

数量经济前沿方法与 实证研究

主 编 李雪松

副主编 李 军 张 涛 王国成 樊明太

Frontier Methods and Empirical Analyses in Quantitative Economics

中国社会科学出版社

“中国社会科学院重点学科建设工程”

F224.0

234

013068097

数量经济前沿方法与 实证研究

主 编 李雪松

副主编 李 军 张 涛 王国成 樊明太

Frontier Methods and Empirical Analyses in Quantitative Economics



北航

C1675624

中国社会科学出版社

F224.0

234

图书在版编目 (CIP) 数据

数量经济前沿方法与实证研究/李雪松主编, 李军, 张涛, 王国成, 樊明太副主编. —北京: 中国社会科学出版社, 2013. 5

ISBN 978 - 7 - 5161 - 2637 - 0

I. ①数… II. ①李…②李…③张…④王…⑤樊… III. ①数量经济学—研究 IV. ①F224. 0

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2013) 第 097198 号

出版人 赵剑英
选题策划 卢小生
责任编辑 卢小生
责任校对 韩海超
责任印制 李 建

出 版 中国社会科学出版社
社 址 北京鼓楼西大街甲 158 号 (邮编 100720)
网 址 <http://www.csspw.cn>
中文域名: 中国社科网 010 - 64070619
发 行 部 010 - 84083635
门 市 部 010 - 84029450
经 销 新华书店及其他书店

印 刷 北京市大兴区新魏印刷厂
装 订 廊坊市广阳区广增装订厂
版 次 2013 年 5 月第 1 版
印 次 2013 年 5 月第 1 次印刷

开 本 710 × 1000 1/16
印 张 29.5
插 页 2
字 数 483 千字
定 价 78.00 元

凡购买中国社会科学出版社图书, 如有质量问题请与本社发行部联系调换
电话: 010 - 64009791

版权所有 侵权必究

前 言

本书是中国社会科学院“数量经济学”重点学科建设工程(2009—2013)的研究成果,反映了近年来中国社会科学院数量经济与技术经济研究所在数量经济前沿理论方法与实证研究方面的若干新进展,力图反映数量经济理论方法及实证研究的前沿。

全书分为三篇,共28个专题。

第一篇为经济计量前沿方法与实证分析,包括10个专题,涉及协整VAR模型、离散选择与Tobit模型、面板数据分析、空间计量分析、非参数估计、反事实分析等前沿方法,及其在宏观经济、产业经济、区域经济、公司金融等领域的实证研究。

第二篇为数理经济与统计前沿理论方法及应用研究,包括9个专题,既涉及经济增长、国民储蓄、行为金融等领域的前沿理论,也涉及环境核算、住户核算、贝叶斯推断、聚类分析等领域的前沿理论方法及相关应用研究。

第三篇为经济模型前沿方法与政策模拟分析,包括9个专题,涉及CGE模型、DSGE模型、非竞争型投入产出模型、基于主体的微观模拟模型等经济模型的前沿与拓展,以及其在财税政策、货币政策、结构调整、收入分配等领域的政策效应模拟与分析。

本书可作为有关高等院校和研究机构的教学与科研人员以及相关领域的研究生的参考书。

数量经济前沿方法与实证研究涉及的领域较为广泛,且由于本书编者及作者学识有限,书中肯定存在不少不足之处,需要进一步完善,欢迎社会各界朋友批评指正。

李雪松

2013年5月

目 录

第一篇 经济计量前沿方法与实证分析

中国城镇居民消费需求的动态半参数面板数据模型实证分析·····	3
超额工资、过剩流动性、进口价格与中国通货膨胀因素的 量化分析·····	14
托比特模型的分类、估计与应用·····	36
非线性定价与移动通信需求·····	73
并购审查中的安全港规则：非参数方法·····	90
基于结构计量模型分析渠道结构变动的影响·····	107
基于空间经济计量视角下中国区域经济收敛性的再检验·····	125
交通基础设施与中国区域经济一体化 ——一个引力模型分析·····	147
政府干预、治理结构与国有上市公司的过度投资·····	166
公司环境披露和环境绩效关系的实证研究·····	180

第二篇 数量经济与统计前沿理论方法及应用研究

进出口对经济增长贡献度的测算理论分析·····	199
国民储蓄率的决定机制与中国储蓄之谜分析·····	213
从微观行为视角探索经济金融的复杂性 ——数量经济学一个新的学科生长点·····	228
重新审视传统的影响力系数公式 ——评影响力系数公式的两个缺陷·····	253
中国环境经济核算体系范式的设计与阐释·····	265

“SNA2008”对中国住户核算理论的若干启示	288
分层线性模型中的经验贝叶斯与完全贝叶斯方法及其比较	301
基于非径向超效率 DEA 聚类模型的 FEEEP 系统协调发展研究	308
企业国际化程度及其财政效应研究	321

第三篇 经济模型前沿方法与政策模拟分析

我国增值税及其对 CGE 模型价格体系的影响机理	
——兼论标准 CGE 模型研究增值税效应的拓展	335
我国两税合并的社会经济福利效应分析	350
工资黏性、经济波动与货币政策模拟	
——基于 DSGE 模型的分析	363
中国粮食价格变动的传导机制研究	
——基于动态随机一般均衡 (DSGE) 模型实证分析	379
三驾马车的拉动作用评估	394
最终需求结构变动怎样影响产业结构变动	
——基于投入产出模型的分析	411
复杂适应系统下收入分配政策的动态评价：一个基于主体	
微观模拟模型	430
个人所得税改革的灵敏度分析：基于微观模拟途径	443
一个基于主体的经济模拟模型：转轨经济下负所得税制度的	
实证研究	460

第一篇

经济计量前沿方法与实证分析

中国城镇居民消费需求的动态半参数 面板数据模型实证分析

摘要：本文使用1991—2005年中国分省数据，根据乔尔·L. 霍罗维茨（Joel L. Horowitz, 2004）、亨德森等（Henderson et al., 2006）半参数面板模型估计法和休伯勒（Hubler, 2005）非参数广义矩估计方法，构建动态半参数面板数据模型，实证分析收入因素、滞后消费因素、收入差距因素和物价因素对城镇居民消费的影响效果，并刻画出我国城镇居民收入差距因素对消费影响的动态变化轨迹。结果表明：城镇居民消费的“棘轮效应”显著；城镇居民收入差距对城镇居民消费具有显著的负向影响；城镇居民收入差距对城镇居民消费的影响大体呈现双峰波形。

关键词：消费需求 收入差距 动态半参数面板数据模型

一 引言

在经济增长和社会发展中，消费需求问题一直是争论的热点，由此引发许多消费需求假说，推动着消费需求理论的不断深入发展。中国作为一个发展中大国，其消费需求与其各种影响因素之间的关系引起了国内外许多学者的研究兴趣，他们从不同角度、不同学科，应用各种经济理论，对这一问题作了认真的探索和分析。

从文献上看，一方面，国内外学者根据各种假说，结合中国城镇和农村居民消费需求数据，应用计量经济学方法，建立各种参数模型，检验和实证各种西方消费假说对中国消费需求的适合性；另一方面，由于居民收入差距的不断扩大是近年来我国经济运行过程中的突出特点之一，而这一特点对我国居民消费需求产生了不可忽视的影响。因此，不少学者把收入

差距因素纳入消费需求变化的研究中,比如 Valley (2003)、Musgrove (2005)、罗小憇 (2004)、李军 (2003)、乔为国 (2005)、李雪松 (2008) 等,他们从不同角度,建立各种参数计量模型,根据经典的计量经济学方法,实证和检验了我国居民的收入差距对消费的影响,得出许多富有启发性的结论。

关于中国居民消费需求的分析,也有一些学者开始尝试应用新发展的非参数计量经济学方法,建立非参数模型进行实证研究。例如,张守一等 (1997) 较早将非参数估计方法引入中国城镇居民消费需求的研究中,其实证结果表明,非参数模型的拟合度和预测精度均好于相应的参数模型,非参数模型更符合经济系统的本质。姜爱平等 (2006) 建立静态的非参数模型,结果表明,中国城镇居民的边际消费倾向呈非线性变化。周先波等 (2007) 利用非参数模型检验珠三角和长三角两地区城镇居民的消费行为,结果表明,两地城镇居民的消费支出弹性是不断变化的。

本文之所以选用动态半参数面板数据模型,出于以下三种考虑:首先,由于我国正处于经济体制转轨时期,经济结构和居民的消费预期变动较大,同时居民收入差距也在迅速扩大,这都对城镇居民的消费行为产生了显著影响,因此,城镇居民消费函数中的参数可能不再稳定;而且,前人的研究已经部分证实了中国城镇居民的边际消费倾向和消费支出弹性是非线性的,于是,若采用参数模型有可能因为存在模型设定误差而导致估计结果出现偏差。其次,由于非参数模型几乎不对解释变量进行任何限制,因此不存在模型设定误差问题,但是,当非参数模型的解释变量过多时,又会因“维数困境”导致估计误差较大。因此,在影响城镇居民消费需求因素众多的条件下,我们希望综合参数模型和非参数模型的各自优点,利用半参数面板数据模型,考察城镇居民消费需求与其各主要影响因素之间的关系,并且我们运用半参数模型中因变量对部分解释变量的一阶偏导数,来刻画这些影响因素对消费需求影响的动态变化轨迹。最后,由于一些前人的文献已通过检验表明,中国城镇居民消费中滞后消费对当期消费影响显著。因此,本文选用动态的半参数面板数据模型,实证分析城镇居民消费与其主要影响因素之间的关系。

在研究方法的选择上,本文在以下两个方面不同于其他学者的研究:首先,我们运用中国近十几年来分省数据,利用非参数计量经济学方法,构造动态多元半参数面板数据模型进行实证分析。其次,在具体的求

解过程中,我们不是将面板数据垒叠起来进行估计,而是应用 Horowitz, L. Sokbae (2004) 和 Henderson 等 (2006) 半参数两步估计法进行模型估计,同时为了克服动态模型中的内生性问题,我们通过寻找适当的工具变量,应用 Hubler (2005) 面板数据模型的非参数广义矩估计方法,得到解释变量(包括滞后变量)对依赖变量影响的半参数一致性估计。

本文使用的全国分省数据包括北京、上海、天津、广东、江苏、浙江、山东、福建、海南、吉林、辽宁、湖北、湖南、江西、安徽、内蒙古、四川、广西、贵州、陕西、青海、宁夏、新疆、西藏 24 个省(自治区、市),其余省(自治区、市)由于统计资料暂不满足要求而没有纳入研究范围,数据来源于 1992—2006 年各省(自治区、市)的统计年鉴。

二 动态半参数面板数据模型估计 方法及模型设定

(一) 动态半参数面板数据模型的估计方法

对于一般的动态半参数面板数据模型,形式如下:

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta X'_{it} + g(Z_{it}) + \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

其中, $i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$, $Y_{i,t-1}$ 和 X_{it} 为参数部分的解释变量向量, X'_{it} 与 Y_{it} 不相关; Z_{it} 为非参数部分的解释变量; μ_i 是个体效应, v_{it} 是随机误差项(假设为标准正态分布); α 和 β 是参数向量。若假设个体效应 μ_i 相互独立,并且与解释变量 X_{it} 不相关,那么模型(1)可认定为具有随机效应的非参数面板模型;若个体效应 μ_i 与解释变量 X_{it} 相关,那么模型(1)可认定为具有固定效应的非参数面板模型。

首先,对(1)式进行差分,得:

$$\tilde{Y}_{it} = \alpha \tilde{Y}_{i,t-1} + \beta \tilde{X}'_{it} + g(\tilde{Z}_{it}) - g(Z_{i1}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $i=1, \dots, N, t=1, \dots, T, \tilde{Y}_{it} = Y_{it} - Y_{i1}, \tilde{Y}_{i,t-1} = Y_{i,t-1} - Y_{i,1}, \tilde{X}_{it} = X_{it} - X_{i1}, \varepsilon_{it} = v_{it} - v_{i1}$ 。定义 i 的个体效应的标准函数为:

$$\begin{aligned} \varphi_i(\cdot) &= \varphi(\tilde{Y}_i, \tilde{X}_i, \alpha, \beta, g_i) \\ &= -\frac{1}{2} [\tilde{Y}_i - \alpha \tilde{Y}_{i(t-1)} - \beta \tilde{X}'_i - g_i + g_{i1} e_{T-1}]' \sum^{-1} [\tilde{Y}_i - \alpha \tilde{Y}_{i(t-1)} - \beta \tilde{X}'_i - g_i + \\ &\quad g_{i1} e_{T-1}] \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $\bar{Y}_i = (\bar{Y}_{i2}, \dots, \bar{Y}_{iT})$, $\bar{Y}_{i(t-1)} = (\bar{Y}_{i2}, \dots, \bar{Y}_{i,T-1})$, $\bar{X}_i = (\bar{X}_{i2}, \dots, \bar{X}_{iT})'$,
 $\Sigma = \sigma_v^2(I_{T-1} + e_{T-1}e'_{T-1})$, $g_i = (g_{i2}, \dots, g_{iT})'$ 。

由于 (1) 式中 v_{it} 的分布已知, 因此 Σ 可知; 若求出 α 、 β 和 g , 则由 (3) 式可求出 i 的个体效应。

下面给出亨德森等 (2006) 建议的 α 、 β 和 g 求解方法。

根据 (2) 式, 定义 $\hat{Y}_{it}^* = \bar{Y}_{it} - \{g(Z_{it}) - g(Z_{i1})\}$, $\hat{Y}_i^* = (\hat{Y}_{i2}^*, \dots, \hat{Y}_{iT}^*)'$,

$\hat{X}_{it}^* = \bar{X}_{it} - \{g(Z_{it}) - g(Z_{i1})\}$, $\hat{X}_i^* = (\hat{X}_{i2}^*, \dots, \hat{X}_{iT}^*)'$

$\hat{Y}_{i,t-1}^* = \bar{Y}_{i,t-1} - \{g(Z_{it}) - g(Z_{i1})\}$, $\hat{Y}_{i(t-1)}^* = (\hat{Y}_{i2}^*, \dots, \hat{Y}_{i,T-1}^*)'$,

最小化 $\sum_{i=1}^N [\hat{Y}_i^* - \alpha \hat{Y}_{i(t-1)}^* - \beta \hat{X}_i^{*'}]' \Sigma^{-1} [\hat{Y}_i^* - \alpha \hat{Y}_{i(t-1)}^* - \beta \hat{X}_i^{*'}]$ (4)

根据 (4) 式可以推导出 α 和 β 的计算公式, 即:

$$\alpha = \frac{1}{\sum_{i=1}^n} (V_{it} - \bar{V}_i) \times Y_{i,t-1} / \sigma^2 v - \{ \omega^{(1)}(\bar{V}_i) / \omega(\bar{V}_i) \} \{ Y_{it} - \beta(X_{it} - \bar{X}_i) \}' \quad (5)$$

$$\beta = [\sum_{i=1}^n \hat{X}_i^* \sum_{i=1}^n {}^{-1} \hat{X}_i^{*'}]^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{X}_i^* \sum_{i=1}^n {}^{-1} (\hat{Y}_i^* - \alpha \hat{Y}_{i(t-1)}^*) \quad (6)$$

式中, V_{it} 为 $Y_{i,t-1}$ 的工具变量向量; ω 为随机误差项 v_{it} 的密度分布函数, $\omega^{(1)}$ 为 ω 的一阶导数。

g 的估计方法是先通过一般的非参数核函数估计得到 $\hat{g}(z_{i1})$, 亦即 $\hat{g}_{i1}$:

$$\hat{g}(z_{i1}) = \frac{1}{NT} \frac{\sum_i \sum_t (\bar{Y}_{it} - \alpha \bar{Y}'_{i,t-1} - \beta \bar{X}'_{it}) K_h \left(\frac{Z_{it} - z_{i1}}{h} \right)}{\sum_{j=1}^N \sum_{s=1}^T K_{h,ij}}$$

$$\text{定义 } H_{i,t-1} = \begin{pmatrix} Y_{i2} - \hat{g}_{i,t-1}(Z_{i,2}) \\ \dots \\ Y_{iT} - \hat{g}_{i,t-1}(Z_{i,T}) \end{pmatrix} - [Y_{i,1} - \hat{g}_{i,t-1}(Z_{i1})] e_{i,T-1}$$

$$D_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e'_{T-1} \sum_{i=1}^N {}^{-1} e_{T-1} K_h(Z_{i,1}, z) G_{i,1} G'_{i,1} \\ + \sum_{t=2}^T c'_{T-1} \sum_{i=1}^N {}^{-1} c_{T-1} K_h(Z_{i,1}, z) G_{i,t} G'_{i,t}$$

$$D_{2,t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e'_{T-1} \sum_{i=1}^N {}^{-1} e_{T-1} K_h(Z_{i,1}, z) G_{i,1} \hat{g}_{i,t-1}(Z_{i,1})$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{t=2}^T c'_{t-1} \sum^{-1} K_h(Z_{i,t}, z) G_{i,t} \hat{g}_{i,t-1}(Z_{i,t}) \\
 D_{3,t-1} = & \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T K_h(Z_{i,t}, z) G_{i,t} c'_{t-1} \sum^{-1} H_{i,t-1} \\
 & - K_h(Z_{i,1}, z) G_{i,1} e'_{T-1} \sum^{-1} H_{i,t-1}
 \end{aligned}$$

式中, $G_{i,t} = (1, [(Z_{i,t} - z)/h_j]')'$, $K_h(Z_{i,t}, z) = \prod_{j=1}^q h_j^{-1} k\left(\frac{Z_{i,t} - z}{h_j}\right)$, h_j 为窗宽, q 为 Z_{it} 的维数; c_t 是第 t 个元素为 1, 其余为零的 $T \times 1$ 向量。

亨德森等 (2006) 证明了当 $t > 1$ 时的估计值 $\hat{g}(z_{i,t})$ 及其一阶偏导数 $\hat{g}^{(1)}(z_{i,t})$ 可由下式求出:

$$\begin{pmatrix} \hat{g}(z_{i,t}) \\ \hat{g}^{(1)}(z_{i,t}) \end{pmatrix} = D_1^{-1} [D_{2,t-1} + D_{3,t-1}] \quad (7)$$

在本文中, 我们把城镇居民消费需求的半参数面板数据模型设定为固定效应半参数面板模型, 主要是考虑到影响中国城镇居民消费需求因素的多样性, 以及这些因素相互影响, 而模型本身的解释变量有限, 其他次要影响因素包含于随机误差项中, 这样, 随机误差项往往与解释变量存在相关关系; 同时, 本文通过豪斯曼 (Hausman) 检验也证实了中国城镇居民消费需求的半参数面板数据模型存在固定效应而非随机效应。

(二) 中国城镇居民消费需求的动态半参数面板数据模型的变量选择

在建立经济计量模型时, 考虑影响消费需求的因素众多, 主要有收入因素、物价因素、收入差距因素、地区差距因素、消费观念差异因素等。另外, 由于居民的当期消费会受到自己过去消费习惯的影响, 增加消费容易, 减少消费难, 普遍存在“棘轮效应”。如果消费在时间上存在路径依赖, 则省略滞后消费会导致遗漏变量误差, 估计值就是有偏和不一致的。因此, 为了反映这种动态关系, 有必要将滞后消费也作为解释变量, 构造动态半参数面板数据模型。

本文考虑影响消费的主要因素, 包括收入因素、收入差距因素、物价因素以及滞后消费因素, 而面板数据的变截距模型则可以用来反映那些由于地区风俗差异、地区消费观念差异等相对稳定因素所导致的消费差异的影响。

为了度量我国城镇居民的收入差距, 我们采用了基尼系数的指标, 计算公式为: $GINI = 2S_a$, 式中, S_a 表示洛伦茨曲线中绝对平均线与实际收

入分配曲线之间的面积。本文以1991年为基准,把城镇居民收入及其消费转化为不变价格下的城镇居民收入和消费,本文的消费价格指数CPI是以1991年为100作为基准的可比价格指数,并且其他年份与之相除得到的消费价格指数比值。

非参数估计或半参数估计,窗宽的选择很重要,这里我们根据Silverman (1986)的窗宽选择方法: $h(x) = c * stdc(x) * \{ntt[-1/(4+q)]\}$,其中 c 为窗宽参数, Silverman 建议 c 取值为1.06。本文分别取 $c = 0.8$ 、1.0和1.2,以考察估计结果对窗宽选择的敏感性,从后面的图1中各曲线的变化趋势可以看出,半参数模型的估计是比较稳健的; $ntt = N * T - 1$, q 为非参数解释变量的维数,核函数选为高斯函数。

(三) 动态半参数面板数据模型设定

对于动态半参数面板数据模型,加入被解释变量的滞后项后,或带来内生解释变量随机性的问题,本文采用休伯勒(2005)非参数广义矩估计方法(GMM),来克服这一问题,并选用解释变量的滞后一期值和滞后二期作为工具变量^①。

动态半参数模型形式设定如下:

$$LEXP_{it} = f(GINI_{it}, CPI_{it}) + c(1) * LINC_{it} + c(2) * LEXP_{i,t-1} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (8)$$

式中, $LEXP_{it}$ 是第 i 省 t 时期城镇居民消费的自然对数; $LEXP_{i,t-1}$ 代表第 i 省 $t-1$ 时期城镇居民消费; $LINC_{it}$ 是第 i 省 t 时期城镇居民可支配收入的自然对数; $GINI_{it}$ 是第 i 省 t 时期城镇居民的基尼系数,用来衡量城镇居民收入差异; CPI_{it} 是第 i 省 t 时期消费价格指数; α_i 代表第 i 省的固定效应水平,用来反映那些由于地区差异而对消费有显著影响但本身很难量化的影响因素; μ_{it} 代表第 i 省 t 时期的随机误差项。

在动态模型的设定中,直观上通过 $LINC_{it}$ 和 $LEXP_{it}$ 的散点图可以看出,两者线性关系很明显,几乎是一条直线,相关系数为0.987091;但 $GINI_{it}$ 和 $LEXP_{it}$ 以及 CPI_{it} 和 $LEXP_{it}$ 的线性关系不明显,因此,为减少模型的设定误差,模型设定 $LEXP_{it}$ 与 $LINC_{it}$ 及 $LEXP_{i,t-1}$ 存在线性参数关系,而 $LEXP_{it}$ 与 $GINI_{it}$ 及 CPI_{it} 存在非参数关系。

^① 本文以休伯勒的非参数广义矩估计计算程序为基础,部分修改,转化为半参数广义矩估计计算程序。

从理论上讲,在进行估计之前,需要先判断面板数据模型中参数部分的系数形式,通常使用协方差检验来确定模型的具体形式^①,其原理如下:

假设 1:斜率在不同的横截面样本点上和时间上都相同,但截距不相同,即模型属于变截距形式。

假设 2:截距和斜率在不同的横截面样本点和时间上都相同,即固定系数模型形式。

在上述假设的基础上,构造 F 统计量:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(n-1)K]}{S_1 / [n(T-K-1)]} \sim F[(n-1)K, n(T-K-1)]$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(n-1)(K+1)]}{S_1 / [n(T-K-1)]} \sim F[(n-1)(K+1), n(T-K-1)]$$

式中, $S_1 = \sum_{i=1}^n RSS_i$ 为变系数模型的最小二乘残差平方和; S_2 、 S_3 分别为变截距模型和固定系数模型的最小二乘残差平方和; n 为截面观测单位数; K 为解释变量个数; T 为样本时期数。经计算得到 $F_2(46312) = 3.78135$, $F_1(69312) = 1.08642$ 。5% 水平下的 F 统计量分别为 $F_{5\%}(45300) = 1.51$ 、 $F_{5\%}(75300) = 1.33$ (46 的自由度用 45 近似代替; 69 的自由度用 75 近似代替), 因此,模型中参数部分的系数设定应拒绝变系数形式而采用变截距形式。

三 动态半参数面板数据模型的估计结果

动态模型 (8) 的估计结果是:

$$c(1) = 0.59418 (t = 4.9626) \quad c(2) = 0.40265 (t = 3.8134)$$

$$\text{拟合标准差 } Var(\mu_{it})^{0.5} = 0.0142 \quad \text{拟合均方差 } \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \mu_{it}^2 = 0.0002$$

动态模型中,收入和滞后消费前的系数均显著有效,并且收入的消费弹性为 0.59418,说明考虑到消费的“棘轮效应”后,城镇居民收入依然是决定我国城镇居民消费的最主要因素,城镇居民收入每增长 1%,引起实际消费平均增长 0.5842%;城镇居民的“棘轮效应”也很显著,滞后消费每增加 1%,引起当期实际消费平均增长 0.4026%。从变截距 α_i 的估计值

^① 李子奈、叶阿忠编著:《高等计量经济学》,清华大学出版社 2002 年版,第 136 页。

大小来看^①, 广东、天津、北京和上海的固定效应较大, 说明这 4 个地区的自主消费水平较高, 与这 4 个地区较好的经济发展状况是一致的。

图 1 表明, 中国城镇居民收入差距对消费的影响一直处于负向状态, 西方有关“拉大收入差距可以增加消费”的观点并不适合于 20 世纪 90 年代以来的中国。究其原因, 可能与中国所处的经济发展阶段有关, 90 年代初, 中国城镇居民还处于温饱阶段, 普通城镇居民的收入大部分用于消费, 边际消费倾向很大; 90 年代中后期以及进入 21 世纪以来, 虽然城镇居民生活有较大的改善, 收入也有较快的增长, 但对于普通城镇居民来说, 由于住房、教育、医疗、国有企业等种种改革导致的成本也在大幅增加, 增加的收入绝大部分是消费支出, 边际消费倾向依然较大。在城镇居民边际消费倾向较大的情况下, 增加城镇居民的收入差距, 必然对总体消费产生负面影响。

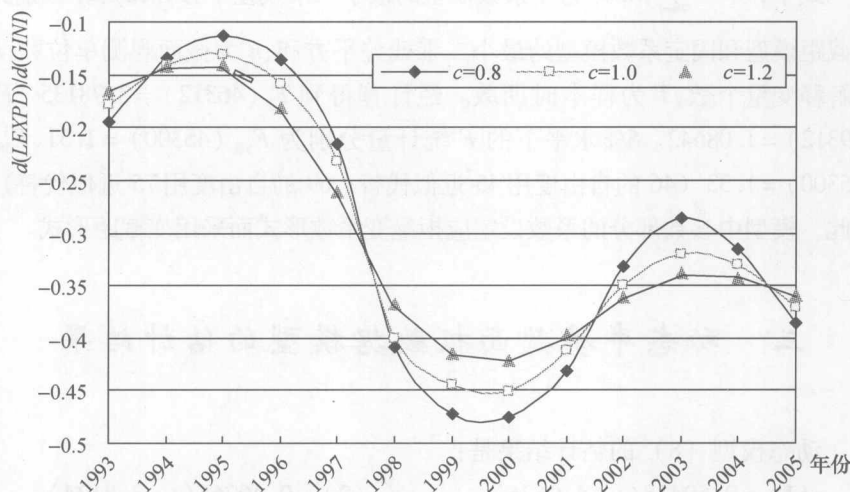


图 1 消费对收入差距导数 $\partial(LEXPDi)/\partial(GINIi)$ 变化 (1993—2005)

说明: 图中曲线是根据不同的 i 和不同的 t 所对应 $\partial(LEXPDi)/\partial(GINIi)$, 二次应用非参数估计得到的非参数趋势线; c 为窗宽参数。

① 根据窗宽参数 $c=1.0$ 时, 各省的固定效应估计值如下: 安徽、福建、广东、广西、贵州、海南、湖北、湖南、吉林、江苏、辽宁、内蒙古、宁夏、青海、山东、陕西、四川、西藏、新疆、浙江、北京、上海、天津、江西分别为 0.03168、0.037632、0.082443、0.04329、0.030262、0.040792、0.042726、0.039275、0.036608、0.043266、0.054711、0.031091、0.022082、0.020412、0.046314、0.048478、0.04314、0.042741、0.016437、0.04387、0.073394、0.069419、0.078787、0.01937。

但收入差距对消费负向影响的程度却一直在发生着变化,这种变化大体呈现双峰波形:1995年以前,收入差距对消费的负面影响迅速下降,说明在这一时期实行的各项经济政策有助于改善消费需求;但自1996年以后,随着国有企业改革、教育改革、住房改革等各种改革政策力度的加大以及东南亚金融危机的影响等,使得消费者面临着多种压力,未来支出预期大大增加,此时的收入差距却逐年继续扩大,收入差距对消费的负面影响快速增加,从图1可以看出,1996—1999年是收入差距对消费负面影响增速最快的时期。自2001年后,随着经济的逐步复苏,人们对未来经济的发展前景开始恢复信心;同时,国家对社会保障逐步加大了支持力度。随着消费预期的改善,城镇居民收入差距对消费影响的负向效应开始迅速减弱。但值得注意的是,从2004年开始,城镇居民收入差距的负面影响又开始逐年增加。

从表1的数值看,1993—2005年,消费对收入差距的偏导数均值为-0.30036,说明基尼系数的绝对值每增加1个单位,城镇居民的实际消费平均将减少30.036%。也就是说,城镇居民的基尼系数的绝对值每增加0.01,实际消费平均将减少约0.3004%。2000年,收入差距对消费的负面影响达到最大,基尼系数的绝对值每增加0.01,城镇居民的实际消费平均将减少0.4507%。

表1 消费对收入差距偏导数 $\partial(\text{LEXPD}_i)/\partial(\text{GINI}_i)$ 统计值(动态模型)

年份	均值	标准差	年份	均值	标准差
1993	-0.15901	0.069444	2000	-0.45066	0.061725
1994	-0.14041	0.072576	2001	-0.4125	0.059216
1995	-0.13277	0.064298	2002	-0.34945	0.09268
1996	-0.15955	0.0795	2003	-0.32094	0.070854
1997	-0.23224	0.072266	2004	-0.33084	0.075569
1998	-0.39994	0.053081	2005	-0.36121	0.088326
1999	-0.44522	0.057521	1993—2005年 总体均值	-0.30036	0.071539

说明:窗宽参数 $c=0.1$ 时的计算值,1%显著水平。