

تأثیر غیرخطی ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی در ایران

کیومرث شهبازی^۱

ژیلا سالکی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۹

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی ایران است. بدین منظور، از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده های متغیرهای ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی، جمعیت فعال و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ استفاده شده است. نتایج، تأثیر غیرخطی متغیرهای ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی کشور را تأیید، و تابع انتقال لاجستیک با دو بار تغییر رژیم (LSTR2) را برای هر دو متغیر نشان می دهد و ضریب نفوذ بیمه زندگی را به عنوان متغیر انتقال مناسب انتخاب می کند. بنابراین، در صنعت بیمه ایران، دو بار تغییر رژیم اتفاق افتاده، و اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه زندگی در بخش خطی و غیرخطی مدل در سطح معنی داری ۱ درصد، به ترتیب ۰.۱۳- و ۰.۳۹- و اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی در بخش خطی مدل با سطح معنی داری ۱۰ درصد و در بخش غیرخطی با سطح معنی داری ۱ درصد به ترتیب ۰.۰۸ و ۰.۵۲ بوده است. در واقع، از سال ۱۳۸۸ به بعد که دومین تغییر رژیم کل صنعت بیمه اتفاق افتاده، روند اثرگذاری منفی ضریب نفوذ بیمه زندگی تقریباً ۳ برابر کاهش داشته و رو به بهبود بوده و روند اثرگذاری مثبت ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی ۶ برابر کاهش داشته و در حال آفت بوده، در نتیجه، برنامه ریزی های صنعت بیمه ایران به سوی میانگین عملکرد جهانی این صنعت، یعنی استفاده بیشتر از بیمه زندگی، در حال بهبود است. همچنین اثرگذاری خطی جمعیت فعال و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کشور با سطح معنی داری ۱ درصد به ترتیب ۱.۰۲ و ۰.۲۴ برآورد شده است.

واژگان کلیدی: ضریب نفوذ بیمه زندگی، ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی، رشد اقتصادی، مدل رگرسیون انتقال ملایم

طبقه بندی JEL: O4, G22, C32

۱. استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) k.shahbazi@urmia.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه zhila.saleki@yahoo.com

۱. مقدمه

از طرح تئوری ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توسط شومپیتر (Schumpeter, 1911)، یک قرن می گذرد. این اقتصاددان بزرگ توسعه، از طرفداران جدی تأثیر مثبت بخش مالی بر رشد تولید و اشتغال و نهایتاً توسعه اقتصادی است. پس از شومپیتر، تئوری های علمی و شواهد تجربی بسیاری از جوامع اقتصادی متفاوت، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را تأیید کرده اند. با توجه به تئوری های مربوط به رابطه بین رشد اقتصادی و مالی، توسعه مالی از طریق کانال های بهره وری نهایی سرمایه، کارآیی هدایت پس اندازها به سمت سرمایه گذاری، نرخ پس انداز و نوآوری فنی، رشد اقتصادی را تقویت می نماید (Levine, 1997).

عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی از طریق این کانال ها به وسیله مأموریت واسطه های مالی تحقق می یابد. این مأموریت ها به منظور تسهیل تبادل کالا، خدمات و دارایی، ارائه مکانیزمی برای ادغام منابع با هم و انتقال آنها به مولدترین بخش اقتصاد جهت سرمایه گذاری، مدیریت ریسک و اطلاعات قیمت برای کمک به هماهنگ کردن تصمیم گیری غیرمتمرکز در بخش های مختلف اقتصاد، به منظور شفاف سازی و تصفیه پرداخت ها به کار می رود (Merton and Bodie, 1995).

در بین واسطه های مالی، شرکت های بیمه، نقش مهمی در انجام وظایف نظام مالی بر عهده دارند و ابزار اصلی مدیریت ریسک برای اشخاص و شرکت ها محسوب می شوند. این شرکت ها با صادر کردن بیمه نامه ها، وجوه را جمع آوری می کنند و آنها را به واحدهای اقتصادی دارای کسری به منظور تأمین مالی سرمایه گذاری انتقال می دهند. اما اطمینان از بازگشت این وجوه سرمایه گذاری شده، فقط در نتیجه فعالیت بخش بیمه، به عنوان مهمترین بخش مالی در امنیت اقتصادی، امکان پذیر می باشد (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱).

شرکت های بیمه محصولات زیادی را ارائه می دهند که این محصولات به دو گروه کلی بیمه های زندگی و غیرزندگی تقسیم می شوند. بیمه زندگی در شکل عام خود به معنی تضمین پرداخت یک مبلغ معین به یک ذی نفع به دلیل مرگ بیمه شده، یا پرداخت به بیمه شدگانی است که بیشتر از یک سن معین به زندگی ادامه می دهند. در مقابل، بیمه غیرزندگی شامل سایر انواع بیمه می شود؛ مانند بیمه اموال و مسئولیت، بیمه وسایل نقلیه موتوری، بیمه دریایی و ... (سالنامه آماری بیمه مرکزی ایران، ۱۳۹۴). در واقع شرکت های بیمه، با صدور بیمه نامه های زندگی، آرامش اجتماعی برای جامعه و با صدور بیمه نامه های غیرزندگی، امنیت فعالیت های اقتصادی را تا حدود زیادی تأمین می کنند. از آنجا که در صنعت بیمه (به خصوص در مورد بیمه زندگی)، معمولاً فاصله زمانی قابل توجهی بین زمان دریافت حق بیمه توسط شرکت های بیمه و زمان پرداخت خسارت وجود دارد، این سرمایه ها به مدت قابل ملاحظه ای، در حساب شرکت های این صنعت خواهد ماند و این

شرکت ها، با استفاده بهینه از آنها می توانند بازار سرمایه را فعال نموده و نقش جدی تری در فعالیت های سرمایه گذاری داشته باشند. اما، با توجه به اینکه برای مقایسه وضعیت صنعت بیمه کشور با کل اقتصاد، از شاخص ضریب نفوذ بیمه (تقسیم حق بیمه تولیدی به تولید ناخالص داخلی) استفاده می شود. همچنین بهترین شیوه برای بیان میزان اثرگذاری یک صنعت بر رشد اقتصادی، مقدار آن نسبت به تولید ناخالص داخلی می باشد، به نظر می رسد استفاده از شاخص ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی به جای حق بیمه ها، بهترین راه برای پی بردن به ارتباط آنها با رشد اقتصادی باشد.

باید اشاره کرد که اقتصاددانان با برآورد این ارتباط ها از طریق روش های متنوع اقتصادسنجی، سعی در تبیین وضع موجود و ارائه سیاست ها و خط مشی های اقتصادی برای بهبود بخش بیمه دارند. استفاده از روش های نوین می تواند یافته های بهتری را در اختیار آنها قرار دهد. مدل های غیرخطی از جمله این روش ها می باشد. این مدل ها، حتی زمانی که سری های مورد نظر ناماننا باشند، کاربرد داشته و می توانند جهش های موجود در روند سری ها را نیز پوشش دهند. از آنجا که فعالیت های بیمه، در بیشتر موارد همگام با تغییر وضعیت اقتصادی و اجتماعی جامعه دچار تحول شده است، استفاده از مدل های با پوشش جامع تری برای این تحولات، مناسب تر می باشد.

با مقایسه ضریب نفوذ بیمه در ایران و میانگین جهانی آن در سال ۲۰۰۶، ضریب نفوذ بیمه های کل، زندگی و غیرزندگی برای ایران، به ترتیب ۱،۱۷، ۰،۰۷ و ۱،۱۰ و میانگین جهانی آنها ۷،۵۲، ۴،۴۶ و ۳،۰۶ می باشد و با توجه به اینکه در سال ۲۰۱۴ این ضرایب برای ایران به ترتیب، ۱،۹۳، ۰،۲۱ و ۱،۷۲ و میانگین جهانی آنها ۶،۱۷، ۳،۴۳ و ۲،۷۴ می باشد، به وضوح دیده می شود که ضریب نفوذ بیمه زندگی برای ایران کمتر، از مقدار غیرزندگی آن بوده است، در حالی که میانگین جهانی آن بیشتر است. همچنین در طی این دوره از بحران اقتصادی فراگیر، میانگین جهانی ضریب نفوذ بیمه کاهش داشته است، اما با اینکه، ضریب نفوذ بیمه (کل، زندگی و غیرزندگی) طی این دوره در ایران افزایش داشته، هنوز فاصله زیادی تا میانگین جهانی آن وجود دارد.

بررسی داده های مربوط به متغیرهای بیمه و رشد اقتصادی ایران حاکی از وجود روند نامتقارن بین رشد حق بیمه دریافتی زندگی و غیر زندگی و رشد تولید ناخالص داخلی در دوره های زمانی مختلف است. همچنین، نتایج مطالعات تجربی داخلی و خارجی نشان می دهد که تأثیر بیمه بر رشد اقتصادی در دوره های زمانی و کشورهای مختلف متفاوت می باشد. برای مثال، آکینلو (Akinlo, 2013) به این نتیجه رسیده است که بیمه بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد. در مقابل، براساس مطالعه اوموکی (Omoke, 2012) بیمه بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد.

با توجه به نتایج متفاوت مطالعات موجود در زمینه ارتباط بین صنعت بیمه (به خصوص در مورد رشته بیمه های زندگی و غیرزندگی) و رشد اقتصادی، همواره این سؤال برای اقتصاد کشور مطرح خواهد شد که: اولاً، آیا بین ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی با تولید ناخالص داخلی رابطه غیرخطی وجود دارد؟؛ ثانیاً، بین این دو رشته از ضریب نفوذ بیمه و رشد اقتصادی ارتباط معنی داری وجود دارد؟؛ ثالثاً، در صورت وجود این ارتباط از جهت ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصاد مثبت است یا منفی؟

بدین منظور برای پاسخ به سؤالات مطرح شده، از روش مدل رگرسیون انتقال ملایم و داده های ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ استفاده خواهد شد. در این پژوهش، بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم، به مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش پرداخته می شود. در بخش سوم، مدل مورد استفاده و در بخش چهارم، داده های استفاده شده تصریح می گردد. بخش پنجم، به برآورد مدل و یافته های تجربی پژوهش اختصاص خواهد یافت و در بخش ششم، نتایج و پیشنهادات ارائه می شود.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

اصولاً عملکرد بهینه نظام اقتصادی در جامعه، منوط به وجود دو بخش حقیقی و مالی کارا، مکمل، قدرتمند و تحت نظارت است. فعالیت این دو بخش در کنار یکدیگر، شرط لازم و کافی برای یک نظام اقتصادی مطلوب محسوب می شود. چون عملکرد غیر بهینه یکی از این دو بخش، بر کارکرد بخش های دیگر، اثر منفی خواهد گذاشت. بنابراین، تعادل باثبات و بلندمدت هر نظام اقتصادی هنگامی به دست می آید که دو بخش مذکور با ارتباطات درونی خویش در شرایط تعادلی عمل کنند. بر این اساس توسعه مالی، در حقیقت توسعه سیستم یا بخش مالی یعنی بازارها، نهادها و ابزارهای مالی است. یک بازار مالی یکپارچه دارای سه عنصر اساسی سرمایه کوتاه مدت، بلندمدت و اطمینان است. سرمایه های کوتاه مدت در بازار پول و به طور خاص، بانک ها و مؤسسات مالی و اعتباری مبادله می شوند. بازار سرمایه و به طور خاص بورس های اوراق بهادار نیز محل دادوستد سرمایه های بلندمدت است. هر دو بازار مذکور نیازمند به عنصر سومی هستند که بتوانند به حیات خود ادامه دهند. اطمینان به عنوان رکن سوم بازارهای مالی، توسط صنعت بیمه ارائه می شود. این صنعت هم اکنون یکی از اساسی ترین ارکان مدیریت ریسک و ارائه پوشش در مقابل انواع ریسک های مالی است که با استفاده از ابزارهای نوین و مهندسی مالی انجام می شود (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۱). بنابراین، بیمه بهایی است که برای رهایی از عدم اطمینان می پردازیم (Marshall, 1890). صنعت بیمه و فعالیت های این بازار علاوه بر آن که ریسک و اضطراب تصمیم گیری ها را کاهش

می دهد، از طریق کارکردهای دیگری نیز بر رشد اقتصادی اثر می گذارد که عبارتند از: افزایش ثبات مالی، جایگزینی برنامه های تضمین سلامت دولت، تسهیل تجارت و بازرگانی، کمک به کاهش و تخفیف زیان ها، مدیریت کارای ریسک و تشویق انباشت سرمایه های جدید، کمک به ارتقاء تخصیص بهینه تر سرمایه و همچنین به عنوان یک سرمایه گذار نهادی، باعث بسیج پس انداز ملی می شود (Skipper, 1998).

در میان انواع بیمه، بیمه هایی که جزو رشته بیمه زندگی دسته بندی می شوند، نقش پایدارتر و فزاینده تری در رشد اقتصادی دارند. این بیمه ها برای اجرای وظیفه کمک به تثبیت وضعیت مالی افراد و خانوارها از زیان های جانی متحمل شده، طراحی شده اند و این وظیفه را با پرداخت بها، برای افراد فوت شده یا آسیب دیده عملی می کنند. در صورت نبود بیمه زندگی، افراد و خانواده های آسیب دیده مجبور به دریافت کمک از زوجین، دوستان و دولت می شوند که در بسیاری از فرهنگ ها، این نوع کمک رسانی ها از بین رفته است. مهم ترین وظیفه شرکت های بیمه زندگی، جا به جایی پس اندازهای مردم (به ویژه طبقات پایین و متوسط) به طرف سرمایه گذاری است. معمولاً تمام شرکت های بیمه ای که در بخش بیمه زندگی مشغول به فعالیت اند، منابع مالی خیلی مهمی دارند که از محل حق بیمه های دریافتی اشخاص، تأمین می شود. بیمه همچنین با جبران ارزش سهام از دست رفته صاحبان کسب و کار، زیان های مالی و اضطراب را نیز کاهش می دهد. اضطراب می تواند باعث نگرانی های مداوم، افسردگی و حتی فلج در تصمیم گیری ها شود که در امر اقدام به سرمایه گذاری بسیار تأثیرگذار است. بنابراین اضطراب در هنگام خلاقیت و کارآفرینی، پیامد های منفی از جمله از دست دادن زندگی، سلامت و دارایی های مالی را خواهد داشت که از طریق خرید بیمه تا حدود زیادی می توان بر این حوادث ناخوشایند فایق آمد. بیمه با ایجاد امنیت مالی باعث تشویق و تحریک پس اندازها به سمت سرمایه گذاری می شود و با تسهیل در فعالیت های تجاری، بازرگانی و کارآفرینی مؤثر، باعث بهبود وضعیت تجارت و رشد اقتصادی می شود.

همچنین شرکت های بیمه در بازارهای مالی می توانند مشکل اطلاعات نامتقارن را کاهش دهند. این شرکت ها انگیزه اقتصادی زیادی برای جمع آوری اطلاعات جایگزین بنگاه ها، پروژه ها و مدیران دارند؛ زیرا تعیین سطوح ریسک آنان پیش از تعیین میزان حق بیمه، از اهمیت بسیار زیادی برای شرکت های بیمه برخوردار است (Antzoulatos et al., 2007).

در کشورهای توسعه یافته، حجم تجارت بیمه زندگی، بخش قابل توجهی (بیش از ۵۰ درصد) از حجم تجارت صنایع بیمه را به خود اختصاص می دهد، به طوری که تنها بخشی از حق بیمه های دریافتی حاصل از فروش بیمه زندگی به منظور تعهدات جاری به صورت نقد نگهداری شده و بخش عظیم این حق بیمه ها، قابل به کارگیری برای فعالیت های سرمایه گذاری و کسب درآمد می باشد

که، هم به تقویت فعالیت های اقتصادی کمک کرده و هم، بازدهی قابل توجهی را برای انجام تعهدات مؤسسات بیمه در آینده فراهم می کند (پیکارچو و همکاران، ۱۳۹۰).

در واقع در جوامع امروزی، مدرنیته کردن ساختارهای اقتصادی بدون یک برنامه سرمایه گذاری درست امکان پذیر نمی باشد، به این دلیل که سرمایه گذاری از جمله مهم ترین عوامل در رشد اقتصادی است. تنها از طریق محاسبات و ارزیابی های اساسی منابع مادی و انسانی در دسترس می توان به این مهم دست یافت. لذا فعالیت های بیمه ای از طریق مدیریت ریسک (یعنی جمع آوری عوامل و فاکتورهای مورد نیاز برای اطمینان از انجام تعهدات و کنترل ریسک)، نقش مهمی در این زمینه بر عهده خواهد داشت (بشیر خداپرستی، ۱۳۸۹).

باید خاطر نشان نمود که در اصل، وظیفه بیمه پیشگیری از خطر و جلوگیری از آن نیست، بلکه جبران ضرر ناشی از حوادث غیر مترقبه است. به طور کلی، صنعت بیمه از طریق کانال های بهره مندی از شناسایی، تقویت و مدیریت ریسک، تقویت مدیریت مالی شرکت ها، بهبود مدیریت ریسک افراد، تثبیت زندگی شخصی و خانوادگی، مدیریت بدهی های جبران مالی و بهبود اعتبار برای کل جامعه، رشد اقتصادی را شتاب می بخشد. نظریه های بیان شده در ارتباط با موضوع تأثیر صنعت بیمه بر رشد اقتصادی، افزایش سهم بخش بیمه در کل بخش مالی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته و پیوندهای روزافزون بین بخش های بیمه و دیگر بخش های مالی، که بر نقش احتمالی شرکت های بیمه در رشد اقتصادی تأکید دارند (Rule, 2001)، که اخیراً موضوع مطالعه پژوهشگران صنعت بیمه بوده است.

تحقیقات نظری در این خصوص عمدتاً از طریق دو دیدگاه انجام شده است: دیدگاه طرف عرضه و دیدگاه طرف تقاضا. از دیدگاه عرضه، مؤسسات مالی غیر بانکی، اغلب اثرات خارجی مثبت دارند که می تواند به تحریک نوآوری و افزایش رشد اقتصادی منجر شود. علاوه بر این، دیدگاه طرف تقاضا به این معنا است که رشد اقتصادی واقعی، تغییرات عمیقی را بر اقتصاد و جامعه تحمیل می کند؛ یعنی این تغییرات شامل تغییرات در ارتباط بین گسترش ریسک و انتقال در ساختار جمعیت، سطوح درآمد و غیره است. همه اینها بدون شک الزامات جدیدی را برای تنوع ریسک و به ویژه خدمات مربوط به بیمه ایجاد می کنند.

در ادامه این بخش، ابتدا ادبیات تجربی مربوط به رابطه میان بیمه های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی بیان می شود. سپس خلاصه ای از نتایج کلی این مطالعات ارائه می گردد.

وارد و زوربروگ (Ward and Zurbruegg, 2000)، رابطه علی بین رشد فعالیت های بیمه و رشد اقتصادی در ۹ کشور عضو OECD را طی سال های ۱۹۹۶-۱۹۶۱ بررسی نموده اند. آنها از تولید ناخالص داخلی واقعی، به عنوان معیار اندازه گیری فعالیت های اقتصادی و از

حق بیمه های سالیانه واقعی، برای اندازه گیری فعالیت های بیمه ای و از روش VAR دو متغیره برای آزمون علیت گرنجری استفاده نموده اند. مؤلفین نتیجه می گیرند که رابطه علی بین بیمه و رشد اقتصادی در بین کشورها، بسیار متفاوت است. آنها این تفاوت را به عوامل مختلف مختص هر کشور نظیر وضعیت فرهنگی، مقررات، محیط سیاسی، بهبود عملیات واسطه گری در بخش مالی و ... نسبت می دهند.

وب و همکاران (Webb et al., 2002)، اثر عملیات بانکی و بیمه را بر افزایش سرمایه و تولید در ۵۵ کشور مختلف در بین سال های ۱۹۸۰-۱۹۹۶ مورد بررسی قرار داده اند. در این تحقیق، متغیر بیمه زندگی و غیرزندگی به وسیله سهم حق بیمه دریافتی از تولید ناخالص داخلی اندازه گیری شده است. در برآورد اول، آنها از روش حداقل مربعات معمولی و در برآورد دوم، از روش معادلات هم زمان با استفاده از حداقل مربعات سه مرحله ای استفاده نموده اند. نتیجه برآورد اول، با در نظر گرفتن متغیرهای مالی برونزا، نشان دهنده اثر مثبت توسعه بانکی بر رشد اقتصادی است، درحالی که متغیر بیمه، اثر معنی داری ندارد. نتایج معادلات همزمان، با فرض رابطه درونزا بین فعالیت های مالی و رشد اقتصادی، نشان می دهد که سطح بالای عملیات بانکی و حق بیمه زندگی دریافتی بالا، به نرخ بالای رشد اقتصادی منجر می شود. در مورد رابطه این متغیرها در جهات دیگر، رشد اقتصادی بر ضریب نفوذ بیمه زندگی اثر می گذارد، درحالی که این امر در مورد عملیات بانکی، زیاد قابل پیش بینی نمی باشد. در مقابل، هیچ رابطه ای بین بیمه های غیرزندگی و رشد اقتصادی در جهات مختلف وجود ندارد.

آدامز و همکاران (Adams et al., 2005)، رابطه تاریخی پویایی را بین عملیات بانکی، بیمه و رشد در کشور سوئد طی دوره ۱۸۳۹-۱۹۹۸ بررسی نموده اند. در این پژوهش، توسعه بیمه (زندگی و غیرزندگی) به وسیله حق بیمه دریافتی سالانه اندازه گیری شده است. آنها از داده های سری زمانی و آزمون های اقتصادسنجی برای بررسی هم جمعی و علیت گرنجری استفاده کرده اند. نتایج نشان می دهد که توسعه بانکی (نه توسعه بیمه)، باعث رشد اقتصادی در قرن ۱۹ شده است؛ در حالی که در قرن بیستم، این رابطه معکوس بوده است. لذا چنین به نظر می رسد که توسعه فعالیت های بیمه ای، بیشتر به وسیله رشد اقتصادی ایجاد شده است.

هایس و سومگی (Haiss and Sümegi, 2008)، ارتباط بین بیمه و رشد اقتصادی را به روش پنل دیتا برای ۲۹ کشور عضو اتحادیه اروپا در بین سال های ۲۰۰۵-۱۹۹۲ انجام داده اند. آنها از روش حداقل مربعات معمولی بر مدل پنل دیتای نامتوازن با اثرات ثابت زمانی و کشوری استفاده نموده اند. نتایج حاکی از این است که بیمه زندگی در کشورهای EU-15، سوئیس، نروژ و ایسلند بر

تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت معنی دار، و بیمه غیرزندگی در اروپای شرقی و مرکزی، اثر بزرگتری داشته است.

هان و همکاران (Han et al., 2010)، رابطه بین توسعه بیمه و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم یافته برای 77 کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۴ بررسی کرده و از چگالی بیمه جهت اندازه گیری توسعه بیمه استفاده کرده اند. آنها نتیجه گرفتند که توسعه بیمه بر رشد اقتصادی تأثیری مثبت، و برای کشورهای در حال توسعه، توسعه بیمه عمومی، زندگی و غیرزندگی در مقایسه با کشورهای توسعه یافته، نقش مهم تری در رشد اقتصادی دارد.

کوزوسکی (Kjosevski, 2011)، در مطالعه ای تجربی، تأثیر بیمه بر رشد اقتصادی کشور مقدونیه را، طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ بررسی، و توسعه بیمه را توسط ضریب نفوذ بیمه (کل، زندگی و غیرزندگی) اندازه گیری کرده است. نتایج حاصل از روش حداقل مربعات معمولی در این پژوهش، نشان داده که توسعه بیمه به طور مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی تأثیر می گذارد. همچنین بیانگر رابطه مثبت و معنی داری بیمه غیرزندگی و بیمه کل با رشد اقتصادی بوده و اثر بیمه زندگی بر رشد اقتصادی منفی برآورد شده است.

یانگ و همکاران (Yang et al., 2015)، با استفاده از یک مدل رگرسیون آستانه ای پانلی، رابطه غیرخطی بین توسعه اقتصادی و بیمه زندگی در ۱۰ کشور آسیایی را از سال ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۸ بررسی کرده اند. نتایج نشان می دهد که یک سطح آستانه پهنه وجود دارد. همچنین، هنگامی که تولید ناخالص داخلی بالاتر از مقدار آستانه است، تأثیر مثبت رشد تولید ناخالص داخلی در توسعه بیمه زندگی به وضوح قابل توجه تر از زمانی است که از مقدار آستانه پایین تر است. علاوه بر این، این مطالعه نشان می دهد که توسعه مالی، نرخ بهره و پس انداز بر توسعه بازار بیمه زندگی تأثیر مثبت می گذارد.

اولایونگبو (Olayungbo, 2015)، رابطه نامتقارن غیرخطی بین بیمه و رشد اقتصادی در نیجریه را بررسی نموده، و نتایج حاکی از وجود اثرات نامتقارن در بازار بیمه نیجریه است. نتایج مربوط به تابع های عکس العمل آنی و تجزیه واریانس نشان می دهد که در بلندمدت یک رابطه معنی دار قوی بین تولید ناخالص داخلی بالا و حق بیمه پایین وجود دارد.

هوئی و زین (Hui and Xin, 2017)، ارتباط پویا بین توسعه بیمه و رشد اقتصادی را در ۱۱ شهر ساحلی چین بررسی کرده اند. نتایج نشان داده که مطمئناً رشد بیمه، تأثیر مثبتی بر توسعه اقتصادی منطقه ساحلی داشته و قانون بازدهی نهایی نزولی در اغلب موارد برقرار است.

صفری و همکاران (۱۳۹۰)، در پژوهشی با به کارگیری روش داده های تابلویی، به بررسی رابطه میان توسعه بخش بیمه و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۰۰-

۱۹۷۶ پرداخته اند. براساس نتایج حاصله ملاحظه گردید که رابطه معنی دار و مثبتی بین متغیرهای پژوهش و رشد اقتصادی برقرار، و با افزایش ضریب نفوذ بیمه، رشد اقتصادی در کشورهای مورد نظر، با افزایش مواجه بوده است.

جهانگرد (۱۳۹۰)، با تمرکز بر مدل رشد اقتصادی و مدل فرضیه حذف، به بررسی آزمون علیت رابطه رشد اقتصادی و رشد بیمه و همچنین نقش و اهمیت بخش بیمه در اقتصاد ایران با استفاده از داده های دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ پرداخته است. برای این منظور، از آزمون رابطه علیت تودا و یاموتا استفاده کرده و برای روش داده- ستانده از داده های جداول داده- ستانده سال های ۱۳۶۵ و ۱۳۸۰ که در قالب ۱۸ بخش تجمیع شده است، استفاده کرده اند. بر اساس نتایج به دست آمده از تحقیق، رابطه حق بیمه در ایران با رشد اقتصادی، رابطه یک طرفه و از سوی حق بیمه به سمت رشد اقتصادی را نشان داده که این رابطه، ناشی از حق بیمه های غیرزندگی بوده است و رابطه ای بین رشد اقتصادی و رشد بیمه های زندگی را تأیید نکرده اند. از منظر اهمیت بخش بیمه در اقتصاد ایران، مطابق جدول سال های ۱۳۶۵ و ۱۳۸۰ و در اثر حذف بخش بیمه، نتایج تحقیق ایشان، حاکی از کلیدی نبودن این بخش در اقتصاد ایران بوده است. اما ادعان داشتند که در سال ۱۳۸۰ در اثر حذف بخش بیمه، نسبت به سال ۱۳۶۵ درصد بیشتری از تولید در اقتصاد از دست رفته است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، رابطه تجربی بین توسعه بیمه های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی را در ایران، با استفاده از روش ARDL، رهیافت آزمون کرانه ها و داده های دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۸ بررسی کرده اند. نتایج مطالعه آنها، نشان دهنده وجود رابطه هم جمعی میان متغیرهای تحقیق، و حاکی از این بوده که بیمه زندگی در کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر معنی داری بر رشد اقتصادی نداشته است، ولی بیمه غیرزندگی در کوتاه مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تأثیر معنی داری داشته است. همچنین یافته های تحقیق، در بلندمدت، یک رابطه علی یک طرفه از توسعه بیمه غیرزندگی به رشد اقتصادی را نشان داد، ولی رشد اقتصادی، علت گرنجری توسعه بیمه های زندگی و غیرزندگی نیست.

کاردگر و احراری (۱۳۹۱)، اثر بیمه ی زندگی بر تولید ملی مبنی بر رویکرد توسعه انسانی را بررسی کردند. آنها از شاخص توسعه انسانی، به عنوان یکی از شاخص های توسعه ای برای ارزیابی تأثیر بیمه های زندگی بر تولید ملی، استفاده کرده و روابط علی بین آنها را با استفاده از روش علیت GMDH تبیین و تحلیل نموده اند. آنها نتیجه گرفتند که یک علیت غیرخطی دوطرفه بین شاخص توسعه انسانی و سرانه بیمه زندگی برای کشور ایران وجود دارد، اما علت غیرخطی از سرانه بیمه زندگی به شاخص توسعه انسانی قوی تر از حالت عکس آن است. به عبارت دیگر، رشد سرانه بیمه

زندگی، علت رشد شاخص توسعه انسانی است. نتایج این آزمون در ۸ کشور دیگر، علت غیر خطی دو طرفه را بین این دو متغیر نشان داده، اما برای کشورهای آمریکا، انگلیس و ژاپن، همانند ایران علت غیر خطی از سرانه بیمه زندگی به شاخص توسعه انسانی قوی تر از حالت عکس آن بوده و برای کشورهای فرانسه، آلمان، چین، هند و ترکیه علت غیر خطی از شاخص توسعه انسانی به سرانه بیمه زندگی قوی تر از حالت عکس آن است.

صفرزاده و جعفری (۱۳۹۲)، ارتباط غیر خطی بین ضریب نفوذ بیمه و درآمد سرانه را با استفاده از داده های تلفیقی ۷۰ کشور با درآمدهای پایین، متوسط، متوسط به بالا و بالا در طول دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۰، به شکل منحنی های «S» و روش حداکثر راست نمایی برآورد کرده اند. نتایج آزمون آنها نشان می دهد که حساسیت بیمه زندگی به درآمد، نسبت به سایر رشته های بیمه بیشتر است، بدین صورت که کمینه ضریب نفوذ بیمه زندگی از کمینه سایر رشته ها کمتر و بیشینه آن از سایر رشته ها بالاتر برآورد شده است. یعنی ضریب نفوذ بیمه زندگی در سطح درآمدی بالاتری نسبت به سایر رشته ها به بیشینه خود می رسد. این نتایج، پایین بودن نقش بیمه زندگی در کل صنعت بیمه کشورهای با درآمد پایین را توجیه می کند. این پژوهشگران بیان می کنند که در کشورهای با درآمد پایین و متوسط که ضریب نفوذ تمام رشته های بیمه ای پایین تر از متوسط جهانی است، وضعیت بیمه زندگی بدتر از سایر رشته ها است و مردم با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی و فرهنگی، رغبت کمتری نسبت به این نوع بیمه ها دارند. از طرف دیگر، در کشورهای با درآمد سرانه بالا که بالاترین ضرایب نفوذ بیمه مربوط به آنها می باشد، نقش بیمه زندگی در صنعت بیمه آنها پررنگ تر، و در نتیجه در این کشورها، ضریب نفوذ برآورد شده برای بیمه های زندگی، بیشتر از سایر رشته ها است.

موحدمنش (۱۳۹۴)، تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار داده، و نتایج حاصل از یافته های روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در چارچوب داده های سری زمانی پویا، نشان دهنده اثر مثبت ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی ایران بوده است.

محقق زاده و همکاران (۱۳۹۶)، تأثیر بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی ۵۴ کشور را با استفاده از یک الگوی پویای پانل بررسی نموده اند. نتایج حاکی از آن است که توسعه بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، تأثیر مثبت دارند، همچنین به دلیل سطح درآمد سرانه پایین کشورهای در حال توسعه، تأثیر بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی آنها، بیشتر از کشورهای توسعه یافته است.

تبیین رابطه علیت بیمه های زندگی و غیرزندگی به عنوان رشته های صنعت بیمه و در واقع از اجزای سیستم مالی، با توسعه تولید ناخالص داخلی، همواره مورد بحث اقتصاددانان بوده است. پیشینه مطالعات در این رابطه، نشان می دهد که بیمه زندگی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، یا اثر نداشته است یا اثر آن، منفی بوده است. در مقابل، بیمه غیرزندگی بر رشد اقتصادی این کشورها، اثر مثبتی داشته است. این در حالی است که، در کشورهای توسعه یافته، اثر بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی این کشورها، مثبت بوده است، با این تفاوت که میزان استفاده و اثرگذاری بیمه زندگی بیشتر از بیمه غیرزندگی بوده است. این تضادها بیانگر آن است که تفاوت ساختاری کشورها، می تواند در استفاده از بیمه، دخیل باشد. به نظر می رسد در کشورهای که پیشرفت اقتصادی بالایی دارند، ریسک انجام فعالیت هایی که تحت پوشش بیمه های غیرزندگی قرار می گیرند، کم می باشد. در نتیجه، رغبت به استفاده از بیمه های غیرزندگی، کمتر از بیمه های زندگی است؛ اما در کشورهای در حال توسعه، شرایط برای این گونه از فعالیت ها، با چنین سطح اطمینان بالایی مهیا نیست و در بسیاری از موارد، نه به دلخواه، بلکه شاید به اجبار، بیمه های غیرزندگی را مورد استفاده قرار داده اند. به هر حال، برای بهبود وضعیت صنعت بیمه و به دنبال آن، بهبود رشد اقتصادی در ایران، به عنوان کشوری در حال توسعه، ابتدا باید چگونگی تأثیر بخش های مختلف بیمه بر رشد اقتصادی، به طور دقیق بررسی شود و سپس راهکارهای توسعه اقتصادی ارائه گردد.

به طور کلی، نتایج مطالعات تجربی نشان می دهد که تأثیر بیمه بر رشد اقتصادی در دوره های زمانی و کشورهای مختلف، متفاوت می باشد. در برخی از این مطالعات، بیمه بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد. در مقابل، در برخی دیگر بیمه بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. یا اینکه در برخی از مطالعات، بیمه تأثیر معنی داری بر رشد اقتصادی ندارد. نتایج متفاوت مطالعات موجود در زمینه ارتباط بین صنعت بیمه و رشد اقتصادی، رابطه غیرخطی بین بیمه های زندگی و غیرزندگی و تولید ناخالص داخلی را مطرح می کند. بر این مبنا، در پژوهش حاضر از طریق ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی، نحوه اثرگذاری این بیمه ها بر رشد اقتصادی کشور، مورد تحلیل قرار می گیرد.

۳. تصریح مدل و روش انجام پژوهش

مدل های غیرخطی، هم در بین مدل های اقتصاد کلان و هم، مدل های مالی (سیاست گذاری) جایگاه محکمی به دست آورده اند. تقریب خطی به مدل های غیرخطی اقتصادی، خدمت شایانی به سیاست گذاران اقتصادی کرده، اما در بسیاری از موارد، استفاده از شاخص های غیرخطی مفیدتر است. مدل های اقتصادسنجی غیرخطی را می توان به دو دسته گسترده تقسیم کرد.

اولین گروه، شامل مدل هایی است که روندهای خطی، جایگاه خاصی در میان آنها ندارند. مدل های عدم تعادل (Fair and Jaffee, 1972)، یکی از این موارد می باشد.

دسته دوم، شامل چندین مدل متداول است که روندهای خطی را نیز در بر می گیرند. مدل رگرسیونی تغییر وضعیت^۱، انواع مدل های تغییر وضعیت مارکوف^۲ و مدل رگرسیون انتقال ملایم^۳، نمونه ای از مدل های متعلق به این دسته می باشند. در این پژوهش، به بررسی تأثیر بخش بیمه بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل سازی غیرخطی سری زمانی اقتصادی رگرسیون انتقال ملایم تمرکز شده است. از جمله مزایای استفاده از مدل STR آن است که این امکان را فراهم می کند که رابطه بین ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی با رشد اقتصادی، به وضعیت سیستم اقتصادی بستگی یابد؛ یعنی روابط بین متغیرها بر حسب شرایط سیستم اقتصادی موجود دارای چندین رژیم باشد و معادله تعدیل پویا بین آنها می تواند ثابت نباشد و به رژیم و وضعیتی بستگی پیدا کند که اقتصاد در آن قرار دارد. در ضمن، این مدل سرعت انتقال رژیم ها را نیز نشان می دهد. همچنین نیازی به بررسی جداگانه شکست های ساختاری وجود ندارد، زیرا به صورت درونزا توسط مدل مشخص می شوند.

۱-۳. تصریح مدل غیرخطی سری زمانی رگرسیون انتقال ملایم (STR)

نظریه های اقتصادی اغلب بیان می کنند که مقادیر متغیرهای خاص و تعیین کننده اقتصادی، اگر از یک بعد زمانی در بعد دیگری از زمان قرار گیرند و به عبارت دیگر، اگر متغیرها در رژیم های مختلفی جای گیرند، رفتارهای اقتصادی متفاوتی صورت خواهد گرفت. اولین تلاش برای مدل سازی چنین پدیده هایی، با استفاده از مدل تغییر وضعیت گسسته ارائه شد، که در آن، تعداد محدودی از رژیم های مختلف فرض شده بود. ابزار مرکزی این دسته از مدل ها، متغیر تغییر وضعیت است. انتقال ملایم بین رژیم ها اغلب آسان تر و واقع گرایانه تر از تغییر وضعیت های ناگهانی است. در واقع، مدل رگرسیون انتقال ملایم، یک مدل رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می توان آن را به عنوان یک شکل توسعه یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت که توسط باکون و واتس (Bacon and Watts, 1971) معرفی شده، تلقی کرد. آنها دو خط رگرسیونی را مطرح کردند و مدلی را ارائه نمودند که در آن، انتقال از یک خط به خط دیگر، به طور ملایم و پیوسته صورت می گیرد.

مادالا (Maddala, 1977)، یک تابع لجستیک را به عنوان تابع انتقال پیشنهاد کرده و پس از آن، این تابع به یک معیار متداول تبدیل شده است. در متون سری زمانی، گرنجر-تراسورتا (Granger)

-
1. Switching Regression Model
 2. Markov-Switching Models
 3. Smooth Transition Regression Model

(and Terasvirta, 1993)، برای نخستین بار به تشریح و پیشنهاد مدل رگرسیون انتقال ملایم در مطالعات خود پرداختند که شکل استاندارد مدل به صورت زیر است:

$$y_t = a + \phi' z_t + \theta' z_t G(s_t, \gamma, c) + u_t = a + \{\phi z_t + \theta z_t G(s_t, \gamma, c)\} x_t + u_t \quad (1)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$$G(s_t, \gamma, c) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^k (s_t - c_t)\right\}\right)^{-1}, \gamma > 0 \quad (2)$$

که در آن، y_t متغیر وابسته، a عرض از مبدأ و $z_t = (w_t', x_t')$ بردار متغیرهای توضیحی است که ضرایب متغیرها دیگر ثابت نبوده و تابعی از s_t و حاوی وقفه های متغیرهای وابسته و مستقل است، یعنی $w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ ، که p برابر وقفه بهینه خودرگرسیونی متغیر وابسته، و $x_t = (x_{t1}, \dots, x_{kt})$ که شامل k متغیر مستقل، $\phi' = (\phi_1, \dots, \phi_p)$ بردار ضرایب خطی و $\theta' = (\theta_1, \dots, \theta_p)$ بردار ضرایب غیرخطی، همچنین t حجم نمونه مورد مطالعه، u_t جزء اخلال است و فرض می شود شرط $u_t \equiv iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می کند. s_t متغیر انتقال^۱ است که می تواند هر کدام از متغیرهای توضیحی یا وقفه ای از متغیر وابسته باشد، c پارامتر حد آستانه ای^۲ متغیر انتقال است، یعنی جایی که انتقال در آن اتفاق می افتد، γ پارامتر یکنواختی (شیب)^۳ است و سرعت انتقال بین رژیم ها را نشان می دهد. $G(s_t, \gamma, c)$ تابع انتقال^۴ مداوم که معمولاً کراندار و بین صفر و یک محدود است.

متداول ترین صورت های کاربردی تابع انتقال عبارتند از:

$$1. \text{ LSTR1 Model: } G_1(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))\}^{-1} \quad (3)$$

در رابطه (۲)، بیشترین حالت های ممکن برای k ، $k = 1$ و $k = 2$ است. زمانی که $k = 1$

است، پارامترهای $\phi + \theta G(s_t, \gamma, c)$ به طور یکنواخت به صورت تابعی از s_t ، از مقادیر ϕ تا $\phi + \theta$ تغییر می کند و به صورت رابطه (۳) نوشته می شود. مدل LSTR1^۵ تابع انتقال G_1 ، تابع لجستیک با یک بار تغییر رژیم و افزایش یکنواختی از متغیر انتقال s_t است. همچنین $G_1(s_t, \gamma, c) = 0.5$ است. بنابراین موقعیت پارامتر c (نقطه انتقال)، بین دو حد آستانه ای رژیم ها است، جایی که $\lim_{s_t \rightarrow \infty} G_1 = 0$ و $\lim_{s_t \rightarrow -\infty} G_1 = 1$ می باشد. پارامتر شیب $\gamma > 0$ ، یک

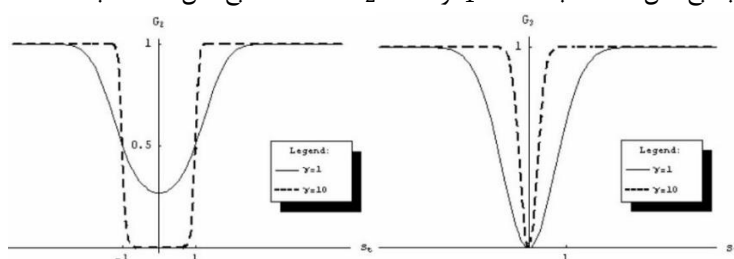
-
1. Transition variable
 2. Threshold parameter
 3. Slope parameter
 4. Transition function
 5. Logistic Smooth Transition Regression 1

محدودیت تعیین کننده در شناسایی موقعیت نقطه c است و نشان می دهد که چگونه سرعت انتقال G_1 ، از 0 به 1 اتفاق می افتد. در شکل (۱:الف) نموداری که $\gamma = 1$ به عنوان یک مقدار متوسط است، انتقالی آهسته را ایجاد می کند، در حالی که روند تابع با $\gamma = 10$ بسیار سریع تر تغییر می کند.

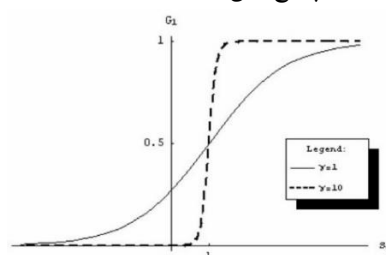
هنگامی که $\gamma \rightarrow \infty$ تابع G_1 اگر $S_t > c$ باشد، حد آستانه ای 0 و اگر $S_t < c$ باشد، حد آستانه ای 1، و در نتیجه رابطه (۱) به تابع رگرسیون تغییر وضعیت، به ترتیب، به سمت دو حد آستانه ای $y_t = z_t(\varphi') + u_t$ و $y_t = z_t(\varphi' + \theta') + u_t$ همگرا می شود. هنگامی که $\gamma \rightarrow 0$ تابع G_1 ثابت و برابر 0.5 خواهد بود. در این حالت، رابطه (۱) به تابع رگرسیون خطی ساده تبدیل می شود.

شکل ۱. توابع انتقال سری زمانی مدل STR

الف: تابع انتقال LSTR1 با $c = 1$ ب: تابع انتقال LSTR2 با $c_1 = -1$ و $c_2 = 1$



پ: تابع انتقال ESTR با $c = 0$



$$2. \text{LSTR2 Mode: } G_2(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp(-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2))\}^{-1} \quad (4)$$

در صورتی که $k = 2$ باشد، مدل LSTR2 یا مدل ESTR انتخاب می شود که پارامترهای $\varphi + \theta G(s_t, \gamma, c)$ به صورت قرینه اطراف نقطه میانی $(c_1 + c_2)/2$ تغییر می کنند. تابع

لجستیک درجه دوم در مدل LSTR2^۱ با دو بار تغییر رژیم، یک تابع انتقال غیریکنواخت است که بخصوص در مورد تعیین تغییر وضعیت های مجدد مفید است. G_2 در نقطه $(c_1 + c_2)/2$ و $\lim_{s_t \rightarrow \infty} G_2 = 1$ متقارن بوده، و هیچ وقت صفر نخواهد بود و مقدار حداقل آن 0.5 است. دو مثال از عملکرد G_2 با مقادیر مختلف پارامتر γ ، در شکل (۲:ب) ملاحظه می شود.

$$3. \text{ESTR Model: } G_3(s_t, \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c))^2 \quad (5)$$

گاهی اوقات، مقادیر کوچک مطلق در تابع انتقال نسبت به مقادیر کوچک وابسته در تابع انتقال مطلوب تر است. مدل ESTR^۲ با یک تابع انتقال نمایی، با شرایط فوق و $c = 0$ مطابقت دارد. عملکرد G_3 در نقطه c غیریکنواخت (غیرمنتظره و ناگهانی) و متقارن است.

هر دو مدل LSTR2 و ESTR قادر به تغییر وضعیت هستند، اما سرعت تغییر وضعیت و مکان در آنها متفاوت است. از شکل (1) می توان نتیجه گرفت که برای مقادیر بزرگ γ ($\gamma = 10$)، انتقال s_t از مقدار 1 به 0 و بازگشت به مقدار 0 در مدل ESTR نسبت به مدل LSTR2 بسیار سریع تر است، همچنین در مدل LSTR2، زمانی که فاصله بین c_1 و c_2 بیشتر است، این تغییر وضعیت به وضوح می تواند کندتر صورت گیرد.

۳-۲. آزمون عدم خطی بودن STR

$$G_i^* = \begin{cases} G_i - 0.5 & i = 1, 2 \\ G_i & i = 3 \end{cases} \quad (6)$$

طبق این تعریف، بدیهی است که تابع انتقال $G_i^* = 0$ خواهد بود، اگر پارامتر شیب یعنی $\gamma = 0$ باشد. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل یعنی $H_0: \gamma = 0$ در مقابل فرضیه $H_1: \gamma > 0$ ، یا $H_0: \theta = 0$ در مقابل فرضیه $H_0': \theta \neq 0$ برای مدل باید آزمون شود. اما مشکلی که وجود دارد، این است که این مدل تناوب ها را شناسایی می کند، اما ضرایب مدل تحت فرضیه صفر را شناسایی نمی کند. یعنی پارامترهای c و θ در مدل تحت فرضیه H_0 ارائه نشده است. در نتیجه آزمون های نسبت راست نمایی، ضریب لاگرانژ و آزمون والد، بسط توزیع های استاندارد خود را تحت فرضیه H_0 قرار نداده و نمی توانند از این آزمون ها برای تخمین درستی از پارامترهای c و θ استفاده کنند. برای غلبه بر این مشکل لووکونن، سایکونن و تراسورتا (Luukkonen, Saikkonen and Terasvirta, 1998)، تابع انتقالی همراه با بسط تیلور را به ترتیب

-
1. Logistic Smooth Transition Regression 2
 2. Exponential Smooth Transition Regression

خاصی جایگزین کردند. دستور بسط تیلور در $\gamma = 0$ برای تابع لجستیک G_1^* به عنوان یک چندجمله ای از متغیر انتقال S_t را به صورت زیر می نویسیم:

$$T_1 = a_0 + a_1 + R_1(s_t, \gamma, c)$$

بعد از جایگذاری T_1 به جای G_1^* در تعریف (۶)، دستور زیر حاصل می شود:

$$y_t = \beta_0' z_t + \beta_1'(z_t s_t) + u_t^* \quad t = 1, 2, \dots, T$$

در بسیاری از موارد برای جلوگیری از بازخورد قدرت کم این معادله، از چند جمله ای درجه سوم تقریب تیلور استفاده می شود که به صورت رگرسیون کمکی زیر می باشد:

$$y_t = \beta_0' z_0 + \beta_1'(z_t s_t^1) + \beta_2'(z_t s_t^2) + \beta_3'(z_t s_t^3) + u_t^* \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

در این مدل بر اساس فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل، تمامی پارامترهای متغیرهای آن صفر هستند، یعنی $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ می باشد، که از طریق آماره ضریب لاگرانژ یا نسبت F آزمون می شود.

۳-۳. خصوصیات مدل و انتخاب نوع آن

با رد فرضیه H_0 ، گام بعدی، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل غیر خطی است. نحوه انتخاب متغیر انتقال از نظر تئوری های اقتصادی کامل مشخص نیست. تراسورتا (Terasvirta, 1998) آزمون فرضیه ی صفر مبنی بر خطی بودن را برای هر کدام از متغیرهای انتقالی احتمالی، پیشنهاد می کند، که گزینه های انتخابی برای متغیر انتقال، معمولاً متغیرهای توضیحی و روند زمانی هستند. اگر فرضیه صفر برای بیش از یک متغیر رد شود، متغیری که از لحاظ خطی بودن به قوی ترین شکل رد شود (به عنوان مثال: کمترین مقدار $p-value$ را داشته باشد)، به عنوان متغیر انتقال انتخاب می شود.

باید تأکید کرد در این روش، نمی توان سطح معنی داری آزمون خطی بودن را به صورت کلی و یکجا، کنترل کرد. یعنی باید چندین آزمون فردی انجام شود و با مقایسه آنها قوی ترین آزمون را انتخاب کرد. با انتخاب متغیر انتقال، گام بعدی در روند مدل سازی، انتخاب تابع انتقال است. قاعده تصمیم گیری برای انتخاب تابع انتقال، بر اساس آزمون های متوالی از فرضیه های تودرتو به ترتیب زیر، بر رگرسیون چند جمله ای کمکی رابطه (۹) صورت می گیرد:

$$H_{04}: \beta_3 = 0 \quad (8)$$

$$H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$$

این فرضیه ها، به ترتیب با توالی از آزمون های F به نام های آزمون F_4 ، F_3 و F_2 می شوند. فرضیه های صفر در این آزمون ها مبنی بر خطی بودن مدل است. اگر فرضیه H_{03} به قوی ترین شکل رد شود، مدل LSTR2 یا مدل ESTR انتخاب می شود. در عمل معمولاً مدل LSTR2 انتخاب می شود. اما بعد از برآورد فرضیه H_{03} ، فرضیه $C_1 = C_2$ ، مورد آزمون قرار می گیرد و در صورتی که نتوان آن را رد کرد، انتخاب مدل LSTR2 بهتر است، در غیر این صورت، باید مدل ESTR انتخاب شود. در مورد فرضیه های H_{04} یا H_{02} هم می توان گفت که اگر به قوی ترین شکل رد شوند، مدل LSTR1 به عنوان مدل مناسب انتخاب می شود.

۳-۴. تخمین و برآورد مدل STR

مدل STR بیان شده را معمولاً با روش حداقل مربعات غیرخطی یا روش حداکثر درست نمایی براساس فرض خطا های توزیع شده نرمال، برآورد می کنیم. هر دو روش، در یک نمونه معادل هستند. از روش های بهینه سازی غیرخطی برای به حداکثر رساندن درست نمایی و یا به حداقل رساندن مجموع مربعات باقیمانده استفاده می شود. پارامترهای مدل STR توسط الگوریتم بهینه سازی غیرخطی نیوتن-رافسون^۱ مورد آزمون قرار می گیرند. با تأیید رابطه غیرخطی و انتخاب متغیر انتقال مناسب، قبل از برآورد مدل، باید مقادیر اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب گردد، که انتخاب صحیح این مقادیر، اهمیت زیادی دارد. جستجو برای مقادیر اولیه پارامتر C از طریق یک تقریب خطی و برای پارامتر γ از طریق تقریب خطی-لگاریتمی بر اساس الگوریتم grid^2 انجام می گیرد. برای هر مقدار C و γ مجموع مربعات باقیمانده محاسبه گردیده و مقادیری که حداقل مجموع مربعات را حاصل کنند، به عنوان نقاط برازنده برای شروع انتخاب می شوند.

برای به دست آوردن مقدار بهینه پارامتر γ ، بهتر است که بر مقدار انحراف معیار متغیر انتقال نمونه (در مدل LSTR1) یا واریانس متغیر انتقال نمونه (در مدل های ESTR و LSTR) تقسیم شود. به این ترتیب، مقدار پارامتر شیب به مقادیر دیگر نزدیک تر می شود. در نهایت، پس از برآورد مدل، آزمون های تشخیص ناسازگاری را به منظور تأیید نتایج حاصله انجام می دهیم، که شامل آزمون های عدم وجود خطای خودهمبستگی^۳، آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده^۴ و آزمون

-
1. Newton-Raphson algorithm
 2. Grid algorithm
 3. Test of No Error Autocorrelation
 4. Test of No Remaining Nonlinearity

ثبات پارامترها^۱ است. همچنین آزمون های ARCH-LM جهت بررسی خطای وجود ناهمسانی واریانس ها و Jarque-Bera جهت بررسی نرمال بودن باقیمانده ها صورت می گیرد.

۴. تبیین داده های تحقیق

مطالعه حاضر، در حیطه اقتصاد ایران انجام گرفته است. متغیرهای اصلی مدنظر برونزای این پژوهش، ضریب نفوذ بیمه های زندگی (LLINS) و غیرزندگی (LNLINS) و متغیر درونزای آن تولید ناخالص داخلی (LGDP) در ایران هستند. جهت برآورد صحیح تر مدل، علاوه بر متغیرهای ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی، از متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (LKL) و جمعیت فعال (LBL)، به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است.

همچنین به منظور بررسی دقیق تر متغیرها، از لگاریتم کلیه متغیرها بهره گیری شده، و بررسی خواص داده ها و برآورد مدل به وسیله نرم افزار های EViews9 و JMulTi صورت گرفته است. داده ها و اطلاعات مربوط به مقادیر حق بیمه های زندگی و غیرزندگی از سایت بیمه مرکزی ج.ا.ایران و مقادیر داده های تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، جمعیت فعال و تولید ناخالص داخلی از سایت بانک مرکزی ج.ا.ایران دریافت شده اند. کلیه داده ها نیز طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ و به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۸۳ می باشند.

۴-۱. اندازه گیری ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی

با توجه به اینکه فقط آمار حق بیمه تولیدی بیمه های زندگی و غیرزندگی توسط آمارهای داده های سری زمانی بیمه مرکزی انتشار داده می شود، محاسبه مقادیر ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی را به وسیله نرم افزار Excel 2016 به صورت زیر انجام داده ایم:

$$\text{ضریب نفوذ بیمه زندگی} = \frac{\text{حق بیمه تولیدی بیمه های زندگی}}{\text{شخص قیمت} \times \text{تولید ناخالص داخلی حقیقی}} \times 100$$

$$\text{ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی} = \frac{\text{حق بیمه تولیدی بیمه های غیرزندگی}}{\text{شخص قیمت} \times \text{تولید ناخالص داخلی حقیقی}} \times 100$$

بنابراین در پژوهش حاضر، مقادیر حق بیمه های تولیدی ابتدا بر شاخص قیمت (شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر حسب سال پایه ۱۳۸۳) تقسیم شده، که مقادیر حقیقی آن ها به دست آورده شود، سپس برای اندازه گیری ضریب نفوذ بیمه، بر تولید ناخالص داخلی حقیقی تقسیم، و مقدار حاصله ضرب در ۱۰۰ شده است.

روش دیگر، محاسبه مقادیر ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی، عبارت است از تقسیم حق بیمه تولیدی اسمی بر تولید ناخالص داخلی اسمی. با توجه به اینکه در این حالت، صورت و مخرج کسره های فوق به شاخص قیمت ضرب می شود، مقادیر محاسبه شده قبلی، تغییری نخواهند یافت.

۲-۴. خواص آماری داده ها

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرند. بدین منظور، از آزمون های دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ و ریشه واحد فلیپس-پرون (PP)^۲ بهره برده ایم. نتایج این آزمون ها در جدول (۱) بیان شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فلیپس-پرون

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته		آزمون فلیپس-پرون	
	آماره t	Prob	Adj. t آماره	Prob
LGDP	0.012934	0.9542	-0.250117	0.9233
D(LGDP)	-4.336856*	0.0014	-4.174205*	0.0022
LLINS	-0.033439	0.9497	0.187816	0.9684
D(LLINS)	-3.623235**	0.0101	-7.197773*	0.0000
LNLINS	0.445475	0.9824	0.192726	0.9688
D(LNLINS)	-5.375079*	0.0001	-5.614326*	0.0000
LKL	-1.329933	0.6063	-1.462344	0.5421
D(LKL)	-5.344502*	0.0001	-5.358212*	0.0001
LBL	-0.863265	0.7863	-1.911825	0.3237
D(LBL)	-3.089714**	0.0378	-4.503473*	0.0009

مأخذ: یافته های پژوهش، با استفاده از نرم افزار EViews 9؛

* و ** به ترتیب ارزش احتمال معنی داری در سطوح ۱ و ۵ درصد را نشان می دهند.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron

نتایج جدول فوق، حاکی از آن است که کلیه متغیرهای مدل در سطح غیرمانا و انباشته از درجه یک می باشند. لذا برای حصول اطمینان از دائمی نبودن تأثیر شوک های تصادفی بر متغیرها، وجود رابطه بلندمدت آنها و کاذب نبودن رگرسیون، در پایان تخمین، آزمون ریشه واحد برای باقیمانده ها جهت بررسی مانایی باقیمانده ها انجام می شود.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده ها

در تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، در مرحله اول، وجود رابطه غیرخطی، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم های مدل غیرخطی تعیین می گردد. نتایج برآورد این مرحله از پژوهش، در قالب جدول (۲) ارائه شده است. توجه شود که مقادیر بیان شده در این جدول، مقادیر $p-value$ آماره های F ، F_4 ، F_3 و F_2 ، یعنی به ترتیب، مقادیر H_{04} ، H_{03} و H_{02} هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال مناسب

متغیر انتقال	F	F4	F3	F2	مدل پیشنهادی
LLINS(t)*	0.0005	0.0173	0.0000	0.0010	LSTR2
LNLINS(t)	0.0049	0.6558	0.0063	0.0136	LSTR2
LKL	NAN	NAN	0.0000	0.0209	Linear
LBL	NAN	NAN	0.8550	0.0000	Linear

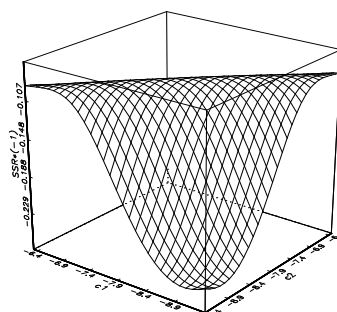
مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi؛ * متغیر انتقال مناسب را نشان می دهد.

طبق نتایج جدول فوق، فرضیه وجود رابطه خطی بین متغیرها با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F کلی، با در نظر گرفتن متغیرهای ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی به عنوان متغیر انتقال، در سطح معنی داری ۱ درصد رد می شود (تأیید رابطه غیرخطی بین متغیرها) و با در نظر گرفتن متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و جمعیت فعال، غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها پذیرفته نمی شود. با تأیید رابطه غیرخطی متغیرهای پژوهش، می توان از مدل های غیرخطی برای بررسی صنعت بیمه استفاده کرد. از آنجا که مدل های غیرخطی، قادرند مقادیر کمینه و بیشینه سیستم های چند متغیره را در روندهای پویا تعیین کنند، با مشخص بودن این مقادیر در صنعت بیمه، می توان عوامل اثرگذار در دوره های اوج و نشیب این صنعت را شناسایی کرده و با تقویت و بهبود این عوامل، باعث پیشرفت صنعت بیمه شد.

در جدول (۲)، کمترین مقدار $p-value$ از میان آماره های F_4 ، F_3 و F_2 ، زمانی که متغیر انتقال ضریب نفوذ بیمه زندگی یا غیرزندگی باشد، مربوط به آماره F_3 بوده، یعنی مدل بهینه غیرخطی انتخابی، مدل لاجستیک با دو بار تغییر رژیم (LSTR2) است. از طرف دیگر، به دلیل کمتر

بودن مقدار p -value آماره F کلی ضریب نفوذ بیمه زندگی (در مقایسه با ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی)، این متغیر به عنوان متغیر انتقال مناسب تر لحاظ گردیده است. با تکیه بر اینکه متغیر انتقال مناسب، ضریب نفوذ بیمه زندگی و مدل غیرخطی انتخابی بر مبنای این متغیر، LSTR2 است، قبل از برآورد مدل، مقادیر اولیه دو حد آستانه ای متغیر انتقال و سرعت انتقال آن در بین رژیم ها، بر اساس الگوریتم grid محاسبه گردیده و یافته به صورت شکل (۲) و جدول (۳) ارائه شده است. در این شکل، قرینه مجموع مربعات باقیمانده ها (به صورت مقادیر منفی)، تابعی از c_1 ، c_2 و γ نشان داده شده و محدوده و فضای c_1 و c_2 مشترک می باشد.

شکل ۲. نمایش برآورد الگوریتم grid در پیدا کردن مقادیر c و γ



مأخذ: یافته های تحقیق حاصل از نرم افزار JMulTi

جدول ۳. برآورد مقادیر اولیه c و γ برای ضریب نفوذ بیمه زندگی

الگوریتم grid			
LLINS(t)	$c_1 = -5.6167$	$c_2 = -4.5698$	$\gamma = 5.9660$

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

حال می توان با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون از روش آزمون حداکثر راست نمایی، الگوی نهایی مدل LSTR2 را بر اساس متغیر انتقال ضریب نفوذ بیمه زندگی برآورد کرد. جدول (۴) و (۵) نتایج آزمون مذکور هستند.

جدول ۴. نتایج تخمین ضرایب متغیرهای مدل پژوهش

ارزش احتمال	آماره t	ضریب	متغیر
-----بخش خطی-----			
0.7323	0.3452	0.47578	CONST
0.0047	-3.0578	-0.12961	LLINS(t)
0.0718	1.8663	0.07742	LNLINS(t)
0.0000	5.0209	0.23342	LKL(t)
0.0000	10.0342	1.01932	LBL(t)
----بخش غیر خطی----			
0.1719	-0.8870	-0.15484	CONST
0.0000	-6.7575	-0.38353	LLINS(t)
0.0000	7.6367	0.51754	LNLINS(t)
HQ= -5.6064	SC= -5.3141	AIC= -5.7738	$\bar{R}^2 = 98$

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

جدول ۵. برآورد مقادیر نهایی c و γ برای ضریب نفوذ بیمه زندگی

الگوریتم Newton-Raphson			
$\gamma = 130.98117$	$C_2 = -6.91611$	$C_1 = -8.98436$	LLINS(t)

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

بخش غیرخطی معادله (۱) را طبق مدل LSTR2 بیان شده در معادله (۴) جایگذاری کرده و بر اساس ارقام جدول (۴) و (۵) مدل کلی STR را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$LGDP_t = (0.47578 - 0.12961LLINS_t + 0.07742LNLINS_t + 0.23342LKL_t + 1.01932LBL_t) + (-0.15484 - 0.38353LLINS_t + 0.51754LNLINS_t) \times \{1 + \exp(-130.98117(LGDP_t - 8.98436)(LGDP_t - 6.91611))\}^{-1}$$

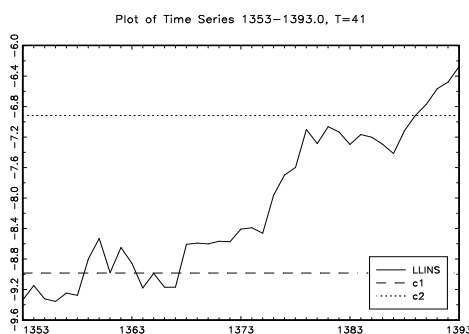
ستون آماره آزمون (ستون $p-value$) مربوط به ضرایب متغیرهای پژوهش، با استفاده از مدل STR در جدول (۴)، آورده شده است. مشاهده می شود که ضریب همه متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری معنی دار است. بنابراین، اثرگذاری کلیه متغیرهای توضیحی مورد استفاده در پژوهش، بر رشد اقتصادی تأیید می گردد. در بخش غیرخطی مدل با محدود کردن این بخش به دو متغیر ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی و حذف دو متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و جمعیت فعال، اثرگذاری غیرخطی تنها برای متغیرهای غیرخطی مدل بررسی شده است. طبق نتایج تخمین که در جدول (۴) ارائه شده، تأثیر خطی مثبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و جمعیت فعال بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران، با سطح معنی داری ۱ درصد، به ترتیب با ضریب اثرگذاری ۰,۲۴ و

۱,۰۲ تأیید می شود. همچنین در هیچ کدام از بخش های خطی و غیرخطی مدل نیز، جزء ثابت، اثرگذار نیست.

۵-۱. بحث و تحلیل ضریب نفوذ بیمه زندگی

مقادیر نهایی حد آستانه ای اول و دوم مدل LSTR2 مربوط به متغیر انتقال ضریب نفوذ بیمه زندگی در جدول (۵)، به ترتیب برابر با ۸,۹۸۴۳۶- و ۶,۹۱۶۱۱- هستند. بنابراین، رژیم اول، قبل از حد آستانه ای اول (مقدار ۸,۹۸-)، رژیم دوم، بین حد آستانه ای اول و دوم (فاصله بین مقادیر ۸,۹۸۴۳۶- و ۶,۹۱۶۱۱) مقدار رژیم سوم، بعد از حد آستانه ای دوم (مقدار ۶,۹۱-) قرار دارد. براساس اطلاعات جدول (۴)، مقدار ضریب نفوذ بیمه زندگی در بخش خطی مدل (رژیم های اول و سوم)، ۰,۱۳- و در بخش غیرخطی مدل (رژیم میانی)، ۰,۳۹- است. در نتیجه، تأثیر ضریب نفوذ بیمه زندگی بر رشد اقتصادی در طی دوره مورد بررسی، در سطح معنی داری ۱ درصد، منفی و معنی دار است؛ اما این اثرگذاری منفی در رژیم های اول و سوم، تقریباً ۳ برابر کمتر از رژیم میانی بوده است. بنابراین، عملکرد ضریب نفوذ بیمه زندگی در رژیم های اول و سوم بهتر بوده است. نمودار زیر، تغییر رژیم ها و حدود آستانه ای ضریب نفوذ بیمه زندگی را نشان می دهد.

نمودار ۱. توصیف دو حد آستانه ای و روند ضریب نفوذ بیمه زندگی طی زمان



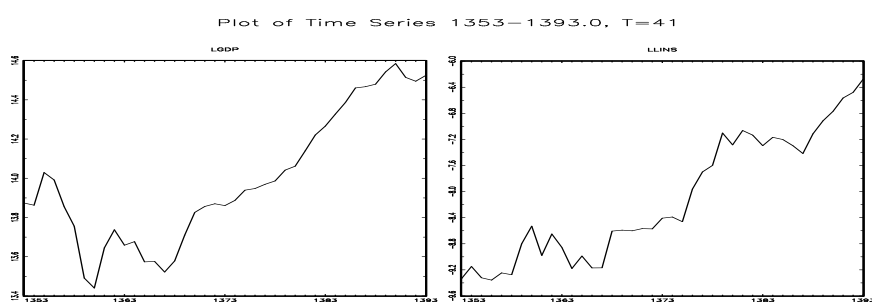
مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

طبق نمودار (۱)، رژیم اول، سال های قبل از ۵۹، رژیم دوم، فاصله اکثر سال های ۵۹ الی ۸۸ و رژیم سوم، سال های بعد از ۸۸ را شامل می شود. با توجه به اینکه، وضعیت فعلی بیمه زندگی (طبق آخرین آمارهای رسمی بیمه مرکزی) در رژیم سوم واقع است، همچنین مقدار ضریب نفوذ بیمه

زندگی در این رژیم بهبود یافته، می توان اظهار کرد که برنامه ریزی طرح های مربوط به حیطه بیمه زندگی، روند صحیحی را دنبال می کند. ادامه این روند به احتمال زیاد، می تواند به اثرگذاری مثبت بیمه زندگی بر رشد اقتصادی منجر گردد.

شیب نمودار ضریب نفوذ بیمه زندگی نیز نشان می دهد که روند صورت گرفته با سرعت خوبی در حال حرکت است. در نمودار (۲)، حرکت ناهمسوی ضریب نفوذ بیمه زندگی و تولید ناخالص داخلی ایران، در فاصله سال های ۶۰ تا ۶۵ و ۸۰ تا ۸۵ با وضوح بهتری قابل مشاهده است.

نمودار ۲. توصیف روند رشد اقتصادی و ضریب نفوذ بیمه زندگی



مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

۵-۲. بحث و تحلیل ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی

بر اساس نتایج جدول (۲)، مدل LSTR2 برای ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی انتخاب شده است. برای پیدا کردن بخش خطی و غیرخطی نمودار این متغیر، مقادیر اولیه حد آستانه ای و سرعت انتقال بین رژیم ها بر اساس الگوریتم grid و مقادیر نهایی آنها بر اساس الگوریتم نیوتن-رافسون را به دست آورده و نمودار آن را رسم می کنیم.

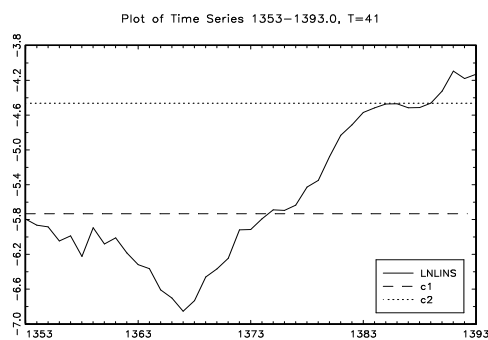
جدول ۶. برآورد مقادیر اولیه و نهایی c و γ برای ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی

الگوریتم grid			
LNLINS(t)	$C_1 = -5.6167$	$C_2 = -4.5698$	$\gamma = 5.9660$
الگوریتم Newton-Raphson			
LNLINS(t)	$C_1 = -5.73395$	$C_2 = -4.46300$	$\gamma = 122.42554$

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

طبق اطلاعات جدول (۴)، مقدار ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی در بخش خطی مدل (رژیم های اول و سوم)، با ارزش احتمال ۱۰ درصد و در بخش غیرخطی مدل (رژیم میانی)، با ارزش احتمال ۱ درصد، به ترتیب ۰,۵۲ و ۰,۰۸ است. بنابراین، تأثیر مثبت ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی بر رشد اقتصادی در رژیم میانی مدل (فاصله حدود آستانه ای اول و دوم، یعنی مقادیر ۵,۷۳- و ۴,۴۶-)، ۶ برابر کمتر از دو رژیم دیگر بوده است. در نتیجه، عملکرد ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی در رژیم های اول و سوم، بدتر بوده است. در نمودار (۳)، تغییر رژیم ها و حدود آستانه ای ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی رسم شده است.

نمودار ۳. توصیف دو حد آستانه ای و روند ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی طی زمان

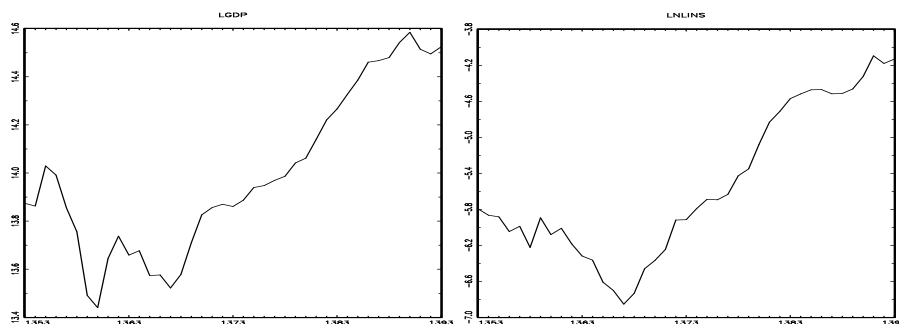


مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

طبق نمودار ۳، سال های ماقبل از ۷۴ در رژیم اول، فاصله سال های ۷۴ تا ۸۹، در رژیم دوم و سال های بعد از ۸۹، در رژیم سوم واقع هستند. با توجه به اینکه وضعیت فعلی بیمه غیرزندگی در سال های پایانی مدل واقع است و روند مثبت تأثیر بیمه غیرزندگی بر رشد اقتصادی در این سال ها به سمت منفی در حال حرکت بوده است، تنها در صورتی که این روند، به منفی شدن ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی منجر نگردد، برنامه ریزی طرح های بیمه غیرزندگی نیز، مطابق با برنامه کشورهای توسعه یافته، مطلوب برآورد می شود. در نمودار زیر روند ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی با رشد اقتصادی مقایسه شده است.

نمودار ۴. توصیف روند متغیرهای رشد اقتصادی و ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی

Plot of Time Series 1353-1393.0, T=41



مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

در نمودار (۴) دیده می شود که حرکت رشد اقتصادی با ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی همسو است. در سال های ۷۴ الی ۸۹، اوج اثرگذاری مثبت و مستقیم ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی بر رشد اقتصادی اتفاق افتاده است و در سال های پایانی اثرگذاری مثبت اما با شدت کمتری از این متغیر، دیده می شود. کاهش این اثرگذاری در سال های پایانی را می توان چنین استدلال کرد که در صورت وجود ثبات روند رو به افزایش رشد اقتصادی، هزینه های تحمیل شده به جامعه از بابت کاهش ریسک فعالیت های مربوط به بیمه های غیرزندگی، درآمدهای قابل توجهی برای جبران آنها نخواهد داشت. در واقع این نتیجه، تأیید دیگری از رویکرد جوامع توسعه یافته اقتصادی را نشان می دهد، مبنی بر اینکه رشد اقتصادی در این کشورها زیاد و پایدار است و آمارهای اقتصادی، مقادیر کم از حق بیمه های صادره بیمه غیرزندگی در این کشورها را نشان می دهند.

پس از برآورد مدل، به منظور تأیید صحت اثرات پیش بینی شده مدل LSTR2 پژوهش با اثرات واقعی متغیرها، آزمون های تشخیص ناسازگاری را انجام می دهیم که در جدول (۷) نتایج این آزمون ها آورده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون های تشخیص ناسازگاری ها در مدل STR

آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی				
وقفه	F-value	df1	df2	p-value
1	0.0026	1	28	0.9600
2	0.0817	2	26	0.9218
3	0.6542	3	24	0.5882
4	0.3381	4	22	0.8493
5	0.2208	5	20	0.9493
6	0.6002	6	18	0.7266
7	0.7486	7	16	0.6361
8	2.5909	8	14	0.0571
آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقی مانده				
متغیر انتقال	F	F4	F3	F2
LLINS(t)	0.44475	0.23652	0.84298	0.27985
آزمون ثبات پارامترها				
تابع انتقال	F-value	df1	df2	p-value
H1	9.4296	2.0000	27.0000	0.0008
H2	8.7363	4.0000	25.0000	0.0001
H3	6.2783	6.0000	23.0000	0.0005
آزمون ARCH-LM			آزمون Jarque-Bera	
وقفه	p-Value(Chi ²)	p-Value(F)	p-Value(Chi ²)	
8	0.6652	0.5419	0.8993	

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

ستون $p-value$ آزمون اول جدول فوق، یعنی آزمون نبود خودهمبستگی باقیمانده ها، در تمامی وقفه های مدل اثری از همبستگی را نشان نمی دهد. بدین ترتیب، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود خودهمبستگی باقیمانده ها در سطح احتمال برازنده ای رد نمی شود. بر اساس نتایج آزمون دوم یعنی آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقی مانده در جدول، $p-value$ آماره کلی F و آماره F_3 مربوط به انتخاب مدل، به ترتیب $0/44$ و $0/84$ است و با توجه به اینکه فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود رابطه غیرخطی باقی مانده است، این فرضیه نیز در سطح احتمال برازنده ای رد نمی شود.

در ادامه جدول، با توجه به برآورد مقدار $p-value$ آماره F آزمون ثبات پارامترها در رژیم های مختلف (۱ درصد)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر برابر بودن ضرایب متغیرها در بخش خطی و غیرخطی مدل، رد می شود. به عبارت دیگر، نتایج این آزمون تأییدی بر غیرخطی بودن رابطه

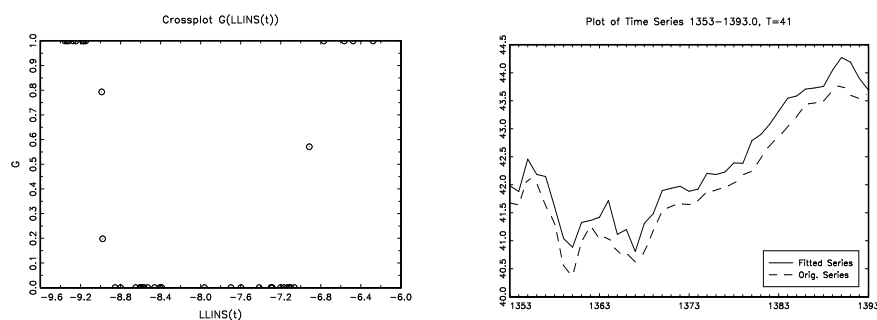
بین متغیرها است. در انتهای جدول $p-value$ آماره های F و χ^2 مربوط به آزمون ARCH-LM برای ۸ وقفه، به ترتیب برابر با ۰/۶۶ و ۰/۵۴ برآورد شده است. فرضیه صفر این آزمون، حاکی از همسان بودن واریانس باقیمانده ها است که بر اساس نتایج، این فرضیه قابل رد نیست. بدین ترتیب نتایج این آزمون، برازش خوبی از نبود اثرات ARCH در بین باقیمانده ها را تأیید می کند. مقدار $p-value$ آماره χ^2 مربوط به آزمون Jarque-Bera که آزمونی برای نشان دادن نرمال بودن باقیمانده ها می باشد، برابر ۹۰ درصد است. بنابراین، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نرمال بودن باقیمانده ها، در سطح احتمال برازنده ای رد نمی شود.

۵-۳. بحث و تحلیل گرافیکی یافته های پژوهش

تحلیل گرافیکی برآورد مدل، در شکل (۳) نشان داده شده است. در قسمت (الف) این شکل، لحظه تغییر رژیم ها در طی زمان از تابع LSTR2 بر حسب متغیر انتقال ضریب نفوذ بیمه زندگی آورده شده است، و در قسمت (ب)، روند پیش بینی شده این متغیر توسط مدل و روند واقعی آن ارائه شده است. در شکل (۳:ب) به وضوح مطابقت نمودار برآورد شده و نمودار داده های واقعی متغیر انتقال مدل یعنی ضریب نفوذ بیمه زندگی مشخص است. بدین ترتیب، این نمودار تأییدی بر مطابقت نتایج حاصله از واقعیت موجود را بیان می کند.

شکل ۳. تحلیل گرافیکی متغیر انتقال مدل (ضریب نفوذ بیمه زندگی)

ب: روند پیش بینی شده و واقعی متغیر انتقال الف: تابع انتقال (G) بر حسب روند زمانی متغیر انتقال



مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار JMulTi

در نهایت، نتایج آزمون های ریشه واحد برای باقیمانده ها در جدول (۸) آورده شده است. نتایج این آزمون ها، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل و کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده را تأیید

می کند. به طور خلاصه، مطابق آزمون های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی، قابل قبول ارزیابی می شود.

جدول ۸. نتایج آزمون های ریشه واحد باقی مانده ها

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)		آزمون فلیپس-پرون (PP)	
	آماره t	Prob	آماره t	Prob
STR-RESIDS	-5.702161	0.0000	-5.680200	0.0002
Constant	-3.605593*	-2.936942**	-3.605593*	-2.936942**

مأخذ: یافته های تحقیق با استفاده از نرم افزار 9 EViews و JMulTi؛ * و ** به ترتیب، سطوح معنی داری ۱ درصد و ۵ درصد را نشان می دهند.

۶. نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، تأثیر غیرخطی بیمه های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم، برای داده های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ آزمون شده است. نتایج آزمون غیرخطی مدل، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی بودن رابطه بین ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی با رشد اقتصادی، عدم تأثیر غیرخطی متغیرهای جمعیت فعال و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر رشد اقتصادی را نشان می دهد (تأیید اثر خطی).

نتایج برآورد مدل STR، تابع انتقال لاجستیک با دو بار تغییر رژیم (LSTR2) را، برای متغیرهای ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی نشان می دهد و ضریب نفوذ بیمه زندگی را به عنوان متغیر انتقال مناسب تر انتخاب می کند. با لحاظ ضریب نفوذ بیمه زندگی به عنوان متغیر انتقال، یافته های بخش خطی مدل برای متغیرهای ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و جمعیت فعال به ترتیب با سطح معنی داری ۱۰ درصد و ضریب ۰,۰۸، سطح معنی داری ۱ درصد و ضریب ۰,۲۴ و سطح معنی داری ۱ درصد و ضریب ۱,۰۲، اثر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران داشته اند، که اثرگذاری جمعیت فعال از بقیه متغیرها بیشتر بوده است. اما اثرگذاری خطی ضریب نفوذ بیمه زندگی با سطح معنی داری ۱ درصد، منفی بوده است، که مقدار عددی آن ۰,۱۳- می باشد.

در بخش غیرخطی مدل، اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی با سطح معنی داری ۱ درصد، به ترتیب ۰,۳۹- و ۰,۵۲ بوده است. در نتیجه در کل دوره مورد بررسی، بیمه زندگی بر رشد اقتصادی اثر منفی داشته و بیمه غیرزندگی، تأثیری مثبت داشته است.

نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات کوزوسکی (Kjosevski, 2011) برای مقدونیه به عنوان کشوری در حال توسعه، مبنی بر تأثیر مثبت و معنی دار ضریب نفوذ بیمه های غیرزندگی و کل بر رشد اقتصادی و اثر منفی و معنی دار ضریب نفوذ بیمه زندگی بر رشد اقتصادی این کشور، صفرزاده و جعفری (۱۳۹۲)، مبنی بر پایین بودن نقش بیمه زندگی در کل صنعت بیمه کشورهای با درآمد پایین، شهبازی و همکاران (۱۳۹۲) مبنی بر تأثیر معنی دار حق بیمه سرانه واقعی بیمه غیرزندگی بر رشد اقتصادی ایران، همسو می باشد.

یافته های دیگر این پژوهش، با توجه به انتخاب تابع انتقال LSTR2، برای هر دو متغیر ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی، نشان می دهد که در رویکرد صنعت بیمه کشور ایران، دو بار تغییر رژیم اتفاق افتاده است. در سال های ابتدایی و انتهایی مدل، وضعیت مشابهی دیده می شود، که در این سال ها بیمه های زندگی با کاهش تقریباً ۳ برابری ضریب منفی خود، بهبود و بیمه های غیرزندگی با کاهش بیشتر از ۶ برابری ضریب مثبت خود، اُفت داشته است. در واقع، از سال ۱۳۸۸ که صنعت بیمه دومین تغییر رژیم کلی خود را شاهد است، وضعیت صنعت بیمه ایران و برنامه ریزی های آن به سوی میانگین عملکرد جهانی این صنعت، یعنی استفاده بیشتر از بیمه زندگی در حال تغییر است.

بنابراین، پیشنهاد می شود حرکت آغاز شده برای بهبود بیمه های زندگی ادامه یابد، اما به دلیل اینکه ایران کشوری در حال توسعه می باشد و هنوز هم نااطمینانی و ریسک بالا در سرمایه گذاری ها وجود دارد، لذا جهت تشویق سرمایه گذاران، نباید از بیمه های غیرزندگی غافل بود. از طرف دیگر، بیمه های زندگی هنوز اثرگذاری مثبتی بر رشد اقتصادی کشور ندارند، بنابراین کاهش در بیمه های غیرزندگی، اگر چه مطابق با عملکرد اقتصادهای توسعه یافته باشد، فعلاً در ایران صلاح نیست.

منابع و مآخذ

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای سری زمانی سال های مختلف.
- بشیر خداپرستی، ر. (۱۳۸۹). اصول بیمه، ارومیه: انتشارات جهاد دانشگاهی ارومیه.
- بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای سری زمانی سال های مختلف.
- پیکارجو، ک.؛ غفاری، ف. و شاهانی، ف. (۱۳۹۰). اثرات متغیرهای اقتصادی بر تقاضای بیمه عمر در کشورهای منطقه منا. *فصلنامه علمی کاربردی*، سال دوم، شماره ۵: ۵۲-۱۹.
- جهانگرد، ا. (۱۳۹۰). بیمه و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۵۹: ۸۰-۵۳.
- سالنامه آماری ۱۳۹۴ صنعت بیمه. دفتر برنامه ریزی و توسعه، اداره تحلیل های آماری، بیمه مرکزی ج.ا.ایران.
- شهبازی، ک.؛ خداپرستی، ر. ب. و احترامی، م. (۱۳۹۲). رابطه بین توسعه بیمه های زندگی و غیرزندگی و رشد اقتصادی در ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه ها. *پژوهشنامه بیمه*، سال بیست و هشتم، شماره ۳: ۴۷-۲۱.
- صفرزاده، ا. و جعفری، ه. (۱۳۹۲). ارتباط غیرخطی بین ضریب نفوذ بیمه و درآمد سرانه. *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۴: ۷۰-۵۳.
- صفری، س. و سلطانی، ح. (۱۳۹۰). تحلیل ارتباط گسترش صنعت بیمه و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه منتخب (الجزایر، اندونزی، مالزی، پاکستان، ترکیه، فلیپین، مصر و هند) و مقایسه آن با ایران طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۶. *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵: ۱۵۲-۱۳۱.
- کاردگر، ا. و احراری، م. (۱۳۹۱). اثر بیمه ی زندگی بر تولید ملی مبنی بر رویکرد توسعه انسانی. *پژوهشنامه بیمه*، سال بیست و نهم، شماره ۲: ۱۶۲-۱۳۷.
- محقق زاده، فاطمه؛ شیرین بخش، شمس الله؛ نجفی زاده، عباس و دقیقی اصلی، علیرضا. (۱۳۹۶). تأثیرپذیری رشد اقتصادی از بیمه های زندگی و غیرزندگی. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۳): ۲۰۵-۲۳۰.
- موحدمنش، ص. ع. (۱۳۹۴). کاربرد روش گشتاور تعمیم یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی*، سال ششم، شماره ۲۴: ۷۸-۶۵.
- میرزایی، ا.؛ حسینی، م. و نورالدینی، س. ص. (۱۳۹۱). اثر شاخص های مهم بیمه ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل پانل پویا به روش GMM، *پژوهشنامه بیمه*، سال بیست و نهم، شماره ۱: ۲۲-۱.
- Adams, M. Andersson, J. Andersson, L.F. 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.
- Akinlo, T. (2013). The Causal Relationship between Insurance and Economic Growth in Nigeria. *Australian Journal of Business and Management Research*, Vol. 2, No. 12: 49-57.
- Antzoulatos, A.; Kyriazis, D. & Tsoumas, C. (2007). Financial development and asymmetric information. Unpublished Working Paper. University of Piraeus, Greece.
- Fair, R. C. & Jaffee, D. M. (1972). Methods of estimation for markets in disequilibrium. *Econometrica* 40 :497-514.
- Granger, C.W.J. & Teräsvirta, T. (1993). Modeling Nonlinear Economic Relationships, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, New York, USA.
- Haiss, P. & Sümegi, K. (2008). The relationship between insurance and economic growth in Europe: A theoretical and empirical analysis. *Empirica*, 35 (4): 405-31.
- Han, L.; Donghui, L.; Fariborz, M. & Yanhui, T. (2010). Insurance development and economic growth. *The Geneva Papers*, 35: 183-99.
- Hui, Z., & Xin, Z. (2017). The dynamic relationship between insurance development and economic growth: New evidence from China's coastal areas. *African Journal of Business Management*, 11(5): 102-109.
- Kjosevski, J. (2011). Impact of the insurance on economic growth: The case of Republic of Macedonia. *European Journal of Business and Economics*, :349.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688-726.
- Luukkonen, R.; Saikkonen, P. & Teräsvirta, T. (1998). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, Vol. 75: 491-499.
- Maddala, D. S. (1977). *Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- Marshall, A. (1890) *Principles of Economics*. London: Macmillan. Retrieved 2012-12-07.
- Merton, R. C. & Bodie, Z. (1995). A conceptual framework for analyzing the financial environment. *Harvard Business School Working Paper*, No. 95-062: 3-31.
- Olayungbo, D.O. (2015). Insurance and Economic Growth Nexus in Nigeria: Asymmetric Non-Linear Relationship under Heterogeneous Agents. *African Development Review*, 27: 248-261.
- Omoke, P. C. (2012). Insurance Market Activity and Economic Growth: Evidence from Nigeria. *Asian Economic and Financial Review*, Vol. 1, No.4: 245-53.
- Rule, D. (2001). Risk transfer between banks, insurance companies and capital markets. *Financial Stability Review*, 11: 127-59.

- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Skipper, J.R. (1998). *Foreign insurance in emerging markets: issues and concerns*. Washington, D.C: International Insurance Foundation.
- Terasvirta, T. (1998). Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions, In A. Ullah & D. E. Giles (eds.) *Handbook of Applied Economic Statistics*, Dekker, New York: 507-550.
- Ward, D. & Zurbrugg, R. (2000). Does insurance promote economic growth? evidence from OECD countries. *The Journal of Risk and Insurance*, 67 (4):489-506.
- Webb, I. P.; Grace, M. F. & Skipper, H. (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, and Atlanta.
- Yang, S.Y.; Li, H.A., & Fang H.C. (2015). The Non-linear Relationship between Economic and Life Insurance Development in Asia: A Panel Threshold Regression Analysis. In: Park, J., Stojmenovic, I., Jeong, H., Yi, G. (eds) *Computer Science and its Applications. Lecture Notes in Electrical Engineering*, Vol 330. Springer, Berlin, Heidelberg.