

【产业经济】

基于价格领导制的默契合谋与反垄断规制

——来自中国白酒市场的证据

刘丰波¹, 吴绪亮²

(1. 福建农林大学管理学院, 福建 福州 350002;

2. 东北财经大学产业组织与企业组织研究中心, 辽宁 大连 116025)

[摘要] 价格领导制可以促进企业间信息交流,降低协调定价的不确定性,增强价格领导者维持合谋的激励,从而提高合谋稳定性。本文使用2005—2012年中国白酒市场月、季度数据,判断白酒企业之间是否存在价格领导制,识别其价格领导者,分析价格领导制是否提高了企业利润水平。结果表明,市场需求和成本变化只能部分解释白酒提价,中国白酒市场很可能存在以价格领导制为特征的默契合谋,白酒企业的提价决策深受对手提价行为的影响,且随着距离上次提价时间的推移,企业的提价激励越来越强。进一步研究显示,中国白酒市场存在稳定的价格领导者,且呈链式关系,另外价格领导制明显提升了白酒企业利润水平,说明中国白酒市场的价格领导制为主导企业式或合谋式价格领导制。这些发现在经验上从纵向差异产品角度支持了价格领导制会便利默契合谋的主流观点。本文的研究建议反垄断执法机构留心企业的序贯提价行为,以该迹象启动调查,审慎分析该行为是否构成反垄断意义的协同行为。

[关键词] 价格领导制; 价格领导者; 默契合谋; 白酒市场

[中图分类号]F262 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)04-0075-18

一、问题提出

2004—2012年是中国白酒行业发展的黄金时期。期间白酒企业纷纷涨价,引发多轮涨价潮,2011年甚至掀起4轮涨价潮,国家发展和改革委员会(简称国家发改委)等部门两次约谈主要白酒企业和行业协会,但收效甚微,白酒价格继续上扬,在2011年春节达到最高峰。白酒价格高速上涨之时,正逢中国经济快速发展,居民收入水平持续提高,消费观念不断改善,白酒需求上升,而且2009—2011年也是中国高通胀时期,生产成本不断上扬,在需求和成本推动下,白酒价格持续提升。

但是需求和成本是否能够充分解释白酒价格的飞速攀升?白酒行业素有“二线看一线,一线看

[收稿日期] 2016-01-25

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“经营者集中反垄断审查中的经济证据研究”(批准号11YJCZH189)。

[作者简介] 刘丰波(1987—),男,江西赣州人,福建农林大学管理学院讲师,经济学博士;吴绪亮(1976—),男,安徽六安人,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心副研究员,经济学博士。通讯作者:刘丰波,电子邮箱:liufengbo87@163.com。

茅台”之说,各品牌白酒的出厂价保持着比较稳定的关系,而且诸多企业在市场需求上涨之时借机涨价,在需求低迷之时控量保价,以此推动整个行业价格和利润节节攀升。因此,白酒市场可能存在价格合谋。白酒是差异化产品,而传统观点认为产品差异会增加企业达成合谋、监测其他企业背叛行为的难度,降低了合谋的稳定性。各国反垄断执法机构也认识到产品同质性在认定合谋中的重要性。但是,产品差异对合谋的阻碍作用存在争议^[1],且现实有诸多案例表明在差异产品市场中,存在诸多因素能够促进合谋,其中包括价格领导制。产业组织主流观点认为价格领导制会便利合谋。这个观点最早由 Lanzillotti^[2]提出,但受到 Posner and Easterbrook^[3]强烈质疑,他们认为价格领导制是不稳定的。但有更多研究支持 Lanzillotti^[2]。Rotemberg and Saloner^[4]在企业信息不对称的情形下,通过横向差异产品模型表明价格领导制完全有可能促进合谋。Kovenock and Widdows^[5]也使用横向差异产品模型分析了在企业具有不同需求时的表现,结论支持 Lanzillotti^[2]的观点。Ishibashi^[6]通过一个具有产能限制的多寡头同质产品模型表明价格领导制提高了合谋的可盈利性。Mouraviev and Rey^[7]使用双寡头模型,在企业和产品对称、成本差异和产品差异等多种情形下证明了价格领导制确实便利了合谋。这些研究均在博弈论的基础上进行,最近有学者开始使用经验研究方法分析价格领导制对合谋的促进作用, Lewis^[8]、Andreoli-Versbach and Franck^[9]、Marshall et al.^[10]分别使用美国中西部汽油市场、意大利汽油市场、国际维生素市场数据,在经验上验证了价格领导制对合谋的促进作用。

以上研究仅考虑了产品同质或横向差异的情况,几乎没有文献考虑产品纵向差异时价格领导制是否也会促进合谋。而白酒是典型的纵向差异产品,质量差异巨大。基于此,本文将使用 2005—2012 年中国白酒市场数据,判断白酒企业之间是否存在价格领导制,识别是否存在价格领导者,并分析价格领导制是否明显提升了企业利润。研究表明,中国白酒市场中存在价格领导制,白酒企业的提价决策深受竞争对手提价行为的影响,而且白酒企业会在距离上次提价达到一定时间后“不约而同”地提高价格,进一步的研究表明中国白酒市场的价格领导者为贵州茅台,通过价格领导制白酒企业的利润水平得到显著提升,这表明中国白酒市场可能存在通过价格领导制形成的默契合谋。本文使用经验分析证实了在纵向差异产品下价格领导制也会便利合谋,丰富了现有关于价格领导制和默契合谋的理论,尝试为反垄断执法机构审查合谋案件提供理论指导和经验借鉴。

二、价格领导制便利合谋的机理分析

价格领导制(Price Leadership),又称价格跟随,是一种定价方式,指一家企业率先制定或改变价格之后,竞争企业快速跟进,制定相同或相似的价格,或者做出方向相同的调整。这里使用一个简单的博弈模型说明价格领导制对于合谋的促进作用,限于篇幅,仅在同质产品的情形下进行分析^①。虽然本文主要研究纵向差异产品下价格领导制是否会便利合谋,但是对于同质产品、横向差异产品和纵向差异产品而言,价格领导制影响合谋的机理是一致的,其根本路径在于通过价格领导制消除企业协调定价的不确定性,从而提高企业维持合谋的激励。实际上,可以将纵向差异产品模型作为基础,构建一个扩展的双寡头无限期博弈模型,考察纵向差异产品下价格领导行为对默契合谋的作用机理。可以发现,如果企业可以采用价格领导制进行合谋,则无论哪家企业作为价格领导者,均极大降低了领导者背叛合谋的动机,从而增强了合谋的稳定性。因此,价格领导制影响合谋的基本机制对于同质产品和纵向差异产品均是适用的。

假设市场上有两家企业生产同质产品,而且边际成本均为零。可知在伯川德竞争下,两种产品的价格为零,两企业平分市场,均获得零利润。如果两者合谋,将价格设置为 p ,且行业合谋利润为

^① 这里的分析为 Mouraviev and Rey^[7]的简化情形,进一步的分析可参考该文。

π^c ,根据纳什讨价还价解可知,两者的利润各为一半。在一次博弈中,企业有强烈的背叛动机,从而合谋不稳定。在无限期重复博弈中,企业维持合谋的动机为:

$$\frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \pi^c \geq \pi^c \quad (1)$$

其中, $\delta \in [0, 1]$ 为折现因子,表示未来利润与当期利润的价格, δ 越大,表示企业越具有耐心。该条件可以简化为 $\delta \geq 1/2$,说明在同时定价时,当且仅当企业均分市场利润,且当企业具有较高耐心时,才有激励维持合谋。

下面分析在价格领导制下企业维持合谋的激励条件。沿用 Hamilton and Slutsky^[11]扩展的价格博弈,将每期的博弈分为两个阶段:第一阶段,企业选择是否设定价格;第二阶段,在第一阶段没有设定价格的企业设定价格。企业设定价格之后不可撤销,并且为消费者和其他企业所知悉。在该博弈下,每家企业均有两个战略,博弈共有四个战略组合,四个战略组合可以分为同时设定价格和先后设定价格两种情形。将先设定价格的企业称为价格领导者,后设定价格的企业称为价格跟随者。如果企业设定的价格相同,则企业按照协议来划分市场利润。

同时设定价格的情形与上述分析相同。此处分析价格领导制下,各企业维持合谋的动机。①价格领导者维持合谋的激励。由于价格跟随者可以在当期观察到领导者的价格,如果领导者将价格设定为合谋价格,则跟随者可以看出领导者的合作态度,从而进行匹配;如果领导者设定的价格低于合谋价格,那么跟随者知道领导者是非合作的,就会设定一个稍低一点的价格,并获取所有市场需求和利润。也就是说,如果领导者进行合谋定价,领导者可能获取正利润,而如果领导者进行非合谋定价,则只能得到零利润。可见,在跟随者的“监督”之下,价格领导者没有动机背叛合谋。②价格跟随者维持合谋的激励。当领导者将价格设定为合谋价格时,跟随者可以选择匹配,或者将价格稍微设低一点。如果跟随者匹配了价格领导者的合谋价格,价格领导者可以看到跟随者的合作意向,并在下期继续将价格定为合谋价格,否则价格领导者将采用冷酷策略,在以后各期进行残酷的价格竞争,将价格定为零。因此,跟随者进行匹配可以得到无限期的合谋利润,而如果选择不匹配,则可以得到当期的行业合谋利润,那么,跟随者维持合谋的激励条件为:

$$\alpha_F \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \pi^c \geq \pi^c \quad (2)$$

即 $\alpha_L = 1 - \alpha_F \leq \bar{\alpha}_L = \delta$ 。其中 α_i 表示企业*i*能够从合谋得到的利润份额, $\alpha_i \in [0, 1]$ 且 $\sum \alpha_i = 1, i=L, F$ 。对于任何满足 $\alpha_L \in [0, \delta]$ 的利润分配,存在一个均衡,在这个均衡中,两家企业均收取合谋价格,价格领导者获得的利润份额为 α_L ,跟随者获得的利润份额为 α_F 。因此,只要价格领导者所分配到的利润份额低于折现因子,跟随者就存在激励匹配领导者制定的价格。比较同时定价和价格领导制下,企业维持合谋的激励条件可知,当企业同时设定价格时,当且仅当企业均分市场利润,且 $\delta \geq 1/2$ 时,企业才会进行合谋;当企业可以采用价格领导制设定价格时,只要 $\alpha_L \in [0, \delta]$,那么对于任何 $\delta \in [0, 1]$,企业都会进行合谋。可见,价格领导制拓宽了企业维持合谋的范围,即便利了合谋。

根据上述理论模型分析可知,价格领导制便利了合谋,而中国白酒市场存在序贯提价行为,表现特征反映中国白酒市场可能存在价格领导制。2004—2012年,通过数次集体涨价潮,白酒价格持续提高,涨价潮具有以下特点:①涨价具有先后顺序,市场上的提价通常由一家企业率先宣布,而后不久其他企业纷纷跟进。以2011年为例,贵州茅台股份有限公司(简称贵州茅台)在2010年12月宣布将在2011年1月提高出厂价格,随后四川剑南春(集团)有限责任公司(简称剑南春集团)、四

川水井坊股份有限公司(简称四川水井坊)、安徽古井贡酒股份有限公司和山西杏花村汾酒厂股份有限公司等企业马上跟进,宜宾五粮液股份有限公司(简称宜宾五粮液)、江苏洋河酒厂股份有限公司和四川郎酒集团有限责任公司等企业由于受到国家发改委等部门的“约谈”^①影响暂缓了提价,但风声过后马上跟进。^②引领提价的企业身份稳定,白酒行业素有价格决策“二线看一线,一线看茅台”的说法,贵州茅台的价格决策对其他企业产生深远影响。^③每次提价后,各企业的出厂价格保持着比较稳定的关系,而且表现出强烈的价格刚性和价格柔性,白酒企业在需求或成本上升阶段提高价格,但是在需求萎缩或者成本下降时稳定价格,保证了白酒价格“只涨不跌”。

三、变量设计与数据描述

为了讨论价格领导制是否促进默契合谋,本文使用中国白酒市场数据,在纵向差异产品的角度下检验价格领导制对合谋的便利作用,将主要解决三个问题:①中国白酒市场是否存在价格领导制?②谁是价格领导者?③价格领导制是否明显提高了白酒企业的利润水平?本文将构建面板数据模型分析问题①和③,运用协整检验和格兰杰因果检验分析问题②。

1. 变量设计

(1)被解释变量。根据 Seaton and Waterson^[12],价格领导制是一家企业调整价格后,另一家企业会在短期内跟进,将价格进行相同方向的调整。为了检验中国白酒市场是否存在价格领导制,根据企业是否提高价格构建虚拟变量 *inp* 作为被解释变量,如果企业在当月提高了出厂价,则为 1,否则为 0。

对于价格领导制与企业利润水平关系研究,在选取被解释变量之时,出于稳健性考虑,本文选择 3 个相对指标、2 个绝对指标反映企业的利润水平。3 个相对指标为资产报酬率 *ROA*、净资产收益率 *ROE* 和营业利润率 *OPR*,这三个指标能够很好地反映企业的盈利能力,是研究企业绩效的主要指标^[13]。同时,为了更直观地反映企业提价对企业绩效的影响,借鉴 Prowse^[14]选择企业营业收入 *revenue* 和净利润 *profit* 两个绝对指标作为被解释变量。

(2)解释变量。本文构建两个解释变量来分析是否存在价格领导制:3 个月内是否有竞争对手提高价格 *inpc* 和提价持续期 *duration*,即距离上次提价的时间^②。变量 *inpc* 直接反映了企业的提价行为是否为跟随行为,如果三个月内有竞争对手提高价格,那么该变量等于 1,否则等于 0。变量 *duration* 参考了 Marshall et al.^[10],默契合谋虽然不会定期会面协商,但也会定期“心照不宣”提价,所以在默契合谋中,企业是否提价也与提价持续期相关。Rotemberg and Saloner^[4]表明合谋式价格领导制存在一定的价格刚性,但是这个时间不会太长。如果能够验证企业的提价选择与距离上次提价的时间相关,那么可以推测企业可能存在合谋,通过价格领导的方式“不约而同”地提高价格。选择离上次提价的月数来表示提价持续期。另外,本文还使用了提价持续期的平方 $duration^2$ 来反映其影响是否存在加速行为。

对于价格领导与企业的绩效关系研究。在整个观测期内,样本企业进行了 25 次提价,没有降价

① 国家发改委曾两度“约谈”白酒企业和行业协会。2011 年 3 月底和 4 月初,国家发改委和商务部“约谈”4 家啤酒企业和中国酒类流通协会,要求“上半年必须保持稳定”,并由中国酒类流通协会向白酒企业进行传达。2011 年 9 月 16 日再度“约谈”白酒企业和协会,要求“不能再出现涨价现象”。

② 在搜集数据时,试图查找 2005 年甚至更早年份的提价信息,但囿于当时信息传播的充分性,未能搜集到充足的信息,从而放弃了 2005 年以及之前的数据。然而,在搜集数据时,发现有不少媒体报道,包括五粮液等多家企业曾在 2005 年初提高出厂价,因此,本文以 2005 年 1 月作为提价持续期的计算基础。

行为。根据各企业的提价情况,将各企业的样本时期分成若干段,以反映在各时期的价格情况。以贵州茅台为例,贵州茅台在观测期内的6次提价时期分别为2006年第1季度、2007年第1季度、2008年第1季度、2010年第1季度、2011年第1季度和2012年第1季度,那么2005年为第0个价格时期,2006年为第1个价格时期,2007年为第2个价格时期,2008年和2009年为第3个价格时期,2010年为第4个价格时期,2011年和2012年前两季度为第5个价格时期,2012年后两个季度为第6个价格时期。解释变量对被解释变量的影响可以解释为企业每经历一次提价对企业绩效的影响。

(3)控制变量。在研究是否存在价格领导制中,为使得计量模型更加稳定,控制住外部冲击对企业提价行为的影响,从需求、成本和市场结构等方面构建控制变量。①短期需求 *stdemand*,用销售旺季来替代。在重大节假日,中、高端白酒需求会因为赠送礼品和聚会而增加。本文以国庆、元旦、中秋和春节等四个传统或者具有重大意义节日的所在月份作为销售旺季。②长期需求分别用城镇、农村居民季度人均可支配收入(*ltdemand1*、*ltdemand2*)来替代。随着国民经济的增长,居民收入水平的提高,居民的消费能力不断增强,消费结构不断升级与优化,从而会提高白酒的需求,尤其是中高端白酒。可以预计,需求的增加会推动价格上升,因而其对企业提高出厂价的影响是正向的。③成本 *cost*,由于难以获取到企业的成本信息,而白酒生产的主要投入品为谷物,因而选择农副产品购进价格指数作为替代变量。随着企业生产成本的增加,企业提价的激励会增强,这也是白酒企业历次提价的主要理由。④市场集中度 *CR10*。根据产业组织理论,企业的市场势力与市场集中度成正比,市场集中度越高,企业的市场势力越强,可以预计市场集中度的提高会增强企业提价的动机。

对于价格领导与企业的绩效关系研究,主要从企业财务、市场环境和宏观经济环境几个方面选取控制变量。企业财务变量包括:①企业规模,选择企业总资产 *size* 作为代理变量,并对其进行对数处理。根据产业组织中规模经济理论与市场势力理论,企业规模与盈利能力 *ROA*、*ROE* 和 *OPR* 的关系不确定,但可以预计与 *revenue* 和 *profit* 正相关。②企业财务风险,选择流动比率 *CR* 作为代理指标,比率越大,说明企业的资金越充足,越有利于提高盈利能力,预计 *CR* 与被解释变量正相关。③资本结构,选择资产负债率 *DAR* 作为代理变量,但是国内诸多研究都表明资本结构和企业盈利能力负相关^[13]。④企业资产运营,代理变量为总资产周转率 *TAT*,该比率越大,说明企业总资产周转越快,能够带来更多的利润,提高企业的盈利能力。市场结构变量包括:①市场集中度,选择 *CR10* 作为代理变量,市场集中度的提高可以提升企业的盈利能力。②企业市场占有率 *Share*。市场份额越高,市场势力越强,从而能够提高企业的盈利能力。宏观经济环境变量包括:①国内生产总值 *GDP*。白酒并非生活必需品,随着居民收入水平的提升,对白酒的需求越强,从而可能会增加 *revenue* 和 *profit*。另外,企业的管理水平可能会随着经济的发展而提高,因此经济的发展会推动 *ROA* 和 *ROE* 的增加。在测算 *GDP* 时,进行了指数平减,并进行对数处理。②消费价格指数 *CPI*,价格的提升能够增加企业的收入和利润水平。

2. 数据说明

本文使用中国白酒市场2006年1月至2012年12月的共5个品牌的月度提价数据来检验中国白酒市场是否存在价格领导制,是否促进合谋,并识别价格领导者;使用中国白酒市场4家上市公司2005—2012年的季度数据检验中国白酒市场的价格领导与企业绩效之间的关系。数据主要来自公司公告、公司财务报告、新闻报道、中经网数据库、《中国统计年鉴》、《中国农产品加工年鉴》、《中国糖酒年鉴》和 RESSET 金融研究数据库。

5个品牌为53度飞天茅台酒、52度五粮液、52度国窖1573、52度剑南春和52度水井坊(分别

简称茅台、五粮液、国窖、剑南春和水井坊)。之所以选择这 5 个品牌,是因为它们是中国高端、次高端白酒的主要产品,也是其生产企业的主要产品^①,价格变动对市场影响较大。4 家白酒上市公司为贵州茅台、宜宾五粮液、泸州老窖股份有限公司(简称泸州老窖)和四川水井坊。选择这 4 家企业的原因在于它们是中国白酒市场的重要企业,价格变动对市场具有重大影响,而且涨价较为频繁,受社会关注,数据可获得性高。

关于样本期的选择。2004 年,中国白酒市场刚刚开始复苏,企业选择提高出厂价的频率和幅度均较低,而且当时信息发展尚不充分,对相关报道较为少见,以致 2005 年之前的数据难以收集。实际上白酒价格高速上涨的时期为 2007—2011 年,这段时期已经包含在本文样本期内。鉴于数据的可获得性和重要性,本文选择 2006 年 1 月作为观测的起始点。2012 年 12 月 24 日,中央军事委员会发布的“禁酒令”和 2013 年 2 月 22 日公布的茅台、五粮液垄断案,对中国白酒市场产生重大冲击。这两件事情发生之后,白酒市场需求萎缩,特别是高端、次高端白酒市场,鲜有企业改变出厂价。如将 2013 年和 2014 年纳入观测期,可能会影响估计的结果,从而选择 2012 年 12 月作为样本的结束期。

3. 描述性统计

表 1 给出了主要变量的描述性统计结果。 inp 的均值仅为 0.0857,说明在样本期间,白酒企业提价的几率并不高。在样本期内,五个品牌共提价 36 次,其中茅台提价 6 次,五粮液、国窖和水井坊各提价 7 次,剑南春提价次数最多,为 9 次。解释变量 $inpc$ 的均值为 0.5357,说明约有一半的提价在 3 个月内有其他企业进行提价。变量 $duration$ 的均值为 7.3810 个月,说明企业平均每隔 7 个多月就会提价一次。Rotemberg and Saloner^[4]表明价格领导制具有一定的价格刚性,但是价格刚性的时间不会很长,这里进一步验证了其观点。控制变量 $CR10$ 的均值为 0.2459,与最大值和最小值差异均不大。实际上,2006—2012 年,中国白酒市场的市场集中度并没有发生很大的变化。短期需求 $stdemand$ 的均值为 0.2857,即每年有约 3.4 个月属于销售旺季^②。根据长期需求的代理变量 $ltdemand$ 的均值可以计算出城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的均值分别为 1429.81 元和 529.80 元,说明城镇居民和农村居民存在较大的收入差距,对白酒的需求可能存在很大差异。成本代理变量 $cost$ 的均值为 1.0044^③,说明在样本期间,农副产品的价格总体上处于上升状态,这抬高了白酒的生产成本。

四、中国白酒市场价格领导制初判

在分析是否存在价格领导时,由于被解释变量 inp 为二元变量,因此使用二元选择模型进行估计。鉴于线性概率模型通常存在估计偏差,而且 Logit 模型不要求随机误差项服从正态分布,加之 Logistic 分布的累计分布函数有解析表达式,选择 Logit 模型构建计量模型,具体为:

$$inp_{it} = \alpha + \sum \beta_i x_{it} + \sum \gamma_i z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, x 为解释变量 $inpc$ 、 $duration$ 、 $duration^2$; z 为控制变量,分别为市场结构 $CR10$ 、短期需求 $stdemand$ 、长期需求 $ltdemand1$ 及 $ltdemand2$ 和成本 $cost$, μ_i 为个体效应, ε_i 为随机误差项。

本文选择面板 Logit 模型进行估计。在确定使用何种形式的面板 Logit 模型时,进行了 Hausman

① 根据糖酒快讯网站信息,茅台占贵州茅台总体销量的 90%以上,而五粮液、剑南春和国窖分别占宜宾五粮液、剑南春集团和泸州老窖总体销量的 50%以上。水井坊也是四川水井坊公司的主要产品。

② 国庆和中秋,元旦和春节,有时会在同一个月份,因而根据均值计算出来的销售旺季会小于 4 个月。

③ 农副产品购进价格指数以 2010 年 1 月为基期进行调整。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>inp</i>	420	0.0857	0.2803	0.0000	1.0000
<i>inpc</i>	420	0.5357	0.4993	0.0000	1.0000
<i>duration</i> (月)	420	7.3810	4.9104	1.0000	24.0000
<i>CR10</i> (%)	420	0.2459	0.2719	0.2155	0.2945
<i>stdemand</i>	420	0.2857	0.4523	0.0000	1.0000
<i>ltdemand1</i>	420	7.2653	0.2493	6.8036	7.7255
<i>ltdemand2</i>	420	6.2725	0.2942	5.4567	6.9108
<i>cost</i>	420	1.0044	0.0111	0.9681	1.0421
<i>ROA</i> (%)	128	6.5809	3.9905	-0.0080	19.6635
<i>ROE</i> (%)	128	6.7507	4.0922	-1.1111	17.3178
<i>OPR</i> (%)	128	43.2571	14.9643	8.1123	73.8794
<i>revenue</i>	128	2.5769	0.9643	0.6352	4.4225
<i>profit</i>	128	1.8095	1.0601	-0.0561	4.0475
<i>DAR</i> (%)	128	30.4664	8.5466	11.4584	54.8983

资料来源:作者计算。

检验、F 检验和 LM 检验,检验结果均不能够拒绝原假设,因而混合 Logit 模型、固定效应面板 Logit 模型和随机效应面板 Logit 模型的回归是一致的,但是由于混合回归充分利用 $H_0: \mu_i = \mu$ 的信息,不会损失样本容量,具有更高的有效性^[15],因此选择混合 Logit 模型进行回归。本文也对比了三种估计方法下的结果,发现无论是变量的系数,还是几率比(Odds Ratio),或是标准误、Z 统计量和 LR 统计量,都非常相近。

从描述性统计结果也可以看出,白酒提价的几率并不高,是一种稀有事件(Rare Events)。这种情况会放大 Logit 估计在有限样本时的偏差,而且即便有数千样本量也无法消除这种稀有事件偏差^[15]。解决稀有事件偏差的方法通常有两种:一是使用 King and Zeng^[16] 提出的稀有事件 Logit (Rare Events Logit, ReLogit)模型进行估计;二是使用互补双对数(Complementary Log-log, Clog-log)模型进行估计。稀有事件 Logit 模型对稀有事件造成的小样本偏差进行估计,而后对系数进行修正,以得到偏差修正估计,同时也能够改善估计量的标准误。互补双对数模型使用的非对称极值分布具有左偏的性质,也就是说在互补双对数模型中,事件发生概率趋于 1 的概率要高于趋于 0 的概率,这正与稀有事件的情形相对应。出于稳健性考虑,本文同时估计了这两个模型。

回归结果显示短期需求的替代变量 *stdemand* 并不显著,但是考虑到在现实中白酒企业也往往会在节假日到来之前提高出厂价。因此,在回归时对变量 *stdemand* 进行前置一期处理。表 2 报告了竞争对手提价和提价持续期作为解释变量的估计结果。

表 2 中回归(1)为混合 Logit 模型的回归结果,为了诊断是否存在模型设定问题,对普通标准误和稳健标准误进行了比较,发现两者非常接近,因此可以大致判断模型设定正确。此外,在估计的时候也诊断了模型是否存在异方差,检验结果显示,似然比检验的 p 值为 0.5795,因而不能拒绝同方差的假设,即模型不存在异方差问题。模型的准 R² 为 0.13,LR 统计量为 30.87。

解释变量 *inpc* 的系数显著,而且方向为正,说明竞争对手是否提价对于企业的提价选择具有显著性的正向影响,如果有竞争对手在三个月内提高价格,企业也将提高价格。这反映了中国白酒市场存在价格领导制,企业的定价决策受到竞争者的影响。那么企业是否可能受到共同的外部冲击而同时提高价格呢? 4 个反映成本和需求变化的控制变量,仅有 *F.stdemand* 和 *ltdemand1* 的系数是

表 2 中国白酒市场价格领导制初判的估计结果

	竞争对手提价				提价持续期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Logit	ReLogit	Clog-log	Logit	Logit	ReLogit	Clog-log	Logit
<i>c</i>	-14.9118 (-1.08)	-14.5408 (-1.09)	-14.7611 (-1.14)	0.0427 (-8.73)	13.3106 (0.80)	11.6311 (0.72)	13.4526 (0.89)	0.0191*** (-9.60)
<i>inpc</i>	1.1295** (2.56)	1.0547** (2.27)	1.1081*** (2.66)	3.3224*** (2.90)				
<i>duration</i>					0.5182*** (3.86)	0.4752*** (3.62)	0.4516*** (2.99)	1.1879*** (5.80)
<i>duration</i> ²					-0.0136** (-2.28)	-0.0120** (-2.09)	-0.0111* (-1.82)	
<i>F.stdemand</i>	1.4841*** (3.57)	1.4207*** (3.54)	1.3801*** (3.65)		1.0881*** (2.60)	1.0237** (2.50)	0.9400** (2.42)	
<i>CR10</i>	5.2703 (0.68)	5.6295 (0.74)	4.6495 (0.65)		-4.5133 (-0.49)	-3.4225 (-0.35)	-5.3371 (-0.61)	
<i>ltdemand1</i>	4.7224** (2.39)	4.4895** (2.28)	4.3704** (2.45)		4.7639** (2.14)	4.4943** (2.06)	4.0465** (2.26)	
<i>ltdemand2</i>	-0.5938 (-0.48)	-0.5640 (-0.60)	-0.5054 (-0.43)		-0.8519 (-0.80)	-0.7858 (-0.76)	-0.6967 (-0.60)	
<i>cost</i>	-1.7873 (-0.33)	-1.6647 (-0.34)	-2.1302 (-0.43)		9.1252** (2.01)	8.4789* (1.90)	8.2954* (1.82)	
LR chi2(8)	30.87		31.15	8.42	58.88		58.43	27.11
p	0.0004		0.0001	0.0037	0.0000		0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.13			0.04	0.24			0.11

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著水平上拒绝原假设;回归(4)和回归(8)中报告的是几率比和Z值,括号内为Z值,其他回归报告的分别是系数和Z值。

资料来源:作者计算。

显著的。*F.stdemand*的系数显著且为正,说明白酒企业的提价行为确实受到短期需求冲击的影响,白酒企业会在销售旺季来临之前提高出厂价格,以便在销售旺季获取更多的利润。*ltdemand1*的系数显著且为正,说明城镇居民人均可支配收入的提高,有效提高了居民对白酒的需求,推动白酒企业提高价格。

反映市场集中度、农村长期需求和成本变化的变量并未通过检验,说明这三个因素可能未影响到企业的提价决策。*CR10*不显著可能的原因是数据问题,囿于数据可得性,本文仅计算了整个行业的市场集中度,但是不同质量档次白酒可能属于不同的相关市场^[7],而样本所选择的品牌为中、高端品牌,其市场集中度与整个行业的市场集中度存在较大差异,如果能够使用中、高端白酒市场的集中度进行回归可能会得到较好的结果。*ltdemand2*系数不显著可能是因为农村居民生活水平整体处于较低水平,对中高端白酒的需求低,其需求变化不足以影响白酒企业的定价决策。*cost*系数不显著的原因可能在于农副产品购进价格指数所涵盖的产品类别较多,不能够有效反映白酒生产成本的变化。此外,中国白酒行业属于暴利行业,毛利率较高,基本均在30%以上,远远高于规模以上工业企业的毛利率。而知名白酒企业的毛利率更高,根据上市公司财务报告的数据显示,贵州茅台2013年的毛利率高达94.58%。可见,成本变化对白酒价格,尤其是中、高端白酒的价格变化影响不是很大。

回归(2)和回归(3)给出了稀有事件 Logit 模型和互补双对数模型的估计结果,从系数大小、系数方向和 Z 统计量看,这两个模型的估计结果与混合 Logit 回归的结果基本一致。这反映稀有事件偏差并不明显,可能 8.57%的提价概率并不足够稀有。为了察看解释变量对被解释变量的具体影响,回归(4)报告了只包含解释变量 *inpc* 的几率比。可以看出,在剔除控制变量之后,虽然 LR 统计量和准 R² 大幅下降,但变量 *inpc* 仍然显著,说明竞争对手的提价行为确实影响企业的提价决策。从几率比可以看出,与 3 个月内没有竞争对手提高出厂价的情形相比较,在 3 个月内有竞争对手提高出厂价的情形下,企业提高出厂价的几率高出 2.3224 倍。

回归(5)为混合 Logit 模型回归结果。在回归之时,对模型进行了异方差检验,检验结果显示似然比检验的 p 值为 0.1019,因此不能拒绝同方差的原假设,即模型不存在异方差问题。模型的 LR 统计量为 58.88,准 R² 为 0.24,说明整个模型的拟合优度较强,而且模型在总体上显著。从具体系数看,只有 *CR10* 和 *ltdemand2* 不显著。

解释变量 *duration* 的系数显著且方向为正,说明随距离上次提价的时间越长,企业提价的动机也越强。根据回归(8)估计出来的几率比可知,随着提价持续期每增加一个月,企业提高价格的比率将增加 18.79%。这反映中国白酒市场可能存在默契合谋,企业会在距离上次提价一定时间后“不约而同”地涨价,这种“不约而同”地涨价采用的主要形式为价格领导制。所以每当茅台和五粮液价格上涨时,其他白酒企业也开始跟随涨价。提价持续期平方的系数显著且为负,说明虽然随着提价持续期的增加,企业的提价动机不断增强,但是增强的速度却会下降,这点与 Marshall et al.^[10]的研究结果一致。

在 4 个反映成本和需求的控制变量中,除 *ltdemand2* 外,其他变量的系数均显著。说明白酒企业的提价行为,不仅受到提价持续期的影响,也确实受到市场需求和成本的影响。*F.stdemand* 的系数为正,说明白酒企业会在销售旺季到来之际,提高出厂价格,以便获取更多的利润。*ltdemand1* 的系数为正,说明随着城镇居民收入水平的提高,对白酒的需求越来越强,推动了企业提高价格。*cost* 的系数为正,但是仅在 5%的显著水平上显著,说明企业生产成本的增加在一定程度上也会影响白酒企业提高价格。这点与回归(1)—(3)的结果有所差异。*CR10* 和 *ltdemand2* 的系数依然不显著,其原因与上文分析相同。

回归(6)和回归(7)给出了稀有事件 Logit 模型和互补双对数模型的估计结果,从系数大小、系数方向和 Z 统计量看,这两个模型的估计结果与混合 Logit 回归的结果基本一致。根据上文的分析,可能是因为白酒提价还不够稀有所致。

综合回归(1)—(4)的估计结果可知,中国白酒市场确实存在价格跟随策略,白酒企业的提价选择受到了其他企业是否提价的影响,如果其他企业提高了出厂价格,企业很可能也会提高价格。回归(5)—(8)的估计结果说明中国白酒行业很可能存在默契合谋行为,企业会在距离上次提价一定时间之后“不约而同”地涨价,其采用的主要形式为价格领导制。此外,白酒企业的提价行为也确实受到需求的影响,节假日带来的短期需求冲击和城镇居民收入水平提高带来的长期需求提升都会推动白酒企业提高价格。成本只能够在一定程度上解释白酒企业的提价行为。

五、中国白酒市场的价格领导者

价格领导制具有 3 种类型:主导企业式价格领导(Dominant Firm Price Leadership)、合谋式价格领导制(Collusive Price Leadership)和晴雨表式价格领导制(Barometric Price Leadership)。在晴雨表式价格领导制中,价格变化只是为了应对市场条件变化,而在前两种价格领导制中,市场价格

是非竞争性的。晴雨表式价格领导制与前两者的重要区别在于,没有固定的价格领导者,而在前两种价格领导制下,通常有一个稳定的企业充当价格领导者。上文的实证检验表明,白酒企业的提价行为也受到市场需求和成本的影响,这是否反映白酒市场的价格领导制是晴雨表式的?白酒行业素有价格“二线看一线,一线看茅台”的说法,同时也有“五粮液看茅台,二线看五粮液”之说,故很有可能存在一个稳定的价格领导者。这种稳定的价格领导者表明,中国白酒市场的价格领导可能并不是对市场无害的晴雨表式价格领导制,而是会促进企业合谋的主导企业式价格领导制或合谋式价格领导制。本文使用中国白酒市场的出厂价格数据,运用 ARDL 门槛检验法和格兰杰因果检验法检验价格领导制的形式,并验证贵州茅台是否为价格领导者。

1. ARDL 门槛检验结果

为了更精确地判断中国白酒市场是否存在稳定的价格领导关系,以及白酒企业的价格领导制是晴雨表式价格领导制,还是主导企业式、合谋式价格领导制,使用出厂价格数据,应用自回归分布滞后模型(Auto-regressive Distributed Lag, ARDL)进行检验。ARDL 模型是一种协整检验,其核心思想为通过边限检验来确定变量之间是否存在协整关系,而后估计变量之间的系数。相对于传统的协整检验方法,ARDL 检验具有诸多优势:无论变量是否为同阶单整过程,均可以用来检验变量之间的协整关系,补充了协整检验的应用盲区;在进行协整检验时,可以获取长期动态信息和短期动态信息;具有良好的小样本性质^[18,19]。ARDL 模型的主要局限为变量的单整阶数不能够高于 1。

本节通过逐个检验白酒品牌之间的协整关系分析中国白酒市场的价格领导者。在检验过程中分别将茅台、五粮液、国窖、剑南春和水井坊的价格记为 mtp 、 $wlyp$ 、 gjp 、 $jncp$ 和 $sjfp$ 。在实际分析中对价格进行了对数处理。在估计 ARDL 模型时,使用 Microfit4.0 软件进行分析。表 3 给出了各白酒品牌两两之间的 ARDL 模型所对应 ECM 模型的 F 统计量。如果 F 统计量大于上限临界值,则拒绝原假设,认为变量之间存在长期协整关系;若小于下限临界值,则不能拒绝原假设,认为变量之间不存在长期协整关系;如果介于上限临界值和下限临界值之间,则无法根据 F 统计量来判断变量之间是否存在长期协整关系。Pesaran et al.^[20]在其附录中给出了 F 统计量的临界值。查表可知,在含无约束截距项但不含趋势项,且 $k=1$ 时,在 90%、95%和 99%的置信水平下,F 统计量范围分别为 4.04—4.78、4.94—5.73 和 6.84—7.84。

表 3 ARDL 检验的 F 统计量

解释变量 \ 被解释变量	茅台	五粮液	国窖	剑南春	水井坊
茅台		1.2298	2.2845	1.6502	0.6198
五粮液	8.4553		1.5430	1.2356	3.7218
国窖	2.1549	2.7553		0.9025	2.6852
剑南春	1.9154	1.1480	1.0550		5.8065
水井坊	1.6488	1.2913	1.0669	2.7157	

资料来源:作者计算。

从检验结果看,只有两个 F 统计量通过检验。第一个为 $F(\ln wlyp/\ln mtp)=8.4553$,超出了在 99%置信水平下的上限临界值,因而可以拒绝 $\ln mtp$ 对 $\ln wlyp$ 没有长期影响的原假设。第二个为 $F(\ln jncp/\ln sjfp)=5.8065$,超过了 95%置信水平下的上限临界值,可见 $\ln sjfp$ 对 $\ln jncp$ 具有长期影响。其他统计量低于 90%置信水平下的下限临界值,无法拒绝不存在协整关系的原假设。

检验结果表明,五粮液的价格长期受到茅台的影响,剑南春的价格长期受到水井坊的影响,这

两个结果比较符合现实情况。根据白酒出厂价格的描述性统计结果可知剑南春的价格最低,与之最接近的为水井坊。虽然剑南春和水井坊在价格上存在较大的差异,但是剑南春具有良好的品牌声誉,素与茅台和五粮液并称“茅五剑”,而且剑南春和水井坊产地相近,均为浓香型白酒,彼此间的替代性较强,从而剑南春跟随水井坊的价格策略亦在合理之中。茅台和五粮液为中国白酒市场上最高端的两个品牌,分别为酱香型白酒和浓香型白酒的代表,但是从品牌声誉看,茅台稍占优势,所以五粮液跟随茅台的价格也属合理。事实上,多年来,五粮液长期实行价格跟随策略,每当茅台提价,五粮液都紧紧跟随,从而成为在高端白酒市场上,仅次于茅台的白酒品牌。

这个检验结果也反映了中国白酒市场的价格领导制存在层次性,并非所有企业都跟随一家企业的价格策略,而是处于顶端的茅台率先制定价格,而后五粮液跟随茅台的价格,而后按照产品质量层层传递下去,即业内所说的“二线看一线,一线看茅台”。

2. 格兰杰因果检验结果

根据计量经济学理论,协整检验通常没有给出严格的先后关系,但是在识别白酒市场的价格领导者时,需要知道各品牌白酒价格的因果关系,以便确定谁为价格领导者,因而有必要对各品牌的出厂价做格兰杰因果关系检验,来进一步验证协整检验的结果是否存在一致性。在小样本的情形下,F统计量比卡方统计量的有效性更强,故鉴于样本容量的有限性,采用F统计量来判断变量之间的格兰杰因果关系。表4报告了格兰杰因果检验的F统计量及其对应的p值。F统计量越显著,说明解释变量越可能是被解释变量的格兰杰因。在检验中根据信息准则选择滞后阶数,但是在检验过程中发现,AIC越来越小,直到样本量不能够满足继续滞后,因而对滞后阶数进行限制,将最大滞后阶数设置为 $3(0.75 \times 84^{1/3} \approx 3.28)$ ^①。

表4 白酒出厂价格的格兰杰因果检验

被解释变量 \ 解释变量	茅台	五粮液	国窖	剑南春	水井坊
茅台		1.25 (0.297)	1.98 (0.125)	1.29 (0.285)	0.56 (0.544)
五粮液	3.21** (0.028)		1.15 (0.335)	1.45 (0.234)	1.92 (0.134)
国窖	1.21 (0.313)	10.07*** (0.000)		0.92 (0.435)	1.57 (0.203)
剑南春	0.63 (0.601)	2.90** (0.028)	0.05 (0.984)		2.10 (0.108)
水井坊	3.69** (0.016)	1.49 (0.224)	0.22 (0.886)	3.37** (0.023)	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著水平上拒绝原假设。

资料来源:作者计算。

从检验结果看,多数格兰杰因果检验不显著,20个格兰杰因果检验中,只有5个检验显著,而且不存在互为格兰杰因的情形。第一个拒绝原假设的检验为茅台价格不是五粮液价格的格兰杰因,说明五粮液的价格行为受到茅台的影响,但是茅台的价格不受五粮液的影响,因而可以推测在五粮

① 出于稳健性考虑,本文将滞后阶数设置为4进行检验,发现检验结果跟滞后阶数为3时相比较,没有发生重大变化,唯一的变化在于在检验五粮液是否为水井坊的格兰杰因时,在滞后阶数为3时,不能拒绝原假设,而在滞后阶数为4时,拒绝原假设。

液和茅台之中,茅台为五粮液的价格领导者。这与 ARDL 模型的检验结果一致,也与现实观察一致。第二个拒绝原假设的检验为五粮液价格不是国窖价格的格兰杰因,说明五粮液的价格影响了国窖的价格,但是国窖的价格未能够影响五粮液的价格,因而可推测五粮液是国窖的价格领导者。五粮液和国窖都是高档浓香型白酒,但是五粮液占据更高的市场份额,国窖主要扮演追随的角色。第三个拒绝原假设的检验为五粮液价格不是剑南春价格的格兰杰因,说明五粮液的价格影响了剑南春的价格,但是却没有受到剑南春价格的影响,从而可以推测五粮液是剑南春的价格领导者。第四个和第五个拒绝原假设的检验为茅台价格和剑南春价格不是水井坊价格的格兰杰因,说明水井坊在制定价格之时参考了茅台和剑南春的价格,但是其价格却未能够影响茅台和剑南春,可以推测水井坊是茅台和剑南春的价格跟随者。

格兰杰因果检验的结果也验证了中国白酒市场的价格领导制表现出层次性,五粮液跟随茅台定价,国窖和剑南春跟随五粮液定价,水井坊跟随茅台和剑南春定价。每个品牌都根据自己的产品质量和在市场上的地位扮演相应的角色,价格领导关系从质量最高端逐次下移。Mouraviev and Rey^[7]在将双寡头的价格领导制扩展到多寡头价格领导制时,也潜在假设多个企业的价格领导制,并非所有企业跟随一家企业,而有一定的先后顺序。

从整体上看,格兰杰因果检验的结果与 ARDL 检验的结果总体相近,但存在部分冲突。ARDL 检测出茅台是五粮液的领导者,水井坊是剑南春的领导者,在格兰杰因果检验中,第一个结果得到进一步验证,而第二个结果却完全相反。此外,格兰杰因果检验检测出另外三个价格领导关系。

根据 ARDL 检验和格兰杰因果检验,比较确定的结果有两个:一是茅台为五粮液的价格领导者;二是中国白酒市场的价格领导表现出层次性,是链式价格领导。从这两点结果可以推测中国白酒市场存在稳定的价格领导关系,因此中国白酒市场的价格领导制不是晴雨表式价格领导制,而是对消费者福利和社会总福利存在危害的主导企业式价格领导或合谋式价格领导。

事实上,即使企业价格随成本和需求发生变化,也不能说明价格领导制是晴雨表式价格领导制,因为卡特尔也会根据市场条件的变化调整价格。对于卡特尔而言,每种市场条件下,都有最优的合谋价格,卡特尔会通过各种形式逐步调整价格,不断向理想中的价格靠近。如果需求或者成本变化冲击了卡特尔的最优合谋价格,卡特尔也会相应调整价格。

六、价格领导与白酒企业绩效

前两个实证检验验证了中国白酒市场存在价格领导制,存在稳定的价格领导者。这里主要检验价格领导制是否提高了企业利润水平,来进一步验证白酒企业的价格领导制是否促进合谋。如果企业在实施价格领导制后,企业的利润并没有得到相应的提升,那么可能反映企业采用价格领导制设定价格只是对市场条件变化的正常反应,并没有损害消费者福利和社会福利,因此,有必要检验价格领导制对企业的利润影响。如前所述,白酒销售存在明显的销售旺季和淡季,从而白酒企业的收入在每个季度分布很不均匀,存在较大的波动,这会使估计出现偏差,为了使估计更加准确,使用 X-12-ARIMA 对变量 ROA 、 ROE 、 OPR 、 $revenue$ 、 $profit$ 和 TAT 进行季节性调整。此外,还使用 LLC 检验、HT 检验和 IPS 检验分析变量是否平稳,发现变量基本平稳。篇幅所限未报告具体结果。

由于观测期较长,信息较多,随机误差项可能不满足独立同分布的假设,存在异方差和自相关,因此可能存在固定效应或者随机效应。为验证中国白酒企业的价格领导是否提高企业的绩效,构建以下面板数据固定效应模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta PPP_{it} + \sum \gamma_i Market_{it} + \sum \eta_i Finance_{it} + \sum \lambda_i MacroFactor_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量 y 为企业绩效的代理变量,分别为资产报酬率 ROA 、净资产收益率 ROE 、营业利润率 OPR 、营业收入 $revenue$ 和净利润 $profit$; PP 为解释变量,代表企业的提价情况; $Market$ 为白酒市场的代理变量,分别为市场集中度 $CR10$ 和市场份额 $share$; $Finance$ 为白酒企业的财务状况的代理变量,分别为企业规模 $size$ 、流动比率 CR 、资产负债率 DAR 和总资产周转率 TAT ; $MacroFactor$ 为宏观经济条件的代理变量,分别为国内生产总值 GDP 和消费价格指数 CPI ; α_i 为截面的个体效应; μ_{it} 为随机误差项。

表 5 给出了面板数据固定效应模型^①估计结果,在回归(9)—(13),被解释变量分别是 ROA 、 ROE 、 OPR 、 $revenue$ 和 $profit$ 。5 个回归的 F 检验都高度显著,说明五个回归在总体上是显著的。从 5 个回归的组内 R^2 可知,前三个回归的拟合优度较低,后两个回归的拟合优度较高。

解释变量 PP 在 5 个回归中均显著,而且系数符号均为正,说明企业的提价显著地提高了企业的绩效。从回归(9)—(11)中 PP 的系数可以看出,每经历一次提价,企业的季度资产报酬率 ROA 能

表 5 面板数据固定效应模型回归结果

变量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	ROA	ROE	OPR	$revenue$	$profit$
PP	0.9142*** (3.02)	1.1466*** (4.38)	1.7200*** (2.90)	0.0622*** (3.17)	0.1014*** (3.12)
$CR10$	-0.1440 (-1.62)	-0.2426*** (-3.15)	-0.9105*** (-5.23)	-0.0063 (-1.08)	-0.0036 (-0.38)
$share$	0.1242 (0.29)	0.4132 (1.13)	-1.1002 (-1.33)	0.1013*** (3.71)	-0.0642 (-1.42)
$size$	3.3771*** (3.16)	3.7187*** (4.02)	17.8530*** (8.54)	0.9558*** (13.77)	1.4724*** (12.85)
CR	-0.4106 (-0.84)	-0.5506 (-1.30)	-3.4881*** (-3.64)	0.0493 (1.55)	0.0013 (0.03)
DAR	-0.1191** (-2.28)	-0.0704 (-1.55)	-0.6070*** (-5.93)	-0.0010 (-0.29)	-0.0067 (-1.19)
TAT	7.8610*** (3.09)	7.8437*** (3.56)	17.6110*** (3.54)	0.4124** (2.50)	1.1509*** (4.22)
GDP	-9.0732*** (-2.86)	-9.5319*** (-3.47)	-20.3207*** (-3.28)	-0.3217 (-1.56)	-1.3029*** (-3.83)
CPI	0.4460** (2.32)	0.2743 (1.65)	-0.2073 (-0.55)	0.0244* (1.96)	0.0279 (1.35)
c	50.8922 (1.34)	71.5741** (2.17)	25.7637*** (3.46)	-1.1052 (-0.45)	7.0333* (1.72)
组间 R^2	0.41	0.58	0.82	0.92	0.88
组内 R^2	0.16	0.16	0.23	0.98	0.91
总体 R^2	0.18	0.23	0.38	0.95	0.86
F 检验(p 值)	8.96(0.00)	17.91(0.00)	57.20(0.00)	153.91(0.00)	94.33(0.00)

注:回归(9)—(13)的被解释变量分别为 ROA 、 ROE 、 OPR 、 $revenue$ 和 $profit$;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平上拒绝原假设。

资料来源:作者整理。

① 回归前本文进行了 F 检验和 Hausman 检验,两者均强烈拒绝原假设,从而应该选择固定效应模型。

够提高 0.9142 个百分点,季度净资产收益率 ROE 提高 1.1466 个百分点,季度营业利润率 OPR 提高 1.7200 个百分点。这意味着每经历一次提价,企业的年度资产报酬率、净资产收益率和营业利润率分别增加 3.6568、4.5864 和 6.8800 个百分点。这是一个非常高的增加幅度,根据中经网产业数据库的数据显示,中国规模以上工业企业的净利率和资产收益率仅约为 5%—7%。从回归(12)和回归(13)中 PP 的系数可以看出,每经历一次提价,白酒企业的营业收入 $revenue$ 能够增长 6.22%,净利润 $profit$ 能够增长 10.14%。5 个回归的结果都表明,白酒企业的提价行为对企业绩效有积极的影响,每次提价都能够给企业带来巨大的收益。

根据控制变量对白酒企业绩效的影响可以看出,多个控制变量的系数不显著,可能反映回归存在问题。为提高估计结果的稳健性,计算了 5 个回归的方差膨胀因子,并进行了组间异方差 Wald 检验、组内自相关 Wald 检验和组间同期相关 Breusch-Pagan LM 检验,发现部分回归存在较严重的多重共线性、组间异方差、组内自相关和组间同期相关等问题。篇幅所限未报告具体结果。为了克服这些问题,采用可行广义最小二乘法(Feasible Generalized Least Squares, FGLS)进行估计。FGLS 首先采用普通最小二乘法对式(4)进行估计,而后用残差 e_i 来估计 ε_i 的协方差矩阵,之后再行 FGLS 估计。同时,为了减轻多重共线性的影响,采用逐步回归法进行估计。回归结果见表 6。从表中可以看出,通过逐步回归法,多个变量被剔除。

从回归结果可以看出,解释变量 PP 在 5 个模型仍然是显著的,而且影响方向依然为正。但是对比固定效应模型和 FGLS 模型下的结果,可以发现 PP 对企业绩效相对指标的影响减弱许多,而对

表 6 FGLS 估计回归结果

变量	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	ROA	ROE	OPR	$revenue$	$profit$
PP	0.3258* (1.83)	0.8077*** (3.25)	0.7910* (1.88)	0.0603*** (3.94)	0.1075*** (4.02)
$CR10$			-0.4960** (-2.50)		
$share$				0.0430** (2.52)	
$size$	0.6976** (2.09)	1.0728*** (2.82)	8.3747*** (7.94)	0.7750*** (15.56)	0.8793*** (20.20)
DAR	-0.1244*** (-4.09)	-0.0823*** (-2.68)	-0.2665*** (-4.77)		-0.0110*** (-3.05)
TAT		3.9027** (2.47)		0.2507*** (3.16)	0.5395*** (2.82)
GDP		3.0198* (1.67)	3.3164** (2.51)		0.3991* (1.81)
c	5.5067*** (2.88)	33.5451* (1.78)	-13.3119 (-0.89)	-1.2640*** (-9.83)	2.2655 (0.98)
Wald chi2 检验 (p 值)	36.62 (0.00)	46.78 (0.00)	185.46 (0.00)	2835.84 (0.00)	699.62 (0.00)

注:回归(14)—(18)的被解释变量分别为 ROA 、 ROE 、 OPR 、 $revenue$ 和 $profit$; ***,** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%显著水平上拒绝原假设。

资料来源:作者整理。

绝对指标的影响基本不变。从回归(14)—(16)可知,白酒企业每经历一次提价,企业的季度 *ROA*、*ROE* 和 *OPR* 分别增加 0.3258、0.8077 和 0.7910 个百分点,尚不足固定效应模型的一半。可见在 FGLS 模型中,企业提价对企业绩效的影响相对较弱。如果从年度绩效看,白酒企业每经历一次提价,*ROA*、*ROE* 和 *OPR* 分别增加 1.3032、3.2308 和 3.1640 个百分点。从回归(17)、(18)可知,每经历一次提价,白酒企业的营业收入和净利润分别将增加 6.03% 和 10.75%,这与固定效应模型的 6.22% 和 10.14% 非常相近。FGLS 模型的回归结果进一步证实了白酒企业的提价行为能够显著地提高企业绩效。

综合面板数据固定效应模型和 FGLS 模型的回归结果,可以认为中国白酒企业的提价行为对企业绩效产生显著的正向影响。可见,中国白酒市场的历次提价潮并非为企业简单地应对成本变化。白酒行业为暴利行业,毛利率高,生产成本所占的比例较小,成本的冲击并不会给企业带来太大的压力,企业提高出厂价格更多在于借助成本上升之机,提高产品价格,从而提高企业利润。例如,宜宾五粮液在 2010 年 1 月发布涨价公告时,明确表示涨价将对经营业绩产生积极影响。4 家企业的财务报告也多次表明企业提价增加了企业的利润。

七、结论与启示

合谋对消费者福利和社会效率产生严重危害,是世界各国反垄断法重点规制的三大垄断行为之一。但发现合谋却是一件非常困难的事情,这需要反垄断执法机构拥有一支经验丰富、专业素养高的队伍进行长时期的调查。相对于公开合谋,默契合谋不仅更难以发现,而且其合法性更加难以评判,需要根据具体情况来定。中国《反垄断法》将垄断协议定义为“排除、限制竞争的协议、决定或者其他协同行为”,但是没有给出明确的方法或准则来具体界定协同行为。通常而言,协同行为有两个基本特征:一是企业行为相同或相似;二是企业具有协调行动的主观意图^[21]。对于默契合谋是否构成反垄断意义上的协同行为,需要根据具体情况进行分析。在中国《反垄断法》正式生效之前和初期,垄断协议的违法形式都较为初级,大多采用书面协议或者开会协商等形式达成协议,如茅台、五粮液垄断案。但是随着执法实践的推进,社会反垄断意识不断增强,企业逐渐意识到公开合谋容易被发现,故合谋的隐蔽性更强^[22]。可以预见不会留下直接证据的默契合谋将是企业进行合谋的重要方式之一,这给反垄断执法机构的调查带来很大困难。如果企业采用价格领导制进行默契合谋,如何认定企业的定价行为是否可能会促进默契合谋将是个非常大的难题。基于此,本文使用中国白酒市场 2005—2012 年数据检验中国白酒市场是否存在价格领导制,并识别价格领导者,分析价格领导制是否明显提高了企业利润水平,从而进一步推断在纵向差异产品下,价格领导制是否能够便利默契合谋,得到以下结论:

(1) 中国白酒企业的提价行为确实受到市场需求的影响。改革开放以来,随着中国经济的高速发展,居民收入水平不断提高,消费能力不断增强,已经进入从温饱型消费到享受型消费的消费升级过程。在这过程中,居民消费观念和消费结构的不断完善与优化,增加了白酒,特别是优质白酒的需求。在 market 需求的推动下,白酒企业一方面不断提高优质白酒的比重,另一方面不断提高白酒的价格,还对白酒“改头换面”以更高的价格销售。本文充分验证了这点,节庆日带来的短期需求冲击和城镇居民收入提升带来的长期需求影响是白酒企业提高价格的重要原因。

(2) 成本变化对中国白酒企业的提价行为影响不明显。2009—2011 年是中国的高通胀时期,不仅白酒的主要原材料成本不断上涨,包装成本也不断上扬,这提高了白酒生产成本,增加了白酒企业的提价压力,也是白酒企业历次提价宣称的主要理由。但是白酒行业是暴利行业,行业整体毛利

率远远高于普通行业,因而成本上涨带来的压力并不是白酒企业涨价的充分理由,本文的数据证实了这点。2011年是通胀最为严重的一年,白酒行业全年掀起4轮涨价潮,最终14家白酒上市公司的净利润增长约60%,白酒企业从涨价中获取了巨额收益,因成本而涨价的理由不攻自破。需要承认的是,成本变化是中低端白酒提价的重要推动力,但对于价格较高的高端白酒,成本则不能成为充分的理由。

(3)中国白酒市场可能存在通过价格领导制实现的默契合谋。中国白酒企业提高出厂价格存在4个显著的特点:①集中在年初;②企业在提价之前通常会向社会宣布;③贵州茅台和五粮液通常是提价的“先行者”;④提价前后各品牌的价格保持着比较稳定的关系。这些特征表明中国白酒市场可能存在价格领导制形成的默契合谋。本文通过经验分析表明,中国白酒市场可能存在默契合谋,白酒企业的提价决策深受竞争对手提价行为的影响,而且企业在距离上次提价达到一定时间之后“不约而同”地提高价格,随着时间越长,企业提价的动力就越大,当一家企业率先宣布提价之后,其他企业会积极呼应,从而不断抬高白酒价格。

(4)中国白酒市场拥有稳定的价格领导者。白酒行业价格素有“二线看一线,一线看茅台”的说法,同时也有“五粮液看茅台,二线看五粮液”之说,故很有可能存在一个稳定的价格领导者。通过计量分析,本文发现五粮液是茅台的坚定跟随者,其价格深受茅台的影响。同时中国白酒市场展现出链式价格领导关系,五粮液跟随茅台,而其他高端、次高端白酒跟随五粮液,以此按照质量层层传递下去,充分验证了白酒业内所说的“二线看一线,一线看茅台”。从而可以推测中国白酒市场存在稳定的价格领导关系,因此中国白酒市场的价格领导制不是晴雨表式价格领导制,而是主导企业式价格领导制,或合谋式价格领导制。此外,这个结论也支持了高质量企业会成为价格领导者的观点。

(5)价格领导可以明显提升白酒企业绩效。通过计量估计发现企业的提价行为确实提高了企业利润水平,每经历一次提价,白酒企业的年度ROA、ROE和OPR分别增加1.3032、3.2308和3.1640个百分点,营业收入和净利润分别将增加6.03%和10.75%。这验证了白酒企业的提价行为不仅仅是应对成本上涨,而可能是精心设计的合谋,其实现的形式为价格领导制。通过茅台引领的一次又一次涨价潮,白酒企业不断将价格推上新的高度,同时其利润水平也得到稳步提升。

(6)在纵向差异产品下,价格领导制会便利默契合谋。中国白酒市场是典型的差异产品市场,既有品牌、香型和度数等差异,也有质量差异,前者属于横向产品差异,后者属于纵向产品差异。现有关于价格领导制的研究表明,在产品同质和横向差异的情况下,价格领导制能够促进合谋。本文通过分析不同质量白酒之间的价格领导制与合谋的关系,表明在纵向差异产品下,价格领导制也能够促进合谋。在纵向差异产品中,价格领导制促进合谋的机理与同质产品和横向差异产品是一致的,均是价格领导促进了企业之间的信息交流,且价格领导者由于价格行为受到跟随者的“监督”而背叛默契合谋的激励极大弱化,从而增强了默契合谋的稳定性。所不同的是,在纵向差异产品下,高质量产品企业通常拥有较强的背叛激励,低质量产品企业背叛激励较弱,而价格领导制通过将高质量产品企业置于价格领导者的地位,弱化了高质量产品企业的背叛动机,从而在整体上增强了默契合谋的稳定性。

根据以上结论,本文提出供反垄断执法机构参考的政策启示,即注意观察企业的序贯提价行为,以之为启动调查的迹象,审慎分析该行为是否构成价格领导制,是否构成反垄断意义上的协同行为。企业的提价行为既可能是对市场条件变化的正常反应,也可能是企业精心设计的公开合谋或者私下合意的默契合谋。序贯提价行为普遍存在于现实生活当中,这种行为可能构成价格领导制,而价格领导制又具有便利合谋的作用,因而建议执法机构留意市场的序贯提价行为,分析这种行为

是否可能暗藏着合谋。具体可以参照以下步骤进行:①分析所调查市场是否存在序贯提价行为;②分析这种序贯提价行为是否满足价格领导制的构成要件(企业是相互竞争的关系、企业先后提价、提价时间间隔短、调整金额或幅度相近);③倘若构成价格领导制,通过分析市场是否存在稳定的价格领导者,价格领导者的价格是否具有价格强制力来判断属于何种类型的价格领导制,在晴雨表式价格领导制中,价格变化只是反映市场条件变化,企业之间不存在协调行动的主观意图,如果是另两种类型,则需要进一步分析是否存在协同合意;④如果属于主导企业式价格领导或合谋式价格领导制,则需要分析历次提价后的价格表现,察看产品之间的价格关系是否稳定,产品价格是否一直向上调整,或者产品价格是否总体向上调整;⑤如果前面的问题都是肯定的,那么继而分析价格领导制是否显著提高企业的利润水平,如果经过历次提价之后,企业的利润水平仍然保持在比较稳定的状态,那么企业的提价可能仅仅是应对成本变化,如果价格领导制显著提高了企业的利润水平,则有比较充分的理由相信企业通过价格领导制实施合谋。

相关市场界定是反垄断分析的重要步骤,如果进行了精确的相关市场界定,可以提升本文研究结果的说服力,但是由于数据可获得性等原因,严格的相关市场界定一直是一个难题。对于白酒的相关市场界定,唐明哲等^[17]进行了有益尝试,认为茅台和五粮液属于同一相关市场,但是基于具体案例的研究结果是否能够运用于行业中需要进一步研究,而且本文的实证研究发现不同质量的白酒之间存在链式替代,从而有必要在一个更为宽泛的相关市场内展开研究。本文在研究中发现的价格领导制层次性可以为具有链式替代特征的相关市场界定提供新的思路和证据。

[参考文献]

- [1]Kahn, S. The Effects of Product Differentiation on Cartel Stability[D]. University of Amsterdam, 2007.
- [2]Lanzillotti, R. Competitive Price Leadership: A Critique of Price Leadership Models [J]. The Review of Economics and Statistics, 1957,39(1):55-64.
- [3]Posner, R., and F. Easterbrook. Antitrust[M]. Saint Paul: West Publishing Co., 1981.
- [4]Rotemberg, J., and G. Saloner. Collusive Price Leadership [J]. The Journal of Industrial Economics, 1990,39(1):93-111.
- [5]Kovenock, D., and K. Widdows. Price Leadership and Asymmetric Price Rigidity [J]. European Journal of Political Economy, 1988,14(1):167-187.
- [6]Ishibashi, I. Collusive Price Leadership with Capacity Constraints [J]. International Journal of Industrial Organization, 2008,26(3):704-715.
- [7]Mouraviev, I., and P. Rey. Collusion and Leadership [J]. International Journal of Industrial Organization, 2011, 29(6):705-717.
- [8]Lewis, M. Price Leadership and Coordination in Retail Gasoline Markets with Price Cycles [J]. International Journal of Industrial Organization, 2012,30(4):342-351.
- [9]Andreoli-Versbach, P., and J. Franck. Endogenous Price Commitment, Sticky and Leadership Pricing: Evidence from the Italian Petrol Market[J]. International Journal of Industrial Organization, 2015,(40):32-48.
- [10]Marshall, R., L. Marx, and M. Raiff. Cartel Price Announcements: the Vitamins Industry [J]. International Journal of Industrial Organization, 2008,26(3):762-802.
- [11]Hamilton, J., and S. Slutsky. Endogenous Timing in Duopoly Games: Stackelberg or Cournot Equilibria[J]. Games and Economic Behavior, 1990,2(1):29-46.
- [12]Seaton, J., and M. Waterson. Identifying and Characterising Price Leadership in British Supermarkets [J]. International Journal of Industrial Organization, 2013,31(5):392-403.
- [13]李宝仁, 王振荣. 我国上市公司盈利能力与资本结构的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003,(4):150-

- 153.
- [14]Prowse, S. The Structure of Corporate Ownership in Japan[J]. *Journal of Finance*, 1992,47(3):1121-1140.
- [15]陈强. 高级计量经济学及 STATA 应用(第二版)[M]. 北京:高等教育出版社, 2014.
- [16]King, G., and L. Zeng. Explaining Rare Events in International Relations[J]. *International Organization*, 2001, 55(3):693-715.
- [17]唐明哲,刘丰波,林平. 价格检验在相关市场界定中的实证运用——对茅台、五粮液垄断案的再思考[J]. *中国工业经济*, 2015,(4):135-148.
- [18]Keho, Y. Tax Structure and Economic Growth in Cote Divoire: Are Some Taxes Better than Others [J]. *Asian Economic and Financial Review*, 2011,1(4):226-235.
- [19]董根泰. 分税制改革对我国财政收支关系影响的实证研究——基于 ARDL 模型边限检验方法[J]. *财经论丛*, 2014,(9):23-30.
- [20]Pesaran, M., Y. Shin, and R. Smith. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2001,16(3):289-326.
- [21]马敬. 试论对价格跟随行为的反垄断法规制[J]. *西南政法大学学报*, 2009,(4):61-69.
- [22]李世杰,蔡祖国. 双因素驱动下转售价格控制的规制机理研究[J]. *中国工业经济*, 2014,(7):122-134.

Tacit Collusion and Antitrust Regulation Based on Price Leadership ——An Empirical Evidence from China's Domestic Liquor Market

LIU Feng-bo¹, WU Xu-liang²

- (1. College of Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China;
2. Center for Industrial and Business Organization, DUFU, Dalian 116025, China)

Abstract: The price leadership may facilitate information exchange between businesses, reduce the uncertainty of coordinate pricing, and may enhance the price leader's incentive of maintaining the collusion, thus increasing the stability of collusion. Using the sample of monthly and seasonal data from China's domestic liquor market, the paper estimate whether there exists price leadership between liquor-making firms, identify who is the leader, and determine whether the price leadership improve their profit margins significantly. The results show that the change of demand and cost can only partly explain the price rising, it's likely exists tacit collusion in liquor-making market which is characterized by strongly price leadership, the firms' decision to increasing price is heavily influenced by their competitor, and as time goes by the last price increase, their incentive of increasing price growing stronger. The advanced study shows that there exist a fixed leader, and their following relationship just as a chain. Moreover, the paper also finds that the price leadership improves firms' profit margins significantly. It does reflect that the price leadership in China's domestic branded liquor market belongs to dominant firm price leadership or collusive price leadership. These finding support the mainstream point that price leadership may facilitate tacit collusion in the view of vertically differentiated product. These findings mean that the enforcement agencies should keep an eye on sequential price rising, take it as a sign to initiate investigation, carefully analyze whether the act constituting coordination.

Key Words: price leadership; price leader; tacit collusion; liquor market

JEL Classification: L12 L41 L66

[责任编辑:马丽梅]