فصلنامه صنعت بیمه / سال هیجدهم / شماره ۱ / بهار ۱۳۸۲ / شماره مسلسل ۶۹ / صفحات ۵ تا ۲۸

تخمین تابع تقاضای بیمه عمر و پیش‌بینی آن

دکتر جمشید پژویان[۱]
میر طاهر پورپرتوی[۲]

چکیده

در این مقاله تابع تقاضای بیمه‌عمر در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۴۵-۱۳۸۰ برآورد و سپس میزان تقاضای آن با بهره‌گیری از الگوی VAR[۳] تا پایان ۱۳۸۳ پیش‌بینی شده است. این مطالعه نشان می‌دهد که مهم‌ترین عوامل تعیین کننده تقاضای بیمه عمر در ایران درآمد، میزان تحصیلات، بار تکفل و تورم انتظاری می‌باشد.

طبق نتایج به دست آمده، کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به درآمد و تورم انتظاری به ترتیب ۰/۴۱ و ۰/۲۳- درصد است که کم کشش بودن تقاضای بیمه عمر نسبت به متغییرهای مذکور را نشان می‌دهد. همچنین کشش تقاضای بیمه‌عمر نسبت به بار تکفل و میزان تحصیلات به ترتیب ۱/۸۵ و ۷/۷۸ درصد محاسبه شده که بر با کشش بودن تقاضا نسبت به متغیرهای فوق دلالت دارد. درنهایت، نتایج به دست آمده دال بر این است که احتمال مرگ سرپرست خانواده در کشور ما بر تقاضای بیمه عمر تأثیر معنی داری ندارد.

واژگان کلیدی

تقاضای بیمه عمر، پیش بینی، کشش تقاضا، الگوی VAR.

---

۱. عضوهیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی و عضو هیئت تحریریه فصلنامه صنعت بیمه.

۲. کارشناس ارشد اقتصاد.

3. Vector Auto - Regressive Process.

مقدمه

بیمه عمر در جهان کنونی یکی از ابزارهای مهم اقتصادی است و استفاده‌های متعددی از آن به عمل می‌آید. بیمه عمر مهم‌ترین نقش خود را در تأمین و تضمین آتیه خانواده‌ها ایفا می‌کند که ملموس‌ترین جنبه آن است. امروزه مردم کشورهای توسعه یافته در پناه بیمه‌عمر به موقعیت مطلوبی از لحاظ خطرهای مرگ و میر سرپرست خانواده و مشکلات اقتصادی ناشی از آن و همچنین مشکلات پیری و کهولت افراد رسیده‌اند. در این کشورها بیمه عمر سهم زیادی از درآمد جامعه را به خود اختصاص می‌دهد و با استفاده از منابع عظیمی که حاصل می‌شود، خدمات متعددی به افراد جامعه ارائه می‌کند. بیمه‌های عمر یکی از منابع سرمایه‌های عظیم شرکت‌های بیمه عمر است که به عنوان قطب‌های سرمایه گذاری در جهان عمل می‌کنند. در کشورهای پیشرفته این شرکت‌ها منابع عظیم مالی را در قسمت‌های سودده اقتصادی، سرمایه‌گذاری و در مواردی حتی از سود آن مبلغی نیز به بیمه‌گذاران پرداخت می‌کنند. در برخی از کشورهای در حال توسعه به دلیل حجم زیاد سرمایه‌ها، بخش‌هایی از این صنعت در دست دولت‌هاست و منافع آن به درآمد عمومی اضافه می‌شود. در حالی که این صنعت در ایران با گذشت سال‌ها از آغاز فعالیت نتوانسته است پیشرفت شایانی داشته باشد و به رغم اینکه گسترش بیمه‌های عمر ارتباط نزدیکی با رفاه و قدرت اقتصادی کشورها دارد، ولی کشور ما در مقایسه با کشورهای در حال توسعه نیز پویایی و پیشرفت ناچیزی داشته است. از دلایل مهم ناشناخته بودن این رشته از بیمه را می‌توان در فقدان کارهای عملی مناسب در این زمینه دانست. بنابراین لازم است که عوامل موثر بر توسعه و گسترش بیمه عمر در ایران مشخص و مورد بررسی واقع شوند. در این مقاله تقاضا برای بیمه‌های عمر از زاویه عوامل مؤثر بر تقاضایش بررسی می‌شود.

۱. مبانی نظری تقاضا برای بیمه عمر

تقاضای سرپرست خانواده برای بیمه‌عمر، به تعداد افراد خانواده بستگی دارد. لوئیس[1] این رابطه را با توسعه ساختارنظری بیمه‌عمر یاری[2] و با در نظرگرفتن ترجیحات دیگراعضای خانواده بررسی کرد. در این حالت افراد تحت تکفل شخص، که

---

1. Lewis
2. Yaari

در طول عمر سرپرست خانواده با درآمد نامطمئنی مواجه هستند، متقاضی بیمهٔعمر می‌شوند.

فرزندان از آن جهت بیمه‌عمر خریداری می‌کنند که به علت نااطمینانی از طول عمر پدر، درآمد نامطمئنی دارند. آنها تا سن a در خانواده باقی می‌مانند، تا آن زمان پرداخت‌های انتقالی معین در هر سال دریافت می‌کنند، ولی در صورتی که پدر فوت کند، آنها پرداخت‌های انتقالی دیگری جز سهم معینی از ارث دریافت نمی‌کنند. فرزندان قبل از سن a مجاز به استقراض در قبال درآمد احتمالی حاصله در آینده نیستند، هر چند آنها مجاز به پس انداز هستند، الگوی پرداخت‌های انتقالی از پدر چنان در نظر گرفته شده است که در واقع فرزندان در مدتی که در خانواده هستند پس اندازی ندارند. درسن i هر فرزند، مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق بیمه‌های عمر، d_i، به حداکثر می‌رساند[1].

اگر پدر زنده بماند، فرزندان به میزان t_i-d_i مصرف می‌کنند که در آن t_i در آمد حاصل از پرداخت‌های انتقالی است. اگر پدر فوت کند، فرزندان معادل $f_i+b_i-d_i$ دریافت می‌کنند که در آن f_i سرمایه بیمه عمر و b_i سهم دریافتی از ارث است. مسئله را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$maxEU_i=(1-p_i)\times\left[u_i(t_i-d_i)+EU_i+1\right]+p_i\left[u_i(f_i+b_i-d_i)\right] \qquad (1)$$

در این رابطه:

EU_k= مطلوبیت انتظاری از k سالگی تا a سالگی

P_k= احتمال فوت پدر در سن k سالگی فرزند

$u_k(\cdot)$= مطلوبیت آتی در سن k سالگی $\left(u_k''(\cdot)<0, u_k'>0\right)$ و

$U_k(\cdot)$= مطلوبیت از سن k تا a سالگی با فرض یک الگوی مصرف بهینه.

رابطهٔ بین سرمایه و حق‌بیمه عمر به شرح زیر است (حق بیمه درصدی از سرمایه بیمه است):

$$f_i=\frac{d_i}{LP_i} \qquad (2)$$

که در آن L عامل سربار (هزینه سر بار) است.

---

1. Frank D.Lewis (1989), "Dependents and the demand for life insurance", *American Review*, No 79, P.543.

معادلهٔ (۱) و $U''k(۰)<۰$ شرایط بهینه زیر را به وجود می‌آورد:

$$u'i(t_i-d_i^*)=\frac{۱-LP_i}{L(۱-P_i)}.U'(f_i^*+b_i-d_i^*) \qquad (۳)$$

در معادله بالا عوامل ستاره دار ارزش بهینه را نشان می‌دهند. برای اینکه تجزیه و تحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می‌کنیم که در صورتی که نرخ مرگ و میر پدر پایین باشد تقریباً درست است.

$$u_i'(t_i-d_i^*)=U_i'(T_i-D^*) \qquad (۴)$$

که در آن T_k و D_k ارزش فعلی پرداخت‌های انتقالی و حق بیمه عمر از سن k تا a در صورت زنده بودن پدر را نشان می‌دهند. با جایگزینی معادله (۳) در معادله (۴) و با فرض وجود یک تابع مطلوبیت با کشش ثابت، داریم:

$$f_i^*+b_i-d_i^*=\left[\frac{۱-LP_i}{L(۱-P_i)}\right]^{\frac{۱}{\partial}}\left(T_i-D_i^*\right) \qquad (۵)$$

که در آن ∂ (منفی) کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف یا آرو ـ پرات[۱] ریسک‌گریزی نسبی است. سرانجام باجایگزینی معادله (۲) در معادله (۵) و محدود کردن فرزندان به دارایی‌های بیمه عمر غیر منفی[۲] داریم:

$$(۱-Lp_i)\,f_i^*=max\left\{\left[\frac{۱-Lp_i}{L(۱-p_i)}\right]^{\frac{۱}{\partial}}C_i^*-b_i\right\} \qquad (۶)$$

که در آن $C_k^*(=T_i-D_i^*)$ ارزش حال جریان مصرف از سن k تا a، در صورت زنده بودن پدر است. معادله (۶) تفسیر نسبتاً ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی $b_i=۰$) بنابراین اگر احتمال فوت، P_i کوچک باشد، معادله (۶) به صورت زیر در می‌آید:

$$f_i^*=\left(\frac{۱}{L}\right)^{\frac{۱}{\partial}}C_i^* \qquad (۷)$$

---

1. Arrow -Pratt.

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

در این حالت با فرض اینکه پدر تا سن a زنده می‌ماند، ارزش بیمه‌نامه عمر در مورد فوق به سادگی، نسبتی از ارزش حال مصرف فرزند است. این نسبت به طور معکوس باعامل سر بار (L) و به طورمستقیم با درجه ریسک گریزی فرزند (∂) رابطه دارد.
مسئله همسر مانند فرزندان است. فرض می‌شود که همسربا قطعیت تا سن Tکه در آن سن ملزم به ترک سهم ارث B است زنده بماند. شرط مرتبهٔ اول در سن i برای حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار همانند معادله (۳) است:

$$v_i(y_i - S_i^* - d_i^*) = \frac{1-LP_i}{L(1-P_i)} \times V_i \left[K_i - \frac{B}{(1+r)T_{-i}} + f_i^* - d_i^* \right] \qquad (۸)$$

v_k= مطلوبیت آتی بیوه در سن k

V_k= مطلوبیت از سنین kتا T با فرض یک برنامه بهینه مصرف

Y= در آمد همسر

r= نرخ تنزیل و

K_k= ارزش فعلی موجودی سرمایه همسردر صورت فوت شوهر درسن k است. با پیروی از همان روند به کارگرفته شده برای تقاضای بیمه عمر برای فرزند، تقاضای همسر به صورت زیر است:

$$(1-LP_i) f_i^* = max \left\{ \left[\frac{1-LP_i}{L(1-P_i)} \right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* - k_i + \frac{B}{(1+r)^{T-i}} \right\} \qquad (۹)$$

که در آن C_k^* ارزش جریان مصرف همسر از سنین k تا T در صورتی است که شوهر تا زمان T زنده باشد. مجموع بیمه‌های صادره براساس بیمه عمر شوهر (به سادگی) برابراست با جمع خریدها توسط همسر و هریک از فرزندان با فرض اینکه همه اعضای خانواده ریسک گریزی نسبی همسان دارند و با توجه به اینکه عامل محدودکننده غیر منفی در دارایی‌های بیمه عمر یا به همهٔ اعضای خانواده مربوط است و یا به هیچ کدام مربوط نیست. می‌توانیم معادلات (۶) و (۹) را باهم ترکیب کنیم تا جمع دارایی‌های بیمه‌عمر خانواده را به دست آوریم:

$$(۱-LP)\ F=MAX\left\{\left[\frac{۱-LP}{L(۱-P)}\right]^{\frac{۱}{\partial}} TC-W\right\} \qquad (۱۰)$$

F = ارزش اسمی تمام بیمه‌های صادره در ارتباط با عمر پدر خانواده

TC = ارزش حال مصرف هر یک از فرزندان از دوره جاری تا سن a و در مورد همسر از دوره جاری تا سن k با فرض اینکه زنده می‌ماند

W= ثروت خانوار بدون احتساب سهم ارث همسر است (لوئیس ۱۹۸۹: ۴۵۵-۵۵۴).

معادله (۱۰) 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 معادله (۱۰) این گونه بیان می‌کنیم که تقاضای برای بیمه‌های زندگی (عمر) با احتمال مرگ و میر سرپرست خانواده، ارزش حال مصرف خانواده و همچنین ریسک گریزی خانوارها رابطهٔ مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربار رابطه منفی دارد.(لوئیس ۱۹۸۹: ۵۴۴).

۲. سابقهٔ تحقیق

با توجه به اینکه بازار بیمه کشورهای پیشرفته جهان به دلیل بین‌المللی شدن دامنه فعالیت بیمه گسترش پیدا کرده و همچنین بازار بیمه عمر در این کشورها رشد سریعی داشته است، در این راستا بعضی از تحقیقاتی که در این زمینه انجام گرفته است راهنمای این تحقیق قرار گرفته‌اند.

بابل[۱] در سال ۱۹۸۱ در مقاله «تورم، شاخص سازی و فروش بیمه عمر در برزیل» (هاکانسون ۱۹۶۹: ۴۴۵) ارتباط منفی بین تورم انتظاری و تقاضای بیمه‌های عمر رانشان داد.

بینستوک[۲]، دیکنسون[۳] و خاجاریا[۴] (۱۹۸۸: ۲۵۹)، در مقاله «تجزیه و تحلیل بین‌المللی رابطه بین حق بیمه مسئولیت با درآمد»، رابطهٔ حق بیمه، بیمه مسئولیت و درآمد را برای ۵۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مطالعه کردند و برای این منظور الگویی به صورت زیر در نظر گرفتند.

---

1. Babble
2. Benstok
3. Dikinson
4. Khajuria

$$Lh = -۷/۳۹ + ۱/۳۴ LGDP$$
$$(t\text{-}test) \quad (-۱۴/۳) \quad (۲۲/۲۱)$$
$$R^۲ = ۰/۹۱۸$$

h= حق بیمه، بیمه مسئولیت

GDP= تولید ناخالص داخلی

L= لگاریتم طبیعی

رابطه فوق نشان می‌دهد که بین حق بیمه، بیمه مسئولیت و تولید ناخالص داخلی مثبت و کشش در آمدی بزرگ‌تر از واحد است. اوترویل[1] (۱۹۹۲: ۵۵)، در مقاله «رابطه بین بیمه، توسعه مالی و ساختار بازار در کشورهای در حال توسعه»، رابطه بین بیمه، توسعه اقتصادی و ساختار بازار بیمه در ۵۵ کشور در حال توسعه را مورد پژوهش قرار داده و به نتیجه زیر رسیده است:

$$Lh = -۶/۹۸ + ۱/۳۳۴ LGDP$$
$$(t\text{-}test)(-۱۳/۰۹)(۱۷/۳۳)$$
$$R^۲ = ۰/۸۵۴ \qquad F = ۳۰۰/۴$$

h= حق بیمه

GDP= تولید ناخالص داخلی

L= لگاریتم طبیعی

رابطهٔ فوق نشان می‌دهد که رابطه بین حق بیمه دریافتی و تولید ناخالص داخلی مثبت و کشش درآمدی بزرگ‌تر از واحد است. کامینز[2] (۱۹۷۳: ۵۳۵)، درمقاله «مدل اقتصادسنجی بخش بیمه‌عمر اقتصاد امریکا» آثار متغیرهای کلان اقتصادی را بر صنعت بیمه‌عمر امریکا مطالعه کرد و به این نتیجه رسید که بیمه‌عمر باتولید ناخالص داخلی در ارتباط است. رابطه مثبت بین بیمه‌های عمر و درآمد را محققان مختلفی از جنبه نظری مورد تاکید قرار داده و به رابطهٔ مثبتی بین تولید ملی و تقاضای بیمه عمر دست یافته‌اند. از جمله می‌توان به لوئیس (۱۹۸۹: ۴۵۲) در مقالهٔ «عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی»، هاکانسون[3] (۱۹۶۹) در مقاله «استراتژی بهینه مصرف و سرمایه‌گذاری تحت

---

1. Outerville.
2. Cummins.
3. Hakansson.

ریسک و نااطمینانی عمر و بیمه»، فیشر[۱] (۱۹۷۳: ۱۳۵)، در مقاله «مدل سیکل زندگی بهینه بیمه عمر» (۱۹۷۳: ۱۳۵)، فورچون[۲] (۱۹۷۳: ۵۸۷) در مقاله «تئوری بهینه عمر، توسعه و آزمون» و کمپل[۳] (۱۹۸۰: ۱۱۵۵) در مقاله «تقاضا برای بیمه عمر، یک کاربرد از اقتصاد عدم اطمینان»، اشاره نمود. نقطه شروع این کارهای تحقیقات نظری را نیز می‌توان مقالهٔ یاری (۱۹۶۵: ۱۳۷) «نااطمینانی عمر، بیمه عمر و تئوری مصرف» دانست. تروت و تروت[۴] (۱۹۹۰: ۳۲۱) در مقاله «تقاضا برای بیمه عمر در مکزیک و ایالات متحده» به صورت تجربی نشان داده‌اند که تقاضای بیمه‌های عمر با در آمد رابطه مثبت دارد. گرین[۵] (۱۹۵۴: ۹۹) در مقاله «خرید بیمه عمر در شرایط تورمی» و هاموند[۶]، هاستون[۷] و ملندر[۸] (۱۹۶۷: ۳۹۷) در مقاله «تعیین هزینه حق بیمه عمر خانوار، یک پژوهش تجربی»، به روش تجربی نشان دادند که بار تکفل با تقاضا برای بیمه‌های زندگی رابطه مثبت دارد. براون[۹] و کیم[۱۰] (۱۹۹۳: ۶۱۶)، در مقاله «تجزیه و تحلیل بین المللی تقاضا برای بیمه عمر»، با استفاده از کار نظری لوئیس و کارهای تجربی انجام گرفته در زمینه تقاضای بیمه‌های عمر، عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های عمر را علاوه بر درآمد، بار تکفل و تورم انتظاری، سطح تحصیل نیز دانسته و بعد از برآورد تقاضای بیمه‌های زندگی به صورت لگاریتمی به نتایج زیر دست یافته‌اند:

	ضریب	t-test
در آمد	٪۵۸	۲/۵۴
بار تکفل	۴	۲/۰۹
تورم انتظاری	-۱/۴۳	-۴/۰۲
تحصیل	۲/۸	۳/۴

تحقیق فوق نشان می‌دهد که رابطه تقاضا برای بیمه‌های عمر با درآمد، بار تکفل و

---

1. Fischer.
2. Fortune.
3. Campbell.
4. Truett & Truett.
5. Greene.
6. Hammond.
7. Hoston.
8. Melender.
9. Brown.
10. Kim.

تحصیل مثبت و با تورم انتظاری منفی است. کشش درآمدی تقاضا نیز ۵۸ درصد محاسبه شد که کوچک‌تر از واحد است. در ایران در این زمینه تحقیقات چندانی صورت نگرفته است، یا لااقل جست و جوی نگارندگان حاصل زیادی نداشته است.

۳. شرحی بر داده‌های آماری

داده‌های مربوط به متغیر بار تکفل برای هر سال، از تقسیم جمعیت غیر شاغل به جمعیت شاغل در آن سال به دست می‌آید:

$$\text{بار تکفل برای هر سال} = \frac{\text{جمعیت شاغل - کل جمعیت}}{\text{جمعیت شاغل}}$$

با توجه به اینکه آمار جمعیت کل کشور و جمعیت شاغل فقط برای سال‌هایی موجود است که در آنها سرشماری صورت گرفته، برای به دست آوردن آمار و داده‌های فوق در بقیه سال‌ها از رابطه زیر استفاده شده است:

$$R_n = R_\circ (1+r)^n$$

داده‌های مربوط به میزان تحصیلات و با سوادی، از آمار مربوط به درصد جمعیت باسواد کشور از سالنامه‌های آماری سال‌های مختلف به دست آمده است. این آمار نیز فقط برای سال‌هایی که سرشماری انجام گرفته، موجود است و برای محاسبه نرخ باسوادی برای بقیه سال‌ها از روش فوق استفاده شده است.

برای به دست آوردن داده‌های مربوط به تقاضای بیمه عمر نیز از میزان حق‌بیمه‌های دریافتی بیمه‌های عمر در سال‌های مورد مطالعه استفاده گردیده است. برای حذف اثر تورم از میزان حق بیمه‌های سال‌های مورد نظر، از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI) بر مبنای قیمت‌های پایه سال ۱۳۶۹ استفاده شده است.

بعد از حذف تورم، میزان حق بیمه عمر واقعی هر سال را بر تعداد جمعیت کشور در همان سال تقسیم کردیم تا میزان حق بیمه عمر سرانه واقعی به دست آید. از حق بیمه دریافتی سرانه بیمه‌های عمر به عنوان شاخصی برای تقاضای افراد از بیمه‌های عمر استفاده شده است. همچنین درآمد ملی سرانه به عنوان شاخصی برای درآمد نان‌آور خانواده به کار رفته است.

برای به دست آوردن درآمد سرانه، میزان درآمد ملی سال‌های مختلف را بر تعداد

جمعیت همان سال تقسیم و سپس با استفاده از CPI آن را نسبت به تورم تعدیل کرده‌ایم.

درآمد ملی در سال‌های مختلف از گزارشهای بانک مرکزی استخراج شده است. ضمنا برای به دست آوردن شاخص کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI) از گزارش‌های بانک مرکزی استفاده شده است.

احتمال مرگ سرپرست خانواده، از تقسیم تعداد فوت شده‌ها به مجموع جمعیت کل و تعداد فوت شده‌ها به دست آمده است.

$$\text{احتمال مرگ سرپرست خانواده} = \frac{\text{تعداد فوت شده ها}}{\text{جمعیت کل کشور + تعداد فوت شده ها}}$$

همان طور که در سابقه تحقیق نیز ملاحظه شد، تورم انتظاری تاثیرزیادی بر میزان تقاضای بیمه‌های عمر دارد. در مطالعات قبلی انجام گرفته نیز تورم انتظاری (تورمی که افراد برای آینده تصور می‌کنند) عامل مهمی در تصمیم‌گیری فرد برای خرید یا عدم خرید از بیمه‌های عمر معرفی شد. در این تحقیق برای به دست آوردن تورم انتظاری از رابطه زیر استفاده شده است:[۱]

$$P^e = ۰/۷P^{\cdot}_{t-۱} + ۰/۳P^{\cdot}_{t-۲}$$

بر طبق این رابطه، تورم انتظاری تابعی از تورم دوره قبل و دوره ماقبل آن است.

۴. تدوین الگو

با توجه به مطاب عنوان شده در قسمت بیان نظری تقاضای بیمه‌های عمر و همچنین با در نظر گرفتن موارد ذکر شده در سابقهٔ تحقیق، الگوی تقاضاهای بیمه‌های عمر به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$LREV=\alpha_۰+\alpha_۱LNI+\alpha_۲LINF+\alpha_۴LLITE+\alpha_۵LDEP+\alpha_۶LDEA+\alpha_۷DU۵۷+E$$

REV= حق بیمه دریافتی سرانه واقعی بیمه‌های عمر

NI= درآمد سرانه واقعی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹)

---

۱. معادله فوق را دکتر محمود ختایی در مقاله زیر به دست آورده‌اند: «الگوی شکل‌گیری انتظارات تورمی در اقتصاد ایران»، مجله روند، ش۲۲ و ۲۳، پاییز و زمستان ۱۳۷۵، صص ۲۹-۳۱.

POP= جمعیت کشور

INF= تورم انتظاری

LITE= درصد باسوادی

DEP= بار تکفل

DEA= احتمال مرگ نان آور خانواده

DU۵۷= متغیر مجازی (Dummy) است که تاثیر وقوع انقلاب ۱۳۵۷ در ایران بر وضعیت بیمه را نشان می‌دهد و برای سال‌های قبل از ۱۳۵۷ صفر و برای سال‌های بعد از آن ۱ است.

علامت (L) در جلوی متغیرها در معادله بیانگر لگاریتم طبیعی است.

این توضیح لازم است که بنا به ماهیت مدل‌های لگاریتمی ضرایب به دست آمده برای هر کدام از متغیرهای توضیحی بیانگر کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به آن متغیر است.

۴-۱. نتایج حاصل از تخمین

با استفاده از داده‌های حق بیمه دریافتی سرانه طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۰ مدل زیر به دست آمده است که اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t مربوطه‌اند:

مدل (۴-۱):

$$LREV=۷۲/۳۶+۰/۴LNI+۰/۲LINF+۱/۷۶LDEP+۱/۲POP+۶/۸۶LITE+۰/۲۸LDEA-۰/۱۸DU۵۷$$

(t-test): (۳/۸۶) (۲/۱) (-۱/۹۲) (۵/۶۶) (۳/۹۵) (۲/۷۳) (۰/۵۷) (-۲/۵۲)

$R^۲=۰/۹۲۳$ D.W=۱/۹۳ F=۵۲ $\overline{R}^{۲}=۰/۹۱$

اولین گام در تفسیر مدل برآورد شده، سازگاری علایم ضرایب مدل با انتظارات تئوریک است. بر اساس آنچه از نظریه‌های اقتصادی می‌دانیم تقاضا برای بیمه‌های عمر با درآمد، جمعیت، بارتکفل، درصد باسوادی و احتمال مرگ سرپرست خانواده رابطه مستقیم و با تورم انتظاری رابطه منفی دارد. ملاحظه می‌شود که در الگوی فوق علامت تمام ضرایب با نظریه‌های اقتصادی سازگار است. گام بعدی آزمون ضرایب است که از آماره t- استودنت برای آزمون معنی داری تک تک ضرایب و از آماره F برای آزمون معنی دار بودن همزمان تمام ضرایب در توضیح متغیر وابسته (تقاضای بیمه عمر) استفاده می‌کنیم. در مورد آزمون یکایک ضرایب متغیرهای مستقل در مدل (۴-۱) مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره t تمام ضرایب متغیرها به غیر از متغیر احتمال مرگ سرپرست خانواده بزرگ‌تر از ۲ است. بنابراین در سطح احتمال ۹۵ درصد ضرایب فوق

(به غیر از ضریب احتمال مرگ سرپرست خانواده) به طور مجزا معنی دار هستند.
همان گونه که اشاره شد قدر مطلق آماره t برای DEA(احتمال مرگ سرپرست خانواده) کوچک‌تر از ۲ است، لذا فرضیه H_0 که عدم تاثیرگذاری این متغیر بر تقاضا برای بیمه‌های عمر را نشان می‌دهد، پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل یعنی (H_1) در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. در توجیه عدم معنی‌داری احتمال مرگ سرپرست خانواده، می‌توان گفت که نه تنها عامل اقتصادی (درآمد) بر تقاضای بیمه عمر موثر است بلکه عوامل فرهنگی، اجتماعی و حتی مذهب واعتقادات نیز بسیار مهم‌اند. زیرا اعتقاد به سرنوشت، آداب و رسوم و حتی اعتقادات مذهبی مانع نگرانی پس از مرگ سرپرست خانواده می‌شود و لذا کسی به فکر نگرانی آینده خود نیست و موجب بی توجهی به بیمه‌های عمر که بهترین وسیله و ابزار رفع نگرانی است، می‌شود[۱]. شایان ذکر است که زیلیزر[۲] (۱۹۷۹: ۲۲۳) با یک بحث تاریخی قوی اشاره کرد که مذهب بر تقاضا برای بیمه عمر اثر منفی دارد.

واسا[۳] (۱۲۷:۱۹۸۶) نیز با کار تجربی اش به این نتیجه رسید که در کشورهای اسلامی تقاضا برای بیمه‌های عمر کمتر است و لذا نظر زیلیزر مورد تأیید قرار گرفت.

با توجه به اینکه آماره t مربوط به متغیر DEA بسیار کم است (۰/۵۷) بنابراین متغیر یاد شده تاثیر چندانی بر متغیر وابسته ندارد و به همین دلیل این متغیر را از مدل حذف می‌کنیم. برای این منظور از دو آزمون والد[۴] و رداندانت[۵] برای تشخیص عدم تاثیرگذاری متغیر فوق بر مدل استفاده شده است.

در آزمون والد آماره F به دست آمده ۰/۳۳ است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر DEA مورد قبول واقع می‌شود و نشان می‌دهد که متغیر فوق تاثیری بر مدل ندارد (Probability=۰/۵۷). همچنین در آزمون رداندانت آماره F معادل ۰/۳۳۱ به دست آمد (Probability=۰/۵۷۰) و نشان می‌دهد که متغیر فوق بر مدل موثر نیست.

بعد از حذف DEA از الگو، مدل نهایی به صورت زیر در می‌آید:

---

۱. شاکرین، *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ۲۵، ص ۱۳.

2. Zelizer.

3. Wasaw.

4. Wald.

5. Redundant.

مدل (۴-۲):

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

(t-test):(۵/۱۵) (۳/۲) (-۲/۴۶) (۷/۰۵) (۵/۵۴) (۴) (-۲/۴۹)

$R^۲=۰/۹۲۷$ $F=۶۲/۱$ $D.W=۱/۹۸$ $\overline{R}^{۲}=۰/۹۱۳$

ملاحظه می‌شود که علایم تمام ضرایب با نظریه‌های اقتصادی هم‌خوانی دارند و همچنین آماره t تمام متغیرها، بزرگ‌تر از ۲ است و نشان می‌دهد که در سطح احتمال ۹۵ درصد تمام ضرایب به صورت مجزا معنی‌دار هستند. شایان ذکر است که چون آماره F محاسبه شده معادل (۶۲/۱) و بسیار بزرگ‌تر از F جدول (۳/۸۱) است، پس متغیرهای الگو (به‌طور مشترک) در توضیح علت تغییرات متغیر وابسته نقش به‌سزایی دارند و رابطه برآورد شده کاملا معنی‌دار است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده $\left(\overline{R}^{۲}\right)$ یعنی ۰/۹۱۳ نیز ملاحظه می‌شود که مدل، برازش نسبتاً خوبی دارد. همچنین مقدار دوربین - واتسون (۱/۹۸) بر وجود عدم همبستگی دلالت دارد.

۵. آزمون پایایی متغیرها

به کار گرفتن روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایاست که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. وجود متغیرهای ناپایا در الگو سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F اعتبار لازم را نداشته نباشد و به رگرسیون‌های جعلی منجر شود. از این رو در برخورد با سری‌های زمانی، ابتدا متغیرها را از نظر پایایی مورد آزمون قرار می‌دهیم تا پایایی آنها بررسی و سپس تخمین‌های لازم برآورد شود.

یکی از آزمون‌های مهم برای بررسی پایایی (ایستایی) متغیرها، آزمون ریشه واحد است. آزمون‌های مختلف ریشه واحد دیکی - فولر بر حسب معنی داری بودن جمله ثابت (a)، متغیر روند و جمله ثابت (T) و عدم جمله ثابت و متغیر روند (n) انجام می‌گیرد تا نتیجه بهتر به دست آید. این امر با نرم‌افزار Eviews.3 انجام گرفته است. برای این منظور سری زمانی لگاریتم متغیرها در محدوده سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۰ به کار رفته است که نتایج در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF) و دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر سطح‌داده‌ها	آماره ADF	عوامل جبری وطول‌وقفه	مقادیربحرانی‌مک‌کینون		
			۱ درصد	۵درصد	۱۰درصد
LDEA	-۲/۸۲	(۰,c)	-۴/۲۴	-۳/۵۴	-۳/۲
LDEP	-۱/۰۲	(۱,c)	-۴/۲۵	-۳/۵۴	-۳/۴۵
LINF	-۲/۴	(۱,c)	-۳/۶۲	-۲/۲۹	-۲/۶۱
LLITE	-۲/۶۲	(۱,c)	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LNI	-۲/۸۲	(۰,c)	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LREV	۱/۸۱	(۰,n)	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LPOP	-۱/۸۴	(۰,c)	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱

توجه: عدد اول داخل پرانتز، طول وقفه و حرف دوم وجود یا عدم وجود جمله ثابت یا روند را نشان می‌دهند.

جدول ۱ نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح داده‌ها، در تمام سطوح بحرانی مک‌کینون، ناایستا هستند.

همچنین آزمون ریشه واحد دیکی - فولر را برای تفاضل داده‌ها نیز انجام دادیم که نتایج حاصله در جدول ۲ نمایش داده شده است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر (ADF) و دیکی - فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر تفاضل‌داده‌ها	آماره ADF	عوامل جبری وطول‌وقفه	مقادیربحرانی‌مک‌کینون		
			۱ درصد	۵درصد	۱۰درصد
LDEA	-۶/۳۳	(۰,c)	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LDEP	-۴/۵۹	(۰,c)	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱
LINF	-۶/۳۶	(۱,c)	-۴/۲۶	-۳/۵۵	-۳/۲
LLITE	-۴/۲۷	(۱,c)	-۴/۲۶	-۳/۵۵	-۳/۲
LNI	-۳/۷۳	(۰,n)	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LREV	-۶/۰۹	(۰,n)	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LPOP	-۴/۱۸	(۱,c)	-۳/۷۲	-۲/۹۸	-۲/۶۳

از جدول ۲ ملاحظه می‌شود که تفاضل داده‌ها در تمام سطوح بحرانی مک کنیون ایستا هستند. به عبارت دیگر تمام متغیرهای فوق یک سری زمانی جمعی از مرتبه یک‌اند.

۶. آزمون ریشه واحد و شکست ساختاری

پرون معتقد است که بیشتر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، ریشه واحد ندارند و نتایج به دست آمده مبنی بر داشتن ریشه واحد، به علت بی‌توجهی به شکست ساختاری در روند متغیرهاست. وی با وارد کردن متغیرهای مجازی به مدل، شکست ساختاری را توضیح می‌دهد و با توجه به آن، دست به آزمون ریشه واحد می‌زند تا نتایج به دست آمده قابل اطمینان باشد. معمولا سه نوع شکست روند سری‌های زمانی متغیرها وجود دارد که مورد آزمون قرار می‌گیرد و عبارت‌اند از: عرض از مبدا، شیب، عرض از مبدا و شیب (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۵۱ ـ ۵۲). با بررسی متغیرهای سری زمانی مدل تقاضای بیمه‌عمر که به صورت نموداری صورت گرفته است، مشخص شد که شکست ساختاری بین متغیرهای مدل وجود ندارد تا به آزمون ریشه واحد پرون بپردازیم. این آزمون با نرم‌افزار Eviews.3 انجام می‌پذیرد.

۷. آزمون همجمعی انگل ـ گرینجر

هدف اصلی از بررسی ایستایی متغیرهای سری زمانی، رسیدن به تابع همجمعی است. اگر متغیرهای مدل جمعی از مرتبه صفر باشند می‌توان به تخمین مدل به روش OLS دست زد. آزمون‌های ایستایی که برای متغیرها انجام دادیم، نشان داد که تمام متغیرها ناایستا و دارای ریشه واحد هستند، ولی با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا و جمعی از مرتبه یک یا I(۱) می‌باشند. بنابراین می‌توان تابع تقاضای بیمه عمر را به روش OLS تخمین زد. تخمین تابع همجمعی با فرض ثابت بودن مدل صورت می‌گیرد. روش آزمون انگل ـ گرینجر به این ترتیب است که ابتدا مدل را به روش OLS برآورد می‌کنیم و جملات خطای آن را به دست می‌آوریم. سپس به روش دیکی–فولر (DF) یا دیکی–فولر تعمیم یافته (ADF) ناپایایی جملات خطا را آزمون می‌کنیم.

اگر جملات خطا پایدار باشند آن گاه نتیجه خواهیم گرفت که متغیرهای مورد بحث همجمع‌اند (نوفرستی ۱۳۷۸: ۸۱).

همان‌طور که قبلا اشاره شد مدل نهایی رگرسیون تخمین تابع تقاضای بیمه عمر به صورت زیر به دست آمد:

LREV=۷۸/۴۹+۰/۴۱LNI+۰/۲۳LINF+۱/۸۵LDEP+۱/۳۱LPOP+۷/۷۸LLITE-۰/۱۷DU۵۷

(t-test):(۵/۱۵) (۳/۲) (-۲/۴۶) (۷/۰۵) (۵/۵۴) (۴) (-۲/۴۹)

R^2=۰/۹۲۷ D.W=۱/۹۸ F=۶۲/۱ $\overline{R}^2$=۰/۹۱۳

اکنون که به مدل قابل قبولی دست یافته‌ایم، به آزمون همجمعی تابع می‌پردازیم و برای بررسی با ثبات بودن مدل، آزمون ایستایی پسماندهای تابع تخمین زده شده انجام می‌گیرد. اگر پسماندهای تابع تقاضای بیمه عمر، ایستا باشند می‌توان به ثبات بلند مدت آن اعتماد کرد. آزمون ایستایی پسماندها نیز بر حسب معنی دار بودن جمله ثابت (a)، متغیر روند و جمله ثابت (T) و عدم جمله ثابت و متغیر روند (n) انجام می‌گیرد.

در این مورد از طریق آزمون انگل - گرینجر مشخص شد که متغییر پسماندهای مدل در حالت عدم جمله ثابت و روند در تمام سطوح بحرانی کاملاً ایستا هستند، بنابراین متغیرها همجمع‌اند. نتیجه به دست آمده در جدول زیر مشخص است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر (ADF) برای جملات اخلال

نام متغیر	آماره ADF	عوامل جبری	مقادیر بحرانی مک‌کینون		
سطح داده‌ها		وطول وقفه	۱ درصد	۵درصد	۱۰درصد
RES	-۵/۹۹	(۰,n)	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶

توجه: RES داده‌های جملات اخلال تابع تقاضای بیمه عمر را نشان می‌دهد.

۸. آزمون دوربین - واتسون رگرسیون همجمعی

آزمون دوربین - واتسون رگرسیون هم جمعی (CRDW)[1] یک روش ساده برای همجمعی است. در آزمون CRDW از آماره دوربین - واتسون به دست آمده از رگرسیون همجمعی استفاده می‌کنیم. اما در اینجا فرضیه صفر به جای d=2 (آزمون خود همبستگی) برابر صفر (d=0) است و مقادیر بحرانی آن را سارگان[2] و بارگاوا[3] محاسبه کرده‌اند که به صورت زیر است:

---

1. Contegration Regression Durbin-watson. 2. Sargan.

3. Bhargava.

جدول ۴. مقادیر بحرانی CRDW

سطح معنی دار بودن	کمیت بحرانی
٪۱	۰/۵۱۱
٪۵	۰/۳۸۶
٪۱۰	۰/۳۲۳

اکنون اگر کمیت آماره آزمون D.W مربوط به رگرسیون همجمعی کمتر از مقادیر بحرانی بود جملات اخلال ناپایا هستند (نوفرستی ۱۳۷۸: ۸۸).

مقدار دوربین - واتسون مدل نهایی (۴-۲) معادل ۱/۹۸ است که بیشتر از مقادیر بحرانی سارگان و بارگاوا در تمام سطوح است، بنابراین فرضیه H_0 رد می‌شود یعنی جملات اخلال U_t پایا هستند. در نتیجه متغیرهای الگوی مورد نظر همجمع هستند و یک رابطه تعادلی بین آنها در بلند مدت برقرار است.

۹. آزمون هم انباشتگی مدل[۱]

ممکن است این ایراد بر مدل تخمین زده شده وارد شود که یک رگرسیون جعلی[۲] است. این ایراد به این دلیل مهم است که رگرسیون‌های مبتنی بر سری زمانی چنانچه به روش OLS برآورد شوند ممکن است معتبر نباشد، چرا که متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان معمولاً ایستا[۳] نیستند، که در این صورت نتایج رگرسیون به روش OLS سازگار نیست و ضرایب به دست آمده در سیاست‌گذاری قابل اتکا و استناد نیستند.

برای پی بردن به موضوع جعلی یا غیر جعلی بودن رگرسیون، آزمون هم انباشتگی انگل - گرینجر به کار برده شد، که نتایج حاصل دال بر هم انباشتگی درجه یک متغیرهای سری زمانی و هم انباشتگی درجه صفر متغیر پسماند مدل است. پس می‌توان گفت که یک رابطه تعادلی پایدار بلند مدت بین متغیرهای مدل تقاضا بیمه عمر وجود دارد و نتایج به دست آمده سازگارند. بدین ترتیب تابع تقاضای برآورده شده از لحاظ اقتصادسنجی و آماری کاملا معتبر در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی قابل استنادند.

---

1. Cointegration Test.
2. Spurious Regression.
3. Stationary.

۱۰. تفسیر مدل تقاضای بیمه عمر

۱۰-۱. R^2=۰/۹۲۷: نتایج رگرسیون مدل بیانگر آن است که ۹۲/۷ درصد از تقاضای بیمه عمر در ایران به وسیله متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود. در مباحث اقتصاد سنجی، بالا بودن ضریب R^2 یکی از نشانه‌های خوب بودن برازش مدل است.

۱۰-۲. آماره F: با در نظر گرفتن F محاسباتی مدل که ۶۲/۱ است و مقایسه آن با F جدول با درجه آزادی ۵ و ۳۰ در کلیه سطوح اطمینان، (۳/۸۱=۳۰ و ۵ و F'.۵) در می‌یابیم که F محاسباتی بسیار بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی F است. بنابراین نمی‌توان فرضیه H_1 مبنی بر اعتبار آماری آزمون را رد کرد و لذا می‌توان گفت که آزمون اعتبار لازم و بالایی دارد.

۱۰-۳. ضریب درآمد (LNI): برآورد مدل (۴-۲) نشان می‌دهد که ضریب درآمد برابر ۰/۴۱ و گویای این مطلب است که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها اگر درآمد سرانه یک درصد تغییر کند حق بیمه سرانه (تقاضای برای بیمه‌های عمر) ۰/۴۱ درصد تغییر می‌کند و یا به عبارتی کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های زندگی ۰/۴۱ است.

با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی کشور به نظر می‌رسد که بتوان از طریق افزایش آگهی‌ها، تبلیغات و متنوع کردن روش‌های فروش بیمه‌های زندگی، حساسیت تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به درآمد را بالا برد.

۱۰-۴. ضریب تورم انتظاری (LINF): مدل تخمینی (۴-۲)، ضریب تورم انتظاری را برابر ۰/۲۳- برآورد می‌کند. این ضریب در سطح بحرانی ۵ درصد کاملا معنی دار است و قدر مطلق آماره t برای آن معادل ۲/۴۶ است. عدد ضریب تورم انتظاری به این مفهوم است که اگر تورم انتظاری یک درصد افزایش پیدا کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط حق بیمه سرانه (تقاضای برای بیمه‌های عمر)، ۰/۲۳ درصد کاهش می‌یابد. ضریب ۰/۲۳- نشان می‌دهد که تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به تورم انتظاری کم کشش است. به نظر می‌رسد که در شرایط تورمی بتوان از طریق دادن تخفیف‌های ویژه مانع کاهش بیشتر تقاضای بیمه‌های عمر شد. از جمله می‌توان بیمه‌گذاران را در منافع حاصل از سرمایه‌گذاری‌ها شریک کرد و انگیزه تقاضای بیمه‌های عمر را بالا برد.

۱۰-۵. ضریب بار تکفل (LDEP): در مدل برآورد شده ضریب مربوط بار تکفل ۱/۸۵ است. با توجه به اینکه آماره t مربوط به آن ۷ است، لذا متغیر فوق حتی در سطح کمتر از یک درصد کاملا معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در صورت ثابت بودن سایر شرایط

افزایش یک درصدی بار تکفل باعث افزایش ۱/۸۵ درصدی در تقاضای بیمه‌های عمر می‌شود. ولی همان طور که در سابقه تحقیق آمده است در اکثر مطالعات انجام گرفته کشش بار تکفل بیشتر از ۲ محاسبه شده است و بنابراین در ایران به طور نسبی کشش تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به بار تکفل کمتر از کشورهای دیگر است.

۱۰-۶. ضریب درصد با سوادی (LLITE): در مدل برآورده شده ضریب مربوط به درصد باسوادی بیشتر از بقیه متغیرها و مقدار آن ۷/۷۸ است با توجه به اینکه آماره t مربوط به این متغیر ۴ است. لذا متغیر فوق حتی در سطح احتمال کمتر از یک درصد کاملا معنی‌دار است و نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط اگر درصد باسوادی یک درصد افزایش پیدا کند، تقاضا برای بیمه‌های عمر به اندازه ۷/۷۸ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین این فرضیه که با افزایش درصد باسوادی ریسک گریزی افزایش و در نتیجه تقاضا برای بیمه‌های زندگی نیز افزایش می‌یابد تایید می‌شود.

۱۰-۷. ضریب متغیر مجازی (DU57): متغیر بعدی، متغیر مجازی است که اثر وقوع انقلاب اسلامی در ایران را بر بیمه‌های عمر نشان می‌دهد. برای سال‌هایی که این اتفاق روی داده است به اندازه ۱۷/۰از عرض از مبدا کم شده است. علامت منفی این متغیر تاثیر منفی وقوع انقلاب بر تقاضای بیمه‌های عمر را نشان می‌دهد.

۱۱. پیش بینی تقاضای بیمه‌های عمر

برای پیش‌بینی متغیرهای مستقل مدل نهایی (۴-۲) از الگوی (VAR) استفاده شده است.

یک الگوی خود توضیح برداری (VAR)، که دارای K متغیر درون زا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots A_p Y_{t-p} + U_t$$

در رابطه فوق، y_t ماتریسی با بعد K×۱ از متغیرهای مورد بررسی و $Y_{t-p}, \dots, Y_{t-2}, Y_{t-1}$ ماتریس‌های K×۱ از وقفه‌های y_{t-p} هستند. A_pها (۱ و۲ و... و P) ضرایب متغیرهای با وقفه‌اند و U_t ماتریس K×۱ از جملات اخلال رگرسیون است.

برای پیش‌بینی متغیرهای مستقل الگوی نهایی (۴-۲) که با استفاده از روش OLS تخمین زده شده‌است به‌این صورت عمل شد که هر یک از متغیرهای مستقل را تابعی از وقفه‌های خود متغیر و همچنین تابعی از وقفه‌های متغیرهای‌مستقل دیگر در نظر گرفتیم.

قبل از برآورد الگو باید طول وقفه‌هایی که وارد الگو شوند، مشخص گردند. برای این منظور لازم است که در مورد حداکثر طول وقفه‌های موجود در الگو حدس بزنیم. با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات حداکثر تعداد وقفه‌ها را ۵ در نظر می‌گیریم تا پس از برآورد الگو، تعداد وقفه‌های مناسب را براساس ضوابط آماری تعیین کنیم. وقفه‌های بهینه را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان‌کوئین و یا $\overline{R}^{2}$ تعیین کرد.

در این تحقیق با توجه به محدود بودن نمونه، ضابطه شوارتز -بیزین (SBC) را در نظر می‌گیریم.

دلیل استفاده از این معیار کم هزینه بودن مدل و صرفه جویی در تعداد وقفه‌ها با در نظر گرفتن مشاهدات بوده است. مقادیر کمیت‌های آکائیک (AIC) و شوارتز - بیزین (SBC) برای وقفه‌های مختلف در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون تعیین تعداد وقفه‌ها

Order(وقفه)	AIC	SBC
۵	-۳۷/۲۹	-۳۱/۲۸
۴	-۳۳/۳۴	-۲۸/۵۳۱
۳	-۳۱/۵۰۱	-۲۷/۸۷۳
۲	-۳۱/۲۳۶	-۲۸/۷۶۷
۱	-۲۹/۸۹۳	-۲۸/۵۵۹

با توجه به اینکه از نرم‌افزار Eviews.3 استفاده شده است، بنابراین حداقل میزان ضابطه شوارتز - بیزین بیان کننده وقفه بهینه است. همان گونه که از جدول ملاحظه می‌شود معیار SBC برای الگوی VAR با مرتبه ۳ حداقل شده است.

پس از بر الگو با وقفه بهینه (۳) و با استفاده از مدل برآورد شده هر یک از متغیرها را (متغیرهای مستقل مدل تابع تقاضا) تا سال ۱۳۸۳ یعنی تا پایان برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران پیش بینی کردیم و نتایج به صورت زیر به دست آمده است.

جدول ۶. مقدار پیش بینی شده متغیرهای مستقل (لگاریتم متغیرها)

نام متغیر / سال	LNI	LPOP	LINF	LLITE	LDEP
۱۳۸۱	۱۳/۷۶۱۷۰	۱۷/۹۹۰۵۵	۳/۰۸۸۳۲۵	۴/۴۸۶۲۰۳	۱/۰۷۶۵۴۹
۱۳۸۲	۱۳/۹۸۲۹۳۳	۱۷/۹۹۶۹۶	۳/۰۷۴۶۷۳	۴/۴۹۷۶۷۰	۱/۰۵۵۴۴۷
۱۳۸۳	۱۳/۹۰۲۲۵	۱۸/۰۰۱۴۳	۳/۰۴۵۰۵۴	۴/۵۰۷۷۷۹	۱/۰۳۳۱۴۶

با جایگذاری هرکدام از مقادیر متغیرها در معادله نهایی تخمین زده شده تابع تقاضای بیمه عمر (مدل ۴-۲)، متغیر وابسته متناظر با آنها برای هر کدام از سال‌ها به دست می‌آید. با توجه به اینکه تمام متغیرها به صورت لگاریتمی به کار رفته بودند بنابراین متغیر وابسته نیز لگاریتمی به دست آمده است.

با تبدیل آن ازطریق عکس لگاریتم مقدار آن به صورت عدد خالص خود متغیر وابسته برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ که نشان دهنده مقدار تقاضای سرانه واقعی بیمه عمر بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹ است، به دست می‌آید.

جدول ۷. مقدار پیش بینی تقاضای واقعی سرانه حق بیمه عمر (به قیمت ثابت ۱۳۶۹)

سال	لگاریتم حق بیمه سرانه واقعی (LREV)	میزان حق بیمه سرانه واقعی (ریال)
۱۳۸۱	۶/۷۲۸۲۹	۸۳۵/۷۱
۱۳۸۲	۶/۸۹۰۴۸۵	۹۸۲/۲۸
۱۳۸۳	۷/۰۵۸۳۴۲	۱۱۶۲/۵۱

ملاحظه می‌شود که حق بیمه سرانه واقعی برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹ به ترتیب، ۸۳۵/۷۱، ۹۸۲/۲۸ و ۱۱۶۲/۵۱ ریال به دست می‌آید.

نتیجه گیری

هدف این تحقیق تجزیه و تحلیل تقاضای بیمه‌های عمر در ایران است که با استفاده از

روش OLS میزان تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به درآمد، بار تکفل، جمعیت، درصد باسوادی، تورم انتظاری و احتمال مرگ سرپرست خانواده تخمین زده شد.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به غیر از متغیر احتمال مرگ سرپرست خانواده، تمام متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. همچنین با به کار گرفتن مدل نهایی تابع تقاضای بیمه‌های عمر میزان تقاضا با استفاده از الگوی VAR تا پایان برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (تا پایان سال ۱۳۸۳)مورد پیش‌بینی قرار گرفت. با توجه به ضرایب به دست آمده برای متغیرها که شرح تک تک آنها در قسمت‌های قبلی گذشت و همچنین با در نظرگرفتن مقدار کشش‌های متغیرهای مختلف، برای گسترش تقاضا برای بیمه‌های عمر راهکارهای زیر توصیه می‌شوند.

۱. با توجه به اینکه کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های عمر کوچک‌تر از یک است به نظر می‌رسد که شرکت‌های بیمه باید از طریق افزایش آگهی‌ها، تبلیغات و متنوع کردن روش‌های فروش بیمه عمر، حساسیت تقاضای بیمه‌های عمر نسبت به درآمد را بالا ببرند.

۲. شرکت‌های بیمه باید ذخایر بیمه عمر را برای بیمه گذاران در بخش‌های مختلف سودده سرمایه‌گذاری کنند و قسمتی از منافع حاصل را به آنها برگشت دهند.

۳. با توجه به اینکه نه تنها عوامل اقتصادی (درآمد) در تقاضای بیمه‌های عمر موثر هستند، بلکه عوامل فرهنگی، اجتماعی و حتی مذهبی و اعتقاد به سرنوشت نیز چنانکه زیلیزر در تحقیق خود نشان داده است، در تقاضای بیمه‌های عمر موثر می‌باشند. بنابراین برای افزایش تقاضا برای بیمه‌های عمر باید با به کار بردن روش‌های تبلیغات مختلف از رسانه‌های گروهی به ویژه رادیو و تلویزیون و ارائه فواید و مزایای بیمه‌های عمر به مردم و همچنین ارائه تسهیلات ویژه برای بیمه شوندگان، فرهنگ بیمه عمر را در میان مردم گسترش دهیم تا بدین ترتیب زمینه افزایش تقاضا برای بیمه‌های عمر و در نهایت پس انداز و سرمایه‌گذاری فراهم و از طریق آن امکان افزایش رفاه خانواده‌ها مهیا شود.

منابع

۱. بانک مرکزی ایران، تراز نامه بانک مرکزی ایران، برای سال‌های مختلف.

۲. جوهریان، محمد ولی (۱۳۷۳)، «بیمهٔ عمر»، شرکت سهامی بیمه ایران.

۳. سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور (۱۳۷۳)، «مجموعه اطلاعاتی (سری زمانی آمار حساب‌های ملی)، پولی و مالی معاونت امور اقتصادی، دفتر اقتصاد کلان.
۴. فصلنامه‌های صنعت بیمه و گزارش‌های آماری، برای سال‌های مختلف.
۵. مرکز آمارایران، سال نامه آماری، برای سال‌های مختلف.
۶. مک‌کنا، سی. جی (۱۳۷۲)، «اقتصاد عدم‌اطمینان»، ترجمه: سعید مقاری- عبدالرضا فهیمی، تهران، پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک دانشگاه امام‌حسین(ع).
۷. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران، موسسه فرهنگی رسا.
8. http://www.swissre.com (Research & Publication)
9. Babbel, D.F.,(1981), Inflation, Indexation and Life insurance sales in Brazil, Journal of Risk and Insurance, 48:15-135.
10. Beenstock, Michael, Greey Dicknson, and sajay khajuria, (1988), The Relationship Between property - Liability insurance premium And income :An International Analysis, Journal of Risk and Insurance, 55:259-272.
11. Bennett, carols, S.J (1984,1989), Economic for Insurance, London.
12. Browne, M.J, and Kim, (1993), An International Analysis of life insurance Demand, Journal of risk and Insurance, 60:616-634
13. Campbell, R.A., (1980), The Demand for life Insurance :An Application of the Economics of uncertainty, Journal of Finance, 35:1155-1172.
14. Cummins, J.David, (1973), AN Econometric model of the life Insurance Sector of the U.S.Economy, Journal of Risk and Insurance , 40:533-534.
15. Fischer, stanley, (1973), A life cycle Model of life Insurance purchases, international Economic Review, 14:132-152.
16. Fortune, peter, (1973), A Theory of optimal Life Insurance: Development and Tests, Journal of Finance,27:587-600.

17. Greene, Mark., (1954), Life Insurance Buying in inflation, Journal of the American Association of university Teachers of Insurance, 21:99-113.
18. Hakansson, N.H., (1969), optimal Investment and Consumption strategies under Risk, and uncertain lifetime on Insurance, international Economic Review, 10:443-466.
19. Outreville, J.F., (1992), The relationship between Insurance, Financial Development and market structure in Developing Countries, UNCTAD Reviw, 3:35-69.
20. Yaari, M.,(1965), uncertain lifetime, life insurance and the Theory of the consumer, Review of Economic studies, 32: 137-150.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی