地区差异对城镇居民消费结构的影响分析*

易丹辉[1], 孙 凤[2]
(1.中国人民大学 统计学系,北京 100872; 2.南开大学 经济研究所,天津 300071)

摘 要: 本文利用 1996年 1月、1997年 1月、1998年 1月我国 30个城市居民家庭调查资料建立 Panel Data模型,分析地区因素对居民消费行为的影响。结果显示,不同城市间居民在总消费支出和各项消费支出的差异很大。

关键词: Panel Data模型;地区差异;消费结构
中图分类号: C913.3 文献标识码: A 文章编号: 1003-5192(2000)01-0066-05

Regions Difference Effect on Chinese Urban Households Consumption Structure

YI Dan-hui[1], SUN Feng[2]
(1. Renmin university of China, Benjing 100872 China; 2. Nankai university, Tianjin 300071 China)

Abstract The paper utilizes the panel data model to discuss the effects on whose region and expectation have exerted on Chinese urban households consumption strueture. The research result show that urban households in different regions have different consumption behavior.

Key words Panel-Data model; consumption structure; region difference

1 引言

1998年以来,扩大需求成为经济生活中的突出问题,经济学家们从增加收入、稳定居民收支预期等方面探讨如何启动内需。笔者认为由于我国地域辽阔、民族众多、地区间资源分布不平衡,经济发展水平与效率的差距较大,使得居民在消费结构上存在很大的差异。因此研究地区差异对居民消费结构的影响,对于进一步开拓国内市场,缓解国内市场需求不足有着积极的作用。

在研究居民消费结构方面,目前使用较多的方法是恩格尔系数和支出系统模型。但恩格尔系数只适合揭示特定发展阶段和特定地区收入和消费的结构关系,并不适用于各个阶段和各个地区的比较,在应用时有一定的局限性。线性支出系统模型只考虑了收入与价格对消费结构的影响,将地区因素和消费习惯等因素归入扰动项,而这些因素对我国居民消费结构的影响也是显著的,因此如何估计这些因素对消费支出的影响,对于制定合理有效的经济政策,是十分有益的。笔者以为 Panel Data方法不失为一种研究地区因素对消费结构影响的有效方法。

2 Panel Data模型

Panel Data模型也称时间序列和截面数据结合模型,其基本思想如下:

假定抽取一个容量为 N 的样本,对样本中的每一个体观测 T年 (或月),就形成一个容量为 NT的新样本。这就是时间序列与截面数据结合资料,用这样的资料建立的模型称为 Panel Data模型。Panel Data又称 TS/CS (Time Series/Cross Section) 模型,它是把时间序列沿空间方向扩展,或把截面数据沿时间方向扩展而成的二维结构的数据集合。与单纯的时间序列截面数据相比,(TS/CS) 数据为研究工作提供了更大的样本点,从而有利于改善参数估计的有效性和更深入分析复杂的经济问题。正如截面数据一样, Panel Data (TS/CS)能够描述某一时期 (或时点)各个个体数据的规律;也正如时间序列一样, Panel Data(TS/CS)数据也能够描述每个个体随时间变化的规律。在深入分析居民消费结构时,尽管缺少有效时间序列资料,但 TS/CS数据却相当丰富,例如,历年的家计调查资料,各地区历年的消费指标等都是 TS/CS数据。这类数据综合了时间序列和截面两方面的信息,具有许多优点,因而目前在国际上倍受青睐。

* 收稿日期: 1999-09-20

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

我国居民家计调查开展的比较晚,建国以来又经历了几次大的制度变迁,要深入分析居民的消费行为,现有的时间序列数据是难以满足要求的,为此本文提出运用 Panel Data (TS/CS)方法研究地区差异对居民消费结构影响。

TS/CS模型的一般表达式为:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i}X_{1it} + \beta_{2i}X_{2it} + \cdots + \beta_{ki}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$(i = 1, 2, \cdots, p; t = 1, 2, \cdots, m)$$

Cheng Hsiao在《Analysis of panel data》[1]中认为panel data模型中的参数随个体或时间不同而改变,具体可以分为四类:

(1) 斜率系数是常数,截距随个体不同而改变:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$(i = 1, \cdots, N, t = 1, \cdots, T, \text{下同})$$

(2) 斜率系数是常数,截距随个体和时间不同而改变:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

(3) 全部系数随个体不同而异:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

(4) 全部系数随时间和个体不同而异:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

这四类模型中,第一类模型的应用最为广泛。因为它的估计比较简单,而且所含假设具有普遍意义。后三类模型,尤其是第三、四类模型,由于统计估计上的困难,很少有应用实例。

以上模型若作进一步的分类,还取决于参数是确定的,还是随机的。

本文探讨在参数为确定值的情形下,截距项随时间和个体不同而改变的情形。

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^{K} b_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中,$\alpha_{it} = \alpha_0 + z_i + \lambda_t$,$\alpha_0$为平均截距,$z_i$表示仅随个体不同的省略变量对因变量的影响,$\lambda_t$表示仅随时间不同的省略变量对因变量的影响。也就是说,该模型把与个体有关的省略变量的影响分离出来,附加在截距项上,使得截距系数的值随个体和时间不同而改变。

这里的省略变量即包含潜变量,也包含可观察的解释变量。可以假定后者的影响是无足轻重的。因为如果模型的设定正确,所有重要的、可观察的解释变量均不会被遗漏。如果假定ε_{it}满足惯用的假定,则应用普通最小二乘法就可得到α_{it}和b_k ($i = 1, 2, \cdots, N; k = 1, 2, \cdots, K'$)的最佳线性无偏估计。估计前,先要进行简单的差分变换:

$$Y_{it} - \bar{Y}_{it} = \sum_{k=1}^{K'} b_k (X_{kit} - \bar{X}_{ki}) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it}$$

式中,$\bar{Y}_{it} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Y_{it}$,$\bar{X}_{kit} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_{kit}$。

用普通最小二乘法得到估计值$\hat{b}_k$ ($k = 1, 2, \cdots, K'$)后,再由

$$\hat{\alpha}_{it} = \bar{Y}_{it} - \bar{X}'_{it}B \quad (i = 1, 2, \cdots, N)$$

可得α_{it}的估计值。这里$\bar{X}'_i = (\bar{X}_{1i}, \bar{X}_{2i}, \cdots, \bar{X}_{K'i})$,$B = (b_1, b_2, \cdots, b_{K'})'$。

如果z_i和λ_t为随机变量,则需要采用广义最小平方法进行估计。

相对于单纯的横截面模型和单纯的时间序列模型而言,截面时序模型的优点在于:(1)观测样本量大大增加,使构造更加可靠的参数估计量成为可能;而且,最重要的是使我们能够识别和检验约束条件放松了的更为一般的模型;(2)多重共线性的影响被减弱。当解释变量在两个方向上同时变动时,由于潜变量的增多使得它们之间强相关的可能性大大降低;(3)使我们能够识别和度量一些纯粹横截面模型和纯粹时间序列模型所不能识别的因素,如潜变量的影响;(4)降低估计误差。

3 实证分析

本文利用1996年1月、1997年1月和1998年1月我国30个城市居民家庭收支调查资料构成的时间序列与截面结合月度数据(TS/CS数据)建立消费函数,分析地区因素、时间因素对消费的影响。一共设置8个消费模型,即总支出模型、食品支出消费模型、日用品支出消费模型、衣着支出消费模型、住房支出消费模型、交通通讯支出消费模型、文化教育支出消费模型,医疗支出消费模型,其一般模型为:

$$Y_{it} = a_0 + b_1X_{it} + Z_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$(i = 1, 2, \cdots, 30; t = 1, 2, \cdots, 3)$$

式中:Y_{it}在各项支出模型中分别表示某市(i)居民家庭某年(t)的人均实际生活费支出、食品支出、日用品支出、衣着支出、住房支出、交通通讯支出、文化教育支出和医疗支出;X_{it}表示i市城镇居民家庭t年人均实际生活费收入,以1996年1月北京的价格水平为100,分别剔除价格的时间因素和地区因素;Z_i和λ_i分别代表地区因素和时间因素对消费的影响。前者仅随地区不同而异,与时间无关,后者仅随时间变化而变化,不因地区不同而改变;ε_{it}为随机干扰项,这里假定它满足古典线性回归模型的所有假定。

令$\bar{Y}_i, \bar{X}_i, \bar{\varepsilon}_i$分别表示$i$市的$Y, X$和$\varepsilon$在时间上的均值,$\bar{Y}_t, \bar{X}_t, \bar{\varepsilon}_t$分别表示在$t$年各市$Y$、$X$和$\varepsilon$的均值。

又令: $\bar{Y} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} \bar{Y}_i = \frac{1}{3}\sum_{t=1}^{3} \bar{Y}_t$

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

表 1　影响城市居民消费结构的地区效应 Z_i　(元)

消费结构	总支出	食　品	日用品	衣　着	住　房	交通通讯	文化教育	医疗支出
北　京	21.62	0.92	-1.69	-2.90	-2.93	0.56	5.64	0.98
天　津	-53.90	-1.25	0.12	2.92	0.29	-0.89	-1.03	-0.23
石家庄	-31.92	-2.48	-1.21	4.75	-0.66	-0.21	0.07	0.32
太　原	-61.58	-9.30	-2.69	2.94	-1.80	-2.21	-3.93	-0.18
呼和浩特	-34.52	-6.69	-0.39	7.65	-0.70	-0.22	-1.18	1.51
沈　阳	-26.21	-2.10	-0.58	0.96	0.92	-0.71	1.92	0.21
长　春	-22.91	3.59	-4.17	1.70	1.30	-1.21	-0.58	0.17
哈尔滨	-30.82	2.83	-6.19	-0.11	3.56	1.19	-3.55	3.51
上　海	52.30	10.11	-2.22	-6.19	-3.44	-0.20	4.16	-0.62
南　京	28.84	3.35	-0.16	0.14	0.25	-0.18	-0.15	-1.95
杭　州	8.49	4.36	-1.12	-1.91	-2.72	-0.44	2.31	1.04
合　肥	-10.31	3.89	-0.48	-0.01	0.96	0.73	-3.04	-1.67
福　州	24.70	5.08	3.09	-1.91	-1.33	-1.14	-0.23	-1.62
南　昌	-64.16	4.76	-2.09	-2.38	2.53	-1.06	-0.54	-2.37
济　南	11.84	-6.10	1.86	3.64	0.95	-1.49	0.22	0.76
郑　州	-0.40	-5.33	0.63	4.17	0.62	-0.96	1.70	0.07
武　汉	0.59	3.84	-2.34	-0.41	3.18	0.19	-3.42	-1.42
长　沙	39.21	-0.52	3.29	-1.90	0.87	1.28	2.50	-1.39
广　州	114.30	16.74	1.30	-8.14	-4.44	-0.58	5.54	-0.05
南　宁	33.92	-3.80	4.82	-4.42	0.86	5.56	0.05	-1.38
海　口	-13.18	6.73	0.45	-5.46	4.54	-0.51	-3.55	-1.02
成　都	13.09	-0.18	4.06	-1.71	0.03	-0.88	1.52	-1.70
重　庆	54.56	-4.40	4.85	0.06	-0.87	-0.01	3.16	-1.47
贵　阳	47.20	3.20	-2.48	-3.71	2.81	-0.52	3.10	-1.38
昆　明	16.86	-0.65	-0.95	2.56	-2.26	-1.30	-0.30	0.82
西　安	-29.20	-5.38	5.15	-0.84	0.01	0.59	-0.60	0.55
兰　州	-58.25	0.26	-2.14	1.15	2.10	-0.62	-2.65	1.34
西　宁	-21.16	-3.23	1.04	1.53	-0.15	0.00	-3.27	3.03
银　川	-0.89	-10.65	1.78	5.31	-1.60	3.94	-2.02	3.38
乌鲁木齐	-44.51	1.79	-1.56	2.73	-2.37	1.73	-1.94	0.80

$$\bar{X} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} \bar{X}_i = \frac{1}{3}\sum_{t=1}^{3} \bar{X}_t$$

$$\bar{Z} = \frac{1}{30}\sum_{i=1}^{30} \bar{Z}_i = \bar{\lambda} = \frac{1}{3}\sum_{t=1}^{3} \bar{\lambda}_t = 0$$

则有:

$$\bar{Y}_i = a_0 + b_1\bar{X}_i + \bar{Z}_i + \bar{\lambda}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (4)$$

$$\bar{Y}_t = a_0 + b_1\bar{X}_t + \bar{Z}_i + \lambda_t + \bar{\varepsilon}_t \quad (5)$$

$$\bar{Y} = a_0 + b_1\bar{X} + \bar{Z} + \bar{\lambda} + \bar{\varepsilon} \quad (6)$$

由 (3) - (4) - (5) + (6) 得:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_t + \bar{Y} = b_1(X_{it} - \bar{X}_i - \bar{X}_t + \bar{X}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}_t + \bar{\varepsilon}) \quad (7)$$

由普通最小二乘法可得到 b_1, a_0,再由 (4)~(6) 推得:

$$\hat{Z}_i = \bar{Y}_i - \bar{Y} - b_1(\bar{X}_t - \bar{X})$$

$$\lambda_t = \bar{Y}_t - \bar{Y} - b_1(\bar{X}_t - \bar{X})$$

估计结果为:

总支出模型

$$Y_{it} = 1034.13 + 0.595X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (8)$$

(17.24)

食品支出模型

$$Y_{it} = 1339.83 + 0.112X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (9)$$

(11.59)

衣着支出模型

$$Y_{it} = 340.83 + 0.037X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (10)$$

(5.22)

家庭设备支出模型

$$Y_{it} = -676.41 + 0.197X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (11)$$

(7.303)

医疗保健支出模型

$$Y_{it} = -181.35 + 0.066X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (12)$$

(18.24)

教育文化支出模型

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www

$$Y_{it} = -305.36 + 0.140X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (13)$$
$$(18.53)$$

交通通讯支出模型

$$Y_{it} = -17.00 + 0.046X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (14)$$
$$(6.495)$$

居住支出模型

$$Y_{it} = -87.50 + 0.08X_{it} + Z_i + \lambda_t \quad (15)$$
$$(12.13)$$

根据以上模型计算地区因素与预期因素对消费结构的影响效应如表 1。

从表 1看出,每年春节期间,各城市居民的消费行为受地区影响较大。就总支出而言,我国东部、东南、西南的大部分城市,如上海、广州、南宁、长沙、南京、重庆等城市的 $\hat{Z}_i$值大于零;北方城市大多为负的 $\hat{Z}_i$值,如除北京外的华北、东北、西北各大城市。这说明,相对于北方的居民而言,春节期间南方居民有较强的购买动机。

春节期间,受地区影响因素最大的是人均食品消费,太原、呼和浩特、济南、郑州、银川、西安在吃的方面支出较少,而广州、上海、福州、海口则很注重食品消费。因此不考虑消费习惯、地域差别,直接用恩格尔系数作为衡量生活水平的标准,难免得出错误的结论。

相对来说,各城市在日用品支出上的 $\hat{Z}_i$值差异不大,但在衣着支出上的 $\hat{Z}_i$值差异较大。春节期间,北方气候寒冷,大部分北方城市衣着支出的 $\hat{Z}_i$值大于零,尤以呼和浩特、银川更甚。南方城市多为负的 $\hat{Z}_i$值,如广州、南宁、海口和上海等城市。地理因素对居民的衣着支出有很大的影响。

春节期间,各城市在住房支出、医疗保健支出和交通通讯支出上的地区差异表现的不明显,但在文化娱乐上却有显著差异,文化教育事业较发达的北京、上海和广州的 $\hat{Z}_i$值显著大于其它城市。

时间因素也可以看作是预期因素,我国城镇居民的消费行为在时间上表现出很大的趋同性。由 $\hat{\lambda}_t$值可知,预期因素对生活费支出、食品支出、日用品支出、衣着支出、文化教育支出的作用是明显的。1997年初,消费者对未来经济景气的预期看好,并认为价格可能上涨,这使得人均实际生活费支出较上年同期增加 11.91元,除食品支出和交通通讯支出外,其它各项支出都有不同程度的增加,尤以日用品支出更甚。1998年初,随着企业破产和下岗分流的增加,消费者对未来经济景气看跌,涨价预期变成降价预期,人均实际生活费支出也因此比上一年同期有所下降,下降幅度最大的是食品支出和衣着支出。

由各项消费模型的 $\hat{\lambda}_t$值可知,当消费者预期看好,对人均实际食品支出影响较小,而对日用品、住房的影响较大。当消费者预期看跌,对食品支出、衣着支出影响较大,人们开始节衣缩食,同时增加文化教育支出,表现出相反的影响效应。因此,消费者预期对不同类型的商品有不同的效应,这是近年来我国出现结构性消费热和结构性市场疲软的一个重要原因。

表 3给出了各城市 1996、1997、1998年元月份实际生活费支出的估计值和实际值。其中,$\hat{Y}_1$为不包括地区效应与时间效应的估计值,$\hat{Y}_2$为包括地区效应和时间效应的估计值。

表 2 影响城市居民消费结构的时间效应 $\hat{\lambda}_t$ (元)

年 份	总支出	食 品	日用品	衣 着	住 房	交通通讯	文化教育	医疗保健
1996年 1月 ($\hat{\lambda}_1$)	-7.58	0.70	-0.12	0.35	0	0.36	-1.14	0.9
1997年 1月 ($\hat{\lambda}_2$)	4.33	0.60	0.15	0.43	0.15	-0.30	-0.38	-0.8
1998年 1月 ($\hat{\lambda}_3$)	3.41	-1.14	0.36	-0.77	0.01	0.06	1.76	0.24

表 3 生活费支出实际值与估计值比较 (元)

城 市	1996年 1月			1997年 1月			1998年 1月		
	Y	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$	Y	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$	Y	$\hat{Y}_1$	$\hat{Y}_2$
北 京	430.37	416.95	430.99	480.30	464.55	490.50	536.56	501.79	526.82
天 津	314.22	363.88	302.40	333.84	411.82	357.91	389.92	422.72	365.41
石家庄	322.40	366.68	327.18	342.52	377.85	345.94	393.86	408.54	380.03
太 原	317.01	317.05	247.89	392.04	395.56	338.31	393.63	417.99	359.82
呼和浩特	246.79	304.02	261.92	303.06	321.25	291.06	344.56	365.25	334.14
沈 阳	295.80	340.34	314.14	340.86	356.21	334.33	370.07	375.0	352.22
长 春	269.95	321.26	290.77	354.10	361.14	342.56	357.38	365.27	345.77
哈尔滨	308.17	326.77	288.37	283.08	335.92	309.43	332.20	353.01	325.60
上 海	514.58	461.42	506.14	547.83	471.97	528.60	542.31	507.75	563.16
南 京	395.74	375.30	396.56	439.95	436.72	469.88	526.19	454.21	486.46
杭 州	454.29	442.60	443.51	535.26	501.47	514.29	516.22	532.40	544.21

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

续表 3

城　市	1996年 1月			1997年 1月			1998年 1月		
	Y	Y_1	Y_2	Y	Y_1	Y_2	Y	Y_1	Y_2
合　肥	380.96	363.76	345.87	384.76	370.13	364.15	352.81	402.42	395.52
福　州	409.17	356.29	373.41	456.08	454.38	483.41	516.50	474.79	499.49
南　昌	271.12	327.45	263.29	283.13	344.59	284.76	329.54	395.72	331.56
济　南	328.33	356.57	360.83	477.42	439.22	455.39	470.37	441.54	456.79
郑　州	321.24	347.58	339.60	399.59	393.53	397.46	436.49	413.37	416.38
武　汉	366.40	350.90	343.91	355.33	356.91	361.83	392.61	394.66	401.67
长　沙	431.42	376.95	408.58	483.42	407.93	447.14	481.23	469.70	512.32
广　州	649.74	542.96	657.27	646.60	537.38	656.00	810.21	668.70	786.41
南　宁	506.67	379.71	406.05	423.54	408.03	441.95	451.53	486.58	523.91
海　口	418.68	426.05	405.29	381.11	408.03	399.18	530.69	519.71	509.94
成　都	411.72	385.74	391.25	440.60	405.76	423.17	435.33	450.97	464.07
重　庆	385.76	360.91	407.89	454.65	387.19	446.08	493.66	411.65	469.62
贵　阳	410.47	373.58	413.20	503.71	412.96	464.56	445.34	422.71	469.91
昆　明	393.27	355.64	364.92	417.84	402.77	423.96	481.13	472.98	493.26
西　安	298.30	349.29	312.51	414.68	390.88	366.01	344.19	401.99	376.20
兰　州	270.92	320.48	254.65	278.89	335.25	281.33	284.14	349.00	290.75
西　宁	304.93	325.21	304.05	268.23	334.18	313.02	376.12	349.99	332.24
银　川	371.18	345.91	337.68	300.90	338.81	342.25	408.75	396.88	399.40
乌鲁木齐	341.47	383.78	331.69	385.48	416.52	476.34	401.33	449.60	405.09

从表 3可知,地区因素和时间因素对我国城镇居民消费支出的影响是显著的,将地区因素和时间因素的作用加入预测模型,其拟合优度明显高于不包括地区因素和时间因素的模型。因此,充分考虑地区间的差异,因地制宜地制定消费政策,不仅能够缓解国内市场需求不足,更重要的是能够开拓市场,把发达地区的居民消费方式转到不发达地区去,实现我国各地区居民消费水平的共同提高与经济的共同发展。

参　考　文　献

[1] Cheng Hsiao. Analysis of panel data. London, Cambridge University Press, 1987.

(上接 79页)

以下我们考察那些相对效益为 1的高校,通过对有效前沿面上各点规模效益的分析,来确定效益最佳的规模。从图中可知,8号高校在相对效益为 1的高校中具有最大的"生产能力",故我们确定这类学校具有效益最佳的规模为:

(1)生均教学用房面积是 22.5平方米(教学用房面积/在校生总数)。基本符合国家教委有关"普通高等学校建筑规划面积指标"中的标准。

(2)高级职称专任教师数与中、初级职称专任教师数的比为 0.5左右。符合国家教委制定的"普通高等学校核定招生规模的办学条件规定要求"。

(3)人均年科研经费为 2万元(到款科研经费总数/从事教学、科研工作教师数)。符合原机械工业部所属院校的实际情况。

还可以考虑人均固定设备资产数,等等。

我们也可以结合采用说明相对效益与学校科研成果关系图来分析确定具有最佳效益的学校规模。

4　结束语

从以上分析可以看出,DEA法对规划工作者有很大帮助,可以通过各高校不同时间段面的数据包络分析,了解各决策单元逐年的发展,考察各单位相对位置的变化,通过同类高校中所有有效点构成的有效前沿面,结合时间序列分析,就可以预测出有效前沿面的变化趋势。这种预测所得到的是多输入、多输出的极值估计,而不是单输入、单输出的均值变化,通过有效前沿面参数的时序递推估计得到的是分段线性、时变的经验生产函数模型,比用一般预测模型得到的线性、时不变模型更能反映实际情况,这将是进一步的研究目标。

参　考　文　献

[1] 魏权龄.评价相对有效性的 DEA方法——运筹学的新领域[M].北京:中国人民大学出版社,1988.

[2] 陈玉琨.教育评估的理论与技术[M].广州广东高等教育出版社,1987.

[3] 朱佳生.教育系统工程[M].长沙:湖南大学出版社,1989.

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www