

非参数估计方法在长江和珠江三角洲地区 城镇居民消费支出分析中的应用

周先波 田凤平*

摘要 本文给出商品消费支出份额 Working-Leser 非均匀面板数据固定效应和随机效应模型的非参数局部线性估计方法,并用之估计和比较珠三角和长三角两地区城镇居民各类商品消费支出结构。利用支出弹性分析方法,分析和比较两地区城镇居民的消费结构差异。

关键词 消费支出, Working-Leser 模型, 面板数据, 非参数局部线性估计

一、引言

关于居民消费结构,早在19世纪中叶,德国统计学家恩格尔在研究英、法、德和比利时等国家不同阶层的家庭调查资料时发现:随着家庭、居民可支配收入的不断增长,每个家庭用在食品方面支出的比率将会逐步下降;用在衣服方面的支出比率保持稳中有降;用在住房、汽车方面的消费逐步上升;用在文化、教育、娱乐、旅游等方面的支出会快速增长。从而,人们用恩格尔曲线描述在价格固定情况下消费者对于某商品的消费支出随其总资源(如收入或消费总支出)变化的情况。在文献中,恩格尔曲线常被表示成商品的消费份额关于总消费支出对数的函数关系(见 Gorman, 1981; Lewbel, 2006)。Working (1943) 和 Leser (1963) 根据经验研究发现,线性的恩格尔曲线函数形式对许多经济和时间序列数据拟合得比较好。后期文献将这一形式称为 Working-Leser 模型。Deaton and Muellbauer (1980) 在将价格因素引入模型创建几乎理想需求系统(AIDS)时说明,Working-Leser 的经验模型是 AIDS 在价格给定情形下的一个特例。

Working-Leser 模型中恩格尔曲线线性的设定以及微观基础中对变量系数

* 中山大学岭南学院。通信作者及地址:周先波,中山大学岭南学院,510275;电话:13672446896, (020)84110618;E-mail:zhouxb@mail.sysu.edu.cn。作者感谢匿名审稿人和姚洋对本文提出的修改意见,感谢第七届中国青年经济学者论坛(09/2007,浙江大学)区域经济单元有关学者对本文提出的评论及意见;同时,感谢国家自然科学基金项目(项目批准号70703037)的支持。本文疏漏之处均由作者负责。

(参数)的约束条件限制了该模型的应用范围。人们不断寻求在新的微观基础下商品消费支出份额与总消费支出之间更为一般的关系模型,如 Muellbauer (1976) 的 PIGLOG 系统, Jorgenon, Lau and Stoker (1982) 的 Translog 模型, Banks, Blundell and Lewbel (1997) 的二次几乎理想需求系统 (QUAIDS) 等。这些模型本质上给出了对真正需求消费模型的某种逼近,反映了商品消费支出份额与总消费支出之间存在着更为一般的非线性函数关系;不过,这些都是参数模型,其中参数要满足一定约束条件,如齐次性、对称性等。

消费理论本身并没有确定支出份额与总消费支出之间存在着具有参数约束的函数关系,所以,线性或非线性参数模型的错误设定将会导致非一致的和无效的参数估计,由此所作的假设检验是欠可靠的。在较近期的非参数估计应用领域中,人们事先不设定商品消费支出份额与总消费支出之间这种线性或可线性化的非线性函数关系,而是在非常一般的条件下(如未知回归函数满足一定正则性条件),利用非参数估计方法得到这种未知关系的较为稳健的估计。例如, Bierens and Pott-Buter (1990) 从等价规模 (equivalence scale) 角度、Lewbel (1991) 从需求系统秩 (rank) 方面分别对这种函数关系进行传统的非参数核估计。

上述模型大多是横截面或时间数据模型,难以容许模型中含有个体或时间的异质性。如果把可以允许个体或时间异质性的面板数据模型和具有灵活 (flexible) 函数形式的非参数模型结合起来,建立非参数面板数据模型及其非参数估计方法,并应用于恩格尔曲线模型的估计中,则是一个较好的想法。Ullah and Roy (1998) 给出的面板数据模型非参数局部线性估计方法可有效解决这一问题。¹

本文设定面板数据 Working-Leser 模型的非参数形式,利用非参数局部线性估计方法,分别考察珠三角和长三角城镇居民近年来八大类商品(食品、衣着、家庭设备、医疗保健、交通通信、娱乐文化教育、居住以及其他)的消费支出份额与总消费支出之间的非参数函数关系,对两地区城镇居民消费行为作一分析和比较。我们希望,在没有任何关于参数的限制条件下,利用非参数方法,估计 Working-Leser 模型中的独立变量对依赖变量的影响,以其估算支出弹性,对居民消费进行弹性分析。

国内学者在居民消费结构非传统估计(相对于参数方法)方面作了一些有价值的研究。例如,黄四明和梁华(1994)认为影响消费结构的因素与消费结构的关系未必是线性的,从而使用半参数估计方法研究居民消费结构;张守一、葛新权和王斌(1997)较早地将非参数估计方法引入城镇居民消费

¹ Ullah and Roy(1998)应用面板数据模型非参数局部线性估计方法,考察发展中国家营养与收入之间的非参数函数关系。

结构的研究中，利用时间序列数据，应用传统的非参数核估计方法，估计居民消费与总收入的非参数函数关系。在非经典数据类型方面，国内学者使用面板数据模型也进行了一些研究。例如，赵卫亚（2003）利用各年按收入等级分组的抽样调查数据，建立变系数和变截距面板数据参数模型，估计我国不同收入层次城镇居民的边际消费倾向。

本文所用的非参数模型及其估计方法与国内学者上述文献所用的方法有一定区别。我们应用 Ullah and Roy（1998）的非参数局部线性估计方法，将两地区非均匀面板数据固定效应和随机效应模型中的未知回归函数在固定点邻近进行一次逼近，估计回归函数的一阶导函数，得到独立变量对依赖变量影响的非参数估计。以此为基础，比较两地区居民消费的平均和逐点支出弹性。同时，我们还对参数估计和非参数估计进行适当比较，以强调非参数估计可以为我们带来更多的信息。²

文章其余内容安排如下：第二部分简述非均匀面板数据 Working-Leser 参数模型，并用两三角洲地区面板数据对模型估计进行初步探讨；第三部分建立非均匀面板数据的非参数模型，给出 Ullah-Roy 非参数局部线性估计方法；第四部分估计面板数据参数模型和非参数模型，并进行比较和分析；第五部分是两地区各类商品消费模型非参数估计的支出弹性分析；最后是总结。

二、居民消费支出份额的面板数据参数模型

对商品消费支出和收入之间关系（或恩格尔曲线）的研究一直是应用微观经济学中福利分析的中心问题。为对消费行为进行全面描述，理论上，人们需要设定与效用最大化理论一致的恩格尔曲线（见 Banks *et al.*, 1997）。Working（1943）和 Leser（1963）的实证研究表明，消费支出份额关于总支出的线性参数恩格尔曲线模型（Working-Leser 模型）

$$w_k = \xi_k + \beta_k \log M \quad (1)$$

可以较好地拟合其实际样本数据，其中 w_k 是商品类 k 的消费支出 m_k 占总消费支出 M 的比例， ξ_k 是与价格有关的常数， \log 指以 e 为底的对数（下同）。Muellbauer（1976）将 Working-Leser 恩格尔曲线的设定置于可积消费理论的框架下讨论。Deaton and Muellbauer（1980）的几乎理想需求系统（Almost Ideal Demand System）理论可以用来导出 Working-Leser 模型的微观基础。在引言中已指出，和其他需求模型一样，Working-Leser 模型大多被用于横截面数据或时间序列数据中。为与非参数 Working-Leser 模型的估计进行比较，

² 参数模型和非参数模型的优劣问题是一个争论的问题，超出了本文范围，有兴趣读者请见 Härdle（1990，p. 5）对 Fisher 和 Pearson 对这两种方法看法的比较。

本节设定这种线性参数形式。

本文分别利用珠三角³地区9个城镇1993—2004年期间、长三角地区16个城镇1994—2004年期间城镇居民对八大类商品的消费支出数据和总消费支出数据分别建立两地区非均匀面板数据 Working-Leser 模型。数据来源于《长江和珠江三角洲及港澳特别行政区统计年鉴》以及广东省各城市相关年份的统计年鉴。因数据可得性的年份限制,我们收集的数据是非均匀面板数据。根据上述统计年鉴的划分,八大类商品是:食品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗保健、交通通信、娱乐文化教育用品、住房和其他。

两地区的城镇均用 i 来表示,对珠三角来说, $i=1, \dots, 9$, 长三角的 $i=1, \dots, 16$ 。每个城镇数据的时间跨度用 T_i 表示。商品种类用 k 表示, $k=1, \dots, 8$ 。珠三角地区面板数据 Working-Leser 模型的参数形式为

$$\omega_{k,i} = \alpha_{k,i} + \beta_k \log M_{it} + \epsilon_{k,i,t}, \quad (2)$$

其中 $i=1, \dots, 9$; 对每个 $i, t=1, 2, \dots, T_i$; $\alpha_{k,i}$ 为商品类 k 关于城镇 i 的固定效应或随机效应。扰动项组内不相关而组间异方差,即满足条件 $\text{Cov}(\epsilon_{k,i,t}, \epsilon_{k,i,s}) = \sigma_{\epsilon}^2$, $\text{Cov}(\epsilon_{k,i,t}, \epsilon_{k,j,s}) = 0 (i \neq j, t \neq s)$ 。由面板数据固定效应和随机效应模型的标准估计方法可以得到斜率系数 β_k 的估计 $\hat{\beta}_k (k=1, \dots, 8)$, 见 Hsiao (2003)。长三角地区的相应模型可类似给出。

通过 Working-Leser 模型,我们可以进行居民消费的支出弹性分析。由模型 (1), 对商品类 k , 有 $\beta_k = \frac{\partial \omega_k}{\partial \log M} = \frac{\partial \omega_k}{\partial M} \cdot M = \frac{\partial (m_k/M)}{\partial M} \cdot M = \frac{\partial m_k}{\partial M} - \frac{m_k}{M}$ 。两边同乘 M/m_k , 整理可得商品类 k 的支出弹性为

$$e_k = 1 + \beta_k / \omega_k. \quad (3)$$

在线性参数模型设定下,因 β_k 为常数,支出弹性 e_k 是支出份额 ω_k 的双曲函数形式。城镇 i 居民对商品类 k 的逐点支出弹性(作为 x 函数)可估计为 $1 + \hat{\beta}_k / (\hat{\alpha}_{k,i} + \hat{\beta}_k x)$, 其中 $x = \log M$ 。如取 (3) 式中的 ω_k 为居民对商品类 k 的消费份额的样本均值,则居民对消费品 k 的平均支出弹性可表示为

$$\bar{e}_k = 1 + \beta_k / \bar{\omega}_k. \quad (4)$$

如上所述, Working-Leser 参数模型设定总消费支出的对数和各类商品消费份额之间的关系是线性的。较强线性性的约束使其不一定能对数据有一个

³ 依据《长江和珠江三角洲及港澳特别行政区统计年鉴》上对珠三角区域和长三角区域的划分,珠江三角洲经济区(简称珠三角)指广东省珠江流域的14个市、县、区组成的区域,包括广州、深圳、珠海、佛山、江门、东莞、中山等7市,以及惠州市区和惠阳、惠东、博罗三县,肇庆市区和高要、四会两市。受可得数据的限制,本篇文章中指的珠三角仅包括上述定义中的广州、深圳、佛山、江门、东莞、中山、惠州和肇庆市等9个市。长三角区域包括上海、南京、苏州、无锡、常州、镇江、南通、扬州、泰州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山和台州等16个城市。

较好的描绘。数据散点图可以使我们对拟合情况有一个直观印象。图 1 给出珠三角和长三角部分商品的消费支出比例（或称份额）和总消费支出对数的关系图（将数据垒叠），其中直线图是上述 Working-Leser 模型所描述的关系，曲线图为由传统非参数核估计所作的图形（两者都没有考虑固定效应和随机效应），两者对数据的拟合都不错，但非参数估计方法拟合的图形比参数估计拟合的图形较好地反映了两变量（数据）之间的变化趋势及特征。

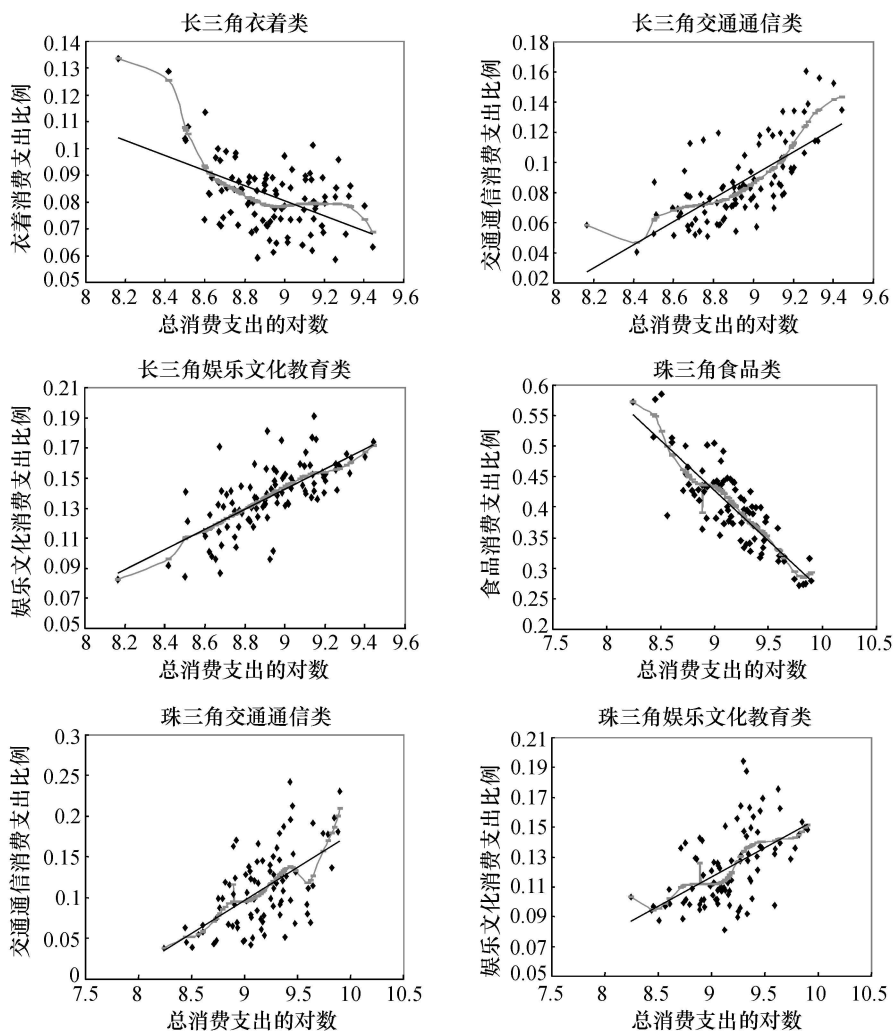


图 1 珠三角和长三角部分商品的消费支出比例和总消费支出的关系图

除引言中我们已指出的模型设定偏误外，参数估计值并不能反映不同总支出水平对支出份额的影响。而非参数模型除了对回归函数形式的设定限制很少、减小模型设定偏误的可能性外，还能给出自变量在不同水平上对依赖变量的边际影响的估计，可以让研究者了解这种影响随自变量变化的趋势。

所以,在进行参数估计的同时,讨论面板数据 Working-Leser 模型中变量间关系的非参数估计具有实际意义。

三、消费支出份额面板数据模型的非参数估计方法

如引言中指出,商品消费支出份额和收入(总支出)之间关系的设定形式对于微观经济分析极为重要,而且,越来越多的实证研究表明,对许多商品来说,Working-Leser 线性参数模型的设定已不能精确刻画消费者的消费行为。为下文实证估计之需,相应于 Working-Leser 模型中独立变量和依赖变量之间的关系,本节设定非参数面板数据模型形式,并给出其非参数局部线性估计。

城镇 i 在时期 t 对各商品类 k 的消费份额与其消费总支出之间的关系设定为

$$w_{it} = \alpha_i + m(x_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中 $m(\cdot)$ 为未知的回归函数, $x_{it} = \log M_{it}$ (为方便起见,省略下标 k , 与前面参数模型部分比较,各变量在省略下标 k 时的意义是明确的); α_i 为城镇固定效应或随机效应; ε_{it} 为随机扰动项,满足 $E[\varepsilon_{it} | x_{it}] = 0$ 及 $E[\varepsilon_{it}^2 | x_{it}] = \sigma_\varepsilon^2$, $t=1, \dots, T_i$; $i=1, \dots, n$ 。

如果 α_i 为固定效应,则在模型(5)中,未知函数 $m(x)$ 与固定效应不可识别,所以,本文考虑 $m(x)$ 的导数 $\beta(x)$ 及其平均导数 $\beta = E\beta(x)$ 的估计,其中 $\beta(x)$ 是消费总支出的对数对消费份额的边际影响。我们将 Ullah and Roy (1998) 的非参数局部线性估计方法 (Mundra (2004) 给出这种非参数估计大样本性质的证明) 推广到非均匀面板数据固定效应模型。将(5)中的回归函数在某固定点 x 邻近进行 Taylor 展开,得到

$$w_{it} = \alpha_i + m(x) + (x_{it} - x)\beta(x) + u_{it},$$

其中 u_{it} 包括 Taylor 展开的余项和 ε_{it} 。对每一个 i , 有 $\bar{w}_{i\cdot} = \alpha_i + m(x) + (\bar{x}_{i\cdot} - x)\beta(x) + \bar{u}_{i\cdot}$, 其中 $\bar{w}_{i\cdot} = 1/T_i \sum_{t=1}^{T_i} w_{it}$, $\bar{x}_{i\cdot}$ 和 $\bar{u}_{i\cdot}$ 可同样定义。从而 $w_{it} - \bar{w}_{i\cdot} = (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot})\beta(x) + u_{it} - \bar{u}_{i\cdot}$ 。由此,导数 $\beta(x)$ 的估计是使该方程的加权残差平方和 $\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} (w_{it} - \bar{w}_{i\cdot} - (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot})\beta(x))^2 K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right)$ 最小化的 $\beta(x)$, 其中 $K(\cdot)$ 是核函数, h 是窗宽,即导数 $\beta(x)$ 的估计量是

$$\hat{\beta}_{FE}(x) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right) (w_{it} - \bar{w}_{i\cdot}) (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot})}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} K\left(\frac{x_{it} - x}{h}\right) (x_{it} - \bar{x}_{i\cdot})^2}. \quad (6)$$

根据 Ullah and Roy (1998) 最佳窗宽的选取, $h \propto \left(\sum_{i=1}^n T_i \right)^{-1/7}$ 。与参数估计不同的是, 非参数估计 $\hat{\beta}_{\text{FE}}(x)$ 为自变量 x 的函数。 $\hat{\beta}_{\text{FE}}(x)$ 的方差估计类似于 Ullah and Roy (1998, p. 589)。

如果 α_i 为城镇随机效应, 与固定效应情形一样, 将 $m(x_{i_t})$ 在点 x 处进行一阶 Taylor 展开, 则模型 (5) 由以下模型来近似:

$$\begin{aligned} w_{i_t} &= m(x) + (x_{i_t} - x)\beta(x) + \alpha_i + u_{i_t} \\ &= z(x_{i_t})\delta(x) + \alpha_i + u_{i_t}, \end{aligned}$$

其中 $\delta(x) = (m(x), \beta(x))'$, $z(x_{i_t}) = (1, x_{i_t} - x)$, 而 $\beta(x)$ 是 $m(x)$ 的导数。以下我们将 Ullah and Roy (1998) 的方法 (Herderson and Ullah (2005) 给出其估计量大样本性质的证明) 推广到非均匀随机效应模型中 $m(x)$ 和 $\beta(x)$ 的估计。对 w_{i_t} 和 x_{i_t} 进行如下变换:

$$w_{i_t}^* = w_{i_t} - (1 - \hat{\lambda}_i^{1/2})\bar{w}_{i_t}, \quad z_{i_t}^* = z_{i_t} - (1 - \hat{\lambda}_i^{1/2})\bar{z}_{i_t},$$

其中 $\hat{\lambda}_i = \hat{\sigma}_u^2 / (\hat{\sigma}_u^2 + T_i \hat{\sigma}_a^2)$, $\hat{\sigma}_u^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} (w_{i_t} - \bar{w}_{i_t} - (x_{i_t} - \bar{x}_{i_t})\hat{\beta}_{\text{FE}}(x))^2 / \left(\sum_{i=1}^n T_i - n - 1 \right)$ 和 $\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{w}_{i_t} - \bar{m}(x) - (\bar{x}_{i_t} - x)\bar{\beta}(x))^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{T_i} \hat{\sigma}_u^2$, 这里 $\bar{m}(x)$ 和 $\bar{\beta}(x)$ 是回归模型 $\bar{w}_{i_t} = m(x) + (\bar{x}_{i_t} - x)\beta(x) + \bar{u}_{i_t}$ 中 $m(x)$ 和 $\beta(x)$ 的 OLS 估计。则 $\delta(x)$ 的可行估计量为

$$\hat{\delta}_{\text{RE}}(x) = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} z_{i_t}^{*'} w_{i_t}^* K((x_{i_t} - x)/h) / \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} z_{i_t}^{*'} z_{i_t}^* K((x_{i_t} - x)/h). \quad (7)$$

从而, $m(x)$ 及其导数 $\beta(x)$ 的估计分别为 $\hat{m}(x) = (1, 0)\hat{\delta}(x)$ 和 $\hat{\beta}_{\text{RE}}(x) = (0, 1)\hat{\delta}(x)$ 。 $\hat{\delta}_{\text{RE}}(x)$ 的方差矩阵的估计可由 Ullah and Roy (1998, p. 592) 的方法类似得到。

上述估计是支出弹性非参数估计的基础。同上面参数估计中平均支出弹性 (4) 的计算, 非参数情形下平均逐点支出弹性可计算为

$$\bar{e}_k(x) = 1 + \hat{\beta}_k(x) / \bar{w}_k, \quad (8)$$

其中 $\hat{\beta}_k(x)$ 是固定效应模型估计量 $\hat{\beta}_{k, \text{FE}}(x)$ 或随机效应模型估计量 $\hat{\beta}_{k, \text{RE}}(x)$, 下同。公式 (8) 给出各地区居民对商品类 k 消费的平均支出弹性随总支出变化的关系。

我们还可以利用 $\hat{\beta}_k(x)$ 对各地区消费品类 k 的平均导数进行估计, 有两种方法: 一是计算 $\hat{\beta}_k(x)$ 在自变量的整体样本均值 \bar{x} 处的取值 $\hat{\beta}_k(\bar{x})$, 其中

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} x_{i_t} / \sum_{i=1}^n T_i,$$

二是计算 $\hat{\beta}_k(x)$ 在各 x_{it} 处取值的整体均值 $\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\beta}(x_{it}) / \sum_{i=1}^n T_i$ 。本文使用前一种方法给出平均导数的估计, 进而计算居民对消费品 k 的平均支出弹性, 即 $e(\bar{x}) = 1 + \hat{\beta}_k(\bar{x}) / \bar{w}_k$ 。

四、模型估计结果、实证分析和比较

本节利用珠三角地区 9 个城镇 1993—2004 年期间、长三角地区 16 个城镇 1994—2004 年期间城镇居民对八大类商品人均消费支出数据和总消费支出数据(数据来源见第二部分), 分别估计各地区总消费支出(的对数)对各类商品消费支出份额的边际影响。为比较起见, 在进行非参数估计之前, 列出参数估计结果。另外, 因为本文所选样本为珠三角和长三角地区的部分城镇, 样本选择可能带有一定的随机性, 所以在非参数估计中, 我们将比较地给出固定效应和随机效应非参数模型的估计结果。

(一) 参数估计

表 1 两地区各类消费品面板数据参数模型的估计和检验结果

消费品	珠三角地区				Hausman 统计量	适用 模型	长三角地区				Hausman 统计量	适用 模型
	固定效应模型		随机效应模型				固定效应模型		随机效应模型			
	β_k	e_k	β_k	e_k			β_k	e_k	β_k	e_k		
食品	-0.182 (-14.38)	0.546 (-15.35)	-0.180 (-15.35)	0.552 (-15.35)	0.509	随机	-0.140 (-13.05)	0.658 (-13.10)	-0.150 (-13.10)	0.633 (-13.10)	6.267	固定
衣着	-0.022 (-5.85)	0.637 (-4.48)	-0.021 (-4.48)	0.652 (-4.48)	0.105	随机	-0.014 (-2.96)	0.827 (-4.96)	-0.026 (-4.96)	0.683 (-4.96)	30.201	固定
家庭设备服务	-0.046 (-6.99)	0.413 (-4.66)	-0.046 (-4.66)	0.408 (-4.66)	0.002	随机	-0.067 (-5.83)	0.217 (-3.45)	-0.049 (-3.45)	0.430 (-3.45)	4.936	固定
医疗保健	0.036 (8.42)	1.778 (4.15)	0.023 (4.15)	1.483 (4.15)	17.243	固定	0.052 (9.45)	1.838 (7.34)	0.051 (7.34)	1.823 (7.34)	0.048	随机
交通通信	0.135 (11.13)	2.229 (8.88)	0.118 (8.88)	2.078 (8.88)	8.925	固定	0.101 (15.28)	2.177 (11.55)	0.098 (11.55)	2.139 (11.55)	0.383	随机
娱乐文化教育	0.058 (9.62)	1.476 (6.72)	0.050 (6.72)	1.406 (6.72)	4.045	固定	0.078 (13.78)	1.570 (9.12)	0.072 (9.12)	1.525 (9.12)	1.276	随机
居住	0.034 (3.66)	1.268 (3.56)	0.056 (3.56)	1.437 (3.56)	2.932	随机	0.049 (6.22)	1.518 (4.13)	0.037 (4.13)	1.391 (4.13)	8.197	固定
其他	-0.021 (-3.04)	0.599 (-1.31)	-0.009 (-1.31)	0.835 (-1.31)	36.162	固定	-0.027 (-4.42)	0.363 (-4.02)	-0.025 (-4.02)	0.429 (-4.02)	7.009	固定

注: 括号中的数值为 t 值; Hausman 检验使用 5% 显著性水平, 其中自由度为 1 的卡方分布的临界值是 3.84。

表 1 给出两三角洲地区 Working-Leser 面板数据固定效应和随机效应参数模型 (2) 中参数 β_k 的估计结果, 其中还列出两地居民各消费品类支出弹性 e_k (由 (4) 式计算)、随机效应和固定效应参数模型的 Hausman 检验结果(注: 原假设是随机效应)。可见, 在某些商品类模型(共 7 个)中, 两种效

应模型不存在显著区别（见标有“随机”所对应的商品类模型）；在另外 9 个模型中，固定效应与随机效应存在显著性区别（见标有“固定”的商品类）。尽管如此，表 1 中两种效应模型对 β_k 的估计结果具有共同之处。首先，除珠三角地区“其他类”商品对应的随机效应模型外，总消费支出对各类商品的消费支出份额都具有显著性影响（ $t > 2$ ）。其次，从各类商品需求模型的系数估计 $\hat{\beta}_k$ 的符号及其相应支出弹性估计值是否大于 1 来看，两地区食品、衣着、家庭设备用品和其他等四大类商品的消费比例随着总支出的增加都呈下降趋势（ $\hat{\beta}_k < 0$ ），这四类消费品均为正常品，且是必需品（支出弹性 e_k 大于 0 且小于 1），它们需求量的变化幅度要比总支出的变化幅度小；而其余四类消费品（医疗保健、交通通讯、娱乐文化教育、居住）的消费比例随着总支出的增加都呈上升趋势（ $\hat{\beta}_k > 0$ ），且它们都是奢侈品（支出弹性 e_k 大于 1），当总支出增加时，它们的需求量以更大的幅度增加。交通通讯类商品尤为特别，两地区交通通讯类的支出弹性都大于 2，这和两地区是中国经济最发达区域、社会信息化程度高以及近年来电子通讯业的迅速发展是分不开的。表 1 的结果还显示，珠三角地区诸类商品的支出弹性大多比长三角的要小，这说明当居民的收入水平（总支出水平）同等程度变化时，珠三角地区居民对这些商品的需求变化较小，而长三角地区相应变化较大。

（二）非参数估计 $\hat{\beta}_{FE}(\bar{x})$ 和 $\hat{\beta}_{RE}(\bar{x})$

首先，我们分别给出珠三角和长三角两地区城镇居民各类商品面板数据固定效应和随机效应模型（5）中回归函数平均导数的估计⁴，见表 2（本文非参数估计 Gauss 程序可来信索取）。这里仅列出由上一部分末第一种方法计算的估计值，取核函数为高斯函数。根据 Ullah and Roy（1998）给出的标准，选择最优窗宽 $h = aN^{-1/7}$ ，其中 a 为正常数， $N = 87$ （对于珠三角地区）和 96（对于长三角地区）为两地区的样本容量。

为了考察窗宽对非参数估计结果的影响，表 2 分别给出当 $a = 0.6, 0.9$ 和 1.2 时的估计结果，它们分别对应于窗宽 $h = 0.317, 0.476, 0.634$ （珠三角）和 $h = 0.313, 0.469, 0.625$ （长三角）。从各窗宽对应的估计结果可见，两地区模型的估计对窗宽的选择不是很敏感。两种效应模型的非参数估计结果与表 1 的参数估计结果基本一致，不同方法对各类商品所对应模型的估计方向（即 $\hat{\beta}_{k,FE}(\bar{x})$ 、 $\hat{\beta}_{k,RE}(\bar{x})$ 与 $\hat{\beta}_k$ 的正负号）完全一致。非参数估计结果也表明两地区的食品、衣着、家庭设备和其他类商品为生活必需品，而其余四类商品为奢侈品，且两种效应模型的非参数估计给出类似的解释。

⁴ 上述 Hausman 检验只是给出线性参数模型设定下固定效应和随机效应的统计检验，不适用于非参数模型设定下固定效应和随机效应模型的检验。据作者所知，目前文献中没有阐述非参数面板数据模型中随机效应和固定效应的检验问题，这里将两种效应模型非参数估计的结果同时列出，以示比较。

表2 两地区各类消费品的非参数局部线性估计 $\hat{\beta}_{FE}(x)$ 和 $\hat{\beta}_{RE}(x)$

	珠三角地区			长三角地区		
	$\alpha=0.6$	$\alpha=0.9$	$\alpha=1.2$	$\alpha=0.6$	$\alpha=0.9$	$\alpha=1.2$
固定效应模型						
食品	-0.203 (-16.65)	-0.193 (-16.06)	-0.188 (-15.79)	-0.151 (-13.24)	-0.153 (-13.50)	-0.154 (-13.70)
衣着	-0.032 (-6.80)	-0.031 (-6.83)	-0.030 (-6.83)	-0.019 (-2.89)	-0.021 (-3.28)	-0.023 (-3.56)
家庭设备用品及服务	-0.053 (-4.91)	-0.054 (-5.29)	-0.055 (-5.48)	-0.084 (-4.77)	-0.078 (-4.65)	-0.075 (-4.55)
医疗保健	0.039 (5.97)	0.038 (6.39)	0.038 (6.66)	0.055 (7.63)	0.054 (7.62)	0.053 (7.68)
交通通讯	0.137 (9.31)	0.131 (9.22)	0.128 (9.24)	0.115 (12.82)	0.113 (12.59)	0.110 (12.37)
娱乐文化教育	0.075 (7.23)	0.070 (7.38)	0.067 (7.48)	0.077 (8.23)	0.076 (8.43)	0.076 (8.59)
居住	0.065 (3.35)	0.063 (3.53)	0.062 (3.64)	0.044 (3.71)	0.044 (3.94)	0.045 (4.08)
其他	-0.027 (-3.10)	-0.024 (-2.99)	-0.024 (-2.99)	-0.036 (-5.15)	-0.034 (-4.88)	-0.032 (-4.74)
随机效应模型						
食品	-0.195 (-12.58)	-0.185 (-14.42)	-0.181 (-15.01)	-0.146 (-12.07)	-0.145 (-12.94)	-0.145 (-13.27)
衣着	-0.030 (-5.72)	-0.024 (-5.58)	-0.022 (-5.26)	-0.017 (-2.76)	-0.020 (-3.61)	-0.023 (-4.06)
家庭设备用品及服务	-0.048 (-3.94)	-0.045 (-4.48)	-0.044 (-4.61)	-0.043 (-3.34)	-0.041 (-3.39)	-0.039 (-3.33)
医疗保健	0.013 (2.35)	0.013 (2.74)	0.013 (3.01)	0.052 (6.95)	0.049 (7.12)	0.049 (7.19)
交通通讯	0.130 (7.48)	0.122 (8.37)	0.119 (8.64)	0.095 (10.75)	0.093 (11.34)	0.092 (11.44)
娱乐文化教育	0.054 (6.36)	0.048 (6.91)	0.045 (6.97)	0.071 (8.94)	0.069 (9.42)	0.069 (9.61)
居住	0.059 (2.92)	0.057 (3.38)	0.056 (3.50)	0.022 (2.57)	0.024 (2.95)	0.025 (3.12)
其他	-0.007 (-0.85)	-0.003 (-0.54)	-0.003 (-0.42)	-0.026 (-4.22)	-0.024 (-4.19)	-0.023 (-4.12)

注:估计值下方括号内的数是相应的 t -值。

(三) 非参数逐点估计 $\hat{\beta}_{FE}(x)$ 和 $\hat{\beta}_{RE}(x)$

上述参数估计及平均导数的非参数估计反映不了总支出对各类商品支出份额的影响随总支出变化的趋势。回归函数导函数的非参数逐点估计是研究这种趋势变化的有用工具。

先考察固定效应面板数据模型(5)。由(6)式,对两地区各类商品固定效应模型中回归函数的导函数进行非参数逐点估计,其中非参数估计的设计

和图形做法是：将自变量 x 的样本最小值和样本最大值构成的区间进行 30 等分，在每一等分点处估计 $\hat{\beta}_{FE}(x)$ ，再把这些点 $(x, \hat{\beta}_{FE}(x))$ 光滑连接，见图 2 和图 3。非参数估计 $\hat{\beta}_{FE}(x)$ 是 x 的函数，随 x 变化而变化，给出更多关于不同总支出水平上总支出对各类商品消费份额边际影响的有用信息。图 2 和图 3 还做出参数估计的图形（见图 2 和图 3 右列的水平线），比较来看，非参数估计具有明显优点。参数估计 $\hat{\beta}_k$ 是不随总支出变化的系数估计；而非参数估计 $\hat{\beta}_{k,FE}(x)$ 给出总支出（对数） x 对各类商品消费支出份额边际影响的变化轨迹（见图 2 和图 3 的左列），并不像参数估计那样一成不变，这有助于了解总支出对各类商品支出份额的影响的变化趋势。虽然参数估计和非参数估计都显示如下排序：交通通讯、娱乐文化、医疗保健和居住等四大类商品在两地区受总支出的边际影响最大，家庭设备、衣着和其他类商品的影响次之，食品类商品的影响最小，但这些影响随总支出的变化情况在参数估计图中得不到体现。非参数估计清楚表明，当总支出变化时，某些商品类的影响排序会发生变化。例如，对于珠三角地区来说，在总支出较小时，居住类商品的边际影响要大于娱乐文化类商品；而当总支出较大时，居住类商品的影响要小于娱乐文化类商品。衣着类和其他类的非参数估计也发生了这种交错。图 2 和图 3 还显示，两地区居民对各类商品的消费随总支出的变化会有不同的反应，存在差异性。例如，珠三角地区总消费支出对交通通讯类商品支出份额的影响不但在绝对量上比长三角的大，在增长趋势上也比长三角的大。珠三角地区食品类商品因总支出的增加所受的影响开始处于缓慢下降，然后逐渐趋于平稳；而长三角食品类商品因总支出的增加所受的影响一直处于缓慢上升趋势。我们将在下一部分，通过支出弹性分析，继续对两地区各类商品消费的差异性作简要分析。

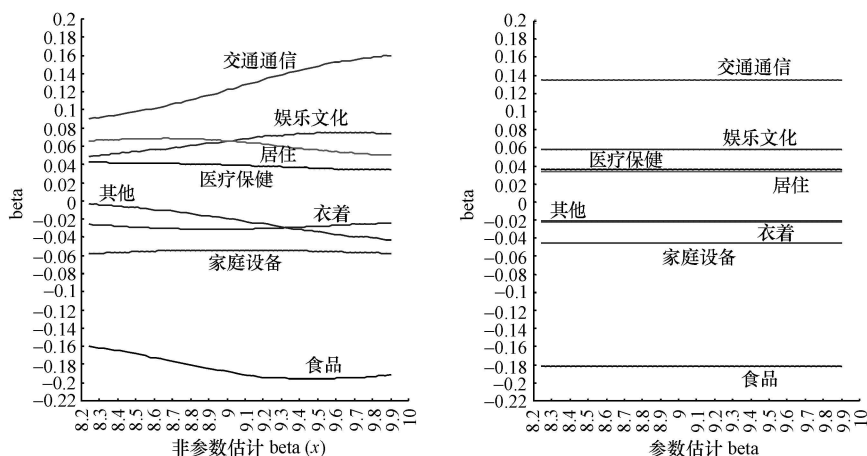


图 2 珠三角地区总支出（对数）对各类商品支出份额的边际影响（固定效应模型）

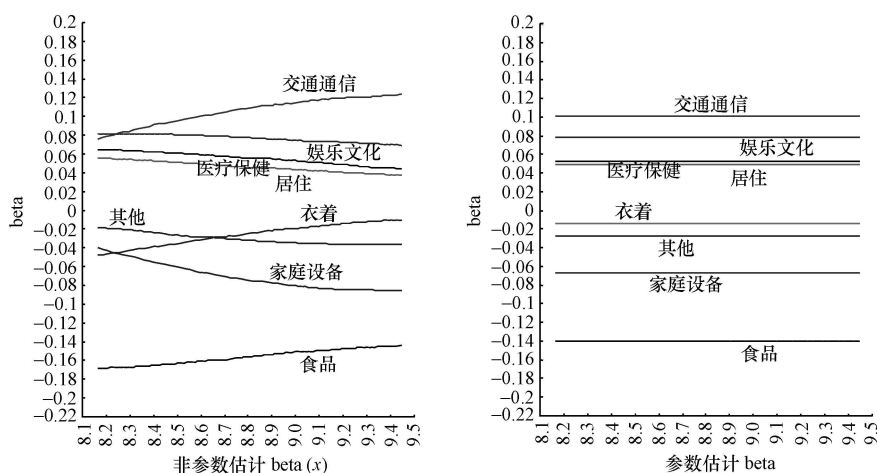


图3 长三角地区总支出(对数)对各类商品支出份额的边际影响(固定效应模型)

类似地,应用估计量(7)对两地区随机效应模型(5)进行非参数逐点估计,总支出对各商品类消费支出份额的影响 $\hat{\beta}_{RE}(x)$ 由图4描述⁵,其中图形做法同上。与固定效应模型的上述结果相比,除少数消费品之间的图形相对位置稍有改变外,图4中各类消费品回归模型中回归函数的非参数估计的变化趋势与图2和图3中各地区相应消费品的(非参数函数)变化趋势极为相近。这与两种效应模型参数估计 $\hat{\beta}$ 和平均效应非参数估计 $\hat{\beta}(\bar{x})$ 的方向一致性是吻合的(见表1和表2)。

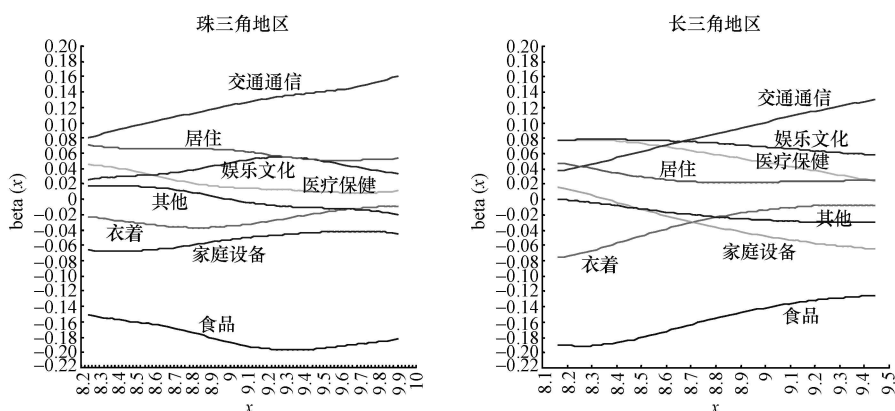


图4 两地区居民总消费支出(对数)对各类商品支出份额的边际影响(随机效应模型)

⁵ 使用随机效应模型中回归函数 $m(x)$ 的非参数逐点估计 $\hat{m}(x) = (1,0)\hat{\delta}(x)$ 直接研究恩格尔曲线也是有意义的,但本文希望将固定效应与随机效应模型的非参数估计 $\hat{\beta}(x)$ 进行对比分析,而前者不能给出 $m(x)$ 的逐点估计,所以,这里仅就 $m(x)$ 导函数的非参数逐点估计进行分析和比较。

五、各类消费品支出弹性的非参数估计与分析

本节给出固定效应和随机效应模型非参数估计的平均支出弹性和平均逐点支出弹性，并作简单分析。首先，由表 2 的非参数估计结果和第三部分末的平均弹性公式 $\bar{e}_k = 1 + \hat{\beta}_{FE}(\bar{x})/\bar{w}_k$ ，计算各地区各类商品需求的平均支出弹性，见表 3。

表 3 两地区各类消费品非参数局部线性估计的平均支出弹性

	珠三角地区			长三角地区		
	$a=0.6$	$a=0.9$	$a=1.2$	$a=0.6$	$a=0.9$	$a=1.2$
固定效应模型						
食品	0.492	0.517	0.529	0.626	0.621	0.619
衣着	0.453	0.470	0.487	0.769	0.744	0.720
家庭设备用品服务	0.321	0.308	0.295	0.025	0.095	0.130
医疗保健	1.845	1.823	1.823	1.863	1.848	1.832
交通通信	2.160	2.110	2.084	2.317	2.294	2.260
娱乐文化教育	1.607	1.566	1.542	1.555	1.548	1.548
居住	1.522	1.506	1.498	1.466	1.466	1.476
其他	0.477	0.535	0.535	0.171	0.217	0.263
随机效应模型						
食品	0.515	0.539	0.548	0.643	0.645	0.645
衣着	0.494	0.590	0.635	0.798	0.754	0.729
家庭设备用品服务	0.377	0.143	0.430	0.491	0.519	0.537
医疗保健	1.288	1.274	1.284	1.845	1.801	1.790
交通通信	2.185	2.108	2.081	2.110	2.087	2.069
娱乐文化教育	1.438	1.388	1.369	1.513	1.505	1.503
居住	1.463	1.447	1.436	1.237	1.254	1.264
其他	0.876	0.936	0.952	0.403	0.447	0.470

注：窗宽 $h = aN^{-1/7}$ ；平均弹性由公式 $\bar{e}_k = 1 + \hat{\beta}_{FE}(\bar{x})/\bar{w}_k$ 计算。

由表 3 可见，固定效应和随机效应模型的非参数估计均表明，两地区食品、衣着、家庭设备用品和其他等四大类商品是必需品（平均支出弹性 \bar{e}_k 大于 0 且小于 1），它们需求量的变化幅度要比总支出的变化幅度小；而其余四类消费品（医疗保健、交通通信、娱乐文化教育、居住）都是奢侈品（平均支出弹性 \bar{e}_k 大于 1），当总支出增加时，它们的需求量以更大的幅度增加。交通通讯类商品尤为特别，两地区支出弹性都大于 2。两地区各类商品平均支出弹性的符号及是否大于 1 与表 1 参数估计中计算的平均支出弹性分别相一致，且数值相差不大。由两种效应模型非参数估计计算的支出弹性与表 1 中参数估计计算的弹性是吻合的。

面板数据非参数局部线性估计的长处在于：其估计结果随总消费支出的变化进行相应的调整；同样，由（8）式计算的平均逐点支出弹性 $\bar{e}_k(x)$ 也随着总消费支出的变化作相应的调整。

所以,我们应用(6)式(或(7)式)和(8)式,分别计算珠三角和长三角两地区城镇居民对各类商品消费的平均逐点支出弹性。固定效应情形下的结果列于图5和图6,其中非参数估计的设计和图形做法是:将自变量 x 的样本最小值和样本最大值构成的区间进行30等分,利用(6),在每一等分点处估计 $\hat{\beta}_{FE}(x)$;由(8),计算每一等分点处的平均逐点支出弹性 $\bar{e}_k(x)$;最后,把这些点 $(x, \bar{e}_k(x))$ 光滑连接。随机效应情形的弹性图形可类似做出,见图7。由两种效应模型的非参数估计而计算的支出弹性在大小(指富有弹性、缺乏弹性)和方向上是一致的,支出弹性随总支出变化的趋势也是相似的。下面仅就图5和图6对固定效应情形的结果进行分析。

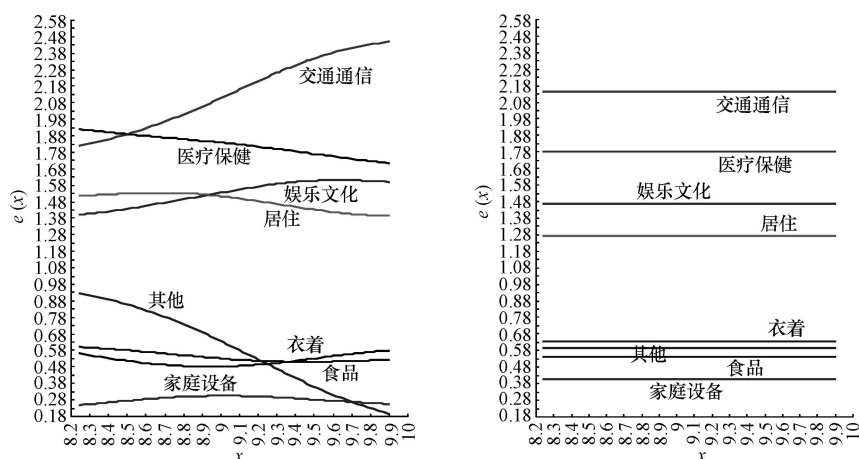


图5 珠三角地区各类商品支出弹性随总支出变化的轨迹图(固定效应模型)

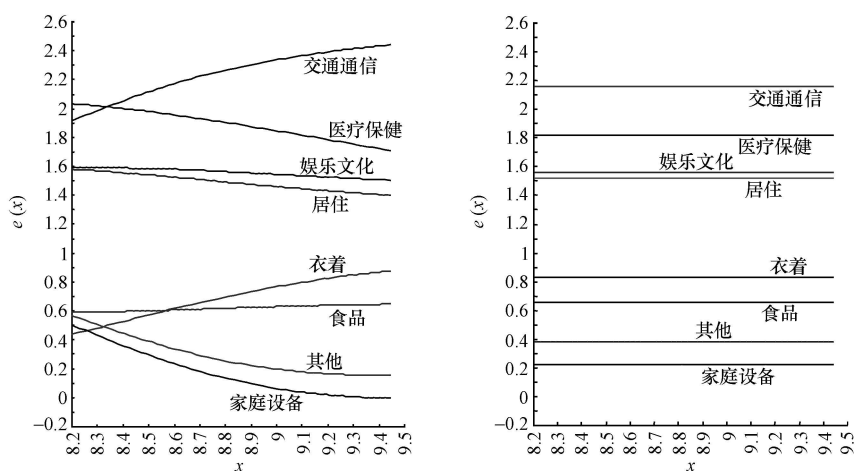


图6 长三角地区各类商品支出弹性随总支出变化的趋势图(固定效应模型)

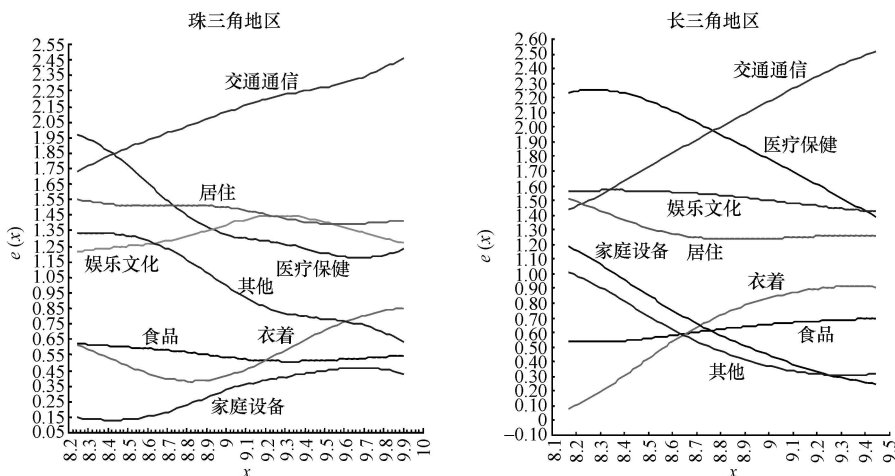


图 7 两地区各类商品支出弹性随总支出变化的轨迹图（随机效应模型）

图 5 和图 6 给出平均逐点支出弹性随总支出对数 x 变化的趋势图，其中左列是由非参数估计所作的弹性图，右列是由参数估计计算的弹性（即表 1 中的弹性）。一般来说，交通通信、娱乐文化、医疗保健和居住类商品在两地区都是高支出弹性类商品，随着总支出的变化，人们对它们消费支出的变化幅度更大；而衣着、食品和其他类商品的弹性次之，家庭设备类商品的弹性最小。右列的参数估计也给出这样的排序，但弹性变化随总支出的变化差异在参数估计图中得不到体现。非参数估计而得的弹性函数清楚表明，当总支出变化时，某些商品类的弹性排序会发生变化。例如，在总支出较小时，两地区交通通信类商品的支出弹性要小于医疗保健类商品的支出弹性；而当总支出较大时，交通通信类商品支出弹性要大于医疗保健类商品。对于珠三角地区，居住和娱乐文化类的支出弹性产生相交现象，但对于长三角地区，娱乐文化类的支出弹性总比居住类的稍大。另外，比较两地区的支出弹性的变化趋势可知，珠三角地区的弹性变化幅度较长三角地区的要大。可见，由非参数估计所得的支出弹性逐点估计可以解释参数估计和上述平均支出弹性估计发现不了的一些消费特征。具体地，由图 5 和图 6，我们可以得出下列一些关于两地区各类商品消费支出弹性的特征：

(1) 食品类：两地区食品类商品的支出弹性随总消费支出的增加变化很小，珠三角地区微弱下降，而长三角地区微弱上升。两者的平均逐点弹性都维持在 0.6 左右，这和食品作为生活必需品的消费情况是相符合的。两地区居民对食品类商品消费行为的差异性很小。

(2) 衣着类：与其余消费商品类相比，两地区衣着类消费表现特别。随着总消费支出的增加，两地区衣着类商品平均逐点支出弹性都不超出 1，始终表现为正常品。对于珠三角地区，支出弹性随总消费支出的增加一开始有微弱

下降,尔后微弱上升,呈平缓的U形。对于长三角地区,支出弹性随总消费支出的增加一直处于缓慢上升趋势,当总消费支出很高时,其支出弹性接近于1,但始终维持为正常品。对于较高消费支出群体,长三角地区衣着类平均支出弹性明显高于珠三角地区。

(3) 家庭设备类:两地区差异较大。珠三角地区家庭设备类商品的支出弹性随总支出变化表现平稳,且缺乏弹性,但长三角地区的支出弹性随总支出的增加不仅处于下降趋势,甚至有降到负值、由缺乏弹性的正常品变成劣等品的趋势。

(4) 医疗保健类、交通通信类、娱乐文化类和居住类:两地区城镇居民在这四类商品上的消费行为具有一定的相似性。居民消费的支出弹性一直处于大于1的高位,产品都属于奢侈品,总消费支出增加时,各类商品需求量的增加幅度更大。两地居民都非常重视医疗保健、交通通信、娱乐文化教育和居住方面的消费。两地区居民对医疗保健类商品的支出弹性随总支出的增加都是下降的;而对交通通信类商品的支出弹性随总支出的增加都是上升的。珠三角地区娱乐文化类商品的支出弹性随总支出增加缓慢上升,而长三角地区几乎不变。两地区居住类商品的弹性随总支出都是缓慢下降的。

(5) 其他类:两地区其他类商品的支出弹性随总消费支出的增加都是下降的,但珠三角地区比长三角地区下降的幅度大得多。这与珠三角地区在开始(即总消费支出的最小样本点处)时的弹性值较大有关。珠三角开始的弹性要超过0.9,而长三角地区的弹性开始还不到0.6。在总支出很高时,两地区其他类商品的平均支出弹性趋于接近。

六、总 结

居民对某类商品的消费份额关于其总消费支出对数的关系(恩格尔曲线)常被设定为线性参数模型,即Working-Leser模型。但这种线性参数设定一直不能为消费理论所支持;而且回归函数形式设定的偏误会导致参数估计的非一致性和无效性。本文方法没有设定这种严格的线性参数函数关系,而是建立居民消费支出份额的非均匀面板数据非参数回归模型。非参数模型对回归函数形式的设定具有很大的灵活性,对回归函数限制较少(只要求满足一定的正则性条件)。除能够减小模型设定偏误的可能性外,更重要的是回归函数或其导函数的非参数估计可以给出自变量在不同水平上对依赖变量的边际影响的估计,可以让研究者了解这种影响随自变量变化的趋势。

本文应用非参数局部线性估计方法,对两三角洲地区城镇居民消费支出份额的非均匀面板数据模型进行估计和比较,并分别计算两地区各类商品的参数估计平均支出弹性、非参数估计平均支出弹性和平均逐点支出弹性,对两地区居民消费结构和行为作了简单分析。

实证估计结果显示，面板数据 Working-Leser 模型的估计可以较好地描述两地区各类商品的恩格尔曲线。参数估计结果、在样本均值处固定效应和随机效应的非参数估计结果都是基本一致的，但相对于参数估计而言，非参数估计提供了更好地发现问题的渠道，给我们带来更多的有关居民消费行为的信息。由此，我们可以了解和比较两三角洲地区城镇居民的总支出对其各类商品消费支出份额的影响随着总支出变化的趋势。在估计中，非参数估计结果对窗宽的选择并不敏感，给出比较稳健的估计；固定效应和随机效应的非参数估计给出回归函数导函数相似的趋势分析。

根据固定效应和随机效应模型非参数估计而计算的各类商品消费支出弹性的实证分析表明，两三角洲地区食品、衣着、家庭设备用品和其他等四大类商品是必需品（支出弹性大于 0 且小于 1）；而其余四类消费品（医疗保健、交通通信、娱乐文化教育、居住）都是奢侈品（支出弹性大于 1，交通通信类商品尤为特别，支出弹性大于 2），且随着总支出的变化，人们对它们消费支出的变化幅度也较大。除食品类商品外，两地区居民对其余七类商品的消费都具有一定的差异性。

对恩格尔曲线的研究不需要考虑价格的影响，本文对 Working-Leser 模型的估计和分析也不例外。在引入价格因素的情形下，考察各商品类消费支出与总支出的关系，需要使用有关支出系统理论，如 AIDS 模型等。我们在另一研究中讨论 AIDS 模型的非参数（或半参数）估计问题。

参 考 文 献

- [1] Banks, J., A. Blundell, and A. Lewbel, "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4), 527—539.
- [2] Bierens, H., and H. Pott-Buter, "Specification of Household Expenditure Functions and Equivalence Scales by Nonparametric Regression", *Econometric Reviews*, 1990, 9, 123—210.
- [3] Deaton A., and J. Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 1980, 70(3), 312—326.
- [4] Gorman, W., "Some Engle Curves", in Deaton, A. (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honor of Sir Richard Stone*. Cambridge: Cambridge University Press, 1981.
- [5] Härdle, W., *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [6] Herderson, D., and A. Ullah, "A Nonparametric Random Effects Estimator", *Economics Letters*, 2005, 88(3), 403—407.
- [7] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [8] 黄四民、梁华, "用半参数部分线性模型分析居民消费结构", 《数量经济技术经济研究》, 1994 年第 10 期, 第 33—38 页.
- [9] Jorgenson, D., L. Lau, and T. Stoker, "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior", in Basman, R. and G. Rhodes, (eds), *Advances in Econometrics*. Greenwich: JAI Press, 1982.

- [10] Leser, C, "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 1963, 31(4), 694—703.
- [11] Lewbel, A., "The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation", *Econometrica*, 1991, 59(3), 711—730.
- [12] Lewbel, A., "Engel Curves", 2006, forthcoming in *The Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd edition.
- [13] Muellbauer, J., "Community Preferences and the Representative Consumer", *Econometrica*, 1976, 44(5), 979—999.
- [14] Mundra, K, "Nonparametric Slope Estimators for Fixed-Effect Panel Data", Working Paper, CA 92182, Department of Economics San Diego State University San Diego, 2004.
- [15] Pagan, A., and A. Ullah, *Nonparametric Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- [16] Rilstone, P., and A. Ullah, "Nonparametric Estimation of Response Coefficients", *Communications in Statistics*, 1989, 18, 2615—2627.
- [17] Ullah, A., and N. Roy, "Nonparametric and Semiparametric Econometrics of Panel Data", in Ullah, A., and D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, 1998, 579—604.
- [18] Working, H., "Statistical Laws of Family Expenditure", *Journal of the American Statistical Association*, 1943, 38(221), 43—56.
- [19] 叶阿忠,《非参数计量经济学》。天津:南开大学出版社,2002。
- [20] 张守一、葛新权、王斌,“非参数回归及其应用”,《数量经济技术经济研究》,1997年第10期,第60—65页。
- [21] 赵卫亚,“中国城镇居民消费函数的变系数 Panel Data 模型”,《数量经济技术经济研究》,2003年第11期,第50—54页。

An Empirical Application of Nonparametric Estimation to Analyzing Urban Consumption Expenditures in Yangtze and Pearl River Deltas

XIANBO ZHOU FENGPING TIAN

(Sun Yat-sen University)

Abstract In this paper we apply the nonparametric local linear estimation approach to analyze the consumption expenditure structure of urban residents in the Yangtze and Pearl River deltas. In addition, the expenditure elasticity analysis is applied to compare consumer behavior in the two regions.

JEL Classification C13, C14, C23