



No. C2022003

2022-08-29

中国跨国公司的经营风险转移及利润转移问题研究

马湘君 田巍 余淼杰

内容摘要：跨国企业通过关联交易向低税率国家转移利润的避税行为，造成了我国收入分配在企业层面上的两极分化及政府的财税损失。对于利润转移机制的研究，以往研究多关注仅适用于关联货物贸易的出口价格调整渠道，但跨国公司在实践中更常使用不违反独立市场交易原则的合规性利润转移手段，最常见的是将关联交易涉及的经营风险或知识产权转移至低税率国家，并根据转让定价法规所遵循的风险与利润相匹配的原则将主要利润转移出去。

由于风险转移和知识产权转移的载体可以是关联服务贸易，我们对于利润转移渠道的分析并不局限于货物贸易。使用 2000-2013 年中国工业企业微观数据，本文首次实证分析了我国跨

国公司通过风险转移来转移利润的行为。研究发现当我国与被投资国公司税税率差上升 10% 时，风险和利润被转移至低税率子公司，使得留存在中国母公司的经营风险在均值水平上下降了 12.8%，利润下降了 10.6%，且风险转移对利润转移产生正向影响的显著性高于其他利润转移渠道。使用不同风险测度指标或是去除避税天堂等特定样本后，我们的估计结果仍旧稳健，但风险和利润转移效应只显著存在于无形资产水平相对高的企业中。同时，本文全面估计了我国跨国公司在包括非避税天堂在内的全部被投资地的避税规模，估算出我国每年由此而带来的所得税损失约为 592-653 亿元。

关键词：风险转移 利润转移 IP 转移 转让定价 跨国公司

JEL： H26, F23, H25

中国跨国公司的经营风险转移及利润转移问题研究

马湘君 田巍 余淼杰^①

内容摘要：跨国企业通过关联交易向低税率国家转移利润的避税行为，造成了我国收入分配在企业层面上的两极分化及政府的财税损失。对于利润转移机制的研究，以往研究多关注仅适用于关联货物贸易的出口价格调整渠道，但跨国公司在实践中更常使用不违反独立市场交易原则的合规性利润转移手段，最常见的是将关联交易涉及的经营风险或知识产权转移至低税率国家，并根据转让定价法规所遵循的风险与利润相匹配的原则将主要利润转移出去。由于风险转移和知识产权转移的载体可以是关联服务贸易，我们对于利润转移渠道的分析并不局限于货物贸易。使用 2000-2013 年中国工业企业微观数据，本文首次实证分析了我国跨国公司通过风险转移来转移利润的行为。研究发现当我国与被投资国公司税税率差上升 10% 时，风险和利润被转移至低税率子公司，使得留存在中国母公司的经营风险在均值水平上下降了 12.8%，利润下降了 10.6%，且风险转移对利润转移产生正向影响的显著性高于其他利润转移渠道。使用不同风险测度指标或是去除避税天堂等特定样本后，我们的估计结果仍旧稳健，但风险和利润转移效应只显著存在于无形资产水平相对高的企业中。同时，本文全面估计了我国跨国公司在包括非避税天堂在内的全部被投资地的避税规模，估算出我国每年由此而带来的所得税损失约为 592-653 亿元。

关键词：风险转移 利润转移 IP 转移 转让定价 跨国公司

JEL: H26, F23, H25

一、引言

党的十八大以来，习近平总书记多次就共同富裕问题作出重要论述，强调共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征^②。习近平总书记在 2021 年 8 月召开的中央财经委员会第十次会议指出，要完善再分配机制，加大税收、社保、转移支付等调节力度和精准性，合理调节过高收入，取缔非法收入^③。税收作为调节收入分配的重要手段，对企业所得、个人所得的合理征税，对缩小我国贫富差距、实现公平税收有着重要意义。然而，收入结构越复杂的企业和个人越有更多的途径逃税、避税，而他们又恰恰是收入最高的那部分群体。

本文研究中国跨国公司通过转移企业经营风险而转移利润的国际避税行为。众所周知，自 2004 年以来，我国对外直接投资（OFDI）成倍数增长，到 2020 年投资流量达到 1537 亿美元，跃居世界第一，我国已形成了一大批进入成熟发展阶段的跨国公司。与同类本土企业相比，跨国公司通常规模大、盈利多，本应是企业所得税的主要征税对象。然而，由于跨国企业的子公司分布于全球，可以利用子公司所在国之间的税差，通过转让定价^④安排将利润转移至低税率国家而在全球范围内避税，他们反而面对着比本土企业更低的有效税率。这种税收上的不平等形成了跨国企业较本土企业更大的竞争优势，进一步造成了我国收入分配在企业层面上的两极分化。

尽管各国政府对企业的信息披露要求和国际转让定价法规的执行日益严格，现有国际税收治理体系仍给跨国公司留下许多利润转移渠道和避税空间，造成国家税基的侵蚀（base erosion & profit shifting, BEPS）^⑤。特别地，跨国公司能够利用法规中关于风险与利润相匹

^① 马湘君，北京大学国家发展研究院访问学者，aqj474@gmail.com；田巍，北京大学经济学院副教授，weitianpku@163.com；余淼杰，北京大学国家发展研究院教授，mjyu@nsd.pku.edu.cn。

^② 人民网：<http://jhsjk.people.cn/article/32255133>

^③ 求是网：http://www.qstheory.cn/dukan/hqwg/2021-10/27/c_1127999523.htm

^④ 转让定价指跨国公司利用子公司所在不同地区和国家的税率及税收优惠政策，通过对公司内部关联交易进行安排，将利润转移到低税率国家，从而实现整个集团全球税率最小化。跨国公司内部子公司间（或子公司与母公司间）货物或服务买卖、IP 等无形资产转移、资金借贷等关联交易的价格，即为转让价格。

^⑤ 根据世界经济组织（OECD）的数字，全球各国每年因 BEPS 损失 1000-2400 亿美元税收，约占全球公司税总额的 4%-10%（OECD 网站：<https://www.oecd.org/tax/beps/>）。

配的核心经济原则,通过令其位于低税率国家的子公司承担关联交易中的主要风险以及拥有与风险紧密相关的无形资产、令位于高税率国家的子公司承担有限风险的手段,将主要利润转移至低税率国家。尤其是大量科技公司利用其数字业务,通过转移知识产权(IP)等无形资产的经济所有权至避税天堂的方式将风险和利润也合规性地转移过去。这种风险转移手段可以很大程度上规避转让定价法规中独立交易原则(arm's length principle, ALP)^①的限制,因而成为现行国际税收体系下跨国公司进行利润转移的最主要途径之一,体现了现有体系的局限性。基于此,世界经济组织(OECD)以打击数字经济中的利润转移行为为最初动因,自2019年开始酝酿被称为BEPS 2.0的国际税收双支柱计划,旨在最终实施全球最低税,从根本上消除跨国企业的利润转移行为。尽管我国已同意加入双支柱计划^②,但作为数字科技企业强国,加入双支柱计划也可能会增加我国大型科技企业在海外市场的纳税负担,降低我国福利损失。因此,准确把握现有国际税收体系中我国跨国公司的主要避税渠道,全面估计我国政府的税基侵蚀规模,可以为政策决策者权衡利弊提供数据支持,对我国进一步推进加入双支柱计划的立场和进程有重要意义。

在以上背景下,本文使用微观企业数据实证考察了跨国公司利用转移经营风险至低税率国家的转让定价安排来转移利润的避税方式^③,并对我国跨国公司的利润转移规模和由此而带来的公司所得税损失进行了全面估计。本文的研究贡献主要有三点:第一,我们重点识别了跨国公司的利润转移渠道,首次使用中国数据实证研究了跨国公司通过转移经营风险、并按照利润与风险相匹配的原则进行合规性利润转移的转让定价策略,对强调转让价格调整渠道的已有文献进行了重要补充,并对这个领域的研究进行了实质性拓展。风险转移和IP转移的转让定价安排因其合规性而更为大型跨国公司所青睐,特别是广泛被拥有大量无形资产的数字贸易企业所采用,故本文的工作在我国数字贸易蓬勃发展的大背景下显得尤为重要,对我国税务机关立法、执法具有更强的政策含义。第二,本文研究的风险转移渠道的载体不仅包含关联货物贸易,还包括更广泛存在于跨国公司内部的关联服务交易以及IP转移,应用范围更广,是现实中跨国公司进行全球性税务规划以实现其税务安排最优的最主要手段之一,也体现了现有国际税收治理体系对于企业利润转移管制的局限性及未来转向双支柱体系的必要性。第三,本文全面估算了我国OFDI企业的利润转移规模及政府因此而造成的所得税税收损失数额。与多数仅考虑避税天堂的国内文献不同,我们的估计中包含了去往非避税天堂的投资;Liu et al. (2020)发现英国企业的转让价格调整行为主要集中于非避税天堂的中低税率国家,而不是避税天堂。

国际文献对跨国公司的利润转移问题有着广泛研究(Riedel, 2018; Johansson et al., 2017; Dharmapala, 2014),由此而造成的全球性收入分配不公问题早已引起了国际社会的重视。但国际文献多使用欧美数据,至今尚无专门针对中国跨国公司避税行为的研究。另一方面,国内文献近年来开始对我国OFDI企业的利润转移问题进行实证讨论。使用工业企业数据库和海关数据,刘志阔等(2019)重点关注了投资于避税天堂的OFDI企业,发现他们的母公司利润总额显著低于其他OFDI企业,且利润主要是通过出口转让价格调整(即关联货物贸易的出口价格高于或低于市场独立价格)而非资本弱化^④的渠道转移的;白思达(2019)和白思达、储敏伟(2017)检测了中国与投资国间税差对关联企业的出口交易价格的影响,强调了转让价格调整的利润转移途径,并发现中国跨国公司的避税程度高于发达国家。欧阳艳艳

^① OECD (2006)发布的《经合组织跨国企业准则年度报告:在薄弱的管理区开展业务》中对ALP的解释为“transactions should be valued as if they had been carried out between unrelated parties, each acting in his own best interest.”我国企业所得税法第四十一条所称独立交易原则,是指没有关联关系的交易各方,按照公平成交价格 and 营业常规进行业务往来遵循的原则(《企业所得税法实施条例》第一百一十条)。

^② 2013年,OECD和G20国家提出了15个反对税基侵蚀和利润转移的行动计划(BEPS 15 Actions),形成了一系列以完善反避税机制、提高税收透明度为目标的建议措施,全球141个国家在BEPS行动上已取得密切合作。2019年,OECD进一步提出了BEPS 2.0双支柱计划,截至2021年11月,137个国家和地区都已同意加入双支柱计划声明,共同致力于建立起国际税收新秩序(来源:OECD网站)。

^③ 现有学术文献中谈到的“转让价格”调整与实务操作中广义的“转让定价”安排在内涵上有所不同。因数据所限,前者在实证研究中通常指关联货物贸易中的进出口价格,通过计算其与市场独立价格的偏离证明企业通过调整转让价格转移利润。而在国际税收的语境中,关联货物贸易仅为广义的关联服务贸易中的一种,即生产服务交易,转让定价安排也包含了包括调整转让价格、风险转移、IP转移、资本弱化等在内的多种策略(Beer et al., 2020; Johansson et al., 2017)。与学术研究采用的数据不同,跨国公司在实际中向税务机关汇报的转让价格并非海关进出口价格,而是从财务报表中计算出的子公司所获利润率,因为这种形式的关联交易价格适用于包括生产服务贸易(即货物贸易)在内的广义的服务贸易。

^④ 资本弱化是指跨国公司内部的关联借贷,贷款一方可以通过将利息计入费用等方式获得税收优惠。为了限制这种形式的利润转移,各国均制定了资本弱化规则(Thin Capital Rule)来限制子公司间的债务资本在总资金支持中的比例,其余资金须由权益资本的方式提供。

等（2022）使用中国上市公司数据发现企业在避税天堂的 OFDI 可大幅规避所得税、营业税及增值税，且企业主要通过转让价格调整、支付无形资产费及利用出口退税等优惠政策的内销转出口策略转移利润。

尽管国内文献对利润转移规模进行了一定测度，但对利润转移渠道的识别还存在进一步研究的空间。首先，现有研究多强调利润转移的出口转让价格调整或资本弱化渠道，但偏离市场独立价格的关联交易定价的实践本身违反了 ALP 原则，存在着较高的税务稽查风险。随着 ALP 和资本弱化规则等转让定价法规的日益严格，通过这两个渠道转移利润的空间已非常有限，故他们通常不是合规经营的企业，特别是利润转移规模最为可观的大型跨国公司所采用的主要手段。第二，以往转让价格调整的实证研究关注的是关联货物贸易，但在跨国公司内部关联交易中，更加广泛存在的是关联服务交易，比如子公司向母公司或集团另一子公司提供的营销、研发、物流、行政管理等各种服务，以及 IP 的特许使用与转移；Hebous & Johannesen（2021）指出，跨国公司通过避税天堂转移利润主要通过关联服务贸易实现，与关联服务贸易相关的避税规模远远超过关联货物贸易。以上两点说明，传统文献所检验的渠道对其所估计出的利润转移规模的解释力有限。第三，我国海关数据中并没有每笔交易是否为关联交易的信息，研究者需对关联交易的识别作一定假设，这可能会对估计结果造成偏差。

基于此，本文重点研究符合 ALP、普遍适用于跨国公司内部各类关联服务和货物交易、且能体现出 IP 转移策略的风险转移渠道。为验证利润的转移常常伴随着风险的转移，一个比较直观的方法是看企业的经营风险是否总是与利润紧密相连。为此，我们构建两种风险衡量指标检验我国境内规模以上制造业企业的风险与税前利润的关系，如图 1 所示，二者在非参数估计的分仓散点图中呈现出显著正相关关系^①。

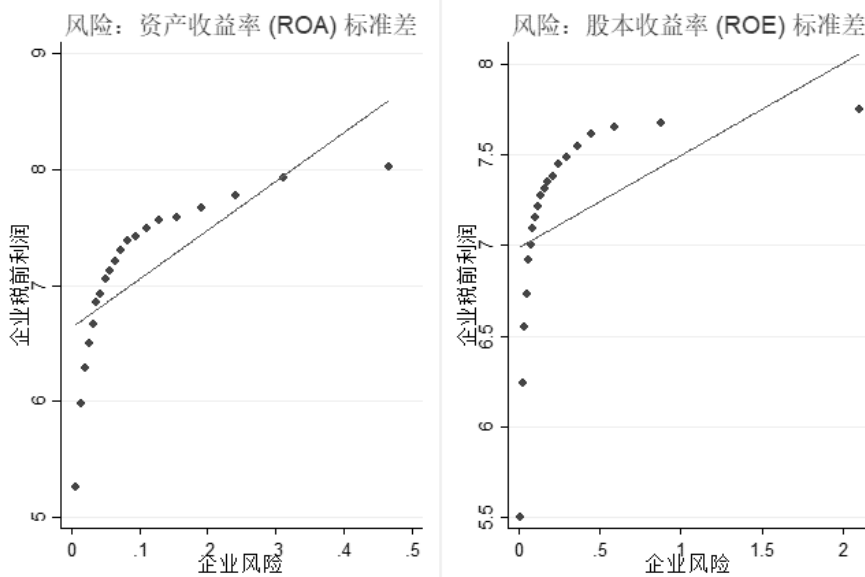


图 1 风险与利润关系的非参数估计

注：我们使用两种风险指标衡量风险——资产收益率（ROA）标准差和股本收益率（ROE）标准差，企业利润指的是税前利润，横轴和纵轴分别为分仓组内的跨国企业中国母公司留存的平均风险和组内平均税前利润。

事实上，国外文献对于风险转移的实证研究也极为有限。Becker et al.（2020）首次从理论上建立模型，并使用 Amadeus 和 Orbis 数据库中包含的全球跨国公司子公司信息，发现跨国公司确实会将更多风险分配给位于低税率国家的子公司并由此将利润转移过去。然而，Amadeus 和 Orbis 主要收集欧洲公司数据，其他国家的公司数量非常有限。为了探究风险转移渠道是否在中国跨国公司中也普遍存在，本文使用 2000-2013 年中国工业企业数据库和对外直接投资企业名录数据，实证检验了中国跨国公司通过向低税率国家转移风险来转移利润的行为。

本文实证结果表明，当我国与被投资国公司税差提高 10% 时，留存于 OFDI 企业的中国母公司的经营风险在均值水平上下降了约 12.8%，利润下降了 10.6%，即与无利润转移渠

^① 本文在第 3 部分中会对风险的衡量和数据来源进行具体说明。在图 1 所显示的非参数估计结果中，我们并未添加任何控制变量或固定效应，但在第 6 部分中，我们将汇报风险如何影响利润的更严谨的回归结果。

道的本土企业或是被投资国税率相对较高的 OFDI 中国母公司相比,被投资国税率低的 OFDI 中国母公司更多地将风险和利润转移出去;投资于低税率国家的 OFDI 企业在对外投资后,其中国母公司的风险和利润也比投资前显著下降。但当被投资国税率高于我国税率时,跨国公司将风险和利润转回国的情况并不稳定地显著。使用不同风险测度指标或是去除避税天堂等特定样本后,我们的估计结果仍旧稳健,但风险和利润转移效应只显著存在于无形资产水平高的企业中。我们还发现,考虑风险转移渠道之后,其他利润转移渠道的显著性并不稳健。最后,我们通过利润转移基准回归系数的半弹性估算出我国每年由此形成的所得税损失约为 592-653 亿元。

本文结构如下:第 2 部分阐述风险转移策略的背景和其他相关文献,第 3 部分介绍变量构造和数据来源,第 4 部分建立计量模型对风险转移进行实证分析、结果汇报、及稳健性检验,第 5 部分实证估计跨国公司的利润转移规模和政府财税损失,第 6 部分讨论风险转移之外的利润转移渠道,第 7 部分总结全文并提出相关政策建议。

二、跨国公司风险转移策略的制度背景、相关文献及研究假说

(一) 风险转移策略的制度背景

跨国公司通过转让定价安排进行全球税务规划^①。OECD 税收协定范本(OECD Transfer Pricing Guidelines)以及包括我国在内的各国现行转让定价法规都规定,企业的关联交易须符合 ALP 原则,确保关联交易定价不能偏离与此关联交易相似的独立市场交易的价格所确定的合理范围。但由于关联交易常涉及到技术、专利等无形资产的转移或是独特产品、服务的买卖,市场中可能没有完全可比的独立交易,故由 ALP 核心原则出发,国际转让定价法规对关联交易定价(即交易双方各自留存的利润率)规定了三个最核心要素——交易双方在这笔交易中各自承担的职能、风险和拥有的资产(特别是无形资产),并规定关联交易一方所获利润,应与其承担的职能、风险及无形资产相匹配(OECD, 2017)。因此理论上,跨国公司可以通过将职能、风险及无形资产转移至低税率国家而达成合规性利润转移。职能的转移往往相对困难,因为跨国公司在—国设置子公司的目的就是为获得该国的要素比较优势或市场,在该地的实际经营需求通常高于避税需求,子公司的职能难以取代。但风险和无形资产不具有物理形态,转移风险和无形资产至避税天堂或低税率国家相对容易,因而成为现实中最为常见的合规性转让定价手段。

那么跨国公司是如何转移经营风险并进一步实现利润转移的呢?企业在生产经营及交易过程中普遍存在包括市场风险、研发风险、汇率风险、政治法律风险、库存运输风险等在内的各类风险,跨国公司的每一笔关联交易中都涉及到交易双方如何分担风险的问题。以市场风险为例,假设—家跨国集团的中国母公司(H)令其荷兰子公司(F)负责在欧洲市场上营销H所生产的产品,若因某种不可预测的原因,市场需求突然下降或市场竞争加剧,由此可能导致的集团在欧洲市场的销售亏损,即为市场风险。H与F分担市场风险可有以下几种方式:(1)若H把产品卖给F,按照生产成本加成获得固定利润率,则未来在国外市场销售的市场风险主要由F承担,销售在欧洲市场最终所获的潜在高额利润或亏损也将由F获得;(2)若双方签订合同规定F仅为营销服务提供者,不承担或承担有限市场风险,并按成本加成获得其营销费用之上的固定利润率,那么H将承担主要市场风险并获得欧洲市场的潜在高额利润或亏损;(3)中间路线——即双方签合同规定共同承担风险,分别获得总利润的一个比例^②。企业最终会选择那种最符合其避税需求、且在财务操作上最为合理、简约和安全的方式。这个案例本质上说明,转让定价法规所遵循的核心经济学原则是风险、收益相匹配,要求企业将更多预期利润分配给承担更多风险的关联交易—方。实践中,跨国公司对于每一笔关联交易,都会对交易涉及的风险分担方式在子公司间通过内部合同的形式(如关联交易协定,intercompany agreement)固定下来,并在其合规性转让定价报告中明确备案。事实上,跨国企业的另—个主要转让定价策略——IP转移的基本原理也是风险转移,即将伴随着高风险和高收益的IP的经济所有权转移至设置于避税天堂的子公司,通过转移IP来转移风险,进而将利润合规地转移到避税天堂。由于现有的以ALP为核心的转让定价法规

^① 第—页脚注3及第二页脚注1、3中解释了广义的转让定价策略和ALP独立交易原则。

^② Schön(2014)和Becker et al.(2020)也提到了类似的例子。

很难约束风险转移渠道，它也成为实践中跨国公司最常使用的转移定价策略。

总结下来，转移风险的转让定价策略主要有两种：第一种是有限风险服务提供者（limited-risk service provider, 简称 LRSP）模型^①。即关联交易一方仅获得一个与集团整体盈亏无关的固定利润率，而剩余全部利润（或亏损）皆由承担主要风险的另一方（通常称之为核心公司）获得。比如上例中的方式（1）中，H即为承担有限风险的生产服务提供者，或方式（2）中F即为承担有限风险的营销服务提供者。第二种是 IP 转移，即无形资产转移，常见模式为：企业在其发展初期，因尚未盈利，可以将核心 IP 以较低的估值转移到一个位于避税天堂的子公司（多以 IP 控股公司的形式存在）^②。因为 IP 总是与风险紧密相关，且往往是集团长期发展中的利润驱动器，所以尽管 IP 控股公司并不承担实际的 IP 研发职能，但由于其拥有 IP 的经济所有权，便可以在内部关联合同中被规定为承担主要风险的核心公司，并获得集团未来的主要利润或亏损^③。由此可见，IP 转移的本质还是风险转移，符合风险、收益相匹配的经济学原则。

现实中，跨国公司的常见安排是结合使用这两种风险转移策略。为了清楚说明这一点，我们在图 2 中给出示例图：跨国集团通过早年间将 IP 及与之相关的风险由母公司 1 转移至位于低税率国家的子公司 2（或是通过成本分摊协议转移部分 IP 经济所有权），并通过 LRSP 模型，将子公司 2 定义为核心公司，将提供营销、生产及研发服务的三个子公司定义为有限风险服务提供者，并在内部关联交易合同中将所有子公司的风险分配安排合同化固定下来，从而使与关联交易相关的主要利润都合规性地转移至子公司 2。子公司 2 按照符合独立市场价格的成本加成计算三家卫星子公司分别的利润率（即关联服务交易的转让价格）以支付服务费用，而剩余主要利润（或亏损）则全部由子公司 2 获得。为进一步说明这种转让定价策略在实践中的普遍性，我们在附录 1 中对谷歌、苹果等著名转让定价案例中共同使用的“双层爱尔兰”策略进行介绍。虽然爱尔兰、荷兰已针对这个策略修订了本国法规，使得策略中的“双层”设定（图中 B-S-A 交易）在今天已不再适用，但风险转移策略中的 LRSP 模型（图中 B-Y 交易）和 IP 转移安排（图中 X-H 交易），依然是现今全球跨国公司转移利润的最常用手段，也是本文将要在实证中验证的对象。

风险转移策略：有限风险服务提供者（LRSP）模型 + IP 转移

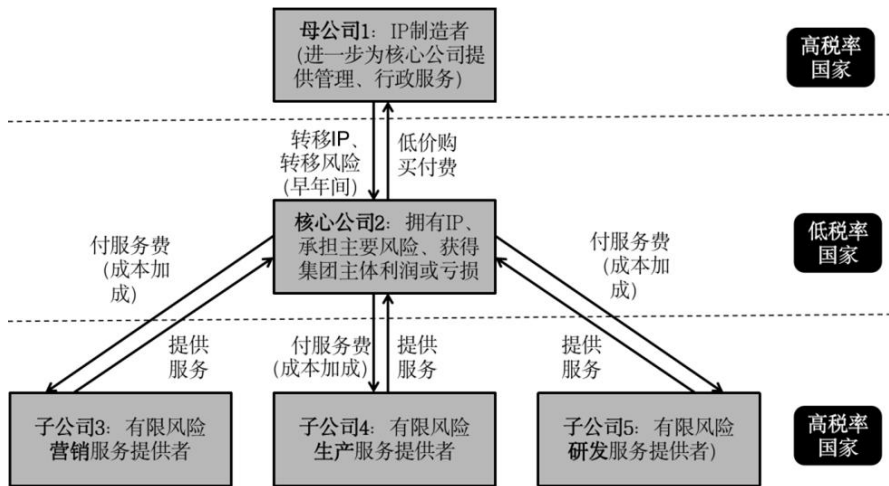


图 2 风险转移策略的常见模式示例图

注：如示例图所示，跨国公司常见的转让定价安排是结合使用有限风险服务提供者模型和 IP 转移两种策略。

^① 国内转让定价实务中通常将这个模型称为“转让定价核心管理模式”。

^② 所谓 IP 转移，就是原 IP 所属子公司将 IP 卖给另一个子公司。为使得这笔关联交易的内部转让价格符合 ALP 原则，企业多采用以 IP 开发成本或未来潜在收入为基础的现金流折现法对 IP 进行估值。但由于企业常在仍处于亏损状态的发展初期进行 IP 转移交易，转让价格往往远远低于未来 IP 可能给企业带来的收益。另外，跨国公司也常通过与子公司签订成本分摊协议的方式将部分 IP 经济所有权转移至避税天堂。

^③ 近年来的转让定价法规越来越多地强调“经济实质”分析，即子公司所获得的利润和风险应与其承担的职能相匹配。但在本文数据所包含的时间段内（2000-2013 年间），这种相对激进的、将 IP 的经济所有权转移至避税天堂的转让定价安排却是非常普遍的。

通过转移风险来转移利润的合理性的依据在于“关联交易一方的预期收益应与其承担的风险水平正相关”这一经济学原则，这也是税务专家在进行转让定价分析时，公认的最需遵循的第一原则（Schön, 2014），OECD 税收协定范本中对此也有明确说明^①。因此，通过策略性的转让定价安排将风险转移至低税率国家，进而使得承担此高风险的子公司在关联交易中分得更高利润并不违反 ALP 原则。法学文献中对风险转移的避税手段作过定性阐述（Schön, 2014），但是由于其较强的实务性，除 Becker et al.（2020）外，跨国公司国际避税方面的经济学文献对此尚无过多讨论。其余税收与风险的文献多是讨论税率如何影响企业面临的整体风险（Buchholz & Konrad, 2014），而非风险在跨国企业子公司间的分配。

（二）其他相关文献

除风险转移文献外，与本文最为相关的是关于无形资产转移的文献。Dischinger & Riedel（2011）和 Griffith et al.（2014）使用欧洲跨国公司的专利申请数据，Karkinsky & Riedel（2012）使用资产负债表中的无形资产信息，都发现公司税越低的国家，跨国公司子公司在该地的专利申请数量或无形资产越多，而作为这些无形资产所有者的子公司，可以按照低税率为与无形资产相关的利润缴税，降低整个集团的税收负担。然而，由于坐落在专利注册地的子公司并不一定拥有专利的法律或经济所有权，且专利也仅仅是无形资产中的一种，使用专利注册数据的研究只能模糊地为无形资产转移程度估算出一个下限。同时，由于无形资产数据在数据库中的缺失情况通常比较严重，直接使用无形资产数据的研究同样受到局限。但换个角度，技术专利、商标商誉等无形资产与巨大的盈亏不确定性（即风险）挂钩（Schön, 2014），所以本文的方法是通过计算子公司的经营风险来判断 IP 转移的方向和程度，通过分析风险转移来为 IP 转移的避税渠道提供验证。

关于跨国公司利润转移的国外文献早自上世纪 90 年代以来便广泛存在，建立的理论模型和获得的实证估计均十分丰富（Grubert & Mutti, 1991; Hines & Rice, 1994; Bartelsman & Beetsma, 2003; Desai et al., 2006; Huizinga & Laeven, 2008 等等）。已有研究多使用欧美企业微观数据，检验一国公司税税率与跨国公司在该国税前利润的关系，Heckemeyer & Overesch（2017）通过对 25 个基于 6 个不同国家的数据库的过往研究使用整合分析法（meta analysis），估算出一国公司税税率每上升 10%，利润转移的避税行为便会使该国子公司的税前利润下降 8%。另有一批文献使用美国（Clausing, 2003; Bernard et al., 2006）、英国（Liu et al., 2020）、挪威（Cristea & Nguyen, 2016）、法国（Davies et al., 2018; Vicard, 2015）等数据直接检验税率和关联货物贸易的进出口价格的关系，说明跨国企业会调整进出口产品的转让价格以转移利润。除此之外，Tørsløv et al.（2018）使用宏观数据估算全球跨国公司约 40% 的利润转移至避税天堂。本文使用中国数据，对中国 OFDI 企业的利润转移规模和渠道进行了全面分析，为这个经典问题的研究提供了发展中国家的证据。

国内文献对企业所得税逃税问题有大量研究（田彬彬和范子英，2016；马光荣和李力行，2012；陈晓光，2016），但较少涉及跨国公司跨国避税。王永钦等（2014）提到中国的对外投资区位选择存在明显的避税动机，但避税并非该研究关注的唯一因素。还有相当一部分研究定量分析来我国的外商投资企业的转让定价和利润转移问题（王雅琦和卢冰，2021；卢长利和唐元虎，2000；毛程连和吉黎，2014；仲济垠，1998；夏友富和张杰，1993）。对于 OFDI 企业的利润转移，除引言中提到的相关文献外，使用中国上市公司数据，王卉乔等（2020）发现较其他企业相比，发生海外关联交易的企业（特别是与避税天堂发生交易），营业利润率显著更低；张遥（2018）发现签订税收情报交换协定有助于打击 OFDI 企业的利润转移行为。本文的研究侧重于利润转移渠道的分析，对投资目的国税率与 OFDI 企业转移经营风险的关系的实证研究是已有国内文献所不曾涉及的。

（三）研究假说的提出

综上所述，转让定价的基本经济学法则要求承担高风险的关联交易方应获得相应的高利润，故跨国企业会通过 LRSP 模型、IP 转移等方式将经营风险转移至低税率国家子公司，使

^① OECD 税收协定范本中提到“公开市场中，风险上升的假设也需由预期收益的上升来补偿”（OECD, 2017, 第一章 1.56 节），且明确说明“风险与商业机会紧密相连的假设影响了该机会在公开市场中的潜在利润，而关联交易双方的风险分担方式也影响了从该关联交易中获得的总利润或亏损如何在关联交易双方间通过符合独立交易原则的转让定价的安排进行分配”（第一章 1.58 节）。

之获得关联交易中的主要利润（或亏损），而高税率国家子公司仅承担有限风险，获得固定收益率。根据已有跨国公司利润转移研究的理论和实证文献，结合我国 OFDI 企业可得数据，本文将在第 4、5 部分的实证分析中检验以下两个假说：当跨国企业位于中国的母公司与位于外国的子公司有关联交易时，

假说 1：两国间税差（中国减外国）增大时，跨国公司会将更多风险转移至位于低税率国家的子公司，留存更少的风险在中国母公司；反之，则会有更多的风险被留存于其中国母公司；

假说 2：两国间税差增大时，跨国公司会将更多利润转移至于低税率国家的子公司，留存更少的利润在位于中国的母公司；反之，则会有更多的利润被留存于其中国母公司。

三、变量构造与数据来源

（一）变量构造

风险转移实证分析中的核心变量是衡量公司经营风险的指标（ $Risk_{ikpc}$ ）。由于事前风险无法被观测到，文献中多是通过计算事后公司收益或投资回报在一段时间内的波动性来获取风险信息，其中使用最多的是 John et al.（2008）提出的总资产收益率（即税前利润与总资产的比值，简称 ROA）在公司经营时间段内的标准差，广泛被公司金融、会计及资产定价等领域的实证研究所采用（Langenmayr & Lester, 2018; Armstrong & Vashishtha, 2012; Faccio et al., 2011; Acharya et al., 2011 等）。同时，我们还借鉴 Becker et al.（2020），用所有者权益收益率（即税前利润与所有者权益的比值，简称 ROE）在经营时间段内的标准差来计算风险，进行稳健性检验。

基于我们的数据结构，我们对于 OFDI 企业中国母公司或非 OFDI 本土企业的风险计算包含以下几种情况：（1）对于 OFDI 企业，我们首先对该企业尚未开始出境投资的年份内的 ROA 和 ROE 在时间层面上取标准差，（2）然后以该企业在 OFDI 之后每个投资目的国分组，对每个组内经营年份内的 ROA 和 ROE 分别计算标准差；（3）对于非 OFDI 的本土企业，我们计算了其样本年份内 ROA 和 ROE 的标准差。因此， $Risk_{ikpc}$ 除具有 i （企业）、 k （行业）、 p （地址省份）的维度外，还随被投资地 c 变化（尚未开始投资的 OFDI 企业或非 OFDI 企业的 c 即为中国），但给定 OFDI 状态（即投资前、后或投资目的国），它不具有时间维度。

风险转移回归中控制了以下变量：企业层面的控制变量（ X' ）包括员工人数、总资产、企业年龄及企业性质（是否为国有企业的哑变量）；与 OFDI 企业国外子公司相关的控制变量（ U' ）包括国外子公司的数量、国外子公司的平均年龄及三种主要对外投资种类的哑变量——获取资源类的投资、生产加工类的投资和以投融资为目的的投资；被投资国层面的控制变量（ FC' ）包括 GDP、人均 GDP、汇率、股票市场波动性以及三个与当地营商环境有直接关系的政府管理质量指标——政府可信度、政治稳定性、法规监管质量，这些被投资国变量对整个集团的对外投资决策、盈利水平及投资收益波动性有重要影响，间接影响了国内母公司的风险和利润。

利润转移实证分析中的核心被解释变量是税前利润（ $Profit_{ikpct}$ ），随时间 t 变化，控制变量与风险转移回归中基本相同。

（二）数据来源

本文使用了国家统计局 2000-2013 年的工业企业数据库（工企数据）^①，该数据提供了中国境内规模以上企业的税前利润、资产规模、所有者权益、从业人数、企业所有权性质与资本构成、开业时间、地址、行业等上百个变量。我们参考 Cai & Liu（2009）对于工企数据中存在的问题和解决方案的阐述，对数据进行了相应清理和处理；根据通用会计准则，将资产为负、资本为负、所有者权益为负、流动资产大于总资产、总固定资产大于总资产、企业编码缺失及无效成立时间企业删除。我们根据“国民经济行业分类 1994 与 2002 新旧类目对照表”和“2002 和 2012 新旧类目对应表”，将 2000-2013 年的行业统一。

^① 虽然工企数据中所包含的企业属于制造业，但根据引言中的解释，任何行业的跨国公司的内部关联交易中都包含大量的货物贸易之外的服务贸易，如子公司间彼此提供的营销、研发、物流、行政管理等服务。

由于工企数据不包括跨国企业海外子公司的财务信息，我们参考 Cheng 等（2019）的方法，将工企数据与商务部对外经济合作司公布的《境外投资企业（机构）名录》匹配，后者提供了企业对外投资的被投资地、起始时间和投资种类，样本涵盖所有行业非金融类对外投资企业的注册信息。由于部分企业名称在两套数据中的字符串不完全一致，我们将企业名称根据企业所在地、行业、营业类型等信息拆解为几个字符串字段，再分别根据不同字段模糊匹配，并进行手动核对。由于投资名录数据只记录企业在海外的注册信息，我们将企业在境外注册年份视为其海外投资的起始时间，不考虑企业追加投资或撤销投资的影响。

包括我国企业所得税税率在内的全球法定（名义）公司税税率来源于 OECD 数据库^①。名义税率是每个国家最高档的边际税率，我们在实证分析中使用的是各国中央政府与地方政府（额外征收地方公司税）名义公司税税率之和。2008 年，我国税率由 33% 调整为 25%。在我们用于回归的样本中，税率不缺失的出口目的国共有 85 个，若将我国税率和外国税率在样本年份内取均值后比较，其中约有 49 个国家的税率小于我国，32 个国家的税率高于我国，其余国家与我国持平。回归中的核心解释变量是我国与被投资国税差（我国税率减去外国税率， $TaxDiff_{ct}$ ）。

被投资国的 GDP、人均 GDP、汇率等宏观数据来源于世界银行 WDI (World Development Indicators) 数据库，政府管理质量指标来源于 Kaufmann et al. (2010)，即世界银行的 WGI (Worldwide Governance Indicators) 项目^②。自 2002 年起，WGI 每年发布数据，而在此之前，WGI 每两年发布数据，故在我们的研究年份区间内 2001 年数据缺失，我们使用 2000 年数据代替。另外，股票市场波动性指数数据来源于世界银行全球金融发展数据库 (Global Financial Development Database)。

（三）合并后的数据处理和描述性统计

合并后的数据中，除企业、投资目的国、年份维度外，每个企业在每个目的地可能对应多个子公司，故部分控制变量需取各子公司的平均值，如子公司的年龄均值及对外投资种类的哑变量的均值^③。为控制极端值影响，所有变量均经过了 1% 和 99% 的缩尾处理后再汇报和使用。表 1 中列出了回归变量的描述性统计。与回归中取值一致，部分变量取了对数。

表 1 描述性统计

| 变量 | 变量符号 | 数量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------------------------------|-----------------|-----------|--------|-------|--------|--------|
| 核心变量 | | | | | | |
| 风险 (ROA 标准差) | $RISK(ROA)$ | 230,451 | 0.109 | 0.115 | 0.001 | 0.783 |
| 风险 (ROE 标准差) | $RISK(ROE)$ | 378,924 | 0.298 | 0.509 | 0.001 | 5.010 |
| ln(税前利润+1) | $\ln(Profit+1)$ | 2,278,821 | 7.101 | 2.112 | 0 | 11.946 |
| 税差 | $TaxDiff$ | 14,304 | 0.008 | 0.111 | -0.202 | 0.330 |
| 企业层面控制变量 (X') | | | | | | |
| OFDI 哑变量 | $OFDI$ | 2,588,857 | 0.006 | 0.078 | 0 | 1 |
| ln(员工人数) | $\ln(emp)$ | 2,588,857 | 4.952 | 1.048 | 2.079 | 10.840 |
| ln(总资产) | $\ln(asset)$ | 2,588,857 | 10.085 | 1.344 | 7.295 | 14.501 |
| ln(年龄) | $\ln(age)$ | 2,588,857 | 2.007 | 0.786 | 0 | 4.615 |
| 国有企业哑变量 | SOE | 2,361,381 | 0.037 | 0.188 | 0 | 1 |
| 企业对外投资相关控制变量 (U') | | | | | | |
| ln(子公司数量) | $\ln(aff_num)$ | 16,025 | 0.407 | 0.684 | 0 | 4.263 |

^① OECD 网站：https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=CTS_CIT

^② 数据来源和指标构造的具体说明见世界银行网站：<http://info.worldbank.org/governance/wgi/>

^③ 每个子公司均对应三个投资种类哑变量，根据该子公司的实际投资种类，其中一个哑变量取 1，其余哑变量取 0。给定企业和投资目的国，我们需对每种投资哑变量计算其各子公司间的均值，故每个平均后的“哑变量”取值有可能落于 0、1 之间，但仍能体现出该企业在该地属于某个投资种类的程度。

| | | | | | | |
|-------------------------------|----------------------|--------|-------|-------|--------|--------|
| ln(子公司平均年龄) | ln(<i>aff_age</i>) | 16,025 | 0.891 | 0.670 | 0 | 3.178 |
| 投资种类 1 (子公司均值) | <i>OFDITYPE1</i> | 16,025 | 0.041 | 0.196 | 0 | 1 |
| 投资种类 2 (子公司均值) | <i>OFDITYPE2</i> | 16,025 | 0.185 | 0.386 | 0 | 1 |
| 投资种类 3 (子公司均值) | <i>OFDITYPE3</i> | 16,025 | 0.049 | 0.215 | 0 | 1 |
| 被外投资国控制变量 (<i>FC'</i>) | | | | | | |
| ln(GDP) | ln(<i>GDP</i>) | 15,803 | 27.28 | 1.879 | 20.442 | 30.479 |
| ln(人均 GDP) | ln(<i>GDPPC</i>) | 15,803 | 9.822 | 1.315 | 5.654 | 11.741 |
| 政治可信度 | <i>VAE</i> | 14,181 | 0.501 | 0.837 | -1.907 | 1.739 |
| 政治稳定性 | <i>PVE</i> | 14,181 | 0.475 | 0.731 | -2.269 | 1.544 |
| 法规监管质量 | <i>RQE</i> | 14,181 | 1.104 | 0.825 | -1.352 | 1.984 |
| ln(汇率) | ln(<i>exchg</i>) | 14,250 | 0.730 | 2.776 | -3.616 | 20.690 |
| ln(股市波动性) | ln(<i>stock</i>) | 14,426 | 3.046 | 0.383 | 1.307 | 4.945 |

注：变量统计值是基于企业-国家-年份的数据（即用于利润转移回归分析的数据）计算而得。

四、风险转移的实证分析

（一）实证模型

1. 基本回归模型

为检验假说 1，我们建立一个类似于 Cristea & Nguyen (2016) 所使用的差分模型，考察我国与被投资国税差 ($TaxDiff_c$) 对留存于我国跨国企业的中国母公司风险 ($Risk_{ikpc}$) 的影响。不对外投资的本土企业无对应 $TaxDiff_c$ ，但他们可被视为子公司全部位于国内的企业。从这个角度看，他们的所有子公司所面对的公司税税率均为国内税率，子公司间税差为 0，可以作为无利润转移动机的控制组进入回归。我们的识别策略主要利用了两个数据变化特征：（1）企业是否对外投资的哑变量 ($OFDI_{ic}$) 的变化，即对比无风险、无利润转移途径的非 OFDI 观测值（其中包括始终未对外投资的本土企业和 OFDI 企业尚未开始投资的年份）与 OFDI 观测值；（2） $TaxDiff_c$ 的变化，即对比 OFDI 观测值中去往低税率国家投资的观测值与去往高税率国家的观测值。回归方程如下：

$$Risk_{ikpc} = \alpha_0 + \alpha_1 OFDI_{ic} + \beta OFDI_{ic} \cdot TaxDiff_c + X_i' \lambda + OFDI_{ic} \cdot U_i' \gamma + OFDI_{ic} \cdot FCC' \theta + \delta Num_{ic} + f_k + f_p + \varepsilon_{ikpc} \quad (1)$$

如第 3.1 部分所述，由于 $Risk_{ikpc}$ 不随时间变化，给定企业、OFDI 状态和被投资地，方程右边的解释变量也在组内取了均值。主要解释变量是 $OFDI_{ic}$ 和 $OFDI_{ic}$ 与 $TaxDiff_c$ 的交叉项^①。系数 β 是本研究的核心关注，若假说 1 成立，当 $TaxDiff_c$ 为正时，风险从国内转移至国外， $TaxDiff_c$ 越大国外子公司风险越高，而国内母公司的 $Risk_{ikpc}$ 就越低；当 $TaxDiff_c$ 为负时，利润从国外转移至国内， $TaxDiff_c$ 的绝对值越大（即 $TaxDiff_{ct}$ 的实际值越小），则国内母公司风险越高。因此，无论 $TaxDiff_c$ 取值正负，我们均预测 β 为负。

回归中其他经济性控制变量的描述参见第 3.1 部分；由于每个企业-被投资地组中观测值（即年份）的数量 (Num_{ic}) 对标准差的计算有直接影响，我们也将这个统计性控制变量加入了风险转移的回归中^②。对于非 OFDI 的本土企业而言， U' 和 FC' 变量缺失，故它们与 $OFDI_{ic}$ 的交叉项也缺失。但与 $OFDI_{ic} \cdot TaxDiff_c$ 类似，由于 $OFDI_{ic}$ 此时取 0，我们将这些交叉项的缺失值替换成 0。同时，我们在回归里控制了行业（国民经济行业 4 位码）固定效应和（企业

^① 对于不对外投资的本土企业，即使不将 $TaxDiff_c$ 视为 0，由于 $OFDI_{ic}$ 等于 0，交叉项取值也为 0。

^② 为避免因样本过少而对标准差的计算造成影响，对于 ROA，当给定企业-投资目的国的年份少于 5 年时，我们将此企业-投资目的国观测值剔除。对于 ROE，由于非缺失值的数量相对更少，故我们仅将年份少于 3 年的企业-投资目的国观测值剔除，以避免回归数据过少的情况。

地址所在)省份固定效应。虽然最理想的控制是加入企业固定效应,但由于数据结构缺乏年份维度,仅在企业 and 被投资地两个维度上有变化,而被投资地的变化非常有限^①,控制企业固定效应会使数据中绝大多数的变化被吸收,故我们将在第 4.1.3 部分中采用其他方式对此作处理。

2. 不同风险转移方向的异质性估计

考虑到风险从国内转移至国外 ($TaxDiff_{ct} > 0$) 与风险从国外转移至国内 ($TaxDiff_{ct} < 0$) 两种情况下,风险转移的弹性可能不同,我们使用以下方程对这两种情况的转移弹性分别估计:

$$Risk_{ikpc} = \alpha_0 + \alpha_1 OFDI_{ic} + \beta_1 OFDI_{ic} \cdot I^{TaxDiff_c > 0} \cdot TaxDiff_c + \beta_2 OFDI_{ic} \cdot I^{TaxDiff_c < 0} \cdot |TaxDiff_c| + X_i' \lambda + OFDI_{ic} \cdot U_i' \gamma + OFDI_{ic} \cdot FC_c' \theta + \delta Num_{ic} + f_k + f_p + \varepsilon_{ikpc} \quad (2)$$

当 $TaxDiff_{ct} > 0$ 时, $I^{TaxDiff_c > 0}$ 等于 1, 假说 1 仍预测 β_1 为负; 当 $TaxDiff_{ct} < 0$ 时, $I^{TaxDiff_c < 0}$ 等于 1, 但由于 $TaxDiff_c$ 取了绝对值, 假说 1 预测 β_2 为正。

3. OFDI 企业在投资前后的风险变化

如第 4.1.1 部分所述, 我们的识别利用了 OFDI_{ic} 变量的变化, 在此维度上的控制组包含两部分观测值: 一是始终未 OFDI 的本土企业, 他们没有风险和利润的转移渠道; 二是 OFDI 企业尚未开始出境投资的年份。进一步地, 如果我们能够验证 OFDI 企业在投资前后的风险变化, 特别是当投资于低税率国家的企业留存于中国母公司的风险显著下降, 则可有力说明企业的风险转移行为。因此, 我们使用以下两种方法对此进行检验: (A) 去除始终未 OFDI 的本土企业, 单独对 OFDI 企业样本进行回归, 即仅保留控制组二在方程 (1) 和 (2) 的回归中; (B) 仅保留在样本时间段内既有非 OFDI 年份又有 OFDI 年份的 OFDI 企业, 即去除掉起始投资年份等于或早于 2000 年 (样本起始年) 的 OFDI 企业以及本土企业, 计算其投资后风险的下降值, 并将之作为被解释变量带入回归方程 (2), 回归方程变为如下形式:

$$RiskDiff_{ikpc} = \alpha_0 + \beta TaxDiff_c + X_i' \lambda + U_i' \gamma + FC_c' \theta + \delta Num_{ic} + f_k + f_p + \varepsilon_{ikpc} \quad (3)$$

我们预测当 $TaxDiff_c$ 上升时, OFDI 企业的利润转移动力更强, 风险的下降值 ($RiskDiff_{ikpc}$) 更大, β 为正。

尽管这两种方法都不能完全解决企业固定效应的问题, 但方法 (B) 在一定程度上把握了同一 OFDI 企业投资前后的风险变化, 最大程度上对回归进行了控制。

(二) 非参数估计结果

在汇报回归结果之前, 我们首先仅保留 OFDI 企业开始进行对外投资后的年份的样本, 使用分仓散点图展示被投资国税率与跨国企业留存于中国母公司的风险间的关系, 以直观把握外国税率对中国公司风险的影响。图 3 汇报了控制了回归 (1) 中的控制变量和固定效应后, 使用两种风险指标的非参数估计结果。可以看到, 当被投资国税率降低时, 更多风险被转移出去, 留存于中国母公司的风险进一步下降。

^① 数据中仅有不足 1% 的 OFDI 企业, 且存在大量的只去往单一国家投资的 OFDI 企业。

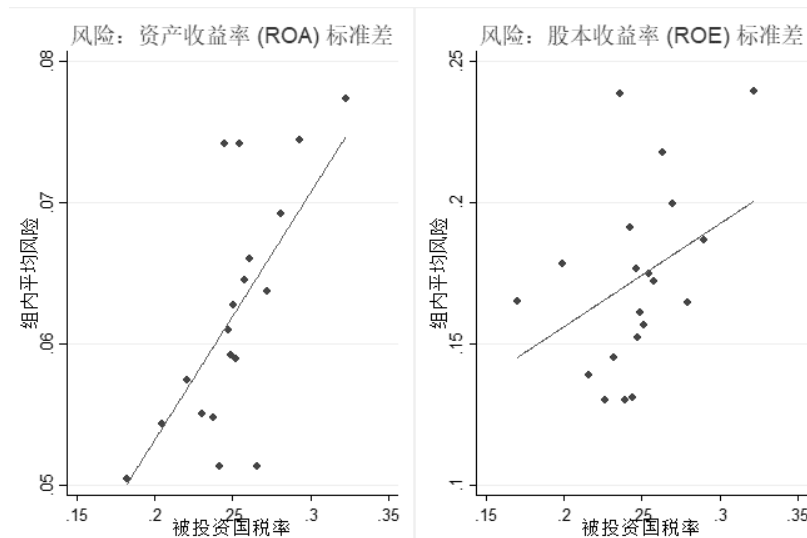


图3 风险与被投资国税率关系的非参数估计

注：我们使用两种风险指标衡量风险——股本收益率（ROE）标准差和资产收益率（ROA）标准差，横轴和纵轴分别为分仓组内的被投资国平均税率和组内跨国企业中国母公司留存的平均风险。

然后，我们使用在样本时间段内既有非 OFDI 年份又有 OFDI 年份的 OFDI 企业样本，计算他们在对外投资后，其中国母公司的经营风险的下降值，并在图 4 的分仓散点图中展示其与被投资国税率的关系。使用两种风险指标，控制了回归（3）中全部控制变量和固定效应的非参数估计结果显示，当被投资国税率较低时，中国公司风险下降幅度更大，说明企业在开始对外投资之后，拥有了通过关联交易转移利润的渠道，会更更多地将被风险转移到低税率国家，通过风险转移的途径转移利润以避税。

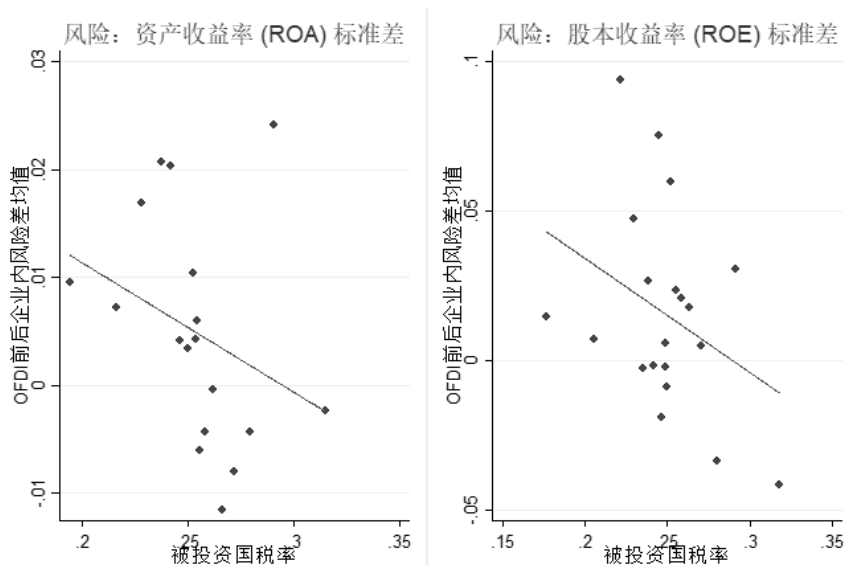


图4 OFDI 企业对外投资后风险的下降与被投资国税率关系的非参数估计

注：我们使用两种风险指标衡量风险——股本收益率（ROE）标准差和资产收益率（ROA）标准差，横轴为分仓组内的被投资国平均税率，纵轴为分仓组内 OFDI 企业对外投资前后其中国母公司留存的平均风险的下降幅度。

（三）基本回归结果汇报

表 2A 中使用风险指标 1——ROA 标准差，汇报了回归方程（1）（单数列）和（2）（双数列）的结果，其中第 1、2、5、6 列未控制任何固定效应，其余列则控制了全部固定效应，所有回归结果的残差项均在行业（国民经济行业 4 位码）层面上聚类。前四列使用了全部样本，税差交叉项结果均十分显著。以第 3 列结果为例，当我国与被投资国公司税税率差值上升 10%时，留存在跨国企业的中国母公司的风险下降了 0.0168。因样本中 ROA 标准差均值为 0.109（见表 1），这个估计值意味着风险在均值水平上下降了约 15.4%。同时，第 4 列的

结果显示, 当我国税率高于外国时, 风险显著向外转移; 当我国税率低于外国时, 风险显著向内转移。后四列的回归仅保留了 OFDI 企业的样本, 即控制组仅包含了 OFDI 企业尚未开始出境投资的年份, 除系数总体上略有下降外, 回归结果与全样本结果类似, 只是 OFDI 企业从高税率国家向内转移风险的效应不再稳定显著, 系数也大幅下降。由于风险转入效应显著性不可靠, 我们以全样本第 4 列作为基准回归, 当税差上升 10% 时, -0.14 的系数意味着国内公司风险在均值水平上下下降了 12.8%, 这比 Becker et al. (2020) 使用 Amadeus 和 Orbis 数据得出的 8% 估计结果更高。

表 2 风险转移基本回归结果

表 2A 风险指标 1 (ROA 标准差)

| | 全样本 | | | | 只保留 OFDI 企业样本 | | | |
|----------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|-----------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.029 | 0.025 | 0.098 | 0.128* | -0.007 | -0.026 | -0.026 | -0.047 |
| | (0.066) | (0.068) | (0.074) | (0.071) | (0.064) | (0.065) | (0.066) | (0.061) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | -0.176 *** | | -0.168 *** | | -0.139 *** | | -0.147 *** | |
| | (0.046) | | (0.049) | | (0.047) | | (0.050) | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | -0.179*** | | -0.140** | | -0.157*** | | -0.164*** |
| <i>.₁TaxDiff>0</i> | | (0.054) | | (0.058) | | (0.055) | | (0.060) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | 0.167*** | | 0.246*** | | 0.089 | | 0.095* |
| <i>.₁TaxDiff<0</i> | | (0.064) | | (0.062) | | (0.060) | | (0.055) |
| 行业固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 省份固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 样本数量 | 230,044 | 230,044 | 230,006 | 230,006 | 3,583 | 3,583 | 3,443 | 3,443 |
| R-Square | 0.042 | 0.042 | 0.169 | 0.169 | 0.047 | 0.047 | 0.228 | 0.229 |

注: ***表示显著性小于 0.01, **表示显著性小于 0.05, *表示显著性小于 0.1, 估计残差集聚于行业水平。

表 2B 稳健性检验——风险指标 2 (ROE 标准差)

| | 全样本 | | | | 只保留 OFDI 企业样本 | | | |
|----------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|-----------------|----------------------|------------------|---------------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.343 | 0.266 | 0.400** | 0.395** | 0.174 | 0.074 | 0.277 | 0.209 |
| | (0.209) | (0.214) | (0.189) | (0.193) | (0.209) | (0.212) | (0.204) | (0.199) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | -0.524 *** | | -0.394 *** | | -0.420 *** | | -0.350 ** | |
| | (0.160) | | (0.151) | | (0.158) | | (0.162) | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | -0.612*** | | -0.400** | | -0.533*** | | -0.424** |
| <i>.₁TaxDiff>0</i> | | (0.189) | | (0.184) | | (0.188) | | (0.191) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | 0.311* | | 0.381** | | 0.144 | | 0.164 |
| <i>.₁TaxDiff<0</i> | | (0.186) | | (0.181) | | (0.181) | | (0.179) |
| 行业固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 省份固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 样本数量 | 378,128 | 378,128 | 378,094 | 378,094 | 5,735 | 5,735 | 5,623 | 5,623 |
| R-Square | 0.016 | 0.016 | 0.054 | 0.054 | 0.021 | 0.021 | 0.141 | 0.142 |

注: ***表示显著性小于 0.01, **表示显著性小于 0.05, *表示显著性小于 0.1, 估计残差集聚于行业水平。

根据本文第 1 和 2.1 部分对风险转移渠道的解释, 风险转移意味着跨国企业可能会将驱动集团利润的 IP 经济所有权转移至低税率被投资国, 或是通过 LRSP 模型, 将位于低税率国的子公司设置为承担主要关联交易风险的核心公司, 获得与风险相匹配的高额利润, 而位于中国的母公司则在关联交易内部合同中被安排为有限风险服务提供者, 获得固定利润率, 即相对平稳的收益率——这正意味着资产收益率波动性下降, 在数据中体现为 ROA 标准差

下降。换言之，交叉项的负系数说明，对于 OFDI 企业而言，被投资国税率越低（税差越高），中国母公司财务数据中的资本收益波动性显著更小，说明风险被转移至国外子公司。

为对基本回归结果的稳健性进行验证，我们在表 2B 中汇报了风险指标 2——ROE 标准差的基本结果，与表 2A 结果基本一致。仅保留 OFDI 企业样本的回归结果也同样显示当被投资国税率高于我国时，风险转入效应的显著性不强，这可能是由于我国的资本管制政策使得资金流入后不易再流出，故海外资金更多地留存在外用于再投资，这使得数据中未显现出企业通过将风险转回来而将利润转回来的操作。故以第 4 列总样本的回归结果为基准，当税差上升 10% 时，中国母公司的风险下降了 0.04，这意味着风险在均值水平（0.298）上下降了约 13.4%。

在表 2A 和表 2B 全样本的回归中，OFDI 哑变量对跨国企业中国母公司风险的影响多为正，这可以解释为跨国集团因拓展国外市场，整体上比本土企业面对着更高的风险（基于数据所限，我们只能通过观察中国母公司的风险来推测整个跨国集团的风险水平），符合常识。但由于风险转移渠道的存在，跨国企业可以将风险转移至国外子公司，降低了中国母公司留存的风险，故 OFDI 哑变量的正系数并不稳定显著，在去除了纯本土企业的样本中也出现了系数为负的情况。

（四）OFDI 企业在投资前后的风险变化

表 3 汇报了回归方程(3)的结果，即仅保留在样本时间段内既有非 OFDI 年份又有 OFDI 年份的 OFDI 企业，检验其投资后风险的下降值与两国间税率差的关系，残差项均在行业层面上聚类。控制了全部控制变量和固定效应，两个风险指标的结果均显示，当被投资国税率下降（税差升高）时，OFDI 企业中国母公司的风险下降幅度显著提升，证明了其开始对外投资后向低税率国家转移风险的行为，这与图 3 中非参数估计的结果一致。但此时我们仅观察到跨国企业向外转移风险，并无显著从高税率国家向国内转移风险的情况。

表 3 OFDI 企业对外投资后风险的下降的回归结果

| | 风险指标 1 (ROA 标准差) | | 稳健性检验——风险指标 2 (ROE 标准差) | |
|---------------------------|------------------|----------------|-------------------------|----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>TaxDiff</i> | 0.138** | | 0.428* | |
| | (0.060) | | (0.218) | |
| <i>TaxDiff</i> | | 0.138** | | 0.444* |
| $\mathcal{J}^{TaxDiff>0}$ | | (0.066) | | (0.245) |
| <i>TaxDiff</i> | | -0.138 | | -0.392 |
| $\mathcal{J}^{TaxDiff<0}$ | | (0.112) | | (0.280) |
| 控制变量 | 全部 | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | |
| 样本数量 | 493 | 493 | 1,718 | 1,718 |
| R-Square | 0.394 | 0.394 | 0.212 | 0.212 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

（五）去除特殊样本的稳健性检验^①

在表 4 的回归中，我们去除了特殊样本以检验风险转移效应的稳定性。我们首先剔除了去往香港投资的样本，这是因为香港样本在全部 OFDI 样本中占比最高（21.2%），但很多去往香港的投资并不以香港作为最终投资目的地，借香港为跳板的目的仅为海外上市融资，故企业的经营行为和风险转移动机不同。表 4A 结果显示，去除香港样本后风险转移效应仍显著，与基准回归结果基本一致。

^① 限于篇幅原因，我们之后仅汇报风险指标 1 (ROA 标准差) 的回归结果，风险指标 2 (ROE 标准差) 的回归结果与指标 1 基本一致，如有需要，可向作者索取。

表 4

风险转移稳健性检验——去除特殊样本的回归结果

表 4A

去除香港或避税天堂的回归结果

| | 去除香港 | | | | 去除避税天堂 | | | |
|--|------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|----------------|----------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.077 | 0.113 | -0.042 | -0.066 | 0.050 | 0.084 | -0.066 | -0.107 |
| | (0.077) | (0.074) | (0.073) | (0.068) | (0.094) | (0.090) | (0.094) | (0.088) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -0.177*** | | -0.136*** | | -0.158*** | | -0.121* | |
| | (0.049) | | (0.051) | | (0.060) | | (0.064) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -0.144** | | -0.155** | | -0.135** | | -0.145* |
| <i>·\downarrowTaxDiff>0</i> | | (0.060) | | (0.064) | | (0.069) | | (0.074) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | 0.255*** | | 0.086 | | 0.223*** | | 0.047 |
| <i>·\downarrowTaxDiff<0</i> | | (0.064) | | (0.057) | | (0.073) | | (0.070) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 229,652 | 229,652 | 3,087 | 3,087 | 229,614 | 229,614 | 3,048 | 3,048 |
| R-Square | 0.169 | 0.169 | 0.236 | 0.236 | 0.169 | 0.169 | 0.237 | 0.238 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

表 4B

去除国有企业或外资企业的回归结果

| | 去除国有企业 | | | | 去除外商投资企业 | | | |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.110 | 0.132* | -0.018 | -0.047 | 0.116 | 0.152** | -0.026 | -0.047 |
| | (0.076) | (0.072) | (0.066) | (0.061) | (0.076) | (0.074) | (0.066) | (0.061) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -0.180*** | | -0.162*** | | -0.179*** | | -0.147*** | |
| | (0.050) | | (0.050) | | (0.050) | | (0.050) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -0.159*** | | -0.188*** | | -0.146** | | -0.164*** |
| <i>·\downarrowTaxDiff>0</i> | | (0.059) | | (0.060) | | (0.059) | | (0.060) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | 0.237*** | | 0.088 | | 0.274*** | | 0.095* |
| <i>·\downarrowTaxDiff<0</i> | | (0.063) | | (0.056) | | (0.066) | | (0.055) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 215,686 | 215,686 | 3,266 | 3,266 | 162,062 | 162,062 | 3,443 | 3,443 |
| R-Square | 0.170 | 0.170 | 0.232 | 0.232 | 0.190 | 0.190 | 0.228 | 0.229 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

由于本文对跨国企业的利润转移估计不仅局限于避税天堂，我们进一步去除全部避税天堂投资地，观察结果的稳定性。我们根据 Hines (2010) 识别避税天堂^①，表 4A 的回归结果显示，风险转移效应在去往非避税天堂投资的跨国企业中仍存在，但显著性和系数大小略有下降。在仅保存 OFDI 企业的样本中，去除了香港样本或是全部避税天堂样本后，从高税率国家向国内转入风险的效应均不再显著。

企业的所有制性质也可能对经营策略产生重要影响，国内文献（方军雄，2011；刘星和徐光伟，2012）常提到利润最大化并非国有企业管理层的第一追求，国有企业的利润转移

^① 在本文的数据中，所涉及避税天堂包括哥斯达黎加、巴拿马、巴林、新加坡、毛里求斯、瑞士、百慕大群岛、香港、塞舌尔、开曼群岛、澳门、卢森堡、爱尔兰、荷兰、列支敦士登、英属维尔京群岛和巴哈马。

动力因而可能不足。表 4B 中去除了国有企业样本的结果与表 2A 的基本结果相比，显著性和系数大小均有所提升，风险转出效应更强。

此外，在我国经营的外资企业本身也可能具有与其国外母公司或其他国家的子公司间的利润转移渠道，但由于我们没有外资企业海外经营的信息，无法对这部分企业的风险转移和利润转移效应进行估计，且他们存在于控制组可能会使回归结果产生偏差^①。因此，我们在表 4B 中汇报了去除外资企业的回归结果^②，与表 2A 的全样本回归结果非常接近，系数大小普遍略有提升。

（六）企业无形资产水平对风险转移的影响

根据本文第 1 和 2.1 部分介绍的 IP 转移原理，拥有更多无形资产的企业更有可能进行 IP 转移，从而体现为 IP 经济所有权的接收方承担更多经营风险，而 IP 经济权的转出方分担更少的风险，获得更少的利润。因此，我们以无形资产占总资产比例在全样本中的中位数作为分界线^③，进行分样本检验。表 5 的回归结果表明，风险转移效应仅在高无形资产企业样本中显著存在，在低无形资产企业样本中虽仍存在（系数符号与基本回归一致），但并不显著^④。

表 5 不同无形资产水平的企业的异质性样本的风险转移回归结果

| | 高无形资产企业 | | | | 低无形资产企业 | | | |
|--------------------------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.059 | 0.079 | -0.012 | -0.027 | 0.145 | 0.198 | 0.077 | 0.010 |
| | (0.059) | (0.062) | (0.059) | (0.060) | (0.217) | (0.193) | (0.239) | (0.224) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -0.149*** | | -0.133*** | | -0.264 | | -0.257 | |
| | (0.042) | | (0.044) | | (0.163) | | (0.194) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -0.127** | | -0.147*** | | -0.243 | | -0.285 |
| <i>$I^{TaxDiff>0}$</i> | | (0.051) | | (0.050) | | (0.182) | | (0.214) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | 0.205*** | | 0.094 | | 0.373** | | 0.120 |
| <i>$I^{TaxDiff<0}$</i> | | (0.064) | | (0.062) | | (0.163) | | (0.230) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 113,892 | 113,892 | 2,162 | 2,162 | 116,043 | 116,043 | 1,112 | 1,112 |
| R-Square | 0.119 | 0.119 | 0.245 | 0.245 | 0.193 | 0.193 | 0.335 | 0.335 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

（七）潜在内生性问题的处理

由于一些数据不可得的企业特征，如生产率、市场需求或生产冲击等，会同时影响企业的对外直接投资决策与经营风险，故企业的对外投资行为（OFDI 哑变量）可能存在潜在内生性问题。因此，我们使用倾向得分匹配（PSM）方法对 OFDI 企业进行匹配，选出与之尽可能相近的非 OFDI 企业作为控制组进行回归。我们使用员工人数、总资产、企业年龄、所有制性质和行业等方程（1）中的企业层面的控制变量作为 PSM 匹配变量，分别使用最邻近匹配（nearest matching, 1:5）和核匹配（kernel）两种匹配方法，并将回归结果汇报于表 6

^① 基于不同投资比例的外资企业的不同定义，并非所有外资企业都有海外关联交易，故若使用完全去除这部分企业的样本完成全部回归，结果也可能产生系统性偏差；且目前表 4B 的结果已显示，去除了这部分样本的结果与基本回归结果非常接近。

^② 表 4B 中的国有企业或外资企业的定义源于工企数据中“注册类型”变量的信息，外资企业包括中外合资经营企业、中外合作经营企业、外商独资企业、外商投资股份有限公司（包括港、澳、台）。表 4B 第 8 列中只保留 OFDI 企业样本的回归结果不受外资企业样本的影响，故与表 2A 中的回归结果完全相同。

^③ 由于工企数据中无形资产变量 2007 年之后缺失，我们使用总资产减除固定资产的数值近似估计无形资产。

^④ 中国母公司中无形资产高并不意味着 IP 没有被转移出去，这一方面是因为无形资产包含各种技术、商誉甚至客户名单等，而被转移的核心 IP、专利等仅为其中的一部分；另一方面，如第 2.2 部分所述，转让定价中的 IP 转移仅仅是 IP 经济所有权的转移，即 IP 注册地与 IP 经济所有权所在地并不一定一致。也就是说，IP 转移更有可能体现在公司风险指标的变化中，而非资产负债表中。

中。可以看到，PSM 回归结果与基准回归结果相近，转入效应略变大。我们还使用了其他比例的最邻近匹配法（1:1）和半径匹配法（radius），结果稳健^①。

表 6 风险转移的内生性处理后的回归结果

| | PSM 回归结果 | | | | IV 回归结果 | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 最邻近匹配(1:5)权重 | | 核匹配(Kernel)权重 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.041 (0.071) | 0.048 (0.068) | 0.098 (0.074) | 0.130* (0.071) | 0.072 (0.081) | 0.166 (0.107) | -0.013 (0.072) | -0.014 (0.091) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | -0.165 *** | | -0.168 *** | | -0.130* | | -0.165** | |
| | (0.048) | | (0.049) | | (0.079) | | (0.071) | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | -0.159* ** | | -0.138 ** | | -0.158 * | | -0.176 ** |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | (0.057) | | (0.058) | | (0.083) | | (0.076) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | 0.182** * | | 0.253* ** | | 0.319* | | 0.158 |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | (0.057) | | (0.062) | | (0.167) | | (0.138) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 18,740 | 18,740 | 217,432 | 217,432 | 230,006 | 230,006 | 3,443 | 3,443 |
| R-Square | 0.157 | 0.157 | 0.166 | 0.166 | 0.035 | 0.035 | 0.051 | 0.051 |
| 一阶段回归结果 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | 0.487*** (0.018) | | 0.494*** (0.018) | |
| F 检验 | | | | | [725.91]* ** | | [736.59]* ** | |
| <i>OFDI·TaxDiff·I^{TaxDiff>0}</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | 0.552*** | | 0.554** * |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | | | | | (0.011) | | (0.012) |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | -0.159*** | | -0.166* ** |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | | | | | (0.027) | | (0.029) |
| F 检验 | | | | | | [2383.81] *** | | [2301.01] *** |
| <i>OFDI·TaxDiff·I^{TaxDiff<0}</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | 0.064*** | | 0.060** * |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | | | | | (0.015) | | (0.015) |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | -0.534*** | | -0.544* ** |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | | | | | (0.040) | | (0.041) |
| F 检验 | | | | | | [324.42]* ** | | [303.08] *** |
| <i>Kleibergen-Paap χ^2</i> | | | | | 41.01 *** | 41.17 ** | 33.84 *** | 36.24 *** |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

另外，尽管本文实证分析的核心解释变量是由各国名义公司税税率构建的，对于个体中国企业而言属于外生政策冲击，但企业选择去哪个国家投资的行为可能造成潜在内生性问题。因此，我们使用 2000 年（样本初始年份）的外国税率作为被投资国当前税率的工具变量，并使用 2000 年的中国税率与之作差，获得 $TaxDiff_c$ 的工具变量，回归结果（汇报于表 6）仍显著。我们在表 6 中汇报了一阶段回归的系数、F 检验结果及 Kleibergen-Paap rk LM 卡方统计量，结果显示工具变量显著与潜在内生变量相关且不存在识别不足的问题。

^① 限于篇幅，这两组 PSM 的风险转移和利润转移的回归结果并未在文中汇报。如有需求，可联系作者。

五、利润转移的规模估计

除风险转移渠道的实证分析外，本文较已有文献的另一贡献，是全面估计我国跨国公司的利润转移规模，而不仅局限于避税天堂。因此，本部分使用与第 4 部分类似的差分模型对跨国企业的利润转移和税差关系进行实证分析，检验了假说 2。与回归方程（1）和（2）的不同之处在于，此处的被解释变量为 OFDI 企业中国母公司的税前利润 ($\ln(Profit_{ikpct}+1)$)，且不再控制仅与风险指标计算相关的 Num_{ic} 变量。同时，在这组回归中，由于所有变量均增加了时间维度，我们得以控制更丰富的固定效应——企业固定效应、行业-年份固定效应和省份-年份固定效应。

（一）基本回归结果

表 7 汇报了利润转移回归基本结果，其中第 1、2、5、6 列未控制任何固定效应，其余列则控制了全部固定效应，所有回归结果的残差项均在行业层面上聚类。前四列使用了全部样本，税差交叉项结果十分显著。以第 3 列结果为例，当税率差值上升 10% 时，留存在跨国企业的中国母公司的利润下降了 9.1%。这一估计结果与 Heckemeyer & Overesch (2017) 对过往多个基于国外数据的整合分析法所估算出的 8% 的半弹性及 OECD 官方工作论文 (Johansson et al., 2017) 使用 Orbis 数据库估计出的 10% 的半弹性十分接近。

表 7 利润转移基本回归结果

| | 全样本 | | | | 只保留 OFDI 企业样本 | | | |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | -0.124 | -0.352 | 0.544 | 0.439 | -0.573 | -0.858 | 0.743* | 0.639 |
| | (0.899) | (0.924) | (0.469) | (0.475) | (0.905) | (0.925) | (0.449) | (0.432) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -2.113 *** | | -0.914 *** | | -1.769 *** | | -0.948 *** | |
| | (0.461) | | (0.334) | | (0.472) | | (0.330) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -2.412 *** | | -1.063 *** | | -2.142 *** | | -1.089 *** |
| <i>J^{TaxDiff>0}</i> | | (0.476) | | (0.364) | | (0.495) | | (0.357) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | 1.495 ** | | 0.641 | | 0.998 | | 0.676 |
| <i>J^{TaxDiff<0}</i> | | (0.712) | | (0.572) | | (0.704) | | (0.550) |
| 企业固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 行业-年份固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 省份-年份固定效应 | 无 | 无 | 有 | 有 | 无 | 无 | 有 | 有 |
| 样本数量 | 2,064,432 | 2,064,432 | 1,912,459 | 1,912,459 | 25,942 | 25,942 | 24,150 | 24,150 |
| R-Square | 0.305 | 0.305 | 0.730 | 0.730 | 0.492 | 0.492 | 0.802 | 0.802 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

但第 2、4、6、8 列的结果显示，当我国税率低于外国时，企业向内转移利润的行为并不稳定显著。若仅考虑显著的 OFDI 企业向外转移利润的情况，视表 7 第 4 列为基准回归结果，即当税差上升 10% 时，跨国企业向外转移利润上升了 10.6%。

表 7 中后四列的回归仅保留了 OFDI 企业的样本，即控制组仅包含了 OFDI 企业尚未开始出境投资时的利润值。由于这里控制了企业固定效应，我们得以识别同一个企业对外投资前后利润的变化，结果表明去往低税率国家的 OFDI 企业开始对外投资后，其中国母公司的利润显著下降，当被投资地税率比我国税率低 10% 时，OFDI 企业在开始对外投资之后会向外转移约 10.9% 的国内利润（第 8 列）。

（二）税收损失计算

根据表 7 第 4 列基准回归估计的利润转移的税差半弹性，我们可基于 OECD 的税收损失估算方法 (Johansson et al., 2017)，粗略估计我国由跨国企业转移利润而造成的所得税税收损失：在本文的样本中，当我国与被投资国税差为正时，我们计算税差平均值为 9.2%，即 OFDI 企业对外投资意味着他们面对的税差平均下降了 9.2%，进一步使用表 7 第 4 列基准回归中的半弹性 (10.6%) 可计算得跨国企业留存于国内的利润平均下降了 9.8%；再根据我国 2013 年所得税财政收入 (23879.6 亿元)^①和 OFDI 企业纳税额在全部所得税收入中的占比，我们便可计算出每年的财税损失。但由于 OFDI 企业纳税额在所得税总收入中的占比数据不可得，我们使用 OFDI 企业总利润在全部企业总利润中的占比对此进行估算，并利用两个不同的微观企业信息来源：(1) 工企数据中企业应纳税所得额变量和 (2) 上市公司数据中公司税前利润变量，后者的数据来源为 CSMAR 数据库 (海外关联公司表、上市公司数据-利润表)。

表 8 中列出了估算我国所得税税收因跨国企业转移利润而产生的损失的计算过程^②。工企数据显示，我国 OFDI 企业所得税应纳税额在总所得税中占比约为 25.3%，这意味着 2013 年我国由此而流失的所得税收入约为 653 亿元；上市公司数据中，OFDI 企业利润约占全部公司总利润的 23%，由此而得所得税收入流失约为 592 亿元。与欧阳艳艳等 (2022) 计算的 2013 年所得税避税规模 330 亿元相比，我们的估计偏高，这可能是由于他们的实证估计中只考虑了避税天堂，而我们的估计涵盖了非避税天堂在内的全部 OFDI 投资目的国。

表 8 跨国公司、外资公司利润转移造成所得税流失的计算

| | 计算公式 | 工企所得税纳税额数据 | 上市公司利润数据 |
|---------------------------------|-----------------------------------|-----------------|---------------|
| 利润转移规模估计 | $a = b * c$ | 9.75% | 9.75% |
| 平均税差下降 | b | 9.17% | 9.17% |
| 利润转移的税差半弹性 | c | 1.06 | 1.06 |
| 2013 年我国所得税总收入 (亿元) | d | 23,879.59 | 23,879.59 |
| 仅考虑中国跨国公司利润转移： | | | |
| 2013 年跨国公司所得税在总所得税中占比 | $e = f/g$ | 25.32% | 22.96% |
| 跨国公司纳税额或利润 (亿元) | f | 2,572.94 | 70,953.90 |
| 全部企业纳税额或利润 (亿元) | g | 10,163.58 | 308,990.50 |
| 2013 年跨国公司造成税收流失 (亿元) | $h = (d * e) / (1 - a) - (d * e)$ | 652.91 | 592.25 |
| 考虑中国跨国公司与中国境内外资公司利润转移之和： | | | |
| 2013 年跨国公司、外资公司所得税在总所得税中占比 | $i = j/k$ | 47.33% | |
| 跨国公司纳税额或利润 (亿元) | j | 4,810.23 | |
| 全部企业纳税额或利润 (亿元) | k | 10,163.58 | |
| 2013 年跨国公司、外资公司造成税收流失 (亿元) | $l = (d * i) / (1 - a) - (d * i)$ | 1,220.65 | |

注：上市公司数据来源于 CSMAR 数据库 (海外关联公司表、上市公司数据-利润表)，所得税收入数据来源于《中国税务年鉴 (2013 年)》。考虑到数据中显示的所得税收入 (d)、公司纳税额或利润 (f、g、j、k) 皆为企业转移利润避税后的事后数值，我们在计算税收流失的公式中 (h、l) 对此作了处理。

虽然本文的实证研究因数据所限仅关注 OFDI 企业而不考虑在我国的外资企业向其国外其他子公司转移利润的影响，但若假设外资企业的利润转移幅度 (即弹性) 与 OFDI 企业相同，即利润转移使得留存于国内的利润平均下降了 9.8%，我们可进一步通过 OFDI 企业与外资企业纳税额之和在所得税总收入中的占比来估算因各类企业跨国利润转移而使我国流

^① 数据来源：《中国税务年鉴 (2013 年)》。由于本文的实证估计基于 2000-2013 年数据，故我们使用样本中的最新年份 2013 年数据对税收损失进行估计。

^② 考虑到数据中显示的所得税收入、公司纳税额或利润皆为企业转移利润避税后的事后数值，我们在计算税收流失的公式中对此作了处理，具体见表 8 “计算公式” 一列。

失的所得税收入总和。工企数据中我国 OFDI 企业和外资企业所得税应纳税额在总所得税中占比约为 47.3%，计算可得 2013 年我国所得税流失总额约为 1221 亿元^①。根据 OECD 的估计 (Johansson et al., 2017)，OECD-G20 国家中所有跨国企业（包括 OFDI 企业和外资企业）的应纳税额约占总税额的 40%-80%，这一方面说明我国的 47.3% 处于这个范围内的较低水平，另一方面也侧面验证了我们的估算的可靠性。另外，OECD 使用 2000-2014 数据计算出的税收损失显示，全球范围内约有 4%-10% 的公司税流失源于跨国公司的利润转移行为，而我们计算出的 9.8% 的利润下降及由此带来的税收下降则处于全球上限水平。

（三）去除特殊样本的稳健性检验

与第 4.5 部分一致，我们在表 9 中进行稳定性检验，汇报了去除特殊样本后的利润转移回归的结果。在表 9A 中，剔除香港样本后的回归结果较基本结果相比，显著性和系数大小均有所下降；剔除全部避税天堂后的回归结果的系数进一步变小，但利润向低税率国家转移的效应无论是在全样本中还是在仅保留 OFDI 企业的样本中仍显著。当税差上升 10% 时，仍有约 7.4% 的利润被转移到非避税天堂（第 6 列结果），转移规模不容忽视。

表 9 利润转移稳健性检验——去除特殊样本的回归结果

| | 去除香港 | | | | 去除避税天堂 | | | |
|----------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.634 | 0.593 | 1.206** | 1.254** | 0.581 | 0.529 | 1.399** | 1.464*** |
| | (0.530) | (0.532) | (0.536) | (0.510) | (0.600) | (0.607) | (0.590) | (0.565) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -0.758** | | -0.760** | | -0.677* | | -0.775** | |
| | (0.348) | | (0.331) | | (0.389) | | (0.347) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -0.811** | | -0.702* | | -0.741* | | -0.700* |
| <i>.¹TaxDiff>0</i> | | (0.390) | | (0.366) | | (0.424) | | (0.391) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | 0.673 | | 0.862 | | 0.571 | | 0.907 |
| <i>.¹TaxDiff<0</i> | | (0.585) | | (0.558) | | (0.614) | | (0.559) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 企业、行业-年份、省份-年份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 1,909,853 | 1,909,853 | 21,489 | 21,489 | 1,909,579 | 1,909,579 | 21,205 | 21,205 |
| R-Square | 0.730 | 0.730 | 0.804 | 0.804 | 0.730 | 0.730 | 0.804 | 0.804 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

表 9B 去除国有企业或外资企业的回归结果

| | 去除国有企业 | | | | 去除外商投资企业 | | | |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.501 | 0.404 | 0.766* | 0.674 | 0.451 | 0.331 | 0.743* | 0.639 |
| | (0.460) | (0.468) | (0.446) | (0.435) | (0.470) | (0.475) | (0.449) | (0.432) |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | -0.890*** | | -0.932*** | | -0.774** | | -0.948*** | |
| | (0.339) | | (0.333) | | (0.337) | | (0.330) | |
| <i>OFDI-TaxDiff</i> | | -1.031*** | | -1.059*** | | -0.945** | | -1.089*** |

^① 由于我国上市公司中外资企业相对少，我们无法使用这个数据中的 OFDI 企业和外资企业利润之和占全部公司总利润的比值来估计二者造成的税收损失规模之和。

| | | | | | | | | |
|------------------------------|----------------|-----------|--------|---------|-----------|-----------|--------|---------|
| $\cdot \Delta TaxDiff > 0$ | | (0.368) | | (0.358) | | (0.368) | | (0.357) |
| <i>OFDI</i> · <i>TaxDiff</i> | | 0.635 | | 0.692 | | 0.461 | | 0.676 |
| $\cdot \Delta TaxDiff < 0$ | | (0.573) | | (0.550) | | (0.576) | | (0.550) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 企业、行业-年份、省份-年份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 1,850,204 | 1,850,204 | 23,819 | 23,819 | 1,547,089 | 1,547,089 | 24,150 | 24,150 |
| R-Square | 0.731 | 0.731 | 0.803 | 0.803 | 0.744 | 0.744 | 0.802 | 0.802 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

在表 9B 中，剔除国有企业或外资企业后的回归结果与表 2A 的基本结果接近，系数大小虽略有降低，但显著性稳健。

（四）企业无形资产水平对风险转移的影响

表 10 汇报了高无形资产和低无形资产企业的利润转移回归结果。与风险转移的分样本回归结果一致，我们发现高无形资产企业有显著的利润转移行为，而低无形资产企业的利润转移却不显著，这进一步证明了本文在第 1 和 2.1 部分所论述的风险转移机制。

表 10 不同无形资产水平的企业的异质性样本的利润转移回归结果

| | 高无形资产企业 | | | | 低无形资产企业 | | | |
|------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|---------------|--------------|---------------|---------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.960 | 0.805 | 0.915 | 0.830 | 0.643 | 0.852 | 0.729 | 0.795 |
| | (0.602) | (0.588) | (0.585) | (0.541) | (1.158) | (1.258) | (0.852) | (0.893) |
| <i>OFDI</i> · <i>TaxDiff</i> | -1.614*** | | -1.377*** | | -0.105 | | -0.150 | |
| | (0.387) | | (0.383) | | (0.839) | | (0.796) | |
| <i>OFDI</i> · <i>TaxDiff</i> | | -1.852*** | | -1.508*** | | 0.146 | | -0.082 |
| $\cdot \Delta TaxDiff > 0$ | | (0.436) | | (0.440) | | (0.823) | | (0.859) |
| <i>OFDI</i> · <i>TaxDiff</i> | | 1.185** | | 1.131** | | 0.600 | | 0.299 |
| $\cdot \Delta TaxDiff < 0$ | | (0.589) | | (0.557) | | (1.343) | | (1.086) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 企业、行业-年份、省份-年份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 881,368 | 881,368 | 13,895 | 13,895 | 890,196 | 890,196 | 7,483 | 7,483 |
| R-Square | 0.762 | 0.762 | 0.854 | 0.854 | 0.759 | 0.759 | 0.865 | 0.865 |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

（五）潜在内生性处理

考虑到第 4.7 部分提到的 OFDI 哑变量的潜在内生性问题，我们使用相同的 PSM 匹配变量和权重匹配方法选出与 OFDI 企业尽可能相近的非 OFDI 企业作为控制组进行利润转移回归。表 11 的结果显示，PSM 结果与基准回归结果相近，回归系数均略有提升。为处理被投资国税率的潜在内生性问题，我们使用 2000 年（样本初始年份）的外国税率作为被投资国当前税率的工具变量，并使用 2000 年的中国税率与之作差，获得 $TaxDiff_c$ 的工具变量，回归结果（汇报于表 11）仍显著，系数略有提升，向外转出利润的半弹性由基准回归的 1.06 上升为 1.37。我们在表 11 中汇报了一阶段回归的系数、F 检验结果、Kleibergen-Paap rk LM 卡方统计量，结果显示工具变量显著与潜在内生变量相关，不存在识别不足、过度识别或是弱工具变量的问题。

表 11 利润转移的内生性处理后的回归结果

| | PSM 回归结果 | IV 回归结果 |
|--|----------|---------|
|--|----------|---------|

| | 最邻近匹配 (1:5) 权重 | | 核匹配 (Kernel) 权重 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| OFDI | 0.804 | 0.627 | 0.549 | 0.444 | 0.722 | 1.335 | 1.102* | 1.154 |
| | (0.492) | (0.493) | (0.469) | (0.475) | (0.666) | (0.959) | (0.646) | (0.853) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | -1.148*** | | -0.916*** | | -1.136* | | -1.397** | |
| | (0.356) | | (0.334) | | (0.639) | | (0.600) | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | -1.397*** | | -1.067*** | | -1.370** | | -1.533** |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | (0.380) | | (0.363) | | (0.658) | | (0.608) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | | 0.685 | | 0.641 | | 2.169 | | 1.425 |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | (0.601) | | (0.572) | | (1.512) | | (1.348) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 行业、省份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 61,842 | 61,842 | 1,882,548 | 1,882,548 | 1,912,459 | 1,912,459 | 24,150 | 24,150 |
| R-Square | 0.807 | 0.807 | 0.730 | 0.730 | 0.128 | 0.128 | 0.242 | 0.242 |
| 一阶段回归结果 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | 0.488*** | | 0.506*** | |
| | | | | | (0.019) | | (0.019) | |
| F 检验 | | | | | [664.74] *** | | [678.61] *** | |
| <i>OFDI·TaxDiff·I^{TaxDiff>0}</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | 0.567*** | | 0.575*** |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | | | | | (0.010) | | (0.009) |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | -0.079*** | | -0.069*** |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | | | | | (0.021) | | (0.022) |
| F 检验 | | | | | | [2890.05] *** | | [3340.12] *** |
| <i>OFDI·TaxDiff·I^{TaxDiff<0}</i> 工具变量 | | | | | | | | |
| <i>.I^{TaxDiff>0}</i> | | | | | | (0.013) | | (0.013) |
| <i>OFDI·TaxIniDiff</i> | | | | | | -0.454*** | | -0.478 |
| <i>.I^{TaxDiff<0}</i> | | | | | | (0.036) | | (0.037) |
| F 检验 | | | | | | [282.88] *** | | [274.46] *** |
| Kleibergen–Paap χ^2 | | | | | 73.01 *** | 55.81 *** | 61.34 *** | 51.22 *** |

注：***表示显著性小于 0.01，**表示显著性小于 0.05，*表示显著性小于 0.1，估计残差集聚于行业水平。

六、风险转移途径之外的利润转移估计

除风险转移及与风险转移相关的 IP 转移外，Beer et al. (2020) 总结的转移定价方法里还提到了已有文献关注的转让价格调整、资本弱化方法，以及利用多个国家两两间双边税收协定网络建立子公司以享受网络内的税收优惠国家提供的好处、改设置常设机构为设置分公司等手段。在本部分中，我们讨论风险转移渠道之外的利润转移途径，建立与方程 (1) 相近的如下回归方程：

$$\ln(\text{Profit}_{ikpct} + 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{OFDI}_{it} + \beta \text{OFDI}_{it} \cdot \text{TaxDiff}_{ct} + \rho \text{RISK}_{ic} + X_{it}' \lambda + \text{OFDI}_{it} \cdot U_{it}' \gamma + \text{OFDI}_{it} \cdot \text{FC}_{ct}' \theta + f_i + f_{kt} + f_{pt} + \varepsilon_{ikpct} \quad (4)$$

与第 5 部分中的利润转移回归相比，我们将风险放置右边作为被解释变量，如果企业存在通过转移风险来转移利润的途径，我们首先预测 $\rho > 0$ 。而若 β 与之前一样显著为负，则说明

存在风险转移之外的渠道对 OFDI 企业的利润转移有贡献。与前文回归方程 (2) 的策略类似,我们也分别计算了利润转出去和转进来的半弹性,使用两种风险指标的结果均汇报于表 12。

结果表明,企业的经营风险的确与利润紧密相连。以风险指标 1 计算,当税差上升 10% 时,表 2A 中第 4 列的基准回归显示风险下降 0.014,而由表 12 第 2 列的风险回归系数(2.33)^①进一步计算可得,利润会通过风险转移渠道下降约 3.3%。在风险转移之外,其他利润转移渠道可使得利润下降 5.9%,但并不显著。虽然风险指标 2 的回归结果显示其他利润转移渠道对利润向外转出的贡献显著,但综合来看,其他渠道回归结果显著性的稳定性低于风险回归渠道,说明了风险渠道是跨国公司利润转移的核心途径。

表 12 风险转移之外的其他利润转移渠道分析

| | 风险指标 1 (ROA 标准差) | | | | 稳健性检验——风险指标 2 (ROE 标准差) | | | |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | | 全样本 | | 只保留 OFDI 企业样本 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>OFDI</i> | 0.556 | 0.517 | 1.556** | 1.466** | 0.161 | 0.123 | 0.713 | 0.692 |
| | (0.704) | (0.719) | (0.685) | (0.725) | (0.526) | (0.552) | (0.479) | (0.505) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> | -0.528 | | -1.235** | | -0.780* | | -0.977** | |
| | (0.475) | | (0.550) | | (0.411) | | (0.409) | |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> <i>·I^{TaxDiff>0}</i> | | -0.592 | | -1.370** | | -0.836* | | -1.005** |
| | | (0.561) | | (0.588) | | (0.459) | | (0.456) |
| <i>OFDI·TaxDiff</i> <i>·I^{TaxDiff<0}</i> | | 0.420 | | 0.992 | | 0.678 | | 0.922 |
| | | (0.672) | | (0.755) | | (0.629) | | (0.631) |
| Risk | 2.332 *** | 2.330 *** | 1.856 *** | 1.849 *** | 0.494 *** | 0.494 *** | 0.556 *** | 0.556 *** |
| | (0.641) | (0.641) | (0.639) | (0.639) | (0.083) | (0.083) | (0.108) | (0.108) |
| 控制变量 | 全部 | | | | | | | |
| 固定效应 | 企业、行业-年份、省份-年份 | | | | | | | |
| 样本数量 | 1,417,395 | 1,417,395 | 16,377 | 16,377 | 1,790,321 | 1,790,321 | 21,260 | 21,260 |
| R-Square | 0.692 | 0.692 | 0.812 | 0.812 | 0.720 | 0.720 | 0.806 | 0.806 |

注: ***表示显著性小于 0.01, **表示显著性小于 0.05, *表示显著性小于 0.1, 估计残差集聚于行业水平。

七、结论与政策建议

本文阐述了跨国企业通过转移经营风险避税的转让定价策略,实证分析了我国跨国公司转移风险和利润至低税率国家(包括非避税天堂)的规模,对已有文献关于利润转移途径的研究进行了重要补充,对跨国公司通过关联服务贸易和 IP 转移来转移利润的行为进行了刻画。结果显示,当我国与被投资国税差提升 10% 时,跨国企业中国母公司的风险在均值水平上下下降了 12.8%,这意味着跨国企业可能会通过 LRSP 模型或 IP 转移,将位于低税率国的子公司设置为承担主要关联交易风险、并获得与风险相匹配的高额利润的核心公司,将中国母公司设置为获得固定利润率的有限风险服务提供者,这在母公司财务数据中体现为相对平稳的盈利,即收益率的低波动性(即低风险),间接说明风险已被转移至国外子公司,关联交易中的主要利润也由此被核心公司获得,中国母公司的利润下降了 10.6%。根据这个估计,我国政府 2013 年所得税收入因跨国公司利润转移约损失 592-653 亿元。实证还发现,跨国企业从高税率国家向国内转入风险和利润的情况并不稳定显著;风险和利润的转移效应仅显著存在于无形资产水平相对高的企业中,这凸显了风险转移策略中 IP 转移手段的重要性。

根据本文的研究,我们提出如下政策建议:首先,税务机关打击企业利润转移行为时,应重点关注无形资产水平相对高的企业、行业,这在我国数字贸易蓬勃发展的大背景下尤其应提起重视。对去往低税率的非避税天堂国家投资的 OFDI 企业,也应予以关注,严格执行

^① 由于异质弹性分析显示利润转出去效应并不显著,我们以全样本异质弹性回归列为利润转移基准回归。

OECD 现有 BEPS 行动计划框架下的转让定价法规中对跨国企业信息披露的要求,加强监管。其次,在现有国际税收体系下,我国转让定价法务机关应坚持强调“经济实质”分析,要求子公司所获得的利润和风险应与其承担的职能相匹配,限制跨国公司向避税天堂转移 IP 的税务安排。最后,由于风险转移渠道并不违反转让定价法规,它无法被现有国际税收体系约束。尽管我国科技企业在国际市场上业务发展迅猛,双支柱计划所建立起的国际税收新秩序可能增加他们在他国的纳税成本,造成我国福利损失。但本研究提供的实证数据说明了我国跨国企业通过现有税收体系的漏洞转移利润的规模可观,改进现有体系对保护我国税基不受侵蚀具有必要性,我国应与国际社会一同积极推进多边国际征税权协调机制,深度参与早期规则的制定,增强我国在新的国际税收体系中的话语权,并争取符合我国经济利益的最大权益。

参考文献

- 白思达, 2019: 《中国跨国公司税基侵蚀和利润转移问题新研究》, 《世界经济》第 4 期。
- 白思达、储敏伟, 2017: 《商品贸易中的转让定价与税基侵蚀: 来自我国对外投资企业的实证检验》, 《世界经济研究》第 9 期。
- 陈晓光, 2016: 《财政压力、税收征管与地区不平等》, 《中国社会科学》第 4 期。
- 方军雄, 2011: 《高管权力与企业薪酬变动的非对称性》, 《经济研究》, 第 4 期。
- 刘星、徐光伟, 2012: 《政府管制、管理层权力与国企高管薪酬刚性》, 《经济科学》第 1 期。
- 刘志阔、陈钊、吴辉航、张瑶, 2019: 《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》, 《经济研究》第 2 期。
- 卢长利、唐元虎, 2000: 《外商投资企业转移利润的定量分析》, 《中国工业经济》第 10 期。
- 马光荣、李力行, 2012: 《政府规模、地方治理与企业逃税》, 《世界经济》第 6 期。
- 毛程连、吉黎, 2014: 《税率对外资企业逃避税行为影响的研究》, 《世界经济》第 6 期。
- 欧阳艳艳、蔡宏波、李子健, 2022: 《企业对外直接投资的避税动机、机制和规模: 理论与证据》, 《世界经济》第 3 期。
- 田彬彬、范子英, 2016: 《税收分成、税收努力与企业逃税——来自所得税分享改革的证据》, 《管理世界》第 12 期。
- 王卉乔、林高怡、高怡、李艳, 2020: 《中国企业的海外关联交易与利润转移》, 《财贸经济》第 11 期。
- 王雅琦、卢冰, 2021: 《跨国企业避税与在华外资金利润率》, 中央财经大学工作论文。
- 王永钦、杜巨澜、王凯, 2014: 《中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋》, 《经济研究》第 12 期。
- 夏友富、张杰, 1993: 《三资企业转移定价定量分析——1990 年其高进低出给我国造成损失的研究》, 《管理世界》第 1 期。
- 张瑶, 2018: 《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》, 《世界经济》第 3 期。
- 仲济垠, 1998: 《中国三资工业企的效益与亏损问题研究》, 《经济研究》第 2 期。
- Acharya, V. V., Y. Amihud, and L. Litov, 2011, “Creditor Rights and Corporate Risk-Taking”, *Journal of Financial Economics*, 102, 150–166.
- Armstrong, C. S., and R. Vashishtha, 2012. “Executive Stock Options, Differential Risk-Taking Incentives, and Firm Value”, *Journal of Financial Economics*, 104, 70–88.
- Bartelsman, E. J., and R. M. W. J. Beetsma, 2003, “Why Pay More? Corporate Tax Avoidance through Transfer Pricing in OECD Countries”, *Journal of Public Economics*, 87, 2225–2252.
- Becker, J., N. Johannesen, and N. Riedel, 2020, “Taxation and the Allocation of Risk Inside the Multinational Firm”, *Journal of Public Economics*, 183, 104138.
- Beer, S., and J. Loepnick, 2014, “Profit Shifting: Drivers of Transfer (Mis) Pricing and the Potential of Countermeasures”, *International Tax and Public Finance*, 22(3), 426–451.
- Bernard, A., B. Jensen, and P. Schott, 2006, “Transfer Pricing by U.S.-Based Multinational Firms”, NBER Working Paper, 12493.
- Buchholz, W., and K. A. Konrad, 2014, “Taxes on Risky Returns-An Update,” Max Planck Institute for Tax Law and Public Finance Working Paper, 2014-10.
- Cai, H., and Liu, Q., 2009, “Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms”, *The Economic Journal*, 119(537), 764-795.
- Cheng, C., W. Tian, and M. J. Yu, 2019, “Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms”, *The Economic Journal*, 129(624), 3025–3057.

- Clausing, K., 2003, "Tax-Motivated Transfer Pricing and U.S. Intrafirm Trade Prices", *Journal of Public Economics*, 87, 2207–2223.
- Cristea, A. D., and D. X. Nguyen, 2016, "Transfer Pricing by Multinational Firms: New Evidence from Foreign Firm Ownerships", *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(3), 170–202.
- Davies, R. B., J. Martin, M. Parenti, and F. Toubal, 2018, "Knocking on Tax Haven's Door: Multinational Firms and Transfer Pricing", *Review of Economics and Statistics*, 100, 120–134.
- Desai, M., F. Foley, and J. Hines, 2006, "The Demand for Tax Haven Operations", *Journal of Public Economics*, 90, 513–531.
- Dharmapala, D., 2014, "What do We Know about Base Erosion and Profit Shifting? A Review of the Empirical Literature", *Fiscal Studies*, 35(4), 421–448.
- Dischinger, M., and N. Riedel, 2011, "Corporate Taxes and the Location of Intangible Assets within Multinational Firms", *Journal of Public Economics*, 95, 691–707.
- Faccio, M., M. T. Marchica, and R. Mura, 2011, "Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-Taking", *Review of Financial Studies*, 24, 3601–3641.
- Griffith, R., H. Miller and M. O'Connell, 2014, "Ownership of Intellectual Property and Corporate Taxation", *Journal of Public Economics*, 112, 12–23.
- Grubert, H., and J. Mutti, 1991, "Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making", *Review of Economics and Statistics*, 73: 285–293.
- Hebous, S., and N. Johannesen, 2021, "At Your Service! The Role of Tax Havens in International Trade with Services", *European Economic Review*, 135, 103737.
- Heckemeyer, J. H., and M. Overesch, 2017, "Multinationals' Profit Response to Tax Differentials: Effect Size and Shifting Channels", *Canadian Journal Of Economics/Revue Canadienne D'Économique*, 50(4), 965–994.
- Hines Jr. J. R., 2010, "Treasure Islands", *Journal of Economic Perspectives*, 24(4), 103–126.
- Hines Jr. J. R., and E. M. Rice, 1994, "Fiscal Paradise: Foreign Tax Havens and American Business", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 149–182.
- Huizinga, H., and L. Laeven, 2008, "International Profit Shifting within Multinationals: A Multi-Country Perspective", *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 1164–1182.
- IMF, 2003, "Fiscal Monitor-Taxing Times, World Economic and Financial Surveys", Washington.
- Johansson, Å., Ø. B. Skeie, S. Sorbe, and Menon, C., 2017, "Tax Planning by Multinational Firms: Firm-Level Evidence from a Cross-Country Database", OECD Economics Department Working Papers, 1355.
- John, K., Litov, L., Yeung, B., 2008, "Corporate Governance And Risk-Taking", *Journal of Finance*, 63, 1679–1728.
- Karkinsky, T., and N. Riedel, 2012, "Corporate Taxation and the Choice of Patent Location within Multinational Firms", *Journal of International Economics*, 88, 176–185.
- Kaufmann, D., A. Kraay, and M. Mastruzzi, 2010, "The Worldwide Governance Indicators: A Summary of Methodology, Data and Analytical Issues", World Bank Policy Research Working Paper, 5430.
- Langenmayr, D., and R. Lester, 2018, "Taxation and Corporate Risk-Taking", *Accounting Review*, 93, 237–266.
- Liu, L., T. Schmidt-Eisenlohr, and Guo, D., 2020, "International Transfer Pricing and Tax Avoidance: Evidence from Linked Trade-Tax Statistics in the United Kingdom", *Review of Economics and Statistics*, 102(4), 766–778.
- OECD, 2017, "OECD Transfer Pricing Guidelines for Multinational Enterprises and Tax Administrations 2017", Paris.
- Riedel, N., 2018, "Quantifying International Tax Avoidance: A Review of the Academic Literature", *Review of Economics*, 69(2), 169–181.
- Schön, W., 2014, "International Taxation of Risk", Max Planck Institute for Tax Law and Public Finance Working Paper, 2014-03.
- Tørsløv, T. R., L. S. Wier, and G. Zucman, 2018, "The Missing Profits of Nations", NBER Working Paper, w24701.
- Vicard, V., 2015, "Profit Shifting Through Transfer Pricing: Evidence from French Firm Level Trade Data", Banque de France Working Paper, 555.

附录1：转让定价策略案例与图示

下图展示了谷歌、苹果等著名转让定价案例中共同使用的“双层爱尔兰”策略，可以作为对附录 1 的图 2 的具体应用：跨国集团位于美国的 X 公司研发了核心 IP 并将其经济所有权转移至位于避税天堂百慕大的 H 公司，A 公司和 B 公司是位于爱尔兰的受 H 管理和控制的子公司。此集团在英国销售利用核心 IP 开发的产品和服务，故设置公司 Y 负责英国市场的营销。由于核心 IP 的经济所有权属于 B 公司所属的 H 公司，跨国集团首先可以通过有限风险服务提供者（LRSP）模型将 Y 定义为有限风险营销服务提供者，只将营销成本加成之上的有限固定利润留存于 Y（按照独立市场价格计算利润率），将在英国市场实现的主要利润转移至 B 公司，以规避英国政府税收。尽管爱尔兰本身作为避税天堂，税率也不高，但集团的最终目的是将 B 公司的利润转移至位于零税率的百慕大的 H 公司。但为规避需向爱尔兰政府缴纳的预留税，集团通过在荷兰设置 S 公司，并利用欧盟国家内部利润转移不需支付预留税的规定，使 B 公司在海外市场实现的利润经转 S 和 A 后，几乎无损地转移至 H，实现最大程度的税收节约。尽管 2015 年之后，爱尔兰和荷兰修订了本国法规，为规避爱尔兰预留税的 B-S-A 的双层设置已无法再奏效，但 B-Y 交易中的 LRSP 风险转移模型和 X-H 交易中的 IP 转移策略仍然是今天跨国公司实现合规性避税的税务筹划基本手段。

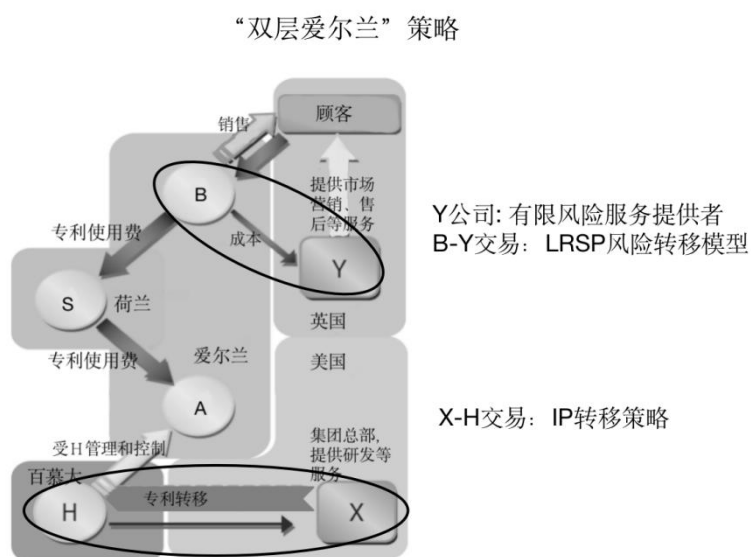


图 1 转让定价“双层爱尔兰”策略图示

来源：IMF（2013），第 47 页

Profit Shifting and Risk Shifting of Multinational Enterprises in China

MA Xiangjun, TIAN Wei and YU Miaojie

Abstract

Multinational enterprises (MNEs) can shift profit to low tax rate countries through internal transactions, which leads to firm-level income inequality and corporate tax base erosion of the government in China. Existing studies on the profit-shifting channels of Chinese MNEs mostly focus on related-party export-price adjustments of internal goods transactions. However, MNEs usually apply compliant profit-shifting strategies which do not violate the Arm's Length Principle so as to achieve tax avoidance rather than tax evasion. The most commonly used ones are to shift the operating risks involved in the internal transactions or to transfer intellectual property (IP) to low tax rate countries, and thus the profit is shifted accordingly based on the economic principle emphasized in the transfer pricing regulations that expected returns of a party should match the risk assumed by the party. Since the internal transactions associated with risk shifting and IP transfer also cover services transactions, our profit-shifting channel analysis is not restricted to goods transactions. As an initial empirical study on the risk-shifting channel of Chinese MNEs' tax avoidance, we use 2000-2013 firm-level data and find that when the tax rate differential between China and outward foreign direct investment (OFDI) destination countries rises by 10%, the risk and profit are shifted to low tax rate countries, with the risk left in the Chinese headquarters dropping by 12.8% from the mean value and the profit left dropping by 10.6%. Compared with other profit-shifting channels, the contribution of the risk-shifting channel is much more significant. Our results are robust when we apply the alternative risk index or exclude certain subsamples such as tax havens. We also find that the risk-shifting and profit-shifting effects are only significant when the firm owns relatively high level of intangible assets. In addition, we comprehensively estimate the profit-shifting scale of Chinese MNEs that invest in both tax havens and non-tax havens, and show that the annual corporate tax loss from Chinese MNEs' profit-shifting practice is around 59.2-65.3 billion RMB in China.

Keywords: Risk shifting, Profit shifting, IP shifting, Transfer pricing, Multinational enterprises

JEL Classifications: H26, F23, H25