فصلنامه صنعت بیمه / سال بیست و یکم / شماره ۲ / تابستان ۱۳۸۵ / شماره مسلسل ۸۲ / صفحات ۱۱۱ تا ۱۴۱

تخمین تابع تقاضای بیمه عمر در ایران با استفاده از الگوهای سری زمانی و مدل‌های ARDL

محمداعظم رجبیان [۱]

چکیده:

در این مقاله تابع تقاضای بیمه‌های عمر در ایران برای سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۲ را با استفاده از الگوهای سری زمانی و روش‌های OLS و ARDL برآورد و روابط کوتاه مدت و بلند مدت این متغیرها را تجزیه و تحلیل می‌کنیم و نشان می‌دهیم که عمده‌ترین عوامل تعیین کننده تقاضای بیمه‌های عمر در ایران، درآمد و میزان تحصیلات است.

کشش‌های درآمدی تابع تقاضای بیمه عمر نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت ضریب کشش درآمدی در کوتاه مدت ۰/۰۳ و در بلندمدت ۰/۰۶ است که بیانگر ضروری بودن این کالا در سبد مصرفی خانوار است تحصیلات یکی دیگر از متغیرهای موثر بر بیمه‌های عمر در ایران است و با افزایش تحصیلات خانوارها تقاضای آنها برای بیمه‌های عمر افزایش می‌یابد. علامت ضریب بار تکفل مخالف با نظریه‌های ذکر شده است و متغیرهای تورم انتظاری و احتمال مرگ سرپرست خانواده در تابع تقاضای بیمه‌های عمر معنی‌دار نیست.

---

۱ . کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران

واژگان کلیدی

تابع تقاضای بیمه عمر، تورم انتظاری، کشش درآمدی

مقدمه

بیمه عمر در جهان یکی از ابزارهای مهم اقتصادی است و استفاده‌های متعددی از آن به عمل می آید. همچنین صندوق‌های بیمه عمر یک منبع سرمایه‌گذاری عظیم است، به طوری که شرکت‌های بیمه عمر از جمله مهمترین نهادهای سرمایه‌گذاری در جهان محسوب می‌شوند. این صنعت در ایران با گذشت سال‌ها از آغاز فعالیت آن نتوانسته است که پیشرفت شایانی داشته باشد. بنابراین به نظر می‌رسد که بررسی عوامل موثر بر توسعه و گسترش صنعت بیمه عمر در ایران ضروری باشد.

در این مقاله ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با تقاضای بیمه عمر در ایران و میزان تاثیر این متغیرها بر تقاضای بیمه عمر با استفاده از الگوهای سری زمانی خودهمبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) بررسی و در نهایت پیشنهادهایی برای گسترش بیشتر بیمه عمر در ایران ارائه می‌شود. همچنین با تخمین تابع تقاضای بیمه عمر می‌توان ارتباط بین درآمد و تقاضای بیمه عمر را تشخیص داد و ماهیت این محصول را در سبد مصرف کنندگان تعیین کرد.

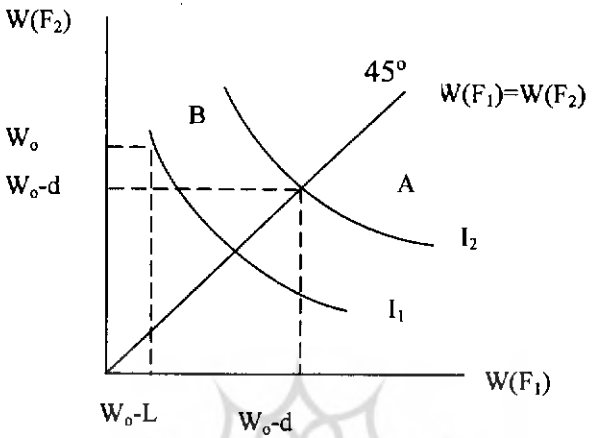
این مقاله تاثیر متغیرهایی همچون جمعیت، میزان تحصیلات، بار تکفل، تورم انتظاری و امید به زندگی سرپرست خانواده را بر تقاضای بیمه عمر در ایران بررسی می‌کند و در این جهت از روش‌های جدید اقتصادسنجی سری زمانی استفاده می‌شود. روابط بلندمدت و کوتاه مدت تابع تقاضای بیمه‌های عمر نیز با استفاده از روش‌های سری زمانی شامل ARDL، ECM، OLS، آزمون‌های هم جمعی و ... در بازه زمانی ۱۳۴۵ـ۱۳۸۲، با کمک نرم‌افزارهای Microfit، Eviews و Excel تحلیل و بررسی می‌شود.

تحلیل مقدماتی

به طور کلی بیمه در جهت بازگرداندن آرامش از دست رفته ناشی از نااطمینانی به‌وجود می‌آید، لذا برای بحث در خصوص نحوه کارکرد بیمه از دیدگاه نظری *به چارچوبی که در آن، اصل عدم اطمینان پذیرفته شده باشد نیاز است.*

مدل تقاضای فردی برای بیمه، براساس حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار بنا شده است. فرض می‌کنیم که ثروت فرد در حال *حاضر* W_0، است و این فرد مردد است که آیا خانواده، اتوموبیل و یا سایر اموال خود را بیمه کند یا نه. اگر اموال خود را بیمه نکند در صورت اتفاق نیفتادن حادثه‌ای ثروت وی W_0 ولی در صورت وقوع حادثه ثروت وی $W_1=(W_0-L)$ خواهد بود که در آن L میزان خسارت است. اگر این فرد اموال خود را بیمه کند، در این صورت ثروت او برابر W_0-d خواهد بود که در آن d نشان دهنده حق بیمه پرداختی به شرکت‌های بیمه است. در نتیجه این فرد با وضعیت انتخاب بین ثروت W_0-d قطعی و چشم‌انداز نامطمئن سطح ثروت W_0 یا W_0-L روبه روست. روشن است که این انتخاب تا حدودی تحت تأثیر احتمالات متناظر با سطوح ثروت W_0-L و W_0 همچنین مطلوبیت‌های حاصل از این سطوح مختلف ثروت است. وضعیت فوق در نمودار۱ دیده می‌شود که در آن دو وضعیت مختلف به ترتیب F_1و F_2 است و P احتمال وقوع حادثه را نشان می‌دهد؛ از این رو $(1-p)$ بیانگر احتمال عدم وقوع حادثه است. اگر فرض کنیم که $W(F_i)$ نشان‌دهنده سطح ثروت در وضعیتi $(i=1,2)$ باشد، در این صورت اطلاعات موجود را می‌توان به وسیله نمودار ۱ نمایش داد.

نمودار ۱. مقایسه ارزش دارایی‌های فرد در حالت‌های مختلف



برای توضیح این که چگونه نمودار ۱ وضعیت‌های فوق را تصویر می‌کند، تابع مطلوبیت را وارد مدل و فرض می‌کنیم که فرد از ثروت خود مطلوبیت کسب می‌کند. لذا $U=U(W)$ خواهد بودولی میزان ثروت به وضعیت F_i (i=۱و۲) بستگی دارد. لذا تابع تصمیم‌گیری کلی را به عنوان یک اصل می‌پذیریم:

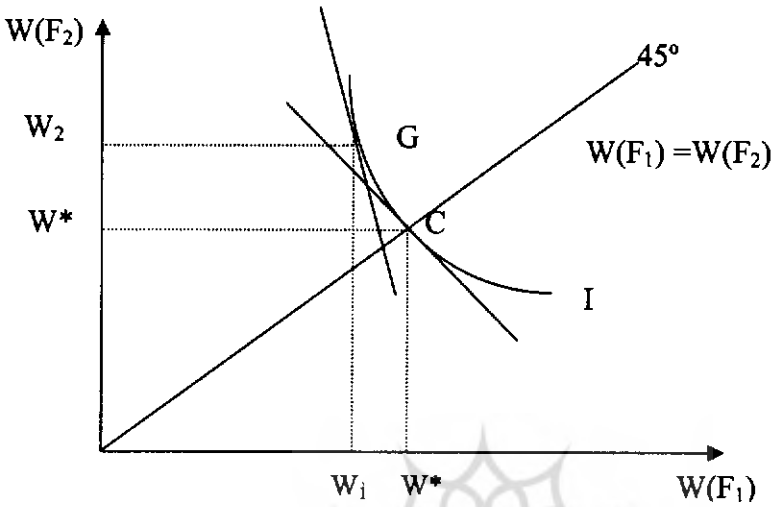
$$V = V\,[W(F_1), W(F_2), p, (1-p),] \qquad (۱)$$

برای به دست آوردن نتایج مشخص‌تر، پژوهشگران تابع تصمیم‌گیری خاصی را براساس فرضیه مطلوبیت مورد انتظار، که فن‌نویمان و مورگنشترن (۱۹۹۴) بسط داده‌اند، در نظر می‌گیرند. اگر تابع مطلوبیت بیانگر مجموعه‌ای از اصول موضوعه باشد در این صورت تابع تصمیم‌گیری به شکل ارزش انتظاری (امید ریاضی) تبدیل می شود. بنابراین:

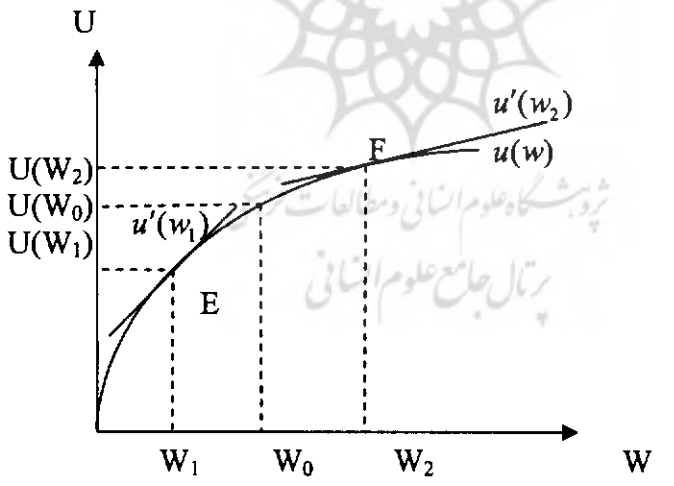
$$V[W(F_i), W(F_2), p, (1-p)] = pU[W(F_1)] + (1-p)U[W(F_2)] \qquad (۲)$$

برای هر مجموعه از نتایج نامطمئن، صرفا مطلوبیت انتظاری را ارزیابی و حالتی را انتخاب می‌کنیم که بالاترین ارزش انتظاری را دارد. در مورد حالت مطمئن سطح مطلوبیت مورد انتظار صرفا برابر با مطلوبیت میزان ثروت مفروض است. یعنی اگر W^* ثروت قطعی فرد باشد، داریم $E[U(W^*)]=U(W^*)$، بنابراین فرد مورد نظر باید بین دو حالت مطمئن و غیر مطمئن انتخاب کند. حال برای یک احتمال مفروض p، تابع تصمیم فقط دارای متغیرهای $W(F_1)$ و $W(F_2)$ است، به طوری که می‌توانیم مجموعه‌ای از منحنی‌های بی‌تفاوتی را در فضای دو بعدی رسم کنیم که منعکس کننده رفتار انتخاب فرد باشد. یکی از منحنی‌ها در نمودار۲-الف رسم شده است. این منحنی همانند نمودار ۱ نسبت به مبدأ، محدب رسم شده است. سؤالی که مطرح می‌شود این است که چرا ما باید آن را محدب رسم کنیم و این مسئله چه چیزی را تلویحا در خصوص رفتار شخص بیان می‌کند. از آنجا که پاسخ به این سؤالات برای ادامه بحث ضروری به نظر می رسد، لذا به کاوش‌عمیق‌تری در این مورد می‌پردازیم. در نمودار۲- ب یک تابع مطلوبیت مقعر ثروت نسبت به مبدأ داریم. به‌طوری که $U'(W)>0, U''(W)<0$ است. فرض کنید که ما دارای ثروت W^* با مطلوبیت $U(W^*)$ هستیم، این مقدار به طور قطعی معلوم است و بنابراین به وسیله نقطه C در نمودار ۲-الف نشان داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار (۲- الف)



نمودار(۲- ب)

در شرایط نااطمینانی دو حالت ممکن است اتفاق بیفتد که دارایی فرد در این دو حالت به‌ترتیب W_1 و W_2 نام‌گذاری می‌شود و احتمال وقوع آنها به ترتیب p و

$(p-1)$ است. اگر فردی بین انتخاب W^* (ثروت قطعی) و ترکیب W_1 و W_2 (نقطه G) بی‌تفاوت باشد، در این صورت می‌توان با اتصال این نقاط، منحنی I را رسم کرد. با عنایت به این مطلب که ثروت W_1 دارای مطلوبیت $U(W_1)$ با احتمال p و W_2 دارای مطلوبیت $U(W_2)$ با احتمال $(1-p)$ است، به لحاظ حاکمیت شرایط نااطمینانی مفهوم مطلوبیت به شکلی که در شرایط اطمینان کامل وجود داشت نارسا خواهد بود، چون امکان لحاظ تمام شرایط ممکن در آن وجود ندارد. لذا در تجزیه و تحلیل رفتار مصرف کننده در شرایط عدم اطمینان «تابع مطلوبیت انتظاری»[۲] تعریف می‌شود، شمای ساده این تابع یک میانگین وزنی از مطلوبیت حاصل از هر یک در شرایط محتمل الوقوع است. پس می‌توان نوشت:

$$U(W^*) = pU(W_1) + (1-p)U(W_2) \qquad (۳)$$

و در نتیجه:

$$U(W_2) = \frac{U(W^*)}{1-p} - \frac{p}{1-p}U(W_1) \qquad (۴)$$

با در اختیار داشتن $U(W_2)$ مقدار W_2 را می‌توان با استفاده از نمودار۲-ب به دست آورد. بنابراین می‌توان یک ترکیب (W_1, W_2) به دست آورد که به همان مطلوبیت حاصل از W^* بینجامد (این ترکیب به‌وسیله نقطهG مشخص شده است).

یعنی حداکثر حق بیمه‌ای که یک حداکثر کننده مطلوبیت مورد انتظار برای یک پوشش کامل بیمه حاضر است بپردازد با افزایش احتمال خطر و حجم خسارت وارده، افزایش می‌یابد و یا به عبارتی تقاضا برای بیمه با افزایش احتمال خطر و بزرگی زیان مالی افزایش می‌یابد.[۳]

2.Expected utility

۳. برای اطلاع بیشتر، رجوع شود به:

Shone R, *Application in intermediate microeconomics* , Martin Robertson, oxford(1981) .

مبانی نظری تقاضا برای بیمه عمر

اکثر مطالعات نظری جدید در زمینه تقاضای بیمه عمر (استانلی فیشر[۴]، ۱۹۷۲، پیساریدز[۵] ۱۹۸۰، ادی کارنی[۶] و ایتزهاک زیلچا[۷]، ۱۹۸۵ و ۱۹۸۶) مطالعه یاری[۸] را به عنوان نقطه شروع کار خود قرار داده‌اند.

تقاضای سرپرست خانواده برای بیمه عمر به تعداد افراد خانواده بستگی دارد. لوئیس[۹] این رابطه را با توسعه ساختار نظری بیمه عمر یاری و با در نظر گرفتن ترجیحات دیگر اعضای خانواده بررسی کرد. در این حالت بیمه عمر را افراد تحت تکفل شخص که در طول عمر نامطمئن سرپرست خانواده با درآمد نامطمئنی نیز مواجه هستند تقاضا می‌کنند. تقاضای ایشان برای بیمه عمر براساس طول عمر سرپرست خانواده بر پایه مدل چرخش زندگی استوار است که در آن درآمد به دلیل نااطمینانی در مورد طول عمر سرپرست خانواده نامطمئن است[۱۰].

یاری در مفهوم مدل چرخش 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 وارثان مورد بحث قرار می‌دهد. به عبارتی بیمه عمر به منظور حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری وارثان تقاضا می‌شود.

4.Stanley Fischer
5.Pissarides
6.Edi Karni
7.Itzhak Zilcha
8.Yaari
9.Lewis
10. Frank D lewis, 1989, 543.

در ساختار مدل یاری یک مصرف کننده بیمه عمر را به منظور افزایش مطلوبیت انتظاری طول عمر خود خریداری می‌کند.

$$E[U(T)] = \int^{T} \alpha(t)g[C(t)]dt + \beta(T)\Psi[S(T)] \qquad (۵)$$

در این رابطه T، طول عمر مصرف کننده است که یک متغیر تصادفی است. $g[C(t)]$ مطلوبیت آتی از مصرف، $\alpha(0)$ و $\beta(0)$ عوامل تخفیف (تعدیل) و $\psi[S(t)]$ مطلوبیت آتی ارثیه ها هستند.

زمانی که مصرف کنندگان ازدواج می‌کنند و یا صاحب فرزند می‌شوند، $\beta(0)$ به طور چشمگیری افزایش می‌یابد، لذا این اتفاقات تغییر در مالکیت (خرید) بیمه عمر را بیشتر توضیح می‌دهد.

بر طبق معادله (۵) تغییر در مالکیت بیمه عمر بیشتر به جابه جایی برون‌زای تابع مطلوبیت مصرف کننده بستگی دارد. لوئیس با بسط مدل یاری جابه جایی در تابع مصرف کننده را با در نظر گرفتن ترجیحات فرزندان و همسران به دست آورد. همچنین لوئیس فرض کرد که تابع مطلوبیت هر یک از اعضای خانواده، جداپذیر است. این فرض به ما اجازه می‌دهد که بحث را از دیدگاه مصرف کننده یعنی کسی که بیمه می‌شود به همسر و فرزندان که وارثان شخص هستند، انتقال دهیم.

سرپرست خانواده، درآمد را به صورت 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 روی عمر سرپرست خانواده باشد، زیرا فرزندان با درآمد نامطمئنی که از طول عمر نامطمئن سرپرست خانواده به دست می‌آید مواجه هستند.

فرزندان از آن جهت بیمه عمر را خریداری می‌کنند که به علت نااطمینانی از طول عمر پدر از درآمد نامطمئنی دارند. آنها تا سن a در خانواده باقی می‌مانند. تا آن زمان پرداخت‌های انتقالی معینی در هر سال دریافت می‌کنند، ولی در صورتی که پدر فوت کند، 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 فرزندان در مدتی که در خانواده هستند پس‌اندازی ندارند. هر فرزند در سن i ، مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به هزینه‌هایش در ارتباط با حق بیمه‌های عمر، (d_i) به حداکثر می‌رساند.[11]

در صورتی که پدر زنده بماند، فرزندان به میزان t_i-d_i مصرف می‌کنند که در آن t_i درآمد 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 نامه زندگی و b_i سهم دریافتی از ارث است.

مسئله را به صورت زیر می‌توان نوشت :

$$Max\ \ EU_i = (1-P_i)\times[u_i(t_i-d_i)+EU_{i+1}]+P_i[u_i(f_i+b_i-d_i)] \quad (۶)$$

در این رابطه:

EU_k= مطلوبیت انتظاری از سنین k سالی تا a

P_k= احتمال فوت پدر در سن k فرزند

$u_k(0)$ = مطلوبیت آتی در سن k $\qquad [\ u''_k(0)<0 \text{ و } u'_k>0\ ]$

11. Frank D lewis, 1989, 543.

$U_k(0)=$ مطلوبیت از سن k تا a با فرض یک الگوی مصرف بهینه.

$$(U_k=\sum_{i=k}^{a}u_i)$$

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

$$fi=\frac{d_i}{Gp_i} \qquad (۷)$$

که در آن G عامل سربار (هزینه سربار) است.

معادله (۶) و $U''_K(0)<0$ شرایط بهینه زیر را به وجود می‌آورد:

$$u'_i(t_i-d_i^*)=\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}U'(f_i^*+b_i-d_i^*) \qquad (۸)$$

در معادله بالا عوامل ستاره‌دار ارزش بهینه را نشان می‌دهند. برای این که تجزیه و تحلیل ساده باشد، از روابط زیر استفاده می‌کنیم که در صورتی که پدر دارای احتمال مرگ پایین باشد تقریبا درست است:[۱۲]

$$u'_i(t_i-d_i^*)=U'_i(T_i-D_i^*) \qquad (۹)$$

که در آن T_K و D_k نشان دهنده ارزش فعلی پرداخت‌های انتقالی و حق بیمه عمر از سن k تا a در صورت زنده بودن پدر است. با جایگزینی معادله (۹) در معادله (۸) و با فرض یک تابع مطلوبیت با کشش ثابت، داریم:

$$f_i^*+b_i-d_i^*=\left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\delta}}[T_i-D_i^*] \qquad (۱۰)$$

---

۱۲. برای اثبات، رجوع کنید به:

Lewis F.D, *Dependents and the demoud for life insurance* , American review,1989,N.79:452-467.

که در آن ∂ (منفی)، کشش مطلوبیت نهایی نسبت به مصرف (اروپرات[۱۳] ریسک‌گریزی نسبی) است. سرانجام با جایگزینی معادله (۷) در معادله (۱۰) و محدود کردن فرزندان به دارایی‌های بیمه عمر غیر منفی[۱۴] داریم:

$$[1-Gp_i]f_i^* = \max\left\{\left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* - b_i\right\} \qquad (۱۱)$$

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 (۱۱) تفسیر نسبتا ساده‌ای دارد. فرض کنید که به فرزند ارث نمی‌رسد (یعنی $b_i = ۰$)، بنابراین اگر احتمال فوت (p_i) کوچک باشد، معادله (۱۱) به صورت زیر درمی‌آید:

$$f_i^* = \left[\frac{1}{G}\right]^{\frac{1}{\partial}} C_i^* \qquad (۱۲)$$

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 حال مصرف فرزند است. این نسبت به طور معکوس با عامل سربار(G)و به طور مستقیم با درجه ریسک گریزی فرزند (∂) 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 (۸) است.

13.Arrow pratt

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

$$v_i(y_i - S_i^* - d_i^*) = \frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)} \times V_i[K_i - \frac{B}{(1+r)^{T-1}} + f_i^* - d_i^*] \quad (۱۳)$$

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

y= درآمد همسر

r= نرخ تنزیل

K_K= ارزش حال موجودی سرمایه همسر در صورت فوت شوهر در سن K است.

با پیروی از همان روند به کار گرفته شده برای تقاضای بیمه عمر فرزندان، تقاضای همسر به صورت زیر خواهد بود:

$$[1-Gp_i] = \max\left\{ \left[\frac{1-Gp_i}{G(1-p_i)}\right]^{\frac{1}{\delta}} C_i^* - K_i + \frac{\beta}{(1+r)^{T-i}} \right\} \quad (۱۴)$$

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 خریدها توسط همسر و هر یک از فرزندان با فرض این که همه اعضای خانواده ریسک گریزی نسبی همسان دارند و با توجه به این که عامل محدود کننده غیر منفی در دارایی‌های بیمه زندگی یا به همه اعضای خانواده مربوط است و یا به هیچ کدام مربوط نیست می‌توانیم معادلات(۱۱) و(۱۴) را با هم ترکیب کنیم تا جمع دارایی‌های بیمه زندگی خانواده را به دست آوریم[۱۵] :

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

$$[1-Gp] = \max\left\{ \left[\frac{1-Gp}{G(1-p)}\right]^{\frac{1}{\partial}} TC - W \right\} \qquad (۱۵)$$

در این معادله:

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 این که زنده می مانند.

W= ثروت خانواده بدون احتساب سهم ارث همسر است.

معادله (۱۵) یک تقاضای ذهنی است که محاسبات صریحی را که بسیاری از خانوارها هنگام خرید بیمه‌های عمر انجام می‌دهند تشریح می کند. لذا نتیجه بحث را از معادله (۱۵) این گونه بیان می کنیم که تقاضا برای بیمه‌های عمر با احتمال مرگ سرپرست خانواده، ارزش حال مصرف خانواده و همچنین ریسک‌گریزی خانوارها، رابطه مثبت و با ثروت خانواده و هزینه سربار رابطه منفی دارد.

مروری بر ادبیات تجربی تحقیق

هر چند بازار بیمه در کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته جهان، به علت بین‌المللی شدن دامنه فعالیت بیمه، گسترش پیدا کرده و به تبع آن بازار بیمه عمر این کشورها نیز رشد چشمگیری را تجربه کرده است، با وجود این در این کشورها تحقیق چندانی در این زمینه صورت نگرفته است. در عین حال برخی از تحقیقات انجام گرفته در این زمینه، مورد توجه این تحقیق قرار گرفته است.

در سال ۱۹۸۶، بینستوک[۱۶]، دیکنسون[۱۷] و خاجاریا[۱۸]، در مقاله‌ای تحت عنوان «تجزیه و تحلیل بین‌المللی رابطه بین حق‌بیمه مسئولیت با درآمد» رابطه بیمه

16.Benstok
17.Dikinson
18.Khajuria

مسئولیت و درآمد رابرای ۵۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مطالعه کردند و برای این منظور الگویی به صورت زیر در نظر گرفتند.

Lh= 7/39+1/34LGDP
(t-test) (14/3) (22/21) $R^2 = ۰/۹۱۸$

که در این رابطه :

h = حق بیمه ، بیمه مسئولیت

GDP= تولید ناخالص داخلی

L = لگاریتم در پایه نپرین

آنها به این نتیجه رسیدند که رابطه بین حق بیمه (بیمه مسئولیت) و تولید ناخالص داخلی مثبت و دارای کشش درآمدی بزرگ‌تر از واحد است.

اوترویل[19] در سال ۱۹۹۲ در مقاله‌ای 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
(t-test) (-13/09) (17/33) $R^2 = ۰/۸۵۴$ $F = ۳۰۰/۴$

که در این رابطه:

h = حق بیمه

GDP= تولید ناخالص داخلی

L = لگاریتم در پایه نپرین

ملاحظه می شود که در رابطه فوق ارتباط بین حق بیمه دریافتی و تولید ناخالص داخلی مثبت و کشش درآمدی، بزرگ‌تر از واحد است.

19.Outreville

براون[20] و کیم[21] درسال ۱۹۹۳، در مقاله‌ای تحت عنوان «تجزیه و تحلیل بین‌المللی تقاضا برای بیمه عمر»، با استفاده از کار نظری لوئیس و کارهای تجربی انجام گرفته در زمینه تقاضای بیمه‌های عمر و پس از بررسی ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته، عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های عمر را علاوه بر درآمد، بار تکفل و تورم انتظاری، سطح تحصیل نیز دانسته وبعد از برآورد تقاضای بیمه‌های زندگی به صورت لگاریتمی به نتایج زیر دست یافتند.

جدول۱. نتایج برآورد الگوی رگرسیون براون و کیم در خصوص تقاضای بیمه عمر

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

رابطه تقاضا برای بیمه های زندگی با درآمد و بار تکفل مثبت و با تورم انتظاری منفی است. همچنین کشش درآمدی تقاضا ۵۸درصد محاسبه شد که کوچک‌تر از واحد است.

در ایران در این زمینه تحقیقات چندانی صورت نگرفته است. دکتر فرهاد خرمی 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 موثر بر رشد بیمه های زندگی را در این کشورها ذکر کرده است. روش تجزیه و تحلیل وی عمدتا مقایسه کشورها با استفاده از آمار و نمودارهاست. تحقیق دیگر در این زمینه پایان‌نامه آقای ابراهیم کاردگر است که در سال ۱۳۷۶ تحت عنوان "تعیین

20.Brown
21.Kim

عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های 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 به دست آمده است:

LPINR=-9/69 +0/635 LINRN+2/28LRB-2/29LPH+0/523 DUM
t-test: (-7/47) (3/35) (2/5) (-2/48) (4/26)
R^2 =0/86 F = 37/26 DW = 1/98

که در آن:

$PINR$= حق بیمه دریافتی سرانه واقعی بیمه‌های عمر

$INRN$= خالص درآمد سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱

RB= درصد باسوادی

PH= تورم انتظاری

DUM= متغیرمجازی که اثر تصویب‌نامه هیئت وزیران درسال۱۳۶۷ مبنی بر بیمه‌های عمر و حوادث کارکنان دولت را نشان می دهد.

شرحی بر داده های آماری در الگوهای سری زمانی[۲۲]

پس از این که عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر مشخص شد حال به تصریح و برازش مدل می‌پردازیم. مشکلی که وجود دارد دسترس به داده‌های مطمئن است. غالبا به دست آوردن داده‌هایی که بتوان به کمک آنها نتایج آماری قابل قبولی (یعنی از لحاظ آماری معنی‌دار باشند) ارائه کرد، کار آسانی نیست. در بسیاری از موارد مشاهده می‌شود که تعاریف متغیرها در طول زمان عوض شده و یا این که کیفیت و دقت جمع‌آوری داده‌ها تغییر کرده‌است. این در حالی است که داده‌های سری زمانی استفاده شده باید یک دوره طولانی را پوشش دهد تا بتوان ضرایب را با دقت بالایی برآورد کرد.

22. Time series models

در الگوهای سری زمانی مقادیر متغیرهای الگو در طی دوره زمانی خاصی جمع‌آوری می‌شود. در این رساله به بررسی تابع تقاضای بیمه عمر در ایران می‌پردازیم و برای این منظور از داده های سری زمانی استفاده می کنیم. برای تکمیل این بررسی با دو متدولوژی متفاوت ARDL و OLS این تخمین را انجام می‌دهیم تا امکان مقایسه نتایج با یکدیگر فراهم شود. دوره زمانی مورد مطالعه سال‌های ۸۲-۱۳۴۵ است. قبل از تخمین تابع تقاضای بیمه عمر به بررسی متغیرهای مورد نظر می‌پردازیم.

متغیرهای الگوی سری زمانی در تابع تقاضای بیمه زندگی عبارت‌اند از: تحصیلات و باسوادی، احتمال مرگ سرپرست خانواده، بار تکفل، درآمد سرانه و تورم انتظاری (به‌عنوان متغیرهای مستقل) و تقاضای سرانه بیمه‌های زندگی (به‌عنوان متغیر وابسته). برای جمع‌آوری داده‌های مربوط به متغیر تحصیلات و با سوادی از آمار مربوط به درصد جمعیت با سواد کشور که در سالنامه‌های آماری استخراج شده است استفاده می‌کنیم. 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 می‌کنیم.

برای به دست آوردن داده های مربوط به بار تکفل نیز از سالنامه‌های آماری و با استفاده از فرمول زیر مقادیر این متغیر را محاسبه می‌کنیم.

$$BT = \frac{pop - emp}{emp} \qquad (۱۶)$$

که در آن:

BT : متغیر بار تکفل

pop : کل جمعیت در سال مورد نظر

emp : جمعیت شاغل در سال مورد نظر

با توجه به این که سرشماری نفوس و مسکن در ایران هر ۱۰ سال یک بار انجام می‌گیرد، برای به دست آوردن مقادیر متغیرها در بقیه سال‌های مورد بررسی از درون یابی خطی استفاده کردیم.

برای محاسبه متغیر درآمد، از درآمد سرانه واقعی استفاده شده است. به این ترتیب که میزان درآمد ملی سال‌های مختلف را بر شاخص CPI همان سال تقسیم و در ۱۰۰ ضرب می‌کنیم تا اثر تورم از مقادیر محاسبه شده حذف شود. سپس این ارقام را بر جمعیت همان سال تقسیم می کنیم و به این ترتیب درآمد واقعی سرانه برای هر سال محاسبه می شود.

برای به دست آوردن اطلاعات مربوط به تقاضای بیمه عمر، از میزان حق بیمه‌های دریافتی واقعی سرانه بیمه‌های زندگی استفاده شده است. برای این منظور 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 هستند بر میزان جمعیت هر سال تقسیم می‌کنیم و در نتیجه حق بیمه سرانه واقعی بیمه‌های زندگی سال‌های مختلف محاسبه می‌شود.

همان طور که در مبانی نظری و کارهای تجربی تحقیق مشاهده کردیم تورم انتظاری یکی دیگر از شاخص‌های تصمیم‌گیری افراد در خرید بیمه‌نامه‌های عمر است. برای محاسبه این متغیر می توان از طریق انتظارات تطبیقی به صورت زیر عمل کرد:

$$_{t-1}P_t = P_{t-1} + \lambda(_{t-2}P_{t-1} - P_{t-1}) \qquad (۱۷)$$

که در این رابطه:

$_{t-1}P_t$: تورم انتظاری سال t که در سال t-1 برآورد شده است.

λ : ضریب تعدیل خطا

P_{t-1} : تورم واقعی در سال t-1 است.

همان طور که ملاحظه می شود برای استفاده از این روش باید انتظارات تورمی سال‌های قبل را نیز داشته باشیم. لذا از روش دیگری که دکتر محمود ختایی در مقاله‌ای تحت عنوان " الگوی شکل گیری انتظارات تورمی دراقتصاد ایران" ارائه کرده است و در کارهای تجربی کاربرد بیشتری دارد استفاده می‌کنیم. وی برای به دست آوردن تورم انتظاری از فرمول زیر استفاده کرده است:

$$\dot{P}^e = 0.7\dot{P}_{t-1}+0.3\dot{P}_{t-2} \qquad (۱۸)$$

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

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

$$deat = \frac{dec}{pop - dec} \qquad (۱۹)$$

که در این رابطه:

deat : احتمال مرگ سرپرست خانواده

dec : تعداد فوت شده های سال مورد نظر

pop : جمعیت کل کشور در سال مورد نظر.

تخمین تابع تقاضای بیمه عمر درایران با استفاده از مدل‌های سری زمانی

پژوهشگران متعددی عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی را شناسایی کرده‌اند. این عوامل عبارت‌اند از: درآمد سرپرست خانواده، تورم انتظاری، تحصیلات، بار

تکفل و احتمال مرگ سرپرست خانواده. بر طبق انتظارات نظری و شواهد تجربی تقاضای بیمه‌های زندگی با درآمد سرپرست خانواده، بار تکفل، احتمال مرگ سرپرست خانواده و تحصیلات رابطه مستقیم و با تورم انتظاری رابطه معکوس دارد.

با توجه به موارد فوق مدل تابع تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران به صورت زیر ارائه می شود:

$$\log(ins_i)=\beta_0+\beta_1\log(inc_i)+\beta_2\log(bt_i)+\beta_3\log(edu_i)+\beta_4\inf_i+\beta_5 deat_i$$

که در این رابطه:

Log : لگاریتم در پایه نپرین

ins_i : حق بیمه های واقعی سرانه زندگی

inc_i : درآمد واقعی سرانه

bt_i : بار تکفل

edu_i : میزان تحصیلات

$\inf_i$: تورم انتظاری

$deat_i$: احتمال مرگ سرپرست خانواده

حال پس از تصریح مدل تابع تقاضای بیمه‌های زندگی درایران به تخمین مدل می‌پردازیم. برای این منظور از دو متدولوژی مختلف استفاده شده است. اولین روش تخمین مدل با استفاده از نرم افزار microfit و با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو با وقفه توزیع شده[۲۳] و روش دوم برآورد این تابع در نرم افزار eviews و روش حداقل مربعات معمولی[۲۴] است.

23.ARDL models
24.OLS method

مدل‌های ARDL

ویژگی الگوی مذکور این است که وقفه‌های بهینه متغیرها را نیز در مدل لحاظ می‌کند و برآوردی با احتمال تورش پایین ارائه می‌دهد. 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. نرم افزار مایکروفیت این امکان را فراهم می‌کند که بتوان یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده $ARDL(p,q_1,q_2,...q_k)$ را به صورت زیر برآورد کرد:

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

که در آن:

$$Q(L,P) = 1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - ... - Q_p L^P$$

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

برای i= 1,2,...,k است. 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.

نرم افزار مایکروفیت ابتدا رابطه ۱۶ را به روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیرm,...,p=0,1 و $q_i = 1,2,...m$ و i= 1,2,...,k یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. پژوهشگر حداکثر تعداد وقفه‌ها را تعیین می‌کند و برآورد در محدوده زمانی t=m+1 تا t=n صورت می گیرد. سپس در مرحله دوم به محقق این امکان داده می شود تا ازبین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده یکی را با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) و یا $\overline{R}^2$، انتخاب کند.در مرحله سوم مایکروفیت ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت و انحراف معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلند مدت را بر

اساس الگوی ARDL انتخاب شده محاسبه می کند.ضرایب بلند مدت متغیرهای توضیحی بر اساس رابطه زیر محاسبه می شود:

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

که در آن $\hat{p}$ و $\hat{q}$ مقادیر انتخاب شده p و q برای i=1,2,...,k بر اساس یکی از ضوابط ذکر شده هستند.

اکنون با استفاده از مایکروفیت تابع تقاضای بیمه عمر را بر روی متغیرهای توضیحی مورد نظر با قرار دادن ۲ وقفه برآورد می کنیم. تعداد رگرسیون‌های برآورد شده برابر ۲۴۳ است که باید یکی را انتخاب کنیم. با توجه به حجم کم نمونه، ضابطه شوارز- بیزین (SBC)، را ملاک عمل قرار می دهیم. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند. بر این اساس بهترین الگوی انتخاب شده به صورت زیر است:

$$\log ins = 0/42 \log ins(-1) - 0/18 \log inc + 1/32 \log bt - 3/26 \log bt(-1)$$
$$\text{t- test:} \quad (2/72) \qquad (-0/35) \qquad (0/85) \qquad (-1/78)$$

$$+ 0/93 \log edu - 0/002 \inf + 0/011 deat \qquad (۲۲)$$
$$(3/62) \qquad (-0/82) \qquad (0/304)$$

$$\overline{R}^2 = 0/91 \qquad F = 59$$

همان طور که ملاحظه می‌کنیم نرم افزارmicrofit وقفه بهینه متغیر وابسته را یک وقفه و همچنین بار تکفل را نیز با یک وقفه در مدل وارد کرده و بهترین مدل تخمینی را ارائه داده است. با توجه به این که علامت ضرایب درآمد و بار تکفل بر خلاف انتظارات تئوریک است و تورم انتظاری، احتمال مرگ سرپرست خانواده، درآمد و بار تکفل در سطح ۹۵درصد معنی‌دار نیستند به حذف بعضی متغیرها می پردازیم و الگوی کامل‌تر و مناسب‌تری ارائه می‌دهیم. پس از بررسی چند مدل،

نهایتا مدل زیر را به عنوان مدل نهایی تابع تقاضای بیمه عمر در ایران پیشنهاد می‌کنیم:

(۲۳)

$$\log ins = 0/51 \log ins(-1) + 0/03 \log inc - 1/36 \log bt + 0/56 \log edu$$

t- test: (4/09) (1/54) (-3/76) (3/89)

$$\overline{R}^2 = 0/91 \qquad F = 116$$

ملاحظه می کنیم که ضرایب درآمد و تحصیلات علامت مورد انتظار را دارند. متغیر بار تکفل همچنان علامت منفی دارد که در سطح اطمینان ۹۵درصد نیز معنی‌دار است. کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران ۰/۰۳ است. مقدار محاسبه شده ضریب تعیین $\overline{R}^2 = 0/91$ بیان کننده قدرت توضیح دهندگی بالای مدل است و مقدار $F = 116$ تاییدی بر معنی داری همزمان متغیرهای توضیحی و رگرسیون برآورد شده است.

الف) آزمون برقراری رابطه بلند مدت بین متغیرها: اکنون با استفاده از این نتایج، فرضیه وجود یا نبود هم‌جمعی بین متغیرهای الگوی تقاضا برای بیمه‌های زندگی را آزمون می کنیم. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، ($\sum_{i=1}^{p} \alpha_i < 1$) الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش خواهد داشت. لذا برای آزمون هم‌جمعی با توجه به این که ضابطه SBC تعداد وقفه های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه انتخاب کرده است(p=1)، فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت زیر آزمون می شود:

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

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

آماره t مورد نیاز برای آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{se_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{-0/51151 - 1}{0/12516} = -3/903 \qquad (۲۴)$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵درصد برابر ۳/۸۲- است، 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 توسط نرم افزار microfit برآورد و مشخص شد که درآمد سرانه در سطح اطمینان ۸۵درصد و تحصیلات در سطح اطمینان ۹۹درصد معنی‌دارند و علامتی مطابق انتظارات تئوریک دارند. کشش درآمدی بلند مدت تقاضای بیمه عمر در ایران برابر ۰/۰۶ محاسبه شده که تاکیدی بر ضروری بودن بیمه های عمر در سبد مصرفی مصرف کنندگان است.

ب) الگوی تصحیح خطا[۲۵]: وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی، شهرت فزاینده‌ای دارند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهند.

لذا در الگوی ECM جمله تصحیح خطا[۲۶] (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است نیز (علاوه بر تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها) لحاظ می‌شود. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که علامت آن منفی باشد. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر ۰/۴۹- برآورد شده است که نشان می‌دهد که در هر سال ۰/۴۹ از عدم تعادل یک

25. Error correction model
26. Error correction term

دوره در تقاضای بیمه عمر در دوره بعد تعدیل می‌شود. لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتا با سرعت متوسطی صورت می گیرد.

روش حداقل مربعات معمولی

در این قسمت تابع تقاضای بیمه های زندگی را مبتنی بر رویکرد سنتی اقتصاد سنجی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد و نتایج را با حالت قبل مقایسه می‌کنیم. با حذف متغیرهای بی‌معنی و وارد کردن یک فرایند میانگین متحرک از درجه ۲ (MA(2))[۲۷] در آن، مدل زیر استخراج شده است:

$$\log ins = 0/06\log inc - 1/27\log bt + 0/44\log edu + 0/46\log ins(-1)$$
$$\text{t- test:}\quad (2/1)\qquad (-2/68)\qquad (2/23)\qquad (3/11)$$

$$+ 0/006\inf + 0/69MA(2) \qquad (۲۵)$$
$$(2/57)\qquad (4/67)$$
$$\overline{R}^2 = 0/92 \qquad F = 89$$

اولین گام در تفسیر مدل برآورد شده سازگاری علایم با انتظارات تئوریک است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود علامت ضرایب درآمد و تحصیلات با نظریه‌های مربوط مطابقت دارد اما ضرایب مربوط به متغیرهای بار تکفل و تورم انتظاری مخالف تئوری است. ضریب تعیین تعدیل یافته مدل $\overline{R}^2 = 0/92$ نشان از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل دارد. همچنین F=89 نیز معنی‌دار بودن همزمان متغیرهای مدل را تایید می کند.

27. Moving average

با توجه به مدل مزبور، ضریب کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های زندگی۰/۰۶ برآورد شده که با توجه به نظریه‌های تقاضا نشان دهنده ضروری بودن بیمه‌های زندگی در سبد مصرفی خانوارهاست.

حال با عنایت به این که روش حداقل مربعات معمولی فروضی را برای برآورد مدل در نظر می‌گیرد به بررسی اعتبار این فروض در مدل مزبور می‌پردازیم.

الف) آزمون واریانس همسانی شرطی خود همبسته[۲۸]جملات اخلال (ARCH): ARCH که در جملات اخلال مربوط به داده های سری زمانی ممکن است وجود داشته باشد نوعی واریانس ناهمسانی است که در آن واریانس جملات اخلال با مقدار آن در دوره های قبل ارتباط دارد. این آزمون مبتنی بر رگرسیون زیر است:

$$e_t^2 = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 e_{t-2}^2 + ... + \beta_s e_{t-s}^2 \qquad (۲۶)$$

e_t مقدار باقیمانده جمله اخلال از رگرسیون اصلی است. مطابق فرضیه H_0 داریم:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_s = 0$$

H_1 : حداقل یکی از β مخالف صفر است

براساس نتایج به دست آمده فرضیه صفر مبنی بر نبود واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته پذیرفته می‌شود.

ب) آزمون واریانس همسانی[۲۹] جملات پسماند: روش‌های مختلفی برای این آزمون وجود دارد (نظیر آزمون‌های گلدفلد- کوانت، وایت، پارک و...) اما

28.Autoregressive conditional heteroskedasticity
29. Heteroskedasticity

به علت این که نرم افزار eviews آزمون وایت[30] را در پیش فرض خود دارد، این روش را انتخاب می‌کنیم. فرضیه صفر و مقابل این آزمون به صورت زیر است:

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2$$

$$H_1 : \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

پس از رگرسیون مذکور تعداد مشاهدات را در ضریب تعیین مدل ضرب می‌کنیم. این آماره دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی تعداد متغیرهای مستقل منهای یک است.

نتایج به دست آمده از آزمون وایت نشان می‌دهد که دلیلی برای رد فرضیه صفر نداریم و بنابراین می‌توان گفت که جملات پسماند واریانس همسانند.

پ) آزمون عدم خود همبستگی[31] جملات پسماند: زمانی که جملات اخلال مدل با یکدیگر ارتباط داشته باشند مدل دچار خود همبستگی است. وجود خود همبستگی در مدل درجه اعتبار ضرایب تخمینی را کاهش و واریانس برآورد کننده‌ها را افزایش می‌دهد. برای این آزمون، فرضیه صفر و مقابل را به صورت زیر مشخص می‌کنیم.

H_0 : جملات پسماند مدل خود همبسته نیستند

H_1 : جملات پسماند مدل خود همبسته اند

باتوجه به F محاسبه شده و مقدار بحرانی آن در سطح اطمینان ۹۵درصد، نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد. لذا می‌توان ادعا کرد که مدل فوق فاقد مشکل خودهمبستگی است.

30. White test
31. Auto correlation test

نتیجه‌گیری

با توجه به تخمین‌های انجام گرفته از طریق هر دو روش مشخص شد که ضریب کشش درآمدی تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران کوچک‌تر از یک و مثبت است که اشاره به ضروری بودن بیمه‌های زندگی در سبد مصرفی مصرف کنندگان دارد. همچنین علامت ضریب بار تکفل که مخالف با نظریه‌های ذکر شده است نشان از اثر منفی این متغیر بر تقاضای بیمه های زندگی در ایران دارد. تحصیلات یکی از متغیرهایی است که بر تقاضای مصرف کنندگان از بیمه های زندگی موثر است و با افزایش این متغیر میزان تقاضای بیمه های زندگی افزایش خواهد یافت. احتمال مرگ سرپرست خانواده نمی‌تواند تاثیر زیادی بر تقاضای بیمه‌های زندگی در ایران داشته باشد. تورم انتظاری از جمله متغیرهایی است که در تخمین‌های انجام گرفته یا دارای ضریبی مخالف تئوری است و یا مقدار تخمینی ضریب آن بسیار ناچیز است. لذا می توان نتیجه گرفت که با توجه به این که تورم در ساختار اقتصادی ایران کاملا طبیعی قلمداد می‌شود انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان تاثیری بر تقاضای ایشان از کالاها و خدمات ندارد. این مطلب در توابع تقاضای برآورد شده کاملا مشهود است.

با توجه به تخمین‌های انجام گرفته و نتایج به دست آمده مهم‌ترین پیشنهادی که می توان ارائه داد این است که به علت معنی‌دار نبودن برخی از متغیرها در ایران به بررسی بیشتر تئوری‌ها پرداخته شود چرا که این تئوری‌ها برای کشورهای توسعه یافته احتمالا دارای نتایج مساعد و موافق تئوری خواهد بود اما این تحقیق نشان می‌دهد که برای کشورهای در حال توسعه نظیر ایران که ساختار اقتصادی متفاوتی دارند باید به دنبال تئوری‌های مناسب این اقتصادها بود.

به نظر می‌رسد که عوامل نهادی طرف عرضه نقش بیشتری در گسترش بیمه‌های زندگی در این کشورها نسبت به عوامل طرف تقاضا (بر اساس الگوهای

استاندارد) دارند. لذا باید برای توجیه رفتار بیمه‌های عمر میزان عرضه این محصول بررسی شود.

همچنین می‌توان این تابع را با وارد کردن متغیرهای دیگری که در کشورهای درحال‌توسعه اهمیت بیشتری بر تقاضای بیمه‌عمر دارند مجددا مورد تخمین قرارداد.

منابع

۱. آزاد، منوچهر.(۱۳۸۱)، بررسی عوامل موثر بر فروش بیمه‌نامه‌های‌عمر و پس‌انداز توسط نمایندگان شرکت سهامی بیمه آسیا، 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. (۱۳۷۶)، *بیمه‌های بازرگانی در ایران تا سال ۷۵*، چاپ اول.

۵. سالنامه های آماری کشور (سال‌های مختلف).

۶. مرکز آمار ایران، شاخصهای قیمت، سال‌های مختلف.

۷. کاردگر، ابراهیم. (۱۳۷۶)، شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

۸. گجراتی، دامودار. مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، موسسه انتشارات چاپ دانشگاه تهران.

۹. بیمه مرکزی ایران. فصلنامه صنعت بیمه (شماره‌های مختلف).

۱۰. عزیز زاده نیازی، عارف.(۱۳۷۸)، شناسایی و تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران و ارائه یک الگوی مناسب، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.

۱۱. کریمی، آیت. (۱۳۷۶)، *کلیات بیمه*، ناشر بیمه مرکزی ایران.

۱۲. نوفرستی، محمد.(۱۳۶۶)، کشش درآمدی تقاضای بیمه، فصل نامه بیمه مرکزی ایران، شماره۱، سال دوم.

۱۳. هوشنگی، محمد.(۱۳۶۹)، *بیمه حمل و نقل کالا*، شرکت سهامی بیمه ایران.

۱۴. نوفرستی، محمد.(۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*، موسسه فرهنگی رسا.

15. Lewis F.D(1989), "Dependents and the demoud for life insurance", American review, No, 79: 452-467.

16. Shone R, (1981) *Application in intermediate microeconomics*, Martin Robertson, oxford.

17. "Investment Decisions under uncertainty: Application of the state preference Approach" Quarterly journal of I.c.o, 1996, 252-277.

18. Outreville, j.f. (1992), "The relationship between insurance financial development & market structure in developing countries", UNCTAD Review, 3:35-69.

19. Yaari, M, (1965), "uncertain lifetime, life insurance and The Theory of the consumer, Review of economic" studies, 32:137-150.

20. sigma, world insurance in 2002, no. 7/2003

21. sigma, world insurance in 2001, no. 6/2002

22. sigma, world insurance in 2000, no. 6/2001

23. sigma, world insurance in 1999, no. 9/2000

24. sigma, world insurance in 1998, no. 7/1999

25. sigma, world insurance in 1997, no. 3/1999

26. sigma, world insurance in 1996, no. 4/1998

27. 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.

28. 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

29. Brown, M.j, and kim, "an international analysis of life insurance demand", journal of risk & insurance, 60:616-634

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی