

## 市场竞争与中国民航机票定价

徐 舒 李 涵 甘 犁\*

**摘 要** 我国民航业在过去 10 年中经历了一系列放开价格管制和准入机制的改革。本文通过对市场结构和机票价格的实证分析检验了这些改革措施的效果。基于价格面板数据的分析结果显示,在竞争更激烈的航线上机票的平均价格水平更低。同时,依然处于垄断经营状态下的航线机票价格较高,且观测到的溢价幅度明显。这些证据都表明我国对民航业的改革措施已经取得了实际效果,竞争机制的引入有效地降低了机票价格水平。

**关键词** 民航业, 竞争, 定价

### 一、引 言

我国的民航客运业在近年来取得了长足发展。民航总局统计资料显示,2007 年我国民航业旅客运输量约为 3.88 亿人次,与 2006 年相比增长了 16.8%,而这一指标在 2000 年约为 0.7 亿人次。从 2001 年到 2005 年的“十一五”规划期间,我国民航业固定资产投资总额达 947 亿元,新增 21 个机场,并扩建了一批大机场。

随着我国社会主义市场经济体制的不断完善,为推动我国民航市场的进一步发展,我国民航业经历了一系列市场化改革。改革措施主要集中在行业重组与放开票价管制。最近的一次行业重组发生在 2002 年,国家民航总局对直属的九家航空公司按照政企分离的原则进行联合重组,形成三大航空集团<sup>1</sup>,同时也按照属地管理的原则对 90 个机场进行了属地化管理改革。在重组完成以后,改革的核心集中到了放开民航机票价格的管制上。国家民航总局于 2004 年出台了《民航国内航空运输价格改革方案》,允许各航空公司在一定价格幅度内自主定价。该方案的出台也标志着我国民航业向市场化定价机制转变的开始。

\* 徐舒、李涵,西南财经大学经济与管理研究院。甘犁,西南财经大学、Texas A&M University。通信作者及地址:李涵,西南财经大学经济与管理研究院,610074;电话:13980540874;E-mail: hli@swufe.edu.cn。本文受西南财经大学“211 工程”三期建设项目资助。感谢两位匿名审稿人的宝贵意见,其对文章的完善和改进起到了非常重要的作用。文责自负。

<sup>1</sup> 即中国航空、东方航空和南方航空。

尽管从经济学的角度来看,进行行业重组并允许价格在一定范围内自由浮动有助于引入竞争机制而降低市场平均价格,但在我国民航市场上,这个结果并非显而易见。主要有以下两个原因:(1)虽然我国在2004年公布了《民航国内航空运输价格改革方案》,但是在这之后,由于航油价格的上涨极大地削弱了航空公司的盈利能力,加上航空公司间的价格竞争造成了一定程度的市场混乱,民航总局又不得不通过“价格协调”等方式再次干预市场价格。(2)此后,航空公司间存在隐性价格联盟的说法开始广为流传。从2005年至今,关于这方面的各种报道也相继现于网络媒体。虽然价格联盟的力度时强时弱,其间也不乏价格联盟的违规者,但价格联盟的存在并于许多航线发挥了限价作用的事实却是不容置疑的。这使我国民航市场的竞争状况变得更加模糊。

基于上述原因,本文旨在通过检验我国民航业市场结构对机票价格的影响来评估相关市场化举措的实际效果。在我国民航市场上,不同航线间由于市场准入的原因使得市场集中程度存在着明显差异。如果市场化改革的确起到了应有效果,在竞争更加激烈的航线上,平均票价也会相应较低。为了验证这一点,我们连续37天跟踪收集了随机抽取的110条航线上全部航班的每日机票报价,共有26751个航班观察值。通过定量研究后发现:在我国民航运输市场上,市场竞争对价格有着显著的影响。在不同航线之间,衡量市场集中程度的赫芬达尔指数(HHI)每下降1%,市场相对价格约下降0.23%—0.3%。同时,在仍然存在着垄断和双寡头的航线上,机票价格相对较高,其溢价幅度分别高达67.7%和30.5%。这些实证结果说明,我国民航业放宽价格管制和引入竞争机制的政策的确起到了实际效果。本文的研究结果为我国进一步深化民航业改革提供了依据。

目前国内还没有利用行业数据,直接对市场竞争、市场结构与市场价格之间的关系进行的定量研究。与本文较为相关的文献是王皓和周黎安(2007)的研究,他们利用2002—2004年的数据,对我国轿车市场的价格演化进行了研究,发现2004年上半年汽车行业呈现内资集团价格战的特征,并且在价格战前后,合谋集团有明显的变化,但他们并没有直接检验市场竞争结构变化对市场价格产生的影响。

国外学者对市场竞争与价格这个问题的探讨从20世纪80年代开始兴起。主要研究集中在利用市场数据,如价格、市场份额等,通过适当的计量方法推断市场结构,即某一特定市场是一个竞争性市场还是一个合谋垄断市场。Bresnahan(1987)研究了1955年供给冲击后美国汽车市场的竞争、合谋以及对市场价格产生的影响,认为1955年美国汽车行业间隐性合谋(tacit collusion)的破裂以及由此引发的价格战,能较好地解释1954—1955年间美国汽车市场出现的一系列异常市场现象。Geroski(1988)对产业经济学中用于检验市场结构的实证方法进行了回顾,并讨论了利用行业内数据与行业间数据进行估计的异同。Schmalensee(1989)认为基于截面数据的分析不能得到

一致的结构参数，但能发现一些程式化的影响因素 (stylized facts)，以此来引导理论构建，并针对特定行业进行了深入分析。Borenstein and Rose (1994) 研究了市场结构以及其他相关因素对美国航空市场价格的影响。本文在考察市场结构对市场价格的影响时，借鉴了 Borenstein and Rose (1994) 的思路，对不同市场情况进行了区分。

文章剩余部分的结构安排如下：第二部分简要回顾了我国民航票价管理的演变历程与行业结构现状；第三部分阐述理论模型；第四部分详细说明了实证分析的方法与模型；第五部分是对实证结果的说明；最后是总结。

## 二、我国民航票价管理的历史演变与行业结构现状

### (一) 我国民航票价管理的历史演变

我国民航票价的管理经历了一个从政府定价到政府指导价，从严格管制到逐步放开的过程。

1992年以前，我国国内航线旅客票价由国家物价局会同民航总局管理，采用国家定价管理办法。1992年，国务院召开有关会议确定允许航空公司票价上下浮动10%。1996年3月1日至今，根据《民用航空法》和《价格法》，明确了为以民航总局为主，实施政府指导价的国内民航机票价格管理形式。

1997年7月起，我国开始实行境内和境外旅客乘坐国内航班同价政策。当年11月，民航总局推出“一种票价、多种折扣”的政策。此后一段时间，各航空公司竞相推出低折扣机票，市场定价机制一时呈现较为混乱的局面。为规范市场秩序，原国家计委、民航总局于1999年2月1日联合发文，规定各航空公司票价按国家公布价销售，不得滥用折扣。

2000年，民航总局决定，以海南联营航线为试点，实行旅游团队优惠票价。自当年10月1日起，放松对支线票价的管理，实行最高限价管理，最高票价不得超过公布票价的10%。限价内具体票价由航空公司自行确定，并报民航总局备案。自2001年11月5日起，对国内航线实施“燃油加价”政策，允许航空公司票价最大上浮15%，单程不超过150元。同时建立票价与油价联动机制，当国内航油价格变动10%时，允许航空公司票价最多可变动3%。2002年，民航总局决定对国内航线（港、澳航线除外）团体票价试行幅度管理，即团体票价最低折扣率可根据购票时限、航程性质、人数不同而有所区别。

2004年4月20日，《民航国内航空运输价格改革方案》公布（下称《价格改革方案》），这是实施至今的国内民航价格管理办法。<sup>2</sup> 方案规定，以调整

<sup>2</sup> 民航总局原计划于2007年进一步推进价格改革，修订《国内航空运输价格改革方案》，取消最低折扣的限制，并出台《国内航线明码标价管理办法》。但由于种种原因，这两项措施目前还未正式落实。

后的平均每人每公里 0.75 元作为国内各航线基准价,允许航空运输企业在境内外销售国内航线客票时,以基准价为基础,在上浮 25%、下浮 40% 的幅度内确定具体价格。据民航总局测算,将最大下浮幅度设定为 45%,最低销售票价为每客每公里 0.45 元,航空公司可以实现保本经营。

2005 年年初,国家民航总局《公共航空运输企业经营许可规定》施行,鼓励国内外资本投资中国民航业;7 月,《国内投资民用航空业规定》颁行,进一步向民营资本敞开大门。当年 12 月中旬,国内十余家民营航空公司纷纷筹组,使 2005 年成为所谓的民营航空之年。

2004 年《价格改革方案》的公布可以视为我国航空运输业鼓励竞争、向市场化定价机制转变的开始。但是,这个转型过程并非一帆风顺。在之后的几年内,各航空公司在实际运营过程中并未遵守《价格改革方案》的规定,二折、三折的机票频频出现。而民航总局也从 2005 年开始,陆续实行一系列调控措施,其中包括完善价格协调机制、调整机票代理佣金等。另一方面,激烈的价格竞争加上国际航油价格上涨,使航空公司的利润空间不断缩小。航空公司之间开始出现隐性价格联盟,几家航空公司通过协商的方式规定了某条航线的最低机票“保护价格”,并力图通过扩大价格联盟范围的方式来实现间接提价。<sup>3</sup>由此,我国民航业进入了竞争与“协调”相互作用、市场类型难以界定的时期,并持续至今。

## (二) 我国民航业的行业现状

从 2002 年民航总局对九大航空公司进行行业重组至今,我国航空业主要由中国航空(中航集团)、东方航空(东航集团)和南方航空(南航集团)三大国有航空公司占据市场主导地位。三大国有航空集团公司拥有绝大多数的市场份额,并且在不同省(市)的细分市场上拥有不同的市场领导地位。中国航空的主要服务航线集中在浙江、上海、北京、天津、河北、内蒙以及西部四川、重庆和贵州地区;南方航空的主要服务航线集中在新疆、福建、广西、湖南、湖北以及我国的东三省;东方航空的主要服务航线则集中在云南、山东、江苏、江西、安徽以及除新疆外的西北地区。

除三大国有航空公司外,地方航空公司也积极通过资本运作不断壮大自身规模,在我国民航市场上占据一席之地。目前,我国主要的地方航空公司有海南航空、四川航空、山东航空、厦门航空、深圳航空以及上海航空。<sup>4</sup>在我国

<sup>3</sup> 从博弈的角度来说,缺乏惩罚机制的价格联盟不能构成一个稳定的均衡。但由于国内机票的销售都是通过中航信的销售系统统一管理的,如果哪个航空公司违犯价格联盟,其他航空公司便可联手中航信,让各大机票代售点不再出售这个“违规”企业的机票。这种惩戒措施显然是有效的,也为价格联盟提供了赖以生存的空间。

<sup>4</sup> 在 2009 年 7 月 13 日,上海航空已经和东方航空合并;中国航空也在 2010 年 3 月 21 日通过注资获得深圳航空 51% 的股权。

航空市场上最为弱小的是 2005 年后成立的民营航空公司，主要有吉祥航空、鹰联航空、祥鹏航空和联合航空等。它们的规模和航班数目非常有限，往往只能通过较低的价格吸引顾客，目前在我国航空市场上还处于挣扎求存的状态。

自 2002 年我国航空业重组后，除了价格管理体制的放开，航空公司在航线选择、航班设计等方面也获得了更大的自由。在市场准入机制方面，决定方式也由“综合计划、多方协调”转变为以市场为主导的申请许可。市场准入机制与市场进入成本密切相关，因此在很大程度上决定了市场集中度，也就是特定市场的竞争水平。在自由进入的市场，市场集中度与市场价格一样，是均衡的结果，因此相对于价格是内生的，这会带来回归估计的偏误。虽然在我国航空市场上还很难界定准入机制的市场化程度，但仍然必须在回归估计中考虑可能出现的内生性问题，这在下文的实证部分会有进一步讨论。<sup>5</sup>

### 三、理论模型

#### (一) 对称企业条件下的市场均衡

由于在特定时间、特定航线上的航班可以视为同质产品，这使得本文可以使用传统的寡头模型来解释航空市场的竞争情况。考虑一个有  $n$  家企业参与的古诺模型。记  $\Pi^i$  为市场中第  $i$  家企业的利润函数，可以将  $\Pi^i$  表示为

$$\Pi^i(Q) = q_i p(Q) - C_i(q_i), \quad (1)$$

其中  $q_i$  是企业  $i$  的产量， $Q \equiv q_1 + q_2 + \dots + q_n = \sum_{i=1}^n q_i$  为市场中所有企业的产量之和，市场均衡价格  $p$  由总供给  $Q$  决定。 $C_i(q_i)$  是企业  $i$  的生产成本，是产量  $q_i$  的函数。市场中的企业以利润最大化为目标，这样，对 (1) 式求导并令其为零可以得到如下—阶条件：

$$\partial \Pi^i / \partial q_i = p(Q) + q_i \cdot p'(Q) - C'_i(q_i) = 0. \quad (2)$$

为简化分析，进一步假设反需求函数  $p(Q)$  与成本函数  $c_i(q_i)$  为线性函数，并且各企业的边际成本相同，为常数  $c$ ，即

$$p(Q) = \alpha - \beta Q = \alpha - \beta \cdot \sum_{i=1}^n q_i, \quad (3)$$

$$C_i(q_i) = c \cdot q_i. \quad (4)$$

将 (3) 式与 (4) 式代入 (2) 式，可以解得

$$q_i = (\alpha - c - \beta \cdot Q_{-i}) / 2\beta = (\alpha - c) / \beta - Q, \quad (5)$$

其中  $Q_{-i} = \sum_{j \neq i} q_j$ ，为市场中除企业  $i$  外所有其他企业的产量之和。

<sup>5</sup> 我们非常感谢一位匿名审稿人指出这一点。

在市场中的企业是对称的情况下，各家企业的产量相等。即  $q_1 = q_2 = \dots = q_n = q$ ，所以  $Q = nq$ 。此时可以很容易地解出市场均衡产量为

$$q = \frac{\alpha - c}{(n+1)\beta}, \quad (6)$$

市场的均衡价格为

$$p = \alpha - \beta nq = \alpha - \beta \frac{n(\alpha - c)}{(n+1)\beta} = c + \frac{\alpha - c}{(n+1)}, \quad (7)$$

企业的利润为

$$\Pi = \frac{(\alpha - c)^2}{(n+1)^2 \beta}. \quad (8)$$

显然，在市场竞争的情况下，企业的均衡产出、价格以及利润都是企业数量的单调减函数。并且当  $n \rightarrow \infty$  时，有

$$Q = nq = \frac{n(\alpha - c)}{(n+1)\beta} \rightarrow \frac{(\alpha - c)}{\beta},$$

$$p = c + \frac{\alpha - c}{(n+1)} \rightarrow c.$$

这是一个完全竞争市场的结果。一方面市场价格等于边际成本，企业的经济利润为零；另一方面市场的总产量与企业个数无关，单个企业的产量不能影响市场的整体产出，也就无法影响市场价格。

## (二) 非对称企业条件下利润与市场集中度的关系

在企业非对称条件下，虽然不能直接得到利润与企业数量之间的关系，但是仍然可以推导出企业利润与市场竞争程度之间的关系。假设企业的边际成本为常数，即  $C_i(q_i) = c_i q_i$ 。并定义市场总利润为  $\Pi \equiv \sum_{i=1}^n \Pi^i$ ，可以得到

$$\Pi \equiv \sum_{i=1}^n (p - c_i) q_i = \sum_{i=1}^n \frac{(p - c_i)}{p} p q_i. \quad (9)$$

在利润最大化条件下，由 (2) 式可得  $p - c_i = -q_i \cdot p'$ ，又因为  $p' = \partial p / \partial q_i = \partial p / \partial Q$ ，代入 (9) 式得到

$$\begin{aligned} \Pi &= \sum_{i=1}^n -\frac{q_i \cdot p'}{p} p q_i = \sum_{i=1}^n -\frac{q_i}{Q} \cdot \frac{\partial p}{\partial Q} \frac{Q}{p} p q_i = \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_i}{\epsilon} p q_i, \\ &= \frac{p}{\epsilon} \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i = \frac{p}{\epsilon} \sum_{i=1}^n \alpha_i Q \alpha_i = \frac{pQ}{\epsilon} \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \right), \end{aligned} \quad (10)$$

其中， $\alpha_i = q_i / Q$  是企业的市场占有率或市场份额， $\epsilon = -(\partial Q / \partial p)(p / Q)$  是市场的需求弹性。 $\sum_{i=1}^n \alpha_i^2$  就是通常所说的赫芬达尔指数 (Herfindahl index)，是市场份额的平方和，衡量了市场竞争的激烈程度。赫芬达尔指数的取值在 0—1 之间，指数数值越大，表明市场的竞争程度越低。举例来说，当市场中只有一

家企业时，赫芬达尔指数为 1。若市场中有两家企业，每家企业的市场份额都为 50% 时，赫芬达尔指数为  $0.5^2 + 0.5^2 = 0.5$ ；如果其中一家企业的市场份额为 90%，另一家为 10%，计算出的赫芬达尔指数为  $0.9^2 + 0.1^2 = 0.82$ 。显然，在第一种情况下，市场的竞争程度更高。

对本文研究的民航企业而言，产生的主要成本是工人的工资和燃油成本。由于各个公司面临的国际航油市场价格是一致的，工资差别也不大，由此假设各航空公司间的边际成本相同是合理的，即  $c_1 = c_2 = \dots = c_n = c$ 。因此有

$$\Pi^i = (p - c)q_i \Rightarrow \Pi = \sum_{i=1}^n (p - c)q_i = (p - c)Q. \quad (11)$$

不失一般性，假设  $c = \theta p$ ， $\theta \in (0, 1)$ 。则有

$$\Pi = (p - c)Q = (1 - \theta)pQ. \quad (12)$$

将 (12) 式代入 (10) 式，消去  $pQ$  项，进行简单变化得到

$$(1 - \theta)\epsilon = \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \right). \quad (13)$$

根据市场需求弹性的定义， $\epsilon = -(\partial Q / \partial p)(p / Q)$ 。将该定义式代入 (13) 式整理得到

$$p = [(Q / (1 - \theta))(-\partial p / \partial Q)] \cdot \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \right) = k \cdot \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \right), \quad (14)$$

其中  $k = (Q / (1 - \theta))(-\partial p / \partial Q) > 0$ 。

这样，我们就建立了市场价格与赫芬达尔指数之间的关系。即在市场竞争的情况下，市场价格与赫芬达尔指数正相关。显然，如果各航空公司间的“价格联盟”在市场中占有主导地位，各航空公司可以看做一个垄断寡头，此时赫芬达尔指数恒等于 1，市场价格与赫芬达尔指数之间的正相关关系便不再存在。这样，通过检验市场价格与赫芬达尔指数之间的关系，便可以得到我国民航市场不同航线间的竞争程度是否影响市场价格的结论。

综上所述，本文拟检验的假说如下：

(1) 如果竞争机制有效，给定其他条件，市场价格与赫芬达尔指数呈正相关关系。

(2) 市场结构会对市场价格产生影响，并且在垄断市场上有显著的溢价效应。

## 四、数据与计量模型

### (一) 数据来源与结构

如文章第三部分所述，要检验不同航线上市场价格与市场竞争程度之间的关系，需要先确定样本内的航线，然后收集不同航线的平均价格和其他相关控制变量，并通过航线上各航空公司的市场份额计算衡量该航线竞争程度

的赫芬达尔指数。

我们首先采用配对随机抽样的方式得到我们需要的始发与终点城市的组合,并把两个城市共同构成的一条航线定义为一个市场。但是,由于我国城市众多,而航线覆盖率还不高,如果采用全国城市间的随机两两组合,会得到许多没有航班的城市组合。为了避免这种情况的发生并保证抽样的有效性,我们首先根据各个城市机场的吞吐量对各个城市进行排序<sup>6</sup>,并保留了排名前5的所有城市,然后在排名5—20的城市中随机抽取了5个城市,再由排名20以后的城市中随机抽取5个城市,总共是15个城市,进行两两排列组合。共得到110种组合,也就构成了110个相互独立的市场。航线城市的空间分布如图1所示。



图1 航线城市分布图

对于一个给定的航线(市场),我们以2007年7月12日为起飞时间<sup>7</sup>,通过旅行社的数据终端,收集了从2007年6月5日开始到起飞前一日共37天,所有航空公司不同航班每天的机票报价情况。在我们抽中的110条航线中,每天的航班总数是723,这样我们共有 $723 \times 37 = 26751$ 个观测。这个丰富的数据集包含了既定航线上所有航班的各种信息。包括每个航班的所属公司、该航班的航班号、航班的起飞时间、降落时间以及中途是否经停。更重要的是,数据中还包括了飞机型号,如B737、A320等,以及各个航班所提

<sup>6</sup> 各城市机场吞吐量数据来自民航总局网站(www.caac.gov.cn)。顺带一提的是,我国客运吞吐量排名前5位的机场占到全国航空总客运吞吐量的42%。

<sup>7</sup> 选择7月12日的一个原因是该日为周四,避免了周末或者节假日效应带来的旺盛需求,使实证结果产生偏差。



供的机票价格以及折扣信息。与前文的描述一致，在我们的数据中，中国航空、南方航空和东方航空三大国有航空公司的航班占总航班的 63.89%，而民营航空公司的总市场份额不到 2%。另外，不同航线的平均日航班数量也存在很大差别，排名前三位的航线分别是上海（包括虹桥与浦东两个机场）—北京（61）、上海—广州（25）和上海—深圳（24）；与此同时，有 8.16% 的航线平均日航班数少于或等于 2。除上述信息外，我们还通过查阅城市统计年鉴，得到了不同航线上各个城市的人口、人均 GDP 等信息，并计算出既定航线的城市平均人口以及城市平均人均 GDP。<sup>8</sup>

表 1 给出了各航空公司的观测值在样本中的分布。可以看出，三大国有航空公司占全部样本的 63.89%，将近 2/3；地方航空公司在样本内的比例为 34.87%；而民营航空公司的样本观测比例仅为 1%。上述样本分布与各类航空公司的实际市场份额较为一致。在我们的数据中，国有航空公司与地方航空公司的市场份额之比为 1.83 : 1。而根据《从统计看民航 2005》的数据，三大国有航空公司与六大地方航空公司的市场份额之比约为 2.12 : 1，两者比较接近。这表明本文的研究样本是具有代表性的。

表 1 样本中航空公司的分布

航空公司名称	样本量	百分比%	累计百分比%
三大国有航空公司			
东方航空	4 840	18.34	18.34
中国航空	5 286	20.03	38.37
南方航空	6 733	25.52	63.89
地方航空公司			
海南航空	2 034	7.71	71.60
上海航空	2 146	8.13	79.73
深圳航空	1 244	4.71	84.44
四川航空	1 292	4.90	89.34
厦门航空	2 264	8.58	97.92
山东航空	221	0.84	98.76
民营航空公司			
祥鹏航空	73	0.28	99.04
鹰联航空	74	0.28	99.32
吉祥航空	143	0.54	99.86
联合航空	37	0.14	100

## （二）变量定义及计算

在本文研究的问题中，最重要的两个变量是机票价格以及市场的赫芬达

<sup>8</sup> 我们分别采用了算术平均和几何平均两种计算方法，实际回归结果表明两种计算方法得到的结论十分类似，下文报告的是采用算术平均计算的结果。

尔指数。由于不同航班在每一天都会提供不同折扣的票价，我们将最低折扣价作为当天的实际交易价格，这里剔除了头等舱和商务舱的价格，只考虑经济舱的价格。但是，两个城市间的机票绝对价格除了受到市场需求和市场结构的影响，还受到航线城市间物价水平的影响。由于我国的机票报价是在固定基准价格上提供折扣，并且我们的数据中提供了完整的折扣信息，这使得我们可以采用以基准价格为标准的相对价格来代替绝对价格，从而克服量纲的影响，使结果更为准确。<sup>9</sup>下文所提到的价格指的都是相对价格。在特定航线上，将市场上所有航班提供的最低折扣价格进行平均，并将得到的平均交易价格定义为该市场在特定时刻的市场价格，记为“avgmnp”。这里需要注意的是，经过平均价格的计算后，剩余样本数为110（航线）×37（时间）=4070，扣除各变量中存在的缺失值<sup>10</sup>，实际有效样本为3592。

对于另一个重要的变量赫芬达尔指数，我们具体通过如下方式计算：首先，在给定航线内，通过查询并加总各航班飞机的座位数，我们可以得到该航线上所有飞机的座位数之和，而这也即是该市场的总容量；其次，我们按照不同航空公司分别计算出其在该航线内提供的各航班座位总数；再次，将各航空公司提供的座位总数除以特定航线的总座位数，得到在不同航线上的各航空公司的市场份额；最后，按照赫芬达尔指数的计算公式，在既定航线上计算各航空公司的市场份额的平方和，就得到该市场的赫芬达尔指数，记为“hhi”。

除了市场需求、市场结构和物价水平，显然两城市间的机票价格还受到诸多其他因素的影响，必须在回归分析中加以控制。其中包括：（1）城市经济发展水平。城市经济发展水平会影响市场需求，从而影响机票价格。本文采用航线城市间平均人均GDP的对数作为城市经济发展水平的测度，记为“lngdppc”。（2）城市间其他交通手段的价格，主要是火车票价格。由于火车与飞机可以视为替代品，其价格越高，机票价格也越高。本文采用城市间火车的平均硬卧价格来衡量火车票价格水平<sup>11</sup>，记为“lntrainfee”。（3）飞机的起飞时间。多数乘客对航班时间有明显的偏好，过早或过晚起飞的航班不利于乘客的出行安排，因此往往价格较低。本文计算了航线中早于9:00点起飞的航班比例（early-ratio）和晚于21:00起飞的航班比例（late-ratio），以控制不同航线由于飞机起飞时间不同而引起的价格差异。

为了进一步明确市场结构对价格的影响，参考 Borenstein and Rose

<sup>9</sup> 使用相对价格的另一个好处是克服了航线距离的影响。具体而言：相对价格=实际价格/(单价×距离)，因此有： $\ln(\text{相对价格})=\ln(\text{实际价格})-\ln(\text{单价})-\ln(\text{距离})$ 。

<sup>10</sup> 缺失值主要来自航线价格。例如，广州和深圳、福州和厦门以及杭州与上海之间由于地理距离接近而没有航班存在，因此也就没有价格数据。

<sup>11</sup> 与飞机相对价格的定义保持一致，这里的价格指的是单位距离的火车票价。我们也尝试采用火车硬座价格作为火车票价格水平的测度，其回归结果和采用硬卧价格非常相似。

(1994), 我们还定义并计算了如下变量:

monopoly——如果一个市场(航线)是垄断市场, 该变量取值为1, 否则为0。垄断定义为在某个市场上, 有一家企业的市场份额在90%以上。

duopoly——如果一个市场(航线)是双寡头市场, 该变量取值为1, 否则为0。双寡头市场定义为在某个市场上, 有两家企业的市场份额之和在90%以上, 并且排除垄断的情形。

largecpy——如果一个市场(航线)至少包括一家大型航空公司, 该变量取值为1, 否则为0。大型航空公司包括东方航空、南方航空以及国际航空。

smallcpy——如果一个市场(航线)至少包括一家民营航空公司, 该变量取值为1, 否则为0。在我们的数据中, 民营航空公司包括联合航空、鹰联航空、吉祥航空以及祥鹏航空。

lntseat——表明市场供给总容量(capacity)水平的大小, 定义为该市场上所有航班座位之和的对数。

此外, 由于我们的样本所属期7月12日是暑期旅游的高峰时期, 我们定义了如下变量来控制城市的旅游特征。

tourist——如果一个市场(航线)的出发城市和到达城市, 都是旅游热点城市, 该变量取值为1, 否则为0。旅游热点城市的界定以该城市是否出现在国家旅游局的城市旅游统计中为标准。

tourist1——如果一个市场(航线)的出发城市是旅游热点城市, 该变量取值为1, 否则为0。

tourist2——如果一个市场(航线)的到达城市是旅游热点城市, 该变量取值为1, 否则为0。

表2给出了主要变量的描述统计。可以看到, 平均相对价格(avgmrp)的均值较大, 为0.8, 而标准差相对较小, 相对于《民航国内航空运输价格改革方案》规定的5.5折的下限, 航空公司提供的折扣力度并不是很大。另一方面, 在数据中也确实出现了较低折扣的情况, 最低折扣为0.35。衡量市场竞争程度的hhi在不同航线间有很大的不同, 这为下面的模型识别提供了良好依据。同时, 有16.3%的航线为垄断市场, 有30%的航线是双寡头市场, 说明我国民航业开放竞争的程度, 至少从数据上看, 还不是很强, 有接近一半的市场处于垄断或双寡头的市场结构中。所有上述指标都表明, 不能简单地通过数据描述, 来判断我国的航空运输业的竞争程度, 而需要进一步的定量分析来得到相关的结论。

表 2 指标的描述统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	样本个数
avgmrp	0.804	0.142	0.350	1	3592
hhi	0.457	0.273	0.161	1	4070
monopoly	0.163	0.369	0	1	3708
duopoly	0.301	0.459	0	1	3708
largecpy	0.896	0.306	0	1	3709
smallcpy	0.078	0.269	0	1	3709
early-ratio	0.135	0.196	0	1	4070
late-ratio	0.199	0.321	0	1	4070
tourist	0.709	0.454	0	1	4070
tourist1	0.864	0.343	0	1	4070
tourist2	0.836	0.370	0	1	4070
Intseat	6.586	1.056	3.466	9.729	3708
Intrainfee	-1.637	0.325	-3.380	-0.687	4070
lnexflight	5.381	1.076	1.792	6.753	4070
lnpop	6.509	0.620	4.539	7.718	4033
lngdppc	10.542	0.509	9.346	11.804	4070
lnfreight	5.361	0.849	2.839	6.962	4070

注:lnexflight 是由该航线始发城市出发,扣除到该航线目的地的航班数后,到全国各地的航班总数;lnpop 是航线城市间平均人口的对数;lnfreight 为航线城市间平均货运吞吐量的对数。

### (三) 计量模型

根据第二部分的理论分析,同时为了避免变量纲的影响,我们建立如下双对数回归模型:

$$\ln \text{avgmrp} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{hhi} + \beta_2 \text{Intseat} + X\beta + e,$$

其中 Intseat 是该航线上所有航班的总座位数,用以衡量该市场的供给总容量。 $X$  是影响市场价格的其他因素, $e$  是模型的误差项。如果市场竞争有效,系数  $\beta_1$  应该显著为正。也即意味着市场集中度 (market concentration) 越小的市场,相对机票价格也越低。从我们的数据结构出发,具体的回归模型形式设定如下:

$$\begin{aligned} \ln \text{avgmrp}_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{hhi}_i + \beta_2 \text{Intseat}_i + \beta_3 \ln \text{gdppc}_i \\ & + \beta_4 \ln \text{trainfee}_i + \beta_5 \text{tourist}_i + \beta_6 \text{tourist1}_i + \beta_7 \text{tourist2}_i \\ & + \beta_8 \text{largecpy}_i + \beta_9 \text{smallcpy}_i + \beta_{10} \text{early-ratio}_i \\ & + \beta_{11} \text{late-ratio}_i + u_i + v_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (15)$$

其中 Intseat 衡量了市场容量对价格的影响; $u_i$  是时间效应,代表价格的动态变化特征; $v_i$  是航线效应,反映不同航线的差异, $\varepsilon_{it}$  是方程的误差项。我们视时间效应  $u_i$  为固定效应,航线效应  $v_i$  为随机效应,并利用 White 异方差一致

估计进行回归方程的拟合。<sup>12</sup>

(15) 式中,  $\ln hhi$  可以视为对市场竞争程度的连续性测度, 根据 Borenstein and Rose (1994) 的建议, 我们还可以采用离散化的测度来研究不同市场结构对价格的影响。新的回归方程如下:

$$\begin{aligned} \ln \text{avgmrp}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{monopoly}_i + \beta_2 \text{duopoly}_i + \beta_3 \text{Intseat}_i + \beta_4 \text{lngdppc}_i \\ & + \beta_5 \text{Intrainfee}_i + \beta_6 \text{tourist}_i + \beta_7 \text{tourist1}_i + \beta_8 \text{tourist2}_i \\ & + \beta_9 \text{largecpy}_i + \beta_{10} \text{smallcpy}_i + \beta_{11} \text{early-ratio}_i + \beta_{12} \text{late-ratio}_i \\ & + u_i + v_i + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (16)$$

其中  $\text{monopoly}$  与  $\text{duopoly}$  分别是垄断市场与双寡头市场的标识变量 (dummy variable), 同时也是市场竞争程度的离散化测度。其系数  $\beta_1$  与  $\beta_2$  分别用以测度两种市场类型相对于竞争型市场的溢价。依据经济学理论, 如果竞争有效的话, 上述两种市场中机票的相对价格要更高, 且垄断市场的机票溢价要大于双寡头市场。也就是说, 我们会观察到  $\beta_1$  与  $\beta_2$  都将显著为正, 且  $\beta_1 > \beta_2$ 。

估计 (15) 式与 (16) 式需要考虑的另一个问题是变量的内生性问题。一般而言, 市场聚集程度  $\ln hhi$ 、市场供给  $\text{Intseat}$  与市场价格  $\ln \text{avgmrp}$  之间互相影响, 都是市场均衡的结果, 因此有可能是内生的。为了检验保证结果的稳定性, 必须采用两阶段最小二乘克服内生性带来的估计偏差。在本文研究的问题中, 工具变量的选择必须与市场价格没有直接关系, 但与市场集中度  $\ln hhi$  以及市场容量  $\text{Intseat}$  有关。我们选择航线城市间的平均人口  $\ln \text{pop}$ 、航线城市机场的年平均货运吞吐量  $\ln \text{freight}$ , 以及由航线始发城市出发 (扣除到航线终点城市的航班数后) 到全国各地航班的总数  $\ln \text{excfly}$  作为  $\ln hhi$  和  $\text{Intseat}$  的工具变量。这主要基于如下两点考虑: 第一, 航线城市的人口数与市场容量  $\text{Intseat}$  相关, 但不会直接影响航线机票的价格; 第二, 航线城市机场的年平均货运吞吐量  $\ln \text{freight}$  与航线始发城市到各地 (扣除了到航线终点城市的航班数后) 的航班总数  $\ln \text{excfly}$  衡量了该航线城市的航空网络发达程度, 这会影响到航空公司的市场进入选择, 从而影响  $\ln hhi$ , 但不会对该市场的客运价格产生直接影响。工具变量回归结果表明, 市场聚集程度  $\ln hhi$  与市场供给  $\text{Intseat}$  确实存在内生性, 并且该内生性问题会引起回归方程中  $\ln hhi$  参数估计的数值显著偏低。

## 五、实证结果与说明

如前文所述, 我们分别使用了普通最小二乘和两阶段最小二乘对模型进

<sup>12</sup> 需要注意的是, 由于我们的关注变量  $\ln hhi$  和几乎所有控制变量在样本时期内都是时不变的, 因此我们不能采用面板固定效应的模型设定方式。

行估计, 结果见表 3 和表 4。

表 3 模型普通最小二乘回归结果

变量名	普通最小二乘回归			
	设定 1	设定 2	设定 3	设定 4
lnhhi	0.114*** (0.011)	0.116*** (0.010)	0.129*** (0.010)	—
monopoly	—	—	—	0.112*** (0.011)
duopoly	—	—	—	0.043*** (0.007)
Intseat	-0.010** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.041*** (0.004)
lngdppc	0.024*** (0.006)	0.026*** (0.006)	0.033*** (0.005)	0.031*** (0.006)
Intrainfee	—	—	0.060*** (0.008)	0.058*** (0.008)
tourist	—	—	-0.030* (0.016)	-0.050*** (0.016)
tourist1	—	—	-0.023* (0.013)	-0.014 (0.014)
tourist2	—	—	0.102*** (0.013)	0.114*** (0.014)
smallecpy	—	—	0.062*** (0.009)	0.028*** (0.009)
largecpy	—	—	-0.038*** (0.011)	-0.036*** (0.012)
early-ratio	—	—	-0.005 (0.013)	0.003 (0.013)
late-ratio	—	—	-0.078*** (0.019)	-0.071*** (0.019)
Constant	-0.398*** (0.067)	-0.274*** (0.066)	-0.324*** (0.068)	-0.449*** (0.071)
时间固定效应	无	有	有	有
样本量	3 592	3 592	3 592	3 592
R <sup>2</sup>	0.087	0.224	0.333	0.320

注: 括号中是异方差一致的 White 稳健方差估计。\*\*\* 表示  $p < 0.01$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \* 表示  $p < 0.1$ 。

表 3 给出了对两种模型的普通最小二乘 (OLS) 回归结果。从设定 1 与设定 2 的结果可以看出, 无论是否控制时间固定效应, lnhhi 系数均显著为正, 并且参数值也稳定在 0.11—0.13 之间, 表明当航线的赫芬达尔指数每下降 1%, 相对机票价格下降约 0.11%。当我们在设定 2 和设定 3 中加入相关控制变量后, 拟合优度显著上升, 同时控制变量的系数也很显著, 说明这些控制变量部分解释了不同航线上的相对价格差异。设定 4 是对 (13) 式的估计结果。该模型采用了 monopoly 和 duopoly 两个离散化变量来衡量市场类型, 可以视为对市场竞争程度的离散化度量。从估计结果可以看出, 双寡头市场

有明显的溢价效应，溢价幅度约为 4.3%，这样的效应在垄断市场的表现更加明显，溢价幅度增加至 11.2%。衡量市场容量的变量 *Intseat* 对价格的影响显著为负，也与经济理论一致，表明供给的增加会降低产品价格。同时 *tourist2* 的系数在 0.1 左右，并且在统计意义上显著，意味着以旅游热点城市为终点的航线价格约有 10% 的溢价。*late-ratio* 的系数表明，起飞时间晚于 21:00 的航班比例越高的航线，其平均价格越低，但 *early-ratio* 的系数并不显著，说明早班飞机的比例对航线的平均价格没有太大影响。另外，作为替代品的火车价格与机票价格呈显著的正相关关系（系数在 0.06 左右）也和经济理论相符。但是变量 *tourist* 和 *largecpy* 的系数显著为负，说明始发城市和终点城市都是旅游热点城市的航线，以及存在三大航空公司航班的航线相对价格较低，与经济直觉不符。下文两阶段最小二乘的回归结果表明，这个矛盾的结果主要是由于 *lnhhi* 与 *Intseat* 的内生性引起的估计偏差。

为了克服内生性的影响，我们接下来使用两阶段最小二乘法（2SLS）重新估计了上述模型。

表 4 两阶段最小二乘回归结果

变量名	两阶段最小二乘回归			
	设定 1	设定 2	设定 3	设定 4
<i>lnhhi</i>	0.044*** (0.014)	0.235*** (0.063)	0.296*** (0.050)	—
<i>monopoly</i>	—	—	—	0.677*** (0.160)
<i>duopoly</i>	—	—	—	0.305*** (0.076)
<i>Intseat</i>	-0.096*** (0.008)	-0.085*** (0.009)	-0.086*** (0.009)	-0.040* (0.022)
<i>lngdppc</i>	0.056*** (0.006)	0.077*** (0.011)	0.086*** (0.008)	0.095*** (0.012)
<i>Intrainfee</i>	0.062*** (0.008)	0.092*** (0.012)	0.103*** (0.011)	0.160*** (0.026)
<i>tourist</i>	-0.026* (0.016)	0.031 (0.025)	0.052** (0.022)	0.034 (0.029)
<i>tourist1</i>	-0.011 (0.013)	-0.019 (0.014)	-0.021 (0.014)	0.021 (0.023)
<i>tourist2</i>	0.128*** (0.014)	0.129*** (0.014)	0.131*** (0.014)	0.206*** (0.038)
<i>smallepy</i>	0.059*** (0.009)	0.127*** (0.025)	0.151*** (0.019)	0.090*** (0.014)
<i>largecpy</i>	-0.027** (0.012)	0.034 (0.026)	0.056*** (0.020)	0.158*** (0.056)
<i>early-ratio</i>	0.015 (0.014)	-0.016 (0.018)	-0.026 (0.018)	-0.067** (0.030)

(续表)

变量名	两阶段最小二乘回归			
	设定 1	设定 2	设定 3	设定 4
late-ratio	-0.050*** (0.019)	-0.107*** (0.029)	-0.125*** (0.026)	-0.234*** (0.048)
Constant	-0.742*** (0.087)	-0.877*** (0.109)	-0.960*** (0.090)	-1.566*** (0.191)
时间固定效应	有	有	有	有
样本量	3 592	3 592	3 592	3 592
R <sup>2</sup>	0.292	0.229	0.164	0.141

注:括号中是异方差一致的 White 稳健方差估计。\*\*\* 表示  $p < 0.01$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \* 表示  $p < 0.1$ 。设定 1 假设只有 *Intseat* 是内生的,采用的工具变量是航线城市间的平均人口 *lnpop* 与航线城市机场的年平均货物吞吐量 *lnfreight*;设定 2 将 *lnhhi* 与 *Intseat* 都看做内生的,使用的工具变量是 *lnpop* 与航线城市机场的年平均货物吞吐量 *lnfreight*;设定 3 与设定 2 一致,但使用了全部 3 个工具变量:*lnpop*、*lnfreight* 以及 *lnexflight*。

表 4 列出了两阶段最小二乘的估计结果。我们在第一阶段回归中检验了该工具变量的有效性。从设定 1 到设定 3,检验弱工具变量的 Cragg-Donald *F* 统计量分别为 743.08、71.03 和 59.79,大大超过 Stock-Yogo 模拟得出 16.38 (单内生变量) 和 7.03 (双内生变量) 的临界值,表明不存在弱工具变量问题。<sup>13</sup> 另外,三个工具变量间也不存在很强的相关性。从相关系数上看,航线城市间平均人口 *lnpop* 与年平均货物吞吐量 *lnfreight* 的相关系数为 0.17;与航线始发城市到各地航班总数 *lnexflight* 的相关系数为 0.18;而货物吞吐量 *lnfreight* 与始发城市到各地航班总数 *lnexflight* 的相关系数为 0.26。可见,各工具变量间的信息重叠程度低,这也从另一个方面说明了工具变量的有效性。

对比表 3 的结果,可以发现:在使用工具变量回归后,无论是衡量市场集中度的连续变量 *lnhhi* 还是市场类型的离散测度 *monopoly*、*duopoly*,回归系数都明显增大。其中 *lnhhi* 的系数约是表 2 中系数的两倍以上,在 0.23—0.3 之间,并且显著为正,表明航线的赫芬达尔指数每上升 1%,相对市场价格上升 0.23%—0.3%。衡量市场容量的变量 *Intseat* 对价格的影响仍然显著为负,但其绝对数值有了大幅上升。从设定 4 的回归结果来看,市场类型对价格的影响非常显著。垄断市场的相对价格要比竞争性市场高出 67.7%,而在双寡头市场,该溢价幅度约为 30.5%。垄断市场的溢价大于双寡头市场的溢价也与经济理论相符。值得注意的是,在工具变量回归中, *largecpy* 与 *tourist* 的系数与 OLS 回归相反。除设定 1 外, *largecpy* 的系数全部为正,表明有大航空公司的航线其机票相对价格较高;另外 *tourist* 的系数也为正,表明两个旅游城市间的机票价格也相对较高。航班时间对价格的影响与表 2 较

<sup>13</sup> Stock and Yogo(2002)没有给出存在三个内生变量时弱工具变量检验的临界值,因此设定 4 的弱工具变量检验无法进行。



为一致，主要是晚间航班较多的航线其价格相对较低；日间航班的比例虽然依旧与价格呈负相关，但除设定4外其影响在统计上都不显著。

有趣的是，尽管民营航空公司的市场份额很小（在多数情况下在所参与的航线内只提供一班航班），但是其所选择进入的航线均表现出很强的竞争性。在我们的数据中，有民营航空公司参与运营的航线，其市场平均赫芬达尔指数为0.257，而在没有民营航空公司参与的市场中，该指标为0.522，是前者的两倍。但是在我们控制了航线间差异尤其是市场结构差异之后，仍然发现有民营航空公司参与（smallcpy）的航线比没有民营航空公司参与的航线相对价格更高。这个结果说明民营航空公司选择进入的市场均为需求旺盛，盈利性相对较强的市场。

## 六、结论与政策建议

本文实证检验了我国民航市场的市场类型、竞争程度对机票价格的影响。通过研究我们发现，衡量市场聚集程度的赫芬达尔指数每上升1%，航线平均相对机票价格上升程度在0.23%—0.3%之间。同时，垄断航线与双寡头航线的机票价格明显高于其他竞争程度更激烈的航线，其溢价幅度分别高达67.7%与30.5%。

本文的研究结果表明，一方面，尽管有可能存在民航总局的价格协调以及航空公司间的价格联盟，但是我国民航市场上的竞争依然是有效的。开放竞争有效地降低了机票价格。因此，我国民航业引入市场竞争机制、放松价格管制的改革到目前为止是成功的。但是，另一方面，我们也可以看到，我国的民航市场中仍然存在着大量垄断或是双寡头性质的航线。在我们的样本数据中，其比重分别占到了16.3%和30%。这些航线中存在着显著的垄断溢价。因此，我国民航业进一步放宽管制并引入竞争的改革还有很大的提升空间。

本文的研究也具有很强的政策意义。近来，监管部门批准了上海航空与东方航空的兼并重组，这两家航空公司的规模分别位列我国航空市场的第三与第四位，这次兼并无疑会对我国航空市场的竞争结构产生深远的影响。从本文的研究角度出发，这次兼并的一个直接后果就是多个市场赫芬达尔指数上升，这意味着机票价格的上升，也就是消费者福利的损失。监管部门在审查两家公司的合并时，考虑的主要是“股民权益、公司业绩、资产积累和流失等问题”<sup>14</sup>，而没有考虑到兼并对消费者福利的影响。本文的研究结论为监管部门评估航空公司（以及其他行业公司）的兼并提供了一个新的，也是重要的视角。

<sup>14</sup> 引自“航空业再变局”，《财经》，2009年第25期。

## 参考文献

- [1] Borenstein, S., and N. Rose, "Competition and Price Dispersion in the U.S Airline Industry", *Journal of Political Economy*, 1994, 102(4), 653—683.
- [2] Bresnahan, T., "Competition and Collusion in the American Automobile Industry", *Journal of Industrial Economics*, 1987, 35(4), 457—482.
- [3] Bresnahan, T., "Empirical Studies of Industries with Market Power", in Schmalensee, R., and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Economics*, Vol. II. Elsevier Science Publishers, 1989.
- [4] Geroski, P., "In Pursuit of Market Power: Recent Quantitative Work in Industrial Economics", *Journal of Applied Econometrics*, 1988, 3(4), 107—123.
- [5] 金凤君、孙炜、萧世伦, "我国航空公司重组及其对航空网络结构的影响", 《地理科学进展》, 2005年第3期, 第59—68页。
- [6] 刘宏鲲、周涛, "中国城市航空网络的实证研究与分析", 《物理学报》, 2007年第1期, 第106—112页。
- [7] Schmalensee, R., "Inter-industry Studies of Structure and Performance", in Schmalensee, R., and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Economics*, Vol. II. Elsevier Science Publishers, 1989.
- [8] Stock, J., and M. Yogo, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", NBER Working Paper, No. T0284, 2002.
- [9] 王皓、周黎安, "中国轿车行业的合谋与价格战", 《金融研究》, 2007年第2期, 第156—165页。

## Market Competition and China's Airline Pricing

SHU XU HAN LI

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

LI GAN

(*Southwestern University of Finance and Economics, Texas A&M University*)

**Abstract** China has been deregulating its airline industry in the last decade. In this paper we examine the actual effects of competition on the prices of airline tickets. We find that the average airfares are higher on routes with less competition, which suggests that China's deregulation of the industry has effectively intensified the competition among airlines.

**JEL Classification** D43, L43, L93