

多元化经营与企业价值：我国上市公司 多元化溢价的实证分析

苏冬蔚*

摘要 多元化经营与企业价值之间的关系是近年来公司金融领域的一个研究热点。为此，本文建立起我国上市公司多元化程度的相关数据库，通过间接检验内部资本市场理论的实证含义，深入分析多元化经营与企业价值的理论与经验关系，发现：我国上市公司存在显著的多元化溢价现象，多元化公司具有较大的市值—账面价值比、Tobin's q 和超额价值；在控制住规模、无形资产、财务杠杆和股利政策等影响企业价值的因素后，多元化溢价仍位于 0.09—0.16 之间；产生多元化溢价的原因是价值高的企业更倾向于采取多元化经营战略，并且我国上市公司的内部资本市场可能较为有效。

关键词 多元化经营，企业价值，内部资本市场

一、引言

多元化经营是企业发展到一定规模后，为充分利用其现有资源优势来加速自身成长而在相关或无关联的产业领域采取一系列跨产品或跨行业的扩张性经营活动，如收购、兼并、重组和管理权接管等。近年来，多元化经营与企业价值的关系备受学术界和实业界的关注与探讨。¹ 国外的研究成果已形成几种旗帜鲜明的观点：一种认为，多元化经营可以帮助上市公司抵御外部风险，化解竞争威胁并实现资源共享，同时还能利用内部资本市场（internal capital market）进行公司内资源的有效再分配，从而突破外部资本市场融资约束的瓶颈，创造价值，产生 $1 + 1 > 2$ 的效果即多元化溢价（diversification premium）；另一种认为，多元化经营会造成上市公司的内部资源分散、组织管理困难、协调能力下降以及竞争优势减小，通过内部资本市场配置有限的

* 暨南大学经济学院金融系和新西兰奥塔哥大学商学院金融与数量分析系。通信地址：广州市暨南大学经济学院金融系，510632；电话：(020)85220175；传真：(020)85222843；E-mail: tdsu@jnu.edu.cn 和 dsu@business.otago.ac.nz。作者感谢匿名审稿人、K. C. John Wei、白重恩、马君潞、沈明高、田利辉、王汉锋、杨之曙以及参加 2004 年 10 月在厦门举办的首届中国金融学年会、2004 年 12 月在天津举办的第四届中国经济学会年会以及 2005 年 7 月在昆明举办的 2005 年中国金融国际年会的有关专家和学者对本文提出的宝贵意见，感谢赵莹和张少杰的研究协助，同时，感谢国家自然科学基金（项目编号：70575065）、教育部人文社科基金、教育部优秀青年教师资助计划和霍英东教育基金会第九届高校青年教师基金的研究资助。

¹ 上市公司的财务数据比较全面公开，所以学术界大多使用上市公司的数据来研究多元化与企业价值的关系。

资金容易引起项目过度投资或投资不足,从而降低投资效率并增加经营风险,破坏企业价值,产生多元化折扣(diversification discount);还有一种认为,多元化作为一项经营战略和管理方式,本身没有优劣之分,如果上市公司具有成熟的内部条件和外部环境,多元化经营就能成功,否则就会失败。

(一) 多元化经营与企业价值的理论研究

Weston (1970) 认为专业化企业只能依靠外部资本市场配置资源,而多元化企业可以通过 CEO (即公司总裁) 和内部资本市场将资金由企业总部分配到各经营单元,内部资本市场复制了外部资本市场的资源配置功能,促使资源向效益较高的经营单元转移。Williamson (1986) 认为多元化能促进企业各经营单元之间的资源共享,内部资本市场有助于缓解各经营单元间信息不对称。Gertner 等 (1994) 认为 CEO 比债权人拥有更多的企业控制权,也就更有动力监督各经营单元的活动,因此内部资本市场能促使 CEO 有效调配公司内资源,产生“智能资金效应”(smart money effect)。Stein (1997) 认为 CEO 能积极“选拔优胜者”(winner-picking),即不断将资源从效益差的经营单元转移到效益好的单元,使企业不需过于依赖外部资金来发展壮大,因此内部资本市场可以充分发挥金融中介的作用,产生“超智能资金效应”(smarter money effect)。

但是, Jensen (1986) 指出,多元化公司往往不能准确预测与判断新行业和新产品的未来发展状况,因此,与专业化企业相比,更容易投资于那些净现金流为负的项目。Stulz (1990) 的模型表明,内部资本市场是无效的,CEO 经常对效益低的单元投资过度而对效益高的单元投资不足,产生“愚蠢资金效应”(stupid money effect),无法使企业获得最大的经济效益和持续的健康发展。Scharfstein 和 Stein (2000) 也认为,多元化企业内部各经营单元的经理有动机进行寻租活动,比如与 CEO 默契配合共同侵占或伤害外部投资者的利益,以此换取较高的薪酬或较优越的资源分配,从而破坏内部资本市场的有效运作,产生“超愚蠢资金效应”(more stupid money effect),所以内部资本市场是无效的,前景是黯淡的。

(二) 对成熟市场国家上市公司多元化经营与企业价值的实证分析

国外学者对多元化经营与企业价值的理论研究表明,多元化经营是一把“双刃剑”,它既可以提高企业的竞争力和盈利能力,也可以损害企业价值。虽然有些实证研究发现多元化提高了企业价值且内部资本市场有效,如 Errunza 和 Senbet (1981)、Hubbard 和 Palia (1999) 以及 Khanna 和 Tice (2001),但大多数经验分析却表明,多元化上市公司存在显著的价值缺损。例如,Lang 和 Stulz (1994) 利用 1978—1990 年间 Compustat 纽约证券交易所和美国证券交易所的上市公司数据,通过经营单元数和销售额 Herfindahl

指数衡量多元化程度，在控制住规模、行业、股利政策和研发投入等影响上市公司价值的因素后，发现上市公司存在多元化折扣现象，即多元化企业相对于专业化企业具有较低的 Tobin's q 。Berger 和 Ofek (1995) 利用 1986—1991 年间 Compustat 的数据，通过上市公司实际总资产（或实际销售收入及实际息税前收益）与各经营单元虚拟总资产之和（或虚拟销售收入之和及虚拟息税前收益之和）的比率衡量企业价值，发现多元化经营导致企业价值下降 13%—15%。Comment 和 Jarrell (1995) 对 Lang 和 Stulz 的数据进一步研究发现，自 1978 年以来，美国上市公司专业化程度不断加强，而且多元化程度减小的公司具有较高的股票收益，比如，以销售额计算的 Herfindahl 指数每增加 0.1，两年内公司的股票收益率就能提高 4.3%，表明多元化经营破坏了企业价值。Lins 和 Servaes (1999) 利用 1994—1996 年间 Worldscope 的数据，发现日本和英国上市公司分别存在 10% 和 15% 的多元化折扣而德国上市公司则有一定的多元化溢价（统计不显著）。

对上述多元化折扣现象的解释主要集中在以下两方面：第一，经营单元之间资源配置不合理导致内部资本市场失效。例如，通过对美国石油业多元化上市公司的研究，Lamont (1997) 发现，石油价格在 1986 年突然下降 50%，石油单元的投资机会明显变差而非石油单元的投资机会基本不变，但 CEO 却缩减各单元的资金，可谓“城门失火，殃及池鱼”，内部资源并未转移到机会相对较好的部门；Shin 和 Stulz (1998) 利用 1980—1992 年间 Compustat 的数据，发现当投资机会变好时，经营单元投资额与自身、总公司及其他经营单元现金流的灵敏度比率为 6:2:1，表明经营单元的投资需求仍然要依靠自有资金来解决，内部资本市场的作用显然不大；Rajan 等 (2000) 的研究结果表明，当经营单元之间的资源差距扩大到一定程度时，CEO 会把资金从投资机会较好的部门转移到投资机会较差的部门，这个过程导致企业价值减小。第二，多元化经营的代理成本破坏了企业价值。由于契约设计和治理机制不完善，CEO 有动机谋求自身的利益，多元化经营可以降低 CEO 所持股份的风险，也可以帮助 CEO 建造一个庞大的“公司帝国”，带给他更多的资源、荣耀、权力和社会地位，使董事会难以将他解雇。May (1995) 利用 1979—1990 年间 Compustat 和 CRSP 的数据，发现 CEO 个人财富与企业价值的比率同多元化程度成正比，表明 CEO 希望通过多元化经营降低其所持股份的风险；Dennis 等 (1997) 利用 1984—1992 年间 Compustat 和 Value Line 的数据，发现 CEO 和董事会成员的持股比例同多元化程度成反比，表明 CEO 更注重通过多元化经营来谋求非货币的私人利益；Aggarwal 和 Samwick (2003) 将多元化决策和 CEO 激励方式都设置为内生变量，发现如果代理成本来自 CEO 寻求降低经营风险，那么多元化程度与 CEO 持股比例成反比；如果代理成本来自 CEO 寻求非货币私人利益，那么多元化程度与

CEO 持股比例成正比, 但企业价值总是与多元化程度成反比。

最近, 一些学者陆续发现多元化折扣可能来自研究样本选择偏差 (sample selection biases)、企业决策时效不到位或生产过程的阶段性规模不经济。如 Campa 和 Kedia (2002) 以及 Graham 等 (2002) 发现, 在实施多元化经营之前, 兼并和被兼并企业的价值就已经普遍低于专业化企业, 而且多元化企业与专业化企业在技术革新、管理技能、治理结构和历史业绩等方面具有明显不同的特征, 一旦考虑到样本选择偏差并控制住影响多元化决策的内生性因素, 多元化折扣便消失了, 有的样本甚至还出现多元化溢价的现象; Burch 和 Nanda (2003) 发现多元化程度和行业水平的度量误差 (measurement error) 影响实证结果; Villalonga (2004) 比较了美国商业信息跟踪序列 (BITS) 和 Compustat 数据, 发现 Compustat 企业 (大多数开展无关联行业的并购重组) 存在多元化折价而 BITS 企业 (大多数进行相关行业的并购重组) 则存在多元化溢价; Matsusaka (2001) 通过建立一个动态的匹配—搜寻模型, 发现多元化决策符合企业价值最大化原则, CEO 放弃专业化经营是为了实现其独特的组织管理能力并搜寻更好的投资机会, 在此过程中企业价值可能因为 CEO 决策的时效不到位而受到损害; Maksimovic 和 Phillips (2002) 发现, 与专业化企业相比, 多元化企业内规模大于行业平均水平的经营单元具有较高的生产率, 而规模小于行业平均水平的经营单元具有较低的生产率, 表明生产过程的阶段性规模不经济导致企业出现多元化折扣; Gomes 和 Livdan (2004) 的动态经营战略模型也表明, 多元化决策与企业的内在特性息息相关, 一旦生产规模过大, 边际产出下降, 企业必然寻求新的投资机会, 此时多元化经营往往伴随着企业价值的减小。然而通过提高各经营单元的生产效率, 多元化最终可以达到创造企业价值的目标。

可见, 针对多元化经营与企业价值的关系, 国外学术界已形成多种不同的观点, 有的认为内部资本市场是有效的, 多元化经营可以提高企业价值; 有的认为内部资本市场是无效的, 多元化企业存在显著的折扣; 有的则认为多元化经营本身是中性的, 样本选择偏差等因素才是多元化折扣的原因。²

(三) 对新兴市场国家上市公司多元化经营与企业价值的研究

有关新兴市场国家上市公司多元化与企业价值的研究还不多, Claessens 等 (2000) 通过比较 Compustat 和 Worldscope 中美国、日本和 8 个东亚国家上市公司多元化的数据后发现, 东亚国家上市公司多元化程度较高, 但多元化折扣较小 (美国为 15%, 日本为 10%, 而东亚国家平均约为 5%); Linss 和 Servaes (2002) 利用 Worldscope 中 7 个东亚国家的数据, 发现东亚国家上

² Stein(2003)对多元化经营的优势和缺陷进行了详细的综述。

市公司的多元化折扣为 7%，低于美、英等发达国家，但所有权集中程度较高的上市公司具有较大的多元化折扣。

目前，对我国上市公司多元化经营的研究，国内的已有成果主要是通过回归分析，定量研究多元化经营与公司绩效之间的关系，如刘力（1997）选择 1994—1995 年 21 家纺织企业和 29 家电器企业的财务数据，以其他业务利润和主营业务利润之比作为多元化程度的代理变量，发现多元化经营与企业效益（由资产收益率衡量）及资产负债率之间没有相关性；朱江（1999）利用 1997 年度 146 家上市公司分行业的财务数据，分别以经营单元数和收入 Herfindahl 指数衡量多元化程度，发现多元化经营与净资产收益率、每股盈余及营业毛利率等业绩指标之间没有显著的因果关系，但与利润水平的波动程度成正比，因此多元化战略能降低经营风险；金晓斌等（2002）根据 Matsusaka（2001）的动态匹配—搜寻模型，探讨了多元化决策与公司特质和市场激励的相互关系，认为多元化经营本身是中性的，是竞争条件下公司价值最大化所要求的一种行为，该观点在沪深两市 379 家上市公司 1998—2000 年间多元化经营状况变动与公司价值变动的分析中得以验证。随着多元化边界的移动，上市公司的超额价值和经营绩效也发生变化。姚俊等（2004）选取了 593 家上市公司在 1999—2001 年间的财务数据，发现多元化程度与股权回报率（ROE）没有显著的相关性，但与资产回报率（ROA）却呈显著的负相关。

可见，针对我国上市公司多元化经营与企业价值的定量研究并不多，一些复杂的问题还亟待探索。然而正如朱江（1999）指出的，我国长期以来缺乏类似国外 SIC 的行业分类数据，也没有政府强制推行的产业分类标准体系，公司在财务报表中一般不会提供销售额、资产或利润超过总量 10% 的经营单元的详细信息，因此多元化程度难以衡量，研究上市公司多元化经营面临重重困难。

为此，本文对 1999 年底在沪、深证交所上市的 1026 家公司在 2000—2002 年间的财务报表进行了深入细致的调研，以 2001 年 4 月中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》为标准，将公司的各项主要业务重新归类，在此基础上建立起符合我国上市公司实际情况的多元化经营程度指标。此外，针对非全流通下企业价值难以衡量的特殊问题，本文从不同角度计算企业价值，并采用合理的计量方法进行经验分析，使实证结果科学可靠。本文的另一个创新之处在于发现我国上市公司存在显著的多元化溢价（即控制住影响企业价值的其他变量，多元化公司具有较高的市值—账面值比、Tobin's q 和超额价值）后，深入研究多元化溢价的形成原因，在没有经营单元之间转移支付数据的情况下，巧妙地利用内部资本市场理论的经验含义，通过分析公司与外部资本市场的现金流状况，间接检验内部资本市场效率如何影响多元化溢价，进一步发现产生多元化溢价的原因是价值高的企业更倾向于采取多元化经营战略，并且我国上市公司的内部资本市场可能较为有效。

本文其余部分的结构如下:第二部分介绍数据并构建多元化程度和企业价值的相关指标;第三部分通过面板数据(panel data)回归分析,定量研究我国上市公司多元化程度与企业价值之间的关系并详细提供多元化溢价的经验证据;第四部分通过建立Logit和Tobit模型,深入分析内部资本市场效率对多元化决策的影响;最后对全文进行总结。

二、变量和数据

(一)多元化的度量指标

美国《财务会计准则》第14条和证券交易委员会(SEC)条例S-K(自1976年起生效)规定,资产、销售收入或净利润占公司总资产、总收入或总利润10%以上的经营单元必须每年向公众提供详细的财务状况说明,另外,美国劳工部也制订了规范的行业分类标准(SIC),在此基础上Compustat Industry Segment Files根据2位数和4位数SIC详细记录了1979年以来所有美国上市公司经营活动所涉及的行业数及各经营单元的主要财务指标,为学术研究创造了便利的条件。但是,我国长期以来没有类似美国SIC的行业分类数据,迄今为止公司在财务报表中仅提供经营单元的销售收入,没有提供其他相关的财务信息。为此,在对现有数据进行深入调研的基础上,本文采用2001年4月中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》的2位数代码将公司各项主要业务划分成74类,然后构建出以下三种多元化经营程度指标:

(1) 行业数(M): 主营业务所涉及的行业个数。

(2) 收入Herfindahl指数(HI): $HI = \sum_{i=1}^M P_i^2$, 其中 P_i 为行业收入占总收入的比重。多元化程度越高, Herfindahl指数就越低。

(3) 收入熵(Entropy, EI): $EI = \sum_{i=1}^M P_i \ln(1/P_i)$ 。多元化程度越高, 收入熵就越高。

(二)企业价值的度量指标

鉴于企业价值受品牌、信誉、社会资本以及价值创造能力等因素的影响,所以本文使用以下三种方法衡量上市公司价值:

(1) 市值—账面值比(MV/BV): $MV = \text{流通股市值} + \text{非流通股股数} \times \text{每股净资产} + \text{负债账面值}$, $BV = \text{资产账面值}$ 。

(2) Tobin's q : 上市公司股东权益市值与长期负债市值之和除以资产重置成本, 其中长期负债市值是公司债券的市场价值, 资产重置成本应为资产在全新情况下的市场价值减去已使用年限的累计折旧。鉴于我国企业债券市场

规模小、品种少且流动性差，债务的市场价值难以确定，而且公司财务报表没有提供资产重置成本的数据，所以本文运用 Chung 和 Pruitt (1994) 的方法估计 Tobin's q 如下：

$$\text{Tobin's } q = \frac{MV + BD}{BV - CL}, \quad (1)$$

其中， BD 是公司短期负债和长期负债的账面值， CL 是流动负债账面值。³

(3) 超额价值 (EV)：上市公司股东权益市值与各经营单元虚拟销售收入之和的比率。

$$EV = \ln \left[\frac{MV}{\sum_{i=1}^M \text{SALE}_i \times \lambda_i} \right], \quad \lambda_i = \frac{MV}{M \text{SALE}_i}, \quad (2)$$

其中， SALE_i 是经营单元 i 的销售收入， λ_i 是销售收入乘数， $M \text{SALE}_i$ 是经营单元 i 所属行业当年销售收入的中位数。⁴

可见，上述指标从不同角度将市场数据和财务数据有效地结合在一起，弥补了单纯用市场数据或财务数据来计算企业价值的不足，因此能较好地度量上市公司价值。

(三) 数据

本文选取 1999 年底前上市的 1026 家公司及其在 2000—2002 年间的财务数据为原始样本，从巨潮资讯网 (cninfo.com.cn) 上市公司年度报告中收集主营业务和分行业业务收入数据，从深圳国泰安信息有限公司的《CSMAR 中国上市公司财务指标分析数据库》中获取净利润、总资产、流动负债、股东权益和股利分配等财务数据，从《CSMAR 中国上市公司市场交易数据库》中获取流通股市值和非流通股股数。

考虑到上市公司的业绩操纵行为是中国股市的“通病”，⁵ 本文对上市公司的财务状况展开了全面深入的调研，剔除了样本内那些已被查明提供虚假信息或涉嫌财务造假且被证监会立案调查的 21 家公司，如银广夏（虚假财会报告）、张家界（在年报中虚构收入）、渝开发（年报中含有虚假信息）和 ST 同

³ Chung 和 Pruitt(1994)发现,公式(1)的估计值与 Tobin's q 的实际值有很好的拟合优度 (\bar{R}^2 达到 0.966)。

⁴ Berger 和 Ofek(1995)最早使用该方法计算上市公司的超额价值,发现该指标能较好地评价多元化经营对企业价值的影响,此后被各国学者多次使用。

⁵ 1998 年以前,证监会规定上市公司必须连续三年拥有 10% 的净资产收益率才能申请配股。有些达不到这项要求的公司就利用会计制度的漏洞粉饰经营业绩,甚至违反法规大肆造假,因此一段时间内证券市场曾出现引人关注的“10% 现象”,净资产收益率位于 10%—11% 的上市公司达 200 多家,而位于 9%—10% 的仅 20 多家。此后,2001 年证监会将上市公司配股资格的净资产收益率标准下调到 6%,证券市场又出现“6% 现象”。

达(虚假资产置换)等。⁶另外,本文还删除了79家数据不全或数据有问题的公司,如未提供分行业销售收入或行业销售收入总和与主营业务收入不一致,使最终估计样本为926家公司。

三、我国上市公司多元化溢价的经验证据

(一) 多元化程度与企业价值的描述性统计分析

表1提供了各类多元化程度和企业价值指标的均值、中位数和相关系数。从表中可见,市值—账面值比、Tobin's q 和超额价值的期望值均超过其中位数,表明企业价值的横截面分布呈右偏状态;行业数、收入 Herfindahl 指数和收入熵的均值和中位数都显著偏离专业化经营的数值,⁷表明我国上市公司在2000至2002年间普遍实施多元化经营(多元化企业约占样本的2/3);行业数和收入熵与企业价值呈正相关关系,其中,行业数和收入熵与Tobin's q 的相关系数在5%水平上统计显著为正,收入熵与市值—账面值比的相关系数于2001和2002年在10%水平上统计显著为正,但行业数与市值—账面值比的相关系数没有统计显著;收入 Herfindahl 指数与企业价值呈负相关关系,除2000年 Herfindahl 指数与超额价值的相关系数不显著外,其他相关系数均在10%或5%水平上统计显著,表明多元化程度较高的上市公司具有较高的企业价值。⁸

表1 多元化程度与企业价值的描述性统计

	2000年						
	平均值	中位数	相关系数				
			Tobin's q	EV	M	HI	EI
MV/BV	0.3541	0.3128	0.1492**	0.1004**	0.0868**	-0.0783**	0.0568**
Tobin's q	0.6850	0.5319		0.110**	0.0910**	-0.0913**	0.0925**
EV	1.0307	0.8388			0.0824**	-0.0973**	0.0614**
M	2.2661	2.0				-0.7317**	0.8022**
HI	0.7659	0.8905					-0.9725**
EI	0.3318	0.1502					

⁶ 本文删除的21家公司中有6家正在接受证监会调查,尚未被确认有财务虚假问题。

⁷ 在专业化经营下,行业数、收入 Herfindahl 指数和收入熵分别为1、1和0。

⁸ 除计算 Spearman 相关系数外,本文还计算了 Spearman 秩相关系数(Rank correlation coefficient),两者的结果大致相同,表明多元化程度与企业价值的正相关性并非来自一些多元化程度和企业价值都很高的样本。

(续表)

2001 年							
	平均值	中位数	相关系数				
			Tobin's <i>q</i>	<i>EV</i>	<i>M</i>	<i>HI</i>	<i>EI</i>
<i>MV/BV</i>	0.3778	0.3321	0.1695**	0.1071**	0.0107	-0.0753**	0.0621**
Tobin's <i>q</i>	0.7064	0.5770		0.1160**	0.0966**	-0.0972**	0.0979**
<i>EV</i>	1.0866	0.8795			0.0905**	-0.1144**	0.0583*
<i>M</i>	2.3850	2.0				-0.7629**	0.8279**
<i>HI</i>	0.7998	0.9326					-0.9867**
<i>EI</i>	0.3560	0.1583					

2002 年							
	平均值	中位数	相关系数				
			Tobin's <i>q</i>	<i>EV</i>	<i>M</i>	<i>HI</i>	<i>EI</i>
<i>MV/BV</i>	0.3327	0.3062	0.1425**	0.0937**	0.0920**	-0.0761**	0.0635*
Tobin's <i>q</i>	0.6540	0.5018		0.1226**	0.0135**	-0.0883**	0.0901**
<i>EV</i>	1.0633	0.8585			0.0936**	-0.1094**	0.0565*
<i>M</i>	2.2904	2.0				-0.7504**	0.8307**
<i>HI</i>	0.7710	0.8827					-0.9612**
<i>EI</i>	0.3406	0.1479					

注：*MV/BV*为市值—账面值比，*EV*为超额价值，*M*为主营业务涉及的行业数，*HI*为 Herfindahl 指数，*EI*为收入熵。* * 和 * 分别表示双尾 *t*-检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

表 2 将多元化程度由小到大分成五组，然后考察企业价值平均值的变动情况。当用行业数和收入熵对多元化程度进行分组，各类企业价值指标随行业数和收入熵增大而呈非单调的上升；当用收入 Herfindahl 指数对多元化程度进行分组，各类价值指标则随 Herfindahl 指数减小而呈非单调的上升。换言之，第 2—5 组的三类企业价值指标均明显大于第 1 组，其中，第 2 组的指标远远超过第 1 组，但第 3—5 组的指标却大部分小于第 2 组。例如，2002 年样本内所有公司市值—账面值比、Tobin's *q* 和超额价值的平均值分别为 0.3327、0.6540 和 1.0633（见表 1），其中，根据行业数分组，专业化公司（表 2 第 1 组）的均值分别为 0.3120、0.5915 和 0.8177，比样本所有公司的均值低 6.22%、9.56% 和 23.10%，而多元化公司（以表 2 第 2 组为例）的均值分别为 0.3917、0.819 和 1.2639，比样本所有公司的均值高 17.73%、25.23% 和 18.87%，表明多元化公司的价值显著高于专业化公司。⁹ 图 1 描绘了按三种多元化指标分组的年均企业价值。由图中可见，当行业数和收入熵增加或 Herfindahl 指数减少，多元化程度提高，企业价值随之增加。

⁹ 值得注意的是，专业化公司的 Tobin's *q* 均低于 3.54，而多元化公司的 Tobin's *q* 最高达到 17.48。

表 2 多元化程度与企业价值的分组分析

		行业数 (M)				
	年度	1	2	3	4	≥ 5
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3317	0.4088	0.4163	0.3559	0.3417
	2001	0.3438	0.4205	0.4366	0.3412	0.3458
	2002	0.3120	0.3917	0.4152	0.3853	0.3710
Tobin's q	2000	0.5800	0.8261	0.7714	0.8125	0.7263
	2001	0.5673	0.8443	0.7627	0.8083	0.7481
	2002	0.5915	0.8190	0.7955	0.7868	0.7639
超额价值 (EV)	2000	0.8260	1.2755	1.2480	1.2317	1.2706
	2001	0.8504	1.3066	1.2329	1.2240	1.2655
	2002	0.8177	1.2639	1.2261	1.2491	1.2588
		收入 Herfindahl 指数 (HI)				
	年度	$HI=1$	$0.8 \leq HI < 1$	$0.6 \leq HI < 0.8$	$0.4 \leq HI < 0.6$	$HI < 0.4$
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3411	0.3802	0.3813	0.4195	0.3690
	2001	0.3460	0.3884	0.3748	0.4387	0.3735
	2002	0.3328	0.3917	0.3957	0.4222	0.3706
Tobin's q	2000	0.5639	0.8044	0.7718	0.7840	0.7800
	2001	0.5723	0.8113	0.7675	0.8013	0.7737
	2002	0.5838	0.7964	0.7568	0.7933	0.7861
超额价值 (EV)	2000	0.7451	1.3065	1.2649	1.2374	1.2768
	2001	0.7955	1.3393	1.2796	1.2311	1.2580
	2002	0.7692	1.3120	1.2514	1.2208	1.2463
		熵 (EI)				
	年度	$EI=0$	$0 < EI \leq \ln 2$	$\ln 2 < EI \leq \ln 3$	$\ln 3 < EI \leq \ln 4$	$\ln 4 < EI$
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3411	0.3910	0.4262	0.3755	0.3468
	2001	0.3460	0.3877	0.4409	0.3679	0.3660
	2002	0.3328	0.3752	0.4328	0.3829	0.3504
Tobin's q	2000	0.5639	0.7826	0.8184	0.7433	0.8129
	2001	0.5723	0.7804	0.8373	0.7549	0.8233
	2002	0.5838	0.7659	0.8260	0.7504	0.8064
超额价值 (EV)	2000	0.7451	1.2651	1.2370	1.2118	1.2620
	2001	0.7955	1.2709	1.2462	1.2143	1.2695
	2002	0.7692	1.2613	1.2411	1.2095	1.2534

注: * * 和 * 分别表示双尾 t -检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

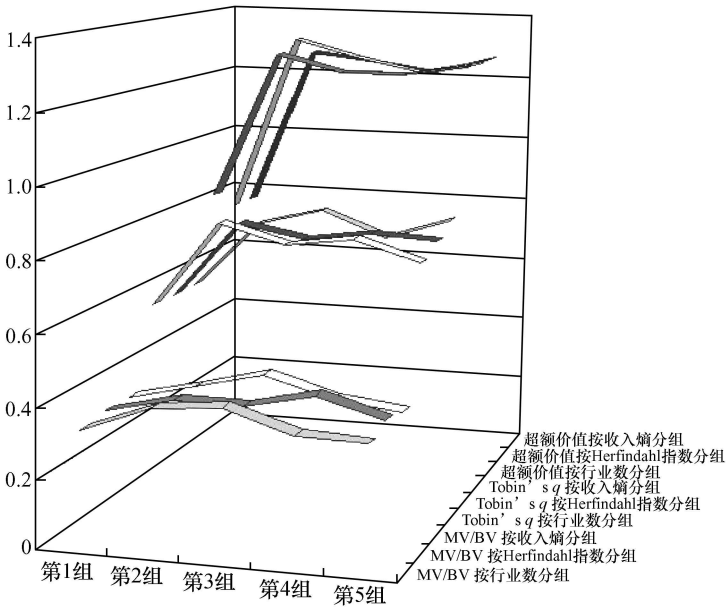


图1 按三种多元化指标分组的年均企业价值

(二) 多元化程度与企业价值的回归分析

为了进一步研究多元化对企业价值的边际影响，本文分别以不同的企业价值指标为因变量，以多元化程度指标为自变量，考虑到横截面回归可能存在异方差的现象，使用广义最小二乘法（GLS）估计下述回归方程：

$$Y_j = a + b_1 D(2)_j + b_2 D(3)_j + b_3 D(4)_j + b_4 D(5)_j + \varepsilon_j, \quad (3)$$

$$Y_j = a + b_1 HI(2)_j + b_2 HI(3)_j + b_3 HI(4)_j + b_4 HI(5)_j + \varepsilon_j, \quad (4)$$

$$Y_j = a + b_1 EI(2)_j + b_2 EI(3)_j + b_3 EI(4)_j + b_4 EI(5)_j + \varepsilon_j. \quad (5)$$

其中， Y_j 分别取公司 j 的市值—账面值比、Tobin's q 和超额价值， $j=1,2,\dots,948$ 。 $D(k)$ 为行业数虚拟变量，如果行业数 $M \geq k$ ，那么 $D(k)=1$ ，否则 $D(k)=0, k=2,3,4,5$ 。 $HI(k)$ 为收入 Herfindahl 指数虚拟变量，若 $0.8 \leq HI < 1$ ，那么 $HI(2)=1$ ，否则 $HI(2)=0$ ，若 $0.6 \leq HI < 1$ ，那么 $HI(3)=1$ ，否则 $HI(3)=0$ ；若 $0.4 \leq HI < 1$ ，那么 $HI(4)=1$ ，否则 $HI(4)=0$ ；若 $HI \neq 1$ ，那么 $HI(5)=1$ ，否则 $HI(5)=0$ 。 $EI(k)$ 为收入熵虚拟变量，若 $EI > \ln(k-1)$ ，那么 $EI(k)=1$ ，否则 $EI(k)=0, k=2,3,4,5$ 。因此， $D(2)$ 的系数 b_1 就是行业数为 2 的公司与专业化公司的企业价值之差， $D(2)$ 和 $D(3)$ 的系数之和 $b_1 + b_2$ 就是行业数为 3 的公司与专业化公司的企业价值之差，依次类推， $D(k)$ 的系数就是在第 k 个行业实施多元化经营对企业价值的边际贡献。同样， $HI(k)$ 和 $EI(k)$ 的系数可以被理解为在第 k 个行业实施多元化经营对企业价值的边际贡献。

表3的结果显示, $D(2)$ 和 $EI(2)$ 的系数估计值总是在5%的水平上统计显著为正, 除市值—账面值比外, $HI(2)$ 的系数估计值也在5%的水平上统计显著为正, 表明多元化公司的整体平均价值高于专业化公司; 在81个 $D(k)$ 、 $HI(k)$ 和 $EI(k)$ ($k > 3$)系数估计值中, 只有6个统计显著, 表明多元化溢价主要来自公司从专业化向多元化的战略转变, 多元化程度提高对企业价值的边际贡献不大; 回归方程的拟合优度都很低, 但 F -检验无法拒绝所有系数估计值全部为零的联合假设。¹⁰

表3 多元化程度对企业价值的边际影响

年度	a	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\hat{b}_3	\hat{b}_4	\bar{R}^2	
$Y = a + b_1 D(2) + b_2 D(3) + b_3 D(4) + b_4 D(5) + \epsilon$							
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3127** (18.9208)	0.0717** (2.4833)	0.0194 (0.5166)	0.0011 (0.0358)	0.0157 (0.1055)	0.011
	2001	0.3454** (20.4313)	0.0755** (2.5872)	0.0160 (0.4760)	-0.0945** (-2.3952)	0.0032 (0.0693)	0.012
	2002	0.3206** (19.6220)	0.0703** (2.4682)	0.0224 (0.510)	-0.0008 (-0.0069)	0.0233 (0.1691)	0.011
Tobin's q	2000	0.6021** (15.0094)	0.2433** (3.4470)	-0.0990 (-1.1225)	0.0550 (0.6388)	-0.0713 (-0.7228)	0.018
	2001	0.5711** (14.3186)	0.2712** (3.9395)	-0.0782 (-0.9804)	0.0491 (0.5277)	-0.0651 (-0.5914)	0.017
	2002	0.5818** (14.7262)	0.2660** (3.5913)	-0.0914 (-1.0355)	0.0417 (0.4961)	0.0085 (0.1099)	0.017
超额价值 (EV)	2000	0.8354** (24.3820)	0.3088** (5.6910)	-0.0513 (-0.8526)	0.0139 (0.4107)	0.0091 (0.0855)	0.020
	2001	0.8511** (24.9066)	0.3142** (5.9740)	-0.0419 (-0.6288)	0.0092 (0.3216)	0.0103 (0.1350)	0.021
	2002	0.8144** (23.8617)	0.2914** (5.2411)	-0.0482 (-0.7410)	0.0186 (0.4733)	0.0058 (0.0744)	0.019
$Y = a + b_1 HI(2) + b_2 HI(3) + b_3 HI(4) + b_4 HI(5) + \epsilon$							
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3511** (20.9027)	0.0286 (0.7155)	-0.0511 (-1.4825)	0.0797* (1.6953)	0.0362 (0.9255)	0.009
	2001	0.3460** (20.2723)	0.0135 (0.3667)	-0.0639* (-1.6793)	0.0652 (1.4231)	0.0275 (0.6555)	0.006
	2002	0.3627** (21.4450)	0.0322 (0.8029)	-0.0728* (-1.7433)	0.0828* (1.7460)	0.0331 (0.8510)	0.008
Tobin's q	2000	0.5129** (13.8211)	0.1931** (1.9825)	0.0094 (0.1360)	0.0017 (0.0945)	0.0652 (0.7182)	0.014
	2001	0.5714** (14.2403)	0.2013** (2.0386)	0.0276 (0.2561)	-0.0337 (-0.3770)	0.0437 (0.5019)	0.015
	2002	0.6122** (14.8308)	0.2157** (2.2695)	0.0071 (0.1162)	-0.0158 (-0.1422)	0.0708 (0.8361)	0.016

¹⁰ 横截面回归的拟合优度一般都较低, 因此回归结果的优劣主要取决于系数估计值是否统计显著。

(续表)

年度	\hat{a}	\hat{b}_1	\hat{b}_2	\hat{b}_3	\hat{b}_4	\bar{R}^2	
$Y = a + b_1 HI(2) + b_2 HI(3) + b_3 HI(4) + b_4 HI(5) + \epsilon$							
超额价值 (EV)	2000	0.7922** (22.8510)	0.2641** (4.6511)	-0.0417 (-0.4820)	0.0114 (0.3255)	-0.0052 (-0.0626)	0.015
	2001	0.7818** (22.1408)	0.2709** (4.9026)	-0.0482 (-0.5391)	0.0074 (0.2086)	-0.0008 (-0.0075)	0.016
	2002	0.8030** (23.2419)	0.2882** (5.1033)	-0.0537 (-0.5880)	0.0050 (0.1434)	0.0013 (0.0318)	0.017
$Y = a + b_1 EI(2) + b_2 EI(3) + b_3 EI(4) + b_4 EI(5) + \epsilon$							
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.3681** (21.7240)	0.0592** (2.1377)	0.0480 (1.4711)	-0.0944 (-1.5361)	-0.0185 (-0.2715)	0.013
	2001	0.3460** (20.2661)	0.0416* (1.7240)	0.0532 (1.6270)	-0.0731 (-1.3241)	-0.0019 (-0.0202)	0.007
	2002	0.3812** (22.4099)	0.0638** (2.2625)	0.0596* (1.7138)	-0.1082 (-1.6359)	-0.0293 (-0.4023)	0.014
Tobin's q	2000	0.5169** (13.3504)	0.1864** (3.2455)	0.0714 (0.9562)	-0.1065 (-0.9588)	0.0285 (0.1272)	0.016
	2001	0.5723** (14.2431)	0.2081** (3.6578)	0.0568 (0.7381)	-0.0823 (-0.6346)	0.0684 (0.3055)	0.016
	2002	0.5922** (14.5788)	0.2143** (3.8420)	0.0746 (0.9927)	-0.1351 (-1.2609)	0.0395 (0.2361)	0.017
超额价值 (EV)	2000	0.8235** (23.1066)	0.2939** (5.3844)	-0.0488 (-0.5123)	-0.0059 (-0.1538)	0.0108 (0.2411)	0.019
	2001	0.8055** (22.2607)	0.2860** (5.0921)	-0.0421 (-0.4630)	-0.0028 (-0.0927)	0.0060 (0.1351)	0.018
	2002	0.7895** (21.6418)	0.2813** (4.8675)	-0.0386 (-0.4328)	0.0017 (0.0681)	0.0008 (0.0291)	0.017

注：* * 和 * 分别表示 Newey-West 抗异方差和自相关的双尾 t 检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

(三) 多元化溢价的经验证据

鉴于企业价值受品牌、信誉、社会资本及价值创造能力等因素的影响，所以本文使用以下四个控制变量分析上市公司的多元化溢价：

(i) 企业规模或企业资产账面值的自然对数 (LNSIZE)。该变量包含有形资产和无形资产，能代表企业的综合实力，可能与多元化溢价呈正相关关系。

(ii) 无形资产与资产账面值的比率 (INTANG)。鉴于商标、信誉、形象和文化等无形资产是企业核心竞争力的重要组成部分，所以该变量能代表企业创造财富的能力。

(iii) 股利政策 (DIVID)，若公司在研究期内有派发股利，那么 DIVID=1，否则 DIVID=0。吕长江和王克敏 (1999) 发现，我国上市公司的经营绩效影响股利分配政策，业绩较佳且国有或法人控股比例较高的公司倾向于发

放现金股利。Su (2005) 也发现, 可分配收益(累积每股未分配盈余)越大、未来成长能力(三个月平均股价除以每股净资产)越高且代理成本(福利支出占总资产比例)越小的上市公司越可能发放现金股利。

(iv) 财务杠杆(LEVER), 即长期负债除以长期负债与股东权益市值之和。该变量是衡量资本结构的重要指标。随着负债比重的增加, 企业丧失偿债能力的风险加大, 企业的市场价值(股权和债权的市场价值之和)就会开始下降。

在设置上述控制变量的基础上, 分别建立以下企业价值与多元化经营的横截面和面板数据回归模型:

$$Y_j = \beta_0 + \beta_1 \text{DIVERSITY}_j + \beta_2 \text{LNSIZE}_j + \beta_3 \text{INTANG}_j + \beta_4 \text{DIVID}_j + \beta_5 \text{LEVER}_j + \xi_j, \quad (6)$$

$$Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \text{DIVERSITY}_{jt} + \beta_2 \text{LNSIZE}_{jt} + \beta_3 \text{INTANG}_{jt} + \beta_4 \text{DIVID}_{jt} + \beta_5 \text{LEVER}_{jt} + \mu_t + \delta_j + \xi_{jt}. \quad (7)$$

其中, Y 分别取市值—账面值比、Tobin's q 和超额价值; DIVERSITY 为多元化虚拟变量, 若上市公司的主营业务涉及到 2 个或 2 个以上的行业, 那么 DIVERSITY=1, 否则为 0。¹¹ DIVERSITY 的系数就是多元化折扣(系数为负)或溢价(系数为正)。

本文分别采用 GLS 和固定影响(fixed effect)均值偏差法估计分年度横截面数据和面板数据, 表 4 提供了回归估计的结果。由表中可知: DIVERSITY 的系数估计值大部分统计显著为正, 进一步证实了我国上市公司存在显著的多元化溢价现象; 当 Y 取 Tobin's q 和 EV 时, 多元化溢价分别位于 0.09—0.135 和 0.13—0.16 之间且在 5% 水平上统计显著; 当 Y 取 MV/BV 时, 多元化溢价在 2001 年不显著, 在其他年度则位于 0.12—0.14 之间且在 10% 水平上统计显著; 使用控制变量比没有使用控制变量得到的多元化溢价略高, 回归拟合优度也较大; 面板数据中多元化溢价的估计值及其统计显著性普遍高于分年度横截面数据的估计值, 回归拟合优度也明显较大, 表明屏面数据计量方法有助于最大限度地利用时间序列和横截面数据所提供的丰富信息, 降低回归系数估计值的方差; 与国外上市公司的研究结果相似, LNSIZE、LEVER 和 DIVID 的系数估计值分别显著为负、正和正, 表明规模小、财务杠杆高或派发股利的企业具有较高的投资价值, 但是, INTANG 的系数估计值没有统计显著, 表明无形资产占总资产的比例与企业价值无关。

¹¹ 四控制变量之间的相关系数除 LNSIZE 与 LEVER 为 0.1647 之外都很小且不统计显著, 但是, LNSIZE 和 INTANG 与 DIVERSITY 的相关系数分别为 -0.149 和 0.1369 且在 5% 的水平上统计显著, DIVID 和 LEVER 与 DIVERSITY 的相关系数分别为 0.033 和 -0.015 且不统计显著。可见, 回归方程 (6) 不存在严重的多重共线性问题。

表4 多元化溢价的回归估计

	DIVERSITY	LNSIZE	INTANG	DIVID	LEVER	\bar{R}^2		
市值— 账面值比 (MV/BV)	2000	0.1168*					0.048	
		(1.7732)						
		0.1240*	-0.1807**	-0.1329	0.5618**	0.4935**		0.206
		(1.8052)	(-13.264)	(-0.9655)	(4.7033)	(7.1225)		
	2001	0.0872						0.043
		(1.3608)						
		0.0901	-0.1743**	-0.1543	0.6922**	0.6353**		0.238
		(1.4079)	(-14.159)	(-1.0782)	(5.8643)	(8.9315)		
	2002	0.1366*						0.051
		(1.8205)						
	屏面数据	0.1405*	-0.1655**	-0.1260	0.6042**	0.5711**		0.217
		(1.8864)	(-12.763)	(-0.8033)	(5.1307)	(8.0655)		
	0.1402**	-0.1993**	-0.1844	0.7529**	0.6862**		0.533	
	(2.8530)	(-13.540)	(-1.3095)	(8.6645)	(9.8511)			
Tobin's q	2000	0.1044**					0.024	
		(3.6409)						
		0.1237**	-0.2193**	-0.4281	0.5803**	0.5620**		0.115
		(3.7520)	(-7.0506)	(-1.2661)	(5.3914)	(2.8825)		
	2001	0.1125**						0.018
		(3.0037)						
		0.1305**	-0.2459**	-0.3919	0.5432**	0.6236**		0.097
		(3.5795)	(-7.8827)	(-1.0748)	(4.9135)	(3.3635)		
	2002	0.0936**						0.022
		(3.6068)						
	屏面数据	0.1188**	-0.2608**	-0.2877	0.5106**	0.6522**		0.108
		(3.6714)	(-8.2330)	(-0.8642)	(4.3295)	(3.4920)		
	0.1351**	-0.2064**	-0.3525	0.6388**	0.6254**		0.375	
	(4.2801)	(-9.5226)	(-1.1084)	(6.0852)	(4.6829)			
超额价值 (EV)	2000	0.1236**					0.044	
		(5.3619)						
		0.13715**	-0.3014**	-0.1825	0.7055**	0.6686**		0.288
		(5.5928)	(-11.856)	(-0.6822)	(5.0281)	(6.1095)		
	2001	0.11418**						0.038
		(4.7292)						
		0.15002**	-0.2861**	-0.2304	0.6823**	0.6892**		0.250
		(5.0880)	(-11.205)	(-0.8533)	(4.6799)	(6.4172)		
	2002	0.1290**						0.034
		(4.0537)						
	屏面数据	0.1483**	-0.2763**	-0.2049	0.6537**	0.6529**		0.207
		(4.8631)	(-10.824)	(-0.7729)	(4.4160)	(5.9133)		
	0.1619**	-0.3196**	-0.1836	0.6493**	0.6370**		0.605	
	(4.8624)	(-13.082)	(-0.9355)	(5.2844)	(7.3400)			

注：** 和 * 分别表示 Newey-West 抗异方差和自相关的双尾 t -检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

为了探测企业价值和多元化指标的度量误差及样本选择偏差是否影响实证结果,本文从以下两方面进行稳健性检验(robustness test):一是去掉样本周期内多元化程度发生改变的271家公司,只研究2000—2002年间行业数不变的655家公司;二是删除市值—账面值比大于1的17家公司、Tobin's q 大于5的29家公司或超额价值大于2的31家公司,以规避极端值(outlier)的影响,然后分别重新估计回归方程(6)和方程(7),发现实证结果与原样本基本一致,唯一的差别是多元化溢价略微减小而统计显著性则有一定的提高。¹²

总之,本文通过不同方法衡量多元化程度和企业价值并检验两者的经验关系,发现我国上市公司存在显著的多元化溢价现象,多元化程度较高的上市公司具有较大的Tobin's q 、市值—账面值比和超额价值,并且在控制住规模、无形资产、财务杠杆和股利政策等影响企业价值的因素后,多元化溢价仍位于0.09—0.16之间。在第五部分中,本文将运用内部资本市场的相关理论,进一步研究和解释上述现象。

四、内部资本市场效率与多元化溢价

前面部分已经讨论了内部资本市场理论如何解释多元化经营与企业价值的关系。如果内部资本市场有效,CEO就会把资金从投资机会较差的单元调配到投资机会相对较好的单元,让有限的资源转移到效益好的经营活动中,为企业创造价值。但是,如果内部资本市场失效或代理成本高,企业内的资金分配往往趋于政治化,经营单元会不惜耗费大量资源对CEO发动寻租攻势,从而容易滋生内部腐败并损害企业价值。鉴于我国上市公司出现显著的多元化溢价现象,因此,如何运用规范严谨的方法,进一步揭示出内部资本市场效率与企业价值的经验关系是一个颇具难度的学术挑战。

有关内部资本市场效率与企业价值的实证研究,国外学者主要利用Compustat ISF和Worldscope等数据库中母公司分行业和分部门的详细财务报表,直接分析各经营单元之间转移支付与多元化程度的经验关系,例如,Rajan等(2000)发现,内部资本市场并没有把资金全转移到投资机会较好的单元。投资机会差的部门,只要其掌握的资源低于各单元的平均水平,也能从内部资本市场上获取资金,而投资机会好的部门,如果其掌控的资源高于各单元的平均水平,则会失去资金,这种“大锅饭”式的资源配置产生多元化折扣。由于我国上市公司没有提供各经营单元的详细财务数据,所以本文

¹² 由于篇幅的限制,本文未提供稳健性检验的详细结果,有兴趣的读者可以向作者索取。

不能通过上述方法直接研究内部资本市场效率与企业价值的关系。

考虑到内部资本市场如果有效，CEO 必然会尽量利用内部资本市场的功能实现公司内资源的再分配，母公司对外部资本市场的依赖性就低，反之，内部资本市场如果失效，母公司势必在更大程度上依赖外部资本市场来调配经营单元之间的资金，因此，研究内部资本市场效率对企业价值的影响，可以间接通过分析母公司同外部资本市场的现金流状况对多元化决策的影响，而不需要直接考察经营单元间详细的转移支付。¹³在横截面数据中，如果多元化程度与母公司同外部资本市场的现金流入/流出呈负相关，即多元化程度高的公司同外部资本市场的金融交易少，那么内部资本市场可能较为有效；反之，如果多元化程度与母公司同外部资本市场的现金流入/流出呈正相关，那么内部资本市场就可能相对无效。¹⁴

在上述分析中，一个突出的问题是如何衡量公司同外部资本市场的现金流入/流出（CASHFLOW）。在构建变量时，为了避免计入经营或投资活动现金流所引起的度量误差，本文从现金流量表中选取如下与筹资活动有关的财务指标：

公司同外部资本市场的现金流入额 = 吸收权益性投资所得现金 + 发行债券所得现金 + 借款所得现金 + 收到其他与筹资活动有关的现金

公司同外部资本市场的现金流出额 = 分配股利或利润所付现金 + 偿还债务所付现金 + 偿付利息所支付的现金 + 融资租赁所付现金

另外，为了控制住公司规模对现金流的影响，将上述指标分别除以债务账面值（包括短期和长期负债）与股东权益市值之和，即

公司同外部资本市场的现金流入（CASHIN）= 公司同外部资本市场的现金流入额 ÷（债务账面值 + 股东权益市值）

公司同外部资本市场的现金流出（CASHOUT）= 公司同外部资本市场的现金流出额 ÷（债务账面值 + 股东权益市值）

以上数据全部来自《CSMAR 年报财务数据库》。

在完成变量设置后，本文建立以下对数单位模型（Logit model），研究内

¹³ 正如匿名审稿人指出的，上述推论要成立，需要进一步假设公司内部具有足够的自由现金流。如果公司自身无法产生自由现金流，即使内部资本市场有效，公司作为一个整体，仍然需要从外部资本市场获得融资。本文第三部分的结果表明，发放现金股利的上市公司具有较高的市值一账面值比、Tobin's q 和超额价值。经过对样本进一步分析，本文发现，在 2000 至 2002 年三年间，多元化上市公司中分别有 32.5%、27.2% 和 29.6% 的公司派发现金股利，而专业化公司仅有 10.3%、7.2% 和 4.8% 的公司派发现金股利。可见，多元化上市公司比专业化公司具有更多超过投资需求的自由现金流。

¹⁴ 正如匿名审稿人指出的，“内部资本市场有效导致公司对外部资本市场依赖性降低”并不意味着“如果公司对外部资本市场依赖性降低，内部资本市场就有效”。检验内部资本市场的效率必须要考察各经营单元之间的转移支付及其效益。由于缺乏上市公司各部门资金流动的数据，本文只能粗略地作此预测并提供进一步的稳健性检验。

部资本市场效率对多元化决策的影响:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{P_{j,t}}{1-P_{j,t}}\right) &= \beta_0 + \beta X_{j,t-1} \\ &= \beta_0 + \beta_1 \text{CASHFLOW}_{j,t-1} + \beta_2 \text{MANAGER}_{j,t-1} \\ &\quad + \beta_3 \text{VALUE}_{j,t-1} + \beta_4 \text{LNSIZE}_{j,t-1}, \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $P_{j,t} = \Pr(\text{DIVERSITY}_{j,t} = 1 | X)$ 是年 t 实行多元化经营的条件概率, $\text{EASHFLOW}_{j,t-1}$ 分别取上年度的 $\text{CASHIN}_{j,t-1}$ 和 $\text{CASHOUT}_{j,t-1}$, $\text{MANAGER}_{j,t-1}$ 是公司高级管理人员持股比例,¹⁵ $\text{VALUE}_{j,t-1}$ 是上年度企业价值指标, 分别取 $MV/BV_{j,t-1}$ 、Tobin's $q_{j,t-1}$ 和 $EV_{j,t-1}$, $\text{LNSIZE}_{j,t-1}$ 为控制变量。表 5 提供了分年度的估计结果。

表 5 内部资本市场效率与多元化决策的 Logit 模型估计

	2001 年					
CASHIN	-0.4207** (-2.3389)	-0.3924* (-1.8365)	-0.3835* (-1.7960)			
CASHOUT				-0.3929 (-1.5480)	-0.4158* (-1.9033)	-0.4075* (-1.8246)
MANAGER	0.2095 (0.6857)	0.1266 (0.4052)	0.1528 (0.5211)	0.1755 (0.5842)	0.1609 (0.5364)	0.1638 (0.5410)
MV/BV	0.7517 (1.0653)			0.6915 (1.1226)		
Tobin's q		1.1251** (2.8620)			1.0872** (2.6573)	
EV			0.3909 (1.5844)			0.4147* (1.7034)
LNSIZE	0.0861 (0.5828)	0.0943 (0.6084)	0.0657 (0.4042)	0.0927 (0.6855)	0.1060 (0.7391)	0.0874 (0.5260)
Pseudo- \bar{R}^2	0.143	0.176	0.134	0.145	0.168	0.160
	2002 年					
CASHIN	-0.3728 (-1.5866)	-0.4025* (-1.7933)	-0.3836 (-1.6054)			
CASHOUT				-0.3577 (-1.5028)	-0.3920* (-1.7601)	-0.3711 (-1.6325)
MANAGER	0.1651 (0.5320)	0.1908 (0.6952)	0.1722 (0.5833)	0.1588 (0.5071)	0.1620 (0.5264)	0.1593 (0.5115)
MV/BV	0.6290 (1.1263)			0.5752 (1.0894)		
Tobin's q		1.1074** (2.6535)			1.0830** (2.5962)	
EV			0.4293* (1.8670)			0.5181** (2.0535)
LNSIZE	0.0822 (0.5236)	0.0905 (0.5751)	0.0838 (0.5864)	0.0767 (0.4265)	0.8088 (0.4623)	0.8725 (0.5344)
Pseudo- \bar{R}^2	0.121	0.181	0.155	0.118	0.177	0.164

注: ** 和 * 分别表示双尾 t 检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

¹⁵ MANAGER 的计算方法是:从《CSMAR 一级市场数据库》中获取公司上市时高级管理人员的持股数,根据《CSMAR 市场交易数据库》提供的高管人员股权变动状况逐年进行调整,算出 2000—2001 年间每年的高管人员持股数,再分别除以当年的总股数。

表 5 的结果显示, CASHIN 和 CASHOUT 的系数大部分显著为负, 公司同外部资本市场的现金流入/流出每减少 1%, 多元化经营的可能性就平均上升约 0.4%, 可见多元化决策与公司对外部资本市场的融资依赖程度成反比, 对外部资本市场依赖小的公司更可能进行多元化经营, 而多元化企业价值较大, 这从一个侧面说明内部资本市场可能较为有效; Tobin's q 和 EV 分别在 5% 和 10% 水平上统计显著为正, 表明上年度企业价值高的公司较可能在本年度实施多元化经营; LNSIZE 和 MANAGER 没有统计显著, 表明企业规模和高层管理人员持股比例与多元化决策无关。

为了进一步研究内部资本市场效率对多元化程度的影响, 本文用公司主营业务所涉及的行业数 (M) 衡量多元化程度并将 M 设置成被解释变量, 以 CASHFLOW、MANAGER、VALUE 和 LNSIZE 作为解释变量进行回归分析。由于该方法容易产生选择限制 (censored sample) 的计量问题, 即在样本周期外, 有的专业化公司可能采取多元化战略而且有的多元化公司可能重新实施专业化经营, 但样本受时间跨度短的制约无法涵盖这些情况, 从而使 OLS 估计量有偏 (biased) 且不一致 (inconsistent), 所以本文建立以下托比模型 (Tobit model) 并采用最大似然法估计模型系数:

$$M_{j,t} = \begin{cases} \phi_0 + \phi_1 \text{CASHFLOW}_{j,t-1} + \phi_2 \text{VALUE}_{j,t-1} \\ \quad + \phi_3 \text{MANAGER}_{j,t-1} + \phi_4 \text{LNSIZE}_{j,t-1} + \zeta_{j,t} & \text{若右式} > 0, \\ 1 & \text{若右式} \leq 0. \end{cases} \quad (9)$$

从表 6 可见, Tobit 模型的估计结果与 Logit 模型基本一致, 本年行业数与上年 Tobin's q 和 EV 均呈统计显著的正相关关系, 表明价值高的上市公司具有较高的多元化程度; CASHIN 和 CASHOUT 的系数估计值大部分在 10% 水平上统计显著为负, 表明对外部资本市场依赖小的公司具有较高的多元化程度, 这从另一个侧面说明内部资本市场可能较为有效; LNSIZE 和 MANAGER 没有统计显著, 可见企业规模和高管持股比例与多元化程度无关。对此, 本文认为, 虽然我国资本市场属于新兴市场, 法律法规尚未健全且公司治理结构仍不完善, 但正是由于多层次的外部资本市场不发达, 那些善于利用内部资本市场加强经营单位财务协作、降低企业内部交易费用并消除部门单位政治障碍的多元化公司便脱颖而出, 得到投资者的青睐, 因此产生多元化溢价现象。¹⁶

¹⁶ 为了进一步考察上述结果的稳健性, 本文使用以下两个变量替代 CASHFLOW, 衡量公司作为一个整体对外部资本市场的依赖程度: 债务占总资产的比例 (TDTOTA, 即债务账面值 [含短期和长期负债] 除以总资产账面值) 和短期负债占总债务的比例 (SDTOTD, 即短期债务账面值除以总债务账面值), 然后重新估计等式 (8) 和等式 (9), 发现 TDTOTA 和 SDTOTD 的系数估计值为负, 但均未统计显著; 同时, 企业价值指标仍然大多统计显著为正, 表明多元化企业对外部资本市场的依赖性较低, 但使用不同代理变量对实证结果有一定的影响。因此, 本部分结论只是对我国上市公司内部资本市场效率的初步分析。毫无疑问, 在缺乏经营单位详细财务数据的情况下, 如何设计更合理的方法研究内部资本市场效率是一个富有学术挑战的课题。

表6 内部资本市场效率与多元化程度的Tobit模型估计

2001年						
CASHIN	-0.2019 (-1.5305)	-0.2719* (-1.9059)	-0.2366* (-1.7128)			
CASHOUT				-0.2310 (-1.5628)	-0.2605* (-1.7844)	-0.2511* (-1.7539)
MANAGER	0.0822 (0.2641)	0.0914 (0.3028)	0.0752 (0.2120)	0.0728 (0.2046)	0.0814 (0.2762)	0.0763 (0.2410)
MV/BV	0.3327 (0.6929)			0.2659 (0.4860)		
Tobin's <i>q</i>	0.9510** (2.2833)				0.9224** (2.2208)	
EV			0.3765** (3.1517)			0.3806** (3.3274)
LNSIZE	0.0425 (0.1966)	0.0513 (0.2308)	0.0371 (0.1527)	0.0460 (0.2114)	0.0395 (0.1655)	0.0386 (0.1549)
2002年						
CASHIN	-0.1862 (-1.4420)	-0.2435* (-1.7619)	-0.2150 (-1.6302)			
CASHOUT				-0.2078 (-1.5560)	-0.2307* (-1.7192)	-0.2284* (-1.6833)
MANAGER	0.0595 (0.1429)	0.0608 (0.1485)	0.0713 (0.2129)	0.0675 (0.1930)	0.0588 (0.1364)	0.0621 (0.1638)
MV/BV	0.2914 (0.5208)			0.2855 (0.4922)		
Tobin's <i>q</i>		0.9421** (2.3619)			0.9083** (2.1416)	
EV			0.2895** (2.6007)			0.3044** (2.8566)
LNSIZE	0.0929 (0.3582)	0.0941 (0.3640)	0.0875 (0.3112)	0.0601 (0.2217)	0.0583 (0.2094)	0.0672 (0.2395)4

注: ** 和 * 分别表示双尾 *t*-检验值在 5% 和 10% 水平上统计显著。

五、讨论与总结

自 Lang 和 Stulz (1994) 首次发现美国上市公司存在显著的多元化折扣后, 各国学者对多元化经营与企业价值的理论与经验关系进行了不懈的研究, 迄今为止已形成多种不同的观点: 有的学者认为内部资本市场是有效的, 多元化企业存在显著的溢价; 有的认为内部资本市场是无效的, 多元化经营会损害企业价值; 有的则认为多元化经营本身是中性的, 样本选择偏差等因素

才是企业价值增减的原因。

鉴于国内学者对多元化经营与企业价值的定量研究较少，所以本文建立起我国上市公司多元化经营的相关数据库，通过不同方法衡量多元化程度和企业价值并检验两者的经验关系，发现我国上市公司存在显著的多元化溢价现象，多元化程度较高的上市公司具有较大的市值—账面值比、Tobin's q 和超额价值，而且在控制住规模、无形资产、财务杠杆和股利政策等影响企业价值的因素后，多元化溢价仍位于 0.09—0.16 之间。在此基础上，本文通过估计上市公司同外部资本市场的融资依赖程度，间接检验内部资本市场效率与多元化决策的经验关系，进一步发现产生多元化溢价的原因是价值高的企业更倾向于实施多元化经营战略，并且我国上市公司内部资本市场的运作较为有效。

上述结论可能令人费解，毕竟我国上市公司长期以来“重筹资、轻质量”，治理结构扭曲，整体经营业绩下滑，长期发展能力趋弱。但是，在一个宏观经济政策变数多、社会诚信制度不完善且金融监管不到位的环境中，外部资本市场难以充分发挥资源配置的功能，导致单一化企业运行成本较高，因此投资机会相对较好且企业价值相对较高的上市公司就偏好选择多元化经营战略，以期通过利用内部资本市场的资源配置功能，降低企业内部的交易费用并缓解专业化所带来的经营风险，取得较好的生存方式。所以，与为数众多的国内绩亏公司而不是国际市场上的同行比较，我国多元化上市公司具有较高的企业价值。

不可否认，多元化程度和企业价值都难以定量描述，使用不同的代理变量检验两者的经验关系可能会得到不同的结论。其次，本文的实证结果表明，多元化程度和企业价值具有明显的内生性，如何控制住影响两者的潜在因素还需要专门的深入分析。此外，如何建立详尽的经营单元数据库或使用其他更佳的方法来直接或间接地衡量内部资本市场效率也具有相当大的挑战。这些问题有待我们进一步研究与探讨。

参 考 文 献

- [1] Aggarwal, R. and A. Samwick, "Why Do Managers Diversify Their Firms? Agency Reconsidered", *Journal of Finance*, 2003, 58, 71—118.
- [2] Berger, P. and E. Ofek, "Diversification's Effect on Firm Value", *Journal of Financial Economics*, 1995, 37, 39—65.

- [3] Burch, T. and V. Nanda, "Divisional Diversity and the Conglomerate Discount: The Evidence from Spin-offs", *Journal of Financial Economics*, 2003, 70, 69—98.
- [4] Campa, J. and S. Kedia, "Explaining the Diversification Discount", *Journal of Finance*, 2002, 57, 1731—1762.
- [5] Chung, K. and S. Pruitt, "A Simple Approximation of Tobin's q ", *Financial Management*, 1994, 3, 70—74.
- [6] Claessens, S., S. Djankov, J. Fan, and L. Lang, "The Pattern and Valuation Effects of Corporate Diversification: A Comparison of the United States, Japan, and Other East Asian Economies", *World Bank and CEPR Working Paper*, 2000.
- [7] Comment, R. and G. Jarrell, "Corporate Focus and Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 1995, 37, 67—87.
- [8] Dennis, D. J., D. Denis, and A. Sarin, "Agency Problems, Equity Ownership and Corporate Diversification", *Journal of Finance*, 1997, 52, 135—160.
- [9] Errunza, V. and L. Senbet, "The Effects of International Operations on the Market Value of the Firm: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 1981, 36, 401—417.
- [10] Gertner, R., D. Scharfstein and J. Stein, "Internal versus External Capital Markets", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109, 1211—1230.
- [11] Gomes, J. and D. Livdan, "Optimal Diversification: Reconciling Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 2004, 59, 507—535.
- [12] Graham, J., M. Lemmon, and J. Wolf, "Does Corporate Diversification Destroy Value?" *Journal of Finance*, 2002, 57, 695—720.
- [13] Hubbard, R. and D. Palia, "A Reexamination of the Conglomerate Merger Wave in the 1960s: An Internal Capital Market's View", *Journal of Finance*, 1999, 54, 1131—1152.
- [14] Jensen, M., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers", *American Economic Review*, 1986, 76, 323—329.
- [15] Khanna, N. and S. Tice, "The Bright Side of Internal Capital Markets", *Journal of Finance*, 2001, 56, 1489—1528.
- [16] Lamont, O., "Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets", *Journal of Finance*, 1997, 52, 83—109.
- [17] Lang, L. and R. Stulz, "Tobin's q , Corporate Diversification, and Firm Performance", *Journal of Political Economy*, 1994, 102, 1248—1291.
- [18] Lins, K. and H. Servaes, "International Evidence on the Value of Corporate Diversification", *Journal of Finance*, 1999, 54, 2215—2239.
- [19] Lins, K. and H. Servaes, "Is Corporate Diversification Beneficial in Emerging Market?" *Financial Management*, 2002, 31, 5—31.
- [20] Maksimovic, V. and G. Phillips, "Do Conglomerate Firms Allocate Resources Inefficiently Across Industries? Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 2002, 57, 721—767.
- [21] Matsusaka, J., "Corporate Diversification, Value Maximization and Organizational Capabilities", *Journal of Business*, 2001, 74, 409—431.

- [22] May, D., "Do Managerial Motives Influence Firm Risk-Reduction Strategies?" *Journal of Finance*, 1995, 50, 1291—1308.
- [23] Rajan, R., H. Servaes, and L. Zingales, "The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment", *Journal of Finance*, 2000, 55, 35—79.
- [24] Scharfstein, D. and J. Stein, "The Dark Side of Internal Capital Markets: Divisional Rent-Seeking and Inefficient Investments", *Journal of Finance*, 2000, 55, 2537—2564.
- [25] Shin, H. and R. Stulz, "Are Internal Capital Markets Efficient?" *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113, 531—553.
- [26] Stein, J., "Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources", *Journal of Finance*, 1997, 52, 111—133.
- [27] Stein, J., "Agency, Information and Corporate Investment", Chapter 2, in G. M. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stulz(eds.), *Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance*, Vol. 1A. Amsterdam: Elsevier-NorthHolland, 2003.
- [28] Stulz, R., "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies", *Journal of Financial Economics*, 1990, 26, 3—27.
- [29] Su, D., "Corporate Finance and State Enterprise Reform in China", *China Economic Review*, 2005, 16, 118—148.
- [30] Villalonga, B., "Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series", *Journal of Finance*, 2004, 59, 479—506.
- [31] Weston, J., "The Nature and Significance of Conglomerate Firms", *St. John's Law Review*, 1970, 44, 66—80.
- [32] Williamson, O., *Economic Organization: Firms, Markets and Policy Control*. New York: New York University Press, 1986.
- [33] 金晓斌、陈代云、路颖和联蒙珂, "公司特质、市场激励与上市公司多元化经营", 《经济研究》, 2002年第9期, 第67—76页。
- [34] 刘力, "多元化经营及其对企业价值的影响", 《经济科学》, 1997年第3期, 第68—74页。
- [35] 吕长江和王克敏, "上市公司股利政策的是实证分析", 《经济研究》, 1999年第12期, 第31—39页。
- [36] 苏冬蔚和吴仰儒, "我国上市公司可持续发展的计量模型与实证分析", 《经济研究》, 2005年第1期, 第106—116页。
- [37] 魏刚, "高级管理层激励与上市公司经营绩效", 《经济研究》, 2000年第3期, 第32—39页。
- [38] 姚俊、吕源和蓝海林, "我国上市公司多元化与经济绩效关系的实证研究", 《管理世界》, 2004年第11期, 第72—79页。
- [39] 朱江, "我国上市公司的多元化战略和经营业绩", 《经济研究》, 1999年第11期, 第54—60页。

Diversification and Firm Value: An Empirical Investigation of Diversification Premium Based on China's Stock-Market Listed Companies

DONGWEI SU

(Jinan University and University of Otago)

Abstract Diversification and firm value has been one of the most active research areas in corporate finance in recent years. By testing various empirical implications of internal capital market theories, this paper investigates diversification and firm value using data constructed from a sample of China's stock-market listed companies. The paper finds a statistically significant diversification premium-on average, diversified firms have higher Tobin's q , market-to-book ratio and excess value measure than firms that are more focused. After controlling for factors that may affect firm value, such as size, intangibles, leverage and dividend policy, the paper finds that diversification premium ranges from 0.12 to 0.27. The paper also finds that high value firms are more likely to adopt diversification strategy and efficient internal capital markets may explain diversification premium for Chinese firms.

JEL Classification G30, G15, C20