پژوهشنامهٔ بیمه/ سال بیست‌وهشتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۲/ شماره مسلسل ۱۱۱/ صفحات ۲۱ تا ۴۷

رابطه بین توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی در ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰٤/۱۵
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۲/۰٦/۰٤

کیومرث شهبازی[۱]
رامین بشیر خداپرستی[۲]
محمود احترامی[۳]

چکیده

در این پژوهش رابطه تجربی بین توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از روش ARDL، رهیافت آزمون کرانه‌ها و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۸ بررسی شده است. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای تحقیق است و حاکی از این است که بیمه زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد، ولی بیمه غیرزندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تأثیر معناداری دارد. همچنین، در بلندمدت یک رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه غیرزندگی به رشد اقتصادی وجود دارد ولی رشد اقتصادی علت گرنجری توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی نیست.

واژگان کلیدی: *بیمه زندگی، بیمه غیرزندگی، رشد اقتصادی، رهیافت آزمون کرانه‌ها*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) (Email: k.shahbazi@urmia.ac.ir)
۲. استادیار دانشگاه ارومیه (Email:r.bashirkhodaparast@urmia.ac.ir)
۳. دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه (Email:amir_136811291@yahoo.com)

۱. مقدمه

با توجه به تئوری‌های مربوط به رابطه بین رشد اقتصادی و مالی، توسعه مالی از طریق کانال‌های بهره‌وری نهایی سرمایه، کارایی هدایت پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری، نرخ پس‌انداز و نوآوری فنی، رشد اقتصادی را تقویت می‌نماید. تأثیرگذاری کانال‌ها بر رشد اقتصادی از طریق مأموریت واسطه‌های مالی تحقق می‌یابد. این مأموریت‌ها عبارت‌اند از ارائه ابزاری برای شفاف‌سازی و تصفیه پرداخت‌ها به منظور تسهیل در مبادله کالاها، خدمات و دارایی، ارائه سازوکاری برای ترکیب منابع و تقسیم سهام در شرکت‌های مختلف، تخصیص منابع، مدیریت ریسک، اطلاعات قیمت برای کمک به هماهنگی تصمیم‌گیری غیر متمرکز در بخش‌های مختلف اقتصاد و... . مطالعات تجربی متعددی نقش واسطه‌های مالی را در تقویت رشد اقتصادی تأیید می‌کنند (Curak, Sandra and Klime, 2009).

در بین واسطه‌های مالی، شرکت‌های بیمه، نقش مهمی در انجام وظایف نظام مالی ایفا می‌کنند و ابزار اصلی مدیریت ریسک برای افراد و شرکت‌ها محسوب می‌شوند. از طریق صدور بیمه‌نامه‌ها وجوه را جمع‌آوری و آنها را به منظور تأمین مالی سرمایه‌گذاری به واحدهای اقتصادی دارای کسری منتقل می‌نمایند. بنابراین، طبق تئوری، بخش بیمه می‌تواند به عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد اقتصادی مطرح باشد.

حق‌بیمه سرانه واقعی برای بیمه‌های زندگی و غیرزندگی در ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۸ به طور متوسط سالیانه به ترتیب ۷/۵۷ و ۵/۵۵ درصد رشد یافته است. همچنین در دوره مذکور، نسبت حق‌بیمه دریافتی به تولید ناخالص داخلی برای بیمه‌های زندگی و غیرزندگی به ترتیب از ۰/۰۳ و ۰/۳۲ درصد به ۰/۲ و ۱/٤۰ درصد تغییر یافته است. باوجود افزایش سهم بیمه‌های زندگی و غیرزندگی از تولید ناخالص داخلی، مطالعات محدودی، نقش بخش بیمه را در رشد اقتصادی کشور بررسی کرده‌اند.

هدف این تحقیق بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی در سطح کشور است. سؤالات اصلی تحقیق عبارت‌اند از

اینکه آیا توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند یا نه؟ یا اینکه رشد اقتصادی بر توسعه بیمه‌های مذکور مؤثر است یا نه؟ در راستای هدف فوق و به منظور پاسخ به سؤالات مطرح‌شده از روش مدل خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی[1] استفاده خواهد شد. مدل مورد نظر با استفاده از روش هم‌جمعی آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران[2] ارائه گردیده، تخمین زده خواهد شد. این امر تخمین رابطه هم‌جمعی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی را در زمانی ممکن سازد که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد. این روش به سه دلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. اول اینکه نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌جمعی مانند روش یوهانسن ساده است، دوم، روش آزمون کرانه‌ها بر خلاف سایر روش‌ها (مانند یوهانسن) نیازمند آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده در مدل نمی‌باشد و درصورتی‌که متغیرها انباشته از درجات متفاوت I(0) و I(1) باشند، قابل استفاده است. سوم، آزمون مذکور در نمونه‌های محدود و کوچک کارایی نسبتاً بالایی دارد.

این مقاله در ٤ بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش داریم. در بخش سوم به تصریح و برآورد مدل پرداخته شده است. بخش چهارم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

با توجه به تحولات اساسی در اصول اقتصاد بازار و نقش آن در توسعه و رشد کشورها یک وظیفه مهم در حفظ و تأمین رشد اقتصادی بر عهده بازارهای مالی و عوامل تأثیرگذار بر آن است. بازارهای مالی، یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های جذب سرمایه و توزیع کارای سرمایه به‌وسیله انتقال پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری می‌باشند. درهمین‌راستا توجه به نقش بیمه در جمع‌آوری سرمایه و توزیع آن به نحوی که بتواند به شکل مناسبی در رشد و توسعه کشور مؤثر باشد، از جمله ضروریات است، بنابراین

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
2. Pesaran et al., 2001

باید به مبانی نظری و تحقیقات انجام گرفته در این زمینه توجه نمود. علاوه‌براین باید یادآوری کرد که در بیشتر موارد فعالیت‌های تجاری در برگیرنده خطرات مختلفی می‌باشند. موارد زیادی در سطح بین‌المللی وجود دارد که در آن ده‌ها، صدها و بلکه هزاران شرکت ورشکسته شده و نمی‌توانند تعهدات خود را نسبت به طرف‌های تجاری انجام دهند. در بیشتر موارد علت این امر عدم توانایی خریداران در پرداخت بدهی‌هایشان است و این امر نیز جمع‌آوری بدهی‌ها و ادامه حیات فروشندگان را با مشکل مواجه کرده و به عنوان مانعی در مسیر رشد و توسعه اقتصادی مطرح می‌شود. لذا لازمه رشد، گسترش بازرگانی و توسعه سرمایه‌گذاری است. هم چنانکه می‌دانیم سرمایه‌گذاری به وسیله پس‌انداز امکان‌پذیر است. در بین انواع بیمه‌ها، بیمه‌های زندگی یکی از مهم‌ترین فعالیت‌های بیمه‌ای است. مهم‌ترین وظیفه شرکت‌های بیمه‌ای زندگی جابه‌جایی پس‌اندازهای مردم (به ویژه طبقات پایین و متوسط) به طرف سرمایه‌گذاری است. نتیجه این جابه‌جایی البته اگر به‌درستی مورد استفاده قرار گیرد، رشد اقتصادی خواهد بود. درهمین‌راستا مهم‌ترین وظیفه بیمه، ایجاد فضای امن برای سرمایه‌گذاری و اطمینان از این امر است که منابع در محل‌هایی سرمایه‌گذاری گردد تا خطر کمتری داشته باشد. معمولاً تمام شرکت‌های بیمه‌ای که در بخش بیمه زندگی مشغول به فعالیت‌اند، منابع مالی خیلی مهمی دارند که از محل حق‌بیمه‌های دریافتی اشخاص تأمین می‌شود. این منابع به نحوی در محل‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌شود که در رشد اقتصادی مؤثر واقع شود.

در جوامع امروزی مدرنیزه کردن ساختارهای اقتصادی بدون یک برنامه سرمایه‌گذاری درست امکان‌پذیر نمی‌باشد، به این خاطر که سرمایه‌گذاری از جمله مهم‌ترین عوامل در رشد اقتصادی است. تنها از طریق محاسبات و ارزیابی‌های اساسی منابع مادی و انسانی در دسترس می‌توان به این مهم دست یافت. لذا فعالیت‌های بیمه‌ای از طریق مدیریت ریسک (یعنی جمع‌آوری عوامل و فاکتورهای مورد نیاز برای اطمینان از انجام تعهدات و کنترل ریسک) نقش مهمی دراین‌زمینه بر عهده خواهد

داشت. باید خاطر نشان نمود که در اصل وظیفه بیمه، جبران ضرر ناشی از حوادث غیر مترقبه نیست، بلکه پیشگیری از خطر و جلوگیری از آن است. در شرایطی که منابع و امکانات محدود و نیازها نامحدود می‌باشند، توجه به این امر بسیار مهم خواهد بود. بنابراین یکی از دلایل دیگر نقش بیمه در رشد اقتصادی همین موضوع است (بشیر خداپرستی، ۱۳۸۹).

از جمله راه‌های رشد و توسعه اقتصادی، گسترش فعالیت‌های تجاری در سطح ملی و بین‌المللی است. در شرایط امروزی که فعالیت‌های اقتصادی در یک محیط رقابتی انجام می‌گیرد موفقیت بازرگانان به توانایی‌های خریداران بستگی خواهد داشت. اگر در گذشته تجارت بر مبنای پول ملی صورت می‌گرفته امروزه این گونه نبوده و توسط پول‌های مختلفی انجام می‌گیرد. در دنیای امروزی، شعار امروز بخر و اکنون پرداخت کن به اکنون بخر و بعداً پرداخت کن تغییر یافته و همین امر شرایط عدم اطمینان را افزایش می‌دهد و بنابراین رشد و توسعه را با مشکل مواجه می‌کند و همین امر لزوم و نقش بیمه در اقتصاد را بیش از پیش نشان می‌دهد. لذا اطمینان از برگشت سرمایه‌گذاری شرط اول در انجام هر فعالیت اقتصادی است، که فقط در نتیجه فعالیت‌های بیمه‌ای امکان‌پذیر است. این مورد نیز از جمله دیگر دلایل اهمیت بیمه در رشد اقتصادی می‌باشد.

نقش بیمه در رشد اقتصادی را همچنین می‌توان با توجه به تراز پرداخت‌های هر کشوری مورد توجه قرار داد. ازآنجایی‌که فعالیت‌های شرکت‌های بیمه و به ویژه شرکت‌های بیمه اتکایی باوجود مدیریت ریسک و توجه به مسائل مختلف صورت می‌گیرد، ولی باز هم بدون خطر نیست. بنابراین، عدم رعایت قوانین و مقررات در هنگام پذیرش و قبول خطرات توسط شرکت‌های بیمه‌ای می‌تواند تا حد زیادی تراز پرداخت‌های کشور را تحت تأثیر قرار دهد و این موضوع نیز به نوبه خود روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد.

از جمله مسائل دیگری که باید در بررسی رابطه بین بیمه و رشد اقتصادی مورد توجه قرار گیرد عبارت است از اینکه واکنش افراد نسبت به ریسک چگونه است. درهمین‌راستا می‌توان به چند مورد اشاره نمود: بی‌تفاوتی؛ قبول ریسک و بیمه کردن. معمولاً در کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته، اشخاص نسبت به بیمه بی‌تفاوت بوده و خطر را قبول می‌کنند که دلایل زیادی را می‌توان برای آن بیان نمود: از جمله درآمد کم، عدم شناخت مزایای بیمه، عدم ارائه خدمات مناسب از طرف شرکت‌های بیمه‌ای و ... . این موارد از مسائل مهم در رشد اقتصادی این کشورهاست، زیرا در بیشتر موارد منابع به هدر رفته و سطح فعالیت‌های تجاری در حد چشمگیری کاهش پیدا می‌کند و همین امر باعث کاهش درآمد و نهایتاً کاهش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌گردد. برای مقابله با این امر در کشورمان در سال‌های گذشته با تصویب قانونی در مجلس شورای اسلامی و ارائه مشوق‌های مختلف از قبیل: مشارکت دولت در پرداخت قسمتی از حق‌بیمه کارگران، اعطای یارانه به واحدهای اقتصادی و ... تمامی کارفرمایان در بخش‌های مختلف مکلف شده‌اند تا مستخدمین خود را بیمه کنند و همین امر تا حد زیادی باعث استفاده درست از منابع و در نتیجه افزایش تولید و رشد اقتصادی شده است.

طبق برخی از پژوهش‌ها، رشد بیمه‌های شخصی تحت تأثیر عواملی نظیر سطح توسعه اقتصادی کشور و قابلیت پرداخت حق‌بیمه به‌وسیله بیمه‌شده قرار می‌گیرد. لذا روشن است که یک رشد اقتصادی واقعی باعث افزایش سطح درآمد سرانه شده و همین امر نیز منابع مالی لازم برای روی آوری به بیمه و در نتیجه کاهش خطر و افزایش فعالیت‌های اقتصادی را فراهم می‌کند. یکی دیگر از راه‌های کاهش خطر، افزایش فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی فرانشیز است. در لغت فرانشیز به معنای تخفیف و کاهش است، ولی در واقع فرانشیز به معنای مشارکت بیمه‌شده در فعالیت‌های بیمه‌ای است. این عمل از طریق سهیم‌کردن بیمه‌شده در خطرات توسط بیمه‌گر صورت می‌گیرد و باعث می‌شود که بیمه‌شده از موضوع بیمه درست استفاده

نموده و در نتیجه از به هدر رفتن منابع جلوگیری نماید و همین امر باعث رشد اقتصادی خواهد شد. به‌طورکلی فرانشیز به دو قسمت تقسیم می‌شود: فرانشیز ساده که در آن بیمه‌گر تا مبلغ تعیین‌شده را متعهدشده و مازاد بر آن در تعهد بیمه‌شده خواهد بود؛ فرانشیز مطلق که در آن بیمه‌شده تا مبلغ تعیین‌شده را متعهد و مابقی خسارت بر عهده بیمه‌گر خواهد بود (بشیر خداپرستی، ۱۳۸۹).

عامل دیگری که بر نقش بیمه در رشد اقتصادی تأکید دارد، ایجاد یک محیط امن برای سرمایه‌گذاری‌های مستقیم و غیرمستقیم خارجی است. درجه‌بندی کشورها توسط مؤسسات مالی معتبر از جمله « مودیز[1]» بر همین امر اشاره می‌نماید. افزایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی باعث ثبات عوامل اصلی در رشد اقتصادی به وسیله استفاده از تکنولوژی‌های مدرن، اشتغال‌زایی، افزایش دانش و ... می‌شود و همین موارد نقش بیمه را بیش‌ازپیش نشان می‌دهد.

در ادامه تحقیقات تجربی موجود در زمینه رابطه بین بیمه و رشد اقتصادی مرور می‌شود.

وارد و زوربروگ[2] رابطه علّی بین رشد فعالیت‌های بیمه و رشد اقتصادی در ۹ کشور عضو OECD را طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۶۱ بررسی نموده‌اند. آنها از تولید ناخالص داخلی واقعی به عنوان معیار اندازه‌گیری فعالیت‌های اقتصادی و از حق‌بیمه‌های سالیانه واقعی برای اندازه‌گیری فعالیت‌های بیمه‌ای استفاده نموده‌اند. آنها از روش VAR دو متغیره برای آزمون علیت گرنجری استفاده نموده‌اند. آزمون علیت از طریق روش خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد که فعالیت‌های بیمه‌ای در دو کشور کانادا و ژاپن باعث افزایش رشد اقتصادی گردیده است، درحالی‌که در کشور ایتالیا یک رابطه دو طرفه بین بیمه و فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد. با این وجود، این رابطه بسیار ضعیف بوده و نسبت به دو کشور فوق بسیار کم اهمیت است. در کشورهای

1. Moody's
2. Ward and Zurbruegg, 2000

دیگر شواهد و دلایلی برای وجود رابطه وجود ندارد. آزمون رابطه علّی با توجه به مدل تصحیح خطا نیز نتایج فوق را تأیید می‌کند. تنها استثناء در مورد دو کشور فرانسه و استرالیاست که در آنها رابطه نسبتاً ضعیفی وجود دارد. نهایتاً مؤلفین نتیجه می‌گیرند که رابطه علّی بین بیمه و رشد اقتصادی در بین کشورها بسیار متفاوت است، این تفاوت به خاطر اثر عوامل مختلف مختص هر کشور نظیر وضعیت فرهنگی، مقررات، محیط سیاسی، بهبود عملیات واسطه‌گری در بخش مالی و ... است.

وب و همکاران[1] اثر عملیات بانکی و بیمه را بر افزایش سرمایه و تولید در ۵۵ کشور مختلف در بین سال‌های ۱۹۹۶- ۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق متغیر بیمه زندگی و غیر زندگی به وسیله سهم حق‌بیمه دریافتی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است. در برآورد اول، آنها از روش حداقل مربعات معمولی و در برآورد دوم از روش معادلات هم‌زمان با استفاده از حداقل مربعات سه مرحله‌ای استفاده نموده‌اند. نتیجه برآورد اول، با درنظرگرفتن متغیرهای مالی برون‌زا، نشان‌دهنده اثر مثبت توسعه بانکی بر رشد اقتصادی است، درحالی‌که متغیر بیمه، اثر معنی‌داری ندارد. نتایج معادلات هم‌زمان، با درنظرگرفتن متغیرهای درون‌زا، با فرض رابطه درون‌زا بین فعالیت‌های مالی و رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که سطح بالای عملیات بانکی و حق‌بیمه زندگی دریافتی بالا منجر به نرخ بالای رشد اقتصادی می‌شود. درمورد رابطه این متغیرها در جهات دیگر، رشد اقتصادی بر ضریب نفوذ بیمه زندگی اثر می‌گذارد، درحالی‌که این امر در مورد عملیات بانکی زیاد قابل پیش‌بینی نمی‌باشد. در مقابل هیچ رابطه‌ای بین بیمه‌های غیر زندگی و رشد اقتصادی در جهات مختلف وجود ندارد.

کاگلر و افقی[2] رابطه بلندمدت بین اندازه بازار بیمه و رشد اقتصادی را در کشور انگلستان طی دوره ۲۰۰۳- ۱۹۹۶ برای بیمه‌های بلندمدت و طی دوره ۲۰۰۳- ۱۹۷۱ برای بیمه‌های عمومی مورد بررسی قرار داده‌اند. در مقایسه با تحقیقات وارد و

1. Webb, et al., 2005
2. Kugler and Ofoghi, 2005

زوربروگ[1] که از متغیرهای کلی (حق‌بیمه دریافتی کل) در بررسی‌هایشان استفاده نموده‌اند، در این تحقیق از داده‌های جزیی (غیر کلی) برای اندازه‌گیری اندازه بازار استفاده شده است. به‌این‌صورت که آنان از مقدار حق‌بیمه خالص در هر بازار در صنعت بیمه انگلستان به عنوان مقیاسی برای اندازه‌گیری آن بازار استفاده می‌کنند. بازار، به بازار بلندمدت بیمه شامل بیمه زندگی، حق‌بیمه سالیانه، بیمه بازنشستگی فردی و دیگر بازار بیمه عمومی، بیمه اتکایی و ... تقسیم شده است. آنها با استفاده از آزمون هم‌جمعی یوهانسن دریافتند که یک رابطه بلندمدت بین توسعه اندازه بازار بیمه و رشد اقتصادی در تمامی مؤلفه‌های بازار بیمه وجود دارد. آزمون‌های علّیت نشان می‌دهند که یک رابطه علّی بین رشد اندازه بازار بیمه و رشد اقتصادی بلندمدت در هشت بازار بیمه وجود دارد. در مقابل رابطه علّی کوتاه‌مدت تنها از بیمه‌های زندگی، تعهدات و خسارت‌های مالی به رشد اقتصادی مشاهده می‌شود. علاوه‌براین شواهد نشان می‌دهد که یک رابطه علّیت دو طرفه بلندمدت بین رشد اقتصادی و اندازه بازار بیمه در سه طبقه بیمه‌ای وجود داشته که در آنها نیز رابطه علّیت از رشد اقتصادی به توسعه بیمه قوی‌تر از جهت معکوس آن است.

آدامز و همکاران[2] رابطه تاریخی پویایی را بین عملیات بانکی، بیمه و رشد در کشور سوئد طی دوره ۱۹۹۸– ۱۸۳۹ بررسی نموده‌اند. در این پژوهش توسعه بیمه (زندگی و غیرزندگی) به وسیله حق‌بیمه دریافتی سالانه اندازه‌گیری شده است. آنها از داده‌های سری زمانی و آزمون‌های اقتصادسنجی برای بررسی هم‌جمعی و علّیت گرنجری استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بانکی (نه توسعه بیمه)، باعث رشد اقتصادی در قرن ۱۹ شده است، درحالی‌که در قرن بیستم این رابطه معکوس بوده است. لذا چنین به‌نظرمی‌رسد که توسعه فعالیت‌های بیمه‌ای بیشتر به وسیله رشد اقتصادی ایجاد شده است.

1. Ward and Zurbruegg, 2000
2. Adams et al., 2005

آرنا[1] رابطه علّی بین فعالیت‌های بازار بیمه و رشد اقتصادی در ٥٦ کشور (توسعه‌یافته و درحال‌توسعه) را در بین سال‌های ۲۰۰٤-۱۹۷٦ مورد توجه قرار می‌دهد. او از حق‌بیمه‌ها به عنوان یک شاخص کل استفاده نموده و هر کدام از بیمه‌های زندگی و غیرزندگی را به صورت جداگانه بررسی می‌کند. وی برای بررسی خود از مدل پویای پنل‌دیتا[2] و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌کند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان‌دهنده وجود یک رابطه مثبت و معنادار بین فعالیت‌های بیمه‌ای (کل، زندگی و غیرزندگی) و رشد اقتصادی است. اثر بیمه زندگی بر رشد اقتصادی تنها در مورد کشورهای با درآمد بالا صادق است. ولی در بیمه‌های غیرزندگی این اثر در هر دو گروه از کشورها وجود دارد، ولی در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از دیگر کشورهاست. او همچنین امکان وجود اثر غیرخطی بیمه‌های زندگی و غیرزندگی را بر رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار داده است ولی نتایج، وجود رابطه غیرخطی بین فعالیت‌های بیمه‌ای و رشد اقتصادی را نشان نداده است.

هایس و سومگی[3] مطالعه‌ای را از طریق روش پنل‌دیتا در ۲۹ کشور عضو اتحادیه اروپا در بین سال‌های ۲۰۰۵- ۱۹۹۲ انجام داده‌اند. متغیر بیمه به وسیله حق‌بیمه‌های دریافتی و کل سرمایه‌گذاری خالص انجام گرفته توسط شرکت‌های بیمه‌ای اندازه‌گیری شده است. درآمد حق‌بیمه شامل بیمه‌های زندگی و غیرزندگی است. آنها از روش حداقل مربعات معمولی بر مدل پنل نامتوازن با اثرات ثابت زمانی و کشوری استفاده نموده‌اند. نتایج حاکی از این است که بیمه زندگی در کشورهای EU-15، سوئیس، نروژ و ایسلند بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت معناداری داشته است، در حالی که بیمه غیر زندگی در اروپای شرقی و مرکزی اثر بزرگ‌تری داشته است.

1. Arena, 2008
2. Panel Data
3. Haiss and Sümegi, 2008

وادلاماناتی[1] اثر رشد فعالیت‌های بیمه‌ای را به همراه سایر متغیرهای کنترل بر توسعه اقتصادی کشور هندوستان در بین سال‌های ۲۰۰۶- ۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده است. او از رشد حق‌بیمه زندگی، غیرزندگی و کل به عنوان جایگزین‌های رشد بخش بیمه استفاده می‌کند و از روش حداقل مربعات معمولی، تحلیل هم‌جمعی و مدل‌های تصحیح خطا در بررسی‌های خود استفاده می‌کند. نتایج این تحقیق مشارکت مثبت بخش بیمه در توسعه اقتصادی و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. باوجود اینکه اصلاحات در بخش بیمه اثری بر فعالیت‌های اقتصادی ندارد، رشد آنها بر توسعه اقتصادی تأثیر مثبت دارد.

هان و همکاران[2] رابطه بین توسعه بیمه و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل‌های گشتاورهای تعمیم یافته[3] و مدل داده‌های پنلی پویا بر روی ۷۷ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹٤ بررسی نموده‌اند. از چگالی بیمه جهت اندازه‌گیری توسعه بیمه استفاده شده است. نمونه آماری به دو گروه از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته تقسیم شده است. برای کشورهای درحال‌توسعه، توسعه بیمه عمومی، بیمه زندگی و غیرزندگی در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته نقش مهم‌تری در رشد اقتصادی دارند.

عزیزی و پاسبان (۱۳۷٦) در مطالعه‌ای رابطه بین بیمه زندگی و رشد اقتصادی ایران را با روش مجذور حداقل مربعات معمولی[4] بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که بین حق‌بیمه سرانه زندگی و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت وجود دارد.

مطالعه تجربی دیگری توسط جعفری صمیمی و کاردگر (۱۳۸٦) در خصوص ارتباط بین توسعه بیمه و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۳- ۱۳۳۸ انجام شده است. تأکید اصلی در این مقاله آن است که از لحاظ تجربی، رابطه علّی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد، هم‌جمعی و آزمون‌های

1. Wadlamannati, 2008
2. Han et al., 2010
3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Ordinary Least Squares (OLS)

علّیت بر اساس مدل تصحیح خطا و تفاضل اول مدل خودتوضیح‌برداری استفاده شده است. نتایج تحقیق مذکور نشان می‌دهد که رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه و توسعه بیمه‌های اشخاص به رشد اقتصادی حاکم است ولی برای بیمه‌های اموال این رابطه تأیید نمی‌شود. نتایج برای انواع رشته‌های بیمه‌ای نشان می‌دهند که از توسعه بیمه‌های آتش‌سوزی به رشد اقتصادی رابطه علّی وجود ندارد، ولی رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه بدنه اتومبیل به رشد اقتصادی حاکم است و همچنین رابطه علّی یک‌طرفه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت از بیمه‌های باربری به رشد اقتصادی مورد تأیید واقع شده است. همچنین رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه‌های عمر (انفرادی و گروهی) به رشد اقتصادی حاکم است، درحالی‌که برای بیمه‌های حوادث رابطه علّی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به بیمه‌های حوادث حاکم است.

بنابراین به عنوان نتیجه‌گیری کلی از تحقیقات فوق می‌توان بیان نمود که اگر چه مطالعات نظری وجود یک رابطه مثبت را بین توسعه بخش بیمه و رشد اقتصادی نشان می‌دهند، ولی نتایج تحقیقات تجربی این امر را در تمام موارد تأیید نمی‌کند.

۳. تصریح و برآورد مدل

۳-۱. داده‌های پژوهش و ویژگی‌های آنها

در این پژوهش، رابطه بین توسعه بیمه و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۸ مورد بررسی قرار داده‌ایم. داده‌های به‌کاررفته در این پژوهش از سایت‌های بانک مرکزی ج.ا.ا و دفتر مطالعات و پژوهش‌های بیمه‌ای بیمه مرکزی ج.ا.ا استخراج شده‌اند. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از رهیافت ARDL صورت می‌گیرد. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارت‌اند از: تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، شدت استفاده از سرمایه، حق‌بیمه سرانه واقعی بیمه‌های زندگی و غیر زندگی و نرخ باسوادی. جدول ۱ برخی ویژگی‌های اولیه و همبستگی ساده این متغیرها را توصیف می‌کند.

ماتریس همبستگی بین متغیرها بیانگر این است که تولید ناخالص داخلی بـا متغیرهـای مورد استفاده در مدل، همبستگی مثبت دارد. البته باید توجه داشت که این همبستگی‌ها معیارهای ساده بوده و به‌طورکامل پویایی بین متغیرهـا را مـنعکس نمـی‌سـازند و لازم است با استفاده از روش‌های معتبرتری ارتباط این متغیرها بررسی شود.

جدول ۱. توصیف داده‌ها و همبستگی بین متغیرها

	Ly	LIINR	NLIINR	Lh	Lk
توصیف داده‌ها					
Mean	۲/۹۱	۷۱/۱۹	۳٤۲/۷۱	٤/۲۹	٤/۱۹
Median	۲/۹۰	۳۳/۰۰	۱۷٦/۰۰	٤/۳٦	٤/۱۷
Maximum	۳/۲٦	۱۹۱/۰۰	۱۱۲۱/۰۰	٤/٤۷	٤/٤۲
Minimum	۲/۵۵	۱٤/۰۰	٤۷/۰۰	۳/۹٦	٤/۰۵
Std. Dev.	۰/۱۷	٦۵/۵۰	۳٤۷/۳۲	۰/۱۷	۰/۱۰
Skewness	۰/۱۷	۰/٦۹	۱/۲٦	-۰/۵۸	۰/۵۵
Jarque-Bera	۰/۱۵	٤/٤۷	۸/۱٤	۳/۵۲	۲/۰٤
Observations	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱
همبستگی بین متغیرها					
Ly	۱/۰۰				
LIINR	۰/٤۹	۱/۰۰			
NLIINR	۰/٦۸	۰/۹۳	۱/۰۰		
Lh	۰/۰٦	۰/۷۸	۰/٦۳	۱/۰۰	
Lk	۰/۸۱	۰/۳۷	۰/۵۹	-۰/۱۱	۱/۰۰

۲-۳. تصریح مدل و روش تحقیق

در این بخش مدل تحقیق با توجه به مبنای تئوری، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مقاله با پیروی از هایس و سومگی[1]، الر و همکاران[2] و وب و همکاران[3] یک مدل رشد درون‌زا با تابع تولید کاب داگلاس تغییریافته دارای بازدهی نسبت به مقیاس ثابت و رقابت کامل به شکل زیر درنظرگرفته‌می‌شود:

$$Y = e^{\gamma_{A_0}+\gamma_{A_1}INS} K^{\alpha} H^{\beta} L^{1-\alpha-\beta} \qquad (۱)$$

که در آن Y تولید ناخالص داخلی واقعی و $e^{\gamma_{A_0}+\gamma_{A_1}INS}$ نشان‌دهنده پیشرفت تکنولوژیکی است که از دو بخش مقدار ثابت و بخش ناشی از خدمات بیمه‌ای تشکیل می‌شود و γ_{A_0} و γ_{A_1} پارامتر می‌باشند. K سرمایه فیزیکی، H سرمایه انسانی و L نیروی کار به‌کارگرفته‌شده است.

معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر تبدیل کرد:

$$Y = e^{\gamma_{A_0}+\gamma_{A_1}INS} K^{\alpha} H^{\beta} \frac{L}{L^{\alpha} L^{\beta}}$$

درصورتی‌که طرفین رابطه فوق را بر L تقسیم کنیم، خواهیم داشت:

$$\frac{Y}{L} = e^{\gamma_{A_0}+\gamma_{A_1}INS} . \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} . \left(\frac{H}{L}\right)^{\beta}$$

به‌عبارت‌دیگر:

$$y = e^{\gamma_{A_0}+\gamma_{A_1}INS} . k^{\alpha} . h^{\beta} \qquad (۲)$$

- y: بیانگر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه؛
- k: شدت استفاده از سرمایه؛
- INS: شاخص بیمه سرانه؛
- h: نسبت سرمایه انسانی به جمعیت شاغل.

1. Haiss and Sumegi, 2008
2. Eller et al., 2006
3. Webb et al., 2005

در ادامه، شاخص بیمه به دو قسمت تفکیک خواهد شد: بیمه زندگی و بیمه غیر زندگی. در برآورد مدل، از حق‌بیمه سرانه واقعی بیمه‌های زندگی و غیر زندگی به عنوان جایگزین توسعه بیمه‌های مذکور استفاده خواهد شد. همچنین از نرخ با سوادی نیز به عنوان جایگزین h استفاده خواهد شد.

درصورتی‌که از معادله (۱) لگاریتم بگیریم، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\mathrm{Lny} = \gamma_{A_0} + \gamma_{A_1}\mathrm{INS} + \alpha\mathrm{Lnk} + \beta\mathrm{Lnh}$$

در صورتی INS را به بیمه‌های زندگی و غیر زندگی تفکیک نموده و وقفه‌های متغیرها را نیز در رابطه فوق در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$\mathrm{Lny_t} = \mathrm{Ln}\gamma_{A_0} + \sum_{i=1}^{n_1}\alpha_{1i}\mathrm{Lny_{t-i}} + \sum_{i=0}^{n_2}\alpha_{2i}\mathrm{Lnk_{t-i}} + \sum_{i=0}^{n_3}\alpha_{3i}\mathrm{Lnh_{t-i}} + \sum_{i=0}^{n_4}\gamma_{1i}\mathrm{LIINS_{t-i}} + \sum_{i=0}^{n_5}\gamma_{2i}\mathrm{NLIINS_{t-i}} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

کلیه متغیرها به قیمت واقعی بوده و بر مبنای قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ محاسبه شده‌اند.

چهارچوب اقتصادسنجی درنظرگرفته‌شده برای این مطالعه به تبعیت از پسران و همکاران[1] به شرح زیر است:

$$\varphi(L,p)\,y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (٤)$$

که در آن

$$\varphi(L,p) = 1-\varphi_1 L-\varphi_2 L^2-\ldots-\varphi_p L^p \qquad (٥)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0}-\beta_{i1}L-\ldots-\beta_{iq_i}L^{q_i}, \quad i=1,2,3,\ldots,k \qquad (٦)$$

در معادلات بالا L اپراتور وقفه بوده و w_t بردار $s\times 1$ از متغیرهای از پیش تعیین شده مانند عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی فصلی و روندهای زمانی بوده و می‌توانند متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت باشند. x_{it} نیز می‌تواند سایر متغیرهای برونزا با وقفه‌های مختلف باشد. ضرایب بلندمدت جهت بررسی واکنش y_t در برابر یک واحد تغییر در x_{it} بر اساس رابطه زیر تخمین زده می‌شود:

1. Pesaran et al., 2001 and 1996

$$\hat{\theta}_i=\frac{\hat{\beta}_i(1,\hat{q}_i)}{\hat{\varphi}(1,\hat{p})}=\frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+...+\hat{\beta}_{i\hat{q}_i}}{1-\hat{\varphi}_1-\hat{\varphi}_2-...-\hat{\varphi}_{\hat{p}}} \quad (۷)$$

- $\hat{p}$ و $\hat{q}_i$: مقادیر برآوردشده برای p و q_i.

همچنین ضرایب بلندمدت متغیرهای ازپیش‌تعیین‌شده و/یا برونزای با وقفه ثابت برابر است با:

$$\hat{\psi}_i=\frac{\hat{\delta}(\hat{p},\hat{q}_1,...,\hat{q}_k)}{1-\hat{\varphi}_1-\hat{\varphi}_2-...-\hat{\varphi}_{\hat{p}}} \quad (۸)$$

- $\hat{\delta}$: بیانگر برآوردهای δ در معادله (٤) است.

مدل کلی تصحیح خطای مربوط به ARDL انتخاب‌شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta y_t=-\varphi(1,\hat{p})ECT_{t-1}+\sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it}+\delta'\Delta W_t-\sum_{j=1}^{\hat{p}-1}\varphi_j^*\Delta y_{t-j}-\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1}\beta_{ij}^*\Delta x_{i,t-j}+u_t \quad (۹)$$

که در آن:

$$ECT_{t-1}=y_t-\sum_{i=1}^{k}\hat{\theta}_i x_{it}-\psi' W_t$$

φ_j^* و β_{ij}^*: پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را در مسیر هم‌گرایی به بلندمدت نشان می‌دهند. پسران و همکاران[1] با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیر مقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند.

حالت اول: بدون عرض از مبدأ و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t=\delta_{yy}y_{t-1}+\delta_{xx}x_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i\Delta y_{t-i}+\sum_{i=0}^{q-1}\xi_i\Delta x_{t-i}+\varepsilon_{yt} \quad (۱۰)$$

حالت دوم: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t=\delta_{yy}(y_{t-1}-\mu_y)+\delta_{xx}(x_{t-1}-\mu_x)+\sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i\Delta y_{t-i}+\sum_{i=0}^{q-1}\xi_i\Delta x_{t-i}+\varepsilon_{yt} \quad (۱۱)$$

حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t=c_0+\delta_{yy}y_{t-1}+\delta_{xx}x_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i\Delta y_{t-i}+\sum_{i=0}^{q-1}\xi_i\Delta x_{t-i}+\varepsilon_{yt} \quad (۱۲)$$

1. Pesaran et al., 2001

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \delta_{xx}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (۱۳)$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید. بنابراین ECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = c_0 + \beta t + \delta_{yy} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \xi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \qquad (۱٤)$$

در مطالعات تجربی معمولاً حالت‌های سوم، چهارم و پنجم مورد بررسی قرار می‌گیرد.

گام اول در آزمون کرانه‌ها، تخمین رابطه ECM شرطی به وسیله روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F جهت معناداری ارتباط ضرائب سطوح تأخیری متغیرها می‌باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها برای آزمون F فراهم گردیده است: کرانه پائین برای رگرسورهای I(0) و کرانه بالا برای رگرسورهای I(1) درنظرگرفته‌شده‌اند. اگر آماره F بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد می‌توان بدون توجه به درجه هم‌جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم بعد از اینکه آزمون هم‌جمعی انجام شد، می‌توان مدل بلندمدت ARDL شرطی برای y_t را تخمین زد. تعداد وقفه‌های مدل ARDL با استفاده از معیار شوارتز[1]، تعیین خواهد شد و در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM به‌دست‌خواهدآمد.

۳-۳. یافته‌ها

در جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] و فیلیپس-پرون[3] ارائه شده است. کلیه متغیرها جمعی از درجه یک می‌باشند. با توجه به اینکه هیچ‌کدام از

1. Schwarz Criterion
2. Augmented Dickey–Fuller (ADF)
3. Phillips–Perron (PP)

متغیرها جمعی از درجه دو نمی‌باشند، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

	Ly	ΔLy	Lk	ΔLk	LIINS	ΔLIINS	NLIINS	ΔNLIINS	Lh	ΔLh
$\tau_\mu(ADF)$	-۲/۰۳	-۶/۲۳***	-۱/۰۵	-۶/۶۲***	۱/۱۰	-۴/۹۵***	۰/۱۴	-۲/۱۹*	-۳/۷۵***	-۳/۶۷***
$\tau_T(ADF)$	-۲/۷۳	-۶/۶۰***	-۱/۰۸	-۷/۵۳***	-۱/۶۵	-۵/۵۱***	۱/۵۷	-۴/۱۸***	-۰/۵۳	-۴/۰۹***
$\tau(ADF)$	-۰/۱۹	-۶/۳۲***	۰/۴۳	-۶/۶۹***	۲/۸۲	-۳/۹۵***	۲/۲۴	-۱/۸۱*	۲/۰۳	-۲/۹۳***
$\tau_\mu(PP)$	-۲/۱۹	-۶/۲۹***	-۰/۹۱	-۶/۵۹***	۰/۹۷	-۵/۰۳***	۱/۶۷	-۲/۲۴*	۰/۴۳	-۳/۷۱***
$\tau_T(PP)$	-۲/۷۳	-۶/۷۴***	-۱/۰۸	-۷/۸۴***	-۱/۶۴	-۵/۵۱***	-۰/۶۷	-۳/۳۲*	-۰/۹۱	-۴/۱۱***
$\tau(PP)$	-۰/۱۹	-۶/۳۷***	۰/۵۱	-۶/۶۶***	۲/۵۲	-۴/۳۰***	۲/۹۲	-۱/۸۲*	-۱/۰۸	-۲/۹۲***

τ_μ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، τ_T آماره آزمون ریشه واحد برای مدل با عرض از مبدأ و روند و τ آماره آزمون ریشه واحد برای مدل بدون عرض از مبدأ و بدون روند است. Δ تفاضل مرتبه اول است. ***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

جدول ۳. مقادیر بحرانی روش مدل‌سازی ARDL – مدل توسعه بیمه و رشد اقتصادی

K =۵	۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)
	۲/۵	۳/۷۶	۳/۰۳	۴/۴۴	۴/۲۵	۶/۰۴
	۲/۸۳	۳/۸۷	۳/۳۵	۴/۵۰	۴/۸۴	۶/۵۱
	۳/۰۸	۴/۲۷	۳/۶۷	۵/۰۰	۵/۰۹	۶/۷۷
	-۱/۶۲	-۳/۴۹	-۱/۹۵	-۳/۸۳	-۲/۵۸	-۴/۴۴
	-۲/۵۷	-۳/۸۶	-۲/۸۶	-۴/۱۹	-۳/۴۳	-۴/۷۹

K تعداد متغیرها در مدل $ARDL$ است. F_3 نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند می‌باشد، F_4 نمایانگر آماره F مربوط به عرض از مبدأ غیرمقید و روند مقید است و F_5 نمایانگر آماره F مربوط به مدل با عرض از مبدأ و روند غیرمقید است.

مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها برای مدل رشد بیمه در جدول ۳ ارائه شده است. به تبعیت از قاتیرچی اوغلو[1] و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده،

1. Katircioglu, 2009

برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان[1] و برای آماره t از مقادیر بحرانی پسران و همکاران[2] استفاده شده است.

نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول ٤ ارائه شده است. آماره‌های به‌دست‌آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۳ مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم‌جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود. برعکس اگر آماره آزمون، پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. نهایتاً اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است.

مشاهده می‌شود که برای مدل رشد بیمه و رشد اقتصادی آماره F در حالت مدل با روند در سطح معناداری ۵٪ و در حالت مدل بدون روند در سطح معناداری ۱۰٪ نشان‌دهنده وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای تحقیق است.

جدول ٤. آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط هم‌جمعی

		با روند قطعی		بدون روند قطعی	
	Lag				
$F_y(Ly, Lk, Lh, LIINS, NLINS)$	۱	٦/١٤	-٥	٤/٣٥	-٤/١٣

تخمین ضرایب بلندمدت مربوط به مدل رشد بیمه و رشد اقتصادی با استفاده از رهیافت *ARDL* در جدول ۵ آورده شده است. مشاهده می‌شود که تأثیر بلندمدت تمام متغیرها به جزء بیمه زندگی در سطح معناداری ۱٪ بر رشد تولید ملی معنادار است. تأثیر بیمه زندگی، مثبت و مطابق انتظار بوده ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول مذکور می‌توان گفت که در بلندمدت با افزایش موجودی سرمایه به اندازه ۱٪ تولید ناخالص داخلی سرانه به طور متوسط ۰/۷۹٪ افزایش می‌یابد. همچنین ۱٪ افزایش حق‌بیمه غیرزندگی، تولید ناخالص داخلی سرانه را تقریباً ۰/۰۰۱٪ افزایش می‌دهد. همچنین، با افزایش یک درصدی نرخ باسوادی،

1. Narayan, 2005
2. Pesaran et al., 2001

تولید ناخالص داخلی سرانه ۲/۲۲٪ افزایش می‌یابد. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت شاخص سرمایه انسانی در مقایسه با سایر متغیرها بیشترین تأثیر را بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

جدول ۵. تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL (۰،۰،۰،۰،۲)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
lk	۰/۷۹	۰/۲۳۳۸	۳/۳۸۹۸	۰/۰۰۲۲
LIINS	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۷	۰/٤۷۳۳	۰/٦٤۰۰
NLIINS	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۱	٤/۳٤٦٤	۰/۰۰۰۲
Lh	۲/۲۲	۰/٦۰۲۷	۳/٦۸۱۸	۰/۰۰۱۱
C	-۹/۲٤	۲/۸۳۷۹	-۳/۲٥۷۸	۰/۰۰۳۱

نتایج تخمین مدل تصحیح خطای مربوط به مدل توسعه بیمه و رشد اقتصادی در جدول ٦ آورده شده است. تأثیر کوتاه‌مدت موجودی سرمایه و حق‌بیمه غیرزندگی را به ترتیب در سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ نمی‌توان رد نمود. تأثیر شاخص بیمه زندگی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت معنادار نمی‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا ۱/۰۱- تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و مطابق انتظار است. به‌عبارت‌دیگر فاصله رشد بالفعل و بالقوه در مدل توسعه بیمه و رشد اقتصادی در مدت کمتر از یک سال تصحیح می‌شود. نتایج حاکی از این است که بیمه زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد ولی بیمه غیر زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تأثیر معناداری دارد.

جدول ٦. مدل تصحیح خطا براساس مدل ARDL (۰،۲،۰،۰،۰)

ARDL(۰،۰،۰،۰،۲) براساس معیار شوارتز انتخاب شده است و متغیر وابسته dLny است.				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
DLk	۰/٦٤۷٥	۰/۱۹۸۲	۳/۲۷	۰/۰۰۳٥
DLIINR	۰/۰۰۰٦۳	۰/۰۰۰۱	۰/٦۳۰۱	۰/٥۳٥۱
DNLIINR	۰/۰۰۰٦۱	۰/۰۰۰۲	۲/٥۷	۰/۰۱۷٤
DLh	۰/۹٤۱۰	۰/۸۹۹۷	۱/۰٥	۰/۳۰۷۰
DLh (-۱)	-۲/۱۰٤۰	۰/۸۸۰٦	-۲/۳۹	۰/۰۲٥۹
C	-۰/۰٥٦٤	۰/۰۲۳٦	-۲/۳۸	۰/۰۲٦۱
ECMT(-۱)	-۱/۰۱	۰/۱۹۲٦	-٥/۲٦	۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون علّیت گرنجری شرطی بر اساس مدل توسعه بیمه و رشد اقتصادی در جدول ۷ ارائه شده است. مشاهده می‌شود که در سطر آخر بر اساس احتمال مربوط به آماره t که در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد، وجود رابطه علّیت بلندمدت از مجموعه متغیرهای مستقل به رشد تولید ملی قابل رد نمی‌باشد. ازآنجاکه در سطرهای اول تا چهارم هیچ‌کدام از احتمال‌های مربوط به آماره t معنادار نیستند، وجود رابطه علّیت بلندمدت دو طرفه میان متغیرها را نمی‌توان پذیرفت. همچنین با توجه به اینکه در سطر آخر هیچ‌کدام از احتمال‌های مربوط به آماره F معنادار نیستند، وجود رابطه علّیت کوتاه‌مدت از سایر متغیرها به رشد تولید ملی را نمی‌توان پذیرفت.

جدول ۷. نتایج آزمون علّیت گرنجری شرطی

آماره F						
	Lk	**LIINS**	**LNLIINS**	**Lh**	**Ly**	**ECM(t-1)**
Lk	--	۰/۱۳٦۷	۰/۵۱۲	۰/۰٤٦	۰/۳۵٦	۰/٤٦۵۹
	--	(۰/۸۷۳)	(۰/٦۰۹۱)	(۰/۹۵۵)	(۰/۹٦۵۱)	(۰/٦٤۷٦)
LIINS	۰/۲۵۱۰	--	٤/٦٤۸	۰/٦۱٦	۰/۷۳۳	۰/۲۸۳۲
	(۰/۷۸۱)	--	(۰/۰۲٦)	(۰/۵۵۲٤)	(۰/٤۹٦۱)	(۰/۷۸۰۷)
LNLIINS	۰/۱۸۱	٦/۲٦۱	--	۲/۵٦۵	۲/۱۷۵	۰/۵۷۰۳
	(۰/۸۳٦)	(۰/۰۱۰)	--	(۰/۱۰۸۱)	(۰/۱٤٦۱)	(۰/۵۷٦٤)
Lh	۱/۰۷۵	۱/۹۳٦	۱/۸۱۱	--	۱/۵۳۲	-۱/۲٦۹۸
	(۰/۳٦۵)	(۰/۱۷۷)	(۰/۱۹۵۵)	--	(۰/۲٤٦۲)	(۰/۲۲۲۳)
Ly	۰/٦٦۹۳	۱/٦٦٦	۰/۱۷۰	۰/۵۵۵۸	--	-۲/۷٤٦۹
	(۰/۵۲٦)	(۰/۲۲۰۲)	(۰/۸٤۵۱)	(۰/۵۸٤۳)	--	(۰/۰۱٤۳۳)

در جدول ۸ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL (۰،۰،۰،۲) توسعه بیمه و رشد اقتصادی آورده شده است. در سمت راست با توجه به احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ و احتمال مربوط به ضریب F که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۲۱۸۷) و (۰/۲۰٦۳) می‌باشند فرض همسانی واریانس بین اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین ناهمسانی واریانس در بین اجزاء اخلال وجود ندارد. همچنین در سمت چپ با توجه به احتمال مربوط به ضریب لاگرانژ و احتمال مربوط به ضریب F که به اندازه کافی بزرگ بوده و به ترتیب (۰/۹۳۲) و (۰/۸۹۸) می‌باشند، فرض عدم وجود

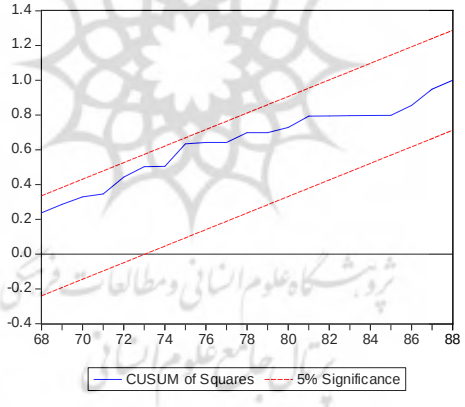
خودهمبستگی سریالی در اجزاء اخلال را نمی‌توان رد نمود، بنابراین در بین اجزاء اخلال، خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

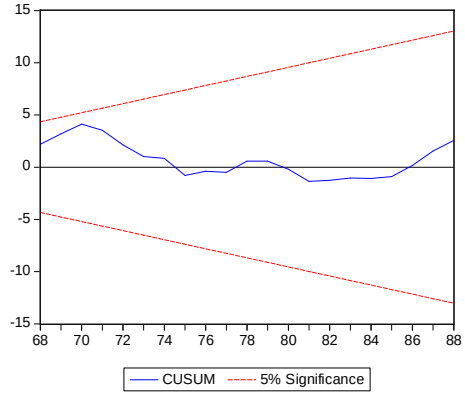
جدول ۸ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL(۰،۰،۰،۰،۲)

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
F-statistic	۱/۵۱	۰/۲۱۸۷	**F-statistic**	۰/۰۷۱	۰/۹۳۲
Obs*R-squared	۹/۷۰	۰/۲۰۶۳	**Obs*R-squared**	۰/۲۱۵	۰/۸۹۸

نمودار۱ CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرایب در مدل ARDL(۰،۰،۰،۰،۲) آورده شده است. باتوجه به اینکه منحنی ترسیم‌شده در هیچ نقطه‌ای خارج از خطوط مربوط به مقادیر بحرانی نیست، در سطح ۵٪ می‌توان عدم وجود شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل ARDL را پذیرفت.

نمودار۱. ترسیم CUSUM و CUSUMQ جهت بررسی ثبات ضرائب در مدل ARDL(۰،۰،۰،۰،۲)





٤. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این تحقیق با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها و آزمون علّیت گرنجری به بررسی تـأثیر توسعه بیمه بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های ۱۳۸۸ – ۱۳۵۸ ایران پرداخته است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافتـه و فیلیـپس – پـرون، متغیرهـا را جمعی از درجه‌های صفر و یک نشان می‌دهند. با توجه به اینکه هـیچ‌کـدام از متغیرهـا جمعی از درجه دوم نیستند، آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط هم‌جمعی میان متغیرها مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه هم‌جمعی میـان متغیرهـا را در سطح معناداری ۵٪ تأیید می‌نماید. طبق نتایج، تأثیر بلندمدت تمام متغیرها بـه جـزء بیمه زندگی در سطح معناداری ۱٪ بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه معنادار اسـت. ۱٪ افزایش حق‌بیمه غیرزندگی، تولید ناخالص داخلی سرانه را تقریباً ۰/۰۰۱٪ افـزایش می‌دهد. براساس نتایج تخمین مدل تصحیح خطا، تأثیر کوتاه‌مدت حق‌بیمـه غیرزنـدگی را در سطح احتمال ۵٪ نمی‌توان رد نمود. تأثیر شاخص بیمه زندگی بر رشد اقتصـادی در کوتاه‌مدت معنادار نیست. ضریب جمله تصحیح خطا ۱/۰۱- تخمـین زده شـده کـه کاملاً معنادار و مطابق انتظار است. به‌عبارت‌دیگر فاصله رشد بالفعل و بـالقوه در مـدل توسعه بیمه و رشد اقتصادی در مدت کمتر از یک سال تصحیح می‌شود. نتایج حاکی از این است که بیمه زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معناداری بـر رشـد اقتصـادی ندارد ولی بیمه غیرزندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تـأثیر معنـاداری دارد.

بر اساس نتایج آزمون علّیت گرنجری شرطی وجود رابطه علّیت بلندمدت از مجموعـه متغیرهای مستقل به رشد تولید ناخالص داخلی سرانه قابل رد نمی‌باشد و وجود رابطـه علّیت بلندمدت دو طرفه میان متغیرها پذیرفته نمی‌شود. همچنین وجـود رابطـه علّیـت کوتاه‌مدت از سایر متغیرها به رشد تولید ناخالص داخلی سرانه را نمی‌تـوان پـذیرفت. لذا، در بلندمدت یک رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه غیرزندگی به رشـد اقتصـادی

وجود دارد ولی رشد اقتصادی، علّت گرنجری توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی نیست.

در ادامه آزمون‌های تشخیصی جهت بررسی فرض همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی سریالی و آزمون CUSUMQ جهت بررسی عدم وجود شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل ARDL انجام گردید که نتایج بیانگر صحّت تخمین‌های انجام‌شده است.

نتایج این تحقیق با یافته‌های عزیزی و پاسبان (۱۳۷٦) و جعفری صمیمی و کاردگر (۱۳۸٦) همسو نبوده ولی با یافته‌های مطالعات خارجی نظیر هان و همکاران[1] همسو است. نتایج حاکی از این است که در ایران توسعه بیمه‌های غیرزندگی برای رسیدن به رشد بالای اقتصادی حائز اهمیت است و باید این نوع بیمه‌ها در کشور تقویت گردد و حمایت‌های لازم از توسعه آن صورت گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Han et al., 2010

منابع

۱. بشیر خداپرستی، ر.، ۱۳۸۹. *اصول بیمه*، ارومیه: انتشارات جهاد دانشگاهی ارومیه.

۲. جعفری صمیمی، الف. و کاردگر، الف.، ۱۳۸٦. توسعه بیمه و رشد اقتصادی: تحلیل نظری و تجربی در اقتصاد ایران ۱۳۸۳– ۱۳۳۸. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۲(٤٥)، صص ۱۱۳– ۸۵.

۳. عزیزی، ف. و پاسبان، ف.، ۱۳۷٦. رابطه بین بیمه زندگی و رشد اقتصادی. *فصلنامه صنعت بیمه*، ش ٤۷، صص۷۵–٦۲.

4. Adams, M., Andersson, J., Andersson, L.F. and Lindmark, M., 2005. The historical relation between banking, insurance and economic growth in Sweden: 1830 to 1998. *Norges Handelshøyskole, Department of Economics Discussion Paper SAM*, 26.

5. Arena, M., 2008. Does insurance market promote economic growth? A cross-country study for industrialized and developing countries. *Journal of Risk and Insurance*, 75(4), pp. 921-46.

6. Curak, M., Sandra, L. and Klime, P.L 2009. Insurance sector development and economic growth in transition countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 34.

7. Eller, M., Haiss, P. and Steiner, K., 2006. Foreign direct investment in the financial sector and economic growth in Central and Eastern Europe: The crucial role of the efficiency channel. *Emerging Markets Review*, 7(4), pp.300–19.

8. Haiss, P. and Sümegi, K., 2008. The relationship between insurance and economic growth in Europe: A theoretical and empirical analysis. *Empirica*, 35 (4), pp. 405-31.

9. Han, L., Donghui, L., Fariborz, M. and Yanhui, T., 2010. Insurance development and economic growth. *The Geneva Papers*, 35, pp. 183–99.

10. Katircioglu, S., 2009. Investigating higher-education-led growth hypothesis in a Small Island: Time series evidence from northern Cyprus. *Anadolu International Conference in Economics: Developments in Economic Theory, Modeling, and Policy*, June 17-19, Anadolu University, Eskisehir, Turkey.

11. Kugler, M. and Ofoghi, R., 2005. *Does insurance promote economic growth? evidence from the UK*. Working Paper, Division of Economics, University of Southampton, <http://repec.org/mmfc05/paper8.pdf>.

12. Narayan, P.K., 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), pp. 1979–90.
13. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J., 1996. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), pp. 117–43.
14. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289 – 326.
15. Ward, D. and Zurbruegg, R., 2000. Does insurance promote economic growth? evidence from OECD countries. *The Journal of Risk and Insurance*, 67 (4), pp. 489-506.
16. Wadlamannati, K.C., 2008. Do insurance sector growth & reforms effect economic development? empirical evidence from India. *The Journal of Applied Economic Research*, 2(1), pp. 43-86.
17. Webb, I., Grace, M.F. and Skipper, H., 2005. The effect of banking and

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی