# 中国的信用评级真的影响发债成本吗?

### 寇宗来 盘宇章 刘学悦

(复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,上海 200433)

摘 要:信用评级制度旨在通过提供真实可靠的公共信息而改善市场效率,但在发行人付费模式和评级选购机制下,信用评级机构的公信力有待检验。由此,本文基于中国债券数据研究了信用评级对企业发债成本的影响。与既有文献一样,OLS分析表明良好的信用评级显著降低了债务融资成本,但考虑到内生性问题,此结果的可信性值得怀疑。基于理论分析和计量判据,我们以各地区评级机构的竞争程度作为债券评级的工具变量重新进行了回归,发现信用评级对发债成本的经济效应明显降低,且该效应在统计上也不再显著。这表明,中国的信用评级机构并没有获得市场认可的公信力,而评级膨胀也不会真正降低企业的发债成本。

关键词: 信用评级; 发行人付费模式; 评级选购; 发债成本

JEL 分类号: D43, G24, L14 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2015) 10-0081-18

# 一、引言

信用评级制度旨在通过提供真实可靠的公共信息来改善金融市场运行效率,其功能包括:第一,信息中介功能。资本市场面临严重的信息不对称问题,搜集和处理信息的成本极为高昂,换言之,信息有效市场不可能存在(Grossman and Stiglitz,1980)。信用评级机构能够显著降低信息成本,提升市场流动性和配置效率。第二,低成本的协调机制(Boot et al. 2006)。投资者对发债企业的风险承担和偿付能力具有异质性信念,导致债务合约存在多重均衡,单纯的市场恐慌就足以导致挤兑。信用评级可通过协调市场参与

收稿日期: 2015 - 03 - 02

作者简介: 寇宗来 经济学博士 教授 /复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 /复旦大学产业发展研究中心 /Email: zlkou@ fudan. edu. cn.

盘宇章 经济学博士生,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,Email: panyuzhang01@gmail.com.

刘学悦 经济学博士生 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心 Email: liuxy0749@ 126. com.

\*本文感谢国家自然科学基金面上项目(71373050)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(14JJD790014)和上海市"曙光计划"项目(13SG09)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

者行动而实现好的均衡 维护金融稳定。第三 准监管者。监管部门依赖信用评级对金融机构进行风险评估 这赋予信用评级机构以准监管地位。

评级机构所提供的服务是关于借款者信誉和违约风险的前瞻性观点。由于具备专业化信息搜集和处理能力,评级机构减少了个体投资者搜集信息造成的重复投资。因此,信用评级的信息价值建立在市场认可的基础上。但在 1997 年东亚金融危机、2001 年安然事件、2008 年国际金融危机中,国际评级机构都没有及时调低评级,令投资者蒙受重大损失,在危机发生后评级机构又纷纷大规模下调评级,加剧市场恐慌,促使人们开始关注评级机构的激励问题。一方面,声誉信号理论认为,在重复博弈的情境下,企业会为了获得长期超额收益而避免短期化欺诈行为(Klein and Leffler,1981)。建立和维护声誉对于评级机构是至关重要的,任何虚报评级的机会主义行为都将导致其丧失公信力和未来潜在收益。另一方面,当前盛行的发行人付费模式给评级机构造成了利益冲突(Mathis et al., 2009; Skreta and Veldkamp 2009; Bolton et al. 2012; Opp et al. 2013; Sangiorgi and Spatt, 2013)。评级机构主营收入来自于发行人,而使用评级的投资人不必支付费用。对此,发行人会采取评级选购(rating - shopping)行为,而评级机构也有积极性向上扭曲评级信号(rating inflation)以取悦发行人。最终,评级机构说真话的动机取决于哪种激励效应占优,这就有待于实证检验。

与发达国家相比,中国信用评级业所面临的市场环境和制度环境都很不完善。最近,鹏元资信对 ST 超日债评级等事件暴露了中国信用评级业的一些典型问题 加对发行主体评级虚高 跟踪评级不尽职等现象。为此 监管部门意图强化信用评级行业整体公信力。因此 考察中国信用评级公信力问题具有现实意义。从理论上讲 加果信用评级机构具有一定公信力 债券评级就会对发债成本造成真实影响。很多研究发现中国的债券评级能够显著降低发债成本(何平和金梦 2010; 王安兴等 2012; 李明明和秦凤鸣 2012; 沈洪波和廖冠民 2014; 张奕等 2014; Poon and Chan 2008)。然而 这些研究大多没有很好地讨论和应对内生性问题。首先 关于发债企业基本面的公开信息同时影响债券评级和发债成本 造成遗漏变量偏误。其次 债券评级和发债成本几乎同时决定 产生联立性偏误。为厘清信用评级与发债成本之间的因果关系 本文采用评级市场竞争程度作为评级的工具变量来克服内生性问题 以求获得评级对发债成本的真实影响。

本文后续章节安排如下: 第二节是文献综述和研究背景; 第三节是关于信用评级市场结构的理论分析; 第四节介绍数据和变量; 第五节讨论工具变量有效性; 实证分析放在第六节; 最后为结论。

# 二、相关文献与研究背景

本部分介绍相关文献及中国债券评级市场背景 提供评级信息失灵的启发性证据。

### (一)相关文献

信用评级机构在 2008 年金融危机中的表现引发大量研究关注 相关文献大致可分为

理论研究、经验研究和政策研究三类。

第一类文献旨在对信用评级业的利益冲突问题给出理论解释。Mathis et al. (2009) 通过动态声誉模型说明为什么声誉机制难以充分约束评级机构说真话。Skreta and Veld-kamp(2009) 从投资者非理性和金融资产复杂性角度分析了评级选购行为的成因。Bolton et al. (2012) 解释了评级业竞争加剧为何反而会损失市场效率: 评级机构之间为争夺业务而低估风险所引发的冲突 发债人有能力购买最满意的评级 以及投资者容易轻信评级机构的本性。还有文献考察了依赖信用评级的监管给评级机构造成的激励扭曲(Opp et al. 2013; Ozerturk 2014)。

第二类文献是关于信用评级的经验研究。大量文献利用事件研究法检验资本市场对评级宣告的反应,从中推断评级是否包含增量信息(Katz ,1974; Weinstein ,1977; Goh and Ederington ,1993)。事件研究法无法区分资产价格变动到底是由于评级还是经济事件本身。对此,Kliger and Sarig(2000)利用穆迪引入精细化评级分类体系的外生事件所引起的评级变动,考察评级对资产价格的影响。类似自然实验还包括标准普尔的企业信贷观察名单以及美国的公平披露监管法案(Holthausen and Leftwich ,1986; Jorion et al. 2005)。另一些研究则直接将发债成本对信用评级变量和其他控制变量进行回归分析,这些研究大多发现债券评级对发债成本具有显著的解释力(何平和金梦 2010; 沈洪波和廖冠民 ,2014; Ederington et al. ,1987)。

第三类文献主要涉及评级机构改革的政策性讨论。Medvedev and Fennell (2011)已经对这些政策讨论进行了很好的综述,并提出了若干卓有见地的改革思路。

#### (二)中国信用评级市场的背景

信用评级发展以资本市场尤其是债券市场为载体。从债券评级需求来看,1998 - 2013 年中国全部债券品种及企业债券发行量增长迅速,但发行规模相对经济总量而言仍旧偏小,有高评级需求的企业债券和公司债券占比较低(图1)。

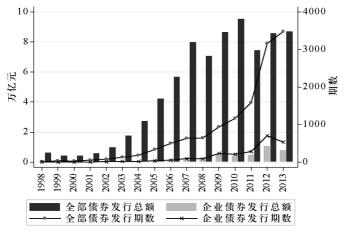


图 1 中国债券市场发行情况(1998 – 2013) 数据来源: WIND 中国金融数据库和中国债券信息网。

从债券评级供给来看,中国信用评级市场竞争日趋激烈。1988 年首家社会化资信评估机构成立 历经 20 余年,目前从事企业债评级业务的主要有 8 家机构,其中中诚信、大公国际和联合资信是中国评级业"三巨头"。图 2 是企业债评级市场份额(按发行期数计)变化趋势。1998 - 2000 年间,企业债券发行规模很小,评级机构经营有明显地域性特征,各机构市场份额波动较大。2001 - 2007 年期间,随着企业债发行规模扩大和评级市场进一步规范,"三巨头"市场地位正式确立,其市场占有率合计超过 90%。从 2008 年起 随着其他机构进入并积极拓展业务,评级市场竞争日趋激烈,"三巨头"市场份额急剧下降。

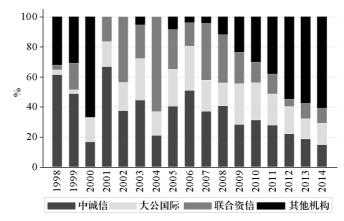


图 2 企业债(含公司债)评级市场份额变动趋势(1998-2014)数据来源:根据 WIND 中国金融数据库测算(2014年数据截至4月),市场份额按债券发行期数计算。

相比成熟市场 中国信用评级机构面临很弱的市场环境和制度环境 给行业整体公信力造成了不利影响。一些典型事实包括:

- 1. 主要评级机构采用发行人付费模式。实践中,发行人往往将评级委托给数家机构进行预评级,再从中选择给出最高评级的机构签订合同,这属于典型的评级选购行为。
- 2. 相对债券市场规模 评级机构数量较多 过度竞争明显 存在以虚高评级招揽客户的现象。此外 评级机构还为发债企业提供额外增信咨询服务 二者之间的利益关联密切。
- 3. 跟踪评级不尽职,评级逆周期上调普遍。根据表 1 2013 年债券跟踪评级维持初始评级比例较高; 评级调整时,上调比例整体高于下调,在 AA 和 A + 评级更为明显; 评级很少出现跨级调整,同国际评级普遍跨级下调形成了鲜明反差。
- 4. 政府对债券附加隐性担保,债市缺乏有效风险定价机制。中国债市罕有违约发生,评级准确性难以事后验证,投资者形成刚性兑付预期,限制了信用评级的风险揭示功能①。

① 以上部分证据总结自《中国银行间债券市场信用评级行业年度报告(2013)》以及《中国金融稳定报告(2014)》。

表 1	2013 年企业债(含公司债)信用等级迁移矩阵
	年末评级

	年末评级								
初始评级	AAA	AA +	AA	AA -	A +	A	A –	BBB + 及以下	
AAA	99. 31%	0.69%							
AA +	1.98%	95.94%	2.08%						
AA		4. 50%	94. 36%	1. 14%					
AA –			10. 94%	87. 50%				1. 56%	
A +				20.00%	80.00%				
A						100.00%			
A –									
BBB + 及以下								100.00%	

数据来源: 根据 WIND 中国金融数据库测算。信用等级迁移矩阵描述一定时期内信用等级由初始等级转变为更 好或更差的概率。矩阵对角线表示维持原有评级债券的比例。

# 三、理论模型

在此部分 我们通过评级选购模型刻画信用评级的市场结构与信用膨胀之间的关系, 为工具变量选取提供理论支持。

#### (一)模型假设

考虑一个无穷期债券市场 期间折现因子为  $\delta$ 。假设每一期只有一个债券发行,好债 券概率为v 坏债券概率为1-v;好债券不会违约,而坏债券违约概率为 $\lambda$ 。假设评级机 构知道该债券好坏,投资者只能根据评级机构对该债券的评价做出投资决策,而只有在获 得好评级时债券才能发行。发行人付费模式下,评级机构获得固定收入 b。

评级机构是否愿意说真话取决于两方面因素。一方面,它们可能为了维护市场声誉 而不愿意高报债券评级 但另一方面 面对评级选购机制 评级机构却有积极性高报评级 以获得评级收入。采取重复博弈框架刻画声誉 假设下期时市场就能判断债券好坏②,一 旦评级机构说假话并被发现 就会永远退出市场。

#### (二)垄断评级机构情形

此时市场中只有一个评级机构,它可以一直说真话,也可以选择一直说假话③。如果 垄断评级机构采取说真话策略 则其折现收入为:

② 如考虑更现实的情形,即只有在多期之后人们才能债券是否违约,本文的模型分析会变得更加复杂一些,但 基本机制仍然保持不变。

③ 容易理解,评级机构采取说假话和说真话交替的策略没有意义。

$$V_M^T = vb + \delta V_M^T = \frac{vb}{1 - \delta}$$

上式可以从资产定价角度理解。将  $V_M^T$  视为一项资产,它可以分解为两部分,第一部分 vb 代表资产当期红利,而只有面对好债券时( 概率为 v ) 它才能得到当期评级收入 b ; 第二部分则代表了说真话的后续收益: 给定说真话,下期资产收益与当期完全一样,也是  $V_M^T$ 。

类似地 如果垄断评级机构采取说假话策略 其折现收入为:

$$V_{M}^{F} = v \left[ b + \delta V_{M}^{F} \right] + (1 - v) \left[ b + (1 - \lambda) \delta V_{M}^{F} \right] = \frac{b}{1 - (1 - \lambda + \lambda v) \delta} ,$$

其中, $v\left[b+\delta V_{M}^{r}\right]$  代表了与好债券所对应的收益,而  $\left(1-v\right)\left[b+\left(1-\lambda\right)\delta V_{M}^{r}\right]$  代表了将坏债券谎报成好债券的收益: 如果坏债券最终没有违约( 概率为  $1-\lambda$  ) 则市场并不知道评级机构说假话,故到下一期情况与当期完全相同; 但如果坏债券最终违约( 概率为  $\lambda$  ),评级机构就只能退出市场,其后续收益下降为零。

比较可知,当且仅当
$$\delta > \frac{1}{1 + \lambda v} \equiv \delta_1$$
, $V_M^T > V_M^F$ 。

### (三) N 家评级机构情形

现在考虑 N 家评级机构的情形。我们寻求对称的说真话纳什均衡,即给定其他评机构都说真话,则对某个评级机构而言,说真话也是其均衡战略。给定其他评级机构说真话,该评级机构也说真话的预期折现收入为:

$$V^{T/T} = v \frac{b}{N} + \delta V^{T/T} = \frac{vb}{N(1 - \delta)} ,$$

给定大家都说真话,只有好债券才会获得好评级,而由对称性可知,此时每个评级机构只有 1/N 的概率获得评级收入。

给定其他评级机构说真话,该评级机构说假话的预期折现收入为:

$$V^{F/T} = v \left[ \frac{b}{N} + \delta V^{F/T} \right] + \left( 1 - v \right) \left[ b + \left( 1 - \lambda \right) \delta V^{F/T} \right] = \frac{\left( 1 - v + \frac{v}{N} \right) b}{1 - \left( 1 - \lambda + \lambda v \right) \delta} ,$$

其中: 第一个等式右端第一部分代表了好债券时的收益 ,而第二部分代表了坏债券时的收益。对应于坏债券 ,因为只有该评级机构给出好评级 ,发行人必然会选购它的评级 ,它也因此独享当期评级收入; 只要坏债券最终没有违约( 概率为  $1-\lambda$  ) 则下期情形与当期完全一样 ,但如果坏债券最终违约( 概率为  $\lambda$  ) ,该评级机构就会因为丧失声誉而退出市场 ,后续收入变为零。

比较可知 ,当且仅当 
$$\delta > \frac{N}{N + \lambda v} \equiv \delta_{\scriptscriptstyle N}$$
 , $V^{\scriptscriptstyle T/T} > V^{\scriptscriptstyle F/T}$ 。

命题 1: 对称的说真话纳什均衡的条件是  $\delta > \delta_N$  ,而  $\frac{\partial \delta_N}{\partial N} > 0$  ,且  $N \to \infty$  时, $\delta_N \to 1$ 。

注意到 在形式上  $\delta_1$  可以看作  $\delta_N$  在 N=1 时的特例 而对称的说真话纳什均衡成立的条件是  $\delta>\delta_N$  故  $\frac{\partial \delta_N}{\partial N}>0$  表明 相对于垄断评级市场 寡头评级市场下评级机构说真

话的均衡条件更加苛刻; 而在寡头评级市场下, 评级机构数量越多, 说真话的条件愈苛刻。

造成上述结果的原因正是评级选购机制。对每个评级机构而言,只有面对坏债券时,它才需要比较说真话(将其评为坏债券)和说假话(将其评为好债券)的相对收益。给定对手已经说真话,如果它说假话,发行人就必然选购它的评级,但坏处是如果下期债券违约,它就失去后续收入。不难理解, $\delta$  越小,即未来收益越不重要,则给定其他评级说真话,评级机构就越有积极性通过说假话而获得当期评级收入。类似地,N 越大,评级机构说真话的积极性就越小。此外,注意到  $\delta_N$  是 v 和  $\lambda$  的减函数,每一期债券为好债券的概率(v) 越大,或者坏债券发行之后违约概率( $\lambda$ ) 越高,对称纳什均衡条件  $\delta > \delta_N$  越容易满足。

在该模型中,对称的说真话纳什均衡条件越苛刻,市场就越有可能导致信用膨胀。据此 我们尝试用信用评级市场竞争程度作为信用评级的工具变量。

### 四、数据与变量

本部分主要介绍数据处理过程以及变量。

研究样本为 2008 年 1 月到 2014 年 4 月间在银行间市场和交易所市场公开发行的全部企业债券和公司债券(WIND 数据库)。由于 2007 年证监会开始实施《公司债券发行试点办法》,正式启动中国公司债券市场;同年开启了非金融企业债务融资工具注册制。因此本文选择该年延后一年,即 2008 作为样本期起点。样本期间总共发行了 2571 期债券,通过剔除变量缺失的观测值、最终有 2141 只债券构成研究样本。

本文主要被解释变量是债券的信用利差。信用利差定义为企业债券发行时的到期收益率(YTM)与具有相同到期期限国债的到期收益率之间的差额。信用利差越高,意味着发债成本也越高,它是测量债务融资成本的相对概念。另外,本文还采用真实利息成本(TIC)来测量发债成本。真实利息成本是指使债券利息和本金支付之和的现值同发债收益相等的利息率,即:

$$IP = \sum_{i=1}^{T} \frac{C_i + F_i}{\left(1 + TIC\right)^i} ,$$

其中 IP 表示债券发行价格;  $C_t$  代表 t 期的利息支付;  $F_t$  代表第 t 期的本金支付; TIC 为真实利息成本。真实利息成本是内含货币时间价值调整成本的利息率。

对于关键解释变量债券评级,同样有两种方法测量。第一种方法是给不同信用等级赋值 转换成有序量表,即将 AAA 赋值为 8 ,AA + 赋值为 7 ,依次递减;并且对转换后的分值取对数,以考虑债券评级同利差之间的非线性关系( Datta et al. ,1999)。第二种方法是用虚拟变量测量信用等级,对于 AAA 等级取值 1 ,否则取 0。样本债券的评级整体偏高 ,20% 的债券评级为 AAA ,而 AA +和 AA 比例是 76% ,AA – 以下评级很少( 见表 2)。

表 2 样本债券的信用等级分布

信用等级	全部债券		公司	司债券	企业债券	
	期数	比例	期数	比例	期数	比例
AAA	443	20. 69%	147	27. 84%	296	18. 35%
AA +	601	28. 07%	123	23. 30%	478	29. 63%
AA	1029	48. 06%	226	42. 80%	803	49. 78%
AA –	61	2.85%	28	5. 30%	33	2. 05%
A +	6	0. 28%	3	0. 57%	3	0. 19%
A	1	0.05%	1	0. 19%	0	0%
总计	2141	100%	528	100%	1613	100%

为控制影响债务融资成本的市场公开信息 本文加入了与债券特征、发行主体特征以及市场环境有关的一系列控制变量。发债企业的政府所有权会通过政府隐性担保、绩效差异等因素影响发债成本(Borisova and Megginson 2011) 因此加入企业所有权的虚拟变量 包括中央国有企业 地方国有企业以及外资企业 集体和民营企业为基准组。不同评级机构的观点和评级方法存在差异 考虑到不同评级机构评级的不可比性 回归中控制评级 "三巨头"的虚拟变量 基准组为其余机构。表 3 给出了变量定义及其对发债成本的预期影响。

表 3 变量定义及其对发债成本的预期影响

变量名	定义	预期符号
被解释变量		
信用利差	公司( 企业) 债券到期收益率与相同期限国债到期收益率之差	
真实利息成本	使债券利息和本金支付的现值等于发债收益时的利息率	
主要解释变量		
信用等级	对债券评级转换为顺序尺度后取自然对数( AAA = 8 ,AA + = 7 ;··)	( -)
信用等级虚拟变量	债券评级是否是 AAA 是取1 否则为0	( -)
工具变量		
赫芬达尔指数	省份 – 年份观测单元内评级市场的集中度	no
市场份额	省份 - 年份观测单元内除第一大评级机构以外机构的市场份额	no
债券特征控制变量		
发行规模	债券的发行规模(单位:万人民币) 取自然对数。	( -)
发行期限	债券的发行期限(单位:年) 取自然对数。	( +)
回售权	债券是否具有回售权的虚拟变量	( +)/( -)

变量名	定义	预期符号
赎回权	债券是否具有赎回权的虚拟变量	( +) /( -)
跨市场发行	债券是否同时在交易所和银行间市场同时发行的虚拟变量	( -)
公司债	债券是否为公司债的虚拟变量	( -)
固定利率债券	债券是否为固定利率债券的虚拟变量	( +)/( -)
大公国际	债券是否由大公国际进行评级的虚拟变量	( +)/( -)
中诚信	债券是否由中诚信进行评级的虚拟变量	( +)/( -)
联合资信	债券是否由联合资信进行评级的虚拟变量	( +)/( -)
发行主体控制变量		
中央国有企业	债券发行主体是否为央企的虚拟变量	( -)
地方国有企业	债券发行主体是否为地方国企的虚拟变量	( -)
外资企业	债券发行主体是否为外资企业的虚拟变量	( -)
市场环境控制变量		
市场指数	债券发行日的中国债券总指数	( +)
市场波动率	债券发行前 60 天的市场波动率	( +)
其他控制变量		
趋势项	时间趋势项	( +) /( -)
行业固定效应	全球行业分类系统( GICS) 中的一级行业虚拟变量	( +) /( -)
年份固定效应	年份虚拟变量	( +) /( -)
省份固定效应	省份虚拟变量	( +) /( -)

注: 赎回权是指发行人可以根据预先设定的赎回价格在到期日之前从持有人手中赎回债券。回售权是指债券持有人可以按照预先设定的价格在债券到期日之前强制卖给债券发行人。跨市场发行是指同一只企业债同时在银行间市场和交易所市场发行,跨市场发行债券具有流动性溢价,理论上能降低发债成本。 (+)"表示预期效应为正,(-)"表示预期效应为负,(+)/(-)"表示预期效应不确定,"no"表示无效应。

工具变量是评级市场竞争程度,有两种测量方法。第一种方法是市场集中度指标——赫芬达尔 – 赫希曼指数(HHI) ④。HHI 越高,意味着竞争程度越低。第二种方法是除第一大评级机构以外的评级机构所占市场份额⑤。研究期内债券评级市场竞争趋于激烈,该方法能反映新进入者给在位者带来的竞争压力。竞争变量的变异来源于不同省份 – 年份单元之间。Becker and Milbourn(2011)针对美国债市的研究在行业 – 年份单元测量评级市场竞争 因为评级机构间的竞争主要是在行业维度展开。而中国信用评级市场主要体现为地区分割,由于地方保护主义和行政壁垒,中国各个省份的企业债评级市场都存在一家或几家主导性评级机构,因此从省份 – 年份维度上测量评级市场竞争符合中国背景。表 4 比较了两时期各省份评级市场的 HHI,发现大部分省份评级市场竞争程度

④ 用全部 2571 只债券而非样本债券计算该指标。

⑤ 评级机构市场份额的计算方法是用每家评级机构所评债券数占观测单元内全部发行债券数的比重,这是因为评级收费和债券发行量没有太大关系。用全部 2571 只债券而非样本债券计算该指标。

都变得更强了。

表 4	各省份评级市场的 I	HII(比较两时期)
20		

(b//)	赫芬达尔指数( HHI)			\\\\\	赫芬达尔指数( HHI)			
省份	2008 - 2010 2011 - 2013		差值	省份	2011 – 2013	差值		
安徽	0. 48	0. 33	-0.15	江西	0. 39	0. 41	0. 02	
北京	0. 29	0. 24	-0.04	辽宁	0. 34	0. 22	-0.12	
福建	0.39	0. 27	-0.12	内蒙古	0. 22	0.39	0. 16	
甘肃	-	0. 45	-	宁夏	-	0.56	-	
广东	0. 32	0. 27	-0.06	青海	-	0.40	-	
广西	0. 59	0. 26	-0.33	山东	0. 35	0. 27	-0.09	
贵州	0. 28	0. 31	0.03	山西	0. 43	0. 22	-0.21	
海南	-	0. 39	_	陕西	0.50	0. 27	-0.23	
河北	0. 43	0. 31	-0.12	上海	0. 44	0. 34	-0.10	
河南	0. 32	0. 27	-0.05	四川	0.36	0.30	-0.06	
黑龙江	0. 56	0. 39	-0.16	天津	0. 33	0. 27	-0.06	
湖北	0. 32	0. 34	0.02	新疆	0.50	0. 29	-0.21	
湖南	0.46	0. 33	-0.13	云南	0. 55	0.30	-0.24	
吉林	-	0.50	_	浙江	0. 27	0. 33	0.05	
江苏	0. 25	0. 22	-0.03	重庆	0. 43	0. 26	-0.17	

注: HHI 值越小 意味竞争越激烈 因此差值为负表明该省评级市场竞争变得更激烈了。"-"表示有些省份-年份单元没有观测值。上表给出的是全国 30 个省、直辖市和自治区(不含港澳台地区)的数据,西藏自治区因数据缺失被排除。

# 五、内生性与工具变量

本部分从三点讨论工具变量识别策略是否有效: 其一 ,是否存在弱工具问题; 其二 ,工具变量是否满足排除性约束; 其三 ,局部平均干预效果( LATE) 性质对研究结论的含义。

首先,对工具变量是否对内生变量有足够解释力进行检验,即工具变量是否能和其他前定变量一起预测评级变化。公式(1)是两阶段最小二乘的第一阶段:

$$RA_{ipt} = c_1 + \alpha_{11}comp_{pt} + X'_{ipt}\alpha_{12} + Y'_{ipt}\alpha_{13} + Z'_{ipt}\alpha_{14} + ind\_dum$$

$$+ Trend + \beta_{1p} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1int}$$
(1)

其中  $RA_{ipt}$  为 t 年 p 省的第 i 只债券的评级。 $comp_{pt}$  是该年该省份评级市场竞争程度的测量。 $X_{ipt}^{\prime}$  是一组与债券特征有关的控制变量, $Y_{ipt}^{\prime}$  是一组与发行主体有关的控制变量, $Z_{ipt}^{\prime}$  是一组与市场环境有关的控制变量,这些变量代表投资者可以公开获取的信息。 $ind\_dum$  是发债企业所属行业的虚拟变量,以控制特定于行业的因素对被解释变量的影

响。Trend 是线性时间趋势项 控制技术进步、制度改善等时间趋势因素。 $\beta_{1p}$  是省份固定效应 控制特定于省份的、非时变因素的影响。 $\gamma_{1t}$  是年份固定效应,控制特定于年份的时变因素影响,如发生于不同年份的宏观冲击。 $\varepsilon_{1pt}$  为随机扰动因素。

表 5 报告公式(1) 估计结果。(1) 到(4) 列分别是两种评级测量方法和两种竞争测量方法匹配产生的四种组合。(1) 和(3) 中 HHI 的系数显著为负 (2) 和(4) 中市场份额系数显著为正 两种竞争变量的符号相反 但含义相同 都意味着评级市场的竞争越激烈 平均而言债券获得的评级也越高 ,识别不足检验拒绝原假设 ,说明工具变量和内生变量相关。弱工具变量会导致 2SLS 估计量偏向 OLS 估计量(Bound et al. ,1995)。弱识别检验表明 ,如果真实拒绝率为 5% ,可接受拒绝率小于 15% 那么可拒绝弱工具变量原假设。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	信用等级	信用等级	信用等级(dummy)	信用等级(dummy)
ННІ	- 0. 208 ***		- 0. 193 ***	
	(0.035)		(0.055)	
市场份额		0. 191 ***		0. 180 ***
		(0.070)		( 0. 067)
其他控制变量	有	有	有	有
行业虚拟变量	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
不可识别检验	13. 32	11. 65	10. 41	13. 44
P 值	[0.002]	[0.002]	[0.003]	[0.002]
弱识别检验	12. 83	11. 53	10. 35	13. 27
观测值	2141	2141	2141	2141
Centered R <sup>2</sup>	0. 490	0. 491	0. 504	0. 504

表 5 评级市场竞争程度和债券信用等级(2SLS 一阶段)

注: (1) 模型 1 和 2 中对被解释变量信用等级分数进行了对数化处理 模型 3 和 4 被解释变量是信用等级的虚拟变量 用线性概率模型(LMP) 进行估计。(2) 同时我们也用 Probit 和 Logit 模型对 3 和 4 进行了估计,结果没有变化 (未报告)。(3) \*\*\*\*、\*\*\*、\*\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。(4) 括号中报告的是异方差稳健标准误。(5) 不可识别约束检验使用的是 Kleibergen – Paap rk LM 检验,弱识别约束检验使用的是 Kleibergen – Paap rk Wald F 检验。(6) 弱识别检验使用 Stock and Yogo(2005) 提供的弱识别变量检验临界值,本文使用的相应显著性水平扭曲 (size distortion) 临界值为 16.38(10%)、8.96(15%)、6.66(20%) 和 5.53(25%)。

其次,工具变量需满足排除性约束,即评级市场竞争只能通过债券评级来影响发债成本,而不能直接或通过其他渠道对其造成影响。基于下述理由,我们认为工具变量满足排除性约束:第一,评级市场竞争不会对发债成本有直接影响。评级机构与发债企业之间不构成直接竞争,因而评级市场结构不会直接影响个体企业的资金供求。第二,评级市场竞争在加总层面(省份-年份单元)进行观测,企业发债成本在个体债券层面观测,后者不

壶耒

会对前者有反方向影响。第三,受中央政府规制,信用评级行业存在严格的进入壁垒,评级机构的市场份额不会同特定省份的债务融资需求、资金供给等经济基本面存在明显关系。此外,评级市场竞争有可能通过行业、省份固定效应和年度时变因素等渠道影响发债成本,因此我们在回归中均控制了行业、省份和年份固定效应。

最后,工具变量估计得到的是局部平均干预效果,即政策引发干预状态变化群体(顺从者)的平均效果。具体到本研究,"顺从者"是指那些由评级竞争引起虚高评级的债券,结论只对这些债券成立。本文意图考察评级机构向上扭曲债券评级是否能降低发债成本,工具变量所估计的正是我们意图考察的结果。

### 六、估计结果

#### (一)基准回归

将第一阶段回归得到的评级预测值  $\widehat{RA}_{ipt}$  引入发债成本方程 ,替换内生的评级变量 ,即得到第二阶段回归。用公式表示为:

$$y_{ipt} = c_2 + \alpha_{21} \widehat{RA}_{ipt} + X'_{ipt}\alpha_{22} + Y'_{ipt}\alpha_{23} + Z'_{ipt}\alpha_{24} + ind\_dum$$

$$+ Trend + \beta_{2p} + \gamma_{2t} + \varepsilon_{2ipt}$$
(2)

(2) 式中被解释变量  $y_{ipt}$  是债券利差 ,其余符号的解释同公式(1)。 此时评级系数  $\alpha_{21}$  具有因果含义。

	7	נו ו ווו נכאו	ינוינויוםוחויאי נייו	<u> </u>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV	IV	OLS	IV	IV
信用等级	- 0. 002 ***	-0.000	- 0. 001			
	(0.0001)	(0.0022)	(0.0018)			
信用等级				- 0. 009 ***	-0.001	-0.006
( dummy)				(0.0005)	(0.0106)	(0.0089)
发行规模	- 0. 004 ***	-0.005 ***	- 0. 004 ***	- 0. 004 ***	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***
	(0.0003)	(0.0015)	(0.0012)	(0.0003)	(0.0013)	(0.0011)
发行期限	-0.005 ****	-0.005 ***	- 0. 005 ***	-0.005 ****	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***
	(0.0008)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0008)
回售权	-0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000
	(0.0015)	(0.0022)	(0.0019)	(0.0015)	(0.0018)	(0.0016)
赎回权	-0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000
	(0.0021)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0021)
跨市场发行	0. 001*	0. 001*	0. 001*	0.001	0.001	0.001
	(0.0004)	(0.0007)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0009)	(0.0008)
公司债券	- 0. 001 **	-0.003*	-0.002	-0.002 ****	-0.003 <sup>*</sup>	$-0.002^*$
	(0.0006)	(0.0017)	(0.0014)	(0.0007)	(0.0015)	(0.0013)
固定利率	0.002	0.003	0.002	0.003*	0.003	0. 003*
	(0.0015)	(0.0020)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0017)	(0.0015)

表 6 债券信用等级和信用利差(OLS和IV)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV	IV	OLS	IV	IV
大公国际	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(0.0004)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0004)	(0.0013)	(0.0011)
中诚信	- 0. 002 ***	- 0. 003 **	$-0.002^*$	-0.002 ***	- 0. 003 **	$-0.002^*$
	(0.0004)	(0.0014)	(0.0012)	(0.0004)	(0.0014)	(0.0012)
联合资信	- 0. 001 <sup>*</sup>	$-0.002^*$	-0.001	- 0. 001 <sup>*</sup>	$-0.002^*$	-0.001
	(0.0005)	(0.0011)	(0.0009)	(0.0005)	(0.0011)	(0.0010)
中央国有企业	- 0. 006 ***	- 0. 009 ***	- 0. 007 **	- 0. 007 ***	- 0. 009 ***	- 0. 007 **
	(0.0010)	(0.0035)	(0.0029)	(0.0010)	(0.0034)	(0.0029)
地方国有企业	- 0. 004 ***	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***	- 0. 005 ***
	(0.0008)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0008)	(0.0010)	(0.0009)
外资企业	- 0. 000	-0.001	-0.001	-0.000	-0.001	-0.000
	(0.0020)	(0.0021)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0021)	(0.0020)
市场指数	0. 001 ***	0. 001 ***	0. 001 ***	0. 001 ***	0. 001 ***	0. 001 ***
	(0.0001)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0002)
市场波动率	0. 112 ***	0. 039 **	0. 076 ***	0. 110 ***	0. 039 ***	0. 075 ***
	(0.0135)	(0.0186)	(0.0113)	(0.0140)	(0.0119)	(0.0168)
时间趋势	0. 004 ***	0.000	0. 002 ***	0. 004 ***	0.000	0. 002 ***
	(0.0005)	(0.0007)	(0.0002)	(0.0005)	(0.0002)	(0.0007)
行业固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
		52. 38	229. 03		4. 91	4. 42
P <b>值</b>		[0.000]	[0.000]		[0.027]	[0. 035]
观测值	2141	2141	2141	2141	2141	2141
Centered $R^2$	0.65	0.58	0. 64	0.63	0. 58	0.62

注: (1) 模型 2 和 5 所使用的工具变量是省份 – 年份单元评级市场的 HHI 模型 3 和 6 所使用的工具变量是第一大评级机构以外机构的市场份额。(2) 模型 2 和 3 对应的第一阶段估计结果是表 5 中的模型 1 和 2; 模型 5 和 6 对应的第一阶段估计结果是表 5 中的模型 1 和 2; 模型 5 和 6 对应的第一阶段估计结果是表 5 中的模型 1 和

表 6 汇报公式(2) 回归结果。(1) 到(3) 列的评级变量采用对数化评分 (4) 到(6) 列采用虚拟变量。(2) 和(5) 列的工具变量为 HHI (3) 和(6) 列的工具变量为除第一大机构以外的市场份额。(1) 和(4) 列是 OLS 回归 债券信用等级的系数为负且在 1% 的统计水平上显著 .该结果和其他文献的发现相符 ,但是 OLS 估计系数可能存在内生性偏误。采用工具变量估计 不同设定均发现债券评级的系数绝对值变得更小 .说明其经济效应明显降低了 .同时评级系数全部失去了统计显著性。外生性检验统计量均能够在 5% 的显著性水平上拒绝解释变量外生的原假设。以上结果说明 ,OLS 回归存在潜在的内生性问题 .并且由于信用评级的 OLS 估计系数要高于 2SLS 估计系数 .说明造成内生性的根本原因来自于遗漏变量而非测量误差⑥。另外 .比较 OLS 和 2SLS 回归 .其他解释变量系数的符号和显著性基本没有改变。

与债券特征有关的控制变量中间 发行规模的系数显著为负 这是由于债券发行规模

⑥ 如果内生性主要来源是解释变量的测量误差 .那么会造成估计系数向零的偏误 .即衰减偏误。

越大 意味着资产流动性越高 ,而高流动性会降低融资成本。发行期限越长的债券其流动性越差 ,但发行期限长度也传递了企业对债券销售的信心(何平和金梦 2010) ,估计结果倾向于支持后一种解释。回售权与赎回权的系数均不显著。跨市场发行债券通常有更高流动性 ,理论预测该变量系数为负。但实际估得系数显著为正 ,可能的原因是企业债跨市场发行已成为主流 ,跨市场发行变量和公司债变量之间存在共线性问题。固定利率虚拟变量的系数为正 ,参照组为累进利率债券 ,这是由于累进利率债券有很大灵活性 ,可随时转让 ,故发行成本较低。

关于发债企业的所有权结构变量,参照组为民营企业。中央与地方国有企业的系数显著为负,前者的系数绝对值大于后者。除所有权结构造成的业绩差异外,该系数反映了政府隐含担保的价值。同时,中央隐性担保的风险溢价高于地方隐性担保。外资所有权的系数不显著,因为他们不享有隐性担保。

最后,关于市场环境变量,债券市场总体指数控制一般利率水平对发行成本的影响, 高利率的市场环境下,投资者相应提高对未来收益率预期。市场波动率反映债券市场的 总体风险,波动率高的市场环境下投资者会要求获得风险补偿。这两个变量系数均符合 预期。

#### (二)分组考察

以上分析可能忽略了某些现实情况的复杂性<sup>①</sup>。例如 ,如果大部分评级机构恰好将所有债券评级都高评一个等级 ,那么评级可能仍然能区分债券的信用风险。此外 ,虚高评级可能仅存在于某些信用等级 ,评级机构更可能将 AA + 债券评为 AAA ,而将 AA 或 AA - 债券评为 AAA 的可能性较小 ,评级仍然会对较低等级债券的信用利差有影响。我们按照发债成本和信用等级进行分组考察 ,比较内部差异。

表 7 第(1) 到(4) 列根据信用利差中位数 将样本划分为高发债成本组和低发债成本组回归。结果发现: 相比 OLS ,工具变量估计的评级对信用利差的影响在两组样本中都不再显著了。但对于低发债成本债券群体 ,工具变量估计系数经济效果较大 ,评级似乎仍存在一些作用。可能的解释是 将太糟糕的债券评成好债券 给评级机构造成的声誉损失超过了虚高评级的收益。

第(5)到(8)列对信用等级分组回归。由于债券整体评级水平较高(AA-及以下的债券只有3.1%),我们没有直接按评级高低进行分组,而是将样本债券分成两组,一组是评级为 AAA 和 AA+的债券,另一组是评级为 AAA和 AA及以下的债券。在 AAA和 AA+债券组中,信用等级对发债成本没有显著影响,这说明评级机构有更大可能将 AA+债券虚高评为 AAA,这是造成评级失效的主要原因。但是,评级能够区分 AAA评级和更低评级债券的信用风险,即市场认可债券的坏评级,但不一定相信债券的好评级。

⑦ 感谢匿名审稿人此处提出的建设性意见。

表 7	债券信用等级和信用利差(分组	OLS 和 IV)
1.8 /	吸力但用会级们但用心在门边	

Experience of the second secon								
					信用等级分组			
	Ē	高	低		AAA 禾	AAA 和 AA +		AA 以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
信用等级	- 0. 009 ***	-0.001	- 0. 006 ***	-0.004	- 0. 007 ***	-0.002	- 0. 011 ***	- 0. 020 <sup>*</sup>
	( 0. 0014)	( 0. 0766)	(0.0003)	( 0. 0040)	( 0. 0006)	( 0. 0129)	( 0. 0005)	( 0. 0117)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
不可识别检验		10. 18		11. 41		9. 33		10. 56
P <b>值</b>		[0.003]		[0.002]		[0.004]		[0.003]
弱识别检验		10. 17		10. 22		9. 13		10. 11
观测值	1059	1059	1082	1082	1044	1044	1540	1540
Centered $R^2$	0.465	0. 453	0.754	0. 733	0.702	0. 697	0.709	0. 658

注: (1) \*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。(2) 括号中报告的是异方差稳健标准误。(3) 不可识别约束检验使用的是 Kleibergen – Paap rk LM 检验,弱识别约束检验使用的是 Kleibergen – Paap rk Wald F 检验。(4) 弱识别检验使用 Stock and Yogo(2005) 提供的弱识别变量检验临界值。本文使用的相应显著性水平扭曲( size distortion) 临界值为 16.38(10%)、8.96(15%)、6.66(20%) 和 5.53(25%)。

#### (三)稳健性讨论

首先 将被解释变量替换为真实利息成本。由于企业债中的城投债类似于国外的市政债券 这些债券发行成本用真实利息成本方法测量相对可靠。基本结论均未发生变化(未报告)。

其次,由于某些省份在某些年份只有 2、3 只债券发行,测量到的评级市场竞争度很低,但实际可能竞争很激烈。为应对这种可能,我们相继剔除了只有 2 只和只有 3 只债券发行的省年观测,结论不变。此外,我们将全国 30 省划入八个经济区,在经济区 – 年份单元上测量评级市场竞争程度<sup>®</sup>。在提高竞争测量的准确性以后,结论仍然不变(未报告)。

最后 在任何研究中,工具变量的排除性约束都难免受到"有罪推定"通常只能靠周密论证令人置信。我们借鉴 Acemoglu et al. (2001)提出的方法为本文工具变量外生性提供一些实证支持。具体做法是将工具变量作为外生解释变量,和内生变量一同放入发债成本方程中执行 OLS 回归。表 8 的结果发现,所有设定中内生变量系数显著,但工具变量系数不显著,这为工具变量满足排除性约束提供了一些支持。

⑧ 按照划分依据,东北综合经济区覆盖的省份包括辽宁、吉林和黑龙江,北部沿海综合经济区覆盖的省份包括北京、天津、河北和山东,东部沿海综合经济区覆盖的省份包括上海、江苏和浙江,南部沿海综合经济区覆盖的省份包括福建、广东和海南,黄河中游综合经济区覆盖的省份包括陕西、山西、河南和内蒙古,长江中下游综合经济区覆盖的省份包括湖南、湖北、江西和安徽,大西南综合经济区覆盖的省份包括云南、贵州、四川、重庆和广西,大西北综合经济区覆盖的省份包括甘肃、青海、宁夏、西藏和新疆。

表 8 将工具变量作为外生变量(OLS)								
	(1) 利差	(2) 利差	(3) 利差	( 4) 利差	( 5) TIC	( 6) TIC	( 7) TIC	(8) TIC
ННІ	0.000		0. 001		0. 001		0. 002	
	(0.0020)		( 0. 0020)		(0.0022)		(0.0022)	
市场份额		0.000		-0.000		-0.001		-0.001
		( 0. 0016)		( 0. 0016)		(0.0017)		(0.0018)
信用等级	-0.016***	- 0. 016 ***			-0.016***	-0.016***		
	(0.0008)	(0.0008)			(0.0009)	(0.0009)		
信用等级			- 0. 009 ***	- 0. 009 ***			-0.009***	- 0. 009 ***
( dummy)			(0.0005)	(0.0005)			(0.0005)	(0.0005)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值	2141	2141	2141	2141	2141	2141	2141	2141
Centered $R^2$	0.66	0.66	0.63	0.63	0.65	0.65	0. 62	0. 62

### 七、结论

客观、公正、公开的信用评级对于保护投资者和维护金融市场稳定具有非常重要的意义。但近年来不论是美国的安然欺诈事件,还是中国的 ST 超日债违约事件,都让人们对评级机构的公信力产生了巨大的怀疑。此外,信用评级的顺周期性放大了经济波动,加剧了金融脆弱性(夏凡和姚志勇 2013)。检验评级机构的公信力就成为一个非常重要的政策议题。

本文基于中国债券数据研究了信用评级对发债成本的影响。工具变量回归结果发现,债券评级对发债成本的影响,不但经济效应明显减弱,而且统计显著性也完全消失了。从消极角度看,这表明中国债券信用评级企业缺乏市场认可的公信力,并没有起到提高资本市场配置效率的应有之义,而只是成为应付监管的橡皮图章而已。而从积极的角度看,正因为信用评级机构缺乏公信力,糟糕的信用评级也并不能"欺骗"市场。

本文的理论和实证发现获得的政策含义是,中国的信用评级机构在很大程度上已经失去了公信力,需通过改革消除评级机构的利益冲突和激励扭曲,强化行业公信力。除了减少金融监管对信用评级机构的过度依赖,改善评级方法论、透明度等常规措施外,更彻底的解决方案包括: (1)引入平台付费模式(platform - pay model),切断发行人和评级机构的利益关联。发行人将评级费用支付给平台,而由平台决定评级机构和发行人之间的匹配,这样评级机构就不会为了取悦发行人而高报评级。(2)引入改良后的投资者付费模式,彻底解决利益冲突。为了解决搭便车问题,政府可以通过对资本市场和货币市场债券发行所得以及债券二级市场交易收入进行抽成,形成专门的评级基金来支付评级费用。(3)鼓励评级机构拓展基于声誉资产的其他收入来源,保障声誉约束机制正常运转。根据 Mathis et al. (2009)的洞见,如果评级机构可以通过出售评级出版物、评级报告、行业研

#### 究报告等获取大量收入 其就会更有积极性凭借自身专业能力来树立市场公信力。

# 参考文献

- [1]何平和金梦 2010,《信用评级在中国债券市场的影响力》,《金融研究》第4期,第15~28页。
- [2] 李明明和秦凤鸣 2012,《中国信用评级的信息价值研究》,《产业经济评论》第9期 第149~185页。
- [3]沈洪波和廖冠民 2014,《信用评级机构可以提供增量信息吗? ——基于短期融资券的实证检验》,《财贸经济》第 8 期 第 62 ~ 70 页。
- [4]王安兴、解文增和余文龙 2012,《中国公司债利差的构成及影响因素实证分析》,《管理科学学报》第 5 期 第 32 ~ 41 页。
- [5]夏凡和姚志勇 2013,《评级高估与低估:论国际信用评级机构"顺周期"行为》,《金融研究》第2期,第184~193页。
- [6]张奕、艾春荣和洪占卿 2014,《信用评级与银行风险管理》,《金融论坛》第1期,第50~59页。
- [7] Acemoglu D., S. Johnson and J. A. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation," The American Economic Review, 91(5):1369 ~ 1401.
- [8] Becker B. and T. Milbourn, 2011, "How Did Increased Competition Affect Credit Ratings?" Journal of Financial Economics, 101(3): 493 ~ 514.
- [9] Bolton P., X. Freixas and J. Shapiro, 2012, "The Credit Ratings Game," The Journal of Finance, 67(1):85 ~111.
- [10] Boot A. W., T. T. Milbourn and A. Schmeits, 2006, "Credit Ratings as Coordination Mechanisms," Review of Financial Studies, 19(1):81 ~ 118.
- [11] Borisova G. and W. L. Megginson ,2011, "Does Government Ownership Affect the Cost of Debt? Evidence From Privatization", "Review of Financial Studies ,24(8): 2693 ~2737.
- [12] Bound J., D. A. Jaeger and R. M. Baker, 1995, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak," Journal of the American Statistical Association, 90(430):443 ~ 450.
- [13] Datta S., M. Iskandar Datta and A. Patel ,1999, "Bank Monitoring and the Pricing of Corporate Public Debt," *Journal of Financial Economics*, 51(3):435 ~449.
- [14] Ederington L. H. , J. B. Yawitz and B. E. Roberts , 1987, "The Informational Content of Bond Ratings.", Journal of Financial Research , 10(3): 211 ~ 226.
- [15] Goh J. C. and L. H. Ederington, 1993, "Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News, Or No News for Stockholders?" The Journal of Finance, 48(5): 2001 ~ 2008.
- [16] Grossman S. J. and J. E. Stiglitz, 1980, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," The American E-conomic Review, 70(3): 393 ~ 408.
- [17] Holthausen R. W. and R. W. Leftwich ,1986, "The Effect of Bond Rating Changes on Common Stock Prices," Journal of Financial Economics ,17(1):57 ~89.
- [18] Jorion P. , Z. Liu and C. Shi , 2005, "Informational Effects of Regulation Fd: Evidence From Rating Agencies", Journal of Financial Economics , 76(2):309 ~330.
- [19] Katz S., 1974, "The Price Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency," The Journal of Finance, 29(2):551~559.
- [20] Klein B. and K. B. Leffler , 1981, "The Role of Market Forces in Assuring Contractual Performance", Journal of Political Economy , 89(4):615 ~641.
- [21] Kliger D. and O. Sarig , 2000, "The Information Value of Bond Ratings", The Journal of Finance ,  $55(6):2879 \sim 10^{-10}$

2902.

- [22] Mathis J., J. McAndrews and J. Rochet, 2009, "Rating the Raters: Are Reputation Concerns Powerful Enough to Discipline Rating Agencies?" *Journal of Monetary Economics*, 56(5):657 ~674.
- [23] Medvedev A. and D. Fennell , 2011, "An Economic Analysis of Credit Rating Agency Business Models and Ratings Accuracy," Financial Services Authority Occasional Paper , No. 41.
- [24] Opp C. C., M. M. Opp and M. Harris, 2013, "Rating Agencies in the Face of Regulation," *Journal of Financial Eco-nomics*, 108(1):46 ~ 61.
- [25] Ozerturk S., 2014, "Ratings as Regulatory Stamps," Journal of Economic Behavior & Organization, 105(9):17 ~29.
- [26] Poon W. P. and K. C. Chan , 2008, "An Empirical Examination of the Informational Content of Credit Ratings in China", Journal of Business Research , 61(7):790 ~797.
- [27] Sangiorgi F. and C. S. Spatt , 2013, "Opacity , Credit Rating Shopping and Bias ," Unpublished working paper. Stock-holm School of Economics and Carnegie Mellon.
- [28] Skreta V. and L. Veldkamp, 2009, "Ratings Shopping and Asset Complexity: A Theory of Ratings Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 56(5):678 ~695.
- [29] Stock J. H. and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," in Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg, Eds. by Andrews D. W. K. and J. H. Stock, Cambrige University Press, pp. 80~108.
- [30] Weinstein M. I., 1977, "The Effect of a Rating Change Announcement on Bond Price," Journal of Financial Economics, 5(3):329 ~350.

### Does Credit Rating Really Affect Debt Issuance Costs in China?

KOU Zonglai PAN Yuzhang LIU Xueyue

(China Center for Economic Studies, Fudan University)

Abstract: Credit rating aims to improve market efficiency by supplying credible public information. But due to rating – shopping behavior under the issuer – pay model, the reliability and the creditability of CRAs could be questionable. Based on Chinese corporate bond data, the paper examines how credit rating affects debt issuance costs. Like existing literature, OLS analysis shows that credit rating has significantly negative effect on debt issuance costs. However, the naive analysis suffers from endogeneity bias, and hence its result could be misleading. To tackle the endogeneity problem, we treat the competitiveness between CRAs as the ideal instrument for bond rating, and instrumental – based analysis further outlines that the effect of credit rating on debt issuance costs becomes economically smaller and statistically insignificant. This implies that CRAs in China do not provide valuable information that strongly influences the cost of capital.

Key words: Credit rating, Issuer-pay model, Rating-shopping, Debt issuance costs

( 责任编辑: 王鹏)( 校对: WH)