

## Insurance Development and Consumption —An Analysis Based on Chinese Provincial Panel Data

Lv Xueliang<sup>1,2</sup>, Li Xiaogang<sup>1</sup>

<sup>1</sup> College of Economics, Qingdao University, Qingdao, China, 266071

<sup>2</sup> College of Finance, University of International Business Economics, Beijing, China, 100084

**Abstract:** The influence of financial development on economic growth is a hot topic in the study of economics, and as insurance is an important part of the financial system, its role in economic development also attracts more and more attention. Firstly, based on the Solow model with insurance development, this paper constructs a basic model of the relationship between insurance development and consumption combined with Diamond's OLG model. Secondly, using the provincial level panel data during 1999-2010 in China, the paper does some empirical analyses. The research shows that, in the long run, as a whole there is significant positive relationship between insurance development and consumption growth. Life insurance has a significant effect on consumption growth, while non-life insurance has no significant effect on consumption growth. The life insurance industry has a bigger effect on consumption growth than non-life insurance industry.

**Keywords:** Insurance Development; Life Insurance; Non-life Insurance; Consumption

### I. 引言

面对当前世界经济增长减缓，出口不容乐观的情况，我国政府从2009年底的中央经济工作会议开始，以“调结构、稳增长、扩内需”作为目前的工作方向，把目光转向扩大我国居民的消费需求，拓展经济发展空间。如何促进消费增长、扩大内需就成为在理论和实践需要迫切回答的问题。那么作为金融体系重要组成部分的保险业能够为消费增长做出多大贡献呢？

从总量上看，我国的保险业发展迅速（如图1），虽然增速有一些波动，但平均增长速度较高。

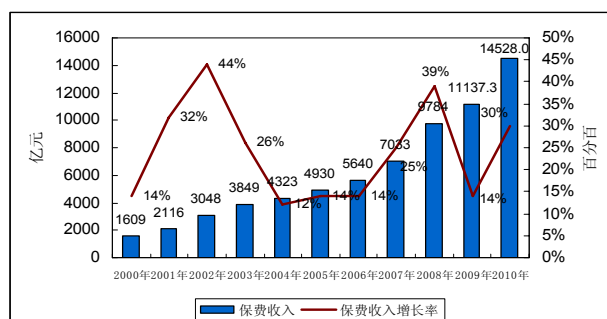


图1 2000年—2010年保费收入和增幅对比图

资料来源：根据2011年中国保险年鉴计算得出

从结构上看寿险业务和财险业务本身存在一些不同，其发展速度有些差异。从图2中可以看出财险业务的比例明显小于寿险业务，本世纪初二者的差距并不大，随后寿险业务的比例迅速变大，而财险业务的比例则变小。近几年虽然二者的比例略有波动，但总体来说寿险业务占的比例依然较大，明显要超过财险。

保险具有风险保障、储蓄替代、资产投资的功能。其对于经济增长的作用途径有三条：首先，能够影响储蓄转化为投资的比例，进而影响资本的边际生产率，影响生产，从而对消费需求产生影响；其次，保险可以影响私人储蓄率和边际消费倾向，从而直接影响消费需求；最后，保险业的发展发挥着重要的风险保障的功能，促进了资本市场发展和金融制度改革，使金融结构和社会融资得到优化，增加了社会就业，直接对经济增长和消费需求的扩大做出了贡献。

保险业的迅速发展，以及其对经济增长产生的重要作用，已经引起了广大学者的关注。学术界对保险业发展与经济增长的关系做了较多的研究。曹乾、何建敏(2006)研究发现，保险业发展和经济增长之间存在协整关系，但二者之间不存在Granger因果关系。而谢利人(2006)的研究结果表明财产保险市场的发展对经济增长起到负向作用，而人身保险市场发展对经济增长才具有正向作用。

庞楷 (2009)却发现相反的结果,他指出人身保险的影响不显著,而财产保险则具有显著的正效应。吴洪、赵桂芹 (2009)对省级面板数据的研究表明,保险业在经济中等和较差的地区对经济的促进作用明显。胡宏兵、郭金龙 (2010)运用 Bootstrap 仿真检验显示保险发展与经济增长具有双向因果关系。黄英君、陈晔婷 (2012)基于向量自回归模型的研究表明,保险业发展对经济增长的影响不显著,经济增长对保险业发展起到促进作用。

与之相比,现阶段对保险业发展与居民消费关系的研究相对较少,保险业发展对居民消费的影响作用尚无统一的结论。而基于省级面板数据对保险业发展与居民消费关系的分析,目前国内暂时还没有。本文先从理论出发,基于修正的 Solow 模型 (Webb, et al, 2002) 以及 Diamond (1965) 所建立的世代交替模型 (OLG) 构建保险业发展与居民消费关系的理论框架。在理论的基础上,从保险业整体发展、寿险与非寿险两个方面选取保险深度作为衡量保险业发展的指标,对我国省级 1999-2010 年间的的面板数据的相关变量进行实证研究,分析保险业发展对居民消费的影响。

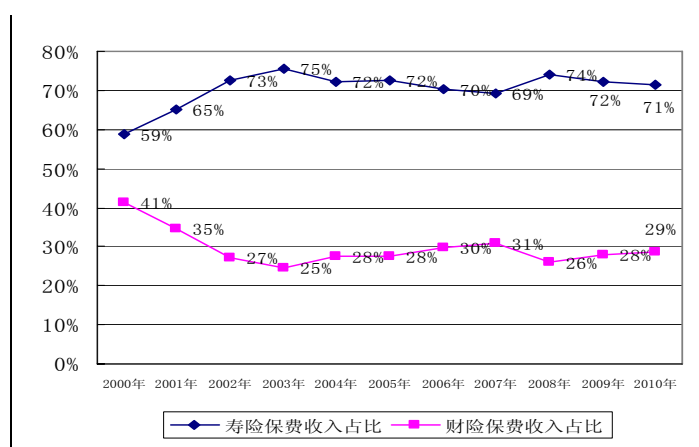


图2 2000年—2010年寿险和财险保费收入占比对比图  
资料来源:根据2011年中国保险年鉴计算得出

## II. 文献综述

国外对保险业发展与居民消费的关系的研究开始较早。Borch (1962)是最早开始这方面的研究的学者之一,他运用储蓄—消费模型探讨了寿险和储蓄的关系,认为寿险可以稳定被保险人的未来消费,从而对消费需求产生影响。他利用十六个工业化国家 1951 年—1960 年间的的数据,基于生命周期模型检验了保险对消费支出的影响,实证结果表明,保险对居民消费的影响不确定,从时间序列来看,保险对居民消费起到了促进作用,但从截面数据来看,保险对居民消费起到负的效应。Arrow (1963)在 1963 年的研究表明保险能够增加长期消费,保险可以使人们根据计划而进行消费,这样人们能够在较长的时间调节自己的消费,从而使长期的消费增加。Yaari (1965)分析了处于不同阶段的寿险需求状况,认为寿险可以降低家庭收入的不确定性,保险可以优化储蓄和消费计划,从而实现消费的最优化。Fledstein (1974)在 1974 年扩展了生命周期模型,他认为社会养老保险能够大幅度地提高居民消费。他认为,养老保险会降低提前退休人员退休后的收入,从而使得消费减少,同时养老保险具有收入再分配作用,这种作用使得居民的总消费水平提高。实证结果表明,养老保险较大地促进了居民消费的增长。Outreville (1990)对 55 个发展中国家的保险市场研究表明,尽管保险业与经济增长存在关系,但保险业发展对宏观经济的影响很小。Blake (2004)在 2004 年基于应该 1948 年—1994 年间的的数据实证分析了各种财富当前和前一期的价值和回报率对消费的影响,实证结果表明,国家养老保险会增加居民消费,而私人保险则会导致更多的储蓄,从而降低消费。Aydede (2007)应用土耳其 1970 年—2003 年间的的数据,基于扩张的生命周期模型,并将其他可能影响居民消费的因素,如劳动力参工率、人口结构、通货膨胀等,纳入到模型中。他的实证结果显示土耳其的保险计划对居民消费有显著的正效应。Agnes (2007)运用面板数据对孟加拉国居民消

费数量与收入水平关系进行了研究, 研究结果表明居民资产数量的积累以及受教育程度的长短会进一步影响消费总量, 教育对居民消费会产生重要的影响。

国内学者对保险发展与居民消费的关系的研究起步较晚, 钱珍 (2008)对经济增长、居民消费和保险发展的研究发现, 经济增长、居民储蓄、消费和保险发展之间存在着动态协整关系, 保险发展从长期看对经济增长和储蓄有正向冲击作用, 但无论长期还是短期保险增长对经济发展的影响都较弱。这一点与后来的几位学者的研究结果不同, 张冀 (2010)的研究表明, 在长期, 人身保险对经济增长的促进作用显著, 对居民消费的长期稳定性具有显著性影响。高明、郭姝辛 (2011)对张冀的观点表示赞同, 他们的研究认为保险业发展对居民消费的长期稳定性具有显著影响, 但在短期内主要以抑制经济波动为主, 对居民消费的推动效果不明显。保险业发展对居民消费主要起到稳定性作用, 而未完全实现促进消费需求的作用。胡颖、谢君来 (2011)的研究认为养老保险对于消费的促进作用较为显著, 但是系数较小, 养老保险对于促进消费的贡献有限, 失业保险和医疗保险的支付额与消费之间有着较不显著的正向关系。这得到范馨 (2011)的研究的支持, 他认为社会医疗保险支出和居民消费支出之间存在长期稳定的均衡关系, 消费与医疗保险之间呈正向相关关系, 保险支出对消费水平的增长由促进作用。

综上所述, 现阶段对保险业发展与居民消费关系的研究存在着分歧, 并没有统一的结论。一方面这源于衡量保险业发展的指标选取不一致, 另一方面是由于所使用的研究方法不同所造成的。本文首先通过理论研究探讨保险业发展与居民消费之间的关系, 为后文的实证分析打下基础。然后, 使用 1999-2010 年间的中国省级的面板数据, 对保险业发展与居民消费的关系进行实证分析。同时考虑到寿险和非寿险的不同, 他们对于居民消费的影响可能会有所差异, 因此本文还分别分析了寿险业和非寿险业对居民居民消费的影响。

### III. 保险业发展与居民消费关系的理论分析

#### A. 修正的 Solow 模型

根据 Webb,et al (2002)提出的修正的 Solow 模型, 假设劳动力以不变的速率  $n$  增长, 生产技术以不变的速率  $g$  增长, 即有  $L_{(t)} = L_{(0)}e^{nt}$ ,  $A_{(t)} = A_{(0)}e^{gt}$ 。生产函数满足柯布道格拉斯形式, 即有:

$$Y_{(t)} = A_{(t)}K_{(t)}^{\alpha}L_{(t)}^{1-\alpha} \quad (0 \leq \alpha \leq 1)$$

其中  $Y_{(t)}$ 、 $K_{(t)}$ 、 $L_{(t)}$  分别表示  $t$  时期的产出、资本和劳动力, 并且生产函数满足以下条件  $dY/dK > 0, dY/dL > 0, d^2Y/dK^2 < 0, d^2Y/dL^2 < 0$ , 以及稻田条件。为了考察金融市场对经济增长的影响, Webb,et al,对生产函数进行了修正, 引入金融发展变量  $Z_{(t)}$ , 新的生产函数变为:

$$Y_{(t)} = Z_{(t)}A_{(t)}K_{(t)}^{\alpha}L_{(t)}^{1-\alpha} \quad (0 \leq \alpha \leq 1) \quad (1)$$

$Z_{(t)}$  代表金融市场发展程度, 根据 Webb,et al 在 2002 年提出的模型,  $Z_{(t)}$  的影响因素为银行业发展和保险业发展, 其中保险业发展又可以分为寿险业发展和财险业发展。因而, 他将  $Z_{(t)}$  的具体形式表示为:

$$Z_{(t)} = Z_{(0)} \exp(B_{(it)} + PL_{(it)} + LF_{(it)})$$

其中  $B_{(it)}$  表示银行业发展状况,  $PL_{(it)}$  表示财险业发展状况,  $LF_{(it)}$  表示寿险业发展状况。 $PL_{(it)} + LF_{(it)}$  表示保险业发展状况, 可用  $I_{(it)}$  表示, 即有  $I_{(it)} = PL_{(it)} + LF_{(it)}$ 。

根据上述方程 (1) 可以得出人均收入函数为:

$$\begin{aligned} y_{(t)} = f(k_t) &= Y_{(t)} / L_{(t)} = Z_{(t)}A_{(t)}K_{(t)}^{\alpha}L_{(t)}^{-\alpha} \\ &= Z_{(t)}A_{(t)}k_{(t)}^{\alpha} \quad (0 \leq \alpha \leq 1) \end{aligned}$$

其中  $y_{(it)}$ 、 $k_{(it)}$  分别表示人均收入和人均资本存量。根据上式先取对数再求导可得：

$$\dot{y}_{(it)} = \beta_0 + \beta_1 \dot{B}_{(it)} + \beta_2 \dot{PL}_{(it)} + \beta_3 \dot{LF}_{(it)} + \beta_4 \dot{k}_{(it)} + \sum_{i=5}^6 \beta_i X_{(it)} + \varepsilon_{(it)}$$

由于  $I_{(it)} = PL_{(it)} + LF_{(it)}$ ，因而上式也可以表述为：

$$\dot{y}_{(it)} = \beta_0 + \beta_1 \dot{B}_{(it)} + \beta_2 \dot{I}_{(it)} + \beta_3 \dot{k}_{(it)} + \sum_{i=4}^5 \beta_i X_{(it)} + \varepsilon_{(it)}$$

其中  $\dot{y}_{(it)}$  表示 i 省人均收入增长率， $\dot{k}_{(it)}$  表示 i 省人均资本存量增长率， $X_{(it)}$  为其他影响居民消费的变量，为控制变量，包括居民可支配收入，教育程度。外生技术  $A_{(it)}$  的变化率用系数  $\beta_0$  来表示。变量  $\varepsilon_{(it)}$  为随机干扰项。从上式中可以看出，保险业发展会对经济增长产生影响，而经济增长会影响居民可支配收入，从而引起消费需求的变化。因此，保险业发展会对居民消费产生影响。

## B. OLG 模型与居民消费

Samuelson(1958)在一个较简单的世代交替模型 (OLG) 中提出了关于社会保障、货币和利率的原理。我们以一般的 Diamond 模型为基础，推导出保险业发展与居民消费的关系。假设人口依然以不变的速率  $n$  增长，则  $L_t = (1+n)L_{t-1}$ ，生产技术仍然以不变的速率  $g$  增长，即  $A_t = (1+g)A_{t-1}$ 。设  $C_{1t}$  与  $C_{2t}$  分别代表年轻人与老年人在  $t$  时期的消费，假设在  $t$  时期出生的代表性个体的效用为不变相对风险厌恶型的，则有：

$$U_t = \frac{C_{1t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{C_{2t+1}^{1-\theta}}{1-\theta}$$

其中  $\rho$  为贴现率， $\theta$  为相对风险厌恶系数。

### 1) 家庭行为

在  $t$  时刻出生的代表性个体的消费满足：

$$C_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} C_{2t+1} = A_t \omega_t \quad (3)$$

其中  $\omega_t$  为每单位有效劳动的工资， $r_t$  为真实利率，且  $\omega_t = f(k_t) - k_t f'(k_t)$ ， $r_t = f'(k_t)$ 。构造拉格朗日函数：

$$L = \frac{C_{1t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{C_{2t+1}^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda [A_t \omega_t - (C_{1t} + \frac{1}{1+r_{t+1}} C_{2t+1})]$$

解该拉格朗日函数得到：

$$C_{2t+1} = \left( \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \right)^{\frac{1}{\theta}} C_{1t}$$

代入方程式 (3) 得到：

$$C_{1t} + \frac{(1+r_{t+1})^{\frac{1-\theta}{\theta}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}}} C_{1t} = A_t \omega_t$$

整理该式得到：

$$C_{1t} = \frac{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{1-\theta}{\theta}}} A_t \omega_t$$

令  $s(r_t) = \frac{(1+r)^{\frac{1-\theta}{\theta}}}{(1+\rho)^{\frac{1}{\theta}} + (1+r_{t+1})^{\frac{1-\theta}{\theta}}}$  表示收入被储蓄的部分，则有：

$$C_{1t} = [1 - s(r_{t+1})]A_t \omega_t \quad (4)$$

## 2) 保险业发展与居民消费

因为  $\omega_t = f(k_t) - k_t f'(k_t)$ ，而根据方程式 (2) 有  $f(k_t) = Z_{(t)} A_{(t)} k_{(t)}^\alpha$ ，所以可以得出：

$$\omega_t = (1 - \alpha)Z_{(t)} A_{(t)} k_{(t)}^\alpha$$

代入方程式 (4) 可以得到：

$$C_{1t} = [1 - s(r_{t+1})](1 - \alpha)Z_{(t)} A_{(t)}^2 k_{(t)}^\alpha$$

对上式先取对数再求导可得：

$$\dot{C}_{(it)} = \sigma_0 + \sigma_1 \dot{B}_{(it)} + \sigma_2 \dot{PL}_{(it)} + \sigma_3 \dot{LF}_{(it)} + \sigma_4 \dot{k}_{(it)} + \sum_{i=5}^6 \sigma_i X_{(it)} + \varepsilon_{(it)}$$

由于  $I_{(it)} = PL_{(it)} + LF_{(it)}$ ，因而上式也可以写成： $\dot{C}_{(it)} = \sigma_0 + \sigma_1 \dot{B}_{(it)} + \sigma_2 \dot{I}_{(it)} + \sigma_3 \dot{k}_{(it)}$

$$+ \sum_{i=4}^5 \sigma_i X_{(it)} + \varepsilon_{(it)}$$

其中  $\dot{C}_{(it)}$  表示 i 省的居民消费增长率， $\dot{B}_{(it)}$ 、 $\dot{I}_{(it)}$ 、 $\dot{PL}_{(it)}$ 、 $\dot{LF}_{(it)}$  分别表示 i 省的银行业发展状况、保险业发展状况、财险业发展状况、寿险业发展状况。 $\dot{k}_{(it)}$  表示 i 省人均资本存量增长率， $X_{(it)}$  为控制变量，即为其他影响居民消费的变量，包括居民可支配收入和教育程度。 $\varepsilon_{(it)}$  为随机干扰项。外生技术  $A_{(t)}$  的变化率用系数  $\sigma_0$  来表示。从上式可以看出，保险业发展对居民消费会产生直接的影响。

## III. 保险业发展与居民消费关系的实证分析

### A. 样本指标的选取和数据的说明

#### 1) 居民消费

本文以各地区人均居民消费实际增长率作为衡量居民消费的指标，是按各区 1985 年不变价格生产总值价格平减指数调整平减得到的实际值，并把人均居民消费实际增长率作为被解释变量。

#### 2) 银行业发展

国内学者王毅<sup>1</sup>(2002)的研究结果表明，货币化比重指标不能准确地衡量我国的金融深化程度，而应该采用全部金融资产/GDP。本文选取金融机构全部存贷款总额与地区国内生产总值比例作为金融相关率 FIR，并以 FIR 的对数作为衡量银行业发展的指标，这个比例反映了金融机构的存贷款的能力，能够有效地衡量银行业发展的状况。

#### 3) 保险业发展

本文选取保险深度、寿险保险深度以及财险保险深度分别作为衡量保险业发展状况、寿险业发展状况以及非寿险业发展状况的指标。之所以不选取保险密度而选取保险深度，是因为与保险密度相比，保险深度能够剔除地域以及人口的影响，因而能够更精确的反映保险业的发展程度。

#### 4) 其他变量

模型中涉及到的其他变量包括资本存量、技术进步、以及控制变量。由于居民可支配收入会影响居民消费，而 Agnes<sup>2</sup>(2007)、Webb, et al<sup>3</sup>(2002)等的研究都表明受教育程度会影响居民消费决策，

<sup>1</sup> 王毅。用金融存量指标对中国金融深化进程的衡量[J]。金融研究。2002 (1)

<sup>2</sup> Agens,R.Q.(ed.). Poverty Transition, Shocks, and Consumption in Rural Bangladesh: Preliminary Results from a Longitudinal Household Survey[J].Chronic Poverty Reserch Centre Working Paper.2007,105

<sup>3</sup> Webb,I.M.F.Grace,&H.D.Skipper, The effect of banking and insurance on the growth of capital and output[J], Center for Risk Management and Insurance, Working Paper, 2002

因此将居民可支配收入和受教育程度也作为本文的控制变量。本文以全社会固定资产投资的实际增长率作为衡量资本存量变化率的指标，按单豪杰<sup>4</sup>(2008)计算出的以1952年为不变价格的固定资产形成价格指数平减得到的实际值；以城镇居民人均可支配收入实际增长率作为衡量居民可支配收入变化率的指标，是按各地区1985年不变价格生产总值价格平减指数平减得到的实际值。以普通高中入学率作为衡量受教育程度状况的指标。

各变量的含义以及计算方法如表1所示。本文选取1999-2010年间的各省级数据进行分析，由于西藏自治区2007年之前没有人身保险的数据，全部保险数据仅为财产保险数据，因此本文剔除西藏，仅选取其他30个省、自治区、直辖市1999-2010年间的保险数据。其中保险深度、寿险保险深度、财险保险深度的数据来自《中国保险年鉴》(1998-2011)，个别地区个别年份的数据来自中国保险业监督管理委员会官方网站和各地统计局官方网站公布的数据。各变量增长率的计算方法按表中所注公式计算，居民消费和城镇居民人均可支配收入数据来自《中国统计年鉴》(2000-2011)、各省市统计年鉴(2011)以及CCER金融数据库。资本存量增长率以各地区全社会固定资产投资总额进行计算，全社会固定资产投资总额的数据来自于《中国统计年鉴》(2000-2011)、各省市统计年鉴(2011)和CCER金融数据库。金融机构存贷款总额的数据是根据《中国区域经济统计年鉴》(2000-2011)整理得到的，部分数据来自中国社科院金融研究所网站上的区域经济数据以及CCER金融数据库。

表1中，高中入学率的计算方式为： $Recruit = \text{普通高中招生人数} / \text{普通初中毕业人数}$ ；金融相关率的计算方式为： $FIR = \text{金融机构存贷款总额} / \text{GDP}$

表1 变量解释及计算方法

变量	变量含义	变量计算
c	人均居民消费实际增长率	$Ln RealC_t - Ln RealC_{t-1}$
LFIR	金融相关率对数	$LnFIR$
Ldepth	保险深度对数	$Ln(\text{Premium}/\text{GDP})$
Lldepth	寿险保险深度对数	$Ln(\text{LifePremium}/\text{GDP})$
Lpdepth	财险保险深度对数	$Ln(\text{PropertyPremium}/\text{GDP})$
y	人均可支配收入实际增长率	$Ln RealDPI_t - Ln RealDPI_{t-1}$
k	资本存量实际增长率	$Ln RealGDIC_t - Ln RealGDIC_{t-1}$
g	高中入学率对数	$Ln Recruit$

## B. 面板数据的初始检验

### 1) 变量的单位根检验

应用Eviews6.0对各个变量的平稳性进行检验，根据表2和表3所示的检验结果，人均居民消费实际增长率c、保险深度对数Ldepth、寿险保险深度对数Lldepth、金融相关率对数LFIR、人均可支配收入实际增长率y、资本存量实际增长率k以及高中入学率g的所有检验的p值都很小为0，所有检验都拒绝原假设，所以人均居民消费实际增长率c、保险深度对数Ldepth、寿险保险深度对数Lldepth、金融相关率对数LFIR、人均可支配收入实际增长率y、资本存量实际增长率k以及高中入学率g都是零阶单整即I(0)的。财险保险深度对数Lpdepth的所有检验的p值都很大且接近1，因而可以认为单位根检验接受原假设，即财险保险深度对数并不是零阶单整的。

<sup>4</sup> 单豪杰. 对中国资本存量k的再估计[J]. 数量经济技术经济研究. 2008(10)

表 2 变量的平稳性检验结果（零阶差分形式）

检验方法		c	Ldepth	Lldepth	Lpdepth
LLC 检验	统计量	-11.0352	-9.60993	-10.3930	2.55613
	p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.9947
	样本容量	324	320	321	328
IPS 检验	统计量	-7.08874	-4.65592	-5.47711	3.93434
	p 值	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
	样本容量	324	320	321	328
ADF-Fisher 检验	统计量	155.668	118.333	127.303	39.0331
	p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.9836
	样本容量	324	320	321	328
PP-Fisher 检验	统计量	197.441	108.743	151.838	39.6088
	p 值	0.0000	0.0001	0.0000	0.9805
	样本容量	330	330	330	330

表 3 变量的平稳性检验结果（零阶差分形式）

检验方法		LFIR	y	k	g
LLC 检验	统计量	-15.1384	-14.3256	-6.96547	-9.62942
	p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	样本容量	295	321	325	293
IPS 检验	统计量	-9.15649	-9.24542	-3.13720	-5.79567
	p 值	0.0000	0.0000	0.0009	0.0000
	样本容量	295	321	325	293
ADF-Fisher 检验	统计量	185.089	188.679	93.2374	137.196
	p 值	0.0000	0.0000	0.0039	0.0000
	样本容量	295	321	325	293
PP-Fisher 检验	统计量	245.836	227.681	110.855	162.737
	p 值	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
	样本容量	300	330	330	300

由于财险保险深度对数的零阶差分形式的单位根检验结果不好，继续对其进行一阶差分形式的单位根检验。根据表 4 的检验结果，所有检验的 p 值都小于 0.05，因而所有检验都拒绝原假设，即所有检验的结果都显示财险保险深度对数是一阶单整即 I(1)的。

表 4 财险深度对数的平稳性检验结果（一阶差分形式）

表 5 保险深度与各变量的协整检验结果（Kao 检验和 Pedroni 检验）

检验方法	检验假设	统计量名称	统计量值	P 值
Kao 检验	$H_0: \rho = 1$	ADF	-2.324604	0.010
Pedroni 检验	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panel v-Statistic	-2.912008	0.998
		Panel rho-Statistic	3.840431	0.998
		Panel PP-Statistic	-14.67775	0.000
		Panel ADF-Statistic	-1.958256	0.028
	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Group rho-Statistic	5.664210	1.000
		Group PP-Statistic	-21.23535	0.000

检验方法	统计量	P 值	样本容量
LLC 检验	-14.4400	0.0000	297
Breitung t-stat	-9.11455	0.0000	267
IPS 检验	-9.05633	0.0000	297
ADF - Fisher	185.649	0.0000	297
PP - Fisher	241.854	0.0000	300

上述分析表明,人均居民消费实际增长率  $c$ 、保险深度对数  $Ldepth$ 、寿险保险深度对数  $Lldepth$ 、金融相关率对数  $LFIR$ 、人均可支配收入实际增长率  $y$ 、资本存量实际增长率  $k$  以及高中入学率  $g$  都是零阶单整即  $I(0)$  的,而财险保险深度对数则是一阶单整即  $I(1)$  的。

## 2) 变量的协整检验

由于人均居民消费实际增长率  $c$ 、保险深度对数  $Ldepth$ 、寿险保险深度对数  $Lldepth$ 、金融相关率对数  $LFIR$ 、人均可支配收入实际增长率  $y$ 、资本存量实际增长率  $k$  以及高中入学率  $g$  都是零阶单整即  $I(0)$  的,所以有必要对他们进行协整关系检验。对  $c$ 、 $Ldepth$ 、 $LFIR$ 、 $y$ 、 $k$  以及  $g$  进行 Kao 检验和 Pedroni 检验,检验结果如表 5 所示。由检验结果可知 Kao 检验的  $p$  值为 0.01 小于 0.05,检验结果拒绝原假设,因而变量之间存在协整关系。Pedroni 检验的  $pp$  检验和 ADF 检验法都拒绝原假设,因而也可以认为变量间存在协整关系。

表 6 寿险保险深度与各变量的协整检验结果 (Kao 检验和 Pedroni 检验)

检验方法	检验假设	统计量名称	统计量值	P 值
Kao 检验	$H_0: \rho = 1$	ADF	-2.322549	0.0101
Pedroni 检验	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panel $v$ -Statistic	-2.553615	0.9947
		Panel $\rho$ -Statistic	3.899547	1.0000
		Panel PP-Statistic	-14.34014	0.0000
		Panel ADF-Statistic	-1.521495	0.0641
	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Group $\rho$ -Statistic	5.477670	1.0000
		Group PP-Statistic	-23.66683	0.0000
		Group ADF-Statistic	-0.213902	0.4153

对  $c$ 、 $Lldepth$ 、 $LFIR$ 、 $y$ 、 $k$  以及  $g$  进行 Kao 检验和 Pedroni 检验,检验结果如表 6 所示。由检验结果可知 Kao 检验的  $p$  值为 0.0101 小于 0.05,检验结果拒绝原假设,因而变量之间存在协整关系。Pedroni 检验的 PP 检验值都为 0,而 ADF 检验值都比较小,因而可以认为两种检验方法都拒绝原假设,因此也可以认为变量间存在协整关系。

表 7 变量间协整关系的 Johansen Fisher 检验

协整向量	原假设	Fisher 联合迹检验		Fisher 联合 $\lambda$ -max 检验	
		统计量	p 值	统计量	p 值
c 与 $Ldepth$	0 个协整向量	271.2	0.0000	200.7	0.0000
	至少 1 个协整向量	201.6	0.0000	201.6	0.0000
c 与 $Lldepth$	0 个协整向量	296.9	0.0000	210.9	0.0000
	至少 1 个协整向量	225.4	0.0000	225.4	0.0000
c 与 $LFIR$	0 个协整向量	185.4	0.0000	150.9	0.0000
	至少 1 个协整向量	131.9	0.0000	131.9	0.0000
c 与 $y$	0 个协整向量	215.1	0.0000	159.5	0.0000
	至少 1 个协整向量	180.4	0.0000	180.4	0.0000
c 与 $k$	0 个协整向量	163.1	0.0000	117.5	0.0000
	至少 1 个协整向量	152.9	0.0000	152.9	0.0000
c 与 $g$	0 个协整向量	227.4	0.0000	158.9	0.0000
	至少 1 个协整向量	188.4	0.0000	188.4	0.0000
c 与 $Lldepth$ 、 $Lpdepth$	0 个协整向量	639.1	0.0000	527.2	0.0000
	至少 1 个协整向量	234.7	0.0000	192.5	0.0000



对各个变量之间的协整关系分别进行 Johansen Fisher 检验，检验结果如表 7 所示。显示，所有变量间的 Johansen Fisher 检验的 p 值都很小，检验结果都显示拒绝原假设，即变量间存在着明显的协整关系。

### 3) 模型选择的 Hausman 检验

模型的选择需要考虑样本的不同个体之间是否存在差异，不同时间点是否存在差异，他们的影响是固定效应的还是随机效应的。本文选取的是我国除西藏外的 30 各省市自治区 1999-2010 年 12 年间的的数据进行分析，从时间上看，时间跨度比较大，而且各年的天气自然环境、政策因素等各有不同，因而时点之间是有差异的；从个体上看，我国 30 各省市自治区地理位置不同，文化风俗都存在着差异，而且各地区的政府政策不同，因而个体之间存在着差异。

数据在时间和个体之间都存在着差异，因而不适合建立混合估计模型 (Pooled Regression Model)，本文只需要考虑固定效应模型和随机效应模型。应用 Hausman 检验对两个模型进行检验，检验结果如表 8 所示。从检验结果中我们可以看出，p 值都显著小于 0.05，接受原假设随机影响模型中个体影响与解释变量不相关，所以可以将模型设定为固定模型。

表 8 居民消费增长率与各变量的 Hausman 检验

检验结果	统计量	自由度	P 值
Ldepth	10.637394	1	0.0011
Lldepth	9.115588	1	0.0025
Lpdeth	3.897165	1	0.0484
Lldepth 及 Lpdeth	8.236859	2	0.0163

根据上述分析，个体时点固定效应模型更适合，因此，本文的估计模型为：

$$c_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \beta_1 LFIR_{it} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 k_{it} + \beta_4 g_{it} + u_{it}$$

表 9 保险深度对居民消费影响的回归结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
$\alpha$	-9.779954	3.341009	-2.927245	0.0037
Ldepth	-0.165830	0.999590	-0.165898	0.8683
LFIR	1.505523	1.711604	0.879598	0.3797
y	0.274586	0.063022	4.357011	0.0000
k	0.009216	0.025860	0.356371	0.7218
g	4.202371	0.966793	4.346713	0.0000
$R^2$	0.257771		F 统计量	3.319707
调整的 $R^2$	0.180122		D.W 值	2.088678

其中  $c_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的人均居民消费实际增长率； $x_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的保险业发展指标； $LFIR_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的金融相关率对数； $y_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的人均可支配收入实际增长率； $k_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的资本存量实际增长率； $g_{it}$  为第 i 个省市自治区在第 t 年的国内生产总值增长率。 $\alpha_i$ 、 $\beta_i$  都是个体时期变量，其取值只受到截面单元不同的影响； $u_{it}$  为随机干扰项，满足相互独立，零均值和同方差。

## C. 模型估计结果

### 1) 保险业发展对居民消费影响的回归检验

根据前面建立的固定效应模型,对人均居民消费实际增长率  $c$ 、保险深度对数  $Ldepth$ 、金融相关率对数  $LFIR$ 、人均可支配收入实际增长率  $y$ 、资本存量实际增长率  $k$  以及高中入学率  $g$  的面板数据进行分析,回归结果如表 9 所示。

从表 9 中的回归结果中可以看出,除了常数项、人均可支配收入实际增长率  $y$  以及高中入学率对数  $g$  的  $p$  值都小于 0.05,回归结果比较显著外,其他变量的  $p$  值都要远远大于 0.05,这说明回归结果并不显著。另外  $R^2$  和调整的  $R^2$  都比较小,模型的拟合程度并不很好。这说明该回归模型并不理想,需要对其进行改进。由于本文主要考察保险业发展对居民消费的影响,而银行业的发展与保险业的发展可能具有比较强的相关性,对各变量之间的相关关系进行检验,检验结果如表 10 所示。

表 10 各变量之间的相关系数

	c	Ldepth	LFIR	y	k	g
c	1.000000	0.130944	-0.016134	0.167572	0.197451	0.200094
Ldepth	0.130944	1.000000	0.620114	0.041763	0.203631	0.601871
LFIR	-0.016134	0.620114	1.000000	-0.001321	-0.145571	0.293574
y	0.167572	0.041763	-0.001321	1.000000	0.143454	0.123113
k	0.197451	0.203631	-0.145571	0.143454	1.000000	0.331602
g	0.200094	0.601871	0.293574	0.123113	0.331602	1.000000

根据检验结果,金融相关率与保险深度的相关系数达到了 0.62,可以认为两者间的相关性较大,因而可以将银行业发展从模型中剔除。同样的,受教育程度与保险深度的相关系数为 0.6,两者之间的相关性也较大,同样可以将受教育程度从模型中剔除。受教育程度与保险深度之间的相关性较大的原因可能是教育会增加个人对保险的认识和了解,提高抵御风险的能力,从而会影响人们购买保险。受教育程度越高,对保险的认识了解越多,从而认同、购买保险的可能性越大,反之受教育程度越少,对保险缺乏认识,购买保险的可能性就小。剔除金融相关率对数  $LFIR$  和受教育程度  $g$  的回归结果如表 11 所示。

从表 11 的回归结果中可以看出,所有变量的  $p$  值都要小于 0.05,保险深度对数对居民消费增长率的影响是非常显著的,都是在 5%的水平下显著。从加权统计量来看,尽管  $R^2$  和调整后的  $R^2$  都不大,但  $F$  统计量和  $D.W$  值都比较好,这说明回归模型的拟合程度较好,残差无序列相关,从整体

表 11 剔除  $LFIR$  和  $g$  后保险深度对居民消费影响的回归结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
$\alpha$	3.602726	0.796516	4.523107	0.0000
Ldepth	2.513084	0.831287	3.023126	0.0027
y	0.281814	0.066348	4.247527	0.0000
k	0.054364	0.025167	2.160105	0.0315
$R^2$	0.217940		F 统计量	2.847705
调整的 $R^2$	0.141408		D.W 值	1.986044

上说,该模型的回归效果显著。保险深度对数的系数为 2.5,  $t$  统计量和  $p$  值都很显著,这说明保险深度对数越大,则居民消费增长率越大。

从上文的分析可以得出,在剔除了银行业发展和受教育程度这两个变量后,模型回归的结果显著,且回归结果充分说明了保险业发展对居民消费增长有促进作用,而且促进作用明显。实证结果验证了理论分析的结果,都表明保险业发展能够有效地促进居民消费增长。因而我国的居民消费增量与保险业发展之间存在长期稳定的均衡增长趋势,从长期看,保险业整体发展对居民消费增长表现出

显著的正向关系。

## 2) 寿险与非寿险业发展对居民消费影响的回归检验

从上文的分析可知，在不考虑银行业发展和受教育程度的影响下，保险业发展对居民消费增长有促进作用，而且促进作用明显。由于保险业中寿险业务和非寿险业务在机制上存在的特有的差别，它们对居民消费的影响也可能存在一定的差异。应用上述固定效应模型对寿险深度、财险深度以及居民消费的面板数据进行分析，其回归结果如表 12 所示。

从表 12 中的回归结果中可以看出，除了常数项、人均可支配收入实际增长率  $y$  以及高中入学率对数  $g$  的  $p$  值都小于 0.05，回归结果比较显著外，其他变量的  $p$  值都要远远大于 0.05，这说明回归结果并不显著。模型的拟合程度并不很好，这说明该回归模型并不理想，需要对其进行改进。根据上文的分析，我们发现保险深度与金融相关率及受教育程度之间的相关性较大，上文将银行业发展和受教育程度从模型中剔除了。同样的，为了考察各变量之间的相关性，对各变量之间的相关系

表 12 寿险深度和财险深度对居民消费影响的回归结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
$\alpha$	-11.98922	4.009289	-2.990361	0.0030
Lldepth	0.254470	0.776048	0.327905	0.7432
Lpdepth	-1.734310	1.258457	-1.378124	0.1691
LFIR	2.012914	1.740885	1.156259	0.2484
$y$	0.280073	0.062631	4.471810	0.0000
$k$	0.003800	0.076177	0.148097	0.8816

表 13 各变量间的相关系数

	c	Lldepth	Lpdepth	LFIR	y	k	g
c	1.000000	0.014076	0.156043	-0.016134	0.167572	0.197451	0.200094
Lldepth	0.014076	1.000000	0.460868	0.727294	-0.079833	-0.086032	0.342577
Lpdepth	0.156043	0.460868	1.000000	0.503030	0.072030	0.266905	0.601873
LFIR	-0.016134	0.727294	0.503030	1.000000	-0.001321	-0.145571	0.293574
y	0.167572	-0.079833	0.072030	-0.001321	1.000000	0.143454	0.123113
k	0.197451	-0.086032	0.266905	-0.145571	0.143454	1.000000	0.331602
g	0.200094	0.342577	0.601873	0.293574	0.123113	0.331602	1.000000

数进行检验，检验结果如表 13 所示。

从表 13 中的检验结果中可以看出，金融相关率与寿险保险深度的相关系数达到了 0.727，与财险保险深度的相关系数为 0.5，可以认为金融相关率与寿险保险深度之间的相关性很大，而与财险保险深度间的相关性较大，因而可以将银行业发展从模型中剔除。同样的，受教育程度与财险保险深度的相关系数为 0.6，两者之间的相关性也较大，同样可以将受教育程度从模型中剔除。剔除金融相关率对数 LFIR 和高中入学率对数  $g$  后的回归结果如表 14 所示。

表 14 剔除 LFIR 后寿险深度和财险深度对居民消费影响的回归结果

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
$\alpha$	4.981084	0.896114	5.558538	0.0000
Lldepth	1.968163	0.702762	2.800613	0.0054
Lpdepth	0.382630	1.225912	0.312118	0.7552
y	0.282494	0.066370	4.256356	0.0000
k	0.051172	0.025584	2.000175	0.0463
$R^2$	0.220167		F 统计量	2.789042
调整的 $R^2$	0.141227		D.W 值	1.986441

根据表 14 显示的回归结果可知, 尽管  $R^2$  和调整的  $R^2$  都不大, 但 F 统计量和 D.W 值都比较好, 这说明回归模型的拟合程度较好, 残差无序列相关, 从整体上说, 该模型的回归效果比较显著。常数项  $\alpha$ 、寿险保险深度对数 Lldepth、人均可支配收入实际增长率 y 以及资本存量实际增长率 k 的系数的 p 值都小于 0.05, 表明在 5% 的水平下这些变量的系数的值都是显著的。

寿险深度对数的系数为正值, 其值为 1.968, 且其 t 统计量较大, p 值为 0.0054, 说明寿险深度对数越大, 居民消费增长率就越大。从而表明寿险业发展对居民消费增长具有促进作用, 且作用效果明显。相对于寿险深度对数, 财险深度对数的系数的 t 统计量较小, 而且其 p 值为 0.7552, 尽管其系数也为正值, 但其值仅为 0.38, 这说明非寿险业发展对居民消费增长虽然也有促进作用, 但这种促进效果不明显。与寿险业发展相比, 非寿险业发展对居民消费增长的影响并不显著。

### 3) 实证分析结论

根据上文的实证研究结果, 可以得到如下分析结论:

(1) 控制人均可支配收入、资本存量等变量, 我国的居民消费增量与保险业发展之间存在长期稳定的均衡增长趋势, 从长期看, 保险业整体发展对居民消费增长表现出显著的正向关系。

(2) 长期内寿险业发展对居民消费增长有显著的影响, 而非寿险业发展对居民消费增长的影响并不显著。

(3) 寿险和非寿险对于居民消费的影响程度不同, 寿险业的发展对于居民消费的影响程度更大

## IV. 结束语

论文在金融发展与经济增长关系的现有研究基础上, 从理论和实证两方面对保险发展与居民消费的关系进行较深入的分析, 并给出了相应的政策建议。

论文就以下方面丰富和拓展了相关研究的内容:

(1) 对索洛模型进行了拓展, 将保险业发展引入模型中, 并结合时代交替模型 (OLG 模型), 构建了保险业发展与居民消费关系的基本模型。

(2) 利用省级面板数据进行研究, 从区域经济视角分析了保险业发展对于居民消费增长的影响。

(3) 研究了寿险业和非寿险业发展对于居民消费增长的作用。

非寿险业发展并没有显著地促进居民消费增长的原因是, 我国的商业保险还比较落后, 居民家庭投保率比较低。前文的分析说明了我国保险业发展存在着一定的阻力, 其中居民保险意识较差以及保险产品结构不合理是当前阻碍保险业发展的两个主要的原因。

根据上述问题, 本文提出几点建议。首先, 深化保险体制改革, 完善我国的保险制度。从上文的回归结果看出, 保险业发展与居民消费增长呈现正相关关系, 保险业发展是推动居民消费增长的重要原因, 所以我国必须要加快保险体制改革的步伐, 通过促进保险业的发展, 为居民消费增长,

从而为经济持续增长提供支持。其次,不同区域采取不同的保险政策。对不同的区域采取不同的保险政策,对中西部地区多一些政策优惠。国家在制定宏观经济政策时,必须要充分考虑各省际的差异,做到具体问题具体分析,对不同的区域采取不同的宏观政策。最后,加强宣传教育,提高保险意识。加强对保险知识的宣传教育,提高保险意识,让大众了解保险的功能和本质属性。同时为了提高公众的风险意识,应该利用各种渠道开展保险宣传和风险教育,让人们认识到保险的重要性以及利民性,从而在整个社会范围内树立良好的保险意识。

## References

- [1]. Cao Qian, He Jianmin. Interaction between insurance and economic growth - theoretical hypotheses and empirical research[J]. Shanghai Finance. 2006(3); 45-47  
曹乾, 何建敏。保险增长与经济增长的互动关系—理论假说与实证研究[J]。上海金融, 2006 (3) ; 14-16.
- [2]. Xie Liren. Empirical Analysis of the Insurance Development and Economic Growth[J]. Quest, 2006(8);45-47  
谢利人。保险发展与经济增长关系的实证分析[J]。求索, 2006 (8) ; 45-47.
- [3]. Pang Kai. Empirical analysis of the insurance industry on economic growth - based on the modified Solow model [J]. Insurance Studies, 2009 (7) ;31-36 庞楷。保险业对经济增长影响的实证分析—基于修正的 Solow 模型[J]。保险研究, 2009 (7) ; 31-36
- [4]. Wu Hong, Zhao Guiqin. Insurance development, financial synergy and economic growth - based on the provincial panel data study[J]. Economic Science, 2009(3);61-72  
吴洪, 赵桂芹。保险发展、金融协同和经济增长—基于省级面板数据的研究[J]。经济科学, 2009 (3) ; 61-72.
- [5]. Hu Hongbing, Guo Jinlong. China insurance development and economic growth relationship test - An Empirical Analysis Based on Bootstrap Simulation Approach[J]. Macroeconomic Studies.  
胡宏兵, 郭金龙。中国保险发展与经济增长关系检验—基于 Bootstrap 仿真方法的实证分析[J]。宏观经济研究, 2010 (2) ; 41-65
- [6]. Huang Yingjun, Chen Yeting. China Insurance Industry Development and Economic Growth - Empirical Analysis Based on VAR Model [J]. Insurance Studies. 2012(1);36-41  
黄英君, 陈晔婷。中国保险业发展与经济增长关系研究—基于 VAR 模型的实证分析[J]。保险研究, 2012 (1) ; 36-41.
- [7]. Borch, K. Equilibrium in a reinsurance market. Econometrica[J], 1962, 30 (6) ; 424-444
- [8]. Arrow Kenneth J. Uncertainty and the welfare economies of medical care[J]. American Economic Review[J]. 1963, 56 (8) ; 941-973.
- [9]. Yaari M E. Uncertainty lifetime, life insurance, the theory of consumer [J]. Review of Economic Studies. 1965, 32 (5) ; 137-150.
- [10]. Feldstein M. Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation[J]. Journal of Political Economy. 1974, 82 (5) ; 905-926.
- [11]. Outreville. J Francois. The economic significance of insurance markets in developing countries[J]. The Journal of Risk and Insurance. 1990, 63 (2) ; 487-498.
- [12]. Qian Zhen. Economic growth, consumer and insurance long-term development of the linkage effect analysis - based on the VAR model and impulse  
response function [J]. Statistics and Information Forum, 2008, 23(7) ; 50-54
- [13]. 钱珍。经济增长、居民消费与保险发展的长期联动效应分析—基于 VAR 模型和脉冲响应函数的研究[J]。统计与信息论坛, 2008, 23 (7) ; 50-54
- [14]. Zhang Ji. VEC model of life insurance and consumer empirical analysis [J]. Economic Review, 2010(6) ; 122-129  
张冀。基于 VEC 模型的人身保险与消费的实证分析[J]。经济评论, 2010 (6) ; 122-129
- [15]. Gao Ming, Guo Shuxin. The development of the insurance industry research on consumer behavior - based on the VEC model analysis [J]. Insurance Studies, 2011(11); 43-36  
高明, 郭姝辛。保险业发展对居民消费行为研究—基于 VEC 模型的实证分析[J]。保险研究, 2011 (11) ; 43-46
- [16]. Fan Xin. Social health insurance on the level of consumption [J]. Public Financial Research, 2011(5); 43-46  
范馨。社会医疗保险水平对居民消费水平的影响[J]。财政研究, 2011 (5) ; 43-46
- [17]. Webb, I. M. F. Grace, & H. D. Skipper, The effect of banking and insurance on the growth of capital and output[J], Center for Risk Management and Insurance, Working Paper, 2002
- [18]. Paul. A. Samuelson. An exact consumption—Loan model of interest with or without the social contrivance of money[J]. Journal of Political Economy, 1958, 66 (6) ; 46-50
- [19]. David Romer. Advanced Macroeconomics (second edition) [M]. Shanghai University of Finance and Economics Press, 2003; 65-68  
戴维·罗默。高级宏观经济学 (第二版) [M]。上海财经大学出版社, 2003 ; 65-68
- [20]. Blake. The impact of wealth on consumption and retirement behavior in the UK[J]. Applied Financial Economics, 2004, 14 (8) ; 55-76
- [21]. Pujari, A. K. (ed.). Analysing Household Consumption Pattern in Orissa. Working Paper Series, 2004.
- [22]. Shan Haojie. The Chinese capital stock k estimates: 1952 to 2006 [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics. 2008(10); 17-31

单豪杰。对中国资本存量  $k$  的再估算：1952~2006 年[J]。  
数量经济技术经济研究。2008（10）；17-31

## 保险业发展与居民消费 —基于省级面板数据的分析

吕学梁<sup>1,2</sup>，李小刚<sup>1</sup>

<sup>1</sup>经济学院，青岛大学，青岛，中国，266071

<sup>2</sup>金融学院，对外经济贸易大学，北京，中国，100084

**摘要：**金融发展对于经济增长和运行的影响是经济学研究的重要主题，而作为金融体系重要组成部分的保险业，其发展对于经济发展的作用也日益受到理论界的重视。论文在金融发展与经济增长关系的现有研究基础上，首先在理论上对索洛模型进行拓展，将保险发展引入模型中，并结合 Diamond 的 OLG 模型，构建了保险发展与居民消费关系的基本模型。然后，使用我国 1999-2010 年间的省级面板数据进行了实证分析。研究表明，我国保险业整体发展对居民消费增长表现出显著的正向关系。长期内寿险业发展对居民消费增长有显著的影响，而非寿险业发展对居民消费增长的影响并不显著，寿险业发展对于居民消费增长的影响程度更大。

**关键词：**保险业发展；寿险；非寿险；居民消费