پژوهشنامهٔ بیمه/سال‌بیست‌وهفتم/شمارهٔ ۴/زمستان ۱۳۹۱/شماره‌مسلسل ۱۰۸/صفحات ۱ تا ۲۴

عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر در ایران

ابراهیم عباسی[۱]
سمانه درخشیده[۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۲/۱۴
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۰۹/۰۶

چکیده

بیمه از ابزارهای مهم و اساسی در دنیای متمدن امروزی است که نقش بسزایی در کاهش ریسک و تأمین امنیت مالی و ذهنی و درنهایت ایجاد بسترهای لازم برای توسعهٔ اقتصادی کشور دارد. هدف اصلی این تحقیق بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر در ایران، طی سال‌های (۱۳۸۸ - ۱۳۵۸) است. عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر در ایران تابعی از درآمد سرانهٔ واقعی، نرخ پس‌انداز، نرخ تورم و نرخ باسوادی درنظرگرفته‌شده‌است. برای برآورد مدل از روش اقتصادسنجی مدل خودبازگشت برداری استفاده شده است و براساس نتایج به‌دست‌آمده، متغیرهای درآمد سرانه و نرخ پس‌انداز با تقاضای بیمهٔ عمر رابطه معنی‌دار و مثبتی دارند. متغیر نرخ تورم با تقاضای بیمهٔ عمر رابطه معنی‌دار و منفی دارد. اما بین متغیر نرخ باسوادی و تقاضای بیمهٔ عمر رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

واژگان کلیدی: *بیمه عمر، مدل VAR، نرخ پس‌انداز، درآمد سرانه*

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز (نویسندهٔ مسئول) (Email:Abbassiebrahim@yahoo.com)
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، مدرس دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات کرمانشاه
(Email: Samaneh_derakhshideh@yahoo.com)

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

باوجود ارتباط نزدیک گسترش بیمه‌های عمر با میزان رفاه و قدرت اقتصادی کشورها، انواع بیمه‌های زندگی، به‌عنوان ابزار تأمین مالی در کشورمان ناشناخته باقی مانده و رشد چندانی نداشته‌اند و پیشرفت‌های اخیر در صنعت بیمه و رشد آن در کشور ما در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه، از پویایی و پیشرفت ناچیزی برخوردار بوده است. باتوجه به نقش بیمه‌های عمر در کمک به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری افراد جامعه و نقش مؤثر آن در رشد اقتصادی، می‌توان به اهمیت این رشته از بیمه در اقتصاد کشورها پی برد.

در سال‌های اخیر بیمه‌های عمر روند رو به رشدی را در سهم بیمه‌های کشور داشته و از حدود ۶/۶٪ در سال ۱۳۸۴ به ۸/۳٪ در سال ۱۳۸۹ رسیده است که با وجود اختلاف فاحش با کشورهای توسعه‌یافته، بیانگر بهبود تدریجی وضعیت پرتفوی صنعت بیمهٔ کشور است. ضریب نفوذ بیمه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه و رشد این صنعت (نسبت حق‌بیمهٔ تولیدی به تولید ناخالص داخلی) از ۱/۲۷٪ در سال ۱۳۸۴ به ۱/۵٪ در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. با این حال هنوز نیاز به رشد این رشته از بیمه در کشور به نحو قابل توجهی احساس می‌شود. باتوجه به تحولات اخیر صنعت بیمه در کشور، برای رفع تنگناهای موجود و افزایش ظرفیت بیمه‌گری، به‌نظرمی‌رسد که شرایط مناسبی برای توسعهٔ صنعت بیمه به‌ویژه بیمهٔ عمر و سرمایه‌گذاری فراهم شده است. تحقیق حاضر با استفاده ازمدل خود بازگشت برداری[1]، به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر در ایران طی سال‌های ۱۳۸۸–۱۳۵۸ می‌پردازد. عوامل مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر در ایران تابعی از درآمد سرانهٔ واقعی، نرخ پس‌انداز، نرخ تورم و نرخ باسوادی درنظرگرفته‌شده‌است.

1. Vector Auto Regessive (Var)

Archive of SID

www.SID.ir

در این مقاله ابتدا به طور مختصر ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس به برآورد مدل و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱. پیشینه تحقیق

طی چند دهه گذشته هم‌زمان با پیشرفت و توسعهٔ بیمهٔ عمر، تحقیقات زیادی صورت گرفته تا ماهیت تقاضا و عرضهٔ بیمهٔ عمر و عوامل مؤثر بر تقاضا و دیگر مسائل و تکنیک‌های مربوط‌به این شاخه از بیمه به‌طور دقیق شناسایی شود.

اولین تحقیق نظری آکادمیک در مورد رفتار یک انسان اقتصادی ریسک‌گریز که می‌خواهد آثار ناشی از ریسک مرگ را مدیریت نماید، مقاله معروف یاری[1] است به‌طوری‌که کارهای نظری پس از او عمدتاً متأثر از روش و ادبیات وی هستند.

در تحقیق پژویان و پورپرتوی (۱۳۸۲)، با استفاده از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۸۰- ۱۳۴۵ الگوی تقاضای بیمه تخمین زده شده و میزان آن تا پایان سال ۱۳۸۳ برآورد شده است. هدف این تحقیق بررسی تأثیر درآمد، تورم انتظاری، بار تکفل و میزان تحصیلات بر تقاضای انواع بیمهٔ عمر در ایران بوده است. داده‌های مربوط‌به متغیر بار تکفل، از تقسیم جمعیت غیرشاغل به جمعیت شاغل در سال مورد بررسی به‌دست‌آمده و برای سال‌هایی که اطلاعات آماری موجود نبوده، از رابطه: $R_n = R_p(1+r)^n$ ص۴۳ استفاده شده است. برای به‌دست‌آوردن میزان تقاضای بیمهٔ عمر، مانند بسیاری از مطالعات دیگر از حق‌بیمه‌های دریافتی استفاده شده و برای حذف اثر تورم از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری CPI، سال ۱۳۶۹ به‌عنوان سال مبنا استفاده شده است. درآمد نان‌آور خانواده به‌وسیلهٔ درآمد ملی سرانه تعیین شده است. اثر تورم در درآمد ملی سرانه نیز به وسیله CPI حذف شده

1. Yaari,1965

Archive of SID

www.SID.ir

است. احتمال مرگ سرپرست خانواده از تقسیم تعداد فوت‌شده‌ها به مجموع جمعیت کل به‌دست‌آمده‌است. تورم انتظاری از رابطه $P^e = ۰/۷ P_{t-۱} + ۰/۳ P_{t-۲}$ به‌دست‌آمده‌است.

- $P_{t-۱}$: تورم در دور قبل؛
- $P_{t-۲}$: تورم در دو دور قبل.

الگوی نهایی تقاضای بیمه‌های عمر به این شرح است:

$$LREV = ۷۸/۴۹ + ۰/۴۱ LNT + ۰/۲۳ LINF + ۱/۸۵ LDEP + ۱/۳۱ LPOP + ۷/۷۸ LLTE - ۰/۱۷ DU۵۷$$

$$t-start \quad (۵/۱۵) \quad (۳/۲) \quad (-۲/۴۶) \quad (۷/۰۵) \quad (۵/۵۴) \quad (۴) \quad (-۲/۴۹)$$

$$R^۲ = ۰/۹۲۷ \quad DW = ۱/۹۸ \quad F = ۶۲/۱$$

- REV: حق‌بیمه دریافتی سرانه واقعی بیمه‌های عمر؛
- NI: درآمد سرانهٔ واقعی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹)؛
- POP: جمعیت کشور؛
- INF: تورم انتظاری؛
- LITE: درصد با سوادی؛
- DEP: بار تکفل؛
- DU۵۷: متغیر مجازی تأثیر انقلاب ۱۳۵۷ بر وضعیت بیمه؛
- علامت L مقابل متغیرها بیانگر لگاریتم طبیعی است. مدل نشان داده‌شده، مدل نهایی الگوی تقاضاست.

در این مدل با وجود متناسب‌بودن علامت ضرایب با انتظارات تئوری، احتمال مرگ سرپرست خانواده تأثیرگذار نبود. این امر می‌تواند دلیلی بر اعتقادات فرهنگی و مذهبی افراد در جامعه ایران باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در این تحقیق تابع تقاضا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] تخمین زده شده است. نتیجه به‌دست‌آمده بیانگر وجود یک رابطهٔ تعادلی پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل تقاضای بیمهٔ عمر است. ضریب درآمد LNI کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های عمر را نشان می‌دهد که ۰/۴۱ تخمین زده شده است. ضریب تورم انتظاری حاکی از این است که تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به تورم کم کشش است. ضریب LDEP برای بار تکفل ۱/۸۵ برآورد شده است که باتوجه به مطالعات انجام شده در سایر کشورها نشان از کشش کم تقاضا نسبت به این متغیر دارد. ضریب LITE تأثیر درصد باسوادی را بر تقاضای بیمه‌های عمر نشان می‌دهد و این ضریب از تمام ضرایب بالاتر است. دلیل این امر می‌تواند افزایش ریسک‌گریزی افراد با افزایش سطح تحصیلات باشد.

کاردگر(۱۳۷۶) برای بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی از اطلاعات آماری و مجموعهٔ سری زمانی آمار حساب‌های ملی، پولی و مالی دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه و سالنامه‌های آماری سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۳ استفاده کرده است. متغیرهای مورد نظر برای تابع تقاضای بیمه‌های عمر شامل: درآمد نان‌آور، احتمال مرگ نان‌آور خانه، بار تکفل نان‌آور خانه و تحصیل و تورم انتظاری است. حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ بیمه‌های عمر به‌عنوان شاخصی برای تقاضای این بیمه‌ها و درآمد ملی سرانه برای درآمد نان‌آور خانه درنظرگرفته‌شده‌است. احتمال مرگ نان‌آور خانه از تقسیم فوت‌شده‌ها به مجموع جمعیت کل و جمعیت فوت‌شده‌ها به‌دست‌آمده‌است. اطلاعات مربوطبه بار تکفل از تقسیم جمعیت زیر ۲۰ سال به جمعیت ۲۰ تا ۶۴ سال حاصل شده‌اند. برای تورم انتظاری از رگرسیون الگوی لگاریتمی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری کشور CPI استفاده شده است.

1. Ordinary Least Squares (OLS)

Archive of SID

www.SID.ir

تابع تقاضای بیمهٔ عمر به این شرح است:

$$LPIN\,۱R = -۹/۶۹ + ۰/۶۳۵L\ INRN + ۲/۲۸LRB - ۲/۲۹LPH + ۰/۵۲۳DUM$$

$$t\text{-}test \quad (-۷/۴۷) \quad (۳/۳۵) \quad (۲/۵) \quad (-۲/۴۸) \quad (۴/۲۶)$$

$$R_{۲}=۰/۸۶ \qquad D.W=۱/۹۸ \qquad F=۳۷/۲۶$$

- PIN۱R: حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر که از تقسیم حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ بیمه‌های عمر به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری کشور «CPI» به‌دست‌می‌آید؛
- INRN: خالص درآمد سرانه به قیمت‌های ثابت سال۱۳۶۹؛
- RB: نرخ باسوادی؛
- PH: تورم انتظاری؛
- DUM: متغیر مجازی است که اثر تصویب‌نامهٔ بیمه‌های عمر و حوادث کارمندان دولت در سال ۱۳۷۶ را نشان می‌دهد.

برای بررسی اطلاعات به‌دست‌آمده، مشابهٔ تحقیقات گذشته، از آمار تی-استیودنت[1] برای آزمون معنی‌داری تک‌تک ضرایب و از آمار F برای آزمون معنی‌داری همه ضرایب استفاده شده است. تک‌تک ضرایب در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار می‌باشند. باتوجه به ضریب LINRN، کشش درآمدی تقاضا برای بیمه‌های عمر ۰/۶۳۵ است. بنابراین کشش درآمدی تقاضا برای بیمه‌های عمر از ۱ کوچک‌تر است و می‌توان نتیجه گرفت که حساسیت تقاضا برای بیمه‌های عمر نسبت به درآمد خانوار می‌تواند با استفاده از افزایش تبلیغات و متنوع‌کردن روش‌های فروش بالا رود. ضریب LRBنشان می‌دهد که کشش درصد باسوادی تقاضا برای بیمه‌های عمر بزرگ‌تر از واحد است. دلیل این امر افزایش ریسک‌گریزی و در نتیجه افزایش درصد باسوادی

1. t-student

Archive of SID

www.SID.ir

است؛ زیرا افراد ریسک‌گریز، تقاضای بیشتری برای بیمه‌های عمر خواهند داشت. ضریب LPH حاکی از منفی‌بودن کشش تورم انتظاری تقاضا برای بیمه‌های عمر است.

بنابراین افزایش تورم انتظاری منجر به کاهش تقاضا برای بیمه‌های عمر می‌شود. در این تحقیق اثرگذاری متغیرهای بار تکفل و احتمال مرگ سرپرست خانواده در سطح احتمال ۵٪ رد می‌شود و حذف این دو متغیر تأثیر زیادی بر سایر متغیرها نداشته است. دلیل این امر به مسائل اعتقادی و فرهنگی جامعه مربوط است.

۲-۲. مبانی نظری تقاضای بیمه

ازآنجاکه به‌طورمعمول، بیمه در مسیر بازگرداندن آرامش ازدست‌رفتهٔ ناشی از نااطمینانی حرکت می‌کند؛ برای بحث در خصوص نحوهٔ کارکرد بیمه از دیدگاه نظری، به چهارچوبی نیاز داریم که در آن اصل عدم‌اطمینان پذیرفته شده باشد. مدل تقاضای فردی برای بیمه، براساس حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار بنا شده است. در مورد حالت مطمئن مشکلی وجود ندارد؛ زیرا سطح مطلوبیت مورد انتظار صرفاً برابر با مطلوبیت میزان ثروت مفروض است. یعنی اگر W* ثروت قطعی فرد باشد، داریم: E[U(W*)]=U(W*). بنابراین بین نتایج نامطمئن و مطمئن می‌توان یکی را انتخاب کرد. در شرایط نامطمئنی دو حالت می‌تواند اتفاق بیافتد. به لحاظ حاکمیت شرایط نااطمینان، مفهوم مطلوبیت به شکلی که در شرایط اطمینان کامل وجود داشت، نارسا خواهد بود. زیرا امکان لحاظ تمام شرایط ممکن در آن وجود ندارد. لذا در تجزیه‌وتحلیل رفتار مصرف‌کننده در شرایط عدم‌اطمینان «تابع مطلوبیت انتظاری» تعریف می‌گردد، با ثروت اولیه (W) که با احتمال (P)، مواجه با خطر ریالی مالی (L) است و L<W مطلوبیت مورد انتظار فرد از رابطه(۱) به‌دست‌می‌آید.

$$U_{.}=PU(W-L)+(۱-P)W \qquad (۱)$$

دراین‌حالت فرد دو انتخاب دارد:

Archive of SID

www.SID.ir

– قرارداد بیمه‌ای با حق‌بیمهٔ d را خریداری کند و در صورت وقوع زیان، غرامت دریافت کند؛

– اقدام به خرید قرارداد بیمه نکند و در صورت وقوع خسارت، شخصاً تمام زیان را متقبل گردد.

جهت سادگی بحث فرض می‌شود قرارداد بیمه به‌طورکامل تمام زیان را پوشش می‌دهد و تنها این قرارداد وجود دارد، یا به تعبیری تقاضای بیمه یک تقاضای «همه یا هیچ» است. چنانچه فرد حالت اول – یعنی خرید قرارداد– را انتخاب کند، تابع مطلوبیت مورد انتظار وی به‌این‌صورت تعریف می‌شود :

$$U_1 = pu\,(w-d) + (1-p)u(w-d) = u(w-d) \qquad (۲)$$

در اینجا U_1 مطلوبیت فرد بیمه‌شده و d حق‌بیمهٔ پرداختی است. حداکثر بیمه‌ایی که فرد، حاضر به پرداخت آن است *d از رابطه(۳) به‌دست‌می‌آید.

$$(u(w - d^*) = pu\,(w - L) + (1 - P)U(w) \qquad (۳)$$

براساس این معادله، مطلوبیت حاصل از بیمه کامل یا به‌عبارتی مطلوبیت ازبین‌بردن عدم اطمینان در ثروت، برابر است با میانگین وزنی مطلوبیت حاصل از کل ثروت و مطلوبیت ناشی از ثروت خالص پس از یک زیان مالی. لذا می‌توان چنین استنباط کرد که مطلوبیت مورد انتظار فرد بیمه‌شده، کمتر از مطلوبیت فرد بیمه‌نشده‌ای است که حادثه‌ایی برایش رخ نداده است و درعین‌حال بیشتر از مطلوبیت فردی بیمه‌نشده‌ای است که حادثه‌ایی برای وی رخ داده است. لذا داریم: $u(w) < u(w-d^*) < u(w-L)$

دراین‌رابطه L حداکثر حق‌بیمه‌ای است که یک حداکثرکنندهٔ مطلوبیت مورد انتظار برای یک پوشش کامل بیمه، حاضر به پرداخت آن است که مقدار آن با افزایش احتمال خطر و حجم خسارت وارده افزایش می‌یابد یا به عبارتی تقاضا برای بیمه با افزایش احتمال خطر و بزرگی زیان مالی افزایش می‌یابد (مک کنا، ۱۳۷۲).

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲. مبانی نظری تقاضا برای بیمهٔ عمر

تقاضای نان‌آور خانه برای بیمهٔ عمر، به تعداد افراد خانواده بستگی دارد. لوئیس[1] این رابطه را با توسعهٔ ساختار نظری بیمهٔ عمر یاری و با درنظرگرفتن ترجیحات دیگر اعضای خانواده مورد بررسی قرار داده است. دراین‌حالت بیمهٔ عمر توسط افراد تحت تکفل شخص که در طول عمر نان‌آور خانه با درآمد نامطمئنی مواجه هستند، تقاضا می‌شود. تقاضای ایشان برای بیمهٔ عمر براساس طول عمر نان‌آور خانواده، بر پایهٔ مدل چرخش زندگی استوار است که در آن درآمد نامطمئن است (Lewis, 1989).

اکثر مطالعات نظری جدید در زمینهٔ تقاضای بیمه عمر، مطالعات یاری را به‌عنوان نقطهٔ شروع کار خود قراردادهاند. یاری در مفهوم مدل چرخش زندگی با طول عمر نامطمئن، نشان می‌دهد که یک شخص، مطلوبیت انتظاری خود را با خرید بیمهٔ عمر و دریافت مستمری سالانه افزایش می‌دهد. روش لوئیس به این دلیل متمایز است که وی تقاضای بیمهٔ عمر را ازمنظر وارثین مورد بحث قرار می‌دهد. به عبارتی بیمهٔ عمر به منظور حداکثرکردن مطلوبیت انتظاری وارثین تقاضا می‌شود. در ساختار مدل یاری یک مصرف‌کننده، بیمهٔ عمر را به منظور افزایش مطلوبیت انتظاری طول عمر خود خریداری می‌کند.

$$E[U(T)]=\int_{0}^{T} \alpha(t)g[c(t)]dt-\beta(t)\psi[s(t)] \qquad (۴)$$

فرض می‌شود T طول عمر مصرف‌کننده، یک متغیر تصادفی است. $\Psi(s(t))$ عبارت است از مطلوبیت آنی حاصل از ارثیه‌های شخص، $g[c(t)]$ مطلوبیت آنی از مصرف و $\alpha(t)$ و $\beta(t)$ نیز عوامل تخفیف (تعدیل) هستند. زمانی که مصرف‌کنندگان ازدواج می‌کنند یا صاحب فرزند می‌شوند، $\beta(t)$ به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. لذا این اتفاقات تغییر در مالکیت (خرید) بیمهٔ عمر را بیشتر توضیح می‌دهد. طبق معادله،

1. Lewis

Archive of SID

www.SID.ir

تغییر در مالکیت بیمهٔ عمر، بیشتر به جابه‌جایی برون‌زای تابع مطلوبیت مصرف‌کننده بستگی دارد. لوئیس با بسط مدل یاری، جابه‌جایی در تابع مصرف‌کننده را با درنظرگرفتن ترجیحات فرزندان و همسران حداقل به‌صورت بخشی، درون‌زا به‌دست‌آورد. لذا تحلیل، بیشتر بخشی است؛ به عبارتی ما به دنبال این نیستیم که چرا افزایش در تعداد افراد تحت تکفل بر تابع مطلوبیت اثر می‌کند. همچنین لوئیس فرض می‌کند که تابع مطلوبیت هریک از اعضای خانواده جداپذیر است. این فرض به ما اجازه می‌دهد تا بحث را از منظر (دیدگاه) مصرف‌کننده یعنی کسی که بیمه می‌شود به همسر و فرزندان که وارثین شخص می‌باشند، انتقال دهیم. بنابراین لوئیس بحث خود را بیشتر به صورت تحلیل تقاضای فرزندان برای بیمهٔ عمر مطرح می‌کند. یک سرپرست، درآمد را به‌صورت برون‌زا برای فرزندان خود فراهم می‌کند و این درآمد طوری تخصیص داده می‌شود که مطلوبیت انتظاری فرزندان وی حداکثر شود. فرزندان نیز مطلوبیت خود را با درنظرگرفتن محدودیت درآمد برون‌زای انتقالی از پدر حداکثر می‌کنند. حداکثرکردن مطلوبیت از طرف فرزندان ممکن است شامل خرید بیمهٔ عمر برای سرپرست خانواده باشد. چون فرزندان با درآمد نامطمئنی که از طول عمر نامطمئن سرپرست به‌دست‌می‌آید، مواجه هستند؛ این نوع عملکرد راجع به بیمهٔ عمر ممکن است خاص به‌نظرآید. به‌عبارتی امکان دارد فرزندان به ندرت تمایل داشته باشند این نوع بیمه‌ها را برای خود درنظربگیرند. اما این کار به این علت مناسب است که پرداختی بیمهٔ عمر را می‌توان به‌عنوان پرداختی‌هایی که والدین به نمایندگی از فرزندان خود می‌پردازند درنظرگرفت و از این نظر می‌تواند مانند دیگر هزینه‌هایی که والدین برای لباس و دیگر مایحتاج فرزندان خود می‌پردازند تلقی شود و چون مطلوبیت فرزند به این نوع هزینه‌ها بستگی دارد، لذا می‌توان تقاضای بیمهٔ عمر را از منظر تابع مطلوبیت فرزندان تحلیل کرد. فرزندان از آن جهت بیمهٔ عمر را خریداری می‌کنند که به علت نااطمینانی از طول عمر پدر از درآمد نامطمئنی برخوردار هستند. آنها تا سن a در خانواده باقی می‌مانند. تا

Archive of SID

www.SID.ir

آن زمان پرداخت‌های انتقالی معین در هر سال دریافت می‌کنند ولی در صورتی که پدر فوت نماید، آنها پرداخت‌های انتقالی دیگری به جز سهم معینی از ارث دریافت نمی‌کنند. فرزندان قبل از سن a، مجاز به استقراض در قبال درآمد احتمالی حاصل در آینده نیستند. هر چند آنها مجاز به پس‌انداز هستند، الگوی پرداخت‌های انتقالی از پدر چنان درنظرگرفته‌شده‌است که در واقع فرزندان در مدتی که در خانواده هستند، پس‌اندازی ندارند. در سن d هر فرزند، مطلوبیت مورد انتظار را باتوجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق‌بیمه‌های عمر، di، به حداکثر می‌رساند (Lewis, 1989).

اگر پدر زنده بماند، فرزندان به میزان ti-di مصرف می‌کنند که در آن ti درآمد حاصل از پرداخت‌های انتقالی است. اگر پدر فوت کند، فرزندان معادل ti+bi-di دریافت می‌کنند که در آن ti قیمت بیمه‌نامهٔ زندگی و bi سهم دریافتی از ارث است. مسئله را به‌این‌صورت می‌توان نوشت:

$$maxEU_i = (1\text{-}pi)\ [ui(ti\text{-}di)+EUi+1]+pi[ui(fi+bi\text{-}di)] \qquad (5)$$

- EU_k: مطلوبیت انتظاری ازسنین k سالی تا a؛
- p_k: احتمال فوت پدر در سن k فرزند؛
- $uk(\cdot)$: مطلوبیت آتی در سن $k[''uk(0)<0,'uk>0]$؛
- $uk(\cdot)$: مطلوبیت از سن K تا a با فرض یک الگوی مصرف بهینه.

رابطهٔ بین قیمت بیمه‌نامه و حق‌بیمه $f_i = \frac{d_i}{Lp_i}$ است (حق‌بیمه درصدی از قیمت بیمه‌نامه است). L عامل سربار (هزینه سربار) است. با تأکید بر فروض فوق شرایط بهینه زیر به‌وجودمی‌آید:

$$U'(ti\text{-}di)=\frac{(1\text{-}LPi)}{L(1\text{-}Pi)},U'(*fi+bi\text{-}*di) \qquad (6)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در معادلهٔ بالا عوامل ستاره‌دار ارزش بهینه را نشان می‌دهند. برای اینکه تجزیه‌وتحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می‌کنیم که چنانچه پدر دارای نرخ مرگ‌ومیر پایین باشد، تقریباً درست است.

$$uj\ (ti\text{-}di^*)=uj\ (Ti\text{-}D^*) \qquad (۷)$$

– TK و DK: نشان‌دهنده ارزش فعلی پرداخت‌های انتقالی و حق‌بیمهٔ عمر از سن k تا a در صورت زنده‌بودن پدر است. با جایگزینی و با فرض یک تابع مطلوبیت با کشش ثابت داریم:

$$*fi+bi\ -*dj=[\frac{(۱-Lpi)}{L\,(۱-pi)}]^{۱/\alpha}\ (Ti\ -*Di) \qquad (۸)$$

که در آن a(منفی) کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف یا اروپرات[1] ریسک‌گریزی نسبی است. سرانجام با جایگزینی و محدودکردن فرزندان به دارایی‌های بیمهٔ عمر غیرمنفی[2] داریم:

$$(۱\text{-}Lpi)f_i^*=max\ [(\frac{(۱\text{-}Lpi)}{l\,(۱\text{-}pi)})^{1/\alpha}\ c_i^*\text{-}b_i \qquad (۹)$$

که در آن Ck = (Ti - Di) * ارزش فعلی (حال) جریان مصرف از سن k تا a در صورت زنده‌بودن پدر است. این معادله تفسیر نسبتاً ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی bi = ۰)، بنابراین اگر احتمال فوت pi کوچک باشد داریم:

$*f_i=(۱/t)^{\frac{۱}{\alpha}}\ c_i^*$ دراین‌حالت با فرض اینکه پدر تا سن a زنده می‌ماند، ارزش بیمه‌نامهٔ عمر در مورد فوق به سادگی، نسبتی از ارزش فعلی مصرف فرزند است. این نسبت به‌طور معکوس با عامل سربار (L) و به‌طورمستقیم با درجهٔ ریسک‌گریزی فرزند (a) رابطه دارد. مسئله همسر مانند فرزندان است. فرض می‌شود که همسر با

1. Arrow Pratt

۲. یعنی ارزش حال (فعلی) مبلغی که از بیمهٔ عمر دریافت می‌شود از آنچه بابت آن در طول عمر پرداخت شده کمتر نباشد.

Archive of SID

www.SID.ir

قطعیت تا سن T، زنده بماند. شرط مرتبهٔ اول در سن i برای حداکثرکردن مطلوبیت مورد انتظار، همانند معادله (۹) .

$$Vi\,(yi - s^{*}i - d^{*}i) = \frac{1 - lpi}{l\,(1 - pi)} \times Vi\,(ki - \frac{\beta}{(1+r)T - 1} + S^{*}i\text{-}d^{*}i) \qquad (10)$$

v_k: مطلوبیت آتی بیوه در سن k؛

– VK: مطلوبیت از سنین K تا T با فرض یک برنامه بهینهٔ مصرف؛

– Y: درآمد همسر؛

– R: نرخ تنزیل؛

– K_K: ارزش فعلی موجودی سرمایهٔ همسر در صورت فوت شوهر در سن K.

با پیروی از همان روند به‌کارگرفته‌شده برای تقاضای بیمهٔ عمر برای فرزند، تقاضای همسر به این‌صورت است:

$$(1\text{-}lpi)\, f_i^{*} = max[(\frac{(1\text{-}lpi)}{l\,(1\text{-}pi)})^{1/\alpha}\, C_i^{*}\text{-}ki + \frac{B}{(1\text{-}r)T\text{-}1}] \qquad (11)$$

که در آن *C ارزش جریان مصرف همسر از سنین K تا T در صورتی است که شوهر تا زمان T زنده باشد. مجموع بیمه‌های صادره براساس عمر شوهر(به سادگی) برابر است با جمع خریدها توسط همسر و هریک از فرزندان با فرض اینکه همه اعضای خانواده ریسک‌گریزی نسبی همسان دارند و باتوجه به اینکه عامل محدودکنندهٔ غیرمنفی در دارایی‌های بیمهٔ زندگی یا به همه اعضای خانواده مربوط است یا به هیچ کدام مربوط نیست، می‌توانیم معادلات بالا را با هم ترکیب کنیم تا جمع دارایی‌های بیمهٔ زندگی خانواده را به‌دست‌آوریم:

$$(1\text{-}lpi)\, f_i^{*} = max[\frac{((1\text{-}lpi)}{l\,(1\text{-}pi)})^{1/\alpha}\, W\text{-}TC \qquad (12)$$

– F: ارزش اسمی تمام بیمه‌های صادره در ارتباط با عمر پدر خانواده؛

– TC: ارزش فعلی مصرف هریک از فرزندان از دوره جاری تا سن K با فرض اینکه زنده می‌ماند؛

Archive of SID

www.SID.ir

- W: ثروت خانوار بدون احتساب سهم ارث همسر (Lewis.1989).

معادلهٔ فوق یک تقاضای ذهنی است که محاسبات صریحی را که بسیاری از خانوارها هنگام خرید بیمه‌های عمر انجام می‌دهند، تشریح می‌کند. لذا نتیجه بحث را از معادلهٔ فوق این گونه بیان می‌کنیم که تقاضای بیمه‌های زندگی (عمر) با احتمال مرگ‌ومیر نان‌آور خانواده، ارزش فعلی مصرف خانواده و همچنین ریسک‌گریزی خانوارها، رابطهٔ مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربار رابطه منفی دارد.

۴. برآورد مدل

در این مدل، تقاضای بیمه در ایران تابعی از درآمد سرانهٔ واقعی، نرخ پس‌انداز، نرخ تورم و نرخ باسوادی است. دورهٔ مورد مطالعه برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۸ درنظرگرفته‌شده و تقاضای بیمهٔ عمر با محاسبهٔ حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر سنجیده شده است. برای نرخ پس‌انداز از نسبت مجموع سرمایه‌گذاری‌های ناخالص به GDP و برای نرخ تورم از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری کشور (CPI) استفاده شده است.

$$LREV = \beta_1 NI + \beta_2 RS + \beta_3 INF + \beta_4 LITE + u_t \qquad (۱۳)$$

- LREV: حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر؛
- NI: درآمد سرانهٔ واقعی؛
- RS: نرخ پس‌انداز؛
- INF: نرخ تورم؛
- LITE: نرخ باسوادی.

فرضیه‌های تحقیق براساس تئوری‌های اقتصادی عبارت‌اند از:

- با افزایش درآمد سرانهٔ واقعی، تقاضای بیمه عمر افزایش می‌یابد. $(\frac{\delta LREV}{\delta NI} > ۰)$
- با افزایش نرخ تورم، تقاضای بیمهٔ عمر کاهش می‌یابد. $(\frac{\delta LREV}{\delta INF} < ۰)$

Archive of SID

www.SID.ir

- نرخ باسوادی افراد با تقاضای بیمهٔ عمر رابطهٔ مثبت دارد. $(\frac{\delta LREV}{\delta LITE} > ۰)$

- نرخ پس‌انداز با تقاضای بیمهٔ عمر رابطهٔ مثبت دارد. $(\frac{\delta LREV}{\delta RS} < ۰)$

متغیرهای مستقل استفاده‌شده در این تحقیق در مطالعات خارجی و ایرانی بسیاری مورد استفاده قرار گرفته است. متغیر درآمد در بسیاری از تحقیقات چون مهرآرا و رجبیان(۱۳۸۵)، کاردگر(۱۳۷۶)، عزیزی(۱۳۸۴) و جلالی لواسانی(۱۳۸۴) رابطهٔ مثبتی با تقاضای بیمهٔ عمر داشته است. رابطهٔ نرخ پس‌انداز با تقاضای بیمهٔ عمر عمدتاً مثبت بوده است. دلیل این امر این است که درآمد با پس‌انداز در تئوری‌های اقتصادی رابطه‌ای مثبت داشته است. تورم در تحقیقات پژویان و پورپرتوی(۱۳۸۲)، کاردگر(۱۳۷۶) و جلالی لواسانی (۱۳۸۴)، تأثیر منفی بر تقاضای بیمه داشته است و در پژوهش عزیزی(۱۳۸۴) تأثیر مثبت داشته است. متغیر تحصیلات نیز عمدتاً در تحقیقات رابطهٔ مثبت داشته است همچون تحقیق پژویان و پورپرتوی (۱۳۸۲)، مهرآرا و رجبیان (۱۳۸۵)، کاردگر(۱۳۷۶).

برای بررسی مدل ابتدا به بررسی آزمون ایستایی با استفاده از دو آزمون دیکی- فولر[1] و دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] می‌پردازیم. در جدول۱ نتایج آزمون ریشه‌واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان داده شده است:

جدول۱. نتایج آزمون ریشه‌واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	تعریف	مقادیربحرانی مک‌کینون		آمارهٔ آزمون		سطح معنی‌داری	نتیجه
		بدون‌روند	با روند	بدون روند	با روند		
LREV	حق‌بیمه دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر	-۲/۹۶	-۳/۵۶	۲/۰۷	۰/۴۱	٪۵	ناپایا
LNI	درآمد سرانهٔ واقعی	-۲/۹۶	-۳/۵۶	-۱/۰۴	۰/۰۱	٪۵	ناپایا
RS	نرخ پس‌انداز	-۲/۹۷	-۳/۵۷	-۲/۶۱	-۲/۶۷	٪۵	ناپایا
INF	شاخص cpi	-۲/۹۶	-۳/۵۷	۰/۰۳	-۲/۹۶	٪۵	ناپایا
LITE	درصد باسوادی	-۲/۹۶	-۳/۵۷	-۲/۲۴	-۰/۴۷	٪۵	ناپایا

1. Dickey-Fuller Test (DF)
2. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

Archive of SID

www.SID.ir

مشاهده می‌شود که تمام متغیرها در سطح ناپایا می‌باشند. حال از متغیرها تفاضل مرتبه اول می‌گیریم تا مشخص شود که آیا این متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا خواهند شد یا خیر. تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها به این‌صورت تعریف می‌شوند:

$$DLCPI_t = LCPI_t - LCPI_{(t-1)}$$
$$DLNI_t = LNI_t - LNI_{(t-1)}$$
$$DLITE_t = LITE_t - LITE_{(t-1)}$$
$$DLREV_t = LREV_t - LREV_{(t-1)}$$
$$DLRS_t = DLRS_t - LRS_{(t-1)}$$
$$DLRS_t = LRS_t - LRS_{t-1}$$

در جدول۲ نتایج آزمون ریشه‌واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها نشان داده شده است:

جدول۲. نتایج آزمون ریشه‌واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته «تفاضل مرتبه اول متغیرها»

نام متغیر	تعریف	مقادیر بحرانی مک‌کینون		آمارهٔ آزمون		سطح معنی‌داری	نتیجه
		بدون‌روند	با روند	بدون روند	با روند		
LREV	حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر	-۲/۹۶	-۳/۵۷	-۴/۲۱	-۵/۱۵	٪۵	پایا
LNI	درآمد سرانهٔ واقعی	-۲/۹۶	-۳/۵۷	-۳/۲۳	-۳/۵۸	٪۵	پایا
RS	نرخ پس‌انداز	-۲/۹۷	-۳/۵۸	-۴/۶۸	-۴/۵۹	٪۵	پایا
INF	شاخص cpi	-۲/۹۷	-۳/۵۸	-۳/۴۳	-۳/۶۷	٪۵	پایا
LITE	درصد با سوادی	-۲/۹۶	-۳/۵۷	-۴/۴۶	-۵/۶۱	٪۵	پایا

در این جدول مشخص است که متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری ساکن شدند. لذا به‌طور خلاصه می‌توان مرتبهٔ انباشتگی متغیرها را به‌صورت جدول ۳ خلاصه کرد:

جدول۳. مرتبه انباشتگی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	تعریف	مرتبه انباشتگی
LREV	حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر	$I(1)$
NI	درآمد سرانهٔ واقعی	$I(1)$
RS	نرخ پس‌انداز	$I(1)$
INF	تورم انتظاری	$I(1)$
LITE	درصد باسوادی	$I(1)$

Archive of SID

www.SID.ir

برای تعیین مرتبه باتوجه به حجم مشاهدات کمتر از ۱۰۰ از معیارهای آکائیک[1]، شوارتز[2] و حنان کوئین[3] که حداقل وقفه را درنظرمی‌گیرند و مانع کاهش درجه آزادی می‌شوند، استفاده می‌شود.

جدول ۴. تعیین مرتبهVAR

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۵/۳۱۱۴۵۳	۵/۴۷۳۳۶۳	۵/۲۳۷۶۲۲	۰/۰۰۰۱۳۰	NA	-۷۰/۹۴۵۵۲	۰
-۶/۴۵۸۳۷۹	-۵/۴۸۶۹۲۱	-۶/۹۰۱۳۶۵	۷/۱۴e-۱۰	۳۱۸/۸۵۱۹	۱۳۰/۰۶۹۸	۱
-۶/۶۵۱۰۶۰	-۴/۸۷۰۰۵۴	-۷/۴۶۳۲۰۲*	۴/۸۲e-۱۰*	۴۱/۱۴۷۵۴*	۱۶۳/۲۱۶۴	۲

باتوجه به خروجی نرم‌افزار، معیار شوارتز و وقفه یک استفاده می‌کنیم.

برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شده است. نتایج آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه به‌این‌صورت است:

جدول ۵. آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی

Prob.**	Critical Value (۰/۰۵)	trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
۰/۰۰۰۸	۷۹/۳۴۱۴۵	۹۹/۲۰۷۸۷	۰/۷۷۳۱۰۴	None*
۰/۰۴۱۲	۵۵/۲۴۵۷۸	۵۶/۱۹۳۲۲	۰/۵۲۶۴۹۹	At most ۱*
۰/۰۵۶۵	۳۵/۰۱۰۹۰	۳۴/۵۱۲۷۷	۰/۴۷۶۲۵۷	At most ۲
۰/۱۱۲۷	۱۸/۳۹۷۷۱	۱۵/۷۵۶۸۸	۰/۳۸۱۵۱۱	At most ۳
۰/۱۷۶۹	۳/۸۴۱۴۶۶	۱/۸۲۳۰۶۸	۰/۰۶۰۹۲۹	At most ۴

جدول ۶. آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی

Prob.**	Critical Value (۰/۰۵)	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
۰/۰۰۹۶	۳۷/۱۶۳۵۹	۴۳/۰۱۴۶۴	۰/۷۷۳۱۰۴	None*
۰/۴۲۰۹	۳۰/۸۱۵۰۷	۲۱/۶۸۰۴۵	۰/۵۲۶۴۹۹	At most ۱*
۰/۲۲۵۷	۲۴/۲۵۲۰۲	۱۸/۷۵۵۸۹	۰/۴۷۶۲۵۷	At most ۲
۰/۱۳۸۴	۱۷/۱۴۷۶۹	۱۳/۹۳۳۸۱	۰/۳۸۱۵۱۱	At most ۳
۰/۱۷۶۹	۳/۸۴۱۴۶۶	۱/۸۲۳۰۶۸	۰/۰۶۰۹۲۹	At most ۴

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. S Cheartz (SC)
3. Hannan – Quinn (HQ)

Archive of SID

www.SID.ir

باتوجه به جداول، مشاهده می‌شود که یک بردار همگرایی وجود دارد. بردار همگرایی به صورت جدول ۷ تعیین می‌شود.

جدول۷. برآورد مدل Var

	LREV	LNI	RS	Cpi	LITE
ضریب		۰/۰۳۸	۴/۷۹	-۷/۵۲	۰/۰۶۹
آماره t		۲/۹۷	۲/۹۷	۲/۶۷	۰/۱۰
R_2		۰/۰۹۷			

معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ است.

درنهایت مدل به‌این‌صورت تخمین می‌شود:

$$LREV = ۰/۳۸\ NI + ۴/۷۹\ RS - ۷/۵۲ cpi + ۰/۰۶۹\ LITE + ut$$
$$(۲/۹۷) \quad (۲/۹۷) \quad (۲/۶۷) \quad (۰/۱۰)$$

براساس نتایج حاصل از برآورد مدل مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها غیر از درصد باسوادی از لحاظ آماری معنی‌دار بوده‌اند. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متغیر درآمد سرانه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر دارد. یعنی با افزایش درآمد سرانه، حق‌بیمهٔ دریافتی نیز افزایش می‌یابد. باتوجه به اینکه این متغیر به‌صورت لگاریتمی آورده شده است ضریب آن نشان‌دهندهٔ کشش متغیر وابسته نسبت به این متغیر است؛ بنابراین باید گفت که با افزایش ۱٪ در درآمد سرانه، تقاضای بیمهٔ عمر به اندازه ۰/۰۳۸٪ افزایش می‌یابد. متغیر نرخ پس‌انداز با ضریب قابل توجهٔ ۴/۷۹ نشان‌دهندهٔ این موضوع است که نرخ پس‌انداز تأثیر بسزایی بر افزایش مجموع حق‌بیمه‌های دریافتی شرکت‌های بیمه دارد. یعنی وقتی افراد نرخ پس‌انداز بالاتری داشته باشند، تقاضای آنها برای خرید بیمهٔ عمر افزایش می‌یابد و به‌این‌ترتیب با افزایش ۱٪ در نرخ پس‌انداز، تقاضای بیمهٔ عمر به اندازه ۴/۷۹٪ افزایش می‌یابد. همچنین باتوجه به ضریب مثبت و معنی‌دار درصد باسوادی که مقدار ۰/۰۶۹ را اختیار کرده است، می‌توان اظهار کرد که با افزایش نرخ باسوادی، حق‌بیمهٔ دریافتی نیز افزایش خواهد یافت. باتوجه به ضریب این متغیر و مقایسهٔ آن با ضرایب متغیرهای دیگر آشکار است که تغییر نرخ باسوادی تأثیر اندکی بر حق‌بیمه‌های دریافتی دارد. به‌همین‌ترتیب باتوجه به نتایج

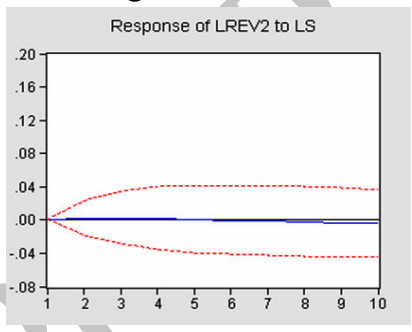
Archive of SID

www.SID.ir

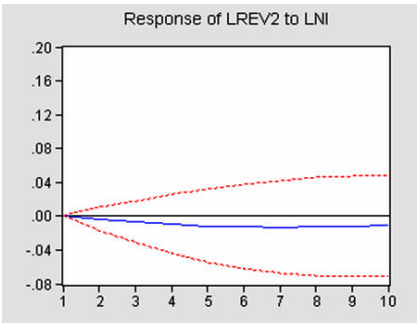
به‌دست‌آمده از مدل، نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر حق‌بیمه‌های دریـافتی دارد و باتوجـه به ضریب قابل ملاحظهٔ ۷/۵۲ این متغیر تأثیرگذارترین متغیر بر روی تقاضای بیمه است.

در گام بعدی، نمودارهای توابع واکنش آنی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. ازآنجایی‌که تعبیر و تفسیر ضرایب تکی در مدل‌های تخمینی VAR غالباً دشوار است، در عمل غالباً تابع عکس‌العمل[1] تخمین زده می‌شود. در سیستم VAR، IRF واکنش متغیر وابسته به شوک‌های وارده بر جملات خطا را تعیین می‌کند. بنابراین به بررسی توابع واکنش آنی حق‌بیمهٔ دریافتی سرانه نسبت به هریک از متغیرهای مستقل پرداخته می‌شود.

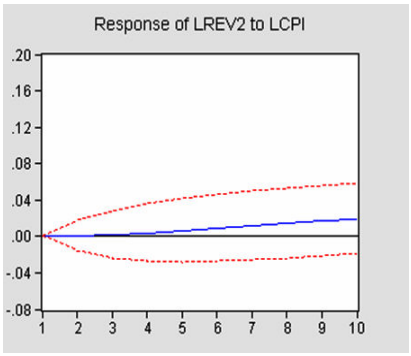
نمودار ۱. تابع واکنش آنی حق‌بیمهٔ دریافتی سرانه‌های بیمهٔ عمر نسبت به نرخ پس‌انداز



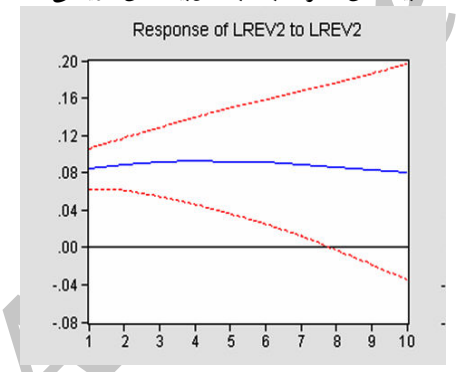
نمودار ۲. تابع واکنش آنی حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های عمر نسبت به درآمد



نمودار ۳. تابع واکنش آنی حق‌بیمهٔ دریافتی سرانهٔ بیمه‌های عمر نسبت به شاخص cpi



نمودار ۴. تابع واکنش آنی حق‌بیمهٔ دریافتی واقعی بیمه‌های عمر نسبت به حق‌بیمه‌های دریافتی



1. Impulse Response Function (IRF)

www.SID.ir

باتوجه به نتایج توابع واکنش آنی مشاهده می‌شود که واکنش متغیر وابستهٔ حق‌بیمهٔ سرانه نسبت‌به درآمد سرانه طی ۲ دوره ثابت بوده و پس از آن افزایش می‌یابد و نهایتاً بعد از دورهٔ نهم این افزایش به صفر می‌رسد. همچنین افزایش یکباره در متغیر نرخ پس‌انداز تا دورهٔ هفتم، تأثیری بر متغیر وابسته نداشته و بعد از دورهٔ هفتم مشاهده می‌شود که واکنش بسیار جزیی بوده و واکنش بلافاصله در دوره بعد ازبین‌می‌رود. همان‌طورکه ملاحظه می‌گردد، اثر نرخ تورم (شاخص cpi) تا دورهٔ سوم ثابت بوده و سپس با آهنگ منظمی شروع به افزایش می‌کند، از دوره نهم به بعد از میزان تأثیر آن کاسته شده و درنهایت همگرایی به نقطه صفر دارد و تأثیر آن پس از ۱۰ دوره تقریباً ازبین‌می‌رود.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

باتوجه به مدل به‌دست‌آمده مشاهده می‌شود که متغیر درآمد سرانه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر حق‌بیمه‌های دریافتی دارد و با افزایش درآمد سرانه و بهبود قدرت خرید مردم، حق‌بیمهٔ دریافتی نیز افزایش می‌یابد. این بدان مفهوم است که مردم به همراه بهبود اوضاع اقتصادی خود سهم بیشتری از درآمدهای خود را به بیمه‌های عمر اختصاص می‌دهند و به عبارت بهتر با افزایش درآمد، انگیزهٔ مردم برای تقاضای بیمه افزایش می‌یابد. باتوجه به اینکه این متغیر به‌صورت لگاریتمی برآورد شده است، ضریب آن نشان‌دهندهٔ کشش متغیر وابسته نسبت به این متغیر است. بنابراین می‌توان گفت که با افزایش ۱٪ درآمد، حق‌بیمه‌های دریافتی بیمه‌های عمر به اندازهٔ ۰/۰۳۸٪ افزایش می‌یابد. باتوجه به ضریب مثبت و معنی‌دار درآمد سرانه، دلیلی برای رد فرضیه اول وجود ندارد و این فرضیه تأیید می‌گردد.

ضریب نرخ پس‌انداز نیز از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و تأثیر مثبتی بر حق‌بیمه دارد یعنی با افزایش نرخ پس‌انداز، حق‌بیمهٔ دریافتی نیز افزایش می‌یابد. در واقع ازآنجاکه نرخ پس‌انداز با درآمد رابطهٔ مثبت دارد، بنابراین پس‌انداز بیشتر، نشان‌دهندهٔ

Archive of SID

www.SID.ir

بهبود اوضاع اقتصادی و بالابودن سطح رفاه است. حق‌بیمه با درآمد، رابطهٔ مثبت دارد، بنابراین نرخ پس‌انداز نیز که نشان‌دهندهٔ بالابودن درآمد و بهبود اوضاع اقتصادی است با تقاضای بیمه رابطهٔ مثبت دارد. باتوجه به ضریب قابل توجه، مثبت و معنی‌دار نرخ پس‌انداز که برابر ۴/۷۹ است، فرضیه مربوطه تأیید می‌گردد.

ضریب تورم (شاخصcpi) منفی نشان می‌دهد که طی دورهٔ مورد بررسی، تورم بر حق‌بیمهٔ دریافتی تأثیر منفی دارد و با افزایش شاخص قیمت کالاهای مصرفی، انگیزهٔ مردم برای خرید بیمه‌های عمر کاهش می‌یابد. دلیل این امر را می‌توان اینگونه توضیح داد که با افزایش قیمت کالاهای مصرفی، انگیزه پس‌انداز مردم درحال‌حاضر کاهش می‌یابد و نیز افزایش قیمت موجب کاهش قدرت خرید و بی‌ارزش‌شدن پول آنها خواهد شد. بنابراین تمایل آنها برای پس‌انداز کاهش و در نتیجه تقاضایشان برای بیمه نیز کاهش خواهد یافت. بنابراین فرضیهٔ سوم، تأیید می‌گردد. باتوجه به ضریب بالای این متغیر می‌توان نتیجه گرفت که در بین متغیرهای مطالعه‌شده، بیمهٔ عمر نسبت به این متغیر حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد.

در نهایت باتوجه به ضریب مثبت و معنی‌دار درصد باسوادی که مقدار (۰/۰۶۹) اختیار کرده است می‌توان اظهار کرد که با افزایش نرخ باسوادی، حق‌بیمهٔ دریافتی نیز افزایش خواهد یافت. همچنین درصد باسوادی از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته ندارد. بنابراین فرضیه چهارم رد خواهد شد.

منابع

۱. ابریشمی، ح. و مهرآرا، م.، ۱۳۸۱. *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*، انتشارات دانشگاه تهران.

۲. افتخاری، م.، ۱۳۸۵. بررسی اقتصادی نقش سرمایه‌گذاری ذخایر ریاضی بیمه‌های زندگی در فعالیت‌های مالی و پروژه‌های عمرانی در ایران. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۸۱.

۳. اولر، ژ.ل.، ۱۳۷۲. *بیمه عمر و سایر بیمه‌های اشخاص*. ترجمه جانعلی محمود صالحی، تهران: بیمه مرکزی ج.ا.ا.

Archive of SID

www.SID.ir

۴. باقری گیگل، الف.، ۱۳۸۴. بررسی عوامل مؤثر بر فروش بیمه‌های عمر با تأکید بر تجربه سایر کشورها و علل موفقیت بیمه‌گران استان خراسان (مطالعه موردی شهر مشهد). *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۷۸.

۵. پاسبان، ف.، ۱۳۸۰. مطالعهٔ تطبیقی نقش بیمه‌های زندگی در پس‌انداز ملی در کشورهای مختلف و مقایسه آن با ایران. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۶۴.

۶. پاسبان، ف. و عزیزی، ف.، ۱۳۷۶. رابطه بین بیمهٔ زندگی و رشد اقتصادی کشور. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۴۷.

۷. پژویان، ج. و پورپرتوی، م.ط.، ۱۳۸۲. تخمین تابع تقاضای بیمهٔ عمر و پیش‌بینی آن. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۶۹.

۸. تاجدار، ر.، ۱۳۷۵. *بررسی علل عدم‌رشد بیمهٔ عمر در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، مدیریت بازرگانی، دانشگاه تهران.

۹. جعفرزاده، ع.، ۱۳۷۶. بررسی آثار تورم بر بیمه زندگی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۴۷.

۱۰. جلالی لواسانی، الف.، ۱۳۸۴. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه‌های اشخاص. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۷۸.

۱۱. خرمی، ف.، ۱۳۷۶. عوامل مؤثر بر رشد بیمه‌های زندگی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۴۷.

۱۲. خواجه‌ای، س.، ۱۳۷۶. نگرش سیستمی به توسعه‌نیافتگی بیمه‌های زندگی در ایران. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۴۷.

۱۳. رجبیان، م.، ۱۳۸۴. *تقاضا برای بیمهٔ عمر در ایران و کشورهای صادرکنندهٔ نفت*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد تهران.

۱۴. شاکرین، ژ.، ۱۳۷۰. گسترش بیمهٔ عمر در کشورهای درحال‌توسعه با تورم بالا. فصلنامه *صنعت بیمه*، ش ۲۲.

۱۵. صمیمی، ج. و کاردگر، الف.، ۱۳۸۵. آیا توسعهٔ بیمه، رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ش ۲.

۱۶. عزیزی، ف.، ۱۳۸۴. رابطه میان متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضا برای بیمه عمر در ایران، *مجله اقتصادی*، ش ۴۹.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۷. قره باغیان، م.، ۱۳۷۶. نقش بیمه‌های زندگی و رفاه اجتماعی در توسعهٔ اقتصادی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۴۷.

۱۸. کاردگر، الف.، ۱۳۷۶. تعیین عوامل مؤثر بر بیمه‌های زندگی در صنعت بیمه ایران. *پژوهشنامه بیمه*، ش۴۸.

۱۹. کاردگر، الف.، ۱۳۸۶. *توسعه بیمه و رشد اقتصادی در ایران*. رساله دکتری، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.

۲۰. کدخدایی، ح.، ۱۳۷۶. مشکلات ساختاری توسعه بیمه‌های زندگی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۴۷.

۲۱. گجراتی، د.، ۱۳۸۷. *مبانی اقتصادسنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، تهران: دانشگاه تهران.

۲۲. مک کنا، س.ج.، ۱۳۷۲. *اقتصاد عدم‌اطمینان*. ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی، تهران: انتشارات مهر.

۲۳. مهدوی، غ.، ۱۳۸۵. بررسی تطبیقی بیمه‌های خرد در کشورهای پیشگام و توصیه‌های راهبردی برای ایران. *سیزدهمین سمینار بیمه و توسعه*، بیمه مرکزی ج.ا.ا.

۲۴. مهدوی، غ.، ۱۳۸۷. راهکارهایی برای توسعهٔ بیمهٔ عمر کشور. *چهاردهمین کنفرانس بیمه و توسعه*، بیمه مرکزی ج.ا.ا.

۲۵. مهدوی، غ.، ۱۳۸۸ الف. *بررسی عوامل کمی و کیفی مؤثر بر تقاضای بیمهٔ عمر و راهکارهای توسعه و گسترش نفوذ آن در صنعت بیمه کشور*. پژوهشکده بیمه، طرح پژوهشی، بهمن ۱۳۸۸.

۲۶. مهدوی، غ.، ۱۳۸۸ب. تقاضای بیمهٔ عمر تصادفی: کاربردی از اقتصاد در شرایط عدم اطمینان. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دانشکده اقتصاد تهران، ش۸۸ .

۲۷. مهرآرا، م. و رجبیان، م.الف.، ۱۳۸۵. تقاضا برای بیمهٔ عمر در ایران و کشورهای صادرکننده نفت. *تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، ش۷۴.

۲۸. میرزایی، ح.، ۱۳۷۶. *بررسی ویژگی‌های اقتصادی و شخصیتی بیمه‌گذاران بیمهٔ عمر در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته مدیریت بازرگانی (گرایش بیمه)، دانشگاه تهران.

Archive of SID

www.SID.ir

۲۹. نصیری یار، م.، ۱۳۷۷. راهکارهای ارتقای فرهنگ بیمه در خانواده‌ها. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۵۱.

۳۰. همتی، ن.، ۱۳۷۶. بیمه‌های زندگی و توسعهٔ اقتصادی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش۴۷.

31. Alpha, C.C., 1992. *Elements of dynamic optimization*, McGraw-hill, Inc.USA.

32. Anderson, D.R. and Nevin, J.R., 1975. Determinants of young married life insurance purchasing behavior: an empirical investigation, *The Journal of Risk and Insurance*, 42(3), pp.375-87.

33. Babbel, D.F., 1985. The price elasticity of demand for whole life insurance. *The Journal of Finance*, 40(1), pp. 225-39.

34. Babbel, D.F. and Ohtsuka, E., 1989. Aspects of optimal multi-period life insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 56, pp.460-81.

35. Lewis F.D. 1989. Dependents and the demand for life insurance, *American Review*, 79, pp. 452-555.

36. OECD, 1999. *Main Economic Indicators*, January.

37. *World Bank*, 2007, World Development Indicators.

38. Yaari, M., 1965. Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer. *Review of Economic Studies*,32, pp. 137-50.

Archive of SID

www.SID.ir