告人是利用职务便利从事相关犯罪活动,比如企业高管或者金融机构从业人员,这些被告人涉及企业和金融机构的案件能够直接影响银企关系,从而对企业融资带来更加直接的影响。对此,对破坏金融管理秩序犯罪的裁判文书按照被告人(即犯罪主体)进行了进一步筛选,统计被告人涉及企业或金融机构的犯罪案件。然后,按照正文基准模型中同样的指标构建方式,分别计算涉及企业的破坏金融管理秩序犯罪率(*Order1_Firm*和*Order2_Firm*)与涉及金融机构的破坏金融管理秩序犯罪率(*Order1_Fin*和*Order2_Fin*),分别检验对企业融资约束的影响。

表V2汇报了涉及不同犯罪主体的破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束的影响。可以发现,被告人涉及企业、金融机构的破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束的估计系数显著均为正。从经济效应来看,涉及企业的犯罪率每增加1个标准差,企业融资约束相对于其平均水平分别增加1.32%(基于案件数计算)和1.05%(基于被告人数量计算),涉及金融机构的犯罪率每增加1个标准差,企业融资约束相对于其平均水平增加0.99%(基于案件数计算)和0.57%(基于被告人数量计算)。由此可见,与被告人涉及企业的案件相比,被告人涉及金融机构的案件可能较多是金融机构自身或者金融机构与存款客户之间的行为,对银企关系以及企业融资约束的影响相较更弱。

表V2 不同犯罪主体的影响

变量	被告人涉及企业		被告人涉及金融机构	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Order1_Firm</i>	0.1366** (0.0568)			
<i>Order2_Firm</i>		0.0554** (0.0252)		
<i>Order1_Fin</i>			0.1767** (0.0770)	
<i>Order2_Fin</i>				0.0395* (0.0236)
控制变量	是	是	是	是
观测值	11 543	11 505	11 505	11 505
R^2	0.8982	0.8980	0.8980	0.8980
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

2. 不同犯罪类型的影响

破坏金融管理秩序犯罪包括三十种罪名,按照侵害国家金融管理制度的不同,这些罪名可以划分为五大类,即:货币犯罪,破坏金融机构管理秩序罪,破坏金融票证、存贷款管理秩序罪,破坏证券、股票、债券的发行、管理、买卖秩序罪,破坏外汇管理秩序罪。其中,货币犯罪主要与侵害国家货币管理制度有关,如伪造、编造货币;破坏金融机构管理秩序罪主要与侵害国家金融机构管理制度有关,如伪造金融机构许可证;破坏金融票证、存贷款管理秩序罪主要与侵害国家金融票证和存贷款管理制度有关,如高利转贷;破坏证券、股票、债券的发行、管理、买卖秩序罪主要与侵害国家证券、股票、债券的发行、管理及买卖制度

有关,如内幕交易、操纵股票交易等;破坏外汇管理秩序罪主要与侵害国家外汇管理制度有关,如逃汇。对于企业融资约束而言,侵害国家金融票证和存贷款管理制度,以及证券、股票、债券的发行、管理及买卖制度的相关犯罪的影响应更为明显,因为其中涉及贷款管理制度、银企信任关系等。因此,按照破坏金融管理秩序的五种分类分别计算犯罪率,来验证上述预期,指标构建方式与正文基准模型一致。

表 V3 汇报了涉及不同犯罪类型的破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束的影响。与预期一致,破坏金融票证、存贷款管理秩序罪以及破坏证券、股票、债券的发行、管理、买卖秩序罪的犯罪率对企业融资约束的估计系数显著为正。这也说明,当国家的存贷款管理制度受到侵害,贷款主体将面临融资困境;而且,如果企业存在阻碍金融市场正常交易的违规操作时(如内幕交易),也会导致银企信任关系被破坏,阻碍融资正常进行。

表 V3 不同犯罪类型的影响

变量	货币犯罪		破坏金融机构管理秩序罪		破坏金融票证、存贷款管理秩序罪		破坏证券、股票、债券的发行、管理、买卖秩序罪		破坏外汇管理秩序罪	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Order1_Type1</i>	0.0705 (0.3556)									
<i>Order2_Type1</i>		0.0319 (0.1811)								
<i>Order1_Type2</i>			0.3334 (2.5573)							
<i>Order2_Type2</i>				2.0814 (2.1657)						
<i>Order1_Type3</i>					0.1202*** (0.0271)					
<i>Order2_Type3</i>						0.0442*** (0.0138)				
<i>Order1_Type4</i>							2.8387* (1.4555)			
<i>Order2_Type4</i>								1.3690** (0.6042)		
<i>Order1_Type5</i>									3.7743 (3.4336)	
<i>Order2_Type5</i>										2.1797 (2.0048)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543
R^2	0.8980	0.8980	0.8980	0.8980	0.8983	0.8982	0.8981	0.8981	0.8980	0.8980
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

3. 不同犯罪严重程度的影响

犯罪严重程度的差异也可能对企业融资约束产生不同的影响。破坏金融管理秩序犯罪越

严重,表明金融管理秩序越紊乱,金融治理越差。如果城市涉及较多严重的破坏金融管理秩序犯罪,将阻碍地区金融功能的有效运行,信息透明度、银企信任关系等都会受到冲击。因此,按照破坏金融管理秩序犯罪严重程度重新计算犯罪率指标,犯罪严重程度主要按照判刑时间来划分。在对破坏金融管理秩序罪犯进行判罚时,一般将涉案数额较大的判处三年以下有期徒刑,涉案数额巨大并且情节严重的判处三年以上、十年以下有期徒刑,涉案数额特别巨大并且情节特别严重的判处十年以上有期徒刑或者无期徒刑。按照此标准,重新筛选了不同严重程度的破坏金融管理秩序罪判决书,探究不同严重程度的犯罪对企业融资约束的影响。

表 V4 汇报了不同严重程度的破坏金融管理秩序犯罪率对企业融资约束的影响。可以发现,不同严重程度的犯罪率对企业融资约束的估计系数均显著为正,这再次佐证了前文“破坏金融管理秩序犯罪加剧企业融资约束”的结论。从经济效应来看,轻度的(判刑 3 年以下)破坏金融管理秩序犯罪率每增加 1 个标准差,企业融资约束相对于其平均水平分别增加 1.73% (基于案件数计算)和 1.56% (基于被告人数计算);中度的(判刑 3-10 年)破坏金融管理秩序犯罪率每增加 1 个标准差,企业融资约束相对于其平均水平分别增加 2.19% (基于案件数计算)和 1.68% (基于被告人数计算);最为严重的(判刑 10 年以上)破坏金融管理秩序犯罪率每增加 1 个标准差,企业融资约束相对于其平均水平分别增加 1.40% (基于案件数计算)和 0.93% (基于被告人数计算)。也就是说,中度严重程度的破坏金融管理秩序犯罪对企业融资约束的经济影响最大,甚至大于最为严重的犯罪影响。究其原因,发现最为严重的破坏金融管理秩序犯罪大多集中在伪造货币、使用假币等罪名,主要侵害国家货币管理制度,而中度严重程度的犯罪大多与内幕交易、操纵证券业务、非法吸收公众存款等有关,相对而言更容易影响银企关系以及企业融资行为。

表 V4 不同犯罪严重程度的影响

变量	轻度: 判刑3年以下		中度: 判刑3-10年		重度: 判刑10年以上	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Order1_Serious1</i>	0.1860*** (0.0485)					
<i>Order2_Serious1</i>		0.0921*** (0.0263)				
<i>Order1_Serious2</i>			0.2387*** (0.0632)			
<i>Order2_Serious2</i>				0.0581*** (0.0167)		
<i>Order1_Serious3</i>					1.3367*** (0.3839)	
<i>Order2_Serious3</i>						0.2497** (0.1078)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543	11 543
R^2	0.8982	0.8982	0.8983	0.8982	0.8982	0.8981
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

参考文献

- [1] Athey, S., J. Tibshirani, and S. Wager, "Generalized Random Forests", *The Annals of Statistics*, 2019, 47(2), 1148-1178.
- [2] Baker, M., and J. Wurgler, "Investor Sentiment and the Cross - section of Stock Returns", *The Journal of Finance*, 2006, 61(4), 1645-1680.
- [3] Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, "Plausibly Exogenous", *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1), 260-272.
- [4] Danisewicz, P., D. McGowan, E. Onali, and K. Schaeck, "The Real Effects of Banking Supervision: Evidence from Enforcement Actions", *Journal of Financial Intermediation*, 2018, 35, 86-101.
- [5] de Batz, L., "Financial Crime Spillovers, Does One Gain to be Avenged?", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 173, 196-215.
- [6] Ding, H., Y. Hu, K. A. Kim, and M. Xie, "Relationship-based Debt Financing of Chinese Private Sector Firms: The Role of Social Connections to Banks Versus Political Connections", *Journal of Corporate Finance*, 2023, 78, 102335.
- [7] Ding, N., L. Gu, and Y. Peng, "Fintech, Financial Constraints and Innovation: Evidence from China", *Journal of Corporate Finance*, 2022, 73, 102194.
- [8] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), 1909-1940.
- [9] Liu, E., Y. Lu, W. Peng, and S. Wang, "Judicial Independence, Local Protectionism, and Economic Integration: Evidence from China", National Bureau of Economic Research, 2022.
- [10] Miao, M., G. Niu, and T. Noe, "Contracting Without Contracting Institutions: The Trusted Assistant Loan in 19th Century China", *Journal of Financial Economics*, 2021, 140(3), 987-1007.
- [11] Ouyang, M., and S. Zhang, "Corruption as Collateral", Working Paper, 2020.
- [12] 艾云、李祥、向静林, "数字时代金融诈骗组织的运作机制——基于非矿公司金融诈骗的网络民族志研究", 《社会学研究》, 2023 年第 5 期, 第 45—66 页。
- [13] 蔡庆丰、吴冠琛、李东旭, "安居才能乐业: 保障房建设对企业人力资本积累的影响", 《世界经济》, 2024 年第 3 期, 第 184—212 页。
- [14] 陈东、秦子洋, "人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据", 《经济研究》, 2022 年第 4 期, 第 85—102 页。
- [15] 戴亦一、张鹏东、潘越, "老赖越多, 贷款越难?——来自地区诚信水平与上市公司银行借款的证据", 《金融研究》, 2019 年第 8 期, 第 77—95 页。
- [16] 李逸飞、李茂林、李静, "银行金融科技、信贷配置与企业短债长用", 《中国工业经济》2022 年第 10 期, 第 137—154 页。
- [17] 梁平汉、江鸿泽, "金融可得性与互联网金融风险防范——基于网络传销案件的实证分析", 《中国工业经济》, 2020 年第 4 期, 第 116—134 页。
- [18] 刘宪权, 《金融犯罪刑法学原理》。上海: 上海人民出版社, 2017 年。
- [19] 罗煜、何青、薛畅, "地区执法水平对中国区域金融发展的影响", 《经济研究》, 2016 年第 7 期, 第 118—131 页。
- [20] 欧阳艳艳、蔡宏波、李子健, "企业对外直接投资的避税动机、机制和规模: 理论与证据", 《世界经济》, 2022 年第 3 期, 第 106—133 页。
- [21] 潘文博, "数字货币的运行机制与法律治理", 《清华法学》, 2023 年第 3 期, 第 75—89 页。

- [22] 潘越、戴亦一、吴超鹏、刘建亮,“社会资本、政治关系与公司投资决策”,《经济研究》,2009 年第 11 期,第 53—58 页。
- [23] 钱雪松、方胜,“《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析”,《经济学(季刊)》,2021 年第 2 期,第 713—732 页。
- [24] 钱雪松、唐英伦、方胜,“担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据”,《金融研究》,2019 年第 7 期,第 115—134 页。
- [25] 宋敏、周鹏、司海涛,“金融科技与企业全要素生产率——‘赋能’和信贷配给的视角”,《中国工业经济》,2021 年第 4 期,第 138—155 页。
- [26] 魏建、薛启航、王慧敏、姚笛,“银行监管处罚如何影响企业创新”,《中国工业经济》,2024 年第 7 期,第 105—123 页。
- [27] 许红梅、李春涛,“劳动保护、社保压力与企业违约风险——基于《社会保险法》实施的研究”,《金融研究》,2020 年第 3 期,第 115—133 页。
- [28] 杨大宇、许晓芳、陆正飞,“金融结构与企业过度投资:基于社会融资结构的证据”,《管理世界》,2023 年第 7 期,第 121—140 页。
- [29] 易梦洁、李嘉晟、申广军,“精准扶贫能减少刑事犯罪吗?——来自裁判文书数据的经验证据”,《经济学(季刊)》,2023 年第 6 期,第 2332—2349 页。
- [30] 余明桂、王俐璇、赵文婷、胡彦琦,“专利质押、融资约束与企业劳动雇佣”,《数量经济技术经济研究》,2023 年第 9 期,第 70—93 页。
- [31] 张成思、郑宁,“中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究”,《世界经济》,2018 年第 12 期,第 2—24 页。
- [32] 张学志、李灿权、周梓洵,“员工持股计划、内部监督与企业违规”,《世界经济》,2022 年第 3 期,第 185—211 页。
- [33] 赵奎、后青松、李巍,“省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析”,《经济研究》,2021 年第 3 期,第 150—166 页。
- [34] 周楷唐、麻志明、吴联生,“高管学术经历与公司债务融资成本”,《经济研究》,2017 年第 7 期,第 169—183 页。

注:该附录是期刊所发表论文的组成部分,同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容,请务必在研究成果上注明附录下载出处。