

中国城市消费结构内部差异实证研究

何之渊¹, 李治国¹, 陆康强²

(1. 复旦大学 管理学院, 上海 200433; 2. 复旦大学 社会发展与公共政策学院, 上海 200433)

摘要: 由于地域辽阔和经济转型, 中国不同地区、不同城市之间的消费结构差异的存在以及存在怎样的内部差异, 是涉及中国经济持续增长的一个难解之谜。文章利用面板数据模型研究了中国六个大城市的消费结构, 通过组别因子量化分析了各城市消费结构的内部差异, 通过时间因子定量分析了这些大城市消费结构的总体变动趋势。实证结果表明, 组别因子和时间因子都具有统计上的显著性, 固定效应模型拟合结果既优于线性支出系统模型, 又在大多数情况下优于随机效应模型。

关键词: 城市消费结构; 面板数据; 固定效应模型; 随机效应模型

中图分类号: F014.5; F224.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2005)12-0077-11

一、引言

中国经济持续增长亟待消费需求拉动。消费需求的增加不仅依赖于居民可支配收入的增长, 更要通过居民消费结构的不断升级来实现。消费结构反映了消费者的消费支出在各种消费品和劳务上的分配情况, 消费结构的不断升级为消费需求提供了增长空间, 如果消费结构升级受阻, 则消费支出难以持续扩大, 消费需求的潜力就无法发挥。

研究居民消费结构的经典方法是使用恩格尔系数, 建立线性支出系统 (ELES) 模型和 AIDS 等模型, 进而分析消费边际倾向、收入弹性与价格弹性等指标。很多学者用类似方法对某一特定范围的消费结构作了大量研究 (苏衡彦、蒋春福 (2003), 臧旭恒和张治军 (2004) 等)。这些研究的不足之处在于, 比较分析时只能建立在不同区域的建模之上, 难以在提取共性信息的条件下进行区域差异的度量。另外, 中国居民消费结构城乡差异明显^①, 而且中国经济通常以行政区划为单位, 各地之间差异很大。因此, 上述研究方法不足以细致刻画中国居民消费结构的变动趋势。

收稿日期: 2005-07-05

作者简介: 何之渊 (1980—), 男, 四川南充人, 复旦大学管理学院硕士生;

李治国 (1977—), 男, 山东莱芜人, 复旦大学管理学院讲师;

陆康强 (1956—), 男, 上海人, 复旦大学社会发展与公共政策学院副教授。

面板数据模型能很好地解决上述研究处理上的问题。面板数据模型自20世纪60年代发展以来,获得了广泛的研究与应用。Hsiao, Cheng(1987)和H. Baltagi(1992)分别出版了关于面板数据的专著。在国内,杭斌(1991)利用面板数据模型分析了消费函数中的地区因素和时间因素;孙凤(2000)利用1996年1月、1997年1月、1998年1月我国30个城市居民家庭收支调查资料,建立面板数据模型的消费函数,分析了地区因素和时间因素对消费的影响。但孙凤仅利用了3个月度数据,无法归纳出各地消费结构的地域特点和变化趋势。

本文以北京、上海、天津、广州、哈尔滨、青岛6地近10年的消费结构数据组成面板数据,分别构建了线性支出系统模型和两种面板数据模型,比较发现面板数据模型不仅优于一般的ELES模型,而且能提供更丰富的信息,是研究消费结构的适宜方法。本文通过量化比较分析表明,面板数据模型中的固定效应模型比随机效应模型更适合研究居民消费结构。

本文的结构安排如下:第一部分是引言;第二部分介绍固定效应(fixed effects)模型和随机效应(random effects)模型,并分别叙述了面板数据模型的定式、回归方法及检验;第三部分给出实证结果和简要分析;第四部分为研究结论。

二、面板数据模型

时间序列数据和截面数据结合起来形成面板数据。面板数据模型包括固定效应(fixed effects)模型和随机效应(random effects)模型。固定效应模型认为各组截面数据之间的差别,以及时间序列数据随时间的漂移,影响了模型的参数,并用模型参数随组别和时间的变化来体现这种差异,但每组数据和每个时刻相对应的参数均为确定值。随机效应模型认为面板数据中个体的差异更多地是一种随机因素,在模型中引入随机项可体现组别和时间演变带来的变化。

(一)固定效应(fixed effects)模型

面板数据单方程模型主要有以下四种形式(Qsiao, C, 1987):

1. 斜率为常数,截距随样本组变化,而不随时间变化:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

2. 斜率为常数,截距随时间和样本组变化

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

3. 斜率和截距随样本组变化,不随时间变化

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

4. 斜率和截距不仅随样本组变化,而且随时间变化:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + \epsilon_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

其中: y_{it} 是因变量的第 i 个样本在 t 时刻的观测值, x_{kit} 是第 k 个自变量的第 i 个样本在 t 时刻的观测值, K 为自变量个数, N 为样本容量, T 为时间跨度, u_{it} 为白噪声。

式(1)、式(2)应用较为广泛,因为一般来说,在经济上表征“边际倾向”的斜率更有解释意义。如果该参数对不同的样本组在不同的时间保持恒定,则可获得该样本组的共同经济意义。而且这两种模型比较简单,易于运用,而后两者则过于复杂。本文的线性支出系统模型采用式(2),估计方法参见 William H. Greene (2001)。

上述固定效应模型中,随样本组、时刻而不同的参数之间的差异是否显著呢?即不同参数所体现的“固定效应”是否确实存在呢?通常的 t 检验的原假设是参数显著等于 0,这里的原假设是 α_i 和 α_{it} 分别为一个常数,它可以用一个 F 统计量来检验:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT-n-K)} \quad (5)$$

其中: R_u^2 是普通面板数据模型模拟结果中的可决系数, R_p^2 是考虑组别因子的固定效应回归结果的可决系数。只考虑时间因子的固定效应模型检验方法与组别因子完全相同。对同时考虑组别因子和时间因子的模型进行检验时, R_u^2 取为单考虑一种效应的模型模拟结果的可决系数,即可对另一种效应的显著与否进行检验。

(二)随机效应(random effects)模型

如果对一组较小的样本进行分析,由于比较容易穷尽所有的样本,发现样本组之间有固定的差异是可信的。但对相当大的样本进行分析时,由于抽取的样本只占其中很小一部分,因此假设我们发现的样本组之间的差异是随机分布类型的似乎更合理一些。这时模型定式可取为:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_i + \epsilon_{it}; \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

其中: u_i 是随机效应, ϵ_{it} 是模型随机误差。为便于分析,进一步假设:

$$E[\epsilon_{it}] = E[u_i] = 0$$

$$E[\epsilon_{it}^2] = \sigma_\epsilon^2$$

$$E[u_i^2] = \sigma_u^2$$

$$E[\epsilon_{it} u_j] = 0, \text{ 所有的 } i, t, j$$

$$E[\epsilon_{it} \epsilon_{js}] = 0, t \neq s \text{ 或 } i \neq j$$

$$E[u_i u_j] = 0, i \neq j$$

上面的假设要求 u_i 与符合经典假设的随机扰动 ϵ_{it} 无关,组别之间的随机效应也互不相关,并且方差是稳定的。

记 $w_{it} = \epsilon_{it} + u_i$, 由于 u_i 无法观测到,我们只能看到模型的误差项表现为 w_{it} , 因此需要用广义最小二乘法 (GLS) 对 (6) 式进行估计。本文运用的方法如下:

对 (6) 式两边求组内平均值

$$\bar{y}_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \bar{x}_{ki} + u_i + \bar{\epsilon}_i \quad (7)$$

记 $u_i + \bar{\epsilon}_i = m_i$, 则 $\sigma_m^2 = \frac{\sigma_\epsilon^2}{T} + \sigma_u^2$

对 (7) 式进行 OLS 估计, 所得残差序列记为 e_{mi} , 对 σ_m^2 的无偏估计是:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{\sum_i e_{mi}^2}{n - K} \quad (8)$$

所以, $\frac{\hat{\sigma}_\epsilon^2}{T} + \hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_i e_{mi}^2}{n - K}$ (9)

(7) - (6) 得:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \sum_{k=1}^K \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (10)$$

令 $\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i = n_i$, 容易验证 $\sigma_n^2 = \frac{(T-1)\sigma_\epsilon^2}{T}$

对 (10) 式进行 OLS 估计, 所得残差序列记为 e_{ni} , 对 σ_n^2 的无偏估计是:

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{\sum_i e_{ni}^2}{nT - n - K} \quad (11)$$

于是, $\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{T \sum_i e_{ni}^2}{(T-1)nT - n - K}$ (12)

联立 (8)、(11) 两式可以计算出 $\hat{\sigma}_u^2$ 。

(三) Hausman 检验

一个自然的问题是, 如何对固定效应模型和随机效应模型进行选择, 以使所估计模型更符合某一特定经济过程呢? 从定义上可以看到, 随机效应模型和固定效应模型的区别在于对截距项的设定不同。固定效应模型认为, 组别因子和时间因子反映的是回归模型随组别不同和时间变化而呈现的固定差异; 相反, 随机效应模型认为这种差异是在面板数据内随机分布的。因此, 固定效应模型中的组别因子和时间因子与回归系数有一定的相关性, 而随机效应模型要求随机差异与回归系数没有相关性。Hausman (1978) 由此提出了检验随机效应模型与固定效应模型的一种方法, 原假设为组别/时间差异与回

归系数没有相关性。在原假设下, OLS 估计及 GLS 估计都是一致的, 但 OLS 估计是无效的; 在备择假设下, OLS 估计是一致的, 而 GLS 估计是不一致的。因此, 在原假设下, 两种估计方法不应该表现出系统偏差。记 OLS 估计的系数为 \hat{b}_F , GLS 估计的系数为 \hat{b}_R (都不包括常数项), 分析两者差值的方差:

$$\text{Var}[\hat{b}_F - \hat{b}_R] = \text{Var}[\hat{b}_F] + \text{Var}[\hat{b}_R] - 2\text{Cov}[\hat{b}_F, \hat{b}_R] \quad (13)$$

Hausman 得出, 在原假设下模型系数的 OLS 估计与 GLS 估计的协方差为零, 就是:

$$\text{Cov}[(\hat{b}_F - \hat{b}_R), \hat{b}_R] = \text{Cov}[\hat{b}_F, \hat{b}_R] - \text{Var}[\hat{b}_R] = 0 \quad (14)$$

$$\text{得: Cov}[\hat{b}_F, \hat{b}_R] = \text{Var}[\hat{b}_R]$$

代入(7)式有:

$$\text{Var}[\hat{b}_F - \hat{b}_R] = \text{Var}[\hat{b}_F] - \text{Var}[\hat{b}_R] = \Sigma$$

构造统计量:

$$W = \chi^2(K) = [\hat{b}_F - \hat{b}_R]' \hat{\Sigma}^{-1} [\hat{b}_F - \hat{b}_R] \quad (15)$$

如果统计量比临界值小, 则不能否定个别差异与其他回归系数不相关的原假设, 即随机效应模型更加合适; 反之, 固定效应模型更加合适。

三、数据与实证结果分析

本文利用由北京、上海、广州、哈尔滨、青岛、天津 6 城市 1994~2003 年居民消费结构数据构成的面板数据, 数据取自各市历年统计年鉴。记号和分类如下:

- A: 人均消费支出
- F: 食品类
- C: 衣着
- D: 家庭设备用品及服务
- M: 医疗保健
- T: 交通和通信
- E: 娱乐教育文化服务
- H: 居住
- O: 杂项商品和服务

依据各类商品价格指数, 将数据转换为按 1994 年价格计算的可比数据。由于“杂项商品和服务”的统计方式在 1994~2003 年间发生过变化, 导致数据不全, 且这项居民消费支出对认识居民消费结构帮助不大, 故在分析中略去。

将北京、上海、广州、哈尔滨、青岛、天津分别编为 b, s, g, h, q, t 组, 用 $\{Y | Y = F, C, D, M, T, E, H\}$ 代表各类消费量, 如 $Y = H$ 时, $Y_{1,1994}$ 表示北京居民 1994 年的居住类消费支出。

这 6 座城市分布在中国东部沿海地区, 从最南方到最北端的狭长地带, 既有北京、上海、广州等特大城市, 也有青岛、哈尔滨这样的大城市。年人均消费

支出最高的是广州市,2003年达到11 570元;最低的是哈尔滨市,为6 230元,两者相差接近一倍。6座城市的政治、经济状况都各有特色,具有一定的代表性;同时6座城市同处祖国东部沿海,也有一定的共性。

利用上述面板数据,本文分别建立了消费结构的线性支出系统模型,只考虑组别因子的固定效应模型,考虑组别因子和时间因子的固定效应模型和随机效应模型,每组模型包括除“杂项商品和服务”外的7个方程。

1. 模型比较。从表1的回归结果来看,线性支出系统模型的绝大部分结果都是显著的,但可决系数普遍较小。与表2、表3的实证结果比较发现,只考虑组别效应的固定效应模型与普通线性支出模型相比,7个回归方程的 R^2 分别提高了0.1到0.4左右。同时考虑组别效应和时间效应的模型的 R^2 进一步提高。直观的理解是固定效应模型“增加了虚拟变量”,将地域特点(如消费习惯等)和时间因素分离出去,自然可以提高模型的稳定性和解释力。

F检验表明,两类固定效应模型中,各类消费的组别效应和时间效应都获得了较高的显著性水平。在同时考虑组别效应和时间效应的模型中,组别因子的显著性均达到了1%以上,说明这6座城市间确实存在消费结构的地域差异。时间因子表示扣除地域差异后,三地消费结构随时间变化的总体趋势。除了“交通和通信”和“娱教文化”两类消费,模型都获得了5%以上的显著性水平。

表4是随机效应模型的结果及Hausman检验的 χ^2 统计量,查表得临界值为3.84。可以看到,食品类、医疗保健类消费的统计量比临界值小,不能否定个别差异与其他回归系数不相关的原假设,因而随机效应模型更为合适;对于其他5种消费,固定效应模型更为合适。

综上计量分析,在研究居民消费结构时,同时考虑组别效应和时间效应的固定效应模型最为合适。如下分析将依据这个模型的结果进行。

2.6 城市消费结构差异分析。若某地的组别因子为正,说明与组内其他地域的居民相比,该地居民更重视该类消费,反之亦然。

可以看到,各地的消费习惯有明显差异。在食品类的组别效应因子中,只有上海、广州两地为正,说明与其他各地居民相比,这两个城市的居民更为注重“吃”的消费。在房价高企的北京、上海、广州三地,居住类组别效应同时为负,这一方面说明由于统计的“居住”类消费不包括购房支出,房地产的活跃并没有反映在本文的数据中,也就是如将购房支出引入模型,居住类组别效应可能为正;另一方面也可从某个侧面说明过高的房价可能压抑了居民的其他消费需求。北京、天津、青岛的衣着类组别因子为正,其他三地均为负,说明比起上海、广州等城市,这些城市更注重衣着消费,可能的原因是北方气候寒冷,在衣着上这三个城市的支出要多于上海、广州两市。在家庭设备用品及服务、医疗保健、娱乐教育文化服务上也可进行类似的分析。

3.6 城市消费结构升级趋势分析。如果某类消费品某年的时间因子为

正,说明相对于其他年份,该地居民更重视当年在该类消费品上的投入。由表2可以看出,时间因子分消费类别呈现出明显的阶段性特征。

食品类时间因子在正负之间“跳动”,但绝对值都较小,近两年连续是负值,表明城市居民消费支出总额中食品支出份额呈递减趋势;而衣着类时间因子从1994年起持续减小,在1997年之后转为负值,并稳定在-50左右。说明6城市居民的这两类消费已经基本稳定。

娱教文化类消费、医疗保健类消费和交通及通信类消费的时间因子分别在1998年、1999年和2000年转为正值,并且保持不断增大的趋势(如图1所示),这表明从1994年起,6城市居民越来越重视这三类消费,在保持收入弹性不变的情况下,投入的固定支出越来越多。可以推断,这三类消费在上述地区已经进入持续增长期。相比食品和衣着两类基本消费,这三类消费支出比重持续提高意味着中国大城市居民消费结构升级已进入快速增长的轨道。

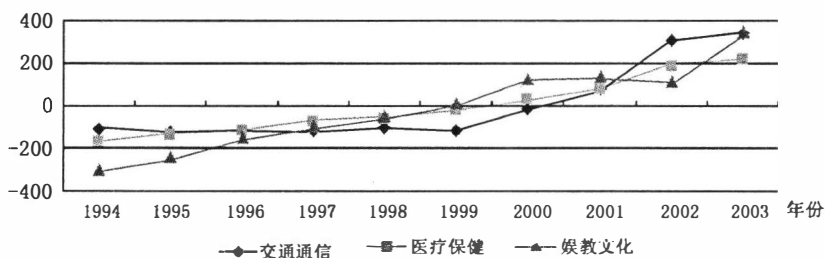


图1 6城市三类消费品时间因子变化趋势

需要特别关注的是居住类消费的时间因子。居住类消费的时间因子在2000年转为负值,且持续减小,似乎意味着城市居民越来越不重视居住类的消费。同时可以看到居住类消费的时间因子有充分的显著性,而且居住类的回归解释度非常高。这种现象与北京、上海、广州等各大城市房地产市场节节攀高的现象并不发生直接冲突。可能的解释是:第一,本文使用的数据是6城市居民消费的平均数值,从全国范围看,近年来其他城市居民并未如北京、上海、广州等特大城市那样加大对住房消费支出的重视程度,哈尔滨、青岛、天津也不例外(住房消费支出远低于上海、北京、广州等特大城市);第二,住房供给方市场活跃与居民消费活跃并无直接联系,事实上,北京、上海等特大城市房地产价格大幅上涨的同时,可能压抑了居民的其他消费性需求,这也为房地产市场是否存在一定泡沫提供了一个佐证;第三,如前所述,统计年鉴中居住类消费数据并不包括购房支出,若将购房支出引入居住类消费数据系统,引入分析模型,情况可能会有所不同。另外可能的原因是本文采用的数据截止到2003年,而中国特大城市房地产价格上涨加速期为2004年至2005年初,如将上涨期的数据也引入模型的话,则居住类消费的时间因子也可能为正。总之,由于种种原因,本模型对居住类消费的计量分析结果并不确定。

四、实证结果

表1 线性支出系统模型

$$Y_{it} = \alpha + \beta A_{it} + \epsilon_{it}, i=1,2,3, t=1994,1995,\dots,2002, Y \in \{F,C,D,M,T,E,H\}$$

参数	食品	衣着	设备用品	医疗保健	交通和通信	娱教文化	居住
α	423.04*** (3.63)	419.70*** (10.76)	-73.75 (-1.07)	-6.50 (-0.21)	-368.7** (-2.67)	-404.58*** (-3.40)	-185.80** (-4.54)
β	0.37*** (18.00)	0.02** (2.58)	0.12*** (9.85)	0.06*** (6.06)	0.18*** (7.13)	0.22*** (10.52)	0.11*** (14.42)
R^2	0.85	0.11	0.63	0.40	0.48	0.66	0.79

说明:***代表1%的显著水平,**代表5%的显著水平,*代表10%的显著水平,括号中为t统计量,下同。

表2 固定效应模型定式及其实证结果

只考虑组别因子:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta A_{it} + \epsilon_{it}, i=1,2,3, t=1994,1995,\dots,2002, Y \in \{F,C,D,M,T,E,H\}$$

参数	食品	衣着	设备用品	医疗保健	交通通信	娱教文化	居住
α_0	1246.49*** (11.04)	229.82*** (4.45)	40.19 (0.45)	-531.52*** (-12.25)	-1367.5*** (-8.52)	-763.47 (-4.57)	-79.91 (-1.58)
α_b	-254.32	45.15	53.44	24.38	151.89	114.39	-108.94
α_g	652.66	-177.64	-35.63	-349.68	-659.27	-122.74	147.08
α_h	-334.61	18.73	-230.17	299.34	447.00	207.42	21.33
α_q	12.22	94.45	-2.02	61.92	370.36	139.33	-6.33
α_s	182.88	-17.36	111.03	-107.30	-397.89	-409.37	-32.99
α_t	-286.23	51.24	114.61	88.86	138.83	94.33	-23.09
β_k	0.22*** (10.53)	0.054*** (5.61)	0.10*** (6.00)	0.16*** (19.59)	0.36*** (12.25)	0.29*** (9.42)	0.09*** (9.18)
R^2	0.96	0.55	0.82	0.87	0.80	0.81	0.91
F	34.65***	12.32***	13.30***	45.55***	20.16***	9.95***	16.80***

表3 固定效应模型定式及其实证结果

同时考虑组别因子与时间因子:

$$Y_{it} = a + z_i + \lambda_t + bA_{it} + \epsilon_{it}, i=1,2,3, t=1994,1995,\dots,2002, Y \in \{F,C,D,M,T,E,H\}$$

参数	食品	衣着	设备用品	医疗保健	交通通信	娱教文化	居住
a	1378.8*** (3.82)	358.73** (2.92)	-38.22 (-0.6)	148.36 (1.56)	-514.40* (-1.62)	181.36*** (4.46)	-598.8*** (-4.06)
b	0.20** (2.88)	0.03 1.28	0.11** (2.48)	0.03* (1.66)	0.20** (2.13)	0.28*** (6.01)	0.18*** (6.63)
Z_b	-247.77	41.66	51.73	27.53	149.26	123.12	-113.78
Z_g	724.35	-117.65	-75.96	-11.27	-241.80	351.25	-113.29
Z_h	-376.48	-31.96	-203.18	56.34	132.08	-129.71	206.43
Z_q	-5.58	76.22	6.69	-49.98	231.49	-21.23	77.01
Z_s	206.05	-4.66	99.46	-17.30	-293.33	-281.93	-103.03
Z_t	-300.57	36.39	121.26	-5.31	22.30	-41.49	46.66
λ_{1994}	-52.95	39.25	-6.89	-174.42	-109.33	-298.36	120.86
λ_{1995}	-74.10	19.38	-29.89	-141.14	-125.92	-235.83	79.09

续表 3 固定效应模型定式及其实证结果

同时考虑组别因子与时间因子：
 $Y_{it} = a + z_i + \lambda_t + bA_{it} + \epsilon_{it}, i=1, 2, 3, t=1994, 1995, \dots, 2002, Y \in \{F, C, D, M, T, E, H\}$

参数	食品	衣着	设备用品	医疗保健	交通通信	娱教文化	居住
λ_{1996}	-53.79	16.06	-58.25	-120.97	-115.58	-150.61	67.69
λ_{1997}	-38.71	-41.84	-2.37	-80.44	-119.96	-99.26	74.94
λ_{1998}	-29.78	-59.50	55.63	-62.69	-101.95	-52.44	92.22
λ_{1999}	50.46	-45.49	86.26	-23.70	-118.62	11.63	46.78
λ_{2000}	146.29	-33.36	122.48	33.07	-18.09	123.79	-45.67
λ_{2001}	69.48	-26.68	52.64	75.53	74.59	135.70	-58.96
λ_{2002}	-80.14	42.03	-103.71	183.94	303.78	111.97	-133.18
λ_{2003}	-5.43	122.00	-96.87	218.97	336.93	343.50	-182.85
R ²	0.97	0.81	0.90	0.96	0.83	0.83	0.94
组别因子 F	50.40***	46.42***	34.02***	176.40***	25.94***	12.60***	31.50***
时间因子 F	5.75**	5.47**	6.75***	7.96***	3.35*	1.51	8.05***

表 4 随机效应模型

$Y_{it} = \alpha_0 + \beta A_{it} + u_i + \epsilon_{it}, i=1, 2, 3, t=1994, 1995, \dots, 2002, Y \in \{F, C, D, M, T, E, H\}$

参数	食品	衣着	设备用品	医疗保健	交通通信	娱教文化	居住
α	1 084.8*** (8.51)	295.89*** (5.85)	17.61 (0.81)	-241.7*** (-6.68)	-961.8*** (-3.97)	-645.4*** (-3.89)	-100.57** (-1.77)
β	0.25*** (12.85)	0.04 (4.98)***	0.10*** (6.83)	0.10*** (16.46)	0.25*** (6.58)	0.27*** (9.90)	0.09*** (10.31)
R ²	0.76	0.30	0.62	0.66	0.66	0.63	0.77
$\chi^2(1)$	-0.86	133.11	46.75	3.33	4.89	23.81	3 225.91

五、结 论

固定效应模型与线性支出系统模型相比,回归的显著性与拟合度都有大幅度的提高。由于固定效应模型增加了参数(以牺牲自由度为代价),得到更好的效果是较自然的。如果增加的这些参数是显著的,那么固定效应模型就能更有效地分析所研究问题。更为重要的是,固定效应模型的组别效应量化了面板数据中不同组别(本文中用城市作为组别,还可以用收入阶层、城乡、区域作为组别)的消费结构差异,用时间因子则可以细致地揭示消费结构的变化趋势。

本文对中国消费结构变化得出了全新的结论。处在中国消费前沿的北京、上海、广州三城市,在食品类和衣着类消费上已完成升级;6城市家庭设备用品及服务,医疗保健和娱乐教育文化服务的消费处于持续增长的阶段;6城市交通和通信类消费与居住类消费尚处在大规模升级的初级阶段(由于数据原因,居住类消费的分析尚不确定)。总体来说,北京、上海、广州的消费结构升级正处于初级消费结构已经完善,中级消费结构趋于完善,大宗消费已开始拉升或已进入拉升的阶段。

由于数据的可获取性,本文只研究了6个城市的数据。随着样本量的扩大,

随机效应模型可能会逐渐显示其优势,这部分的研究工作将留待以后进一步进行。

注释:

①林秀梅,刘玉玲(2003)发现中国居民1990~2000年的消费结构增长存在较大差异;胡晓鹏(2003)发现中国居民消费结构还呈现出东部、中部、西部三大区域的差异等。

参考文献:

- [1]张志敏. 90年代以来中国居民消费特征及影响因素分析[J]. 中央财经大学学报, 2003, (11): 52~56.
- [2]李骥. 当前中国经济增长的几个新变化[J]. 财经科学, 2003, (4): 74~78.
- [3]李欣欣. 抓住消费升级契机[J]. 瞭望, 2003, (28): 28~30.
- [4]严先溥. 消费升级为经济增长提供强劲动力[J]. 消费经济, 2004, (1): 46~49.
- [5]李泓欣. 我国居民消费结构存在的问题和对策[J]. 工业技术经济, 2003, (5): 54~55.
- [6]刘树成. 中国宏观经济中的几个重要问题[J]. 经济研究, 2004, (3): 4~9.
- [7]林秀梅. 我国城乡居民消费增长结构比较分析[J]. 工业技术经济, 2003, (1): 65~66.
- [8]郭为. 农民的消费结构、流动与城市化[J]. 上海经济研究, 2002, (6): 23~29.
- [9]郭为. 扩大内需: 基于农村公共品供给制度的思考[J]. 求实, 2004, (1): 92~94.
- [10]胡晓鹏. 中国区域消费空间差异的实证研究[J]. 河南教育学院学报, 2003, (3): 72~77.
- [11]杭斌. 消费函数中的地区因素和时间因素[J]. 数量经济技术经济研究, 1992, (10): 64~67.
- [12]易丹辉. 地区差异对城镇居民消费结构的影响分析[J]. 预测, 2000, (1): 66~70.
- [13]William H. Greene, *econometric analysis* (4th Edition)[M]. 北京: 清华大学出版社, 2001.
- [14]Johnston J. *Econometric methods*[M]. 3rd Edition, McGraw-Hill Book Co. New York, 1984.
- [15]Duesenberry, J S. *Income, saving and the theory of consumer behavior*[M]. Harvard University Press, 1949.

An Empirical Study on the Different Characteristics of Chinese City's Consumption Structure

HE Zhi-yuan¹, LI Zhi-guo¹, LU Kang-qiang²

(1. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China;

2. School of Social Development and Public Policy,
Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: In China, due to the vast territory and unbalanced developing speed of different regions, there exist distinct differences between regions

and cities. These differences are dynamic and reveal a lot hints about the economic status of the regions. How to effectively measure them and the evolvement? We combined data from 1994~2003 of six cities and build up panel data model to distinguish the inner dynamic characteristics of consumption structure by group effects and to measure the overall trend of Chinese big cities' consumption structure. The group effects and time effects are both significant. We find that the fixed time effects model always works out better results than the ELES model and in most time appears superior to the random effects model.

Key words: city consumption structure; panel data; fixed effect model; stochastic model

(责任编辑 许 柏)

(上接第 76 页)

[12]Johansen, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models[J]. *Econometrica*, 1991,(59):1511~1580.

[13]Paul Soderlind,Lars Svensson. New techniques to extract market expectations from financial instruments[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1997,(40):383~429.

Real Estate Price and Inflation Expectation

WANG Wei-an, HE Cong

(*Institute of Financial Research, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China*)

Abstract: In the assumption of risk neutrals, this paper first makes use of no-arbitrage equilibrium pricing theory to develop a new method to extract market inflation expectation from real estate price by building a real estate market equilibrium model. Further more, we find that there exists sound function relationship between the expected rate of return in real estate market and inflation expectation through conducting positive research on Chinese real estate market. At last, we suggest that real estate price should be added to the Residence Price Index in order to lessen the recognition lag of monetary policy.

Key words: real estate price; inflation expectation; risk neutral; no-arbitrage equilibrium pricing

(责任编辑 许 柏)