

تقاضا برای بیمه عمر در ایران و کشورهای صادرکننده نفت

دکتر محسن مهرآرا^۱

محمد اعظم رجبیان^۲

چکیده

در این مقاله تابع تقاضای بیمه عمر با استفاده از داده های سری زمانی ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۵ مبتنی بر رویکرد ARDL و همچنین داده های پانل برای کشورهای صادرکننده نفت با درآمد متوسط برای دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۸ برآورد و نتایج حاصله مقایسه می شوند. مطابق نتایج حاصله عمده ترین عوامل تعیین کننده تقاضای بیمه های زندگی در ایران، درآمد، میزان تحصیلات و بار تکفل است. همچنین درآمد، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تحصیلات از مهمترین عوامل موثر بر تقاضای بیمه های عمر در کشورهای نفت خیز با درآمد متوسط می باشند. کششهای درآمدی تابع تقاضای بیمه عمر نشان می دهد این محصول در کشورهای نفت خیز با درآمد متوسط لوکس و در ایران ضروری است. در واقع افزایش درآمد نقش اساسی تری در گسترش و تحولات بیمه های عمر در سایر کشورهای صادرکننده نفت نسبت به ایران داشته است. نتایج حاصله نشان می دهند که ظرفیت های فنی و نهادی بویژه در بخش عرضه، اهمیت بیشتری در توسعه بیمه عمر این کشورها نسبت به عوامل تقاضا(مطابق الگوهای استاندارد) داشته اند.

کلیدواژگان: بیمه عمر، کشورهای صادرکننده نفت، الگوی ARDL، داده های

پانل، اقتصاد ایران

JEL Classification: G2; D8

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

۲. پژوهشگر

۱- مقدمه

بیمه عمر در جهان کنونی یکی از ابزارهای مهم اقتصادی بوده و استفاده های متعددی از آن به عمل می آید. همچنین صندوقهای بیمه عمر یک منبع سرمایه گذاری عظیم بوده بطوریکه شرکتهای بیمه عمر به عنوان قطبهای سرمایه گذاری در جهان محسوب می شوند. این صنعت در ایران با گذشت سالها از آغاز فعالیت نتوانسته پیشرفت شایانی داشته باشد. بنابراین لازم به نظر می رسد عوامل موثر بر توسعه و گسترش صنعت بیمه عمر را در ایران و سایر کشورهای نفت خیز در حال توسعه بررسی نماییم.

هدف اصلی در این پژوهش تخمین تابع تقاضای بیمه عمر در ایران و سایر کشورهای نفت خیز با درآمد متوسط با استفاده از داده های پانل^۱ طی سالهای ۲۰۰۲ - ۱۹۹۸ می باشد. در این زمینه در کشورهای در حال توسعه تحقیقات بسیار کمی انجام شده است. تخمین تابع تقاضای بیمه های زندگی در کشورهای مختلف عمدتاً با استفاده از داده های سری زمانی یا مقطعی انجام شده است، اما در این مطالعه با استفاده از داده های پانل کیفیت روش تخمین و همچنین کارایی برآوردها افزایش می یابد. علاوه بر اینکه روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای بیمه های زندگی در ایران بصورت جداگانه نیز با استفاده از الگوی $ARDL^2$ پسران و شین (۱۹۹۷) در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۵ تحلیل و بررسی می شود.

در بخش دوم این مقاله مبانی نظری تابع تقاضا برای بیمه عمر را مرور میکنیم. در این بخش تقاضا برای بیمه عمر بر اساس الگوی نظری یاری^۳ بعنوان تابعی از درآمد، تحصیلات، بار تکفل، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تورم انتظاری استخراج میشود. بخش سوم به مرور ادبیات تجربی تقاضا برای بیمه های عمر در داخل و خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش چهارم معادلات تقاضا برای بیمه عمر را در ایران و کشورهای صادر کننده نفت به ترتیب با داده های سری زمانی و پانل برآورد و تحلیل می کنیم. در بخش پنجم مباحث مذکور خلاصه و نتیجه گیری می شود.

1. Panel Data
2. Autoregressive Distributed Lag Model
3. Yaari

۲- مبانی نظری تقاضا برای بیمه عمر

اکثر مطالعات نظری جدید در زمینه تقاضای بیمه عمر (استانلی فیشر^۱، ۱۹۷۲، پیسارایدز^۲، ۱۹۸۰، ادی کارنی^۳ و ایتزهاک زیلچا^۴، ۱۹۸۵ و ۱۹۸۶) مطالعه یاری^۵ را به عنوان نقطه شروع کار خود قرار داده‌اند. تقاضای سرپرست خانواده برای بیمه عمر به تعداد افراد خانواده بستگی دارد. لوئیس^۶ این رابطه را با توسعه ساختار نظری بیمه عمر یاری و با در نظر گرفتن ترجیحات دیگر اعضای خانواده مورد بررسی قرار داد. در این حالت بیمه عمر توسط افراد تحت تکفل شخص که در طول عمر نامطمئن سرپرست خانواده با درآمد نامطمئن نیز مواجه هستند تقاضا می‌شود. تقاضای ایشان برای بیمه عمر براساس طول عمر سرپرست خانواده بر پایه مدل چرخه زندگی استوار است که در آن درآمد بدلیل نااطمینانی در مورد طول عمر سرپرست خانواده نامطمئن است.^۷

یاری در مفهوم مدل چرخه زندگی با طول عمر نامطمئن، نشان می‌دهد که یک شخص مطلوبیت انتظاری خود را با خرید بیمه عمر و دریافت مستمری سالانه افزایش می‌دهد. روش لوئیس به این دلیل متمایز است که وی تقاضای بیمه عمر را از منظر وارثین مورد بحث قرار می‌دهد. به عبارتی بیمه عمر به منظور حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری وارثین تقاضا می‌شود. در ساختار مدل یاری یک مصرف کننده بیمه عمر را به منظور افزایش مطلوبیت انتظاری طول عمر خود خریداری می‌کند:

$$E[U(T)] = \int_0^T \alpha(t)g[C(t)]dt + \beta(T)\Psi[S(T)] \quad (1)$$

در این رابطه T ، طول عمر مصرف کننده می‌باشد که یک متغیر تصادفی است. $g[C(t)]$ مطلوبیت آتی از مصرف، $\alpha(\cdot)$ و $\beta(\cdot)$ عوامل تخفیف (تعدیل) و $\Psi[S(t)]$ مطلوبیت آتی ارثیه‌ها هستند. زمانی که مصرف کنندگان ازدواج می‌کنند و یا صاحب فرزند می‌شوند، $\beta(\cdot)$ بطور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد. لذا این اتفاقات تغییر در مالکیت (خرید) بیمه عمر را بیشتر توضیح می‌دهد. طبق معادله (۱) تغییر در مالکیت بیمه عمر بیشتر به جابجائی برونزای تابع مطلوبیت مصرف کننده بستگی دارد. لوئیس با بسط مدل یاری جابجائی در تابع مصرف کننده را با در نظر

۱. Stanley Fischer
۲. Pissarides
۳. Edi Karni
۴. Itzhak Zilcha
5. yaari
6. Lewis
7- Frank D. Lewis, 1989.

گرفتن ترجیحات فرزندان و همسران بدست آورد. همچنین لوئیس فرض کرد که تابع مطلوبیت هر یک از اعضای خانواده، جداپذیر است. این فرض به ما اجازه می‌دهد تا بحث را از منظر (دیدگاه) مصرف کننده یعنی کسی که بیمه می‌شود به همسر و فرزندان که وارثین شخص می‌باشند، انتقال دهیم.

یک سرپرست، درآمد را بصورت 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 در نظر گرفتن محدودیت درآمد برونزای انتقالی از پدر حداکثر می‌کنند. حداکثر کردن مطلوبیت از طرف فرزندان، ممکن است شامل خرید بیمه عمر سرپرست خانواده باشد. زیرا فرزندان با درآمد نامطمئنی که از طول عمر نامطمئن سرپرست خانواده بدست می‌آید مواجه هستند. آنها تا سن بطور مثال a در خانواده باقی می‌مانند، تا آن زمان پرداخت‌های انتقالی معینی 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 حاصله در آینده نیستند (هرچند آنها مجاز به پس‌انداز هستند). الگوی پرداخت‌های انتقالی از پدر چنان در نظر گرفته شده است که در واقع فرزندان در مدتی که در خانواده هستند پس‌اندازی ندارند. هر فرزند در سن t ، مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق بیمه‌های عمر، (d_i) به حداکثر می‌رساند.¹

در صورتیکه پدر زنده بماند، فرزندان به میزان $ti-d_i$ مصرف می‌کنند که در آن t_i درآمد حاصل از پرداخت‌های انتقالی است (همانند پول توجیبی فرزندان). اگر پدر فوت نماید، فرزندان معادل $f_i+b_i-d_i$ دریافت می‌کنند که در آن f_i قیمت بیمه نامه زندگی و b_i سهم دریافتی از ارث می‌باشد. مسأله را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$\text{Max } EU_i = (1 - P_i)[u_i(t_i - d_i) + EU_{i+1}] + P_i[u_i(f_i + b_i - d_i)] \quad (2)$$

در این رابطه:

$$EU_k = \text{مطلوبیت انتظاری از سنین } k \text{ تا } a$$

$$P_k = \text{احتمال فوت پدر در سن } k \text{ فرزند}$$

$$[u'_k(\cdot) > 0 \text{ و } u''_k(\cdot) < 0] \quad k \text{ در سن } k$$

1- Frank D Lewis, 1989, 543

$$(U_k = \sum_{i=k}^a u_i) \quad .) = U_k \text{ مطلوبیت از سن } k \text{ تا } a \text{ با فرض یک الگوی مصرف بهینه.}$$

رابطه بین قیمت بیمه نامه و حق بیمه به شرح زیر است (حق بیمه، درصدی از قیمت بیمه نامه می باشد).

$$f_i = \frac{d_i}{Gp_i} \quad (3)$$

که در آن G عامل سربار (هزینه سربار) می باشد.

معادله (۲) و $U_K''(0) < 0$ شرایط بهینه زیر را بوجود می آورد:

$$u'_i(t_i - d_i^*) = \frac{1 - Gp_i}{G(1 - p_i)} U'(f_i^* + b_i - d_i^*) \quad (4)$$

در معادله بالا مقادیر ستاره دار ارزش بهینه را نشان می دهند. برای این که تجزیه و تحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می کنیم که در صورتی که پدر دارای احتمال مرگ پایین باشد تقریباً درست است:^۱

$$u'_i(t_i - d_i^*) = U'_i(T_i - D_i^*) \quad (5)$$

که در آن T_K و D_K نشان دهنده ارزش فعلی پرداخت های انتقالی و حق بیمه عمر از سن k تا a در صورت زنده بودن پدر می باشد. با جایگزینی معادله (۵) در معادله (۴) و با فرض یک تابع مطلوبیت با کشش ثابت، داریم:

$$f_i^* + b_i - d_i^* = \left[\frac{1 - Gp_i}{G(1 - p_i)} \right]^{\frac{1}{\theta}} [T_i - D_i^*] \quad (6)$$

که در آن θ (منفی) کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف (پرات^۲ ریسک گریزی نسبی) است. سرانجام با جایگزینی معادله (۳) در معادله (۶) و محدود کردن فرزندان به دارایی های بیمه عمر غیر منفی^۳ داریم:

۱- برای اثبات به مقاله زیر مراجعه شود:

Lewis F.D, Dependents and the demand for life insurance, American review, 1989, No, 79: 452-467

۲. Arrow Pratt

۳ - یعنی ارزش حال (فعلی) مبلغی که از بیمه عمر دریافت می شود از آنچه بابت آن در طول عمر پرداخت شده کمتر نباشد.

$$[1 - Gp_i]f_i^* = \max \left\{ \left[\frac{1 - Gp_i}{G(1 - p_i)} \right]^{\frac{1}{\delta}} C_i^* - b_i \right\} \quad (7)$$

که در آن $C_K^* = (T_i - D_i^*)$ ارزش فعلی (حال) جریان مصرف از سن K تا a ، در صورت زنده بودن پدر می‌باشد. معادله (7) تفسیر نسبتاً ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی $b_i = 0$) بنابراین اگر احتمال فوت (p_i) کوچک باشد، معادله (7) بصورت زیر درمی‌آید:

$$f_i^* = \left[\frac{1}{G} \right]^{\frac{1}{\delta}} C_i^* \quad (8)$$

در این حالت با فرض این که پدر تا سن a زنده می‌ماند، ارزش بیمه نامه عمر در مورد فوق به سادگی، نسبتی از ارزش فعلی مصرف فرزند می‌باشد. این نسبت بطور معکوس با عامل سربار (G) و بطور مستقیم با درجه ریسک‌گریزی فرزند (δ) رابطه دارد.

مسئله همسر مانند فرزندان است. فرض می‌شود که همسر با قطعیت تا سن T که در آن سن، ملزم به ترک سهم ارث B است زنده بماند. شرط مرتبه اول در سن i ، برای حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار همانند معادله (8) می‌باشد:

$$v_i(y_i - S_i^* - d_i^*) = \frac{1 - Gp_i}{G(1 - p_i)} \times V_i \left[K_i - \frac{B}{(1+r)^{T-1}} + f_i^* - d_i^* \right] \quad (9)$$

که در آن v_k مطلوبیت آتی بیوه در سن k ، V_k مطلوبیت از سنین k تا T با فرض یک الگوی بهینه مصرف، β درآمد همسر، r نرخ تنزیل و K_k ارزش فعلی موجودی سرمایه همسر در صورت فوت شوهر در سن k می‌باشند. با پیروی از همان روند به کار گرفته شده برای تقاضای بیمه عمر فرزندان، تقاضای همسر به صورت زیر خواهد بود:

$$[1 - Gp_i] = \max \left\{ \left[\frac{1 - Gp_i}{G(1 - p_i)} \right]^{\frac{1}{\delta}} C_i^* - K_i + \frac{\beta}{(1+r)^{T-i}} \right\} \quad (10)$$

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 عمر شوهر به سادگی برابر است با جمع خریده‌ها توسط همسر و هر یک از فرزندان با فرض این که همه اعضای خانواده ریسک‌گریزی نسبی همسان دارند. با توجه به این که عامل محدود کننده غیر منفی در دارایی‌های بیمه‌زندگی یا

به همه اعضای خانواده مربوط است و یا به هیچ کدام مربوط نیست می‌توانیم معادلات (۷) و (۱۰) را با هم ترکیب کنیم تا جمع دارایی‌های بیمه زندگی خانواده را بدست آوریم^۱:

$$[1 - Gp] = \max \left\{ \left[\frac{1 - Gp}{G(1 - p)} \right]^{\frac{1}{\delta}} TC - W \right\} \quad (11)$$

در این معادله:

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

TC = ارزش فعلی مصرف هر یک از فرزندان از دوره جاری تا سن a و در مورد همسر از دوره جاری تا سن K با فرض این که زنده می‌مانند.

W = ثروت خانواده بدون احتساب سهم ارث همسر می‌باشد.

معادله (۱۱) 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 (۱۱) این گونه بیان می‌کنیم که تقاضا برای بیمه‌های زندگی (عمر) با احتمال مرگ سرپرست خانواده، ارزش فعلی مصرف خانواده و همچنین ریسک‌گریزی خانوارها، رابطه مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربرار رابطه منفی دارد (Lewis, Frank, D, 1989, 544).

۳- مروری بر ادبیات تجربی تحقیق

هر چند بازار بیمه در کشورهای پیشرفته و توسعه یافته جهان، به علت بین‌المللی شدن دامنه فعالیت بیمه، گسترش پیدا کرده و به تبع آن بازار بیمه عمر این کشورها نیز رشد قابل توجهی را تجربه نموده است، اما با این وجود در این کشورها تحقیق‌چندانی در این زمینه صورت نگرفته است. بطور تقریبی اکثر مطالعات انجام شده در زمینه بیمه عمر، تحقیق یاری در سال ۱۹۶۵ تحت عنوان «نا اطمینانی بیمه، بیمه عمر و تئوری مصرف کننده» را راهنمای خود قرار داده‌اند.

یاری در مطالعه خود به این نکته اشاره دارد که تقاضای بیمه عمر باید از دیدگاه تخصیص منابع مصرف کننده در چهارچوب مدل سیکل زندگی بررسی گردد. در سال ۱۹۶۷، هاموند^۲، هاستون^۳ و ملندر^۴ در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین هزینه حق بیمه عمر خانوار، یک پژوهش

1- Frank D, Lewis, 1989, 455-554

2. Hammond

3. Hayton

4. Melender

تجربی»^۱ به روش تجربی نشان دادند که رابطه مثبتی بین بار تکفل با تقاضا برای بیمه های زندگی وجود دارد. هاکنسون^۲ (۱۹۶۹)، در مقاله ای با عنوان «استراتژی بهینه مصرف و سرمایه گذاری تحت ریسک و نااطمینانی بیمه عمر»، فیشر^۳ در سال ۱۹۷۳، در مقاله ای تحت عنوان «مدل سیکل زندگی بهینه بیمه عمر»، فورتون^۴ در سال ۱۹۷۳ در مقاله ای تحت عنوان «تئوری بهینه عمر، توسعه و آزمون» و کمپل^۵ در مقاله ای تحت عنوان «تقاضا برای بیمه عمر، یک کاربردی از اقتصاد عدم اطمینان»، به رابطه مثبت و معنی دار بین تولید ملی و تقاضای بیمه عمر دست یافته اند.

در سال ۱۹۷۳، کامینز^۶ در مقاله ای تحت عنوان «مدل اقتصاد سنجی بخش بیمه عمر اقتصاد آمریکا»، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی را روی صنعت بیمه عمر آمریکا مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که بیمه عمر با تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت دارد. بابل^۷ در سال ۱۹۸۱ در مقاله ای تحت عنوان «تورم، شاخص سازی و فروش بیمه عمر در برزیل» ارتباط منفی بین تورم انتظاری و تقاضای بیمه های زندگی را نشان داد.

در سال ۱۹۸۶، بینستوک^۸ دیکنسون^۹ و خاجاریا^{۱۰}، در مقاله ای تحت عنوان «تجزیه و تحلیل بین المللی رابطه بین حق بیمه مسئولیت با درآمد»، رابطه بیمه مسئولیت و درآمد را برای ۵۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد مطالعه قرار دادند و برای این منظور الگویی به صورت زیر در نظر گرفته اند:

$$Lh = 7/39 + 1/34 LGDP \quad (12)$$

$$(t\text{-test}) \quad (14/3) \quad (22/21) \quad R^2 = 0.918$$

که در آن h حق بیمه مسئولیت، GDP تولید ناخالص داخلی و L لگاریتم در پایه عدد نپر است. آنها به این نتیجه رسیدند که رابطه بین حق بیمه (بیمه مسئولیت) و تولید ناخالص داخلی مثبت و دارای کشش درآمادی بزرگتر از واحد است.

رابطه مثبت بین بیمه های عمر و درآمد توسط محققان مختلفی از جنبه نظری مورد تأیید قرار گرفته است. بطور مثال لوئیس^{۱۱} در سال ۱۹۸۹، در مقاله ای تحت عنوان «عوامل مؤثر بر

-
1. Hammond J.D, David, B, Houston, 1967, 397
 2. Hakansson
 3. Fisher
 4. Fortune
 5. Campbell
 6. Cummins
 7. Babble
 8. Beenstock
 9. Dickinson
 10. Khajuria
 11. Lewis

تقاضای بیمه های زندگی»، بینستوک، دیکنسون و خاجاریا در سال ۱۹۶۸، در مقاله ای تحت عنوان «تعیین حق بیمه عمر، یک تجزیه و تحلیل منطقی بین المللی» و تروت و تروت^۱ در سال ۱۹۹۰ در مقاله ای تحت عنوان «تقاضا برای بیمه در مکزیک و ایالات متحده» بصورت تجربی نشان داده اند که تقاضای بیمه های زندگی با درآمد رابطه مثبت دارد.

گرین^۲ در سال ۱۹۵۴، در مقاله ای تحت عنوان «خرید بیمه عمر در شرایط تورمی»، فورتون در سال ۱۹۷۳، در مقاله ای «تئوری بهینه بیمه عمر، توسعه و آزمون» و بابل^۳ در سال ۱۹۸۱، در مقاله با عنوان «تورم، شاخص سازی و فروش بیمه عمر در برزیل»، نشان دادند تورم انتظاری روی تقاضای بیمه های زندگی اثر منفی دارد. به عبارتی تورم ارزش بیمه عمر را کاهش می دهد.

اوترویل^۴ در سال ۱۹۹۲ در مقاله ای تحت عنوان «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 داد و به نتیجه زیر رسید:

$$Lh = -6.98 + 1.334 LGDP \quad (13)$$

$$(t\text{-test}) \quad (-13.09) \quad (17.3\beta) \quad R^2 = 0.854 \quad F = 300.4$$

که در آن h حق بیمه، GDP تولید ناخالص داخلی و L لگاریتم در پایه نپین است. ملاحظه می شود که در رابطه فوق ارتباط بین حق بیمه دریافتی و تولید ناخالص داخلی مثبت و کشش درآمدی، بزرگتر از واحد است.

براون^۵ و کیم^۶ در سال ۱۹۹۳، در مقاله ای تحت عنوان «تجزیه و تحلیل بین المللی تقاضا برای بیمه عمر»، با استفاده از کار نظری لوئیس و کارهای تجربی انجام شده در زمینه تقاضای بیمه های زندگی، عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه های زندگی را شامل درآمد، بار تکفل، تورم انتظاری و سطح تحصیل برای ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد بررسی قرار دادند. نتایج تخمین ها در جدول ۱ ارائه شده است. رابطه تقاضا برای بیمه های زندگی با درآمد و بار تکفل مثبت و با تورم انتظاری منفی می باشد. همچنین کشش درآمدی تقاضا ۵۸٪ محاسبه شد که کوچکتر از واحد است.

-
1. Truett & Truett
 2. Greene
 3. Babble
 4. Outré Ville
 5. Brown
 6. Kim

جدول (۱): نتایج برآورد الگوی رگرسیون براون و کیم در خصوص تقاضای بیمه عمر

<i>t-test</i>	ضریب	
۲/۵۴	٪۵۸	درآمد
۲/۰۹	۴	بار تفکل
-۴/۰۲	-۱/۴۳	تورم انتظاری
۳/۴	۲/۸	تحصیلات

رایبه و زایدی^۱ در سال ۲۰۰۰ در مطالعه خود به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی با تقاضای بیمه عمر پرداخته و نشان دادند که تورم، روی تقاضا برای بیمه های زندگی اثر منفی و درآمد اثر مثبت دارد. لیم و هبرمن^۲ در سال ۲۰۰۳ با مطالعه ای تحت عنوان «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضای بیمه عمر در مالزی در طول سالهای ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۱ به بررسی رابطه و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم و درآمد با تقاضای بیمه عمر پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تقاضای بیمه عمر با درآمد رابطه مثبت و با نرخ تورم، رابطه منفی دارد.

در ایران در این زمینه تحقیقات چندانی صورت نگرفته است. خرمی (۱۳۷۲) در مقاله خود تحت عنوان "عوامل مؤثر بر رشد بیمه های زندگی" وضع بازار بیمه های زندگی در کشورهای در حال توسعه را مورد بررسی قرار داده و عوامل مؤثر بر رشد بیمه های زندگی را در این کشورها ذکر کرده است. روش تجزیه و تحلیل ایشان عمدتاً مقایسه کشورها با استفاده از آمار و نمودارها می باشد.

تحقیق دیگری که در این زمینه قابل ذکر است پایان نامه کاردگر (۱۳۷۶) می باشد که در سال ۱۳۷۶ تحت عنوان "تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه های زندگی در صنعت بیمه ایران" تدوین شده است. در این رساله تابع تقاضای بیمه های زندگی در ایران از سال ۱۳۴۵ تا سال ۱۳۷۳ برآورد شده و نتایج زیر بدست آمده است:

1. Rubayah and Zaidi,
2. Lim and Haberman

$$LPINR = -9.69 + 0.635 LINRN + 2.28LRB - 2.29LPH + 0.523 DUM \quad (14)$$

$$t\text{-test: } (-7.47) \quad (3.35) \quad (2.5) \quad (-2.48) \quad (4.26)$$

$$R^2 = 0.86 \quad F = 37.26 \quad DW = 1.98$$

که در آن $PINR$ حق بیمه دریافتی سرانه واقعی بیمه های زندگی (عمر)، $INRN$ خالص درآمد سرانه به قیمت های ثابت سال ۱۳۶۱، RB درصد باسواد، PH تورم انتظاری و DUM متغیر مجازی که اثر تصویرنامه هیئت وزیران در سال ۱۳۶۷ مبنی بر بیمه های عمر و حوادث کارکنان دولت را نشان می دهد. علیرغم اینکه وجود رابطه بین احتمال مرگ سرپرست خانواده و تقاضای بیمه های زندگی به صورت نظری و همچنین بار تکفل و تقاضای بیمه های زندگی به صورت تجربی در مطالعات مختلف به اثبات رسیده است، لیکن در این رساله این متغیرها مورد تایید قرار نگرفته اند.

۴-تصریح و برآورد الگو

پس از اینکه عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر مشخص گردید حال به برازش مدل می پردازیم. اما همانطور که خواهیم دید داده های سری زمانی از کیفیت لازم برای تخمین تابع تقاضای بیمه عمر (بویژه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران) برخوردار نبوده و نتایج حاصل از چنین برآوردهایی عموماً رضایتبخش نیستند. بعلاوه با توجه به کوتاه بودن طول دوره سری زمانی متغیرها (۱۳۸۲-۱۳۴۵) نسبت تعداد متغیرهای الگو و در نتیجه پایین بودن درجه آزادی، و همچنین تغییرات بطئی آنها در طول زمان نمی توان انتظار داشت که تخمین های قابل اتکایی بدست آورد. در چنین شرایطی معمولاً برای افزایش تعداد مشاهدات الگو از داده های پانل برای گروهی از کشورها با شرایط و ساختار مشابه استفاده می شود. به همین دلیل در این مطالعه علاوه بر برآورد الگوی تقاضای بیمه عمر در ایران با استفاده از داده های سری زمانی، تقاضای بیمه عمر برای کشورهای تولید کننده نفت نیز با استفاده از داده های پانل مورد برآورد قرار می گیرد. در ادامه این مقاله، تقاضا برای بیمه های زندگی در ایران و کشورهای صادرکننده نفت را به ترتیب با استفاده از داده های سری زمانی و پانل برآورد و تحلیل می نمایم.

برآورد تقاضای بیمه عمر در ایران با استفاده از داده های سری زمانی

در این بخش تابع تقاضای بیمه عمر در ایران را با استفاده از داده های سری زمانی دوره ۸۲-۱۳۴۵ مبتنی بر متدولوژی یا الگوی وقفه های توزیع شده خود همبسته ARDL مورد برآورد قرار می دهیم. متدولوژی مذکور به درجه انباشتگی^۱ داده ها حساس نیست و به علاوه کارایی کمتری نسبت به رویکردهای رقیب ندارد. متغیرهای الگوی سری زمانی در تابع تقاضای بیمه زندگی با الهام از الگوی نظری عبارتند از: تحصیلات و باسوادی، بار تکفل، درآمد سرانه و تورم انتظاری (به عنوان متغیرهای مستقل) و تقاضای سرانه هر فرد شاغل برای بیمه های زندگی (به عنوان متغیر وابسته). برای جمع آوری داده های مربوط به متغیر تحصیلات و باسوادی از آمار مربوط به درصد جمعیت با سواد کشور که در سالنامه های آماری استخراج گردیده است استفاده می نماییم. این آمار در سالهایی که در آنها سرشماری صورت گرفته است موجود بوده و بنابراین برای محاسبه نرخ سواد در سالهای دیگر مورد مطالعه از درون یابی خطی استفاده می نماییم. برای بدست آوردن داده های مربوط به بار تکفل نیز از سالنامه های آماری و با استفاده از فرمول زیر مقادیر این متغیر را محاسبه می نماییم.

$$bt = \frac{pop}{emp} \quad (15)$$

که در آن bt متغیر بار تکفل، pop کل جمعیت در سال مورد نظر و emp جمعیت شاغل در سال مورد نظر است. با توجه به اینکه سرشماری نفوس و مسکن در ایران هر ۱۰ سال یکبار انجام می شود، برای بدست آوردن مقادیر متغیرها در بقیه سالهای مورد بررسی از درون یابی خطی استفاده نمودیم.

جهت محاسبه متغیر درآمد، از درآمد سرانه واقعی برای هر فرد شاغل استفاده شده است. به این ترتیب که میزان درآمد ملی سالهای مختلف را بر شاخص CPI همان سال تقسیم نموده و در ۱۰۰ ضرب می نماییم تا اثر تورم از مقادیر محاسبه شده حذف گردد و سپس این ارقام را بر تعداد شاغلین همان سال تقسیم می کنیم و به این ترتیب درآمد واقعی سرانه (بر حسب شاغلین) برای هر سال محاسبه می شود.

برای بدست آوردن اطلاعات مربوط به تقاضای سرانه بیمه عمر (بر حسب هر فرد شاغل)، ابتدا حق بیمه های سالهای مورد نظر را بر شاخص قیمتی کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI) تقسیم و در ۱۰۰ ضرب نمودیم تا اثر تورم را از مقادیر محاسبه شده حذف

نماییم؛ سپس این مقادیر را که حق بیمه های واقعی زندگی می باشند بر میزان جمعیت شاغل هر سال تقسیم نمودیم.

همانطور که در مبانی نظری و کارهای تجربی تحقیق مشاهده نمودیم تورم انتظاری یکی دیگر از شاخصهای تصمیم گیری افراد در خرید بیمه نامه های عمر می باشد. برای محاسبه این متغیر می توان از طریق انتظارات تطبیقی به صورت ذیل عمل نمود:

$${}_{t-1}P_t = P_{t-1} + \lambda({}_{t-2}P_{t-1} - P_{t-1}) \quad (16)$$

که در این رابطه ${}_{t-1}P_t$ تورم انتظاری سال t که در سال $t-1$ برآورد شده است؛ λ ضریب تعدیل خطا و P_{t-1} تورم واقعی در سال $t-1$ می باشند. همانطور که ملاحظه می شود برای استفاده از این روش بایستی انتظارات تورمی سالهای قبل را نیز داشته باشیم. روش دیگری که کارهای تجربی کاربرد بیشتری دارد استفاده از رابطه زیر می باشد^۱:

$$\dot{P}^e = 0.7\dot{P}_{t-1} + 0.3\dot{P}_{t-2} \quad (16)$$

در این رابطه، تورم انتظاری هر سال برابر میانگین وزنی تورم سال قبل و دو سال قبل می باشد.

برای محاسبه احتمال مرگ سرپرست خانواده، روشی که مرکز آمار ایران در کارهای علمی و آماری خود استفاده می کند را مبنای عمل قرار می دهیم. فرمول محاسبه احتمال مرگ سرپرست خانواده به صورت زیر می باشد:

$$deat = \frac{dec}{pop - dec} \quad (18)$$

که در آن $deat$ احتمال مرگ سرپرست خانواده، dec تعداد فوت شده های سال مورد نظر و pop جمعیت کل کشور در سال مورد نظر می باشند.

طبق انتظارات تئوری و شواهد تجربی، تقاضای بیمه های زندگی با درآمد سرپرست خانواده، بار تکفل، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تحصیلات رابطه مستقیم داشته و با تورم انتظاری رابطه معکوس دارد. با توجه به موارد فوق مدل تابع تقاضای بیمه های زندگی در ایران بصورت زیر ارائه می شود:

$$\log(ins_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(inc_t) + \beta_2 \log(bt_t) + \beta_3 \log(edu_t) + \beta_4 inf_t + \beta_5 deat_t \quad (19)$$

که در این رابطه:

\log : لگاریتم در پایه نپرین

ins_t : حق بیمه های واقعی زندگی برای هر شاغل

۱-ختایی (۱۳۷۹)

inc_t : درآمد واقعی هر فرد شاغل (بعنوان معیاری از درآمد سرپرست خانوار)

bt_t : بار تکفل

edu_t : میزان تحصیلات

inf_t : تورم انتظاری

$deat_t$: احتمال مرگ سرپرست خانواده

حال پس از تصریح تابع تقاضای بیمه های زندگی درایران به تخمین آن با استفاده از الگوی اتورگرسیو با وقفه توزیع شده^۱ می پردازیم. الگوی خود توضیح با وقفه های توزیع شده $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ را بصورت زیر در نظر می گیریم:

$$Q(L, P)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta'w_t + u_t \quad (20)$$

که در آن:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad i = 1, 2, \dots, k$$

L عملگر وقفه، w_t برداری از متغیرهای ثابت (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه های ثابت است. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا \bar{R}^2 ، مشخص کرد. برای این منظور ابتدا به روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر $p=0, 1, \dots, m$ و $q_i = 1, 2, \dots, m$ و $i=1, 2, \dots, k$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار الگوی (۳۵) را برآورد می کنیم. برآورد در محدوده زمانی $t=m+1$ تا $t=n$ صورت می گیرد. سپس در مرحله دوم از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده یکی از آنها با توجه به چهار ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و یا \bar{R}^2 ، انتخاب می شود. در مرحله سوم ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به آنها را بر اساس الگوی ARDL انتخاب شده محاسبه می کنیم. ضرایب بلند مدت متغیرهای توضیحی بر اساس رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p} \quad \text{و} \quad i=1, 2, \dots, k \quad (21)$$

که در آن \hat{p} و \hat{q} مقادیر انتخاب شده p و q برای $i=1, 2, \dots, k$ بر اساس ضوابط ذکر شده هستند. در این مطالعه با توجه به حجم کم نمونه، ضابطه شوارز-بیزین (SBC)، را برای تعیین

وقفه بهینه ملاک عمل قرار می دهیم. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند. بر این اساس نتایج تخمین ها برای بهترین وقفه انتخاب شده پس از بررسی چند الگو بصورت زیر می باشد:

$$\log ins = 2.65 + 0.29 \log ins(-1) + 0.31 \log inc + 1.12 \log bt + 0.59 \log edu \quad (22)$$

t- test: (1.84) (3.46) (2.79) (1.98) (2.40)

$$\bar{R}^2 = 0.94 \quad F = 123$$

AR $\chi^2(4) = 0.22$ ، RESET $\chi^2(1) = 0.16$ ، NORM $\chi^2(2) = 2.31$ ، HET $\chi^2(1) = 0.03$ همانطور که ملاحظه می شود بر اساس ضابطه شوارتز، وقفه بهینه متغیر وابسته برابر با یک وقفه در الگو وارد می شود. با توجه به اینکه علامت ضرایب سایر متغیرها (احتمال مرگ سرپرست خانواده و تورم انتظاری) بر خلاف انتظارات تئوریک بوده و در سطح ۹۵٪ معنی دار نیستند از الگو حذف شده اند. معنی دار نبودن تورم انتظاری احتمالاً بدلیل یکساله بودن ساختار بیمه های عمر در اکثر سالهای نمونه بوده است. بعلاوه متغیرهای احتمال مرگ سرپرست خانوار نیز احتمالاً بدلیل پایین بوده کیفیت داده ها و تغییرات بطئی آنها در طول زمان اثرات با اهمیتی در الگو نداشته اند. ملاحظه می کنیم که کلیه ضرایب باقیمانده علامت مورد انتظار را داشته و در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز معنی دار است. ضریب تعیین $\bar{R}^2 = 0.91$ بیان کننده قدرت توضیح دهندگی بالای مدل است و مقدار $F = 123$ تاییدی بر معنی داری همزمان متغیرهای توضیحی و رگرسیون برآورد شده می باشد. نتایج آزمون های خوبی برازش یا تشخیص نیز دلالت بر خوبی برازش دارد. AR $\chi^2(4)$ آمار آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلاص (برای چهار وقفه)، RESET $\chi^2(1)$ آماره آزمون رمزی برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، NORM $\chi^2(2)$ آماره آزمون نرمال بودن باقیمانده ها مبتنی بر چولگی^۱ و کشیدگی^۲ باقیمانده ها و HET $\chi^2(1)$ آماره آزمون واریانس همسانی براساس رگرسیون مربع باقیمانده ها روی مربع مقادیر برازش شده است. همان طور که ملاحظه می شود آماره های تشخیص در معادله تقاضا رضایت بخش بوده و حاکی از آن است که اطلاعات و متغیرهای الگو قادرند رفتار متغیر وابسته را تبیین کنند. اکنون با استفاده از این نتایج، فرضیه وجود یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگوی تقاضا برای بیمه های زندگی را آزمون می کنیم. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به

1. Skewness.
2. Kurtosis.

متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، $(\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1)$ الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش خواهد داشت. لذا برای آزمون همجمعی با توجه به اینکه ضابطه SBC تعداد وقفه های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه انتخاب کرده است ($p=1$)، فرضیه های صفر و مقابل بصورت زیر آزمون می شود:

$$H_0 : \alpha_1 - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \alpha_1 - 1 < 0$$

آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق بصورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{se_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0.29 - 1}{0.179} = -3.96 \quad (23)$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۳/۸۲- می باشد، فرضیه صفر را رد می کنیم و نتیجه می گیریم که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی تقاضای بیمه عمر در ایران وجود دارد. این رابطه تعادلی بلند مدت بصورت زیر برآورد می شود:

$$\log ins = 3.67 + 0.44 \log inc + 1.70 \log bt + 0.83 \log edu \quad (24)$$

$t - ratio$ (2.02) (3.81) (2.56) (1.96)

همانطور که ملاحظه می شود کلیه متغیرها معنی دار بوده و علامتی مطابق انتظارات تئوریک دارند. کشش درآمدی بلند مدت تقاضای بیمه عمر در ایران برابر ۰/۴۴ محاسبه شده که تأکیدی بر ضروری بودن بیمه های عمر در سبد مصرفی مصرف کنندگان می باشد. پایین بودن کشش بلند مدت درآمدی احتمالاً ناشی از اجباری بودن خرید آن در ترتیبات بیمه ای کشور میباشد بطوریکه تقاضا برای خرید بیمه ارتباط کمی با درآمد افراد داشته است، هرچند که در سطح کلان بیمه های عمر با افزایش درآمد با ضریب ۰/۴۴ گسترش یافته اند.

در تحلیل های هم انباشتگی روابط کوتاه مدت میان متغیرها بر اساس سازو کار یا الگوی تصحیح خطا^۱ مورد بررسی قرار می گیرد. این الگوها نوسانات یا تغییرات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهند. لذا در الگوی ECM، جمله تصحیح خطا^۲ (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است نیز (علاوه بر تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها) لحاظ می شود. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان

1- error correction model
2- error correction term

می دهد و انتظار می رود که علامت آن منفی باشد. نتیجه برازش الگوی کوتاه مدت ECM برای تقاضای بیمه عمر بصورت زیر می باشد:

$$d \log ins = 0.31d \log inc + 1.12d \log bt + 0.59d \log edu - 0.71ECT(-1) \quad (25)$$

t – ratio : (2.79) (1.98) (2.40) (-8.35)

همانطور که ملاحظه می شود ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر ۰/۷۱- برآورد شده است که نشان می دهد در هر سال ۰/۷۱ از عدم تعادل یک دوره در تقاضای بیمه عمر در دوره بعد تعدیل می شود. لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با سرعت سریعی صورت می گیرد. بعلاوه مطابق انتظار کلیه کشش های کوتاه مدت تقاضا کمتر از کشش های بلند مدت متناظر می باشند.

برآورد تقاضای بیمه عمر در کشورهای تولید کننده نفت با استفاده از داده های پانل^۱

نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای بیمه عمر در کشورهای نفت خیز بادرآمد متوسط بر اساس اثرات تصادفی بصورت زیر می باشد:

$$\log ins = -2.23 + 0.78 \log inc + 0.45 \log edu + 0.76 \log deat + 0.48 \log ins(-1)$$

t – test (-2.74) (5.29) (4.88) (3.60) (6.91)

$$+ 0.008 \log inf + 0.67 \log bt \quad (26)$$

(2.15) (0.93)

$$\bar{R}^2 = 0.98$$

$$F = 301$$

همانطور که در مدل فوق مشاهده می شود کلیه ضریبها در سطح اعتماد ۹۵٪ معنی دار بوده و $R^2 = 0.98$ و همچنین نشان از خوبی برآورد انجام شده و معنی دار بودن همزمان متغیرهای الگو دارد. در مدل مورد بررسی آماره آزمون هاسمن $\chi^2_5 = ۱/۳۲$ بدست آمد که در سطوح اهمیت مرسوم معنی دار نمی باشد. لذا می توان تفاوت در عرض از مبدا مقاطع مختلف را بصورت تصادفی در نظر گرفت.

کلیه ضرایب معنی دار بوده و علامت مورد انتظار مطابق را الگوی نظری دارند. با توجه به اینکه مدل بصورت لگاریتمی تخمین زده شده است ضرایب متغیرها کشش تابع تقاضا نسبت به آن متغیرها را نشان می دهد. بنابراین کشش درآمدی تابع تقاضای بیمه عمر در کوتاه مدت $0/78$ بدست آمده که بمراتب بیشتر از کشش تقاضای محاسبه شده برای ایران بر اساس داده های سری زمانی است. بنظر می رسد در کشورهای دیگر رابطه قوی تری میان درآمد و خرید بیمه عمر وجود دارد. کشش بلند مدت تابع تقاضای بیمه عمر در کشورهای نفت خیز با درآمد متوسط $1/5 = (0/78) / (1 - 0/48)$ بدست خواهد آمد که نشان دهنده لوکس بودن آن در کشورهای صادر کننده نفت است.

ارتباط بین تحصیلات و تقاضای بیمه زندگی مطابق انتظارات نظری، مثبت و به لحاظ آماری غیر معنی دار می باشد. بر اساس شواهد نظری و تجربی هر چه میزان تحصیلات خانواده ها افزایش یابد تقاضای بیمه عمر افزایش می یابد. نتیجه مذکور نشان می دهد که تحصیلات ظرفیت توسعه نهادهای بیمه (عمر) را در این کشورها افزایش داده است. ضریب مربوط به تورم انتظاری هر چند مطابق تئوری مثبت است اما مقدار ضریب بسیار ناچیز ($0/008$) برآورد شده است؛ نتیجه مذکور را نیز شاید بتوان به ساختار بیمه های عمر کوتاه مدت و نقش دولت و کارفرمایان در خرید آنها در این کشورها نسبت داد. کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به بار تکفل مثبت، اما غیرمعنی دار است. بعلاوه اندازه ضریب نیز ($0/67$) قابل ملاحظه نیست. نتیجه مذکور احتمالاً تلاش دولت و تکامل نهادها برای توسعه بیمه های عمر در این کشورها را همزمان با کاهش بار تکفل نشان می دهد. همچنین ضریب احتمال مرگ سرپرست خانواده موافق تئوری بوده و در سطح اطمینان 95% معنی دار است. ضریب مذکور نشان می دهد که در صورت افزایش یک درصد احتمال مرگ سرپرست خانواده تقاضای بیمه های زندگی $0/76$ درصد افزایش می یابد.

۵- خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله تابع تقاضای بیمه عمر در ایران و کشورهای نفت خیز با درآمد متوسط بر اساس نظریه های اقتصاد خرد و ادبیات تجربی تصریح و به ترتیب با داده های سری زمانی و پانل برآورد شده است. کیفیت و دقت تخمین ضرایب در روش داده های پانل برای کشورهای تولید کننده نفت مطابق انتظار به مراتب بالاتر از تخمین های حاصله به روش $ARDL$ مبتنی بر داده های سری زمانی است. نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای بیمه عمر در ایران بین سالهای $82-1345$ نشان می دهد ضریب کشش درآمدی تقاضای بیمه های زندگی در ایران مطابق انتظار مثبت و در

کوتاه مدت و بلند مدت کوچکتر از یک (به ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۴۴) می باشند که اشاره به ضروری بودن بیمه های زندگی در سبد مصرفی مصرف کنندگان دارد. اما کسش درآمدی تقاضا برای کشورهای صادر کننده نفت به مراتب بیشتر از ایران (در کوتاه مدت و بلند مدت به ترتیب ۰/۷۸ و ۱/۵) می باشند که متضمن لوکس بودن آن در این گروه کشورها است. نتیجه مذکور نشان می دهد که ظرفیت گسترش بیمه های عمر همراه با افزایش درآمد، در ایران کمتر از سایر کشورهای صادر کننده نفت با درآمد متوسط بوده است. ضریب بار تکفل هر چند موافق با تئوریهای اقتصادی مثبت است اما مقدار آن برای کشورهای نفت خیز ناچیز و به لحاظ آماری بی معنی است. نتیجه مذکور نشان می دهد که توسعه نهادهای بیمه عمر در این کشورها مقارن با افزایش بار تکفل نبوده است. در واقع مقررات و دخالت های دولت و همچنین ظرفیت های نهادی در بخش بیمه نقش اساسی در توسعه بیمه در این کشورها داشته است.

تحصیلات یکی از متغیرهایی است که به لحاظ نظری و تجربی بر تقاضای مصرف کنندگان برای بیمه های زندگی موثر بوده و با افزایش آن میزان تقاضای بیمه های زندگی افزایش خواهد یافت. ضریب این متغیر در تابع تقاضای بیمه عمر در ایران (۰/۵۹) و کشورهای نفت خیز (۰/۴۵) مثبت و معنی دار است. نتیجه مذکور نشان می دهد که گسترش تحصیلات، ظرفیت های نهادی و تلاش دولت ها را برای توسعه بیمه های عمر افزایش می دهد. تورم انتظاری از جمله متغیرهایی است که در تخمین های انجام شده یا دارای ضریبی مخالف تئوری بوده و یا مقدار تخمینی ضریب آن بسیار ناچیز می باشد. نتیجه مذکور نیز ساختار کوتاه مدت بیمه های عمر و نقش با اهمیت دخالت دولت ها و ظرفیت های فنی و نهادی آنها را در گسترش و تکامل این بیمه ها نشان می دهد. در مجموع به نظر می رسد عوامل نهادی و ظرفیت های طرف عرضه نقش بیشتری در گسترش بیمه های زندگی در این کشورها نسبت به عوامل طرف تقاضا (بر اساس الگوهای استاندارد) دارند.

منابع و مواخذ:

- ۱- آزاد، منوچهر، بررسی عوامل موثر بر فروش بیمه نامه های عمر و پس انداز توسط نمایندگان شرکت سهامی بیمه آسیا، ۱۳۸۱، دانشگاه آزاد اسلامی
- ۲- بهزادی، بهزاد، گفتگویی درباره بیمه عمر، چاپ اول، انتشارات دفتر بیمه
- ۳- بیمه مرکزی ایران، گزارش عملکرد صنعت بیمه کشور (سالهای مختلف)
- ۴- بیمه مرکزی ایران، بیمه های بازرگانی در ایران تا سال ۷۵، چاپ اول، ۱۳۷۶

- ۵- کاردگر، ابراهیم، شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه های زندگی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۶
- ۶- گجراتی، دامودار، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، موسسه انتشارات چاپ دانشگاه تهران
- ۷- بیمه مرکزی ایران، فصلنامه (شماره های مختلف)
- ۸- عزیز زاده نیازی، عارف، شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران و ارائه یک الگوی مناسب، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ۱۳۷۸
- ۹- کریمی، آیت، کلیات بیمه، ناشر بیمه مرکزی ایران، تهران ۱۳۷۶
- ۱۰- کریم آبادی، خلیل، جهان بیمه در سال ۱۹۸۶، فصل نامه بیمه مرکزی ایران، شماره ۳، سال سوم، پاییز ۱۳۶۷
- ۱۱- نوفرستی، محمد، کشش درآمدی تقاضای بیمه، فصل نامه بیمه مرکزی ایران، شماره ۱، سال دوم، ۱۳۶۶
- ۱۲- هوشنگی، محمد، بیمه حمل و نقل کالا، شرکت سهامی بیمه ایران، تهران ۱۳۶۹
- ۱۳- نوفرستی، محمد، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه فرهنگی رسا،

۱۳۷۸

- 14- Lewis F.D.(1989), Dependents and the Demand for Life Insurance, American Review, No, 79: 452-467
- 15- Hirschtelfer J.(1996) "Investment Decisions under Uncertainty: Application of the State Preference Approach" Quarterly Journal of I.C.O, 13, 252-277
- 16- Outré Ville, J.F. (1992), the Relationship between Insurance Financial Development & Market Structure in Developing Countries UNCTAD Review, 3:35-69
- 17- Trute, Date and B. And Lila J. Trute(1990), The Demand for Life Insurance in Mexico & the United States: A Comparative Study, Journal of Risk & Insurance, 57:321-328
- 18- Yaari, M, 1965, Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer, Review of Economic Studies, 32:137-150
- 19- <http://www.swissre.com>(research and publication)
- 20- sigma, world insurance in 2002- No. 7/2003-1996-No.4/1998
- 21- Babble, D.F, 1981, Inflation, Indexation and Life Insurance Sales in Brazil, journal of risk & insurance, 48:15-135
- 22- Beenstock, Michael, Greey Dicknson, and Sajay Khajuria, 1998, The Relationship Between property-liability insurance

premium and income: an international analysis, *Journal of Risk & Insurance*, 55:259-272

23- Beenstock, Michael, Greedy Dicknson, and Sajay Khajuria, 1998, The determination of life premiums: an international cross section analysis 1970-1981, *Insurance: Mathematics and Economics*, 5:261-270

24- Bennett, carols, S.J., *Economics for insurance*, London, 1984-1989.

25- Brown, M.J. and Kim, an International Analysis of Life Insurance Demand, *Journal of Risk & Insurance*, 60:616-634

26- Campbell, R.A.(1980), the Demand for Life Insurance: an Application of the Economics of Uncertainty, *Journal of Finance*, 35:1155-1172

27- Cummins, J.D.(1973), an Econometric model of the Life Insurance Sector of the U.S. Economy, *Journal of Risk & Insurance*, 40:533-534

28- Fischer, S. (1973), a Life Cycle Model of Life Insurance Purchases, *International Economic Review*, 74:132-152

29- Fortune, P.(1973), a Theory of Optimal Life Insurance, Development and Tests, *Journal of Risk & Insurance*, 27:587-600

30- Hakansson, N.H.(1969), Optimal Investment and Consumption Strategies under Risk and Uncertain Lifetime an Insurance, *International Economic Review*, 10:,443-466

31- Lewis, F.D.(1989), Dependents and the Demand for Life Insurance, *American economic Review*, 79:452-466

Estimation of Life Assurance Demand Function in Iran and other Oil exporting Countries

Mohsen Mehrara¹
Mohammad Azam Rajabian²

Abstract

In this paper we estimate the demand function for life insurance in Iran for the years 1345-1382 as well as oil-exporting countries with middle income during 1998-2002 by using the ARDL approach and Panel Data respectively. The results show that the income, size of family and education are the most important factors that affect the demand for life assurance in Iran. Moreover income and death probability of family head are the most determinant factors in the demand function for life assurance in oil exporting countries with middle income. Overall, the results implies the institutional and technical capacities, particularly in supply side, are the most important factors in life insurance development in Iran and other oil-producing countries and standard model based on demand-side factors cannot explain life insurance behavior satisfactorily.

Keywords: life insurance, panel data, oil-exporting countries, ARDL model, Iranian economy

JEL Classification: G2; D8

1. Faculty Member, Assistant Professor of Tehran University, Iran.
2. Researcher