

# 公司声誉能带来更高的金融市场价值吗

## ——基于中华老字号上市公司的证据

许荣 王雯岚 徐星美 方明浩

**【摘要】**中华老字号品牌是一项独特的公司声誉资产,为研究公司声誉价值提供了较好的计量识别环境,有助于解决以往金融中介声誉研究存在的内生性问题。本文以1992-2014年A股上市公司为研究样本,发现拥有老字号品牌的公司有着显著更低的IPO抑价率,且上市后融资约束问题更小、股票市场表现更好、经营业绩更为稳健,说明老字号品牌作为公司声誉资产,能够有效地发挥信息鉴证效应。机制分析表明,老字号公司声誉能够促进管理层利益兼容,提高内部治理效率,从而形成自觉维护声誉的良性循环。因此,本文不仅发现公司声誉可以作为判断公司价值的有效指标,而且通过研究中华老字号品牌的声誉价值对公司业绩和内部治理的促进作用,为新发展阶段下国有企业混合所有制改革提供了一定的借鉴意义。

**【关键词】**声誉机制;中华老字号;品牌价值;内部治理

**【作者简介】**许荣,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心暨保险研究所,电子信箱:xurong@ruc.edu.cn;王雯岚(通讯作者),中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心暨保险研究所;徐星美,中国人民大学国际学院;方明浩,中国人民大学经济学院(北京 100872)。

**【原文出处】**《经济理论与经济管理》(京),2023.3.98~112

**【基金项目】**本文为中国人民大学2020年度拔尖创新人才培养资助计划成果;并获中国人民大学科学研究基金(18XNI006)项目资助。

### 一、引言

2006年,商务部发布了《关于实施“振兴老字号工程”的通知》,提出振兴老字号的现实意义不仅在于“实施品牌战略、促进民族企业发展、扩大消费需求”,更是在于“弘扬民族商业文化、开展诚信兴商、推动特色经济发展”。2021年出台的《国民经济和社会发展的第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出“开展中国品牌创建行动,保护发展中华老字号,提升自主品牌影响力和竞争力”,再次强调了发展老字号的重要意义。在我国进入新发展阶段的背景下,老字号被赋予了提升自主品牌影响力和自信心的重要使命,是深化供给侧结构性改革中不可或缺的一环。在过去的十多年中,部分老字号公司在主板上市,成为传统品牌进军金融市场的独特力量。然而,对我国金融市场的研究却并没有充分重

视这一批具有品牌价值积淀的老字号上市公司,已有文献较为缺乏。

在现代商业环境中,公司品牌被视为声誉的载体,成为重复博弈模型中的可交易资产(Xu et al., 2018)。良好的公司声誉是一项具有竞争优势的无形资产,可以发挥显著的资源效应(Chan et al., 2004)。对于已经公开发行上市的公司而言,公司声誉的经济价值更加凸显,实现了从无形资产到可交易的股东价值和公司价值的转变(Rahman et al., 2018)。在中国的金融市场中,融资困难现象并不罕见,现有文献将其中一大原因归咎于信息不对称。声誉可以传递积极的公司质量信号,有效地缓解融资市场中的信息不对称问题。市场通常更加认可诚信经营并积极履行社会责任的高声誉公司(Bronnenberg et al., 2019)。市场的关注和认可会促进这些公

公司的信息传播并形成一种对内的监督约束,提高公司信息透明度(Tuškej & Podnar, 2018)。此外,声誉会产生维持公司质量的激励功能。市场对公司业绩和声誉的评价之间相关性较高,既放大了品牌的声誉收益,同时又意味着声誉受损会招致巨大损失(Belenzon et al., 2017)。对于具有良好声誉的公司,投资者的信心更强,投资意愿更高。而声誉调整具有非对称性,业绩亏损、舞弊造假等负面信息会给投资者留下深刻的印象,在很长一段时间内打击投资者信心。因此,理性的公司管理者会努力维护公司声誉,规范公司的内部治理和市场行为。具有较高声誉的公司不仅会有更丰富的市场资源和更好的信息环境,并且有动机通过自我约束维护声誉利益。

本文使用中华老字号作为公司声誉的代理变量。品牌传达的价值信息为市场选择提供了重要的参考标准(McDevitt, 2014)。许多老字号不仅在消费市场保持活跃,而且通过公开发行上市进入广大投资者的视野,为研究公司声誉的金融市场价值提供了合适的研究环境。本文对中华老字号公司的实证研究表明,老字号公司具有更加稳定的盈利能力,并且在短期和长期都有更好的市场表现,支持了Tadelis(1999)提出的声誉维持效应。老字号声誉也传递了公司质量的积极信号,提高了金融市场融资效率,体现为降低IPO抑价率和缓解上市后融资约束问题。在声誉收益的激励下,管理者的个人利益与公司的长期利益实现了更大程度上的统一。管理者通过内部治理进一步强化了声誉和公司质量的良性循环,优化了老字号公司的信息环境,表现出更低的股价崩盘风险和更强的合规性。稳健性检验进一步研究表明,老字号公司声誉的独特功能无法被承销商和审计师声誉等在内的外部声誉机制所取代,在控制市场地位的情况下依然保持显著,且没有受到商务部认证老字号名单的直接影响。

本文对声誉机制相关研究的贡献如下。首先,现有声誉机制研究集中于承销商(Fang, 2005; Bajo et al., 2016)、审计师(Beatty, 1989)和风险投资(Krishnan et al., 2011)等金融中介。虽然这些研究尝试进行了声誉的定量识别,但是未能克服公司与中介机构之间的双向选择问题,导致研究设计存在严重的内生

性(Ljungqvist, 2007)。早在中国资本市场建立之前,中华老字号就已经通过传承数代的原创产品和服务赢得了广泛认可,老字号声誉独立于中介机构和投资者在内的任何其他金融市场参与者。因此,老字号上市公司为研究公司声誉的金融市场价值提供了较好的计量识别环境。本文研究表明,公司声誉产生了便利外源融资的信息鉴证效应。公司声誉受到了金融市场的特别重视,传递的价值信号很难被其他外部声誉机制所取代。其次,本文发现在声誉利益的激励下,公司声誉能够发挥监督功能。老字号公司不仅具有更好的长期市场表现和盈利能力,而且会通过加强内部治理维护声誉的资源价值,创造更好的信息环境。本研究指出公司声誉是信息质量和公司价值的有效指标,可以丰富金融市场声誉机制的实证研究。同时本文也印证了Allen et al.(2005)的观点,即声誉等非正式规则是支撑中国过去几十年经济增长的重要因素。最后,在中国独特的社会经济发展历史背景下,老字号公司并不是欧美常见的家族企业,而是普遍于二十世纪五十年代经历公私合营被改制为国有企业,其后在九十年代或二十一世纪初再次经历股份制改造并发行股票上市成为公众公司(项安波, 2018)。尽管国企高管与企业之间不存在家族纽带,但是老字号上市公司整体上仍然取得了较好的市场表现,表现出长期稳定的业绩。本文认为老字号公司在历史经营中长期形成的声誉资产具有独特价值,在一定程度上有助于引导管理层做出自我监督的理性决策,老字号等国企的声誉也因而历久弥坚。在所有权和管理权分离的情况下,公司声誉是实现利益兼容的重要因素之一。该结论对公司治理相关研究具有一定参考价值。尤其对于在当前讨论如何更好地实现国有企业混合所有制改革、如何“放大国有资本功能,提高国有资本配置和运行效率”<sup>①</sup>的背景下(杨瑞龙, 2020; 姜付秀和王莹, 2021),本文也提供了声誉资本在老字号国企成功实现股份制改造并在资本市场上运行中重要作用的参考。

本文其余部分安排如下。第二部分进行理论分析并提出研究假设,包括老字号的信息鉴证效应、声誉维持效应和内部治理功能;第三部分介绍样本和

研究设计;第四部分进行实证结果的分析和讨论;第五部分进行稳健性检验;第六部分报告了公司内部治理的影响机制分析;第七部分总结全文。

## 二、文献回顾和研究假设

### (一)老字号声誉的金融市场信息鉴证效应

信息对于价格发现起到了至关重要的作用。诸多文献认为声誉机制可以帮助公司降低信息不对称程度和金融市场融资成本。较早的研究发现在股权融资市场,信息不对称问题降低了首次公开发行(Initial public offering, IPO)定价效率,产生了IPO抑价和上市后业绩长期低迷等异象(Beatty & Ritter, 1986; Ritter & Welch, 2002)。后续研究发现金融中介机构在促进金融市场信息传播中起着重要作用,包括承销商(Fang, 2005; Bajo et al., 2016)、审计师(Beatty, 1989)和风险投资(Krishnan et al., 2011)。金融中介将声誉视为其重要的资产,中介声誉背书可以缓解信息不对称现象,帮助公司提高净融资额和股权融资效率(Bajo et al., 2016)。除此之外,声誉机制也有助于公司获得外部债务融资,良好的声誉反映了对经营风险的有效控制,也因此更能够得到债权人的青睐(叶康涛等, 2010)。具有较高声望的审计师能够增加财报信息的可信度,传递公司质量的积极信号,从而降低债务融资成本(Li et al., 2020)。相反,信息不对称程度较高的公司内外部融资成本差异较大,面临着更加严重的融资约束(屈文洲等, 2011)。从已有文献来看,关于声誉经济价值的研究还存在以下需要完善之处。第一,金融中介声誉机制的研究设计中不可避免地存在样本选择偏误问题。例如,大型公司往往委托排名靠前的投资银行开展承销工作,投资银行也会事先评估潜在IPO客户的风险(Fernando et al., 2005)。Quick et al.(2018)发现公司治理水平有自我强化的趋势,治理良好的公司更愿意聘请较高声誉的审计师。这些内生性问题导致无法准确判断金融中介声誉对于上市公司融资的真正价值。第二,现有研究更多集中于讨论金融中介机构的声誉机制,却忽略了公司自身所蕴含的品牌声誉的影响。

活跃于金融市场的中华老字号上市公司为研究公司声誉价值提供了良好的计量识别研究环境。首先,尽管IPO标志着老字号在资本市场上的首次公

开亮相,但是这些老字号公司具有比中国金融市场更为悠久的历史。老字号的公司声誉独立于其他金融中介声誉机制,在IPO之前就已经获得市场广泛认可。上市实现了老字号品牌从无形资产到股东价值和企业价值的转变(Chemmanur & Yan, 2009)。其次,老字号还被视为一种营销资产,有助于为公司培养忠实的客户群体。投资者对老字号公司具有更强烈的认可感,加速了公司信息的传播(Tuškej & Podnar, 2018)。因此,在融资活动中,老字号公司会吸引更多的公众注意力并减少信息传播障碍,从而提升公司价值。最后,老字号公司会为了维持品牌价值恪守筹资承诺,增强公开发布信息的可信性(Belenson et al., 2017)。公司声誉对于投资者来说也是判断公司质量的重要指标,能够增强投资者信心。因此,老字号公司具有较强的克服金融市场中信息不对称的能力,并且能够向投资者传递公司价值的积极信号,为公司在金融市场融资提供便利。本文据此提出假设1:

**假设1** 老字号公司的良好声誉在首次公开发行和后续融资中起到了信息鉴证功能,为公司融资活动提供便利。

### (二)老字号声誉维持效应和业绩表现

公司IPO后长期表现不佳是金融研究的经典谜题之一。由于CEO政治关联等原因, IPO后业绩低迷的现象在中国尤其严重(Fan et al., 2007; Li & Zhang, 2021)。“声誉维持效应”(Reputation maintenance effect)理论认为相比声誉较差的公司,声誉良好的公司能从声誉效应中获利更多,也因而更有意愿和能力维持声誉(Tadelis, 1999)。长期积累的公司声誉难以被模仿,可以为公司带来独特的战略价值,有助于维持更好的长期业绩。经过上百年的经营和发展,中华老字号品牌已成为中国传统文化的象征,是活跃在现代金融市场的非物质文化遗产载体。中华老字号公司往往拥有忠实的客户和供应链群体,在产品定价和竞争中占据主导地位(Livat et al., 2019)。中华老字号品牌通过其蕴含的文化情感赢得了广泛的市场认可并由此获得品牌溢价,形成老字号独特的声誉价值。本文据此提出假设2:

**假设2** 老字号公司在上市后在市场回报和经营

业绩等方面具有更好的表现。

### (三)老字号声誉的内部治理功能

公司声誉是一种基于市场的资产。声誉对市场信念的调整非常敏感,且声誉调整具有非对称性。负面市场印象具有黏性,一个严重的负面事件就可能使公司多年的口碑积累和供应链关系经营毁于一旦,造成无法弥补的损失(Mishina et al., 2012; Dilmé, 2019)。良好的公司声誉可能会激励管理层坚持更高的标准并追求长期利益,维护声誉利益。因此,老字号表现优异的一个可能机制是其在上市后对公司行为的持续监督作用。管理层会理性权衡维持老字号声誉带来的可观收益和声誉损失造成的巨大代价,进而自发建立强大的内部治理机制,维护良好的公司声誉。健康的内部治理环境有效限制了徇私舞弊、会计操纵等管理层短视行为,形成高质量公司治理和高质量会计信息的良性循环,实现公司长期利益与管理层个人利益的统一(潘琰和辛清泉, 2004; Armstrong et al., 2010)。这种监督效应可以有效地抑制管理层的短视行为,改善内部治理,提高信息披露质量,反应为更低的股价崩盘风险以及更高水平的监管合规等方面。本文据此提出假设3:

**假设3** 老字号公司通过建立有效的内部治理体系维护自身声誉价值,在内部治理效率方面的表现优于其他公司,信息环境更优。

## 三、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

根据商务部发布的《“中华老字号”认定规范(试行)》,中华老字号被定义为历史悠久,拥有世代传承的产品、技艺或服务,具有鲜明的中华民族传统文化背景和深厚的文化底蕴,取得社会广泛认同,形成良好信誉的品牌。在中国上千年的工业发展过程中,已经培育出许多具有民族特色、独创性和全球声誉的老字号品牌,分布在食品、医药、酿造、餐饮和零售等行业。这些品牌丰富了人民的生活方式,彰显了独特的文化底蕴,具有不可估量的经济和文化价值。商务部于2006年11月7日发文公布了首批中华老字号共434家(商改发[2006]607号文)，“同仁堂”“上海家化”“全聚德”等家喻户晓的知名品牌入选,后又于2011年1月26日确定了第二批中华老字号共

345家(商贸发[2011]11号文),进一步包括了“采芝斋”“光明乳业”等知名品牌。在总计779家中华老字号公司中,走向资本市场公开上市和交易的仅占其中一小部分。对此本文进行了手工整理和校对,获得了完整的老字号上市公司名单。首先,本文筛选出了以中华老字号品牌名作为公司名称的上市公司,例如同仁堂(股票代码:600085.SH)。其次,本文将上市公司名单和中华老字号名单进行精确匹配,识别出公司名称与其老字号品牌名不一致的上市公司。例如,第一铅笔(股票代码:600612.SH)未将其中华老字号品牌名“中华牌”作为其公司名称,这类老字号上市公司需要手工重新分类。本文最终得到了在沪深两地证券交易所上市的56家中华老字号公司名单。

本文研究样本为1992-2014年在沪深两地A股市场的上市公司,并剔除了金融行业和相关财务指标数据缺失的公司样本。上市公司财务数据来自国泰安数据库(CSMAR),市场交易数据来自锐思数据库(RESET)。此外,为了避免异常值影响,本文对连续变量进行了1%分位上的双边缩尾处理。

### (二)变量定义

1. 被解释变量。首先,本文选取上市首日收益率来衡量IPO定价效率。中国股票市场从2013年12月13日开始实行首日限价政策,即新股上市首日申报价格不得高于新股发行价的144%,由此将新股上市首日最高涨幅限制在44%以内。根据魏志华等(2019)方法,通过计算新股上市首日或首个收盘未涨停日的收盘价与新股发行价之比后再减去1,得到上市首日收益率,记为Udprice1。为减少异方差影响,将新股上市首日或首个收盘未涨停日的收盘价与新股发行价之比取自然对数,得到Udprice2。其次,本文使用KZ指数来衡量企业IPO后再融资能力。其中,KZ指数作为融资约束的代理变量,是参考Kaplan & Zingales(1997)构建而来的。再者,本文通过计算企业上市后第二天开始的60个交易日以及IPO后的第一天起算的一年、两年、三年、四年和五年的经市场价值调整的累计异常收益(CAR),来考察老字号企业上市后的短期和长期市场表现。最后,本文通过计算IPO后三年的平均销售增长率与IPO前三

年的平均销售增长率之差(Saleschange)以及IPO后三年的平均净利润增长率与IPO前三年的平均净利润增长率之差(Earningschange),分别得到企业上市后销售增长率变动和净利润增长率变动,由此来考察老字号企业上市后经营业绩表现。

在机制分析部分,本文考察了老字号声誉对股价崩盘风险(Crash)和企业违规行为(Violate)的影响。具体地,本文通过计算个股考虑现金红利再投资的收益率和市场收益率得到两个衡量股价崩盘风险的指标,分别为负偏态收益系数Ncskew和收益上下波动比率Duvol;使用公司当年是否发生违规(Dumviolation)、当年发生违规事件的累计次数(Vialation)、是否发生虚假陈述类型违规(Dumfalsestate)以及当年发生虚假陈述类型违规事件的累计次数(Falsestate)四个变量来衡量公司违规行为。

2.解释变量。本文将是否拥有中华老字号品牌作为公司声誉的代理变量,故构造关于老字号声誉的虚拟变量(Oldbrand),即公司品牌被商务部认定为中华老字号则取值为1,否则为0。

3.控制变量。本文分别从市场特征和公司特征两方面因素选取控制变量。在市场特征方面,主要包括IPO当日市场收益率(Mkret)、是否存在H股交叉上市情况(Crosslist);在公司特征方面,主要包括公司股权性质即是否为国有企业(State)、IPO前一年第一大股东持股比例(Large)、IPO前一年净资产收益率(Roebef)、IPO发行股数的自然对数(Lnshare)、IPO时公司成立年限长度(Listage)等。特别地,部分模型中

还加入公司规模即总资产的自然对数(Asset)、资产负债率(Leverage)、总资产收益率(ROA)、营业收入增长率(Growth)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Ind)、平均周收益率(Ret)、收益波动率(Volatility)、账面市值比(BM)等。此外,本文控制了行业和年度固定效应。

(三)描述性统计

表1对中华老字号上市公司所在的行业分布及其占比进行了统计,结果表明老字号上市公司主要集中在食品、酒类及饮料制造、中医药制造、批发零售贸易业等领域。其中,食品、饮料与批发零售贸易行业的老字号上市公司数量最多,占各自行业的比重分别约为21.0%和17.2%,医药、生物制品行业的老字号公司数量也较多,占该行业的比重约为11.6%。老字号上市公司的行业分布反映了中国在过去近200年历史中的行业初始格局。

表2对本文使用的主要研究变量进行了描述性统计。从Udprice1来看,中国上市公司IPO首日收益率的均值高达99.3%,说明中国股票市场存在较高的IPO抑价率,市场融资效率较低。品牌成立年份变量的标准差较大,这是由于老字号上市公司的品牌诞生年份的平均值为1788年,远早于非老字号组的品牌诞生年份1999年,而公司年龄标准差则较小。老字号公司向现代市场转型的历史普遍不长,能否获得金融市场认可还需进一步研究讨论。此外,统计结果还表明样本中国有企业较多、第一大股东持股比例较高等,这反映了中国股票市场的一些独特特征。

表1 老字号上市公司所在行业及其占比

行业	老字号公司数	非老字号公司数	总数	老字号公司占比
食品、饮料	17	64	81	20.99%
批发和零售贸易	15	72	87	17.24%
医药、生物制品	14	107	121	11.57%
社会服务业	3	57	60	5.00%
其他制造业	1	31	32	3.13%
纺织、服装、皮毛	2	74	76	2.63%
农、林、牧、渔业	1	47	48	2.08%
石油、化学、塑胶、塑料	3	232	235	1.28%
合计	56	1886	1942	2.88%

注:此处省略不含老字号公司的行业,但在合计中加入所有非老字号公司样本,由此准确反映老字号公司占有所有上市公司的比重。

表2 IPO当年主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Udprice1	1942	0.993	0.785	0.923	-0.130	4.839
Udprice2	1942	0.600	0.579	0.411	-0.140	1.765
Brandyear	1942	1992.757	1999	59.729	104	2010
Oldbrand	1942	0.029	0	0.167	0	1
Saleschange	1881	-0.100	-0.057	0.438	-2.831	1.288
Earningschange	1883	-0.647	-0.321	1.445	-13.930	2.237
Crosslist	1942	0.018	0	0.133	0	1
Mkret	1942	0.017	0.002	0.154	-0.521	3.106
State	1942	0.558	1	0.497	0	1
Large	1942	0.439	0.436	0.167	0.001	0.865
Roebef	1942	0.254	0.237	0.110	0.058	0.656
Lnshare	1942	8.254	8.161	0.913	2.069	14.000
Listage	1942	5.054	4	4.302	0	26

注:为行文简洁,其他变量的描述性统计不在文中报告,如有需要可向笔者索取。

#### 四、老字号上市公司的金融市场表现

##### (一)老字号在金融市场中的信息鉴证功能

1.IPO融资效率。IPO标志着老字号公司进入资本市场的第一步,也反映了市场资源分配的效率。本文建立如下回归模型以检验老字号对IPO抑价的影响,考察老字号所体现的公司声誉是否能提高股权融资效率:

$$\text{Underpricing}_{i,t} = \alpha + \beta \cdot \text{Oldbrand}_{i,t} + \gamma \cdot \text{Control}_{i,t} + \text{Industry}_t + \text{Year}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中使用了两种衡量IPO抑价率的指标作为因变量,分别标记为Udprice1和Udprice2。这里选取了两方面因素作为控制变量:一方面是市场特征,主要包括IPO当日市场收益率(Mkret)、是否存在H股

交叉上市情况(Cross-list);另一方面是公司特征,主要包括公司股权性质即是否为国有企业(State)、IPO前一年第一大股东持股比例(Large)、IPO前一年净资产收益率(Roebef)、IPO发行股数的自然对数(Lnshare)、IPO时公司成立年限长度(Listage)等。此外,还控制了行业固定效应和年度固定效应。

如表3所示,列(1)至列(4)的因变量为Udprice1,列(5)至列(8)的因变量为Udprice2。列(1)仅控制了行业和年度固定效应,结果显示Oldbrand的回归系数在1%的水平上显著为负,说明老字号上市公司IPO首日收益率显著低于非老字号上市公司,即老字号企业的IPO抑价率更低。列(2)和列(3)分别在模型中加入了市场层面和公司层面相关的控制变量,结果

表3 老字号与IPO融资效率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Udprice1	Udprice1	Udprice1	Udprice1	Udprice2	Udprice2	Udprice2	Udprice2
Oldbrand	-0.281*** (-2.851)	-0.310*** (-2.942)	-0.289** (-2.757)	-0.319** (-2.758)	-0.122** (-2.741)	-0.132** (-2.834)	-0.124** (-2.664)	-0.136** (-2.680)
常数项	2.591*** (15.792)	2.781*** (9.842)	3.926*** (16.585)	4.079*** (12.588)	1.301*** (26.450)	1.380*** (14.115)	1.884*** (17.344)	1.947*** (14.253)
市场特征控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
公司特征控制变量	否	否	是	是	否	否	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1942	1942	1942	1942	1942	1942	1942	1942
调整R <sup>2</sup>	0.347	0.357	0.376	0.386	0.435	0.442	0.462	0.469

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号内为行业聚类标准误下的t统计量,下同。

均表明 Oldbrand 与 IPO 抑价率之间存在显著的负相关关系。列(4)同时控制所有变量以及行业和年度固定效应,结果表明老字号公司的 IPO 抑价率在 5% 的水平上显著更低,回归系数大小说明老字号公司的 IPO 抑价率比非老字号公司低 31.9%。同样地,列(5)至列(8)的结果也表明老字号公司的 IPO 抑价率更低,基本结论不变。IPO 抑价率越高,说明上市公司发行价比首日收盘价越低,意味着上市公司上市前的价值被低估的现象越严重,且企业融资的效率越低。因此,本文实证结果表明老字号声誉能够显著降低 IPO 抑价率,为公司带来了显著的信息鉴证效应,提高了公司上市筹集资金的效率。

2. IPO 后再融资能力。本文建立以下模型考察在 IPO 之后老字号声誉是否发挥了外源融资的信息鉴证效应:

$$KZ_{i,t+1} = \alpha + \beta \cdot Oldbrand_{i,t} + \gamma \cdot Control_{i,t} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

本文使用 KZ 指数作为融资约束的代理变量,该指标根据公司经营活动产生的现金流量净额、现金持有量、每股股利、托宾 Q 值和资产负债率等指标计算构建而来(Kaplan & Zingales, 1997),在该模型的研究样本中剔除了 IPO 当年和 ST、PT 状态的公司。<sup>②</sup>其中, KZ 指数越低,意味着企业面临的融资约束越小。在控制变量方面,此处控制了总资产的自然对数(Asset)、股权性质即是否为国有企业(State)、资产负债率(Leverage)、总资产收益率(ROA)、营业收入增长率(Growth)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Ind)等变量以及行业和年度固定效应。

如表 4 所示,列(1)没有加入任何控制变量和固

表 4 老字号与 IPO 后再融资能力

变量	(1)	(2)	(3)
	KZ	KZ	KZ
Oldbrand	-0.685** (-2.110)	-0.570*** (-6.374)	-0.463*** (-6.938)
常数项	1.488*** (13.098)	2.137*** (3.625)	3.486*** (4.733)
控制变量	否	是	是
行业固定效应	否	否	是
年度固定效应	否	否	是
样本量	13234	13234	13234
调整 R <sup>2</sup>	0.004	0.476	0.497

定效应,其结果显示 Oldbrand 的回归系数显著为负,说明老字号公司面临的融资约束显著比非老字号公司更低。列(2)控制了其他可能影响融资约束的变量,列(3)进一步控制行业和年度固定效应,结果均显示 Oldbrand 的系数在 1% 的水平上显著为负,基本结论保持一致。由此可见,老字号企业在上市之后,其声誉能够显著降低融资约束,为企业外源融资提供了便利。投资者愿意为老字号公司提供现金流,显著缓解了公司面临的融资约束,说明依托于老字号品牌的公司声誉在中国股票市场形成了重要的价值信号,成为支撑公司发展的非正式因素(Allen et al., 2005)。因此,本文的假设 1 得到支持。

## (二)老字号上市后市场表现

1. 短期和长期市场回报表现。因 IPO 市场效率低下导致的价格偏差在长期内会得到纠正,并收敛至公司的内在价值(Loughran & Ritter, 1995; Chan et al., 2004)。本节考察老字号公司在上市后短期和长期的市场回报表现是否优于其他公司。图 1 展示了从上市后第二天开始的 60 个交易日以及 IPO 后的第一天起算的一年、两年、三年、四年和五年的经市场价值调整的累计异常收益。本文在计算股票收益时考虑现金股利再投资的收益,并且将流通股的市场价值作为权重。<sup>③</sup>

在 IPO 后的 60 个交易日内,样本公司平均累计异常收益(CAR)下降了近 5%。将样本公司分组后,本文发现在上市后的短期内,老字号上市公司的市场回报显著优于非老字号公司,累计异常收益值波动较小,总体上并没有出现上市后业绩反转的现象。相比之下,非老字号公司的累计异常收益在前 60 个交易日内下降了 5.2%,与老字号公司累计异常收益的差异在第 60 个交易日已扩大至约 4.6%,并在 1% 的水平上显著。IPO 后的一年内,非老字号上市公司的平均累计异常收益仅为 1.47%,而老字号上市公司的平均累计异常收益为 8.49%,约为前者的六倍。IPO 后的两年内,老字号组和非老字号组上市公司的平均累计异常收益分别为 19.3% 和 10.2%。在 IPO 后的五年内,组间平均累计异常收益的差异始终保持在 1% 的显著性水平上,表明老字号上市公司的市场回报长期优于其他公司,体现出了较高的公司

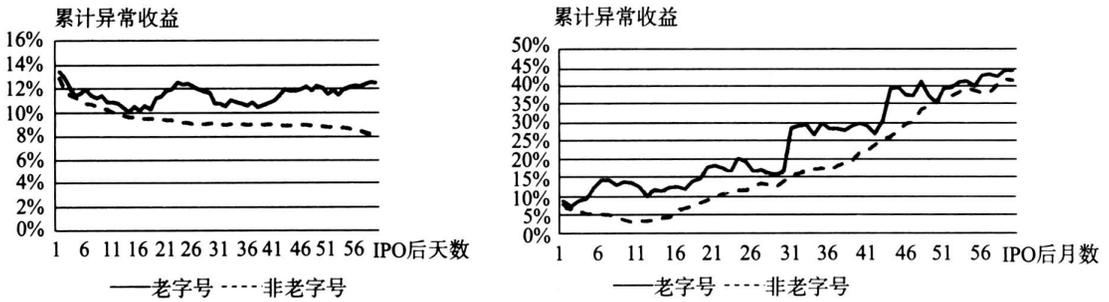


图1 老字号与非老字号公司IPO后短期和长期累积异常收益

内在价值。市场回报表现再次验证了声誉维持效应,即老字号公司为了维持来之不易的声誉价值勤勉经营,表现出稳定更优的业绩走势。

2. 上市后经营业绩。本文采用了两种财务方面的指标来评估老字号在上市后经营业绩的变化:一是销售增长率变动情况,即IPO后三年的平均销售增长率与IPO前三年的平均销售增长率之差(Saleschange),这一指标一方面可以反映公司IPO后销售收入的增幅,也可以刻画IPO前销售收入确认的激进程度;二是净利润增长率变动情况,即IPO后三年的平均净利润增长率与IPO前三年的平均净利润增长率之差(Earningschange),这一指标可以反映公司盈利能力的稳定性和增长速度。

如表5所示,列(1)中加入所有控制变量以及行业和年度固定效应,其结果显示 Oldbrand 的回归系数为0.141,在1%的水平上显著为正,说明老字号公司上市前后三年的平均销售增长率之差要比非老字号公司高14.1%。由此可以推测,老字号公司上市前没有激进地确认销售收入,且上市后继续保持良好的经营状况,使得销售收入表现出更为稳健的增长态势。同样地,列(2)中控制所有变量以及行业和年

表5 老字号公司上市后经营业绩变化

变量	(1)	(2)
	Saleschange	Earningschange
Oldbrand	0.141*** (2.920)	0.351*** (4.654)
常数项	-0.302** (-2.137)	0.186 (0.228)
控制变量	是	是
行业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
样本量	1881	1883
调整R <sup>2</sup>	0.078	0.041

度固定效应,其结果显示 Oldbrand 的回归系数为0.351,也在1%的水平上显著为正,说明老字号公司上市前后三年平均净利润增长率之差比非老字号公司高35.1%。由此可见,老字号公司上市后能够表现出更为稳定的盈利能力,也间接反映了老字号公司上市前为了提高业绩而粉饰报表的可能性较低。因此,从长期来看,老字号公司在上市后能够保持更好的经营业绩,支持了本文的假设2。

### 五、稳健性检验

#### (一)金融中介声誉的影响

已有文献表明承销商和审计师等金融中介的声誉是影响IPO抑价率的重要因素,具有较高声望的承销商和审计师能够降低公司融资成本(Bajo et al., 2016; Li et al., 2020)。因此,金融中介声誉可能会影响本文对于老字号公司声誉作用的判断。为了检验资本市场对老字号公司声誉的认可度是否会受到其他声誉机制的影响,本文在回归模型1中进一步加入了老字号声誉与其他声誉机制的交互项。如果承销商的承销收入排在当年前10名,则承销商声誉虚拟变量取值为1,否则为0。如果审计师是四大会计师事务所之一,则审计师声誉虚拟变量取值为1,否则为0。如果老字号公司声誉的作用与其他声誉机制互相补充,共同提高了IPO定价效率,那么交互项的系数应当显著为负。反之,如果老字号公司声誉能够在资本市场独立发挥作用,老字号对IPO抑价率的抑制作用不受其他声誉机制的影响,那么交互项的系数应当不显著。

回归结果显示,即使控制了承销商和审计师等金融中介机构声誉,Oldbrand的回归系数依然显著为负,但承销商和审计师等金融中介机构声誉变量以及其与老字号声誉变量的交互项系数均不显著。

这表明老字号公司声誉降低IPO抑价率的独特作用与金融中介声誉因素无关,而且承销商和审计师等金融中介机构声誉本身在中国股票市场并没有表现出明显的信息鉴证作用。进一步地推断,中国股票市场更加认可公司声誉的信用背书,使得公司声誉比金融中介声誉更能够有效地发挥鉴证功能。对于非老字号公司而言,即使聘请声望较高的金融中介可能也难以弥补公司声誉的短板,从而面临着更低的IPO定价效率。因此,以上结论再次说明老字号品牌为公司带来的声誉价值是一项独特的资产,也进一步强调了品牌声誉作为一项市场资产的重要价值。

### (二)市场地位对融资能力的影响

Stiglitz & Weiss(1981)发现在不完善的金融市场中,借贷双方存在信息不对称,银行为了控制贷款风险会实行信贷配给。一些公司因此无法获得需要的贷款,转而寻求其他资金来源,其中就包括供应商提供的贸易信用等隐性的借款形式(Fisman & Love, 2003)。在不发达的金融市场和法律体系中,具有更强市场地位的公司更容易获得贸易信用,因此市场地位可能是上文融资约束模型中的一个遗漏变量。本节在上文模型(2)中加入了市场地位的代理变量及其与老字号声誉代理变量即Oldbrand的交互项。其中,市场地位变量的计算方法为本公司的营业收入与行业中公司营业收入最高值之间的比值,取值范围为0至1。经检验,这两个变量之间的相关系数较低,为0.097,说明老字号品牌声誉与市场地位高低之间没有直接的相关关系。

回归结果显示,加入市场地位的代理变量之后,市场地位对应的回归系数为负但统计上不显著,而Oldbrand的回归系数及其与市场地位的交互项系数在1%水平上均为显著为负。这说明,即使在控制市场地位以后,老字号公司仍然比非老字号企业面临更低的融资约束,即老字号公司陷入融资困境的可能性更低。老字号代表了在历史长河中积累的声誉,而市场地位衡量的是当前的相对市场份额,所以老字号声誉的持久性更受投资者和市场的青睐。由此可见,相比于市场地位,公司声誉更能够起到促进融资活动的作用,进一步验证了老字号公司声誉在

金融市场中发挥的信息鉴证功能。

从回归结果来看,市场地位的回归系数为负但不显著,而Oldbrand和交互项的系数在1%水平上均为显著为负。在控制了市场地位之后,老字号公司仍然表现出更低的陷入融资困境的可能性。相比市场地位,公司声誉更能够起到促进融资活动的作用,进一步验证了老字号公司声誉在金融市场中发挥的信息鉴证功能。

### (三)其他稳健性检验

根据商务部颁布的《“中华老字号”认定规范(试行)》,“中华老字号”的认定条件包括:(1)品牌成立时间;(2)独特的产品、技艺或服务;(3)经营状况与发展能力;(4)具有传统特色的企业和地域文化;(5)国内或港澳台地区资本相对控股。IPO抑价率和老字号认定都可能受到公司年龄、盈利能力、所有权结构、地理位置和行业等因素的影响。因此,本文使用倾向评分匹配(PSM)方法来缓解潜在的老字号与IPO抑价率之间可能存在的内生性问题。其中处理组定义为拥有老字号品牌的上市公司,对照组为非老字号公司。根据老字号的授予标准,本文使用的匹配变量包括公司年龄、IPO前的净资产收益率、产权属性、地理位置<sup>④</sup>和行业虚拟变量。匹配过程分为三步。首先,进行以Oldbrand为因变量,所有匹配变量为自变量进行Logit回归。回归获得的预测值即为倾向得分,表示该公司被授予老字号称号的倾向。其次,本文使用核匹配方法构建出与处理组倾向得分值接近的对照组。匹配后的组间差异分析显示处理组和对照组之间的标准化偏差显著降低,t检验结果表明两组之间不存在显著差异。最后,使用匹配后的样本进行回归分析,结果表明Oldbrand的系数均显著为负,老字号上市公司的IPO定价效率更高。在中国资本市场,老字号的品牌声誉具有重要的信息鉴证效应,本文的结论保持稳健。此外,本文还对样本进行了进一步分析,剔除了上市时已获得商务部认证的老字号公司,即保留非老字号公司和上市时还未得到认证的老字号公司。考虑到老字号样本的行业分布特征,本文还尝试只保留存在老字号公司的行业样本。对这些样本的回归结果仍然表示,老字号公司的IPO抑价率更低。

商务部于2006年和2011年分别发布了两批中华老字号名单,大部分老字号公司在上市后才获批准入选中华老字号名单。为了区分商务部官方背书和老字号公司本身特点对上市后再融资能力的影响,本文构建了双重差分模型,进一步比较老字号公司在获得认证前后的融资能力差异。回归结果显示,双重差分模型中Oldbrand的系数仍然显著为负,而交互项的系数为负但统计上不显著,说明在获得官方认证前后,老字号公司都展示出了较强的外源融资能力。因此,老字号声誉对公司自身的影响要强于商务部的官方认证作用,也反映了官方认证作用不是老字号产生公司声誉价值的替代性解释。<sup>⑤</sup>

## 六、影响机制分析:公司内部治理

### (一)股价崩盘风险

管理层出于职位晋升、薪酬、期权价值等个人利益,有隐藏而非及时披露公司负面信息的动机。当公司隐藏的坏消息不断累积直至超过公司的承载能力时,坏消息将集中、瞬间地释放到市场中,导致股价暴跌甚至崩盘(Jin & Myers, 2006)。如果老字号公司通过完善的内部治理维护了声誉利益,那么管理层的自利行为应该得到了有效控制,股价崩盘风险应该较低。本文使用以下模型考察老字号声誉和股价崩盘风险之间的关系:

$$\text{Crash}_{i,t+1} = \alpha + \beta \cdot \text{Oldbrand}_{i,t} + \gamma \cdot \text{Control}_{i,t} + \text{Industry}_t + \text{Year}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中,Crash是股价崩盘风险的代理变量。本文通过计算个股考虑现金红利再投资的收益率和市场收益率得到两个衡量股价崩盘风险的指标,即负偏态收益系数Ncskew和收益上下波动比率Duvol。Nc-

skew和Duvol数值越大,表示个股周特有回报分布的左偏程度越严重,即股价崩盘风险越大。由于不包含三阶矩,Duvol相对于Ncskew来说较不容易受到极端情况的影响。本文借鉴彭俞超等(2018),进一步控制了平均周收益率(Ret)、收益波动率(Volatility)、账面市值比(BM)等一系列变量以及行业年度固定效应。此外,这里剔除了ST和PT状态的公司样本和年度有效周收益率数据少于30个的样本。

如表6所示,模型中分别使用上述两种股价崩盘风险衡量指标,在加入控制变量以及行业和年度固定效应后,Oldbrand的回归系数均显著为负,表明老字号公司声誉与股价崩盘风险之间有着显著的负相关关系,即老字号公司比非老字号公司有更低的股价崩盘风险。由此可以推断,在公司声誉利益的激励下,管理层的个人利益与公司利益得到了更大程度上的统一,有效约束了管理层的机会主义行为,从而降低了公司的股价崩盘风险。

### (二)违规事件

拥有健全内部治理机制的公司会更加注重遵守市场纪律,相比其他公司更少因违规受到外部监管处罚(Ananchotikul et al., 2010)。由于违规事件发生至监管机构做出处罚决定之间往往存在数年的时间滞后,因此相比于监管机构发布处罚处理文件,违规事件的发生能更加准确地反映公司当年的内部治理水平。为了增强内部治理机制结论的稳健性,本文进一步构建如下回归模型,研究老字号公司声誉和发生违规事件频率之间的关系:

$$\text{Violate}_{i,t+1} = \alpha + \beta \cdot \text{Oldbrand}_{i,t} + \gamma \cdot \text{Control}_{i,t} + \text{Industry}_t + \text{Year}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表6 老字号与股价崩盘风险

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ncskew	Ncskew	Duvol	Duvol
Oldbrand	-0.074*** (-5.544)	-0.077*** (-5.350)	-0.064*** (-7.306)	-0.062*** (-7.652)
常数项	-0.368 (-1.307)	0.318 (1.026)	-0.365* (-1.896)	0.383* (1.796)
控制变量	否	是	否	是
行业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
样本量	16834	16834	16834	16834
调整R <sup>2</sup>	0.055	0.071	0.057	0.076

表7 老字号与违规事件

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dumviolation	Violation	Dumfalsestate	Falsestate
Oldbrand	-0.054*** (-2.919)	-0.093*** (-3.789)	-0.016 (-1.479)	-0.027* (-1.850)
常数项	0.610*** (5.795)	0.943*** (6.311)	0.288*** (4.196)	0.375*** (4.227)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
样本量	16837	16837	16837	16837
调整R <sup>2</sup>	0.046	0.049	0.017	0.019

其中, Violate代表公司当年发生违规事件的四个代理变量,分别是公司当年是否发生违规(Dumviolation)、当年发生违规事件的累计次数(Vialation)、是否发生虚假陈述类型违规(Dum-falsestate)以及当年发生虚假陈述类型违规事件的累计次数(Falses-tate)。如表7所示,列(1)和列(2)中Oldbrand的系数均在1%水平上显著为负,说明老字号公司发生违规的可能性以及违规事件的次数均比非老字号公司更低。由此可见,公司声誉可以约束管理层行为,促使公司维持遵纪守法的良好形象,从而表现出更少的违规行为。后两列进一步考察了针对虚假陈述这一特定类别的违规事件。其中,列(3)中Oldbrand的系数为负但统计上不显著,列(3)中Oldbrand的系数在10%的水平上显著为负,说明老字号声誉对虚假陈述具有一定的抑制作用。因此,老字号企业能够更好地约束自身行为,减少违规行为的发生,从而避免违规行为对公司声誉造成损害。

综上所述,老字号公司能够更好地约束管理层行为,降低公司违规行为的发生,从而表现出更好的内部治理体系,具体体现为较低的股价崩盘风险和较少出现违规事件。上述结果支持了假设3。

### 七、研究结论与启示

评估声誉经济价值的难点在于找到合适的代理变量和计量识别环境。本文以中华老字号品牌作为公司声誉的代理变量,考察老字号声誉的金融市场价值。事实上,早在中国资本市场诞生之前,中华老字号就以其代代相传的产品、技能和服务建立了广受认可的良好声誉。因此,本文的研究设计既满足

了准确识别公司声誉的要求,又避免了中介声誉机制相关研究中存在的内生性问题。

本文研究发现,老字号上市公司的声誉形成了一项重要的可交易资产,发挥了重要的信息鉴证功能和内部监督功能,扩充了对公司声誉金融市场价值的认识。首先,老字号公司不仅在消费市场上赢得了竞争优势,而且也获得了融资市场中投资者的认可,表现出公司声誉极为重要的信息鉴证效应。老字号公司不仅IPO定价效率更高,而且在IPO后也具有更强的再融资能力,保证了公司充足的资金来源。稳健性检验表明在控制了金融中介声誉和市场地位后,公司声誉仍具有显著的便利融资的功能。其次,在声誉维持效应的作用下,老字号公司维持了长期更好的业绩表现,体现为公司资产的盈利能力和股票市场的回报率。最后,进一步分析表明公司声誉的作用机制在于提高内部治理效率。公司声誉产生的金融市场价值在一定程度上实现了股东和管理层的利益兼容,有效限制了管理层出于自利动机的机会主义行为,改善了公司信息环境,维持了高声誉公司的良好形象。

本文通过实证研究证明,凭借良好的声誉,在特殊历史背景下经历股份制改造后的中华老字号公司也在现代金融市场上取得了成功,成为市场业绩和会计信息质量等方面的标杆,受到了投资者的青睐。中国老字号公司普遍于二十世纪五十年代经历公私合营被改制为国有企业,其后经历股份制改造并发行股票上市成为公众公司,而不是欧美、日韩等地区或国家常见的家族企业。具有良好声誉的老字

号公司形成了通过自我监督自觉维护声誉的良性循环,可以获得较低的不确定性并吸引市场资源,对于推进国有企业改革、增强国有经济活力具有重要的借鉴意义。本文的结论还强调了公司声誉是判断公司价值的有效指标,应当至少从公司自身和市场环境两个方面来加强公司声誉机制的建设。一方面,公司声誉资产是长期的、重要的无形资产。公司自身应当利用品牌、产品和服务等方面来积累声誉资产,加强公司内部治理和信用管理,形成打造公司声誉的长效机制;另一方面,建立公司声誉客观公正的评估体系可以提高市场透明度和投融资效率。应当发展完善市场信用体系,培育具有较强公信力的信用评级机构,统筹信用评级监管的制度设计,从而准确地反映公司声誉的市场价值,促进市场对公司声誉价值的正向反馈。

感谢匿名审稿人的修改意见,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

#### 注释:

①《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》(2015年8月24日)。

②由于在样本期间老字号公司较少出现极端情况而被列为ST或PT,剔除ST和PT公司样本可能会低估老字号的积极影响,也在一定程度上加强了本文的结论。若保留ST和PT等样本,基本结论不变,且统计显著性更高。

③本文也采用了不考虑现金股利再投资、总市值权重和等权重等股票回报计算方法,结论仍然保持稳健。

④地区分类标准以国家统计局的划分方法为准,分为东部、西部、中部和东北地区。

⑤由于篇幅限制,稳健性检验结果未在文中报告,如有需要可向笔者索取。

#### 参考文献:

[1]姜付秀、王莹,2021:《国有企业公司治理改革的逻辑:从国家治理到公司治理》,《经济理论与经济管理》第6期。

[2]潘琰、辛清泉,2004:《所有权、公司治理结构与会计信息质量——基于契约理论的现实思考》,《会计研究》第4期。

[3]彭俞超、倪晓然、沈吉,2018:《企业“脱实向虚”与金融

市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济研究》第10期。

[4]屈文洲、谢雅璐、叶玉妹,2011:《信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究》,《经济研究》第6期。

[5]魏志华、曾爱民、吴育辉、李常青,2019:《IPO首日限价政策能否抑制投资者“炒新”?》,《管理世界》第1期。

[6]项安波,2018:《重启新一轮实质性、有力度的国企改革——纪念国企改革40年》,《管理世界》第10期。

[7]杨瑞龙,2020:《按照“三个有利于”标准推进国有企业改革》,《经济理论与经济管理》第1期。

[8]叶康涛、张然、徐浩萍,2010:《声誉、制度环境与债务融资——基于中国民营上市公司的证据》,《金融研究》第8期。

[9]Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 77 (1): 57-116.

[10]Ananchotikul, N., R. Kouwenberg, and V. Phunnarungsri, 2010, "Do Firms Decouple Corporate Governance Policy and Practice?", *European Financial Management*, 16(5): 712-737.

[11]Armstrong, C. S., W. R. Guay, and J. P. Weber, 2010, "The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting", *Journal of Accounting and Economics*, 50(2): 179-234.

[12]Bajo, E., T. J. Chemmanur, K. Simonyan, and H. Tehranian, 2016, "Underwriter Networks, Investor Attention, and Initial Public Offerings", *Journal of Financial Economics*, 122(2): 376-408.

[13]Beatty, R. P., 1989, "Auditor Reputation and the Pricing of Initial Public Offerings", *Accounting Review*, 64(4): 693-709.

[14]Beatty, R. P., and J. R. Ritter, 1986, "Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings", *Journal of Financial Economics*, 15(1-2): 213-232.

[15]Belenzon, S., A. K. Chatterji, and B. Daley, 2017, "Eponymous Entrepreneurs", *American Economic Review*, 107(6): 1638-1655.

[16]Bronnenberg, B. J., J. Dubé, and S. Moorthy, 2019, "The Economics of Brands and Branding", in *Handbook of the Economics of Marketing*, edited by J. P. Dube and P. E. Rossi, North-Holland: Elsevier, 1: 291-358.

[17]Chan, K., J. Wang, and K. C. J. Wei, 2004, "Underpric-

ing and Long-term Performance of IPOs in China", *Journal of Corporate Finance*, 10(3): 409-430.

[18]Chemmanur, T., and A. Yan, 2009, "Product Market Advertising and New Equity Issues", *Journal of Financial Economics*, 92(1): 40-65.

[19]Dilme, F., 2019, "Reputation Building through Costly Adjustment", *Journal of Economic Theory*, 181: 586-626.

[20]Fan, J. P., T. J. Wong, and T. Zhang, 2007, "Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms", *Journal of Financial Economics*, 84(2): 330-357.

[21]Fang, L. H., 2005, "Investment Bank Reputation and the Price and Quality of Underwriting Services", *Journal of Finance*, 60(6): 2729-2761.

[22]Fernando, C. S., V. A. Gatchev, and P. A. Spindt, 2005, "Wanna Dance? How Firms and Underwriters Choose Each Other", *Journal of Finance*, 60(5): 2437-2469.

[23]Fisman, R., and I. Love, 2003, "Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth", *Journal of Finance*, 58(1): 353-374.

[24]Jin, L., and S. C. Myers, 2006, "R<sup>2</sup> around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 79(2): 257-292.

[25]Kaplan, S. N., and L. Zingales, 1997, "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?", *Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169-215.

[26]Krishnan, C. N. V., V. I. Ivanov, R. W. Masulis, and A. K. Singh, 2011, "Venture Capital Reputation, Post-IPO Performance, and Corporate Governance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(5): 1295-1333.

[27]Li, J., Z. Wu, and L. Zhang, 2020, "Family Involvement, External Auditing, and the Cost of Debt: Evidence from U. S. Small Firms", *Journal of Small Business Management*, 59(4): 1-20.

[28]Li, Y., and W. Zhang, 2021, "Another Game in Town: Spillover Effects of IPOs in China", *Journal of Corporate Finance*, 67: 101910.

[29]Livat, F., J. M. Alston, and J. Cardebat, 2019, "Do De-

nominations of Origin Provide Useful Quality Signals? The Case of Bordeaux Wines", *Economic Modelling*, 81: 518-532.

[30]Ljungqvist, A., 2007, "IPO Underpricing", in *Handbook in Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, edited by B. E. Eckbo, North-Holland: Elsevier, 1: 375-422.

[31]Loughran, T., and J. R. Ritter, 1995, "The New Issues Puzzle", *Journal of Finance*, 50(1): 23-51.

[32]McDevitt, R. C., 2014, " 'A' Business by Any Other Name: Firm Name Choice as a Signal of Firm Quality", *Journal of Political Economy*, 122(4): 909-944.

[33]Mishina, Y., E. S. Block, and M. J. Mannor, 2012, "The Path Dependence of Organizational Reputation: How Social Judgment Influences Assessments of Capability and Character", *Strategic Management Journal*, 33(5): 459-477.

[34]Quick, R., N. Schenk, F. Schmidt, and T. Towara, 2018, "The Impact of Corporate Governance on Auditor Choice: Evidence from Germany", *Journal of Management and Governance*, 22(2): 251-283.

[35]Rahman, M., M. Á. Rodríguez-Serrano, and M. Lambkin, 2018, "Brand Management Efficiency and Firm Value: An Integrated Resource Based and Signalling Theory Perspective", *Industrial Marketing Management*, 72: 112-126.

[36]Ritter, J. R., and I. Welch, 2002, "A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations", *Journal of Finance*, 57(4): 1795-1828.

[37]Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71(3): 393-410.

[38]Tadelis, S., 1999, "What's in a Name? Reputation as a Tradeable Asset", *American Economic Review*, 89(3): 548-563.

[39]Tuškej, U., and K. Podnar, 2018, "Consumers' Identification with Corporate Brands: Brand Prestige, Anthropomorphism and Engagement in Social Media", *Journal of Product & Brand Management*, 27(1): 3-17.

[40]Xu, H., J. Chen, and A. B. Whinston, 2018, "Identity Management and Tradable Reputation", *Management Information Systems Quarterly*, 42(2): 577-593.