

汉语连动结构的隐性复杂性研究

ANALYSIS ON THE HIDDEN COMPLEXITY IN CHINESE SERIAL VERB CONSTRUCTION

Siriwan Sanyakul Tan¹

金敏菲¹

曼谷大学, 国际学院

Bangkok University, Chinese International Department

Corresponding author: Siriwan Sanyakul Tan, E-mail: Siriwan.sa@bu.ac.th

摘要

从类型学上看, 连动结构 (serial verb construction) 普遍存在于亚洲、非洲、大洋洲、亚马逊等地区诸多语言中。这类结构形式简单, 表义丰富。在构式语法理论框架下, 本文基于语料库统计, 探讨了[V₁+O₁+V₂+(O₂)]连动构式的构式性特征, 发现: (一) 这类连动构式具有高能产性、高图式性和低组构性的特点; (二) 逻辑语义上, 这一构式能以相同的句法结构承载多样的语义关系; (三) 这种一对多的配对关系反映了该类典型构式的隐性复杂性 (hidden complexity) 特征, 即该结构形义匹配的透明性程度较低, 需要一定语用推理进行解码。

关键词: 连动结构; 构式性; 隐性复杂性

Abstract

From a typology perspective, this paper investigates the serial verb construction (SVC) which is one of the typical structures with simple structure and rich meaning in Asia, Africa, Oceania, and Amazonia etc. A corpus-based survey of the type frequency of the typical SVC structure, namely [V₁+O₁+V₂+(O₂)], this paper proposes that (1) the construction is characteristics of high productivity, high schematicity and low compositionality; (2) in the logical semantics, the construction at issue can express many different semantic relations with the same form; (3) the correspondence of 'one to many' reflects the typical characteristics of the hidden complexity, which means that the structure [V₁+O₁+V₂ +(O₂)] is of relatively low degree of transparency, and pragmatic inference is therefore needed in decode proceeding.

Key words: Serial Verb Construction; Hidden Complexity; Constructionality

Corresponding Author: Siriwan Sanyakul Tan
Email: Siriwan.sa@bu.ac.th

引言

连动结构 (Serial Verb Construction), 一般是指两个或两个以上动词直接排列连用的句子, 即[VP₁+VP₂+...VP_N]。通常来说, 常见的连动结构包含两个动词, 即[VP₁+VP₂]。这类结构普遍存在于西非、东南亚、大洋洲、南洋和新几内亚等地区语言或克里奥尔语中 (Aikhenvald & Dixon 2006; Haspelmath 2015), 如以下几种语言。

- | | | |
|-----|--|------------------------|
| (1) | 他夫妇俩自己煮饭吃。 | (汉语: 罗广斌《红岩》) |
| (2) | Anháy mở thư xem
他 打开 信 看
'他把信打开看。' | (越南语: Mikami 1981) |
| (3) | Khaw chai miid daai yaa
他 用 刀 割 草
'他用草刀割草。' | (泰语: Thepganjana 2010) |
| (4) | Nws xa ib qho khoom pub kuv
他 送 一 CL 东西 给 我
'他送送一样东西给我。' | (苗语: Jarkey 2010) |
| (5) | Mo mú iwé wá ilé.
我 带 书 回 家
'我带来一本书回家。' | (约鲁巴语: Stahlke 1970) |

从以上跨语言例句看, 连动结构大多表现为两个动词连用的情形, 其中第一个动词后常带宾语 O₁, 第二个动词后可带宾语 O₂, 也可不带, 即[V₁+O₁+V₂+(O₂)]。本文以这种典型的连动结构为考察对象, 以构式语法为理论框架, 重点考察汉语中这类结构的能产性、图式性和组构性, 在此基础上深入探析该类结构的隐性复杂性特征。

从已有研究成果来看, 学者们主要关注连动结构中宾语论元 O₁ 如何实现共享, 即[V₁+O₁+V₂], 其中 O₁ 既是 V₁ 的语义宾语, 也是 V₂ 的语义宾语 (Baker 1989; Collins 1997; 许利 2006), 同时, 萧红 (2006) 从历时角度探讨这类结构的发展演变, 潘磊磊 (2009) 从结构主义语言学角度对连动结构的句法成分及语义类别进行研究等。总体来看, 已有研究主要从类型学 (Aikhenvald & Dixon 2006; Haspelmath 2015) 与语法化角度 (Lord 1993; 高增霞 2003) 展开, 鲜有研究关注为何连动结构句法简单而语义复杂。此外, 除共享宾语类结构外, 带其它类型宾语的连动结构表现又如何, 也值得进一步探讨。

本文通过语料库考察这类结构 ([V₁+O₁+V₂+(O₂)]) 的使用频率, 并以此为基础从构式视角探析该类结构的能产性 (productivity)、图式性 (schematicity) 与组构性 (compositionality), 以及隐性复杂性特征。最后, 本文尝试揭示这一句法形式可以包含多种逻辑语义关系的原因。

汉语的连动结构

刘丹青 (2015) 指出, 连动结构存在于形态变化不发达的语言中, 它跟主谓、动宾、偏正、并列这些普遍性的句法结构不同, 是具有某种特异性的句法结构。一般来说, 这种结构的形式特点表现为:

第一, [VP₁+VP₂+...VP_N] 构成整体谓语部分;

第二，由两个或两个以上动词连用并共享同一主语；

第三，各动词之间除了时体或名词性宾语外，不能停顿或出现其它形态句法成分，如 to 等（参见 Aikhenvald & Dixon 2006）。

一般来说，在语言经济性原则的作用下，句法结构不允许有赘余成分出现。以“冲咖啡喝”为例。很明显，“喝”的宾语是咖啡，但与前面“冲”的宾语“咖啡”重复，无需再次出现，因此整合后的句法形式表现为[S+V₁+O₁+V₂+(O₂)]。

然而，从事件语义（event semantics）角度来看，这类构式的整体意义并非两个子事件的简单加合，而是通过整合而来。概念整合涉及两个输入空间内部结构的投射，以及第三个空间的信息整合；当一个输入空间的信息与另一个输入空间的信息明显不同时，这时的概念整合会发挥作用，并由此产生新创结构及意义（王正元，2009）。因此，整合出来的新意义大于其构件意义的加合，构件只为整个结构意义的获得提供线索（李艳芝、吴义城 2018）。

通过语料库考察，我们发现，这类带宾连动结构的形式至少可以表达 5 种不同的逻辑语义关系。例如：

(6) 他喝饮料中毒死了。（新华社 2004 年 8 月份新闻报道）

(7) 他一定瞒着她藏了不少钱。（文学作品《富爸爸，穷爸爸》）

(8) 他们当中，有的用脚拿餐具。（1994 年《报刊精选》）

(9) 他一个人拿了钱跑了。（1993 年 11 月份《人民日报》）

(10) 那女孩抱着吉他唱《传奇》。（报刊《读者》）

上述例（6）-（10）中，两个动词短语之间的语义关系分别为因果、目的、工具、顺承与方式等，但是它们之间并没有任何关联词进行连接。这些语义关系只能通过对前后两个动词短语之间的语义关系进行深入分析与推理方能得到的。

从跨语言视角来看，连动结构这种一形多义现象在许多语言中都有体现，如泰语、老挝语、越南语、高棉语、苗语、马来语、印尼语等。例如：

(12) Mun tok khua tai （老挝语：Enfilld, 2008）
他 掉 桥 死
‘他掉桥死。’

(13) Koit kan kondew jruch srov （高棉语：Self, 2015）
他 拿 镰刀 割 稻子
‘他拿镰刀割稻子。’

(14) Dia sudah pergi jalan-jalan ke China （印尼语）¹
他 已经 去 走走 到 中国
‘他去中国旅游了。’

同上，例（12）-（14）分别表达因果、工具与目的关系，这些不同的语义关系难以从句法结构本身进行判定，需要对前后两个动词短语之间的逻辑语义关系进行推理与分析方能得到。

为了考察的科学性，本文以[V₁+O₁+V₂+(O₂)]连动结构中的第一个动词 V₁ 为着眼点，

¹ 印尼语例句由印尼硕士研究生 Martini 提供。

V_2 为任意动词，考察连动结构的使用情况。

首先，我们抽取使用频率较高的动词 V_1 共 10 个，有“拔、戴、穿、砍、喝、拿、爬、跑、用、坐”。其次，在北京大学 CCL 现代汉语语料库（总约 5.82 亿字）中，这些动词各随机抽取 1 万条用例（其中“砍”共 8,724 条例句）。通过整理保留有效用例，即所有形式的连动结构，然后作进一步考察。经过考察我们发现，由两个动词构成的连动结构共有以下四种形式：

- A. $S+V_1+V_2+(O)$
- B. $S+V_1+Asp+V_2+(O)$
- C. $S+V_1+Comp+V_2+(O)$
- D. $S+V_1+O_1+V_2+(O_2)$

由于 D 类连动结构（即 $[S+V_1+O_1+V_2+(O_2)]$ ）使用频率最高（见表 1），本文将重点讨论这类连动结构的构式性特征，进而揭示其它连动结构的内在属性。

按照构式语法（construction grammar）的基本观点，语言是形式与意义或功能（form-meaning / form-function pairing）的结合体（Goldberg 1995, 2006）。构式可以从三个方面得到体现：能产性、图式性与组构性（Traugott & Trousdale 2013; 李艳芝、吴义城 2018）。

1. 能产性

能产性（productivity）是构式的生命力，即创新程度（Traugott & Trousdale 2013: 13）。构式的能产性能从类频率与例频率两方面得以体现。基于语料统计本文发现，D 类连动构式中，前后动词之间的逻辑语义关系主要有 5 种，即顺承、目的、因果、方式和工具。具体如下表：

表 1：“D”类连动构式的使用频率

动词	总例数	有效用例	D 类构式例数	%	前后动词之间的逻辑语义关系				
					顺承	目的	因果	方式	工具
拔	10000	60	53	88.33	26	12	-	4	11
穿	10000	180	154	85.55	58	3	-	83	10
戴	10000	129	69	53.48	23	9		41	-
喝	10000	254	177	69.68	78	59	11	19	10
砍	8724	287	262	91.28	4	65	* ¹	1	192
拿	10000	336	265	78.86	89	135		10	31
爬	10000	491	247	50.31	51	74		104	18
跑	10000	452	229	50.66	37	163	-	29	-
用	10000	86	78	90.69	21	-	-	12	78
坐	10000	545	401	73.57	-	-	-	391	-

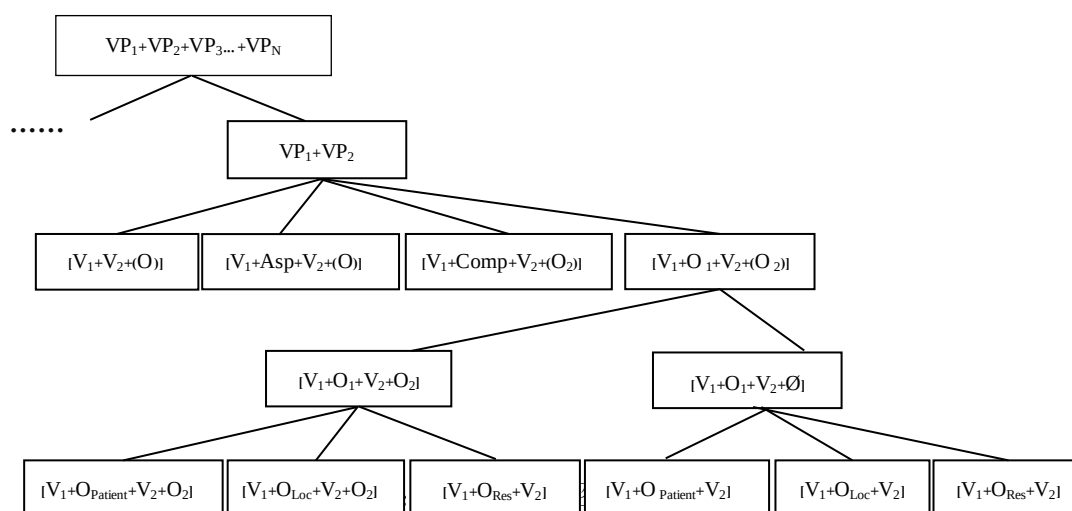
表 1 中，有效用例是某个动词在总例数中连动用法的数量，百分比% = D 类构式例数/有效用例。虽然在总例数中，动词连用的比例未必很高，但在有效的连动用例中，D 类连

¹ “*”表示在我们选取的语料中没有出现这一类型的例句，但事实上，这一类型在自然语言中确实存在，例如：
(1) 父亲爬树砍柴摔成重伤。（王燕珍《南海网-南国都市报》）

动构式使用很频繁，如“砍”连动用法的使用比例为 90.69%、“拔”连动用法的使用比例为 88.33%等。可见，D 类连动构式的例频率较高，能产性也较强。

2. 图式性

构式图式 (schematicity) 是一个抽象的层级系统 (Traugott & Trousdale 2013: 13)。一般认为图式性与能产性关联紧密，倘若图式性程度高，构式的能产性也高；倘若图式性低，构式的能产性也低 (李艳芝 2015)。根据语料统计，连动结构所体现的图式层级可刻画如下：



从图式层级来看，本文所探讨的 D 类，即 $[V_1+O_1+V_2+(O_2)]$ 连动结构是“ VP_1+VP_2 ”上位图式的四种下位构式图式之一。同时，该类结构的构式图式又包含了两种下位图式，即 $[V_1+O_1+V_2+O_2]$ 与 $[V_1+O_1+V_2+\emptyset]$ 。根据“ O_1 ”的语义类型，最下层的构式图式还可以继续进行细分。由此，D 类连动构式图式总共包含了 6 种下位构式图式框架。这正体现了 D 类连动构式的高图式性特征。

3. 组构性

组构性 (compositionality) 指整个构式形与义的内部一致性 (参见 Trousdale & Nord 2013)。语言虽具有可组构的性质，但是组构性的程度却不尽相同 (Arbib 2012; 李艳芝、吴义城 2018)。组构性的强弱取决于该结构的意义是否能从其组成部分直接得到，即形式与意义是否匹配。

连动结构包含两层语义：一是表层意义，二是深层逻辑语义。表层意义相对简单，可以从结构的组成成分直接获得；深层意义则相对复杂，需要依靠语用推理进行提取。以“他喝饮料中毒死了”为例。表层意义表现在：听话者从编码即知“他喝了饮料，饮料里有毒所以他中了毒，他中了毒后失去了性命”；深层意义表现在：“他喝饮料中毒死了”作为一个整体事件，内部可以分解为“喝饮料”、“中毒”、“死”三个子事件，这三个子事件在时间轴上顺序排列，后一个子事件出现是前一个子事件的结果。句子虽然没出现任何连接标记，但通过推理可知，

两个子事件之间存在“原因”与“结果”的关系。由此，整个结构的深层语义关系为“因果关系”，整个构式可称为“因果连动构式”。这一关系可以通过添加因果关联词进行检验，如下：

(15) (因为) 喝饮料 (所以) 中毒 (所以) 死了。

例(15)三个子事件之间插入因果关联词“因为……所以……”，整个句子的意义更加明朗，倘若插入其它关联词，如表目的的关联词“为了”，即“他喝饮料(为了)中毒(为了)死了”，整个句子的意义则与常理不符。根据以上分析，与表层意义相比，深层意义相对抽象，听话者要采用一定加工策略进行认知，这正是隐性复杂性的表现(Bisang 2009、2015)。

通过以上第一至第三节的考察，本文发现D类连动构式总体上具有高能产性、高图式性与低组构性的典型特征。

D类连动结构的隐性复杂性

任何语言都具有复杂性特征，复杂性是语言历史发展的结果(参 Miestamo 2008; Sampson 2009)。从跨语言视角来看，“复杂性”是指同一句法位置上，不同语言采用不同的语法手段，如德语、冰岛语等采用宾格(accusative)标记宾语的句法功能，而汉语、越南语、泰语等缺乏形态变化的语言则主要依靠语序(word order)来确认宾语的句法功能。此外，不同语言在不同层面的复杂性表现也有所不同(Gil 2008: 109)，如形态上(morphology)，屈折语比孤立语复杂；词汇模式上(lexical pattern)，孤立语则比屈折语复杂(Riddle 2008: 147)等。从语言形式配对的角度，Bisang (2009, 2015)将语言复杂性大致分为两类：显性复杂性(overt complexity)与隐性复杂性(hidden complexity)。显性复杂性表现在，形态句法标记丰富，表达式的意义与功能通过各种显性的句法标记即可判断，例如：

(16) Zhang San watched television and so he neglected his work.

例(16)英语中，“watched TV”与“neglected his work.”连用，中间出现“and”与“so”来连接，其中“so”是因果连词，表前面的原因造成了后面的结果。因此，从句法上可以知道“watched TV”与“neglected his work.”之间隐含了因果关系。

另外，隐性复杂性表现在，形态句法标记缺乏，表达式的意义与功能无法从表层直接获知，需要依靠语境或语用推理方可得出，例如：

(17) 张三看电视误了事。(洪森，2004)

例(17)汉语中，“看电视”与“误了事”直接连用，中间不需要任何语法标记连接，根据前后成分可以推理出他们之间隐含了因果关系。

由此可见，在形态发达的语言中，语言的句法功能、意义等均可通过显性形态标记来表现；在形态不发达的语言，如汉语、泰语等东南亚语言中，句法形式简单明了，会给直接解码带来困难，需要通过语用推理才能得到完整的语义信息(参见 Riddle 2008: 141-143)。汉语的连动结构体现了典型的隐性复杂性特征，下面进行具体分析。

1. 两个子事件之间的逻辑语义关系

正如前文所述，连动结构的句法形式与意义并不是一一对应的。其中 D 类连动句式可以表达 5 种不同的逻辑语义关系，且这些语义关系很难从表面结构进行判断。那么，这些逻辑语义关系是如何表现的，本文将从下面几例深入探讨。

- (18) 她拆巧克力吃。(微博)
- (19) 两人脱了鞋坐炕上。(贾平凹《秦腔》)
- (20) 睿雪拿起小刀削苹果皮。(兰京《御梦英豪》)
- (21) 宝宝趴桌子上睡着了。(微博)
- (22) 你大概是泡江水冰晕了头。(于东楼《铁剑流星》)

句法形式上看，上述例句都可以表示为 $[V_1+O_1+V_2+(O_2)]$ ，两个 VP 直接相连。然而，从逻辑语义关系上看，例 (18) - (22) 内部逻辑语义关系却不尽相同，分别为目的、顺承、工具、方式与因果关系等。我们以目的关系和工具关系两类为例进行讨论。

首先目的关系类。

目的关系是连动结构常见的一类语义关系，指两个 VP 整合后，前后形成了“行为”与“目的”的关系，即主语通过前面的“行为”去实现后面的“目的”。在时间轴上两个 VP 顺序发生。例如：

- (23) 她要拆巧克力吃。 (微博)
- (24) 他上山砍了一些松杂木盖猪棚。 (1984 年 4 月份《福建日报》)
- (25) Khaw yib khanombang gin (泰语: Thepganjana 2010)

他 看 面包
'他拿了面包吃。'

例 (23)、(24) 中隐含的“目的”义可以通过在 O_1 与 V_2 之间插入“来”或“去”进行测试，即“她要拆巧克力【来】吃”与“他上山【去】砍一些松杂木【来】盖猪棚。”(王国栓 2005)，由此，整个句子可以理解为“她拆巧克力的目的是为了吃”与“他上山的目的是为了砍松杂木，砍松杂木的目的是为了拿来盖猪棚”。例 (25) 泰语的结构与汉语相同，可以采用同样的测试方式，此处不多赘述。

其次方式关系。

这类关系的连动结构中，在时间轴上两个 VP 同步发生，整合后，两个 VP 形成了“方式”与“行为”的关系，表示主语通过 VP_1 (方式) 去实行 VP_2 (行为)。这种关系可以用提问的方式进行提取，即“S+怎么样/如何+ V_2+O_2 ”。例如：

- (26) 女儿趴在床上看书。 (严歌苓《一个女人的史诗》)
 - (27) 老先生坐公共汽车回家。 (文学作品《刘心武选集》)
 - (28) Khaw yuun phud naa hong (泰语: Thepganjana 2010)
- 他 站 说 前 房间
'他站在教室前面说话。'

例 (26)、(27) 可以使用“女儿怎么样/如何看书？”与“我们怎么样/如何回家？”来提问，回答“女儿趴在床上看书”与“老先生坐公共汽车回家”，“趴在床上”与“坐公共汽车”表示

“看书”与“回家”的方式；例（28）泰语的情况与汉语基本相同，可以采用同样的测试方式，句中“yuun/站”表示“phud /说”的方式。

从上述例句来看，汉语和泰语中两个 VP 连用，在表目的与方式关系时，两种语言的句法形式简单明了，但整个结构内部的逻辑语义关系必须通过语用推理才能获知。

2. 两个子事件之间的时间维度关系

连动结构的时序-语序一般要遵循时间顺序原则（戴浩一 1988；李亚非 2007），但时间维度并不是连动结构的唯一显著特征。从本文所讨论具有 5 种逻辑语义关系的连动结构来看，这类结构的时间维度存在强弱之分。此外，连动结构时间维度的强弱与连动结构所强调的具体语义呈现为下图关系：

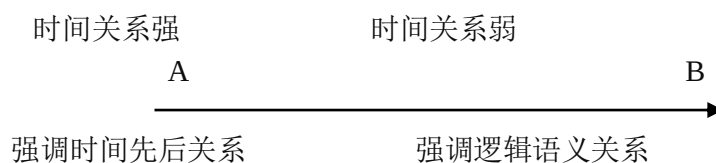


图 3：“D”类连动结构的时间维度

从上图，A 端表时间关系强，B 端表时间关系弱，从 A 到 B 表时间关系由强逐渐变弱。当时间关系强时，整个结构在语义上强调时间先后关系；当时间关系逐渐变弱时，整个结构在语义上更凸显前后两个子事件之间的逻辑语义关系。

2.1. 时间关系强

时间关系强的结构，两个子事件在时间轴上顺序发生，即一个子事件结束后另一个子事件才开始，事件交替出现。比较而言，表顺承、目的与因果关系的连动结构，两个子事件之间的时间关系显得更突出。

（29）砍了许多木棒做刀枪。（社会科学《中华上下五千年》）

（30）他就拔刀扑了上去。（报刊《故事会 2005》）

（31）喝农药中毒死亡。（1994 年第 1 季度《人民日报》）

例（29）-（31）分别为目的、顺承和因果关系，但同时句中两个子事件还呈现出明显的时间先后关系。上述例句，第一个子事件均可称为动作事件，第二个子事件分别为第一个子事件的目的、顺承与结果。两个子事件不可互调位置，倘若互调，时间顺序打乱，也因此会违背了整体事件的语义逻辑，进而整个句子变得不合情理。

2.2. 时间关系弱

由于两个子事件由动词构成，在时间轴上多多少少都会有所体现，但这类连动结构并不突显两个子事件之间的时间关系，而是突显两个子事件之间的逻辑语义关系。这种类型主要有包括方式关系与目的关系两种。以（32）、（33）为例：

(32) 我们现在可以坐火车回家了。(1998 年《人民日报》)

(33) 一名凶手用菜刀砍杀一无辜儿童。(1994 年《报刊精选》)

例(32)、(33)分别为方式与工具关系。上述例句中,第一个子事件分别为方式与工具,第二个子事件可称为行为事件。句中,主语需要使用前面的“方式”或“工具”去实行后面的行为,因此结构突出了主语采取的“方式”和“工具”。总体而言,表方式与工具关系的连动结构,更加突显两个子事件之间的逻辑语义关系。

O₁的语义类型

从“表 1”可见,D 类连动构式(即[V₁+O₁+V₂+(O₂)]),是连动结构中非常典型的一种类型,使用频率高,能产性也强。这类结构中,O₂可出现也可不出现。因此,本章节将围绕位置固定且必须出现的 O₁展开,进而揭示 O₁的语义类型与整个构式逻辑语义之间的关系。

通过统计数据我们发现,D 类连动构式中 O₁有三种类型,其中受事与处所两种宾语类型比例较大,如表 2:

表 2: “O₁”的语义类型

VP ₁ 与VP ₂ 的逻辑语义关系 \ O ₁ 类型	受事宾语 ¹	处所宾语	结果宾语
目的关系	184	222	4
顺承关系	120	84	-
方式关系	303	248	-
工具关系	119	-	-
因果关系	11	-	-

表 2 中,从宾语 O₁角度来看,受事类 O₁可以进入所有逻辑语义关系的连动结构,处所类 O₁可以进入目的、顺承与方式类结构,结果类 O₁只能进入目的类结构;从整个结构的逻辑语义关系来看,目的结构中,O₁倾向为:处所宾语>受事宾语>结果宾语,顺承与方式结构中,O₁倾向为:受事宾语>处所宾语,工具与因果结构中,O₁只能是受事宾语。

结语

通过汉语与大量跨语言事实,本文主要探讨带宾连动结构所具有的普适性特征,即构式性与隐性复杂性特征。基于语料库统计,本文发现,这类连动结构具有高能产性、高图式性与低组构性的构式性特点。

通过对这类结构中动词之间的语义关系进行分析,本文提出,这类带宾连动结构主要包含 5 种不同的逻辑语义关系,如顺承、目的、因果、方式与工具关系。从形义匹配的角度来看,该句法结构形式与意义的匹配不是一一对应,而是一对多的关系,即一个句法结构包含了多种逻辑语义关系。这种形式与意义的复杂匹配关系正是语言中隐性复杂性的表现。

此外,从事件语义学来看,本文还发现,这类连动结构中,两个动词之间的时间维度

1 受事宾语构成工具关系和因果关系的连动结构中,V₁的受事宾语 O₁是 V₂行为的工具,例如:“他拿手机拍照”、“喝农药中毒死亡”,只有在构成连动结构时“手机”、“农药”才具有了工具性,不构成连动结构是 O₁只是 V₁的受事。



强,则整体事件凸显时间关系;两个动词之间的时间维度弱,则整体事件凸显逻辑语义关系。由此,本文所讨论连动结构的事件语义特征表现为:目的、顺承与因果关系的连动结构,整体事件的时间关系较凸显;方式与工具关系的连动结构,整体事件的逻辑语义关系较凸显。

参考文献

- 戴浩一、黄河. (1988). 时间顺序和汉语的语序. *国外语言学*, (1). 10-20.
- 洪 淼. (2004). *现代汉语连动结构研究*. 博士学位论文. 南京师范大学.
- 侯友兰. (1992). V₁NV₂ 式连动结构. *绍兴师专学报*, 12(1). 90-94.
- 李艳芝、吴义城. (2018). V+非受事 NPJ 表达式的构式演变. *现代外语*, 41(2). 147-160.
- 李亚非. (2007). 论连动式中的语序-时序对应. *语言科学*, (6). 3-10.
- 刘丹青. (2015). 汉语及亲临语言连动式的句法地位和显赫度. *民族语文*, (3). 3-22.
- 潘磊磊. (2009). *现代汉语“V₁NV₂”共宾连动研究*. 硕士学位论文. 上海师范大学.
- 王国栓. (2005). “来+VP” “VP+来” 两格式中的“来”. *南开语言学报*, (1). 165-172.
- 王正元. (2009). *概念整合理论及其应用研究*. 北京: 高等教育出版社.
- 萧 红. (2006). 汉语多动同宾句式的发展. *语言研究*, 26(4). 111-114.
- 许 利. (2006). *现代汉语连动结构中的论元共享*. 硕士学位论文. 河南大学.
- 赵淑华. (1990). 连动结构中动态助词“了”的位置. *语言教学与研究*, (1). 4-10.
- 赵元任. (1979). *汉语口语语法*. 北京: 商务印书馆.
- Aikhenvald Alexandra, Dixon. (2006). *Serial Verb Constructions: A Cross- Linguistic Typology*. New York: Oxford University Press.
- Arbib, M. A. (2012). Compositionality and beyond: Embodied meaning in language and Protolanguage. In M. Werning, W. Hinzen & E. Machery (eds.). *The Oxford Handbook of Compositionality*. New York: Oxford University Press.
- Baker, Mark C. (1989). Object Sharing and Projection in Serial Verbs Constructions. *Linguistic Inquiry*, 20(4). 513-553.
- Barðdal, Jóhanna. (2008). *Productivity: Evidence from Case and Argument Structure in Icelandic*. Amsterdam: John Benjamins.
- Bisang, Walter (ed.). (2009). On the evolution of complexity: Sometimes less is more in East and mainland Southeast Asia. *Language Complexity as an Evolving Variable*. New York: Oxford University Press.
- Bisang, Walter. (2015). Hidden complexity: The neglected side of complexity and its implications. *Linguistics Vanguard*, 1(1). 177-187.
- Collins, Criss. (1997). Argument Sharing in Serial Verb Constructions. *Linguistic Inquiry*, 28(3). 461-497.
- Enfield, Nick J. (2008). Verb and Multi-Verb Construction in Lao. *The Tai-Kadai Languages*. New York: Routledge Language Family Series.
- Gill, David. (2008). How complex are isolating Language?. *Language Complexity: Typology, context, change. Studies in Language Companion 94*. Amsterdam: John Benjamins. 109-132.



- Goldberg, Adele E. (1995). *Construction: A Construction Grammar Approach to Argument Structure*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Goldberg, Adele E. (2006). *Construction at Work*. New York: Oxford University Press.
- Haspelmarth, Martin. (2015). The serial verb construction: Comparative concept and cross-linguistic generalizations. *Language and Linguistics* 17(3). 291–319.
- Jarkey, Nerida. (2010). Cotemporal serial verb constructions in White Hmong. *Complex Predicates: Cross-linguistic Perspectives on Event Structure*. New York: Cambridge University Press. 110-134.
- Lord, Carol. (1993). Historical Change in Serial Verb Constructions. *Typology Studies in Language* 26. Amsterdam: John Benjamins.
- Miestamo, Matti (ed.). (2009). Implicational hierarchies and grammatical complexity. *Language Complexity as an Evolving Variable*. New York: Oxford University Press: 80-97.
- Mikami, Naomitsu. (1981). Serial Verb Construction in Vietnamese and Cambodian. *Journal of the Linguistic Society of Japan*. 95-109.
- Stanike, Herbert. (1979). Serial Verbs. *Studies in African Linguistics* 1. 60-99.
- Thepganjana, Gingkan. (2010). *Controversial Construction in Thai Grammar: Serial Verb Construction*. Bangkok. Julalongkorn University Press. 66-165.
- Traugott Elizabeth C, Trousdale. (2013). *Constructionalization and Construction Changes*. United Kingdom: Oxford University Press. 13-20.
- Razak R, Rajak N. (2013). Kata kerja bersiri dalam Bahasa Malayu. *Jurnal Bahasa* 1: 179-199.
- Riddle, Elizabeth M. (2008). Complexity in Isolating Languages: Lexical elaboration versus grammatical economy. *Language Complexity: Typology, contact, change. Studies in Language Companion* 94. Amsterdam. John Benjamins: 133-151.

湖北省农民收入增长的路径分析

THE PATH OF FARMERS' INCOME GROWTH IN HUBEI PROVINCE

胡少华¹, 童璐¹

Shaohua Hu¹, Lu Tong¹

¹ 湖北科技学院经济管理学院

¹ Hubei University of science and technology

*Corresponding author: Shaohua Hu, E-mail: 18202721108@139.com

摘要

实现湖北省农民收入的增长是湖北省脱贫攻坚的关键。分析现阶段湖北省农民收入的构成、现状、特征,揭示湖北省农民收入增长中存在问题及原因,并从科技创新,绿色发展,协调关系,提升开放,共享经济的角度研究湖北省农民收入增长的路径,提出具有针对性的建议,这对湖北省农民收入的增长具有重要的意义。

关键词: 湖北省; 农民收入; 增长路径

Abstract

To realize the increase of farmers' income in Hubei Province is the key to poverty alleviation. Analysis of the present stage of Hubei province farmers income composition, present situation, characteristics, revealing the problems and reasons in the increase of farmers' income in Hubei province, from the perspective of scientific and technological innovation, green development, coordination relationship, promotion of opening up, sharing economy, study the path of farmers' income growth in Hubei Province, making targeted recommendations, which is of great significance to the increase of farmers' income in Hubei Province.

Key words: Hubei province; Farmers' income; Growth path

引言

改革开放以来,在党和政府的领导下,湖北省的经济发展取得了巨大的成就,但城乡之间的差距却不断加大,农业在本省国民经济中的比重不断下降,农村发展仍然相对落后,城乡居民收入差距显著,尤其是农民收入增长速度较慢问题显得较为突出。在新的时代背景下,湖北省农民收入问题不仅直接影响全省农民生活水平的提高,而且关系到本省的农村经济发展、社会稳定以及两个一百年目标的实现。因此,了解湖北省农民收入的现状特征,分析影响湖北省农民收入的主要因素,进行湖北省农民收入增长的路径研究就显得尤为必要。

1. 文献综述

1.1 国外研究进展

国外学者主要从农业投入、农产品价格及政府对农民收入优惠政策三个方面研究农民收入增长问题。农业投入方面,国外学者认为农业在资源消耗、劳动力成本及资本积累与非农产业均存在着较大差距,这导致了传统农业在全球范围内落后的现状,而传统农业的落

后直接导致了农民收入难以提高。^[1]农产品价格方面,农民收入主要取决于市场中农业要素及农产品的价格,而大部分农业要素及农业产品在要素市场中处于基础性地位,因此农产品价格较低,农民收入难以提升。^[2]农民收入优惠政策方面,通过提高地租、农产品价格及加农业补贴等措施对改善农民收入具有一定作用,但其成效从长期看十分有限。^[3]因此,农民收入增长问题,尤其是发展中国家的农民收入改善应着眼于现代农业科技。

1.2 国内研究进展

国内学者主要是从农业的重要性,农业发展及城乡居民收入分配等方面研究农民收入增长问题。农业重要性上,改革开放后农业在整个国民经济中的比例不断下降,加上以经济发展为中心的指导方针,农业受关注的程度不断降低,造成了对农业基础地位认识不到位,对农业发展面临的挑战认识不足、考虑不周等一系列问题,甚至在地方上出现了以牺牲农业利益换取非农产业快速增长的极端现象。^{[4][5]}农业发展上,农村经济体制改革缓慢,农村企业发展陷入困境,农业投入产出水平较低,农产品销售不畅,农业现代化水平不高阻碍了农业的发展和农民收入的提高。^{[6][7]}城乡居民收入分配上,我国之前国民收入分配政策中向重工业、向城市倾斜的指导思想造成了扭曲的国民收入分配机制,这使缺乏资源的农业发展较慢,农民总收入中的农业收入不断下降,非农性质收入逐渐成为农民收入的重要来源。^[8]

1.3 研究意义及目的

综上所述,湖北省农民收入增长问题不仅事关本省居民生活总体质量的提高,而且也是检验扶贫攻坚成败的重要指标。为此,应对湖北省农民收入状况、构成及特征等影响湖北省农民收入增长的因素进行分析,研究湖北省农民收入增长路径,进而提出具有正对性的对策建议。

2. 湖北省农民纯收入构成、特征及现状

农民纯收入是指农村居民当年从各种渠道得到的总收入在扣除获得收入所发生的费用后的收入总和,^[9]是农民通过农业、非农业及其它各种渠道获得收入的总和,农民纯收入可以从农业及非农业角度分析湖北省农民收入的构成及变化特征。

2.1 农民纯收入构成及特征

按照农民收入获得的渠道方式,农民纯收入主要包括由农民在单位,或出卖自身劳动力而获得的工资性收入,从事各项农业及非农生产获得的农民家庭经营性收入,向其它单位机构提供资金及有形的非生产性资产获得的财产性收入,无须付出任何代价或劳务而获得的货物、服务、资金或资产的所有权得到的转移性收入等四个部分构成。

农民收入从性质上来看主要由种植粮食等农作物获得的农业收入及从事非农性质工作获得的非农收入两大部分构成。由于农民家庭收入、财产性收入、转移性收入中的非农性质收入比重不断增长,工资性非农收入成为农民收入的主要来源,因此现阶段农民收入增长主要表现为非农性质收入增长的特征。

2.2 湖北省农民收入现状及问题

2.2.1 城乡收入差距不断扩大

湖北省城乡居民收入的差距不断扩大。如图 1 所示,虽然湖北省农民人均可支配收入从 2010 年的 5832 元增长至 2019 年的 16390 元,年均增长 1389.24 元,但同期城镇居民人均总收入从 16058.40 元增长至 37601 元,年均增长约为 2356 元,因此城镇居民人均可支配收入与农村居民的人均可支配收入差距也从 2010 年的 10226.40 元扩大至 2019 年的 21210 元。因此,湖北省农民人均收入相对城镇居民人均收入增长较慢,城乡收入差距不断扩大。

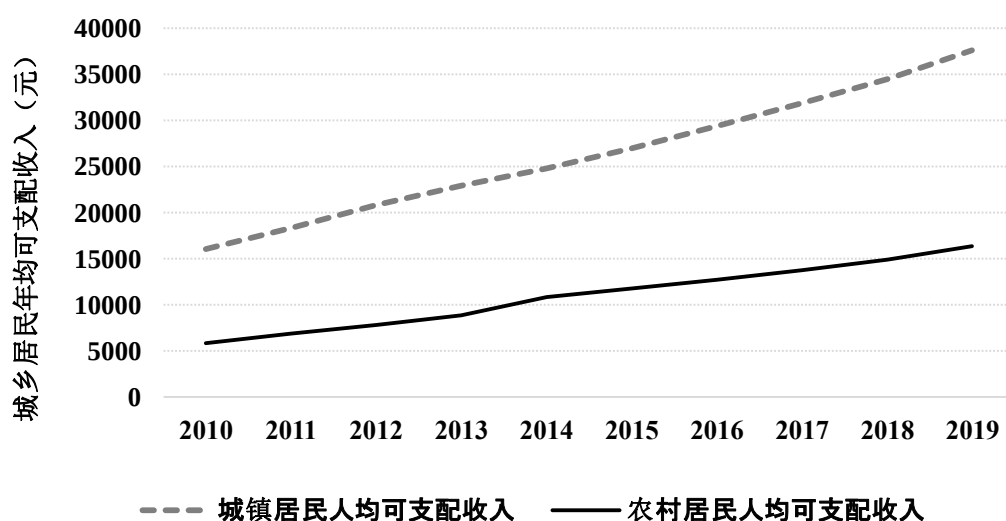


图 1： 湖北省 2010-2019 年城乡居民人均可支配收入图

2.2.2 收入结构变化趋势

湖北省农民纯收入中的各类收入增长速度存在差异，导致各类收入比例结构有所变化。增长速度上，2008 至 2019 年度湖北省农民收入结构上除财产性收入增长缓慢外，湖北省农民的工资性收入、转移性收入、财产性收入均上升较快（图 2）。各类收入比例结构上，2008 至 2019 年度农业性收入在纯收入中的比例从 58%下降至 42%，转移性收入比例从 4%上升 24%，工资性收入比例从 38%下降至 33%，财产性收入比例始终维持在 1%左右，总体上农民农业性收入比例下降较快，工资性收入比例下降缓慢，财产性收入比例变化不大，转移性收入比例增长较快。综上所述，转移性收入增长较快，工资性收入和农业性收入增长速度较慢导致纯收入中各类收入比例发生变化，此外非农性质收入在湖北省农民收入增长中的地位不断提升，而农业性收入在湖北省农民纯收入中的地位有所下降。

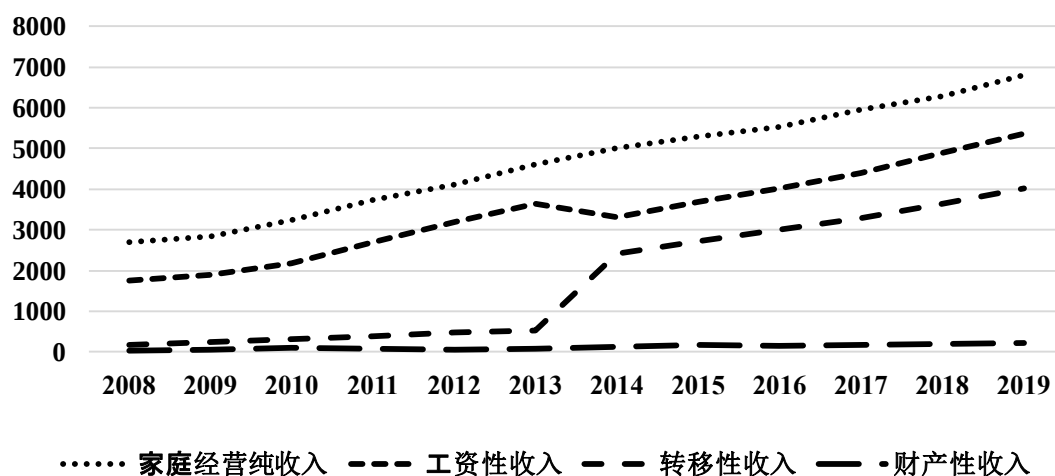


图 2： 湖北省 2008-2019 年农民年可支配收入结构（单位：元）

2.2.3 农业产出不稳定

因自然灾害造成了湖北省农业产出的不稳定。各类自然灾害对湖北省农业产出的负影响导致农民收入下降。以 2019 年为例，湖北省全年农业受灾面积达到了 1430 千公顷，受灾面积中旱灾面积最大，为 1153 千公顷，占到了受灾总面积的 81%；其次为洪涝，受灾面积比例达到了 15%；风雹及低温冷冻灾害造成的受灾面积较少，仅占 4%（表 1）。以上各类自然灾害造成的农作物成灾面积合计 89 千公顷，旱灾成灾面积所占比重较大，为 85%，其它灾害造成的成灾总面积较少，总面积合计为 15%。因此，自然灾害中，旱灾是造成湖北省的农业产出不稳定的主要因素。

表 1： 2019 年湖北省农作物受灾成灾面积（单位：千公顷）

受灾成灾面积合计		旱 灾		洪 涝		风雹灾害		低温冷冻灾害	
受灾面积总 计	成灾面积总 计	受灾面 积	成灾面 积	受灾面 积	成灾面 积	受灾面 积	成灾面 积	受灾面 积	成灾面 积
1430	89.0	1153	54.2	147.1	10.6	19.2	3.7	394.7	20.5
		比例	比例	比例	比例	比例	比例	比例	比例
		81%	85%	15%	11%	3%	2%	1%	1%

数据来源：湖北省统计年鉴 2020

病虫害导致农业产出受损，进而制约湖北省农民收入的增长。据统计资料显示，2017 年湖北省病虫害受灾面积达 1646.83 千公顷，各类农作物损失高达 127.91 万吨，其中水稻、小麦、玉米等粮食类农作物损失占 70%，其它经济作物损失占 30%（表 2）。因病虫害导致的各类农作物减产极大地损害了农民的经济利益，降低了农业的投入产出比率，使农民农业性收入难以得到保证。

表 2： 湖北省 2017 年农作物病虫害损失

指标	水稻	小麦	玉米	大豆	马铃薯	棉花	油菜	柑橘	蔬菜
面积（公顷）	759.44	264.72	127.97	11.75	29.80	62.79	145.30	93.88	151.18
损失（万吨）	35.31	15.55	5.23	0.31	2.91	1.55	5.95	4.31	56.79

数据来源：湖北省农村统计年鉴 2018

2.3 影响湖北省农民收入增长的因素分析

2.3.1 农产品价格不稳定

依据中国农村统计年鉴数据显示 2013-2019 年间，农业产品价格指数最高为 103.5%，最低为 96.32%，平均值约为 100.3%（图 3）。其中，2013、2016、2017、2019 年度的农业产品价格指数高于 100.3%，但农业产品价格增长的十分有限，最高仅为 2017 年的 103.51%。剩下的 2014、2015、2018 年度的农业产品价格低于平均值，且 2015、2018 年度的农业产品价格相对上年还有所下降。因此农业价格的不稳定导致了湖北省农民农业收入难以持续增长。

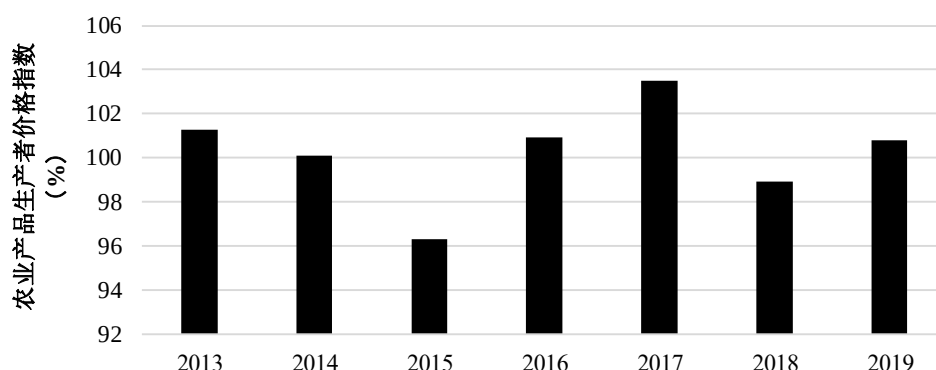


图 3: 2013-2019 年农业产品生产者价格指数

2.3.2 部分农产品产量下降

2015 至 2019 年度，湖北省大部分农产品产量有所下降。虽然湖北省的花生、茶叶、水果的产量有所增长，但粮食、棉花、油料、油菜籽、蚕茧的产量均有所下降（表 3）。以 2015 年为基期，棉花、蚕茧产量下降速度最快，年均下降速度分别为 13% 和 10%，而增长速度最快的茶叶，年均增长速度为 9%，其次是花生年均增长 4%，棉花、蚕茧产量下降速度超过茶叶、花生的增长速度，加上粮食、棉花、油料不同程度的下降，总体上湖北省农业产出有所下降。因此，湖北省大部分农作物产量下降制约了湖北省农民收入的增长。

表 3: 湖北省 2015-2019 年主要农产品产量(单位: 万吨)

年 份	粮 食	棉 花	油 料	花 生	油菜籽	蚕茧产 量	茶叶产 量	园林水果产 量
2015	2914.75	30.08	316.71	73.21	226.02	0.62	26.13	646.94
2016	2796.35	19.00	305.15	77.98	211.14	0.58	28.7	686.28
2017	2846.12	18.40	307.69	78.37	213.17	0.44	30.33	621.25
2018	2839.47	14.93	302.48	80.67	205.31	0.4	32.98	655.46
2019	2724.98	14.36	313.95	85.71	211.35	0.38	35.25	661.04

数据来源: 湖北省统计年鉴 2020

2.3.3 农民素质普遍较低

受教育程度普遍不高，培训程度较低限制了湖北省农民收入的增长。受教育程度方面，依据 2018 湖北省农村统计年鉴显示，2017 年湖北省共计 1129.99 万的外出务工人员中，小学程度及以下的占 11%，初中程度的占 56%，高中及以上程度的占 33%，三分之二的外出务工人员受教育程度处于高中水平以下。培训程度方面，据 2018 湖北省农村统计年鉴显示，2017 年湖北省外出务工人员中高达 43% 外出务工人员未接受任何培训，剩下的 57% 接受培训的人中，13% 人员参加了政府组织的职业培训，30% 的人参加了其它各类培训，仅有 14% 人员持有职业资格证书。因此，湖北省农民受教育及培训程度较低制约了湖北省农民收入的增长。

3. 农民收入增长的路径分析

3.1 依靠科技创新和经营模式创新改善农民收入

依靠科技开发农作物的新功能,增加农产品附加价值。初级农产品价格较低,但是通过对农产品深加工,开发其新功能,提供具有新功能的农业产品可以提升农作物的经济价值,这有助于改善湖北省农民农业收入水平。例如,通过食品加工、纤维加工、深加工及其它加工方式等多种形式加工各种初级作物,这样对农业资源的利用最直接,利用效率也最高,可以生产涵盖粮油、饲料、能源、制糖、豆制品、饮料、糕点及食品罐头等涉及多个行业的产品,以上具有新功能的农业产品与农作物初级产品相比往往具有较高的附加价值。

通过农业经营模式创新挖掘农业非物质产品价值。通过开发以农业为基础的休闲、旅游等经营模式可以输出相对较高价格的非物质类服务产品。据统计,2017年湖北省乡村旅游综合收入为1600亿元,休闲农业收入也达到了320亿元。因此,充分发挥农业与乡村其它各类物质及非物质资源富集的独特优势,借助“生态+”、“旅游+”的模式,推进农业与旅游、教育、文化、康养等产业深度融合,丰富乡村旅游业内容,打造以各类农产品为主题的乡村旅游目的地和精品线路,发展富有农业特色的民宿和养生养老基地也可以取得可观的经济效益。因此,创新湖北省农业经营模式,挖掘湖北省农业的非物质类功能同样能使农业经济焕发出新的活力,提高农民的收入水平。

3.2 推进农业绿色可持续发展

大力推广绿色可持续发展模式,改善农业生产环境,降低生产成本,提升农产品品种的数量和质量。

通过因地制宜地发展各种生态农业模式增加农产品数量和质量,降低生产成本。例如稻田养鱼、农田林网、林果间作、农林复合、桑基鱼塘等均是较为成熟的生态农业模式,以上模式改善了农业生产环境,提升了农产品的数量和质量,为农民带来了相对较高的收益。此外,湖北省近年大力发展沼气生态农业,通过推广“饲一猪一沼”模式,不仅为农民提供了优质的气体燃料,而且有效地防止了乱砍滥伐,保护了植被,减少薪柴砍伐数量,其它诸如“饲一猪一沼一果”、“饲一猪一沼一鱼”、“饲一猪一沼一菜”、“饲一猪一沼一蔗”、“饲一猪一沼一烟”、“饲一猪一沼一棉”等高效生态农业模式也可结合实际情况进行推广^[10],以上模式通过降低农民生产生活成本的方式提高了湖北省农民的收入水平。

提高湖北省绿色食品的产量和数量。绿色食品和有机食品产量,尤其是具有地理标志的农产品市场价格相对较高,据中国绿色食品发展中心统计,2017年底湖北省全省范围内无公害农产品共2472个,绿色食品种类达到1767个,有机食品152个,农产品地理标志127个,有机食品发展潜力未得到充分挖掘,占食品总产量比重还较低。因此,我省应提高绿色食品和有机食品产量,增加农产品地理标志的数量,持续提高我省农业绿色可持续经济。

3.3 协调农业与非农业经济之间的关系

通过协调农业与非农产业关系进一步提升农业产量,挖掘农业潜在经济市场价值。

应协调好农业产业化与工业之间的关系,将两大产业的产业化思路融合在一起,实现资源共享。一方面,要不断提高农业机械化水平,通过工业产品,例如各种农业机械、农药、化肥等工业产品对农业进行反哺,提高农业生产效率,增加农业产量;另一方面要加强油脂、淀粉、糖、蛋白质、纤维、生物柴油、生物材料、生物电力及热量等农业性工业原材料在工业生产过程中的参与程度。通过二者关系的协调促使农业工业化、产业化水平不断提升,使农业和工业相互促进提升。

第二，应通过第三产业为农业发展提供各类服务。当今的时代是金融经济和信息经济的时代，而第三产业的主体就是金融和信息。农业产业化需要第三产业为其提供高质量的金融服务和准确有效的信息。第三产业在整个农业产业化的过程中一直充当着一个十分重要的角色，不仅为农业产业化提供了所需的信息服务，而且还支撑着整个农业的发展，保持其蓬勃发展的动力。

3.4 提升农业开放程度

为进一步拓展农业国际市场空间，应培养具有高素质的农业生产经营队伍。与国外相比，我国的农业企业起步较晚，基础实力薄弱，虽然我国是农业大国，但出口率低，农业企业在国际上缺乏竞争力，随着中国加入世贸组织，农产品市场的进一步开放，我国的农业企业面临着更加严峻的挑战，特别是面对来自国外发达国家农业企业的竞争。因此，为顺应国际贸易发展，就要建立开放的农业发展格局，包括高素质的农民、现代农业企业及政府的国际引导都是必不可少的。农民方面，应提升他们学习现代农业知识的主动性；农业企业方面，应提升现代化水平，与国际市场相适应；政府方面，应加快推动我国现代农业与国际市场的接轨。这对推动农业企业的发展壮大以及加快国民经济的发展具有重大意义。

3.5 加强扶贫攻坚力度，使共享经济惠及农民

通过减免税费，转变乡镇级政府的职能，精简其机构和人员的手段减轻农民负担。农民负担沉重是在农民收入增长乏力的情况下，向农民收费和农村地方政府巨大的支出压力缺乏有效的制度约束双重作用的效果。当前疫情还在持续，经济刚刚复苏，企业处于复工阶段，湖北省农民务工困难，收入大幅下降。虽然政府采取了一系列积极措施，但是短期内效果难以完全显现，从目前来看，增加农民收入最直接的办法是减轻农民负担。一方面，应颁布减少农民各种税费的政策，并对此类政策执行程度进行监督，对违反减免税费政策的行为进行打击，对蓄意加重农民各类负担的事件加大惩处；另一方面，财政入不敷出、农民负担过重的根本原因在于乡镇政府职能过宽，人员过多，机构臃肿，支出膨胀。要解决这一现象，必须采取果断措施，裁减非编及超编人员，清理解聘或自聘人员，将村组补贴干部的人数减少，积极稳妥地调整乡镇建制，有条件的应实行并村和干部交差任职，并严格规范和清理涉农行政事业性收费。^[1]通过以上措施可以达到短期内减少湖北省农民负担，增加农民收入的目的。

4. 研究结论

以上湖北省农民收入的分析显示：农产品，尤其是初级农产品价格较低且不稳定，部分农产品产量下降，农业从业人员素质不高是造成湖北省农民收入增长缓慢的主要因素。为提高湖北省农民的收入水平，解决农产品收益不高、产量下降及农民素质较低的现状势在必行。

结合当前社会经济发展形势，本研究认为只有通过创新、绿色、协调、开放、共享的新发展理念才能解决制约农民收入的价格、产量及素质问题。价格方面，应通过科技和经营模式的创新，挖掘农产品新的物质及非物质经济价值，可以进一步提升农产品的价值空间；在产农业量增长上，一方面可以通过推行农业绿色可持续发展模式，大力发展生态、循环经济，提升绿色环保农产品数量和质量，并有助于降低农民生产成本；另一方面，通过协调农业和第二、三产业关系的协调，使农业工业化、产业化、信息化，提升农业生产效率和农业产出；在提高农民素质上，一方面通过农民素质的提高加强各类农产品的商品化、国际化程度，进一步开拓农产品国际市场空间；另一方面，通过减免税费，精简机构等多种行政方式减少农民负担，提供农民更多就业机会，解放农业生产力及生产关系，使农民掌握农业及非农性质技能，进而使共享经济真正惠及农民群体。



参考文献：

- [1] D·盖尔·约翰逊.经济发展中的农业、农村、农民问题[M].北京商务印书馆, 2004.
- [2] 速水佑次郎. 农业经济论[M].北京: 中国农业出版社, 2003.
- [3] 西奥多·舒尔茨. 人力投资[M].北京: 华夏出版社, 1990.
- [4] 张晓山.中国乡镇企业产权改革备忘录[M].北京: 社会科学文献出版社,2003.
- [5] 刘斌.中国三农问题报告[M].北京: 中国发展出版社, 2004.
- [6] 黄建宏.中国农村经济解难[M].北京: 中国经济出版社,2005.
- [7] 张厚安,徐勇. 中国农村政治稳定与发展[M].武汉: 武汉出版社,1995.
- [8] 肖万春.农村改革与发展[M].北京: 红旗出版社, 2005.
- [9] 因丁.浅谈农民收入[J].中国畜牧业,2013(01):44-46.
- [10] 邓雅静,冯庆水.金融支持农业产业化发展的实证分析——以安徽省为例[J].宿州学院学报,2013,28(07):24-28.
- [11] 景安林.关于农民增收问题的探讨[J].甘肃农业,2001(07):16-17.

家族企业董事长职业视野与企业绩效的影响研究
—以中国创业板上市公司为例

**THE IMPACT OF BOARD CHAIRMAN CAREER HORIZON ON
CORPORATE PERFORMANCE BASED ON THE EMPIRICAL RESEARCH
OF CHINESE LISTED COMPANIES WITH GROWTH ENTERPRISE
MARKET**

辛佳佳
Jiajia Xin

泰国正大管理学院中国研究生院
Chinese Graduate School, Panyapiwat Institute of Management, Thailand

摘要

本文以中国家族企业上市公司董事长职业视野特征为研究对象，通过定量研究方法，运用高阶理论、社会情感财富理论、外部投资者等理论，探讨“中国情境下，家族企业董事长职业视野如何影响企业绩效？”本文构建了董事长职业视野的四个维度，即董事长年龄、董事长职业背景、董事长教育背景、董事长学术背景来衡量董事长的职业视野，并引入外部投资者持股比例作为调节变量，探讨董事长职业视野与企业绩效之间的影响关系。模型的构建是对社会情感财富理论的有益补充，同时也为实体经济企业绩效提升提供了有益支持和参考借鉴。

关键词：家族企业 董事长职业视野 外部投资者比例 企业绩效

Abstract

This study focuses on the characteristics of board chairman career horizon on Chinese family firm listed corporates. Based on Social Emotional Wealth Theory, and External Investor Theory, this study uses quantitative research method to explore "How board chairman career horizon of family firm affects corporate performance in China? This study constructs four dimensions of chairman's career horizon, namely chairman's age, chairman's professional background, chairman's educational background and chairman's academic background, and introduces shareholding ratio

of external investors as a moderator to explore the relationship between Chairman's career horizon and corporate performance. The construction of the model is a useful supplement to Social Emotional Wealth Theory, and also provides beneficial support and reference for the performance improvement of real economy corporates.

Keywords: family firm board chairman career horizon proportion of external- investors corporate performance

1.引言

家族企业做为人类商业史上最为古老且重要的组织形态，同时也是当代经济社会中具有旺盛生命力和影响力的现代组织。无论在发达经济体如美国和欧洲国家，还是在发展中经济体，家族企业占有的比重和在经济中创造的贡献都非常显著。民营企业中，绝大多数是家族企业，家族企业也为社会带来了大量的就业机会。在中国，创业板上市公司作为中国家族企业最为集中的板块之一，创业板股票中有近九成都是一股独大的家族企业。因此，在中国情境下，研究家族企业，最为理想的研究对象就是创业板上市公司。

家族企业目前的研究热点主要集中在：代际传承、企业绩效、社会资本、家族控制、家族涉入等方面。近 20 年中国家族企业研究主题集中在：公司治理、企业成长与绩效、代际传承和家族控制权等。家族企业治理机制的研究，尤其以家族治理结构与模式的文献最多，家族企业成长与绩效的研究也比较多。但是在国内外文献中，研究董事长背景特征与公司绩效的文献较少，研究董事长职业视野与企业绩效的文献更是寥寥无几。目前可检索的有关国外董事长职业视野与企业绩效的文献主要基于社会情感财富理论，探讨董事长年龄与企业绩效的文献，职业视野的衡量指标比较单一。

而董事长的职业视野，主要是指董事长看问题的深度和广度，而董事长看问题的深度和广度不仅仅由董事长的年龄所决定的，还会受到董事长职业背景、董事长教育背景、董事长学术背景等多方面的影响。因此，探讨董事长职业视野与企业绩效，需要多维度对董事长职业视野进行定义，才能够更全面的反应董事长职业视野与企业绩效的关系。

目前，董事长职业视野与企业绩效的相关文献中，引入调节变量的很少，引入外部投资者作为调节变量的几乎没有。而外部机构投资者已成为资本市场的重要参与者，他们越来越多的参与到公司的治理中来，外部机构投资者不但带来了大量的金钱，也带来了先进的战略理念。因此把外部投资者引入董事长职业视野与企业绩效的关系研究中，具有比较重要的意义。

2.研究目的

学者们对于董事长一般特征与企业绩效的关系的研究一直在深化，而对于董事长职业视野的文献几乎没有，本论文试图以高阶理论、社会情感财富理论为基础、结合外部投资者理论来揭示董事长职业视野与企业绩效的可能调节变量。考虑到中国创新的大局势前提下，外部投资者比例对于企业绩效的重要影响作用，因此本文以外部投资者比例作为调节变量，来探寻家族企业董事长职业视野与企业绩效之间的影响关系。

3. 理论基础、文献述评与研究假设

（一）理论基础

1、高阶理论

高阶理论是由 Hambrick&Mason（1984）年提出。高阶理论打破了以往研究中对于个体特征的局限，将研究范围扩大到进行决策的整个高管团队（TMT）。高阶理论架构的基本假设是：高层管理者不同于个体人的有限理性；高管们可以如团队一样运作；高管团队的统计特征可以代表心理结构；高管认知过程受其人口统计特征影响，并反映在战略上。高阶理论认为高管团队对于环境的关注取决于他们的偏好，继而通过战略选择影响到企业绩效，理论还强调内外环境的嵌入。同样，高阶理论也留下了过程的黑箱，引发无数学者研究的热情。

2、社会情感财富理论

Gomez-Mejia（2007）年提出社会情感财富理论。社会情感财富认为家族成员从企业的非经济目标中获得的情感效用。社会情感财富理论强调，家族对社会情感财富不是风险厌恶而是损失厌恶的，家族具有强烈的维护社会情感财富动机，甚至以牺牲经济利益为代价来追求非经济利益。

（二）文献述评

1、家族企业

自1988年第一期《家族企业评论》第一篇文章发表以来，关于家族企业恰当定义的争论已经持续了25年多。随着商业研究的国际化，人们对家族企业研究的兴趣与日俱增，因为家族企业是大多数国家的主要企业类型。尽管许多研究比较了家族企业而非家族企业，但家族企业定义确难以统一界定。在美国，5%通常被用作界定上市家族企业的所有权临界点，然而，家族持股比例为4.9%和5.1%的公司的公司行为可能没有什么区别。因此不同的学者对家族企业的定义界定有所差别。本文家族企业的定义界定为资本或股份主要控制在一个家族手中，家族成员出任企业的主要领导职务的企业。

2、董事长职业视野

国内没有研究董事长职业视野的相关定义。根据国外CEO职业视野的定义，我们来定义董事长职业视野。国外对CEO职业视野界定为：CEO退休年龄与实际年龄之差。而董事长的职业视野，不仅仅与年龄相关，他还与董事长职业背景、董事长教育背景、董事长学术背景等有关。因此本文的董事长职业视野界定为四个维度：董事长年龄、董事长职业背景、董事长教育背景、董事长学术背景。

3、企业绩效

本文的被解释变量为创业板家族企业的企业绩效，常用的企业绩效衡量指标有托宾Q值、总资产报酬率ROA、净资产收益率ROE、每股收益EPS等单一维度指标。总资产报酬率ROA、净资产收益率ROE衡量的是企业的会计业绩，每股收益EPS衡量企业的市场业绩。本文主要研究家族企业董事长职业视野与企业绩效的关系，因此本文选取总资产报酬率ROA、净资产收益率ROE作为企业绩效的衡量指标。

4、外部投资者持股比例

根据投资者的目的不同，外部投资者可以分为战略投资者和财务投资者。Carl.A

Cohen(1998)从行业及战略意图的角度出发,认为战略投资者通常是一些大公司,它通常是与目标公司处在同一行业,并且针对目标公司业务战略价值进行投资;而财务投资者大多数是一些专业的投资机构,它们的资金实力较为雄厚,对于那些缺少发展资金的企业会有很大的帮助。与战略投资者相比,财务投资者具有注重中短期收益,投机性较强,与目标企业相关性较低等特点。本文的战略投资者持股比例,更侧重于财务投资者。

5、述评

学术界现有研究为本文的研究奠定了基础,但现有研究存在以下两方面的不足:一是,董事长职业视野的维度划分比较单一,大都从单个维度对董事长职业视野进行定义,多维度董事长职业视野进行定义较少,单一维度定义下的董事长职业视野对企业绩效的影响正相关,但是多维度定义下的董事长职业视野是否正相关,值得讨论;二是目前国内外对外部投资者持股研究主要将外部投资者作为自变量或者中介变量进行研究,对外部投资者持股作为中介变量的研究不多。

(三) 研究假设

1、家族企业董事长职业视野对企业绩效的影响

自高阶理论提出以来,大多数的学者的研究脉络一直遵循着这一理论中的人口特征学以及深层的认知内在特征来开展,异质性的测量维度具有一定的统一性和稳定性。本文选择董事长年龄、董事长职业背景、董事长学术背景、董事长教育背景四个维度进行深入的分析。

a1.董事长年龄

董事长年龄的大小会影响其处事能力和应对风险的能力,进而会影响其经营管理水平及企业的战略决策。年长的董事长,行事风格趋于保守,不愿对企业做出改变,制定企业发展战略时也不太会冒险。而年轻的董事长处事风格较为激进,更容易接受新鲜事物,也更愿意尝试新的冒险和挑战,从而更愿意对企业发展战略做出转变。另外,我们研究的是家族企业,而家族企业由于其家族属性的特殊性,董事长一般由家族成员担任,因此在做决策的时候,更容易做出有利于企业长远发展的决策。Komiotis、Kumar(2011)认为年长者丰富的经验能部分抵消年龄增长的负面影响。季健(2011)通过实证研究指出,经营绩效好的公司,一般情况下高管团队的平均年龄相对会比较大一些。

因此本文提出命题:

Ha1: 董事长年龄正向影响企业绩效。

a2.董事长职业背景

董事长的职业背景,是指董事长曾经从事过的行业和个人工作经历的总和,职业背景和个人经历对社会资本和社会关系网络的形成至关重要,他们在曾经的工作经历中形成的人际关系网络会对目前进行的企业经营活动产生积极地影响,因为人际关系网络有助于管理者获取外部信息和资源(Pettigrew,1992)。杨鹏鹏等(2005)将董事长作为研究对象进行了研究分析,其研究结论和Pettigrew一致,即董事长在过去的工作经历中会建立起广泛的人脉关系,这种人脉关系能够帮助董事长高效的获取外部信息和资源,促进企业的经营活动,从而有利于企业的长远发展。因此,本文提出了以下研究假设:

Ha2: 董事长职业背景正向影响企业绩效。

a3. 董事长的学术背景

董事长的学术背景主要是表征董事长看问题的深度和广度的一个指标。拥有高校工作经历、具备科研能力、在科协等协会团体任职，将会有助于董事长更深层次的看清事物的本质，做出较为科学的精准决策，做出更有利于企业长远发展的决策部署，做出更有助于企业绩效的增加。刘金山等(2017)研究发现：高管学术背景对企业创新绩效有正向影响，学术背景高管人数越多、比例越大，越有利于企业创新绩效的提升，高管团队中核心高管的学术背景对企业创新绩效有正向影响。

因此本文提出命题：

Ha3: 董事长的学术背景对于企业绩效正相关。

a4 .董事长教育背景

Hambrick & Aveni (1992)对管理者的教育专业背景与企业绩效的关系进行了研究，在研究中，他们将教育专业分为两个大类：一类属于技术专业背景，包括财务会计、金融投资、法律法规等，这类专业具有技术功能；另一类是管理方面的专业，包括与组织生产、人力资源相关的专业，这类专业具有特定的功能属性。一些学者研究发现，具备会计、财务、金融等财经教育背景专业出身的管理者，他们对公司投资决策、融资决策以及财务风险等比较敏感。李华晶（2006）研究发现，那些更加注重企业业务流程化，实施企业创新战略的管理者往往具有工程类专业教育背景。基于以上分析，本文提出命题：

Ha4: 董事长具备财经或者工程教育类背景对于企业绩效有正向影响关系。

e .外部投资者持股比例的调节作用

现代公司越来越多的引入外部投资者，外部投资者对于董事长和其他高管具有监督、批评、施压等作用，同时外部投资者也促进了企业的研发投入和创新绩效的提高。McCahery（2016）等发现机构投资者大部分为长期持有，63%的投资者会直接与管理层协商，45%的投资者除此之外还与董事会私下谈判，这种幕后干预行为与公司治理机制产生互补作用。而对于家族企业而言，外部投资者的比例越高，对家族企业的战略影响越大，从而对董事长职业视野和企业绩效之间的调节作用越明显。本文提出命题：

Hb1 外部投资者持股比例对董事长年龄与企业绩效的关系有正向调节作用。

Hb2 外部投资者持股比例对董事长职业背景与企业绩效的关系有正向调节作用。

Hb3 外部投资者持股比例对董事长学术背景与企业绩效的关系有正向调节作用。

Hb4 外部投资者持股比例对董事长教育背景与企业绩效的关系有正向调节作用。

(四) 模型描绘

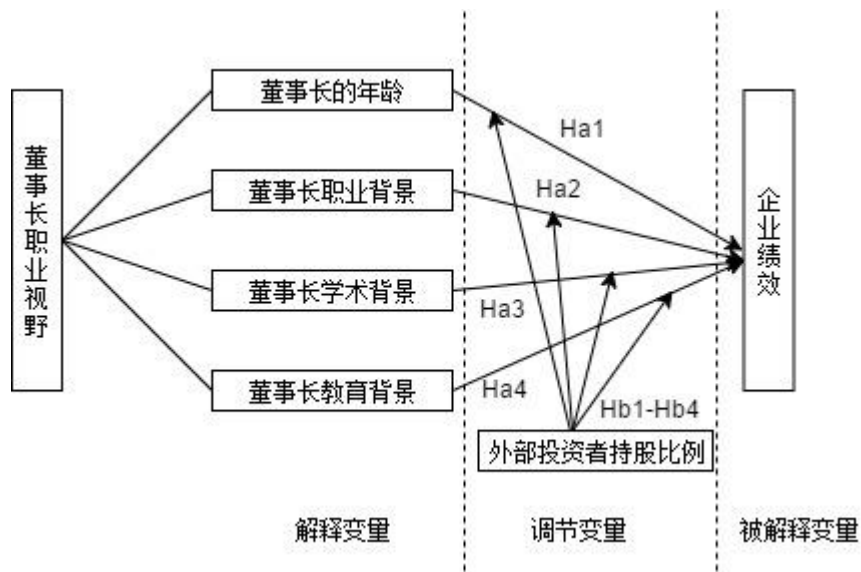


图1 家族企业董事长职业视野与企业绩效影响关系模型图研究框架

4. 样本选择和研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文以 2009-2019 年在创业板上市，且为家族企业，发行了股票的所有创业板上市公司为基础样本库，首先，根据以往学者的标准以及结合本文主题，对创业板上市公司进行严格筛选，以确保样本选择的合理性，具体步骤如下（贺小刚等，2010；连燕玲等，2012；姚晓玲、刘淑莲，2015；宋铁波等，2017；陈国辉等，2018）：首先，

- (1) 剔除创业板非家族企业；
- (2) 剔除银行、证券公司、保险公司等金融类受管制公司的样本；
- (3) 剔除 2009——2019 年间，财务数据缺失的公司样本；
- (4) 剔除 ST 公司的样本；
- (5) 剔除数据存在严重缺失的公司样本；
- (6) 剔除在并购活动中采用现金、股份及两者混合支付方式以外支付方式的公司样本；
- (7) 为消除异常值的影响，本文对主要连续变量位于 0—5%和 95%—100%区间的样本进行 winsorize 缩尾处理；

其次，通过国内较为权威的成型数据库来获取数据，以确保数据来源的真实性和可靠性。本文数据包括企业业绩指标（ROA、ROS）、第一大股东持股比例、机构投资者持股比例、股权制衡度、两权背离率、研发投入、公司规模、董事长年龄、董事长学历、董事长职业背景、董事长学术背景等基础数据，这些数据主要来自于国内三大权威成型数据库——CSMAR 数据库、CCER 数据库和 WIND 数据库。最后，采取多途径相互验证的方式以确保样本数据的准确性，即本文数据除来自于上述三大成型数据库外，本文还通过各上市公司的年报，以及新浪财经网、金融界、巨潮资讯网和中国上市公司资讯网等国内专业网站对数据进行了再核实和印证。

（二）变量定义与测量

1、被解释变量：企业绩效

李纪明（2009）认为企业绩效通常包括企业盈利能力、企业发展能力等多个方面。孙宁（2011）认为，企业必须先要生存，然后才能发展，在考察企业绩效时应该尤其注重生存与增长这两个维度。刘敏（2012）认为“公司绩效”是指企业因在其日常管理实践中，积极主动承担社会责任，而给其带来的短期盈利能力的提升以及长期竞争优势的增加。在前人的研究基础上，本文主要研究家族企业董事长职业视野与企业绩效的关系，因此本文选取总资产报酬率 ROA、净资产收益率 ROE 作为企业绩效的衡量指标。

2、解释变量：董事长职业视野

本文的董事长职业视野包括四个维度：董事长年龄 董事长职业背景 董事长教育背景 董事长学术背景等。

董事长年龄：即董事长的实际年龄，用年报公布的年份减去董事长的出生年份。

董事长职业背景：即董事长所从事的工作种类，1=生产、2=研发、3=设计、4=人力资源、5=管理、6=市场、7=金融、8=财务、9=法律、99=其他或者不明确方向，多种职业背景用逗号隔开。

董事长教育背景：即董事长的受教育程度，1=中专及中专以下、2=大专、3=本科、4=硕士研究生、5=博士研究生、6=其他（以其他形式公布的学历，如荣誉博士等）、7=MBA/EMBA。

3、中介变量：外部投资者持股比例

外部投资者持股比例：指的是企业以外的投资者，一般用机构投资者持股比例进行衡量。

4、控制变量：一般控制公司寿命、企业规模、行业性质、股权集中度、资产负债率等等，参考现有文献，将下列指标作为控制变量。

表 1 控制变量指标选取

变量类型	变量名称	变量符号	度量方法
控制变量	公司规模	SIZE	期末资产总额的自然对数
	公司寿命	TIME	截至 t 年的公司上市年限
	两职合一	DUAL	董事长兼任总经理为 1，否则为 0
	资产负债率	LEV	年末总负债除以总资产
	股权集中度	SHARE	第二至第五大股东与第一大股东之比 (陈德萍等, 2011)
	年度	YEAR	样本所处的年度，若属于该年度赋值为 1，反之为 0
	行业	IND	企业所处的行业，若属于该行业为，否则为 0

来源：作者整理

（三）本文董事长职业视野对企业绩效的总模型

本文回归过程分两步：第一步是自变量与因变量的回归；第二部是调节效应的回归。具体如下：

第一步,自变量对因变量的回归:

$$\text{Ha1:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{a1}\text{AGE (董事长年龄)}+\xi_{a1}$$

$$\text{Ha2:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{a2}\text{FUNBACK (董事长职业背景)}+\xi_{a2}$$

$$\text{Ha3:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{a3}\text{ACD (董事长学术背景)}+\xi_{a3}$$

$$\text{Ha4:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{a4}\text{EDU (董事长教育背景)}+\xi_{a4}$$

第二部，调节效应模型：

$$\text{Hb1:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{b1}\text{AGE (董事长年龄)}+\beta_{b1}\text{AGE (董事长年龄)}$$

$$*\text{EXINVESTOR (外部投资者持股比例)}+\xi_{b1}$$

$$\text{Hb2:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{b2}\text{FUNBACK (董事长职业背景)}+\beta_{b2}\text{FUNBACK (董事长职业背景)}*\text{EXINVESTOR (外部投资者持股比例)}+\xi_{b2}$$

$$\text{Hb3:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{b3}\text{ACD (董事长学术背景)}+\beta_{b3}\text{ACD (董事长学术背景)}*\text{EXINVESTOR (外部投资者持股比例)}+\xi_{b3}$$

$$\text{Hb4:ROA(企业绩效)}=\beta_0+\beta_{b4}\text{EDU (董事长教育背景)}+\beta_{b4}\text{EDU (董事长教育背景)}*\text{EXINVESTOR (外部投资者持股比例)}+\xi_{b4}$$

5、研究结论与不足

1. 结论和贡献

本文通过文献分析和逻辑推导得出了家族企业董事长职业视野、企业绩效、外部投资者持股比例的影响命题，同时基于命题建立了企业绩效提升为宗旨的理论模型；本文构建了董事长职业视野的四个维度，也对董事长职业视野的文献进行了深化。

本文的贡献有二：

第一，命题提出了董事长职业视野这一概念，并通过文献法，确定了董事长职业视野的四个维度：年龄、职业背景、教育背景、学术背景来进行衡量，从这四方面来衡量董事长职业视野的宽度和广度。

第二：命题用外部投资者持股比例作为调节变量，将机构投资者股东积极主义理论引入进行阐述，这是本文的研究创新。

2. 研究不足

本文只是对理论研究进行了剖析，还未对其进行相应的设计、进行调查研究、获取相应数据。如果能够对用实证的方法对其分析论证，将会更具理论意义和实际指导价值，科学性和实用指导性也会增加。下一步，本文将通过权威数据库收集国内创业板家族企业的面板数据，继续进行实证研究，进一步探讨家族企业董事长职业视野和企业绩效的关系。

参考文献

Vanessa, M. Strike, Pascual Berrone, Stephen G. Sapp & Lorenzo Congiu. P. (2015) . A Socioemotional Wealth Approach to CEO Career Horizons in Family Firms. Journal of Management Studies ,52(4), 555-583.

- Anderson, R. C., & Reeb, D. M. (2003). Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence From the S&P 500. *The Journal of Finance*, 58(3), 301-1328.
- Botero, I. C., & Cruz, C., & Massis, A. D., & Nordqvist, M. (2015). Family Business Research in the European Context. *European Journal of International Management*, 9(2), 139-159.
- De Massis, A., & Frattini F., & Majocchi, A., & Piscitello, L. (2018). Family Firms in the Global Economy: Toward a Deeper Understanding of Internationalization Determinants, Processes, and Outcomes. *Global Strategy Journal*, 8(1), 3-21.
- Xinchun, L., I., & Xiaogang, H., E., & Likai, Z. O. U. (2020). Family Business Research: Theoretical Progress and Future Directions. *Management World Journal*, 2020 (11) ; 207-229.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Puri, M. (2013). Managerial attitudes and corporate actions. *Journal of Financial Economics*, 109(1), 103-121.



Name and Surname: Jiajia Xin
Highest Education: Doctoral Degree
University or Agency: Panyapiwat Institute of Management
Field of Expertise: Business Administration
Address: 85/1 Moo 2, Chaengwattana Rd., Bang Talad, Pakkred,
Nonthaburi 11120

基于 KMV-Logit 混合模型的中国上市公司信用风险实证分析

EMPIRICAL ANALYSIS ON CREDIT RISK OF CHINA'S LISTED COMPANIES BASED ON KMV LOGIT MIXED MODEL

杨朝晖¹, 古韵²

Zhaohui Yang¹, Yun Gu²

¹正大管理学院, ²埃克塞特大学

¹Panyapiwat Institute of Management, ²University of Exeter

*Corresponding author: Zhaohui Yang, E-mail: 724688508@qq.com

摘要

近年来,中国资本市场中涌现出了越来越多的信用违约风险事件,并且违约主体呈现出明显的规模更大、经营业绩良好以及牵涉的行业更为宽泛等突出特征,引发了全社会对信用风险管理的关注与探讨。上市公司在配置和运作资本市场资源、优化与完善产业结构等各领域具有重要影响作用,是推动中国经济发展和深化体制改革的重要主体。基于这一背景,深入分析中国上市公司当前的信用管理状况,建立健全与中国市场经济发展需求相适应的信用管理体制机制,对进一步优化金融市场环境、提高信用风险管理能力具有至关重要的意义,同时为政府监管、投资主体及相关企业评价上市公司信用风险等级提供了有效参考依据。

本文分别选取了 2020 年由于财务状况出现异常而被 ST 和财务经营状况稳健的各 36 家中国 A 股上市公司作为违约和非违约样本组研究对象,同时引入 KMV 模型来计算和评价两个样本组对象的信用风险,借助 Logit 模型分析和计算样本企业的相关财务指标,并对计算结果展开回归分析,由此对最终评价结果进行比较。经过实证分析发现:(1)从违约距离上看,ST 组相比非 ST 组的违约距离显著较小,因此利用 KMV 模型所计算的违约距离能够在一定程度上显现出企业的信用风险系数;(2)应用 KMV-Logit 混合模型展开实证研究,并与基准 Logit 模型计算结果展开对比,发现就预估精度而言,相比基准 Logit 模型的计算结果,显然引入违约距离的 KMV-Logit 混合模型更为精准,这一新模型不仅具有显著的拟合优度,同时具有更高的有效性和说服力,能够更为精准的预估上市公司的信用风险等级,因此 KMV 模型在分析和评价上市公司信用风险领域具有重要的应用价值。

最后,在上述实证结论的基础上,本文针对上市公司的信用风险管理提出了建立健全独特管理机制、引进和培养专业化风险管理人才、强化市场准入审核要求以及提高投资主体信用风险管理意识等改进对策,以期能够促进中国资本市场的长足发展。

关键词: 上市公司 信用风险 KMV-Logit 模型



Abstract

In recent years, more and more credit default risk events have emerged in China's capital market, and the main body of default has obvious characteristics of larger scale, good business performance and broader industry involved, which has aroused the attention and discussion of the whole society on credit risk management. Listed companies play an important role in the allocation and operation of capital market resources, optimization and improvement of industrial structure and other fields. They are important subjects to promote China's economic development and deepen system reform. Based on this background, an in-depth analysis of the current credit management situation of Listed Companies in China and the establishment of a sound credit management system and mechanism suitable for the development of China's market economy are of great significance to further optimize the financial market environment and improve the ability of credit risk management. At the same time, it is of great significance to evaluate the credit risk of listed companies for government supervision, investors and related enterprises. It provides an effective reference.

In this paper, 36 Chinese A-share listed companies with abnormal financial situation in 2020 are selected as default and un-default sample groups, and KMV model is introduced to calculate and evaluate the credit risk of the two sample groups. The model analyzes and calculates the relevant financial indicators of the sample enterprises, and carries out regression analysis on the calculation results, so as to compare the final evaluation results. The empirical analysis shows that: (1) from the perspective of default distance, the default distance of ST group is significantly smaller than that of non ST group, so the default distance calculated by KMV model can show the credit risk coefficient of enterprises to a certain extent; (2) the KMV logit mixed model is used to carry out empirical research, and the results are compared with the benchmark logit model. Compared with the calculation results of benchmark logit model, the KMV logit hybrid model with default distance is obviously more accurate. This new model not only has significant goodness of fit, but also has higher effectiveness and persuasion, and can more accurately predict the credit risk level of listed companies. Therefore, KMV model has important application value in the analysis and evaluation of credit risk of listed companies. Use value.

Finally, on the basis of the above empirical conclusions, this paper puts forward some improvement countermeasures for the credit risk management of listed companies, such as establishing and improving the unique management mechanism, introducing and training professional risk management talents, strengthening the market access audit requirements and improving the credit risk management awareness of investors, so as to promote the rapid development of China's capital market.

Key words: Listed companies, Credit risk, KMV-logit model

1. 引言

上市公司作为中国资本市场的重要组成部分,相比一般公司企业,上市公司具有资产实力雄厚、产业规模庞大、产业结构完善等突出优势,是中国市场中最具竞争力的主体之一。随着中国市场经济的迅猛发展,为市场主体迸发活力提供了重要机遇,尤其对于上市公司而言,能够充分挖掘自身优势实现快速增长,在发展数量和质量上取得重大突破,由此也促进了证券市场中投资主体具有更强的投资意愿。

但在 2010~2019 年这一阶段,中国国内生产总值的增长幅度出现了明显的下降,即由 10.4% 跌至约计 6%,整体经济出现了明显的下行趋势,过于复杂的国内外经济形势导致诸多上市公司的盈利水平显著下降,整体负债规模却出现了倍增趋势,这加重了诸多上市公司的债务压力,有可能引发信用风险,这极大的抑制了投资主体的积极性。当前,政府对金融领域的关注点主要集中在如何有效防控金融风险上。与普遍的一般型企业相比,上市公司在业绩水平、经营规模、融资能力以及信息透明度等方面的突出表现,是确保金融市场健康稳定发展的主体力量,因此必须重点防范和应对上市公司的信用风险。由此在该领域提出了如何合理精准度量信用风险的问题,需要寻找相应的度量工具,这对于进一步健全和完善信用风险管理制度,促进投资市场长足发展具有重要的实践价值。

随着中国资本市场信用违约风险事件的频发,事件特征呈现出多样化,引发了整个社会对上市公司信用状况的关注和探究。但现实是,中国的信用风险研究相对落后,存在明显的不足缺陷。一方面,中国尚未形成拥有充足信息资源的信用评价数据库,没有形成定期更新机制,导致所掌握的技术数据与企业真实状况存在较大偏差,而长期发展下去,必然导致信用风险评价仅停留在形式层面,让投资主体面临着较高的信用违约风险。另一方面,中国依然采用传统守旧的统计分析和定向模型来评价信用等级,缺少与中国金融市场及市场经济发展需求相适应的信用评价模型。

当前,KMV 模型作为一项现代化信用风险量化技术,已经得到了世界市场的广泛应用,并且在世界金融市场中取得了显著的应用实效,在信用风险评价上具有较为强烈的敏感度。而由于中国尚未建立健全完善性的违约信息数据库,导致很难利用 KMV 模型的相关理论展开影射而计算预期违约概率。尽管,中国学术界已经普遍证实利用 KMV 模型的违约距离能够相对精准的评价企业利用风险,具有较高的可信度。然而,违约距离与企业是否真正产生违约之间很难划分明确界限,由此限制了中国学界最终的正确判断。

当前,中国学界普遍应用 Logit 模型展开信用风险量化,该模型具有适用程度高、计算简便且评价结果明显等突出特点。但当前,更多企业为了逃避法律追究、谋取私利而拒绝披露真实财务信息,出现了愈加严重的财务信息造假现象。再加上,企业年度财务信息披露时间相对滞后,极大地影响了最终模型预测结果的精准性和时效性,大幅降低了信用风险预测效果。面对这一现实状况,本文在实证研究中将 KMV 模型的违约距离引入 Logit 模型中并展开回归分析,在两种模型相互结合的基础上构建混合模型。这一混合模型自己能够实现优势互补,改变应用单一模型的缺陷,同时能够更为精准地归因和量化影响上市公司违约风险的因素及数量,更为精准地评价违约风险概率。由此能够为金融机构和投资主体评价上市公司的信用风险提供重要的参考依据,提高风险评估的精准性和可信度,积极有效的应对风险,同时为企业实现健康可持续发展和市场监管提供有效启发。

2. 文献综述

KMV 模型最早是由美国 KMV 企业研究人员在 Black-Scholes-Merton 期权定价模型基础上所建构的, 该模型能够动态化的监测企业的信贷和债券违约风险, 之后该模型广泛应用于信用风险评估研究和实践中, 具有显著的信用风险评价实效。KMV 模型在应用实践中不断完善和改进, 逐渐成为公司信用风险评价领域的主要应用模型。Korablev、Dwyer (2007) 以 1996~2006 这一时期欧洲、北美以及亚洲部分国家多个类型企业相关数据为研究样本, 引入 KMV 模型展开实证研究, 最终发现, KMV 模型不仅适用性强, 且评估效果显著。Korablev、Qu (2009) 借助 KMV 模型来测量和评价北美地区金融和非金融两大不同领域企业的信用风险, 同时截取 1996~2006 年以及次贷危机爆发期间上述样本企业的相关指标数据, 最终发现 KMV 模型在度量 and 评价企业信用风险领域具有持续有效的显著特征。Logit 模型在评估企业信用风险领域同样具有较强的适用性。Ohlson(1980) 在 Logit 模型的基础上, 采用定量和定性分析相结合的方法, 研究分析了 1970~1976 年美国相关企业的违约情况, 最终验证了该模型在预测大样本时具有一定的稳健性。以 Campbell (2008) 为代表的学者截取 1963~2003 这一期间美国上市公司的财务信息和股市数据为研究样本, 并利用 Logit 模型相对精准的判断出这些企业的信用风险状况。

中国学术界在应用 KMV 模型和 Logit 模型打开信用风险评估研究过程中, 大多选取上市公司或中小企业为研究对象, 重点评价和分析企业信用状况、信用风险控制及评估等。姚鹏(2019) 选取中国 A 股市场中 108 家上市房地产企业为研究对象, 并以该对象在 2010~2018 年这一时期的相关数据作为研究样本, 利用 KMV 模型展开信用风险测度, 最终实证结果显示, 企业违约概率与资产规模之间存在明显的正向作用关系。何莹莹、国采薇(2018) 重点选取中国北京和东北地区创业板上市公司作为研究对象, 截取该对象 2016 年在债券市场中的相关表现数据为研究样本, 并利用 KMV 模型对该研究样本数据展开信用风险预测和评价, 结果显示, 所选样本企业在信用风险上并未出现明显差异, 并且评估结果精准度较高。尹志兵(2019) 重点研究了中小板市场中上市汽车企业的信用风险状况, 利用 Logit 模型对该市场中 60 家样本企业展开性风险度量, 最终提出了与供应链金融信用风险相关的主要变量。林江鹏(2016) 选取中国中小企业为研究对象, 在分析评价样本对象盈利、偿债、发展和运营四大能力基础上建立了 Logit 模型, 同时参照国际中小企业的信用风险等级标准, 最终计算出样本企业的违约风险大小。近年来, 中国学术领域开始趋向于将 KMV 模型和 Logit 模型相组合的方法来评价企业信用风险。张中秋(2019)通过构建 KMV-Logit 组合模型, 分析和评价 2018 年中国股票市场中 ST、*ST 以及经营稳健上市公司各 30 家的相关数据, 实证分析发现基于当前上市公司所披露的相关信息数据, 组合模型具有更为显著的评价精准率, 并且具有能够动态更新结果的突出优势。许林、梁婧怡(2019)在修正和完善 KMV 模型与 Logit 模型组合的基础上, 分别评价中国 26 家中小型科技企业的信用和非信用风险, 由此, 为上市企业融通资金和有效防范银行信贷风险提供了可靠的参考数据。

由于中国金融市场起步较晚, 欠缺评价上市公司信用风险的数据信息, 同时关于这一问题的理论研究相对少见。金融市场的稳定与发展是支撑中国经济不断增长的重要保障, 因此, 引入量化模型更为全面精准地评价中国上市企业的信用风险具有理论和实践双重意义。本文选取 KMV 模型和 Logit 模型来测算和评价中国上市企业的信用风险, 目的在于为有效防范信用风险和促进金融市场健康发展提供理论参考。

3. 模型构建

3.1 模型选择

当前通常利用两种方法来评估信用风险，其一是传统评价法，比如信用评级法、信用评分法或专家评价法等，其二是现代风险度量模型评价法，比如常用 KMV 模型、Credit Portfolio View 模型、Credit Metrics 模型以及 Credit Risk+模型等（具体详见下表 1）。前一种评价法产生较早，但其缺陷在于容易受到时间以及主观因素的影响，并且存在明显的滞后性。而后一种现代风险度量模型法是以大数据技术为载体，借助现代化计量软件构建模型，并且能够为理论研究提供充足的数据分析和论证，风险评估结果的精准度更高。因此，本文从后一种方法中确立所选择的模型。

表 1：现代信用风险度量模型比较

模型	理论基础	数据要求	评判依据
KMV	B-S-M 期权定价模型	公司股票交易数据、财务报表	通过对公司数据的综合处理,得到公司理论违约概率
Credit Metrics	VaR 模型、资产组合理论	公司历史违约数据	利用违约率和信用迁移矩阵得出信用资产组合的价值分布曲线,并计算在险价值
Credit Risk+	保险精算原理	贷款违约概率、风险暴露	将单笔贷款违约概率加总得出贷款组合的损失分布
Credit Portfolio View	动力学基本原理	公司历史违约数据、宏观经济波动数据	建立公司违约概率和宏观经济变量多元计量模型,计算信用等级迁移矩阵

来源：笔者根据现有文献整理获得

本文着重分析和评估上市企业的信用风险，充分结合上市公司的特征以及数据可获得程度，最终选择 KMV 模型来展开分析和评价，这一模型符合此类上市公司的特征及数据要求。尽管当前中国尚未建立完善性的企业违约历史查询数据库，无法完成从违约距离到实现概率的直接映射，那可以依据违约距离和理论层面的违约概率之间的关系，预估企业的信用风险系数。

本文主要应用 KMV 模型来测算企业理论违约概率，并参考陈勇阳（2011）关于概率空间划分的相关研究来评定企业信用等级。由于划分等级后得到的是离散型数据，因此引入 Logit 模型对上述评定结果展开拟合验证。Logit 模型广泛应用于预测有序变量，并且此模型的应用实效已经得到了国内外学术界的普遍认可，因此，本文在验证 KMV 模型评估结果时选择 Logit 模型。

3.2 模型构建

1.KMV 模型

通过广泛搜集相关数据发现，上市企业在主体上不具备明确的信用评级结果，在国家企业信用信息公示系统中仅能查询到极少数上市公司的信用指数，但该指数并不能完全代表企业当前的信用风险状况。因此，本文利用 KMV 模型来测算企业的违约距离，在此基础上算出理论违约概率，并参照信用评价表中的相应区间进行评级。KMV 模型是在 B-S-M 期权定价模型相关理论上构建的，其中所涉及到的参数详见下表 2。

表 2:KMV 模型参数描述

参数	参数名称	参数估计方法
V_A	资产价值	根据期权定价模型计算
V_E	股权价值	股票市值
σ_A	资产价值波动率	根据股权价值与股权价值波动率计算
σ_E	股权价值波动率	根据股权价值日波动率计算
SD	短期债务	资产负债表中流动性负债
LD	长期债务	资产负债表中非流动性负债
DP	违约点	根据长、短期债务计算
D	公司债务账面价值	根据长、短期债务计算
DD	违约距离	根据资产价值和违约点计算
EDP	理论违约概率	根据违约距离计算
r	无风险利率	一年期定期存款利率

来源：笔者根据现有文献整理获得

(1) V_E (股权价值) 和 σ_E (股权价值波动率)。由于中国大多数上市公司的股权结构中包含流通股和非流通股两种类型, 依据张中秋 (2019) 提出的算法, 得到 V_E 的计算公式为:

股权价值 (V_E) = 流通股股数 $\times$ 流通股股价 + 非流通股股数 $\times$ 非流通股股价。

其中, 流通股和非流通股的股价分别选择交易日收盘价和每股净资产。以 l_t 代表 t 这一区间内股票价格产生波动的极差, H_t 、 L_t 分别代表交易日股票价格的最高值和最低值, 由此 $l_t = \ln H_t - \ln L_t$ 。并截取 n 期进行观察, 即 $l_1, l_2, \dots, l_n$, 由此得出:

$$\sigma_E' = \sqrt{\frac{1}{4 \ln 2} \frac{\sum_{t=1}^n l_t}{n}} \quad (1)$$

$$\sigma_E = \sigma_E' \sqrt{n} \quad (2)$$

式中, σ_E' 、 σ_E 分别代表股票价值每日波动率和年波动率。

(2) DP(违约点)。KMV 通过广泛搜集大规模违约信息展开实证研究, 最终发现, 在公司长期债务的 $1/2$ 与短期债务之和作为违约点时, 能够获得最佳评估结果, 那么其公式为:

$$DP = SD + \frac{1}{2} LD \quad (3)$$

(3) V_A (资产价值) 和 σ_A (资产价值波动率)。依据 B-S-M 期权定价模型的相关公式可以得出:

$$V_E = V_A F(d_1) - De^{-rT} F(d_2) \quad (4)$$

$$\begin{cases} d_1 = \frac{\ln(\frac{V_A}{D}) + (r + \frac{\sigma_A^2}{2})T}{\sigma_A \sqrt{T}} \\ d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T} \\ F(d) = \int_{-\infty}^d \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \end{cases} \quad (5)$$

式中, T 为代表企业债务年限; $F(\cdot)$ 代表标准正态累积分布函数, 而无风险利率利用 r 来表示, 然后依据姚鹏 (2019) 针对无风险利率的界定, 此处确立为一年期金融机构定期存款利率。将上述式 (4) 和式 (5) 结合起来, 应用 Matlab 软件能够计算出 V_A 和 σ_A 的值。

(4) DD (违约距离) 和 EDP (理论违约概率)。此处依据张钰才 (2011) 提出的计算违约记录和违约点的公式得出:

$$DD = \frac{E(V_A - DP)}{E(V_A) \sigma_A} \quad (6)$$

由于违约距离和违约概率的理论值之间存在着映射关系。基于 B-S-M 模型, 如果资产报酬符合标准正态分布, 那么 EDP 同样符合这一分布特征 (Crouhy 等, 1998), 即:

$$EDP = F(-DD) \quad (7)$$

2. Logit 模型

Logit 模型普遍应用于测度离散变量, 利用非线性回归模型来探究因变量与自变量之间的关联性。Logit 模型中的因变量存在多种可能, 但表现出一定的顺序特征。企业的财务指标相对繁杂但相互间存在一定的关联性, 因此将所收集到的复杂多样的财务指标展开主成分分析, 减少重叠冗余的指标, 从大量财务指标中明确主成分作为解释变量, 并带入有序 Logit 模型中展开回归分析。所选取的财务指标主要依据国泰安数据库关于营运、盈利、偿债以及现金流动等四大能力的指标分类。为了尽可能规避各指标间的多重共线性, 最终选择了 18 个财务指标。

依据林江鹏等 (2016) 相关学者所界定的 Logit 模型, 最终所确立的模型如下:

$$\text{Logit}(P_i) = \ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha_i + \sum_{i=1}^4 \beta_i x_i, i = 1, 2, 3, 4 \quad (8)$$

式中, P_i 、 β_i 分别代表概率、也是变量系数, 而 α_i 代表阈值估计值。在展开有序 Logit 回归分析后, 得出了样本企业信用风险概率值分别为 P_1 、 P_2 、 P_3 和 P_4 , 然后参照信用等级概率的数值区间做出等级判断。



4. 实证分析

4.1 KMV 模型分析

1. 样本的确定

依据中国现行的上市规则要求，若近两个会计年度最终审计报告中呈现的净利润均小于零，并且每股净资产远低于股票面值或两个会计年度出现连续亏损上市企业，将会面临 ST 处理。如果未来会计年度企业依然亏损，那么将面临暂时停止上市交易的处理。对比之下，与经营正常的上市企业相比，ST 公司具有较高的信用风险系数。因此，本文为了展开对比研究，分别选取了 ST 公司和非 ST 公司作为两个样本组。同时利用 Wind 数据库查阅上市公司对外披露的相关公告信息。最终发现 2020 年有 36 家上市企业由于经营异常而被 ST，由此被划归 ST 样本组，对应的选出 36 家非 ST 公司列入对比样本组，由此形成 72 个样本对象。为了进一步提高两个样本组的可比性，排除行业、发展规模以及交易市场对实证分析结果的干扰性，在匹配对比样本时主要依据三个基本条件，即：选取相同行业、相同证券交易、总资产规模相似的配对企业。最终仅选取了只发行 A 股的上市公司，具体详见下表 3。

表 3：样本公司

行业	股票代码	名称	股票代码	名称
综合	000409.SZ	ST 地矿	600643.SH	爱建集团
制造业	000422.SZ	ST 宜化	300480.SZ	光力科技
科学研究和技术服务业	000504.SZ	ST 生物	002140.SZ	东华科技
制造业	000572.SZ	ST 海马	300456.SZ	赛微电子
制造业	000611.SZ	ST 天首	600486.SH	扬农化工
制造业	000707.SZ	ST 双环	600808.SH	马钢股份
制造业	000816.SZ	ST 慧业	300221.SZ	银禧科技
制造业	000868.SZ	ST 安凯	600260.SH	凯乐科技
制造业	000911.SZ	ST 南糖	300232.SZ	洲明科技
制造业	000972.SZ	ST 中基	000661.SZ	长春高新
制造业	002102.SZ	ST 冠福	300123.SZ	亚光科技
租赁和商务服务业	002188.SZ	ST 巴士	600180.SH	瑞茂通
农、林、牧、渔业	002200.SZ	ST 云投	600123.SH	兰花科创
制造业	002289.SZ	ST 宇顺	300429.SZ	强力新材
制造业	002290.SZ	ST 中科创	300084.SZ	海默科技
制造业	002420.SZ	ST 毅昌	002598.SZ	山东章鼓
制造业	002427.SZ	ST 尤夫	002067.SZ	景兴纸业
制造业	002473.SZ	ST 圣莱	002537.SZ	海联金汇
制造业	002656.SZ	ST 摩登	300437.SZ	清水源
制造业	002692.SZ	ST 远程	300132.SZ	青松股份

电力、热力、燃气及水生产和供应业	002700.SZ	ST 浩源	300388.SZ	国祯科技
制造业	002770.SZ	ST 科迪	000951.SZ	中国重汽
制造业	600084.SH	ST 中葡	600322.SH	天房发展
制造业	600112.SH	ST 天成	300097.SZ	智云股份
交通运输、仓储和邮政业	600119.SH	ST 长投	600190.SH	锦州港
制造业	600228.SH	ST 昌九	002691.SZ	冀凯股份
制造业	600234.SH	ST 山水	000925.SZ	众合科技
制造业	600301.SH	ST 南化	300180.SZ	华峰超纤
制造业	600319.SH	ST 亚星	000333.SZ	美的集团
制造业	600595.SH	ST 中孚	600592.SH	龙溪股份
建筑业	600610.SH	ST 毅达	002310.SZ	东方园林
信息传输、软件和信息技术服务业	600654.SH	ST 中安	002315.SZ	焦点科技
制造业	600698.SH	ST 天雁	002472.SZ	双环传动
信息传输、软件和信息技术服务业	600767.SH	ST 运盛	300226.SZ	上海钢联
制造业	601113.SH	ST 华鼎	300285.SZ	国瓷材料
批发和零售业	601258.SH	ST 庞大	600180.SH	瑞茂通

来源：笔者根据现有文献整理获得

本文以 2019 年 12 月 31 日为基准日，选取这一时点两组样本企业的信用风险展开评估。并以这两组上市企业在 2017 年度对外披露的财务数据以及两大证交所日度市场交易价格作为数据样本。

2. 参数的选择

(1) 股权价值波动率 σ_E 的计算

本文选取流通股股价波动率来代表股权价值波动。可参照历史数据来估计流通股的股价波动程度，本文截取 2017 年 1 月 2 日~12 月 29 日这一期间每日收盘价来计算每日波动程度，经过得出年波动率。此外本文提出假设，即上市公司股票价格符合对数正态分布特征，由此可以得出股票对数收益率的计算公式：

$$u_i = \ln\left(\frac{S_i}{S_{i-1}}\right) \quad (9)$$

其中 S_i 代表第 i 天当日股票收盘价，那么可计算出股票收益率的日标准差，即：

$$\sigma_0 = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2} \quad (10)$$

n 为一年内的交易天数

股票收益的年标准差：

$$\sigma_E = \sigma_0 \cdot \sqrt{n} \quad (11)$$

(2) 股权价值 E 的计算

中国大多数上市公司采用流通股和非流通股相结合的股权配置结构, 尽管截止当前, 已经基本完成了股权分置改革, 但要实现上市公司股票的完全流通依然需要度过锁定期, 由此当前依然需要区分流通股和限售股。选取何种方法来计算限售股价值对最终结果具有重大影响。本文主要依据部分学者普遍采用的处理方法, 沿用以下公式来计算股权市价:

$$\text{股权的市场价值} = \text{流通股股数} \times \text{流通股平均价格} + \text{非流通股股数} \times \text{每股净资产}$$

(3) 时间参数 T 的确定

通常选取一年时间作为评价信用风险的参照周期, 因此本文将违约距离定为一, 那么 $T=1$ 。

(4) 无风险利率 r 的确定

当前中国在债券价格市场中尚未普遍公认的无风险基准利率, 因此本文选取时间年限为一年的同期银行定期存款利率作为该基准利率。参照 2018 年度同时期金融机构定期存款利率明确 $r=1.5\%$ 。

3. 计算 V 和 σ

结合模型构建中的分析, 整个 KMV 模型中存在七个变量, 其中 E(公司股权价值)、 σ_E (股权价值波动率)、D(负债账面规模)、r(无风险利率)以及 T(周期)这五大变量均从市场中获得, 而 V(隐含的资产市场价值)、 σ (隐含的资产波动率)这两个变量需要在获取以上五个变量值得基础上代入联立方程组来计算。结合上文可知, $T=1$ 、 $r=1.5\%$, 而其他变量可以参照上市公司披露的财务报表以及股票市场表现等数据而计算得出。

在选择 ST 公司以及与其相匹配的非 ST 公司时主要遵循以下几个要求: 两个样本组企业处在同一个交易场所、双方资产规模旗鼓相当、两个样本组企业仅发行 A 股, 不存在其他股, 并且对应匹配的非 ST 公司财务状况相对稳定, 不存在非正常运作。

4. 计算股权价值波动率

在计算出所选分析期间内每日股票收益率后, 在 Excel 中利用 STDEVP 函数来计算相应的股票价值波动率, 具体数据如下表 4 所示。

表 4: 样本公司股票价值的波动率

ST组				非ST组			
股票代码	δE	股票代码	δE	股票代码	δE	股票代码	δE
000409.SZ	0.361	002656.SZ	0.3746	600643.SH	0.2441	300437.SZ	0.1608
000422.SZ	0.2431	002692.SZ	0.3223	300480.SZ	0.3158	300132.SZ	0.2129
000504.SZ	0.3029	002700.SZ	0.3243	002140.SZ	0.27	300388.SZ	0.2594
000572.SZ	0.2639	002770.SZ	0.3602	300456.SZ	0.3305	000951.SZ	0.2897
000611.SZ	0.2811	600084.SH	0.4831	600486.SH	0.2611	600322.SH	0.3526
000707.SZ	0.312	600112.SH	0.3949	600808.SH	0.2701	300097.SZ	0.3223
000816.SZ	0.2847	600119.SH	0.3637	300221.SZ	0.4179	600190.SH	0.2783
000868.SZ	0.6172	600228.SH	0.3941	600260.SH	0.3155	002691.SZ	0.2677

ST组				非ST组			
股票代码	δE	股票代码	δE	股票代码	δE	股票代码	δE
000911.SZ	0.2794	600234.SH	0.5686	300232.SZ	0.2648	000925.SZ	0.2407
000972.SZ	0.3376	600301.SH	0.2649	000661.SZ	0.2036	300180.SZ	0.2616
002102.SZ	0.2884	600319.SH	0.298	300123.SZ	0.3871	000333.SZ	0.2165
002188.SZ	0.3804	600595.SH	0.3499	600180.SH	0.2584	600592.SH	0.4542
002200.SZ	0.3405	600610.SH	0.347	600123.SH	0.1765	002310.SZ	0.2939
002289.SZ	0.2774	600654.SH	0.3018	300429.SZ	0.3369	002315.SZ	0.2209
002290.SZ	0.3083	600698.SH	0.4637	300084.SZ	0.3077	002472.SZ	0.2443
002420.SZ	0.287	600767.SH	0.3871	002598.SZ	0.2887	300226.SZ	0.2387
002427.SZ	0.3916	601113.SH	0.2977	002067.SZ	0.262	300285.SZ	0.2765
002473.SZ	0.4045	601258.SH	0.2512	002537.SZ	0.2397	600180.SH	0.2584

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

5. 估计企业的资产价值和其资产价值的波动性

在计算出股票波动率的基础上，再来计算 D 和 VE (%) 的值，之后应用多微分数插值解法对二元非线性方程组进行求解，最终得出 VA 和 δA 的数值，计算结果如下表 5 所示。

表 5：样本公司的资产价值和资产价值波动率

ST组			非ST组		
股票代码	VA	δA	股票代码	VA	δA
000409.SZ	711.9783	0.3610	600643.SH	7065.2209	0.2441
000422.SZ	629.0336	0.2431	300480.SZ	656.4942	0.3158
000504.SZ	24.6428	0.3029	002140.SZ	1953.6568	0.2700
000572.SZ	6549.3916	0.2639	300456.SZ	1398.9818	0.3305
000611.SZ	517.6493	0.2811	600486.SH	3896.4153	0.2611
000707.SZ	376.4460	0.3120	600808.SH	23895.3520	0.2701
000816.SZ	3088.3880	0.2847	300221.SZ	2230.6400	0.4179
000868.SZ	1091.5603	0.6172	600260.SH	4702.3183	0.3155
000911.SZ	1401.0281	0.2794	300232.SZ	1793.8772	0.2648
000972.SZ	878.0382	0.3376	000661.SZ	4426.1313	0.2036
002102.SZ	5308.9133	0.2884	300123.SZ	4596.9075	0.3871
002188.SZ	10.5371	0.3804	600180.SH	5230.6453	0.2584
002200.SZ	413.9349	0.3405	600123.SH	9387.1298	0.1765
002289.SZ	471.0885	0.2774	300429.SZ	1060.8875	0.3369
002290.SZ	1208.1709	0.3083	300084.SZ	1800.5278	0.3077
002420.SZ	1181.7536	0.2870	002598.SZ	755.7479	0.2887

ST组			非ST组		
股票代码	VA	δA	股票代码	VA	δA
002427.SZ	1797.1039	0.3916	002067.SZ	3854.8196	0.2620
002473.SZ	285.9705	0.4045	002537.SZ	6967.3213	0.2397
002656.SZ	2363.4796	0.3746	300437.SZ	1195.6978	0.1608
002692.SZ	1496.9384	0.3223	300132.SZ	728.0890	0.2129
002700.SZ	960.7943	0.3243	300388.SZ	1916.9050	0.2594
002770.SZ	1663.3723	0.3602	000951.SZ	5634.8465	0.2897
600084.SH	2343.9210	0.4831	600322.SH	4380.6704	0.3526
600112.SH	1148.4812	0.3949	300097.SZ	1982.7314	0.3223
600119.SH	725.2274	0.3637	600190.SH	6020.8133	0.2783
600228.SH	52.4379	0.3941	002691.SZ	861.1944	0.2677
600234.SH	71.0174	0.5686	000925.SZ	2304.3228	0.2407
600301.SH	241.7532	0.2649	300180.SZ	4865.0298	0.2616
600319.SH	32.6226	0.2980	000333.SZ	73738.5327	0.2165
600595.SH	4608.9643	0.3499	600592.SH	1899.6041	0.4542
600610.SH	35.0563	0.3470	002310.SZ	11314.2885	0.2939
600654.SH	2168.4401	0.3018	002315.SZ	1863.7292	0.2209
600698.SH	577.2857	0.4637	002472.SZ	3358.2220	0.2443
600767.SH	266.8061	0.3871	300226.SZ	824.2530	0.2387
601113.SH	2806.5614	0.2977	300285.SZ	1903.3845	0.2765
601258.SH	13288.8991	0.2512	600180.SH	5230.6453	0.2584

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

6. 计算违约距离

在计算出以上结果之后，利用公式计算样两组样本公司的违约距离。结果如下表 6。

表 6：样本公司的违约距离

ST组				非ST组			
股票代码	违约距离	股票代码	违约距离	股票代码	违约距离	股票代码	违约距离
000409.SZ	2.5968	002656.SZ	2.6613	600643.SH	4.0506	300437.SZ	6.1346
000422.SZ	2.2649	002692.SZ	3.0692	300480.SZ	3.1626	300132.SZ	4.6825
000504.SZ	2.9475	002700.SZ	3.0786	002140.SZ	3.6291	300388.SZ	3.7674
000572.SZ	3.7486	002770.SZ	2.7568	300456.SZ	2.9990	000951.SZ	3.3262
000611.SZ	3.4834	600084.SH	2.0651	600486.SH	3.8004	600322.SH	2.6745
000707.SZ	2.4766	600112.SH	2.4955	600808.SH	3.6399	300097.SZ	3.0932
000816.SZ	3.4815	600119.SH	2.7065	300221.SZ	2.3806	600190.SH	3.5497

ST组				非ST组			
股票代码	违约距离	股票代码	违约距离	股票代码	违约距离	股票代码	违约距离
000868.SZ	1.5236	600228.SH	2.4500	600260.SH	3.0839	002691.SZ	3.7315
000911.SZ	3.4500	600234.SH	1.6770	300232.SZ	3.7172	000925.SZ	4.0954
000972.SZ	2.9128	600301.SH	3.6904	000661.SZ	4.8891	300180.SZ	3.8105
002102.SZ	3.4509	600319.SH	1.8499	300123.SZ	2.5734	000333.SZ	4.5307
002188.SZ	1.3757	600595.SH	2.7609	600180.SH	3.7652	600592.SH	2.1944
002200.SZ	2.7463	600610.SH	2.5942	600123.SH	5.5924	002310.SZ	3.3352
002289.SZ	3.5880	600654.SH	3.2213	300429.SZ	2.9637	002315.SZ	4.5123
002290.SZ	3.1980	600698.SH	2.1296	300084.SZ	3.2293	002472.SZ	4.0517
002420.SZ	3.3996	600767.SH	2.5657	002598.SZ	3.4490	300226.SZ	3.7810
002427.SZ	2.4775	601113.SH	3.3380	002067.SZ	3.7973	300285.SZ	3.5967
002473.SZ	2.4642	601258.SH	3.8353	002537.SZ	4.1002	600180.SH	3.7652

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

7. 违约距离的分析

从上表两个样本组关于违约距离数值的对比发现,经营正常企业的违约距离普遍超过了违约企业,充分显现出违约距离变量具有一定的解释能力。为了进一步检验该变量在区分违约和非违约样本之间差异上是否具有显著敏感度,进一步应用 SPSS 软件对该变量展开描述性统计分析,结果如表 7 所示:

表 7: 违约距离的描述性分析

	违约组	非违约组
min	1.3757	2.1944
mean	2.7925	3.6903
p50	2.7516	3.6785
max	3.8353	6.1346
sd	0.6355	0.8130
skewness	-0.3486	0.8562
kurtosis	2.4793	4.3345

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

通过观察表 7 中的均值大小,发现非违约样本组的违约距离的均值都明显大于违约样本组。本文利用独立性样本 T 检验,判断违约距离是否具有显著的差异,结果如表 8 所示:

表 8：约距离的独立性 T 检验

均值		T检验量	P值
ST组	非ST组		
2.7925	3.6903	5.2197	0.0000

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

结合上表数据可知，期违约距离变量的独立性 T 检验结果 P 的值为 0.0000，显然小于 1% 的显著性水平，充分证实两个不同样本组在违约距离变量上具有显著差异，并且非 ST 组的变量值明显大于 ST 组。

4.2 基于 KMV 模型的企业信用风险影响因素回归分析

由于企业信用风险的可量化性不足，再加上部分数据不具备可获得性，本文主要从 Wind 数据库中查询上市公司对外发布的公告，最终得出了 2020 年度由于经营异常而被 ST 的 36 家上市公司，由此形成了本文研究的 ST 样本组，并对应选取了相匹配的同等数量的非 ST 公司样本组，由此明确了本文要研究的 72 个样本对象，并以企业是否 ST 作为被解释变量构建模型。由于企业是否 ST 为 0-1 变量，因此本文利用 Logit 模型进行回归分析，以探究解释变量对企业信用风险的预测能力。

由于实践操作中，主要依据企业的相关财务指标来评价其信用风险，因此本文将上市公司的财务指标划分为与偿债、盈利、营运和成长等四个能力相关的指标，作为解释变量，在计算和评价的基础上预估企业信用风险大小。同时本文将应用 KMV 模型所计算的违约距离引入到模型中作为解释变量，由此依据违约距离更为精准的评价企业的信用风险。

1. 财务指标的选取

本文着重分析上市公司对外披露的财务报表中的相关指标，同时依据不同的财务特征分别划分为与偿债、盈利、营运以及成长四个维度的财务指标。

本文从四个不同维度的财务指标中选取了最具代表性的 18 个财务指标，作为本文的解释变量，这些财务指标信息均是从 Wind 数据库中查询获得的。财务指标大小在很大程度上代表着企业的经营状况，能够为更为精准的预估企业违约风险提供基础性参考数据，所选取的相关财务指标详见下表 9。

表 9：财务指标体系

编号	组别	指标名称	指标代码
1	偿债能力	流动比率	X1
		速动比率	X2
		资产负债率	X3
		权益乘数	X4
		产权比率	X5
2	营运能力	应收账款周转率	X6
		存货周转率	X7
		固定资产周转率	X8
		总资产周转率	X9
3	盈利能力	资产报酬率	X10
		净利润率	X11
		净资产收益率	X12
		营业利润率	X13
4	成长能力	固定资产增长率	X14
		总资产增长率	X15
		净资产收益率增长率	X16
		营业利润增长率	X17
		营业收入增长率	X18

来源：笔者根据现有文献整理获得

由于最初选择的财务指标过于繁杂，对后续的分析结果以及指标间存在的诸多重叠关系，如果全部引入 Logit 模型展开回归分析，很可能降低最终结果的解释能力，因此本文进一步对四大能力指标展开主成分分析，合成四个维度的因子，以实现对指标的降维以及降低重叠信息。

2. 主成分分析的适用性检验

本文应用 KMO 和 Bartlett 球形检验，检验主成分分析法的可适用程度，最终结果如下表 10 所示：

表 10：KMO 和 Bartlett 球形检验

	偿债能力	营运能力	盈利能力	成长能力
KMO值	0.659	0.698	0.712	0.707
Bartlett的P值	0.000	0.000	0.000	0.000

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

表 10 显示，四大维度财务指标对应的 KMO 统计量分别取值 0.659、0.698、0.612、0.707，均大于 0.6，符合主成分分析条件。同时经过 Bartlett 检验后，P 值均为 0.000，显著低于 0.05，拒绝原假设，因此适用主成分分析。

3. 主成分的提取

本文利用财务指标变量进行主成分分析，以获取财务指标主成分，分析结果如表 11 所示：

表 11：主成分的提取

	偿债能力	营运能力	盈利能力	成长能力
主成分个数	2	2	1	1
解释的总方差	0.9742	0.8895	0.9311	0.8798

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

利用主成分分析提取主成分的目的在于尽可能的保留原始变量的基础上，消除各指标之间的重复叠加部分，并转化为少数不相关的综合指标。分析结果显示，四个财务维度进行主成分分析时提取的主成分数目分别为 2、2、1、1，所解释的总方差分别 97.42%、88.95%、93.11% 和 87.98%，提出的公因子保存最初变量 80% 以上的信息，即包括了原来绝大部分信息量，足够描述财务指标的整体发展水平。其次，经过主成分分析终确立了偿债能力因子 F1、营运能力因子 F2、盈利能力因子 F3 以及成长能力因子 F4。将这四个因子作为 Logit 模型解释变量展开回归，在消除各指标重复叠加信息的同时，简化了计算步骤，同时能够更为精准的解释指标意义。

4. 基准 Logit 回归分析

本文引入二分类 Logit 回归模型对所提取的主成分财务指标展开回归分析，解释变量的值为“0”或“1”。之后应用 SPSS 软件对这一时期数据展开 Logit 回归，具体结果如下表 12 所示：

表 12：KMV-Logit 组合模型回归结果

	B	S.E.	Wald	df	Sig.
F1	0.363	0.563	0.417	1	0.518
F2	-0.891	0.651	1.868	1	0.172
F3	-5.837	2.168	7.25	1	0.007
F4	-1.089	0.511	4.544	1	0.033
Constant	1.237	0.61	4.111	1	0.043

a Variable(s) entered on step 1: DD_2017, F1, F2, F3, F4.

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

由表 13 最终得到的模型表达式为：

$$P = \frac{1}{1 + e^{(1.237 + 0.363 * F1 - 0.891 * F2 - 5.837 * F3 - 1.089 * F4)}} \quad (12)$$

依据上述结果可知，F1、F2 系数并不没有通过 5% 的显著性水平检验；F3 系数、F4 系数均为为负值，并且都通过了 5% 的显著性水平检验，由此可以看出，盈利能力和营运能力两个维度指标对企业违约风险具有显著解释能力，并且盈利水平越高，产生违约风险的可能性越低；同样营运能力越强，出现违约风险的可能性越小。

本文利用 SPSS 软件对模型进行回判, 以获得模型的拟合精度, 结果如下表 13 所示:
表 13: 2017 年 Logit 模型的回判结果

观测值	预测值		预测正确率
	1	0	
1	29	5	85.29%
0	7	31	81.58%
总计	36	36	83.33%

来源: 笔者根据数据分析结果整理获得

从表 13 可以发现, 2017 年的 Logit 模型回归分类的预测准确率分别是 83.33%, 基本实现了判别效果。仅仅就违约公司的分类情况而言, 回判正确率是 85.29%, 而正常公司的回判结果是 81.58%, 都达到了不错的预测效果。说明二分类 Logit 模型对上市公司的信用风险大小取得了一定的甄别效果。

5. KMV-Logit 混合模型回归分析

本文利用再出发分析得到的财务指标四个维度公因子, 并加入 KMV 模型得到的样本公司的违约距离作为解释变量, 利用 Logit 进行回归分析, 回归结果如表 14 所示:

表 14: KMV-Logit 组合模型回归结果

	B	S.E.	Wald	df	Sig
DD	-2.632	0.864	9.289	1	0.002
F1	-0.031	0.545	0.003	1	0.955
F2	-0.87	0.671	1.68	1	0.195
F3	-7.289	2.877	6.421	1	0.011
F4	-1.042	0.507	4.232	1	0.04
Constant	10.035	3.119	10.355	1	0.001

a Variable(s) entered on step 1: DD_2017, F1, F2, F3, F4.

来源: 笔者根据数据分析结果整理获得

由表 14 最终得到的模型表达式为:

$$P = \frac{1}{1 + e^{(10.035 - 2.632 * DD - 0.031 * F1 - 0.87 * F2 - 7.289 * F3 - 1.042 * F4)}} \quad (13)$$

可以得出, 违约距离系数为-2.632, 符合 5%的显著性水平检验结果, 由此意味着违约距离与企业违约风险产生概率之间存在明显的负相关性; F1、F2 两大因子的系数均小于零, 但并没有通过 5%的显著性水平检验; F3、F4 这两大因子的系数同样为负, 并且都通过了 5%的显著性水平检验, 充分说明盈利能力和营运能力两大因子与企业违约概率之间存在着明显的负相关性, 即盈利能力和营运能力表现越为突出, 产生违约风险的可能性越低。

(1) 模型检验

为了比较混合模型的拟合效果，本文从模型拟合优度的角度进行测试，具体检验结果如表 15 所示：

表 15：模型的拟合结果

	-2Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
logit modle	64.748a	0.386	0.514
kmv-logit model	48.342a	0.511	0.681

a Estimation terminated at iteration number 7 because parameter estimates changed by less than .001.

来源：笔者根据数据分析结果整理获得

由表 15 显示，相比传统的 Logit 模型，KMV-Logit 混合模型的拟合优度统计量 Nagelkerke R_Square 和 Cox& Snell R_ Square 的值相对较大，而-2Log likelihood 较小，由此可以充分说明 KMV-Logit 混合模型具有高的拟合度，具有更好的诠释效果，其预测能力得到更高的可信度。

（2）模型的回判准确率

通常情况下，Logit 回归分析得出的 P 值与 0.5 进行对比，如果大于 0.5，则归为违约样本公司；而如果小于 0.5，则划分为正常样本公司。Logit 模型的预测结果和 KMV-Logit 混合模型的预测结果如下表 16 所示：

表 16：模型预测结果

模型	观测值	预测值		预测正确率
		1	0	
Logit模型	1	29	5	85.29%
	0	7	31	81.58%
	总计	36	36	83.33%
KMV-Logit模型	1	32	4	94.12%
	0	4	32	84.21%
	总计	36	36	88.89%

来源：笔者根据数据分析结果整理

结合上表可以看出，Logit 模型和 KMV-Logit 混合模型所对应的总体预测精准度分别为 83.33%、88.89%，因此 KMV-Logit 混合模型相比 Logit 模型具有更高的预测精准度。

5. 结论与建议

5.1 结论

本文对中国上市公司的信用风险度量进行了初步探索, 研究发现基于 Logit-KMV 模型来预测中国上市公司信用风险结果具有较高的精准度, 最终得出了以下结论:

(1) 利用 KMV 模型对所选取的两组样本数据展开分析, 并对两个样本均值展开 T 检验, 结果显示 ST 样本组和非 ST 样本组在违约距离变量上存在显著差异, 即 ST 组相比非 ST 的违约距离明显较小, 因此利用 KMV 模型所得出的违约距离变量在很大程度上反映企业的信用风险等级;

(2) 借助 KMV-Logit 混合模型展开实证分析, 并对照基准 Logit 模型结果, 发现前者在引入违约距离变量后所形成的组合模型显然具有更高的预测精准度, 充分说明引入新变量后的组合模型不仅具有较高的拟合优度, 具有更强的解释力和有效性, 大幅提高了上市公司信用风险评估结果的可靠性, 同时说明 KMV 模型在分析和评价上市公司风险管理领域具有较强的应用价值。

5.2 建议

当前中国的信用体系日益完善, 大幅提高了数据的精准度和完整性, 由此够进一步增强 KMV 模型和 Logit 模型的适用程度。本文在筛选所需要样本对象时, 将数据不完整的公司排除在外, 由此对最终的分析结果带来了不稳定因素。同时, 在展开 Logit 回归主成分分析过程中, 为了避免指标重叠而引发的干扰, 再次排除了部分指标, 这也可能对最终的回归分析结果带来波动。这些问题需要未来进一步深入研究和验证。

股票市场能够大幅提升上市企业的运营能力, 促进企业长远发展, 同时也应当关注和持续推进上市公司的信用风险管理能力。结合上述研究结论, 本文认为上市公司应当着重从以下几个方面来强化自身的信用风险管理能力: 一是建立与中国股票市场特征相适应的信用风险管理机制, 充分发挥行业监管、交易所、上市公司以及投资主体四个方面的协同作用, 共同致力于降低股票市场的信用风险; 二是结合中国股票市场特有的运营模式, 注重引进和培养高层次信用风险管理人才; 三是提高上市公司审核门槛, 监管主体要动态化监测上市公司的营运状况、风险承受力以及相关可控性因素波动; 四是进一步增强投资主体的信用风险管理意识, 更为理性的进行投资, 尽可能的避免盲从而引发的风险损失。

参考文献

- [1] Korablev I, Dwyer D, 2007. Power and Level Validation of Moody's KMV EDF Credit Measures in North America, Europe, and Asia[R]. Moody's KMV Technical Report, No.9.
- [2] Korablev I, Qu S, 2009. Validating the Public EDF? Model Performance during the Credit Crisis[R]. Moody's KMV Company Working Paper. No.11.
- [3] Ohlson J A, 1980. Financial Ration and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy[J]. Journal of Accounting Research, 18(1):109-131.



- [4] Campbell J Y, Hilsher J, Szilagyi J, 2008.In Search of Distress Risk[J].The Journal of Finance, 63 (6): 2899-2939.
- [5] 姚鹏, 2019.基于 KMV 模型的中国上市房地产公司信用风险评估研究[J].中国资产评估 (6): 11-19.
- [6] 何莹莹, 国采薇, 2018.基于 KMV 模型的创业板信用风险评估——以东北地区为例[J].全国流通经济 (25): 88-89.
- [7] 尹志兵, 2019.我国中小企业供应链金融信用风险评估研究[D].武汉: 华中科技大学
- [8] 林江鹏, 华良晨, 姜雯, 2016.我国中小企业信用评级质量检验的实证研究——基于因子分析模型和有序 Logit 模型的分析[J].金融理论与实践 (1): 23-27.
- [9] 张中秋, 2019.基于 KMV-logit 混合模型的上市公司信用风险度量的实证研究[D].合肥: 安徽大学.
- [10] 许林, 梁静怡, 2019.我国科技型中小企业风险评价体系研究[J].金融科学 (1): 59-83.
- [11] 陈勇阳, 2011.信用评估——理论与实务[M].北京: 清华大学出版社.
- [12] 张钰才, 2011.基于 KMV 模型的地方政府融资平台信用风险度量[D].天津: 南开大学.
- [13] Crouhy M, Galai D, Mark R,1998. Credit Risk Revisited: An Option Pricing Approach[R].Risk Management Working Paper, No.2.

基于巍山古城的旅游目的地形象、旅游动机与行为意向关系研究

THE RELATIONSHIP AMONG DESTINATION IMAGE, TOURISM MOTIVATION, AND BEHAVIOR INTENTION BASED ON WEISHAN ANCIENT CITY

李旋¹

Xuan Li¹

¹ 正大管理学院

¹Panyapiwat Institute of Management

*Corresponding author: Xuan Li, E-mail: 287913802@qq.com

摘要

本文旨在通过分析旅游目的地形象、旅游动机和游后行为意向之间的内在关系，更好地理解游客前往巍山古城旅游的动机因素，为提升巍山古城旅游景区发展提出一些有效的对策。论文应用文献研究法、问卷调查法、统计分析法等研究方法，通过提出假设和模型构建，借助统计分析工具验证了假设。结果表明，旅游目的地形象中的认知形象和情感形象均对旅游动机有显著的正向影响，游客对目的地的信念（即认知形象）诱导了其对目的地的感知（即情感形象），从而提升旅游目的地的特殊吸引力来增加潜在游客的旅游动机；旅游动机对旅游服务质量存在显著的正向影响，旅游动机越高，旅游体验的服务质量就越优质，但旅游动机却对游客满意度的影响并不显著。

关键词：旅游目的地形象 旅游动机 满意度 游后行为意向 巍山古城

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the internal relationship among the image of tourism destination, tourism motivation and behavior intention after tourism, so as to better understand the motivation factors of tourists to visit Weishan ancient city, and put forward some effective countermeasures to promote the development of Weishan ancient city tourism scenic spot. This paper uses literature research method, questionnaire survey method, statistical analysis method and other research methods, through the hypothesis and model construction, with the help of statistical analysis tools to verify the hypothesis. The results show that both cognitive image and emotional image in tourism destination image have significant positive effects on tourism motivation. Tourists' belief in destination (i.e. cognitive image) induces their perception of destination (i.e. emotional image), thus enhancing the special attraction of tourism destination and increasing the tourism motivation of potential tourists. Tourism motivation has a significant positive impact on tourism service quality. The higher the tourism motivation is, the better the service quality of tourism experience is. However, the impact of tourism motivation on tourist satisfaction is not significant.

Keywords: Tourism destination image, Tourism motivations, Satisfaction, Behavior intention, Weishan ancient City

引言

目前，旅游产业不断的进步和结构调整，使得更具旅游特色、更有地方文化内涵、更

加原生态的、更加具有历史价值的古城镇旅游逐渐成为广受消费者和游客欢迎的一种旅游方式。随着旅游产品和旅游目的地营销策略研究以及旅游业相关研究方向的变化,使得各地政府对文化旅游能够有效带动经济发展这一因素的认识不断提高,古城镇旅游也逐渐被越来越重视。但长期以来,中国古城镇旅游业存在诸多问题,如旅游开发层次较低、过度商业化、同质竞争激烈、古城镇建筑与人文风貌受损等。事实表明,古城镇保护所需资金,可以通过发展当地的特色旅游来筹集,与此同时,旅游产业使当地居民得以妥善就业,因此古城镇旅游成为促进当地及周围地区经济文化发展的强大发动机。如何更好地对古镇进行保护与开发,如何使得古镇旅游地吸引更多的游客,从而持续发挥古城镇旅游的作用都是迫切需要去探讨的问题。另外,面对机遇,各地如火如荼的进行着古城镇旅游开发,古城镇旅游景区的不断涌现使得行业的竞争变得异常激烈,巩固和争取客源成为争夺市场份额的一项最基本的工作。与开拓新的旅游市场相比,游客重游不仅可以节约营销成本,还能增加旅游地经济收入、提升其综合竞争力。因此,准确预测游客未来旅游行为意向是提高游客重游率的重要因素,对其影响因素的研究十分必要。

地处云南省大理白族自治州西部的巍山古城旅游资源独特,文化内涵丰富,历史沿革久远有着非常可观的开发前景,相较于云南地区的其他古城镇旅游目的地和旅游产品,例如大理古城、丽江古城等一些知名度和推广度较高的古城镇在各方面都差距不大。由于旅游产业发展速度快,针对性的研究不能紧跟行业变化,导致现阶段对旅游产业的相关研究稍显滞后,特别是对古城镇一类的特色文化旅游产品和旅游目的地形象、旅游动机,关于剖析旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向关系的研究比较匮乏。因此,就古城镇旅游现有发展水平来讲,使旅游目的地形象得到提升,并调查游客来源方面的感知情况,尤其是游客的旅游动机,才有可能从本质上提升满意度,提高古城镇旅游的竞争力,吸引游客前来,提高观光人次,推动具有地方特色的古城镇旅游业持续健康发展

1. 概念界定及文献综述

1.1 旅游目的地形象

内前期研究可以发现旅游目的形象作为一个认知构念被认可(Tasci, et al., 2007),拥有高度的主观结构性特点,会影响到景点的选择、游客行为和其消费的满意程度,景点形象包括了感受、了解和情感三方面的评价。虽“观光地形象”这一词被很多研究者经常使用,但截止到现在都没有一个确切的定义。Crompton(1979)阐明它的定义是指人们对客体、行为和事件发展保有的信仰、看法、思考和感受的总和。综上所述我们能够对景点形象做出它是观光者对目标地所保有感受、信仰或看法的总和的这样一个描述性定义。研究者以时间顺序所衍生的原生、引致和复合形象不同的名称来刻画景点形象的组成成分;通过认知(具体、功能、拉)形象、情感(心理、象征、推)形象和意动形象来刻画其的不同角度,而这些成分组成了景点的整体形象。

1.2 旅游动机

旅游需求引发其动机,而这一动机则是决定其做出出游决策的内在动力根本。国内和国外有许多学者对旅游动机做了相当多的探讨,但因选择的方式和研究的角度有差异,所以他们的研究结果也不一致,也就导致了目前国内外对旅游动机的分类不一。Kozak(2002)运用实证分析的方法,将旅游动机划分为四类,即地位与声望、交际动机、文化动机、身体健康动机四大类。Zhang(2014)将旅游者的动机从推、拉两个方面进行了划分,推的因素有知识、地位与促进人际关系,拉的因素有可进入性、消费与高技术形象等。Uysal(2005)对南卡罗来纳州的节庆旅游者进行了研究,发现旅游动机有逃离动机、兴奋动机、事件新奇动机、社交动机和家庭和睦动机。

1.3 旅游服务质量

Parasuraman (1985) 团队指出一个事实, 那就是服务质量难以量化和统一标准, 原因是非物质化、本质不同性和生产消费统一性导致的, 认为顾客游客对服务的评判是服务质量。故而消费者对旅游组织品质的评判可以被定义为感知质量。具体地说, 可获得的体验主要被定义为以预期和实际表现之间的表象为中心的感知旅游质量。国内外的研究有两个主要目标。首先, 服务质量应该如何概念化和衡量? 到目前为止, 第一个问题已经用一个基于绩效的量表 (SERVPERF) 来与 SERVQUAL 量表进行比较 (Bitner, 1990; Bolton & Drew, 1991a, 1991b; Cronin & Taylor, 1992; Parasuraman, 1988)。第二, 服务品质与消费者认可度的影响条件及其函数关系是怎样的? 服务质量和满意度的对应关系尚未在定量描述程度上探讨。然而, 这一问题的重要性导致最近大量工作努力试图澄清服务质量与满意度之间的关系。说明了消费者 (即游客) 能感受到的体验越好, 消费者越满意。Cronin 和 Taylor (1992) 指出服务品质高低是消费者满意度的前因。Baker 和 Crompton (2000) 认为认可度可以用游玩体验获得的体验感受来说明。Spreng, Mackenzie 和 Olshavsky (1996) 坚持认为, 游客的满意度是体验质量的结果。

1.4 游客满意度

目前, 管理者、研究人员和学者对旅游目的地游客满意度的关注强度越来越大, 游客管理出现新常态, “以游客为中心”逐渐深入人心, 成为目的地的指导思想。而在目的地游玩的人的满意度的相关研究方向汇聚于 3 个方向上, 即满意度包括的内容、作用要素和满意度量度。在 20 世纪后期我们国内的旅游学术领域才起步对游客满意度的研究且仅涉及其定义、条件影响及相关的关键性等定向描述方面, 小部分进行定量研究。国外学术界对这方面起步较早, Baker (2000) 指出游客在获得旅游目的地服务、对目的地形成评价之后, 和游玩前对目的地的内心期望进行比对, 由此得到游客满意度。刘金兰 (2005) 对顾客满意度有不同的看法, 觉得消费者满意度是在对某种商品和服务体验过效果之后的结果, 顾客对购买物的评分或与期望所做的对比。一些学者认为顾客满意度和长期汇集的顾客满意度具有不同的含义。关于游客满意度影响因素, 在影响因素、游客阅历、晕轮效应和双因素理论四个方面取得了可喜的进展。

1.5 游后行为意向

游后行为意向的研究集中在三个方面, 即理论界定、探讨关系和再次回顾行为。在理论界定层面上, 研究人员认为行为意向指个体在做出行为之前的某个不一样的倾向动作, 也就是在做决定时的行为选择提示指明。在任何行为出现前, 行为意向都是一个必要的决策行为。Robert (1987) 对其在消费产品实现用处后, 顾客对所购买的商品的一个后续行为进行定义, 例如在使用、闲放、不满或满意的评价, 宣传积极或消极的行为, 再次回购等等。顾客对旅游产品的评估和未来的行为意向, 深受旅游目的地形象的影响。在关系探讨方面, Chen (2007) 的研究报告中指出, 游客旅游后的行为积极的正相关与他们的满意度, 具体表现在他们对于旅游景点目的地观赏愉快, 体验到的感受觉得满意程度良好, 那么游客在旅游期间和返家之后, 会向亲朋好友详述愉快体验, 从而吸引更多的游客。景区形象、游客感知价值、满意水平和忠诚度这四者的关系较为密切, 该课题由王斌 (2011) 使用实证研究方法做了系统研究。结论为, 一个优秀的景区地形象能够明显地使游客感知价值、认可满意及忠诚度等都会得到明显提高, 反之则降低。呈相关性的还有他们的感知价值、满意度、忠诚度, 而相关性不明显的要素为感知价值和忠诚度。观赏后的行为意向指的是游玩人员在该风景地体验之后, 是否会重复游玩或者向其他人提供建议的程度。重游行为方面, 里德于 1993 年指出, 重游游客对景点

十分重要，体现为景点可以获得稳定的收入，此外通过针对这些游客的营销战略，景区景点可以稳步提高知名度和口碑，吸引更多新游客的加入，获得更好的发展。奥普曼认为，评价景区景点潜力和判断商业周期处于哪个阶段可以借助重游游客占游客总体的比例来表征。在景点的高反映的重新观光意向明显反映了该景区的自身强竞争力，更多的游客被吸引，而进入旅游目的地，反之亦然。因此在各种后续行为中，重游意向和重游行为一直备受关注。研究显示，重游意向与四个因素关系密切，即游客满意度、游客个人属性、游客游玩动机和景区游憩型态。Castro（2007）认为顾客购买某种商品时，排除其他品牌而专一购买某一品牌，此时说明该顾客忠诚于某品牌，即形成忠诚度，评价景区景点形象及游客是否满意的重要指标就是忠诚度。王钦安（2019）深入研究安徽省红色革命旅游产业，探讨游客感知维度及其表现、在各个维度上研究游客满意度和之后的行为的关系后，得到结论为：重游意向具明显正相关于感知价值，研究对象的满意度的提高会积极影响提高行为、重游和推荐等不同意愿。着眼于测量重游意向时，某些人认为，若以搜集的调查问卷等资料具有某种程度上的规律性为前提，则预测游客行为可用趋势分析法。如果由某自然或社会机制造成的这种规律性，那么可认为假定有理，规律可持续；如果规律性是偶然产生的结果，那么假定无理，研究人员做出的测量有偏差，测量没有意义。

2. 假设研究与理论模型构建

2.1 旅游目的地形象与旅游动机之间的关系假设

近年来，关于旅游目的地形象的研究主要集中在其具体构成，以及多属性评估目的地形象的方法等方面。Echtner 和 Ritchie 提出了将其划分为与目的地周围地区的特定属性相一致的区域，例如目的地当地人的善良性格和城市的美丽风景。根据 Walmsley 等人的研究结果表明，旅游动机与目的地情感形象是有直接关系的，游客对目的地的情感形象很大程度上受到旅行者的动机的影响，但少量研究却认为对旅游动机的较大影响是由于认知形象部分造成的。有趣的是，Baloglu 和 McCleary 解释说，对于先前负面形象更大的旅游目的地和最近未被访问过的区域，情感形象可能具有更显著的权重。同样，Kim 和 Yoon 通过对于发展中国家的实证案例分析表明，情感形象在旅游目的地形象构成中所占权重较大。

由于游客对同一旅游目的地的认知和情感反应存在差异性，且区分两者关联性将有助于分析游客的出游动机。因此，旅游目的地的认知与情感形象有可能会成为影响游客出游动机的先决条件。对目的地认知形象和情感形象的大量研究发现，目的地形象是由这两个相互关联的要素构建的多维概念。当游客体验旅游目的地时，主要的反应程度是情绪化的，这种归因于目的地的情感品质决定了最终对目的地的旅游动机。根据 Beerli 等人的研究结果表明，认知和情感元素是相关的，共同构成目的地形象，但认知和情感形象元素均可以单独对目的地形象发展产生影响。Baloglu 等建议旅游目的地中的认知形象与情感形象两部分应该独立进行测量，以便更容易理解与旅游动机之间的关系。

基于上述分析，本文对旅游目的地认识形象、旅游目的地情感形象与旅游动机之间的关系，提出以下假设：

H1：旅游目的地认识形象对旅游动机有直接的正向影响

H2：旅游目的地情感形象对旅游动机有直接的正向影响

2.2 旅游动机与旅游服务质量之间的关系假设

根据 Chen 和 Tsai 的观点, 旅游服务质量被认为是游客在旅游体验过程中, 对相关服务流程的总体评价。Parasuraman 提出旅游服务质量是衡量游客对旅游组织整体价值、质量和卓越性的判断。通过基于绩效量表 (SERVPERF) 与 SERVQUAL 量表进行比较 (Bitner, 1990; Bolton&Drew, 1991a, 1991b; Cronin&Taylor, 1992) 来衡量服务质量。但是, 目前关于旅游动机和旅游服务质量之间的关系研究较少, 也因研究角度的不同而存在不同的观点和看法。根据 Kang 的研究结果表明, 游客根据以往对服务安排的期望和他们在游后的感受来判断, 从而决定旅游服务质量。由于他们早期的期望, 他们很容易受到参照群体的影响。根据 Lee 的研究结果表明, 一旦旅游者对旅游目的地产生了强烈的兴趣或接触, 旅游动机就会影响对旅游服务质量的积极评价, 认为动机可能是旅游服务质量的决定因素。正如 Lee, Jeon 和 Kim 的研究所指出的, 影响旅游服务质量的主要目的地特征可能是安全、宜人的风景、设施齐全的旅游设施、独特的文化/历史资产和良好的天气, 游客对这些关键因素的感受将极大地影响他们是否前往目的地旅游的选择。基于上述分析, 本文对旅游动机与旅游服务质量之间的关系, 提出以下假设:

H3: 旅游动机对旅游服务质量有直接的正向影响

2.3 旅游动机、旅游服务质量与游客满意度之间的关系假设

根据 Parasuraman 等人的研究结果表明, 更高水平的旅游服务质量会显著提高顾客满意度, 尽管旅游体验是暂时性的, 但如果旅游的服务质量能够满足游客的内在需求, 游客将会获得更为积极的体验。同样, Lee 和 Cronin Jr 等人的研究也认为, 旅游服务质量会影响游客满意

度, 提出旅游服务质量是影响满意度的先决条件。游客满意度的评价对旅游企业的管理层而言是必不可少的, 因为它会直接影响游客对目的地的选择和未来的出游行为, 基于游客满意度与所到旅游景点的服务质量密切相关, 有效提升旅游服务质量的重要性亦日益凸显。

根据对旅游动机的已有研究结果表明, 在不同的环境下, 如地质公园、文化古迹遗址和古村落等, 旅游动机均对游客满意度有很大贡献。游客的满意度可以通过优美的自然风光、历史古迹、纪念品商店和当地物价等旅游服务质量来提高。Yoon 和 Uysal 等人指出, 推式动机对满意度并未产生显著影响, 而拉式动机对满意度有直接和相反的影响。旅游满意度模型的改进对于旅行社的管理和吸引游客重游巍山古城旅游至关重要。在旅游市场竞争日益激烈的情况下, 尤其应该将重点放在如何激发游客的旅游动机和提升旅游服务质量两方面, 实证分析与游客满意度的相互作用。因此, 有必要对游客进行准确的调查, 分析旅游动机、旅游服务质量与满意度之间的因果关系, 分析所提出的模型是否存在上述因果关系。基于上述分析, 提出以下假设:

H4: 旅游动机对游客满意度有直接的正向影响

H5: 旅游服务质量对游客满意度有直接的正向影响

2.4 旅游服务质量、游客满意度与游后行为意向之间的关系假设

Gim 认为旅游研究关注的是能否从游客满意度模型中预测未来的旅游行为, 按照该思路, 游客满意度被视为游后行为意向的前因变量。相关实证研究结果表明, 有着积极的旅游服务质量和较高满意度的游客通常会乐于向他人推荐旅游目的地, 并会乐于返回和认可该目的地。Beerli 等人指出, 游客满意度成为影响游客未来行为意向的主要因素, 且两者之间存在显著的正相关关系。目前, 大量研究集中在分析服务质量、满意度和行为意向之间的关联性,

且服务质量和满意度两个变量均被认为是影响游后行为意向的主要因素（Baker2000，Cronin2000，Hwang2017）。通过考察未来行为意向与其决定因素之间的关系，目的地旅游管理者将更好地理解如何塑造一个有吸引力的形象，极大提升旅游服务质量和游客满意度。基于上述分析，提出如下研究假设：

H6：旅游服务质量对游后行为意向有直接的正向影响

H7：游客满意度对游后行为意向有直接的正向影响

2. 构建理论模型

基于以上假设，构建本研究的理论模型如图 1 所示：

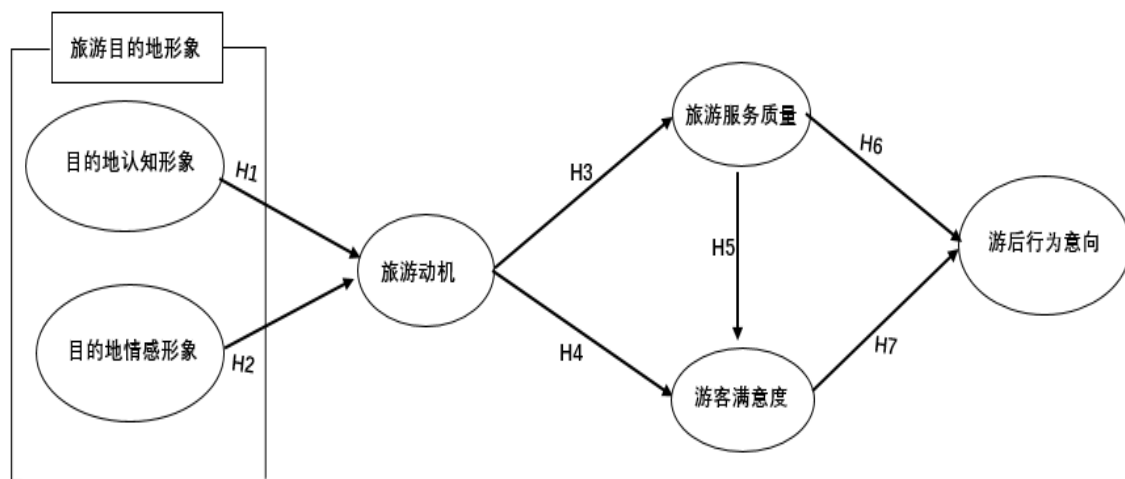


图 3.2 理论模型

图 1: 理论模型

3. 量表设计与统计分析

3.1 问卷设计

通过对大量文献资料和相关研究成果的分析与参考，同时基于对巍山古城的实际情况与老师进行讨论后，形成问卷设计的基本思路：基于李克特五级量表，以数字选项的形式让调查对象进行选择，便于后期的量化分析；问卷内容要涵盖调查对象的基本信息，以及巍山古城旅游目的地形象评价、旅游动机评价、旅游服务质量评价、游客满意度评价以及游客满意度评价等主要内容。本次问卷发放，采取线下实地发放的方式，借毕业论文调研之机，分几次到巍山古城景区各个景点进行了随机调查和发放，对部分不清楚的内容临时对被调查者进行解释，被调查者完成后及时进行回收。

3.2 量表信度检验

在检验研究假设之前，需要分析所构建假设模型中的研究构念的信度，信度分析主要反映同一研究构念的测量题项是否具备内部一致性。本研究主要采用 Cronbacha 系数检验测量题项的信度，运用 SPSS 软件的可靠性分析功能对收集到的数据信度进行检验，Cronbacha 值越高，说明量表的信度也就越高，Cronbacha 系数值的范围在 0 至 1 之间，越接近于 1 则信度越高。当信度系数 α 值大于 0.7，可靠度才较强；系数 α 值介于 0.5 到 0.7 时，量表的可靠性一般，但是根据研究的需要，仍能进行分析。当 Cronbacha 值小于 0.5 时，则不被接

受。表 5.1 显示了本研究中各构念变量的信度分析结果，由表 1 可知，旅游目的地认知形象中的 4 项测量题项的 Cronbach α 系数值为 0.861 大于 0.8，表明此次研究的数据总体具有非常高的信度。旅游目的地情感形象的 4 项测量题项的 Cronbach α 系数值为 0.827 也大于 0.8，根据分析结果，可知题项之间具有良好的相关性、数据信度质量高、水平良好，具有可靠性。旅游动机中的 3 项题项的 Cronbach α 系数值是 0.798 大于 0.7，数据信度质量较高。旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向的 Cronbach α 值分别为 0.746、0.844 和 0.865，表明研究中所有测量题项的 Cronbach α 都超过了 0.8，显示较好的内部一致性，可以进行下一步研究。

表 1: 研究变量的信度分析结果

变量	项数	可靠性系数 Cronbach alpha
旅游目的地认知形象	4	0.861
旅游目的地情感形象	4	0.827
旅游动机	3	0.798
旅游服务质量	3	0.746
游客满意度	3	0.844
游后行为意向	3	0.865

3.3 描述性统计分析

3.3.1 人口统计学变量频数分析

本研究中收集到的数据采用 SPSS21.0 进行描述性统计分析，整体上把握数据的特性和质量，获取各观测变量的基本统计学特征，为进一步的分析奠定基础。本次人口统计学特征调查主要是从游客的性别、年龄、婚姻状况、受教育程度、职业、个人年收入等方面采用分类量表进行测量。根据 20 名游客的试点样本和旅游领域两名专家的反馈，对调查工具进行了修订和定稿，因此，调查工具的内容有效性被认为是充分的。

表2: 样本人口统计学特征 (n=425)

人口统计特征	频数	有效百分比 (%)
性别		
男性	185	43.6
女性	240	56.4
教育程度		
高中文凭	72	17.0
专科文凭	43	10.2
本科学位	215	50.6
硕士及以上学位	95	22.3
婚姻状况		
单身	63	14.8
已婚 (包括离婚和丧偶)	362	85.2
职业		
企事业单位人员	268	63.0
个体经营户	14	3.4
服务从业人员	8	1.8
学生	29	7.1

人口统计特征	频数	有效百分比 (%)
公务员	38	8.9
专业技术人员	67	15.7
其他	1	0.3
年收入		
5 万元以下	86	20.3
5 万元—8 万元	103	24.2
8 万元—10 万元	96	22.5
10 万元—15 万元	76	17.8
15 万元以上	64	15.1
平均年龄=36.5 岁		

表 3 :受访者旅行特征概况 (n=425)

可变因素	频数	有效百分比 (%)
包括这次旅行, 您有多少次		
去过巍山古城?		
一次	87	20.4
两次	162	38.2
三次	99	23.4
四次以上	77	17.9
您这次旅行的主要目的是什么?		
休闲	374	88.0
工作	19	4.5
拜访朋友或者亲戚	6	1.3
购物	26	6.3
您在巍山古城呆了多久?		
一晚	4	1.0
两晚	42	9.8
三晚	134	31.6
四晚	130	30.5
超过五晚	115	27.1
您和谁一起去旅行?		
独自一人	84	7.2
和朋友	148	34.7
社团或公司	23	5.5
家人或者亲戚	170	52.6

调查问卷是由受访者亲自进行的, 调查点是随机选择的, 覆盖了巍山古城景区。因此, 可以认为样本能充分代表目标人群。如表 5.2 所示, 在 425 名受访者中, 男性和女性分别占 43.6% (n=185) 和 56.4% (n=240), 显示女性在巍山古城旅游中占主导地位。调查对象的平均年龄为 36.5 岁, 这与年轻人更喜欢旅游和更容易接受问卷调查这种方式有关。从受教育程度来看, 最高学历是学士学位的样本比例最高 (n=215, 50.6%), 这与该人群的消费观念有关, 他们更注重生活品质, 更重视享受生活, 大都热衷于旅游。况且由于巍山古城具有相对较为深厚的文化内涵, 在风俗人情和建筑文化, 对具备相应文化素质和追寻该文化素质的旅游者具有较强的吸引力。大多数受访者已婚 (n=362, 85.2%), 已婚者由于家庭影响, 更加倾向于短时间, 短距离的旅游。就职业而言, 63.0%在企事业单位工作, 15.7%为专业技术人员, 这两部分人员占的比重较大。最后, 占比最大的年收入群体为 5 万元至 8 万元

($n=103$, 24.2%)，其次是 8 万元至 10 万元 ($n=96$, 22.5%)，总体而言，样本呈现出个人年收入偏低的特点。

4. 假设验证

4.1 验证性因子分析模型信度效度分析

在本研究中，采用 AMOS 对数据样本进行验证性因子分析（CFA），分析结果如表 5.5 所示。组合信度（CR）值是通过因子载荷量计算的表示内部一致性信度质量的指标值，研究构念的各题项之间相关性越强，潜在变量对它们的解释能力也越强，因子载荷值加和的平方就越大，内部一致性就越好，当 $CR \geq 0.6$ 时，则表示该模型内部一致性良好。平均方差抽取量（AVE）代表潜在变量对所有测量变量的综合解释能力，AVE 值越大，潜在变量能够同时解释它所对应的题项能力就越强，反之，题项表现潜在变量性质的能力也越强，收敛效度越好。当 $AVE \geq 0.5$ 时，则表示该模型收敛效度越好。

如表 4 可知，潜在变量的组合信度值在 0.831~0.874 范围之内，均大于 0.6，数据表明同一个潜在变量下的测量变量的相关性较强。而效度则是指衡量工具能够测出研究者所需测得事物的程度，本研究各变量的标准化因子载荷如表 2 所示。由表 2 可知，潜在变量旅游目的地认知形象中的 4 个题项的标准化因子载荷系数分别是 0.765、0.742、0.784、0.857，均大于 0.7，分析结果表明 4 个题项与因子之间具有良好的对应关系，与预设研究构念相吻合，表明具有良好的效度。潜在变量旅游目的地情感形象中的标准化因子载荷系数分别是 0.833、0.842、0.760、0.787，均大于 0.6，由分析结果可以看出三个题项与预设维度相吻合，展现良好的效度。本研究中旅游动机、旅游服务质量、游客满意度、游后行为意向等各变量中 12 个题项的因素负荷量载荷系数全在 0.6 以上，符合建构效度的需求。

聚合效度可以用于检验假设模型中所有构念的测量题项是否可以代表该构念，通常标准化因子负荷量大于 0.7，且平均提取方差 AVE 大于 0.5 时，聚合效度被认为较好。本研究各变量的因素负荷量和 AVE 值如表 5.5 所示，如表 5.5 所示，20 个题项的标准化因子载荷系数介于 0.742~0.874 之间，均大于 0.7 的标准，6 个变量的 AVE 值介于 0.622~0.737 之间，均大于 0.5 的标准，可见本研究的聚合效度较好。

表 4 :验证性因子分析结果

变量	题项	标准化因子载荷	组合信度	AVE
旅游目的地认知形象	A1	0.765	0.849	0.622
	A2	0.742		
	A3	0.784		
	A4	0.857		
旅游目的地情感形象	B1	0.833	0.847	0.630
	B2	0.842		
	B3	0.760		
	B4	0.787		
旅游动机	C1	0.874	0.851	0.737
	C2	0.832		
	C3	0.811		
旅游服务质量	D1	0.840	0.874	0.680
	D2	0.829		
	D3	0.812		
	E1	0.789	0.848	0.663
	E2	0.815		

变量	题项	标准化因子载荷	组合信度	AVE
游客满意度	E3	0.858		
游后行为意向	F1	0.832	0.831	0.724
	F2	0.848		
	F3	0.835		

区分效度主要指同一潜在变量的各维度间应存在有显著的差异性，通常来说，当 AVE 值大于 0.5，且变量的 AVE 值大于此变量和其他变量的相关系数的平方值，则认为区分效度检验成立。由表 5.6 可知，本研究中全部潜变量的相关系数在 0.672~0.799 范围之内，平均提取方差（AVE）均大于 0.5，潜变量的相关系数的平方值在 0.452~0.619 之间，均小于平均提取方差值，从而认定潜变量间的区分效度成立。

4.2 验证性因子分析模型评价

根据 Hair（1998）的研究建议，在检验模型的适配度指标之前，首先需检查模型参数是否存在违规估计现象，主要从有无负的误差方差存在、标准化因子载荷系数是否大于或等于 1 等方面进行判断，目前对于整体模型适配度的检验标准主要包括绝对适配统计量（卡方自由度比 χ^2/df 、RMSEA 和 GFI）和增值适配度统计量（NFI、CFI 和 IFI）等。其中，卡方自由度比（ χ^2/df ）常被用作替代性检验指数， χ^2/df 作为模型适配度是否拟合的指标，其值介于 1~3，表示模型拟合度良好。渐进均方根误差（RMSEA）值越小，模型拟合度越好，其值介于 0~1，当其值小于 0.05 表示模型契合度非常好，>0.08 则表示模型尚可。

表 5: 各潜变量之间的相关系数

	旅游目的地 认知形象	旅游目的地 情感形象	旅游 动机	旅游服务质 量	游客满意 度	游后行为意 向
旅游目的地认知形象	1	0.584 ^b	0.579	0.607	0.479	0.452
旅游目的地情感形象	0.764 ^a	1	0.607	0.563	0.554	0.542
旅游动机	0.761	0.779	1	0.615	0.581	0.555
旅游服务质量	0.799	0.750	0.784	1	0.567	0.558
游客满意度	0.692	0.744	0.762	0.753	1	0.619
游后行为意向	0.672	0.736	0.745	0.747	0.787	1

注：a 对角线下方为各潜在变量的相关系数

b 对角线上方为相关系数的平方

GFI、AGFI、IFI、CFI和TLI的值均介于0~1，越接近1则表示模型拟合度越好，一般而言，标准为0.9以上。按照以往的研究基础和实际模型特征，本研究选用 χ^2/df 、RMSEA、GFI、NFI、IFI、CFI等6个指标进行评价。研究数据表明，本研究模型的测量变量的误差方差介于0.019~0.074，均达到0.05显著水平，证实该模型不存在界定错误问题。另外，标准化因子载荷系数介于0.742~0.874（表5.5），没有>1或=1的问题出现，证实无违规估计。从绝对拟合指标来看， χ^2/df 是1.657小于3，GFI是0.943，大于0.9，在可接受范围之内，RMSEA是0.033小于0.08，CFI是0.985大于0.9，NFI是0.946大于0.9在可接受范围之内，IFI是0.986大于0.9。基于以上分析，说明本研究的评估模型的测量变量指标拟合度较好，属于可以接受的范围。

4.3 结构方程模型适配拟合度检验

本研究的样本量为425份，完全符合结构方程模型（SEM）对样本量的要求，前期也进行了验证性因子分析，保证了测量关系的质量以及确保测量关系的良好，可以进行结构模型的分析。接下来，运用SEM分析潜变量和观测变量间的因果关系，并对假设命题进行验证。在巍山古城旅游目的地形象与旅游动机、旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向整体模型拟合度检验上，其整体模型拟合度指标是用来检验整个理论模型与观察数据的拟合程度，其检验结果如表4所示。可以看出，该模型的标准卡方值（ χ^2/df ）为1.915，小于建议值3；拟合优度指数GFI为0.945，大于建议值0.900；IFI为0.969，大于0.900的参考标准；基准拟合指数NFI值为0.958，比较拟合指数CFI值为0.979，其检验结果均符合要求，属于可接受的范围内（侯杰泰，2004；黄芳铭，2005）。研究结果表明，本文研究所提出的理论模型整体模型拟合度较好，可用于检验本文提出的相关假设。

表6: 理论模型的拟合度指标分析结果

常用指标	χ^2/df	GFI	IFI	NFI	CFI	RMSEA
检验结果指标	1.915	0.945	0.969	0.958	0.979	0.039
参考标准	<3	>0.900	>0.900	>0.900	>0.900	<0.080

4.4 路径检验与分析

在对巍山古城旅游目的地形象与旅游动机、旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向整体模型检验的基础上，本文对巍山古城旅游目的地形象与旅游动机、旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向理论模型的路径系数与假设进行分析验证，其结果如表5所示。各结构变量间的直接效应通过变量间的路径系数反映，路径系数越大，指向变量对被指向变量的直接影响就越大。

表7: 理论模型的路径关系检验结果

自变量		因变量	路径系数	P值	假设检验
H1: 旅游目的地认知形象	→	旅游动机	0.412	0.001	支持
H2: 旅游目的地情感形象	→	旅游动机	0.507	***	支持
H3: 旅游动机	→	旅游服务质量	0.972	***	支持
H4: 旅游动机	→	游客满意度	0.113	0.082	不支持
H5: 旅游服务质量	→	游客满意度	0.948	***	支持
H6: 旅游服务质量	→	游后行为意向	0.454	***	支持

自变量		因变量	路径系数	P 值	假设检验
H7: 游客满意度	→	游后行为意向	0.473	***	支持

注: ***代表 P 值小于 0.001

首先,旅游目的地认知形象与旅游目的地情感形象均对旅游动机有显著的正向影响。从表 5 所示的理论模型的路径系数与假设验证结果可以看出,旅游目的地认知形象对旅游动机呈现显著的正向影响(路径关系 $\beta=0.412$, $p<0.05$),同样的,旅游目的地情感形象对旅游动机的影响($\beta=0.507$, $p<0.001$)显著。这些结果表明,大理巍山古城管委会在推广旅游目的地时,应注重有形和无形两个方面,同时注重无形和情感属性,包括游客在特定目的地的情感体验和体验。目的地形象的认知层面涉及对旅游目的地属性的感知,可以是功能/有形(如住宿和文化景点)和心理/抽象(如友好氛围)。另一方面,情感方面指的是旅游目的地所引起的情感(如愉悦和兴奋)。一个包含两个组成部分的清晰的图像显示了目的地的两个组成部分。形成过程表明,个体对目的地的信念(即认知意象)诱导了他/她对目的地的感觉(即情感意象)。这将有助于使目的地与众不同,在游客眼中具有吸引力。在这项研究中,旅游者的动机应该更加具体。此外,目标市场也应相应地进行划分,因为这是目的地部分最重要的方面。

其次,从假设 3 的研究结果来看,旅游动机到旅游服务质量的路径 β 值为 0.972, p 值小于 0.001,证明旅游动机对旅游服务质量有影响,因此该假设被接受。我们的发现与 Lee, Jeon 和 Kim 的结果一致。认为旅游动机越高,旅游体验的服务质量就越高。此外,游客对旅游目的地认知形象的个人期望与旅游动机之间也存在一定的正相关关系。因此,当游客对一个旅游目的地认知形象的期望值较高时,将会增强游客的出游动机。基于以上考虑,大理巍山古城旅游监管机构应该提供更优质、且具较强竞争力的旅游产品,以满足游客的高期望值。从表 5 可以看出,旅游动机对游客满意度的影响并不显著($\beta=0.113$, $p>0.05$)。这一发现与 Yoon 和 Uysal 的发现一致。以前的一些研究经验证明,这种关系在几种情况下是显著的。目前,在关于古城旅游的研究领域,旅游动机与满意度之间的关系还未见相关实证研究结果。我们的研究结果进一步表明,为了提高旅游满意度,目的地管理者必须考虑不同类型的旅游动机,包括拉动和推动动机,这些动机与旅游目的地属性等外部来源和内部来源(如游客的重游意向)有关。它有助于提供适当的目的地景点和活动,并将其分配和提供给游客,以加强目的地竞争力。这表明旅游动机会影响游客未来的行为意向,主要包括重游意向目的地以及向他人推荐目的地。因此,目的地管理者应该更多地关注游客的情感感受,以增加旅游动机。最后,可以直观地假设,如果游客对自己的旅游质量感到满意,他们会更满意,并愿意再次访问目的地并向其他人推荐。从假设 5 的结果来看,从旅游动机到旅游服务质量的路径系数 β 值为 0.948, $p<0.001$,表明旅游服务质量对旅游满意度有显著的正向影响。我们的发现与 Lee, Jeon, Kim 和 Gim 的结果一致,即游客体验到的旅游服务质量越好,游客满意度也越高。根据本研究结果,建议大理巍山古城管委会应建立专门的纪念品和工艺品商店,并开发健康、休闲、休闲的温泉。这些活动可能会被列入文化艺术节,以供娱乐,并将使游客得到充分的刺激。此外,为了了解游客的利益和优先事项,各级政府和旅游组织之间必须开展强有力的合作。这将最终有助于实施有效的政策,改善旅游业,增强质量和数量上的竞争优势,从而鼓励游客选择巍山古城作为主要目的地和旅游目的地。

最后,从假设 6 和 7 的验证结果来看,旅游服务质量($\beta=0.454$ 和 $p<0.001$)和游客满意度($\beta=0.473$ 和 $p<0.001$)都是游后行为意向的预测因子,这与 Hwang 和 Lee 的结果一致。他们认为旅游满意度提高了重游率。他们还证实,当游客对旅游质量高度满意时,他们更有可能向他人推荐目的地。同样,本研究的结果也与理论的意涵相似,说明旅游动机对旅游

品质有正向影响，进而导致顾客满意。此外，这将鼓励游客积极地向他人描述目的地。例如，当游客对巍山古城旅游区有积极的体验时，他们更有可能被激发到大理旅游。如果他们觉得一个旅游团有很好的服务质量，他们会感到更满意，并会向其他人推荐旅游目的地。

通过对结构方程模型检验，验证影响机制假设。根据实证研究结果显示，部分研究变量间的影响关系并没有成显著正向关系，在模型中进行了重新修订，修订后的模型如图2所示。

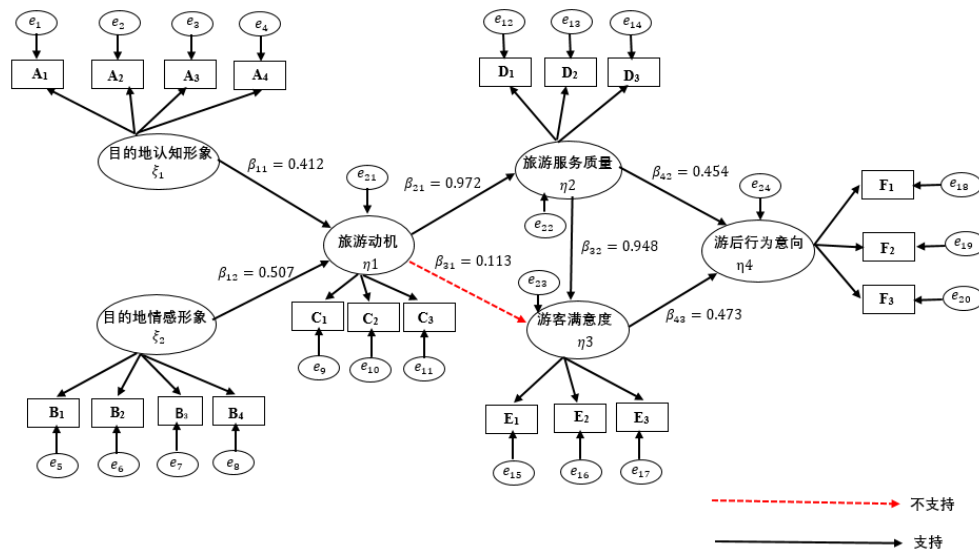


图 2: 结构方程模型实验结果

5. 结论

本研究基于国内外研究成果，综合运用相关学科的基本理论基础上，通过验证性因子分析、路径分析、方差分析等数据分析方法，以巍山古城的游客为调查对象，对旅游目的地形象、旅游动机、旅游服务质量、游客满意度和游后行为意向之间关系及其交互影响机制进行实证研究，得出了以下几个结论：

(1) 旅游目的地形象中的认知形象、情感形象均对旅游动机有显著的正向影响（路径系数分别为 $\beta=0.412$, $p<0.05$ 和 $\beta=0.507$, $p<0.05$ ），且游客对目的地的信念（即认知形象）诱导了其对目的地的感觉（即情感形象），从而提升旅游目的地的特殊吸引力来增加潜在游客的旅游动机。

(2) 旅游动机对旅游服务质量具有显著的影响（ $\beta=0.972$, $p<0.05$ ），且旅游动机越强烈，旅游体验的服务质量就越高。因此，需优先注重提升游客的旅游动机，提供优质、更具竞争力的旅游服务质量，以满足游客的高期望值。

(3) 旅游动机对游客满意度的影响证实并不显著（ $\beta=0.113$, $p>0.05$ ），表明通过增强旅游动机来提升游客满意度的效果较差，而旅游服务质量则对游客满意度有显著的正向影响（ $\beta=0.948$, $p<0.05$ ），游客体验到的旅游服务质量越好，游客满意度也越高。

(4) 旅游服务质量（影响为 $\beta=0.454$ 和 $p<0.05$ ）、游客满意度（影响为 $\beta=0.473$ 和 $p<0.05$ ）均对游后行为意向呈现显著的正向影响，旅游服务质量和游客满意度都是游后行为意向的前因因子，游客满意度能显著提高重游率，且当游客对旅游服务质量高度满意时，其更愿意再次重游目的地并向其他人推荐。

6. 建议

结合本研究的实证分析结果, 希望能够借此为巍山古城旅游目的地形象的建设和管理提供一些重要启示。为增强巍山古城旅游目的地开发与营销提供理论依据, 得出提升巍山古城特色旅游目的地形象、满意度和吸引力的有效路径及侧重点, 以实现特色旅游业的可持续发展。具体可以从以下方面着手:

(1) 必须从认知和情感两个方面来全面提高巍山古城旅游目的地形象。例如, 为游客建立一个更加友好的旅游环境, 包括挖掘巍山丰富的旅游文化内涵, 展示当地民俗特色(尤其是彝族), 打造更具吸引力的人文景观, 丰富和创新旅游娱乐活动, 打造多样化的纪念品和土特产品商店, 从而确保游客的旅游质量。这样一来, 游客在巍山古城旅游时可能会感到更加舒适和愉快, 对旅游的服务质量更为满意, 并确实加强了他们未来的旅游行为, 例如重游率和推荐意愿。

(2) 同样, 必须积极了解并满足游客的需求, 例如, 可以在车站、机场或巍山古城旅游景点对游客进行定期满意度调查, 一旦游客觉得满意, 他们就更有可能会重游, 或者将巍山古城作为旅游目的地。

(3) 旅游营销人员应该采取各种行动来积极提升巍山古城旅游目的地的独特优势, 通过电视、电影和报纸等大众媒体进行宣传, 比如在巍山古城的热门旅游景点拍摄具有当地特色的推介短片, 将会是宣传旅游目的地、树立旅游形象的有效途径。

(4) 通过对景区管理和相关服务人员开展定期培训, 从而持续提升服务标准; 并对客源市场进行合理的市场细分, 能够更加有效的配置资源, 满足不同旅游者的不同需求, 从而来增强其对旅游目的地的形象感知, 提升游客的满意度, 进而使得旅游者产生未来重游或推荐目的地的行为。

参考文献

- Assaker, G. and Hallak, R (2013) . Moderating effects of tourists' novelty-seeking tendencies on destination image, visitor satisfaction, and short- and long-term revisit intentions. *Journal of Travel Research*, 52(5), 600-613.
- Assael H (2010) . *Consumer behavior and marketing action*. Boston, Kent Publishing Co.
- Cai, L.A., Wu, B. & Bai, B (2004) . Destination image and loyalty. *Tourism Review International*, 7(3-4), 153-162.
- Bigné, J.E., Sánchez, M.I. & Sánchez, J (2001) . Tourism image, evaluation variables and after purchase behaviour: Inter-relationship. *Tourism Management*, 22, 607-617.
- Baloglu S, McCleary, K W (1999) . A model of image formation, *Annals of Tourism Research*, 26, 868-897.
- Crompton, J. I. (1979) . Motivation for pleasure vacation. *Annals of Tourism Research*, 6, 408-424.
- Chen C F, Phou S (2013) . A closer look at destination: Image, personality , relationship and loyalty . *Tourism Management*, 36, 269-278.
- Chen H J, Chen P J, Okumus F (2013) . The relationship between travel constraints and destination image: A case study of Brunei. *Tourism Management*, 35, 198- 208.
- Dadgostar B, Isotalo R M (1996) . Content of city destination image for near-home tourists. *Journal Hospitality and Leisure Marketinig*, 3(2), 25-34.
- Dwyer L, Kim C (2003) . Destination competitiveness: Determinants and indicators. *Current Issues in Tourism*, 6(5), 369-414.



- Echtner C M, Richie R B (1991) . The meaning and measurement destination image .*Journal of Tourism Studies*, 2(2), 2-12.
- Echtner C M, Ritchie J.R (1993) . The Measurement of Destination Image:An Empirical Assessment. *Journal of Travel Research*, 31(4), 3-13.
- Fornell C, A National Customer Satisfaction Barometer: The Swedish Experience. *Journal of marketing*, 56(1), 26-35.
- Kozak M (2002) . Comparative analysis of tourist motivations by nationality and destinations . *Tourism Management*, 23,221–232.
- Parasuraman A, Zeithaml V A, Berry L L(1985). A conceptual model of service quality and its implications for future research. *Journal of Marketing*, 49, 41–50.
- S. Jang and R. Feng (2007) . Temporal destination revisit intention: the effects of novelty seeking and satisfaction. *Tourism Management*, 28, 580-590.
- S. Coban (2012) . The effects of the Image of Destination on Tourist Satisfaction and Loyalty: The Case of Cappadocia. *European Journal of Social Sciences*,29(2), 222-232..
- Zhang H, Fu X, Cai L A, Lu L(2014). Destination image and tourist loyalty: A meta-analysis. *Tourism Management*, 40, 213–223.

领导攻击行为对 90 后员工离职意向影响研究

THE INFLUENCE OF LEADERSHIP AGGRESSION ON TURNOVER INTENTION OF POST-90S EMPLOYEES

涂圯凡

YIFAN TU

正大管理学院

PANYAPIWAT INSTITUTE OF MANAGEMENT

YIFAN TU , 937066251@QQ.COM

摘要

针对目前社会上普遍存在的90后员工离职率过高这一现象，本文以269名各个工作岗位的90后员工为研究对象，运用March&Simon模型和Price&Mueller离职模型，采用问卷调查和回归分析等方法，对90后员工在工作中受到的领导攻击行为与其离职意向之间的关系进行研究，并探究了员工的工作满意度在其中的中介作用以及员工幸福感所起到的调节作用。

研究表明：领导的直接攻击行为，工作否定行为会对离职意向产生显著的正向影响关系。但是隐性攻击行为并不会对离职意向产生影响关系个人发展满意度，个人回报满意度会对离职意向产生显著的正向影响关系。但是工作本身满意度，人际关系满意度并不会对离职意向产生影响关系直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为会对工作满意度产生影响关系工作满意度在直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为与离职意向之间起到显著的中介作用。工幸福满在领导攻击行为与工作满意度之间起到显著的调节作用。

关键词：领导攻击行为 员工离职意向 工作满意度 员工幸福感

Abstract

This paper takes 269 post-90s employees in various jobs as the research object, uses March&Simon model and Price&Mueller turnover model, questionnaire survey and regression analysis to study the relationship between leadership attack behavior and turnover intention of post-90s employees, and probes into the intermediary role of employee's job satisfaction and the regulating role of employee's happiness.

The results show that the direct attack behavior of the leader and the negative behavior of the work will be opposite Job intention has a significant positive influence relationship. However, implicit aggression will not affect the relationship between personal development satisfaction and personal return satisfaction. However, job satisfaction and interpersonal satisfaction do not have an impact on turnover intention, direct attack behavior, implicit attack behavior, job negation behavior will have an impact on job satisfaction. Hidden attack behavior, job negation behavior and turnover intention play a significant intermediary role. Job Happiness Man plays a significant role between leadership aggression and job satisfaction The regulatory role.

Keywords: Leadership attacks, Employee turnover intention, Job satisfaction, Employee Well-being

引言

中国的90后属于一个非常特殊的群体，他们出生的时候正值我国大力推行改革开放，他们都成长在信息快速发展的年代，对新鲜的事物有着丰富的好奇心和动手实践能力。在成长接受外界信息的过程中，小时候普遍接受国内传统教育，长大后由于互联网的兴起、出国旅游和留学的成本降低所带来的西方文化冲击，受其影响，中国的90后在对待工作方面所形成的价值观念逐步呈现出了与中国80后、70后截然不同的两大特征，其一是对“契约精神”的推崇，其二是对“合理利己主义”这一价值观的践行。其中，合理利己主义是在18世纪末期法国大革命爆发以后，在西方世界所兴起和快速传播的一种资产阶级伦理学说，当然，该学说所关注的并非仅仅是个人利益的实现，而是探讨如何在兼顾社会利益的基础上来确保个人利益的最大化。由于社会属性是人类的根本属性，因此人类基于自身利益角度所作出的行为在许多情况下都未必能够达到利己的目的，而只有在确保社会利益能够实现的前提下，人类所追求的个人利益才是有价值的，为此就需要将人类的个人利益和社会利益进行协调，促使两者达成一致。在早期西方社会，人们对契约精神的推崇，在私法层面上为社会经济活动的有序开展提供了保障。而在契约精神被引入到公法领域后，其又成为了西方民主法治制度的确立打下了坚实基础。在国内，自改革开放以后，西方社会所推崇的契约精神也被引入到了国内，并在包括经济在内的各个领域都发挥了积极的作用。契约精神的共有四个内容构成，其一是契约自由精神，这也是整个契约精神最为重要的内容；其二是契约平等精神；其三是契约信守精神；其四是契约救济精神。

1. 社会背景

1.1 现实背景

不同的社会、不同的时代，不同年龄阶段的员工对于领导者的素质要求也不一样。从2012年开始，第一批90后的员工进入了庞大的劳动力市场，从那个时候就有组织的管理者反映这一群体不好管教。中国90后的个性在很大程度上受后天环境因素的影响比较大，优越的经济条件和东西方文化的碰撞使得他们比80后、70后表现出了更多的自信与独立、更多的叛逆与张扬等特征（杨旭华，2012），而我作为90后离职员工中的一员，在接近一年的工作生活中，身边也有许多同时期进入公司的小伙伴选择离职，而且不仅仅局限于当时工作的公司。

针对这一现象，当时在与一部分离职人员的交谈中得知，大部分人觉得公司给的薪酬待遇太低（2018年贵州省都匀市的平均消费水平在3000元—3500元/月左右，而某公司的薪酬扣除五险一金以后仅为2170元），一部分人觉得除了新员工工资待遇低以外，对于公司晋升后的薪酬也不满（工作五年以后某公司的薪酬也仅仅是上升到2840元），其中还有一小部分觉得公司某些领导的攻击行为只针对内部员工，所以使得这一小部分员工的工作满意度低于一定的阈值。由于现在关于领导者攻击行为的研究相对来说较少，而且职场欺凌的事情也经常发生，所以笔者就想只针对领导者攻击行为这一小点，探究领导者是如何通过他们的攻击行为使得90后员工的工作满意度降低，从而选择离职；或者，如果领导者的攻击行为仅仅是针对组织外部的东西，能否提高90后员工，甚至是其他年龄阶段员工的工作满意度，让这部分员工降低他们的离职意向，这是我想要探究的问题。

1.2 理论背景

目前现有的关于离职意向的研究大多数是以整个公司的员工为研究对象，然而，由于新生一代的90后员工所奉行的工作价值观已然出现了重大转变，可能会导致公司现存的管理体系与公司内部的90后员工之间无法完全兼容。除此以外，整个学术界关于领导对员工

的攻击行为的研究也少之又少，本文以领导攻击行为作为研究的自变量，在一定程度上丰富了员工离职意向的研究。通过这次研究可以让领导在工作中尽可能地约束自己的负面行为，以此降低 90 后员工对领导甚至是公司的负面感官，进而改善 90 后员工的工作积极性，从而降低这一部分人群的离职意向，来达到促进公司良性发展的目的。

研究目的

通过研究领导攻击行为对90后员工离职意向的影响，探寻工作满意度和员工幸福感在两者之间起到的各种作用，以此了解在这两个标量的作用下，领导攻击行为如何影响到90后员工的离职意向，再根据研究的结果来制定新的管理体系，来降低90后员工的离职意向。

文献综述

早在20世纪初期，国外学术界的学者就已经针对攻击行为（aggression behavior）及其相关的课题展开了大量研究，然而，由于研究角度与方法的不同，学者们目前依然没有就攻击行为的概念界定与内涵这些核心问题达成统一的见解。一些研究学者从社会心理学的角度出发，对攻击行为的概念作出了如下界定：

行为主体有意识地对某一客体对象所作出的具有伤害性的行为，其中客体对象既包括行为本身，也包括其他物体或者是他人（Bjorkqvist&Niemela, 1992）。国外学者Lagerspetz和Bjorkqvist（1988）则在研究中将攻击行为分成了三大类，第一类身体攻击，其英文名称为physical aggression，其定义与上文所提及到的动作攻击大体一致；其二为言语攻击，其英文名称为(verbal aggression)，其余上文所提及到的言语攻击大体一致；其三是间接攻击，通常也叫做关系攻击，其英文名称为relational aggression，或者是心理攻击，其英文名称叫做mental aggression，顾名思义，所谓间接攻击，即行为主体所作出的攻击行为是通过某一介质传递给行为客体的间接性的攻击行为，比如通过制定谣言的方式来对他人进行攻击。

刘军、吴隆增和林雨（2009）针对了下属应对进行了研究，结果显示，尽管有一些下属会在其领导作出攻击行为时，会通过向领导示好、一味迎合领导等方式来进行应对。然而，在大部分情况下，组织内的管理者对其下属所作出的领导攻击行为，均会导致后者对前者产生不满情绪，当这种情绪随着领导攻击行为的频繁发生而不断累积时，员工的这种不满情绪就会爆发出来，轻者会消极怠工，严重的则会直接辞职。在此情况下，员工无法专注于目前的工作，会需要更多的时间去消除领导攻击行为带来的负面影响，产生公司不能平等公平地对待我这一消极的想法，导致员工更容易选择懒散面对工作，对领导的安排敷衍了事，促进了离职意向的产生，甚至选择离职。

工作满意度是学者们常用来衡量个人主观因素的关键变量。人际关系理论是美国知名的学者梅奥所提出的一个非常知名的理论，该理论指出，如果企业属于一个正式组织的话，那么一些组织内部员工基于某一共同利益而形成的组织则属于非正式组织；由于组织本身可以看做一个小型社会，因此其内部员工都属于社会人；对于组织的管理者来说，只有在不断地促使组织员工满意度的持续稳定提升的前提下，其组织领导能力才会随之不断增强。他指出，支持员工的工作情感对工作绩效有很大的影响，这些因素都是基于人际关系交往的过程产生，工作满意度这一概念正是基于梅奥的上述理论才逐步形成的。此后，诸多学者对工作满意度的概念做了大量的界定，通过大量文献查阅汇总后可见，关于工作满意度的概念界定，国内外不同学者的意见并不一致。

表1 工作满意度概念界定

学者	年份	定义
Hoppock	1935	工作满意度是员工对工作本身及工作心理与生理方面的主观评价
Herzberg&Mausner	1959	工作满意度是员工个人动机和工作各方面的个体特征相互作用下的函数
Smith, Kendall&Hulin	1969	工作满意度是员工对工作或工作构面的持续情感，通过与他人对比，将工作好坏转变为工作满意的程度
Wolf	1970	能够同时在心理层面和生理层面促使员工的工作需求得到满足的程度，
Cribbin	1972	组织内的员工从个人心理层面和外部环境层面对其所从事的工作进行感知并由此形成的主观感受
许士军	1977	工作满意度是员工对工作特性的心理感觉，满意度的大小取决于期望与实际价值之间的差距
Price	1981	组织内的员工基于个人主观情感对自身所从事的工作进行评价，并基于这种评价所形成的情感倾向
张春兴	1989	工作满意度是员工对其工作感到满足的程度
杨继峰等	2001	员工对企业的实际感受与预期值的比值
许涛	2008	工作满意度是员工对收入的感知
冯缙等	2009	工作满意度包含员工积极和消极的个体状态
李力，封枚	2017	认为员工在其工作领域所经历的积极情绪会增加工作满意度，进而对工作抱有更积极的态度
文吉，侯平平	2018	促进员工形成积极的情绪投入劳动的态度和行为，能有效减少工作倦怠

综上，本篇论文决定以第三种定义作为工作满意度的定义，也就是说，本文所指的工作满意度指的是组织内部的员工在个人情感层面上对自身所从事工作进行评价，并由此形成的主观感受。基于这一定义，本文后续主要从以下四个维度出发来对工作满意度进行全面探讨分析：工作本身满意度、人际关系满意度、个人发展满意度、工作回报满意度。

通常，对员工士气、工作压力和工作倦怠的大规模调查包括一些工作满意度的测量。一些研究发现工作满意度与结构性因素密切相关，比如自主性和官僚化。人们对于工作感觉良好时，会将之归功于工作满足相关的内在因素；相对的，对于工作感到不满意时，则倾向于归咎到外在因素。

依据双因子理论，机构应该具备良好的工作环境、工作安全以及优越的薪酬条件等保健因素，避免引起社工的不满，进而影响社工的工作满意度、工作表现以及留职意愿等；但如果要真正激励社工努力工作，应该着重于工作本身或是工作带的结果上，例如晋升机会、升职与成就感等内在因素上。

表2 Herzberg（2003）工作满意度影响因素

保健因子（hygiene Factors）	激励因子（motivators Factors）
1.组织政策	1.工作成就
2.督导方式	2.他人认可
3.人际关系	3.工作本身
4.工作环境	4.职责
5.薪资	5.成长机会
6.工作安全	6.升迁机会
7.工作保障	

彭怀真指出社会工作人员工作低潮（工作满意度低）的原因：工作过量；环境的压力较大；自身的价值观与他人的价值观并不一致；他人对自己的专业能力提出了质疑；未来的发

发展空间受阻；社交能力较弱，频繁与他人产生矛盾，等等。（林坤志，2015）。

现阶段，国内外学术界的学者并没有针对幸福感的定义及其内涵形成统一的界定。比如，一些学者从组织管理学的角度出发，借助工作满意度、工作倦怠等可能影响员工幸福感的因素来对员工在工作中所感知到的幸福感进行测量，他们认为，员工幸福感是员工在心里层面对自身当前所工作的一种情绪体验。后来的研究人员则通过实证研究指出，仅仅从工作层面来对员工的幸福感进行界定是非常片面的，这主要是由于员工在家庭、社会等其他场合的经历也会导致其对幸福的主观感知发生变化，并进一步延续到工作当中。Vanhala和Tuomi（2006）则认为，员工所体验到的幸福感属于综合的情绪体验，其中既包括负面情绪，同时也包括积极情绪。其后，研究人员在经过大量的理论研究和实践研究后，关于员工幸福感的认知也逐步统一，他们普遍认为，应当从正向情感与负向情感两个维度出发，对员工在日常工作中所感知到的幸福进行全面测量和评价。

具体到生活幸福感而言，如果员工对个人生活产生了非常强烈的幸福感，那么他们所感受到的这种幸福感并不会在工作过程中有所削弱，反而会让员工以一种更加积极的态度来开展各项工作(邹琼，佐斌，代涛涛，2015)。当然，如果员工对个人生活产生负面情绪的话，那么这些情绪也会经过迁移而对其工作产生负面影响，严重的还会产生离职意向。也就是说，员工幸福感与其离职意向之间呈现出了显著的负相关关系；从心理幸福感的角度而言，当组织内的员工因努力工作而被其领导给予了肯定的话，那么他们往往会产生高心理幸福感，在此影响下，他们往往会对自身今后在组织的发展持有乐观积极的态度，并且对组织产生更加强烈的认同感和依赖感，最终使得他们不容易产生离职意向（黄亮，彭璧玉，2015）。

离职意向一词的英文名称为turnover intention，由于意向也有倾向的意思，所以，通常也叫做离职倾向。具体到意向或者是倾向的定义来说，即个体针对未来即将发生的某一件事已经做好的应对的准备。就离职意向的定义而言，即在组织内从事某一工作的员工因自身或者是其他因素的影响而产生了离开该组织的意向。当然，离职意向并不一定都会导致离职行为的发生。

国外学者March和Simon在其所编著的《组织论》一书中构建了一个对员工离职行为进行预测的模型，后来的许多学者在同类研究中纷纷借鉴了他们的模型。该模型从两个维度来对员工的离职行为进行预测，第一维度就是员工的离职意向，第二个维度是员工离职的可能性。他们通过这一模型阐述了员工所作出的离职行为在一定程度上会受到其所作出的离职意向这一决策的影响。如前文所述，从20世纪早期开始，国外学术界尤其是经济学家就开始围绕离职意向这一课题展开了大量研究。离职意向的产生并不意味着就一定会出现离职行为，也就是说，离职意向是一种心理倾向，是离职行为发生的前一个阶段。为了更直观地剖析员工产生离职决策的过程，全面探讨诱导员工产生离职倾向的影响因素及影响机制，国外学者在不同阶段，建立了不同的经典模型。March & Simon 模型March & Simon（1958）在《企业论》杂志上发表文章，提出了“参与者决策模型”，这是第一个员工离职模型，被认为是管理学研究者采用离职模型进行离职研究的起点。在March & Simon（1958）这两名学者所联合构建的离职模型当中，他们主要从员工离职可能性与离职意向两个维度来对员工的离职行为进行分析预测，他们指出，在一个组织当中，如果员工已经产生了离职倾向，并且这种倾向随着时间的推移愈发强烈，同时他们所感知到的组织内外的种种迹象也预示着自己必须离职的话，那么他们就会快速地作出离职行为。他们的分析模型详见下图：

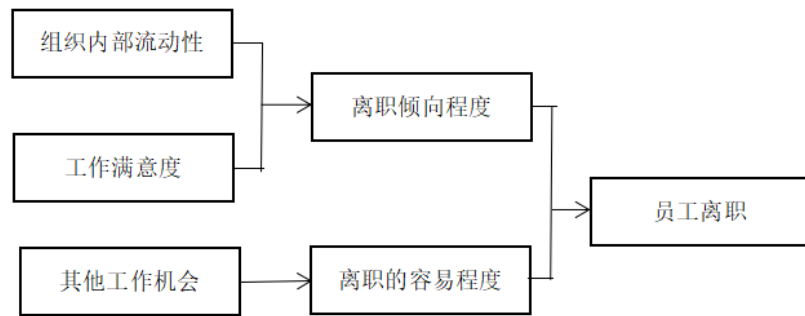


图1 March&Simon 模型

Price & Mueller（2000）模型则是在一个在借鉴March & Simon模型前提下所构建的一个全新的离职行为分析模型。该模型的经典之处是从多个角度提出影响员工离职的因素，有助于全方位了解员工的心理变化过程，被公认为最有影响力的模型之一。他们认为可对员工离职行为产生影响的因素主要包括四大变量，也就是说除了员工的个体变量因素与组织变量因素以外，还包括中介变量因素与环境变量因素。具体到中介变量因素来说，即员工所感知到的工作满意度和组织承诺，这两者连接着外生变量和主动离职行为，其中，工作满意度不高，即会产生主动离职行为。如图2所示：

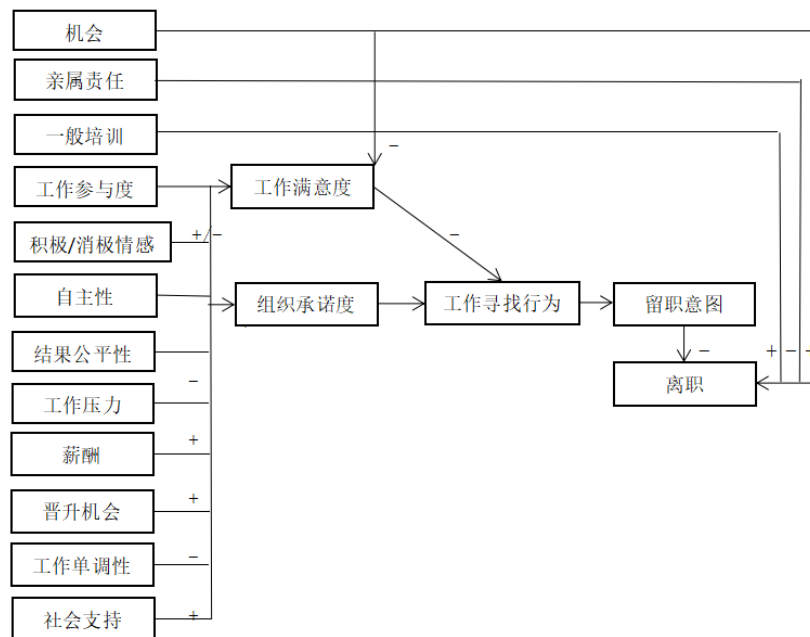


图2 Price&Mueller离职模型

综上，国外学者通过实证方法对离职问题的研究建立了模型，并在不同阶段进行了修正和扩充。随着研究的深入和社会的发展，模型中所涵盖的前因变量和中介变量越来越多，离职模型也日趋完善。从各个模型来看，虽然究竟有多少因素最终能促使员工作出离职行为目前依然无法得出统一的结论，然而，研究人员却一致表示，离职倾向是员工决定离职前的最后一个步骤，可以有效预测员工的离职行为。

目前国内外对于员工的离职意向有了一定量的研究，但是由于时代的不同，前人的研究用于现在的90后员工身上不一定符合。不同年龄段的人，影响他们工作满意度的因素不同，工作幸福感的来源也不同，从这些方面来说，国内外的研究都存在一点的局限性。

研究方法

效度分析。关于有效性分析的方法比较多，本文将选用KMO 检验法、探索性因子分析检验法对量表结构效度进行验证。

描述性分析。对各变量进行描述分析，了解样本的整体情况。

相关分析。通过分析确定变量间是否存在相关关系。

回归分析。对已经确定线性关系的变量，尝试构造回归方程，验证其之间的因果关系。

样本整体情况分析。首先，对本次调查中基本人口统计学题项进行频数分析，比如：年龄、性别、受教育程度等内容，有利于了解调查样本整体情况信度分析。选用学术界广泛认可的 Cronbach's Alpha 系数分析法，针对量表的可信度进行分析。

理论基础

社会交换理论：社会交换理论指出，人们在彼此交往过程中总会涉及到付出和回报的问题，对于正处于交往状态的双方来说，他们均会自觉或者是不自觉地对自身在维系这一交往关系中的付出和回报进行衡量，当然，这种衡量并非仅仅是对某一阶段的得失进行计算，而是对截止目前自身为这段关系所付出的努力与获得的回报之间的差异进行整体衡量。

心理契约理论：具体到广义角度的心理契约来说，即一个组织与其内部员工基于互惠互利而达成的一系列隐形的期望，组织内部的所有员工都能够精准地在心理层面上把握这种期望，但双方并没有通过书面约定的方式将这一期望进行落实。具体到狭义层面的心理契约而言，即组织内的员工依据自身所工作内容与职责、所处的地位以及领导的赏识等因素而对自身今后在组织内所应当承担的责任与组织应当履行的义务进行判断后所形成的期望。

研究模型

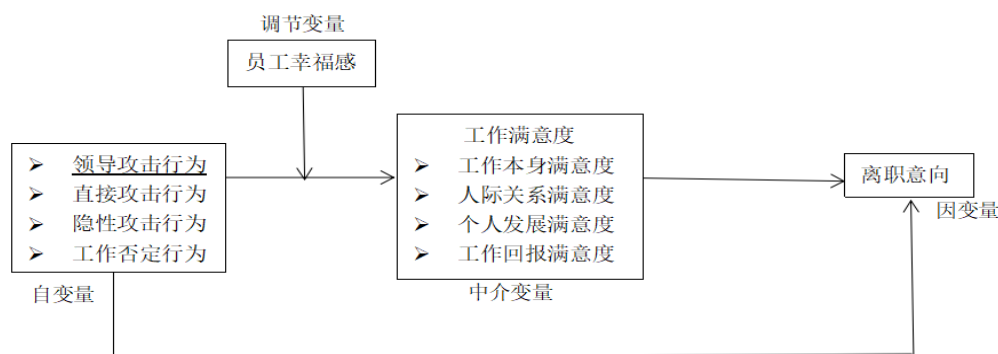


图3 研究模型

研究假设

H1: 领导攻击行为与90后员工的离职意向正相关;

H1a: 直接攻击行为越高, 90后员工的离职意向就越高;

H1b: 隐性攻击行为越高, 90后员工的离职意向就越高;

- H1c: 工作否定行为越高, 90后员工的离职意向就越高。
H2: 工作满意度与90后员工的离职意向负相关;
H2a: 工作本身满意度越高, 90后员工的离职意向越低;
H2b: 人际关系满意度越高, 90后员工的离职意向越低;
H2c: 个人发展满意度越高, 90后员工的离职意向越低;
H2d: 工作回报满意度越高, 90后员工的离职意向越低。
H3: 领导攻击行为与90后员工的工作满意度负相关;
H3a: 直接攻击行为越高, 90后员工的工作满意度越低;
H3b: 隐性攻击行为越高, 90后员工的工作满意度越低;
H3c: 工作否定行为越高, 90后员工的工作满意度越低;
H4: 工作满意度在领导攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用
H4a: 工作满意度在直接攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用
H4b: 工作满意度在隐性攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用
H4c: 工作满意度在工作否定行为与离职意向的关系中有显著的中介作用
H5: 员工幸福感在领导攻击行为与工作满意度的关系中有显著的调节作用

数据收集

本文选取了90后员工作为调查对象, 之所以选取这一样本群有两点原因: ①90后员工受到来自领导的攻击性管理行为, 从而产生个人离职倾向的程度; ②员工的工作满意程度影响着其员工的离职意愿, 本文在研究领导攻击性行为对离职意愿的作用机制中, 纳入工作满意度为中介变量, 探索工作满意度在领导攻击性行为对离职意愿影响过程中所起到的效应。

本研究的调查问卷是在2020年11月22日~11月28日之间通过网络问卷平台进行发放和回收, 收回问卷287份, 剔除无效问卷回收269份, 问卷有效回收率为93.73%。本研究的发放对象以国企为主要研究企业, 被测试对象主要来自内部90后的员工。本问卷一律采用匿名填写。

数据分析

通过SPSS软件对数据的信效度进行分析, 可知领导攻击行为的信度系数为0.964, 大于标准值0.7, 效度分析中KMO值为0.838, 大于标准值0.7, CITC分析项的值大于0.4, Bartlett球形检验显著性为0; 工作满意度的信度系数为0.914, 大于标准值0.7, 效度分析中KMO值为0.806, 大于标准值0.7, CITC分析项的值大于0.4, Bartlett球形检验显著性为0; 员工幸福感的信度系数为0.813, 大于标准值0.7, 效度分析中KMO值为0.799, 大于标准值0.7, CITC分析项的值大于0.4, Bartlett球形检验显著性为0; 员工离职意向的信度系数为0.855, 大于标准值0.7, 效度分析中KMO值为0.832, 大于标准值0.7, CITC分析项的值大于0.4, Bartlett球形检验显著性为0。以上数据均符合分析标准, 数据质量高, 可用于进一步分析。

表3 量表验证性因子分析结果

验证性因子分析的关键吻合指数							
量表	常用指标	χ^2/df	GFI	RMSEA	RMR	CFI	NFI
	判断标准	<3	>0.9	<0.10	<0.08	>0.9	>0.9
领导攻击行为量表	值	1.962	0.905	0.06	0.048	0.924	0.902

验证性因子分析的关键吻合指数							
量表	常用指标	χ^2/df	GFI	RMSEA	RMR	CFI	NFI
工作满意度量表		1.534	0.902	0.045	0.043	0.929	0.909
离职意向量表		1.400	0.995	0.039	0.018	0.986	0.956
员工幸福感量表		1.000	0.998	0.011	0.065	0.990	0.990

由上表可知：各量表的 χ^2/df 均小于3，RMSEA小于0.10，RMR小于0.08，GFI、CFI、NFI均大于0.90，拟合度较高，问卷结构效度较好。

利用相关分析去研究直接攻击行为和隐性攻击行为,工作否定行为,工作本身满意度,人际关系满意度,个人发展满意度,工作回报满意度,离职意向,员工幸福感共8项之间的相关关系，使用Pearson相关系数去表示相关关系的强弱情况。具体分析可知：

直接攻击行为与隐性攻击行为,工作否定行为,工作本身满意度,人际关系满意度,个人发展满意度,工作回报满意度,离职意向,员工幸福感共8项之间全部均呈现出显著性，相关系数值分别是0.731, 0.774, 0.242, 0.181, 0.175, 0.221, 0.526, 0.426，并且相关系数值均大于0，意味着直接攻击行为与隐性攻击行为,工作否定行为,工作本身满意度,人际关系满意度,个人发展满意度,工作回报满意度,离职意向,员工幸福感共8项之间具有显著的相关性。

将直接攻击行为,隐性攻击行为，工作否定行为作为自变量，而将离职意向作为因变量进行线性回归分析，从上表可以看出，模型R方值为0.306，意味着直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为可以解释离职意向的30.6%变化原因。对模型进行F检验时发现模型通过F检验($F=38.946$, $p=0.000<0.05$)，也即说明直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为中至少一项会对离职意向产生影响关系，以及模型公式为：离职意向=1.869 + 0.265*直接攻击行为 + 0.100*隐性攻击行为 + 0.162*工作否定行为。表明模型较好。

总结分析可知：直接攻击行为，工作否定行为会对离职意向产生显著的正向影响关系。但是隐性攻击行为并不会对离职意向产生影响关系，通过以上领导攻击行为各维度对离职意向的影响分析，可以得出，假设H1领导攻击行为与90后员工的离职意向正相关部分得以成立，即H1a与H1c成立，H1b不成立。

将工作本身满意度，人际关系满意度，个人发展满意度，个人回报满意度作为自变量，而将离职意向作为因变量进行线性回归分析，从上表可以看出，模型R方值为0.086，意味着工作本身满意度，人际关系满意度，个人发展满意度，个人回报满意度可以解释离职意向的8.6%变化原因。对模型进行F检验时发现模型通过F检验($F=6.185$, $p=0.000<0.05$)，也即说明工作本身满意度，人际关系满意度，个人发展满意度，个人回报满意度中至少一项会对离职意向产生影响关系，以及模型公式为：离职意向=1.712-0.012*工作本身满意度 + 0.138*人际关系满意度 + 0.234*个人发展满意度 + 0.193*个人回报满意度。

总结分析可知：个人发展满意度，个人回报满意度会对离职意向产生显著的负向影响关系。但是工作本身满意度，人际关系满意度并不会对离职意向产生影响关系，通过以上工作满意度各维度对离职意向的影响分析，可以得出，假设H2工作满意度与90后员工的离职意向负相关部分得以成立，H2c与H2d得以成立，H2a与H2b不成立。

将直接攻击行为,隐性攻击行为，工作否定行为作为自变量，而将工作满意度作为因变量进行线性回归分析，从上表可以看出，模型R方值为0.33，意味着直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为可以解释工作满意度的33%变化原因。对模型进行F检验时发现模型通过F检验($F=30.359$, $p=0.000<0.05$)，也即说明直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为中至

少一项会对工作满意度产生影响关系，以及模型公式为：工作满意度= -0.94* 直接攻击行为-0.28*隐性攻击行为 -0.29*工作否定行为+3.377。模型较好。

总结分析可知：直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为会对工作满意度产生影响关系，通过以上领导攻击行为各维度对工作满意度的影响分析，可以得出，假设H3领导攻击行为与90后员工的工作满意度负相关及其子假设得以成立。

表 4 工作满意度在直接攻击行为与离职意向之间的中介作用

中介作用分析结果 (n=269)												
	离职意向				工作满意度				离职意向			
	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p
常数	1.970**	0.195	10.102	0	3.399**	0.105	32.329	0	1.213**	0.43	2.823	0.005
直接攻击行为	0.501**	0.05	10.105	0	0.145**	0.027	5.419	0	0.469**	0.052	9.023	0
工作满意度									0.222*	0.113	1.971	0.05
R ²	0.277				0.099				0.287			
调整 R ²	0.274				0.096				0.282			
F 值□	F (1,267)=102.111,p=0.000				F (1,267)=29.369,p=0.000				F (2,266)=53.549,p=0.000			

* p<0.05 ** p<0.01

从上表可知：中介效应分析共涉及3个模型，分别如下：

离职意向=1.970+0.501*直接攻击行为

工作满意度=3.399+0.145*直接攻击行为

离职意向=1.213+0.469*直接攻击行为+0.222*工作满意度

表 5 工作满意度在隐性攻击行为与离职意向之间的中介作用

中介作用分析结果 (n=269)												
	离职意向				工作满意度				离职意向			
	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p
常数	2.496**	0.167	14.923	0	3.562**	0.088	40.49	0	1.421**	0.442	3.215	0.001
隐性攻击行为	0.367**	0.042	8.639	0	0.103**	0.022	4.63	0	0.335**	0.044	7.688	0
工作满意度									0.302**	0.115	2.622	0.009
R ²	0.218				0.074				0.238			

中介作用分析结果 (n=269)												
	离职意向				工作满意度				离职意向			
	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p	B	标准误 □	t	p
调整 R ₂	0.216				0.071				0.232			
F 值□	F (1,267)=74.633,p=0.000				F (1,267)=21.438,p=0.000				F (2,266)=41.574,p=0.000			

* p<0.05 ** p<0.01

从上表可知：中介效应分析共涉及3个模型，分别如下：

离职意向=2.496+0.367*隐性攻击行为

工作满意度=3.562+0.103*隐性攻击行为

离职意向=1.421+0.335*隐性攻击行为+0.302*工作满意度

综上工作满意度在领导攻击行为与离职意向之间的中介作用分析结果如下：

表 6 中介作用检验结果汇总

中介作用检验结果汇总							
项	c	a	b	a*b	a*b (95% Boot CI)	c'	检验结论
	总效应			中介效应		直接效应	
直接攻击行为=>工作满意度=>离职意向	0.501**	0.145**	0.222*	0.032	-0.018 ~ 0.118	0.469**	部分中介
隐性攻击行为=>工作满意度=>离职意向	0.367**	0.103**	0.302**	0.031	-0.004 ~ 0.123	0.335**	部分中介
工作否定行为=>工作满意度=>离职意向	0.409**	0.111**	0.272*	0.03	-0.005 ~ 0.117	0.379**	部分中介

* p<0.05 ** p<0.01

总结分析可知：工作满意度在直接攻击行为，隐性攻击行为，工作否定行为与离职意向之间起到显著的中介作用，可以得出，假设H4工作满意度在领导攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用及其子假设得以成立。

表 7 员工幸福感的调节效应分析结果

调节效应分析结果 (n=269)												
	模型 1				模型 2				模型 3			
	B	标准误	t	p	B	标准误	t	p	B	标准误	t	p
常数	3.963	0.015	261.259	0.000**	3.963	0.015	263.935	0.000**	3.989	0.015	272.952	0.000**
领导攻击行为	0.15	0.027	5.588	0.000**	0.118	0.029	4.033	0.000**	-0.054	0.039	-1.405	0.161
员工幸福感					0.12	0.047	2.549	0.011*	0.049	0.045	1.081	0.281
领导攻击行为*员工幸福感									-0.312	0.049	-6.345	0.000**
R ²	0.105				0.126				0.241			
调整 R ₂	0.101				0.119				0.233			
F 值□	F (1,267)=31.226,p=0.000				F (2,266)=19.184,p=0.000				F (3,265)=28.096,p=0.000			
ΔR ²	0.105				0.021				0.115			
ΔF 值□	F (1,267)=31.226,p=0.000				F (1,266)=6.499,p=0.011				F (1,265)=40.258,p=0.000			

因变量：工作满意度

* p<0.05 ** p<0.01

从上表可知：调节作用分为三个模型，模型1中包括自变量(领导攻击行为)。模型2在模型1的基础上加入调节变量(员工幸福感)，模型3在模型2的基础上加入交互项(自变量与调节变量的乘积项)。

针对模型1，其目的在于研究在不考虑调节变量(员工幸福感)的干扰时，自变量(领导攻击行为)对于因变量(工作满意度)的影响情况。从上表格可知，自变量(领导攻击行为)呈现出显著性(t=5.588, p=0.000<0.05)。意味着领导攻击行为对于工作满意度会产生显著影响关系。

总结分析可知：员工幸福满在领导攻击行为与工作满意度之间起到显著的调节作用，可以得出，假设H5员工幸福感在领导攻击行为与工作满意度的关系中有显著的调节作用得以成立。

研究结果

表 3 假设检验结果汇总表

编号	假设内容	检验结果
H1: 领导攻击行为与 90 后员工的离职意向正相关		部分成立
H1a: 直接攻击行为越高, 90 后员工的离职意向就越高		成立
H1b: 隐性攻击行为越高, 90 后员工的离职意向就越高		不成立

H1c: 工作否定行为越高, 90 后员工的离职意向就越高	成立
H2: 工作满意度与 90 后员工的离职意向负相关	部分成立
H2a: 工作本身满意度越高, 90 后员工的离职意向越低	不成立
H2b: 人际关系满意度越高, 90 后员工的离职意向越低	不成立
H2c: 个人发展满意度越高, 90 后员工的离职意向越低	成立
H2d: 工作回报满意度越高, 90 后员工的离职意向越低	成立
H3: 领导攻击行为与 90 后员工的工作满意度负相关	成立
H3a: 直接攻击行为越高, 90 后员工的工作满意度越低	成立
H3b: 隐性攻击行为越高, 90 后员工的工作满意度越低	成立
H3c: 工作否定行为越高, 90 后员工的工作满意度越低	成立
H4: 工作满意度在领导攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用	成立
H4a: 工作满意度在直接攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用	成立
H4b: 工作满意度在隐性攻击行为与离职意向的关系中有显著的中介作用	成立
H4c: 工作满意度在工作否定行为与离职意向的关系中有显著的中介作用	成立
H5: 员工幸福感在领导攻击行为与工作满意度的关系中有显著的调节作用	成立

总结

根据上文的研究数据可以得知, 领导在日常工作中进行的攻击行为会在一定程度上促进90后员工离职意向的产生, 其中领导进行的直接攻击行为, 工作否定行为会对离职意向产生显著的正向影响关系, 但是隐性攻击行为并不会对离职意向产生影响关系。工作生涯中90后员工的个人发展满意度, 个人回报满意度会对离职意向产生显著的正向影响关系, 但是工作本身满意度, 人际关系满意度并不会对离职意向产生影响关系; 工作满意度在领导进行直接攻击行为, 隐性攻击行为, 工作否定行为与离职意向之间起到显著的中介作用。员工幸福感在领导攻击行为与工作满意度之间起到显著的调节作用。

讨论

作为领导应该积极去了解90后员工对于目前工作的满意度情况。现在的90后员工的工作价值观毕竟以“心理契约”和“合理的利己主义”为主, 而员工与公司之间也存在着各种各样的“契约”, 例如: 交易型契约、关系型契约和发展型契约。如果在工作中其中任何一种契约类型产生影响都会导致员工对公司的心理契约程度降低, 从而引起连锁反应, 都会促使90后员工产生离职的意向。公司应该从薪酬、福利、工作环境、工作条件方面着手, 在一定程度上缩短两者之间对其感受的差距, 进而从工作满意度上降低90后员工的离职意向。

企业应该积极了解90后员工对工作的热爱程度以及对职业生涯的目标。在了解到90后员工对个人职业生涯目的以后, 从这一方面入手, 帮助90后员工在一定程度上能够进步并且在专业上能取得一定的提升, 进而缩短与目标之间的差距, 让90后员工能够感受“我在这里能够实现自身的职业目标”这一感觉。当90后员工的职业目标和公司目标相吻合的时候, 才能最大地促进90后员工的工作热情, 达到降低90后员工离职意向的目的。

对于企业而言, 可以从公司方面建立一套完整的系统为90员工进行帮助, 以解决90后员工在工作上产生的心理和行为问题, 并给予90后员工有效的解决方法, 从而提高其对工作的热情。关注90后员工潜在的心理状况, 积极地进行辅导疏通, 改善其在工作中产生的负面情绪, 进而提高90后员工的幸福感。

薪酬的多少也会影响到员工的幸福感。虽然现代社会的经济得到了较快的发展，但不同职业的收入差距却有逐渐拉大的趋势。目前90后员工的基本需要仅仅是维持衣食住行的生理需要，而薪资水平的高低往往是吸引人才、留住人才的一种至关重要的砝码。建立完整薪酬机制，根据公司自身的盈利情况和90后员工的实际收入结合起来，在公司的承受范围之内提高90后员工的薪酬，以此提升90后员工的幸福感。

同时，公司内部应该增加对90后员工的培训，并且加强对90后员工的工作能力考核，以此来提升90后员工的工作能力。90后员工目前仍然可以作为企业的新生力量，将来会成为企业的中流砥柱，企业对90后员工提供较多的学习培训机会，甚至于工作轮换等机会，不断提升其综合技能。很多90后员工希望企业能给他们提供在岗学习，因为他们意识到如果能及时吸收新的知识和技能，自己就会获得更多的发展机会和更多的报酬，否则就会被企业所淘汰，因此导致他们非常关心企业能否为其提供在岗学习和培训的机会，如果在企业不能得到有效的培训和学习，也行他们就会另谋高就。因此通过培训等方式来提高员工的自身素质，使员工在企业当中能实现自己的人生价值，使员工有一个美好的发展前景，又能提高工作技能和工作效率，从而使工作幸福感也随之提高，离职倾向也就会呈现较低的状态。

参考文献

- 程垦,林英晖.组织支持一致性与新生代员工离职意愿:员工幸福感的中介作用[N].心理学报 2017, Vol.49, No.12, 1570—1580.
- 陈敏,时勘.工作满意度评价及其在企业诊断中的应用.[N]中外管理导报.10:56-59.
- 黄亮,彭璧玉.(2015)工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型[J]南开管理评论, T8(2), 15-29.
- 洪启芳(2003).工作满足与员工离职倾向关系之研究以旅馆营业为例.[N]台湾师范大学工业科技教育学系研究所.
- 候烜方,李燕萍,涂乙冬.(2014).新生代工作价值观结构、测量及对绩效影响.[N]心理学报, 46(6), 823-840.
- 李爱梅,王笑天,熊冠星,李斌,凌文栓.(2015).工作影响员工幸福体验的“双路径模型”探讨——基于工作要求-资源模型的视角.[J]心理学据 47(5), 624-636.
- 林坤志(2015).中部地区保护性工作督导协助社工员因应压力方法及政策之探究[D]东海大学社会工作学系硕士论文,台中市.
- 郎群秀,赵方苏.领导者行为与员工离职关系的调查研究[N].河南科技学院学报.doi:10.3 969/j.issn.1673-6060.2014.03.005.
- 许士军(1977)工作满足、个人特质与组织气候[N]台湾政治大学学报.35, 13-56.
- 姚丽萍.工作满意度对农业科技人员任务绩效和离职意向的影响研究——以云南省农科院为例[N]云南财经大学.DOI: 10.27455/d.cnki.gycmc.2020.000722.
- 叶仁苏,王玉芹,林泽炎.工作满意度、组织承诺对国企员工离职影响的实证研究[J].管理世界, 2005, (3): 122-125.
- 邹琼,佐斌,代涛涛.工作幸福感:概念、测量水平与因果模型[J]心理科学进展, 2015, (4): 69-678.
- Bjorkqvist,K,Niemel,p.(1992).New trends in the study of female aggression.In K.Bjorkqvist and P.Niemela(eds), of mice and women:Aspects of female ageression(pp.3-16).San Diego,CA:Academic Press.



- Buss, A. H. Perry, M. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 452-459.
- Geen G. (2001). *Human Aggression*. Buckingham, UK: Open Univ. Press, 2nd ed.
- Grebner S, Semmer NK, Elfering A. Working conditions and three types of well-being: a longitudinal study with self-report and rating data. *Journal of Occupational Health Psychology*, 2005, 10(1): 31-43.
- Lagerspetz K. M. J., Bjorkqvist, K., Peltonen T. (1988). Is indirect aggression typical of females? Gender differences in aggressiveness in 11-to 12-year-olds children *Aggression Behaviour*, 14: 403-414.
- March, J. G. & Simon, H. A. *Organizations* [M]. New York: Wiley. 1958
- Vanhala S, Tuomi K. HRM, company performance and employee well-being. *Management Revue*, 2006: 241-255.
- Zheng, X. M., Zhu, W. C., Zhao, H. X., & Zhang, C. (2015). Employee well-being in organizations: Theoretical model, scale development, and cross-cultural validation. *Journal of Organizational Behavior*, 36(5), 621-644.
- Zheng, X. M., & Liu, X. (2016). The effect of interactional justice on employee well-being: The mediating role of psychological empowerment and the moderating role of power distance. *Acta Psychologica Sinica*, 48(6), 693-709.

曼谷地区医院为中国用户提供服务时的汉语使用研究

CHINESE LANGUAGE USAGE IN PROVIDING SERVICE TO CHINESE PATIENTS IN THE HOSPITAL OF BANGKOK AREA

陈明明¹, Nophawan Sriphet², 罗婉丽³, 苏兆伟⁴, Anqi Liu⁵
Supichaya Chaichotiranant^{1*}, Nophawan Sriphet², Jidapat Srisont³, Zhaowei Su⁴, Anqi Liu⁵

^{3,4,*1} 正大管理学院文学院

^{3,4,*1} Faculty of Liberal Arts, Panyapiwat Institute of Management

² 正大管理学院工商管理学院

² Faculty of Business Administration, Panyapiwat Institute of Management

⁵ 陕西榆林博仁企业管理发展有限责

⁵ Shaanxi Yulin Boren Enterprise Manage Development Co., Ltd.

*Corresponding author: Supichaya Chaichotiranant, E-mail: supichayacha@pim.ac.th

摘要

本研究旨在对医院为中国用户提供服务时的汉语使用问题与需求两方面进行定性研究。研究对象分为2组，即：曼谷地区医院的翻译人员、在曼谷地区医院接受过医疗服务的中国用户。研究方法主要为对以上两组研究对象进行访谈与开放式的问卷调查，之后对所得数据运用分析归纳法进行总结。通过对服务场景与服务所需必要技能进行研究，以期发现医院不同部门汉语使用问题与需求的异同之处。研究结果显示：1.医院的大部分职员无法使用汉语进行交际，同时翻译的数量无法满足需求；2.中国用户有希望获得汉语服务的需求，特别是在前台部、挂号处和缴费处。医院职员应能与中国用户进行基本的汉语交际，应特别掌握与工作情景相关的听说技能。此外，医院应制作中文的信息板、路标和文件表格等，以方便中国用户。同时，医院应对职员进行中国文化方面的培训，增进其认识与了解，进而减少在为中国用户服务时的矛盾冲突。本研究有助于为中国医疗保健游客群体提供帮助，为泰国医院提供汉语服务指导。同时本研究能有助于提高劳动力素质，使其满足劳动力市场需求。

关键词：汉语使用；医院服务；曼谷地区医院

Abstract

This research aims to explore problems and needs of the Chinese language in providing services to Chinese patients in hospitals. This qualitative research consists of two key informants: Chinese language translators in hospitals in Bangkok area, and Chinese people with previous medical services in hospitals in Bangkok area. The contexts and skills essential to the services were examined to identify the differences in the problems and needs of individual units. The research design employed two types of questions: one set for interview and the other open-ended questions, as well as the use of analytic induction as data analysis. The results reveal that the majority of the medical personnel could not communicate in Chinese and the number of Chinese language translators was below the demand. Meanwhile, Chinese patients needed medical services delivered in the Chinese language. Therefore, medical personnel in Reception, Registration and Finance, should have basic

communication skills, in particular, of listening and speaking while providing services to Chinese patients. Moreover, hospitals should provide PR signs, direction signposts and related documents in Chinese. In addition, there should be training programs for personnel to understand Chinese culture in order to reduce conflict during services. The research could be beneficial to the improvement of hospital services to Chinese patients, as well as to the planning of human resource development to meet the needs of labor markets.

Keywords: Chinese Language Usage; Hospital Providing Services; Hospital in Bangkok Area

一、引言

近年来医疗服务与医疗保健业得到了飞速发展。这是全球民众自身健康意识觉醒的结果。对此,泰国政府自 2004 年起通过制定国家战略,建立医疗保健中心与医疗服务中心,致力于使泰国成为国际医疗健康卫生中心。此前,中东人士是泰国医疗服务业的主要外国目标群体。但近年来发现中国用户前来泰国使用医疗服务的人数增长迅速。中国人入境泰国的主要目的为休闲观光,但 2015 年至 2017 年使用体检医疗等服务的中国入境者共计 526,321 人次。2016 年至 2018 年入境泰国接受体检或美容手术的中国游客人均消费分别为 5,830.49 泰铢、11,763.97 泰铢及 14,316.80 泰铢,年增长率达 101.77%和 21.70% (TAT Intelligence Center, 2017, 2018)。从以上数据可以看出中国用户正增长成为泰国医院的重要用户群。

泰国医疗旅游竞争能力研究 (Manirochana & Vivanichakul, 2016) 结果显示泰国的部分医疗从业者仍缺乏必要的外语技能。同时 Nuchanart 与 Li (2017) 的研究也发现能够使用汉语进行沟通交际的医院职员数量有限。即使中国患者对医院翻译人员使用汉语提供服务的能力感到满意,但是翻译人员的数量仍无法满足需求。同时建议医院应增设中文媒介,以提高提供医院信息新闻的效率。以此,我们不难看出泰国医院中仍存在使用汉语为中国用户提供服务的问题与需求。

在用户前来医院使用相关服务时,不只是提供治疗服务的医生,其他医护人员也都不可避免地要与前来使用服务的中国用户进行交流。由于服务使用者会通过内心期望服务与实际获得服务对比的方式对服务质量进行评估,因此,如果这部分医护人员如果能够进行与自身职责有关的基本汉语交际,能够根据服务使用者的需求,为其提供正确且合理的便利与帮助,服务使用者就会对服务质量感到满意 (Lovelock & Wirtz, 2011)。

研究者对各职业中语言使用的相关研究进行整理分析后,发现大部分研究主要涉及使用英语与同事或服务使用者进行沟通方面。所需使用的外语技能也因工作种类和目标而异。而对需要为外国顾客提供服务的职业而言,最必需的技能即听说技能。此技能有助于从业者了解顾客需求、提供准确的服务进而树立良好的形象。涉及使用汉语进行医疗服务的研究目前仍相对较少。已有的研究大多为对医院服务或使用汉语医护人员的满意度调查和意见建议。因此,研究者将对医院为中国用户提供服务时的汉语使用问题与需求进行进一步深入研究。研究者通过对服务场景与服务所需必要技能进行研究,以期发现医院不同部门汉语使用问题与需求的异同之处。以期为迎接未来几年内一直作为泰国主要目标群体之一的数量庞大的中国医疗保健游客群体提供指导。此外,我们希望本研究能有助于提高作为国家主要动力的劳动力的素质,使其满足劳动力市场需求。

二、文献综述

目前有关服务中语言使用的研究，大部分集中在工作中使用外语与外国人士进行沟通的需求方面。外语能力也因工种和交际目标的不同而差异很大。对需为外国顾客提供服务的职业而言，听说技能是最需具备的技能，以在沟通时知悉顾客需求，提供所需服务进而塑造良好形象。Kalasin 与 Charumanee (2015) 通收集过对酒店前台部经理与前厅接待人员相关数据，对酒店前厅接待人员英语使用必要度与问题进行了对比研究。其研究发现酒店前厅工作人员有使用英语各项技能的必要性。其中必要程度最高的为听说技能，以听懂顾客需求，欢迎或送别顾客；其次为读写技能，以阅读顾客资料信息并记录顾客入住信息。在英语使用问题方面，前厅接待人员各项技能的问题均处于中级水平，从高到低依次为听、读、说和写。

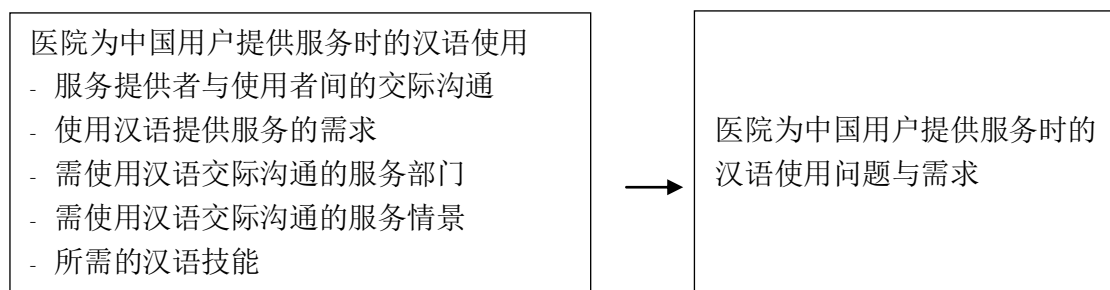
关于使用汉语提供服务的研究方面亦有相关研究，例如 Dejthanasuntorn (2014) 收集研究了 64 位曼谷帕那空区考山路从业者信息，发现大部分从业者的汉语交际能力较低，使用汉语的主要目的为进行商业联系，其汉语使用中的最大问题是无法使用普通话打招呼和自我介绍。而最希望学习的汉语内容为使用普通话进行商品买卖；最希望获得的学习方式为短期培训。

而与使用汉语在医院提供服务有关的研究则相对较少。Nuchanart 与 Li (2017) 研究了华侨医院的汉语服务问题，分析了医院工作人员使用汉语进行服务的能力水平以及中国患者对医院汉语服务的意见建议。其研究对象分为医院工作人员和中国患者两组。研究发现医院中能够使用汉语进行交际的工作人员数量较少。大部分工作人员对自身使用汉语进行服务的能力不太满意，希望获得专业领域的汉语培训。研究还发现，中国患者对华侨医院翻译人员使用汉语提供服务的能力感到满意，同时建议医院应增设中文媒介，提高医院提供信息资讯的效率。

综上所述可以看出医院使用汉语提供服务方面的研究仍局限在从整体上调查服务使用时的问题与需求层面，仍缺乏使用汉语进行特定目的的服务角度的研究。Gollin-Kies, Hall 和 Moore (2015) 将特定目的语定义为：根据实际语境而产生的词汇、俗语和句法结构的语言运用。Upton 和 Connor (2012) 认为特定目的语着重分析和语言教学的应用范围，以满足非母语使用者特定目的的语言需求。

三、研究目标

1. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用问题
2. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用需求



四、1: 研究概念框架

五、研究方法

数据来源目标群体

数据来源目标群体分为两组，即：

1. 曼谷地区医院的汉语翻译人员。其职责是在部分服务部门的职员无法与中国用户进行沟通时为中国用户翻译解释医院的服务步骤流程，因此是本研究的数据来源目标群体之一。
2. 曾在曼谷地区医院接受过医疗服务的中国用户。该群体能直接反映出在医院接受服务时所遇到的问题，进而为本研究提供数据信息。

我们通过目的抽样 (Purposive Sampling) 来获得数据样本。根据自愿原则，我们考察筛选有助于研究进行的目标群体。数据目标样本分为 2 组，即：第 1 组是就职于曼谷地区为外国用户提供服务的私立医院汉语翻译人员，共计 6 人，其遴选标准是当前职责是为用户提供汉语翻译服务，工龄不低于 6 个月；第 2 组是中国用户，共计 15 人，其遴选标准是曾在曼谷地区医院接受过医疗保健服务。由于所获得的数据具有一定的复杂性，在充分说明情况的条件下，基于对数据足量性和充分性的考量，研究者选择了以上两组数据样本的数量。

研究工具

本研究采用了访谈与开放式调查问卷的研究工具。此研究工具通过发展服务质量理念 (Lovelock & Wirtz, 2011) 和特定目的语 (Gollin-Kies, Hall & Moore, 2015) 形成问题。

1. 访谈。收集医院汉语翻译人员在为中国用户提供服务时的汉语使用问题与需求信息。访谈有如下 11 个问题：1) 您在就职医院为外国患者所提供服务的种类与特征；2) 医院汉语翻译人员的工作方式；3) 中国患者前来使用服务的特征；4) 中国用户经常使用的医疗服务项目；5) 为医院中国用户提供关照与服务的步骤与过程；6) 为中国用户提供服务期间遇到的主要问题与解决方式；7) 医院各部门职员有无使用汉语进行交际的必要，如有其应具备怎样的汉语交际水平；8) 医院哪部门的职员最需懂得汉语，使用何种汉语技能，如何使用；9) 医院职员应在何种情景中能够使用汉语交际；10) 医院是否有提高职员汉语技能的意愿以及如何提高；11) 在为前来接受服务的中国患者提供服务方面的意见建议。

2. 开放式调查问卷。收集曾在医院使用过医疗服务的中国用户有关医院在为中国用户提供服务时的汉语使用问题与需求的信息。调查问卷共 8 题，具体如下：1) 请问您是否曾经在泰国医院看过病？2) 如果您在泰国生病了，您会选择去哪个医院看病？3) 选择该医院的理由？4) 您在泰国医院接受过哪些检查或治疗？5) 在泰国医院接受检查或治疗的过程中，是否遇到过语言障碍问题？如有，您怎么解决该类似问题？6) 在泰国医院接受检查或治疗的过程中，您认为哪个过程最需要中文服务，请用数字 1 到 7 按照需要程度将下列选项排序。7) 在泰国医院接受检查或治疗过程中，除语言障碍问题外，是否还遇到过其他困难或问题？如有，请说明。8) 请对泰国医院的服务提出几个建议。

由 3 名评测方面和汉语方面的专家对研究工具进行质量检测。内容有效性方面 IOC 值需大于等于 0.50，本研究访谈的 IOC 所得值位于 0.67 至 1.00 之间，平均值为 0.93。开放式调查问卷的 IOC 所得值位于 0.67 至 1.00 之间，平均值为 0.95。

数据收集

1. 自 2019 年 3 月至 4 月，研究者预约个人受访者，对第 1 组数据来源目标群体通过访谈方式收集数据，共计 6 人，在此使用代码 T1-T6 代替各信息提供者。

2. 自 2019 年 3 月至 4 月，通过在线问卷调查应用“腾讯问卷”对第 2 组数据来源目标群体进行开放式问卷调查收集数据，共计 15 人，在此使用代码 C1-C15 代替各信息提供者。

数据分析

研究者收集两组数据来源群体的相关数据。运用分析归纳法 (Analytic Induction) 理解归纳总结访谈和开放式问卷调查的回复, 运用类型分析法 (Typological Analysis) 分类数据, 对访谈和开放式问卷调查所得的各个问题答复进行分类整理与总结。

六、研究结果

两组数据提供者的基本信息具体如下:

第一组数据提供者 6 人均为就职于综合医院的汉语翻译人员。医院均看重外国顾客市场, 设有专门服务外国顾客的部门并提供诸如阿拉伯语、英语、法语、德语、韩语、日语、缅甸语、越南语和柬埔寨语以及汉语的翻译。其中最常使用的语言是阿拉伯语, 其次为缅甸语。

第二组数据提供者共计 15 人, 均为曾在曼谷地区医院使用过医疗服务的中国用户。其中 12 人选择使用私立医院服务, 占 80%; 选择使用公立医院服务的人数为 2 人, 占 13.33%; 选择使用两类医院服务的人数为 1 人, 占 6.67%。

数据提供者所使用的私立医院共计 8 所。其中有外国用户服务部门并提供汉语翻译的医院共计 5 所, 占 62.5%。不侧重外国患者用户群体进而无外国用户服务部门不提供汉语翻译服务的私立医院共计 2 所, 占 25%。以及设有中国用户服务部门并提供汉语翻译服务的医院共计 1 所, 占 12.5%。

研究结果总结与研究目标相一致, 具体如下:

1. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用问题

1.1 服务提供者与使用者间的交流沟通问题。主要分为以下 2 方面:

1.1.1 服务提供者方面

数据信息来源于医院的翻译人员, 其遇到的主要问题在于服务使用者的汉语发音与方言问题。一部分中国用户可以使用普通话进行交流, 但其发音带有本土的方言特征; 另一部分则无法使用普通话进行沟通。针对前者, 不熟知该方言的翻译人员则无法理解中国用户想要表达的信息。其解决方式为根据所抓取的主要内容重复中国用户的话语, 以此来确定内容是否正确。针对后者, 中国用户只能使用如粤语、云南方言等进行交际沟通的情况, 翻译人员的解决方式为借助于领队或其他随行人员, 将方言转述为普通话, 翻译人员进而将普通话翻译为泰语。

1.1.2 服务使用者方面

通过对曾在曼谷地区医院使用过医疗服务的 15 名中国用户的调查, 研究者发现仅有 2 位受访者表示无交际沟通问题, 因其英语水平足以进行交际。而剩余的 13 位受访者则存在交际沟通问题, 个人无法独自与医护人员进行交流。

中国用户解决与医院工作人员交际问题的方式主要有如下几种:

- 1) 选择具有汉语翻译服务医院的医疗服务;
- 2) 请求能够进行泰汉双语沟通的朋友的帮助, 包括让朋友一同前往医院和打电话求助两种方式;
- 3) 使用翻译软件作为与医疗人员沟通的媒介;
- 4) 使用英语作为中介语。

2. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用需求，可分为服务提供者与服务使用者两方面。具体如下：

2.1 服务提供者方面

2.1.1 获得汉语服务的需求

通过对翻译人员的访谈，我们发现当有些医院服务部门接待无法使用英语沟通的中国用户时，部门医护人员都需要翻译人员的帮助。但由于汉语翻译人员数量有限，使得有时服务使用者需等待较长时间，即使是大部分服务情景只是基础性的会话。因此数据信息提供者认为医院各部门的职员应掌握基本汉语知识，能与中国用户进行基本的交流，学习掌握各服务场景中常用的基础词汇和基本医学术语，如：表示欢迎、告知价格费用等。

通过访谈，研究者发现由于中国用户的数量不多以及更着重使用国际通用语的英语进行交流，有一定数量的医院不认同应该提高职员的汉语技能。但与此同时，亦有相当数量的医院认识到汉语的重要性，开始开设一些培训课程，让医院的汉语翻译人员对有关部门的医护人员进行汉语教学，教授基础汉语词汇以使其能与中国用户进行基本的交际。

2.1.2 需使用汉语进行交际沟通的服务部门，位于首位的是前台部，第二位是挂号处，第三位是缴费处、医生助理或部门专职护士以及取药处，第四位是急诊部。数据信息提供者认为各部门应至少有 1 位医院职员能够使用汉语进行基本交流或者至少掌握汉语拼音的发音方法以正确拼读中国用户姓名。

2.1.3 需要使用汉语交际沟通的服务情景，居于首位的是挂号处的询问用户个人信息；其次是缴费处的告知缴费方式；居于第三位的是表示欢迎并带用户至挂号处，告知前往其他部门的路线以及取药处的告知药物使用方法。

2.1.4 各部门主要所需使用的汉语技能，具体如下：

前台部，由于新患者可能前来问路或询问挂号处所在地，所以主要使用听说技能。同时也需要一定的阅读技能，以阅读预约单或中文文件。

挂号处，为了询问中国服务使用者的基本信息，以及有些场景中会有来自中国医院的附件资料，该部门主要使用听、说、读的技能。

缴费处，主要使用听说技能，以告知价格费用详情以及支付方式。

医师助理或部门专职护士，主要使用听、说与写的技能，以进行测血压、体温等基础检查以及向患者解释并书写中文版的预约单。

取药处，主要使用听说技能，以解释药品使用方式或在药品标签上书写中文说明。

急诊部，主要使用听说技能。

2.1.5 为中国用户提供服务的建议指南，总结如下：

1) 医院应制作中文版路标、信息板以及与服务有关的表格。以此方便中国用户，使其获得便捷的服务，无需等待数量本就有限的汉语翻译人员。

2) 服务提供者应了解中国文化，以避免对中国用户的偏见。应掌握沟通技巧以易于中国用户理解，使中国用户获得与泰国用户同样标准的服务。

2.2 服务使用者方面

2.2.1 获得汉语服务的需求

对于设有外国用户部并提供汉语翻译服务的私立医院，接受过服务的中国用户希望医院能够提供足够的汉语翻译人员，同时希望能有专门服务中国用户的部门。而针对主要用户群非中国用户的公立医院或私立医院，使用过该医院服务的中国用户希望医院能有

汉语翻译服务或者能够使用汉语交际的职员，抑或是帮助沟通的语言翻译程序。这也与上述服务提供者建议各部门的医护人员应能够进行基本汉语会话的研究结果相一致。

2.2.2 需要使用汉语交际的服务部门与情景

位于首位的是挂号、询问基本病症，第二是听取医生的建议与治疗，第三是候诊，第四是如核磁共振、X光、验血等专科身体检查，第五是取药，第六是由护士执行的测血压、测体温等基础检查，位于末位的是缴费。以上结果也反映了上述服务提供者认为挂号处、取药处等服务部门应掌握基本的汉语沟通的研究结果。

2.2.3 为中国用户提供服务的建议指南，总结如下：

1) 为不懂泰语的中国用户提供人性化服务，如使用序号电子显示牌代替叫名。因为大部分泰国人无法正确拼读中国用户的姓名，使得使用服务的中国用户无法确认被叫的名字是否是其本人。以此满足用户候诊叫号处的医护人员应能够进行汉语沟通的需求。

2) 各服务部门制作中文版文件或指示说明。服务使用者可自我识读理解，进而正确遵照执行。而无需使用汉语询问职员或等待翻译人员。这也与服务提供者组的建议相一致。

3) 中国用户希望有关医护人员能够向服务使用者提供更多信息或建议，不应让其等候时间过长。此外，中国用户认为在设有外国用户部门的私立医院的医疗费用相对较高。

七、研究结果讨论与分析

1. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用问题

1.1 服务提供者与使用者间的交流沟通问题。由于大部分前来使用服务的中国用户无法使用英语或泰语而医院职员无法使用汉语交际，使得医患之间无法直接沟通。这与 Nutchant 与 Li (2017) 的研究结果相一致。其研究发现除汉语翻译人员外，大部分医院医务人员无法使用汉语交际。一般而言，泰国医院的医护人员以泰语沟通为主。只有看重国际用户的大型私立医院才聘用能够使用英语沟通的职员。英语是全球通用的国际语言，因此大部分私立医院认为医院的医护人员能够使用英语进行交流沟通就已经足够了。

无法与医院医护人员进行沟通的中国用户不得不采取其他措施以及解决沟通问题。但各种方式各具其局限性，具体如下：

1) 选择使用汉语翻译服务。但通过对翻译人员工作情况的研究我们可以知道医院的汉语翻译人员有限，有时无法满足需求，进而产生让用户久等的现象。这与 Nutchant 与 Li (2017) 的研究结果相同，其研究发现医院汉语翻译人员数量不足进而导致用户等候时间较长。

2) 让能使用泰汉双语沟通的朋友协助翻译。而通过电话沟通可能会语意不清或诊疗失误。

3) 使用翻译软件翻译。虽然目前语言翻译软件在准确性、专业化方面得到了很大的发展，但对因会话情景不同而词义不同的词语以及句型或意义相对复杂的句子，翻译软件的准确性则较差。

4) 使用英语作为交际媒介。但部分中国人无法流利地使用英语或者不自信把英语作为接受与身体健康有关服务的媒介。即便是可以使用英语交际的数据信息提供者，仍需要能使用泰汉双语沟通的朋友的协助。因为他们认为前来接受医疗服务最好能有专业翻译的帮助。因此，与中国用户最好的沟通方式是使用汉语，以使服务使用者获得信任感、安心感及良

好体验感。

1.2 医院服务区域内没有中文路标、信息板。服务使用者需提前阅读知晓并签字的基本信息表格和治疗许可协议也缺少中文版。Nutchant 与 Li (2017) 在其研究中也发现医院缺少与治疗服务有关的中文版文件。

2. 医院为中国用户提供服务时的汉语使用需求方面，服务提供者与使用者想法一致。具体如下：

2.1 希望获得汉语服务

中国用户希望获得汉语服务，这可以从中国用户选择私立医院的原因中看出。其首选因素是医院距离工作单位或住址较近。位于第二的即为医院机构有汉语翻译人员或能够使用汉语沟通的医护人员。这也反映了中国用户使用服务时的需求。中国用户希望医院配置汉语翻译，同时希望能有使用泰语交际的中国职员提供服务。如果医院无法聘用翻译，则会使用翻译软件或程序来代替。同时应该有专门为中国用户服务的部门。

2.2 需使用汉语进行交际的服务部门

医院工作人员与中国用户的大部分交际仅仅是询问或提供基本信息，所以各服务部门应至少有 1 名可以使用汉语进行基础会话的职员，以使中国用户无需等候翻译而获得快捷满意的服务。Nutchant 与 Li (2017) 在其研究中也同样指出中国用户希望医院的医护人员能够获得基本的汉语培训，以处理问路等简单的日常对话情景，无需等待翻译人员就可回答。

医护人员应能够使用汉语进行交际的医院各部门，按需求度排列如下：1) 前台部 2) 挂号处 3) 缴费处 4) 医师助理或部门专职护士 5) 取药处 6) 急诊部

此外，中国用户还经常使用妇产科（特别是不孕症）、传染病科、心脏病科、美容外科以及体检科等科室的服务。所以以上各科室的医护人员应能够进行基本的汉语交际。

Songsraboon (2014) 的研究结果也发现泰国私立医院优质服务的特征即在于职员能够用诸如英语、汉语等外语在前台迎客和缴费时进行交际的专业能力。

2.3 需使用汉语进行交际的服务情景

从每一服务部门需有能够使用汉语交际的医护人员出发，可以总结出如下使用汉语交际的情景：

- 1) 欢迎用户并将其带至挂号处。
- 2) 挂号处询问服务使用者个人信息。
- 3) 缴费处告知费用支付方式。
- 4) 缴费处告知费用详情。
- 5) 告知前往其他科室的路线。
- 6) 取药处告知药品使用方式。
- 7) 候诊室外正确读出中国用户姓名。
- 8) 阅读转院患者的文件或预约单。
- 9) 书写中文版的预约时间。

2.4 所需使用的汉语技能

通过对各种诸如问候欢迎、询问信息、告知支付方式、指路、解释药品使用方式等需要与中国用户交际的服务场景，的分析可知，与中国用户有交际互动的医院医护人员的必备汉语技能是听说技能。Kalasin 与 Charumanee (2015) 的研究成果也得出相同结论，其研究发现对从事为外国顾客服务相关职业或行业人士而言，外语听说技能非常必要。

2.5 方便中国用户的友好服务

医院应为中国用户创造便捷且友好的环境氛围。如使用序号电子显示屏代替叫名。因为大部分泰国人无法正确拼读中国用户的姓名,使得使用服务的中国用户无法确认被叫的名字是否是其本人。

制作中文版的信息板、路标、文件及其他必要信息,以为中国用户提供方便,使其避免在由于语言障碍而造成理解困难的环境下产生紧张感。此外,中文版的文件与信息还可使用户在无需等待翻译人员或无法与医护人员进行基本沟通的情况下服务双方理解一致,进而创造良好形象与优质体验。这与 Nutchanaart 与 Li (2017) 的研究结果相近。其研究指出虽然中国用户对华侨医院汉语翻译人员的汉语能力表示满意,但与此同时中国用户仍建议医院应设有中文媒介,提高医院提供信息资讯的效率。Chunrat 与 Jumpamool (2018) 也总结指出医院应设有多语言的路标,有服务不同文化群体用户的书籍或专业文件,以回应用户的文化需求。

2.6 学习并理解中国文化

为中国用户提供服务的医院医护人员应学习并了解中国文化,以减少偏见,避免彼此之间的矛盾冲突,进而为中国用户创造良好的印象与体验。

八、建议

本研究成果可应用于如下医疗商业领域与教育领域:

1. 为具有汉语交际能力新职员的聘用以及老员工汉语交际能力的培训提供指导,以满足中国用户获得汉语服务的需求。
2. 有助于指导改善医院就医环境,向中国用户提供友好服务。除了口语交际外,中文版的信息板、路标和相关文件以及就医序号电子显示屏等将极大方便中国用户。
3. 为改进相关课程设置提供指导,以培养满足劳动力市场需求的知识与能力俱佳的毕业生。

九、参考文献

- Chunrat, P. and Jumpamool, A. (2018). Factors influencing transcultural nursing competency of nurses working in Srinagarind Hospital Khonkaen University. *Journal of Nursing and Health Care*, 30(3), 23-32. [in Thai]
- Dejthanasuntorn, N. (2014). *A Study of the State, Problems and Needs of Mandarin Chinese Language Learning for Daily Life Usage Lessons for Entrepreneurs on Kaosarn Road, Phra Nakhon District, Bangkok Metropolis*. (Master' thesis). Sukhothai Thammathirat Open University. Nonthaburi. [in Thai]
- Gollin-Kies, S., Hall, D. R. and Moore, S. H. (2015). *Language for specific purposes*. Hampshire, UK: Palgrave Macmillan.
- Kalasin, S. and Charumanee, N. (2015). English needs of Thai hotel front desk staff in tourist attractions of Southern Thailand in the move towards ASEAN Economic Community 2015. *Journal of Liberal Arts, Prince of Songkla University, Hat Yai Campus*, 7(2), 1-22. [in Thai]
- Lovelock, C. and Wirtz, J. (2011). *Services marketing: people, technology, strategy* (7th ed.). Boston: Pearson.
- Manirochana, N. and Vivanichakul, N. (2016). Competitive abilities of Thailand medical tourism. *Parichart Journal*, 29(1), 196-215. [in Thai]



- Nutchanart, R. & Li, Y. (2017). The applied research of Chinese service for business purpose in Huachiew Hospital. *Journal of Chinese Language and Culture, Huachiew Chalermprakiet University*, 4(1), 69-82. [in Thai]
- Songsraboon, R. (2014). Model of an excellent service of private hospitals in Thailand. *Journal of Graduate School of Commerce-Burapha Review*, 9(2), 54-67.
- TAT Intelligence Center. (2017). *Data survey project for in-depth traveler behavior analysis 2017*. Retrieved March 1, 2019, from <https://intelligencecenter.tat.or.th/wp-content/uploads/2019/01/TB-2560.pdf> [in Thai]
- TAT Intelligence Center.(2018). *Data survey project for in-depth traveler behavior analysis 2018*. Retrieved March 1, 2019, from https://intelligencecenter.tat.or.th/wp-content/uploads/2019/03/TB_2561.pdf [in Thai]
- Upton, T. A. & Connor, U. (2012, November 5). *Language for Specific Purposes: Overview*. Retrieved November 26, 2017, from http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/9781405198431.wbea_l0891/abstract

企业业绩、市场行业竞争和企业环保投资

CORPORATE PERFORMANCE, MARKET COMPETITION, AND CORPORATE ENVIRONMENTAL INVESTMENT

杨琴
Qin Yang

泰国正大管理学院中国研究生院
Panyapiwat Institute of Management Graduate School
Corresponding author: Qin Yang E-mail: 395537913@qq.com

摘要

企业环保投资对解决环境问题发挥着越来越重要的作用。文章利用 2009-2018 年中国 A 股制造业上市公司数据实证分析了企业业绩与企业环保投资之间的关系，并分析了市场行业竞争对两者关系的调节作用。结果发现：（1）企业业绩与企业环保投资规模正相关；（2）市场行业竞争度对企业业绩和企业环保投资规模之间的关系有正向调节作用；（3）进一步研究发现，相较于非重污染行业企业，重污染行业企业对环境“合法性”更加敏感，市场行业竞争度对重污染行业企业业绩与企业环保投资之间关系的调节作用更为显著。研究结果明确了企业业绩是企业进行环保投资决策的关键因素。市场竞争可以拉动绩优企业进行环保投资决策。文章为企业探索实现“双赢”路径提供借鉴，亦能为政府完善相关规制提供一定理论依据。

关键词：企业业绩 企业环保投资 市场行业竞争 行业属性

Abstract Enterprise environmental protection investment plays an increasingly important role in solving environmental problems. Based on the data of China's A-share manufacturing listed companies from 2009 to 2018, this paper empirically analyzes the relationship between corporate performance and enterprise environmental protection investment, analyzes the moderating effect of market competition on the relationship. The results show that: (1) enterprise performance has a positive impact on the scale of enterprise environmental protection investment; (2) market industry competition has a positive moderating effect on the relationship between enterprise performance and the scale of enterprise environmental protection investment; (3) further research finds that compared with non-heavy pollution industry enterprises, heavy pollution industry enterprises are more sensitive to environmental "legitimacy", and market industry competition is more sensitive to heavy pollution. The moderating effect of the relationship between industry enterprise performance and enterprise environmental protection investment is more significant. The results show that enterprise performance

is the key factor of enterprise environmental protection investment. Market competition can stimulate enterprises to make environmental protection investment decisions. This paper provides a reference for enterprises to explore the "win-win" path, also provides a theoretical basis for the government to improve the relevant regulations.

Keywords: Corporate performance, Enterprise environmental protection investment, Market industry competitiveness, Industry Attribute

引言

随着环境污染问题的凸显，中国政府加大了环境监管力度，并逐年增加了环境污染治理投资额。2018 年中国环境污染治理投资达到 5468 亿元，同比增长率 43%，其占 GDP 的比重达 1.48%，增速创 2010 年以来新高。但是，中国环境污染治理投资以政府投资为主，缺乏环保投资额的内生增长源。因此，亟需调动各方力量进行环保投资，才能达到改善环境质量的目标。其中，企业是资源的使用者，亦是污染排放物的主要制造者，理应承担环境保护责任，进行环保投资，减少企业经营活动对环境污染的影响（孙再凌，2014）。

但是，由于企业环保投资成本高，投资效益具有不确定性的特点（郑建明等，2017）。现有大部分研究认为企业环保投资大多都是在环境规制压力下的被动行为，缺乏主动性（杨爽，2015；王永慧，2017）。如杨爽（2015）以重污染行业为例，研究表明当前存在环保投资规模严重不足的状况，大部分企业环保投资是在政府环境管制下的被动行为，两者呈“U”型关系。持相同观点的还有李月娥（2018）、高佳琛和张卫民（2010）。Leiter et al.（2011）研究发现环境规制强度与企业环保投资规模之间呈“倒 U”型关系，即当环境收益大于环境成本时，两者正相关，若环境收益小于环境成本时，两者负相关。由上述研究成果可知，环境规制对企业环保投资的影响存在门限值，环境规制并不是万能的。因此，学者们又研究了消费者行为（Kesidou 和 Demirel，2012；安志蓉，2017；伊晟和薛求知，2016）、社会公众（Konar 和 Cohen，1997；熊鹰，2007；郑思齐等，2013；杨柳等，2020）等外部因素对企业环保投资行为的影响。部分研究重点从内部因素出发研究了股权集中度（Mackenzie，2013；唐国平和李龙会，2013）、环境管理体系（Inoue，2013；Jabbour，2014）、管理者私人收益（田双双和李强，2016）、政治关联和融资约束（胡立新和高杰，2020）以及其他内部因素（Demirel 和 Kesidou，2011）对企业环保投资的影响。其中部分学者关注企业业绩对企业环保投资的影响，但是未得出一致结论（Hitchens et al.,2003;Murovec et al.2012;宋铁波等，2017）。因此一个亟待研究的问题是：企业业绩越好，企业环保投资规模越大吗？

一般而言，企业业绩是企业是否选择主动承担环境保护责任的重要条件，明确企业业绩对企业环保投资规模的影响机理有助于企业完善内部治理环境，提高资源使用效率。因此，本文首先研究了企业业绩与企业环保投资规模的关系。另外，考虑到在不同的竞争环境中，企业管理者可能采取不同的竞争方式和策略，从而影响企业环保投资决策。为了探究以上问题，本文使用调节效应模型研究了市场行业竞争力对企业业绩与企业环保投资规模关系的调节作用。通过调节效应研究，可以加强组织内外部因素与企业环保投资关系的相互关联性，并且有助于明确促进企业主动环保投资行为的着力点。最后，考虑到重污染行业企业 and 非重污染行业企业

对环境“合法性”敏感程度不同,在企业环保投资决策方面存在较大的差异性,本文做了进一步分析,研究了不同行业属性下市场行业竞争力对两者关系调节作用的差异性。上述研究结果将有助于明确推动企业主动承担环境保护责任的主要因素,研究结果可以为实现绿色发展目标提供理论和现实依据。

理论分析与研究假设

1. 企业业绩与企业环保投资

基于利益相关者理论、可持续发展理论、社会责任理论、资源基础观等相关理论可知,企业环保投资受到内外部因素的影响。其中,企业业绩是企业是否选择主动承担环境保护责任的重要条件。企业契约理论认为,具有业绩优势的企业受到外部利益相关者的关注度更高,管理者具有较高的积极性对外披露企业自身与环保投资有关的环境信息,向市场释放利好的信号,提高利益相关者对绩优企业更好绩效表现的预期,这些信息也使管理者获得认可,从而成为其提高其地位和薪酬的理由。因此,绩优企业管理者会更愿意严格地按照企业环境管理标准进行环保投资,从而将更多的资源投入到环境保护项目中实现环境绩效(杜璇,2014)。企业环保投资所带来的环境绩效,具体可以表现为政府颁发奖励证书、获得政府补助等,将进一步使企业树立良好绿色形象,提高公众环保满意度,缓解环境合法性压力(杨柳等,2020)。另外,由于绩优企业受到公众的关注度高,更需要对公众的环保需求做出积极回应,避免公众采用“用脚投票”的方式影响企业价值。因此绩优企业必须更多地主动承担环保责任才能获得公众的认可和外部合法性(宋铁波等,2017)。

企业环保投资具有一般投资项目特征并将同时产生环境绩效,因此表现为经济绩效和环境绩效的综合收益特征。但是,企业环保投资项目一般作用于环保技术研发、污染末端治理、环保设备购置、清洁生产等方面,具有投资金额较大、短期报酬回收率低等特点,短期内将导致企业经营风险增加,使得企业丧失环保投资信心,这是较多企业不主动进行环保投资的原因之一。但是,对于绩优企业来说,这类企业具有更高的抗风险能力,亦使该类企业的管理者高估企业环保投资短期内对企业利润和市场行业竞争能力等方面的积极影响,低估企业环保投资对经营风险产生的负面影响,从而绩优企业管理者更多地表现为风险偏好,风险偏好也影响着企业管理者对环保投资的态度(宋铁波等,2017)。另外,绩优企业管理者可控资源也较多,因此,绩优企业管理者更有可能将组织资源较多地投向环保项目。

基于以上分析,提出假设 1:

假设 1: 企业业绩与企业环保投资规模正相关。

1. 市场行业竞争度对企业业绩与企业环保投资之间关系的调节作用

竞争者是刺激企业环保投资的重要影响因素。现有文献对市场竞争与企业环保投资的关系进行了论述,部分研究认为市场竞争会降低企业环保投资的动机,因为在市场竞争环境下,企业可能不太愿意成为市场“鞭打快牛”的对象(李强和冯波,2015)。但是,研究普遍认为市场竞争对企业环保投资有积极影响(Luken 和 Rompaey, 2008; 李强等,2016)。

在不同的竞争环境中,企业管理者采取不同的竞争方式和策略。在竞争不强烈的市场环境中,意味着行业现有与潜在的进入者较少,产品不容易被替代,企业经营的风险性较低。而在竞争很激烈的市场环境中,经营风险则较高。另外,消费者可以选择更多产品和服务,企业生产的产品在市场销售时上可替换性高,使消费者忠诚度减低。因此,在面对不同竞争环境时,企业业绩情况将对企业环保投资决策产生重要的影响。

一是,在竞争激烈的市场环境中,因为消费者有更多的产品和服务选择,将更愿意选择给自身健康和环境保护产生积极影响的产品和服务,并有更加强烈的意愿选择环保产品和服务,愿意支付更高的价格购买环境友好型产品 (Horbach, 2008; Horte 和 Halila, 2008; 杨柳等, 2020)。而绩优企业可控资源较多,更有能力投入资金到环保产品研发和生产中,从而使消费者的对环保需求得到满足,提高了消费者的对产品满意度和忠诚度的提高,进一步提高企业竞争能力。

二是,环境保护信息是企业向外部利益相关者表达其环境保护的态度和立场,展示其环境责任履行情况的方式,竞争激烈的市场环境中,利益相关者获得信息的渠道将会更多,企业为了向市场释放利好信号,并获得外部合法性,需要承担更大的环境保护责任,投入更多的环境保护资金,企业管理者面临着较大的成本压力 (李强和冯波, 2015),而绩优企业更容易化解这一成本压力。另一方面,由于受竞争激烈环境影响,媒体监督和公众监督力度增大,环保投资行为对企业管理者的市场声誉产生更大影响,绩优企业管理者将更自信的高估企业环保投资收益以及该投资行为对管理者绿色声誉产生的积极效应。

基于以上分析,提出假设 2:

假设 2: 市场行业竞争度对企业业绩与企业环保投资规模之间关系有正向调节作用。

研究设计

1. 样本选择与数据来源

1.1 样本选择

本文选取了 2009-2018 年中国 A 股制造业上市公司的数据为样本。并删除 ST、*ST 公司数据样本,删除缺失数据样本,最终确定了 4982 个研究样本。2007 年 11 月 22 日国务院印发《国家环境保护“十一五”规划》,因此严格意义上来说,2008 年是环保“十一五”规划的开局之年,但是在充分考虑金融危机可能的影响后,将 2009 年定为样本区间的起始年度。从 2009 年至 2018 年是一个以“生态文明建设”为环保主题的完整十年。

2. 数据来源

本论文所使用的指标数据,均来源于 CSMAR 国泰安数据库,并通过手工整理。其中,企业环保投资数据来源于 CSMAR 数据库中的在建工程项目明细表数据,并通过手工整理获得。处理和统计分析运用 STATA13.0 和 Excel2007 软件。另外,为了控制极端值的影响,对连续型变量在 1%与 99%分位数上进行 Winsorize 处理。

1.2 变量设计

(1) 被解释变量

企业环保投资 (EI): 本文为了反映当年企业环保投资状态, 投资总额为当年新增环保投资总额, 资本存量为平均总资产 (唐国平, 2013)。

企业环保投资规模=当年新增环保投资额/平均总资产

(2) 解释变量

企业业绩 (CP): 本文选取总资产净利率 (ROA) 来衡量企业业绩, 该指标是指企业一定经营期内实现的净利润与平均资产总额的比值, 表示企业总资产的投入产出水平, 能够综合反映企业获利能力。

(3) 调节变量

市场行业竞争度 (HHI): 本文采用赫芬达尔-赫希曼指数来测量。参照李强和田双双 (2016) 的做法, 计算市场行业竞争强度。为便于分析, 将 HHI 指数逆向化处理, 即用 HHI 指数的倒数来表示市场竞争程度。

根据前人研究成果, 选择组织内部治理因素、组织特征因素作为控制变量, 包括财务风险 (LEV), 经营风险 (VOL), 财务松弛度 (SLACK), 机构投资者持股比例 (INSHARE), 企业规模 (SIZE), 企业年龄 (AGE), 独立董事占比 (IDD), 产权属性 (STATE), CEO 变更 (TURN), 年度虚拟变量 (YEAR)。本文涉及的变量详见下表 1:

表1: 研究变量说明表

变量性质	变量符号	变量名称	变量计算公示	参考文献
被解释变量	EI	企业环保投资规模	企业环保投资规模=当年新增环保投资额/平均总资产	唐国平等 (2013); 杨柳等 (2018)
解释变量	CP	企业业绩	总资产净利率=净利润/平均总资产	罗党论、刘晓龙 (2009)
调节变量	HHI	市场行业竞争度	赫芬达尔-赫希曼指数的倒数	李强、田双双 (2016)
控制变量	LEV	财务杠杆	资产负债率=负债总额/资产总额	姜付秀、黄继承 (2011)
	VOL	经营风险	年度股价波动率	杨海燕等 (2010)
	SLACK	财务松弛度	现金或现金等价物/期末总资产	邹海亮等 (2016)
	INSHARE	机构投资者持股比例	机构投资者持股数/总股数表示	祝敏等 (2019)
	IDD	独立董事占比	独立董事人数/董事会人数	刘行、李小荣 (2016)
	STATE	产权属性	国有企业设置为1, 否则为0	于东智 (2003)
	AGE	企业年龄	企业成立年度与观测年度差额	郭梅清和张成培 (2017)
	SIZE	企业规模	年末企业资产总额的自然对数	张俊瑞等 (2008)
	TURN	CEO变更	若发生CEO变更为1, 否则为0	王福胜, 王摄琰 (2012)
	YEAR	年度	10年设置9个虚拟变量	魏立群、王智慧 (2002)

1.3 模型构建

为了检验企业业绩与企业环保投资规模之间的关系，构建模型（1）

$$EI = \alpha + \beta_1 CP + \text{CONTROLVARIABLES} + \Sigma \text{YEAR_Dummy} + \varepsilon \quad \text{模型（1）}$$

为了进一步检验市场行业竞争对企业业绩与企业环保投资规模之间关系的调节作用，在模型（1）的基础上，加入变量 HHI 和交乘项 $CP \times HHI$ ，构建模型（2）。

$$EI = \alpha + \beta_1 CP + \beta_2 HHI + \beta_3 CP \times HHI + \text{CONTROLVARIABLES} + \Sigma \text{YEAR_Dummy} + \varepsilon \quad \text{模型（2）}$$

实证结果与分析

1. 描述性统计

从下表 1 可知各变量的描述性统计结果。其中企业环保投资规模（EI）的最大值为 0.1973，最小值为 0.0000，中位数为 0.0038，均值为 0.0168，标准差为 0.0329，中位数小于均值说明大部分样本企业的环保投资尚未达到平均水平，标准差大于均值和中位数，说明样本企业环保投资存在较为明显的个体差异。企业业绩（CP）的最大值 35.7035 与最小值 -20.8297 之间差距较大，且标准差为 5.9216，标准差大于均值和中位数，说明样本企业业绩存在明显的个体差异。市场行业竞争度（HHI）的均值为 0.1937，均值大于中位数，说明大部分样本企业处于市场行业竞争程度高的环境中。从表 1 的其他变量描述性统计结果可以发现最大值与最小值之间相差较大，说明样本企业之间的财务风险、经营风险、内部治理环境之间具有较大差异。

表 2：变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
EI	4982	0.0168	0.0329	0.1937	0.0000	0.0038
CP	4982	3.7188	5.9216	35.7035	-20.8297	3.3032
HHI	4982	0.1937	0.2098	1.0000	0.0186	0.1024
LEV	4982	48.5745	20.2556	98.3857	5.3594	49.4022
VOL	4982	45.0050	19.4986	161.7772	18.1551	40.7763
SLACK	4982	0.1325	0.1064	0.7349	0.0077	0.1044
INSHARE	4982	40.9506	23.0867	87.9847	0.0995	41.7248
IDD	4982	0.3690	0.0528	0.5714	0.0000	0.3333
TURN	4982	0.1511	0.3582	1	0	0
SIZE	4982	22.4799	1.2813	26.7437	18.7168	22.3364
AGE	4982	20.8093	4.7691	36	7	20
STATE	4982	0.4657	0.4989	1	0	0

来源：作者整理

2. 相关性分析

本文运用 STATA13.0 软件，对两两变量进行了 Pearson 相关性检验。从理论上来说，各变量之间相关系数若大于 0.5，则有可能存在多重共线性的问题，若相关系数大于 0.7 则说明存在多重共线性的问题。只有各变量之间的相关系数绝对值整体上较小（在 0.5 以下），说明变量间不存在严重的多重共线性。

由表 3 的相关性分析结果可以看出企业环保投资（EI）与企业业绩（CP）显著正相关、市场行业竞争度（HHI）与企业环保投资（EI）和企业业绩（CP）均显著负相关。解释变量与控制变量之间相关性系数均小于 0.5，说明本文选取的各个变量之间不存在严重的多重共线性问题。在下文将进行膨胀因子测试，进一步核查多元共线性问题。

表 3：相关性分析结果

变量	EI	CP	HHI	LEV	VOL	SLACK	INS HAR E	IDD	TUR N	SIZE	AGE	STA TE
EI	1											
CP	0.0229 [*]	1										
HHI	-0.0063 [*]	-0.0272 [*]	1									
LEV	0.0206 [*]	-0.3865 ^{***}	0.0149	1								
VOL	0.0599 ^{**}	-0.0033	0.0180	-0.0491 ^{***}	1							
SLACK	-0.0314 [*]	0.2828 ^{**}	0.1054 ^{**}	-0.4219 ^{***}	0.0334 [*]	1						
INSHARE	-0.0482 ^{**}	0.0561 ^{**}	-0.0287 ^{**}	0.1983 ^{**}	-0.1972 ^{***}	-0.0627 ^{***}	1					
IDD	-0.0198 [*]	0.0222	0.0833 ^{**}	-0.0211	-0.0139	0.0009	0.0035	1				
TURN	-0.0545 ^{***}	-0.0726 ^{***}	-0.0001	0.1135 ^{***}	-0.0113	-0.0379 ^{**}	0.0960 ^{**}	0.0186	1			
SIZE	-0.0348 [*]	-0.0075	-0.0588 ^{***}	0.4777 ^{**}	-0.2247 ^{***}	-0.2192 ^{**}	0.4232 ^{**}	0.0341 [*]	0.0836 ^{***}	1		
AGE	-0.0729 ^{**}	-0.0026	0.0010	0.1154 ^{**}	-0.1278 ^{***}	-0.0153	0.0706 ^{**}	-0.0506 ^{***}	0.0545 ^{***}	0.0713 ^{***}	1	
STATE	-0.0945 ^{***}	-0.0669 ^{***}	0.0034	0.2813 ^{**}	-0.1176 ^{***}	-0.0867 ^{***}	0.3612 ^{***}	-0.0046	0.1476 ^{***}	0.3383 ^{***}	0.1404 ^{***}	1

来源：作者整理

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%置信水平上显著

3. 多元回归分析

3.1 企业业绩对企业环保投资影响的回归分析

由表 4 的多元回归结果可知，模型（1）中 EI 与 CP 在 1%显著性水平下正相关，说明企业业绩与企业环保投资规模正相关，说明制造业企业业绩水平越高，其环保投资规模越大，假设 1 获得验证。

从模型（1）中的控制变量与 EI 的关系结果可知，资产负债率（LEV）和经营风险的代理变量年度股价波动率（VOL）均与企业环保投资规模（EI）在 1%显著性水平下正相关，说明公司财务风险和经营风险越高，企业环保投资规模越高，这也一定程度反映出当企业财务风险和经营风险增加时，企业会高估不履行环保责任所带来的社会责任风险，因此企业更愿意通过承担环保责任，获得声誉和合法性，从而缓解社会责任风险（何宜庆等，2018；陶岚和刘波罗，2013）。

财务松弛度（SLACK）、CEO 变更（TURN）、企业年龄（AGE）和产权属性（STATE）均与企业环保投资规模（EI）在 1%显著性水平下负相关。第一，SLACK 与 EI 之间呈显著负相关关系，说明随着企业财务资源松弛度增加，企业环保投资规模减小。财务松弛度越大，一般企业管理者的自由裁量权越大。根据代理理论，当企业管理者拥有较大现金自由裁量权更容易出现自利行为，将资源投资在私人利益项目里（Fama 和 Jensen, 1985）。第二，CEO 变更（TURN）与 EI 之间呈显著负相关关系，说明 CEO 变更将影响企业的风险承担水平（刘鑫和薛有志，2016）。刘鑫（2015）研究认为 CEO 接班人由于“损失厌恶”会倾向投资于在短期绩效明显项目，因此对于 CEO 接班人来说，在资源有限的条件下，进行环保投资是次优选择。第三，企业年龄（AGE）与企业环保投资规模（EI）之间呈显著负相关关系，说明企业上市时间越久，越容易形成固有思维，转变战略进行环保投资的积极性越差。第四，产权属性（STATE）与企业环保投资规模（EI）之间呈显著负相关关系，说明与国有企业相比，非国有企业对环境“合法性”更敏感，会更多的进行环保投资（马珩等，2016；李月娥，2018）。

3.2 市场行业竞争对企业业绩与企业环保投资关系的调节作用回归分析

模型（2）[□]是在模型（1）的基础上添加了变量 HHI 和交乘项 CP×HHI。由表 4 模型（2）中的多元回归结果可知，EI 与 CP 仍在 1%显著性水平下正相关，说明企业业绩与企业环保投资规模正相关，说明制造业企业业绩水平越高，其环保投资规模越大，假设 1 获得进一步验证。另外，交乘项 CP×HHI 与企业环保投资规模（EI）的系数符号一致，并且两者关系在 5%显著性水平下正相关，说明市场行业竞争度对企业业绩与企业环保投资规模之间的关系有正向调节的作用，假设 2 获得验证。上述结果反映出，市场行业竞争度增加了企业的外部压力，拉动着绩优企业投入更多的资源到环保项目。

从模型（2）中的控制变量与 EI 的关系结果可知，与模型（1）中各控制变量与 EI 的关系保持一致，即资产负债率（LEV）和经营风险的代理变量年度股价波动率（VOL）均与企业环保投资规模（EI）在 1%显著性水平下正相关；财务松弛度（SLACK）、CEO 变更（TURN）、企业年龄（AGE）和产权属性（STATE）均与企业环保投资规模（EI）在 1%显著性水平下负相关。

[□] 另外，根据表 4 模型（1）和模型（2）的结果可知，模型拟合度 R^2 偏低，一般而言，在横截面数据中 R^2 普遍偏低。一定程度也反映出企业环保投资的影响因素是复杂的。

4. 进一步分析行业属性对于市场行业竞争调节作用的影响

本文进一步将全样本分为重污染行业和非重污染行业样本，进行分组回归。用以检验在不同行业属性下，市场行业竞争对企业业绩与企业环保投资规模关系的调节作用差异性。其中，重污染行业是根据《上市公司环保核查行业分类管理名录》（环发[2007]105 号）和《上市公司行业分类指引》（2012 年修订）确定，具体包括冶金、化工、石化、煤炭、火电等 16 类重污染行业。经过分类后，重污染行业企业的样本为 2507 个，非重污染行业企业的样本为 2475 个。

在中国，明确执行“因地制宜”的环保政策。自 2007 年国务院《国家环境保护“十一五”规划》到《国家环境保护“十三五”规划》均明确要求结合不同地区和行业的实际情况，实施有差别的环境政策。可见，行业属性不同，面对的环境规制和标准不同，这必然影响企业战略决策。与非重污染行业企业相比，重污染行业企业对环境污染程度和环境破坏程度更大，因此重污染行业企业面对着更严、更高的减排标准。2013 年 12 月环保部发布了《企业环境信用评价办法（试行）》明确对分类企业实施有差别化的资质认证、政府扶持等措施。这些政策无疑使重污染企业承担着更多的环境保护责任，也增加了重污染企业对环境合法性的敏感程度。

由表 4 的第三列和第四列多元回归结果可知，与非重污染行业相比，市场行业竞争度对重污染行业企业业绩与企业环保投资规模之间关系的正向调节作用更加显著。上述结果说明重污染行业本身受到更加严格的环境规制约束和更高的政府管制强度，对环境“合法性”更加敏感，当面对激烈的市场行业竞争强度时，更愿意投资于环保项目，从而实现合法性目标和满足利益相关者的诉求。

表 4：多元回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	重污染行业	非重污染行业
CP	0.0002***	0.0002***	0.0003***	0.0001
	(3.24)	(3.34)	(4.12)	(1.28)
HHI		-0.0000	0.0001*	0.0001
		(-0.19)	(1.89)	(1.59)
CP×HHI		0.0001**	0.0001**	0.0000
		(2.26)	(2.37)	(0.75)
LEV	0.0001***	0.0001***	0.0002***	-0.0000
	(2.87)	(2.93)	(4.67)	(-0.77)
VOL	0.0001***	0.0001***	0.0001	0.0001**
	(2.61)	(2.60)	(1.27)	(2.35)
SLACK	-0.0151***	-0.0156***	-0.0029	-0.0324***
	(-3.61)	(-3.70)	(-0.54)	(-4.79)
INSHARE	-0.0000	-0.0000	-0.0000*	0.0000
	(-0.57)	(-0.49)	(-1.68)	(0.69)

变量	模型(1)	模型(2)	重污染行业	非重污染行业
IDD	-0.0105 (-1.15)	-0.0107 (-1.13)	-0.0315*** (-2.82)	0.0022 (0.16)
TURN	-0.0033*** (-3.02)	-0.0033*** (-2.98)	-0.0020 (-1.46)	-0.0047*** (-2.67)
SIZE	-0.0001 (-0.14)	-0.0001 (-0.27)	-0.0006 (-0.97)	0.0012 (1.47)
AGE	-0.0005*** (-4.34)	-0.0005*** (-4.31)	-0.0006*** (-4.41)	-0.0004** (-2.57)
STATE	-0.0062*** (-5.85)	-0.0061*** (-5.80)	-0.0006 (-0.51)	-0.0098*** (-6.17)
YEAR	控制	控制	控制	控制
系数	0.0276** (2.43)	0.0285** (2.52)	0.0420*** (2.73)	0.0022 (0.13)
N	4,982	4,982	2,507	2,475
$\square^2$	0.0302	0.0309	0.0359	0.0451
调整的 $\square^2$	0.0266	0.0269	0.0281	0.0373
F	6.656	6.148	3.785	4.914
VIF_MAX	1.92	1.94	2.09	1.88
VIF_MEAN	1.33	1.32	1.36	1.37

来源：作者整理

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%置信水平上显著，下表同

5. 稳健性检验

本文采用模型替代和指标替代的方法进行稳健性检验，具体如下：

第一，模型替代。固定效应模型能够很好的克服由于不随个体而变化的遗漏变量造成估计不一致的问题，结果如表 5 所示。

第二，指标替代。一是，用总资产报酬率代替总资产净利率，总资产报酬率=息税前利润/平均总资产。重复前文检验，结果如表 6 所示。二是，采用资产总额计算市场行业竞争度来测量市场行业竞争程度。重复前文检验，结果如表 7 所示。

根据以上稳健性检验结果发现，由表 5-表 7 的稳健性检验结果可知，企业业绩与企业环保投资规模正相关；市场行业竞争度能够正向调节企业业绩与企业环保投资规模之间的关系；相较于非重污染行业企业，市场行业竞争度对重污染行业企业业绩与企业环保投资规模之间的关系具有更为显著的正向调节作用。稳健性检验结果显示的主要研究结论未发生变化，说明假设得到统计验证，故研究结论较为可靠。

表 5: 稳健性检验_1 (固定效应模型回归)

变量	模型(1)	模型(2)	重污染行业	非重污染行业
CP	0.0002*** (3.05)	0.0002*** (3.11)	0.0003*** (3.21)	0.0002 (1.30)
HHI		-0.0000 (-0.17)	0.0001* (1.87)	0.0002* (1.70)
CP×HHI		0.0001* (1.67)	0.0001* (1.72)	0.00001 (0.70)
LEV	0.0001*** (3.06)	0.0001*** (3.13)	0.0002*** (5.39)	-0.00004 (-0.81)
VOL	0.0001*** (3.13)	0.0001*** (3.11)	0.0001* (1.82)	0.0001** (2.41)
SLACK	-0.0151*** (-3.06)	-0.0157*** (-3.16)	-0.0028 (-0.46)	-0.0323*** (-4.13)
INSHARE	-0.0000 (-0.62)	-0.0000 (-0.53)	-0.0000* (-1.67)	0.0000 (0.68)
IDD	-0.0108 (-1.23)	-0.0107 (-1.22)	-0.0320*** (-2.92)	0.0023 (0.17)
TURN	-0.0033** (-2.54)	-0.0033** (-2.51)	-0.0020 (-1.33)	-0.0046** (-2.14)
SIZE	-0.0000 (-0.10)	-0.0001 (-0.23)	-0.0006 (-1.03)	0.0012 (1.44)
AGE	-0.0005*** (-4.55)	-0.0005*** (-4.52)	-0.0006*** (-4.22)	-0.0004*** (-2.68)
STATE	-0.0062*** (-5.88)	-0.0061*** (-5.84)	-0.0007 (-0.55)	-0.0098*** (-5.77)
系数	0.0291*** (2.60)	0.0303*** (2.70)	0.0417*** (3.08)	0.0060 (0.33)
N	4,982	4,982	2,507	2,475
$\square^2$	0.025	0.025	0.033	0.036
调整的 $\square^2$	0.0210	0.0213	0.0246	0.0272
F	12.59	10.78	7.020	7.525

来源: 作者整理

表 6：稳健性检验_2（用总资产报酬率代替总资产净利率）

变量	模型(1)	模型(2)	重污染行业	非重污染行业
CP	0.0002*** (2.64)	0.0002*** (2.63)	0.0002*** (3.29)	0.0002 (1.32)
HHI		-0.0000 (-0.27)	0.0001* (1.83)	0.0002 (1.61)
CP×HHI		0.0001* (1.67)	0.0001* (1.76)	0.0000 (0.85)
LEV	0.0000*** (2.59)	0.0001*** (2.58)	0.0002*** (4.34)	-0.0000 (-0.86)
VOL	0.0001*** (2.63)	0.0001*** (2.63)	0.0001 (1.31)	0.0001** (2.35)
SLACK	-0.0148*** (-3.47)	-0.0149*** (-3.54)	-0.0017 (-0.31)	-0.0322*** (-4.78)
INSHARE	-0.0000 (-0.54)	-0.0000 (-0.46)	-0.0000 (-1.63)	0.0000 (0.65)
IDD	-0.0111 (-1.18)	-0.0107 (-1.17)	-0.0322*** (-2.89)	0.0022 (0.16)
TURN	-0.0033*** (-3.10)	-0.0034*** (-3.07)	-0.0021 (-1.57)	-0.0047*** (-2.68)
SIZE	0.0000 (0.04)	-0.0000 (-0.07)	-0.0005 (-0.74)	0.0012 (1.52)
AGE	-0.0005*** (-4.35)	-0.0005*** (-4.32)	-0.0006*** (-4.42)	-0.0004*** (-2.61)
STATE	-0.0062*** (-5.88)	-0.0062*** (-5.84)	-0.0007 (-0.55)	-0.0098*** (-6.19)
YEAR	控制	控制	控制	控制
系数	0.0269** (2.31)	0.0272** (2.39)	0.0400*** (2.60)	0.0019 (0.11)
N	4,982	4,982	2,507	2,475
$\square^2$	0.030	0.030	0.033	0.045
调整的 $\square^2$	0.0260	0.0261	0.0252	0.0377
F	6.540	5.967	3.542	4.961
VIF_MAX	1.83	1.84	1.94	1.86
VIF_MEAN	1.32	1.31	1.35	1.36

来源：作者整理

表 7：稳健性检验_3（用资产总额计算市场行业竞争度）

变量	模型(1)	模型(2)	重污染行业	非重污染行业
CP	0.0002*** (3.24)	0.0002*** (3.31)	0.0003*** (4.17)	0.0002 (1.34)
HHI		0.0001 (0.22)	0.0001** (2.13)	0.0001 (1.27)
CP×HHI		0.0001** (2.19)	0.0001** (2.23)	0.0000 (0.84)
LEV	0.0001*** (2.85)	0.0001*** (2.94)	0.0002*** (4.65)	-0.0000 (-0.76)
VOL	0.0001*** (2.62)	0.0001*** (2.61)	0.0001 (1.26)	0.0001** (2.40)
SLACK	-0.0151*** (-3.63)	-0.0154*** (-3.65)	-0.0027 (-0.49)	-0.0325*** (-4.83)
INSHARE	-0.0000 (-0.57)	-0.0000 (-0.50)	-0.0000* (-1.66)	0.0000 (0.67)
IDD	-0.0108 (-1.19)	-0.0105 (-1.14)	-0.0320*** (-2.87)	0.0022 (0.16)
TURN	-0.0033*** (-3.05)	-0.0033*** (-3.02)	-0.0020 (-1.49)	-0.0047*** (-2.67)
SIZE	-0.0000 (-0.10)	-0.0001 (-0.20)	-0.0006 (-0.91)	0.0012 (1.47)
AGE	-0.0005*** (-4.35)	-0.0005*** (-4.33)	-0.0006*** (-4.40)	-0.0003** (-2.56)
STATE	-0.0062*** (-5.87)	-0.0061*** (-5.81)	-0.0007 (-0.51)	-0.0100*** (-6.22)
YEAR	控制	控制	控制	控制
系数	0.0273** (2.41)	0.0208** (2.45)	0.0413*** (2.68)	0.0019 (0.11)
N	4,982	4,982	2,507	2,475
$\square^2$	0.030	0.031	0.036	0.045
调整的 $\square^2$	0.0266	0.0268	0.0281	0.0372
F	6.677	6.148	3.855	4.976
VIF_MAX	1.92	1.94	2.08	1.88
VIF_MEAN	1.33	1.31	1.35	1.35

来源：作者整理

结论

本文通过对企业业绩、市场行业竞争与企业环保投资相关数据实证研究,得出以下的研究结论:第一,企业业绩与企业环保投资规模显著正相关,说明绩优企业更倾向于承担环保责任,进行企业环保投资。第二,市场行业竞争对企业业绩与企业环保投资规模关系有正向调节作用,说明市场行业竞争给企业带来外部压力,能够拉动企业承担环保责任,将更多的资源投入环保项目。第三,与非重污染行业相比,市场行业竞争对重污染行业的企业业绩与企业环保投资规模之间关系的正向调节作用更加显著,说明行业属性是影响企业环保投资决策的重要因素。本文研究结果为企业探索实现“双赢”路径提供借鉴,亦能为政府完善相关规制提供一定理论依据。

建议

从企业的角度:第一,提高企业绿色经营理念。企业是以营利为目的的组织,企业的盈利动机驱使着管理者投资决策,加强企业管理者环保意识,提高其绿色经营理念,从而实现可持续发展。第二,重视完善内部治理机制。绩优企业管理者可能存在风险偏好以及过度自信的非理性行为,因此需要加强绩优企业内部治理机制,防止管理者减少环保投资造成投资不足,或抑制环保投资过度,从而实现环保投资效率,推动企业实现健康发展与环境治理兼顾的可持续性。

从政府角度:第一,充分发挥市场机制对企业履行环保责任的拉动作用。一是,政府应当适当放宽垄断行业的市场准入门槛,这是因为垄断行业一般与政府政策密切相关,而让更多的企业加入进来,形成全行业竞争的态势,这样企业间有竞争才有发展的动力。二是,培养公众的环保意识,提高公众践行绿色的消费和行为理念。由公众环境管理需求和绿色消费需求拉动企业自觉环保投资行为。第二,因地制宜,多层面、多角度完善核查制度,推动企业承担环保责任。健全政府和企业环境信息披露制度可以有效促进公众对企业环保投资行为的监督作用,强化企业环保投资主体责任。另外,完善政府以市场为基础的环境管理政策工具。如通过多种途径帮助企业筹集环保资金,减少融资过程中成本问题,提高融资效率,在额度、利率、期限、条件等方面给予优惠。

参考文献

- 安志蓉,丁慧平,侯海玮(2013).环境绩效利益相关者的博弈分析及策略研究.经济问题探索,(3),30-36.
- 杜璇.(2015).公司特征与企业环境投资的相关性研究——以我国石油化工类上市公司为例.西安石油大学学报(社会科学版),(2),16-21.
- 高佳琛,张卫民(2020).环境规制对企业环保投资的影响.中国农业会计, 345(4),8-9.
- 郭梅清,张成培.(2017).企业年龄、研发投入与绩效的实证研究——基于浙江省 a 股上市公司的经验数据.财会通讯,(36),52-56.
- 姜付秀,黄继承.(2011).市场化进程与资本结构动态调整.管理世界,(3),124-134+167.
- 李强,冯波.(2015).企业会“低调”披露环境信息吗?——竞争压力下企业环保投资与环境信息披露质量关系研究.中南财经政法大学学报,(4),141-148.

- 李强,田双双.(2016).环境规制能够促进企业环保投资吗?——兼论市场竞争的影响.北京理工大学学报(社会科学版),(4),1-8.
- 李月娥,李佩文,董海伦.(2018).产权性质、环境规制与企业环保投资.中国地质大学学报(社会科学版), 18(6):36-49.
- 刘行,李小荣.(2016).政府分权与企业舞弊:国有上市公司的经验证据.会计研究,(4),34-41.
- 刘鑫,薛有志.(2016).CEO 接班人遴选机制与 CEO 变更后公司风险承担研究——基于 CEO 接班人年龄的视角.管理评论,(5),137-149.
- 罗党论,刘晓龙.(2009).政治关系、进入壁垒与企业业绩——来自中国民营上市公司的经验证据.管理世界,(5),97-106.
- 马珩,张俊,叶紫怡.(2016).环境规制、产权性质与企业环保投资.干旱区资源与环境,(12), 47-52.
- 宋铁波,钟熙,陈伟宏.(2017).企业绩效越好环保投入会越多吗?——来自中国制造业上市公司的经验证据.华东经济管理,31(5),126-133.
- 孙再凌.(2014).日本环境会计信息披露的发展及特点.中国乡镇企业会计,(3), 18-20.
- 唐国平,李龙会,吴德军.(2013).环境管制、行业属性与企业环保投资.会计研究,(6),83-89.
- 田双双,李强.(2016).管理者私人收益、产权性质与企业环保投资——考虑制度压力的影响.财会月刊(下),(7),21-26.
- 王福胜,王摄琰.(2012).CEO 网络嵌入性与企业价值.南开管理评论,(1),75-83.
- 王永慧.(2017).环境规制、政府补助与企业环保投资(硕士学位论文).安徽财经大学.
- 魏立群,王智慧.(2002).我国上市公司高管特征与企业绩效的实证研究.南开管理评论,5(4),16-22.
- 熊鹰,曾光明,董力三,焦胜,陈桂秋.(2007).城市人居环境与经济协调发展不确定性定量评价——以长沙市为例.地理学报.
- 杨海燕,李辰颖.(2010).高管薪酬激励与股东财富相关性实证研究——以 2001-2006 年广西上市公司为样本.会计之友,(5),84-87.
- 杨柳,甘佳鑫,马德水.(2020).公众环境关注度与企业环保投资——基于绿色形象的调节作用视角.财会月刊,(8),33-40.
- 杨柳.(2018).外部监督、内部治理与企业环保投资(博士学位论文).中南财经政法大学.
- 杨爽.(2015).环境规制、社会责任履行与企业环保投资研究(硕士学位论文).山西财经大学.
- 伊晟,薛求知.(2016).绿色供应链管理与绿色创新——基于中国制造业企业的实证研究.科研管理, 37(006), 103-110.
- 于东智.(2003).资本结构、债权治理与公司绩效:一项经验分析.中国工业经济,(1),87-94.
- 张俊瑞,郭慧婷,贾宗武,刘东霖.(2008).企业环境会计信息披露影响因素研究——来自中国化工类上市公司的经验证据.统计与信息论坛,(5),32-38.
- 郑建明,王万军,白霄.(2017).制度环境、现金持有与信用风险.国际商务(对外经济贸易大学学报),(05), 104-119.
- 郑思齐,万广华,孙伟增,罗党论.(2013).公众诉求与城市环境治理.管理世界(06), 72-84.
- 祝敏,宁金辉,苑泽明.(2019).机构投资者异质性、环境规制与企业环保投资.金融发展研究,(7),12-20.



- 邹海亮,曾赛星,林翰,翟育明.(2016).董事会特征、资源松弛性与环境绩效:制造业上市公司的实证分析.系统管理学报,(2),193-202.
- Demirel, P.; Kesidou, E. (2011) Stimulating different types of eco-innovation in the UK: Government policies and firm motivations. *Ecological Economics*,70(8), 1546-1557.
- Hitchens D, Clausen J, Trainor M, et al. (2003) Competitiveness, Environmental Performance and Management of SMEs[J]. *Greener Management International*,44: 45—57
- Horte, S. A., Barth, H., et al. (2008). Product development in SEMs: a literature review. *International Journal of Technology Intelligence & Planning*, 4(3), 299-325.
- Inoue, E., Arimura, T. H., & Nakano, M. (2013). A new insight into environmental innovation: does the maturity of environmental management systems matter?. *Ecological Economics*, 94(1), 156-163.
- Jabbour, C.J.C. (2014) Business school environmental Management: Creating state-of-the-art maps, *Contemporary Thought Magazine in Administration*, 8(4), 1-22.
- Jensen, M. C., & Fama, E. F. (1985). Organisation forms and investment decisions. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 101-119.
- Kesidou, E., & Demirel, P. (2012). On the drivers of eco-innovations: empirical evidence from the uk. *Research Policy*, 41(5), 862-870.
- Konar, S., & Cohen, M. A. (1997). Information as regulation: the effect of community right to know laws on toxic emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 32(1), 109-124.
- Leiter, A. M., Parolini, A., & Winner, H. (2011). Environmental regulation and investment: evidence from european industries. *Ecological Economics*, 70(4), 759-770.
- Luken, R., & Rompaey, F. V. (2008). Drivers for and barriers to environmentally sound technology adoption by manufacturing plants in nine developing countries. *Journal of Cleaner Production*, 16(1), 67-77.
- Mackenzie, C., Rees, W., & Rodionova, T. (2013). Do responsible investment indices improve corporate social responsibility? ftse4good's impact on environmental management. *Corporate Governance An International Review*, 21(5), 495-512.
- Murovec, N., Erker, R. S., & Prodan, I. (2012). Determinants of environmental investments: testing the structural model. *Journal of Cleaner Production*, 37 (4) , 265-277.