

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20230409.202

避税天堂直接投资与企业信息披露质量

——基于年报重述视角的实证研究

魏志华, 向雪漫, 肖曼丽

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 年报重述在上市公司中普遍存在,但鲜有文献从海外投资视角揭示年报重述的影响因素。本文以中国A股上市公司2007—2018年的数据为研究样本,实证检验了避税天堂直接投资对年报重述的影响,并基于信息不对称和代理成本的视角揭示其作用机制和治理机制。研究发现,拥有避税天堂直接投资的上市公司更有可能发生年报重述,在控制其他因素后,避税天堂直接投资公司的年报重述概率要比非避税天堂直接投资公司高15%以上。其原因在于,避税天堂直接投资降低了公司信息透明度、增加了公司代理成本,进而增加了公司年报重述的概率。进一步研究发现,避税天堂直接投资对坏消息类和补充公告类年报重述的正向影响更加明显,也会显著增加年报重述所涉及的领域数量和会计期间数量,而良好的内部控制和外部分析师关注可以发挥公司治理效应,削弱避税天堂直接投资对年报重述的正向影响。本文的研究在理论上有助于深刻理解企业海外投资行为对信息披露质量的影响,在实践中为加强避税天堂投资行为的监管以及完善企业信息披露质量提供了有益启示。

关键词: 避税天堂; 年报重述; 信息不对称; 代理成本; 公司治理

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)03-0088-18

一、引言

良好的信息披露是资本市场健康发展的重要保障。上市公司对外披露信息主要通过发布财务报告的途径实现,被称为“财报补丁”的财务报告重新表述(financial restatement,简称财务重述)就是企业信息披露质量的重要体现之一。近年来,我国上市公司财务重述现象愈演愈烈。财务重述标志着低质量的会计信息,会严重干扰投资者对年报信息的阅读和理解,不利于资本市场的健康发展。财务重述还会造成公司市场价值大幅下滑(GAO, 2002; Palmrose等, 2004; 魏

收稿日期: 2023-03-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(71972163, 71572165, 71790601); 厦门大学2018年度校长基金年度项目(20720181090); 厦门大学中国式现代化专项(20720231051)

作者简介: 魏志华(1983—),男,厦门大学经济学院教授,博士生导师;

向雪漫(1991—),女,厦门大学经济学院博士后(通讯作者, xx14973@163.com);

肖曼丽(1997—),女,厦门大学经济学院硕士研究生。

志华等,2009),影响投资者的信任,并增加公司的融资成本(Hribar和Jenkins,2004;Graham等,2008)和诉讼风险(Palmrose等,2004)。因此,对于财务重述的影响因素的探索,一直以来都是公司财务和会计领域的重要研究话题。

已有文献试图从管理者的自利动机探寻引发公司财务重述的根源。相关研究指出,管理者为了谋取更多有利于自身的收益,有动机通过内幕交易或激进的会计政策粉饰报表、扭曲信息、操纵盈余,降低企业的信息披露质量,进而引发财务重述(Beneish,1999;Efendi等,2007;Burns和Kedia,2008)。其他研究则围绕外部审计(Beasley,1996;Dechow等,1996)、公司治理(黄志忠等,2010;高芳,2016;窦欢等,2021)和股权性质(于鹏,2007;黄志忠等,2010)等方面展开。虽然国内外文献对财务重述的影响因素进行了较为充分的研究,但较少有文献探讨企业的投资行为(例如海外投资行为)对财务报告重述的影响,特别是近年来日益普遍的中国上市公司避税天堂投资现象,其对年报重述有着怎样的影响,无疑是值得深入探讨的话题。

避税天堂直接投资是公司海外投资行为的一种重要方式。许多跨国公司通过在避税天堂进行投资建立子公司等分支机构来参与全球经济活动。研究显示各国在避税天堂持有的财富相当于世界GDP的10%(Alstadsæter等,2018)。避税天堂在全球经济活动尤其是跨国公司海外投资中扮演了重要的角色。近年来中国上市公司到避税天堂进行投资已成为一个普遍现象,并呈快速上升趋势。魏志华和陈逸群(2019)的研究表明,拥有避税天堂直接投资的沪深A股上市公司数量和占比从2003年的74家和7.0%,已升至2018年的1487家和43.73%。值得注意的是,避税天堂投资可能会对企业造成一些不良影响,尤其是对于公司信息透明度具有负面影响。有研究指出避税天堂投资会降低公司的信息透明度,进而增加公司的股价暴跌风险(Choy等,2017),并增加公司的审计费用(魏志华和陈逸群,2019)。年报重述作为公司信息披露质量的重要体现,是否会受到避税天堂投资行为的影响呢?已有研究尚未对这一问题进行回答。

众所周知,上市公司到避税天堂进行投资的一个重要目的就是进行跨国避税(Hines和Rice,1994;Chari和Acikgoz,2016)。为了避免激进的避税行为被税收征管部门发现,公司往往会采取复杂的组织架构和避税手段,这会对公司的信息披露质量造成不利影响。同时,避税天堂的一个重要特征就是缺乏有效的信息交换(Dharmapala,2008),金融信息极度不透明,银行、税务及商业保密程度都非常高(Hines和Rice,1994;Jones和Temouri,2016),这无疑会降低公司的信息透明度(魏志华和陈逸群,2019)。存在私利动机的经理人可能会伺机利用复杂和不透明的避税天堂投资活动攫取私利,并通过粉饰会计报表、模糊账目、扭曲信息等方式掩盖其自利行为,从而进一步对公司的信息披露质量造成负面影响,进而引发年报重述。

基于上述分析,本文旨在较为全面、系统地探索中国上市公司避税天堂直接投资对年报重述的影响。具体而言,避税天堂直接投资是否会增加公司年报重述的概率?其影响机制如何?在何种情况下,避税天堂投资对年报重述的影响更加强烈?哪些治理机制有助于抑制这种影响?对上述一系列问题的回答无疑有助于我们更加清晰地认识中国上市公司避税天堂投资对企业信息披露质量的影响,从而助力企业和资本市场的健康发展,并对经济发展有所裨益。

相比已有文献,本文的研究贡献在于:第一,丰富了我国上市公司财务报告重述影响因素的研究。目前有关财务重述影响因素的文献主要围绕公司的股权结构、高管特征和公司治理等方面展开(例如,Efendi等,2007;于鹏,2007;何威风和刘启亮,2010;高芳,2016),少有文献探讨企业的海外投资行为对财务报告重述的影响,本文的研究对这一领域进行了有益补充。第二,丰富了有关避税天堂直接投资经济后果的研究文献。已有文献主要基于宏观经济影响、避税效果、公司价值和审计费用等视角考察避税天堂直接投资的经济后果(Hines和Rice,1994;Desai等,2006;Choy等,2017;张瑶,2018;刘志阔等,2019;魏志华和陈逸群,2019),本文拓展了

年报重述的研究视角。第三,为进一步加强避税天堂投资监管和完善企业信息披露质量提供了经验证据和参考借鉴。本文基于信息不对称和代理成本的视角提供了避税天堂直接投资影响年报重述的理论解释,并揭示了内部控制和分析师关注的治理效应,为完善我国上市公司避税天堂投资行为的监督治理和提升上市公司的信息披露质量提供了有益的启示。

二、研究假设

(一)避税天堂直接投资与年报重述

在现代企业制度下,公司的所有权和控制权分离,导致股东与经理人之间存在信息不对称和委托代理问题(Jensen和Meckling, 1976)。由于两权分离,股东虽然拥有对公司的控制权,但公司的经营权却委托给经理人来行使。经理人虽然代表公司行使公司决策权,但并不承担经营风险,由此产生了委托代理关系。在两权分离的情况下,委托人与代理人之间的利益需求出现了差异,代理人并不一定会完全依照委托人的利益行事,代理人为了追求自身利益最大化,可能采取某些自利行为,损害股东利益,由此产生管理者代理问题。而信息不对称等外在因素则加剧了管理者追求私利的可能性。

信息披露作为管理者将公司经营状况传递给外部投资者的重要途径,对于保护投资者利益至关重要。在两权分离的环境下,公司管理者有动机也有能力操纵公司的信息披露行为。理论上可以预期,避税天堂直接投资可能会诱发管理者的自利活动,降低公司信息披露质量,增加公司年报重述的概率。这是因为,一方面,避税天堂投资为管理者从事自利活动提供了天然的“保护伞”。管理者可能会通过避税天堂创造的隐秘环境从事一系列机会主义活动,并通过模糊企业账目、粉饰报表等方式掩盖其自利行为,从而降低会计信息披露的透明度和财务报告的信息含量,这将导致公司年报重述的概率增加。另一方面,避税天堂投资通常被认为是一种激进的避税行为,许多上市公司在避税地进行投资的背后都潜藏着公司利润转移、规避税收的目的(Hines和Rice, 1994; Desai等, 2006; 张瑶, 2018; 刘志阔等, 2019)。为了避免避税行为被发现,这些公司往往会通过繁琐和不公开的交易活动来掩盖其避税行为。尤其是激进的避税活动,更是会增加企业组织结构和业务活动的复杂性,并造成会计处理的复杂化和模糊化,从而降低会计信息披露的透明度和财务报告的信息含量,这也可能增加公司年报重述的概率。^①基于以上分析,本文提出假设1:

H1: 上市公司拥有避税天堂直接投资,更有可能发生年报重述。

(二)作用机制分析:基于信息不对称和代理成本的视角

理论上可以预期,避税天堂直接投资会降低公司的信息透明度,并增加公司的第一类代理成本,进而引发年报重述。一方面,从信息不对称视角来看,公司的信息不透明是引发财务重述的一个重要诱因。已有研究认为,企业避税活动会增加企业财务报表的复杂性和模糊性,降低企业的信息透明度,加剧企业内外部信息不对称程度(陈冬和唐建新, 2012; 叶康涛和刘行, 2014)。为了避免避税行为被税务部门发现,企业往往会借助复杂、隐秘的手段实现避税,在主观或客观上增加财务信息的理解难度或隐藏部分信息,最终导致财务报表可读性下降(Frank等, 2009)。而避税天堂直接投资背后的一个关键动机就是避税,跨国公司通常利用各国

^①理论上,拥有避税天堂投资的企业为了降低被稽查或监管的风险,也有可能提高信息披露质量。不过,从已有研究来看,现有文献普遍支持企业避税和避税天堂投资均会降低企业信息披露质量。大部分关于企业避税的文献认为,企业避税活动会增加财务报表的复杂性和模糊性,降低企业的信息透明度(陈冬和唐建新, 2012; 叶康涛和刘行, 2014)。为了避免避税行为被税务部门发现,企业往往会借助复杂、隐秘的手段实现避税,在主观或客观上增加财务信息的理解难度或隐藏部分信息,最终导致财务报表可读性下降(Frank等, 2009)。并且,大部分关于企业避税天堂投资的文献也认为避税天堂投资会降低公司的信息透明度(Morck等, 2008; 魏志华和陈逸群, 2019)。基于上述考虑,本文认为从理论和实践来看,避税天堂投资更有可能增加而非降低公司年报重述的概率。

税制差异设计激进的税收安排。并且公司利用避税天堂避税的手段多种多样,具有复杂性和专业性等特点,常用的包括转让定价、资本弱化、关联销售公司和无形资产转移等,这些避税手段会在很大程度上导致公司组织架构复杂化,进而降低信息透明度和财务报告的可读性。此外,避税天堂本身也具有金融信息极度不透明、保密程度非常高、无实质性经营要求等特点(Hines和Rice,1994;Dharmapala,2008;GAO,2008;Jones和Temouri,2016),这无疑会进一步增加公司内外部的信息不对称程度(Morck等,2008;魏志华和陈逸群,2019),降低公司的信息透明度,进而增加公司发生年报重述的风险。

另一方面,从代理成本的视角来看,公司管理者的自利动机是导致上市公司进行财务重述的主要内部原因,管理者往往出于并购、晋升、粉饰业绩等多种原因而操纵会计信息,进而导致公司财务重述(Efendi等,2007;Harris和Bromiley,2007;Agrawal和Cooper,2015)。避税天堂直接投资可能会诱发管理者的自利活动。首先,避税天堂投资为管理者从事自利活动提供了更加便利的条件。在现代企业两权分离的情况下,管理者作为公司的直接经营者,其受到的监督并不充分,而避税天堂投资的空间距离、复杂性和隐秘性又进一步增加了外部股东对管理者进行监督的难度和信息搜寻成本,降低了管理者从事机会主义行为的边际成本,从而加剧了管理者攫取私利的动机,也因此加剧了管理者与股东之间的代理冲突和代理成本。其次,避税天堂投资的节税效应又使得管理者拥有了更多的可支配现金,这可能会诱发管理者的在职消费(廖歆欣和刘运国,2016)、帝国建设(Jensen,1986)、过度投资(Opler等,1999)等,加剧公司的代理问题和代理成本。此外,由于避税本身不具有合法性,管理者所获得的薪酬往往并没有包括对承担避税风险的补偿(Chen和Chu,2005)。因此,管理者可能会伺机利用复杂和不透明的避税天堂投资活动来为自己获取额外的利益,以补偿其承担的避税风险,并采取粉饰调整会计科目、模糊账目、操纵会计信息等手段掩盖其不当行为。在这一过程中,管理者将逐渐偏离公司整体利益最大化的目标,加剧公司的代理冲突,年报重述的风险也随之上升。基于以上分析,本文提出假设2:

H2a:避税天堂直接投资会降低公司的信息透明度,进而增加公司发生年报重述的概率。

H2b:避税天堂直接投资会增加公司的代理成本,进而增加公司发生年报重述的概率。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文的初始样本包括2007—2018年中国A股上市公司。^①为确保研究数据的有效性,本文按照以下标准进行筛选:(1)剔除金融行业上市公司;(2)剔除交易状态为ST、*ST的公司;(3)剔除关键变量缺失的公司。最后获得3197家上市公司共23033个样本观测值。为避免极端值对研究结果的影响,本文对所有连续变量按1%和99%分位进行了缩尾处理。上市公司年报重述相关数据来自于Wind数据库,依次通过数据库中“股票—公司公告—财务报告—补充更正”板块,检索股票代码获取每家上市公司历年发布的重述报告,具体分为补充报告、更正报告及补充更正报告。手动检索3197家符合条件的上市公司,针对每家上市公司依次阅读其观察期(2007—2018)内每年披露的年报重述公告,分析年报重述涉及的年份、重述内容、重述动因及经济影响后果,按年归纳、主观识别,并手工整理得到相关数据。其余研究数据主要来自于CSMAR数据库。

^①本文的研究数据起始于2007年,原因在于,2007年1月1日起,《企业会计准则第28号——会计政策、会计估计变更和会计差错更正》开始实施,该准则首次正式提出了“追溯重述”的概念,预示着财务报告重述制度的正式建立。

(二)变量定义

1.因变量。本文的因变量为年报重述(*Restate*),即年度财务报表重新表述。由于年度内其他定期财务报告的更正频繁琐碎且往往不会对上市公司信息披露产生太大影响,因此本文年报重述仅包含年度报告重述,不包含季报和半年报重述。由技术类问题导致的年报重述具有随机性和偶然性,与企业避税天堂直接投资并无直接关系,而由国家会计政策变更导致的年报重述则对所有企业普遍适用,也和企业避税天堂直接投资并无直接关系,因此本文将上述两类年报重述予以剔除。当上市公司当年发生年报重述时,则*Restate*取1,否则取0。

2.自变量。本文的自变量为避税天堂直接投资(*Havens*)。学术界常见的避税地名单有三种标准:(1)OECD标准,即经济合作与发展组织确定的避税地名单(OECD,1998);(2)USA标准,即美国在《停止滥用税收天堂法案》中确定的一份避税地名单(Bennedsen和Zeume,2018);(3)Hines标准,即Hines(2010)在其研究中确定的避税地名单。以上避税地名单所涵盖的避税地大同小异。参照魏志华和陈逸群(2019)的研究,本文将同时使用OECD标准和USA标准,采用Hines标准进行稳健性检验。若公司当年在避税天堂名录中的地区拥有直接持股比例不低于10%的控股或参股公司,则认为公司拥有避税天堂直接投资,*Havens*取值为1,否则取0。

3.中介变量。本文的中介变量为企业的信息透明度和第一类代理成本(股东与经理人之间的代理成本)。借鉴魏志华和陈逸群(2019),我们采用上交所和深交所发布的上市公司信息披露质量评级衡量信息透明度,对评级结果优秀(A)、良好(B)、合格(C)、不合格(D)依次取值为4、3、2、1,其值越高代表公司的信息披露质量越高,即信息透明度越高。目前,学术界对于第一类代理成本的衡量主要采用管理费用率和总资产周转率。本文选择管理费用率作为衡量指标,这是因为避税引起的税后自由现金流很可能被管理层通过在职消费等形式转移,而管理费用则是与管理层行为联系最密切的费用指标。相比于总资产周转率受公司规模、经营风险、行业特征等诸多噪声因素影响,管理费用率可能是更合适的代理变量(魏志华等,2012)。因此,本文参照魏志华等(2012),采用管理费用率衡量第一类代理成本(*MAC*),具体等于管理费用除以主营业务收入,其值越高表明第一类代理成本越高。

4.控制变量。借鉴已有研究,本文在模型中加入了影响公司财务重述的相关因素作为控制变量。其中,公司特征变量包括公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*ROA*)、公司成长性(*Growth*)、流动比率(*Lratio*);内外部治理变量则包括董事会规模(*BSize*)、内部控制指数(*IC*)、是否“四大”审计(*Big4*)、审计意见(*Audit*)。此外,本文还加入了年度、行业和地区虚拟变量。全文主要变量的详细定义见表1。

(三)回归模型

1.基准回归模型。为检验避税天堂直接投资对公司年报重述的影响,本文构建如下模型:

$$\begin{aligned} Restate_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Havens_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry \\ & + \sum Province + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,因变量*Restate*表示公司是否发生年报重述,发生则取1,否则取0。^①解释变量*Havens*表示避税天堂直接投资,分别用*Havens1*和*Havens2*进行衡量。*Controls*为前文提到的所有控制变量,*Year*、*Industry*和*Province*分别代表年份、行业和省份固定效应, ε 为残差项。模型(1)采用普通Logit模型进行回归,同时使用Probit模型进行稳健性检验。本文对所有回归的标准误进行了公司层面的聚类(cluster)调整。理论上可以预期,在模型(1)中若*Havens*的回归系数显著为正,则说明上市公司避税天堂投资会增加公司发生年报重述的概率,即假设H1得到支持。

^①考虑到年报重述是发生在会计年度之后的年份,所以此处未对*Restate*进行滞后一期处理。

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
因变量	是否年报重述	<i>Restate</i>	公司发布年报补充更正报告时取1, 否则取0
自变量	是否在避税天堂投资	<i>Havens1</i>	公司在OECD名单中的避税地拥有直接持股比例不低于10%的控股或参股公司时取1, 否则取0
		<i>Havens2</i>	公司在USA名单中的避税地拥有直接持股比例不低于10%的控股或参股公司时取1, 否则取0
中介变量	信息透明度	<i>Infor</i>	根据沪深交易所信息披露质量评级结果, 对优秀(A)、良好(B)、合格(C)、不合格(D)依次取值为4、3、2、1
	第一类代理成本	<i>MAC</i>	管理费用/营业收入
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	财务杠杆	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	流动比率	<i>Lratio</i>	流动资产/流动负债
	公司成长性	<i>Growth</i>	主营业务收入增长率
	董事会规模	<i>BSize</i>	董事会人数
	内部控制质量	<i>IC</i>	迪博内控指数加1后取自然对数
	是否“四大”审计	<i>Big4</i>	公司国内审计事务所是“四大”时取1, 否则取0
	审计意见	<i>Audit</i>	审计意见为标准无保留时取1, 否则取0
	年份虚拟变量	<i>Year</i>	12个研究年度取11个年份虚拟变量
行业虚拟变量	<i>Industry</i>	证监会行业分类19个行业取18个行业虚拟变量	
地区虚拟变量	<i>Province</i>	根据32个行政区设置31个地区虚拟变量	

2. 中介效应模型。为检验信息透明度和代理成本在避税天堂直接投资对年报重述的影响中是否发挥了中介作用, 本文参照温忠麟和叶宝娟(2014)的设计, 构建了如下回归模型:

$$Mediator_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Havens_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Restate_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Havens_{i,t} + \gamma_2 Mediator_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, *Mediator*表示本文的中介变量, 具体包括信息透明度(*Infor*)和第一类代理成本(*MAC*), 其余变量和模型设定与模型(1)一致。如果模型(1)中 β_1 是显著的, 则只需要观测模型(2)中 α_1 和模型(3)中 γ_2 的显著性。若 α_1 和 γ_2 均显著, 或是至少有一个不显著, 但bootstrap检验置信区间不包含0, 则证明信息透明度*Infor*和代理成本*MAC*具有中介效应。理论上可以预期, 模型(2)中*Havens*的回归系数 α_1 和模型(3)中*Mediator*的回归系数 γ_2 都显著为正, 说明避税天堂直接投资通过影响公司的信息透明度和代理成本, 进而影响公司发生年报重述的概率, 即假设H2得到支持。

四、实证分析与稳健性检验

(一)描述性统计特征

表2报告了本文主要变量的描述性统计。年报重述(*Restate*)的均值为0.1124, 这意味着本文研究样本中约有11.24%的公司发生了年报重述, 这一比例并不低, 显示出我国上市公司的信息披露质量还有进一步改善的空间。*Havens1*和*Havens2*的均值分别是0.3297和0.3237, 说明本文的研究样本中有接近三分之一的上市公司拥有避税天堂直接投资, 同时也可以看出, 不管是采用OECD标准还是USA标准来衡量避税天堂直接投资, 它们的均值和标准差都非常接近。其他主要变量的统计结果与已有研究基本类似, 不再赘述。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Restate</i>	23 033	0.1124	0.3159	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Havens1</i>	23 033	0.3297	0.4701	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Havens2</i>	23 033	0.3237	0.4679	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Infor</i>	16 519	3.0550	0.6141	1.0000	3.0000	4.0000
<i>MAC</i>	23 033	0.0975	0.0975	0.0065	0.0761	1.1420
<i>IC</i>	23 033	6.4940	0.1328	5.8420	6.5150	6.8100
<i>Analyst1</i>	23 033	7.4480	9.1940	0.0000	4.0000	40.0000
<i>Analyst2</i>	23 033	15.1100	21.2800	0.0000	6.0000	101.0000
<i>Size</i>	23 033	22.0800	1.2840	19.2300	21.9100	25.9600
<i>ROA</i>	23 033	0.0390	0.0534	-0.2169	0.0352	0.2104
<i>Lev</i>	23 033	0.4447	0.2081	0.0479	0.4420	0.9787
<i>Lratio</i>	23 033	2.2740	2.4330	0.2374	1.5520	18.5400
<i>Growth</i>	23 033	0.2193	0.5367	-0.6085	0.1254	4.0240
<i>BSize</i>	23 033	8.7630	1.7470	5.0000	9.0000	15.0000
<i>Big4</i>	23 033	0.0593	0.2362	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Audit</i>	23 033	0.9773	0.1490	0.0000	1.0000	1.0000

(二) 避税天堂直接投资与年报重述

表3为模型(1)的回归结果,即检验了避税天堂直接投资(*Havens1*、*Havens2*)对企业年报重述(*Restate*)的影响。结果显示,*Havens1*和*Havens2*的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明不管是采用OECD标准还是USA标准进行衡量,在避税天堂进行直接投资的上市公司其发生年报重述的概率均显著更高。从经济意义上看,*Havens1*(*Havens2*)的估计系数等于0.1543(0.1630),这意味着相比于没有在避税天堂进行投资的上市公司,在避税天堂进行直接投资的上市公司其年报重述的概率要高出15.43%(16.30%)。可以说,避税天堂直接投资对年报重述的影响不管是在统计意义上还是经济意义上均显著,可见假设1得到支持。上述实证结果表明,避税天堂直接投资的确会给企业带来不利影响。它在给企业带来避税收益的同时,也展现出了“双刃剑”的另一面。现有研究证明避税天堂直接投资会增加公司股价暴跌的风险(Choy等,2017),并增加其审计费用(魏志华和陈逸群,2019),而本文的发现则从信息披露质量的视角进一步为其负面影响提供了实证证据。

表3 避税天堂直接投资与年报重述

变量	<i>Restate</i> (1)	<i>Restate</i> (2)
<i>Havens1</i>	0.1543*** (2.760)	
<i>Havens2</i>		0.1630*** (2.889)
<i>Size</i>	-0.0660** (-2.424)	-0.0669** (-2.458)
<i>ROA</i>	0.8483* (1.875)	0.8503* (1.879)
<i>Lev</i>	0.5833*** (3.509)	0.5835*** (3.509)
<i>Lratio</i>	-0.0016 (-0.121)	-0.0015 (-0.120)
<i>Growth</i>	0.0801** (2.101)	0.0799** (2.096)
<i>BSize</i>	-0.0028 (-0.191)	-0.0030 (-0.202)
<i>IC</i>	-2.5206*** (-15.554)	-2.5213*** (-15.558)
<i>Big4</i>	-0.0499 (-0.426)	-0.0493 (-0.421)
<i>Audit</i>	0.0903 (0.648)	0.0918 (0.659)
<i>Constant</i>	15.1486*** (13.551)	15.1712*** (13.571)
年份、行业、省份	YES	YES
<i>N</i>	23 033	23 033
<i>Pseudo R</i> ²	0.0493	0.0494

注:括号内为 t 统计值,标准误经企业层面聚类(cluster)调整;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(三)中介效应检验

表4的A栏和B栏分别检验了假设H2a和H2b,即信息透明度(*Infor*)和代理成本(*MAC*)在避税天堂直接投资(*Havens1*、*Havens2*)对年报重述(*Restate*)的影响中是否具有中介效应。A栏第(1)列和第(2)列为模型(2)的回归结果,第(3)列和第(4)列为模型(3)的回归结果。由A栏前两列的结果可知,*Havens*的估计系数在1%的水平上显著为负,表明进行避税天堂直接投资的上市公司其信息透明度显著更低。第(3)列和第(4)列的结果显示,*Havens*的回归系数显著为正,*Infor*的回归系数显著为负,并且*Sobel Z*值也显著,表明信息透明度发挥了中介作用,支持了假设H2a。也就是说,避税天堂直接投资确实会降低公司的信息透明度,进而引发了公司年报重述。

表4 中介效应检验

A栏:信息透明度的中介效应				
变量	<i>Infor</i>		<i>Restate</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Havens1</i>	-0.0352*** (-3.485)		0.0166*** (2.839)	
<i>Havens2</i>		-0.0323*** (-3.183)		0.0172*** (2.926)
<i>Info</i>			-0.0410*** (-9.085)	-0.0411*** (-9.091)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	16 519	16 519	16 519	16 519
<i>Adj. R</i> ²	0.2163	0.2162	0.0419	0.0420
<i>Sobel Z-statistic</i>			3.254***	3.004***
B栏:代理成本的中介效应				
变量	<i>MAC</i>		<i>Restate</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Havens1</i>	0.0065*** (4.855)		0.0147*** (2.935)	
<i>Havens2</i>		0.0056*** (4.199)		0.0154*** (3.070)
<i>MAC</i>			0.0516* (1.726)	0.0518* (1.734)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	23 033	23 033	23 033	23 033
<i>Adj. R</i> ²	0.2783	0.2781	0.0338	0.0338
<i>Sobel Z-statistic</i>			1.736*	1.707*

注:括号内为*t*统计值,标准误经企业层面聚类(cluster)调整;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。限于篇幅未报告相关控制变量、年份、行业与省份虚拟变量以及截距项的回归结果。

同样地,表4的B栏第(1)列和第(2)列的结果显示,*Havens*的估计系数在1%的水平上显著为正,表明进行避税天堂直接投资的上市公司其第一类代理成本显著更高。B栏第(3)列和第(4)列的结果显示,*Havens*和*MAC*的回归系数均显著为正,并且*Sobel Z*值也显著,表明代理成本发挥了中介作用,支持了假设H2b。由此可见,管理层的确会伺机利用公司避税天堂投资从事自利活动,导致公司代理成本增加,进而增加了公司年报重述的风险。

(四)稳健性检验

为了使上述结论更具有说服力,本文进行了如下稳健性检验。

1. 替换解释变量

前文的研究采用了OECD和USA避税地名单来度量避税天堂直接投资,本文还进一步采用Hine(2010)标准进行衡量,如果公司在Hines(2010)避税地名录中进行直接投资,则*Havens3*取值为1,否则取0。再以*Havens3*作为解释变量,重复前文研究,假设1和假设2的结果展示在表5的A栏,假设3的结果展示在表5的B栏。结果显示,即便采用不同的避税地名单测度避税天堂直接投资,本文的主要结论依然稳健。

表5 稳健性检验:更换避税地标准

A栏:检验假设1和假设2					
变量	假设1	假设2			
	<i>Restate</i>	<i>Infor</i>	<i>MAC</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Havens3</i>	0.1499*** (2.692)	-0.0358*** (-3.546)	0.0067*** (5.017)	0.0167*** (2.860)	0.0142*** (2.844)
<i>Infor</i>				-0.0410*** (-9.083)	
<i>MAC</i>					0.0460* (1.858)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业 and 地区	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	23 033	16 519	23 033	16 519	23 033
<i>Pseudo R</i> ² / <i>Adj. R</i> ²	0.0493	0.2163	0.2783	0.0419	0.0338
<i>Sobel Z</i> -statistic				3.303***	1.743*
B栏:检验假设3					
变量	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>		
	(1)	(2)	(3)		
<i>Havens3</i>	5.6981*** (2.945)	0.2081*** (3.071)	0.2084*** (3.206)		
<i>Havens3</i> × <i>IC</i>	-0.8588*** (-2.871)				
<i>Havens3</i> × <i>Analyst1</i>		-0.0080 (-1.535)			
<i>Havens3</i> × <i>Analyst2</i>			-0.0039* (-1.777)		
控制变量	YES	YES	YES		
年份、行业 and 地区	YES	YES	YES		
<i>N</i>	23 033	23 033	23 033		
<i>Pseudo R</i> ² / <i>Adj. R</i> ²	0.0499	0.0495	0.0495		

2. 变换实证模型

前文的研究中采用了Logit回归模型检验假设1和假设3,我们采用Probit回归模型重新检验假设1和假设3。结果如表6所示,假设1和假设3依然成立,表明本文的主要结论不受模型选择的影响。

3. 剔除部分研究样本

考虑到重要的会计准则或内部控制制度的变化可能会对公司的年报重述造成影响,本文将敏感年份分别剔除后再进行稳健性检验。2007年1月1日起,《会计准则第28号——会计政策、会计估计变更和差错更正》开始实施。2008年5月22日,财政部印发了《企业内部控制基本规范》,并从2009年7月1日起在上市公司范围内施行。同时考虑到2007年开始的金融危机具有持续性影响,本文将2007年、2008年和2009年视为敏感年份,并分别剔除2007年、2007—2008年、

2007—2009年的样本数据后再对模型(1)进行回归。结果如表7所示, *Havens1*的回归系数在三列中均显著为正(*Havens2*、*Havens3*的实证结果类似,限于篇幅未报告),可见即便是剔除了敏感年份,本文的主要结论依然稳健。

表6 稳健性检验:更换Probit模型

变量	假设1		假设3		
	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Havens1</i>	0.0786*** (2.702)	0.1020*** (3.114)	3.1538*** (2.867)	0.1163*** (3.243)	0.1147*** (3.339)
<i>Havens1</i> × <i>IC</i>			-0.4751*** (-2.798)		
<i>Havens1</i> × <i>Analyst1</i>				-0.0050* (-1.870)	
<i>Havens1</i> × <i>Analyst2</i>					-0.0024** (-2.064)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	23 033	21 986	23 033	23 033	23 033
<i>Pseudo R</i> ²	0.0498	0.0523	0.0503	0.0500	0.0501

表7 稳健性检验:剔除敏感年份

变量	剔除2007年	剔除2007—2008年	剔除2007—2009年
	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Havens1</i>	0.1465*** (2.578)	0.1502*** (2.585)	0.1681*** (2.854)
控制变量	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES
<i>N</i>	21 945	20 744	19 448
<i>Pseudo R</i> ²	0.0487	0.0508	0.0541

4.基于年报重述年份的稳健性检验

考虑到公司发生年报重述未必是针对当年年报,鉴于此,本文还针对年报重述的实际年份进行了稳健性检验。举例来说,如果公司在2022年发生了年报重述,针对的是2020年年报,那么我们就以2020年作为年报重述年份,同时考虑到避税天堂直接投资的影响可能存在滞后性,我们检验2019年的避税天堂直接投资是否影响2020年年报被重述的概率。实证结果见表8,可以看出,*Havens1*、*Havens2*和*Havens3*的估计系数均在5%的水平上显著为正。这说明基于年报重述年份进行回归,本文的主要研究结论依旧稳健。

5.内生性问题处理

前文的研究已经证实了避税天堂直接投资与年报重述之间存在显著的正相关关系,但这一结果可能受到遗漏变量或互为因果等内生性问题的干扰,为此,本文采用以下方法缓解内生性问题。

(1)倾向得分匹配(PSM)。我们选择公司特征和内外部治理等变量作为匹配变量,采用最近邻匹配法,将拥有避税天堂直接投资的样本公司与没有在避税天堂投资的公司进行1:1配对,然后使用匹配后的样本重复本文的主效应回归,结果展示在表9。表9显示,*Havens*的估计系数在三列中均显著为正,表明在采用PSM缓解内生性问题的干扰之后,避税天堂直接投资依然

会显著增加公司发生年报重述的概率。^①

表 8 基于年报重述年份的稳健性检验

变量	Restate	Restate	Restate
	(1)	(2)	(3)
<i>Havens1</i>	0.1656** (2.428)		
<i>Havens2</i>		0.1724** (2.515)	
<i>Havens3</i>			0.1714** (2.527)
控制变量	YES	YES	YES
行业、年份和地区	YES	YES	YES
<i>N</i>	19 978	19 978	19 978
<i>Pseudo R</i> ²	0.0747	0.0747	0.0747

表 9 内生性问题处理:倾向得分匹配

变量	Restate	Restate	Restate
	(1)	(2)	(3)
<i>Havens1</i>	0.1267* (1.894)		
<i>Havens2</i>		0.2368*** (3.496)	
<i>Havens3</i>			0.2023*** (3.057)
控制变量	YES	YES	YES
年份、行业 and 地区	YES	YES	YES
<i>N</i>	13 994	13 811	14 024
<i>Pseudo R</i> ²	0.0587	0.0592	0.0559

(2)工具变量法(IV)。本文选取同一年度同一行业内,除了该公司以外的所有其他公司所拥有的避税天堂直接投资所在国家(地区)数量的平均值作为避税天堂直接投资的工具变量。选取这一工具变量的合理性在于,一方面,同一行业其他公司所拥有的避税天堂投资数量越多,则该公司到避税天堂进行投资的可能性也越高,符合工具变量的相关性原则。另一方面,同一行业内其他公司的避税天堂投资情况不会直接影响该公司的年报重述行为。再进行两阶段工具变量回归,结果展示在表10。前三列的结果显示,*IV_Havens*的估计系数显著为正,表明本文所选取的工具变量满足相关性原则,弱工具变量检验的结果显示,本文所选取的工具变量是有效的。由表10的最后三列的结果可以看出,*Havens*的估计系数均显著为正,表明在采用工具变量法缓解潜在内生问题的影响之后,本文的主要结论保持稳健。

表 10 内生性问题处理:工具变量法

变量	第一阶段			第二阶段		
	<i>Havens1</i>	<i>Havens2</i>	<i>Havens3</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IV_Havens1</i>	0.0419*** (9.610)					
<i>IV_Havens2</i>		0.0623*** (12.081)				
<i>IV_Havens3</i>			0.0418*** (9.717)			
<i>Havens1 (Fitted)</i>				0.7669* (1.857)		
<i>Havens2 (Fitted)</i>					0.5956* (1.803)	
<i>Havens3 (Fitted)</i>						0.7950* (1.944)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	23 031	23 031	23 031	23 031	23 031	23 031
<i>Adj. R</i> ²	0.1819	0.1831	0.1841			
<i>AR test chi2(1)(p-value)</i>	3.55*(0.060)	3.30*(0.069)	3.90**(0.048)			
<i>Wald test chi2(1)(p-value)</i>	3.45*(0.063)	3.25*(0.071)	3.78*(0.052)			

^①本文未采用熵平衡法来缓解内生性问题的影响,原因在于熵平衡法仅适用于OLS回归。由于本文的被解释变量(年报重述)是虚拟变量,本文采用的是Logit回归模型,在计量上无法进行熵平衡法的加权,所以不能采用熵平衡法。

(3)基于《特别纳税调整实施办法(试行)》的PSM-DID检验。2009年1月8日,国家税务总局印发了《特别纳税调整实施办法(试行)》,该法规的出台进一步完善了我国的反避税相关法律体系,对资本弱化、受控外国企业、一般反避税管理等反避税制度进行了细化,有助于税务机关加强对跨境税源的监控管理以及依法打击国际避税行为。该政策法规为本研究提供了一个绝佳的准自然实验,本文利用该政策冲击设计了一个倾向得分匹配双重差分检验(PSM-DID),试图更准确地识别公司避税天堂投资与年报重述之间的因果关系。

具体而言,考虑到避税天堂直接投资公司与非避税天堂直接投资公司之间在诸多方面存在系统性差异,本文首先进行倾向得分匹配,选择公司特征和内外部治理等变量作为匹配变量,采用最近邻匹配法,将拥有避税天堂直接投资的样本公司与没有避税天堂直接投资的公司进行1:1匹配,然后使用匹配后的样本进行以下DID回归:

$$Restate_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 Post_t + \lambda Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, *Treat* 是分组变量,如果在样本期间内公司拥有避税天堂直接投资,取值为1,否则取0; *Post* 是政策实施虚拟变量,当样本年份为2009年及以后时取值为1,否则取0;因变量和控制变量与前文的回归模型一致。本文预计处理效应 β_1 显著为负,即《特别纳税调整实施办法(试行)》这一反避税法规的实施有助于规范上市公司的避税天堂直接投资行为,降低避税天堂直接投资对于公司年报重述概率的正向影响。

本文首先对PSM-DID的平行趋势进行了检验,结果表明满足平行趋势假设。表11的实证结果显示, *Treat* × *Post* 的回归系数在10%水平上显著为负。该结果表明,在《特别纳税调整实施办法(试行)》颁布以后,拥有避税天堂直接投资的上市公司发生年报重述的概率显著降低,即反避税法规的实施有助于规范上市公司的避税天堂投资行为,减少避税天堂投资可能对公司信息披露质量产生的负面影响,从而降低了这类公司年报重述概率。可见,基于《特别纳税调整实施办法(试行)》的PSM-DID检验进一步支持了前文的研究结论。

表 11 基于《特别纳税调整实施办法(试行)》的PSM-DID回归结果

变量	Restate (1)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.3845* (-1.806)
<i>Treat</i>	0.5081** (2.467)
<i>Post</i>	0.4685** (2.316)
控制变量	YES
年份、行业和地区	YES
<i>N</i>	12 646
<i>pseudo R</i> ²	0.0595

五、进一步研究

(一)年报重述分类研究

本文接下来根据年报重述的消息性质、年报重述的形式以及年报重述的范围对年报重述公告进行分类研究,以考察避税天堂直接投资对不同类型的年报重述是否具有不同的影响。

1.年报重述的消息性质

年报重述的消息性质通常可以分为好消息、无影响消息、坏消息和不确定性消息。具体而言:(1)好消息(*Resteffect1*)是指重述报告对公司利好,向投资者和市场传递了积极信号,例如公司扩大规模、增加利润、降低成本、赢得机遇、解决危机等,对公司整体价值和市场形象具有提升作用。如果公司发布的重述报告属于好消息,则*Resteffect1*取1,否则取0。(2)无影响消息

(*Resteffect2*)是指重述报告对公司过去和未来的经营几乎不会产生任何影响,也不会影响投资者和市场。如果公司发布的重述报告属于无影响消息,则*Resteffect2*取1,否则取0。(3)坏消息(*Resteffect3*)与好消息相反,是指重述报告不利于企业,向投资者和市场传递了消极信号,例如公司缩小规模、减少利润、增加成本、失去机遇、遭遇危机等,对公司整体价值和市场形象具有负面效应。如果公司发布的重述报告属于坏消息,则*Resteffect3*取1,否则取0。(4)不确定消息(*Resteffect4*)是指重述报告对企业的影响无法判断,或同时存在好消息与坏消息。如果公司发布的重述报告属于不确定消息,则*Resteffect4*取1,否则取0。表12的A栏报告了避税天堂直接投资对每种类型年报重述影响的回归结果。A栏显示,避税天堂直接投资对坏消息类年报重述具有显著的正向影响,但对其余种类年报重述无直接影响。这进一步说明,相比于没有避税天堂直接投资的公司,拥有避税天堂直接投资的公司其信息透明度更低,更有可能掩盖一些对公司不利的信息。^①

表 12 进一步研究: 年报重述分类研究

A栏: 避税天堂直接投资与年报重述的消息性质				
变量	好消息 (<i>Resteffect1</i>)	无影响消息 (<i>Resteffect2</i>)	坏消息 (<i>Resteffect3</i>)	不确定消息 (<i>Resteffect4</i>)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Havens1</i>	-0.2720 (-1.234)	0.1323 (1.016)	0.2455*** (3.505)	-0.0067 (-0.065)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	19 846	22 674	23 033	22 826
<i>Pseudo R</i> ²	0.0945	0.0483	0.0520	0.0431
B栏: 避税天堂直接投资与年报重述的形式				
变量	补充报告 (<i>RestType1</i>)	更正报告 (<i>RestType2</i>)	补充更正报告 (<i>RestType3</i>)	
	(1)	(2)	(3)	
<i>Havens1</i>	0.2661*** (3.014)	0.0692 (1.012)	0.2097 (0.811)	
控制变量	YES	YES	YES	
年份、行业、省份	YES	YES	YES	
<i>N</i>	23 033	23 033	18 065	
<i>Pseudo R</i> ²	0.0682	0.0457	0.0879	
C栏: 避税天堂直接投资与年报重述的范围				
变量	重述涉及的领域数量 (<i>Field</i>)	重述涉及的会计年度数量 (<i>Nyears</i>)		
	(1)	(2)		
<i>Havens1</i>	0.1510*** (2.684)	0.1501*** (2.677)		
控制变量	YES	YES		
年份、行业、省份	YES	YES		
<i>N</i>	23 033	23 033		
<i>Pseudo R</i> ²	0.0497	0.0495		

注: 括号内为*z*统计值, 标准误经企业层面聚类(cluster)调整; **、*和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。限于篇幅未报告相关控制变量、年份、行业与省份虚拟变量以及截距项的回归结果。下同。

^①表12的A栏中每一列的样本量与文章基准回归的样本量不一致的原因在于, 我们在进行回归时遇到了完美预测的情况, 也就是因变量在两个行业虚拟变量不同取值上的取值是相同的, 或者说, 因变量在两个虚拟变量上不同取值之间没有变化。Stata在遇到这种“observation predicted perfectly”的情形时, 会自动把相应的自变量进行删除处理, 导致最终回归的样本量小于基准回归的样本量。

2. 年报重述的形式

我国上市公司发布的年报重述主要有三种形式,即年报补充公告(*RestType1*)、更正公告(*RestType2*)以及补充更正公告(*RestType3*)。上市公司发布年报补充公告主要是因为信息遗漏所致,更正公告主要是因为差错所致,而补充更正公告则既补充了遗漏信息又更正了年报错误(魏志华等,2009)。如果公司发布的年报重述属于补充公告,则*RestType1*取值为1,否则取0;如果公司发布的年报重述属于更正公告,则*RestType2*取值为1,否则取0;如果公司发布的年报重述属于补充更正公告,则*RestType3*取值为1,否则取0。我们分别以*RestType1*、*RestType2*和*RestType3*作为被解释变量估计模型(1),回归结果分别展示在表12中B栏的第(1)至(3)列。可以看出,避税天堂投资对补充公告具有显著的正向影响,但对其他两类年报重述影响不显著。该结果说明在避税天堂进行直接投资的企业相对于其他企业更容易发生报表信息遗漏与缺失,不利于投资者全面了解企业信息。

3. 年报重述的范围

接下来,我们根据年报重述公告内容所涉及的领域数量以及会计年度数量进行考察。其中,重述涉及的领域数量(*Field*)是指年报重述内容所涉及的领域个数。例如,如果重述内容涉及生产经营和公司治理两方面,则*Field*等于2。而重述涉及的会计年度(*Nyears*)是指重述公告所针对的会计年度的数量。例如,如果重述公告要求更正公司过去三年的财务报表,则*Nyears*等于3。根据魏志华等(2009),重述涉及的领域数量和会计年度数量越多,则表明公司存在薄弱环节的方面越多,且公司内部治理和控制存在缺陷的时间也越长。我们使用模型(1)分别估计避税天堂投资对*Filed*和*Nyears*的影响,回归结果分别报告于表12中C栏的第(1)(2)列。结果显示,上市公司避税天堂投资对重述涉及的领域数量和会计期间数量都具有显著的正向影响,这说明避税天堂直接投资会在时间和空间上扩大企业年报重述的影响范围,对企业信息披露质量产生诸多不利影响。

(二) 避税天堂直接投资与年报重述:基于内部外公司治理视角的异质性分析

财务重述表明公司前期会计信息的低质量和不可信,也反映出公司治理机制的失效(GAO,2002;Palmrose等,2004)。良好的内部控制和外部治理有助于降低公司发生财务重述的概率(Beasley,1996;Dechow等,1996;Farber,2005)。从内部治理机制来看,内部控制是确保企业财务报告可靠性的一项重要制度安排。高质量的内部控制可以提升公司信息质量,有效缓解内部人与外部投资者之间的信息不对称(Doyle等,2007;Altamuro和Beatty,2010;方红星和金玉娜,2011)。同时,现代企业的两权分离需要权力制衡,而内部控制则是实现权力制衡的基本措施(杨雄胜,2005)。良好的内部控制可以有效降低经理人的机会主义行为和代理成本(杨德明等,2009;盖晓敏和王忠杰,2010;张新民等,2019),并减少其发生财务报告错报的可能性(魏明海等,2007)。鉴于此,理论上可以预期,良好的内部控制有助于缓解上市公司避税天堂投资行为所潜藏的风险和代理问题,提高财务信息披露质量,降低年报重述概率。

从外部治理机制来看,分析师以发布分析报告的形式向市场传递信息,他们是资本市场中不可或缺的信息中介,对于改善公司信息披露质量具有不可忽视的积极影响。相比于普通投资者,分析师拥有更加专业的知识和技能,并且对某一行业或领域的长期跟踪也使其更加熟悉该行业内公司的状况,更容易发现公司的异常行为或舞弊行为,提升公司信息透明度,缓解公司内部与外部市场之间的信息不对称(Hong等,2000;Frankel和Li,2004)。同时,分析师关注还可以对公司管理层起到有效的监督治理作用,减轻企业代理成本,减少管理者利用信息不对称进行的不当行为(Jensen和Meckling,1976;Chen等,2015)。刘柏和琚涛(2021)研究发现,分析师关注可以在事前震慑管理层的不端行为,从而降低企业事前财务错报的可能性。因此,理论上

可以预期,分析师关注有助于降低公司信息不对称,并抑制管理层在避税天堂投资过程中的自利行为,进而降低公司发生年报重述的概率。

为了检验上述猜想,本文采用内部控制和分析师关注度对避税天堂直接投资做交乘项,以检验公司治理是否有助于减轻避税天堂直接投资与年报重述的正相关关系。借鉴逯东等(2015),本文采用深圳市迪博企业风险管理技术有限公司发布的迪博内部控制指数加1后取自然对数衡量公司的内部控制质量。迪博内部控制指数包含了企业战略执行结果、经营汇报、信息披露真实完整性、经营合法合规性、资产安全等五个纬度,可以较为全面地衡量公司内部控制质量,其指数越高表示公司的内部控制质量越好。对于分析师关注度,本文采用两个指标进行衡量,一是一年内对公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数量(*Analyst1*),二是一年内对公司进行过跟踪分析的研报数量(*Analyst2*)。

表13显示,在模型中加入上述公司治理变量后,*Havens*的估计系数仍然显著为正。进一步地,与前文的理论预期一致,避税天堂直接投资(*Havens*)与公司治理变量(*IC*、*Analyst1*、*Analyst2*)交乘项的估计系数均显著为负,这表明良好的内外部公司治理机制有助于抑制避税天堂直接投资与年报重述的正相关关系。原因可能在于,一方面,良好的内部控制确实有助于提升公司信息披露质量,缓解避税天堂直接投资可能带来的信息披露风险,减少公司内外部信息不对称程度,从而有效降低公司发生财务报告重述的可能性。另一方面,分析师作为资本市

表 13 避税天堂直接投资与年报重述:基于内外部公司治理视角的异质性分析

变量	A栏:内部控制		B栏:外部分析师关注			
	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Havens1</i>	5.4476*** (2.820)		0.2174*** (3.191)		0.2164*** (3.312)	
<i>Havens2</i>		5.4323*** (2.798)		0.2307*** (3.350)		0.2298*** (3.479)
<i>Havens1</i> × <i>IC</i>	-0.8194*** (-2.743)					
<i>Havens2</i> × <i>IC</i>		-0.8157*** (-2.717)				
<i>Havens1</i> × <i>Analyst1</i>			-0.0087* (-1.666)			
<i>Havens2</i> × <i>Analyst2</i>				-0.0092* (-1.769)		
<i>Havens1</i> × <i>Analyst2</i>					-0.0042* (-1.889)	
<i>Havens2</i> × <i>Analyst1</i>						-0.0044** (-2.010)
<i>Analyst1</i>			0.0036 (0.914)	0.0038 (0.955)		
<i>Analyst2</i>					0.0018 (1.052)	0.0019 (1.108)
<i>IC</i>	-2.2236*** (-11.438)	-2.2335*** (-11.588)	-2.5208*** (-15.492)	-2.5217*** (-15.496)	-2.5188*** (-15.486)	-2.5196*** (-15.489)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业、省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	23 033	23 033	23 033	23 033	23 033	23 033
<i>Pseudo R</i> ²	0.0498	0.0499	0.0495	0.0496	0.0496	0.0496

场的重要信息中介同样发挥了积极的公司治理作用,分析师关注不仅有助于提升公司信息透明度,还可以作为一种良好的外部监督机制缓解代理问题,最终降低了公司发生年报重述的概率。综合来看,内部控制和分析师关注等良好的内外部治理机制的确有助于提高公司的信息透明度,减少公司内部人利用避税天堂的隐秘性和复杂性谋取私利的行为,从而降低避税天堂直接投资对公司年报重述所带来的负面影响,有效发挥了积极的公司治理作用。

六、研究结论与政策建议

高质量的信息披露对于保护投资者利益以及维护资本市场健康发展都至关重要。近年来,中国资本市场中频频出现上市公司年报重述行为,这反映出一些公司信息披露的低质量和不可信,因此深入探究年报重述的动因及其治理已成为一个有趣而重要的话题。避税天堂直接投资是公司海外投资的一种重要形式,对企业信息披露行为具有重要影响。目前,鲜有研究从公司海外投资的视角探索年报重述的影响因素。本文首次对避税天堂直接投资与年报重述之间的关系进行探讨,并基于信息不对称和代理成本的视角揭示其作用机制和治理机制。研究发现,拥有避税天堂直接投资的公司,其年报重述的概率显著更高;避税天堂直接投资通过降低公司透明度、增加公司的第一类代理成本,进而增加公司年报重述概率。进一步研究发现,避税天堂直接投资对坏消息类年报重述和补充公告类年报重述的影响更加明显,而且对年报重述所涉及的领域数量和会计期间数量均有显著正向影响,这说明避税天堂直接投资会扩大企业年报重述的影响范围。此外,本文还发现,良好的内部控制和分析师关注等内外部公司治理机制能够有效抑制避税天堂直接投资对年报重述的正向影响,发挥了积极的公司治理效应。

针对以上研究结论,本文提出如下建议:第一,对监管部门而言,应加强对公司避税天堂投资行为的监管力度,重点关注管理层可能利用避税天堂进行舞弊、侵占资产以及转移利润等行为,着力防范管理层对投资者的利益侵害。同时,应建立更为严格的信息披露要求,进一步提升拥有避税天堂投资的上市公司的信息披露质量,切实保护投资者利益。第二,对企业而言,应充分认识到避税天堂投资的双重性。避税天堂投资虽然能为企业带来避税收益,但同时也会降低企业的信息透明度,并增加企业的代理成本,导致企业年报重述的风险增加,因此企业应合理进行海外投资决策,避免盲目地进行避税天堂投资。同时,企业还应加强内控建设和公司治理,有效防范管理层在避税天堂投资过程中的机会主义行为。第三,对投资者而言,应重视企业海外投资行为并进行合理投资决策,在做出投资决策之前应注意评估避税天堂投资行为可能造成的影响,投资后及时关注企业的相关信息披露,及时调整投资决策。投资者也应该多关注分析师研报,分析师根据其行业专长发布的分析报告能够在一定程度上弥补两权分离导致的信息不对称和代理问题,通过阅读研报将有助于识别企业经营及财务风险,提高投资效率。

主要参考文献

- [1]陈冬,唐建新. 高管薪酬、避税寻租与会计信息披露[J]. *经济管理*, 2012, 34(5): 114-122.
- [2]窦欢,邱威,刘媛媛,等. 关联独立董事的公司治理作用——基于财务重述的视角[J]. *审计研究*, 2021, (5): 98-108.
- [3]高芳. 公司治理、管理者代理问题与财务重述研究[J]. *南开管理评论*, 2016, 19(3): 168-177.
- [4]何威风,刘启亮. 我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究[J]. *管理世界*, 2010, (7): 152-163.
- [5]刘柏,琚涛. “事前震慑”与“事后纠偏”: 分析师关注对财务错报和重述的跨期监管研究[J]. *南开管理评论*, 2021, 24(1): 50-61,96.
- [6]刘志阔,陈钊,吴辉航,等. 中国企业的税基侵蚀和利润转移——国际税收治理体系重构下的中国经验[J]. *经济研究*, 2019, 54(2): 21-35.

- [7] 逯东, 付鹏, 杨丹. 媒体类型、媒体关注与上市公司内部控制质量[J]. *会计研究*, 2015, (4): 78-85.
- [8] 魏志华, 陈逸群. 企业避税地直接投资与审计费用[J]. *审计研究*, 2019, (3): 75-83.
- [9] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [10] 于鹏. 股权结构与财务重述: 来自上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2007, 42(9): 134-144.
- [11] 张瑶. 情报交换协定是否能遏制企业的税基侵蚀和利润转移行为[J]. *世界经济*, 2018, 41(3): 127-146.
- [12] Alstadsæter A, Johannesen N, Zucman G. Who owns the wealth in tax havens? Macro evidence and implications for global inequality[J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 162: 89-100.
- [13] Bennedsen M, Zeume S. Corporate tax havens and transparency[J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(4): 1221-1264.
- [14] Choy S K, Lai T K, Ng T. Do tax havens create firm value?[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42: 198-220.
- [15] Desai M A, Foley C F, Hines J R. The demand for tax haven operations[J]. *Journal of Public Economics*, 2006, 90(3): 513-531.
- [16] Frank M M, Lynch L J, Rego S O. Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting[J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(2): 467-496.
- [17] Graham J, Li S, Qiu J P. Corporate misreporting and bank loan contracting[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89: 44-61.
- [18] Hines Jr J R. Treasure Islands[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(4): 103-126.
- [19] Hines Jr J R, Rice E M. Fiscal paradise: Foreign tax havens and American business[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(1): 149-182.
- [20] Hribar P, Jenkins N T. The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital[J]. *Review of Accounting Studies*, 2004, 9(2): 337-356.
- [21] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [22] Jones C, Temouri Y. The determinants of tax haven FDI[J]. *Journal of World Business*, 2016, 51(2): 237-250.

Direct Investment in Tax Havens and Corporate Information Disclosure Quality: An Empirical Research Based on the Perspective of Annual Report Restatement

Wei Zhihua, Xiang Xueman, Xiao Manli

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Summary: Applying China's A-share listed companies from 2007 to 2018 as the research sample, this paper empirically examines the impact of tax haven investment on annual report restatement. It also reveals the influencing channel from the perspective of information asymmetry and agency cost, and explores the governance mechanism. The results show that listed companies with tax haven investment are more likely to occur annual report restatement. After controlling for other factors, the annual report restatement probability of the tax haven direct investment company is more than 15% higher than that of the non-tax haven direct investment company. This positive relationship continues to hold after conducting a series of robustness tests. By analyzing the influencing channel, it is found that tax haven investment decreases the firm's information transparency, increases the firm's agency cost, and further increases the likelihood of annual report restatement. Further study shows that this positive correlation is

stronger for the bad news restatement and supplementary restatement. Tax haven investment also increases the areas and fiscal years involved in the restatement. Good internal control and external analyst coverage can play corporate governance roles, alleviating the impact of tax haven investment on annual report restatement. This paper is theoretically helpful in deeply understanding the impact of firms' foreign investment behavior on the quality of information disclosure. It enriches the research on the influencing factors of financial report restatement of China's listed companies, and provides a useful supplement to the research literature on the economic consequences of direct investment in tax havens. The existing literature mainly examines the economic consequences of direct investment in tax havens from the perspectives of macroeconomic impact, tax avoidance effect, firm value, and audit fees, while this paper expands the research perspective in this filed by exploring annual report restatement. In addition, this paper provides a theoretical explanation of the impact of tax haven investment on annual report restatement based on the perspective of information asymmetry and agency cost, and reveals the governance effect of internal control and analyst attention. Finally, in practice, the findings provide useful implications for improving the supervision and governance of the tax haven investment of listed companies and improving the information disclosure quality of listed companies.

Key words: tax haven; annual report restatement; information asymmetry; agency cost; corporate governance

(责任编辑:王 孜)