

保险需求的非线性收入效应与收入差距

——基于 PSTR 模型的实证研究

魏华林 宋平凡 郭静艳*

摘要: 基于非一致风险偏好现象对微观个体保险购买意愿的作用,本文从宏观理论层面阐述了收入差距影响保险需求收入效应的内在机理,并利用面板平滑转换回归方法和 OECD 29 个国家(和地区)1990-2012 年的数据,建立多个模型实证检验了收入差距与保险需求收入效应的非线性关系。实证结果表明:收入差距轻微增加对保险需求收入效应影响不确定,但当收入差距扩大到一定程度时,无论是寿险还是财险的需求,其收入效应都会削弱。这表明,过大的收入差距对保险业的发展是十分不利的。文章最后指出:保险业的发展水平体现了社会公平程度,发达的保险业是社会高度均富的重要标志。

关键词: 保险需求;收入效应;收入差距;PSTR

一、引言及相关文献回顾

“保险需求的影响因素”是保险经济学领域长期关注的热点之一,在与之相关的研究工作中,“收入是影响保险需求的首要因素”已是共识。实证工作中有使用 GDP 或者 GNP 作为收入的代理变量(Browne and Kim 1993;Otriville, 1996;卓志,2001;Beck and Webb 2003;钟春平等,2012),也有使用人均可支配收入作为收入的代理变量(Anderson and Nevin 1975;Babbel,1981)。同时,许多学者注意到保险需求和经济变量之间可能存在非线性关系。Winter(1994)、Harrington 和 Niehaus(2000)以及 Jiang 和 Nieh(2012)从保险承保周期的角度解释了保险与经济变量间非线性关系的原因;Enz(2000)发现保险需求会随收入水平的提高越来越不敏感,二者关系呈 S 形;Zheng 等(2008)对 95 个国家和地区 27 年的数据进行实证研究,也证实了保险发展和经济变量之间的 S 曲线关系。D.B.Truett 和 L.J.Truett(1990)发现低收入者的寿险保费需求弹性大于高收入者的寿险保费需求弹性。Anderson 和 Nevin(1975)发现年轻夫妇在收入上升时并不总是增加对寿险的购买,且中等收入的夫妇对寿险产品的需求要少于低收入夫妇和高收入夫妇;而 Hammond 等(1967)发现中等收入人群的保费收入弹性为 1.53,远远高于低收入群组的 0.29 和高收入群组的 0.66。李琼(2009)采用

*魏华林,武汉大学经济与管理学院,武汉大学中国风险管理研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:whuhlwei@126.com;宋平凡,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:songpingfan@whu.edu.cn;郭静艳,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:guojingyan@whu.edu.cn。

作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议和建设性的修改意见,当然文责自负。

2002-2007年湖北、北京和上海三地的数据研究,并把居民可支配收入对健康保险收入的影响分为三个阶段:当居民可支配收入水平较低的时候,对健康保险的潜在需求不能够转化为现实需求;当居民可支配收入达到一定水平时,对健康保险的潜在需求能够并且可以迅速转化为现实需求;当居民可支配收入超过一定水平时,对健康保险的需求将受到抑制。刘学宁(2012)将我国30个省、市、自治区按人均GDP分为4组,发现收入对保险的作用存在着先升后降的关系,同时检验了不同收入组以及不同险种类型之间的收入弹性相差较大。Lee和Chiu(2012)使用面板平滑转换回归(PSTR)模型对1979-2007年36个国家的数据进行研究,发现保费收入和人均GDP之间存在门槛效应,并发现寿险对GDP是缺乏弹性的,而非寿险对GDP是极具弹性的。

综合现有研究保险需求非线性收入效应的实证文献,既有使用微观个体数据进行研究(Hammond, et al., 1967; Anderson and Nevin 1975),也有使用经宏观人均化处理的数据^①进行研究(李琼, 2009; 刘学宁, 2012; Lee and Chiu, 2012)。使用微观数据进行研究的好处是可以将个体信息刻画得十分全面,但样本选择偏差的问题却无法避免,因此即使同一主题的实证研究也难以取得一致结论;使用宏观数据虽然没有样本选择性偏差的问题,但对收入差距的忽略将使得研究不够严谨,文章稍后将作说明。本文的主要贡献在于以非一致偏好为分析框架,证明了收入差距对保险需求的影响,从而在宏观计量模型中加入了代表收入差距的变量,来重新分析保险需求非线性收入效应的作用机理。

文章接下来的结构做如下安排,第二部分将阐释非一致偏好框架下收入差距是如何影响保险需求的,第三部分对PSTR模型的原理进行简单阐释并说明数据来源,第四部分是实证结果解释,第五部分是文章的结论。

二、收入差距对保险需求的作用机理

非一致偏好是指风险态度随着财富或收入变化而发生逆转的现象。传统金融经济学分析框架下一般假定经济人是风险厌恶的,因此理性经济人即使在付出合理附加保费的前提下也愿意购买保险(精算公平时则风险中性个体也有可能产生保险需求)。但现实中风险态度不一致的现象时有发生。Friedman和Savage(1948)根据观察指出,在财富较少时,个体是风险厌恶的;当资产持有量达到一定程度,个体的风险态度近似为风险中性;当财富达到更高的一个阈值时,个体又转变为风险喜爱者,个体的效用函数曲线如图1(a)所示。但Markowitz(1952)认为,个体会根据“常规(normal)”的财富量选择参考点^②,低于这个参考点财富量时,个体是风险喜爱的;大于这个参考点财富量时,随着财富量的增加,个体先是表现出风险厌恶,然后表现出风险喜爱,Markowitz效用曲线如图1(b)所示。尽管Friedman-Savage效用函数与Markowitz效用函数描述的特性有所不同,但二者的效用曲线有相似的性质,都证明了现实中确实存在风险偏好逆转的现象。有关非一致风险偏好的研究还有阿莱悖论(Allais, 1953)、前景理论(Kahneman and Tversky, 1979)、对偶选择理论(Yaari, 1987)、后悔理论(Laciana and Weber, 2008)等。有兴趣的读者可参考以上文献,在此不作赘述。

^①这里指的是进入计量模型的变量为“人均可支配收入”、“人均GDP”和“人均保费收入”等。

^②前景理论(Kahneman and Tversky, 1979)也强调了个体并不以财富的绝对水平来决定效用大小,而是以现在的财富水平为参照点,这与Markowitz的效用理论类似。

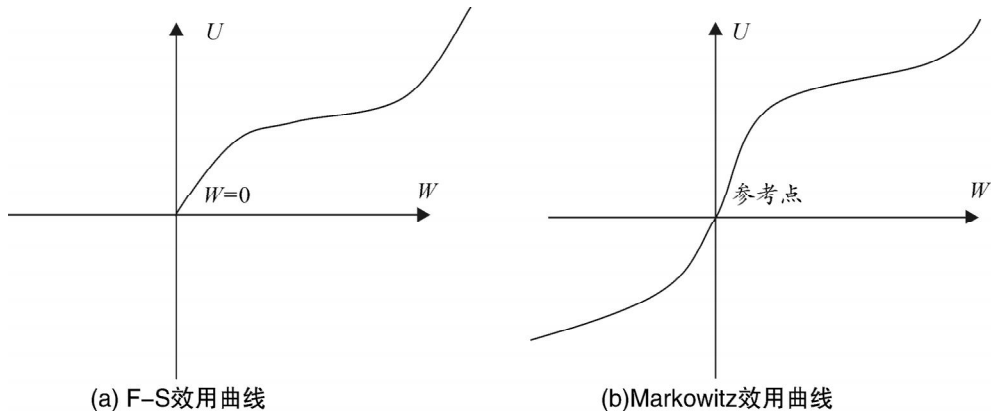


图1 两种效用曲线比较

注意到无论是 F-S 效用函数还是 Markowitz 效用函数都存在两个风险偏好逆转点,我们不妨依据两次风险偏好逆转点将居民收入区间分为三部分,分别将收入在 $(0, W_l]$ 、 $(W_l, W_h]$ 和 $(W_h, W_{max}]$ 之间的群组记为低收入组、中等收入组和高收入组。由金融经济学的基本理论可知,其风险厌恶系数的符号也会发生相应的变化,于是随着个体的收入增加,其风险态度也在“风险厌恶”和“风险喜爱”之间转变。若三个群组的人数比例和人均财富分别为 α 、 β 、 γ 和 W_α 、 W_β 、 W_γ ,则整个经济系统人均财富为:

$$\bar{W} = \alpha \cdot W_\alpha + \beta \cdot W_\beta + \gamma \cdot W_\gamma$$

若低收入群体和高收入群体为风险厌恶者,而中等收入者为风险喜爱者,则购买保险的人群比例为 $\alpha + \gamma$;若中等收入群体为风险厌恶者,其他收入群体为风险喜爱者,则购买保险的人群比例为 β 。因此,若假设风险是外生变量,即使经济体的平均财富水平维持不变,保费收入也会随着购买保险活跃群体的比例不同而有较大差异。从宏观层面进行实证研究时,使用“人均收入”这一变量,有可能忽略购买保险活跃人群比例这一信息,从而导致结论出现偏差。

因此,本文在模型中加入反映收入差距程度的变量,来衡量这三种人群比例的变化对保险需求的影响。同时本文关心收入差距对保险需求收入效应的门槛效应,鉴于前人对保险需求非线性现象的研究颇多,故本文运用面板平滑转换回归 (Panel Smoothing Transition Regression, PSTR) 方法,而与同样使用该方法的 Lee 等 (2012) 的研究工作不同,本文以收入差距为转换变量,来考察不同收入差距水平下保险需求的收入效应如何变化。

三、模型介绍和数据说明

(一) PSTR 模型

最简单的单变量两机制 PSTR 模型如下:

$$y_{it} = u_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} \cdot g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$; x_{it} 代表解释变量; y_{it} 代表被解释变量; u_i 表示个体效应; ε_{it} 表示扰动项。转换函数 $g(q_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j))]^{-1}$, 这里 q_{it} 表示转换变量; γ (大于 0) 表示平滑参数,反映转换函数的转换速度; $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)$ 表示位置参数向量,代表转换函数值发生跳跃的位置,且 $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ 。一般较为常见的是, $m = 1$ 和

$m=2$ 两种情形。当变量变化时,转换函数的值在 0~1 之间平滑移动,此时 x_{it} 的系数在 β_0 和 $\beta_0+\beta_1$ 之间转换。

多机制的 PSTR 模型可由两机制的 PSTR 模型推广而得到:

$$y_{it} = u_i + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j x_{it} \cdot g(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

PSTR 模型的完成分为三个步骤:(1)模型的线性检验;(2)模型的识别;(3)模型的参数估计。由于篇幅限制在此不赘述,有兴趣的读者可以参考 González 等(2005)、Colletaz 和 Hurlin(2006)、费宇和王江(2013)以及 Lee 和 Chiu(2012)。

(二)数据和变量说明

本文使用 1990-2012 年 OECD 29 个国家和地区的数据进行分析^①,数据来源为 OECD Statistics 以及 BVD 系列的 EIU Country Data 数据库和 EIU Market Indicator and Forecasts 数据库^②。被解释变量 y 代表保险业发展水平,以人均寿险资产 y_{life} 和人均财险资产 $y_{nonlife}$ 表示,依据可获得的数据,人均财险资产计算方法为“财险总保费收入”除以总人口,人均寿险资产计算方法为“家庭寿险(含养老金)资产总和”除以总人口;解释变量 $Income_{it}$ 表示人均可支配收入;转换变量 $Inequality_{it}$ 代表贫富分化程度,用经济体中“十分富有”和“十分贫穷”的人的所占比例之和来表示:

- q_1 :“年收入在 10 000 美元及以下和 50 000 美元以上的家庭占比百分数(单位:%)”;
- q_2 :“年收入在 5 000 美元及以下和 50 000 美元以上的家庭占比百分数(单位:%)”;
- q_3 :“年收入在 3 000 美元及以下和 50 000 美元以上的家庭占比百分数(单位:%)”;

此外,一些控制变量被加入模型以减小偏误。以“ edu = 人均受教育年限”表示居民受教育程度;以“ $urban$ = 城镇人口比例”表示城镇化程度;以“ $finance$ = 金融业总资产占 GDP 比率”表示金融深化程度;以“ $labor$ = 劳动力比例”来表示抚养比的影响,以“ $lifeexp$ = 人均预期寿命”代表死亡率因素,但仅仅在对寿险进行回归的时候考虑加入这两个变量控制模型,在对财险进行回归的模型中不考虑这两个控制变量,这是因为人均寿命影响人对自身寿命风险的认识,而抚养比关系影响购买寿险的遗赠动机,这两个变量对寿险需求有影响但与财产保险关联性较弱;GDP 平减指数被用来处理需要排除通胀因素的变量,保费和人均可支配收入以 GDP 平减指数折算到 2005 年价格水平。^③ 此外,除了转换变量以外,其余变量均取对数^④。根据被解释变量和转换变量的不同,即“ $y = y_{life}/y = y_{nonlife}$, $Inequality = q_1/Inequality = q_2/Inequality = q_3$ ”,可建立 $2 \times 3 = 6$ 个 PSTR 模型:

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=0}^r g_j(Inequality_{it}^{(j)}; \gamma, c) \cdot (\beta_j \cdot Income_{it} + \sum_k \alpha_{jk} \cdot s_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

① EIU Market Indicator and Forecasts 数据库只收录了 OECD 29 个国家和地区的数据,缺少爱沙利亚、冰岛、卢森堡、斯洛伐克和斯洛文尼亚的数据。这 29 个国家和地区分别是澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、智利、捷克共和国、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国。

② 部分缺失数值采取平均插值处理。

③ BVD 数据库中有以 2005 年为基年的 GDP 平减指数数据,同时基于收入分布的数据也是依据 2005 年价格水平为统一阈值记录的,即“收入大于 10 000 美元的家庭”指的是按照 2005 年的价格水平收入大于 10 000 美元的家庭。

④ 转换变量不取对数是为了更直观地看到收入差距的影响。

四、实证结果

(一) 线性检验和模型识别

6个模型的线性检验以及机制和转换函数的选择如表1所示。仿照 Lee 和 Chiu(2012) 的做法,使用了三种非线性检验方法,结果显示这6个模型均显著拒绝“线性模型”的原假设,说明模型至少存在一个门槛值($r \geq 1$);同时除了模型“ $y = y_{nonlife}, Inequality = q_3$ ”的转换函数识别结果为“ $r = 1, m = 1$ ”,其余模型均为“ $r = 2, m = 1$ ”。模型I-VI转换函数图像如图2所示。

表1 模型 I - VI 的检验和识别

模型序号	模型设定	原假设以及备择假设	非线性检验统计量	机制和转换函数识别结果
模型 I	$y = y_{life}$ $Inequality = q_1$	H_0 : 该模型为线性模型 H_1 : 该模型至少存在一个门槛值($r \geq 1$)	Wald Test: 182.222 *** Fisher Test: 12.947 *** LRT Test: 212.839 ***	$r = 2$ $m = 1$
模型 II	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_1$		Wald Test: 138.287 *** Fisher Test: 13.644 *** LRT Test: 154.974 ***	$r = 2$ $m = 1$
模型 III	$y = y_{life}$ $Inequality = q_2$		Wald Test: 248.629 *** Fisher Test: 20.470 *** LRT Test: 311.102 ***	$r = 2$ $m = 1$
模型 IV	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_2$		Wald Test: 142.591 *** Fisher Test: 14.185 *** LRT Test: 160.426 ***	$r = 2$ $m = 1$
模型 V	$y = y_{life}$ $Inequality = q_3$		Wald Test: 146.083 *** Fisher Test: 9.659 *** LRT Test: 164.883 ***	$r = 2$ $m = 1$
模型 VI	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_3$		Wald Test: 123.561 *** Fisher Test: 11.861 *** LRT Test: 136.650 ***	$r = 1$ $m = 1$

注: *** 表示在 1% 的水平上显著拒绝原假设。

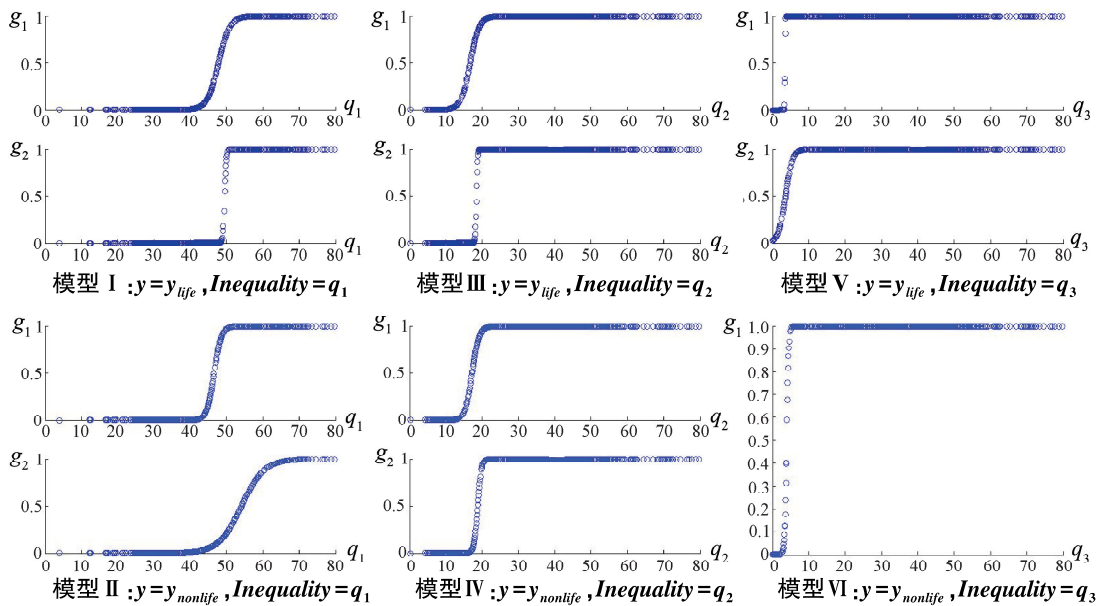


图2 模型 I - VI 的转换函数

(二) 模型 I - VI 的估计

在选定了机制和转换函数形式之后进行参数估计,由于关注重点放在经济因素对保费的非线性影响上,且因篇幅限制,本文不列出控制变量系数估计,仅列出转换函数的光滑参数、位置参数以及解释变量在不同机制下的系数的估计,见表 2。

表 2 模型 I - VI 的估计

模型序号	模型设定	光滑参数	位置参数	系数(基于修正标准误的 t 统计量)
模型 I	$y = y_{life}$ $Inequality = q_1$	$g_1: 0.6491$ $g_2: 4.3347$	$g_1: 47.7594$ $g_2: 49.4541$	Regime0: 1.4175 (2.2260) Regime1: 2.0110 (1.0457) Regime2: -1.5548 (-0.8467)
模型 II	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_1$	$g_1: 1.0114$ $g_2: 0.3185$	$g_1: 46.5336$ $g_2: 54.0557$	Regime0: 1.6134 (6.3338) Regime1: -0.4742 (-1.7366) Regime2: -0.1764 (-0.5415)
模型 III	$y = y_{life}$ $Inequality = q_2$	$g_1: 0.8005$ $g_2: 6.8349$	$g_1: 16.6903$ $g_2: 18.4359$	Regime0: 3.0962 (3.7818) Regime1: 5.3531 (3.0957) Regime2: -6.9070 (-4.7605)
模型 IV	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_2$	$g_1: 1.0399$ $g_2: 2.0368$	$g_1: 17.2094$ $g_2: 18.7790$	Regime0: 1.7366 (3.7345) Regime1: 3.8351 (3.2869) Regime2: -4.3107 (-4.3291)
模型 V	$y = y_{life}$ $Inequality = q_3$	$g_1: 21.4379$ $g_2: 1.0352$	$g_1: 3.4318$ $g_2: 3.5887$	Regime0: 4.1511 (6.8112) Regime1: 22.8900 (4.2071) Regime2: -25.4514 (-4.5434)
模型 VI	$y = y_{nonlife}$ $Inequality = q_3$	$g_1: 3.8155$	$g_1: 3.9051$	Regime0: 2.1368 (2.6302) Regime1: -0.6791 (-0.8204)

当模型识别结果为 $r = 1$ 时,仅存在一个转换函数,保费的收入效应由两部分构成,即线性部分的 β_0 和受转换函数 g_1 影响的 β_1 ,收入效应最终由 $\beta_0 + g_1 \cdot \beta_1$ 决定;当 $r = 2$ 时,存在着两个转换函数,保费的收入效应由三部分构成,即线性部分的 β_0 、受转换函数 g_1 影响的 β_1 和受转换函数 g_2 影响的 β_2 ,收入效应最终由 $\beta_0 + g_1 \cdot \beta_1 + g_2 \cdot \beta_2$ 决定。表 2 列出了 β_0 、 β_1 和 β_2 的估计分别用 Regime0、Regime1 和 Regime2 表示(括号里表示基于修正标准误差的 t 统计量)。通过查表可知,绝大部分模型解释变量的系数都能通过显著性检验。结合图 2 和表 2 的内容,我们对模型进行更为详尽的分析。

当使用 q_1 代表收入不均程度时,转换函数位置参数大致位于 45~55 之间;当使用 q_2 代表收入不均程度时,位置参数大致位于 16~18 之间;当使用 q_3 代表收入不均程度时,转换函数位置参数大致位于 3.4~3.9 之间,这表明转换函数发生转换的位置不因保险的种类是寿险或财险发生显著变化,却依据转换变量,二者具有一致性。再者,转换变量从 q_1 到 q_2 再到 q_3 ,其转换函数位置参数不断变小,表明发生机制转换的位置靠前了,这也是符合逻辑的,因为依照 q_1 、 q_2 和 q_3 的定义,其对代表收入不均的程度标准逐渐变得“严格”,因此模型会在更早的位置发生机制转换。

在模型 I 中,转换函数 g_1 和 g_2 的光滑参数分别为 0.6491 和 4.3347,这表示 g_2 的发生机制转换的速度要大于 g_1 ,从图像上表现为 g_2 在发生转换的位置要比 g_1 更加陡峭;同时 g_1 和 g_2 的位置参数分别为 47.7594 和 49.4541,表明 g_1 比 g_2 更早进入转换状态。我们不妨将转换函数值小于 0.5 时称为“低位”,大于等于 0.5 时称为“高位”,根据转换变量所处的不同区间,我们可以用 g_1 和 g_2 所处的高位或低位将整个模型表示为(低,低)、(高,低)、(高,高)

三个机制。当 $q_1 < 47.7594$, 模型位于(低,低)机制, g_1 和 g_2 的值近似等于零, 收入效应主要由 β_0 决定; 当 $47.7594 \leq q_1 < 49.4541$ 时, 模型位于(高,低)机制, 此时 g_2 取值依然近似等于 0 但 g_1 值由 0 向 1 平滑转换; 当 $q_1 \geq 49.4541$ 时, 模型位于(高,高)机制, g_2 也开始由 0 向 1 平滑转换; 再由 β_0 、 β_1 以及 β_2 的值可知, 当使用 q_1 表示“收入差距”时, 在收入差距由小变大的过程中, 寿险保费的收入效应逐渐增大(β_1 符号为正), 随后逐渐减小(β_2 符号为负)。

其余各模型均可以参考上述分析范式, 但分析结论有所差异。例如模型 II 虽然依旧可以分为(低,低)、(高,低)和(高,高)三个机制, 但无论是模型机制由(低,低)转入(高,低), 还是由(高,低)转入(高,高), 财险保费的收入效应均会有所降低(因为 β_1 与 β_2 符号均为负), 这表明: 使用 q_1 代表的收入差距增大时, 财险保费的收入效应会持续降低。

模型 III 和模型 IV 使用 q_2 作为转换变量, 它们与模型 I 的相同之处在于收入差距的增大对保费收入效应“先促进, 后削弱”, 不同之处在于, 在模型 I 中有“ $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 > \beta_0$ ”, 因此当收入差距增大到一定状态, 收入效应要大于初始状态下的收入效应, 但在模型 III 和模型 IV 中“ $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 < \beta_0$ ”, 表明当收入差距足够大时, 保费收入效应要小于初始状态的收入效应。

模型 V 和模型 VI 均以 q_3 作为转换变量, 模型 V 的表现和模型 III、IV 十分相近, 转换变量不仅表现出对保费收入效应“先促进, 后削弱”的现象, 而且最终会削弱到低于初始收入效应水平。模型 VI 的表现最为特殊, 是唯一一个“ $r = 1$ ”的模型, 且 $\beta_1 < 0$, 所以, 随着贫富差距增大, 保费的收入效应会一直减小。

综上所述, 可以发现: 收入差距逐渐增加时, 既有可能增强也有可能削弱保险需求的收入效应, 但当收入差距扩大到一定程度时, 无论是寿险还是财险, 其收入效应都会被削弱。

(三) 进一步的检验

为了避免因为将“高收入”和“低收入”群组比例加总而导致我们不易区分“削弱”效应到底来自“高收入”群组还是“低收入”群组, 本文继续使用代表“低收入”和“高收入”群组比例的变量作为转换变量(模型其余部分保持不变), 建立 6 个模型来进行实证:

q_4 : “年收入在 5 000 美元及以下的家庭占比百分数(单位:%)”;

q_5 : “年收入在 50 000 美元以上的家庭占比百分数(单位:%)”;

q_6 : “年收入在 750 000 美元以上的家庭占比百分数(单位:%)”;

其中 q_4 表示“低收入”群组的比例; q_5 和 q_6 表示“高收入”群组的比例。模型的检验、识别和估计结果如表 3 所示。

根据转换函数和系数估计的特点, 我们大致可以将以上 6 个模型分为三组, 第一组为模型 A、模型 C、模型 D 和模型 E。这几个模型的特点为 $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, 且 g_2 的位置参数比 g_1 的小, 表明随着转换变量增大, β_2 先发挥作用, 之后 β_1 才发挥作用。因此, 这几个模型中, 转换变量对保费收入效应的作用均为“先增加后削弱”; 第二组为模型 B, $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0$, 二者符号相反, 绝对值较大且取值较为接近, g_1 的位置参数小于 g_2 的位置参数, 因此收入效应“先增强后削弱”; 第三组为模型 F, β_1 和 β_2 的符号相反, 但由于转换函数的位置重合, 且光滑参数极其接近, 因此 β_1 和 β_2 几乎同时发生作用, $\beta_1 + \beta_2 < 0$, 所以保费的收入效应减小可以认为随着“高收入”群体比例的增加而减小。模型 A—模型 F 转换函数图像可见图 3。这 6 个模型的结论依然较稳健, 说明无论是高收入人群还是低收入人群, 在经济体中占比超过一定程度, 对保险业的发展都是不利的。

表3 模型A-模型F的检验、识别和估计

模型序号(保险类型/转换变量)	非线性检验结果	模型识别	光滑参数	位置参数	系数估计(基于修正标准误 t 统计量)
模型 A (寿险/ q_4)	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:0.8456$ $g_2:2.1515$	$g_1:12.5748$ $g_2:3.1351$	Regime0:1.7554(4.1565) Regime1:-1.0042(-0.3062) Regime2:0.7045(0.8811)
模型 B (财险/ q_4)	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:0.3083$ $g_2:0.3083$	$g_1:20.6454$ $g_2:20.6462$	Regime0:1.1332(5.3334) Regime1:145156.8823(6.6616) Regime2:-145146.1022(-4.7009)
模型 C (寿险/ q_5)	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:2.3907$ $g_2:15.0634$	$g_1:3.3201$ $g_2:2.9256$	Regime0:2.0016(3.4356) Regime1:-39.4634(-2.1523) Regime2:38.8919(2.1167)
模型 D (财险/ q_5)	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:2.4180$ $g_2:33.7622$	$g_1:3.1868$ $g_2:3.0212$	Regime0:1.0039(2.6435) Regime1:-11.3961(-6.4198) Regime2:11.5733(6.4478)
模型 E 寿险/ q_6	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:4.9270$ $g_2:16.8207$	$g_1:1.1860$ $g_2:0.5349$	Regime0:1.8962(3.5285) Regime1:-7.4400(-1.6606) Regime2:7.4909(1.6678)
模型 F (财险/ q_6)	非线性	$r=2$ $m=1$	$g_1:5.9363$ $g_2:5.9357$	$g_1:0.8444$ $g_2:0.8444$	Regime0:1.5108(4.0591) Regime1:131760.4122(4.2421) Regime2:-131760.6625(-0.5789)

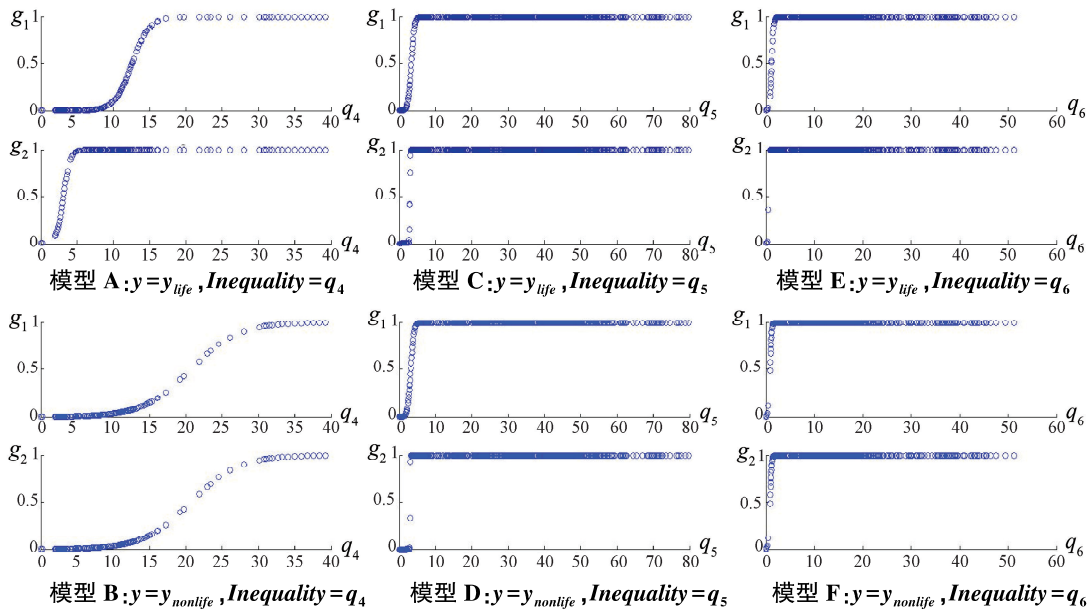


图3 模型A-模型F的转换函数

五、结论和启示

本文从非一致风险偏好这一假设出发,解释了收入差距可能会对保费收入效应产生的影响,并进行了实证检验。实证结论显著且稳健,即当收入差距温和地增加时,保险需求的收入效应有可能减弱,也有可能增强;但当收入差距增加到一定程度时,收入效应一定削弱。利用模型C-模型F进一步验证发现,即使经济体中的财富集中于富裕人群,也对保险业的

发展十分不利。从非一致风险偏好的角度来解释,比较契合模型结论的个体效用函数为:当个体收入位于中等水平时其为风险厌恶者,而当收入处于低水平或者高水平时其为风险偏好者(如图4所示)。这与F-S效用函数和Markowitz效用函数是有区别的,这样的效用函数可以解释为什么十分严重的收入不均会影响保险需求。但为什么某些情形下(如模型Ⅲ),收入差距在小范围内扩大时,收入效应会增强?我们认为,本文第二部分理论分析中的“风险外生性”假设在现实中并非严格成立,一个人所面临的风险状况不是固定不变的,一般随着财富的变化个体面临的风险水平也会随之变化。假设个体初始位于中等收入区间,其风险态度为风险厌恶,当财富发生轻微变化时,其面临风险状况的改变导致个体既有可能增加对保险购买,也有可能减少对保险购买;而当财富增加或者减少到一定程度,个体风险态度逆转为风险喜爱,则无论其面临的风险状况如何,个体都会放弃对保险的需求。

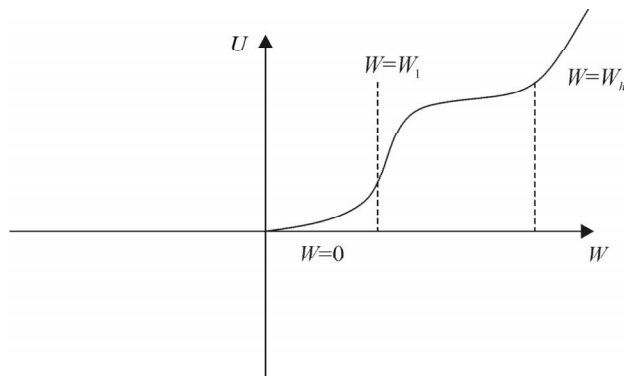


图4 实证比较支持的效用函数图像

前人的研究也能为本文的结论提供一定程度解释。Hammond(1967)曾指出,低收入者的收入要优先满足食物等必需品,因此无法购买保险,而高收入群体往往已经拥有了足额的保险,这两个群体的收入增加对保费的贡献都是很小的,而中等收入群体往往处在“收入刚好能满足生活基本需求,却又不能购买足额保险”这一水平上,其收入增加的部分用于购买保险的可能性很大,因此中等收入群体保险的收入需求弹性要比其他两个群体的高很多。Hammond的实证来源于对个体的调研数据,其解释是基于将保险“实体化”为一种商品,直接回避了不确定性框架下的决策问题;Enz(2000)的解释则是从不确定性角度出发:即使存在风险,高收入群体有能力使用多种金融资产进行组合来分散潜在风险,实际上形成了对保险产品的一种有效替代,因此高收入人群的比例增加也不会有利于保险发展。同样持这一观点的还有Campbell(1980),他认为流动性较好的金融资产可以完美替代寿险产品。本文的研究为保险业发展提供一个启示,即发展保险业的根本宗旨不是攫取最大化的经济利益,而是承担分散社会风险的责任,保险产品不是富人的专属品,对于那些没有经济能力转移自身风险的个体,保险才是其管理风险的最有效工具。强大的保险业,不仅仅是经济发达的重要信号,更是社会公平的重要标志。

参考文献:

1. 费宇、王江,2013:《FDI对我国各地区经济增长的非线性效应分析》,《统计研究》第4期。
2. 李琼,2009:《商业健康保险保费收入影响因素分析——基于湖北、北京、上海三地的比较》,《南方金融》第7期。

- 3.刘学宁,2012:《收入水平对保险需求影响的实证研究》,《保险研究》第12期。
- 4.钟春平、陈静、孙焕民,2012:《寿险需求及其影响因素研究:中国寿险需求为何低?》,《经济研究》第1期。
- 5.卓志,2001:《我国人寿保险需求的实证分析》,《保险研究》第5期。
- 6.Allais, Maurice. 1953. "Le Comportement de l'Homme Rationnel Devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l' Ecole Américaine." *Econometrica* 21(4) :503-546.
- 7.Anderson, D.R., and J.R.Nevin. 1975. "Determinants of Young Marrieds' Life Insurance Purchasing Behavior: An Empirical Investigation." *Journal of Risk and Insurance* 42(3) :375-387.
- 8.Babbel, D.F.1985. "The Price Elasticity of Demand for Whole Life Insurance." *The Journal of Finance* 40(1) : 225-239.
- 9.Beck, T., and I. Webb. 2003. " Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries." *The World Bank Economic Review* 17(1) :51-88.
- 10.Browne, M.J., and K.Kim. 1993. "An International Analysis of Life Insurance Demand." *Journal of Risk and Insurance* 60(4) :616-634.
- 11.Campbell, Ritchie A.1980: "The Demand for Life Insurance: An Application of the Economics of Uncertainty." *The Journal of Finance* 35(5) :1155-1172.
- 12.Colletaz, G., and C.Hurlin.2006. "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach." [http:// halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008056/](http://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008056/).
- 13.Enz, R.2000. "The S-curve Relation between Per-Capita Income and Insurance Penetration." *Geneva Papers on Risk and Insurance* 25(3) :396-406.
- 14.Friedman, M., and L.J.Savage. 1948. "The Utility Analysis of Choices Involving Risk." *The Journal of Political Economy* 56(4) :279-304.
- 15.González, A., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk. 2005. "Panel Smooth Transition Regression Models." SSE/EFI Working Paper 604.
- 16.Harrington, Scott E., and Greg Niehaus.2000. "Volatility and Underwriting Cycles." In *Handbook of Insurance*. Vol.22, edited by Georges Dionne, 657-686.Springer Netherlands.
- 17.Hammond, J.D., D.B.Houston, and E.R.Melander. 1967. "Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation." *Journal of Risk and Insurance* 34(3) :397-408.
- 18.Jiang, Shi-jie, and Chien-Chung Nieh. 2012. "Dynamics of Underwriting Profits: Evidence from the US Insurance Market." *International Review of Economics & Finance* 21(1) : 1-15.
- 19.Kahneman, D., and A.Tversky. 1979. "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk." *Econometrica* 47(2) :263-291.
- 20.Laciana, Carlos E., and Elke U.Weber.2008. "Correcting Expected Utility for Comparisons between Alternative Outcomes: A Unified Parameterization of Regret and Disappointment." *Journal of Risk and Uncertainty* 36(1) : 1-17.
- 21.Lee, C.C., and Y.B.Chiu.2012. "The Impact of Real Income on Insurance Premiums: Evidence from Panel Data." *International Review of Economics and Finance* 21(1) :246-260.
- 22.Markowitz, H.1952. "The Utility of Wealth." *The Journal of Political Economy* 60(2) :151-158.
- 23.Outreville, J.F.1996. "Life Insurance Markets in Developing Countries." *Journal of Risk and Insurance* : 263-278.
- 24.Truett, D. B., and L. J. Truett. 1990. "The Demand for Life Insurance in Mexico and the United States: A Comparative Study." *The Journal of Risk and Insurance* 57(2) : 321-328.
- 25.Winter, Ralph A. 1994. "The Dynamics of Competitive Insurance Markets." *Journal of Financial Intermediation* 3(4) : 379-415.
- 26.Yaari, Menahem E.1987. "The Dual Theory of Choice under Risk." *Econometrica* 55(1) : 95-115.
- 27.Zheng, W., Y.Liu, and G.Dickinson.2008. "The Chinese Insurance Market: Estimating its Long-Term Growth and Size." *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice* 33(3) : 489-506. (下转第114页)

Abstract: In accordance with the proportion of state-owned economy and the degree of monopoly, this article ranked the industries within the industrial sector and grouped them into three categories: state-owned monopoly industries, state-owned competitive industries and non-state competitive industries. Using the transcendental logarithmic production function model to separate the contribution of labor factor from that of capital factor in different industries, and through the comparison of the condition as well as degree of deviation of major production factors' returns from their contribution rates among different categories of industries, this article reveals the problems in income distribution system in the state-owned monopoly industries. The findings of this research indicate the existence of severe structural distortion in the factor-based income distribution in the state-owned monopoly industries, where the major factors' returns are severely deviated from, and even inversely correlated to their contribution compared to the other two categories of industries. The key causes of this situation are the high degree of monopoly and proportion of state-owned economy in those industries. Therefore, in achieving fairness in distribution and narrowing the income gap, it is of great use and significance to lower the entry barriers, to enhance marketization, and to adjust the factor-based income distribution structure in state-owned monopoly industries.

Keywords: State-owned Monopoly Industries, Factor-based Income Distribution, Structural Distortion

JEL Classification: L11, D31, P26

(责任编辑:彭爽)

(上接第 87 页)

The Nonlinear Income-effect of Insurance Demand and Income Disparity

Wei Hualin, Song Pingfan and Guo Jingyan

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: By noticing that inconsistent risk preference would impose an individual consumption propensity to insurance, we show how inequality would affect the income-effect of insurance demand from the macro aspect. With panel data from the 29 countries and regions of OECD, and by using the approach of PSTR (Panel Smoothing Transition Regression), we construct several models, in which the dependent variable, independent variable and transition variable are respectively insurance premium income, per capita disposable income and income inequality. The empirical results show that although slight inequality exert uncertain effect on insurance demand, severe inequality would surely impair the income-effect of both life insurance and non-life insurance. It concludes that the developmental level of insurance industry reveals the degree of social equality, and advanced insurance industry implies a higher equality of the society.

Keywords: Insurance Demand, Income-effect, Inequality, PSTR

JEL Classification: C33, D14, D81

(责任编辑:陈永清)