

## ساختار زمانی نرخ بهره در چارچوب یک مدل نئوکینزی

پرتو کیان‌پور\*، عباس امینی‌فرد\*\*، هاشم زارع\*\*\* و مهرزاد ابراهیمی\*\*\*\*

تاریخ وصول: ۱۳۹۷/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۲۴

### چکیده

ساختار زمانی نرخ بهره یا منحنی بازده بیان‌کننده رابطه بین مدت زمان باقیمانده تا سررسید و بازدهی اسناد خزانه اسلامی می‌باشد. اسناد خزانه اسلامی، اسناد با نامی است که دولت به منظور تسویه بدهی‌های مسجل خود با حفظ قدرت خرید، بابت طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای با قیمت اسمی و سررسید معین به طلبکاران غیردولتی واگذار می‌کند و دریافت کنندگان اسناد خزانه می‌توانند این اوراق را در بازار ابزارهای مالی نوین مالی فرابورس ایران به فروش برسانند. تفاوت عمده این اسناد با سایر اوراق بهادار، در سررسید آن‌ها و پرداخت سود است. این اوراق عموماً سررسیدی کمتر از یک سال دارند. اسناد خزانه اسلامی بدون سود بوده و هیچ‌گونه پرداخت میان دوره‌ای تحت عنوان سود نخواهند داشت و سرمایه‌گذاران از مابه‌التفاوت قیمت خرید اوراق و ارزش اسمی دریافتی آن در سررسید، منتفع خواهند شد. دارندگان اوراق، مبلغ اسمی را در سررسید از دولت دریافت می‌کنند. با توجه به اینکه خزانه‌داری کل کشور تعهد پرداخت مبلغ اسمی این اسناد در سررسید را بر عهده گرفته است به آنها، اوراق بدون ریسک اطلاق می‌شود. در واقع خزانه‌داری کل کشور در همه کشورها دارای کمترین ریسک در ایفای تعهدات است و به پشتوانه مالیات دریافتی از جامعه، می‌تواند با اطمینان بالا تعهداتش را به موقع پرداخت کند. همچنین اسناد خزانه اسلامی مهم‌ترین ابزار بازار پول به منظور اعمال سیاست‌های پولی می‌باشد و از درجه نقدشوندگی بالایی برخوردار است. پژوهش حاضر پیرامون ساختار زمانی نرخ بهره ایران در چارچوب یک مدل نئوکینزی طی سالهای ۱۳۷۳:۴-۱۳۹۵ است. در این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیون برداری به بررسی موضوع فوق پرداخته شده است. ابزار تحلیل خود رگرسیون برداری، شامل تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌باشد. در این تحقیق به منظور تعیین مقادیر غیر قابل مشاهده نرخ تورم انتظاری و تولید بالقوه از روش فیلتر هادریک- پرسکات استفاده شده است. بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر، ضریب متغیر تورم انتظاری و تورم باوقفه معنادار می‌باشد که نشان دهنده این است که بنگاه‌ها در تعیین قیمت خود، هم آینده‌نگر و هم، گذشته‌نگر

\* دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

\*\* استادیار، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)

(aaminifard@yahoo.com)

\*\*\* استادیار، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

\*\*\*\* استادیار، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

هستند، اما ضریب تورم باوقفه بیشتر از ضریب تورم انتظاری است و بیان می‌کند که بنگاه‌ها در تعیین سطح قیمت جاری خود بیشتر به تورم گذشته توجه دارند. تأثیر تکانه تورمی بر نرخ بهره سه ماهه، نرخ بهره شش ماهه و پاداش ریسک شش ماهه مثبت و معنادار و تأثیر تکانه تولید بر نرخ بهره یک‌ساله منفی و بی‌معنی می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از برآورد قاعده تیلور نشان می‌دهد که ضریب شکاف تولید و تورم انتظاری مثبت و معنادار و به ترتیب برابر با  $0/32$  و  $0/21$  می‌باشد؛ براساس نتایج این تخمین واکنش مقامات پولی نسبت به شکاف تولید سازگار با قاعده تیلور بوده در حالی که این واکنش نسبت به تورم انتظاری سازگار نیست.

طبقه‌بندی JEL: C32، E43، E44، E52، G1

**واژه‌های کلیدی:** خودرگرسیون برداری، ساختار زمانی نرخ بهره، مدل نئوکینزی، سیاست پولی، پاداش ریسک.

## ۱- مقدمه

نظام اقتصادی در سطح کلان از دو بخش اصلی تشکیل گردیده است: بخش حقیقی و بخش مالی اقتصاد که اکثر فعالیتهای اقتصادی نیز در این دو بخش صورت می‌گیرد. در بخش حقیقی اقتصاد، مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، صادرات و در بخش مالی، مبادلات پول و اوراق بهادار انجام می‌پذیرد. در سیستم مالی، پول، اعتبار و اوراق بهادار از عرضه‌کنندگان به متقاضیان آنان منتقل می‌شود. به‌طور کلی بخش مالی هر کشوری وظیفه انتقال پس‌اندازها و تخصیص آنها به‌عنوان منابع سرمایه‌گذاری را بر عهده دارد (Mohammadzade, 2014).

بحران بزرگ مالی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ نشان‌دهنده این بود که نوسانات قیمت دارایی‌ها، اعتبارات و جریان‌های سرمایه اثرات چشمگیری بر وضعیت مالی خانوارها، بنگاه‌ها و دولت‌ها داشته است.

رسیدن سیستم مالی جهان به آستانه فروپاشی و رکود تولید باعث بهبود روابط کلان مالی شده است. روابط کلان-مالی نشان‌دهنده رابطه دو طرفه بین بخش‌های اقتصادی و مالی است. تکانه‌های اقتصادی از طریق بازارهای مالی گسترش پیدا می‌کنند و از این طریق سیکل‌های تجاری بهبود می‌یابند. بازارهای مالی منبع تکانه‌هایی هستند که باعث نوسانات کلان اقتصادی می‌شوند. بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که دلیل بحران مالی نادیده گرفتن روابط کلان-مالی است؛ اما بیشتر اقتصاددانان معتقدند که معایب موجود در بازارهای مالی منجر به تشدید شدن نوسانات در بخش‌های مالی و اقتصادی شده است. ساختار زمانی نرخ بهره<sup>۱</sup> نقش مهمی در اقتصاد کلان-مالی دارد (Claessen and Kose, 2017).

ساختار زمانی نرخ بهره، ارتباط میان بهره‌های اوراق قرضه بدون کوپن<sup>۲</sup> را که تنها در تاریخ سررسید با یکدیگر تفاوت دارند، بررسی می‌کند. ساختار زمانی نرخ بهره در سیاست‌های پولی نقش مهمی دارد زیرا مقامات پولی نظارت مستقیمی بر نرخ بهره کوتاه مدت دارند (Shareef and Shijin, 2017).

کشورهای در حال توسعه به‌جهت انبوه پروژه‌های توسعه‌ای و ضروری خود همواره با کسری منابع مالی در تأمین مالی طرح‌های اقتصادی خود روبه‌رو هستند. در این

<sup>1</sup> Term structure of interest rate

<sup>۲</sup> اوراق قرضه بدون کوپن به اوراق قرضه‌ای گفته می‌شود که تا سررسید سود پرداختی در قالب کوپن نداشته و سود آن با توجه به تنزیل قیمت اسمی آن است. بدین صورت که در زمان فروش قیمت آن کمتر از قیمت اسمی بوده و در سررسید قیمت اسمی آن پرداخته می‌شود و این تفاوت در قیمت اسمی و معامله سود آن محسوب می‌شود. با توجه به اینکه اوراق قرضه مرسوم ماهیتی ربوی داشته است، در ایران با تغییر در ماهیت حقوق اوراق، سعی در رفع مشکل آن شده است. در ایران اوراق قرضه بدون کوپن با نام اسناد خزانه اسلامی شناخته می‌شود.

کشورها، نهاد دولت به‌عنوان بزرگ‌ترین بنگاه اقتصادی، متصدی اجرا و پیاده‌سازی پروژه‌های راهبردی و توسعه‌ای است؛ بنابراین چگونگی تأمین مالی به‌جهت کاهش اثرات کسری بودجه احتمالی یکی از مسائل و دغدغه‌های همیشگی دولت‌ها به‌ویژه دولت‌های کشورهای در حال توسعه است (Nazarpur and Sadraei, 2017). کشور ایران نیز از این قضیه مستثنا نبوده و با توجه به اینکه سهم قابل توجهی از مخارج دولت توسط درآمدهای نفتی تأمین می‌شود و درآمدهای نفتی نیز در طول سالهای گذشته نوسانات زیادی را تجربه کرده و موجب ناپایداری درآمدهای دولت و کسری بودجه شده است (Karami and Bayat, 2017). مجموعه روش‌های متداول در تأمین منابع مالی به دو بخش تأمین مالی داخلی و خارجی تقسیم‌بندی می‌شود. از جمله روش‌های نوین مورد استفاده در تأمین مالی دولت از طریق منابع داخلی، انتشار اسناد خزانه است (Nazarpur and Sadraei, 2017).

اسناد خزانه مهم‌ترین ابزار سیاست‌های پولی دولت است زیرا نقدشوندگی بالایی دارد و به‌سرعت معامله می‌شود. بعلت ماهیت ربوی اسناد خزانه این ابزار در بازارهای مالی اسلامی قابل استفاده نیست زیرا اگر چه این اسناد فاقد کوپن بهره هستند و در بدو انتشار با کسر از مبلغ اسمی به فروش می‌رسند؛ اما مانند اوراق قرضه ماهیت ربوی دارند. بنابراین اندیشمندان مسلمان اقدام به طراحی ابزاری جایگزین اسناد خزانه کردند که به لحاظ شرعی و قانونی قابلیت اجرا داشته باشد و آن را اسناد خزانه اسلامی نامیدند. اسناد خزانه اسلامی اوراق بهادار بانام و یا بی‌نامی است که خزانه‌داری کل وزارت امور اقتصاد و دارایی با سررسید معین و بدون کوپن سود منتشر کرده و در برابر بدهی‌های بخش دولتی به بانک مرکزی، شبکه بانکی و پیمانکاران طرف قرارداد، به بهای اسمی در اختیار بانک مرکزی، بانک‌های بستانکار، پیمانکاران و سایر بستانکاران قرار می‌دهد. در واقع اسناد خزانه اسلامی بر مبنای مکانیسم اوراق بهادارسازی بدهی‌های دولت به بخش‌های مختلف و انتقال این بدهی‌ها شکل می‌گیرد. این اسناد با دوره‌های سررسید کمتر از یک سال و حداکثر تا پنج سال منتشر می‌شوند. بازپرداخت اسناد خزانه در سررسید توسط وزارت امور اقتصاد و دارایی تضمین می‌شود و قبل از سررسید، از قابلیت تنزیل در بازار ثانویه برخوردار خواهند بود. اسناد خزانه اسلامی منافع بسیاری برای اقتصاد کشور دارند از جمله:

۱- ایجاد ابزار مالی مناسبی برای خزانه‌داری کل وزارت امور اقتصادی و دارایی برای تسویه بدهی انباشته؛ ۲- گشایش در وضعیت مالی بانک‌های بستانکار و پیمانکاران و گردش روان‌تر و با هزینه معاملاتی کمتر وجوه مالی در اقتصاد؛ ۳- مدیریت نقدینگی در اقتصاد با استفاده از ایجاد امکان انجام عملیات بازار باز توسط بانک مرکزی با خرید و فروش اسناد خزانه در بازار ثانویه (Zakernia and Habibollahi, 2016)

با توجه به نقش این ابزار در اقتصاد ایران، در این مطالعه به این پرسش‌ها پاسخ داده می‌شود؟ تکانه‌های اقتصادی چه تأثیری بر نرخ بهره و پاداش ریسک اسناد خزانه اسلامی دارند؟ به عبارت دیگر کدامیک از تکانه‌های تورمی، تولید و پولی بر نرخ بهره و پاداش ریسک اسناد خزانه اسلامی اثر مثبت و کدامیک اثر منفی دارد. در ادامه این پرسش‌ها بررسی می‌شوند.

مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به مبانی نظری و در بخش سوم به پیشینه تحقیق پرداخته شده است. در بخش چهارم روش تحقیق ارائه شده است. در بخش پنجم مدل برآورد شده و پرسش‌های تحقیق پاسخ داده می‌شوند و در انتها، به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

## ۲- مبانی نظری

در ارتباط با ساختار زمانی نرخ بهره چهار نظریه مهم وجود دارد که عبارتند از:

### ۲-۱- نظریه انتظارات<sup>۳</sup>

نظریه انتظارات ساختار زمانی نرخ بهره بیان‌کننده رابطه بین نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت اوراق قرضه است؛ به عبارت دیگر این نظریه بیان‌کننده این است که نرخ بهره بلندمدت برابر با میانگین نرخ بهره کوتاه‌مدت مورد انتظار است. در این نظریه فرض می‌شود که انتظارات سرمایه‌گذاران از نرخ بهره آینده به صورت عقلایی می‌باشد. همچنین در این نظریه فرض می‌شود چنانچه بازده انتظاری اوراق قرضه کوتاه‌مدت کمتر از بازده اوراق قرضه با سررسیدهای دیگر باشد افراد اوراق قرضه نگهداری نمی‌کنند.

### ۲-۲- نظریه رجحان نقدینگی<sup>۴</sup>

این نظریه در سال ۱۹۴۶ توسط هیکس<sup>۵</sup> مطرح شده است. سرمایه‌گذاران در زمان خرید اوراق قرضه به ارزش اسمی کوپن و بازده حقیقی اوراق قرضه توجه می‌کنند. نااطمینانی تورم باعث نااطمینانی بازده حقیقی اوراق قرضه می‌شود و سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه با پذیرش ریسک همراه می‌شود. با گذر زمان نااطمینانی تورم و ریسک تورمی اوراق قرضه افزایش پیدا می‌کند؛ چنانچه صاحبان اوراق قرضه قبل از زمان سررسید، اوراق قرضه خود را بفروشند تغییر نرخ بهره باعث سود یا زیان سرمایه می‌شود. هرچه زمان سررسید اوراق قرضه طولانی‌تر باشد، احتمال بیشتری برای زیان در سرمایه وجود دارد. سرمایه‌گذاران اوراق قرضه بلندمدت برای جبران ریسک خرید اوراق قرضه بلندمدت به پاداش ریسک نیاز دارند. پاداش ریسک برابر با سود نگهداری اوراق قرضه بلندمدت

<sup>3</sup>. Expectations Theory

<sup>4</sup>. Liquidity Preference Theory

<sup>5</sup> Hicks

است و با افزایش زمان سررسید اوراق قرضه افزایش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر نرخ بهره بلندمدت علاوه بر نرخ بهره مورد انتظار سرمایه‌گذار شامل یک پاداش برای نگهداری اوراق قرضه بلندمدت می‌باشد که به آن پاداش ریسک یا رجحان نقدینگی گفته می‌شود.

### ۳-۲- نظریه بازارهای مجزا<sup>۶</sup>

این نظریه توسط کالبرتسون<sup>۷</sup> در سال ۱۹۵۷ مطرح شد. در این نظریه فرض شده است که بازار اوراق قرضه با سررسید مختلف از یکدیگر مجزا هستند؛ همچنین عرضه و تقاضای اوراق قرضه تعیین‌کننده نرخ بهره اوراق قرضه با سررسیدهای مختلف هستند. اوراق قرضه بلندمدت به دلیل اینکه همراه با تورم و ریسک نرخ بهره هستند با اوراق قرضه کوتاه‌مدت تفاوت دارند. با توجه به اینکه بازده انتظاری اوراق قرضه یک سررسید تأثیری در بازده اوراق قرضه با سررسید دیگر ندارد بنابراین اوراق قرضه با سررسیدهای مختلف را نمی‌توان جانشین همدیگر کرد؛ به عبارت دیگر هیچ‌گونه رابطه‌ای بین بازده اوراق قرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود ندارد.

### ۴-۲- نظریه رفتار ترجیحی<sup>۸</sup>

این نظریه توسط مودigliانی و ساتچ<sup>۹</sup> در سال ۱۹۶۶ مطرح شد. نظریه رفتار ترجیحی ترکیبی از نظریه بازارهای مجزا و انتظارات است (Omondi, 2015). سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان، اوراق قرضه با سررسید خاصی را ترجیح می‌دهند. هنگامی که تقاضا و عرضه برای اوراق قرضه با سررسید خاص به نقطه تعادل نمی‌رسد بسیاری از سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان تمایل دارند تا در نقطه غیرتعادلی به معامله بپردازند. سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان برای انجام این معامله به یک پاداش ریسک نیاز دارند. پاداش ریسک باید به میزانی باشد که ریسک سرمایه‌گذاری مجدد را کاهش دهد. این پاداش ریسک به خاطر نبود تقاضا برای اوراق قرضه با سررسید خاص و ترک رفتار ترجیحی خاص است (Costa, 2019).

### ۳- پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی برخی از مطالعات انجام شده در زمینه ساختار زمانی نرخ بهره پرداخته شده است:

فالاگیاردا و مارزو (۲۰۱۲)، به برآورد ساختار زمانی نرخ بهره طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۷

<sup>۶</sup>. Market Segmentation Theory

<sup>۷</sup>. Culbertson

<sup>۸</sup>. Preferred Habitat Theory

<sup>۹</sup>. Modigliani and Sutch

در ایالات متحده آمریکا با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. مدل از چهار بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی تشکیل شده است. نتایج به دست آمده بیانگر آن است که اثر تکانه‌های تکنولوژی، پولی و مخارج دولت بر نرخ بهره کوتاه مدت، میان مدت، بلندمدت و پاداش ریسک به ترتیب منفی، مثبت و مثبت است (Falagiarda and Marzo, 2012).

کونگ (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه بین سیاست‌های پولی و ساختار زمانی نرخ بهره طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۵۳ با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخت. مدل برآورد شده از سه بخش خانوار، بنگاه و بانک مرکزی تشکیل شده است. نتایج برآورد شده بیانگر آن است که اثر تکانه پولی و بهره‌وری بر بازده اوراق قرضه یک ساله و پنج ساله به ترتیب مثبت و منفی است (Kung, 2015).

هسو و همکاران (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه بین پاداش ریسک اوراق قرضه اسمی، حقیقی و متغیرهای کلان اقتصادی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۳ در آمریکا با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. مدل برآورد شده از سه بخش خانوار، بنگاه و بانک مرکزی تشکیل شده است. نتایج برآورد شده بیانگر آن است که اثر تکانه‌های تورمی و تولید بر پاداش ریسک حقیقی و اسمی اوراق قرضه به ترتیب مثبت و منفی است (Hse et al, 2016).

پراسانا و سومیا (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه بین منحنی بازده و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل نلسون و سیگل<sup>۱۰</sup> در بازارهای اوراق قرضه کشورهای ژاپن، هنگ کنگ، کره جنوبی، سنگاپور، مالزی، هند، چین، اندونزی و فیلیپین پرداختند. داده‌های به کار رفته به صورت ماهانه و برای دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۳ است. نتایج برآورد شده بیانگر آن است که یک رابطه دو طرفه بین منحنی بازده و عوامل کلان اقتصادی کشورهای نامبرده وجود دارد. همچنین، تولید باعث هدایت سطح منحنی بازده می‌شود و سطح منحنی بازده اثر مستقیمی بر سرمایه‌گذاری و هزینه دارد (Prasanna and Sowmya, 2017).

شریف و شیجین (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه ساختار زمانی نرخ بهره و متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۸ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری در کشور هند پرداختند. نتایج بیانگر آن است که تکانه پولی اثر معناداری بر سطح منحنی بازده دارد. همچنین، پاسخ شیب منحنی بازده به تکانه پولی تا دوره دهم منفی، پاسخ انحنای منحنی بازده به تکانه پولی به صورت نوسانی و بیانگر این است که بازده اوراق قرضه پنج ساله نقش مهمی در شکل ساختار زمانی نرخ بهره دارد (Shareef and Shijin, 2017).

<sup>10</sup> Nelson and Siegel

دوشی و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی ساختار زمانی نرخ بهره و متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۵۳ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پرداختند. متغیرهای کلان به‌کاررفته در این تحقیق تورم و رشد اقتصادی و سررسید اوراق قرضه سه و شش ماهه، یک، دو، سه، چهار، پنج، ده و بیست ساله است. نتایج به‌دست آمده نشان‌دهنده این است که رشد اقتصادی بلندمدت ناپایداری کمتری نسبت به رشد اقتصادی کل دارد و تورم بلندمدت پایداری بیشتری نسبت به رشد اقتصادی بلندمدت دارد. همچنین، تورم بیشترین و رشد اقتصادی کمترین درصد تغییرات بازده اوراق قرضه را به خود اختصاص داده است (Doshi et al, 2018).

#### ۴- روش تحقیق

برای توصیف ساختار زمانی نرخ بهره، از مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین<sup>۱۱</sup> استفاده شده است. در این مدل فرض می‌شود در بازارهای مالی آربیتراژ وجود ندارد. فرض نبود آربیتراژ در بازارهای اسناد خزانه اسلامی منطقی به نظر می‌رسد چون بازارهای اسناد خزانه اسلامی قدرت نقدینگی بالایی دارند. مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین به دو دسته تقسیم می‌شود: ۱- مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین تک عاملی؛ ۲- مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین چند عاملی. در مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین تک عاملی، ریسک برابر با نرخ بهره کوتاه‌مدت است درحالی‌که در مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین چند عاملی، نرخ بهره کوتاه‌مدت ترکیبی از عوامل ریسک است. مدل پویایی ساختار زمانی از سه جزء اصلی تشکیل شده است. این سه جزء عبارتند از: ۱- مجموعه‌ای از متغیرهای وضعیت: متغیرهای وضعیت غیر قابل مشاهده یا قابل مشاهده مانند متغیرهای کلان اقتصادی هستند؛ ۲- توصیف پویایی متغیرهای وضعیت؛ ۳- رابطه بین متغیرهای وضعیت و ساختار زمانی نرخ بهره (Espada and Ramos-Francia, 2008).

براساس قاعده سیاست پولی عوامل ریسک شامل برخی از متغیرهای کلان اقتصادی است. عوامل کلان اقتصادی شامل  $X_t$  شکاف تولید،  $\pi_t$  نرخ تورم جاری و  $r_t$  نرخ بهره کوتاه‌مدت است. بردار وضعیت  $Z_t$  به‌صورت زیر است:

$$Z_t = [\pi_t, X_t, r_t] \quad (1)$$

<sup>۱۱</sup> یک مدل بازده آفین مربوط به ساختار زمانی نرخ بهره، پیشنهادی از نرخ‌ها و فرآیندهای قیمت اسناد خزانه اسلامی است به عبارت دیگر ساختار زمانی  $\{P(t, T); 0 \leq t \leq T, T > 0\}$  آفین است اگر  $P(t, T) = \exp(A(t, T) - B(t, T)r(t))$  باشد که در آن  $r(t)$  نرخ بهره آنی و توابع  $A$  و  $B$  تعینی هستند، بنابراین در مدل‌های ساختار زمانی آفین بار اصلی تصادفی بودن مدل بر نرخ بهره آنی است.



$Z_t$  تعیین کننده پویایی است و برابر با متغیرهای کلان (عوامل ریسک)  $(k \times 1)$  است؛  $Z_t$  از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می کند (Yin and Li, 2014).

$$Z_t = \mu + \phi Z_{t-1} + \sum \epsilon_t \quad (2)$$

$\mu$  و  $\phi$  به ترتیب برابر با بردار  $(k \times 1)$  و ماتریس  $(k \times 1)$  است.  $\Omega = \Sigma \Sigma'$  برابر با ماتریسی با ابعاد  $(k \times k)$  است که از واریانس-کوواریانس شرطی  $X_t$  به دست می آید.  $\epsilon_t$  برابر با متغیر تصادفی نرمال استاندارد چند متغیره  $(k \times 1)$  است. در این روش فرض شده، نرخ بهره کوتاه مدت تابعی از عوامل ریسک است.

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' Z_t \quad (3)$$

در این مطالعه نرخ بهره کوتاه مدت برابر با نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی سه ماهه است؛ به عبارت دیگر  $r_t = y_t^1$  است. در رابطه (۳)  $\delta_0$  برابر با یک اسکالر و  $\delta_1$  برابر با بردار  $(k \times 1)$  است؛ اسناد خزانه اسلامی براساس رابطه زیر قیمت گذاری شده است:

$$P_t^n = E_t[M_{t+1} P_{t+1}^{n-1}] \quad (4)$$

در رابطه (۴)  $M_{t+1}$  بیانگر عامل تنزیل تصادفی و  $P_t^n$  بیانگر قیمت اسناد خزانه اسلامی با سررسید  $n$  است. از رابطه (۴) لگاریتم گرفته و عبارت زیر به دست آمده است:

$$\log P_t^n = E_t[\log M_{t+1} + \log P_{t+1}^{(n-1)}] + \frac{1}{2} \text{Var}_t[\log M_{t+1} + \log P_{t+1}^{(n-1)}] \quad (5)$$

قیمت اسناد خزانه اسلامی دوره اول برابر با عامل تنزیل تصادفی است. نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی با سررسید  $n$  به صورت زیر است:

$$y_t^n = -\frac{1}{n} \log P_t^n \quad (6)$$

پاداش ریسک اسناد خزانه اسلامی با سررسید  $n$  برابر است با:

$$yrp_t^n = y_t^n - \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t[y_{t+i}^{(1)}] \quad (7)$$

در مدل ساختار زمانی نرخ بهره آفین عامل تنزیل تصادفی براساس توزیع نرمال-لگاریتمی شرطی و به صورت رابطه زیر است (Buncic and Lentner, 2016).

$$M_{t+1} = \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \epsilon_{t+1}\right\} \quad (8)$$

در رابطه (۸)  $\lambda_t$  برابر با قیمت بازاری ریسک است. قیمت بازاری ریسک تابعی از بردار وضعیت به صورت زیر است:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 Z_t \quad (۹)$$

رابطه (۹) شامل تکانه‌های کلان اقتصادی است و تأثیر تکانه‌های کلان بر ساختار زمانی نرخ بهره را نشان می‌دهد.  $\lambda_0$  (پاداش ثابت ریسک) برابر با بردار ستونی  $(k \times 1)$  و  $\lambda_1$  (پاداش متغیر ریسک) برابر با ماتریس  $(k \times k)$  است. با توجه به اینکه قیمت اسناد خزانه اسلامی تابعی از متغیرهای وضعیت است، بنابراین قیمت اسناد خزانه اسلامی دوره  $t$  برابر است با:

$$P_t^n = \exp\{\bar{A}_n + \bar{B}'_n Z_t\} \quad (۱۰)$$

ضرایب  $A_n$  و  $B_n$  از معادلات تفاضلی زیر پیروی می‌کنند.

$$\bar{A}_{n+1} = \bar{A}_n + \bar{B}'_n(\mu - \Sigma' \lambda_0) + \frac{1}{2} \bar{B}'_n \Sigma \Sigma' \bar{B}_n - \delta_0 \quad (۱۱)$$

$$\bar{B}'_{n+1} = \bar{B}'_n(\phi - \Sigma \lambda_1) - \delta'_1 \quad (۱۲)$$

$\bar{A}_1 = -\delta_0$  و  $-\delta_1 \bar{B}_1$  است؛ به عبارت دیگر بازده اسناد خزانه اسلامی تابعی از متغیرهای وضعیت است و رابطه آن به صورت زیر است:

$$y_t^n = -\frac{\log P_t^n}{n} = A_n + B'_n Z_t \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)  $A_n = -\frac{\bar{A}_n}{n}$  و  $B_n = -\frac{\bar{B}_n}{n}$  است. رابطه (۱۳) معادله عوامل قابل مشاهده نامیده می‌شود (Ang and Piazzesi, 2003).

برای بررسی پویایی متغیرها از مدل نئوکینزینی مشابه مطالعات چو و مورنو<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۶)، بن‌سیک و ملیسکی<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۸) و بن‌سیک و لنتنر (۲۰۱۶) استفاده شده است. معادله عرضه کل بیان‌کننده پویایی تورم است. معادله عرضه کل که در این مدل استفاده می‌شود از نوع منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید است. در رابطه (۱۴)  $\pi_t$  نرخ تورم جاری،  $\pi_{t+1}$  نرخ تورم انتظاری،  $\pi_{t-1}$  نرخ تورم با وقفه،  $X_t$  شکاف تولید و  $\varepsilon_t^\pi$  تکانه تورمی است.

$$\pi_t = \theta_\pi E_t[\pi_{t+1}] + (1 - \theta_\pi)\pi_{t-1} + \alpha X_t + \varepsilon_t^\pi \quad (۱۴)$$

<sup>12</sup> Cho and Moreno

<sup>13</sup> Buncic and Melecky

معادله تقاضای کل به صورت زیر است. در این رابطه  $r_t$  بیانگر نرخ بهره کوتاه مدت،  $\varepsilon_t^x$  تکانه تولید (تقاضای کل)،  $X_{t+1}$  شکاف تولید انتظاری و  $X_{t-1}$  شکاف تولید باوقفه است.

$$X_t = \theta_x IE_t[X_{t+1}] + (1 - \theta_x)X_{t-1} - \beta(r_t - IE_t[\pi_{t+1}]) + \varepsilon_t^x \quad (15)$$

در این مطالعه فرض شده است که بانک مرکزی نرخ بهره را براساس قاعده تیلور تعمیم یافته تعیین می‌کند. بانک مرکزی به تورم بالا و انحرافات تولید از روند واکنش نشان می‌دهد. در رابطه (۱۶) پاسخ بانک مرکزی به نرخ تورم انتظاری،  $K_X$  پاسخ بانک مرکزی به نوسانات شکاف تولید و  $\varepsilon_t^r$  تکانه پولی می‌باشد.

$$r_t = \theta_r r_{t-1} + K_\pi IE_t \pi_{t+1} + K_X X_t + \varepsilon_t^r \quad (16)$$

در این تحقیق برای تخمین پارامترهای مدل از روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل<sup>۱۴</sup> استفاده شده است؛ همچنین در این تحقیق از روش خودرگرسیون برداری<sup>۱۵</sup> و مکانیزم توابع واکنش آنی<sup>۱۶</sup> و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی<sup>۱۷</sup> استفاده شده است. مدل خودرگرسیون برداری به محقق امکان می‌دهد رفتار چند متغیر سری زمانی را در کنار یکدیگر در قالب یک سیستم معادلات همزمان مورد بررسی قرار دهد. ساده بودن و عدم نیاز به تعیین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و پیش‌بینی‌های بهتر مدل خودرگرسیون برداری نسبت به سایر روش‌ها مانند معادلات همزمان از ویژگی‌های مهم مدل‌سازی خودرگرسیون برداری است (Khoshnevis and Hadikhani, 2016). تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند.

#### ۵- برآورد مدل

با توجه به بخش ۴، که روش تحقیق معرفی شده است، داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی و برای دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است؛ به این ترتیب که داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده یا اینکه به صورت اطلاعات برآوردی می‌باشند، مانند: متغیرهای تورم انتظاری و تولید بالقوه که غیر قابل مشاهده می‌باشند، بنابراین آمار مربوط به این متغیرها از آن دسته اطلاعاتی هستند که برآورد و محاسبه شدند. برای استخراج تولید بالقوه و شکاف تولید از داده‌های تولید ناخالص داخلی به

<sup>14</sup>. Full Information Maximum Likelihood

<sup>15</sup>. Vector Autoregressive

<sup>16</sup>. Impulse Responses Function

<sup>17</sup>. Forecast Error Variance Decomposition

قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. لازم به ذکر است که داده‌های مربوط به متغیر تولید بالقوه، تورم انتظاری در این تحقیق با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات به دست آورده شده است. در اینجا لازم است که اشاره شود منظور از شکاف تولید عبارت است از:

$$GAP = \left( \frac{GDP_t - GDP_t^*}{GDP_t^*} \right) \times 100 \quad (17)$$

که در آن  $GDP_t$  برابر با تولید ناخالص داخلی حقیقی بالفعل و  $GDP_t^*$  برابر با تولید ناخالص داخلی حقیقی بالقوه است. در جدول (۱) متغیرهای تحقیق و شاخص‌ها و روش‌های محاسبه آنها آورده شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرها

Table 1: Introduction of variable

تعریف متغیر	متغیر
نرخ تورم اعلام شده توسط بانک مرکزی	$(\pi_t)$ نرخ تورم
مقادیر نرخ تورم گذشته	$(\pi_{t-1})$ نرخ تورم با وقفه
نرخ سپرده بانکی اعلام شده توسط بانک مرکزی	نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی سه ماهه $(r_{1t}^{18})$
نرخ سپرده بانکی اعلام شده توسط بانک مرکزی	نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی شش ماهه $(r_{2t})$
نرخ سپرده بانکی اعلام شده توسط بانک مرکزی	نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی یک-ساله $(r_{3t})$
	اش ریسک شش ماهه <sup>۱۸</sup> $(P_{2t})$
	پاداش ریسک یکساله $(P_{3t})$

Source: Research calculations and central bank of Iran

مأخذ: محاسبات تحقیق و بانک مرکزی ایران

در این تحقیق، قبل از تخمین مدل از آزمون مانایی برای تمام سری‌های زمانی استفاده شده است. نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ در جدول (۲) ارائه شده است.

<sup>۱۸</sup> در این تحقیق با توجه به نبود آمار نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی در سالهای مورد بررسی و با فرض اینکه نرخ سپرده های بانکی بر اساس سود و زیان عملیاتی بانک‌ها انتخاب می‌شود از نرخ سپرده های بانکی به جای نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی استفاده شده است.

<sup>۱۹</sup> با توجه به تعریف پاداش ریسک، پاداش ریسک سه ماهه برابر با صفر می‌باشد

**جدول ۲: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته**

**Table 2: Augmented Dickey- Fuller Test Results**

مقادیر بحرانی			آماره ADF	متغیر
۱۰٪	۵٪	۱٪		
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۳/۵۵	$\pi_t$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۳/۵۱	$\pi_{t+1}$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۴/۷۶	$X_t$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۳/۶۱	$r_1$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۴/۷۴	$r_2$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۳/۷۷	$r_3$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۴/۹۶	$P_2$
-۳/۸۵	-۳/۴۶	-۴/۰۶	-۳/۶۲	$P_3$

وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، تمام متغیرهای موجود در سطح اطمینان ۹۵ درصد ایستا می‌باشند. با توجه به اینکه در الگوی VAR تعیین طول وقفه بهینه ضروری است، برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیارهای مختلفی مانند معیار شوارتز<sup>۲۰</sup>، حنان-کوئین<sup>۲۱</sup>، آکائیک<sup>۲۲</sup>، خطای پیش‌بینی<sup>۲۳</sup> و نسبت درست‌نمایی<sup>۲۴</sup> استفاده می‌شود. نتایج حاصل از معیارهای مختلف برای تعیین تعداد وقفه بهینه در جدول (۳) آورده شده است. تعیین وقفه بهینه الگو به دلیل اینکه با افزایش هر وقفه، درجه آزادی سیستم کاهش می‌یابد، از اهمیت خاصی برخوردار است؛ بنابراین از معیار شوارتز-بیزین که برای حجم داده‌های کوچک مناسب‌تر است، استفاده می‌شود. بر اساس معیار شوارتز وقفه یک به عنوان وقفه بهینه انتخاب شده است.

**جدول ۳: آزمون تعیین وقفه بهینه الگو**

**Table 3: Test to Determine the optimal lag For the Model**

HQ	SC	AIC	FPE	LR	Log L	وقفه
-۲/۴۳۹	-۲/۳۵۵	-۲/۴۹۶	۵/۶۷ e -۰۸	-	۱۱۳/۶۱۵	۰
* -۵/۵۴۳	* -۵/۰۳۵	* -۵/۸۸۵	* ۱/۹۱ e -۰۹	* ۳۲۱/۰۵۱	۲۸۶/۰۳۱	۱
-۴/۸۱۱	-۳/۸۸۰	-۵/۴۳۹	۳/۰۱ e -۰۹	۹/۷۵۹	۲۹۱/۶۱۷	۲
-۴/۱۵۹	-۲/۸۰۵	-۵/۰۷۲	۴/۴۰ e -۰۹	۱۴/۷۷۵	۳۰۰/۶۷۰	۳
-۳/۷۲۵	-۱/۹۴۸	-۴/۹۲۴	۵/۲۵ e -۰۹	۲۸/۱۱۳	۳۱۹/۲۰۰	۴
-۳/۱۹۷	-۰/۹۹۶	-۴/۶۸۱	۷/۰۱ e -۰۹	۲۰/۲۳۴	۳۳۳/۶۲۹	۵

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

<sup>20</sup> Schwarz Information Criterion

<sup>21</sup> Hannan- Quinn Information Criterion

<sup>22</sup> Akaike Information Criterion

<sup>23</sup> Final Prediction Error

<sup>24</sup> Likelihood Ratio

با مشخص شدن تعداد وقفه بهینه، به برآورد معادلات (۱۶-۱۴) با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل پرداخته شده است. نتایج برآورد ضرایب معادلات به تفکیک در زیر آورده شده است:

$$\pi_t = \cdot \pi_{t-1}/74 + \cdot 25 \pi_{t+1} + \cdot 16 X_t \quad (18)$$

$$Z: (7/68) \quad (3/36) \quad (0/23)$$

$$R^2 = 0/81 \quad h = 0/44$$

$$X_t = \cdot X_{t-1}/23 + \cdot X_{t+1}/23 - \cdot 25 (r_t - \pi_{t+1}) \quad (19)$$

$$Z: (2/21) \quad (2/36) \quad (-0/56)$$

$$R^2 = 0/65 \quad h = -1/31$$

$$r_t = \cdot 95 r_{t-1} + \cdot 21 \pi_{t+1} + \cdot 32 X_t \quad (20)$$

$$Z: (10/21) \quad (2/12) \quad (3/13)$$

$$R^2 = 0/75 \quad h = -0/24$$

نتایج تخمین معادله (۱۸) نشان می‌دهد که ضرایب تورم انتظاری و تورم وقفه‌دار مثبت و معنادار است. براساس نتایج این تخمین اگر تورم انتظاری دوره بعد به میزان یک درصد افزایش یابد، نرخ تورم جاری در حدود ۲۵ درصد تغییر می‌کند. از سوی دیگر ضریب تورم وقفه‌دار باعث یک تغییر ۷۴ درصدی در تورم جاری می‌شود. تفاوت ضریب تورم انتظاری و وقفه‌دار به لحاظ اقتصادی مهم می‌باشد. این مسئله نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران نقش عامل‌های تورم وقفه‌دار در توضیح تورم جاری بیش از عامل‌های تورم انتظاری است. ضریب شکاف تولید مثبت است ولی معنادار نمی‌باشد. مقدار  $R^2$  برابر با ۰/۸۱ است و بیانگر این است که ۸۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل، مربوط به متغیرهای توضیحی است. آماره  $h$  دوربین ۲۵ و اتسون برابر با ۰/۴۴ می‌باشد و نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی مثبت بین اجزاء اخلاص مدل می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین رابطه (۱۹) نشان می‌دهد که ضریب شکاف تولید انتظاری و وقفه‌دار مثبت و معنادار می‌باشد. براساس نتایج این تخمین اگر شکاف تولید دوره قبل و بعد به میزان یک درصد افزایش یابد شکاف تولید دوره جاری به میزان ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. همچنین شیب تقاضای کل منفی و برابر با ۰/۲۵ می‌باشد اما مقدار آن معنادار نمی‌باشد. مقدار  $R^2$  برابر با ۰/۶۵ است و بیانگر این است که ۶۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل، مربوط به متغیرهای توضیحی است. آماره  $h$  دوربین و اتسون برابر با ۱/۳۱- می‌باشد و نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی منفی بین اجزاء اخلاص مدل

<sup>۲۵</sup> اگر مقدار  $h$  دوربین و اتسون بین محدوده (۱/۹۶ و -۱/۹۶) قرار گیرد نشان دهنده نبود خودهمبستگی مثبت یا منفی می‌باشد.

می‌باشد.

رابطه (۲۰) بیانگر قاعده تیلور تعمیم‌یافته است؛ اگر ضریب تورم انتظاری مثبت و بزرگتر از یک و ضریب شکاف تولید مثبت و کوچکتر از یک باشد بیان‌کننده سازگاری با قاعده تیلور تعمیم‌یافته است. همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهد ضریب نرخ بهره دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ بهره جاری دارد که مثبت شدن ضریب نرخ بهره دوره قبل، بیان‌کننده این واقعیت است که میزان نرخ بهره دوره قبل در تعیین نرخ بهره جاری توسط بانک مرکزی تأثیرگذار است. ضریب شکاف تولید و تورم انتظاری معنادار و مثبت و به ترتیب برابر با  $0/32$  و  $0/21$  می‌باشد که نشان‌دهنده این است واکنش مقامات پولی نسبت به شکاف تولید سازگار با قاعده تعمیم‌یافته تیلور می‌باشد درحالی‌که واکنش مقامات پولی نسبت به تورم انتظاری با قاعده تیلور تعمیم‌یافته سازگار نمی‌باشد.  $R^2$  برابر با  $0/75$  است و بیانگر این است که ۷۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل، مربوط به متغیرهای توضیحی است. آماره  $h$  دوربین واتسون برابر با  $0/24$  می‌باشد و نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی منفی بین اجزاء اخلال مدل می‌باشد.

برای بررسی اثر تکانه‌های اقتصادی بر نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی و پاداش ریسک از توابع عکس‌العمل آنی متغیرها استفاده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی اِبرازی برای تحلیل رفتار پویای متغیرهای مدل هنگام وقوع تکانه‌های غیرقابل پیش‌بینی در دیگر متغیرهای مدل می‌باشد. در نمودارهای (۵-۱)،  $Linf$  بیانگر تکانه تورمی،  $Lgap$  تکانه تولید و  $Lm$  تکانه سیاست پولی است. معناداری<sup>۳۶</sup> اثر تکانه‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با استفاده از فاصله اطمینان صورت گرفته است. نتایج حاصل از واکنش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی سه ماهه به تکانه‌های تورمی، تولید و پولی در جدول (۴) و نمودار (۱) ارائه شده است.

**جدول ۴:** اثر تکانه‌ها بر نرخ بهره سه ماهه

**Table 4:** The effect of shocks on 3-month interest rate

دوره	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی
۱	۰/۰۰۴۳	-۰/۰۱۰۳	-۰/۰۰۲۷
۲	۰/۰۰۱۷	-۰/۰۱۷۵	۰/۰۱۵۱
۳	۰/۰۰۵۵	-۰/۰۲۳۷	۰/۰۱۲۲
۴	۰/۰۱۰۸	-۰/۰۱۷۷	۰/۰۱۰۹
۵	۰/۰۱۴۴	-۰/۰۱۳۴	۰/۰۱۰۳
۶	۰/۰۱۶۶	-۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۹۴

<sup>۳۶</sup> منحنی‌های نقطه‌چین نمایانگر فاصله اطمینان می‌باشند. اگر محور افقی مابین منحنی‌های نقطه‌چین قرار نگیرد یا اینکه هر دو منحنی نقطه‌چین بالاتر یا پایین‌تر از محور افقی باشند نشان‌دهنده معناداری اثر تکانه می‌باشد.

۷	۰/۰۱۷۶	-۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۸۴
۸	۰/۰۱۷۶	-۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۷۴
۹	۰/۰۱۶۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۶۳
۱۰	۰/۰۱۵۵	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۵۳

Source: Research Calculations

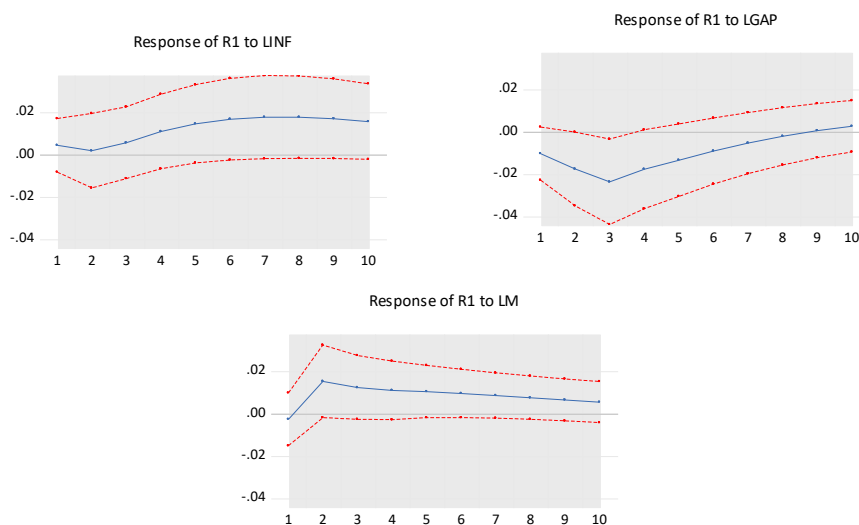
مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۴) و نمودار (۱) واکنش نرخ بهره سه ماهه اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تورم بیانگر آن است که اثر این تکانه از دوره نخست باعث افزایش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی می‌شود که اثر این تکانه از دوره ششم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این اثر مطابق با مبانی نظری است. براساس مباحث نظری با افزایش سطح قیمت‌ها عرضه حقیقی پول کاهش می‌یابد. کاهش عرضه حقیقی پول (مازاد تقاضای پول) سبب اختلالاتی در اقتصاد می‌شود. براساس تعادل والراسی بروز مازاد تقاضای پول در بازار پول سبب ایجاد مازاد عرضه در بازار اسناد خزانه اسلامی می‌شود که این امر سبب کاهش قیمت اسناد خزانه اسلامی و افزایش نرخ بهره می‌شود. واکنش نرخ بهره سه ماهه اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تولید بیانگر آن است که اثر این تکانه منجر به کاهش نرخ بهره سه ماهه از دوره اول تا دوره هشتم می‌شود و اثر این تکانه از دوره دوم تا دوره چهارم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. براساس مبانی نظری، تکانه مثبت تولید باعث افزایش تولید و کاهش تورم می‌شود. کاهش تورم باعث افزایش قیمت اسناد خزانه اسلامی و کاهش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی می‌شود. اثر تکانه مثبت پولی بر نرخ بهره سه ماهه اسناد خزانه اسلامی بیانگر آن است که اثر این تکانه منجر به افزایش نرخ بهره سه ماهه از دوره دوم می‌شود که اثر این تکانه از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. براساس مبانی نظری تکانه سیاست پولی انبساطی باعث انتقال منحنی  $LM$  به سمت راست می‌شود. انتقال منحنی  $LM$  به سمت راست باعث کاهش نرخ بهره، افزایش تقاضای کل و انتقال منحنی تقاضای کل به سمت راست می‌شود. افزایش تقاضای کل باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود. افزایش قیمت‌ها باعث کاهش قیمت اسناد خزانه اسلامی و افزایش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی می‌شود.



**نمودار ۱:** اثر تکانها بر نرخ بهره سه ماهه

**Figure 1.** The effect of shocks on 3-month interest rate  
Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm$  2 S.E.



Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از واکنش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی شش ماهه به تکانهای تورمی، تولید و پولی در جدول (۵) و نمودار (۲) ارائه شده است.

**جدول ۵:** اثر تکانها بر نرخ بهره شش ماهه

**Table 5:** The effect of shocks on 6-month interest rate

دوره	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی
۱	۰/۰۰۱۶	-۰/۰۱۲۸	-۰/۰۰۹۰
۲	-۰/۰۰۳۷	-۰/۰۳۰۰	۰/۰۰۹۷
۳	۰/۰۰۵۶	-۰/۰۲۶۶	۰/۰۰۲۰
۴	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۱۶۲	۰/۰۰۴۸
۵	۰/۰۱۳۸	-۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۵۰
۶	۰/۰۱۵۳	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۵۵
۷	۰/۰۱۵۶	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۵۶
۸	۰/۰۱۴۹	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۵۵
۹	۰/۰۱۳۶	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۵۴
۱۰	۰/۰۱۲۰	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۵۱

Source: Research Calculations

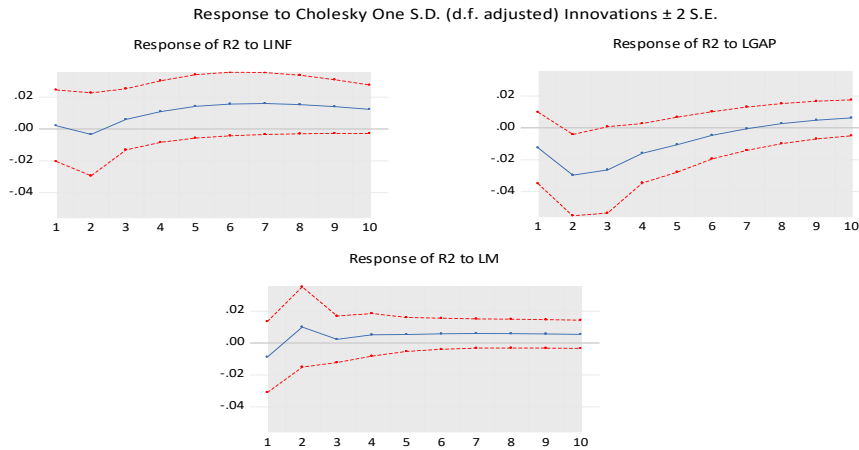
مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۵) و نمودار (۲) واکنش نرخ بهره شش ماهه اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانهای به اندازه یک انحراف معیار در تورم بیانگر آن است که اثر این تکان تا دوره دوم نوسانی و از دوره سوم باعث افزایش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی می‌شود که اثر این تکان از دوره هشتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. واکنش نرخ بهره شش ماهه اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانهای به اندازه یک انحراف معیار در تولید بیانگر آن است

که اثر این تکانه منجر به کاهش نرخ بهره شش ماهه از دوره اول تا دوره هفتم می‌شود و اثر این تکانه از دوره دوم تا دوره چهارم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. اثر تکانه مثبت پولی بر نرخ بهره شش ماهه اسناد خزانه اسلامی بیانگر آن است که اثر این تکانه منجر به افزایش نرخ بهره شش ماهه از دوره دوم می‌شود که اثر این تکانه از دوره هفتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد.

**نمودار ۲:** اثر تکانه‌ها بر نرخ بهره شش ماهه

**Figure 2.** The effect of shocks on 6-month interest rate



Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از واکنش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی یک‌ساله به تکانه‌های تورمی، تولید و پولی در جدول (۶) و نمودار (۳) ارائه شده است.

**جدول ۶:** اثر تکانه‌ها بر نرخ بهره یک‌ساله

**Table 6:** The effect of shocks on one-year interest rate

دوره	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی
۱	۰/۰۰۸۴	-۰/۰۰۴۳	-۰/۰۰۳۳
۲	۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۸۰	۰/۰۱۸۸
۳	۰/۰۰۶۵	-۰/۰۱۰۳	۰/۰۱۶۲
۴	۰/۰۱۰۹	-۰/۰۰۶۲	۰/۰۱۴۲
۵	۰/۰۱۳۹	-۰/۰۰۳۳	۰/۰۱۲۳
۶	۰/۰۱۵۵	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۱۰۴
۷	۰/۰۱۶۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۸۶
۸	۰/۰۱۵۹	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۶۸
۹	۰/۰۱۵۰	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۵۲
۱۰	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۸

Source: Research Calculations

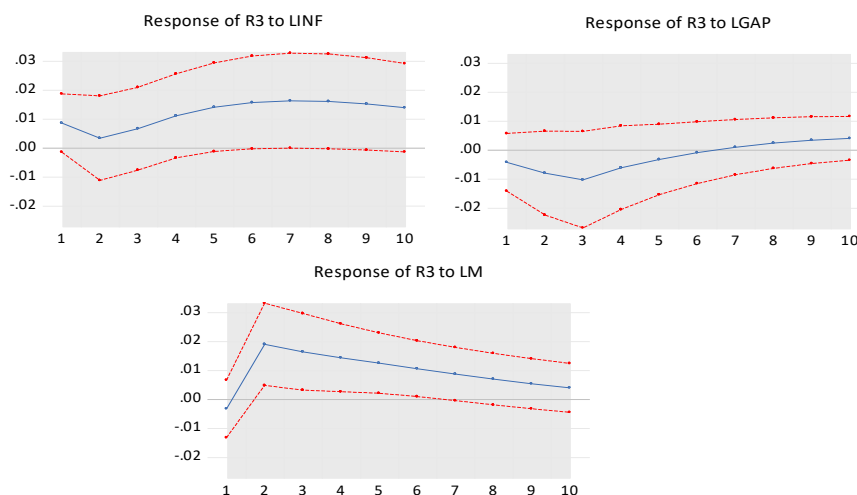
مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۶) و نمودار (۳) واکنش نرخ بهره یک‌ساله اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تورم بیانگر آن است که اثر این تکانه از دوره

نخست باعث افزایش نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی می‌شود که اثر این تکانه از دوره پنجم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. واکنش نرخ بهره یک‌ساله اسناد خزانه اسلامی در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تولید بیانگر آن است که اثر این تکانه منجر به کاهش نرخ بهره یک‌ساله از دوره اول تا دوره ششم می‌شود ولی اثر این تکانه در هیچ یک از دوره‌ها معنادار نمی‌باشد. اثر تکانه مثبت پولی بر نرخ بهره یک‌ساله اسناد خزانه اسلامی بیانگر آن است که اثر این تکانه منجر به افزایش نرخ بهره یک‌ساله از دوره دوم می‌شود که اثر این تکانه از دوره دوم تا دوره هفتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد.

**نمودار ۳:** اثر تکانه‌ها بر نرخ بهره یک‌ساله

**Figure 3.** The effect of shocks on one-year interest rate  
Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از واکنش پاداش ریسک شش ماهه به تکانه‌های تورمی، تولید و پولی در جدول (۷) و نمودار (۴) ارائه شده است.

**جدول ۷:** اثر تکانه‌ها بر پاداش ریسک شش ماهه

**Table 7:** The effect of shocks on 6-month risk premium

دوره	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی
۱	-۰/۰۱۱۰	-۰/۰۱۱۹	-۰/۰۲۵۶
۲	-۰/۰۲۴۹	-۰/۰۷۲۹	۰/۰۰۴۴
۳	۰/۰۱۵۹	-۰/۰۲۶۵	-۰/۰۰۰۳
۴	۰/۰۱۹۰	-۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۶۳
۵	۰/۰۲۰۳	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۸۰
۶	۰/۰۱۹۴	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۸۷

۷	۰/۰۱۷۳	۰/۰۱۱۰	۰/۰۰۸۷
۸	۰/۰۱۴۹	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۸۳
۹	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۰۵	۰/۰۰۷۷
۱۰	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۷۱

Source: Research Calculations

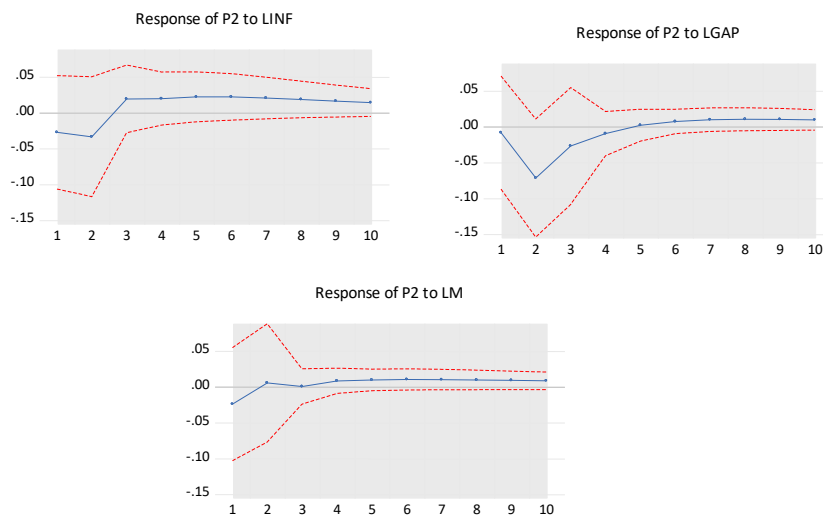
مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۷) و نمودار (۴) واکنش پاداش ریسک شش ماهه اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تورم بیانگر افزایش پاداش ریسک شش ماهه از دوره سوم تا دوره دهم می‌شود که اثر این تکانه از دوره هفتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. واکنش پاداش ریسک شش ماهه در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تولید بیانگر کاهش پاداش ریسک شش ماهه از دوره اول تا دوره چهارم و افزایش پاداش ریسک شش ماهه از دوره پنجم تا دوره دهم می‌شود و اثر این تکانه از دوره هفتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. اثر تکانه مثبت پولی بر پاداش ریسک شش ماهه از دوره اول تا سوم نوسانی و از دوره چهارم تا دهم منجر به افزایش پاداش ریسک شش ماهه می‌شود که اثر این تکانه از دوره پنجم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد.

**نمودار ۴: اثر تکانه‌ها بر پاداش ریسک شش ماهه**

**Figure 4.** The effect of shocks on 6-month risk premium

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm$  2 S.E.



Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از واکنش پاداش ریسک یک‌ساله به تکانه‌های تورمی، تولید و پولی در جدول (۸) و نمودار (۵) ارائه شده است.

**جدول ۸:** اثر تکانه‌ها بر پاداش ریسک یک‌ساله

**Table 8:** The effect of shocks on one-year risk Premium

دوره	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی
۱	۰/۰۱۳۶	-۰/۰۱۴۵	-۰/۰۱۰۵
۲	-۰/۰۱۵۶	-۰/۰۲۴۱	۰/۰۱۱۶
۳	-۰/۰۰۸۵	-۰/۰۳۴۳	۰/۰۰۹۹
۴	۰/۰۰۱۳	-۰/۰۲۷۸	۰/۰۰۸۶
۵	۰/۰۰۹۴	-۰/۰۲۰۵	۰/۰۰۸۴
۶	۰/۰۱۵۲	-۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۷۹
۷	۰/۰۱۸۷	-۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۷۴
۸	۰/۰۲۰۲	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۶۷
۹	۰/۰۲۰۳	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۶۰
۱۰	۰/۰۱۹۴	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۵۲

Source: Research Calculations

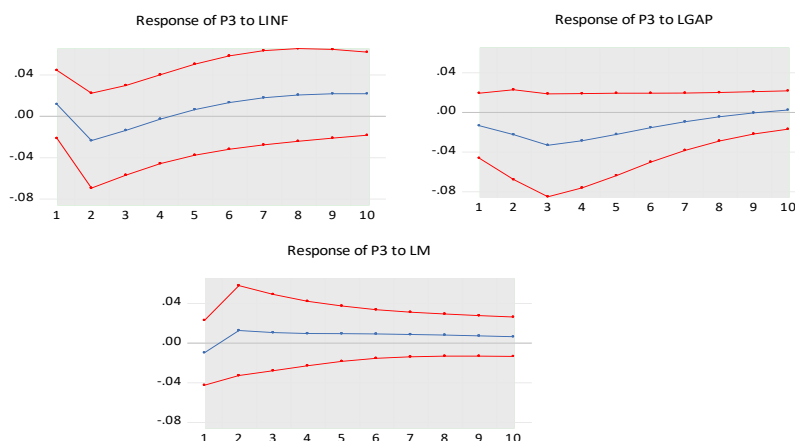
مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۸) و نمودار (۵) واکنش پاداش ریسک یک‌ساله به تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تورم بیانگر افزایش پاداش ریسک یک‌ساله از دوره چهارم تا دوره دهم می‌شود که اثر این تکانه در هیچ دوره‌ای از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در تولید منجر به کاهش پاداش ریسک یک‌ساله از دوره اول تا دوره هشتم می‌شود و اثر این تکانه در هیچ دوره‌ای از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. تکانه مثبت پولی منجر به کاهش پاداش ریسک یک‌ساله در دوره اول و افزایش پاداش ریسک یک‌ساله از دوره دوم تا دهم می‌شود و اثر این تکانه در هیچ دوره‌ای از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

**نمودار ۵:** اثر تکانه‌ها بر پاداش ریسک یک‌ساله

**Figure 5.** The effect of shocks on one-year risk Premium

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  $\pm 2$  S.E.



Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای تعیین اهمیت هر یک از تکانه‌ها بر متغیرهای نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی و پاداش ریسک از تجزیه واریانس استفاده شده است. تجزیه واریانس، تغییر در یک متغیر درون‌زا را به تفکیک اخلاص در سایر متغیرهای موجود در الگو نشان می‌دهد که با توجه به آن، سهم و اهمیت هر متغیر در توضیح‌دهندگی سایر متغیرهای مشخص می‌شود. به عبارت دیگر می‌توان محاسبه کرد که چند درصد از واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود (Sadeghi et al, 2012).

جدول (۹) تجزیه واریانس نرخ بهره سه ماهه را نشان می‌دهد. ستون اول نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی در دوره‌های مختلف می‌باشد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی می‌باشد. از آنجایی که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، به مرور زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعد درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. در دوره اول نرخ بهره سه ماهه ۹۶/۸۳۹۶ درصد تغییرات خود را توضیح می‌دهد اما با گذشت زمان به ۷۱/۴۳۱۶ درصد کاهش می‌یابد. تولید در دوره اول ۲/۸۵۶۱ درصد نوسانات نرخ بهره سه ماهه را توضیح می‌دهد که سهم این تکانه در دوره دهم به ۱۱/۶۶۰۹ افزایش می‌یابد. تکانه پولی و تورمی در دوره اول سهم چندانی در توضیح نوسانات نرخ بهره سه ماهه نداشته است اما با گذشت زمان قدرت توضیح‌دهندگی این متغیرها افزایش یافته به طوری که در دوره دهم تکانه پولی و تورمی به ترتیب حدود ۶/۶۱۲۲ و ۱۰/۲۹۵۱ درصد از تغییرات نرخ بهره سه ماهه را توضیح می‌دهند.

جدول ۹: تجزیه واریانس نرخ بهره سه ماهه

Table 9: Variance decomposition of 3-month interest rate

دوره	S.E	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی	تکانه نرخ بهره سه ماهه
۱	۰/۰۵۹۷	۰/۱۰۶۸	۲/۸۵۶۱	۰/۱۹۷۳۰	۹۶/۸۳۹۶
۲	۰/۰۸۱۱	۰/۱۷۱۳	۶/۰۰۰۰	۳/۶۷۵۱	۹۰/۱۵۳۴
۳	۰/۰۹۴۹	۰/۱۹۷۱	۱۰/۴۸۹۸	۴/۴۲۷۳	۸۴/۸۸۵۶
۴	۰/۱۰۳۸	۰/۷۶۶۶	۱۱/۹۵۰۵	۴/۹۰۰۱	۸۲/۳۸۲۶
۵	۰/۱۰۹۷	۱/۸۵۷۸	۱۲/۵۲۸۹	۵/۳۶۲۳	۸۰/۲۵۰۸
۶	۰/۱۱۳۸	۳/۳۶۰۹۸۱	۱۲/۶۰۸۶	۵/۷۵۹۶	۷۸/۲۷۰۷
۷	۰/۱۱۶۶	۵/۱۲۰۷	۱۲/۴۳۹۹	۶/۰۸۹۲	۷۶/۳۵۰۰
۸	۰/۱۱۸۶	۶/۹۶۴۹۱۹	۱۲/۱۷۰۱	۶/۳۴۰۸	۷۴/۵۲۴۰
۹	۰/۱۲۰۰	۸/۷۳۲۷	۱۱/۸۹۱۴	۶/۵۱۳۳	۷۲/۸۶۲۸
۱۰	۰/۱۲۱۲	۱۰/۲۹۵۱	۱۱/۶۶۰۹	۶/۶۱۲۲	۷۱/۴۳۱۶

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۰) تجزیه واریانس نرخ بهره شش ماهه نشان داده شده است. بررسی نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در دوره اول بیشترین سهم در توضیح نوسانات نرخ بهره شش ماهه متعلق به خود متغیر می‌باشد به طوری که  $۹۷/۸۰۴۸$  درصد از تغییرات نرخ بهره شش ماهه ناشی از تکانه خود متغیر می‌باشد. اثر این تکانه روند کاهشی داشته و در دوره دهم به  $۷۹/۴۸۶۱$  درصد می‌رسد. پس از این متغیر، تکانه تولید بیشترین سهم را دارد و  $۱/۳۰۰۳$  درصد از نوسانات نرخ بهره شش ماهه را توضیح می‌دهد که به مرور زمان سهم این تکانه از نوسانات نرخ بهره شش ماهه افزایش یافته و در دوره دهم به  $۱۱/۳۰۶۴$  درصد می‌رسد. تکانه تورمی و پولی در دوره اول به ترتیب  $۰/۱۶۵۶$  و  $۰/۷۲۹۱$  درصد از نوسانات نرخ بهره شش ماهه را توضیح می‌دهند و سهم این تکانه‌ها در توضیح نوسانات نرخ بهره شش ماهه به مرور زمان افزایش یافته و در دوره دهم به ترتیب به  $۷/۰۲۷۲$  و  $۲/۱۸۰۲$  می‌رسند.

**جدول ۱۰: تجزیه واریانس نرخ بهره شش ماهه**

**Table 10: Variance decomposition of 6-month interest rate**

دوره	S.E	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی	تکانه نرخ بهره شش ماهه
۱	۰/۱۰۶۰	۰/۱۶۵۶	۱/۳۰۰۳	۰/۷۲۹۱	۹۷/۸۰۴۸
۲	۰/۱۱۸۶	۰/۸۲۱۳	۷/۱۵۹۰	۱/۲۸۰۸	۹۰/۷۳۸۷
۳	۰/۱۲۸۶	۰/۷۶۳۳	۱۰/۳۶۵۷	۱/۱۲۳۲	۸۷/۷۴۷۶۴
۴	۰/۱۳۳۱	۱/۰۴۵۷	۱۱/۳۸۷۲	۱/۲۱۶۹	۸۶/۳۵۰۰
۵	۰/۱۳۵۷	۱/۷۷۸۳	۱۱/۷۹۱۷	۱/۳۴۷۶	۸۵/۰۸۲۲
۶	۰/۱۳۷۲	۲/۸۰۸۹	۱۱/۷۸۵۲	۱/۵۲۱۶	۸۳/۸۸۴۲
۷	۰/۱۳۸۳	۳/۹۸۹۹	۱۱/۶۳۷۵	۱/۷۰۶۸	۸۲/۶۶۵۶
۸	۰/۱۳۹۳	۵/۱۵۷۰	۱۱/۴۷۲۶	۱/۸۸۵۱	۸۱/۴۸۵۱
۹	۰/۱۴۰۳	۶/۱۹۱۵	۱۱/۳۵۵۲	۱/۰۴۴۸	۸۰/۴۰۸۳
۱۰	۰/۱۴۱۴	۷/۰۲۷۲	۱۱/۳۰۶۴	۲/۱۸۰۲	۷۹/۴۸۶۱

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۱) تجزیه واریانس نرخ بهره یک‌ساله نشان داده شده است. بررسی نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در دوره اول بیشترین سهم در توضیح نوسانات نرخ بهره یک‌ساله متعلق به خود متغیر می‌باشد به طوری که  $۹۶/۰۷۱۰$  درصد از تغییرات نرخ بهره یک‌ساله ناشی از تکانه خود متغیر می‌باشد. اثر این تکانه روند کاهشی داشته و در دوره دهم به  $۶۷/۲۲۵۵$  درصد می‌رسد. تکانه تورمی، تولید و پولی در دوره اول به ترتیب  $۲/۵۴۹۳$ ،  $۰/۸۹۲۸$  و  $۰/۴۸۶۶$  درصد از نوسانات نرخ بهره یک‌ساله را توضیح می‌دهند و سهم این تکانه‌ها در توضیح نوسانات نرخ بهره یک‌ساله به مرور زمان افزایش یافته و در دوره دهم به ترتیب به  $۱۶/۳۳۷۶$ ،  $۳/۲۸۹۷$  و  $۱۳/۱۴۷۰$  می‌رسند.

## جدول ۱۱: تجزیه واریانس نرخ بهره یک‌ساله

Table 11: Variance decomposition of one-year interest rate

دوره	S.E	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی	تکانه نرخ بهره یک‌ساله
۱	۰/۰۴۷۵	۲/۵۴۹۳	۰/۸۹۲۸	۰/۴۸۶۶	۹۶/۰۷۱۰
۲	۰/۰۶۶۷	۱/۳۰۵۷	۲/۰۸۲۹	۸/۲۳۵۰	۸۸/۳۷۶۲
۳	۰/۰۷۷۵	۱/۴۱۶۹	۳/۶۱۳۶	۱۰/۵۱۳۳	۸۴/۴۵۶۱
۴	۰/۰۸۴۳	۲/۵۸۴۸	۳/۸۶۴۱	۱۱/۷۶۹۱	۸۱/۷۸۱۸
۵	۰/۰۸۸۷	۴/۵۰۲۶	۳/۸۲۸۲	۱۲/۶۱۴۵	۷۹/۰۵۴۶
۶	۰/۰۹۱۸	۶/۹۰۳۲	۳/۶۹۴۲	۱۳/۱۳۱۰	۷۶/۳۷۱۳
۷	۰/۰۹۴۱	۹/۵۱۶۵	۳/۵۴۰۵	۱۳/۳۸۵۶	۷۳/۵۵۷۲
۸	۰/۰۹۵۸	۱۲/۰۸۴۴	۳/۴۱۱۴	۱۳/۴۳۵۵	۷۱/۰۶۸۵
۹	۰/۰۹۷۳	۱۴/۴۰۲۰	۳/۳۲۶۴	۱۳/۳۳۷۷	۶۸/۹۳۳۶
۱۰	۰/۰۹۸۶	۱۶/۳۳۷۶	۳/۲۸۹۷	۱۳/۱۴۷۰	۶۷/۲۲۵۵

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۲) تجزیه واریانس پاداش ریسک شش ماهه نشان داده شده است. بررسی نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در دوره اول بیشترین سهم در توضیح نوسانات پاداش ریسک شش ماهه متعلق به خود متغیر می‌باشد به طوری که ۹۸/۹۷۴۲ درصد از تغییرات پاداش ریسک شش ماهه ناشی از تکانه خود متغیر می‌باشد. اثر این تکانه روند کاهشی داشته و در دوره دهم به ۹۲/۸۲۰۰ درصد می‌رسد. تکانه تورمی، تولید و پولی در دوره اول به ترتیب ۰/۵۴۳۲، ۰/۵۱۱ و ۰/۴۳۱۳ درصد از نوسانات پاداش ریسک شش ماهه را توضیح می‌دهند و سهم این تکانه‌ها در توضیح نوسانات پاداش ریسک شش ماهه به مرور زمان افزایش یافته و در دوره دهم به ترتیب به ۳/۱۲۹۸، ۴/۲۶۷۵ و ۰/۷۸۲۶ می‌رسند.

## جدول ۱۲: تجزیه واریانس پاداش ریسک شش ماهه

Table 12: Variance decomposition of 6-month risk premium

دوره	S.E	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی	تکانه پاداش ریسک شش ماهه
۱	۰/۳۷۵۱	۰/۵۴۳۲	۰/۰۵۱۱	۰/۴۳۱۳	۹۸/۹۷۴۲
۲	۰/۳۸۳۴	۱/۳۰۱۲	۳/۵۵۳۰	۰/۴۳۰۲	۹۴/۷۱۵۵
۳	۰/۳۸۵۰	۱/۵۳۱۱	۴/۰۲۵۱	۰/۴۲۶۸	۹۴/۰۱۶۹
۴	۰/۳۸۵۷	۱/۷۷۵۸	۴/۰۷۸۱	۰/۴۶۷۰	۹۳/۶۷۸۹
۵	۰/۳۸۶۴	۲/۰۸۶۹	۴/۰۶۴۷	۰/۵۲۰۲	۹۳/۳۲۸۱
۶	۰/۳۸۷۲	۲/۳۹۰۱	۴/۰۷۹۲	۰/۵۸۲۳	۹۲/۹۴۸۲
۷	۰/۳۸۸۰	۲/۶۴۸۴	۴/۱۲۰۴	۰/۶۴۲۳	۹۲/۵۸۸۷
۸	۰/۳۸۹۷	۲/۸۵۴۵	۴/۱۷۲۰	۰/۶۹۶۳	۹۲/۳۷۷۰
۹	۰/۳۸۹۳	۳/۰۱۲۲	۴/۲۲۲۸	۰/۷۴۳۰	۹۲/۰۲۱۸
۱۰	۰/۳۸۹۷	۳/۱۲۹۸	۴/۲۶۷۵	۰/۷۸۲۶	۹۲/۸۲۰۰

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۳) تجزیه واریانس پاداش ریسک یک‌ساله نشان داده شده است. بررسی نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در دوره اول بیشترین سهم در توضیح نوسانات



پاداش ریسک یکساله متعلق به خود متغیر می‌باشد به طوری که  $98/2860$  درصد از تغییرات پاداش ریسک یکساله ناشی از تکانه خود متغیر می‌باشد. اثر این تکانه روند کاهشی داشته و در دوره دهم به  $91/1778$  درصد می‌رسد. تکانه تورمی، تولید و پولی در دوره اول به ترتیب  $0/4976$ ،  $0/7907$  و  $0/4255$  درصد از نوسانات پاداش ریسک یکساله را توضیح می‌دهند و سهم این تکانه‌ها در توضیح نوسانات پاداش ریسک یکساله به مرور زمان افزایش یافته و در دوره دهم به ترتیب به  $3/3810$ ،  $4/4455$  و  $0/5599$  می‌رسند.

### جدول ۱۲: تجزیه واریانس پاداش ریسک یکساله

Table 12: Variance decomposition of one-year risk premium

دوره	S.E	تکانه تورمی	تکانه تولید	تکانه پولی	تکانه پاداش ریسک یکساله
۱	0/1561	0/4976	0/7907	0/4255	98/2860
۲	0/2130	1/5317	1/5854	0/5543	96/3284
۳	0/2441	1/4980	3/1102	0/5945	94/7971
۴	0/2617	1/3183	3/9369	0/6397	94/1047
۵	0/2716	1/2720	4/3527	0/7051	93/6700
۶	0/2771	1/4362	4/5081	0/7757	93/2798
۷	0/2801	1/7926	4/5328	0/8450	92/8293
۸	0/2819	2/2818	4/5054	0/9067	92/3059
۹	0/2831	2/8325	4/4695	0/9572	91/7406
۱۰	0/2840	3/3810	4/4455	0/9955	91/1778

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق

### ۶- نتیجه‌گیری

نرخ بهره از ابزارهای اصلی سیاست‌گذاری اقتصادی در هر کشور است، بنابراین پیش‌بینی این نرخ می‌تواند به سیاست‌گذاران در بهبود نتایج سیاست‌های خود کمک موثری کند. همچنین رشد بالای ارزش معاملات اسناد خزانه اسلامی در بازار سرمایه ایران و نقش مهم فعلی این اسناد در تأمین مالی دولت، حاکی از ضرورت توجه بیشتر به این اوراق و رفتار قیمتی آن در تحقیقات علمی است. در این تحقیق به بررسی ساختار زمانی نرخ بهره در چارچوب یک مدل نئوکینزنی در ایران پرداخته شده است. در حقیقت در این تحقیق به بررسی این پرسش‌ها پرداخته می‌شود که تکانه‌های اقتصادی چه تأثیری بر نرخ بهره و پاداش ریسک اسناد خزانه اسلامی دارند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که:

- ۱- تورم وقفه‌دار تأثیر بیشتری بر تورم جاری دارد.
- ۲- واکنش مقامات پولی نسبت به شکاف تولید سازگار با قاعده تعمیم‌یافته تیلور بوده در حالی که این واکنش نسبت به تورم انتظاری سازگار نیست.

۳- اثر تکانه تورمی بر نرخ بهره سه و شش ماهه به ترتیب از دوره ششم و هشتم مثبت و معنادار می‌باشد.

۴- اثر تکانه تولید بر نرخ بهره یک‌ساله منفی و بی‌معنی می‌باشد.

۵- اثر تکانه پولی بر نرخ بهره سه و شش ماهه به ترتیب از دوره دوم و هفتم مثبت و معنادار می‌باشد.

۶- اثر تکانه تولید بر نرخ بهره سه ماهه از دوره دوم تا چهارم منفی و معنادار می‌باشد.

۷- تکانه نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی سه ماهه بیشترین و تکانه تورمی در دوره اول کمترین سهم را در توضیح نوسانات نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی سه ماهه داشته است.

۸- تکانه نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی شش ماهه بیشترین و تکانه تورمی در دوره اول کمترین سهم را در توضیح نوسانات نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی شش ماهه داشته است.

۹- تکانه نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی یک‌ساله بیشترین و تکانه پولی در دوره اول کمترین سهم را در توضیح نوسانات نرخ بهره اسناد خزانه اسلامی یک‌ساله داشته است.

۱۰- تکانه پاداش ریسک شش ماهه بیشترین و تکانه تولید در دوره اول کمترین سهم را در توضیح نوسانات پاداش ریسک شش ماهه داشته است.

۱۱- تکانه پاداش ریسک یک‌ساله بیشترین و تکانه پولی در دوره اول کمترین سهم را در توضیح نوسانات پاداش ریسک یک‌ساله داشته است.

با استناد به نتایج اتخاذ شده منحنی فیلیپس هایپریدی کینزین‌های جدید، انتظارات تورمی گذشته‌نگر در تورم نقش مهمی دارد. اگر مردم پیش‌بینی کنند که قیمت‌ها افزایش خواهد یافت، این انتظارات را در مذاکرات و چانه‌زنی‌های مربوط به تعیین دستمزدها و تعدیل قیمت قراردادها لحاظ می‌کنند. این رفتار تا حدودی تورم دوره بعد را تحت تأثیر قرار داده و باعث ماندگاری تورم می‌شود. بانک مرکزی می‌تواند به‌عنوان سیاست‌گذار با مهار انتظارات تورمی مردم، تورم بلندمدت را کنترل نماید. با توجه به اینکه عملکرد بانک مرکزی در گذشته باعث شکل‌گیری اعتبار سیاست‌گذار و اعتماد مردم به آن در دوره‌های بعد خواهد شد بانک مرکزی می‌تواند با مشخص کردن سیاست‌های اجرایی و عمل به آن اعتماد مردم را به‌دست آورده و انتظارات تورمی را مهار نماید. همچنین با توجه به اینکه یکی از اهداف اصلی بانک مرکزی مهار و کنترل تورم می‌باشد و در بسیاری از کشورهای دنیا کنترل تورم از طریق عملیات بازار باز انجام می‌شود و با توجه به اینکه عملیات بازار یکی از اصلی‌ترین ابزارهای سیاست پولی

می‌باشد، بانک مرکزی می‌تواند از طریق خرید و فروش اسناد خزانه اسلامی تورم را کنترل نماید.

### **قدردانی**

از تمام افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولفان را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

### **تضاد منافع**

نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.

### **Acknowledgments**

Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

### **Conflict of Interest**

The authors declare no conflict of interest.

## Reference

- Ang, A., & Piazzesi, M. (2003). A no-arbitrage vector auto regression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary Economics*, 50(4), 745-787.
- Buncic, D., & Melecky, M. (2008). An estimated, new keynesian policy model for Australia. *Economic Record*, 84(264), 1-16.
- Buncic, D., & Lenter, P. (2016). The term structure of interest rates in an estimated new keynesian policy model. *Journal of Macroeconomics*, 50(c), 126-150.
- Central Bank of Islamic Republic of Iran. (2018). Annual report. Retrieved from <https://www.cbi.ir/category/2694.aspx>.
- Cho, S., & Moreno, A. (2006). A small-sample study of the new-keynesian macro model. *Journal of money, Credit and Banking*, 36(6), 1461-1481.
- Claessens, S., & Kose, M.A. (2017). Macroeconomic implications of financial imperfections: a survey, Retrieved from: <https://www.bis.org/publ/work677.pdf>.
- Costa, C.J. (2019). Preferred habitat and the term structure of interest rate in DSGE models. *Journal of Applied Economics*, 22(1), 581-601.
- Doshi, H., Jacobs, K., & Liu, L. (2018). Macroeconomic determinants of the term structure: long- run and short- run dynamics. *Journal of Empirical Finance*, 48(c), 99-122.
- Espada, j., & Ramos-Francia, M. (2008). A macroeconomic model of the term structure of interest rates in Mexico. Retrieved from: <https://core.ac.uk/download/pdf/6278429.pdf>
- Falagiarda, M., & Marzo, M. (2012). A DSGE model with endogenous term structure. Retrieved from: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2078094](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2078094).
- Hus, A., Li, E., & Palomino, F. (2016). Real and nominal equilibrium yield curves: Wage rigidities and permanent shocks. Retrieved from: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2768607](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2768607)
- Karami, H., & Bayat, S. (2017). The statistical analysis and diagnosis for pathology of issuing the islamic treasury bill market in Iran. *Quarterly Journal of Ravand*, 24 (77), 115-146 (In Persian).
- Kung, H. (2015). Macroeconomic linkages between monetary policy and the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 42-57.
- Khoshnevis, M., & Hadikhani, A. (2016). The estimation of the output gap in Iran and study he impact of oil shocks on it. *Iranian Journal of Applied Economics*, 6(18), 37-53 (In Persian).
- Mohammadzade, M. (2014). Functional and fiqhi challenges of issuing musharakah bonds in the way of designing government's financing model in the context of islamic- Iranian model of progress.

- (unpolished Master's thesis). University of Imam Sadiq, Tehran, Iran (In Persian).
- Nazarpur, M. N., & Sadraei, M. H. (2017). Identification and ranking of islamic treasury bills' risks in Iran's securities market. *Islamic Finance Researches*, 6(2), 133-166 (In Persian).
- Omondi, O.G. (2015). Term structure of interest rates review of theory of the term structure of interest rate. Retrieved from: <http://ssrn.com/abstract=2673946>.
- Prasanna, K., & Sowmya, S. (2017). Yield curve in India and its interactions with the US bond market. *International Economics and Economic Policy*, 14(2), 353-375.
- Sadeghi, K., Motafaker azad, M.A., Salmani bishak, M.R., & Alimoradi afshar, P. (2012). A survey of the effects of trade shocks on macroeconomic variables in different exchange rate regimes by using structural var in developing countries. *Financial Monetary Economics*, 20(5), 59-87 (In Persian).
- Shareef, K. H., & Shijin, S. (2017). The term structure of interest rates and macroeconomic factors; evidence from Indian financial market. *Borsa Istanbul Review*, 17(4), 249- 256.
- Yin, W., & Li, j. (2014). Macroeconomic fundamentals and the exchange rate dynamic: A no-arbitrage macro-finance approach. *Journal of International Money and Finance*, 41(c), 46-64.
- Zakernia, E., & Habibollahi, M.H. (2016). Price modeling of islamic treasury bills based on securitization. *Journal of Investment Knowledge*, 5(18), 51-65 (In Persian).



© 2020 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

## پیوست

جدول ۱: نرخ تورم انتظاری، تولید بالقوه و شکاف تولید طی سال‌های ۱۳۷۳:۱-۱۳۹۵:۴

Table 1: the expected inflation rate, potential output and output gap ,during the years 1994:Q1-2016:Q4

سال	نرخ تورم انتظاری	تولید بالقوه	شکاف تولید
۱۳۷۳:۱	۳۶/۳	۲۵۳۲۲۸/۹	-۱۷/۴۳۹
۱۳۷۳:۲	۳۵/۸	۲۵۵۸۴۵/۲	۶/۴۰۸
۱۳۷۳:۳	۳۵/۲	۲۵۸۴۳۴	۵/۳۴۵
۱۳۷۳:۴	۳۴/۷	۲۶۰۹۷۷/۷	۶/۶۵۵
۱۳۷۴:۱	۳۴	۲۶۳۴۶۷/۸	-۱۴/۶۸۳
۱۳۷۴:۲	۳۳/۴	۲۶۵۹۰۶/۳	۱۱/۱۱۳
۱۳۷۴:۳	۳۲/۷	۲۶۸۲۷۱/۳	۹/۹۹۰
۱۳۷۴:۴	۳۱/۹	۲۷۰۵۵۹/۱	-۴/۳۷۳
۱۳۷۵:۱	۳۱	۲۷۲۷۸۲/۹	-۱۳/۹۱۶
۱۳۷۵:۲	۳۰	۲۷۴۹۴۸/۵	۱۲/۲۶۱
۱۳۷۵:۳	۲۹/۱	۲۷۷۰۳۸	۱۰/۸۰۸
۱۳۷۵:۴	۲۸	۲۷۹۰۵۴/۵	۰/۸۷۱
۱۳۷۶:۱	۲۷	۲۸۱۰۱۹/۸	-۷/۰۹۷
۱۳۷۶:۲	۲۶	۲۸۲۹۵۷/۴	۱۲/۶۲۳
۱۳۷۶:۳	۲۵/۱	۲۸۴۸۷۸	۳/۷۷۶
۱۳۷۶:۴	۲۴/۱	۲۸۶۸۱۴/۹	-۷/۲۸۶
۱۳۷۷:۱	۲۳/۳	۲۸۸۸۰۸	-۱۳/۰۹۰
۱۳۷۷:۲	۲۲/۵	۲۹۰۸۸۴/۳	۱۰/۹۴۲
۱۳۷۷:۳	۲۱/۷	۲۹۳۰۴۷	۷/۴۸۳
۱۳۷۷:۴	۲۱	۲۹۵۳۱۹/۲	-۵/۹۷۳
۱۳۷۸:۱	۲۰/۴	۲۹۷۷۳۷/۸	-۱۸/۹۳۶
۱۳۷۸:۲	۱۹/۸	۳۰۰۳۲۸/۶	۹/۷۰۵
۱۳۷۸:۳	۱۹/۲	۳۰۰۳۲۸/۲	۴/۴۶۱
۱۳۷۸:۴	۱۸/۷	۳۰۶۰۰۷/۴	-۲/۳۷۵
۱۳۷۹:۱	۱۸/۲	۳۰۹۱۲۱/۵	-۱۴/۵۳۹
۱۳۷۹:۲	۱۷/۷	۳۱۲۴۳۷/۱	۱۱/۵۷۴
۱۳۷۹:۳	۱۷/۳	۳۱۵۹۳۹	۶/۱۲۲
۱۳۷۹:۴	۱۶/۸	۳۱۹۶۳۴/۳	-۴/۴۴۳
۱۳۸۰:۱	۱۶/۴	۳۲۳۵۴۲/۳	-۹/۸۰۲
۱۳۸۰:۲	۱۶	۳۲۷۶۷۳/۵	۸/۸۴۸
۱۳۸۰:۳	۱۵/۷	۳۳۰۲۰۱۸/۶	-۴/۷۸۱
۱۳۸۰:۴	۱۵/۳	۳۳۶۵۸۶/۱	-۶/۵۴۶
۱۳۸۱:۱	۱۵/۱	۳۴۱۳۷۵	-۸/۰۲۵
۱۳۸۱:۲	۱۴/۸	۳۴۶۳۷۰/۳	۱۰/۳۴۱
۱۳۸۱:۳	۱۴/۶	۳۵۱۵۳۹/۹	-۰/۰۳۹
۱۳۸۱:۴	۱۴/۴	۳۵۶۸۷۴/۲	-۵/۹۷۵
۱۳۸۲:۱	۱۴/۳	۳۶۲۳۶۳/۳	-۲/۵۲۶
۱۳۸۲:۲	۱۴/۱	۳۶۷۹۸۴/۲	۱۱/۰۱۷

۱۳۸۲:۳	۱۴	۳۷۳۷۰۸	۰/۳۷۴
۱۳۸۲:۴	۱۳/۹	۳۷۹۵۳۱/۲	-۴/۴۳۸
۱۳۸۳:۱	۱۳/۸	۳۸۵۴۵۱/۲	-۱۲/۱۱۱
۱۳۸۳:۲	۱۳/۷	۳۹۱۴۵۴/۹	۸/۹۰۷
۱۳۸۳:۳	۱۳/۷	۳۹۷۴۹۹/۹	۰/۰۴۲
۱۳۸۳:۴	۱۳/۶	۴۰۳۵۶۵/۸	۰/۶۷۹
۱۳۸۴:۱	۱۳/۶	۴۰۹۶۳۲/۱	-۵/۷۷۲
۱۳۸۴:۲	۱۳/۶	۴۱۵۶۸۰	۸/۵۹۷
۱۳۸۴:۳	۱۳/۷	۴۲۱۶۷۶/۲	۰/۰۶۸
۱۳۸۴:۴	۱۳/۸	۴۲۷۶۰۹/۴	-۴/۳۹۴
۱۳۸۵:۱	۱۳/۹	۴۳۳۴۶۸/۷	-۷/۷۷۴
۱۳۸۵:۲	۱۴	۴۳۹۳۳۱/۴	۹/۲۵۱
۱۳۸۵:۳	۱۴/۳	۴۴۴۸۵۳/۶	۰/۵۲۶
۱۳۸۵:۴	۱۴/۵	۴۵۰۳۱۷	-۱/۷۱۵
۱۳۸۶:۱	۱۴/۸	۴۵۵۶۰۴/۸	-۱۰/۲۷۵
۱۳۸۶:۲	۱۵/۱	۴۶۰۶۹۵	۸/۳۶۴
۱۳۸۶:۳	۱۵/۴	۴۶۵۵۳۶/۸	۱۰/۳۳۱
۱۳۸۶:۴	۱۵/۸	۴۷۰۱۰۳/۳	۳/۱۲۴
۱۳۸۷:۱	۱۶/۱	۴۷۴۳۹۷/۴	-۴/۶۸۳
۱۳۸۷:۲	۱۶/۴	۴۷۸۴۳۱/۷	۲۰/۴۵۸
۱۳۸۷:۳	۱۶/۷	۴۸۲۲۰۴/۵	-۳/۴۲۳
۱۳۸۷:۴	۱۷	۴۸۵۷۷۵/۴	-۱۲/۶۱۵
۱۳۸۸:۱	۱۷/۳	۴۸۹۱۹۳/۷	-۱۳/۶۸۷
۱۳۸۸:۲	۱۷/۶	۴۹۲۴۷۰/۴	۳/۳۵۰
۱۳۸۸:۳	۱۷/۹	۴۹۵۵۷۴/۷	۲/۲۶۰
۱۳۸۸:۴	۱۸/۲	۴۹۸۴۸۶	۱/۳۰۷
۱۳۸۹:۱	۱۸/۵	۵۰۱۱۹۰/۷	-۱۲/۱۲۷
۱۳۸۹:۲	۱۸/۹	۵۰۳۶۷۹/۵	۳/۱۶۰
۱۳۸۹:۳	۱۹/۴	۵۰۵۹۰۴/۸	۵/۴۸۱
۱۳۸۹:۴	۱۹/۹	۵۰۷۸۲۹/۱	۱۳/۲۷۹
۱۳۹۰:۱	۲۰/۴	۵۰۹۴۳۲/۳	-۴/۱۲۹
۱۳۹۰:۲	۲۰/۹	۵۱۰۷۳۵/۴	۵/۲۷۱
۱۳۹۰:۳	۲۱/۵	۵۱۱۷۵۰	۹/۱۲۷
۱۳۹۰:۴	۲۲	۵۱۲۴۹۹	۱۱/۸۸۷
۱۳۹۱:۱	۲۲/۵	۵۱۳۰۳۸/۲	-۱۳/۷۸۲
۱۳۹۱:۲	۲۲/۹	۵۱۳۴۶۰/۴	-۵/۲۰۷
۱۳۹۱:۳	۲۳/۲	۵۱۳۸۱۴/۳	۶/۲۶۷
۱۳۹۱:۴	۲۳/۵	۵۱۴۱۳۲/۱	۴/۳۴۸
۱۳۹۲:۱	۲۳/۶	۵۱۴۴۶۵/۹	-۱۵/۹۰۱
۱۳۹۲:۲	۲۳/۵	۵۱۴۸۸۱/۷	-۰/۸۸۲
۱۳۹۲:۳	۲۳/۳	۵۱۵۳۹۴/۵	۲/۹۷۶
۱۳۹۲:۴	۲۳	۵۱۶۰۱۶/۵	-۳/۲۷۳
۱۳۹۳:۱	۲۲/۴	۵۱۶۷۶۹/۴	-۷/۴۱۲
۱۳۹۳:۲	۲۱/۷	۵۱۷۶۶۴/۴	۶/۱۹۰

۱۳۹۳:۳	۲۱	۵۱۸۶۸۸/۷	۳/۱۳۶
۱۳۹۳:۴	۲۰/۱	۵۱۹۸۴۹/۶	-۹/۸۸۴
۱۳۹۴:۱	۱۹/۱	۵۲۱۱۶۴/۴	-۴/۱۵۸
۱۳۹۴:۲	۱۸/۱	۵۲۲۶۱۸/۶	۷/۹۲۶
۱۳۹۴:۳	۱۷	۵۲۴۱۸۳/۸	۳/۱۸۶
۱۳۹۴:۴	۱۵/۹	۵۲۵۸۵۷/۷	-۷/۵۹۵
۱۳۹۵:۱	۱۴/۷	۵۲۷۶۸۴/۵	-۱۰/۷۹۷
۱۳۹۵:۲	۱۳/۶	۵۲۹۵۳۹/۲	۵/۴۱۴
۱۳۹۵:۳	۱۲/۴	۵۳۱۴۷۷/۴	۶/۵۱۳
۱۳۹۵:۴	۱۱/۳	۵۳۳۴۲۸/۵	۳/۸۷۴

Source: Research Calculations

مأخذ: محاسبات تحقیق