

担而难保？中国债券担保的底层认证作用

张一林 薛敬渠 郁芸君

目录

附录 I 违约后未获代偿的有担保债券分布情况.....	1
附录 II 理论模型证明	2
附录 III 变量定义及控制变量的描述性统计	5
附录 IV 获担保企业私有信息更好的补充性证据	7
附录 V 正文未报告的稳健性检验	10
附录 VI 正文未报告的进一步分析	15
附录 VII 声誉机制的补充性证据	17
参考文献	19

附录 I 违约后未获代偿的有担保债券分布情况

图 11 报告了 2014—2022 年间违约后未获代偿的有担保债券的分布情况（按债券数量统计）。债券类型方面，私募债占 59.18%，一般公司债占 24.49%，一般企业债占 4.08%，一般中期票据占 6.12%，短期融资券、定向工具等其余债券合计占 6.13%；发行人类型方面，65.31%为民营企业，24.49%为国有企业，10.20%为中外合资企业及其他；担保人类型方面，18.37%的担保人为专业担保机构，剩余 81.63%的担保人为关联企业或外部非关联企业。

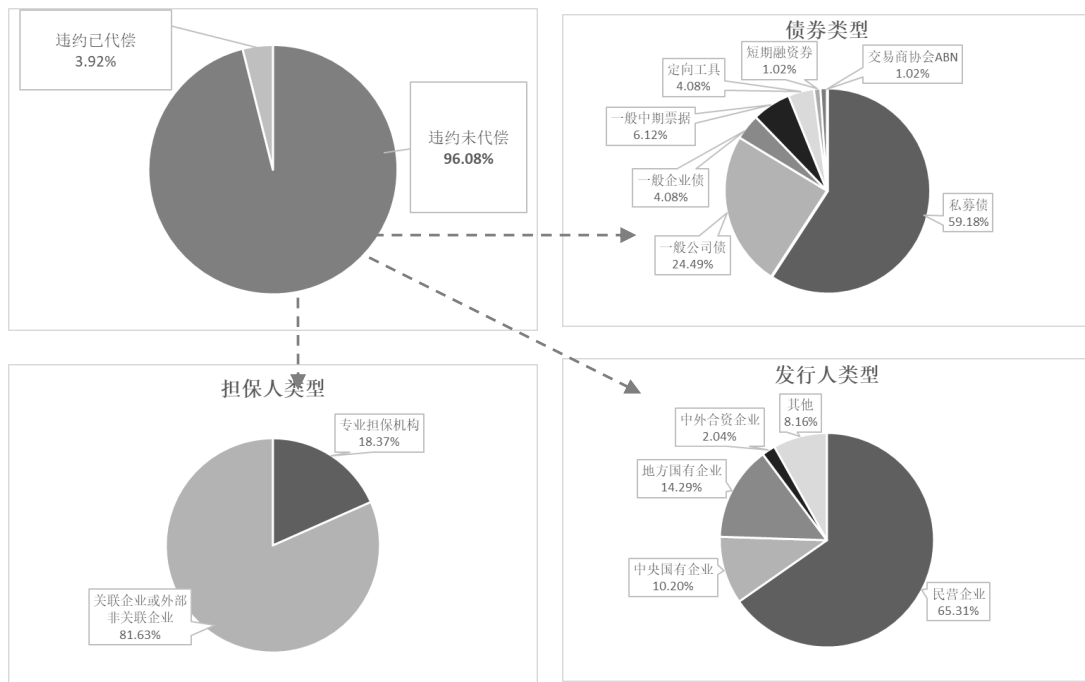


图 11 违约后未获代偿的有第三方担保债券的分布

数据来源：Wind。

附录 II 理论模型证明

1. 引理 1 证明

依次计算担保人期望利润关于 g 的一、二阶偏导：

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} = (p_H(v) - p_L)[L(g) + p_G F] - \frac{\partial L(g)}{\partial g} [g(1 - p_H(v)) + (1 - g)(1 - p_L)] - (A - B(v)), \quad (\text{II } 1)$$

$$\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} = 2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} [g(1 - p_H(v)) + (1 - g)(1 - p_L)], \quad (\text{II } 2)$$

由 $\frac{\partial L(g)}{\partial g} < 0$, $\frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} > 0$, 可得 $\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} < 0$ 。已知 g^* 满足 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=g^*} = 0$,¹ 若要使得 $g^* > v$, 由零点定理, 则需满足:

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=1} \leq 0, \quad (\text{II } 3)$$

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v} > 0. \quad (\text{II } 4)$$

也可以把偏导数写成:

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=1} = (p_H(v) - p_L)(L(1) + p_G F) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=1} (1 - p_H(v)) - (A - B(v)), \quad (\text{II } 5)$$

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v} = (p_H(v) - p_L)(L(v) + p_G F) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=v} [v(1 - p_H(v)) + (1 - v)(1 - p_L)] - (A - B(v)). \quad (\text{II } 6)$$

容易发现, 式 (VI 3) 成立的条件是: $(p_H(v) - p_L)L(1) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=1} (1 - p_H(v)) \leq A - B(v) - (p_H(v) - p_L)p_G F$ 。

接下来考虑式 (VI 4) 成立的条件。已知 $L(g) + p_G F \leq 1$, $\frac{\partial B(v)}{\partial v} < \frac{1}{v} \frac{\partial c(v)}{\partial v} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}$, 可得式 (VI 6) 关于 v 的偏导数 $\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (L(v) + p_G F) + (p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=v} - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=v} (p_L - p_H(v) - v \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}) - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=v} [v(1 - p_H(v)) + (1 - v)(1 - p_L)] + \frac{\partial B(v)}{\partial v} < (p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=v} - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=v} (p_L - p_H(v) - v \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}) - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=v} [v(1 - p_H(v)) + (1 - v)(1 - p_L)] + \frac{1}{v} \frac{\partial c(v)}{\partial v} < 0$ 。考虑到若式 (VI 3) 成立, 则有 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v=1} \leq 0$, 由零点定理可知, 在 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v=0} > 0$, 即 $(p_H(0) - p_L)L(0) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=0} (1 - p_L) > A - B(0) - (p_H(0) - p_L)p_G F$ 的情况下, 存在 $v' \in (0, 1]$, 使得 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v=v'} = 0$ 。当 $v < v'$ 时, $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=v} > 0$ 成立, 此时担保能够起到对好企业的认证作用。

2. 推论 1 证明

已知 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=g^*} = 0$, 由隐函数求导法则和包络定理, 可得:

$$\frac{\partial g^*}{\partial v} = - \frac{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g \partial v} \Big|_{g=g^*}}{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*}} = - \frac{\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (L(g^*) + p_G F) + g^* \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*} + \frac{\partial B(v)}{\partial v}}{2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*} [g^*(1 - p_H(v)) + (1 - g^*)(1 - p_L)]}, \quad (\text{II } 7)$$

¹ 隐含的假设是, g^* 在 $[0, 1]$ 上取到内点解。在此之外的情形是, $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} > 0$ 在 $g \in [0, 1]$ 时恒成立, 此时 $g^* = 1$, 担保人始终只会给好企业担保。

由 $\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} = 2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} [g(1 - p_H(v)) + (1 - g)(1 - p_L)] < 0$,
 且由 $\frac{\partial B(v)}{\partial v} < \frac{1}{v} \frac{\partial c(v)}{\partial v} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}$, $L(g) + p_G F \leq 1$, 可知 $\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (L(g^*) + p_G F + g^* \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*}) +$
 $\frac{\partial B(v)}{\partial v} < \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (L(g^*) + p_G F + g^* \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*}) - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < 0$ 。同时, 由 $\frac{\partial L(g)}{\partial g} < 0$, $\frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} > 0$ 可
 知, $2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*} [g^*(1 - p_H(v)) + (1 - g^*)(1 - p_L)] < 0$, 因此,
 $\frac{\partial g^*}{\partial v} \leq 0$ 。

由包络定理可知, $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g^*,v))}{\partial v} = g^* \frac{\partial B(v)}{\partial v} + g^*(L(g^*) + p_G F) \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} - \frac{\partial c(v)}{\partial v}$, 当 $v < v'$ 时,
 由 $\frac{\partial B(v)}{\partial v} < \frac{1}{v} \frac{\partial c(v)}{\partial v} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < 0$, $L(g) + p_G F \leq 1$ 可得:

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g^*,v))}{\partial v} < \frac{g^*}{v} \frac{\partial c(v)}{\partial v} - g^* \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} + g^* \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} - \frac{\partial c(v)}{\partial v} = \left(\frac{g^*}{v} - 1\right) \frac{\partial c(v)}{\partial v} < 0. \quad (\text{II } 8)$$

3. 推论 2 证明

$$\frac{\partial g^*}{\partial p_G} = - \frac{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g \partial p_G} \Big|_{g=g^*}}{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*}} = - \frac{(p_H(v) - p_L) F}{2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*} [g^*(1 - p_H(v)) + (1 - g^*)(1 - p_L)]} > 0. \quad (\text{II } 9)$$

已知 $\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g} \Big|_{g=g^*} = 0$, 由隐函数求导法则和包络定理, 可得:

$$\frac{\partial g^*}{\partial F} = - \frac{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g \partial F} \Big|_{g=g^*}}{\frac{\partial^2 E(\pi_{TPG}(g,v))}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*}} = - \frac{(p_H(v) - p_L) p_G}{2(p_H(v) - p_L) \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*} - \frac{\partial^2 L(g)}{\partial g^2} \Big|_{g=g^*} [g^*(1 - p_H(v)) + (1 - g^*)(1 - p_L)]} > 0. \quad (\text{II } 10)$$

4. 命题 1 证明

$\Delta\pi(0) = p_H(0) \left[-\pi B(0) + \frac{1}{p_L} - \frac{1}{g^*(0)p_H(0) + (1 - g^*(0))p_L} \right]$ 。其中, $g^*(0)$ 满足:

$$\frac{\partial E(\pi_{TPG}(g,0))}{\partial g} \Big|_{g=g^*(0)} = (p_H(0) - p_L) (L(g^*(0)) + p_G F) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=g^*(0)} [g^*(0)(1 - p_H(0)) + (1 - g^*(0))(1 - p_L)] - (A - B(0)) = 0. \quad (\text{III } 11)$$

由 $(p_H(0) - p_L) L(1) - \frac{\partial L(g)}{\partial g} \Big|_{g=1} (1 - p_H(0)) = A - B(0) - (p_H(0) - p_L) p_G F$, 可知

$g^*(0) = 1$, 故 $\Delta\pi(0) = \frac{p_H(0) - [1 + p_H(0)\pi B(0)] p_L}{p_L}$ 。又因为 $B(0) < \frac{1}{p_H(0)\pi}$, $p_H(v) > 2p_L$, 所以有

$\Delta\pi(0) > 0$ 。同时容易发现, $\Delta\pi(1) = p_H(1) \left[-\pi B(1) + \frac{1}{p_H(1)} - \frac{1}{g^*(1)p_H(1) + (1 - g^*(1))p_L} \right] < 0$ 。

$$\frac{\partial \Delta\pi(v)}{\partial v} = \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \left[\frac{1}{vp_H(v) + (1 - v)p_L} - \frac{1}{g^*p_H(v) + (1 - g^*)p_L} - \pi B(v) \right] + p_H(v) \left[\frac{\frac{\partial g^*}{\partial v} (p_H(v) - p_L) + g^* \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}}{[g^*p_H(v) + (1 - g^*)p_L]^2} - \frac{(p_H(v) - p_L) + v \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}}{[vp_H(v) + (1 - v)p_L]^2} - \pi \frac{\partial B(v)}{\partial v} \right], \quad (\text{II } 12)$$

由 $0 < \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < p_H(v) - p_L$, $p_H(v) > 2p_L$, $-\frac{1 + B(v)p_L\pi}{p_H(v)p_L\pi} \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < \frac{\partial B(v)}{\partial v}$, 可证:

$$p_H(v) \frac{\frac{\partial g^*}{\partial v} (p_H(v) - p_L) + g^* \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}}{[g^*p_H(v) + (1 - g^*)p_L]^2} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \frac{1}{g^*p_H(v) + (1 - g^*)p_L} = \frac{p_H(v) \frac{\partial g^*}{\partial v} (p_H(v) - p_L) - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (1 - g^*) p_L}{[g^*p_H(v) + (1 - g^*)p_L]^2} < 0 ,$$

$$\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \frac{1}{vp_H(v) + (1 - v)p_L} - p_H(v) \frac{(p_H(v) - p_L) + v \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}}{[vp_H(v) + (1 - v)p_L]^2} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \pi B(v) - p_H(v) \pi \frac{\partial B(v)}{\partial v} =$$

$$\frac{\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} (1 - v) p_L - p_H(v) (p_H(v) - p_L)}{[vp_H(v) + (1 - v)p_L]^2} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \pi B(v) - p_H(v) \pi \frac{\partial B(v)}{\partial v} < \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \frac{p_L - p_H(0)}{p_L^2} - \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} \pi B(v) -$$

$p_H(v) \pi \frac{\partial B(v)}{\partial v} < -\left[\frac{1}{p_L} + \pi B(v) \right] \frac{\partial p_H(v)}{\partial v} - p_H(v) \pi \frac{\partial B(v)}{\partial v} < 0$ 。因此, $\frac{\partial \Delta\pi(v)}{\partial v} < 0$ 成立。

已知 $\Delta\pi(0) > 0$, $\Delta\pi(1) < 0$, $\frac{\partial\Delta\pi(v)}{\partial v} < 0$, 由零点定理, 可以得到企业主体评级与第三方担保之间的关系 (命题 1)。

5. 命题 2 证明

$v < v''$ 时, 由 $g^* > v$, $p_H(v) > p_L$ 可知, $\Delta D = -(g^* - v)(p_H(v) - p_L) < 0$ 。因此, 在有第三方担保的情况下, 投资者所需承担的实际违约风险低于没有第三方担保的情况。由 $\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < p_H(v) - p_L$ 可得, $\frac{\partial\Delta D}{\partial v} = -(\frac{\partial g^*}{\partial v} - 1)(p_H(v) - p_L) - (g^* - v)\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} > (1 + v - \frac{\partial g^*}{\partial v} - g^*)\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} > 0$, 即, 发债企业的主体评级越低, 第三方担保可以让投资者少承担的实际违约风险也越多。

6. 命题 3 证明

$v < v''$ 时, 由 $g^* > v$, $p_H(v) > p_L$ 可知, $\Delta R = -\frac{(g^* - v)(p_H(v) - p_L)}{[g^* p_H(v) + (1 - g^*) p_L][v p_H(v) + (1 - v) p_L]} < 0$ 。因此, 在有第三方担保的情况下, 好企业的融资成本低于没有第三方担保的情况。由 $g^* > v$, $\frac{\partial p_H(v)}{\partial v} < p_H(v) - p_L$ 可得, $\frac{\partial\Delta R}{\partial v} = (p_H(v) - p_L)\left\{\frac{1}{[v p_H(v) + (1 - v) p_L]^2} - \frac{\frac{\partial g^*}{\partial v}}{[g^* p_H(v) + (1 - g^*) p_L]^2}\right\} + \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}\left\{\frac{v}{[v p_H(v) + (1 - v) p_L]^2} - \frac{g^*}{[g^* p_H(v) + (1 - g^*) p_L]^2}\right\} > \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}\left\{\frac{1 + v}{[v p_H(v) + (1 - v) p_L]^2} - \frac{\frac{\partial g^*}{\partial v} + g^*}{[g^* p_H(v) + (1 - g^*) p_L]^2}\right\} > \frac{\partial p_H(v)}{\partial v}\frac{1 + v - \frac{\partial g^*}{\partial v} - g^*}{[g^* p_H(v) + (1 - g^*) p_L]^2} > 0$ 。因此, 好企业的主体评级越低, 第三方担保可以降低的融资成本也越多。

附录 III 变量定义及控制变量的描述性统计

表 IIII 介绍了实证分析使用的主要变量及其定义。

表 IIII 变量定义

变量	变量名称	变量符号	变量说明
第三方担保变量	第三方担保	<i>Guarantee</i>	若债券在发行时有第三方担保则取值为 1，否则为 0
信用评级变量	主体评级	<i>IssuerRating</i>	定义当发债主体评级为 AAA 时取值为 4，AA+ 时取值为 3，以此类推，AA- 时取值为 1
	债项评级	<i>BondRating</i>	定义当中长期债券债项评级为 AAA 时取值为 4，AA+ 时取值为 3，以此类推，AA- 时取值为 1；短期债券债项评级为 A-1 时取值为 4，A-2 时取值为 3，以此类推，B 时取值为 1
违约风险变量	债券违约	<i>Default</i>	债券在样本期间内是否发生过违约，是则取值为 1，否则为 0
	信用利差	<i>CS</i>	债券票面利率与相同剩余期限的国债收益率之差 (%)
发债企业层面控制变量	总资产	<i>Size</i>	企业年末总资产（单位：元）的自然对数
	净资产收益率	<i>Roe</i>	企业年末净利润/总资产 (%)
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业年末总负债/总资产 (%)
	流动资产占总资产比例	<i>AssetLiq</i>	企业年末流动资产/总资产 (%)
	流动负债占总负债比例	<i>LiaLiq</i>	企业年末流动负债/总负债 (%)
	国有企业	<i>SOE</i>	若企业为中央或地方国有企业则取值为 1，否则为 0
	企业存续年限	<i>Age</i>	企业存续期限（单位：年）
债券层面控制变量	债券发行总额	<i>IssAmount</i>	债券发行总额（单位：元）的自然对数
	债券发行期限	<i>MatuYear</i>	债券发行期限（单位：年）
	债券类型	<i>BondType</i>	若债券为公司债则取值为 1，企业债则取值为 0
	特殊条款	<i>SpecialTerm</i>	若债券存在特殊条款则取值为 1，否则取值为 0
	跨市场发行	<i>DualListed</i>	若债券同时在银行间市场和交易所市场发行则取值为 1，否则取值为 0

表 III2 报告了控制变量的描述性统计。

表 III2 控制变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Size</i>	6797	23.9612	23.6927	1.4015	21.3898	28.2091
<i>Roe</i>	6797	7.3754	5.0833	6.9547	-3.9024	35.6371
<i>Lev</i>	6797	54.9010	57.2588	18.5338	12.2736	87.8312
<i>AssetLiq</i>	6797	56.8849	57.2505	25.9385	7.1185	99.6976
<i>LiaLiq</i>	6797	58.1785	59.3049	22.4944	9.9032	99.9197
<i>SOE</i>	6797	0.7274	1.0000	0.4453	0.0000	1.0000
<i>Age</i>	6797	14.4872	13.5684	7.1855	2.4366	35.3200
<i>IssAmount</i>	6797	20.6778	20.7233	0.7185	18.4207	22.5150
<i>MatuYear</i>	6797	5.2141	5.0000	1.9065	1.0000	10.0000
<i>BondType</i>	6797	0.5607	1.0000	0.4963	0.0000	1.0000
<i>SpecialTerm</i>	6797	0.8261	1.0000	0.3791	0.0000	1.0000
<i>DualListed</i>	6797	0.3902	0.0000	0.4878	0.0000	1.0000

附录 IV 获担保企业私有信息更好的补充性证据

1. 企业家精神

考虑到企业家精神是较有代表性的私有信息之一（Gordon and Sarada, 2018），本文使用武汉大学张三保团队发布的《中国上市公司企业家精神数据 2024》，对获担保低评级企业的企业特征进行实证分析。数据集包括中国沪深股市近 3500 家企业在 2010—2022 年的 11 个企业家精神评价指标（纳税、共同富裕、创新潜力、创新投入、创新绩效、诚信、法治、社会贡献、稳定就业、国际化深度），指标定义和变量名称如表 IV1 所示。

表 IV1 企业家精神指标

二级指标	评估内容	变量名称
纳税	税收总额	<i>Tax</i>
共同富裕	劳动收入份额占比	<i>ShrLaborIncome</i>
创新潜力	企业家教育水平	<i>Education</i>
创新投入	创新经费投入	<i>InnoInput</i>
	创新人力资源投入	
创新绩效	人均专利产出	<i>InnoOutput</i>
诚信	信息披露失真	<i>Honesty</i>
法治	违法情况	<i>Lawfulness</i>
社会贡献	捐赠价值	<i>Donation</i>
稳定就业	企业新增人员数	<i>NewEmployment</i>
国际化广度	海外销售额占总销售额比例	<i>InterDepth</i>
国际化深度	海外子公司分布地区数量	<i>InterWidth</i>

本文首先根据发债企业名称和发债年份，将企业发债数据与企业家精神数据进行匹配，得到企业发债前一年在企业家精神指标上的表现。由于样本中的上市公司较少，最终仅得到 434 个观测值。接下来，本文使用 OLS 方法检验企业家精神和企业是否有第三方担保的关系，结果如表 IV2 第（1）列所示。可以发现，在主体评级相同的发债企业中，企业的诚信得分更高（信息披露更真实），在发债时更可能有第三方担保。¹ 这一结果说明，获担保企业更有可能是较为诚信，即信息披露较为真实的企业（对应理论模型中的“好企业”）。² 在此基础上，本文进一步在回归模型中添加主体评级和诚信变量的交互项（*IssuerRating* × *Honesty*），回归结果如表 IV2 第（2）列所示。交互项的系数显著为负，说明对于诚信得分较高的企业，主体评级越低，越有可能找第三方担保，从而支持了本文

¹ 描述性统计结果显示，获担保企业的诚信得分普遍较高，获担保企业的诚信得分均为最高分 100 分，无担保企业的平均得分则为 99.28 分。

² 这有可能是因为，担保人的资质审查对企业的信息披露提出了更高的要求，导致信息披露真实的企业更有可能获得第三方担保。

的理论预测（主体评级较低的好企业更有可能找第三方担保）。

表 IV2 企业家精神与第三方担保

变量	Guarantee	
	(1)	(2)
<i>Tax</i>	-0.0048* (0.0025)	-0.0049* (0.0025)
<i>ShrLaborIncome</i>	0.0014 (0.0042)	0.0013 (0.0041)
<i>Education</i>	-0.0007 (0.0014)	-0.0007 (0.0014)
<i>InnoInput</i>	-0.0020 (0.0026)	-0.0019 (0.0026)
<i>InnoOutput</i>	0.0005 (0.0012)	0.0005 (0.0012)
<i>Honesty</i>	0.0179** (0.0069)	0.0440*** (0.0144)
<i>IssuerRating</i> × <i>Honesty</i>		-0.0091** (0.0043)
<i>Lawfulness</i>	-0.0066** (0.0027)	-0.0066** (0.0027)
<i>Donation</i>	-0.0003 (0.0011)	-0.0003 (0.0011)
<i>NewEmployment</i>	-0.0000 (0.0019)	0.0000 (0.0019)
<i>InterDepth</i>	-0.0016 (0.0019)	-0.0016 (0.0019)
<i>InterWidth</i>	0.0016 (0.0013)	0.0016 (0.0013)
<i>IssuerRating</i>	-0.1133* (0.0651)	0.7963* (0.4344)
<i>Constant</i>	-0.4096 (1.4533)	-3.0036* (1.7924)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
样本量	434	434
调整后 R ²	0.2958	0.2961

2. 发债募集资金用途

理论模型中的好企业具有更强的经营能力，本文尝试从募集资金用途的角度对获担保企业的经营能力做出间接推断。特别地，如果企业旨在通过债券融资来满足生产经营性融资需求，则意味着其具有扩张性的生产活动，因而更可能是具有一定经营能力的好企业。

沿着上述思路，本文基于债券募集书中关于募集资金用途的文本信息，推断企业是否

具有生产经营性融资需求。如果债券的募集资金用途显示，企业将募集资金用于项目工程建设或补充营运资金，那么就认为企业具有生产经营性融资需求。本文据此构造了发债企业是否有生产经营性融资需求的虚拟变量 (*Program*)，¹ 并检验了这一变量和第三方担保、主体评级之间的关系，回归结果如表 IV3 所示。第 (1) 列的结果显示，*Guarantee* 变量的系数显著为正，说明找第三方担保的企业更可能具有生产经营性融资需求。第 (2) 列的结果中 *IssuerRating* × *Guarantee* 的系数显著为负，表明主体评级越低，获担保企业的生产经营性融资需求比同等评级的无担保企业大得越多，也就更有可能是理论模型中的好企业。

表 IV3 第三方担保与生产经营性融资需求²

变量	<i>Program</i>	
	(1)	(2)
<i>Guarantee</i>	0.0260** (0.0102)	0.0714*** (0.0264)
<i>IssuerRating</i>	-0.0182* (0.0108)	-0.0119 (0.0119)
<i>IssuerRating</i> × <i>Guarantee</i>		-0.0218* (0.0126)
<i>Constant</i>	0.9081*** (0.2446)	0.9094*** (0.2443)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
样本量	6,790	6,790
调整后 R ²	0.2550	0.2553

¹ 具体到识别层面上，如果债券募集资金用途的文本信息中包括“项目”、“工程”、“建设”或“补充”字样，就认为企业具有生产经营性融资需求。

² 由于 7 只样本债券缺少募集资金用途的数据，此处回归的样本量略小于基准回归。

附录 V 正文未报告的稳健性检验

1. 工具变量法的回归结果

表 V1 工具变量法

变量	<i>Guarantee</i>	<i>Default</i>		<i>CS</i>	
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第二阶段	(4) 第二阶段	(5) 第二阶段
<i>PeerGua</i>	0.8096*** (0.0535)				
<i>Guarantee</i>		-0.0882*** (0.0232)	-0.1893*** (0.0471)	0.0828 (0.1411)	-0.9331*** (0.2181)
<i>IssuerRating</i>	-0.0411** (0.0163)	-0.0197*** (0.0076)	-0.0328*** (0.0107)	-0.6063*** (0.0351)	-0.7388*** (0.0472)
<i>IssuerRating</i> × <i>Guarantee</i>			0.0663*** (0.0233)		0.6663*** (0.1246)
<i>Constant</i>	0.2835 (0.2765)	0.0022 (0.1360)	-0.0376 (0.1356)	5.1256*** (0.6138)	4.7265*** (0.6801)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797	6,797	6,797

2. 排除代偿机制的替代性解释

尽管本文已经从底层认证的角度解释了企业找第三方担保的动机和结果，但潜在的问题是，如果第三方担保的主要作用是代偿，或者是投资者相信第三方担保人会代偿，那么同样可以得到前文的回归结果。基于此，要想证明第三方担保的底层认证作用，就必须确保本文的基准回归结果不受代偿的影响。本文预期，即使发债企业和投资者过去相信第三方担保的代偿作用，但随着“担而难保”现象的出现，发债企业和投资者对担保人代偿的预期将会有所降低。这也就是说，如果基准模型的实证结果受到代偿的影响，则在出现“担而难保”的问题之后，低主体评级企业找第三方担保的动机应当有所减弱，第三方担保对融资成本的降低程度也会变弱。反之，则说明基准回归结果不会受到代偿作用的影响。

考虑到“担而难保”的现象在 2014 年 3 月“13 中森债”违约之后才开始出现，本文构造债券发行时间是否在 2014 年 3 月之后 (*Post*) 的二值变量，考察在担而难保出现前后，企业找第三方担保的动机和结果是否发生变化，结果如表 V2 所示。第 (1) 列结果中 *Post* × *IssuerRating* 的系数显著为负，说明在 2014 年 3 月出现“担而难保”之后，低主体评级企业反而比原先更有可能在发债时找第三方担保，与第三方担保代偿作用下的预期结果

恰好相反。¹ 第（2）列中的核心交互项 $Post \times Guarantee$ 、第（3）列中的核心交互项 $Post \times IssuerRating \times Guarantee$ 系数均不显著，表明第三方担保降低债券发行利差的作用不会受到“担而难保”的显著影响，代偿机制难以解释第三方担保的作用。²

表 V2 排除第三方担保代偿作用的替代性解释：“13 中森债”违约³

变量	Guarantee	CS	
	(1)	(2)	(3)
$Post \times IssuerRating$	-0.1234*** (0.0194)		-0.2374*** (0.0394)
$Post \times Guarantee$		0.0988 (0.0654)	-0.2571 (0.1699)
$Post \times IssuerRating \times Guarantee$			0.1184 (0.0769)
$IssuerRating \times Guarantee$			0.0777 (0.0475)
$Post$	0.2822*** (0.0762)	-0.2618*** (0.0922)	0.2599** (0.1266)
$IssuerRating$	-0.0927*** (0.0184)	-0.6540*** (0.0280)	-0.5671*** (0.0321)
$Guarantee$		-0.2845*** (0.0449)	-0.4140*** (0.1095)
$Constant$	0.5123* (0.2850)	5.4042*** (0.5866)	4.6260*** (0.5928)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797
调整后 R ²	0.1768	0.6006	0.6072

3. 排除“评级包装”的替代性解释

¹ 基于底层认证作用的一种解释是，在债券市场出现违约及“担而难保”现象之后，投资者对债券违约的预期会有所增加，低主体评级的发债企业为了减小自身与投资者之间的信息不对称、降低投资者的违约预期，可能会更多地寻求第三方担保对自身私有信息的认证，从而比原先更有可能找第三方担保。

² 实际情况中的代偿不一定发生于债券违约后，可能也有一部分担保人会选择在发债企业无力兑付，但尚未发生债券违约的时候就代偿（下称事前代偿）。例如，2012年1月，中小企业集合债“10 中关村债”的发行人之一地杰通信发布公告称无力偿还债券，构成中国债券市场第一起发行人主体违约事件，但是由于“10 中关村债”的担保人北京中关村科技担保有限公司在债券兑付日之前就履行了代偿义务，故“10 中关村债”最终并未发生实质性违约。尽管担保人的事前代偿行为难以直接观察和识别，但是“13 中森债”违约事件本身也可以说明，其担保人并没有通过事前代偿避免债券违约，因此在考虑事前代偿的情况下，也可将2014年3月视为“担而难保”开始出现的时间节点，实证结果同样不支持第三方担保的代偿作用。

³ 由于2014年3月之前没有债券违约，这里没有对第三方担保和债券违约概率的关系做稳健性检验。

除了本文提出的底层认证之外，发债企业还有可能出于“评级包装”动机而寻求第三方担保，即主体评级较低的发债企业为了达到监管部门对债项评级的强制性要求，会策略性地通过第三方担保的方式虚增自身的债项评级（林晚发等，2022）。“评级包装”动机可能构成遗漏变量，对本文的回归结果产生影响。从企业找第三方担保的动机看，企业找第三方担保的动机既包括底层认证，也包括评级包装，故本文可能高估了底层认证对第三方担保需求的影响；从企业找第三方担保的结果来看，底层认证动机下的有担保债券风险更低，评级包装动机下的有担保债券风险更高，故本文可能低估了第三方担保和债券违约风险的负相关关系。

为缓解“评级包装”对本文主要研究结论的影响，本文进一步在模型中引入了债券是否在交易所市场发行（*ExchangeMarket*）的标识变量。该变量与“评级包装”动机高度相关，因为交易所市场对债项评级提出了强制要求，致使交易所市场的发债企业具有比银行间市场更强的“评级包装”动机。回归结果如表V3所示，可以发现，在控制发债企业的“评级包装”动机后，仍然可以发现第三方担保具有底层认证的特征，且回归系数与前文相比变化不大，说明“评级包装”动机不会影响本文的主要研究结论。

表 V3 排除“评级包装”的替代性解释

变量	<i>Guarantee</i>	<i>Default</i>		<i>CS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IssuerRating</i>	-0.1621*** (0.0146)	-0.0075 (0.0063)	-0.0143* (0.0076)	-0.6569*** (0.0279)	-0.7102*** (0.0299)
<i>Guarantee</i>		-0.0132 (0.0082)	-0.0620*** (0.0196)	-0.2292*** (0.0345)	-0.6126*** (0.0880)
<i>IssuerRating</i> × <i>Guarantee</i>			0.0234*** (0.0089)		0.1834*** (0.0393)
<i>ExchangeMarket</i>	-0.0013 (0.0022)	0.0002 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0067* (0.0037)	-0.0078** (0.0037)
<i>Constant</i>	0.9542*** (0.2786)	-0.0695 (0.1344)	-0.0709 (0.1343)	5.4233*** (0.5871)	5.4125*** (0.5854)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797	6,797	6,797
调整后 R ²	0.1642	0.1053	0.1069	0.6000	0.6027

4. 排除担保人合谋动机的影响

担保人和发债企业的合谋可能会对本文的实证结果产生影响，导致本文低估第三方担保对优质企业的底层认证作用。本文预期，如果担保人出于合谋动机为发债企业提供担保，那么担保人和发债企业之间更有可能建立长期的担保关系，即，担保人多次为企业发债提供担保。据此本文统计了截至样本债券发行时，担保人给这家发债企业担保的次数（包括当次发债；如果债券没有第三方担保，则变量取值为0）。在本文有第三方担保的1575个样本中，担保人给同一家发债企业担保的次数平均为1.28次，最小值为1次，最大值为8次。

为了缓解担保人和发债企业合谋对文章主要研究结论的影响，本文在基准回归中控制了担保人给同一家发债企业担保的次数 (*GuaTimes*)，以此控制担保人和发债企业合谋的动机，回归结果如表 V4 所示。可以发现，在控制了担保人和发债企业合谋的动机后，主要实证发现均未发生变化，且从系数的大小和显著性来看，第三方担保的认证作用较基准回归反而有所增大，从而证明了本文实证结果的稳健性。

表 V4 排除担保人合谋动机影响的稳健性检验

变量	<i>Guarantee</i>	<i>Default</i>		CS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IssuerRating</i>	-0.0425*** (0.0084)	-0.0074 (0.0063)	-0.0142* (0.0076)	-0.6556*** (0.0280)	-0.7057*** (0.0299)
<i>Guarantee</i>		-0.0206* (0.0112)	-0.0626*** (0.0215)	-0.3591*** (0.0608)	-0.6677*** (0.0965)
<i>IssuerRating</i> × <i>Guarantee</i>			0.0232*** (0.0085)		0.1706*** (0.0397)
<i>GuaTimes</i>	0.5324*** (0.0343)	0.0057 (0.0108)	0.0007 (0.0104)	0.0993** (0.0440)	0.0624 (0.0454)
<i>Constant</i>	0.6202*** (0.1544)	-0.0659 (0.1351)	-0.0704 (0.1349)	5.4850*** (0.5866)	5.4520*** (0.5848)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797	6,797	6,797
调整后 R ²	0.7467	0.1054	0.1069	0.6008	0.6030

5. 排除承销商的影响

表 V5 排除承销商影响的稳健性检验¹

变量	<i>Guarantee</i>	<i>Default</i>		CS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IssuerRating</i>	-0.1692*** (0.0177)	-0.0020 (0.0073)	-0.0100 (0.0088)	-0.6333*** (0.0326)	-0.6758*** (0.0347)
<i>Guarantee</i>		-0.0130 (0.0089)	-0.0666*** (0.0233)	-0.2194*** (0.0367)	-0.5052*** (0.0970)
<i>IssuerRating</i> × <i>Guarantee</i>			0.0272** (0.0122)		0.1446*** (0.0461)
<i>Constant</i>	1.2642*** (0.4032)	-0.0591 (0.2797)	-0.0547 (0.2808)	2.9339** (1.1525)	2.9574** (1.1536)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,795	6,795	6,795	6,795	6,795
调整后 R ²	0.2210	0.1887	0.1904	0.6651	0.6664

¹ 由于 2 只样本债券缺少主承销商的数据，此处回归的样本量略小于基准回归。

除担保人之外，债券的承销商也可能会挖掘企业信息、减小信息不对称，或者为已违约的债券兜底，从而起到降低企业融资成本的作用（林晚发等，2019），这同样可以解释本文的回归结果。为缓解承销商对第三方担保的底层认证作用的影响，本文进一步在模型中控制了债券主承销商的固定效应，结果如表 V5 所示，发现本文的研究结论仍然成立。

6. 替换变量的衡量方式

为更直观地验证低主体评级和第三方担保之间的关系，本文按照样本的主体评级分布，替换主体评级的衡量方式：构造低主体评级组（*LowRating*）变量，当主体评级为 AA 和 AA-时取值为 1，AAA 和 AA+时取值为 0；构造主体评级 AA+、主体评级 AA、主体评级 AA-的虚拟变量 *AAplus*、*AA*、*AAminus*，并以主体评级 AAA 作为比较基准。以上述变量对第三方担保进行回归，结果如表 V6 所示，同样可以发现低主体评级企业更有可能找第三方担保，且对于主体评级更低的发债企业，第三方担保认证违约风险的作用更大。

表 V6 替换低主体评级衡量方式的稳健性检验

变量	<i>Guarantee</i>		<i>Default</i>		<i>CS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>LowRating</i>	0.1146*** (0.0230)		0.0280** (0.0142)		0.8153*** (0.0501)	
<i>AAplus</i>		0.1101*** (0.0291)		0.0185 (0.0184)		0.8409*** (0.0703)
<i>AA</i>		0.2064*** (0.0347)		0.0424** (0.0199)		1.5604*** (0.0770)
<i>AAminus</i>		0.4934*** (0.0448)		0.0312 (0.0217)		2.0599*** (0.0912)
<i>LowRating</i> × <i>Guarantee</i>			-0.0375* (0.0196)		-0.2642*** (0.0863)	
<i>AAplus</i> × <i>Guarantee</i>				-0.0289 (0.0250)		-0.4038*** (0.1382)
<i>AA</i> × <i>Guarantee</i>				-0.0501* (0.0267)		-0.5778*** (0.1172)
<i>AAminus</i> × <i>Guarantee</i>				-0.0537** (0.0268)		-0.4841*** (0.1324)
<i>Guarantee</i>			0.0164 (0.0171)	0.0327 (0.0237)	0.0915 (0.0784)	0.2710** (0.1100)
<i>Constant</i>	1.9302*** (0.2880)	0.6487** (0.3286)	-0.1296 (0.1297)	-0.1729 (0.1546)	7.1469*** (0.6314)	2.0674*** (0.6556)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797	6,797	6,797	6,797
调整后 R ²	0.1349	0.1757	0.1071	0.1076	0.5685	0.6049

附录 VI 正文未报告的进一步分析

1. 第三方担保的认证渠道

间接渠道和直接渠道的检验结果如表 VII 所示。第 (1) 列报告了债券发行时的债项评级 (*BondRating*) 和债券是否有第三方担保 (*Guarantee*) 之间的关系, 可以发现, 第三方担保平均可以使债券的债项评级提高 0.70 个级别, 且这一结果在 1% 的水平上显著, 验证了间接渠道的存在性。第 (2) 列在控制债项评级 (*BondRating*) 的基础上, 检验了债券是否有第三方担保 (*Guarantee*) 和债券违约 (*Default*)、发行利差 (*CS*) 的关系, 发现 *BondRating* 的系数显著为负, *Guarantee* 的系数则不显著, 说明在控制了间接渠道效应后, 第三方担保的认证作用不再显著, 即间接渠道是认证信息传递的主要途径。

表 VII 第三方担保认证违约风险的渠道

变量	<i>BondRating</i>	<i>Default</i>	<i>CS</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Guarantee</i>	0.7007*** (0.0272)	0.0068 (0.0103)	0.0218 (0.0373)
<i>IssuerRating</i>	0.5956*** (0.0170)	0.0095 (0.0063)	-0.4435*** (0.0300)
<i>BondRating</i>		-0.0285*** (0.0068)	-0.3582*** (0.0278)
<i>Constant</i>	-0.6887** (0.3096)	-0.0891 (0.1313)	5.1766*** (0.5683)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
样本量	6,797	6,797	6,797
调整后 R ²	0.7232	0.1096	0.6176

2. 底层认证作用和代偿监管

本文按照债券是否在 2017 年条例实施之后发行, 将样本划分为两个子样本, 并分别进行回归, 结果如表 VI2 所示。首先可以发现, 在条例实施之前即融资担保公司“担而难保”的现象更为严重时, 低主体评级的企业仍然比高主体评级的企业更愿意找第三方担保, 第三方担保也仍然可以起到认证低主体评级企业风险的作用, 从而支持了本文提出的底层认证作用。而在条例实施之后, 低主体评级企业比原先更有可能找第三方担保, 且第三方担保在认证低风险企业, 尤其是底层低风险企业方面的作用也较原先显著更大。以上结果表明, 在条例实施后, 第三方担保的底层认证作用确实有所增强, 这印证了本文的理论预测。

表 V12 底层认证作用和代偿监管政策

变量	Guarantee		Default				CS			
	(1) 政策前	(2) 政策后	(3) 政策前	(4) 政策后	(5) 政策前	(6) 政策后	(7) 政策前	(8) 政策后	(9) 政策前	(10) 政策后
<i>IssuerRating</i>	-0.1411*** (0.0160)	-0.2523*** (0.0253)	-0.0053 (0.0059)	-0.0289 (0.0206)	-0.0120* (0.0072)	-0.0498** (0.0240)	-0.6838*** (0.0300)	-0.6556*** (0.0629)	-0.7274*** (0.0330)	-0.7739*** (0.0659)
<i>Guarantee</i>			-0.0065 (0.0074)	-0.0363 (0.0302)	-0.0512*** (0.0177)	-0.2291*** (0.0825)	-0.2226*** (0.0371)	-0.5053*** (0.0892)	-0.5111*** (0.0964)	-1.5956*** (0.2091)
<i>IssuerRating</i> \times <i>Guarantee</i>					0.0221*** (0.0084)	0.0778*** (0.0261)			0.1427*** (0.0449)	0.4397*** (0.0745)
<i>Constant</i>	0.9548*** (0.3244)	0.7796 (0.4772)	-0.0695 (0.1303)	0.0800 (0.2393)	-0.0716 (0.1301)	0.1000 (0.2345)	5.3196*** (0.6789)	5.5958*** (0.9269)	5.3056*** (0.6763)	5.7090*** (0.9105)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5,451	1,346	5,451	1,346	5,451	1,346	5,451	1,346	5,451	1,346
调整后 R ²	0.1373	0.4279	0.1102	0.1858	0.1117	0.1950	0.5686	0.7221	0.5703	0.7310
似无相关检验	Chi ² =15.43, P=0.0001		Chi ² =1.14, P=0.2862		Chi ² =5.51, P=0.0190		Chi ² =9.21, P=0.0024		Chi ² =12.80, P=0.0003	

附录 VII 声誉机制的补充性证据

为进一步证明第三方担保的底层认证作用确实受到声誉机制的影响，本文还补充了相关的实证检验。考虑到担保人的声誉与担保的债券数量有正相关关系，本文使用担保人截至债券发行前一年年末担保的债券数量作为担保人声誉的代理变量，并按照中位数将担保人划分为两组，不低于中位数的为高声誉组 (*GuaHighRepu*)，低于中位数的为低声誉组 (*GuaLowRepu*)。由于部分担保人缺少担保债券数量的数据，最终只得到 835 个有第三方担保的债券样本，其中有 456 个样本属于高声誉组，379 个样本属于低声誉组。

表 VIII1 担保人声誉与底层认证作用

变量	<i>GuaHighRepu</i>	<i>Default</i>		<i>CS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IssuerRating</i>	-0.0106 (0.0416)	-0.0107 (0.0070)	-0.0151* (0.0077)	-0.6824*** (0.0303)	-0.7135*** (0.0312)
<i>GuaHighRepu</i>		-0.0381*** (0.0076)	-0.0610*** (0.0209)	-0.4387*** (0.0558)	-0.8251*** (0.1280)
<i>GuaLowRepu</i>		-0.0164 (0.0114)	-0.0924*** (0.0301)	-0.2131*** (0.0587)	-0.5401*** (0.1695)
<i>IssuerRating</i> × <i>GuaHighRepu</i>			0.0108 (0.0084)		0.1941*** (0.0595)
<i>IssuerRating</i> × <i>GuaLowRepu</i>			0.0354** (0.0148)		0.1505** (0.0747)
<i>Constant</i>	0.3446 (0.9285)	-0.0967 (0.1446)	-0.0975 (0.1447)	5.3815*** (0.6274)	5.3854*** (0.6249)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	835	6,057	6,057	6,057	6,057
调整后 R ²	0.2441	0.1109	0.1121	0.6155	0.6171

首先，本文使用有第三方担保的样本，检验主体评级和担保人声誉之间的关系，回归结果如表 VIII1 第 (1) 列所示。可以发现，低评级企业更有可能找高声誉的担保人，但这一结果在统计上不显著。接着，本文进一步加入没有第三方担保的样本，检验了担保人声誉和底层认证作用之间的关系。其中，第 (2) 列检验了担保人声誉和债券违约概率之间的关系。可以发现 *GuaHighRepu* 的系数显著为负，*GuaLowRepu* 的系数不显著，即高声誉组的第三方担保债券的违约概率显著低于无担保债券，而低声誉组的第三方担保债券的违约概率则与无担保债券没有显著的差异，说明声誉较高的担保人对债券的实际违约风险具有更强的认证作用。第 (3) 列在第 (2) 列的基础上，进一步加入了发债企业主体评级 (*IssuerRating*) 和高声誉组 (*GuaHighRepu*)、低声誉组 (*GuaLowRepu*) 变量的交互项 *IssuerRating* × *GuaHighRepu* 和 *IssuerRating* × *GuaLowRepu*，结合 *GuaHighRepu* 和 *GuaLowRepu* 的系数可以发现，声誉较高的担保人对低评级企业违约风险的认证作用更强。

沿着类似的思路，第（4）列和第（5）列检验了担保人声誉和债券发行利差的关系，同样发现高声誉担保人具有更强的底层认证作用，从而验证了声誉机制对保证担保信号可信性的重要性。

参考文献

- [1] Gordon, R., and Sarada, “How Should Taxes be Designed to Encourage Entrepreneurship?”, *Journal of Public Economics*, 2018, 166, 1-11.
- [2] 林晚发、刘岩、赵仲匡, “债券评级包装与‘担保正溢价’之谜”, 《经济研究》, 2022 年第 2 期, 第 192—208 页。
- [3] 林晚发、刘颖斐、赵仲匡, “承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据”, 《中国工业经济》, 2019 年第 1 期, 第 174—192 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。