

“债券通”对会计信息可比性的影响研究

高 芳, 黄彦青

东华大学旭日工商管理学院, 上海

收稿日期: 2022年11月15日; 录用日期: 2022年11月25日; 发布日期: 2023年1月13日

摘 要

2017年7月3日, “债券通”正式上线运行, 开启了国内债券市场对外开放的重要一步, 为国内债券市场引入了大量境外投资者。本文以“债券通”的实施作为外生事件, 基于双重差分模型实证检验“债券通”政策对于会计信息可比性的影响, 研究发现: “债券通”的实施显著提高了上市公司会计信息可比性。“债券通”政策使内地与香港的债券市场接轨, 通过汲取香港市场与国际金融市场互联互通过程中的经验, 内地债券市场不断完善信息披露机制, 为境内外投资者提供高质量会计信息, 提高会计信息可比性。以“债券通”的基础设施作为铺垫, 未来随着更多的境外投资者参与内地债券市场, 我国金融市场将进一步对外开放。

关键词

债券通, 会计信息可比性, 资本市场开放, 境外投资者

The Effect of “Bond Connect” on Comparability of Accounting Information

Fang Gao, Yanqing Huang

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai

Received: Nov. 15th, 2022; accepted: Nov. 25th, 2022; published: Jan. 13th, 2023

Abstract

On July 3, 2017, the “Bond Connect” was officially put into operation, marking an important step in the opening up of the domestic bond market and introducing a large number of foreign investors to the domestic bond market. This paper takes the implementation of “Bond Connect” as an exogenous event, empirically tests the impact of “Bond Connect” policy on the comparability of accounting information based on the differential model, and finds that: the implementation of “Bond Connect” significantly improves the comparability of accounting information of listed companies.

文章引用: 高芳, 黄彦青. “债券通”对会计信息可比性的影响研究[J]. 金融, 2023, 13(1): 101-110.

DOI: 10.12677/fin.2023.131011

Via the “bond” policy of the mainland and Hong Kong bond market, through absorbing the Hong Kong market experience in the process of connectivity with the international financial markets, the mainland bond market constantly improve the information disclosure mechanism, provides the high quality accounting information for the domestic and overseas investors, then improves the comparability of accounting information. Via the infrastructure of “Bond Connect” as bedding, more overseas investors will participate in the mainland bond market in the future, financial market of China will be more approachable.

Keywords

Bond Connect, Comparability of Accounting Information, Capital Market Opening, Foreign Investors

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2017年7月3日,“债券通”(Bond Connect, BC)率先开通“北向通”通道,允许香港等境外投资者通过香港与内地债券市场基础设施机构的连接,在内地银行间债券市场买卖债券,标志着继“沪港通”、“深港通”后我国债券市场对外开放加快了进程。中国债券市场对外开放包括引入境外发行人的一级发行市场开放和引入境外投资者的二级交易市场,回望过去五年,二级交易市场除了债券通“北向通”落地实施之外,后续QFII与RQFII投资额度限制取消、熊猫债政策出台以及2021年9月24日“南向通”正式落地,均标志着境内债券市场对外开放的格局以见成效,内地与香港债券市场“双向通车”的实现进一步拓宽了全球资产配置渠道。虽然近年来我国债券市场开放速度不断加快,但是不少学者还是认为与香港金融市场相比,内地市场在跨境资本流动监测力度、信息透明度以及投资者保障及教育等方面都相对薄弱,仍有很大的改进余地[1]。本文从上市公司会计信息质量的角度探讨BC政策对会计信息可比性的影响。

大多数国内学者对BC未来发展以及对市场国际化的影响持乐观态度,认为BC开通能够引导内地债市良性发展,实现内地与香港市场互利共赢。学者们重点关注BC开通带来的影响,认为BC的开通不仅为境外机构进行投资安排和资金调度提供了便利[2],推进我国多层次资本市场的构建和国际间资金的流动[3],引入国际市场先进的交易、结算等制度[4],提高会计信息质量披露要求[5]。

同时会计信息对资本市场极其重要,提高信息披露质量一直是学术界关注的焦点。会计信息可比性作为会计信息质量的重要特征之一,Rahman等(1996)将其定义为同一时期不同公司的相似经济业务能够生成相似的会计数据;同一公司不同时期的会计处理也应保持一致[6]。盖地和梁淑红(2010)认为会计信息可比有效降低了投资者做投资决策前甄别和使用会计信息的成本,从而提高投资决策效率、优化资源配置[7]。会计信息可比性能帮助信息使用者比较和鉴别不同公司财务报告中的异同点,可比性的增强不仅能降低信息使用者的处理成本,还能丰富获取的信息内容。本文基于2017年BC政策的实施,采用双重差分法探讨BC政策对会计信息可比性的影响。

2. 理论分析与研究假设

随着资本市场开放进程的推进,BC的开通为境外投资者投资境内金融市场开辟了一条新渠道,境外投资者为比较同一企业不同时期的经营情况与财务状况或者评估行业内同一时期不同企业的情况,都会使用到可比性会计信息。陈胜蓝等(2006)对投资者保护与财务会计信息质量的效应研究发现地区政

府对投资者的保护力度越大, 公司融资行为受到的限制越多, 披露的财务会计信息质量越高[8]。接下来本文分别从境外投资者、公司管理层和审计师等外部相关者三大角度探讨 BC 交易机制如何影响会计信息可比性。

首先, 从投资者的角度看, 由于国际金融市场上的投资者大多是机构投资者, 而我国以个人投资者为主, 郭阳生等(2018)研究表明境外机构投资者更重视上市公司的信息披露环境, 对管理层提供的财务信息可比性有更高的要求[9]。BC 交易机制通过境外机构投资者发挥内部控制效应提升公司会计信息可比性。资本市场开放具有“监管效应”, 能提升公司内部控制水平, 从而提高会计信息披露质量, 提升会计信息可比性。BC 引进境外发达资本市场的机构投资者, 他们获取内地资本市场公司会计信息并作出投资决策, 基于他们对会计信息的高度关注以及对财务报告更专业的深度分析, 对公司会计信息质量的提升起到不可磨灭的作用。境外投资者对公司起到明显的监督作用, 促使上市公司规范信息披露制度, 对于同类交易或事项的计量和列报, 公司在不同的时点以及在不同的公司, 都采用了较为一致的方法, 由此提升了会计信息可比性。相对于个人投资者, 境外机构投资者通常投资金额较大且同时投资多家上市公司, 投资行为也较理性, 为节约信息搜索等信息处理成本, 提高投资决策效率, Li 等(2010)研究发现境外投资者在信息解读和投资机会选择过程中会更重视会计信息的作用, 期望通过公司提供出的更透明、更可比会计信息了解财务状况和经营业绩变化趋势的意愿也更强烈[10]; 基于信号传递理论, 此时上市公司倾向于提供可比性更强的会计信息, 以便投资者将历史的或将其他公司的财务状况和经营业绩进行比较, 从而正确评价公司业绩、管理者能力与公司发展走向, 这一定程度从供给侧实现了会计信息可比性的提升。

其次, 从公司管理层角度看, BC 的实施可能使管理层生成、披露可比会计信息的动力增强, 会更勤勉、更自觉地遵守可比性会计信息质量的要求, 对同类经济事项按照相同的会计程序与方法来确认和报告, 从而提升会计信息可比性。BC 标的公司作为市场重点监管对象, 受到分析师、审计机构、媒体等中介机构强有力的监督, 财务报告关注度提高, 会计信息违规成本上升, 促使管理层规范具体会计行为, 按照现定的会计处理方法进行会计核算, 使会计信息可比性得以“被动”提升。

最后, 从监管机构、审计师、媒体、分析师等外部相关者的角度看, 香港市场相对完善的市场监管机制以及较高的投资者法律保护, 是资本市场开放促进可比性增强的外部动因和制度保障。属于普通法系的香港在投资者法律保护方面本处于世界领先地位, BC 的实施也必将带来资本市场监管的加强, 与之同步的是系列监管文件的发布, 加之审计师、媒体、分析师等中介机构的协同监督, 促使香港市场的投资者保护与市场监管机制作用于境内债券市场, 进一步完善交易机制和金融基础设施安排等制约因素, 企业财务舞弊被投资者起诉和被媒体曝光的机率增加, 公司遭受严厉法律处罚甚至面临起诉的可能性加大, 会计信息违规成本上升, 这会抑制管理层因自利而操纵会计政策选择的行为, 按规定核算经济业务活动, 对同类交易或事项的计量和列报, 都采用一致的方法, 生成更稳健可比的会计信息, 从而披露可比性更强的会计信息。基于以上分析, 提出本文假设:

H: BC 交易机制的实施能提高标的上市公司会计信息可比性。

3. 研究设计

3.1. 样本选择和数据来源

BC 于 2017 年 7 月 3 日正式上线, 因此本文选取 BC 实施时点 2017 年 7 月 3 日为事件日, 以此作为时窗 0 点, 分别向前后推演形成对比空间, 作为检验时间窗口的时窗长度, 即研究 BC 政策实施事件对上市公司会计可比性影响的时间窗口是从 2013 年 1 月 1 日至 2021 年 12 月 31 日。

BC 的投资标的为可在银行间债券市场交易流通的所有券种, 因此本文选择的实验样本为 2017 年 7 月 3 日 BC 开通时在银行间债券市场有交易债券以及 BC 开通后, 截止 2021 年 12 月 31 日在银行间债券

市场新发行债券的沪深上市公司, 剔除 IPO 终止、退市以及 IPO 申报的企业, 共计 266 家上市公司。

此外, 本文选择交易所债券市场为参照样本, 主要以 2017 年 7 月 3 日 BC 开通时在交易所债券市场有交易债券以及 BC 开通后, 截止 2021 年 12 月 31 日在交易所债券市场新发行债券的沪深上市公司为参照样本, 剔除 IPO 终止、退市以及 IPO 申报的企业, 删除与样本重复的企业, 共计 518 家上市公司。

本文对初始样本做了如下处理: 1) 剔除 ST、*ST 样本; 2) 计算会计信息可比性时剔除没有配对公司的样本; 3) 剔除财务数据存在缺失值的样本; 4) 对所有连续变量在 1%和 99%分位点进行缩尾处理。经筛选, 本文最终得到 3580 个样本。本文与债券相关的数据来源于 WIND 数据库, 其他财务数据主要来自于 CSMAR 数据库。

3.2. 变量定义

3.2.1. 被解释变量

模型中的被解释变量(Compacct/Compind)为会计信息可比性, 本文借鉴 De Franco 等(2011)构建的回归模型进行测度。首先, 利用公司 i 第 t 年前连续 16 个季度的数据估计下述模型:

$$\text{Earnings}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \text{Return}_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $\text{Earnings}_{i,t}$ 代表公司 i 在第 t 年各季度净利润与季度初权益市场价值的比值; $\text{Return}_{i,t}$ 代表公司 i 在第 t 年各季度的股票收益率, 以公司 i 过去 16 个季度的连续数据进行回归, 估计出系数 α'_i 和 β'_i 。

其次, 利用回归方程中估计出的系数 α'_i 和 β'_i , 计算各期的预期盈余:

$$E(\text{Earnings})_{i,i,t} = \alpha'_i + \beta'_i \text{Return}_{i,t} \quad (2)$$

$$E(\text{Earnings})_{i,j,t} = \alpha'_j + \beta'_j \text{Return}_{i,t} \quad (3)$$

再次, 定义公司 i 和公司 j 之间的会计信息可比性($\text{CompAcct}_{i,j,t}$)为公司 i 和公司 j 各期预期盈余的差值取绝对值后, 计算过去 16 个季度的加权平均数并取相反数(取相反数保证 $\text{CompAcct}_{i,j,t}$ 数值越大, 会计信息可比性越高), 具体如下:

$$\text{CompAcct}_{i,j,t} = -1/16 \times \sum_{t-15}^t |E(\text{Earnings})_{i,i,t} - E(\text{Earnings})_{i,j,t}| \quad (4)$$

最后, 计算公司 i 在 t 年度与同行业所有其他公司的会计信息可比性的平均值(Compacct)和中位数(Compind)作为公司 i 当年的会计信息可比性。进一步测试中, 借鉴谢盛纹和刘杨晖(2016), 基于公式(4)计算得出的目标公司与同年度同行业内其他公司的会计信息可比性并排序后, 取前四大的加权平均值(Comp4)和前十大加权平均值(Comp10)作为衡量公司 i 当年会计信息可比性的指标。

3.2.2. 解释变量

本文的解释变量主要为三个虚拟变量。

首先, 为区别 BC 标的公司和非标的公司, 以对比 BC 的开通对上市公司会计稳健性的影响, 本文设置了公司虚拟变量 Bond。Bond = 1, 表示该公司在研究样本内一直属于“债券通”标的; Bond = 0, 表明该公司不是 BC 标的, 是本文的对照样本。

其次, 为了划分 BC 开通时点前后样本区间, 以对照开通前后公司会计稳健性的变化情况, 本文设置了时间虚拟变量 Post。Post = 1, 表明该时段或时点的数据为 BC 开通后的; Post = 0, 则该数据反映开通前的情况。

本文最重要的解释变量为 Bond × Post 的交乘项, 用于反映 BC 标的和开通时点二者对上市公司会计信息可比性的共同影响。

3.2.3. 控制变量

参考 De Franco 等、谢盛纹和刘杨晖的研究思路, 本文控制了以下变量: 公司规模(Size)、总资产收益率(Roa)、资产负债率(Debt)、每股收益(Eps)、高管持股比例(Ggstk), 同时控制行业(Ind)与年份(Year)固定效应。

1) 公司规模(Size): 以年末总资产的自然对数来衡量。公司规模越大的公司其经营业务越复杂, 与业务单一的公司相比, 其会计政策选择更具多样性。因此本文预期会计信息可比性与公司规模呈负相关关系。

2) 总资产收益率(Roa): 即净利润占总资产的比重。通常盈利能力强的公司可通过盈利来偿债, 违约风险较低, 因此会计信息可比性较高。本文预期会计信息可比性与公司总资产收益率呈正相关关系。

3) 资产负债率(Debt): 即期末负债总额占资产总额的比重。通常资产负债率高意味着公司财务风险较大, 可能会面临债务到期后无法偿还的问题, 管理层操纵盈余的可能性相应增加, 会计信息可比性降低。本文预期会计信息可比性与资产负债率呈负相关关系。

4) 每股收益(Eps): 即税后利润与股本总数的比值。通常每股收益代表公司获利能力, 每股收益越高表明公司获利能力越强, 由于管理层可以通过多种方式来操纵每股收益的数值, 比如可以通过回购股票来减少流通股数量, 进而在相同收益水平下夸大每股收益的数值, 而且, 管理层为了体现自身经营管理能力, 在遵守会计准则基础上利用会计政策的变化对公司向外报告的会计收益进行调整。本文预期会计信息可比性与每股收益呈负相关关系。

5) 高管持股比例(Ggstk): 年末公司全部高级管理人员(除董事、监事以外)所持有股票总数占总股本的比值。高管持股能够缓解管理层和所有者之间的委托代理问题, 高管持股比例越高, 管理层机会主义行为的可能性相应降低, 会计信息披露的可比性越高。本文预期会计信息可比性与高管持股比例呈正相关关系。

本文变量如表 1 所示。

Table 1. Variable definition

表 1. 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	会计可比性	Compacct	会计信息可比性的平均值, 借鉴 De Franco 等(2011)的回归模型计算所得
	会计可比性	Compind	会计信息可比性的中位数, 借鉴 De Franco 等(2011)的回归模型计算所得
解释变量	“债券通”标的	Bond	公司范围虚拟变量, 对于“债券通”开通后的研究时点, 在该研究时点为“债券通”标的的公司, Bond = 1, 否则 Bond = 0
	“债券通”开通	Post	时间范围虚拟变量, 对于“债券通”正式开通之后的期间, 即自 2017 年 7 月 3 日起直至研究结束, Post = 1; 否则, Post = 0
	交乘项	Bond × Post	公司范围与时间范围两个虚拟变量的交乘项, 仅在参与“债券通”及在“债券通”正式实施后取值 1
控制变量	公司规模	Size	年末总资产的自然对数
	总资产收益率	Roa	净利润占总资产的比重
	资产负债率	Debt	期末负债总额占资产总额的比重
	每股收益	Eps	税后利润与股本总数的比值
	高管持股比例	Ggstk	年末公司全部高级管理人员(除董事、监事以外)所持有股票总数占总股本的比值

3.3. 模型构建

本文借鉴 De Franco 等(2011)、罗棧心等(2018)的研究思路, 构建以下双重差分(DID)模型, 检验 BC 交易机制实施对上市公司会计信息可比性的影响。为检验假设 H1, 本文回归模型如下, 公式 5 中, $\text{Post} \times \text{Bond}$ 的回归系数 α_3 反映了 BC 实施后标的公司在政策前后会计信息可比性的变化。根据假设 H1, 本文预期 α_3 显著为正, 即 BC 的实施会使上市公司会计信息可比性提升。

$$\begin{aligned} \text{Compacct}_{i,t} / \text{Compind}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Post}_{i,t} + \alpha_2 \text{Bond}_{i,t} + \alpha_3 \text{Post}_{i,t} \times \text{Bond}_{i,t} + \alpha_4 \text{Size}_{i,t} + \alpha_5 \text{Roa}_{i,t} \\ & + \alpha_6 \text{Debt}_{i,t} + \alpha_7 \text{Eps}_{i,t} + \alpha_8 \text{Ggstk}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Ind} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

4. 实证分析

4.1. 描述性统计及相关性分析

表 2 为描述性统计结果, 由表可知, 经过缩尾处理后的被解释变量(Compacct)最小值为-0.058, 均值为-0.015, 最大值为-0.004, 标准差为 0.009; (Compind)最小值为-0.055, 均值为-0.013, 最大值为-0.003, 标准差为 0.009, 离散程度小。虚拟变量 BC 标的(Bond)这一变量的均值为 0.39, 表明有 39%的样本为 BC 标的样本, 61%的样本为非 BC 标的, 说明实验组与参照组的样本数据量较为平衡; 公司规模(Size)的最小值为 20.83, 最大值为 27.66, 标准差为 1.41, 差异较大的原因主要是由于样本包括主板、中小企业板和创业板三大板块, 其中中小板和创业板的公司规模普遍偏小。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	25 分位	50 分位	75 分位
Compacct	-0.015	0.009	-0.058	-0.004	-0.018	-0.013	-0.009
Compind	-0.013	0.009	-0.055	-0.003	-0.016	-0.010	-0.007
Bond	0.392	0.488	0.000	1.000	0.000	0.000	1.000
Post	0.615	0.487	0.000	1.000	0.000	1.000	1.000
Roa	0.036	0.045	-0.132	0.179	0.015	0.031	0.054
Eps	0.511	0.704	-1.584	3.496	0.164	0.374	0.723
Lev	0.564	0.175	0.119	0.900	0.450	0.576	0.690
Size	23.76	1.410	20.830	27.660	22.770	23.670	24.610
Ggstock	0.032	0.093	0.000	0.498	0.000	0.000	0.004

表 3 为主要变量的相关性分析结果, 由表可知, 被解释变量 Compacct、Compind 与解释变量 $\text{Bond} \times \text{Post}$ 存在显著的关系, 初步证明了债券通交易机制的实施与会计信息可比性之间存在显著相关性, 同时解释变量 $\text{Bond} \times \text{Post}$ 与控制变量 Size、Roa、Lev、Eps、Ggstock 之间的相关系数均小于 0.5, 说明两者之间不存在严重的多重共线性, 被解释变量 Compacct、Compind 与控制变量的相关系数均存在显著的关系, 说明控制变量对被解释变量具有显著的影响, 同时表明控制变量的选取较合适, 后文将通过多元线性回归分析来进一步解释债券通交易机制的实施与上市公司会计信息可比性之间的关系。

Table 3. Pearson correlation coefficient of variables
表 3. 主要变量的 Pearson 相关系数

	Compacct	Compind	BondPost	Roa	Eps	Lev	Size	Ggstock
Compacct	1							
Compind	0.973***	1						
BondPost	-0.180***	-0.164***	1					
Roa	0.221***	0.200***	-0.054***	1				
Eps	-0.100***	-0.129***	0.123***	0.702***	1			
Lev	-0.362***	-0.360***	0.158***	-0.488***	-0.111***	1		
Size	-0.380***	-0.393***	0.399***	-0.074***	0.289***	0.468***	1	
Ggstock	0.152***	0.160***	-0.128***	0.082***	-0.0220	-0.193***	-0.313***	1

4.2. 回归分析

本文首先检验 BC 的实施是否对提升标的公司的会计信息可比性具有积极效应。按“是否为‘债券通’标的(Bond)”及“‘债券通’开通时点的前后(Post)”设置解释变量,以会计信息可比性的平均值 Compacct 和中位数 Compind 作为被解释变量,以检验 BC 政策的实施是否能提高上市公司会计信息可比性。表 4 为公式 5 的回归结果。

Table 4. Regression results
表 4. 回归结果

	(1)	(2)
变量	Compacct	Compind
Bond	-0.000 (-1.14)	-0.001* (-1.76)
Post	0.000 (0.27)	-0.000 (-0.47)
BondPost	0.001** (2.46)	0.002*** (3.05)
Roa	0.052*** (10.73)	0.057*** (11.36)
Eps	-0.003*** (-9.35)	-0.003*** (-10.89)
Lev	-0.005*** (-4.40)	-0.004*** (-3.92)

Continued

Size	-0.001*** (-9.19)	-0.001*** (-10.02)
Ggstock	0.004*** (2.59)	0.004*** (2.86)
Constant	0.021*** (3.55)	0.029*** (4.67)
Ind	控制	控制
Year	控制	控制
N	3580	3580
Adj R-squared	0.379	0.322

注：括号内为 t 值，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

由表可知，不论是以平均值 *Compacct* 还是中位数 *Compind* 作为被解释变量进行回归分析，交叉项 *Bond × Post* 的系数在 1%和 5%的水平上显著为正，表明在 BC 开通后，BC 标的公司的会计信息可比性有所提高，假设 H1 得到验证，即 BC 的开通与上市公司会计信息可比性正相关。表明 BC 交易机制引入后，标的公司为了吸引境外投资和降低融资成本，经理人在董事会的监管下变得更勤勉、更自觉遵守会计准则；也可能是机构投资者、分析师等多方协同的外部监督加强，约束了公司经理人的自利行为，从而减少会计政策和会计估计选择，提升了公司的会计信息可比性。

控制变量的回归系数和显著性水平侧面也印证了本文回归模型的有效性，总资产收益率(*Roa*)、高管持股比例(*Ggstock*)与会计信息可比性正相关；而公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)和每股收益(*Eps*)与会计信息可比性负相关。其中总资产收益率(*Roa*)的系数显著为正，说明业绩表现良好的上市公司，会计信息可比性越高；高管持股比例(*Ggstock*)的系数显著为正，说明重视股权激励的上市公司，高管持股可以降低信息不对称，有利于提高公司会计信息质量，从而提升会计信息可比性。资产负债率(*Lev*)的系数显著为负，说明高负债的公司会计信息可比性越低，符合预期；公司规模(*Size*)的系数显著为负，表明规模越大的公司，外部投资者信任度较高，同时由于其主营业务及股权结构等更为复杂，外部监管范围相对较小，会计信息可比性更低。

5. 稳健性检验

为了保证实证结果的可靠性，确保研究结论具有一般性而非偶然性，本文通过替换会计信息可比性的测度指标对模型进行多元回归分析，以检验上述研究结论是否依然成立。

基于 Cooper 与 Cordeiro (2008)的研究，投资者在评估一家公司的会计信息可比性时，会更倾向于去参考行业内可比性较高的公司[11]。De Franco 等(2011)提出在行业 M 内，先分别计算出公司 *i* 与其他所有公司之间的可比性，然后取前四个最大值的均值作为公司 *i* 在第 *t* 期的会计信息可比性 *Comp4*；同理取前十个最大值的均值得出 *Comp10* [12]。

谢盛纹等(2016)、张永杰等(2018)以及明泽等(2018)在实证研究中均用上述方法作为稳健性检验，得出了稳健的研究结论。本文使用新的被解释变量 *Comp4* 和 *Comp10* 替代原被解释变量 *Compacct*，解释变量与控制变量保持不变。

Table 5. Regression results of Comp4 and Comp10
表 5. Comp4 与 Comp10 下回归结果

	(1)	(2)
变量	Comp4	Comp10
Bond	-0.000 (-1.26)	-0.001 (-1.63)
Post	-0.000 (-1.01)	-0.000 (-0.99)
BondPost	0.001** (2.32)	0.001*** (2.65)
Roa	0.033*** (9.86)	0.038*** (9.84)
Eps	-0.001*** (-4.45)	-0.001*** (-5.36)
Lev	-0.004*** (-6.01)	-0.005*** (-5.68)
Size	-0.001*** (-7.58)	-0.001*** (-9.22)
Ggstock	0.002* (1.93)	0.003** (2.19)
Constant	0.012*** (2.89)	0.011** (2.26)
Ind	控制	控制
Year	控制	控制
N	3580	3580
Adj R-squared	0.183	0.195

注：括号内为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

在控制了总资产收益率(Roa)、资产负债率(Lev)、每股收益(Eps)、公司规模(Size)、高管持股比例(Ggstock)五个变量以及行业和年度后重新回归分析，结果如表 5 所示，Bond × Post 的系数分别在 1%和 5%的水平上显著为正，主要结论保持不变，表明 BC 交易机制可以显著提升标的公司会计信息可比性。

6. 结论与展望

本文以 2017 年 7 月 3 日上线的 BC 为研究背景，深入研究了 BC 交易机制的实施对我国上市公司会计信息可比性的影响，本文借鉴 De Franco 等(2011)构建的回归模型对会计信息可比性进行测度，引入公司规模、总资产收益率、资产负债率、每股收益以及高管持股比例作为控制变量，通过 DID 回归分析发现，BC 标的公司，会计信息可比性在 BC 交易机制开通后得到了显著提升，通过替换会计信息可比性测度指标进行稳健性检验，结论仍然成立。表明随着 BC 交易机制开通，境外投资者的逐渐涌入，境内资

本市场受到境外资本市场的影响, 制度、秩序方面进一步优化、完善, 而且境外投资者相比境内投资者具有更强的契约意识, 对会计信息质量的要求更高, 因此上市公司为了吸引境外投资会更加重视会计信息可比性。

本文的研究结论对促进我国债券市场健康发展和完善公司信息披露具有重要借鉴意义。希望监管部门进一步加大债券市场开放并规范管理, 通过境外机构投资者等相关主体的多方协同作用, 充分发挥 BC 对上市公司信息生成与披露行为的外部治理效应, 提升上市公司会计信息可比性, 降低信息使用者的信息处理成本, 提高投资融资决策效率。

基金项目

本文受教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC790027)、中央高校基本科研业务费专项资金资助。

参考文献

- [1] 董望, 陈汉文. 内部控制、应计质量与盈余反应——基于中国 2009 年 A 股上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2011(4): 68-78.
- [2] 刘爽. 我国债券市场对外开放的现状、问题和对策探讨[J]. 西南金融, 2019(12): 12-22.
- [3] 彭飞, 朱建林. 中国债券市场对外开放现状、问题与建议[J]. 现代管理科学, 2018(5): 21-23.
- [4] 周荣芳. 深化债券市场对外开放[J]. 中国金融, 2018(14): 58-59.
- [5] 周文渊. 债市互联互通对信息披露的影响[J]. 中国金融, 2020(23): 49-50.
- [6] Rahman, A., Perera, H. and Ganeshanandam, S. (1996) Measurement of Formal Harmonisation in Accounting: An Exploratory Study. *Accounting & Business Research*, **26**, 325-339. <https://doi.org/10.1080/00014788.1996.9729522>
- [7] 盖地, 梁淑红. 非上市公司执行企业会计准则经济后果研究[J]. 江西财经大学学报, 2010(1): 16-20.
- [8] 陈胜蓝, 魏明海. 投资者保护与财务会计信息质量[J]. 会计研究, 2006(10): 28-35+95.
- [9] 郭阳生, 沈烈, 郭枚香. 沪港通改善了上市公司信息环境吗?——基于分析师关注度的视角[J]. 证券市场导报, 2018(10): 35-43+50.
- [10] Johnstone, K., Li, C. and Rupley, K.H. (2011) Changes in Corporate Governance Associated with Revelation of Internal Control Material Weaknesses and Their Subsequent Remediation. *Contemporary Accounting Research*, **28**, 330-388. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2010.01037.x>
- [11] Francis, J.R., Pinnuck, M. and Watanabe, O. (2014) Auditor Style and Financial Statement Comparability. *The Accounting Review*, **89**, 605-633. <https://doi.org/10.2308/accr-50642>
- [12] Adams, R.B. and Ferreira, D. (2012) Regulatory Pressure and Bank Directors' Incentives to Attend Board Meetings. *International Review of Finance*, **12**, 227-248. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2443.2012.01149.x>