

《中介机构固定搭配：“合作”抑或“合谋”》附录

附录 1 内生性检验

（一）倾向得分匹配法

虽然前述研究结论已表明信用评级机构和会计师事务所之间的固定搭配经验会对债券信用评级产生积极影响,但也可能存在信用评级机构和会计师事务所在提供专业服务前筛选发债企业的情况,从而产生样本自选择问题。因此,为缓解样本自选择问题可能产生的内生性,本文进一步使用了倾向得分匹配法来减小该差异。具体而言,本文尝试为每一个处理组公司匹配一个对照组公司,使得该对照组公司在同年度与处理组公司的倾向匹配得分最为接近,倾向匹配得分的距离设定为 0.010。在完成匹配后,对模型(1)重新进行回归。检验结果如附表 1 列(1)所示,中介机构固定搭配(*Cooperation*)与债券信用评级(*Rate*)之间的相关系数依然在 1%水平下显著为负(-0.017),该结果同样支持了假设 H1a,证明本文的基准回归结果并非是伪回归的结果。

$$\begin{aligned} Rate = & \alpha_0 + \alpha_1 Cooperation + \alpha_2 Size + \alpha_3 ROA + \alpha_4 Lev + \alpha_5 Cash + \alpha_6 AT + \\ & \alpha_7 Listed + \alpha_8 Big4 + \alpha_9 Bond_Size + \alpha_{10} Bond_Maturity + \alpha_{11} Bond_Gur + \alpha_{12} Repu + \\ & \Sigma Year\ FE + \Sigma Indu\ FE + \Sigma Agency\ FE + \Sigma Firm\ FE + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

（二）熵平衡匹配法

本文参考杨国超和芮萌(2020)的研究,采用熵平衡匹配法对样本进行处理,并利用匹配后的样本对模型(1)重新进行回归分析。检验结果如附表 1 列(2)所示,发现在利用熵平衡匹配法对样本进行处理后,中介机构固定搭配(*Cooperation*)与债券信用评级(*Rate*)之间的相关系数依然在 1%水平下显著为负(-0.015),与前述结论一致,进一步证实了本文研究结论的可靠性。

附表 1 内生性检验结果

变量名	(1) <i>Rate</i>	(2) <i>Rate</i>
<i>Cooperation</i>	-0.017*** (-3.84)	-0.015*** (-4.03)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes
<i>Agency</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
样本量	12150	17704
R^2	0.889	0.878

注：括号里的数字为 t 值；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著。下表同。

（三）Heckman 两阶段模型

为了进一步解决由于不可观测因素所产生的内生性问题,本文采用了 Heckman 两阶段模型法来排除样本选择偏差。借鉴已有研究(Du et al.,2018; 吕怀立和杨聪慧,2019),在 Heckman 第一阶段中,构造了中介机构固定搭配哑变量(*CooperationDum*)作为被解释变量,同时引入信用评级机构和会计师事务所之间的地理距离(*Distance*)作为工具变量构建模型(1a)进行 Probit 回归,其他控制变量定义则与前述一致。具体而言,根据债券募集说

说明书中所披露的信用评级机构和会计师事务所的详细地址，计算出二者之间的地理距离（公里数），并对该数据取自然对数以度量信用评级机构和会计师事务所之间的地理距离（*Distance*）。需特别指出的是，在第一阶段 Probit 回归中，由于发债企业数量非常大，控制企业个体固定效应将在 Probit 回归模型中加入大量企业虚拟变量，这甚至会显著降低模型的自由度，还可能引起多重共线性问题，导致估计结果不稳定。因此，在第一阶段回归中，本文不控制个体固定效应。Heckman 第二阶段则加入第一阶段估计所得出的逆米尔斯比率（*IMR*）构建模型（1b）后对样本重新进行回归。此外，为保证研究结果的稳健性，模型中还控制了年度固定效应（*Year*）、行业固定效应（*Indu*）、信用评级机构固定效应（*Agency*）以及企业个体固定效应（*Firm*）。

$$CooperationDum = \alpha_0 + \alpha_1 Distance + \alpha_2 Size + \alpha_3 ROA + \alpha_4 Lev + \alpha_5 Cash + \alpha_6 AT + \alpha_7 Listed + \alpha_8 Big4 + \alpha_9 Bond_Size + \alpha_{10} Bond_Maturit + \alpha_{11} Bond_Gur + \alpha_{12} Repu + \Sigma Year\ FE + \Sigma Indu\ FE + \Sigma Agency\ FE + \varepsilon \quad (1a)$$

$$Rate = \alpha_0 + \alpha_1 CooperationDum + \alpha_2 IMR + \alpha_3 Size + \alpha_4 ROA + \alpha_5 Lev + \alpha_6 Cash + \alpha_7 AT + \alpha_8 Listed + \alpha_9 Big4 + \alpha_{10} Bond_Size + \alpha_{11} Bond_Maturit + \alpha_{12} Bond_Gur + \alpha_{13} Repu + \Sigma Year\ FE + \Sigma Indu\ FE + \Sigma Agency\ FE + \Sigma Firm\ FE + \varepsilon \quad (1b)$$

检验结果如附表 2 所示。第一阶段检验结果显示，工具变量（*Distance*）与中介机构固定搭配（*CooperationDum*）的相关系数在 1%水平下显著为负（-0.028），这表明工具变量和解释变量显著相关，即信用评级机构和会计师事务所的地理距离越远时，二者之间的固定搭配次数越少。第二阶段检验结果显示，逆米尔斯比率（*IMR*）的回归系数在 5%水平下显著为负（-0.132），这表明的确存在样本自选择问题。在控制样本选择偏差后，中介机构固定搭（*CooperationDum*）与债券信用评级（*Rate*）之间的相关系数仍在 1%水平下显著为负（-0.023）。假设 H1a 得到验证，与前文研究结论相一致。

附表 2 Heckman 两阶段模型检验结果

变量名	第一阶段 <i>CooperationDum</i>	第二阶段 <i>Rate</i>
<i>Distance</i>	-0.028*** (-8.67)	
<i>CooperationDum</i>		-0.023*** (-2.98)
<i>IMR</i>		-0.132** (-2.42)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes
<i>Agency</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	No	Yes
样本量	17196	17196
<i>R</i> ²	0.202	0.880

附录 2 稳健性检验

（一）缩短样本期限

1. 债券市场“刚性兑付”打破。2014 年 3 月 5 日“11 超日债”实质性违约，“刚性兑付”现象被打破，债券违约事件逐渐趋于常态化，这也意味着中国债券市场环境随之发生重

大变化（陶然和刘峰，2021；姜富伟等，2023）。基于此，为验证中国债券市场环境变化是否会对信用评级机构与会计师事务所之间固定搭配行为的后果产生影响，本文将样本期缩短至 2014—2022 年，并对模型（1）重新进行回归分析。检验结果如附表 3 列（1）所示，发现在缩短样本期限后，中介机构固定搭配（*Cooperation*）与债券信用评级（*Rate*）之间的相关系数仍然在 1%水平下显著为负（-0.017），这表明中国债券市场环境变化并没有显著影响中介机构固定搭配行为对债券信用评级的影响情况，该结果也进一步验证了前文研究结论的稳健性。

2. 债券市场“注册制”改革。为验证债券市场“注册制”改革是否会对中介机构固定搭配行为的后果产生影响，本文将样本期缩短至 2020—2022 年，并对模型（1）重新进行回归分析。检验结果如附表 3 列（2）所示，中介机构固定搭配（*Cooperation*）与债券信用评级（*Rate*）之间的相关系数仍然在 10%水平下显著为负（-0.006），这表明债券市场“注册制”改革并没有显著影响中介机构固定搭配行为对债券信用评级的影响情况，证明前述结论稳健。

附表 3 缩短样本期限检验结果

变量名	(1) <i>Rate</i>	(2) <i>Rate</i>
<i>Cooperation</i>	-0.017*** (-4.74)	-0.006* (-1.80)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes
<i>Agency</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
样本量	16821	8230
<i>R</i> ²	0.888	0.941

（二）更换债券信用评级为主体信用评级

在基准回归中，本文将债券信用评级作为研究对象，建立回归模型并进行了实证分析。而除了债券信用评级外，信用评级机构也会对发债企业进行评级，即主体信用评级。主体信用评级能够有效揭示发债主体履行偿债义务的信用情况与整体能力，反映债券发行人的违约风险情况，进而影响相关债券的发行定价，因此也受到诸多关注（王芳等，2021）。基于此，在稳健性检验中，本文进一步将债券信用评级更换为主体信用评级，并对模型（1）重新进行回归分析。具体而言，定义变量 *Issuer_Rate* 为发债企业的主体信用评级，以序数方式进行度量，当主体信用评级为 A、A+、AA-、AA、AA+、AAA 时，相应的 *Issuer_Rate* 分别赋值为 1、2、3、4、5、6。检验结果如附表 4 所示，将被解释变量由债券信用评级（*Rate*）替换为主体信用评级（*Issuer_Rate*）后，中介机构固定搭配（*Cooperation*）与主体信用评级（*Issuer_Rate*）之间的相关系数依然在 1%水平下显著为负（-0.056），以上结论同样支持了本文的假设 H1a。

附表 4 更换债券信用评级为主体信用评级检验结果

变量名	<i>Issuer_Rate</i>
<i>Cooperation</i>	-0.056*** (-8.38)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Indu</i>	Yes
<i>Agency</i>	Yes
<i>Firm</i>	Yes
样本量	15086
R^2	0.721

(三) 更换中介机构固定搭配度量方式

前文以信用评级机构和会计师事务所所在债券发行前 3 年内共同服务的债券数量来度量中介机构固定搭配行为,考虑到解释变量设计可能对研究结论的影响,本文替换了中介机构固定搭配度量方式后对模型(1)重新进行回归。首先,以信用评级机构和会计师事务所所在债券发行前 3 年共同服务的债券数量来对中介机构固定搭配行为进行度量(*CooperationNum*)。其次,分别以信用评级机构和会计师事务所所在债券发行前 1 年、前 2 年内共同服务的债券数量加 1 后取自然对数来对中介机构固定搭配行为进行度量(*Cooperation1*, *Cooperation2*)。检验结果如附表 5 所示,发现在更换了中介机构固定搭配度量方式后,中介机构固定搭配(*CooperationNum*, *Cooperation1*, *Cooperation2*)与债券信用评级(*Rate*)之间的相关系数仍然显著为负(-0.001, -0.009, -0.014),证明了前述结论稳健。

附表 5 更换中介机构固定搭配度量方式检验结果

变量名	(1) <i>Rate</i>	(2) <i>Rate</i>	(3) <i>Rate</i>
<i>CooperationNum</i>	-0.001*** (-4.30)		
<i>Cooperation1</i>		-0.009** (-2.51)	
<i>Cooperation2</i>			-0.014*** (-3.95)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Indu</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Agency</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
样本量	17704	17278	17704
R^2	0.871	0.873	0.871