

【案例研究】

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

唐明哲¹, 刘丰波², 林平³

(1. 山东大学经济学院, 山东 济南 250100;

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;

3. 香港岭南大学经济系 中国香港)

【摘要】 相关市场界定是反垄断执法工作的重要步骤。《反垄断法》实施6年多来, 执法部门一直面临市场界定的难题。价格检验法是相关市场界定的重要方法之一, 它对数据要求低、操作简单, 可以作为市场界定的最佳初步分析为其他方法提供有效补充。本文使用2010年1月到2013年8月七个知名白酒品牌城市价格面板数据, 对2013年初茅台、五粮液垄断案所涉及的相关产品市场和地域市场界定进行了定量分析。本文使用了多种检验方法, 建立综合量化评价体系, 以避免单一检验所导致的错误市场界定。本文发现, 53度茅台和52度五粮液等超高端品牌酒构成一个反垄断相关市场, 其地域市场为全国市场。本文的结论不仅对茅台、五粮液垄断案提供(事后)支持, 对中国白酒行业将来可能出现的垄断行为, 也提供反垄断执法基础工作的支持。本文所采用的研究方法为使用价格检验法在其他领域的相关市场界定提供了有益参考。

【关键词】 相关市场界定; 价格检验法; 茅台、五粮液垄断案

【中图分类号】F062.9 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1006-480X(2015)04-0135-14

一、问题提出

国务院反垄断委员会2009年发布的《关于相关市场界定的指南》中规定, 市场界定通常是反垄断执法的第一步工作。不管是滥用市场支配地位案件, 还是垄断协议案件, 亦或经营者集中案件, 执法机构通常需要界定相关市场^①, 进而再认定和评估相关企业的市场地位以及其行为对市场竞争的影响。当前世界各国使用的主流方法为SSNIP (Small but Significant and Non-transitory Increase in Price)测试法。中国《反垄断法》自2008年8月正式生效以来, 执法机构在执法工作中取得重大成就。但是, 由于SSNIP方法假设的严格性和有关数据可得性的限制, 相关市场界定一直是中国反垄断执法过程中的困难环节, 尤其是在垄断协议和滥用市场支配地位两大领域。

【收稿日期】 2015-03-15

【基金项目】 国家社会科学基金重大项目“垄断认定过程中的相关市场边界划分原则与技术研究”(批准号12&ZD200)。

【作者简介】 唐明哲(1977—), 女, 江苏无锡人, 山东大学经济学院、威廉姆森法律·经济和组织研究中心副教授, 经济学博士; 刘丰波(1987—), 男, 江西赣州人, 东北财经大学产业组织与企业组织研究中心博士研究生; 林平(1959—), 男, 山东郓城人, 香港岭南大学经济系教授, 博士生导师, 山东财经大学客座教授, 经济学博士。

2013年,中国执法部门认定,贵州茅台和五粮液同各自经销商达成纵向价格垄断协议,违反了《反垄断法》中规定的禁止企业对交易方限制第三方交易的行为^①,并对两者开出合计4.49亿元的巨额罚单。该案引起社会的广泛关注和争议,有舆论认为中国白酒市场企业众多,地域性明显,贵州茅台和五粮液不足以构成垄断。那么,两者是否具备损害消费者利益所需的市场支配地位呢?这需要界定该案中反垄断相关市场。茅台和五粮液主要生产超高端白酒^②,且在全国销售,相关市场界定需要解决两个问题:①超高端白酒市场是否构成一个独立的相关市场界定?②超高端白酒市场是地域性市场还是全国性市场^③?

本文拟采用价格检验法来回答以上两个问题。价格检验法在市场界定中的运用是基于一价定律(Law of One Price)。Stigler and Sherwin^[3]最早利用一价定律测算价格相关度,来确定相关地域市场。一价定律假定当一种商品在两个地域市场进行销售时,若市场能够自由交易,套利将使这两个市场上的价格在剔除运输成本后趋同。换言之,若两地市场可视为一个相关市场,那么同种商品在其中的价格必联动趋同,呈高度相关,并且可以通过统计方法检验出来。这称为价格检验原理,价格检验法就是据此对商品价格进行相关性分析的各种计量方法的总称。与SSNIP测试法相比,价格检验法仅需价格数据,易于收集,且操作简捷,有助于初步分析^[4],因此得到非常普遍的应用^[5-9]。英国公平贸易局在1999年发布的《竞争分析中的量化技术》详细讨论了各种价格检验方法。

然而,价格检验法绕开了相关市场界定的核心概念“价格弹性”的直接测算,也颇受争议。反对者Baker^[10]认为价格检验只证明两个商品价格是“相关的”,但不能用以论证企业具有提价牟利的能力。Nieberding^[11]和Coe and Krause^[5]则认为,虽然价格检验有很多不足,它仍然可以提供有价值的信息。特别是当不同的检验都指向同一结论,就有足够的信心使用这些检验,成为其他证据以及方法的支持。Boshoff^[9]认为过去文献对价格检验法的批评在一定程度上是计量方法的缺陷造成的,如果采用多种更为先进的检验,可以在很大程度上剔除单一检验所带来的噪音。

本文沿续Nieberding^[11]和Boshoff^[9]的思路,使用2010年1月到2013年8月七个知名白酒品牌在四个城市的价格面板数据,对2013年初茅台、五粮液垄断案所涉及的相关产品市场和地域市场界定进行了定量分析。本文通过充分挖掘现有数据的信息,从中寻找一致结论来提高相关市场界定的把握,以避免依赖单一检验所导致的错误市场界定。特别地,本文拓宽了以前文献对相关市场单一角度的界定,从同一产品不同地域市场以及差异化产品市场两个维度来探讨市场界定,对目前较为常用的价格检验法逐一运用。本文发现,超高端白酒市场可初步界定为一个相关市场,其相关地域市场是全国性市场。

目前国内对相关市场界定的研究集中在SSNIP测试法中的临界损失分析法(Critical Loss Analysis)^[11,12],本文是首个以中国滥用市场支配地位领域公共执法案例为背景,采用产品—城市面板月度数据和价格检验法来界定相关市场的实证研究。本文在采用传统价格检验法的同时,也应用了国际上近年来兴起的自然实验法,分析2012年“禁酒令”政策突发事件对各种白酒产品价格的不同影响,来界定产品之间的需求替代程度。在政策研究层面,本文不仅对2013年茅台、五粮液垄断案提供了(事后)有用的经验支持,也对将来白酒行业可能的垄断行为,提供执法所需之基础工作支

① 贵州省物价局关于“茅台价格垄断罚款”公告(2013年第1号)。

② 通常高端白酒,或高档白酒,是指品质优越、历史底蕴浓郁,以及价格高昂的中国名优白酒。超高端白酒则是比高端酒价格更为昂贵的名优白酒。虽然近几年名优白酒企业纷纷扩大产品线,但是对五粮液和茅台而言,其大部分销售收入主要来自于超高端白酒。由于白酒价格变动较大,本文以2012年的价格为基础,将平均价格在1000元/瓶的产品视为超高端白酒,这种划分与白酒业内的划分一致。

③ 与横向垄断协议不同,相关市场界定在纵向垄断协议案的评估中占有非常重要地位。2013年著名的“锐邦诉强生案”,上海高院的二审判决中,对相关产品市场以及地域市场都做了界定,并确立了最低零售价协议反垄断分析的“合理原则”(见曾晶^[2])。

持。此外,本文建立了一个价格检验法量化评价体系,在各种检验结果基础上对所有可能备选市场界定方案进行量化打分,设立方案支持度与稳定性指标,从中选出最可能界定方案,为执法部门使用价格检验法进行分析提供有益参考。

二、白酒行业背景与数据

1. 白酒行业背景

2004—2012年,中国白酒行业高速发展,8年之间产量将近翻了两番,白酒企业的收入和利润都快速增长。与此同时,白酒的价格也出现快速上涨。总体上看,中国白酒行业有三大特点。①生产企业众多,行业竞争非常激烈。目前规模以上企业有1400家。②虽然行业总体分散,但高端市场高度集中,且利润率非常高。行业近半的销售收入和七成以上的利润来自2%的大型企业。高端白酒通常由十几家全国知名的白酒企业生产,毛利率大约在70%以上,远高于中低档白酒。据上市公司年报,行业内测算的前六家白酒企业在高端白酒市场所占的份额达到70%^①。飞快的价格上涨伴随着高端白酒品牌的集中度增加,引起了反垄断执法部门的关注。③白酒生产具有“一地一水一酒”的特性,在消费上具有非常强烈的地方文化特性。市场存在明显地域分割,整个市场竞争层次鲜明。中高端白酒市场以全国性品牌占优,中低档白酒市场由地方品牌占主导,形成一片片相对封闭的市场。

就茅台、五粮液垄断案例而言,本文认为高端白酒与普通白酒缺乏替代性,是相关市场的最大范围。因为高端白酒和其他档次白酒在功用、消费心理、价格和生产等方面存在显著的差异。在功用上,高端白酒主要用于政务、商务消费,以及高档宴庆场合,由于消费者对此类场合的白酒消费具有强烈的身份认同性,普遍偏好高档白酒,需求价格弹性较低。其他档次白酒主要用于自饮等一般场合,消费者具有较高的价格弹性。在价格上,高端白酒与其他档次白酒存在较大差距。在生产上,高端白酒对生产条件有严格要求,其他档次白酒生产企业很难在短期转产高端白酒,因此高端白酒与其他档次白酒缺乏充分供给替代。此外,高端白酒又分为超高端和一般高端,由于茅台、五粮液主要生产销售超高端白酒,相关市场的界定将集中在高端和超高端白酒是否属于同一相关市场。另外,虽然从全国市场看,高端白酒集中度较高,且大部分均面向全国销售,但白酒生产消费的地方特性很可能使得对于不同品牌白酒,其地域市场并非为全国。

2. 数据

本文的价格数据来自糖酒快讯网,该网站是中国食品行业最具影响力的行业专业网站。糖酒快讯网统计了23个常见白酒品牌在12个城市的价格数据。由于数据限制,最后筛选出7个品牌在4个城市的价格及全国平均价格,观测时期为2010年1月到2013年8月,共44个月^②。这7个品牌分别为52度五粮液、53度飞天茅台、38度飞天茅台、52度水井坊、52度剑南春、52度国窖1573和15年红花郎(简称为“五粮液”、“53度茅台”、“38度茅台”、“水井坊”、“剑南春”、“国窖”和“红花郎”),4个城市为北京(京)、成都(蓉)、南昌(洪)和沈阳(沈)。样本包括所有3个超高端白酒品牌和少部分高端白酒品牌,价格区间基本覆盖所有高端白酒价格。由于本文的价格数据包括品牌和城市两个维度,提供了两个视角来探讨相关市场界定。即同一品牌酒的地域市场界定,以及差异化品牌酒的产品市场界定。

表1给出了样本期间各个品牌在不同城市的平均价格。从表中数值可知,①各品牌白酒之间存在明显的价格差异。以全国价格为例,53度茅台、国窖、五粮液的均价在1000元左右;38度茅台、水

① 以上数据来自各白酒上市公司的财务报告、年报数据。其中毛利率的估算来自上市公司的年报数据,本文估算上市白酒公司的主营业务平均毛利率大约在60%,其中高端白酒的毛利率过去3年平均在75%左右。价格的估算来自各电子商务网站的报价以及新闻媒体的报道。

② 数据存在个别缺失值(缺失率低于5%),使用边际平均值插补法和随机回归插补法进行补齐。比较之后,发现两者分析结果差异较小,本文报告的研究结果主要基于随机回归插补法补充缺失值的数据。

井坊和红花郎的均价彼此较为接近,在 700—800 元这个区间;剑南春的均价最低,约为 460 元。单从价格区间划分来看,53 度茅台的主要竞争来自于五粮液和国窖,而五粮液和国窖由于同属浓香型白酒,两者的竞争可能会更明显;38 度茅台和水井坊、红花郎之间可能存在价格竞争,其中茅台和红花郎同属酱香型白酒,替代性可能更强;剑南春的价格区间明显低于其他品牌。^②同一品牌白酒在不同地区的价格差异因品牌、地区有别,这在一定意义上反映出高端白酒市场可能存在地区分割,地区市场的歧视性定价,且情况较为复杂^①。例如,53 度茅台在各个城市的价格相差明显,北京的价格最高,沈阳和成都的价格相对较低。但是,五粮液在成都和南昌的价格几乎持平,且成都的平均价格比距离产地最远的沈阳还要高出少许。

表 1 各品牌白酒在不同城市的平均价格 单位:元

品牌 \ 城市	北京	成都	南昌	沈阳	全国
五粮液	978.04	941.83	945.28	933.14	954.43
53 度茅台	1463.18	1384.67	1423.71	1363.39	1419.26
国窖	1056.30	1068.93	1039.82	1053.64	1059.36
红花郎	898.04	903.65	817.94	872.09	833.00
水井坊	769.36	767.73	680.80	733.06	743.74
38 度茅台	702.35	602.93	869.02	661.70	729.43
剑南春	503.20	465.91	437.39	482.31	460.14

资料来源:作者计算。

2010 年 1 月到 2012 年 12 月,中央军委“禁酒令”发布之前,样本中所有品牌白酒在所有城市都出现价格快速上涨,平均涨幅约 100%。图 1 给出了观测期内各个品牌在全国的价格走势。其中 53 度茅台由 2010 年初的 800 多元,上涨到 2000 多元,增幅高达 250%,价格上涨超过 2 倍的还包括五粮液、国窖和 38 度茅台。这些价格上涨跟整个白酒行业在 2008—2012 年的迅猛发展态势一致。“禁酒令”大大缩减了政务、军队的白酒消费^②,对样本中各品牌白酒形成了不同程度的负面冲击。“禁酒令”之后 53 度茅台的价格大幅下滑;五粮液价格也随之明显下跌;国窖、水井坊和红花郎似乎未受影响;剑南春价格在“禁酒令”之前一直稳定上升,之后开始略有下降。下面将使用相关系数、格兰杰检验、平稳性检验、协整及自然实验法等方法^③对白酒数据进行分析,并对相关市场界定做出判定。

三、价格检验法的具体运用

1. 相关性测算

根据价格检验原理,属同一市场的产品价格相关性较高^④。作为价格检验的第一步,本文首先计算品牌白酒价格的 Spearman 相关系数^④。表 2 和表 3 分别列出相关系数大于 0.8 且在统计上显著的品牌及城市组合。从表 2 可知,品牌白酒相关性在各城市表现各异。在北京没有任何品牌间的相关系数大于 0.9,而其他三个城市相关系数大于 0.8 的品牌均高于 40%。此外,在所有四个城市中,53

① 这种分割如前文所述,既可能是具有渠道控制权的厂商因地区需求差异而使用地区价格歧视的定价策略所致,也可能是真实市场供需不同所产生的均衡价格。

② 据行业资料,政务和军队是高端白酒的主要消费群体。

③ 李虹^[13]对相关系数、格兰杰因果检验、平稳性检验、协整检验作了很好的描述,并引用相关文献进行说明。但未涉及面板协整方法和自然实验法。

④ Spearman 相关系数计算公式为 $\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{N(N^2 - 1)}$,其中 $d_i = x_i - y_i, i = 1, 2, \dots, N, N$ 为次数。

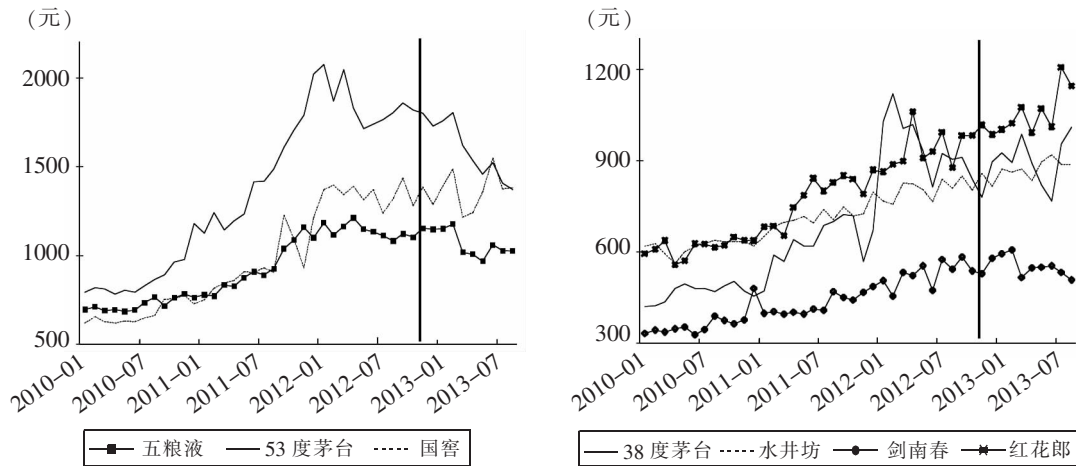


图 1 全国各品牌白酒价格走势(2010年1月—2013年8月)

注:图中竖线标记“禁酒令”发布时间为2012年12月。

资料来源:作者绘制。

表 2 不同品牌白酒在同一城市的价格相关性检验结果

城市	>0.9	0.85—0.9	0.8—0.85	0.8 以上占比(%)
北京	无	五—国、茅 38—国	五—茅 53、五—剑、茅 53—国、茅 38—剑、茅 38—郎	33.3
成都	五—剑、水—郎、剑—国、剑—郎、国—郎	五—茅 53、五—国、水—剑、水—国	无	43
南昌	剑—国、国—郎	五—剑、剑—郎	五—茅 53、五—国、五—郎、茅 38—剑、茅 38—国	43
沈阳	茅 38—水、茅 38—郎、水—国、水—郎、国—郎	五—茅 53	茅 53—国、茅 38—剑、水—剑	43
全国	五—茅 53、水—国、水—郎、国—郎	五—国、水—剑、剑—国、剑—郎	五—剑、茅 53—国	47

注:①以上结果均在 0.01 水平显著;②“五”、“茅 53”、“茅 38”、“水”、“剑”、“国”、“郎”分别指“五粮液”、“53 度茅台”、“38 度茅台”、“水井坊”、“剑南春”、“国窖”、“红花郎”。

资料来源:作者计算。

表 3 同一品牌白酒在不同城市的价格相关性检验结果

品牌	>0.9	0.85—0.9	0.8—0.85	0.85 以上占比(%)
五粮液	京—洪	蓉—洪、蓉—沈	洪—沈	50
53 度茅台	无	京—蓉、京—沈、洪—沈	京—洪	50
38 度茅台	京—沈	无	无	17
水井坊	无	蓉—沈、洪—沈	蓉—洪	33
剑南春	无	蓉—洪	无	17
国窖	京—蓉、京—洪、京—沈、蓉—洪、洪—沈	蓉—沈	无	100
红花郎	洪—沈	蓉—洪、蓉—沈	京—沈	50

注:以上结果均在 0.01 水平显著。

资料来源:作者计算。

度茅台的价格仅与五粮液价格存在较高相关性,而五粮液价格还跟国窖和剑南春的价格在部分城市存在较高相关。国窖与红花郎和水井坊在多数城市都存在较高相关,在部分城市还跟 38 度茅台

和剑南春有较高相关。38度茅台与其他白酒的价格相关性普遍偏低。此外,虽剑南春与多个白酒品牌有较高相关性,但剑南春与其他品牌白酒价格存在较大差异,可能不属同一市场。可推测53度茅台、五粮液可能属同一市场,除38度茅台外,其他品牌属另一市场。

接下来考察同一品牌白酒在不同城市的价格相关性。根据表3可知,五粮液、53度茅台和国窖、红花郎在所有四个城市的相关系数都比较高。特别是国窖,相关系数均在0.85之上。五粮液、53度茅台的相关系数也普遍较高,半数超过0.85。说明这三个品牌白酒的市场范围极可能是全国性的。其他品牌白酒的相关系数普遍较低,仅有少部分能够达到0.85,也就是说这些品牌的价格在四个城市的关联性较低,可以推测这些品牌白酒不能够构成全国性市场,可能是地域性市场。综上可知,超高端品牌白酒具有全国性,高端白酒的市场多具有地方性。

由于白酒行业在样本期间延续全行业飞快增长趋势,为避免“伪相关”,本文还考察了价格一阶差分序列的相关性^①。结果发现,对同一品牌白酒而言,价格一阶差分序列在不同城市的相关系数平均在0.2以下,说明同一产品的价格变动没有明显的区域联动性。对同一城市内,不同品牌价格的一阶差分序列相关系数的测算也类似,说明在同一城市,品牌白酒的价格变动联动性不高。这似乎佐证了水平价格序列的高相关系数是由于“伪相关”造成。不过,对一阶差分序列相关系数在禁酒令前后的比较,发现其绝对值在禁酒令之后明显提高,平均变动达到40%—50%,说明市场均衡确实因为禁酒令发生了转变,甚至某些品牌白酒的价格变动出现强烈负相关。此外,极低的一阶差分序列相关系数似乎暗示了白酒市场存在区域分割。由于白酒生产具有明显的本地刚性,因此如果市场是充分竞争的,非产地市场的白酒价格在剔除运输成本之后,应该跟产地酒价格相当。这样一阶差分之后的同一品牌白酒价格波动应该在各地市场具有较高的相关性。除非品牌白酒企业借着对渠道的控制力,限制了白酒跨地区销售,或者直接限制渠道定价,使得企业可以根据地区市场需求状况实行歧视性定价。不过以上相关系数的测算只考虑当期价格之间的静态关系,忽略了价格之间中长期的均衡关系。

2. 格兰杰因果检验

若同一品牌商品在不同地区存在替代,其价格在时间上就可能前后互动^②。为弥补相关系数测算的不足,本文使用向量组自回归模型(VAR)来判定。由于数据中包含了给定品牌白酒在4个城市的价格,本文对该品牌白酒价格在不同城市进行格兰杰因果检验,从而推断该品牌白酒的不同地域市场是否可以看成同一相关市场。考虑自相关,为了获得残差的平稳,先判定VAR所使用的滞后阶数增加滞后项,可除去残差自相关,但大大增加待估参数数量,提升了模型的复杂度。当数据量为有限时,大量的待估参数会大大降低模型估测精度。此外,考虑禁酒令冲击可能影响序列平衡,只处理禁酒令之前的样本,由于从时间维度上只有35个观测值,必须使用小样本适用的检验办法。

表4总结了所有7个品牌在4个城市的格兰杰因果VAR检验结果。总体上看,检验的结果跟价格的时间趋势图的直观判断非常一致。53度茅台、五粮液和国窖在四个城市的价格组合中均存在至少一组互为格兰杰因果,而红花郎、水井坊和38度茅台没有一组地区价格互为格兰杰因果。53度茅台和国窖均有两组地区价格互为格兰杰因果。对国窖来说,成都的价格似乎对所有其他地区价格都具较强的预测能力,这隐含说明国窖的定价是全国性的,且以原产地为核心。品牌酒价格的地区联动性各有差异,说明每个品牌的地域相关市场界定可能各有不同。但总体上反映了行业共识,超高端品牌通常瞄准全国性市场,而稍逊的品牌白酒,其市场较多为地区性市场。

3. 平稳性检验

前述方法都假定序列是平稳的,当假定失效,方法将不再适用。例如,当存在单位根时,随机扰动因子的影响将毫无减弱地逐期累积,这样两个具长期趋势的序列可能呈现很高的“伪相关”,或显

^① 这里仅总结一阶差分序列相关系数测算的结果。限于篇幅,详细结果,如需要,可来信索取。

^② 格兰杰检验的核心思想是利用两产品价格之间的时间因果关系来判断两者是否属于同一市场^[4]。

表 4 品牌白酒在四个城市的格兰杰因果 VAR 检验结果

品牌	互为格兰杰因果	格兰杰因
53 度茅台	成都 \leftrightarrow 南昌;南昌 \leftrightarrow 沈阳	沈阳 \Rightarrow 成都
五粮液	成都 \leftrightarrow 沈阳	沈阳 \Rightarrow 北京;沈阳 \Rightarrow 南昌
国窖	成都 \leftrightarrow 北京;成都 \leftrightarrow 沈阳	北京、成都、沈阳 \Rightarrow 南昌;北京 \Rightarrow 沈阳
红花郎	无	成都 \Rightarrow 南昌
水井坊	无	沈阳 \Rightarrow 南昌;成都 \Rightarrow 沈阳
剑南春	南昌 \leftrightarrow 成都	成都、沈阳 \Rightarrow 北京
38 度茅台	无	北京、南昌 \Rightarrow 成都;沈阳 \Rightarrow 南昌

资料来源:作者计算。

著格兰杰因果。考虑价格本身具有强持续性,在禁酒令的冲击下,序列很可能不平稳,这意味着应考虑使用适合非平稳序列的检验方法来判定价格之间关系。

为增强检验稳健性,本文使用了 ADF、PP、DFGLS、KPSS、Ng-Perron 和 qll^①,以及面板单位根检验等多种方法。对于价格原序列,仅有少部分平稳,而对于一阶差分序列,大都是平稳的。考虑到“禁酒令”事件对白酒价格产生较大的影响,本文还检验了“禁酒令”之前各价格序列的平稳性,检验结果与整个观测期的检验结果基本一致。此外,考虑“禁酒令”可能对价格产生结构性影响,本文还使用 qll 检验做进一步分析。从整体上看,检验结果与其他方法得出的结果基本一致,支持白酒价格不平稳。这意味着之前的市场界定可能存在问题,因此有必要检验价格的对数比率序列的平稳性^②。

4. 对数比率序列的平稳性检验

Forni^⑧提出如果两商品属同一相关市场,在长期内两者的价格则不会存在严重偏离。当其中一个商品的价格受到短期冲击而发生变化以后,另一种商品价格也将进行调整,且从趋势上看它们的价格比率序列应该平稳。反之,价格比率非平稳。这样可以通过检验两商品价格比的对数序列的平稳性,得到关于此两种商品是否属于同一市场的有用信息。根据 Boshoff^⑨如果对数比率是不平稳的,所对应的产品不属于同一相关市场。鉴于“禁酒令”的外生冲击,本文只选择“禁酒令”之前的价格进行平稳性检验。由于样本量较小,本文采用更有效力的 DFGLS 检验和 Ng-Perron 检验。图 2 报告了通过 DFGLS 检验的各品牌组合^③。

从图 2 可以看出,不同城市的检验结果表现出较大的差异,尤以北京与其他城市的差异为甚。北京的结果同时具有整体性和层次性两种特征。从整体上看,多数品牌组合通过单位根检验,每个品牌至少与其他 3 个品牌的价格比率对数是平稳的,可推测各品牌白酒可能均属于同一市场。同时,五粮液和国窖具有“承上启下”的特征,连接 53 度茅台和其他高端白酒。其他城市的检验结果仅表现出局部整体性,但彼此之间也有较大的差异。具体而言,在成都,五粮液、38 度茅台、国窖、红花郎和剑南春五者之间的品牌组合基本通过检验,因而这五者可能构成一个市场,而 53 度茅台和水井坊与其他品牌的组合基本不平稳;在南昌,53 度茅台、38 度茅台、国窖和红花郎四者之间的品牌组合都通过检验,其余三个品牌与其他品牌的价格比率对数基本不平稳,因而这四者可能构成一个市场;在沈阳,五粮液、53 度茅台、38 度茅台、国窖和红花郎五者之间的品牌组合基本都通过检验,剑南春和水井坊与其他品牌的价格比率对数基本不平稳,因而前五者可能构成一个市场;在全国,五粮液、38 度茅台、剑南春、国窖和红花郎五者之间的品牌组合基本都通过检验,53 度茅台仅与国窖和 38 度茅台的价格比率对数平稳,水井坊仅与 38 度茅台和剑南春的价格比率对数平稳。此外,

① qll 检验是 Elliott and Muller^⑩提出的一种单位根检验方法,主要针对具有结构性变动的时序序列数据。

② 限于篇幅此处及以下的相应检验均省略,如有需要可来信索取。

③ “Ng-Perron 检验的结果类似,此处省略”。

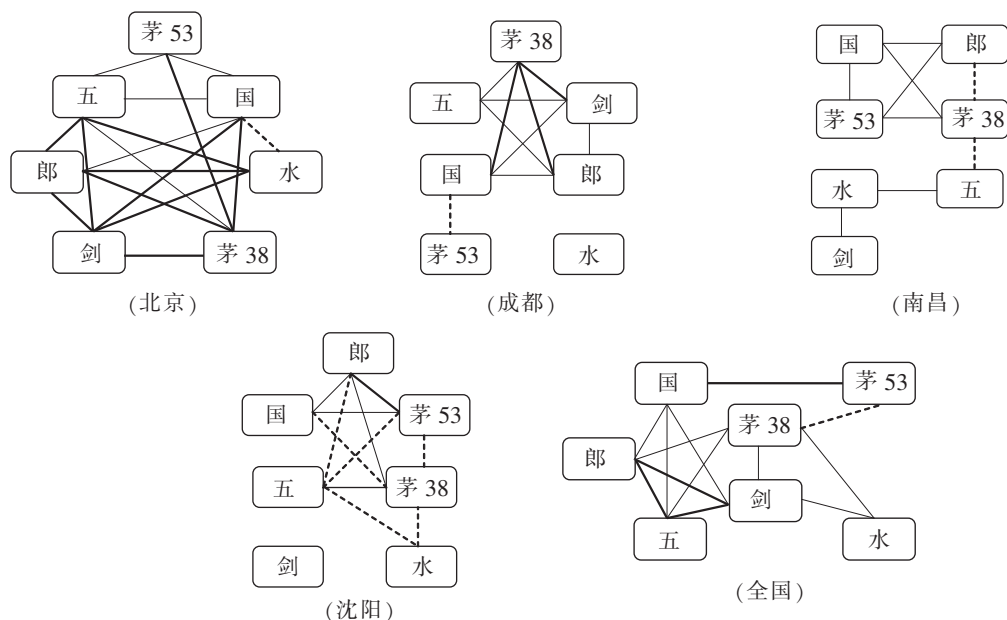


图 2 各城市通过价格比率对数 DFGLS 单位根检验的品牌组合

注:①图中“五”、“茅 53”、“茅 38”、“水”、“剑”、“国”和“郎”分别代表“五粮液”、“53 度茅台”、“38 度茅台”、“水井坊”、“剑南春”、“国窖”和“红花郎”;②加粗实线、一般实线和虚线分别表示 1%、5%和 10%的显著水平。

资料来源:作者绘制。

国窖和红花郎之间的价格比率对数在所有城市都是平稳的,可较为确切地推测两者属于同一市场。可见,没有一个城市表现出只有五粮液、53 度茅台和国窖属于同一市场。53 度茅台跟国窖在所有城市可以视为同一个市场,又可与其他高端白酒同属于一个市场。五粮液和国窖在全部城市都可以与其他高端白酒构成一个市场。虽然该检验难以判断超高端白酒能否单独构成一个市场,但可看出 53 度茅台、五粮液和国窖之间的竞争替代性要强于和其他品牌的竞争替代性。

再看同一品牌不同城市间的价格比率对数检验结果。从表 5 可知,有 4 个品牌的所有城市组合均通过单位根检验,分别为五粮液、53 度茅台、38 度茅台和水井坊。剑南春和国窖有 3 个城市组合通过单位根检验,红花郎有 4 个城市组合通过单位根检验。这样,对超高端白酒 53 度茅台和五粮液而言,四个城市可视为同一相关市场,这跟价格相关性检验的结论一致,也与格兰杰检验的结果类似。但对数比率平稳性检验关于其余品牌的结论与前面的方法有一定差异。

表 5 各品牌通过价格比率对数 DFGLS 单位根检验的城市组合

品牌	平稳组合	占比(%)
五粮液	京—蓉、京—洪、京—沈、蓉—洪、蓉—沈、洪—沈	100
53 度茅台	京—蓉、京—洪、京—沈、蓉—洪、蓉—沈、洪—沈	100
38 度茅台	京—蓉、京—洪、京—沈、蓉—洪、蓉—沈、洪—沈	100
水井坊	京—蓉、京—洪、京—沈、蓉—洪、蓉—沈、洪—沈	100
剑南春	京—蓉、京—洪、蓉—洪	50
国窖	京—蓉、京—沈、蓉—沈	50
红花郎	京—蓉、京—沈、蓉—沈、洪—沈	67

注:“京”、“蓉”、“洪”和“沈”分别代表“北京”、“成都”、“南昌”和“沈阳”。以上结果是在 10%显著水平上得出的。

资料来源:作者整理。

5. 协整检验

基于现实中的时间序列很可能是非平稳的,用常规 t 检验来判定会产生错误,并且由于相关性测算以及格兰杰因果检验着重于商品价格在短期的互动关系,没有考虑价格反应的滞后特点,忽略了商品价格之间的长期均衡关系。如果商品之间确实存在竞争替代,那么虽然在短期其价格可能存在偏离,但从长期看,这些序列之间会形成一种均衡关系。对此,Ardeni^[6]和Walls^[7]等学者提出使用协整检验对价格序列进行检验。在实际研究中,当观测期间较短,且能获得不同个体的数据时,可以使用面板数据进行分析。面板数据不仅考虑了时间维度,还考虑了个体维度,提高了分析的效力。本文先对白酒价格进行面板单位根检验。对于水平序列,大部分检验方法的结果均显示白酒数据是非平稳的。对于一阶差分序列,Levin, Lin & Chu 检验、Breitung 检验、Im, Pesaran & Shin 检验、Ficher-ADF 检验和 Ficher-PP 检验均在 1% 的显著水平上拒绝序列存在单位根的原假设, Hadri 检验则均接受序列平稳的原假设,这表明白酒价格的一阶差分序列是平稳的。

由于白酒价格是一阶单整序列,因而可使用协整检验进一步分析同一品牌在不同地区之间的协整关系。表 6 给出 Johansen 协整检验结果。从表中可知,仅五粮液和国窖在 5% 的显著水平上存在 1 个协整向量,其余品牌白酒的协整秩为零。这表明仅五粮液和国窖在各城市的价格存在长期关系,从而推测五粮液和国窖可能是全国性市场,其他品牌白酒可能是地方性市场。

表 6 白酒价格的 Johansen 协整检验结果

品牌	协整向量个数	特征值	迹统计量	5%临界值	p 值
五粮液	0 个 **	0.59	52.95	47.86	0.01
	至多 1 个	0.26	23.09	29.80	0.24
53 度茅台	0 个	0.43	43.34	47.86	0.12
38 度茅台	0 个	0.34	32.73	47.86	0.57
水井坊	0 个	0.31	31.51	47.86	0.64
剑南春	0 个	0.34	33.09	47.86	0.55
国窖	0 个 **	0.45	51.56	47.86	0.02
	至多 1 个	0.34	26.19	29.80	0.12
红花郎	0 个	0.38	38.34	47.86	0.29

资料来源:作者计算。

表 7 报告了通过面板协整检验的白酒品牌组合^①。可以看到:53 度茅台和五粮液在 1% 显著水平下存在强协整关系;五粮液和国窖也基本存在协整关系;水井坊、剑南春、国窖和红花郎两两之间存在协整;38 度茅台与其他所有品牌均无明显协整关系。综上分析,可以推知,五粮液和 53 度茅台可以构成一个市场,或者五粮液、53 度茅台和国窖可以构成一个市场;水井坊、剑南春、国窖和红花郎可以构成一个市场,38 度茅台单独构成一个市场。因此,面板协整检验的结果基本可以支持超高端白酒和高端白酒分属不同市场^②。

6. 自然实验法以及动态面板模型

自然实验法是利用市场外生因素造成的供求冲击,来检验商品价格对此反应是否具有的一致性和持续性,因此能很好地解决前述方法中“伪相关”、价格内生性等问题。样本期间,2012 年 12 月颁布的“禁酒令”属于外部突发事件,对高端品牌白酒行业产生了需求负冲击,打破了市场原有的平

① 面板协整检验的形式设定为,包含截距项和时间趋势项。根据 AIC 信息准则选取每个序列的最佳滞后阶数和前置阶数,并将 Bartlett kernel 窗宽设置为 $3(4 \times (T/100)^{2/9} \approx 3)$ 。

② 本文也选择了其他数值的滞后阶数、前置阶数和 Bartlett kernel 窗宽,检验结果基本相同,仍支持上文面板协整检验的结论。

表 7 通过面板协整检验的品牌组合

品牌组合	Gt	Ga	Pt	Pa
五粮液—53 度茅台	-3.06(-1.91)***	-20.66(-2.84)***	-6.42(-1.94)***	-19.06(-3.69)***
五粮液—国窖	-2.91(-1.51)*	-13.20(-0.39)	-6.59(-2.14)**	-13.59(-1.70)**
水井坊—剑南春	-3.28(-2.53)***	-20.97(-2.95)***	-7.03(-2.63)***	-21.42(-4.55)***
水井坊—国窖	-3.78(-3.89)***	-24.30(-4.04)***	-7.93(-3.67)***	-21.32(-4.52)***
水井坊—红花郎	-3.44(-2.95)***	-22.93(-3.59)***	-6.56(-2.10)**	-20.56(-4.24)***
剑南春—国窖	-3.53(-3.19)***	-13.60(-0.52)	-6.32(-1.82)**	-12.30(-1.23)
剑南春—红花郎	-2.40(-0.09)	-10.40(0.53)	-6.82(-2.40)***	-12.84(-1.43)**
国窖—红花郎	-2.87(-1.39)*	-12.17(-0.05)	-6.18(-1.67)**	-12.82(-1.42)*

注:①表中括号外为统计量的值,括号内为 Z 值;②表中***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平显著。
资料来源:作者计算。

衡,本文将之视为自然实验的窗口,以此观察各品牌白酒价格的变动,来判断哪些品牌可以视为同一相关市场^①。理论上,假定在禁酒令之前,高端品牌白酒市场之间存在某种均衡,各品牌白酒的价格也就存在某种均衡,且这种均衡反映了各品牌之间的竞争替代关系强弱。如果品牌 A 与品牌 B 之间具有强竞争替代关系,处于同一相关市场,那么在市场遭受外部需求负冲击时,这两个品牌应该受到同样影响,两者价格之间的均衡关系,即使稍有振动,在短期内也应与此冲击无关。如果品牌 A 与品牌 B 不处于同一相关市场,两者面对不同需求,外部引发的需求负冲击对这两个品牌产生的影响就会不同,在短期供给不变的情况下,两者市场价格的均衡会因此被打破。假设在冲击之前,品牌 A 的平均价格高于品牌 B。如果需求负冲击对品牌 A 造成的影响较大,品牌 A 的价格在短期内会相应下降,品牌 B 的价格并不会出现同样程度的下降,如此,这两个品牌价格之间的差距在冲击之后会明显缩小。

差异化产品价格之间的均衡关系可以是线性的,也可能是非线性的,是市场需求、产品竞争替代关系的函数。本文选择品牌价格间的差距作为价格均衡关系的度量^②。建立计量模型,品牌 A 和品牌 B 在城市 i 、时期 t 的价格为 p_{it}^A 和 p_{it}^B ,所对应的市场供需外生因素以 $(Z_{it}^A, Z_{it}^B, W_{it}^A, W_{it}^B)$ 来表示。令 α_{it} 表示城市 i 中,短期内不变但影响价格的各种供求要素所产生的综合固定效应,譬如当地的白酒文化,公务消费习惯,白酒生产成本、销售成本等。加入时间趋势 t ,以捕捉白酒价格的时间变化趋势,这样两品牌之间的价格均衡可用以下等式表示:

$$p_{it}^A - p_{it}^B = \alpha_{it} + \beta \cdot t + \theta \cdot \delta_t + g(Z_{it}^A, Z_{it}^B, W_{it}^A, W_{it}^B) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 δ_t 表示在 t 时期的外生需求冲击,例如禁酒令; $g(Z_{it}^A, Z_{it}^B, W_{it}^A, W_{it}^B)$ 表示其他影响价格的供需外生因素。当没有禁酒令时,价格均衡由当地市场固定效应 α_{it} 、时间趋势 t , 以及函数 $g(\cdot)$ 决定。当禁酒令发生, δ_t 满足严格外生性假定, $E(\varepsilon_{it}|\delta_t) = 0$ (条件 1), 且与其他需求供给的外生变量不相关, 这样也满足 $\text{cov}(\delta_t + g(Z_{it}^A, Z_{it}^B, W_{it}^A, W_{it}^B)) = 0$ (条件 2)^③。

基于条件 1 和条件 2, 令 $\omega_{it} = g(Z_{it}^A, Z_{it}^B, W_{it}^A, W_{it}^B) + \varepsilon_{it}$, 这样回归方程(1)写为:

- ① 此事件只能界定产品市场,不能对地域市场进行界定,除非能观察到各地区对禁酒令的执行存在差异。
- ② 事实上,可以通过对市场需求函数和企业之间竞争行为的假定建立模型。受篇幅所限,未能尽述。
- ③ 第二个条件是一个强假定。如果禁酒令的颁布跟宏观经济需求相关,就会使这一假定失败。考虑到该政策制定可能更多取决于当下中国的政治因素,本文认为这一假定仍然可行。

$$p_{it}^A - p_{it}^B = \alpha_{it} + \beta \cdot t + \theta \cdot \delta_i + \omega_{it} \quad (2)$$

(2)式中分析的重点在于 δ_i 的系数。条件1和条件2保证了 $E(\omega_{it}|\delta_i)=0$ 。从而,在获得 δ_i 的系数一致性无偏估计的前提下,为验证品牌A和品牌B是否可以判定属于同一相关市场,只需对 δ_i 的系数原假设 $\theta=0$ 进行判定。若两者属同一市场,负冲击不改变价格短期均衡,不能拒绝原假设,相对价格均衡跟没有发生冲击时无本质变化。反之, θ 将显著不为零,拒绝原假设。

所使用的数据 $n=4, T=44$,面板长度大于宽度,采用偏差纠正的长面板动态模型进行回归。本文样本有 $m=7$ 个品牌,考虑到各高端白酒的消费差异性,在不对(2)式各项系数进行限定的情况下,采取对这些品牌进行两两取差后,分别进行回归,表8给出结果。

可以看到,除38度茅台的表现有些特殊外,其余品牌的结果都比较合乎预期。53度茅台跟其他所有品牌白酒的冲击系数都显著为负,说明禁酒令所产生的冲击对53度茅台跟其他酒不对等,53度茅台与其他品牌酒的价格差距在禁酒令的影响下显著缩小。除国窖外,五粮液跟其他品牌白酒的冲击系数也显著为负,显示五粮液跟水井坊、红花郎、剑南春明显不在同一相关市场,而跟国窖可能在同一市场。此外,也发现国窖跟水井坊、红花郎、剑南春的冲击系数明显为负,而水井坊、红花郎、剑南春三者的冲击系数正负不显著。此外,这些没有显著性的系数估测值在数量上都大大小于那些显著性非常强的估测值,这佐证了原来的理论假设。以上结果显示,在禁酒令冲击下,53度茅台受到的影响似乎最大,其价格与其他品牌价格都大幅缩小,这说明53度茅台与其他品牌面对的不是同一市场,五粮液、国窖可能属于同一市场,水井坊、红花郎、剑南春三者则属于另一市场。38度茅台因其特殊性,在此尚无法判定。这里的结论与品牌间面板协整检验的结果类似,超高端白酒与其他高端白酒分属不同相关市场,区别在于自然实验法把茅台的独特地位“发掘”了出来。

表8 冲击系数 δ 的估计值

相对品牌	五粮液	国窖	水井坊	红花郎	剑南春	38度茅台
参照品牌						
53度茅台	-244.44*** (0.00)	-170.88*** (0.01)	-287.58*** (0.00)	-231.59*** (0.00)	-285.63*** (0.00)	-216.78*** (0.00)
五粮液	—	15.60 (0.59)	-128.67*** (0.00)	-68.88* (0.07)	-84.06*** (0.00)	7.22 (0.84)
国窖	—	—	-100.84*** (0.00)	-98.91** (0.01)	-100.35*** (0.00)	-7.57 (0.85)
水井坊	—	—	—	-22.94 (0.54)	-12.46 (0.66)	35.28 (0.34)
红花郎	—	—	—	—	10.54 (0.76)	58.42 (0.10)
剑南春	—	—	—	—	—	67.48* (0.09)

注:①这里只报告冲击系数的估测值。所有回归使用全样本,均控制了价格差的一阶滞后项,保留时间趋势,控制城市固定效应,采用Arellano-Bond差分GMM值作为初始值,标准差由自助法估测,括号为p值;②参照品牌指以此品牌价格为基础 p^A ,与相对品牌价格 p^B 的差作为价格均衡度量,再进行回归。

资料来源:作者计算。

四、市场界定方案的综合量化评价

针对产品市场界定在前述检验中出现不同结果,本文对此构建了一个量化评价体系,就每种检

验方法,对每种可能的产品市场界定方案给出评分,再综合所有方法的对应得分,确定最优的界定方案。前述分析发现超高端市场(I)包括53度茅台和五粮液,一般高端市场(II)包括其余品牌,其中国窖可能属于I,38度茅台既不属于I、也不属于II,53度茅台也可能独立于五粮液和国窖,单独为一个市场,这样一共有6种可能的界定方案。

表9列举了4种检验方法下,两种市场界定方案的评分矩阵。每种方案有两部分内容:市场I和II所包含的品牌,以及市场I与市场II的跨级相关。对应的矩阵元素则分别表示该方法对此要素的支持度和相邻市场的距离。支持度是市场内部经检验通过的品牌组合占所有可能组合的比率,支持度越大,说明所包括的品牌内部替代性强,界定越清晰。市场距离是相邻市场之间经检验通过的品牌组合占所有跨市场替代组合的比例,该值越小,说明市场I、II之间的品牌整体替代性弱,市场界定越稳定,反之则说明有相当比例的品牌存在跨级替代,市场界定不稳定。以相关系数法为例,该方法在方案一中对市场I的支持度为1,市场II的支持度为0.52,都强于方案二,市场I、II的整体距离在方案一为0.2,小于方案二0.28。表9对各项得分进行纵向加权加总,得出单项加权分,最后用总支持度除以总距离,得出该方案的综合得分。两种方案的比较可以看出,虽然对数比率法对方案二的支持度高,但是综合所有方法,方案一的清晰度和稳定性都要优于方案二。综合所有6种可能的方案的综合得分,所列出的方案一与方案二的得分最高^①。这样基本上看到53度茅台和五粮液可以视为超高端白酒市场,而其余品牌为高端白酒市场,国窖介于超高端与高端白酒之间。

表9 产品市场界定方案的综合评定

检验方法	方案一			方案二		
	茅53—五(I)	邻级相关	国/郎/水/剑/茅38(II)	茅53—五—国(I)	邻级相关	郎/水/剑/茅38(II)
相关系数	1.00	(0.20)	0.52	0.67	(0.28)	0.47
对数比率	0.40	(0.58)	0.60	0.53	(0.47)	0.57
面板协整	1.00	(0.10)	0.60	0.67	(0.25)	0.50
自然实验	0.00	(0.20)	0.90	0.33	(0.17)	1.00
单项加总	0.60	(0.27)	0.66	0.55	(0.29)	0.64
综合得分	4.65			4.05		

注:①单项加总给各种方法赋均等权重。②综合得分由清晰度总和除以邻级相关之和得出。③取递增权重,不改变结论。资料来源:作者整理。

类似地,本文对每个品牌的地域市场界定作了量化总结,首先计算出每种方法下对应品牌在所有样本城市的分析中通过检验的比例,作为支持全国性市场的证据,最后综合所有方法给出该品牌的得分。从表10可以看出,五粮液和国窖,综合支持度均大于70%,因此可以比较肯定地推测出这两者是全国性市场;53度茅台通过检验的比例为50%,可以在一定程度上认为是全国性市场;其余的品牌通过比例远低于50%,因此较肯定地推测出是地区性市场。

五、结语

本文以品牌白酒市场为例,使用相关市场界定所采用的价格检验法和白酒品牌—城市销售价格数据,对2013年茅台、五粮液垄断案引发出的反垄断市场界定问题进行分析。主要结论包括:从产品市场界定看,①超高端白酒53度茅台、五粮液基本上可视为同一反垄断相关产品市场,不过自然实验法发现53度茅台在其中地位卓然;②国窖、红花郎、水井坊、剑南春、38度茅台等高端酒属同一相关市场,但国窖较接近超高端;③品牌之间的替代性有地区差异。从地域市场界定看,①国窖、

① 排在第3位的方案是53度茅台单列,五粮液和国窖为一组,其余品牌为另一组,在均等权重下得分1.79。

表 10 地域市场界定的量化总结

检验方法	五粮液	53 度茅台	国窖	38 度茅台	水井坊	剑南春	红花郎
相关系数法	0.667	0.667	1.000	0.167	0.500	0.167	0.667
格兰杰检验	0.417	0.333	0.667	0.083	0.167	0.333	0.250
对数比率检验	1.000	1.000	0.500	1.000	1.000	0.500	0.667
个体协整检验	1.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
综合得分	0.771	0.500	0.792	0.313	0.417	0.250	0.396

注:取递增权重,不改变结论。

资料来源:作者整理。

五粮液为全国市场,53 度茅台也基本上是全国市场;②其余高端酒的地域性差异较明显。

本文的量化分析结果不仅对茅台、五粮液垄断案例提供了事后的经济学分析支持,对执法机构评估将来白酒行业中可能出现的垄断行为,比如滥用市场支配地位和企业兼并等,也具有参考价值。具体来说,上述结果给政府相关部门在 2013 茅台—五粮液一案提供了相关市场界定的证据支持。53 度茅台的卓然市场地位使得其定价行为对其他品牌白酒厂商具有重要意义,这意味着对中国品牌白酒市场,执法机构应当充分关注茅台的市场行为。如果将来白酒行业出现涉及一般高端白酒产品的排除、限制竞争行为,可以考虑前文的研究结论,即高端酒与超高端酒并不存在反垄断意义上的替代性;并且,这些行为所造成的福利损失会存在地区差异,需要进行个案分析。

此外,本文认为反垄断相关市场界定必须立足于对所涉及的行业、产品、市场格局充分了解的基础之上。在品牌白酒的案例中,白酒地域生产的不可移植性决定了其市场具有一定的地区垄断性,也形成了中国白酒消费特有的文化,故而对差异化品牌白酒产品的相关市场界定需要考虑地区差异。此外,中国白酒行业快速发展中的政府需求特征,使得传统的价格结合销量的需求替代弹性分析法,在中国白酒市场可能并不适用。至少在 2002—2012 年,由于占据高端白酒市场相当份额的政务消费存在着预算软约束以及特殊的品牌偏好,使得经济学上的常规理性消费需求替代弹性分析失效。因此,如果一味依赖品牌销量和价格数据估测需求函数,从而计算产品需求替代弹性来界定相关市场很可能会出错。事实上,要估测真实的品牌白酒需求替代弹性,研究者不仅要掌握各品牌白酒的价格和销量信息,也需要知道各品牌政务消费的比重。这些数据在实际中是非常难获得的。

最后,对于反垄断执法而言,相关市场界定作为并购等企业行为分析的起点,目的是为了帮助执法者对这些行为所产生的竞争效应进行清楚界定和准确分析。虽然价格检验法有诸多不足,在数据有限可得的情况下,本文使用各种不同的检验工具,深入挖掘数据信息,根据各种检验结果,对所有可能备选的市场界定方案进行量化评价,使不同方法的结果能够互为补充,最后还是可以对相关市场,甚至是竞争效应,做出较为准确判定的。

[参考文献]

- [1]黄坤,张昕竹.“可以获利”和“将会获利”:基于情景分析比较相关市场界定结果[J].中国工业经济,2013,(3):137-149.
- [2]曾晶.“锐邦诉强生”案的反垄断法分析[J].学术论坛,2014,(6):157-161.
- [3]Stigler, G. J., and R. A. Sherwin. The Extent of the Market [J]. Journal of Law and Economics, 1985,(30):123-147.
- [4]Audy, E., and C. Erutku. Price Tests to Define Markets: An Application to Wholesale Gasoline in Canada[J]. Journal of Industry, Competition and Trade, 2005,5(2):137-154.
- [5]Coe, P. J., and D. Krause. An Analysis of Price-based Tests of Antitrust Market Delineation [J]. Journal of

- Competition Law and Economics, 2008,4(4):983-1007.
- [6]Ardeni, P. G. Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices [J]. Agricultural & Applied Economics Association, 1989,71(3):661-669.
- [7]Walls, W. D. A Cointegration Rank Test of Market Linkages with an Application to the U.S. Natural Gas Industry[J]. Review of Industrial Organization, 1994,(9):181-191.
- [8]Forni, M. Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition [J]. American Law and Economics Review, 2004,6(2):441-464.
- [9]Boshoff, W. Stationarity Tests in Geographic Market Definition; An Application to South African Milk Markets [J]. South African Journal of Economics, 2007,75(1):52-65.
- [10]Baker, J. B. Why Price Correlations Do Not Define Antitrust Markets; On Econometric Algorithms for Market Definition[R]. Federal Trade Commission Working Papers, 1987.
- [11]Nieberding, J. The Role of Price Tests in Market Definition [R]. Horizontal Merger Guidelines Review Project: A Series of Five Joint FTC-DOJ Workshops—Comment, 2009.
- [12]余东华, 马路萌. 反垄断法执行中相关市场界定的临界损失分析——以雀巢—辉瑞案为例[J]. 中国工业经济, 2013,(7):121-133.
- [13]李虹. 相关市场理论与实践——反垄断中相关市场界定的经济学分析[M]. 北京: 商务印书馆, 2011.
- [14]Uri, N. D., J. Howell, and E. J. Rifkin. On Defining Geographic Markets [J]. Applied Economics, 1985, (17):959-977.
- [15]Elliott, G., and U.K. Muller. Efficient Tests for General Persistent Time Variation in Regression Coefficients[J]. Review of Economic Studies, 2006,(73):907-940.

Price Test in Defining Relevant Market—An Reexamination of Maotai and Wuliangye Monopoly Cases

TANG Ming-zhe¹, LIU Feng-bo², LIN Ping³

- (1. School of Economics of Shandong University, Jinan 250100, China;
2. Center for Industrial and Business Organization of DUFU, Dalian 116025, China;
3. Department of Economics of Lingnan University, HongKong, China)

Abstract: Defining relevant market is an important step in anti-monopoly enforcement. During the six years enforcement of China's Anti-Monopoly Law, the enforcement agencies have encountered difficulties in defining relevant market. Price test based on law of one price is an important method in defining relevant market. Although being criticized, price test serves as a good starting point and often provides useful information when combined with other methods such as SSNIP tests for antitrust analysis, because it requires very small amount of data and is easy to implement. In this study we apply price tests to a monthly price panel data of seven China's branded domestic liquors from four cities between 2010 and 2013, and to delineate both the relevant product market and the relevant geographic market. We employ a range of test methods such as price correlation test, Grange-causality test, unit root test, cointegration test and natural experiment and take into account the panel features of the data. By aggregating all test results throughout a quantitative analytical framework, we reach a conclusion that the high-end branded liquors should be considered as one relevant market, and for these topline branded liquors its geographic market can be nationwide whereas for other brands the geographic market is narrower. Our study also provides some empirical evidence in support of a recent antitrust case launched by Chinese antitrust regulators against Maotai and Wuliangye, two topline branded liquor makers in China.

Key Words: relevant market definition; price tests; Maotai and Wuliangye monopoly cases

JEL Classification: C3 L44 L13

〔责任编辑:王燕梅〕