مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۴ / صفحات ۸۱ -۵۷

تقاضا برای بیمه عمر در ایران و کشورهای صادر کننده نفت

دکتر محسن مهرآرا *

محمد اعظم رجبیان**

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱۲/۱۷

چکیدهٔ

در این مقاله، تابع تقاضای بیمهٔ عمر با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران طی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۴۵، مبتنی بر رویکرد ARDL و هم‌چنین داده‌های پانل برای کشورهای صادرکننده نفت با درامد متوسط برای دورهٔ ۲۰۰۲-۱۹۹۸ براورد و نتایج بدست آمده، مقایسه می‌شوند. بر طبق این نتایج، عمده‌ترین عوامل تعیین کنندهٔ تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران، درامد، میزان تحصیلات و بارتکفل‌اند. هم‌چنین، درامد، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تحصیلات، از مهم‌ترین عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های‌عمر در کشورهای نفت خیز با درامد متوسط می باشند. کشش‌های درامدی تابع تقاضای بیمهٔ عمر نشان می‌دهند که این محصول، در کشورهای نفت‌خیز با درامد متوسط، لوکس و در ایران ضروری است. در واقع، افزایش درامد، نقش اساسی‌تری در گسترش و تحولات بیمه‌های عمر در سایر کشورهای صادر کنندهٔ نفت نسبت به ایران داشته است. نتایج نشان می‌دهند که ظرفیت‌های فنی و نهادی، به‌ویژه در بخش عرضه، اهمیت بیشتری در توسعهٔ بیمهٔ عمر این کشورها، نسبت به عوامل تقاضا(مطابق الگوهای استاندارد)داشته‌اند.

طبقه بندی JEL : G2, D8.

کلیدواژه: بیمهٔ عمر، کشورهای صادرکنندهٔ نفت، الگوی ARDL، داده‌های پانل، اقتصاد ایران.

---

* استادیار دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه تهران

** پژوهش‌گر.

۱- مقدمه

بیمهٔ عمر، در جهان کنونی، یکی از ابزارهای مهم اقتصادی بوده و استفاده‌های متعددی از آن به عمل می‌آید. هم‌چنین، صندوق‌های بیمهٔ عمر، یک منبع سرمایه‌گذاری عظیم اند، به طوری که، شرکت‌های بیمهٔ عمر، به عنوان قطب‌های سرمایه‌گذاری در جهان محسوب می‌شوند. با گذشت سال‌ها از آغاز فعالیت این صنعت در ایران، هنوز پیشرفت شایانی نداشته است. بنابراین، لازم است که عوامل موثر بر توسعه و گسترش صنعت بیمهٔ عمر در ایران و سایر کشورهای نفت‌خیز در حال توسعه را، بررسی کنیم.

هدف اصلی در این پژوهش، تخمین تابع تقاضای بیمهٔ عمر در ایران و سایر کشورهای نفت خیز با درامد متوسط، با استفاده از داده‌های پانل[1]، طی سال‌های ۲۰۰۲ – ۱۹۹۸، می‌باشد. در کشورهای در حال توسعه، تحقیقات بسیار کمی در این زمینه انجام شده‌اند. تخمین تابع تقاضای بیمه‌های زندگی در کشورهای مختلف، به طور عمده، با استفاده از داده‌های سری زمانی یا مقطعی انجام‌شده‌است. اما در این مطالعه، با استفاده از **داده‌های پانل**، کیفیت روش تخمین و هم‌چنین، کارایی براوردها افزایش می‌یابد. علاوه بر این، روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران، به صورت جداگانه نیز با استفاده از الگوی ARDL[2] پسران و شین(۱۹۹۷)، در بازهٔ زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۵، تحلیل و بررسی می‌شوند.

در بخش دوم این مقاله، مبانی نظری تابع تقاضا برای بیمهٔ عمر را مرور می‌کنیم. در این بخش، تقاضا برای بیمهٔ عمر، بر اساس الگوی نظری یاری[3] به عنوان تابعی ازدرامد، تحصیلات، بارتکفل، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تورم انتظاری استخراج می‌شود. بخش‌سوم، به مرور ادبیات تجربی تقاضا، برای بیمه‌های عمر، در داخل و خارج از کشور اختصاص‌دارد. در بخش چهارم، معادلات

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

تقاضا برای بیمهٔ عمر، در ایران و کشورهای صادرکننده نفت را، به ترتیب با داده‌های سری زمانی و پانل براورد و تحلیل می‌کنیم. در بخش‌پنجم، مباحث مذکور، خلاصه و نتیجه‌گیری می‌شوند.

۲- مبانی نظری تقاضا برای بیمهٔ عمر

اکثر مطالعات نظری جدید در زمینه تقاضای بیمهٔ عمر (استانلی فیشر[۱]، ۱۹۷۲، پیسارایدز[۲] ۱۹۸۰، ادی کارنی[۳] و ایتزهاک زیلچا[۴]، ۱۹۸۵ و ۱۹۸۶)، مطالعهٔ یاری[۵] را به عنوان نقطهٔ شروع کار خود قرارداده‌اند.تقاضای سرپرست خانواده برای بیمهٔ عمر، به تعداد افراد خانواده بستگی دارد. لوئیس[۶]، این ارتباط را، با توسعهٔ ساختار نظری بیمهٔ عمر، یاری و با در نظرگرفتن ترجیحات دیگر اعضای خانواده، مورد بررسی قرارداد. در این‌حالت، بیمهٔ عمر، توسط افراد تحت تکفل شخص که در طول‌عمرنامطمئن سرپرست خانواده، با درامد نامطمئنی نیز مواجه‌اند، تقاضامی‌شود. تقاضای آن‌ها برای بیمهٔ عمر، براساس طول‌عمر سرپرست خانواده، بر پایهٔ مدل چرخهٔ زندگی استواراست که در آن به دلیل نااطمینانی در دربارهٔ طول عمر سرپرست خانواده درامد نامطمئن است[۷].

یاری، در مفهوم مدل چرخهٔ زندگی با طول عمر نامطمئن، نشان می‌دهد که یک شخص مطلوب بودن انتظاری خود را با خرید بیمهٔ عمر و دریافت مستمری سالانه، افزایش‌می‌دهد.روش لوئیس، به این دلیل متمایز است که او، تقاضای بیمهٔ عمر را از دید وارثان مورد بحث قرارمی‌دهد. به عبارت دیگر، بیمهٔ عمر، به منظور حداکثرکردن مطلوب بودن انتظاری وارثان، تقاضا می‌شود.

1.Stanley Fischer.
2.Pissarides.
3.Edi Karni.
4.Itzhak Zilcha.
5.yaari.
6.Lewis.
7- Frank D. Lewis, 1989.

در ساختار مدل یاری، یک مصرف‌کننده، بیمهٔ عمر را، به منظور افزایش مطلوب بودن انتظاری طول عمرخود، خریداری می‌کند:

$$E[U(T)] = \int_0^T \alpha(t)g[C(t)]dt + \beta(T)\Psi[S(T)] \qquad (۱)$$

در این رابطه، T، طول عمر مصرف‌کننده می‌باشد که یک متغیر تصادفی است. $g[C(t)]$ مطلوب بودن آتی از مصرف، $\alpha(.)$ و $\beta(.)$ عوامل تخفیف (تعدیل) و $\psi[S(t)]$ مطلوب بودن آتی ارثیه‌ها می‌باشند. زمانی که مصرف‌کنندگان ازدواج می‌کنند و یا صاحب فرزند می‌شوند، $\beta(.)$ به طور قابل‌ملاحظه‌ای، افزایش می‌یابند. لذا این اتفاقات، تغییر در مالکیت (خرید) بیمهٔ عمر را بیشتر توضیح‌می‌دهند. طبق معادلهٔ (۱)، تغییر در مالکیت بیمهٔ عمر، بیشتر به جابجائی برون‌زای تابع مطلوب بودن مصرف کنندهٔ بستگی دارد. لوئیس، با بسط مدل یاری، جابجائی در تابع مصرف‌کننده را، با در نظرگرفتن ترجیحات فرزندان و همسران به‌دست آورد. هم‌چنین لوئیس فرض کرد که تابع مطلوب بودن هر یک 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 وارثان شخص می‌باشند، انتقال دهیم.

یک سرپرست، درامد را به صورت برون‌زا برای فرزندان خود فراهم‌می‌کند و این درامد، طوری اختصاص داده می‌شود، که مطلوب بودن انتظاری فرزندان وی حداکثر شود. فرزندان نیز، مطلوب بودن خود را، با در نظرگرفتن محدودیت درامد برون‌زای انتقالی از پدر، حداکثرمی‌کنند. حداکثرکردن مطلوب بودن از طرف فرزندان، ممکن است شامل خرید بیمهٔ عمر سرپرست خانواده باشد. زیرا، فرزندان با درامد نامطمئنی که از طول عمر نامطمئن سرپرست خانواده به دست می‌آید، مواجه‌اند. آن‌ها تا سن به طور مثال a در خانواده باقی می‌مانند، تا آن زمان، پرداخت‌های انتقالی‌معینی درهر سال دریافت می‌کنند؛ ولی، در صورتی که پدر فوت کند، آن‌ها پرداخت‌های انتقالی دیگری به جز سهم معینی از ارث، دریافت‌نمی‌کنند. فرزندان قبل از سن a، مجاز به استقراض در قبال درامد

احتمالی حاصله در آینده نیستند (هرچند آن‌ها مجاز به پس‌اندازاند). الگوی پرداخت‌های انتقالی از پدر، چنان در نظرگرفته‌شده‌است، که درواقع فرزندان، درمدتی‌که در خانواده‌اند، پس‌اندازی ندارند. هر فرزند در سن i ، مطلوب بودن مورد انتظار را، با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق بیمه‌های عمر، (di) به حداکثر می‌رساند.[1]

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

$$Max \;\; EU_i = (1-P_i)[u_i(t_i - d_i) + EU_{i+1}] + P_i[u_i(f_i + b_i - d_i)] \qquad (۲)$$

در این رابطه:

EU_k= مطلوب بودن انتظاری از سنین k سالی تا a

P_k= احتمال فوت پدر در سن k فرزند

$u_k(.)$= مطلوب بودن آتی در سن k [$u'_k > ۰$ و $u''_k(.) < ۰$]

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

ارتباط بین قیمت بیمه نامه و حق بیمهٔ به شرح زیر است (حق بیمه، درصدی از قیمت بیمه‌نامه می‌باشد).

$$fi = \frac{d_i}{Gp_i} \qquad (۳)$$

که در آن G، عامل سربار (هزینه سربار) می‌باشد.

معادلهٔ (۲) و $U''_K(0) < ۰$، شرایط بهینهٔ زیر را بوجود می‌آورند:

1- Frank D lewis, 1989, 543.

$$u_i'(t_i - d_i^*) = \frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)} U'(f_i^* + b_i - d_i^*) \qquad (۴)$$

در معادلهٔ بالا، مقادیرستاره‌دار، ارزش بهینه را نشان می‌دهند. برای این که تجزیه و تحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می‌کنیم که در صورت احتمال پایین مرگ پدر، باشد تقریباً درست است:[۱]

$$u'_i(t_i - d_i^*) = U_i'(T_i - D_i^*) \qquad (۵)$$

که در آن T_K و D_k ، نشان دهندهٔ ارزش فعلی پرداخت‌های انتقالی و حق بیمهٔ عمر از سن k تا a در صورت زنده بودن پدر می‌باشد. با جایگزینی معادلهٔ (۵) در معادلهٔ (۴) و با فرض یک تابع مطلوب بودن با کشش ثابت، داریم:

$$f_i^* + b_i - d_i^* = \left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\partial}} [T_i - D_i^*] \qquad (۶)$$

که در آن ∂ (منفی)، کشش مطلوب بودن نهایی، نسبت به مصرف (پرات[۲] ریسک‌گریزی‌نسبی)، است. سرانجام، با جایگزینی معادلهٔ (۳) در معادلهٔ (۶) و محدود کردن فرزندان به دارایی‌های بیمهٔ عمر غیرمنفی[۳]، داریم:

$$[1-Gp_i] f_i^* = \max\left\{\left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* - b_i\right\} \qquad (۷)$$

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. معادلهٔ (۷)، تفسیر نسبتاً ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی $b_i = ۰$)، بنابراین، اگر احتمال فوت (p_i) کوچک باشد، معادله، (۷) به صورت زیر درمی‌آید:

---

۱. برای اثبات به مقاله زیر مراجعه شود:

Lewis F.D, 1989, No, 79: 452-467.

2.Arrow Pratt.

۳ - یعنی ارزش حال (فعلی) مبلغی که از بیمهٔ عمر دریافت می‌شود، از آن‌چه بابت آن در طول عمر پرداخت‌شده است، کم‌تر نباشد.

$$f_i^* = \left[\frac{1}{G}\right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* \qquad (۸)$$

در این حالت، با فرض این که پدر تا سن a زنده می‌ماند، ارزش بیمه نامهٔ عمر در مورد فوق، به طور ساده، نسبتی از ارزش فعلی مصرف فرزند می‌باشد. این‌نسبت، به طورمعکوس با عامل سربار(G)و به طور مستقیم، با درجهٔ ریسک گریزی فرزند (∂) ارتباط دارد.

مسألهٔ همسر مانند فرزندان است. فرض‌می‌شود که همسر با قطعیت تا سن T، که در آن سن، ملزم به ترک سهم ارث B است، زنده بماند. شرط مرتبهٔ اول در سن i، برای حداکثرکردن مطلوب بودن مورد انتظار، همانند معادلهٔ (۴) می‌باشد:

$$v_i(y_i - S_i^* - d_i^*) = \frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)} \times V_i[K_i - \frac{B}{(1+r)^{T-1}} + f_i^* - d_i^*] \qquad (۹)$$

که در آن v_k، مطلوب بودن آتی بیوه در سن k، V_K مطلوب بودن از سنین k تا T با فرض یک الگوی بهینهٔ مصرف،y، درامد همسر،r نرخ تنزیل و K_k ، ارزش فعلی موجودی سرمایهٔ همسر، در صورت فوت شوهر در سن k می‌باشد. با پیروی از همان روند به کارگرفته‌شده برای تقاضای بیمهٔ عمر فرزندان، تقاضای همسر به صورت زیر خواهد بود:

$$[1-Gp_i] = \max\left\{ \left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* - K_i + \frac{\beta}{(1+r)^{T-i}} \right\} \qquad (۱۰)$$

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 عمرشوهر، به طور ساده، برابر است با جمع خریدها توسط همسر و هر یک از فرزندان، با فرض این‌که، همه اعضای خانواده ریسک گریزی نسبی همسان داشته باشند. با توجه به این‌که عامل محدودکنندهٔ غیرمنفی در دارایی‌های بیمهٔ زندگی یا به همه اعضای خانواده مربوط است و یا به هیچ کدام مربوط نیست، می‌توان معادلات (۷) و (۱۰)

را با هم ترکیب کرد تا جمع دارایی‌های بیمهٔ زندگی خانواده، به دست آید[1] :

$$[1-Gp] = \max\left\{ \left[\frac{1-Gp}{G(1-p)}\right]^{\frac{1}{\partial}} TC - W \right\} \qquad (۱۱)$$

در این معادله:

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

TC= ارزش فعلی مصرف هر یک از فرزندان، از دورهٔ جاری تا سن a و دربارهٔ همسر، از دورهٔ جاری، تا سن K ، با فرض این که زنده می‌ماند.

W= ثروت خانواده بدون احتساب سهم ارث همسر می‌باشد.

معادلهٔ (۱۱)، یک تقاضای ذهنی است، که محاسبات صریحی را که بسیاری از خانوارها به هنگام خرید بیمه‌های عمر انجام می‌دهند، تشریح می‌کند. لذا، با توجه به معادلهٔ(۱۱) نتیجه بحث را این گونه بیان می‌کنیم که تقاضا برای بیمه‌های زندگی (عمر)، با احتمال مرگ سرپرست خانواده، ارزش فعلی مصرف خانواده و هم‌چنین ریسک‌گریزی خانوارها، ارتباط مثبت و با ثروت خانواده و هزینهٔ سربار، ارتباط منفی دارد[2].

۳- مروری بر ادبیات تجربی تحقیق

هر چند بازار بیمه درکشورهای پیشرفته و توسعه یافتهٔ جهان، به علت بین المللی‌شدن دامنهٔ فعالیت بیمه، گسترش پیدا کرده و به تبع آن، بازار بیمهٔ عمر این کشورها نیز رشد قابل توجهی داشته است، اما با این وجود، در این‌کشورها، تحقیق چندانی در این زمینه صورت نگرفته‌است. به طورتقریبی، اکثر مطالعات انجام شده در زمینهٔ بیمهٔ عمر، تحقیق یاری در سال ۱۹۶۵ با عنوان «نا اطمینانی بیمه ، بیمه عمر و تئوری مصرف کننده» را راهنمای خود قرار داده‌اند.

یاری در مطالعهٔ خود، به این نکته اشاره دارد، که تقاضای بیمهٔ عمر، باید از

1- Frank D, lewis, 1989, 455-554.

2-(Lewis, Frank,D,1989,544).

دیدگاه تخصیص منابع مصرف‌کننده، در چهارچوب مدل سیکل زندگی بررسی شود. در سال ۱۹۶۷، هاموند[1]، هاستون[2] و ملندر[3] در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین هزینهٔ حق بیمهٔ عمر خانوار، یک پژوهش تجربی»[4]، به روش تجربی نشان دادند که ارتباط مثبتی بین بار تکفل و تقاضا برای بیمه‌های زندگی وجود دارد.هاکنسون[5] (۱۹۶۹)، در مقاله‌ای با عنوان «استراتژی بهینهٔ مصرف و سرمایه‌گذاری تحت ریسک و نااطمینانی بیمهٔ عمر»، فیشر[6] در سال ۱۹۷۳ ، در مقاله ای تحت عنوان «مدل سیکل زندگی بهینهٔ بیمهٔ عمر»، فورتون[7] در سال ۱۹۷۳، در مقاله‌ای تحت عنوان «تئوری بهینهٔ عمر، توسعه و آزمون » و کمپل[8]، در مقاله‌ای تحت عنوان «تقاضا برای بیمهٔ عمر، یک کاربردی از اقتصاد عدم‌اطمینان»، به ارتباط مثبت و معنی‌داری، بین تولید ملی و تقاضای بیمهٔ عمر دست یافته‌اند.

در سال ۱۹۷۳، کامینز[9]، در مقاله‌ای تحت عنوان «مدل اقتصاد سنجی بخش بیمهٔ عمر اقتصاد آمریکا»، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی را، روی صنعت بیمهٔ عمر آمریکا مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که بیمهٔ عمر با تولید ناخالص داخلی، ارتباط مثبت دارد. بابل[10] در سال ۱۹۸۱، در مقاله‌ای تحت عنوان «تورم ، شاخص‌سازی و فروش بیمهٔ عمر در برزیل» ارتباط منفی بین تورم انتظاری و تقاضای بیمه‌های زندگی را نشان داد.

در سال ۱۹۸۶، بینستوک[11] دیکنسون[12] و خاجاریا[13] ، در مقاله‌ای تحت

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

عنوان«تجزیه و تحلیل بین المللی ارتباط بین حق بیمهٔ مسئولیت و درامد»، ارتباط بیمه مسئولیت و درامد رابرای ۵۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته، مورد مطالعه قرار دادند و برای این منظور، الگویی به صورت زیر، در نظر گرفتند:

$$Lh = 7.39+1.34LGDP \qquad (۱۲)$$

$$(14.3)\ (22.21) \qquad R^2 = 0.918$$

که درآن h، حق بیمهٔ مسئولیت، GDP، تولید ناخالص داخلی وL ، لگاریتم در پایهٔ عدد نپراست.آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین حق بیمهٔ (بیمه مسئولیت) و تولید ناخالص داخلی، مثبت و دارای کشش درامدی بزرگ‌تر از واحد است.

ارتباط مثبت بین بیمه‌های عمر و درامد، توسط محققان مختلفی از جنبهٔ نظری، تأیید شده است. به طور مثال لوئیس[1] در سال ۱۹۸۹ ، در مقاله‌ای تحت عنوان «عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی»، بینستوک ، دیکنسون و خاجاریا در سال ۱۹۶۸، در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین حق بیمه عمر، یک تجزیه و تحلیل منطقی بین المللی» و تروت وتروت[2]در سال ۱۹۹۰، در مقاله‌ای تحت عنوان «تقاضا برای بیمه در مکزیک و ایالات متحده »، به صورت تجربی نشان داده‌اند که تقاضای بیمه‌های زندگی، بادرامد ارتباط مثبت دارد.

گرین[3] در سال ۱۹۵۴ ،در مقاله‌ای تحت عنوان «خرید بیمهٔ عمر در شرایط تورمی»، فورتون در سال ۱۹۷۳ ، در مقاله‌ای تحت عنوان «تئوری بهینهٔ بیمهٔ عمر ، توسعه و آزمون» و بابل[4] در سال ۱۹۸۱، در مقاله‌ای با عنوان «تورم، شاخص‌سازی و فروش بیمهٔ عمر در برزیل»، نشان دادند که تورم انتظاری، روی تقاضای بیمه‌های زندگی، اثر منفی دارد. به عبارت دیگر، تورم، ارزش بیمهٔ عمر را کاهش می‌دهد.

---

1. Lewis.
2. Truett & Truett.
3. Greene.
4. Babble.

اوترویل[1] در سال ۱۹۹۲، در مقاله‌ای تحت عنوان «ارتباط بین بیمه، توسعهٔ مالی و ساختار بازار در کشورهای درحال توسعه»، ارتباط بین بیمه، توسعهٔ اقتصادی و ساختار بازار بیمه در ۵۵ کشور در حال توسعه را مورد پژوهش قرار داد و به نتیجهٔ زیر رسید :

$$Lh = -6.98 + 1.334\ LGDP \qquad (۱۳)$$

$$(t\text{-test})\ (-13.09)\ (17.33) \qquad R^2 = 0.854 \qquad F = 300.4$$

که در آن h ، حق بیمه، GDP، تولید ناخالص داخلی وL ، لگاریتم در پایهٔ نپرین است. ملاحظه می‌شود که در رابطهٔ فوق، ارتباط بین حق بیمهٔ دریافتی و تولید ناخالص داخلی، مثبت و کشش درامدی، بزرگ‌تر از واحد است.

براون[2] و کیم[3] در سال ۱۹۹۳، در مقاله‌ای تحت عنوان «تجزیه و تحلیل بین المللی تقاضا برای بیمهٔ عمر»، با استفاده از کار نظری لوئیس و کارهای تجربی انجام شده در زمینهٔ تقاضای بیمه‌های زندگی، عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی شامل درامد، بار تکفل، تورم انتظاری و سطح تحصیل برای ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته را، مورد بررسی قرار دادند. نتایج تخمین‌ها، در جدول۱ ارایه شده‌اند. ارتباط تقاضا برای بیمه‌های زندگی با درامد و بار تفکل، مثبت و با تورم انتظاری، منفی می باشد. هم‌چنین، کشش درامدی تقاضا، ۵۸٪ محاسبه شد که کوچکتر از واحد است.

جدول(۱)- نتایج براورد الگوی رگرسیون براون و کیم در خصوص تقاضای بیمهٔ عمر

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

1. Outré Ville.
2. Brown.
3. Kim.

رابیه و زایدی[1] در سال ۲۰۰۰، در مطالعهٔ خود، به بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضای بیمهٔ عمر پرداخته و نشان دادند که تورم، روی تقاضا برای بیمه‌های زندگی، اثر منفی و درامد اثر مثبت دارد. لیم و هبرمن[2] در سال ۲۰۰۳، با مطالعه‌ای تحت عنوان «تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی و تقاضای بیمهٔ عمردر مالزی، در طول سال‌های ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۱، به بررسی ارتباط و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله نرخ تورم و درامد، با تقاضای بیمهٔ عمر پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تقاضای بیمهٔ عمر با درامد ارتباط مثبت و با نرخ تورم، ارتباط منفی دارد.

در ایران، در این زمینه تحقیقات چندانی صورت نگرفته‌است. خرمی(۱۳۷۲)، در مقالهٔ خود تحت عنوان "عوامل مؤثر بر رشد بیمه‌های زندگی"، وضع بازار بیمه‌های زندگی در کشورهای درحال توسعه را مورد بررسی قرار داده و عوامل موثر بر رشد بیمه‌های زندگی در این کشورها را، ذکر کرده است. وی، به طور عمده، با استفاده از آمار و نمودارها، به مقایسهٔ کشورهای پرداخته است.

تحقیق دیگری که در این زمینه قابل ذکر است، پایان نامهٔ کاردگر(۱۳۷۶) می‌باشد، که در سال ۱۳۷۶، تحت عنوان "تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی در صنعت بیمهٔ ایران،" تدوین شده است. در این رساله، تابع تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران، از سال ۱۳۴۵ تا سال ۱۳۷۳، براورد شده و نتایج زیر به دست آمده‌اند:

$$LPINR=-9.69 +0.635\ LINRN+2.28LRB-2.29LPH+0.523\ DUM \quad (۱۴)$$

t-test: (-7.47) (3.35) (2.5) (-2.48) (4.26)

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

که در آن PINR ، حق بیمهٔ دریافتی سرانهٔ واقعی بیمه‌های زندگی (عمر)، INRN ، درامد خالص‌سرانه، به قیمت‌های ثابت سال۱۳۶۱، RB ، درصد

1. Rubayah and Zaidi.
2. Lim and Haberman.

باسوادی، PH ، تورم انتظاری و DUM، متغیر مجازی، که اثر تصویب‌نامهٔ هیئت وزیران در سال ۱۳۶۷، مبنی بر بیمه‌های عمر و حوادث کارکنان‌دولت را نشان می‌دهد. با وجود این‌که، ارتباط بین احتمال مرگ سرپرست خانواده و تقاضای بیمه‌های زندگی، به صورت نظری و هم‌چنین، بار تکفل و تقاضای بیمه‌های زندگی، به صورت تجربی، در مطالعات مختلف به اثبات رسیده‌اند، ولی در این رساله، این متغیرها مورد تایید قرارنگرفته‌اند.

۴-تصریح و براورد الگو

پس از مشخص شدن عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر، اکنون به پردازش مدل، می‌پردازیم. اما همان‌طورکه خواهیم دید، داده‌های سری زمانی، از کیفیت لازم برای تخمین تابع تقاضای بیمهٔ عمر(به ویژه در کشورهای در حال‌توسعه مانند ایران)، برخوردار نبوده و نتایج حاصل از چنین براوردهایی، به طور معمول، رضایت‌بخش نمی‌باشند. به علاوه، با توجه به کوتاه بودن طول دورهٔ سری زمانی متغیرها (۱۳۸۲-۱۳۴۵)، نسبت به تعداد متغیرهای الگو و در نتیجه پایین بودن درجهٔ آزادی، و هم‌چنین، تغییرات بطئی آن‌ها در طول زمان، نمی‌توان انتظار داشت که تخمین‌های قابل اعتمادی به دست آیند. در چنین شرایطی، به طور معمول، برای افزایش تعداد مشاهدات الگو برای گروهی از کشورها با شرایط وساختار مشابه، از داده‌های پانل استفاده می‌شود. به همین دلیل، در این مطالعه، علاوه بر براورد الگوی تقاضای بیمهٔ عمر در ایران با استفاده از داده‌های سری‌زمانی، تقاضای بیمهٔ عمر، برای کشورهای تولید کنندهٔ نفت نیز، با استفاده از داده‌های پانل براورد می‌شود. در ادامهٔ این مقاله، تقاضا برای بیمه‌های زندگی در ایران و کشورهای صادرکنندهٔ نفت را به ترتیب، با استفاده از داده‌های سری زمانی و پانل، براورد و تحلیل می کنیم.

براورد تقاضای بیمهٔ عمر در ایران، با استفاده از داده‌های سری زمانی

در این بخش، تابع تقاضای بیمهٔ عمر در ایران را، با استفاده از داده‌های سری

زمانی دورهٔ ۸۲-۱۳۴۵، مبتنی بر متدولوژی یا الگوی وقفه‌های توزیع شدهٔ خودهمبسته ARDL مورد بررسی قرار می‌دهیم. متدولوژی مذکور، به درجه، انباشتگی[1] داده‌ها حساس نیست و به علاوه، کارایی کم‌تری نسبت به رویکردهای رقیب ندارد. متغیرهای الگوی سری‌زمانی، در تابع تقاضای بیمهٔ زندگی، با الهام از الگوی نظری عبارت‌اند از: تحصیلات و باسوادی، بار تکفل، درامد سرانه و تورم انتظاری (به عنوان متغیرهای مستقل) و تقاضای سرانهٔ هر فرد شاغل برای بیمه‌های زندگی (به عنوان متغیر وابسته). برای جمع‌آوری داده‌های مربوط به متغیر تحصیلات و باسوادی، از آمار مربوط به درصد جمعیت با سواد کشور که در سال‌نامه‌های‌آماری وجود دارند، استفاده می‌کنیم. این آمار، در سال‌هایی که در آن‌ها سرشماری صورت گرفته است، موجود بوده و بنابراین، برای محاسبهٔ نرخ سواد در سال‌های دیگر مورد مطالعه، از درون یابی خطی استفاده می‌کنیم. برای به دست آوردن داده‌های مربوط به بار تکفل نیز، از سال‌نامه‌های آماری استفاده کرده و با به کارگیری فرمول زیر، مقادیر این متغیر را محاسبه می‌کنیم.

$$bt = \frac{pop}{emp} \qquad (۱۵)$$

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 به دست آوردن مقادیر متغیرها در بقیهٔ سال‌های مورد بررسی از درون یابی خطی استفاده کردیم.

برای محاسبهٔ متغیر درامد، از درامد سرانهٔ واقعی برای هر فرد شاغل استفاده شده است. ترتیب‌که، میزان درامد ملی سال‌های مختلف را بر شاخص CPI همان سال تقسیم کرده و در ۱۰۰ ضرب می‌کنیم تا اثر تورم از مقادیر محاسبه شده حذف شود. و سپس، این ارقام را بر تعداد شاغلان همان سال تقسیم می‌کنیم و به این ترتیب، درامد واقعی سرانه(بر حسب شاغلان)، برای هر

1. Integration.

سال محاسبه می شود.

برای به دست آوردن اطلاعات مربوط به تقاضای سرانهٔ بیمهٔ عمر(بر حسب هر فرد شاغل)، ابتدا حق بیمه‌های سال‌های مورد نظر را، بر شاخص قیمتی کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI)، تقسیم و در ۱۰۰ ضرب کردیم، تا اثر تورم را از مقادیر محاسبه شده حذف کنیم. سپس، این مقادیر را که حق بیمه‌های واقعی زندگی می باشند، بر میزان جمعیت شاغل هر سال تقسیم کردیم.

همان‌طور که در مبانی نظری و کارهای تجربی تحقیق مشاهده کردیم، تورم انتظاری، یکی دیگر از شاخص‌های تصمیم‌گیری افراد، در خرید بیمه نامه‌های عمر می‌باشد. برای محاسبهٔ این متغیر، می‌توان از طریق انتظارات تطبیقی، به صورت ذیل عمل کرد:

$$_{t-1}P_t = P_{t-1} + \lambda(_{t-2}P_{t-1} - P_{t-1}) \qquad (۱۶)$$

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 می‌شود، برای استفاده از این روش، باید انتظارات تورمی سال‌های قبل را نیز داشته باشیم. روش دیگری که در کارهای تجربی کاربرد بیشتری دارد، استفاده از رابطهٔ زیر می باشد[۱]:

$$\dot{P}^e = 0.7\dot{P}_{t-1} + 0.3\dot{P}_{t-2} \qquad (۱۶)$$

در این رابطه، تورم انتظاری هر سال، برابر میانگین وزنی تورم سال قبل و دوسال قبل می‌باشد.

برای محاسبهٔ احتمال مرگ سرپرست خانواده، روشی را که مرکز آمار ایران در کارهای علمی و آماری خود استفاده می‌کند مبنای کار قرار می‌دهیم. فرمول محاسبهٔ احتمال مرگ سرپرست خانواده، به صورت زیر می‌باشد:

$$deat = \frac{dec}{pop - dec} \qquad (۱۸)$$

۱- ختایی(۱۳۷۹).

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

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

$$\log(ins_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(inc_t) + \beta_2 \log(bt_t) + \beta_3 \log(edu_t) + \beta_4 \inf_t + \beta_5 deat_t \qquad (۱۹)$$

که در این رابطه:

log : لگاریتم در پایهٔ نپرین

ins_t : حق بیمه‌های واقعی زندگی برای هر شاغل

inc_t : درامد واقعی هر فرد شاغل(به عنوان معیاری از درامد 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 بیمه‌های زندگی درایران، به تخمین آن با استفاده از الگوی اتورگرسیو با وقفهٔ توزیع شده[1]، می‌پردازیم. الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده $ARDL(p, q_1, q_2, ...q_k)$ را، به صورت زیر در نظر می گیریم:

$$Q(L,P)y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (۲۰)$$

که در آن:

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

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

1- ARDL models.

L ، عملگر وقفه، w_t برداری از متغیرهای ثابت (غیر تصادفی) مانند عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را، می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) و یا $\overline{R}^2$، مشخص کرد. برای این منظور، ابتدا به روش OLS برای همهٔ ترکیبات ممکن، مقادیر p=0,1,…,m و $q_i = 1,2,...m$ و i= 1,2,…,k یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار الگوی(۳۵) را، براورد می کنیم. براورد در محدودهٔ زمانی t=m+1 تا t=n انجام می‌گیرد. سپس در مرحلهٔ دوم، از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون براورد شده، یکی از آن‌ها، با توجه به چهار ضابطهٔ آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) و یا $\overline{R}^2$، انتخاب می‌شود. در مرحلهٔ سوم، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و انحراف معیار مجانب مربوط به آن‌ها را، بر اساس الگوی ARDL انتخاب شده محاسبه می‌کنیم. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی، بر اساس رابطهٔ زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + ... + \hat{\beta}_{i\hat{q}}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - ... - \hat{\alpha}_{\hat{p}}} \quad \text{و} \quad i=1,2,\ldots,k \qquad (۲۱)$$

که در آن $\hat{p}$ و $\hat{q}$، مقادیر انتخاب شدهٔ p و q برای i=1,2,…,k، بر اساس ضوابط ذکر شده‌اند. در این مطالعه، با توجه به حجم کم نمونه، ضابطهٔ شوارز- بیزین (SBC) را، برای تعیین وقفهٔ بهینه، ملاک عمل قرار می‌دهیم. زیرا این ضابطه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند.براین اساس، نتایج تخمین‌ها برای بهترین وقفهٔ انتخاب شده، پس از بررسی چند الگو، به صورت زیر می‌باشند:

$$\log ins = 2.65 + 0.29 \log ins(-1) + 0.31 \log inc + 1.12 \log bt \qquad (۲۲)$$
$$+ 0.59 \log edu$$

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

$\overline{R}^2 = 0.94$ $F = 123$

χ^2 (۱) = ۰/۰۳ ، HET χ^2 (۲) = ۲/۳۱ ، NORM χ^2 (۱) = ۰/۱۶

RESET χ^2 ، ۰/۲۲ = (۴) χ^2 AR همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس

ضابطهٔ شوارتز، وقفهٔ بهینهٔ متغیر وابسته، برابر با یک‌وقفه، در الگو وارد می‌شود. با توجه به این‌که علامت ضرایب سایر متغیرها (احتمال مرگ سرپرست خانواده و تورم انتظاری)، بر خلاف انتظارات تئوریک بوده و در سطح ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشند، از الگو حذف شده‌اند. معنی‌دار نبودن تورم انتظاری، احتمالاً به دلیل یک‌ساله بودن ساختار بیمه‌های عمر، در اکثر سال‌های نمونه بوده است. به علاوه، متغیرهای احتمال مرگ سرپرست خانوار نیز، احتمالاً به‌دلیل پایین بودن کیفیت داده‌ها و تغییرات بطئی آن‌ها در طول زمان، اثرات با اهمیتی در الگو نداشته‌اند. ملاحظه می‌کنیم که همهٔ ضرایب باقیمانده، علامت مورد انتظار را داشته و در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز معنی‌دارند. ضریب تعیین $\overline{R}^2 = 0.91$، بیان کنندهٔ قدرت توضیح دهندگی بالای مدل است و مقدار $F = 123$، معنی‌داری هم‌زمان متغیرهای توضیحی و رگرسیون براورد شده را تایید می‌کند. نتایج آزمون‌های خوبی برازش یا تشخیص نیز، بر خوبی برازش دلالت دارد. (۴)۲χ AR، آمار آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلال (برای چهار وقفه)، (۱)۲χ RESET، آمارهٔ آزمون رمزی برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، (۲)۲χ NORM، آمارهٔ آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها، مبتنی بر چولگی[1] و کشیدگی[2] باقیمانده‌ها و (۱)۲χ HET، آمارهٔ آزمون واریانس همسانی، براساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آماره‌های تشخیص در معادلهٔ تقاضا، رضایت‌بخش بوده و نشان می‌دهند که اطلاعات و متغیرهای الگو، قادرند رفتار متغیر وابسته را تبیین کنند.

اکنون، با استفاده از این نتایج، فرضیهٔ وجود یا عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگوی تقاضا برای بیمه‌های زندگی را، مورد آزمون قرار می‌دهیم. چنان‌چه مجموع ضرایب متغیرهای باوقفهٔ مربوط به متغیر وابسته، کوچک‌تر از

1. Skewness.
2. Kurtosis.

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 ضابطهٔ SBC، تعداد وقفه‌های بهینهٔ متغیر وابسته را فقط یک وقفه انتخاب کرده است(p=1)، فرضیه‌های صفر و مقابل، به صورت زیر آزمون می‌شوند:

$H_0 : \alpha_1 - 1 \geq 0$

$H_1 : \alpha_1 - 1 < 0$

آمارهٔ t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{se_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0.29 - 1}{0.179} = -3.96 \qquad (۲۳)$$

از آن‌جا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)، در سطح اطمینان ۹۵٪، برابر ۳/۸۲- می باشد، فرضیهٔ صفر را رد می‌کنیم و نتیجه می‌گیریم که یک ارتباط تعادلی بلندمدت، بین متغیرهای الگوی تقاضای بیمهٔ عمر در ایران وجود دارد. این ارتباط، به صورت زیر براورد می‌شود:

$$\log ins = 3.67 + 0.44\log inc + 1.70\log bt + 0.83\log edu \qquad (۲۴)$$

$$t - ratio \quad (2.02) \quad (3.81) \qquad (2.56) \qquad (1.96)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همهٔ متغیرها معنی‌دار بوده و علامتی مطابق انتظارات تئوریک دارند. کشش درامدی بلندمدت تقاضای بیمهٔ عمر در ایران، برابر ۰/۴۴ محاسبه شده که برضروری بودن بیمه‌های عمر در سبد مصرفی مصرف‌کنندگان تاکیدی می‌کند. پایین بودن کشش بلندمدت‌درامدی، احتمالاً ناشی از اجباری بودن خرید آن در ترتیبات بیمه‌ای کشور می‌باشد، به‌طوری‌که، تقاضا برای خرید بیمه، ارتباط کمی با درامد افراد داشته است، هرچند که در سطح کلان، بیمه‌های‌عمر، با افزایش درامد، با ضریب ۰/۴۴گسترش یافته‌اند.

در تحلیل‌های هم انباشتگی، روابط کوتاه مدت میان متغیرها، بر اساس سازو

کار یا الگوی تصحیح خطا[1]، مورد بررسی قرار می‌گیرند. این الگوها، نوسانات یا تغییرات کوتاه مدت متغیرها را، به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. لذا در الگوی ECM، جملهٔ تصحیح خطا[2] (ECT)، که همان جملهٔ خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است نیز، (علاوه بر تفاضل مرتبهٔ اول سایر متغیرها)، در نظر گرفته می‌شود. ضریب ECT، سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار بر این است، که علامت آن منفی باشد. نتیجهٔ برازش الگوی کوتاه مدت ECM، برای تقاضای بیمهٔ عمر، به صورت زیر می‌باشد:

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

$$t-ratio:\ (2.79)\qquad (1.98)\qquad (2.40)\qquad (-8.35)$$

(۲۵)

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب جملهٔ تصحیح خطا (ECT)، برابر ۰/۷۱- براورد شده است، که نشان می‌دهد در هر سال، ۰/۷۱ از عدم تعادل یک دوره در تقاضای بیمه عمر، در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. لذا، تعدیل به سمت تعادل، با سرعت نسبتاً سریعی صورت می‌گیرد. به علاوه، مطابق انتظار، همهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت تقاضا، کم‌تر از کشش‌های بلندمدت متناظر می‌باشند.

براورد تقاضای بیمهٔ عمر در کشورهای تولید کنندهٔ نفت، با استفاده از داده‌های پانل[3]

نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای بیمهٔ عمر در کشورهای نفت خیز بادرامد متوسط، براساس اثرات تصادفی، به صورت زیر می‌باشند:

$$\log ins = -2.23 + 0.78\log inc + 0.45\log edu + 0.76\log deat + 0.48\log ins(-1) \quad (۲۵)$$

$$t-test\quad (-2.74)\ (5.29)\qquad (4.88)\qquad (3.60)\quad (6.91)$$

$$+ 0.008\inf + 0.67\log bt$$

$$(2.15)\qquad (0.93)$$

1- error correction model .

2- error correction term.

3. models for panel data.

$\overline{R}^2 = 0.98$ $F = 301$

همان‌طور که در مدل فوق مشاهده می‌شود، همهٔ ضریب‌ها، در سطح اعتماد ۹۵٪ معنی‌دار بوده و $R^2 = 0.98$ و هم‌چنین F=301، خوبی براورد انجام شده و معنی‌دار بودن هم‌زمان متغیرهای الگو می‌دهند. در مدل مورد بررسی آمارهٔ آزمون هاسمن، ۱/۳۲= χ_5^2 به دست آمد، که در سطح‌های اهمیت، معنی‌دار نمی‌باشد. لذا، می‌توان تفاوت در عرض از مبدا مقاطع مختلف را، به صورت تصادفی در نظرگرفت.

همهٔ ضرایب معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار مطابق با الگوی نظری را دارند. با توجه به این‌که مدل به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب متغیرها، کشش تابع تقاضا نسبت به آن متغیرها را نشان می‌دهند. بنابراین، کشش درامدی تابع تقاضای بیمهٔ عمر در کوتاه‌مدت، ۰/۷۸ به دست آمده است که به مراتب، بیشتر از کشش تقاضای محاسبه شده برای ایران بر اساس داده‌های سری زمانی می‌باشد. به نظر می‌رسد، در کشورهای دیگر، ارتباط قوی تری میان درامد و خرید بیمهٔ عمر وجود دارد. کشش بلندمدت تابع تقاضای بیمهٔ عمر در کشورهای نفت خیز با درامد متوسط، ۱/۵=(۰/۴۸-۱)/(۰/۷۸)به دست می‌آید، که نشان دهندهٔ لوکس بودن آن در کشورهای صادر کنندهٔ نفت است.

ارتباط بین تحصیلات و تقاضای بیمهٔ زندگی، مطابق انتظارات نظری، مثبت و به لحاظ آماری، بی‌معنی است. بر اساس شواهد نظری و تجربی، هر چه مقدار تحصیلات خانواده‌ها افزایش یابد، تقاضای بیمهٔ عمر افزایش پیدا می‌کند. نتیجهٔ مذکور نشان می‌دهد که تحصیلات، ظرفیت توسعهٔ نهادهای بیمهٔ(عمر) را در این کشورها افزایش داده است. ضریب مربوط به تورم انتظاری هرچند مطابق تئوری مثبت است، اما مقدار آن بسیار ناچیز (۰/۰۰۸)، براورد شده است؛ نتیجهٔ مذکور را نیز، شاید بتوان به ساختار بیمه‌های عمر کوتاه‌مدت و نقش دولت وکارفرمایان در خرید آن‌ها در این کشورها نسبت داد. کشش تقاضای بیمهٔ عمر نسبت به بار تکفل، مثبت، اما غیرمعنی‌دار است. به علاوه، اندازهٔ ضریب نیز(۰/۶۷) قابل

ملاحظه نیست. نتیجهٔ مذکور، تلاش دولت و تکامل نهادها، برای توسعهٔ بیمه‌های عمر در این کشورها را همزمان با کاهش بار تکفل نشان می‌دهد. هم‌چنین، ضریب احتمال مرگ سرپرست خانواده، موافق تئوری بوده و در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار است. ضربب مذکور نشان می دهد که در صورت افزایش یک درصد احتمال مرگ سرپرست خانواده، تقاضای بیمه‌های زندگی، ۰/۷۶ درصد افزایش می‌یابد.

۵- خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله، تابع تقاضای بیمهٔ عمر در ایران و کشورهای نفت خیز با درامد متوسط، براساس نظریه‌های اقتصاد خرد و ادبیات تجربی تصریح و به ترتیب با داده‌های سری زمانی و پانل براورد شده است. کیفیت و دقت تخمین ضرایب در روش داده‌های پانل برای کشورهای تولید کنندهٔنفت مطابق انتظار، به مراتب بالاتر از تخمین‌های حاصله به روش ARDL، مبتنی بر داده‌های سری زمانی است. نتایج حاصل از براورد تابع تقاضای بیمهٔ عمر در ایران، بین سال‌های ۸۲-۱۳۴۵، نشان می‌دهد که ضریب کشش درامدی تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران، مطابق انتظار مثبت و در کوتاه‌مدت و بلندمدت، کوچک‌تر از یک (به ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۴۴) می باشد که به ضروری بودن بیمه‌های زندگی در سبد مصرفی مصرف‌کنندگان، اشاره دارد. اما کشش درامدی تقاضا برای کشورهای صادرکنندهٔ نفت، به مراتب بیشتر از ایران (در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب، ۰/۷۸ و ۱/۵) می‌باشد که نشان دهندهٔ لوکس بودن آن در این گروه کشورها است. نتیجهٔ مذکور نشان می‌دهد که ظرفیت گسترش بیمه‌های عمر همراه با افزایش درامد، در ایران کم‌تر از سایر کشورهای صادر کنندهٔ نفت با درامد متوسط بوده است. هر چند ضریب بار تکفل موافق با تئوری‌های اقتصادی مثبت است، اما مقدار آن برای کشورهای نفت خیز ناچیز و به لحاظ آماری بی‌معنی است. نتیجهٔ مذکور نشان می‌دهد که توسعهٔ نهادهای بیمهٔ عمر در این کشورها، همزمان با افزایش بار تکفل

نبوده‌است. در واقع، مقررات و دخالت‌های دولت و هم‌چنین، ظرفیت‌های نهادی در بخش بیمه، نقش‌اساسی در توسعهٔ بیمه در این کشورها داشته‌اند.

تحصیلات، یکی از متغیرهایی است که به لحاظ نظری و تجربی بر تقاضای مصرف‌کنندگان برای بیمه‌های زندگی موثر بوده و با افزایش آن، مقدار تقاضای بیمه‌های زندگی نیز، افزایش خواهد یافت. ضریب این متغیر، در تابع تقاضای بیمهٔ عمر در ایران (۰/۵۹) و کشورهای نفت‌خیز(۰/۴۵) مثبت و معنی‌دار است. نتیجهٔ مذکور نشان می‌دهد که گسترش تحصیلات، ظرفیت‌های نهادی و تلاش دولت‌ها را برای توسعهٔ بیمه‌های عمر افزایش می‌دهد. تورم انتظاری، از جمله متغیرهایی است که در تخمین‌های انجام شده، یا دارای ضریبی مخالف تئوری بوده و یا مقدار تخمینی ضریب آن بسیار ناچیز است. نتیجهٔ مذکور نیز، ساختار کوتاه‌مدت بیمه‌های عمر و نقش با اهمیت دخالت دولت‌ها و ظرفیت‌های فنی و نهادی آن‌ها را در گسترش و تکامل این بیمه‌ها نشان می‌دهد. در مجموع، به نظر می‌رسد که عوامل نهادی و ظرفیت‌های طرف عرضه، نقش بیشتری در گسترش بیمه‌های زندگی در این کشورها، نسبت به عوامل طرف تقاضا (بر اساس الگوهای استاندارد) دارند.

فهرست منابع

۱- آزاد، منوچهر، (۱۳۸۱)، بررسی عوامل موثر بر فروش بیمه‌نامه‌های عمر و پس‌انداز، توسط نمایندگان شرکت سهامی بیمهٔ آسیا، دانشگاه آزاد اسلامی.

۲- بهزادی، بهزاد، گفتگویی دربارهٔ بیمهٔ عمر، چاپ اول، انتشارات دفتر بیمه.

۳- بیمهٔ مرکزی ایران، گزارش عملکرد صنعت بیمهٔ کشور(سال‌های مختلف).

۴- بیمهٔ مرکزی ایران،(۱۳۷۶) بیمه‌های بازرگانی در ایران، تا سال ۷۵، چاپ اول.

۵- کاردگر، ابراهیم، (۱۳۷۶) شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

۶- گجراتی، دامودار، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمهٔ دکتر حمید ابریشمی، موسسهٔ

انتشارات چاپ دانشگاه تهران.

۷- بیمهٔ مرکزی ایران، فصل‌نامه (شماره‌های مختلف).

۸- عزیز زاده نیازی،عارف، (۱۳۷۸) شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران و ارائهٔ یک الگوی مناسب، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران.

۹- کریمی، آیت، (۱۳۷۶) کلیات بیمه، ناشر بیمهٔ مرکزی ایران، تهران.

۱۰- کریم آبادی، خلیل، (۱۳۶۷)جهان بیمه در سال ۱۹۸۶، فصل‌نامهٔ بیمهٔ مرکزی ایران، مشاره۳، سال سوم، پاییز.

۱۱- نوفرستی، محمد، (۱۳۶۶) کشش درامدی تقاضای بیمه، فصل‌نامهٔ بیمهٔ مرکزی ایران، شمارهٔ ۱، سال دوم.

۱۲- هوشنگی، محمد، (۱۳۶۹) بیمهٔ حمل و نقل کالا، شرکت سهامی بیمهٔ ایران، تهران.

۱۳- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸) ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، موسسهٔ فرهنگی رسا.

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, Greey 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