فصلنامه صنعت بیمه /سال بیست و دوم /شماره ۲/تابستان ۱۳۸٦/شماره مسلسل ۸٦/صفحات ۳ تا ۲۸

بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی جمهوری اسلامی ایران بر تقاضای بیمه عمر

دکتر سید جعفر سجادی[۱]

امیر غلامی[۲]

چکیده

محیط‌های اقتصادی تأثیر زیادی بر رشد صنعت بیمه دارند. از سال ۱۳۷۵ به بعد رشد بیمه در ایران سرعت گرفت. این تحقیق بر آن است تا یک مدل تقاضا از دیدگاه اقتصاد کلان در ایران را مطرح نماید.

این مطالعه رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی (مانند تولید ناخالص داخلی، توسعهٔ مالی، نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ بیمه) و متغیرهای آماری (مانند امید به زندگی) و تقاضا برای بیمه عمر (حق بیمه‌های دریافتی) را در ایران نشان می‌دهد. برای آنالیز داده‌ها از روش‌های عمومی اقتصادسنجی و برای به دست آوردن مدل از روش OLS استفاده شده است.

اساسی‌ترین یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین نرخ تورم پیش‌بینی شده، رابطه مؤثری با تقاضای بیمه عمر دارند. نتیجه جالب، رابطه مثبت تقاضا با نرخ بیمه است که متناقض به نظر می‌رسد. ضمن آن که متغیر امید به زندگی کاملاً مؤثر بر تقاضا و با ضریب مثبت ارزیابی شده است.

واژگان کلیدی: متغیرهای کلان اقتصادی، تقاضا، بیمه عمر، امید به زندگی، نرخ تورم

---

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه علم و صنعت ایران، دانشکده مهندسی صنایع (Email: SjSadjadi@Iust.ac.ir)

۲. کارشناس ارشد رشته مهندسی صنایع، دانشگاه علم و صنعت ایران ، دانشکده مهندسی صنایع (Email: Am.Gholami@Yahoo.com)

۱. مقدمه

تئوری رشد نئوکلاسیک سنتی از نقطه نظر اقتصادی بیان می‌کند که اقتصادهای پیشرفته تکنولوژیک فقط در حالت پایدار[1] رشد می‌کنند. این نتیجه تنها محدوده کوچکی از دغدغه‌های دولت در تهییج و ایجاد انگیزه رشد اقتصادی را در بر دارد. بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که چگونه سرمایه‌گذاری می‌تواند در رشد یک بخش از اقتصاد حالت ظاهری مثبتی برای دیگر زمینه‌های اقتصاد فراهم کند. اما سؤال اینجاست که توسعه چه بخش‌هایی در توسعه خریداران بیمه مؤثر است؟

در این مقاله سعی شده کلیه بخش‌های کلان اجتماعی، اقتصادی و... که می‌توانند در افزایش و تحریک تقاضای بیمه مؤثر باشند، معرفی شوند.

توجه به این نکته ضروری است که نقش توسعه مالی[2] در رشد اقتصادی حائز اهمیت بسیاری است و نتیجه تحقیقات این است که دایر نمودن مؤسسات مالی و بیمه‌ای مناسب، موجب پیشرفت کارآیی، تخصیص سرمایه و منابع کارا، ترغیب به پس انداز و سوق دادن به تشکیل سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود(Fischer, 1973).

نظر به اینکه صنعت بیمه با توجه به حق بیمه‌های دریافتی، افزایش سهم خود در تولید ناخالص داخلی[3] و میزان و حجم سرمایه‌گذاری موجود در آن، یکی از اجزاء اصلی اقتصاد را تشکیل می‌دهد، لذا عجیب نخواهد بود که افزایش تقاضای بیمه به توسعه مالی ـ که باعث رشد اقتصادی است ـ کمک شایانی خواهد نمود (Truett & Truett, 1990).

با توجه به رابطه موجود بین توسعه مالی و رشد اقتصادی، غالب تحقیقات انجام گرفته به منظور فهم عواملی خواهد بود که موجب پیشرفت در خدمات و سرویس‌های مالی می‌شود. لذا با مشخص شدن متغیرهایی که تقاضای مؤسسات

1. Steady State
2. Financial Development
3. Gross Domestic Product (GDP)

بیمه‌ای (به عنوان نمونه‌ای از سرویس‌های مالی) را افزایش می‌دهند، امکان مشخص شدن عواملی که واقعاً باعث توسعه مالی و سرانجام رشد اقتصادی می‌شوند، پدید می‌آید. برای مثال تحقیقات انجام گرفته روی بازارهای بیمه که توسط براون[1]، وارد و زربرواگ[2]، بک و وب[3] و اشو[4] نشان می‌دهد که سطح تقاضای بیمه در یک اقتصاد می‌تواند به وسیله تعدادی از متغیرهای اقتصادی، قانونی، سیاسی و اجتماعی تأثیر پذیرد(Ward & Zurbruegg, 2000).

بررسی این متغیرها می‌تواند شرکت‌های بیمه‌ای که به دنبال توسعه تجاری خود هستند را در انتخاب بازارهایی که باید وارد آن شوند یاری دهد. صنعت بیمه بخشی جدایی ناپذیر از بازارهای جهانی را تشکیل می‌دهد. در دهه‌های اخیر، بخش بیمه مانند دیگر بخش‌های مالی دارای اهمیت فراوانی در اقتصاد شده است که این موضوع به خاطر سهم مستقیم آن در تولید ناخالص داخلی و انتقال ریسک و نقش غیر مستقیم آن در واسطه‌گری مالی[5] است. مطابق مطالب گفته شده، صنعت بیمه در ابعاد جهانی به طور فزاینده‌ای در حال توسعه است. طبق یافته‌های مجله سیگما، بزرگترین بخش‌ها و شرکت‌های بیمه به آمریکا و ژاپن تعلق دارند که روی هم حدود ٪۵۰ از حق بیمه‌های جهانی را تولید می‌کنند و بریتانیا، آلمان، فرانسه و ایتالیا در رتبه‌های بعدی قرار دارند، در چهار دهه اخیر رشد بخش جهانی بیمه نیز از رشد جهانی اقتصاد پیش افتاده است(Campbell, 1980).

بین سال‌های ۱۹۸٤ تا ۲۰۰۱ صنعت جهانی بیمه روی هم رفته با نرخ ٪٤۸۳/٦ (تقریباً شامل ٪ ٦٦٤/۸ از بخش بیمه‌های زندگی و ٪ ۳۳٤/۳ از بخش بیمه‌های

1. Brown
2. Ward & Zurbruegg
3. Beck & Webb
4. Esho
5. Financial Intermediation

غیرزندگی) رشد داشته است. بنابر گزارش سیگما در سال ۲۰۰۱، "در چند سال اخیر رشد در بازار جهانی بیمه‌های غیر زندگی بـه صـورت محـسوس و مشخـصی دارای سرعت کم و تقریباً با رشد جهانی اقتصاد هم‌راستا بوده است، ولی در نقطه مقابـل آن بخش بیمه‌های زندگی با سرعت بیشتری رشد کرده اسـت". سـیگما در سـال ۲۰۰۲ اعلام کرد که در سال‌های ۱۹۹٤ و ۲۰۰۱ کشورهای عضو سازمان همکاری و توسـعه اقتصادی به ترتیب ٪۹۵/۵۲ و ٪۹۳/۹۹ از حق بیمه‌های بخش بیمه‌های زنـدگی و بـه ترتیب ٪ ۹۱/۱۹ و ٪ ۹۲/۵ از حق بیمه‌های بخش بیمه‌های غیـر زنـدگی را بـه خـود اختصاص داده‌اند. علت کاهش حجم حق بیمه‌ها در بخش بیمه‌های زنـدگی افـزایش سرعت رشد این نوع بیمه‌ها در کشورهای غیر عضو در سـازمان همکـاری و توسـعه اقتصادی[1] است. در کشورهای غیر عضو در OECD از اوایل دهه ۹۰ تحولی صـورت گرفت.

این تحول عبارت بود از توانایی بازارهای پدید آمده در تقویت سهم جهانی بـازار در بخش بیمه زندگی که اغلب با نرخ‌های رشد دو رقمی همراه بـوده اسـت. از ایـن گذشته بازارهای بیمه در کشورهای OECD با افت درآمد حاصـل از حـق بیمـه‌هـا و رکود بازدهی بازار سرمایه و نرخ بهره پایین روبرو شده‌اند که این مسائل باعث تحت فشار قرار گرفتن بیمـه‌گـران شـده اسـت (Cargil & Troxel, 1979). اهمیـت رشـد صنعت بیمه در بازارهای پدید آمده در کـشورهای غیـر عـضو OECD باعـث رشـد حجم این صنعت و نفوذ بیمه در این کشورها شده است. با این حال هنوز راه زیـادی برای مقایسه وسعت و اهمیت این صنعت در این کشورها با کشورهای صـنعتی بـاقی مانده است(Lewis, 1989).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD)

جدول۱. حجم حق بیمه‌های جهانی (میلیون دلار آمریکا) و سهم بازار(٪)
(در سال‌های ۱۹۸٤ و ۱۹۹٤ و ۲۰۰۱)

	۲۰۰۱	۱۹۹٤	۱۹۸٤			
	سهم از بازار (٪)	مقدار حق بیمه (میلیون دلار)	سهم از بازار (٪)	مقدار حق بیمه (میلیون دلار)	سهم از بازار (٪)	مقدار حق بیمه (میلیون دلار)
کل	۱۰۰	۲٤۰۸۲۵۲	۱۰۰	۱۹٦۷۷۸٦	۱۰۰	٤۹۸۰۰۰
زندگی	۵۹/۷٦	۱٤۳۹۱۷۷	۵٦/۹۸	۱۱۲۱۱۸٦	٤۳/٤۷	۲۱٦۵۰۰
غیر زندگی	٤۰/۲۷	۹٦۹۰۷٤	٤۳/۰۲	۸٤٦٦۰۰	۵٦/۵۳	۲۸۱۵۰۰

(Sigma, 2002)

۲. مطالعات تجربی انجام گرفته در بیمه‌های زندگی

۱-۲. مطالعات انجام گرفته در سطح جهانی

هر چند بازار بیمه کشورهای توسعه یافته جهان بـه خـاطر بـین المللـی شـدن دامنـه فعالیت بیمه گسترش پیدا کرده است و بازار بیمه زندگی رشد سریعی در این کشورها داشته است، با این وجود تا یک دهه قبل تحقیقات چندانی در این کـشورها صـورت نگرفته بود. خاجوریا، دیکنسون و بینستک[1] در مقاله‌ای رابطه حـق بیمـه مـسئولیت و درآمد را برای پنجاه کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد مطالعه قرار دادند و به الگوی زیر رسیدند:

$$L_q = -7.31 + 1.341 \text{ Ln GDP}$$

$$t\text{-Statistic} : (14.3) \quad (22.21) \quad R^2 = 0.918$$

q: حق بیمه پوشش بیمه مسئولیت

GDP: تولید ناخالص داخلی

Ln: لگاریتم در پایه نپرین

1. Khujuria, Dikonson & Binstoc 1988

و بـه ایـن نتیجـه رسـیدند کـه رابطـه بـین حـق بیمـه پوشـش بیمـه مـسئولیت وتولیـد ناخـالص داخلـی، مثبـت و دارای کـشش درآمـدی بزرگتـر از واحـد اسـت (Webb, Grace & Skipper, 2002).

اوترویل[1] رابطه بین توسعه اقتصادی و ساختار بازار بیمـه در ۵۵ کـشور در حـال توسعه را مورد پژوهش قرار داد (Fischer, 1973).

$$L_q = -6.98 + 1.334 \, Ln \; GDP$$

$$t\text{-}Statistic: (-13.09) \;\; (17.33) \;\; R^2 = 0.854, F = 300.4$$

او به این نتیجه رسید که رابطه حق بیمه دریافتی و تولید ناخالص داخلی مثبـت و دارای کشش درآمدی بزرگتر از واحد است.

کامینز[2] در تحقیقی اثرات متغیرهای کلان اقتـصادی را روی صـنعت بیمـه زنـدگی آمریکا مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که بیمه زندگی بـا تولیـد ناخـالص داخلی در ارتباط است. این رابطه توسط دیگـر محققـین از جملـه لـویس، لاکنـسن، فیشر، فورچون و کمپل[3] مورد تأیید قرار گرفت. نقطه شروع این تحقیقـات تئـوری را می‌توان کار تحقیقـاتی انجـام شـده توسـط یـاری[4] دانـست. خاجوریـا، دیکنـسون و بینستوک و نیز تروت و تروت[5] به صورت تجربی نشان دادند که تقاضـای بیمـه‌هـای زندگی با درآمد رابطه مثبت دارد. فورچون، گرین و بی بـل[6] نـشان دادنـد کـه تـورم انتظاری روی تقاضا بیمه زندگی اثر منفی دارد.

هامند، هوستون ومولندر[7] به روش تجربی نشان دادند که بار تکفل با تقاضا بـرای

1. Outreville
2. Cummins
3. Lewis, Lakanson, Fischer, Furtune & Campbell
4. Yaari 1964
5. Truett & Truett 1990
6. Grean & Babble
7. Hommond, Houston & Molender 1967

بیمه‌های زندگی رابطه مثبت دارد، براون و کیم[1] با استفاده از کار لوئیس و دیگر کارهای تجربی انجام گرفته در زمینه بیمه‌های زندگی، عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی را علاوه بر درآمد، بار تکفل و تورم انتظاری، سطح تحصیلات دانستند. در مدل آنها ضرایب به صورت زیر است:

جدول۲. ضرایب عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی

عوامل	ضرایب
درآمد	۰/۵۸
بار تکفل	٤
تورم انتظاری	-۱/٤۳
تحصیلات	۲/۸

براون و کیم تحلیل سرانه مصرف بیمه عمر برای ٤۵ کشور برای سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۷ را انجام دادند. آنها داده‌های مقطعی را به متغیرهای عددی مانند درآمد یا نرخ تورم ربط دادند. درآمد، وابستگی و مخارج امنیت اجتماعی، همبستگی مثبت و تورم، همبستگی منفی را نشان دادند(Outreville, 1990).

اوترویل در مورد ارتباط حق بیمه های زندگی با GDP و دیگر متغیرها در سال ۱۹۸٦ و برای ٤۸ کشور در حال توسعه تحقیق کرد. نتایج تحلیل مقطعی کارهای سابق او که بی‌اهمیت بودن نرخ بهره واقعی یا توسعه مالی بر تقاضای بیمه عمر نشان می‌داد را، رد می‌کرد. فقط کشش درآمد شبیه کارهای انجام شده بود. شاخص‌های دیگر کشور مانند جمعیت روستایی یا سطح سواد نمی‌توانستند تقاضای بیمه را توضیح دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Brown & kim 1993

ژی[1] با تمرکز بر کشور چین و مطالعات مقطعی در سال ۱۹۹۵، تحلیل سری‌های زمانی را برای سال ۱۹۸٦ تا ۱۹۹۵ انجام داد و به این نتیجه رسید که سرانه GDP و شاخص قیمت مصرف کننده با مصرف بیمه به طور منفی با یکدیگر همبستگی دارند. او نشان داد که نرخ نیازمندی کودکان مهم است، در حالی که تقاضای بیمه زندگی به سطح تحصیلات وابسته نیست.

وارد و زربرواگ روابط و تأثیر متقابل حق بیمه واقعی بیمه های زندگی و GDP واقعی را برای کشورهای عضو OECD بین سال‌های ۱۹٦۱ تا ۱۹۹٦ بررسی کردند. محققین دریافتند که برای دو کشور کانادا و ژاپن که بازار بیمه سهم عمده‌ای از GDP را تشکیل می‌دهد.

بک و وب رابطه بین نفوذ بیمه - تراکم نسبت پس‌اندازهای بیمه زندگی به GDP- نرخ بهره واقعی، نرخ تورم و دیگر متغیرهای توضیحی را بررسی کردند و رابطه‌ای محکم و قوی برای GDP و نرخ امید به زندگی، تورم و توسعه بخش بانکی یافتند(جلالی لواسانی، ۱۳۸۲). از بین متغیرهای توضیحی تورم مورد انتظار، نرخ بهره واقعی و نرخ پس انداز مهم ارزیابی شدند. آنها اعلام کردند هر چند که نرخ پس‌انداز دارای یک ضریب مثبت است، اما این موضوع می‌تواند باعث بروز رفتاری از خانواده‌ها به منظور محدود کردن مخارج بیمه عمر و انتقال درآمد اضافی به پس‌انداز و دیگر روش‌های سرمایه‌گذاری شود.

هابرمن و لیم[2] رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان مانند توسعه مالی درآمد، تورم، نرخ بهره، قیمت و متغیرهای آماری مانند نرخ خالص تولدها، نرخ خالص مرگ و میر و امید به زندگی با تقاضای بیمه زندگی (به سه صورت مقدار حق بیمه، تعداد

1. Zhi 1998
2. Haberman & Lim 2002

بیمه‌شده‌ها و تعداد بیمه‌نامه‌ها) را مورد مطالعه قرار دادند. آنها نشان دادند که نرخ خالص تولد و تغییرات در نرخ کل تولد دو متغیر آماری، مهم و کاملاً بر تقاضای بیمه عمر مؤثرند. در ضمن تورم نیز با ضریب منفی بسیار پر اهمیت می‌باشد. ولی نتایج آنها در مورد نرخ بهره و قیمت بیمه در سه مدل تقاضا متناقض هستند.

۲-۲. مطالعات انجام گرفته داخلی

صنعت بیمه پیشرفتی بسیار سریع در رشته بیمه‌های زندگی در جهان و به خصوص در آسیا داشته است که در کشور ما با توجه به استعداد موجود هنوز این رشته سهم زیادی از بازار را در اختیار ندارد و مطالعات زیادی نیز در زمینه بیمه‌های زندگی صورت نگرفته است. به خاطر اهمیت بیمه زندگی برای شرکت بیمه لازم است تمرکز بیشتری در این بخش صورت گیرد، با این حال تحقیقات انجام گرفته به شرح زیر می‌باشد:

- کاردگر در سال ۱۳۷۶ اثر درآمد سرانه، درصد باسوادی و تورم انتظاری را بر تقاضای بیمه‌های زندگی بررسی کرده است. معادله برازش شده وی به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{Ln PIN}_t\text{R} = -9.69 + 0.635\text{Ln INRN} + 2.28\text{Ln RB} - 2.29\text{Ln PH} + 0.523\text{DUM}$$

$$R^2 = 0.863 \qquad F = 23.24 \qquad D\text{-}W = 2.08$$

که در آن:

INRN: درآمد سرانه

PH: تورم انتظاری

RB: درصد باسوادی

DUM: متغیر دامی (متغیر مربوط جنگ)

D-W: متغیر دوربین - واتسون[1]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Durbin-Watson

وی اثر درآمد سرانه را با سطح اطمینان ٪ ۲ برتقاضای بیمه زندگی در ایران مؤثر ارزیابی کرده است. در این مدل تورم انتظاری، مهم و با علامت منفی بر تقاضای بیمه زندگی مؤثر است، امّا متغیر تصمیم‌گیری که تأثیر جنگ را بررسی می‌کند اثر چندانی بر تقاضای بیمه زندگی ایران نداشته است.

جلالی لواسانی نیز در سال ۱۳۸۲ در بررسی تأثیر متغیرهای درآمد ملی، شاخص قیمت، نرخ بیکاری، بار تکفل، سطح سواد و خسارت‌های پرداختی توسط بیمه را در تقاضای بیمه اشخاص بررسی کرد و به مدل زیر رسید:

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{YP}{N}\right) = 0.57\ \mathrm{Ln}\left(\frac{ZP}{N}\right) + 0.27\ \mathrm{Ln}(NL_n) - 0.03\ \mathrm{Ln}(R) + 0.75\left(\frac{XP}{N}\right) - 3.95$$

$$R^2 = 0.94 \quad D - W = 1.1$$

که در آن:

$\frac{YP}{N}$: حق بیمه‌های دریافتی سرانه توسط شرکت‌های بیمه

$\frac{ZP}{N}$: درآمد ملی سرانه

NL: نرخ بیکاری

R: شاخص قیمت

$\frac{XP}{N}$: خسارت‌های پرداختی سرانه توسط شرکت‌های بیمه

Ln: لگاریتم بر پایه نپرین

وی اثر درآمد ملی و شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ بیکاری را بر تقاضای بیمه‌های اشخاص در ایران مهم ارزیابی کرد، اما عنوان نمود بار تکفل و سطح با سوادی تأثیر کمی بر تقاضای بیمه زندگی دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق

با توجه به هدف اصلی تحقیق یعنی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه زندگی متغیرهای توسعه مالی، درآمد، تورم، نرخ بیمه، امید به زندگی[1] به عنوان متغیرهای مؤثر بر تقاضای بیمه زندگی در نظر گرفته شده و سعی شده است مدل حق بیمه‌ها (به عنوان نمادی از تقاضای بیمه) بر مبنای این متغیرها تعریف شود. البته ذکر این نکته لازم است که هرچند متغیر امید به زندگی جزو متغیرهای کلان اقتصادی نبوده و در زمره متغیرهای اجتماعی می‌باشد، اما همان‌طور که دیدیم در اکثر تحقیقات انجام گرفته این متغیر بر تقاضای بیمه زندگی مؤثر بوده است. لذا برای تصحیح مدل تصمیم گرفتیم که این متغیر نیز لحاظ شود. همان‌طور که در ادبیات تحقیقات داخلی ذکر شد متغیرهایی مانند بار تکفل و سطح تحصیلات تأثیر بسیار ناچیزی بر تقاضای بیمه‌های زندگی دارند. رسالت این تحقیق نیز بر مبنای تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی است، لذا از بررسی تأثیر آنها صرف نظر شده است. در مورد تقاضای بیمه، مقدار حق بیمه‌ها به عنوان الگویی در نظر گرفته شد. البته تعداد بیمه‌شدگان و تعداد بیمه‌نامه‌ها نیز می‌توانست الگوی مناسبی برای نمایاندن تقاضا باشد که متأسفانه به دلیل نبود منابع آماری در این دو مورد تنها به مقدار حق بیمه‌ها بسنده شد. حال به بررسی هر یک از متغیرهای نامبرده شده در بالا می‌پردازیم:

– **توسعه مالی:** در تمام تحقیقات انجام گرفته و در تعریف این متغیر در اقتصاد کلان این متغیر به صورت $\frac{M_2 - M_1}{M_2}$ تعریف شده است، که در آن M_2 کل نقدینگی و M_1 معادل پول است؛ لذا $M_2 - M_1$ برای سپرده‌های غیر دیداری (شبه پول[2])

1. Life Expectancy
2. Quasi Money

خواهد بود. یافته های اوترویل نشان می دهد که متغیر توسعه مالی مستقیماً بر بیمه‌های زندگی مؤثر است.

– **درآمد:** در تحقیقات انجام شده از GDP به عنوان نمادی از درآمد استفاده شده که در اینجا نیز ما از این متغیر به عنوان الگوی درآمدی استفاده کرده‌ایم.

– **تورم:** یافته‌های عموم محققین نشان می‌دهد که تورم با تقاضای بیمه زندگی رابطه مؤثر و منفی دارد. افزایش زیاد تورم باعث کاهش تقاضای بیمه زندگی می‌شود، زیرا هزینه زندگی افزایش پیدا می‌کند. در حالی که برخی دیگر از محققین به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه بین تقاضای بیمه زندگی و تورم، بی‌تأثیر ولی مثبت است.

ما در اینجا از تورم انتظاری[1] به عنوان نماد متغیر تورم استفاده کرده‌ایم. یعنی رگرسیون الگوی لگاریتمی شاخص بهای کالاهای مصرفی بر روی توان دوم همین شاخص را با یک وقفه برآورد نموده و مقدار برازش شده آن را به عنوان تورم انتظاری در نظر گرفته‌ایم.

اما در مورد نرخ بهره، به علت دستوری بودن نرخ بهره در کشور و عدم وجود اطلاعات مربوط به نرخ بهره واقعی در این تحقیق مطابق تحقیقات انجام گرفته توسط اوترویل برای ۵۰ کشور در حال توسعه که نرخ تورم انتظاری را به عنوان نماینده‌ای برای نرخ بهره به کار برده – در صورتی که نرخ بهره واقعی خود متأثر وابسته به نرخ تورم است – از نرخ تورم انتظاری به عنوان نماینده‌ای برای نرخ بهره استفاده شده است.

– **نرخ بیمه**: نرخ بیمه متغیر بسیار پر اهمیتی است و با تقاضای بیمه زندگی رابطه معکوس دارد. قیمت بالای بیمه، تمایل برای خرید بیمه زندگی را کم می‌کند. در این

1. Expected Inflation

تحقیق، هزینه خرید انواع بیمه زندگی مانند بیمه تمام عمر، مختلط پس انداز و بیمه عمر زمانی تقسیم بر سود مورد انتظار حاصله برای بیمه گذاران به عنوان متغیر قیمت بیمه در نظر گرفته شده است.

– **امید زندگی**: این متغیر در اکثر تحقیقات یک متغیر با تأثیر کم و مثبت بر تقاضای بیمه ارزیابی شده است. در این تحقیق از اعداد امید به زندگی که هر ساله توسط وزارت بهداشت معرفی می‌گردند، به عنوان متغیر امید به زندگی استفاده شده است.

٤. مدل پیشنهادی

در قسمت های قبل راجع به رابطه متغیرهای اقتصادی با تقاضای بیمه صحبت کردیم. هر یک از متغیرهای مشخص در سطح کلان یک‌سری زمانی محسوب می‌شوند. در این قسمت می‌خواهیم مدلی را با استفاده از این متغیرها برآورد کنیم تا با یافتن یک مدل برای روند حرکتی بیمه در گذشته، چگونگی رشد آن را در آینده پیش‌بینی کنیم. روش یافتن مدل مورد استفاده در این تحقیق، روش کمترین مجذورات معمولی[1] است که این کار با استفاده از نرم افزار اقتصاد سنجی Eviews انجام شده است. برای اثبات اعتبار این روش نیازمند چند مورد آزمون و بررسی‌های مختلف می‌باشیم، مانند بررسی اعتبار آماری ضرایب الگوی مطلوب، بررسی پایایی متغیرها و سری‌های زمانی و در صورت ناپایایی، رفع فرض رگرسیون کاذب و نیز بررسی وجود هم خطی، خودهمبستگی[2] و ناهمسانی واریانس. و در تمامی این موارد باید از عدم وجود آنها در سطح قابل قبولی اطمینان حاصل گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Auto Correlation

مدل زیر، مدلی اصلی است که انتخاب و ضرایب آن محاسبه شد. لازم به ذکر است ایده اصلی این مدل، مدلی است که در کشور مالزی بررسی شده است(Hofstede, 1995).

$$\text{Ln (Per)} = a_0 + a_1 \text{Ln (GDP)} + a_2 \text{ Ln (Iprice)} + a_3 \text{Ln (Irate)} + a_4 \text{Ln (Le)} + a_5 \text{Ln (Fd)} + a_6 \text{ (DUM)}$$

که در آن :

Per : مقدار حق بیمه‌های زندگی
GDP : تولید ناخالص داخلی
Iprice : نرخ بیمه‌های زندگی
Irate : نرخ تورم انتظاری
Le : امید به زندگی
Fd : متغیری به نام توسعه‌ی مالی
DUM : متغیر مجازی که نماد تأثیر جنگ بر تقاضا است

ضرایب مدل به صورت زیر تخمین زده شده است:

$$\text{Ln (Per)} = 83.94 + 1.34 \text{ Ln (GDP)} + 0.62 \text{ Ln (Iprice)}$$
$$\text{t} \qquad\qquad 2.58 \qquad\qquad 4.23$$
$$-8.57 \text{ Ln (Irate)} - 9.34 \text{ Ln (Le)} + 0.48 \text{ Ln (Fd)} - 0.05 \text{ (DUM)}$$
$$-3.19 \qquad -2.45 \qquad 1.03 \qquad -0.32$$
$$R^2 = 0.96 \qquad D\text{-}W = 1.33$$

همان‌طور که در جدول ۱ پیوست مشخص شده متغیر Fd دارای سطح اطمینان قابل قبولی نیست (با توجه به مقدار $(1 - P_{value} = 69\%)$.

بعد از آزمایش چند مدل مختلف، مدل زیر که قبل قبول‌تر بود به دست آمد:

$$\text{Ln (Per)} = 72.9 + 1.74 \text{Ln (GDP)} + 0.61 \text{Ln (Iprice)} - 8 \text{Ln (Irate)} - 8.8 \text{Ln (Le)} + A R^2$$
$$4.13 \qquad 4.9 \qquad -3.02 \qquad -2.32$$

$$R^2 = 0.96 \qquad D\text{-}W = 1.6$$

چند مدل با حالت‌های مختلف بررسی شد که مدل بالا مورد قبول‌تر بود. همان‌طور که از جدول ۲ پیوست ملاحظه می‌شود تمام متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ ($\alpha = ۵\%$) قابل قبول هستند.

۱-٤. بررسی ایستایی[1] متغیرها

یک متغیر سری زمانی وقتی ایستاست که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باشند. یعنی اگر میانگین، واریانس و کوواریانس سری زمانی مستقل از زمان باشد، آن متغیر ایستا و یا به عبارت دقیق‌تر ایستای ضعیف یا ایستای کوواریانس می‌باشد. ایستا بودن سری زمانی یکی از فرضیات استفاده از روش OLS است. باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا (پایا) نیستند. زیرا اگر مدلی بین متغیرهای ناپایا برقرار شود، احتمال آن می‌رود این مدل رگرسیونی کاذب باشد که در این صورت R^2 و آماره‌های t و F آن فاقد اعتبار هستند. پس ایستایی یا ناایستایی این متغیرها باید بررسی شوند. دو آزمون برای اثبات ایستایی یا ناایستایی سری‌های زمانی مطرح است:

- آزمون تابع خودهمبستگی
- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2]

با انجام این دو آزمون مشخص می‌شود که سری‌های زمانی مورد استفاده ناایستا هستند، ولی متغیرها سری زمانی Irate، GDP، Per و Le و Iprice در سطح تفاضلی مرتبه دوم[3] ایستا هستند. لذا تمام متغیرها را در سطح تفاضلی مرتبه دوم ایستا فرض می‌کنیم تا همه در یک سطح باشند (در ادامه علت این موضوع را بیان خواهیم کرد).

1. Stationary
2. Augmented Dickey- Fuller (ADF)
3. 2nd Difference

لازم به ذکر است که برای بررسی ایستایی در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته لازم است آماره ADF از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح خطای ٪۱ ، ٪۵ و ٪۱۰ بزرگتر باشد. در مورد متغیرهای سری زمانی استفاده شده در سطح تفاضلی دوم این شرط برقرار است.

در آزمون تابع خود همبستگی مقادیر موجود در AC باید تغییرات شدیدی را نشان دهند. این متغیرهای سری‌های زمانی در سطح تفاضلی دوم این‌گونه هستند، اما در سطح معمولی و تفاضلی مرتبه اول یک روند کاهشی ملایم را نشان می‌دهند (شیر بخش و حسن خونساری، ۱۳۸٤).

۲-٤. همگرایی و رگرسیون کاذب

در قسمت قبل مشخص شد که تمام متغیرها ناایستا هستند و احتمال داشتن رگرسیون کاذب به طور جدی مطرح است. برای حذف رگرسیون کاذب سه روش وجود دارد. روش اول یک متغیر روند زمانی را در بین متغیرهای مستقل الگو لحاظ کرده تا اثر روند زدایی داشته باشد و تأثیر روند از متغیرهای مستقل حذف گردد. در نتیجه ضرایب برآورده شده الگو تأثیر خالص متغیرها بر یکدیگر را نشان خواهند داد. اما این روش تنها زمانی صحیح است که روند زمانی متغیرها از نوع روند قطعی باشد نه تصادفی، لذا کارآمد نیست.

روش دوم استفاده از تفاضل‌گیری است. به طور کلی وقتی از متغیر سری زمانی ناایستا تفاضل‌گیری می‌شود به سمت ایستایی حرکت می‌کند. اگر یک متغیر سری زمانی ناایستا با d بار تفاضل‌گیری ایستا شود آن را جمعی از مرتبه d نامیده و با I(d) نشان می‌دهند، لذا برای رهایی از رگرسیون کاذب کافی است به جای متغیرهای سری زمانی ناایستا، از تفاضل مرتبه اول یا d اُم آنها که ایستا است در رگرسیون استفاده کنیم. متغیرهای سری زمانی در I(2) ایستا هستند.

مشکل اساسی ناشی از کاربرد این روش آن است که در صورت استفاده از تفاضل در برآورد ضرایب یک الگو، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها (مانند کشش) را از دست خواهیم داد. اغلب تئوری‌های اقتصاد براساس رابطه بلند مدت بین سطح متغیرها عنوان شده است و نه بر مبنای تفاضل مرتبه اول یا d اُم آنها، پس نمی‌توان از آنها استفاده کرد.

روش سوم که مهم‌ترین روش همگرایی می‌باشد، برخلاف دو روش قبل، بعد از ناایستا بودن متغیرها اعمال نمی‌گردد تا در جهت رفع آنها بر آید، بلکه همگرایی ارتباطی است که از ابتدا ممکن است بین متغیرهای ناپایا برقرار باشد و تنها وجود و عدم وجود آن بررسی شود.

مفهوم اقتصادی همگرایی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را تشکیل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی باشند (ناایستا باشند)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آنها ایستا (با ثبات) است (برانسون،۱۳۸٤).

به عبارت دیگر، ممکن است دو یا چند متغیر سری زمانی I(1) باشند، اما ترکیب آنها I(0) باشد. رگرسیون بین چنین متغیرهایی کاذب نبود و نتایج آن در بلند مدت کاملاً واقعی است(طهماسبی، ۱۳۷۵). یکی از روش‌های متداول برای بررسی همگرایی در بین متغیرها روش یوهانسن[1] است.

در این روش پس از اطمینان از یکسان بودن مرتبه جمعی متغیرهای الگو، بردارهای همجمعی به تفکیک برآورد می‌شوند و برآورد حداقل یک بردار نشانگر

1. Johanson

وجود ارتباط همجمعی در بین متغیرهای الگو است. برای بررسی همجمعی در این روش ابتدا آزمون ADF روی تفاضل مرتبه دوم همه متغیرها صورت گرفته است. همه متغیرها جدول ۳ در تفاضل مرتبه دو ایستا و یا به عبارت دیگر I(2) هستند.

جدول ۳. بررسی همجمعی در روش یوهانسن

وضعیت	ضرایب مک کینون	ADF Test Statistic	متغیر		
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
ایستا است	-۳/۲۴۱۸	-۳/۶۱۱۸	-۴/۳۹۴۲	-۱۰/۱۱۶۸	Per
ایستا است	-۳/۲۴۱۸	-۳/۶۱۱۸	-۴/۳۹۴۲	-۵/۰۳۴۲	GDP
ایستا است	-۳/۲۴۱۸	-۳/۶۱۱۸	-۴/۳۹۴۲	-۶/۶۱۱۶	Iprice
ایستا است	-۳/۲۴۱۸	-۳/۶۱۱۸	-۴/۳۹۴۲	-۶/۶۸۵۷	Irate
ایستا است	-۳/۲۴۱۸	-۳/۶۱۱۸	-۴/۳۹۴۲	-۷/۰۳۵۱۶	Le

لازم به ذکر است که با استفاده از آزمون یوهانسن و با استفاده از مقدار نسبت درست نمایی LR[1] نسبت به بود و نبود همگرایی قضاوت می‌نماییم. با توجه به آماره LR که کوچکتر از مقادیر بحرانی آن در سطح خطای ٪ ۵ می‌باشد، یک بردار همگرایی بین متغیرها وجود دارد و نمی‌توانیم فرضیه $H_o: r \leq 1$ را رد کنیم. لذا یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو برقرار است و رگرسیون حاصل از این متغیرها کاذب نبوده و R^2، t، F آن قابل اعتمادند.

۱-۲-٤. خود همبستگی در رگرسیون

خودهمبستگی مشکلی است که در صورت نقض یکی از فروض مربوط به جملات خطا به دست می‌آید؛ به این صورت که اگر یک رابطه خطی یا سیکلی بین جملات خطا در دوره‌های پی در پی زمانی وجود داشته باشد مشکل فوق بروز می‌کند. در

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Likelihood Ratio (LR)

صورت وجود خودهمبستگی اگر چه نتایج به دست آمده بدون روتوش و سازگار هستند اما کارا نبوده یا به عبارت دیگر دارای کمترین واریانس نیستند.

برای بررسی وجود مشکل خودهمبستگی روش‌های متعددی وجود دارد که از متداول‌ترین آنها استفاده از آزمون بریوش ـ گادفری[1] است (شیرین‌بخش و حسن خوانساری، ۱۳۸٤). در این آزمون ابتدا یک رگرسیون کمکی به صورت $e_t = a_0 + a_5\ e_{t1} + ... + a_{p+4}\ e_{t-p}$ تشکیل داده و سپس nR^2 محاسبه شده از آن را با مقدار $x^2_{\alpha,\rho}$ (که از جدول توزیع x^2 بدست می‌آید و در آن α برابر سطح اطمینان و ρ برابر تعداد وقفه می‌باشد) مقایسه می‌کنند و چنانچه کوچکتر باشد فرض H_o مبنی بر عدم خودهمبستگی در سطح اطمینان $(1-\alpha)$٪ پذیرفته می‌شود.

در این آزمون مطابق جدول ٤ تأیید می‌گردد که فرض H_o در سطح اطمینان 95٪ رد نمی‌شود، بنابراین در سطح اطمینان 95٪ مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ٤. بررسی وجود خودهمبستگی توسط آزمون بریوش – گادفری

H_o	$x^2_{\alpha,\rho}$ $\alpha = \%5\ ,\ \rho=2$	obs*R - squared
رد نمی‌شود	۵/۹۹۱٤۷	۵/۵۸۸۹۸۲

۲-۲-٤. ناهمسانی واریانس در رگرسیون

یکی دیگر از فروض جمله خطا، ثابت بودن واریانس جمله خطا است که در صورت نقض آن مشکل ناهمسانی واریانس پدید می‌آید. اگر الگویی با این مشکل روبرو شود نتایج آن اگر چه خطی، سازگار و بدون تورش است اما کارا نیست؛ یعنی دارای کمترین واریانس نمی‌باشد. در این صورت ممکن است نتایج t و F گمراه کننده باشد.

1. Breusch – Godfrey

برای بررسی این مشکل روش‌های زیادی موجود است اما روش متداول استفاده از آزمون ارچ[1] است. یکی دیگر از روش‌های متداول استفاده از آزمون وایت بدون ضرایب توضیحی[2] می‌باشد که تنها تفاوت آن با ارچ در شکل رگرسیون کمکی است. در این آزمون ابتدا یک رگرسیون کمکی به صورت $e_t^2 = a_0 + a_1\ e_{t-1}^2 + ... + a_p\ e_{t-p}^2$ تشکیل داده و سپس nR^2 حاصل را با $x_{\alpha,\rho}^2$ (ρ برابر تعداد وقفه‌ها است) مقایسه می‌کنیم. اگر کوچکتر بود فرض H_o مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها پذیرفته می‌شود (همتی، ۱۳۷٦).

جدول ۵. بررسی وضعیت واریانس با استفاده از آزمون آرچ

H_o	$x_{\alpha,\rho}^2$ $\alpha = \%5\ ,\ \rho=2$	obs^*R - squared
پذیرفته می‌شود	۵/۹۹۱٤۷	۱/۳٤٥۱۸٥

۳-٤. الگوی تصحیح خطا

در این الگو از ترکیب اطلاعات بلند مدت با مکانیزم تعدیل کوتاه مدت استفاده می‌شود. به عبارت دیگر نوسانات کوتاه مدت یک متغیر به مقدار بلند مدت آن مرتبط می‌گردد. در این الگو جملات پسماند حاصل از معادله همگرایی به عنوان یک متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد و ضرایب آن به عنوان ضرایب تعدیل کوتاه مدت تلقی می‌شود. مقدار این ضریب بین منهای یک و صفر قرار می‌گیرد و رابط بین نوسانات کوتاه مدت و مقدار بلند مدت یک متغیر است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Arch Lm Test
2. White Heteroskedaticity Test

۵. بررسی نتایج

– ضریب a_1 برابر 1/74+ است. یعنی کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به تولید ناخالص داخلی برابر ۱/۷٤ است. به عبارت دیگر اگر دیگر متغیرها ثابت باشند با ٪۱ افزایش در GDP مقدار حق بیمه‌ها به اندازه ٪۱/۷٤ بیشتر خواهد شد.

– ضریب a_2 برابر ۰/٦۱+ به دست آمد. یعنی کشش تقاضای بیمه عمر نسبت به نرخ بیمه برابر ۰/٦۱ است هر چند که این عدد نشان از این دارد که رشد فعلی نرخ بیمه تأثیر چندانی بر تقاضای بیمه عمر ندارد، امّا ٪۱ افزایش در نرخ بیمه باعث افزایش ٪۰/٦۱ در حق بیمه خواهد شد. علامت + می‌تواند به این علت باشد که ما متغیر نرخ بیمه را به صورت خاص – مقدار هزینه‌ای که باید یک نفر پرداخت کند تقسیم بر کل عایدی او – تعریف کرده‌ایم.

– ضریب a_3 برابر ۸– به دست آمده است. این ضریب تأثیر منفی نرخ تورم (یا نرخ بهره و یا شاخص قیمت مصرف کننده) را بر تقاضای بیمه عمر نشان می‌دهد که منطبق بر نتایج تحقیقات مشابه در دیگر نقاط جهان است. لذا اگر نرخ تورم ٪۱ افزایش یابد حق بیمه به میزان ٪۸/۵۷ کاهش می‌یابد.

– ضریب a_4 برابر ۸/۸– است. که نشان می‌دهد اگر امید به زندگی به اندازه ٪۱ افزایش یابد حق بیمه دریافتی ٪۸/۸ کاهش می‌یابد. البته در تحقیقات انجام شده دیگری در سطح جهانی بیان شده بود که تأثیر این متغیر در کشورهای مختلف متفاوت است. علامت منفی در کشور ما شاید به آن علت باشد که سن بازنشستگی و سن امید به زندگی فاصله چندانی با یکدیگر ندارند و افزایش آن باعث افزایش سن بازنشستگی، در نتیجه افزایش خسارت‌دهی و پرداخت مستمری از سوی شرکت‌های بیمه می‌شود.

با توجه به روند رو به رشدی که بیمه کشور در چند سال اخیر (به دلایل گوناگون) داشته، امید آن می‌رود که سرعت این رشد به مرور زمان افزایش یابد. شاید

یکی از این دلایل، حضور بخش خصوصی در ایـن بخـش و کـاهش تـدریجی بـازار انحصاری و حجم سهم بازار شرکت بیمه ایـران باشـد. طبیعتـاً بـا جـذب و حـضور شرکت‌های بیمه خارجی – البته با وضع قوانین خاصی که منافع دو طرف تأمین شـود – این رشد سرعت بیشتری خواهد یافت. با توجه به رونـد کاهـشی نـرخ بهـره اگـر کنترل مشخص و کارشناسانه‌ای روی رشد نرخ تورم (در اثر افزایش نقدینگی) اعمال شده و نیز فضای لازم برای سرمایه‌گذاری در بخش بیمه ایجاد شود، قطعاً این بخـش به مرور به توسعه خواهد یافت.

در بخش بیمه عمر بنا به اذعان بسیاری از کارشناسان امر باید بخش‌های تخصصی شروع به کار کنند. البته در این زمینـه تعـدادی از شـرکت‌هـا، فعالیـت‌هـایی را آغـاز کرده‌اند که امید آن می‌رود در آینده‌ای نزدیک نتایج کارا و خوبی حاصل شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

جدول ۱. خروجی مدل ۱

Dependent Variable: LOG(PER)
Method: Least Squares
Date: 05/08/07 Time: 09:10
Sample: 1357 1384
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	83.93767	34.18666	2.455276	0.0229
LOG(GDP)	1.340106	0.520203	2.576121	0.0176
LOG(IPRICE)	0.622365	0.147259	4.226343	0.0004
LOG(IRATE)	-8.574062	2.686124	-3.191983	0.0044
LOG(LE)	-9.344322	3.812046	-2.451261	0.0231
LOG(FD)	0.481060	0.466716	1.030734	0.3144
DUM	-0.050123	0.155998	-0.321302	0.7512

R-squared	0.961710	Mean dependent var	6.799197
Adjusted R-squared	0.950770	S.D. dependent var	0.947039
S.E. of regression	0.210128	Akaike info criterion	-0.069883
Sum squared resid	0.927229	Schwarz criterion	0.263168
Log likelihood	7.978358	F-statistic	87.90726
Durbin-Watson stat	1.332236	Prob(F-statistic)	0.000000

جدول ۲. خروجی مدل ۲

Dependent Variable: LOG(PER)
Method: Least Squares
Date: 05/08/07 Time: 09:14
Sample(adjusted): 1357 1384
Included observations: 26 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	72.90247	33.37952	2.184045	0.0282
LOG(GDP)	1.743719	0.421661	4.135356	0.0004
LOG(IPRICE)	0.614436	0.125281	4.904465	0.0001
LOG(IRATE)	-8.005015	2.649378	-3.021470	0.0061
LOG(LE)	-8.804491	3.794722	-2.320194	0.0296
AR(2)	-0.094140	0.255886	-0.367899	0.0468

R-squared	0.967532	Mean dependent var	6.799197
Adjusted R-squared	0.946915	S.D. dependent var	0.945849
S.E. of regression	0.217925	Akaike info criterion	-0.116668
Sum squared resid	0.949828	Schwarz criterion	0.121226
Log likelihood	6.132023	F-statistic	130.6634
Durbin-Watson stat	1.602849	Prob(F-statistic)	0.000000

منابع

۱. اویر، ژان لاک ۱۳۷۲، *بیمه عمر و سایر بیمه‌های اشخاص*، ترجمه، کاظمی، محمود و صالحی، محمود، بیمه مرکزی ایران.

۲. برانسون، ویلیام اچ ۱۳۸٤، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه، شاکری، عباس، نشر نی، چ ۸

۳. پورپرتوی، میرطاهر ۱۳۸۱، *تخمین تابع تقاضای بیمه عمر و پیش‌بینی آن*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

٤. جعفرزاده، علی ۱۳۷٦، *اثرات تورم در بازار ایران*، پایان نامه کارشناسی ارشد.

۵. جلالی لواسانی، احسان ۱۳۸۲، *بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای بیمه اشخاص*، دانشگاه آزاد اسلامی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

٦. دستباز، هادی ۱۳۷۲، *اصول و کلیات بیمه‌های اشخاص*، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

۷. شیربخش، شمس الدین، حسن خونساری، زهرا ۱۳۸٤، *کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی*، پژوهشکده امور اقتصادی.

۸. طهماسبی، نصرالله ۱۳٦۹، 'بازار جهانی بیمه در سال ۱۹۸۷'، *فصلنامه بیمه مرکزی ایران*، ش ۱٤.

۹. طهماسبی، نصرالله ۱۳۷۵، 'بازار جهانی بیمه در سال ۱۹۹٤'، *فصلنامه بیمه مرکزی ایران*، ش ٤٤.

۱۰. عزیزی، فیروزه و پاسبان، فاطمه ۱۳۷۹، *رابطه بین بیمه زندگی و رشد اقتصادی*، پایان نامه دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.

۱۱. عسگری، محمدرضا ۱۳۷۷، *تعیین نقش عملکرد بیمه در بخش‌های سه‌گانه اقتصاد*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

۱۲. کاردگر، ابراهیم ۱۳۷٦، *تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های زندگی ایران*، دانشگاه شهید بهشتی، پایان نامه کارشناسی ارشد.

۱۳. کریمی، آیت ۱۳۸۳، *کلیّات بیمه*، پژوهشکده بیمه، چ ۸.

۱٤. نوفرستی، محمد ۱۳۷۸، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، مؤسسه فرهنگی رسا، چ ۱.

۱۵. همتی، عبدالناصر ۱۳۷٦، 'بیمه‌های زندگی و توسعه اقتصادی بیمه عمر'، *فصلنامه بیمه مرکزی*، ش ٤۷.

16. Babble, D F 1985, 'The price elasticity of demand for whole life insurance', *The Journal of Finance*, no.1, vol.40, pp. 225-39.

17. Brown, M J & Kim,K 1993, 'An international analysis of life insurance demand', *Journal of Risk and Insurance'* ,vol.60, no.4 ,pp.616-34.

18. Campbell, R A 1980, 'The demand of life insurance: an application of the economics of uncertainly', *The Journal of Finance*, no.5, vol. 35, pp. 1155-72.

19. Cargil, T F & Troxel, T E 1979, 'Modeling life insurance savings: some methodological issues', *The Journal of Risk and Insurance*, no.2, vol.46, pp.391-410.

20. Cummins, J D, Tennyson, Sharon & Weiss, A 1999, 'Consolidation and efficiency in the U.S. life insurance industry', *Journal of Banking and Finance*, vol.23, pp. 325-57.

21. Fischer, S 1973, 'A life cycle model of life insurance purchases', *International Economic Review*, vol. 14, no. 1, pp. 132-152.

22. Hofstede,Geert 1995, 'Insurance as a product of national values', *Geneva Papers on Risk and Insurance*, no. 20, vol.4, pp. 423-29.

23. La Porta & Rafael, Lopez-de-Silanes, Florencio, Shleifer, Andrej & Vishny, Robert W 1997, 'Legal determinants of external finance', *NBER Working Paper*, no. 5879.

24. Levine, R & Zervos, S 1998, 'Stock markets, banks and economic growth', *American Economic Review*, no. 88, vol.3 pp.537-58.

25. Lewis, F D 1989, 'Dependants and the demand for life insurance', *The American Economic Review*, no. 3, vol. 79, pp. 452-67.

26. Lim, Chee Chee & Haberman, Steven 2003, *Macroeconomic variables and the demand for life insurance in malaysia*, Faculty of Actuarial Science and Statistics, CASS Business School, City University London.

27. Outreville, J Francois 1990, 'The economic significance of insurance markets in developing countries', *Journal of Risk and Insurance*, no. 57, vol 3, pp. 487-98.

28. Outreville, J F 1996, 'Life insurance markets in developing countries', *Journal of Risk and Insurance*, no. 2, vol. 63, pp. 263-78.

29. Sigma 2002, *World insurance in 2001:turbulent financial markets and high claimsburden impact premium growth*, Swiss Reinsurance Company Economic Research & Consulting, Zurich.

30.Truett, D B & Truett, L J 1990, 'The demand for life insurance in Mexico and the United States: a comparative study', *Journal of Risk and Insurance*, vol. 57, no. 2, pp. 321-328.

31. Ward, Damian & Zurbruegg, Ralf 2000, 'Does insurance promote economic growth – evidence from OECD countries', *Journal of Risk and Insurance*, vol. 67, no.4, 489-506.

32. Webb, Ian P, Grace, Martin F & Skipper, Harold D 2002, 'The effect of banking and insurance on the growth of capital and output', *Center for Risk Management and Insurance Working Paper,* no. 02-1, Robinson College of Business, Georgia State University, Atlanta.

33. Yaari, M E 1964, 'On consumer's life time allocation process', *International Economic Review*, no. 3, vol. 5, pp.304-17.

34. Zhi, Zhuo 1998, *Die nachfrage nach lebensversicherungen: eine empirische analyse für china, mannheimer manuskripte zurisikotheorie*, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft, Universität Mannheim.

35. <www.amar.sci.org.ir, viewd 30 May 2006>.

36. <www. blackwell-synergy.com, viewd 30 May 2006>.

37.< www.cbi.com, viewd 10 June 2006>.

38. <www.cent-ir.com, viewd 28 April 2006>.

39. <www.sciencedirect.com, viewd 30 May 2006>.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی