



本文从健康经济学的角度出发,研究以碳酸饮料为代表的 unhealthy 食品的消费特性,并揭示消费者过度消费垃圾食品的经济原因,提出相应的政策建议。本文选取碳酸饮料作为案例研究对象的原因有二。第一,碳酸饮料的消费在人们对垃圾食品的消费中具有代表性。研究显示,美国人每天从碳酸饮料中摄取的糖分已经占到美国人人均糖分摄入量的42%,摄入的热量占美国人人均总热量摄入量的7.2%。碳酸饮料已经变成美国人最主要的热量摄入渠道(Apovian, 2004)。Allshouse (2004)的研究显示,在1975—2004年的30年间,美国人均对碳酸饮料的消费量增加了3倍之多。第二,来自于不同的文化背景消费者对碳酸饮料的消费并无显著的差别。碳酸饮料在世界各国的饮品市场中占有重要的地位。以在我国为例,碳酸饮料已经取代传统的茶叶和水,不仅在年轻人中极为流行,也成为餐饮行业中必不可少的时尚饮品。与汉堡等不健康食物相比,碳酸饮料作为日常饮品,具有消费量大、价格更低、受众广泛、危害更甚的特点。中国大众消费碳酸饮料虽然起步较晚,但近年来消费量猛增,大有与美国比肩之势。2009年,我国碳酸饮料的生产同比增长了11.3%。潘晓群等(2009)发现2004—2005年江苏省中学生每天喝碳酸饮料1—2次、3次及以上的报告率分别为17.4%和3.5%。王子昕等(2008)发现,2007—2008年间北京市大学生与研究生中每天饮用碳酸饮料的比例为8.3%。生活费支出较高的大学生与研究生,饮用碳酸饮料的百分比显著高于中低生活费的被调查者。这一调查结果接近国外的同类调查结果。综合两个因素,我们认为,对碳酸饮料过度消费行为的经济分析,其结论具有普遍性,可以推广至大多数的消费者和其他的不健康食品。<sup>2</sup>

碳酸饮料消费的负面影响主要体现在其消费可能有损消费者健康,如影响消化、损害牙齿、导致骨质疏松,引发肥胖症、糖尿病以及进一步的慢性病。Ludwig *et al.* (2001)的权威研究表明,碳酸饮料的过度消费是导致近年来美国人(尤其是美国青少年)肥胖及相关并发症猛增的一个主要和直接的原因。他们通过对美国马萨诸塞州四个社区的公立学校进行调查研究发现,每天多喝一杯碳酸饮料就会导致肥胖症的发病率增加约60%。

与此现象相关的问题是,为什么一种对消费者健康可能造成损害的消费品,可以在世界各国多年来保持持续的过度增长态势?为什么消费者无视其自身健康的潜在损害?我们如何来纠正由此带来的对消费者健康的损害和社会成本的增加?为了回答以上问题,本文从分析消费者对碳酸饮料的消费偏好入手,利用时变参数模型证明了,消费者对碳酸饮料的过度消费符合Becker and Murphy (1988, 以下简称BM)提出的理性成瘾理论。这一结论

<sup>2</sup> 世界卫生组织评出的十大垃圾食品主要是:油炸类食品,腌制类食品,加工类肉食品,饼干类食品,汽水可乐类食品,方便类食品,罐头类食品,话梅蜜饯类食品,冷冻甜品类食品,烧烤类食品。本文假设垃圾食品的概念等同于不健康食品的概念,并在论述中交替使用“垃圾食品”和“不健康食品”这两个概念。

有两层含义。第一，碳酸饮料的消费者是理性的。他们在明知成瘾性消费行为代价的前提下，依然选择过度消费这种产品，是因为消费者由此得到的收益将高于由于上瘾所造成的成本。也就是说，由增加的消费所带来的满足感和效用的增加，大于他们对可能引发的肥胖等健康问题的担忧。从健康经济学的角度来看，正是这种理性成瘾特性引发了不健康食品消费市场中的市场失灵现象。纠正这一现象的有效途径，是政府制定有效的经济政策，对此类产品的消费市场进行积极的干预。第二，在理性成瘾框架下计算出的碳酸饮料的价格弹性，大大低于不考虑其理性成瘾特性时所得到的结果。即消费者对碳酸饮料的成瘾性需求，导致了消费者对该产品的市场价格调整具有高度不敏感性。如果政府的目标是将成瘾性商品的消费保持在一个健康的水平，那么仅仅通过税收等价格机制进行市场调节，将是徒劳无功的。更有效的政策，是从改变消费者偏好、减少消费者对理性成瘾产品的接触渠道入手，降低消费者接触此类产品的机会。控制此类消费品的供给量和供给渠道，以达到降低消费者对此类产品消费的目的。

本文的创新之处有两点。一是理论上的创新。在现存中外文献中，本文首次利用时变参数模型，在BM的理论框架下，对碳酸饮料的理性成瘾性进行了经济学意义上的检验，扩展了理性成瘾理论的案例研究范围。<sup>3</sup>二是分析角度的创新。国内已有文献多从公共卫生的角度，通过问卷调查和简单的统计工具，描述碳酸饮料的消费行为与健康状况等之间的关联。后者并不能揭示此问题的经济学因果机制，也无从提出经济政策建议。而本文从健康经济学的视角揭示了碳酸饮料消费行为的因果机制，论证了政府干预此类产品消费市场的必要性，并指明了相应的政策方向。

本文的论述安排如下：第一部分为引言；第二部分建立动态理论模型，推理性成瘾性产品的动态需求函数；第三部分构建实证模型，提出实证检验的两个假设，并解决实证模型中存在的内生性、异方差性和非线性问题；第四部分解释实证结果；第五部分是结论与政策分析。

## 二、理论模型

人们通常认为，对某种商品的成瘾性消费行为，违反了经济学中关于理性人的这一基本假设。然而，Stigler and Becker (1977)、Iannaccone (1984，

<sup>3</sup> 之前的关于理性成瘾理论的验证多见于烟草、毒品、酒精等传统的成瘾性商品。例如，Becker, Grossman and Murphy (1994) 检验了较低的前期和后期的香烟价格是否会提高香烟的现期价格。经济学家们还利用BM模型的框架对烟草 (Baltagi and Griffin, 2001)、酒精 (Waters and Sloan, 1995; Grossman, Chaloupka and Sirtalan, 1998; Bentzen, Eriksson and Valdemar, 1999; Baltagi and Griffin, 2002)、咖啡因 (Olekals and Bardsley, 1996) 的消费进行了实证研究。Richards *et al.* (2007) 对食品中的主要营养元素进行了检验，发现碳水化合物具有很强的成瘾性。

1986) 提出消费者对某种商品的成瘾性消费, 可以使用经济学中的理性消费者选择理论来加以解释, 即成瘾性消费是“理性”的。在理性成瘾理论框架中, 消费者虽然深知成瘾性消费行为的代价, 但是他们依然选择这样的消费行为, 是因为他们由此得到的收益高于因为上瘾所带来的成本。BM 在此框架的基础上, 对消费者的理性成瘾性消费行为进行了动态的模拟。他们发现, 在给定消费者具有稳定的偏好的前提下, 增加具有成瘾特性商品的前期和后期的消费, 都会增加消费者的现期消费。检验理性成瘾性假设, 也就等同于在给定消费者稳定偏好的前提下, 验证消费者的现期消费是否依赖于前期和后期的消费。且依赖程度越高, 该商品的理性成瘾性越大。

理性成瘾性产品需求可以用下面的动态需求函数来表示:

$$C_t = \beta_1 C_{t-1} + \theta \beta_1 C_{t+1} + \beta_2 p_t. \quad (1)$$

其中, 理性成瘾性商品的现期消费  $C_t$  是前期消费存量  $C_{t-1}$ 、后期消费  $C_{t+1}$  以及现期价格  $p_t$  的函数。 $\theta$  为后期消费的贴现因子 (discount factor), 用以描述消费者对成瘾性产品的时间偏好。 $\beta_1$  代表前期消费以及后期消费和现期消费的依赖关系。由于理性成瘾性的商品前期和后期的消费都会增加现期消费, 所以  $\beta_1$  应取正值。且  $\beta_1$  越大, 商品的理性成瘾性越强。 $\beta_2$  为价格变量  $p_t$  的参数, 根据效用函数的凹性假设,  $\beta_2$  应该取负值。<sup>4</sup>

(1) 式充分表明了消费者对理性成瘾产品的消费的过程是一个动态的过程。(1) 式的求解结果为

$$C_t = \frac{1}{\beta_1 \phi_1 (\phi_2 - \phi_1)} \sum_{s=1}^{\infty} \phi_1^s h(t+s) + \frac{1}{\beta_1 \phi_2 (\phi_2 - \phi_1)} \sum_{s=0}^{\infty} \phi_2^s h(t-2) + \frac{1}{\phi_2'} \left( C^0 - \frac{1}{\beta_1 \phi_1 (\phi_2 - \phi_1)} \right) \sum_{s=1}^{\infty} \phi_1^s h(s), \quad (2)$$

其中

$$h(t) = \beta_0 + \beta_2 p_{t-1}, \quad \phi_1 = \frac{1 - \sqrt{(1 - 4\beta_1^2 \theta)}}{2\beta_1}, \quad \phi_2 = \frac{1 + \sqrt{(1 - 4\beta_1^2 \theta)}}{2\beta_1}.$$

由 (2) 式可以看出, 消费者在现期对成瘾性商品的消费  $C_t$ , 依赖于消费者在所有时期所获得的该产品的价格。成瘾性商品的现期消费, 不仅仅受到现期价格的影响, 前期的价格以及消费者对后期价格的预期, 也会导致现期消费出现变化。因此, 消费者对成瘾性商品的消费在不同的时期是互补的。所以, 用以描述消费者对理性成瘾商品需求函数的需求价格弹性, 并不能仅

<sup>4</sup> (1) 式源于对一个效用最大化问题的求解。该问题假定一个拥有一定量起始财富的代表性消费者, 在一定的预算约束下, 实现其终生效用的最大化。对该问题进行优化, 我们可以得到文中的等式。具体推导请见 Becker, Grossman and Murphy (1994)。

仅由单一的现期价格和现期消费的变动来反映。另外，对于理性成瘾商品来说，区分消费者是否能预期到考察期的价格变化是很重要的。如果消费者可以预期到  $t$  时期的价格变化，他们就会提前计划他们在各个时期的消费。例如，消费者在  $t-1$  期的消费会受到可预期的现期价格变动的影响，这种影响会在时间  $t$  反映在消费者在  $t$  期的消费当中。如果此时的价格变化对消费者而言是不可预期的，那么消费者便无从提前调整其消费水平。因此，预期的价格变动对消费产生的影响，要大于不可预期的价格变动所产生的影响。基于以上考虑，Becker、Grossman and Murphy (1994) 将理性成瘾商品需求量对价格的反应分解为六部分，以便于从整体上描述消费者对成瘾性商品的需求。

我们使用 (3) 式—(8) 式，描述消费者的消费随着暂时性价格调整而变动的趋势。所谓的“暂时性价格调整”是指我们只允许关注期内的单期价格进行波动，同时假定其他时期的价格不变。例如，我们可以仅仅允许时间  $t$  内的价格  $p_t$  进行波动，而设定其他时期的价格  $\{\dots, p_{t-2}, p_{t-1}, p_{t+1}, p_{t+2}, \dots\}$  保持不变，来考察消费者的消费量对于单期价格波动的反应。

(3) 式描述了当消费者不能预期后期的价格波动时，其理性成瘾性商品的现期消费随着现期价格的变动趋势：

$$\frac{dC_t}{dp_t} = \frac{\beta_2}{\beta_1 \phi_2}. \quad (3)$$

(4) 式描述了当消费者可以预期后期的价格波动时，其理性成瘾性商品的现期消费随着现期价格的变动趋势：

$$\frac{dC_t}{dp_t} = \frac{\beta_2}{\beta_1 (\phi_2 - \phi_1)}. \quad (4)$$

(5) 式描述了不可预期的后期价格波动对现期消费的影响为

$$\frac{dC_t}{dp_{t+1}} = \frac{\beta_2 \phi_1}{\beta_1}. \quad (5)$$

(6) 式描述了不可预期的现期价格波动对后期消费的影响为

$$\frac{dC_{t+1}}{dp_t} = \frac{\beta_2 \phi_2}{\beta_1}. \quad (6)$$

为了完整地描述理性成瘾性商品的动态需求，除了考察单期价格变动对消费者消费量的影响，我们还需要关注于理性成瘾产品的永久性价格波动，对消费者短期消费和长期消费水平的影响。所谓永久性价格波动的影响，是指在所考察时期内价格序列中所有的价格都发生变化时，所导致的消费水平的变化。永久性价格下降的短期影响，为从  $t$  时期开始发生并波及自  $t$  之后的所有时期的价格波动对消费者消费量的短期影响：

$$\frac{dC_t}{dp_t^*} = \frac{\beta_2}{\beta_1(1-\phi_1)\phi_2}. \quad (7)$$

永久性价格下降的长期影响,为价格永久性波动对所有时期的消费水平的影响:

$$\frac{dC_\infty}{dp} = \frac{\beta_2}{\beta_1(1-\phi_1)(\phi_2-1)}. \quad (8)$$

### 三、实证模型

本文实证研究的目标,是对两个假设进行实证检验,并计算出碳酸饮料的价格弹性。这两个假设分别是:第一,碳酸饮料消费者的偏好 $\theta$ 是稳定的,即在我们的检验期内,消费者对碳酸饮料消费的时间偏好是不随时间变化的;第二,检验(1)式中的参数 $\beta_1$ 是否大于零。为此,我们必须使用一个既可以囊括不同时期消费者选择的信息,又可以估计参数随着时间的演化路径的模型,以检验 $\theta$ 在时间序列上的稳定性。基于以上的考虑,我们在Kim and Nelson(2006)的基础上,发展出适合本文研究目的的时变参数模型。该模型关于面板数据的检验等式可以写为

$$C_t = \lambda + \beta_{1t}C_{t-1} + \beta_{1t}\theta_t C_{t+1} + \beta_{2t}P_t + \beta_{3t}Y_t + M_t. \quad (9)$$

上式中的 $C_t$ 、 $C_{t+1}$ 、 $P_t$ 、 $Y_t$ 是四个向量,分别表示第 $t$ 期的碳酸饮料消费量、第 $t+1$ 期的碳酸饮料消费量、碳酸饮料在 $t$ 期的零售价格,以及碳酸饮料的消费者在 $t$ 期的收入。向量中的第 $i$ 个元素代表了截面 $i$ 的信息。例如,向量 $C_t$ 中的第 $i$ 个元素 $C_{it}$ ,代表了城市 $i$ 中的消费者在时期 $t$ 的碳酸饮料消费量。 $M_t$ 表示研究者不可观测到的随机干扰项。为了体现不同城市间财富的边际效用的变化,我们加入了一个城市水平固定效应变量 $\lambda$ 。该变量中的元素 $\lambda_i$ 描述了城市之间的差别。 $\beta_{1t}$ 、 $\beta_{2t}$ 、 $\beta_{3t}$ 和 $\theta_t$ 为对应变量随时间变化的参数(以下简称时变参数)。我们设定时变参数仅仅随着时间变动,不随着城市(地域)的不同而有所不同。根据(9)式,本文实证研究目标中所需要验证的两个基本假设的数理形式可以表达为

$$(a) H_0: \widehat{\text{Var}}(\hat{\theta}_t) = 0; H_1: H_0 \text{ 不成立}.$$

$$(b) H_0: \beta_{11} = 0, \beta_{12} = 0, \dots, \beta_{1t} = 0; H_1: \beta_{11} > 0, \beta_{12} > 0, \dots, \beta_{1t} > 0.$$

为了使用计量经济学的方法,验证(9)式中所描述的数据生成过程,我们必须将(9)式进行一系列的变化。首先,固定效应变量 $\lambda$ 在过去消费存量 $C_{t-1}$ 和后期消费 $C_{t+1}$ 之间造成了异质性(heterogeneity)。我们将(9)式转换成它的一阶差分的形式来消除这一影响:

$$\Delta C_t = (\beta_{1t} - \beta_{1,t-1})\Delta C_{t-1} + (\beta_{1t}\theta_t - \beta_{1,t-1}\theta_{t-1})\Delta C_{t+1}$$

$$+ (\beta_{2t} - \beta_{2,t-1}) \Delta P_t + (\beta_{4t} - \beta_{4,t-1}) \Delta Y_t + \Delta M_t. \quad (10)$$

另外，我们假设理性成瘾的消费者通常会预先预计后期产品的价格，然后根据预计的价格决定他们的后期消费水平。因此，我们将 (10) 式中的消费者的前瞻性行为  $\Delta C_{t+1}$  用 (11) 式来模拟：

$$\Delta C_{t+1} = \beta_{0t} + \beta_{3t} E_t(\Delta P_{t+1}). \quad (11)$$

$E_t$  表示以  $t$  时刻的信息集合为条件的期望。将 (11) 式代入 (10) 式可得到当期消费的变化为

$$\begin{aligned} \Delta C_t = & (\beta_{1t}\theta_t - \beta_{1,t-1}\theta_{t-1})\beta_{0t} + (\beta_{1t} - \beta_{1,t-1})\Delta C_{t-1} + (\beta_{2t} - \beta_{2,t-1})\Delta P_t \\ & + (\beta_{1t}\theta_t - \beta_{1,t-1}\theta_{t-1})\beta_{3t}\Delta P_{t+1} + (\beta_{4t} - \beta_{4,t-1})\Delta Y_t + e_t, \end{aligned} \quad (12)$$

其中

$$\beta_{jt} = a_{0j} + a_{1j}\beta_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}, \quad \varepsilon_{jt} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\varepsilon,j}^2),$$

$$\theta_t = a_{0,5} + a_{1,5}\theta_{t-1} + \varepsilon_{5,t}, \quad \varepsilon_{5,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\varepsilon,5}^2),$$

$j = \{1, 2, 3, 4\}$ 。新的残差项  $e_t$  等于  $(-\beta_{1t}\theta_t + \beta_{1,t-1}\theta_{t-1})\beta_{3t}(\Delta P_{t+1} - E(\Delta P_{t+1})) + \Delta M_t$ 。贴现因子  $\theta_t$  取值在 0 和 1 之间。我们进一步假设  $e_t$  服从 GARCH(1,1) 过程，即

$$\begin{aligned} e_t | \Psi_{t-1} & \sim N(0, \sigma_{e,t}), \\ \sigma_{e,t}^2 & = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{e,t-1}^2, \end{aligned}$$

$\Psi_{t-1}$  表示直到  $t-1$  时刻的所有信息。

在实证分析的过程中，我们面临了主要来自三个方面的实证问题：内生性、异方差性和非线性。内生性主要来源于消费量  $C_{t-1}$ 、 $C_{t+1}$  和随机扰动项之间的相关性。我们使用 Rivers and Vyoung (1988) 中提出的工具变量方法解决由前期消费存量  $C_{t-1}$  所导致的内生性问题。由于  $C_{t+1}$  所导致的内生性问题还牵扯到了预期消费所导致的不确定性问题，所以我们使用 Kim and Nelson (2006) 中提出的方法解决。非线性问题是由于参数在推导过程中以相乘的方式进入实证模型而造成的。我们采取对其进行 Taylor 线性逼近的方法来解决。另外，我们使用了马尔科夫状态空间方法，解决随机扰动项中存在的异方差性的问题。在解决了所有的实证问题之后，我们使用基于修正 Kalman 滤波的最大似然估计法，分两步对实证模型进行了估计。以上所描述的具体过程请见附录一。

本文使用的数据，来自美国 Information Resources, Inc. (IRI) 公司搜集的各大超市中收银台产品出售终端扫描仪所记录的售出产品信息。由美国康涅狄格大学的食物研究中心 (Food Marketing Policy Center, University of Connecticut) 提供。该数据库包含了美国 46 个主要城市 1988 年至 1992 年间

20个季度,共73种常见食品的零售情况,数据均为超市层面的微观数据。本文选用其中的碳酸饮料数据库,共包含920组(20季度×46城市)城市层面上的观察值。<sup>5</sup>我们之所以选择此数据库,原因主要有两点:第一,此数据库中1988年至1992年间所记录的美国消费者对碳酸饮料的消费量是美国碳酸饮料消费增长最快的时段之一,如图1所示。在这个时间段中,美国人对碳酸饮料的消费保持在平均每天由0.65罐迅速攀升至1.31罐,并在今后的几年中消费持续走高。这个迅猛增长的趋势在1992年之后有所减缓。第二,在这个阶段,美国政府对碳酸饮料的消费并未进行过多的干涉。碳酸饮料的消费在这个阶段基本趋于自由市场选择的阶段,这为我们研究消费者在无外力干预下自发的消费碳酸饮料的行为提供了很好的案例。

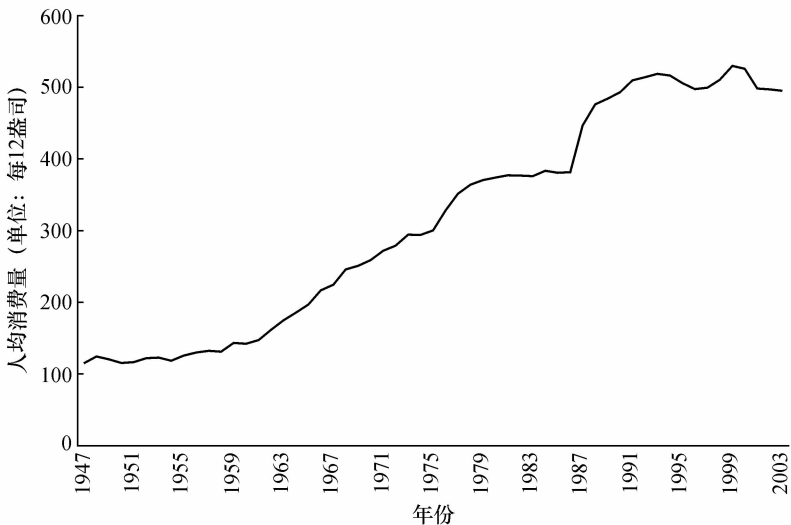


图1 美国人均每年碳酸饮料的消费量：1947—2003

注：本图数据来源于美国农业部经济研究中心（ERS, U. S. Department of Agricultural）。原数据是以加仑（gallon）为单位的。为了跟文中使用IRI的数据单位保持一致，我们将加仑以1加仑=128盎司的比例将原数据换算成以12盎司（约为一罐可乐的容量）为单位。

在实证分析过程中，我们所使用的解释变量有：碳酸饮料的人均销售量、碳酸饮料的平均零售价格、参加打折促销的碳酸饮料占销售总量的比例，以

<sup>5</sup> 数据库的选取是本文的不足之一。由于数据的可获得性和动态模型的技术性要求，我们仅使用了美国碳酸饮料消费数据，来揭示碳酸饮料消费所具有的理性成瘾特征。经本文拓展后的时变参数模型，不但要求使用随着时间变化的微观面板数据，且要求每个时间点的截面数据必须包括如下信息：不同城市或者地区的碳酸饮料销售量、零售价格、参加打折促销的碳酸饮料占总售出数的比例等信息。要获取世界范围内多个国家的这种微观固定点长时间序列数据，存在一定的难度，而且也不经济。所以我们只能选用一国的有代表性的数据，来揭示碳酸饮料消费所具有的普遍特征。根据经济学的基本假设，我们可以将针对有代表性的个体行为的分析所得的结论推广至整体。虽然本文精心选择的数据，在时间段和消费量等方面，对中美两国碳酸饮料消费行为都具有一定代表性，但构建并获取中国数据进行相关研究，也确是我们下一步应该努力的方向。



及城市人口的平均收入。碳酸饮料的人均消费量，由碳酸饮料的销售总量（以 12 盎司为单位）除以该城市中的人口数量得出。碳酸饮料的平均售价由城市水平上的碳酸饮料的销售金额（美元）除以碳酸饮料的销售总量。我们还使用当期的消费物价指数剔除了通货膨胀对平均售价的影响。数据的具体统计性描述请见附录四。

#### 四、实证结果

表 1 列出了 (9) 式和 (11) 式中所对应的时变参数的均值和标准差的估计值。<sup>6</sup> 贴现因子的方差估计值在统计上与 0 无显著差别，我们不能拒绝假设 (a) 中的原假设。这一结论证明了消费者对碳酸饮料的偏好检验期具有稳定性。消费者前期消费量和后期消费量的参数估计值显著为正值，我们可以拒绝假设 (b) 中的原假设，接受备择假设。这就证明了消费者的现期消费，随着前期的消费存量以及后期的消费预期的增加而增加。这两个实证结果联合表明，我们关于碳酸饮料具有理性成瘾性的假设是成立的。

表 1 时变参数的估计值

参数	时变参数估计值 均值	时变参数模型估计值 均值标准差	时变参数估计值 方差	时变参数估计值 方差的标准差
$\beta_{0,t}$	0.3413	(0.0129)	0.0000	(0.0000)
$\beta_{1,t}$	0.2905	(0.0006)	0.0279	(0.0014)
$\beta_{2,t}$	-0.1692	(0.0040)	0.0002	(0.0000)
$\beta_{3,t}$	0.3988	(0.0081)	0.0000	(0.0000)
$\beta_{4,t}$	0.0187	(0.0053)	0.0000	(0.0000)
$\theta_t$	0.2601	(0.0067)	0.0000	(0.0000)

表 2 报告了 (3) 式—(8) 式中所列出的由不同的零售价格的变动所对应的价格弹性。其值是根据表 1 中所报告的参数估计值，以及数据中消费者对碳酸饮料的平均消费量和平均零售价格计算得到的。正如 BM 模型中所讨论的，成瘾性商品的永久性价格变化，对其消费具有较小的短期效应。这一结论可以作为“成瘾性商品对价格的变化不敏感”这一普遍观念的潜在解释。表中现期价格弹性的估计值意味着：如果价格的上升可以被消费者预期到，那么 10% 的现期价格暂时性上升，会导致 0.223% 的现期碳酸饮料消费的减少。如果价格的上升未被预期到，现期价格上升 10% 则会导致现期消费减少 0.221%。现期消费对永久性价格变化的短期反应的估计值为 0.0226，即碳酸饮料价格下降 10%，会导致消费在短期内上升 0.226%。消费对永久性价格变化的长期反应为 0.0319，大约为短期价格弹性的 1.4 倍，也就是说价格下降 10% 会引起消费

<sup>6</sup> 由于篇幅的限制和读者阅读的方便，本文未在正文中列出模型的中间结果。实证分析中针对中间过程所得出的各参数估计值请见附录二。

增长 0.319%。由对交叉价格效应的估计可知,  $t$  时刻 10% 的未预期到的价格下降, 会引起  $t+1$  时刻 0.018% 的消费上升。而同样的价格下降会造成  $t-1$  时刻的消费上升 0.061%。解构后的动态价格弹性表明, 消费者对碳酸饮料的价格变化具有高度不敏感性。

表 2 平均零售价格的变动所对应的价格弹性

估计值		标准差	估计值		标准差
现期价格弹性			现期价格对后期消费的弹性		
可预期	-0.0223	(0.0033)	不可预期	-0.0018	(0.0002)
不可预期	-0.0221	(0.0035)	后期价格对现期消费的弹性		
短期价格弹性	-0.0226	(0.0029)	不可预期	-0.0061	(0.0007)
长期价格弹性	-0.0319	(0.0060)			

注: 文中的标准差由 delta method 算出。

以上结论与没有考虑碳酸饮料的成瘾性时所计算出的碳酸饮料的需求弹性大相径庭。例如, Fantuzzi (2008) 在使用相同的数据库对碳酸饮料的需求弹性进行估计时所得的自身价格弹性在 -2 到 -7 之间。Kinnucan *et al.* (2001) 计算出的碳酸饮料自身价格弹性约为 -0.1372。Yen *et al.* (2004) 得到的结果为 -0.52。Zheng and Kaiser (2008) 计算的结果分别为 -0.151 (AIDS 模型) 和 -0.164 (Rotterdam 模型)。Dubé (2004) 对不同品牌碳酸饮料的消费偏好进行了分析, 计算得出其价格弹性的范围大概在 -2.0 到 -3.0 之间。本文计算所得的价格弹性大概是之前研究的 1% 到 10% 左右。这充分说明, 如果忽略碳酸饮料消费存量和消费预期对现期消费的影响, 碳酸饮料的现期价格对其现期消费的影响将会被大大地高估。

## 五、结论与政策分析

综上所述, 本文的主要结论有二: 第一, 在给定消费者具有稳定偏好的前提下, 消费者对碳酸饮料的现期消费, 会随着前期的消费存量的增加而呈现递增趋势。且消费者对后期的消费预期也会增加现期消费。因此, 碳酸饮料的消费存在理性成瘾性。消费者在明知成瘾性消费行为的代价的条件下, 依然选择这样的消费行为, 是因为消费者由此得到的收益高于由于上瘾所造成的成本。由递增消费带来的满足感和效用的增加, 大于对可能引发的肥胖等健康问题的担忧。由理性成瘾所导致的市场失灵现象, 只有通过政府对该商品的消费市场进行干预才能得以纠正。第二, 碳酸饮料的价格弹性估计值充分说明了消费者对碳酸饮料价格的高度不敏感性。当消费者对碳酸饮料的过度消费, 是由消费者对该商品的理性成瘾性偏好所造成的时候, 这种成瘾性偏好对于价格的调整具有高度不敏感性。因此, 政府若只通过对碳酸饮料产品直接征税, 或者其他的价格手段来提高该产品的零售价格, 将不能起到

把消费者对于该产品的消费控制在健康水平的作用。所以，以税收为代表的价格手段是无效的。鉴于碳酸饮料在不健康食品的消费中具有代表性，本文的结论可以推广至其他的不健康食品。

本文的研究不仅为政府从公众健康的角度，干预碳酸饮料及其他的成瘾性食品的消费市场提供了理论依据，并为其干预的可行性指明了政策方向。政府应该从改变消费者偏好、减少消费者对理性成瘾产品的接触面入手，纠正由碳酸饮料等不健康食品的过度消费所导致的市场失灵现象。从而达到减少碳酸饮料及其他不健康食品的消费量，降低其对消费者健康带来的损害的目的。这一行为还有利于减轻政府在保障国民健康方面的公共医疗支出，消除碳酸饮料这类产品在消费者和政府间所造成的负外部性。

目前，很多发达国家已经逐渐将政策的重点放在了严格控制碳酸饮料等垃圾食品的产品供给渠道上。例如，2005年，美国政府出台法令限制碳酸饮料在中小学的自动售货机中销售。2006年，美国政府进一步要求所有学校停止销售高卡路里碳酸饮料。2004年，法国禁止在学校中销售碳酸饮料。2006年，英国政府禁止学校餐饮中出现碳酸饮料，并将该规定推广至学校内的自动售货机和卡车商店。另外，英国政府还规定，晚9点之前的电视节目，不得播放任何包括碳酸饮料在内的低营养价值食品广告。2008年，韩国在全国的中小学内禁止售卖碳酸饮料。

我国政府从1995年起，就对碳酸饮料有明确和严格的产业政策规定。除了要求外国品牌碳酸饮料在中国投资，要由中央政府有关部门直接审批之外，从建立多少家灌装厂、在什么地方设厂、到浓缩液供应价格等中间生产过程，都由政府决定。尽管如此，外国品牌碳酸饮料仍然在近年来占据了国内市场的主要份额，并引导了我国消费者尤其是青少年对其消费量的飞速增长。因此，我国政府的产业政策虽然是正确的，但由于忽略了其消费的理性成瘾性，所以未针对消费者的成瘾性偏好制定有针对性的政策。虽然我国目前对碳酸饮料等垃圾食品的过度消费在全国范围内并不显著，但这种情况在以北京、上海、广州为代表的大城市和各个经济发达地区却已经极为显著。其现象的可能表现之一就是我国大城市的青少年肥胖问题目前已经成为一个我们不能回避的话题。因此，我们应该借鉴发达国家的惨重教训，在减少消费者获取该产品的渠道的同时，通过加强宣传教育，改变消费者对该产品的认知，防患于未然。具体来说，我们可以借鉴美国等国家的经验，禁止向无鉴别能力的未成年人宣传、提供碳酸饮料，并禁止碳酸饮料在中小学校园里的销售。限制各类明星，特别是体育明星代言碳酸饮料广告，并严格限制碳酸饮料广告播放时段。同时，加强健康消费知识的宣传和普及，提升广大民众特别是未成年人父母、年轻人的健康认知。并通过税收优惠等激励性产业政策，引导生产厂商转向非碳酸类等健康饮料的生产。最终达到既提升消费者健康水平，又节约社会成本，同时维护生产厂商合法利益的目的。

## 附录一 检验模型的推导过程

我们在研究中发现, 检验模型(12)中存在三个问题: 内生性、非线性以及异方差问题。尽管我们假定  $\Delta M_t$  不具有时间序列的相关性, 但滞后变量  $\Delta C_{t-1}$  与  $\Delta M_t$  之间仍具有相关性。Rivers and Young (1988) 提出了两步解决方法: 第一步是将内生变量  $\Delta C_{t-1}$  相对其他的外生变量进行回归, 产生了一个新的变量  $\Delta \hat{C}_{t-1}$ ; 第二步使用  $\Delta \hat{C}_{t-1}$  对目标函数进行估计。

另一个内生性问题是来自回归元  $\Delta P_{t+1}$  和扰动项  $e_t$  之间的相关性引起的, 这是由于  $e_t$  中包含了  $\Delta P_{t+1}$  项。根据 Kim and Nelson (2006) 中讨论的方法, 我们将  $e_t$  分解为两个不相关部分。第一步是用一组工具变量  $I_t$  来表示

$$\Delta P_{t+1} = I_t' \delta_t + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_{v,t}^2), \quad (\text{A.1})$$

并且

$$\delta_t = b_0 + b_1 \delta_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \Sigma_u), \quad (\text{A.2})$$

$$\sigma_{v,t}^2 = c_0 + c_1 v_{t-1}^2 + c_2 \sigma_{v,t-1}^2. \quad (\text{A.3})$$

从构造上看, 内生回归元  $\Delta P_{t+1}$  和工具变量  $I_t$  之间的关系也是由时变参数  $\delta_t$  和非观测的异方差扰动项  $v_t$  所决定。我们假定  $v_t$  由一个 GARCH(1,1) 过程所产生随机变量。这些设定保证了即使  $v_t$  不满足异方差性, 与后期价格有关的不确定性也可以通过  $\sigma_t$  的时间变异而随着时间变化。第二步将  $\Delta P_{t+1}$  分解为两个部分, 被预测项和预测误差项, 也就是

$$\begin{aligned} \Delta P_{t+1} &= E(\Delta P_{t+1} | \Psi_{t-1}) + v_{t|t-1}, \\ v_{t|t-1} &= \Omega_{t|t-1}^{1/2} v_t^*, \quad v_t^* \sim \text{i. i. d. } N(0, 1). \end{aligned}$$

$\Psi_{t-1}$  为直到  $t-1$  时刻的信息,  $\Omega$  为预测误差项的时变条件方差。 $v$  与  $\Omega$  都可以通过对 (A.1) 式—(A.3) 式进行基于 Kalman 滤波的最大似然估计得到。预测误差  $v_t$  可以由对  $v_t$  和  $e_t$  之间的协方差结构进行标准化, 即:

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \sigma_{e,t} \\ \rho \sigma_{e,t} & \sigma_{e,t}^2 \end{bmatrix} \right),$$

$\rho$  是固定的相关参数。对方差矩阵进行 Cholesky 分解, 可以得到  $v_t$  和  $e_t$  的如下关系:

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho \sigma_{e,t} & \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_{e,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ w_t^* \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ w_t^* \end{bmatrix} \sim \text{i. i. d. } N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right). \quad (\text{A.4})$$

(A.4) 式可以改写为

$$e_t = \rho \sigma_{e,t} v_t^* + w_t^*, \quad w_t^* \sim N(0, (1 - \rho^2) \sigma_{e,t}^2) \quad (\text{A.5})$$

其中  $w_t^*$  和  $v_t^*$  不相关。

经过变形, (A.5) 式将 (12) 式中的  $e_t$  分解为两个部分: 与  $\Delta P_{t+1}$  相关的  $v_t^*$  以及与任何回归元都不相关的  $w_t^*$ 。将 (A.5) 式代入 (12) 式可以得到

$$\begin{aligned} \Delta C_t &= (\beta_{1t} \theta_t - \beta_{1,t-1} \theta_{t-1}) \beta_{0t} + (\beta_{1t} - \beta_{1,t-1}) \Delta \hat{C}_{t-1} + (\beta_{1t} \theta_t - \beta_{1,t-1} \theta_{t-1}) \beta_{3t} \Delta P_{t+1} \\ &\quad + (\beta_{2t} - \beta_{2,t-1}) \Delta P_t + (\beta_{3t} - \beta_{3,t-1}) \Delta Y_t + \rho \sigma_{e,t} v_t^* + w_t^*, \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

其中  $v_t^*$  可以看做一个添加的回归元。新的扰动项  $w_t^*$  与所有回归元不相关。

由于 (12) 式中的参数  $\beta_{1t}$ ,  $\theta_t$ ,  $\beta_{0,t}$ ,  $\beta_{3t}$  在等式中是以相乘的形式出现, 所以我们需要对其进行进一步的处理。我们将非线性等式 (12) 改写为如下形式:

$$\Delta C_t = f(x_t; \beta_t) + \rho \sigma_{e,t} v_t^* + \omega_t^*, \quad \omega_t^* \sim N(0, (1 - \rho^2) \sigma_{e,t}^2), \quad (\text{A. 7})$$

且

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu + F\beta_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \Sigma_\varepsilon), \\ \sigma_{e,t}^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{e,t-1}^2, \end{aligned}$$

其中,  $\beta_t = [\beta_{0t} \beta_{1t} \beta_{2t} \beta_{3t} \beta_{4t} \theta_t]'$ ,  $\Sigma_\varepsilon$  是对角矩阵。并且

$$\begin{aligned} f(x_t; \beta_t) &= (\beta_{1t} \theta_t - \beta_{1,t-1|t-1} \theta_{t-1|t-1}) \beta_{0t} + (\beta_{1t} - \beta_{1,t-1|t-1}) \Delta C_{t-1} \\ &\quad + (\beta_{1t} \theta_t - \beta_{1,t-1|t-1} \theta_{t-1|t-1}) \beta_{3t} \Delta P_{t+1} \\ &\quad + (\beta_{2t} - \beta_{2,t-1|t-1}) \Delta P_t + (\beta_{4t} - \beta_{4,t-1|t-1}) \Delta Y_t, \end{aligned} \quad (\text{A. 8})$$

$\beta_{t-1|t-1} = E(\beta_{t-1} | \Psi_{t-1})$ ,  $x_t' = [1 \ \Delta C_{t-1} \ \Delta P_{t-1} \ \Delta Y_t]$ 。  $\varepsilon_t$  和  $\omega_t^*$  是独立的。

我们对 (A. 8) 式中的非线性函数  $f(x_t; \beta_t)$  在  $\beta_t = \beta_{t|t-1}$  处进行 Taylor 展开:<sup>7</sup>

$$\Delta C_t = f(x_t; \beta_{t|t-1}) + \frac{\partial f(x_t; \beta_{t|t-1})}{\partial \beta_t} (\beta_t - \beta_{t|t-1}) + \rho \sigma_{e,t} v_t^* + \omega_t^*. \quad (\text{A. 9})$$

通过对 (A. 9) 式中的一阶导数进行赋值并对等式进行整理, 我们可以得到 (12) 式的线性近似:

$$Y_t = X_t' \beta_t + \rho \sigma_{e,t} v_t^* + \omega_t^*, \quad (\text{A. 10})$$

其中

$$\begin{aligned} Y_t &= \Delta C_t + \beta_{1,t-1|t-1} \Delta C_{t-1} + \beta_{2,t-1|t-1} \Delta P_t + \beta_{4,t-1|t-1} \Delta Y_t + (\beta_{0,t|t-1} \theta_{t|t-1} + \beta_{3,t|t-1} \\ &\quad + \beta_{3,t|t-1} \Delta P_{t+1} \theta_{t|t-1}) \beta_{1,t|t-1} + (\beta_{2,t|t-1} \beta_{3,t|t-1} \Delta P_{t+1} + \beta_{1,t|t-1} \beta_{0,t|t-1}) \theta_{t|t-1}, \\ X_t &= \begin{bmatrix} (\beta_{1,t|t-1} \theta_{t|t-1} - \beta_{1,t-1|t-1} \theta_{t-1|t-1}) \\ \beta_{0,t|t-1} \theta_{t|t-1} + \Delta C_{t-1} + \beta_{3,t|t-1} \Delta P_{t+1} \theta_{t|t-1} \\ \Delta P_t \\ (\beta_{1,t|t-1} \theta_{t|t-1} - \beta_{1,t-1|t-1} \theta_{t-1|t-1}) \Delta P_{t+1} \\ Y_t \\ (\beta_{1,t|t-1} \beta_{0,t|t-1} + \beta_{1,t-1|t-1} \beta_{0,t-1|t-1} \Delta P_{t+1}) \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (\text{A. 11})$$

为了解决扰动项的异方差问题, 我们将  $\omega_t^*$  包含进状态空间方程后得到

$$Y_t = [X_t' \ 1] \begin{bmatrix} \beta_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} + \rho \sigma_{e,t} v_t^* = \tilde{X}_t' \tilde{\beta}_t + \rho \sigma_{e,t} v_t^*, \quad (\text{A. 12})$$

其中

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \beta_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} F & 0 \\ 0_6' & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{t-1} \\ \omega_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}, \\ \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} &\sim N\left(\begin{bmatrix} 0_6 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Sigma_\varepsilon & 0_6 \\ 0 & (1 - \rho^2) \sigma_{e,t}^2 \end{bmatrix}\right), \end{aligned} \quad (\text{A. 13})$$

<sup>7</sup>  $\beta_{t|t-1} = E(\beta_t | \Psi_{t-1})$ 。

并且

$$\tilde{\beta}_t = A + B\tilde{\beta}_{t-1} + \tilde{V}_t, \quad \tilde{V}_t \sim (0, \tilde{Q}_t),$$

即为最终的估计方程。

对(A.12)式的估计需要使用两步估计法。第一步对(A.1)式—(A.3)式进行估计, 使用在修正的Kalman滤波的基础上的最大似然估计法, 并计算超前一步预测误差 $v^*$ 。第二步以 $v^*$ 为偏差修正项, 通过Kalman滤波使用最大似然估计法对等式(A.12)进行估计。预期价格的预测误差 $v^*$ 作为一个偏差修正项进入估计, 是为了将与后期价格有关的不确定性的变化程度包含到估计过程中, 以便与理性成瘾理论框架内的前瞻性行为相符合。

对 $Y_t$ 和 $X_t$ 进行Kalman滤波的计算过程如下:<sup>8</sup>

$$\tilde{\beta}_{t|t-1} = A + B\tilde{\beta}_{t-1|t-1}, \quad (\text{A.14})$$

$$\Lambda_{t|t-1} = B\Lambda_{t-1|t-1}B', \quad (\text{A.15})$$

$$\eta_{t|t-1} = Y_t - \tilde{X}'_t\tilde{\beta}_{t|t-1} - \rho\epsilon_{e,t}\tilde{v}_t^*, \quad (\text{A.16})$$

$$H_{t|t-1} = \tilde{X}'_t\Lambda_{t-1|t-1}\tilde{X}_t + \rho^2\sigma_{\epsilon,t}^2, \quad (\text{A.17})$$

$$\tilde{\beta}_{t|t} = \tilde{\beta}_{t|t-1} + \Lambda_{t|t-1}\tilde{X}_tH_{t|t-1}^{-1}\eta_{t|t-1}, \quad (\text{A.18})$$

$$\Lambda_{t|t} = \Lambda_{t|t-1} - \Lambda_{t|t-1}\tilde{X}_tH_{t|t-1}^{-1}\tilde{X}'_t\Lambda_{t|t-1}, \quad (\text{A.19})$$

$$\Lambda_{t+1|t} = B\Lambda_{t|t}B' + \tilde{Q}_{t+1}. \quad (\text{A.20})$$

进行上述Kalman滤波的一个问题是: 我们需要得出 $e_{t-1}^2$ 的值以便计算包含在(A.20)式中的 $\tilde{Q}_t$ 以及(A.17)式中的 $\sigma_{\epsilon,t}^2$ 。但是 $e_{t-1}^2$ 是未知的。 $E(e_{t-1}^2 | \Psi_{t-1})$ 可以由 $e_{t-1}^2$ 来近似, 其中 $\Psi$ 是到 $t-1$ 时刻的所有信息, 即

$$e_{t-1} = \tilde{v}_{t-1}^*\rho\epsilon_{e,t-1} + \omega_{t-1}^*,$$

和

$$e_{t-1} = E(e_{t-1} | \Psi_{t-1}) + (e_{t-1} - E(e_{t-1} | \Psi_{t-1})).$$

因此

$$\begin{aligned} E(e_{t-1}^2 | \Psi_{t-1}) &= E(e_{t-1} | \Psi_{t-1})^2 + E(e_{t-1} - E(e_{t-1} | \Psi_{t-1}))^2 \\ &= (\tilde{v}_{t-1}^*\rho\epsilon_{e,t-1} + E(\omega_{t-1}^* | \Psi_{t-1}))^2 + E(\omega_{t-1}^* - E(\omega_{t-1}^* | \Psi_{t-1}))^2, \end{aligned}$$

$E(\omega_{t-1}^* | \Psi_{t-1})$ 是 $\tilde{\beta}_{t-1|t-1}$ 的最后一个元素, 且其均方差由 $\Lambda_{t-1|t-1}$ 的最后一个对角线元素 $E(\omega_{t-1}^* - E(\omega_{t-1}^* | \Psi_{t-1}))^2$ 给出。

## 附录二 中间过程的检验结果

附表1报告了(A.8)式—(A.10)式的第一步估计所得到的参数结果。被解释变量为后期价格的变化, 解释变量为当期的价格变化、当期的收入变化以及店内促销的变化。(A.9)

<sup>8</sup> 变量定义:  $\tilde{\beta}_{t|t-1} = E(\tilde{\beta}_t | \Psi_{t-1})$ ;  $P_{t|t-1} = E[(\tilde{\beta}_t - \tilde{\beta}_{t|t-1})(\tilde{\beta}_t - \tilde{\beta}_{t|t-1})']$ ;  $\eta_{t|t-1} = Y_t - Y_{t|t-1}$ ;  $Y_{t|t-1} = E(Y_t | \Psi_{t-1})$ 。

式中的参数  $b_{1,1}$ ,  $b_{1,2}$  和  $b_{1,3}$  的绝对值小于 1, 符号为负, 并且在 1% 的显著水平上是统计显著的。 $\Sigma_3$  为与当期店内促销变化的时变参数的随机扰动有关的方差, 在 1% 的显著水平上是统计显著的, 而  $\Sigma_1$  和  $\Sigma_2$  并不显著区别于 0。滞后的时变方差  $\sigma_{v,t-1}^2$  的参数估计值为 0.1913。

附表 1 第一步估计所得的参数估计值

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
$b_{1,1}$	-0.5988	(0.0814)	$\Sigma_{v,1}$	0.0266	(0.3851)
$b_{1,2}$	-0.3479	(0.1068)	$\Sigma_{v,2}$	0.0000	(1.0534)
$b_{1,3}$	-0.2739	(0.1203)	$\Sigma_{v,3}$	1.6982	(0.0483)
$c_1$	0.108	(0.1917)	$c_2$	0.1913	(0.1440)

注: 本表报告了 (A.8) 式—(A.10) 式中参数的估计值。

我们以附表 1 中报告的参数的估计值为条件, 使用上文给出的 Kalman 滤波来计算时变参数。总体来说, 每个时变参数被赋予 18 个不同的值。附表 2 中列出了每个参数的均值和标准差。当期价格变化的参数  $\delta_1$  和收入中位数变化的参数  $\delta_2$  在 5% 的显著水平上是统计显著的。 $\delta_2$  的标准差为 0, 意味着  $\delta_2$  是不随时间而变化的。误差纠正项  $v_t^*$  可由估计值算出, 从而进行第二步。

附表 2 第一步估计所得的时变参数的估计值

参数	时变参数估计值 均值	时变参数估计值 均值的标准差	时变参数估计值 方差	时变参数估计值 方差的标准差
$\delta_1$	-0.2337	(0.1984)	0.0394	(0.0031)
$\delta_2$	-0.0927	(0.0006)	0.0000	(0.0000)
$\delta_3$	-0.2965	(1.3363)	1.7847	(0.0856)

注: 标准差由 delta method 计算得来。

附表 3 报告了 (A.4) 式和 (A.5) 式中所列出的参数。被解释变量为碳酸饮料人均消费量的变动, 解释变量为前期人均消费的变化、当期人均消费的变化、当期价格变化、后期人均消费变化, 以及当期收入中位数的变化。 $a_{1,i}$  和  $\delta_{e,i}$  ( $i=0,1,5$ ) 对应正文等式 (9) 中的时变参数  $\beta_{i,t}$ 。

附表 3 时变参数的第一步估计值

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
$a_{1,0}$	-0.0025	(0.0055)	$\delta_{e,0}$	0.0002	(0.1350)
$a_{1,1}$	-0.9999	(0.0000)	$\delta_{e,1}$	0.0000	(0.0000)
$a_{1,2}$	0.4137	(0.0030)	$\delta_{e,2}$	0.0004	(0.0000)
$a_{1,3}$	-0.7199	(0.0159)	$\delta_{e,3}$	0.0002	(0.1441)
$a_{1,4}$	0.1147	(0.0030)	$\delta_{e,4}$	0.0001	(0.0001)
$a_{1,5}$	-0.0001	(0.0105)	$\delta_{e,5}$	0.0000	(0.0032)
$\alpha_1$	-0.0171	(0.0001)			
$\alpha_2$	-0.0116	(0.0206)			
$\rho$	-0.9522	(0.0058)			

注: 本表报告了 (A.4) 式和 (A.5) 式的参数估计结果。

## 附录三 健康的营养摄入和降低非传染性疾病发病率的关系(附表4)

附表4 健康的饮食习惯和降低非传染性疾病发病率之间的关系

营养因素/疾病	心血管 疾病	II型糖 尿病	癌症	骨折	白内障	婴儿出 生缺陷	肥胖症	代谢 综合征
健康的脂肪/油脂	C	C						P
水果和蔬菜	C		P	P	P	P	P	
粗粮	P	P					C	C
低糖食物和饮料	P	P		P			P	C
低卡路里饮食							P	C
低钠	P							

注:本表的来源为世界卫生组织和世界粮食组织2003年的报告;C表明两者之间关系已经有大量的流行病学研究证明了两者之间的因果关系;P表明有相当的一部分证据证明了两者之间的相关关系,但是由于时间序列不连续和样本量不足无法做出确认的结论。

## 附录四 模型中所涉及的各项变量的统计描述

附表5中列出了文中所使用的1988年第1季度至1992年第4季度的数据的均值。数据来源是美国Information Resources, Inc. (IRI)公司的碳酸饮料数据库。CPI的数据来源于美国劳动统计局(U. S. Bureau of Labor Statistics)。我们使用CPI的数据将价格和收入数据的名义价格转换为这两个变量的真实价格。

附表5 文中所用数据的均值

季度	人均消费量 (12盎司)	价格 (美元/12盎司)	参与销售活动的 产品比例(%)	人口	收入中值 (美元/季度)	CPI
1988.1	82.22	0.27	36.72	2966330.17	27662.73	116.07
1988.2	85.94	0.28	42.53	2966446.87	27657.94	117.53
1988.3	82.10	0.28	41.92	2957379.60	27813.79	119.10
1988.4	73.32	0.29	40.87	2965438.05	27981.59	159.77
1989.1	77.59	0.28	41.03	2973496.50	28089.21	121.67
1989.2	82.12	0.28	41.86	2981537.45	28135.88	123.67
1989.3	80.09	0.28	41.69	3006972.35	28015.03	124.67
1989.4	77.02	0.28	40.29	3024016.41	27726.97	167.20
1990.1	84.43	0.27	37.08	3032669.63	27752.44	128.03
1990.2	91.64	0.28	38.66	3041322.86	28297.32	129.33
1990.3	88.94	0.28	38.12	3058962.17	29399.10	131.57
1990.4	87.06	0.28	38.80	3068008.00	31095.22	177.27
1991.1	88.17	0.27	37.70	3077053.83	33478.01	134.80
1991.2	96.15	0.28	41.89	3086099.66	35585.97	135.60
1991.3	92.04	0.29	42.23	3105664.45	37305.43	136.67
1991.4	84.17	0.29	40.01	3116243.15	38636.00	183.10
1992.1	89.46	0.30	37.61	3126762.11	39577.82	138.67
1992.2	98.73	0.30	40.11	3137245.93	39945.25	139.80



(续表)

季度	人均消费量 (12 盎司)	价格 (美元/12 盎司)	参与销售活动的 产品比例 (%)	人口	收入中值 (美元/季度)	CPI
1992.3	96.98	0.31	39.80	3 147 741.47	40 343.34	140.90
1992.4	87.21	0.31	38.34	3 147 624.37	40 492.59	188.67

注：本表中所列价格和人均收入数据均为名义价格和收入(nominal terms)。文中所用数据使用 CPI 计算了这两个变量的实际值(real terms)。

## 参 考 文 献

- [1] Apovian, C., "Sugar-Sweetened Soft Drinks, Obesity, and Type 2 Diabetes", *Journal of American Medical Association*, 2004, 292(8), 978—979.
- [2] Baltagi, B., and J. Griffin, "The Econometrics of Rational Addiction: The Case of Cigarettes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2001, 19(4), 449—454.
- [3] Baltagi, B., and J. Griffin, "Rational Addiction to Alcohol: Panel Data Analysis of Liquor Consumption", *Health Economics*, 2002, 11(6), 485—491.
- [4] Becker, G., and K. Murphy, "A Theory of Rational Addiction", *Journal of Political Economy*, 1988, 96(4), 675—700.
- [5] Becker, G., M. Grossman, and K. Murphy, "An Empirical Analysis of Cigarette Addiction", *American Economic Review*, 1984, 84(3), 396—417.
- [6] Bentzen, J., T. Eriksson, and S. Valdemar, "Rational Addiction and Alcohol Consumption: Evidence from the Nordic Countries", *Journal of Consumer Policy*, 1999, 22(3), 257—279.
- [7] Dubé, J-P., "Multiple Discreteness and Product Differentiation: Demand for Carbonated Soft Drinks", *Marketing Science*, 2004, 23(1), 66—81.
- [8] Grossman, M., F. Chaloupka, and I. Sirtalan, "An Empirical Analysis of Alcohol Addiction: Results from the Monitoring the Future Panels", *Economic Inquiry*, 1998, 36(1), 39—48.
- [9] Gruber, J., and B. Koszegi, "Is Addiction 'Rational'? Theory and Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1261—1303.
- [10] Iannaccone, L., "Consumption Capital and Habit Formation with an Application to Religious Participation", Ph.D. Dissertation, University of Chicago, 1984.
- [11] Iannaccone, L., "Addiction and Satiation", *Economics Letters*, 1986, 21(1), 95—99.
- [12] Kim, C-J., and C. Nelson, "Estimation of A Forward-looking Monetary Policy Rule: A Time-varying Parameter Model Using Ex Post Data", *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(8), 1949—1966.
- [13] Kinnucan, H., Y. Miao, H. Xiao, and H. Kaiser, "Effects of Advertising on U. S. Non-Alcoholic Beverage Demand: Evidence from a Two-Stage Rotterdam Model", Chapter1 in Baye, M., and J. Nelson (eds.), *Advances in Applied Microeconomics: Advertising and Differentiated Products*. Oxford: Elsevier Science, 2001.
- [14] Fantuzzi, K., "Carbonated Soft Drink Consumption: Implications for Obesity Policy", Ph.D. dissertation, University of Connecticut, 2008.
- [15] Ludwig, D., K. Peterson, and S. Gortmaker, "Relation between Consumption of Sugar-sweetened Drinks and Childhood Obesity: A Prospective, Observational Analysis", *The Lancet*, 2001, 357(9255), 505—509.

- [16] Olekalns, N., and P. Bardsley, "Rational Addiction to Caffeine: An Analysis of Coffee Consumption", *Journal of Political Economy*, 1996, 104(5), 1100—1104.
- [17] 潘晓群、史祖民、袁宝君、戴月, "江苏省中学生碳酸饮料饮用频率及其相关因素分析", 《中国学校卫生》, 2009 年第 30 卷第 12 期, 第 1137—1138 页。
- [18] Richards, T., P. Patterson, and A. Tegene, "Obesity and Nutrient Consumption: A Rational Addiction", *Contemporary Economic Policy*, 2007, 25(3), 309—324.
- [19] Stigler, G., and G. Becker, "De Gustibus Non Est Disputandum", *American Economics Review*, 1977, 67(1), 76—90.
- [20] 王子昕、张俊、徐税、吴双胜、闫少芳、李凯、林晓明, "北京市大学生饮食行为与习惯的调查与分析", 《中国食物与营养》, 2008 年第 10 期, 第 61—64 页。
- [21] Waters, T., and F. Sloan, "Why Do People Drink? Tests of The Rational Addiction Model", *Applied Economics*, 1995, 27(8), 727—736.
- [22] Yen, S., B. Lin, D. Smallwood, and M. Andrews, "Demand for Nonalcoholic Beverages: The Case of Low-Income Households", *Agribusiness*, 2004, 20(3), 309—321.
- [23] Zheng, Y., and H. Kaiser, "Estimating Asymmetric Advertising Response: An Application to U. S. Nonalcoholic Beverage Demand", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2008, 40(3), 837—849.

## Public Health, Rational Addiction and Government Intervention

XIAOOU LIU

(Renmin University of China)

SHENGMIN SUN

(Shandong University)

**Abstract** This paper applies the Becker-Murphy (1988) theory of rational addiction to the case of carbonated soft drinks, using a time-varying parameter model and scanner data from 46 U. S. cities. Empirical results provide strong evidence that carbonated soft drinks are rationally addictive. Taking rational addition into account, estimated demand elasticities are much lower than previous estimates.

**JEL Classification** I18, D12, C23