

文章编号: 1003 - 6636(2012)05 - 0009 - 08; 中图分类号: F063.2; 文献标识码: A

# 金融发展、交通设施与居民消费

## ——基于半参数可加模型的实证分析

李坤明, 方丽婷

(厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 本文利用半参数可加模型实证分析了金融发展水平、交通设施条件与中国居民消费的关系, 实证结果表明: (1) 金融系统的规模扩张与居民消费存在显著的正向线性关系, 而金融系统效率的改善对居民消费则主要表现为倒“U”型的非线性影响。(2) 公共交通和道路设施条件与居民消费的线性关系不同, 前者为正, 而后者为负, 但两者的非线性影响大体一致, 均表现为“N”型趋势。并对如何提升居民消费水平提出了相应的政策建议。

**关键词:** 金融发展; 交通设施; 消费; 半参数可加模型

### Financial Development, Transport Facilities and Household Consumption - Findings from Additive Semi-Parametric Model

LI Kun-ming, FANG Li-ting

(School of Economics of Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

**Abstract:** This paper analyzes the relationship between financial development, transport facilities and China's household consumption using non-parametric model. Empirical results show that: (1) Expansion of the scale of financial system and household consumption has a significant positive linear relationship, and the nonlinear effect of efficiency improvement of financial system on household consumption has an inverted “U” shape. (2) The relationship between public transport and road facilities and household consumption are different, the former is positive, while the latter is negative. However, nonlinear effects of the above two are much the same and both have an “N” shape trend. Based on empirical results, this paper finally proposes some policy recommendations to raise the level of household consumption.

**Key words:** Financial Development; Transport Facilities; Consumption; Additive Semi-Parametric Model

后金融危机时代, 全球经济持续疲软, 中国经济增长优势也逐渐减弱, 国内外经济形势的变化预示着中国经济增长模式必然由外向型向内向型转变, 国内消费势必主导中国未来经济的增长。在这种特殊的时代背景下, 对消费理论的研究成为近期理论界关注的热点。传统的消费经济学认为影响居民消费的因素主要包括经济因素、环境因素和主观因素, 大多数关于消费的文献都是围绕上述三类因素展开。实际上, 在基础设施资源还较为缺乏的中国, 消费的便利条件也可能是影响居民消费的重要因素。丰富的消费支付手段、便利的交通条件更可能激发居民的消费欲望。同时, 便利的金融结算渠道以及完善的城市设施水平往往也是吸引商家进驻的重要因素。因而对金融发展及交通条件与居民消费关系的分析有助于完善消费理论, 同时也有益于为中国发展内需经济提供参考, 具有明显的理论和现实意义。

收稿日期: 2012 - 06 - 09

基金项目: 国家社科基金项目“非参数空间计量经济模型及应用研究”(10CTJ002); 中央高校基本科研业务经费项目“动态时变特征的空间计量模型及其在中国地方政府财税策略互动中的应用”(ZK1021)。

作者简介: 李坤明(1983 -), 男, 福建漳州人, 厦门大学经济学院统计系博士研究生, 主要研究方向为数量经济学、宏观经济理论; 方丽婷(1983 -), 女, 福建宁德人, 厦门大学经济学院统计系博士研究生, 主要研究方向为统计理论与方法。

## 一、理论分析与相关文献述评

### (一) 金融发展与消费的关系

从金融机构的功能出发,我们可以从三个方面阐述金融发展对消费的影响。

一是金融市场的风险分担功能特性。根据生命周期持久收入假说,居民为了实现一生效用水平的最大化,通常利用两类消费平滑机制来应对收入风险,一种是消费的跨期安排,将财富平均地分配于各期消费,这是时间维度上的横向平滑。在一个完备市场的理想状况下,当居民面临特定的外生冲击时可以借助各种金融市场工具提供的风险分担机制进行多样化的风险规避和风险分担,从而对家庭消费进行平滑,以保持家庭的边际效用水平不变,这是一种横截面上的纵向平滑。因而可以预期金融机构和金融市场越发达就越能为居民提供完备的风险分担工具,更大地影响居民的消费水平。

二是金融业对经济的推动效应。发育良好的金融体系有利于储蓄的增加、储蓄向投资的有效转化以及生产效率的提高,从而带动地区经济发展,提高居民收入,进而增加居民消费水平。

三是金融支付结算手段的牵引作用。金融设施可获得性的提高将丰富居民的支付手段,各种金融工具的使用可能通过放松流动性限制来刺激居民的消费需求,此外,金融设施的普及更有利于吸引知名商家,丰富消费元素。

关于金融发展的文献主要集中于讨论金融发展与经济增长的关系,代表性的研究来自 King and Levine (1993a),他们构造了一个衡量金融发展的指标体系,利用80个国家的数据检验金融发展与经济增长的关系,实证结果发现金融发展是经济增长的一个重要的先行变量。<sup>[1]</sup> King and Levine(1993b)构建了一个内生增长模型并从产业的角度考察了金融发展与经济增长的关系,其结论是金融中介的发展加速了经济的增长。<sup>[2]</sup> Levine and Law (1999)沿用 King and Levine(1993a)的测度方法重新检验了金融发展、制度环境与经济增长的关系,结果表明金融中介的发展对经济增长有显著的促进作用。<sup>[3]</sup> Christopoulos et al. (2004)用面板单位根和面板协整检验方法研究了10个发展中国家金融发展与经济增长关系,其研究结果表明存在金融发展与经济增长的唯一长期均衡关系。<sup>[4]</sup> 此外,Changa and Caudill(2005)采用VAR方法对台湾近期的金融发展与经济增长的关系进行研究,其结果表明金融发展是导致台湾经济增长的非直接原因。<sup>[5]</sup> 最近,Hassana et al. (2011)采用协整和误差修正的方法重新检验了中低收入国家的金融发展与经济增长的关系,其研究结果表明在不同收入水平的国家,金融发展与经济增长的关系也不相同,其研究还说明金融发展只是经济发展的充分条件。<sup>[6]</sup> 国内较早的文献中,谈儒勇(1999)对中国金融中介和股票市场的发展与经济增长的关系进行了实证分析,结果发现金融中介的发展与经济增长之间存在强相关关系。<sup>[7]</sup> 韩廷春(2001)的研究则表明金融体系的效率和质量比单纯的数量扩张在推动经济增长上有更大的作用。<sup>[8]</sup> 史永东等(2003)基于柯布一道格拉斯生产函数分析框架的研究,发现中国金融发展与经济增长之间存在一种双向因果关系,金融发展对经济增长有显著的推动作用。<sup>[9]</sup> 陈伟国等(2008)基于中国1952—2007年数据的实证分析发现金融发展与经济增长之间存在显著的正相关关系。<sup>[10]</sup> 赵国庆等(2010)利用中国1978—2008年的省级数据考察了金融发展对消费风险分担程度的影响,实证结果表明风险分担程度随时间显著变化。<sup>[11]</sup> 范德胜(2011)利用1993—2002年的季度数据研究了中国金融发展与经济增长的关系,其结论是金融中介的发展对经济发展的影响有限。<sup>[12]</sup>

### (二) 交通设施水平与消费的关系

城市交通设施建设水平无论从宏观还是微观层面都能影响到居民的消费。从宏观角度看,城市交通设施作为一种基础性的建设工程能够通过减少生产成本提高生产效率的方式间接促进经济的增长,并且城市交通设施建设作为国家投资的一部分能够通过溢出效应和网络效应拉动其他产业的增长,增加就业机会进而促进居民收入的增长,最终提高居民消费水平。从微观角度看,交通设施水平的提高能够通过改善人力资本流动效率、减轻居民经济往来的信息不对称程度以及提高居民健康人力资本等方式影响个人收入,进而影响居民消费。

国内外有相当多的文献对基础设施与经济增长、居民收入的关系进行了实证和理论研究。宏观层面,发展经济学家早已认识到基础设施对经济发展的重要作用,他们认为,基础设施是经济增长的先行资本。Munnel and Cook(1990)<sup>[13]</sup>,Tatom(1991)<sup>[14]</sup>,Canning and Marianne (1993)<sup>[15]</sup>等研究指出基础设施对经济增长有积极作用。Lall(2006)对印度的研究表明交通和社区基础建设是区域经济增长的一个决定性因素。<sup>[16]</sup> 最近,Bronzina and Piselli(2009)研究了意大利的全要素生产率与R&D、人力资本和基础设施水平的长期关系,结果显示人力资本和

基础设施水平与意大利经济增长存在长期的单向因果关系。<sup>[17]</sup> 刘生龙等 (2010a) 利用中国 1988—2007 的面板数据检验了基础设施建设的外部性,其结论是交通和信息基础设施对中国经济增长有显著的溢出效应。<sup>[18]</sup> 刘生龙等 (2010b) 的实证研究发现交通基础设施在中国区域经济增长差异中扮演着重要的角色。<sup>[19]</sup> 张光南等 (2010) 利用中国 1998—2006 年各省工业企业面板数据,采用 SUR 方法实证分析了基础设施投资的短期和长期就业效应、产出弹性以及投资弹性,其实证结果发现基础设施具有显著为正的就业效应、产出弹性和投资弹性。<sup>[20]</sup> 刘生龙等 (2011) 用静态和动态面板模型从微观角度检验了基础设施的可获得性对中国农村居民收入增长的影响,研究结论是基础设施的可获得性与农村居民收入存在正向关系。<sup>[21]</sup> Gibson and Rozelle (2003) 利用巴布亚新几内亚的家庭调查数据研究了道路的可获得性对贫困的影响,其研究发现人们到最近的硬化道路所花费的时间越短,其贫困的可能性越低。<sup>[22]</sup> Fan et al. (2005) 利用坦桑尼亚的家庭调查数据研究了公共投资和道路对家庭收入和贫困的影响,发现基础设施的可获得性与家庭收入之间呈显著的正相关关系。<sup>[23]</sup>

从上述分析可知,金融发展水平与交通设施状况作为基础设施条件有可能通过影响居民的收入水平和主观偏好进而影响其消费水平,不过现有文献鲜见对金融发展和交通设施与居民消费的关系进行直接的研究。同时,考虑到金融发展和交通设施水平与居民消费不一定存在线性决定关系,本文拟采用将线性和非线性相结合的方法一半参数可加模型进行分析。这种方法在保证不损失线性信息的情况下有可能发现更为复杂的非线性规律,这可以更为精确地发现金融发展和交通设施水平与居民消费的关系。

## 二、实证研究方法简介

本文的实证分析将用到半参数可加模型,下面作简要的介绍。

当解释变量较多而样本不是很大时,使用一般的非参数模型容易引起方差的急剧增大,即产生所谓的“维数灾难”问题,这会导致估计精度严重下降。为了解决上述困难,Stone (1985) 提出了半参数可加模型。<sup>[24]</sup> 该模型的思想是利用多个一元函数来近似估计一个多元函数,这就有效地避免了“维数灾难”,而且,可加模型也解决了一般非参数模型的解释困难问题,因为每个解释变量对被解释变量的影响都可以直接从一元函数的拟合图像上观察到。

假设因变量为  $Y_i (i = 1, 2, \dots, n)$ ,  $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}$  是  $p$  个自变量,则半参数可加模型的数学表达式为:

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (1)$$

其中,  $f_j(\cdot)$  为一元非参数函数,为了满足可识别条件,一般要求  $E f_j(\cdot) = 0$ 。可以在模型 (1) 的基础上加入线性部分,这样处理的好处是既可以捕捉到解释变量和被解释变量间的线性相互作用,又不会损失非线性作用的信息,还方便与纯线性模型进行比较。加入线性部分的半参数可加模型如下:

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \alpha + \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j + \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (2)$$

其中,  $\alpha$  和  $\beta_j$  为线性回归参数,后面的部分和公式 (1) 相同。

学者们提出了多种估计方法用以估计可加模型 (2), 目前最主流的方法要数 Buja, Hastie and Tibshirani (1989) 提出的向后拟合 (Backfitting) 法,<sup>[25]</sup> 下面对这一方法进行简要介绍。

将式 (2) 的线性部分看成是一个特殊的非参数函数,记  $g(x_i) = \alpha + \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j$ , (2) 变为对  $E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = g(x_i) + \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij})$  中的函数  $g$  和各个  $f_j$  的估计。在某个  $f_k$  时,假定  $g$  以及除  $k$  之外的其他  $p - 1$  个都已知,则定义偏残差  $r_{ik} = y_i - g(x_i) - \sum_{j \neq k} f_j(x_{ij})$ , 通过最小化该偏残差得到估计值  $\hat{f}_k(x_{ik})$ , 不断地循环该过程得到  $p$  个分量  $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_p$  的估计值, 分别记为  $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_p$ 。同理, 在估计  $g(x_i)$  时, 假定其他所有的  $f_j$  都固定, 得到参数估计值  $\hat{\beta}$ 。在具体实现时, 首先初始化函数  $g^0(x_i), \hat{f}_1^0(x_{i1}), \hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$ , 假定  $\hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$  和  $g(x_i)$  固定, 通过上述方法, 得到估计  $\hat{f}_1^1(x_{i1})$ , 从 1 循环到  $p + 1$ , 得到  $\hat{g}^1(x_i), \hat{f}_1^1(x_{i1}), \hat{f}_2^1(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^1(x_{ip})$ , 不断进行上述过程直到  $\sum_{i=1}^n (y_i - g(x_i) - \sum_{j=1}^p \hat{f}_j(x_{ij}))^2$  达到事先设定的收敛标准, 从而得到线性部分和非参数部分函数的估计值。

由上面的介绍可将 (2) 的估计步骤整理如下:

Step 1 记  $g(X) = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i$ , 初始化函数  $g^0(x_i), \hat{f}_1^0(x_{i1}), \hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$ ;



Step 2 通过最小化偏残差  $\gamma_i - g(x_i) - \sum_{j \neq k}^p f_j(x_{ij})$  得到  $f_k(x_{ik})$  的估计值  $\hat{f}_k^1(x_{ik})$  及  $g(x_i)$  的估计值  $\hat{g}^1(x_i)$  (即  $\beta_i, i = 1, \dots, p$  的估计值), 其中  $k = 1, \dots, p$ ;

Step 3 用  $\hat{g}^1(x_i), \hat{f}_1^1(x_{i1}), \hat{f}_2^1(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^1(x_{ip})$  代替  $\hat{g}^0(x_i), \hat{f}_1^0(x_{i1}), \hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$ , 开始新的循环, 直至达到收敛条件。

Robinson(1988) 证明了  $\hat{\beta}$  的相合性和渐近正态性,<sup>[26]</sup> 即:

$$\hat{\beta} - \beta = O_p(n^{-1/2}), \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \rightarrow N(0, \Phi^{-1}\Psi\Phi^{-1})$$

其中  $\Phi = E[\bar{X}_i\bar{X}_i']$ ,  $\Psi = E[\sigma^2(X_i)\bar{X}_i\bar{X}_i']$ ,  $\bar{X}_i = X_i - E(X_i)$ 。

Fan et. al(1998) 证明了  $\hat{f}_k(x_k)$  的如下渐近性质:<sup>[27]</sup>

$$\sqrt{nh_k}\{\hat{f}_k(x_k) - f_k(x_k) - \alpha - 1/2h_k^2\kappa_2 f''_k(x_k) + o(h_k^2)\} \rightarrow N(0, v_k(x_k))$$

其中  $\kappa_2 = \int u^2 k(u) du$ ,  $v_k(x_k) = f_k(x_k) \left[ \int k^2(u) du \right] E\{\sigma^2(x_k, X_{-ki}) f''_{-k}(x_{-k}) / f''(x_k, x_{-k}) | X_{ki} = x_k\}$ 。

### 三、实证分析

#### (一) 变量选择及数据处理

本文将用到的变量分成三组, 分别是因变量、核心自变量和控制变量。

##### 1. 因变量

本文的研究目的是揭示金融发展和交通设施水平对城镇居民消费的影响, 所以选取城镇居民人均消费支出作为模型的因变量, 为了剔除物价因素的影响, 用 CPI 指数(1999年=100)进行平减。

##### 2. 核心自变量

同样从本文的研究目的出发, 本文选取的核心自变量包括金融发展和交通设施水平两类变量。对于金融发展变量, 我们参考 Levine(1993) 所设计的指标, 从效率和规模两个方面测度金融发展水平, 考虑到省级数据的可获得性, 我们用各省私人部门授信与总授信的比值测度各省金融发展效率, 用各省私人部门授信与 GDP 的比值作为衡量金融发展规模的指标, 其中私人部门授信的估算参考了张军等(2005)<sup>[28]</sup> 的测算方法。对于交通设施水平, 我们与相关文献的做法相类似(如刘生龙, 2010b), 分别采用每万人拥有公交数和人均道路面积两项指标。

##### 3. 控制变量

为了便于比较和防止遗漏变量带来的估计偏误, 有必要引入一系列控制变量。不过, 控制变量过多会导致自由度的损失, 所以本文根据文中第一部分提到的消费经济理论并结合中国当前的实际情况, 在影响居民消费的诸多变量中选取实证研究中常用的若干个作为控制变量, 为了便于理解和解释, 本文还将控制变量分成收入因素、不确定性因素、宏观经济因素和人口因素四类。

根据传统的消费理论, 收入因素是消费的决定性因素, 收入的高低在很大程度上决定了消费的高低, 本文选取城镇居民人均可支配收入作为收入变量, 并用 CPI 指数进行平减。

根据预防性理论, 家庭面临的未来支出与收入的不确定性是决定其消费的重要因素。就中国来说, 由于医疗保障体系的不完善, 医疗支出是居民不确定性的一个重要来源, 同时由于教育资源的严重稀缺, 教育支出在家庭收入中所占的比重也越来越大, 因而教育与医疗支出是衡量中国居民支出不确定性的一个重要指标。同时, 现阶段房价依然是困扰广大城镇居民的一个重大生计问题, 因而本文也将房价的变动作为居民未来支出不确定性的一个衡量指标。此外, 我们还选取转移性收入来衡量居民的收入不确定性。

宏观经济对居民消费的影响是显而易见的, 经济的增长质量与数量都会对居民产生重大影响, 因而我们选取衡量经济增长数量的 GDP 增长率和衡量经济增长质量的通货膨胀率作为宏观因素指标。

在中国这种社会保障体系不够完善的国家, 普通家庭大都承受着抚养小孩和赡养老人的重担, 因而可以想象人口因素也必然是决定居民消费的一个重要方面, 我们选取老年人口抚养比和少儿抚养比作为人口因素指标。人口抚养比是衡量人口赡养率的指标, 其中老年人口抚养比为老龄人口(65岁以上人口)与劳动力人口(14岁至65岁人口)之比, 而少儿抚养比为少儿人口(14岁以下人口)与劳动力人口之比。

本文所用数据为1999—2009年全国31个省份的面板数据, 所有原始数据均来自历年《中国统计年鉴》、各省

份统计年鉴和《新中国六十年统计资料汇编》。文中用到的变量及其符号见表 1, 变量的描述性统计见表 2。

表 1 变量及其符号

符号	变量	符号	变量
con	居民消费水平	edu	医疗教育支出/可支配收入
inc	可支配收入	house	商品房销售额/销售面积
sca	金融机构信贷总额/GDP	growth	GDP 增长率
eff	私人部门信贷额/金融机构信贷总额	inf	通胀率(CPI 增长率)
traf	每万人拥有公交车数	child	少儿抚养比
road	人均道路面积	old	老年抚养比
tran	转移性收入/可支配收入		

表 2 变量的描述性统计

	con				inc			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
总体	6934.396	2519.259	3468.99	17953.73	9221.365	3660.934	4342.61	24663.54
组间	/	1866.395	5377.173	12324.66	/	2564.676	7064.103	16679.85
组内	/	1722.118	2857.428	12563.47	/	2649.213	2649.213	17205.05
	sca				eff			
总体	104.7403	37.36425	53.2944	309.6634	75.32938	10.95552	43.61094	96.50614
组间	/	34.29373	62.43026	239.0664	/	9.857207	54.80236	93.99038
组内	/	15.95672	49.98459	177.1059	/	5.071151	61.36603	92.74999
	traf				road			
总体	9.868457	4.578144	3.034484	30.81362	10.33986	3.481325	3.85104	31.82977
组间	/	4.106695	5.330563	23.15246	/	2.656202	5.417588	16.67884
组内	/	2.142542	1.661696	19.87841	/	2.296025	3.995299	25.4908
	tran				edu			
总体	24.40651	6.084254	1.6207	37.492	10.55962	2.045848	4.083013	16.42995
组间	/	5.451366	6.085909	35.02021	/	1.622519	6.253447	13.88469
组内	/	2.85916	13.61279	34.2111	/	1.276853	7.415586	13.44524
	house				growth			
总体	2197.515	1492.445	726.0305	11503.87	11.57898	2.569846	5.09966	23.83083
组间	/	1212.645	1211.538	6355.101	/	1.176096	9.517091	15.85445
组内	/	894.5019	-305.7312	7346.284	/	2.293816	3.487117	19.55536
	inf				child			
总体	1.51056	2.395882	-3.4	8.89767	28.48152	8.348065	9.64	57.78
组间	/	.2994981	1.126322	2.505843	/	7.283915	12.72135	41.60249
组内	/	2.377644	-3.458803	7.902387	/	41.60249	16.82219	47.60219
	old							
总体	11.67763	2.553075	6.2674	21.88				
组间	/	2.222789	8.093336	18.14395				
组内	/	1.312524	8.162542	15.41368				

(二) 实证模型设定

传统的消费理论认为, 居民的消费安排主要由收入决定, 因此关于消费理论的一般性经验方程为:

$$E(con | inc) = \alpha_0 + \alpha_1 inc \quad (3)$$

本文旨在研究金融发展和交通设施条件对居民消费的影响, 进行实证分析时, 在基本模型(3)的基础上引入了代表金融发展和交通设施水平的变量以及其他控制变量。除了收入, 上述决定因素对居民消费的影响不一定是纯线性的, 所以本文同时考虑各因素的线性与非线性影响, 根据模型(2), 建立如下实证模型:

$$E(con | inc, \text{其他决定因素}) = \alpha_0 + \alpha_1 inc + \sum_{j=1}^{11} \beta_j (\text{其他决定因素}) + \sum_{j=1}^{11} f_j (\text{其他决定因素}) \quad (4)$$

(三) 实证结果及分析

针对模型(4) 我们利用第三部分所介绍的半参数可加模型的估计方法进行估计, 模型线性部分的估计结果见表 3, 非线性结果见图 1。

表 3

线性部分估计结果

变量	参数估计	标准差	t 值	P 值
Intercept	-729.285	284.382	-2.56	0.0108
inc	0.684	0.013	54.10	<.0001
sca	1.252	0.747	1.68	0.0949
eff	2.178	2.460	0.89	0.3769
traf	9.367	4.903	1.91	0.0571
road	-44.778	5.856	-7.65	<.0001
tran	-41.032	3.276	-12.52	<.0001
edu	139.392	11.351	12.28	<.0001
house	0.069	0.028	2.48	0.0136
grow	6.623	7.784	0.85	0.3955
inf	-8.922	7.355	-1.21	0.2261
child	12.979	3.281	3.96	<.0001
old	32.145	8.175	3.93	0.0001

半参数可加模型的线性部分代表了解释变量对被解释变量的整体影响方向,而非线性部分则是给出作用过程的变异性。从表 3 可以看出:(1) 居民收入仍然是决定中国城镇居民消费水平的主要因素。(2) 整体上,金融发展水平对居民消费有显著的线性影响:金融机构的规模扩张对居民消费的正向影响十分显著,金融系统效率的提高对居民消费存在正向但不显著的线性影响。从线性角度看,这一结果与谈儒勇(1999)、史永东等(2003)和陈伟国等(2008)的结论基本一致,但与韩廷春(2011)和范德胜(2011)的结论所不同的是,此结果表明现阶段中国金融机构的规模扩展比效率提高更为重要。(3) 交通设施条件对居民消费的线性影响比较模糊:公共交通条件的改善有利于提高居民的消费,不过道路交通条件的改善反而减少居民消费。这一结论与刘生龙等(2010a)的结论存在差异。(4) 不确定因素对居民的消费产生显著的影响:收入不确定性的增加会导致消费的减少,支出不确定性的加剧则会促进消费的增加。(5) 人口因素对居民消费也有相当显著的正的线性影响。值得一提的是,经济增长率和通胀率等宏观经济因素对居民消费的线性影响并不显著。

表 4 非线性部分的检验结果

变量	sca	eff	traf	road	tran	edu
Pr > chisq	0.1959	0.0884	0.0007	<.0001	<.0001	0.0101
变量	house	grow	inf	child	old	
Pr > chisq	<.0001	0.0236	0.5989	0.5523	0.0298	

表 4 给出了模型非线性部分的卡方显著性检验结果,从中可以看出,金融发展水平、交通设施条件、不确定因素以及宏观经济因素和人口因素都与居民消费存在显著的非线性关系。据此我们可以知道,上述各因素对居民消费存在复杂的非线性作用机制,仅用线性模型进行研究会损失这种非线性信息。图 1 给出了各因素与居民消费的非线性关系图,由于篇幅的限制,本文仅报告通过非线性检验的结果。图形中阴影部分为 95% 置信域。

由图 1 可以观测到如下现象:(1) 以金融系统效率衡量的金融发展水平与居民消费存在显著的非线性关系,金融效率对居民消费的非线性影响先增加后下降,呈尾部平缓的倒“U”型趋势。(2) 交通设施条件对居民消费存在显著的非线性影响,公共交通和道路交通设施对居民消费的影响均呈“N”型趋势。(3) 不同的不确定因素对居民消费的非线性影响存在差异:收入的不确定性对消费的影响先下降后增加,呈“U”型趋势,而支出不确定性对消费的影响则呈倒“U”型趋势。(4) 经济增长率与居民消费存在“N”型非线性关系,经济增长率对居民消费的影响先增加后下降再增加。(5) 老年人口抚养比与居民消费的

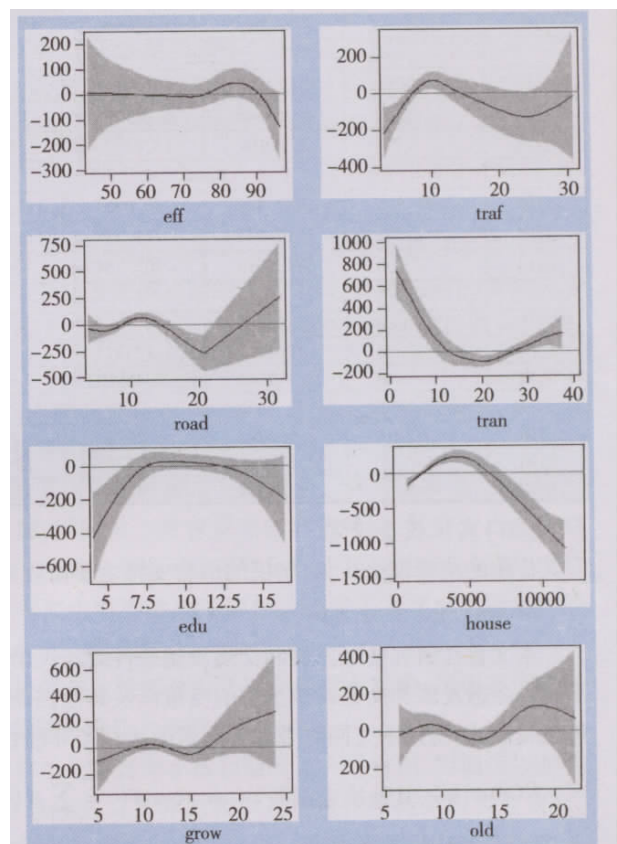


图 1 非线性结果

非线性关系呈“M”型特征,波动性较大。

结合模型的线性与非线性结果,我们可以发现:(1)金融发展水平对居民消费既有线性影响也有非线性影响,其中金融系统的规模扩张对居民消费有着显著的正的线性影响,而金融系统效率的改善对居民消费则主要表现为非线性影响。(2)公共交通设施条件与道路设施条件对居民消费的线性影响方向不同,不过其非线性影响大体一致,而且都有增强的趋势。有趣的是,模型的线性部分显示经济增长对居民消费并没有显著影响,而非线性部分却表明经济增长对居民消费存在显著的非线性影响,而且这种影响趋于增强,因此,如果单从线性关系看而不考虑非线性影响,则容易得出“国进民退”的结论。

为了比较普通线性模型与半参数可加模型的拟合效果,本文用普通的线性模型对原数据进行了估计,结果如表5所示。

表5 线性模型估计结果

变量	固定效应			随机效应		
	参数估计	标准差	P值	参数估计	标准差	P值
Intercept	-34.711	410.200	0.9326	-387.322	389.300	0.3205
inc	0.689	0.017	<.0001	0.692	0.016	<.0001
sca	-0.977	1.145	0.3938	-0.617	1.013	0.5428
eff	-1.847	4.196	0.6601	0.798	3.729	0.8306
traf	33.000	9.128	0.0004	33.351	7.586	<.0001
road	-37.763	9.424	<.0001	-37.009	8.394	<.0001
tran	-22.739	5.836	0.0001	-25.754	5.190	<.0001
edu	122.388	14.403	<.0001	122.860	13.688	<.0001
house	-0.087	0.037	0.0189	-0.077	0.034	0.0270
grow	6.113	9.050	0.4999	8.170	8.612	0.3435
inf	-16.174	7.132	0.0241	-13.250	7.055	0.0613
	-10.516	5.893	0.0754	-4.587	5.036	0.3630
old	48.420	14.466	0.0009	47.324	12.779	0.0002

对比表3与表5的结果,可以发现半参数可加模型的线性部分与普通线性模型的估计结果存在差异,从参数估计的标准差来看,线性模型系数估计的标准差均大于半参数可加模型的线性部分,这说明在精确度方面,半参数可加模型优于普通线性模型,我们所得到的非参数实证结果更加可信。

#### 四、结论及政策建议

本文利用半参数可加模型分析了金融发展水平和交通设施条件与中国居民消费的关系。实证结果显示:(1)金融系统的规模扩张与居民消费存在显著的正向线性关系,而金融系统效率的改善对居民消费则主要表现为倒“U”型的非线性影响。(2)公共交通设施条件与道路设施条件对居民消费的线性影响方向不同,交通设施条件的改善有利于增加居民消费,而道路设施条件的改善则倾向于减少居民消费;不过,公共交通和道路设施条件的非线性影响大体一致,均表现为“N”型趋势,说明交通条件的改善有利于增加居民消费。

本文的实证结果表明:一方面,金融系统的规模扩张在现阶段是推动中国居民消费水平提升的一个可行的办法,不过,由于规模扩张对居民消费仅有线性影响,所以金融发展并不存在可以利用的显著的规模效应,这也说明单靠规模扩张并不足以快速提升居民的消费。另一方面,金融系统的效率提升对居民消费存在倒“U”型的影响,现阶段中国金融管理服务水平较低,金融监管体系远未完善,金融市场波动性较强,这都说明中国金融系统的效率还十分低下,而倒“U”型的非线性特征使得我们可以充分利用目前较为低下的金融系统效率的改善带来的强大推动效应来迅速提升居民的消费水平。这说明,中国政府当局应该正视金融发展对经济发展和对人民生活的重要性,转变“做大做强”的单调发展模式,重视效率,重视服务,重视现代管理方式,使金融机构充分发挥其应有的功能。

本文的实证结果还表明,交通设施尤其是公共交通设施条件对促进居民消费水平的提高具有不可忽视的作用,交通设施水平的改善,既有利于提高生产效率,也有益于吸引工商企业的进驻而激发居民的消费能力,完备的基础设施水平是促进地方经济发展和人们生活水平提升的必要条件。因此,相关政府部门有必要继续重视城市基础设施建设投入,尤其是设施水平相对落后的城市更应如此。



## 参考文献:

- [1] King, R. G. and Levine, R. . Finance and Growth: Schumpeter Might be Right [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993a, 108: 717 – 738.
- [2] King, R. G. and Levine, R. . Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence [J]. Journal of Monetary economics, 1993b, 32: 513 – 542.
- [3] Levine, R. and Law. Finance and Economic Growth [J]. Journal of Financial Intermediation, 1999, 8: 8 – 35.
- [4] Christopoulos, D. K. and Tsionas, E. G. . Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests [J]. Journal of Development Economics, 2004, 73: 55 – 74.
- [5] Chang, T. and Caudill, S. B. . Financial Development and Economic Growth: the Case of Taiwan [J]. Applied Economics, 2005, 37(12) : 1329 – 1335.
- [6] Hassana, M. K. , Sanchezb, B. and Yu, J. S. . Financial development and economic growth: New evidence from panel data [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2011, 51(1) : 88 – 104.
- [7] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究 [J]. 经济研究, 1999 (10) : 53 – 61.
- [8] 韩廷春. 金融发展与经济增长: 经验模型与政策分析 [J]. 世界经济, 2001 (6) : 3 – 9.
- [9] 史永东, 武志, 甄红线. 中国金融发展与经济增长关系的实证分析 [J]. 预测, 2003 (4) : 1 – 5.
- [10] 陈伟国, 张红伟. 金融发展与经济增长——基于 1952 – 2007 年中国数据的再检验 [J]. 当代经济科学, 2008 (3) : 49 – 57.
- [11] 赵国庆, 张中元. 金融发展与中国跨省消费风险分担. [J] 经济理论与经济管理, 2010 (12) : 19 – 27.
- [12] 范德胜. 金融发展与经济增长——中国的实证检验 [J]. 南京社会科学, 2011(1) : 29 – 35.
- [13] Munnell, A. and Cook, L. . How does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance? [J]. New England Economic Review, 1990, 7: 11 – 33.
- [14] Tatom, J. . Should Government Spending on Capital Goods be Raised? [J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1991, 5: 3 – 15.
- [15] Canning, D. and Marianne, F. . The Effect of Infrastructure Networks on Economic Growth [M]. New York : Department of Economics, Columbia University, 1993.
- [16] Lall. . Infrastructure and regional growth, Growth Dynamics and Policy Relevance for India [J]. Ann Re Sci, 2006, 41: 581 – 599.
- [17] Bronzina, R. , and Piselli, P. . Determinants of Long – Run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure [J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(2) : 187 – 199.
- [18] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007 [J]. 经济研究, 2010 (3) : 4 – 15.
- [19] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与经济增长: 中国区域差距的视角 [J]. 中国工业经济, 2010(4) : 14 – 23.
- [20] 张光南, 李小瑛, 陈广汉. 中国基础设施的就业、产出和投资效应——基于 1998—2006 年省际工业企业面板数据研究 [J]. 管理世界, 2010 (4) : 5 – 15.
- [21] 刘生龙, 周绍杰. 基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果 [J]. 中国农村经济, 2011(1) : 27 – 37
- [22] Gibson, J. and Rozelle, S. . Poverty and Access to Roads in Papua New Guinea [J]. Economic Development and Cultural Change, 2003, 52: 159 – 185.
- [23] Fan, S. , Nyange, D. and Rao, N. . Public Investment and Poverty Reduction in Tanzania: Evidence From Household Survey Data [R]. DS-GD Discussion Paper 18, Washington, D. C. : International Food Policy Research Institute ( IFPRI ), 2005.
- [24] Stone, C. . Additive regression and other nonparametric models [J]. Annals of Statistics, 1985, 13(2) : 689 – 705.
- [25] Buja, A. , Hastie, T. and Tibshirani, R. . Linear Smoothers and Additive Models [J]. Annals of Statistics, 1989, 17(2) : 543 – 555.
- [26] Robinson, P. M. . Root – N – consistent semiparametric regression [J]. Econometrica, 1988, 56(4) : 931 – 954.
- [27] Fan, J. , H? rdle, W. and Mammen, E. . Direct estimation of low dimensional components in additive models [J]. Annals of Statistics, 1998, 26(3) : 943 – 971.
- [28] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987 – 2001 [J]. 经济研究, 2005 (11) : 34 – 45.

责任编辑: 常明明