پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارۀ ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران*

دکتر مجید دشتبان فاروجی[۱]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد
دکتر عبدالله خوشنودی[۲]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد
دکتر عظیم نظری[۳]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی و درآمد سرانه بر حق بیمه در ایران است. تئوری‌های اقتصادی به‌وضوح اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه نشان نمی‌دهند، لذا مسئله مذکور اساساً یک مسئله تجربی است. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه سرانه در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*NARDL*) در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ آزمون گردید. برای این منظور، ابتدا نااطمینانی سیاست پولی با استفاده از الگوی *EGARCH* استخراج شد و به تغییرات مثبت و منفی تجزیه گردید. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه سرانه نشان می‌دهد هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند. همچنین، در بلندمدت رابطه مثبت و معنی‌داری بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد. در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین تغییرات مثبت نااطمینانی و حق بیمه سرانه در ایران وجود ندارد، اما با یک وقفه، رابطه مثبتی بین این دو وجود خواهد داشت. درعین‌حال، در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معنی‌داری بین تغییرات منفی نااطمینانی و حق بیمه سرانه وجود دارد، اما با یک

---

*. مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: m.dashtban@ub.ac.ir

2- akhoshnoodi@ub.ac.ir
3- a.nazari@ub.ac.ir
DOI: 10.22067/mfe.2021.16456.0

وقفه، این رابطه معنی‌دار نیست.

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL: C32، G22، O16.

۱. مقدمه

رابطه بین بخش بانکی و بخش واقعی اقتصاد، از دیرباز موردتوجه اقتصاددانان بوده است؛ بخش بانکی به‌عنوان معبر اصلی سیاست‌های پولی (با متولی‌گری بانک مرکزی) و بخش واقعی اقتصاد به‌عنوان گذرگاه اصلی سیاست‌های مالی (با متولی‌گری دولت) تأثیر قابل‌توجهی در تعادل اقتصادی کشور داراست. هرچه هماهنگی بین این دو بخش بیشتر باشد، رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود. با توجه به رابطه بین عملکرد سیاست پولی و متغیرهای کلان بخش واقعی اقتصاد، هرگونه نااطمینانی در عملکرد سیاست پولی می‌تواند اثرات نامطلوبی در بخش واقعی اقتصاد به‌همراه داشته باشد.

امروزه این واقعیت به‌طورگسترده پذیرفته شده است که توسعه اقتصادی سریع با افزایش قدرت خرید افراد و استانداردهای زندگی آن‌ها، تقاضا برای امنیت اقتصادی و فیزیکی را افزایش داده است. برای مثال در دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۱۵، کل حق بیمه‌های واقعی ثبت شده دنیا تقریباً ۷/۲ برابر شده است؛ یعنی، از ۰/۶۳ تریلیون دلار به ۴/۵۵ تریلیون دلار آمریکا افزایش یافته است (شرکت بیمه اتکایی سوئیسی[1]، ۱۹۸۰-۲۰۱۶). رشد سریع حق بیمه‌ها نه‌تنها نقش بیمه‌گذاران را به‌عنوان تأمین‌کنندگان انتقال ریسک، جبران خسارت و واسطه‌گری مالی افزایش می‌دهد، بلکه همچنین اعتبارشان را به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی بالا می‌برد. علی‌رغم نقش مهمی که بخش بیمه در سیستم اقتصادی ایفا می‌کند، اما معمولاً در ادبیات رشد-مالی چندان بدان توجه نمی‌شود، این در حالی است که دیگر اجزاء بخش مالی، یعنی بخش بانکی و بازار سهام، توجه زیادی را به خود جلب کرده‌اند. درنتیجه، محققان و سیاست‌گذاران اهمیت بیشتری برای تأثیر تصمیمات سیاست اقتصادی اتخاذ شده توسط رهبران سیاسی و نااطمینانی‌های مربوط به عملکرد بازار مالی قائل هستند.

1- Swiss Reinsurance Company

ازآنجایی‌که معمولاً نرخ‌های حق بیمه بر درآمد سرمایه‌گذاری پیش‌بینی شده و زیان‌های انتظاری (که خود در معرض چرخه‌های تجاری هستند) مبتنی می‌باشند، لذا این انتظار منطقی است که رابطه متقابل معنی‌داری بین حق بیمه و اقتصاد کلان وجود داشته باشد (Guo et al., 2009 ؛ Lee & Chiu, 2012؛Lee et al., 2017). درعین‌حال، ادبیات گسترده‌ای درخصوص نحوه واکنش بخش بیمه به نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی وجود ندارد. بااین‌حال، بررسی جدی‌تر بخش بیمه به دو دلیل حائز اهمیت است: (۱) Gupta et al. (2016) معتقدند ازآنجایی‌که نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی معمولاً بر برخی فعالیت‌های اقتصادی فشار وارد می‌کند، لذا منطقی است که فرض شود که این امر بر رفتار خرید بیمه نیز تأثیر خواهد گذاشت؛ (۲) حجم عظیمی از منابع مالی در بخش بیمه جریان دارد که این امر سبب می‌شود بخش بیمه مورد ارزیابی دقیق‌تری واقع شود؛ زیرا هرگونه بحران در چنین بخش بزرگی عواقب ناگواری را برای کل اقتصاد در پی خواهد داشت.

ازاین‌رو، در مقاله حاضر اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران بررسی می‌شود. سازماندهی این مقاله به این صورت می‌باشد که بعد از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری موضوع بحث شده و در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و درنهایت در بخش پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

اگرچه با گسترش ادبیات نظری و تجربی می‌توان به ارزیابی ارتباط بین حق بیمه به‌منزله نماینده‌ای برای فعالیت‌ها در بازار بیمه و تولید واقعی به‌منزله نماینده‌ای برای توسعه اقتصادی پرداخت، اما هیچ اتفاق‌نظری درخصوص نتایج آن وجود ندارد. در برخی از مطالعات، چرخه بیمه‌گری[1] به نوسانات بازار سهام نسبت داده شده است. برای مثال، Cummins & Nye (1980) رابطه بین نرخ مرکب و بازدهی پرتفوی سهام عادی را در بازه زمانی ۱۹۵۸ تا ۱۹۷۶ بررسی کردند.

1- Underwriting Cycle

آن‌ها دریافتند که هیچ رابطه معنی‌داری بین این متغیرها وجود ندارد و نتیجه گرفتند که پویایی‌های نرخ مرکب یا کاملاً تصادفی‌اند و یا در معرض اثرات مشترک مستقل از عوامل مؤثر بر بازار سهام هستند. درعین‌حال، Niehaus & Terry (1993) و Fung et al. (1998) رابطه بین حق بیمه و نرخ بهره را برای دوره زمانی ۱۹۴۶-۱۹۸۸ بررسی کردند. مطالعه اول با استفاده از آزمون علیت گرنجر نشان داد که حق بیمه هیچ ارتباطی با بازدهی اوراق خزانه ندارد. در مطالعه دوم محققین با تخمین یک مدل VAR و تحلیل توابع واکنش به ضربه دریافتند که نرخ بهره می‌تواند سهم قابل-توجهی از تغییرات حق بیمه را توضیح دهد. در یک چارچوب بین‌المللی، Lamm-Tennant & Weiss (1997) رابطه بین تغییرات حق بیمه، تغییرات نرخ تنزیل و تغییرات شاخص‌های سهام را در کشورهای ایالات‌متحده، کانادا، آلمان غربی، ایتالیا، سوئیس، اسپانیا، دانمارک و ژاپن برای دوره زمانی ۱۹۷۱-۱۹۸۷ بررسی کردند. آن‌ها با تخمین یک مدل داده‌های ترکیبی نشان دادند که تغییرات حق بیمه فقط با تغییرات شاخص سهام مرتبط است و هیچ ارتباطی با تغییرات نرخ تنزیل ندارد. در مرحله بعد محققین با تخمین مجدد مدل برای کشورهای فردی با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته به این نتیجه رسیدند که (۱) تغییرات حق بیمه با تغییرات در شاخص سهام و نرخ تنزیل در کشورهای ایالات‌متحده و کانادا رابطه منفی دارد؛ (۲) برای کشورهای آلمان غربی و ایتالیا هیچ رابطه معنی‌داری بین این متغیرها یافت نشد؛ (۳) برای کشور ژاپن تغییرات در حق بیمه با تغییرات در شاخص سهام رابطه مثبت دارد، اما هیچ ارتباطی با تغییرات در نرخ تنزیل ندارد. چنین نتیجه‌ای در مطالعه Chen et al. (1999) برای کشور ژاپن در دوره زمانی ۱۹۷۰-۱۹۹۵ نیز به‌دست آمد. Blondeau (2001) با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی VAR نشان داد که رابطه بلندمدتی بین حق بیمه‌های غیرعمر، نرخ بهره بلندمدت و بازدهی بازار سهام در دوره زمانی ۱۹۶۳-۱۹۹۹ وجود دارد. یافته‌های وی حاکی از آن است که تغییرات حق بیمه فقط با تغییرات نرخ بهره در کوتاه‌مدت مرتبط است. همچنین، Jawadi et al. (2009) با استفاده از مدل‌های هم-انباشتگی آستانه؛ یعنی مدل‌های تصحیح خطای انتقال تغییر وضعیت (STECM[1]) نشان دادند که تعدیل حق بیمه غیرعمر در فرانسه، ژاپن و ایالات‌متحده ناپیوسته، نامتقارن و غیرخطی است.

1- Switching Transition Error Correction Models

شواهد حکایت از ارتباط معنی‌دار بین حق بیمه و بازارهای مالی دارد.

برخی مطالعات نظیر Enz (2000)، Feyen et al. (2011)، Lee & Chiu (2012) و Lee et al. (2013b) نشان داده‌اند که درجات مختلف رشد درآمد بر فعالیت‌های بازار بیمه اثرات متفاوتی داشته است. درعین‌حال، Salahmanesh et al. (2016) با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۸ در ایران به بررسی رابطه بین فعالیت بازار بیمه و بخش بانکی ازیک‌طرف و رابطه هم‌زمان بازار بیمه، بخش بانکی و رشد اقتصادی از طرف دیگر پرداخته‌اند. نتایج بررسی علیت، بیان‌گر آن است که باوجود متفاوت‌شدن نتایج براساس نوع شاخص جایگزین فعالیت بازار بیمه، ولی جهت علیت از فعالیت بازار بیمه به سمت بخش بانکی است. همچنین وجود رابطه بلندمدت بین فعالیت بازار بیمه، بخش بانکی و فعالیت بخش بانکی با رشد اقتصادی تائید شده است. Mohagheghzadeh et al. (2017) معتقدند که مؤسسات بیمه در کنار توسعه مؤثر و تأمین امنیت اقتصادی سرمایه می‌توانند با انباشت سرمایه، زمینه‌های لازم را برای رشد اقتصادی فراهم کنند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی در گروه کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته در بازه زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ نشان دادند که توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی هر دو بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه تأثیر مثبت دارند، همچنین به دلیل سطح درآمد سرانه پایین کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر بیمه‌های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی آن‌ها بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته است.

Gupta et al. (2018) معتقدند که نااطمینانی سیاست اقتصادی از طریق چندین کانال بر فعالیت‌های بیمه اثرگذار است: (۱) به‌طورکلی در بسیاری از ادبیات اقتصادی این اتفاق‌نظر وجود دارد که نااطمینانی سیاست اقتصادی نقش مهمی در شکل‌دهی فعالیت‌های واقعی اقتصاد نظیر چرخه‌های تجاری، تورم، سرمایه‌گذاری، اشتغال و رشد اقتصادی دارد (Bloom, 2009؛ Bloom, 2012؛ Julio & Yook, 2012؛ Jones & Olson, 2013؛ Kang et al., 2014؛ Wang et al., 2014؛ Bloom et al., 2018; Gulen & Ion, 2016). برای مثال، Baker et al. (2016) با ساختن شاخصی برای اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست اقتصادی، دریافتند که این شاخص اثری منفی بر روی سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال در ایالات‌متحده دارد. یک نکته کلیدی که می‌تواند در اینجا مطرح شود آن است که نااطمینانی سیاست اقتصادی در صورتی بر رفتار خرید بیمه تأثیر واقعی دارد که بر فعالیت‌های اقتصادی مذکور اثر معنی‌داری داشته باشد. (۲) از منظر رفتار ریسک-

گریزی، نااطمینانی سیاستی یکی از مؤلفه‌های اساسی حق بیمه در جهت کاهش ریسک است. برای مثال، لغو و جایگزینی لایحه مراقبت مقرون به صرفه[1] (که به‌منزله نااطمینانی سیاستی در ایالات‌متحده در نظر گرفته می‌شود) باعث شده است که بسیاری از بیمه‌گران حق بیمه‌های خود را افزایش دهند. (۳) ریسک و نااطمینانی افراد در درجه اول تابع درک آن‌ها از محیط سیاسی- اجتماعی خودشان است (Park et al.،2002). Beck & Webb (2003) معتقدند که بی‌ثباتی سیاسی ممکن است از توسعه بازار بیمه جلوگیری کند، زیرا این امر افق اقتصادی خریداران و عرضه‌کنندگان بالقوه محصولات بیمه عمر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. Ward & Zurbruegg (2002) دریافتند که ثبات سیاسی به‌طور معنی‌داری با تقاضای بیمه مرتبط است. Lee et al. (2013a) نشان دادند که کاهش در ریسک‌های اقتصادی کشش تقاضای بیمه را کاهش می‌دهد. با توجه به این‌که نااطمینانی‌های سیاستی، طبقه‌ای از ریسک‌های اقتصادی هستند که بر تقاضای بیمه تأثیر می‌گذارند، لذا به‌احتمال‌زیاد نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی ممکن است حق بیمه را نیز تحت تأثیر قرار دهند.

Balcilar et al. (2018) با استفاده از یک مدل با وقفه توزیع شده خودرگرسیونی غیرخطی (NARDL) اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه سرانه در ژاپن بررسی کردند. علاوه بر تأیید رابطه بلندمدت بین نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه و درآمد واقعی سرانه، محققین دریافتند که رابطه مثبتی بین نااطمینانی سیاست پولی و حق بیمه سرانه وجود دارد. این نتیجه بدان معنی است که افزایش (کاهش) نااطمینانی سیاست اقتصادی، باعث افزایش (کاهش) حق بیمه سرانه می‌شود.

۳. روش‌شناسی تحقیق

در این بخش به‌منظور بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی و سطح درآمد بر حق بیمه سرانه از مدل مطرح شده توسط Balcilar et al. (2018) استفاده می‌شود:

$$LnTIPPC_t = \beta_0 + \beta_1 LnMPU_t + \beta_2 LnGDPPC_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

1- Affordable Care Act

که در اینجا متغیر $TIPPC_t$ نشان‌دهنده حق بیمه سرانه، متغیر MPU_t نشان‌دهنده نااطمینانی سیاست پولی، متغیر $GDPPC_t$ نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه و ε_t جمله خطا است. برای شناسایی میزان نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی در ایران و تبعات اقتصادی آن، لازم است معیاری برای نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی ارائه شود. ازاین‌دست شاخص‌ها می‌توان به انحراف معیار میانگین متحرک[1]، انحراف از روند[2]، الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[3] و غیره اشاره کرد. همچنین مطالعات نشان می‌دهد که هیچ مبانی تئوریکی درخصوص ارجحیت یک شاخص برای اندازه‌گیری نوسانات حجم واقعی پول (به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست پولی) بر دیگری وجود ندارد. بااین‌حال شاخص متداول در اغلب مطالعات، واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی است که در پژوهش حاضر نیز از این روش استفاده می‌شود. در فرآیند برآورد مدل، داده‌های تحقیق از منابع بانک مرکزی و بیمه مرکزی استخراج شده است. همچنین داده‌ها در این مطالعه به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ می‌باشند.

در برآورد الگوی (۱) از مطالعه Shin et al. (2014) استفاده می‌شود. در این مطالعه بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. آن‌ها با استفاده از مطالعه Pesaran, Shin & Smith (2001) الگوی جدیدی موسوم به الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*NARDL*) را مطرح کردند. این روش یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. در این شیوه نوسان متغیرها به دو گروه مثبت و منفی تقسیم می‌شود. فرض کنید که x و y متغیرهای مستقل و وابسته یک مدل هستند. گرنجر و یون رابطه بلندمدت را به‌صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در اینجا x_t و y_t انباشته شده از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند. متغیر مستقل x_t به-

1- Moving Average Standard Deviation
2- Trend Deviation
3- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

صورت عبارت $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ تجزیه شده که در آن x_t^+ و x_t^- فرآیندهای جمع جزئی تغییرات مثبت و منفی در x_t هستند؛ یعنی

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0)$$
$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0) \quad (۳)$$

با توجه به تعریف Granger & Yoon (2002) دو سری زمانی به‌طور نامتقارن هم‌انباشته‌اند هرگاه مؤلفه‌های مثبت و منفی آن‌ها با یکدیگر هم‌انباشته باشند. آن‌ها همچنین نشان دادند که هم-انباشتگی خطی استاندارد (متقارن) حالت خاصی از هم‌انباشتگی پنهان است و هم‌انباشتگی پنهان نیز حالت خاصی از هم‌انباشتگی نامتقارن است. رابطه هم‌انباشته خطی مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^+ y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^+ x_t^- \quad (۴)$$

اگر z_t انباشته شده از مرتبه صفر (یعنی، I(0)) باشد، در این صورت گفته می‌شود که x_t و y_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. اگر $\beta_0^+ = \beta_0^-$ و $\beta_1^+ = \beta_1^-$ باشد، در این صورت x_t و y_t دارای هم‌انباشتگی متقارن هستند (Schorderet, 2003). حال با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مثبت و منفی که از رابطه (۴) استخراج شده است و وارد کردن آن در یک مدل *ARDL(p,q)* به مدل *NARDL(p,q)* خواهیم رسید:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، ϕ_j ضرایب باوقفه متغیر وابسته، θ_j^+ و θ_j^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. هر رابطه بلندمدت در مدل *ARDL(p,q)* یک *ECM* کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس در مدل *NARDL(p,q)* نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۶)$$

که در اینجا

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1 \quad , \quad \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i \quad , \quad j = 1,\ldots,p-1$$

$$\theta^{+} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^{+} \quad , \quad \theta^{-} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^{-}$$

$$\varphi_0^{+} = \theta_0^{+} \quad , \quad \varphi_j^{+} = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_j^{+} \quad , \quad j = 1,\ldots,q-1$$

$$\varphi_0^{-} = \theta_0^{-} \quad , \quad \varphi_j^{-} = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_j^{-} \quad , \quad j = 1,\ldots,q-1$$

همچنین $\xi_t = y_t - \beta^{+} x_t^{+} - \beta^{-} x_t^{-}$ بیانگر جزء تصحیح خطای نامتقارن است و $\beta^{+} = -\theta^{+}/\rho$ و $\beta^{-} = -\theta^{-}/\rho$ پارامترهای بلندمدت نامتقارن مربوطه را نشان می‌دهند.

با به‌کارگیری آزمون کرانه‌های پسران و همکاران می‌توان به بررسی عدم وجود هم‌انباشتگی و آزمون تعادل بلندمدت پرداخت که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = \theta^{+} = \theta^{-} = 0 \\ H_1 : \rho \neq \theta^{+} \neq \theta^{-} \neq 0 \end{cases}$$

چون توزیع F نامتقارن است، Pesaran et al. (2001) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زده‌اند. ابتدا با فرض اینکه همه متغیرها I(0) هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها I(1) هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای I(0) و کران بالا را برای رگرسورهای I(1) تعریف کرده‌اند. اگر آماره F محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و اگر کوچک‌تر از کران پایین باشد، فرضیه صفر رد نمی‌شود و اگر آماره F محاسباتی بین این دو کران قرار بگیرد، آزمون بی‌نتیجه است. سپس با استفاده از آزمون استاندارد والد به بررسی عدم تقارن بلندمدت x_t با آزمون $\theta^{+} = \theta^{-}$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت آن با آزمون $\sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^{+} = \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^{-}$ پرداخته می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است.

در این مطالعه برای بررسی اثرات نامتقارن نوسانات سیاست پولی بر روی حق بیمه در ایران

معادله رگرسیون بلندمدت نامتقارن را می‌توان به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$LTIPPC_t = \beta_0 + \beta_1^{+} LMPU_t^{+} + \beta_1^{-} LMPU_t^{-} + \beta_2 LGDPPC_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در اینجا L نشان‌دهنده علامت لگاریتم، علامت‌های "+" و "-" بیانگر تغییرات مثبت و منفی و β_1^{+} و β_1^{-} ضرایب نامتقارن بلندمدت مربوطه هستند. دراین‌صورت، تصریح مدل *NARDL* در چارچوب فرم تصحیح خطا عبارتند از:

$$\begin{aligned}\Delta LTIPPC_t &= \rho_0 + \rho_1 LTIPPC_{t-1} + \theta^{+} LMPU_{t-1}^{+} + \theta^{-} LMPU_{t-1}^{-} \\ &+ \theta_G LGDPPC_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta LTIPPC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\Pi_j^{+} \Delta LMPU_{t-j}^{+} \\ &+ \Pi_j^{-} \Delta LMPU_{t-j}^{-} + \Pi_{G,j} \Delta LGDPPC_{t-j}) + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۸)$$

بدیهی است که آزمون کرانه‌های پسران و سایر آزمون‌ها برای برآورد رابطه (۸) صرف‌نظر از آن‌که $LMPU_t$ و $LGDPPC_t$، $I(0)$، $I(1)$ یا متقابلاً هم‌انباشته باشند، همانند فوق خواهد بود.

۴. نتایج حاصل از برآورد الگو

۴-۱. آزمون ریشه واحد

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای الگو از طریق آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و زیوت-اندروز[1] (برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر ساختاری) موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد، متغیرهای حق بیمه سرانه کل (*LTIPPC*) و تولید ناخالص داخلی سرانه (*LGDPPC*) در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح ناپایا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند (یعنی، $I(1)$ هستند)، اما متغیر نااطمینانی سیاست پولی (*LMPU*) در هر دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح پایا است. در آزمون زیوت-اندروز نیز، ازآنجایی‌که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای *LTIPPC* و *LGDPPC* با لحاظ یک شکست ساختاری پس از

1- Zivot & Andrews

یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، این متغیرها انباشته شده از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند. اما متغیر *LMPU* با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح پایا (یعنی، I(o)) است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون پایایی و عدم وجود متغیری با درجه پایایی بالاتر از یک، استفاده از رویکرد *NARDL* مجاز می‌باشد.

جدول ۱- نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LTIPPC	۰/۴۸۹۳	$\Delta LTIPPC$	-۴/۱۷۷۹	$I(1)$
LGDPPC	-۱/۱۶۸۲	$\Delta LGDPPC$	-۴/۰۸۶۷	$I(1)$
LMPU	-۵/۵۲۷۲	$\Delta LMPU$	-	$I(o)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند			-۲/۹۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LTIPPC	-۲/۲۲۱۳	$\Delta LTIPPC$	-۴/۲۲۱۸	$I(1)$
LGDPPC	-۱/۱۲۹۵	$\Delta LGDPPC$	-۴/۳۶۷۳	$I(1)$
LMPU	-۵/۶۲۴۷	$\Delta LMPU$	-	$I(o)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند			-۳/۵۱۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز

متغیر	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LTIPPC	۱۳۶۲	-۳/۸۳۹۳	۱۳۶۴	-۴/۰۸۲۳	۱۳۶۲	-۴/۴۲۵۳
LGDPPC	۱۳۶۳	-۳/۷۶۳۴	۱۳۷۹	-۵/۰۹۸۶	۱۳۶۵	-۴/۹۴۸۹
LMPU	۱۳۸۶	-۶/۷۴۳۸	۱۳۷۰	-۶/۱۳۳۹	۱۳۸۶	-۶/۹۲۱
$\Delta LTIPPC$	۱۳۶۸	-۴/۹۸۸۵	۱۳۷۵	-۴/۷۷۷۹	۱۳۶۸	-۵/۷۷۰۴
$\Delta LGDPPC$	۱۳۶۸	-۶/۵۱۴۶	-	-	۱۳۶۸	-۶/۱۲۹۲
$\Delta LMPU$	-	-	-	-	-	-
مقادیر بحرانی در ۵ درصد	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. محاسبه نااطمینانی سیاست پولی

برای مدل‌سازی نوسانات حجم واقعی پول (به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست پولی) پس از تعیین رتبه پایایی، با استفاده از روش باکس-جنکینز[1] و با در نظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک[2]، شوارتز-بیزین[3] یا حنان کوئین[4] تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای معادله میانگین به‌صورت $ARMA(p,q)$ تعیین می‌شوند. پس از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور، در صورتی می‌توان با استفاده از خانواده $ARCH$ نوسانات را برای حجم واقعی پول استخراج کرد که مدل میانگین دارای ناهمسانی واریانس باشد. بنابراین با استفاده از معیار آکائیک معادله میانگین به‌صورت $AR(۲)$ تعیین شد. براساس نتایج حاصل از روش باکس-جنکینز در بین حالت‌های مختلف، فرآیند یاد شده به‌عنوان بهترین حالت انتخاب شد.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل $AR(۲)$

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۳/۸۳	۳/۲۹	۱/۱۶۴	۰/۲۵۱
$AR(۱)$	۱/۷۸۹۹	۰/۰۸۶۲	۲۰/۷۴۹	۰/۰۰۰۰
$AR(۲)$	-۰/۷۹۵۹	۰/۰۸۹۳	-۸/۹۰۷۳	۰/۰۰۰۰
$SIGMASQ$	۳/۰۸	۰/۴۹۲	۶/۲۶۱	۰/۰۰۰۰
$F-statistic = ۱۰۵۶/۶۵۸ \quad AIC = ۵۹/۵۳ \quad R^{۲} = ۰/۹۸$ $prob(F-statistic) = ۰/۰۰۰$				

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی نمودار همبسته‌نگار مدل فوق، حکایت از عدم وجود همبستگی پیاپی جملات خطا دارد. برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل (اثرات $ARCH$) از آزمون $ARCH\text{-}LM$ استفاده می‌شود. همان‌طوری که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود فرضیه صفر این آزمون، یعنی همسانی واریانس رد و فرضیه مقابل، یعنی ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Box-Jenkins
2- Akaike information criterion (AIC)
3- Schwarz-Bayesian information criterion (SIC)
4- Hannan–Quinn information criterion (HIC)

جدول ۵- نتیجه آزمون *ARCH-LM*

$F-statistic$	۵/۰۷۸۱	$prob.F$	۰/۰۰۴۶
$Obs*R-squared$	۱۲/۰۷۸۷	$prob.Chi-Square$	۰/۰۰۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به تأیید وجود اثرات *ARCH*، نتیجه برآورد مدل، *EGARCH*(۲،۲) را تأیید می‌کند. بنابراین، مقادیر نااطمینانی سیاست پولی با توجه به معادله (۹) نتایج به‌دست آمده در جدول ۶ محاسبه خواهد شد.

$$\log(\sigma_t^2)=c(1)+c(2)\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}+c(3)\frac{|u_{t-2}|}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}}+c(4)\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}+c(5)\log(\sigma_{t-1}^2) \quad (9)$$
$$+c(6)\log(\sigma_{t-2}^2)$$

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل *EGARCH*(۲،۲)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	سطح معناداری
$c(1)$	۳۳/۲۴۵۸	۷/۴۱۶۴	۴/۴۸۲۷	۰/۰۰۰۰
$c(2)$	-۰/۳۳۰۲	۰/۴۶۱۵	-۰/۷۱۵۴	۰/۴۷۴۳
$c(3)$	۲/۱۴۰۸	۰/۵۴۹۶	۳/۸۹۴۷	۰/۰۰۰۰
$c(4)$	۰/۱۵۷۲	۰/۱۹۶۸	۰/۷۹۸۴	۰/۴۲۴۶
$c(5)$	۰/۸۱۸۷	۰/۰۹۱۸	۸/۹۱۴۶	۰/۰۰۰۰
$c(6)$	-۰/۴۴۰۱	۰/۱۲۷۶	-۳/۴۴۸۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳. برآورد مدل *ARDL* غیرخطی

با توجه به نتایج آزمون پایایی و عدم وجود متغیری با درجه پایایی بالاتر از یک، استفاده از روش *NARDL* مجاز می‌باشد، اما لازم است پیش از برآورد، از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل از طریق آزمون هم‌انباشتگی اطمینان حاصل شود. برای این منظور، هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از آزمون کرانه‌ها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۷) نشان داده شده است.

ازآنجایی‌که مقدار آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی کرانه بالا در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیش‌تر است، بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی *NARDL* و آزمون‌های مربوطه برای بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی بر روی

حق بیمه در ایران با وجود متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه در جداول (۸)، (۹) و (۱۰) آورده شده است.

جدول ۷- آزمون کرانه‌ها برای هم‌انباشتگی در تصریح بلندمدت الگوی *NARDL*

متغیر وابسته	سطح اطمینان ۱۰ درصد		۵ درصد	۱ درصد	آماره *F* محاسباتی
LTIPPC	کرانه پایین	۳/۲۲۶	۳/۸۲۲	۵/۱۵	۱۰/۹۶۹۰۲
	کرانه بالا	۴/۰۵۴	۴/۷۱۴	۶/۲۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۸- آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگوی *NARDL*

آزمون خودهمبستگی پیاپی	$F-statistic$	2/2883	$prob.F$	۰/1189
	$Obs*R-squared$	5/6916	$prob.Chi-Square$	۰/0581
آزمون ناهمسانی واریانس	$F-statistic$	1/7764	$prob.F$	۰/1901
	$Obs*R-squared$	1/7859	$prob.Chi-Square$	۰/1814

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹- نتایج آزمون والد برای بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست پولی

بلندمدت			
آماره	t	F	χ^2
مقدار	۳/۰۱۴۸	۹/۰۸۸۹۸	۹/۰۸۸۹۸
احتمال	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۲۶
کوتاه‌مدت			
آماره	t	F	χ^2
مقدار	-۲/۸۷۴۷	۸/۲۶۴۲	۸/۲۶۴۲
احتمال	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) آزمون‌های تشخیصی مدل تخمین‌زده شده را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد که مدل تخمین‌زده شده به‌خوبی تصریح شده است. برای بررسی اثرات نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت از آزمون والد استفاده شده است (جدول (۹)). نتایج به‌دست‌آمده اهمیت عدم‌تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت را برای نااطمینانی سیاست پولی نشان می‌دهد. این بدان معنا است که در تحلیل رابطه بین نااطمینانی سیاست پولی و

حق بیمه سرانه کل، لحاظ غیرخطی بودن و عدم‌تقارن حائز اهمیت است. جدول (۱۰) نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه نشان می‌دهد.

جدول ۱۰- نتایج برآورد الگوی *NARDL*

روابط بلندمدت				
متغیرها	**ضرایب**	**انحراف معیار**	**مقدار آماره t استیودنت**	**احتمال**
$LTIPPC(-۱)$	-۰/۳۷۶۱	۰/۰۹	-۴/۱۷۷۶	۰/۰۰۰۲
$LMPU_POS(-۱)$	-۰/۰۸۲۸	۰/۰۳۵۰	-۲/۳۶۳۱	۰/۰۲۴۴
$LMPU_NEG(-۱)$	-۰/۰۷۴۳	۰/۰۳۵۴	-۲/۰۹۴۳	۰/۰۴۴۲
$LGDPPC$	۰/۶۸۹۲	۰/۲۱۷۲	۳/۱۷۲۴	۰/۰۰۳۳
روابط کوتاه‌مدت				
متغیرها	**ضرایب**	**انحراف معیار**	**مقدار آماره t استیودنت**	**احتمال**
$D(LMPU_POS)$	-۰/۰۱۹۹	۰/۰۳۰	-۰/۶۶۴۷	۰/۵۱۱۰
$D(LMPU_POS(-۱))$	۰/۰۸۶۳	۰/۰۳۳۳	۲/۵۸۵۸	۰/۰۱۴۵
$D(LMPU_NEG)$	-۰/۱۳۹۴	۰/۰۳۷۳۵	-۳/۷۳۲۹	۰/۰۰۰۷
$D(LMPU_NEG\ (-۱))$	-۰/۰۳۴۶	۰/۰۳۴۴۴	-۱/۰۰۴۴۲	۰/۳۲۲۸
$DUM*LMPU_NEG$	۰/۰۳۶۰۲	۰/۰۱۱۴۳	۳/۱۵۱۲۶	۰/۰۰۳۵
عرض از مبدأ	-۱۰/۸۵۳۲	۳/۵۵۳۹	-۳/۰۵۳۸	۰/۰۰۴۵
$R^۲ = ۰/۶۶۵$	$F-statistic = ۶/۳۵۶۴$		$prob(F-statistic) = ۰/۰۰۰۰$	
اثرات بلندمدت				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	احتمال
$\beta_۱^+$	-۰/۲۲۰۲	۰/۱۰۸۷	-۲/۰۲۴۷	۰/۰۵۱۳
$\beta_۱^-$	-۰/۱۹۷۵	۰/۰۷۲۲	-۲/۷۳۵۲	۰/۰۱۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست پولی (یعنی، $\beta_۱^+$ و $\beta_۱^-$) بر حق بیمه سرانه در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند؛ به‌طوری که یک درصد افزایش در نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه کل را به‌میزان ۲۲ درصد کاهش می‌دهد و یک درصد کاهش در نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه کل را به‌میزان ۱۹ درصد افزایش می‌دهد. درخصوص تأثیر منفی نااطمینانی بر حق بیمه می‌توان گفت که در شرایط بالا بودن نااطمینانی اقتصادی، خانوارها به‌دنبال کاهش هزینه‌ها و حفظ ارزش دارائی‌های خود در بازارهای مسکن، ارز و طلا هستند، لذا تقاضای آن‌ها برای بیمه

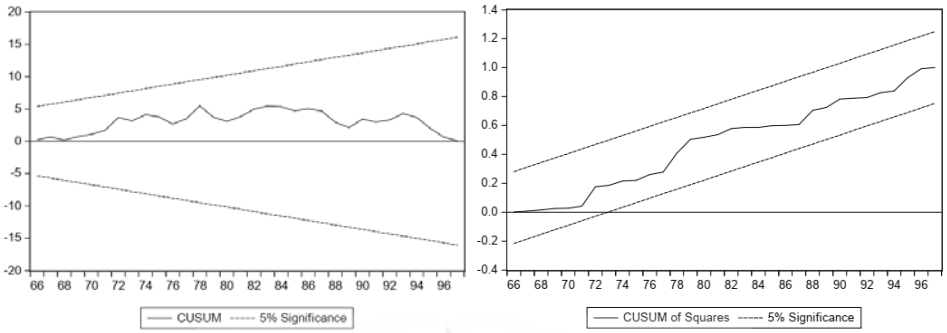
کاهش می‌یابد. در شرایط ثبات اقتصادی نیز به‌دلیل نااطمینانی طول عمر سرپرست خانوار و درنتیجه نااطمینانی درآمد، تقاضای برای بیمه افزایش یافته که این موجب افزایش حق بیمه سرانه می‌شود.

همچنین نتایج حاکی از آن است که رابطه مثبتی بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد. این بدین معنی است که بیمه یک کالای ضروری در ایران است؛ به‌طوری‌که یک درصد افزایش در درآمد سرانه موجب می‌شود که حق بیمه سرانه کل به‌میزان ۶۸ درصد افزایش یابد. درواقع، هرچه دستمزد سرپرست خانوار بالاتر باشد، وجود بیمه عمر ضروری‌تر می‌شود تا بتواند خانواده را در مقابل مشکلات مرگ نان‌آور خانواده و عدم وجود درآمد گذشته حفظ کند؛ زیرا درآمد بیشتر منجر به مصرف بیشتر می‌شود. اگر میزان مصرف فرد نسبت به افزایش درآمد کمتر باشد، فرد می‌تواند سهمی از آن را به زمان بازنشستگی و یا به سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با محصولات بیمه عمر اختصاص دهد که این امر می‌تواند منجر به افزایش تقاضای بیمه عمر شود. توجه کنید ازآنجایی‌که بیمه یک کالای ضروری است؛ لذا به تغییرات قیمت حساسیت کمتری نشان می‌دهد؛ این بدان معنی است که تقاضای بیمه در واکنش به حق بیمه‌های بالاتری که مطالبه می‌شود به اندازه کافی کاهش نمی‌یابد تا سبب کاهش حجم کل حق بیمه شود.

در کوتاه‌مدت، ضریب نتایج برآورد شده برای تغییرات مثبت نااطمینانی، معنی‌دار نمی‌باشد؛ اما با یک وقفه، ضریب برآوردی این تغییر مثبت، ۰/۰۸۶۳ است؛ بدین معنی که در کوتاه‌مدت، یک درصد افزایش در نااطمینانی سیاست پولی با یک وقفه، حق بیمه سرانه کل را به میزان ۸ درصد افزایش می‌دهد؛ این نتیجه بیان‌گر این مدعا است که چون در شرایط افزایش نااطمینانی، بازدهی-های واقعی می‌تواند متفاوت از بازدهی‌های انتظاری باشد؛ لذا بیمه‌گران برای حفظ سطح سود خود، حق بیمه‌های بالاتری را مطالبه می‌کنند. همچنین، ضریب برآورد شده تغییرات منفی نااطمینانی، معنی‌دار و برابر با ۰/۱۳۹۴- می‌باشد، به‌طوری‌که یک درصد کاهش در نااطمینانی سیاست پولی، باعث افزایش ۱۴ درصدی در حق بیمه سرانه کل می‌گردد. درعین‌حال، تغییرات منفی نااطمینانی با یک وقفه، معنی‌دار نمی‌باشد.

به‌منظور اطمینان از پایداری ضرایب رگرسیون برآورد شده و صحت نتایج به‌دست آمده،

آزمون‌های مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[1] و مجموع تجمعی مجذورات پسماندهای بازگشتی[2] انجام شده است. در این آزمون‌ها مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد رسم می‌گردد و در صورتی که از این دو کرانه خارج نگردد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون برآورد شده را رد نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱- آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMQ

منبع: یافته‌های تحقیق

ازآنجایی‌که نمودارهای مجموع پسماندهای تجمعی و مجذور پسماندهای تجمعی بین خطوط بحرانی ۵ درصد قرار دارند، لذا مدل برآوردی در بلندمدت پایدار است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

رابطه بین بخش بانکی و بخش واقعی اقتصاد، از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان بوده است؛ بخش بانکی به‌عنوان معبر اصلی سیاست‌های پولی (با متولی‌گری بانک مرکزی) و بخش واقعی اقتصاد به‌عنوان گذرگاه اصلی سیاست‌های مالی (با متولی‌گری دولت) تأثیر قابل‌توجهی در تعادل اقتصادی کشور دارد. هرچه هماهنگی بین این دو بخش بیشتر باشد، رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود. با توجه به رابطه بین عملکرد سیاست پولی و متغیرهای کلان بخش واقعی اقتصاد،

1- Cumulative sum of recursive residuals (CUSUM)
2- Cumulative sum of squares of recursive residuals (CUSUMQ)

هرگونه نااطمینانی در عملکرد سیاست پولی می‌تواند اثرات نامطلوبی در بخش واقعی اقتصاد به‌همراه داشته باشد. با مرور ادبیات تحقیق می‌توان دریافت که یافته‌های تجربی در زمینه ارتباط نااطمینانی سیاست پولی و حق بیمه سرانه معطوف به نوع کشورها و دوره زمانی مورد مطالعه است و لذا نمی‌توان یک رابطه از پیش تعیین شده قطعی را درنظر گرفت. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر نااطمینانی سیاست پولی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر روی حق بیمه سرانه در ایران به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ آزمون گردید.

برای این منظور، ابتدا برای مدل‌سازی نوسانات حجم واقعی پول پس از تعیین رتبه پایایی، با استفاده از روش باکس-جنکینز و با درنظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی مربوطه تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای معادله میانگین به‌صورت $ARMA(p,q)$ تعیین شدند. پس از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور و تأیید وجود اثرات $ARCH$، مدل $EGARCH(۲،۲)$ برآورد گردید و شاخص نااطمینانی سیاست پولی به‌دست آمد. برای برآورد مدل از روش $NARDL$ استفاده شد، چرا که این روش امکان بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی را فراهم می‌کند. نتایج آزمون کرانه‌ها در تصریح بلندمدت الگوی $NARDL$ نشان داد که رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد استفاده شامل حق بیمه سرانه، نااطمینانی سیاست پولی و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. همچنین نتایج آزمون والد حکایت از آن دارد که نااطمینانی سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای رفتاری نامتقارن است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین تغییرات مثبت نااطمینانی و حق بیمه سرانه در ایران وجود ندارد، اما با یک وقفه، رابطه مثبتی بین این دو وجود دارد؛ این نتیجه بیان‌گر آن است که چون در شرایط افزایش نااطمینانی، بازدهی‌های واقعی می‌تواند متفاوت از بازدهی‌های انتظاری باشد؛ لذا بیمه‌گران برای حفظ سطح سود خود، حق بیمه‌های بالاتری را مطالبه می‌کنند. همچنین، در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معنی‌داری بین تغییرات منفی نااطمینانی و حق بیمه سرانه وجود دارد، اما با یک وقفه، این رابطه معنی‌دار نیست.

در بلندمدت هر دو ضریب نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند؛ تأثیر منفی نااطمینانی بر حق بیمه بیان‌گر این ادعا است که در شرایط بالا بودن نااطمینانی اقتصادی، افراد به‌دنبال کاهش هزینه‌ها و حفظ ارزش دارائی‌های خود در بازارهای مسکن، ارز و طلا هستند، لذا تقاضای آن‌ها برای بیمه کاهش می‌یابد. در شرایط ثبات اقتصادی نیز به‌دلیل نااطمینانی طول عمر سرپرست خانوار و

درنتیجه نااطمینانی درآمد، تقاضای برای بیمه افزایش یافته که این موجب افزایش حق بیمه سرانه می‌شود. همچنین، در بلندمدت رابطه مثبتی بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد، به‌طوری که کشش حق بیمه سرانه نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه کمتر از واحد است. ازآنجایی‌که حق بیمه نمایان‌گر مخارج روی سیاست بیمه است، این بدان معنی است که بیمه یک کالای ضروری در ایران است.

بنابراین، با توجه به تأثیر منفی نااطمینانی سیاست پولی بر روی حق بیمه ضرورت دارد که ارتباط بانک مرکزی با بازارهای مالی به‌خوبی مدیریت شود. در واقع، استفاده از استراتژی‌های ارتباطی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار سیاستی بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی تبدیل شود. مدیریت صحیح این استراتژی‌های ارتباطی می‌تواند با کاهش نااطمینانی در سیاست پولی، سهم به‌سزایی در اثربخشی بخش مالی داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، سیاست‌گذاران هنگام تدوین سیاست‌های پولی در سطح کلان، باید آثار ناشی از تصمیم‌های مزبور را بر بازارهای مالی مدنظر قرار دهند.

References

[1] Arouri, M., Estay, C., Rault, C., & Roubaud, D. (2016). Economic Policy Uncertainty and Stock Markets: Long-run Evidence from the US. Finance Research Letters, *18*, 136-141.

[2] Azizi, F. (2007). The Relationship Between Macro Economic Variables and the Demand for life Insurance (Case Study of Iran 1369-1383). *Management Research in Iran*, Volume 10, Issue 4, pp. 135-149. (In Persian).

[3] Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, *131*(4), 1593-1636.

[4] Balcilar, M., Gupta, R., Lee, C. C., & Olasehinde-Williams, G. (2017). *Economic Policy Uncertainty and Insurance*. Working Papers 201776, University of Pretoria, Department of Economics.

[5] Balcilar, M., Olasehinde-Williams, G., & Shahbaz, M. (2018). Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impact of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Japan. Working Papers 15-39, Eastern Mediterranean University, Department of Economics.

[6] Beck, T., & Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries. The World Bank Economic Review, *17*(1), 51-88.

[7] Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685.

[8] Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2016). The

Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. European Economic Review, *88*, 185-207.

[9] Chen, R., Wong, K. A., & Lee, H. C. (1999). Underwriting Cycles in Asian, *Journal of Risk and Insurance*, 66(1): 29-47.

[10] Chen, J., Jiang, F., & Tong, G. (2016). Economic Policy Uncertainty in China and Stock Market Expected Returns. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.

[11] Cummins, J. D., & Nye, D. J. (1980). The Stochastic Characteristics of PropertyLiability Insurance Company Underwriting Profits. *Journal of Risk and Insurance*, 47(1): 61-77.

[12] Enz, R. (2000). The S-curve Relation Between Per-capita Income and Insurance Penetration. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 25(3):396–406.

[13] Feyen, E., Lester, R., & Rocha, R. (2011). What Drives the Development of the Insurance Sector? An Empirical Analysis Based on a Panel of Developed and Developing Countries. *World Bank Working Paper 5572*.

[14] Fung, H. G., Lai, G. C., Patterson, G. A., & Witt, R. C. (1998). Underwriting Cycles in Property and Liability Insurance: An Empirical Analysis of Industry and by Line. *Journal of Risk and Insurance*, 65(4): 539-562.

[15] Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy Uncertainty and Corporate Investment. *Review of Financial Studies*, Oxford University Press, 29(3):523–564.

[16] Guo, F., Fung, H. G., & Huang, Y. S. (2009). The Dynamic Impact of Macro Shocks on Insurance Premiums. *Journal of Financial Services Research*, *35(3), 225–244.*

[17] Gupta, R., Lahiani, A., Lee, C. C., & Lee, C. C. (2016). *Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impacts of Output and Economic Policy Uncertainty*. *Empirical Economics*, 57(6), 1959-1978.

[18] Jawadi, F., Bruneau, C. & Sghaier, N. (2009). Nonlinear Cointegration Relationships between Non- Life Insurance Premiums and Financial Markets. Journal of Risk and Insurance, 76(3), 753-783.

[19] Jones, P. M., & Olson, E. (2013). The Time-varying Correlation Between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37.

[20] Julio, B,. & Yook, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *The Journal of Finance*, 67, 45-84.

[21] Kang, W., Lee, K., & Ratti, R. A. (2014). Economic Policy Uncertainty and Firm-level Investment. *Journal of Macroeconomics*, 39, 42–53.

[22] Lamm-Tennant, J., & Weiss, U. M. (1997). International Insurance Cycles: Rational Expectations/Institutional Intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 64(3), 415-439.

[23] Lee, C. C., & Chiu, Y. B. (2012). The Impact of Real Income on Insurance Premiums: Evidence from Panel Data. International Review of Economics & Finance, *21*(1), 246-260.

[24] Lee, S. J., Kwon, S. I., & Chung, S. Y. (2010). Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea. The Geneva Papers on Risk and

Insurance-Issues and Practice, *35*(1), S82-S91.
[25] Li, D., Moshirian, F., Nguyen, P. & Wee, T. (2007). The Demand for Life Insurance in OECD Countries. Journal of Risk and Insurance, *74*(3), 637-652.
[26] Li, X. L., Balcilar, M., Gupta, R. & Chang, T. (2016). The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. Emerging Markets Finance and Trade, *52*(3), 674-689.
[27] Lotfi, A. (2017). Investigate the Effect of Macroeconomic Variables on Individuals Request of Insurance. *Financial Monetary Economics*, Volume 23, No. 12, pp. 235-268. (In Persian).
[28] Mohagheghzadeh, F., Shirinbakhsh, Sh., Najafizadeh, A. & Daghighi asl, A. (2017). Sensitivity of Economic Growth to Life and Non-Life Insurances. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, Volume 6, No. 23, pp. 205-230. (In Persian).
[29] Niehaus, G., & Terry, A. (1993). Evidence on the Times Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60(3), 466-479.
[30] Park, H., Borde, SF., & Choi, Y. (2002). Determinants of Insurance Pervasiveness: A Cross-national Analysis. *International Business Review*, 11, 79–96.
[31] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, *16*(3), 289-326.
[32] Salahmanesh, A., Akbarifard, H. & Alaie, R. (2016). Relationship between the Insurance Market Activity, Banking Sector and Economic Growth (Study in Iranian Economy). *Quarterly Journal of Economic Strategy*, Volume 5, No. 16, pp. 77-105. (In Persian).
[33] Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314).
[34] Swiss Re (various years) Sigma. Zurich: Swiss Reinsurance Company.
[35] Wang, Y., Chen, CR., & Huang, YS. (2014). Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China. *Pacific Basin Finance Journal*, 26, 227–243.
[36] Ward, D., & Zurbruegg, R. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *Journal of Risk* and Insurance. 67(4), 489–506.
[37] Yavari, K., Sahabi, B., Agheli, L., & Shafiei, S. (2017). Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: A Combination of VAR and GARCH. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, Volume 13, No. 48, pp. 60-96. (In Persian).