

# بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL

فهمیده فتاحی<sup>۱</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و  
مدیریت، دانشگاه ارومیه

افسانه حسین‌زاده<sup>۲</sup>

کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد  
و مدیریت، دانشگاه ارومیه

صمد حکمتی فرید<sup>۳</sup>

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و  
مدیریت، دانشگاه ارومیه

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۱/۰۷

## چکیده

در مطالعه حاضر به بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ پرداخته شده است. برای بررسی اثرات متقارن از روش جوهانسن-جوسیلوس استفاده شده و همچنین برای بررسی اثرات نامتقارن از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج روش متقارن نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش مخارج دولت و تورم اثر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارند. همچنین نتایج بیانگر این است که توسعه تجارت اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی دارد. نتایج مربوط به الگوی ECM نیز نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم

\* - مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: fa.fattahi@urmia.ac.ir

2- Afsaneh.136999@yahoo.com

3- s.hekmati@urmia.ac.ir

DOI: 10.22067/mfe.2021.69254.1042

تبادل یا خطای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. همچنین، نتایج روش (NARDL) نشان می‌دهد که شوک مثبت مخارج دولت اثر منفی و شوک منفی مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. همچنین، شوک مثبت توسعه تجارت اثر مثبت و شوک منفی توسعه تجارت اثر منفی بر توسعه مالی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تورم اثر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. در نهایت، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر شوک‌های مخارج دولت و توسعه تجارت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن هستند.

**کلیدواژه‌ها:** توسعه مالی، سیاست مالی، ایران، روش جوهانسن - جوسیلوس، NARDL.  
**طبقه‌بندی JEL:** E62, E44, F10

### مقدمه

مؤسسات مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در انباشت سرمایه و توسعه مالی دارند. این مؤسسات با انتشار اطلاعات، تخصیص سرمایه، تجهیز پس‌انداز؛ تسهیل تجارت، متنوع‌سازی و انباشت ریسک‌ها؛ نظارت بر شرکت‌ها و اعمال حاکمیت شرکتی و تسهیل مبادلات نقش مهمی در رسیدن به رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. در بسیاری از مطالعات تجربی رابطه رشد اقتصادی و توسعه مالی مورد توجه قرار گرفته است، که اکثر محققان انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و رشد بهره‌وری کل را به‌عنوان کانال‌های اصلی اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند (Levine, 1997; Duramany-Lakkoh, 2020).

توسعه مالی در واقع توسعه نظام یا بخش مالی شامل بازارها، مؤسسات و ابزارهای مالی است، بازارهای مالی توسعه‌یافته از یک سو موجب بهبود در اطلاعات سرمایه‌گذاری و کارایی در تخصیص منابع شده که این به نوبه خود باعث افزایش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. از سوی دیگر خود بازار مالی تحت تأثیر فعل و انفعالات و سیاست‌های اقتصادی قرار می‌گیرد و متغیرهای اقتصادی هر یک به نوبه‌ی خود می‌توانند نقش قابل توجهی بر توسعه‌ی مالی داشته باشند (razmi et al., 2013). در بازارهای مالی معمولاً در دوره رکود، دسترسی به اعتبار کاهش یافته و هزینه‌های اعتباری افزایش می‌یابد. واکنش سیاست متعارف، به ابزارهای پولی جهت اشباع بازارهای مالی با

نقدینگی بالا وابسته است. با توجه به فضای محدود سیاست‌های پولی در شرایط فعلی اقتصاد، نیاز ضروری به کشف قدرت سایر ابزارها برای شروع مجدد بازارهای اعتباری در رکود اقتصادی است (Auerbach et. al., 2020).

مطالعات تجربی بیانگر این مطلب است که دولت و سیاست‌های آن یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر توسعه بخش مالی است، یکی از سیاست‌های مالی مهم و مؤثر بر توسعه مالی، مخارج دولت است که مخارج دولت به‌طور سنتی یک ابزار سیاست ضد تولید<sup>۱</sup> برای تحریک اعتبار در نظر گرفته شده است. نظریه‌های استاندارد کینزی و نو کلاسیک پیش‌بینی می‌کنند که افزایش در مخارج دولت منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود، در نتیجه هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی را کاهش می‌دهد؛ اما شواهد و مدارکی کمی برای تأیید این عقیده وجود دارد که مخارج دولت بازارهای اعتباری را محکم‌تر می‌کند (Murphy & Walsh, 2018). در مقابل، شواهد در حال رشد از ایالات متحده و سایر اقتصادهای پیشرفته نشان می‌دهد که مخارج دولت می‌تواند باعث کاهش نرخ بهره بلندمدت شود (Miranda-Pinto et al, 2019). این مطالعات حاکی از شکاف در درک اقتصاددانان از رابطه بین محرک مالی و بازارهای اعتباری است.

در مطالعات انجام شده در این حوزه بر سیاست‌های آزادسازی تجاری هم توجه شده است. این مطالعات بیان می‌کنند باز بودن سیاست تجاری و توسعه تجارت می‌تواند انگیزه‌ای برای اتخاذ سیاست‌های کمتر اختلال‌زا و اعمال مدیریت قاعده‌مند کلان اقتصادی برای حفظ ثبات کلان اقتصادی و افزایش قدرت رقابت بنگاه‌های داخلی بازارهای جهانی باشد و افزایش قدرت رقابتی تأثیر مثبت بر توسعه اقتصادی و مالی دارد. با این وجود، کشورهای بازتر ممکن است برای حمایت بنگاه‌های اقتصادی در برابر شوک‌های خارجی دولت بزرگ‌تری به وجود آورند و بنابراین دولت بزرگ‌تر تخصیص منابع را مختل کرده و به رشد و توسعه اقتصادی ضربه می‌زند (Rodrik, 1998).

دستیابی به رشد اقتصادی از یک طرف، نیازمند اعمال سیاست‌های مالی از طرف دولت‌ها جهت دسترسی به اهداف اقتصاد کلان کشوری و از طرف دیگر، نیازمند بازارهای مالی است که

در آن دارایی‌های مالی خرید و فروش می‌شوند. برای کشورهای در حال توسعه‌ای از جمله ایران، ترکیب توانمند بازار مالی و سیاست مالی برای رشد اقتصادی کشور بسیار ضروری به نظر می‌رسد. این اهمیت ناشی از آن است که ابزارهای سیاست مالی بر قدرت رقابت بازارهای مالی کشور و عملکرد نهادهای بانکی و غیربانکی در این بازارها تأثیرگذار است (Sadeghi et al., 2015).

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال نمود که ممکن است سیاست مالی و توسعه تجارت اثر قابل توجهی بر توسعه مالی داشته باشد، از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به صورت خطی نبوده و می‌تواند به صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی به صورت غیرخطی طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۷۳ می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه و تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

#### مبانی نظری

داشتن نظام مالی کارآمد موجب تجمع و تخصیص بهینه منابع در اقتصاد می‌شود. با توجه به نقش نظام مالی در کارکرد و رشد اقتصادی، تحقیقات در زمینه توسعه مالی جایگاه ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی پیدا کرده است. بخش زیادی از مطالعات به رابطه علت و معلولی و جهت تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند و از طرفی، مطالعات زیادی، در مورد عوامل مؤثر بر توسعه مالی بحث می‌کنند. هرچه در مراحل اولیه توسعه یافتگی قرار داشته باشیم، به دلیل نبود زیرساخت‌های مناسب برای فعالیت بازار، نظام مالی به سمت بانک‌محوری متمایل می‌شود. در ایران نیز به طور عمده بانک‌ها عهده‌دار تأمین مالی بوده‌اند و بازار مالی در این فرآیند نقش قابل ملاحظه‌ای نداشته است، اما باید به این نکته مهم توجه کرد که یکی از ارکان نظام مالی، بازار مالی است (Akbari-Roshan & Shakeri, 2014). هرچه بازار مالی عمیق‌تر و توسعه یافته‌تری داشته باشیم، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران برای تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود امکان انتخاب نسبت بهینه‌ای از بدهی را خواهند داشت و این خود، به گسترش فرصت‌های

اقتصادی، توزیع درآمد و کاهش نابرابری‌های درآمدی و درنهایت، رشد اقتصادی در جامعه منجر می‌شود.

سیاست مالی یکی از سیاست‌های کنترل تعادل در اقتصاد کلان است و هدف آن تأثیر بر طرف تقاضای کل اقتصاد در کوتاه‌مدت است. سیاست مالی ممکن است طرف عرضه اقتصاد را بیشتر در بلندمدت از طریق افزایش ظرفیت اقتصادی تحت تأثیر قرار دهد. البته برای ثبات اقتصاد کلان، سیاست‌های مالی و پولی باید باهم تعامل داشته باشند (Surjaningsih et. Al, 2012). توانایی سیاست‌های مالی برای اثرگذاری بر تولید از طریق تغییر تقاضای کل سبب می‌شود این سیاست‌ها به ابزاری بالقوه برای تثبیت اقتصادی بدل گردند. در شرایط رکودی دولت‌ها می‌توانند سیاست مالی انبساطی را اجرا نموده و تولید را به سطح عادی بازگردانند و شغل ایجاد کنند. طی رونق که تورم به‌عنوان مشکلی بزرگ‌تر و مهم‌تر از بیکاری در نظر گرفته می‌شود، دولت‌ها می‌توانند سیاست مازاد بودجه را در دستور کار قرار دهند، بنابراین سیاست ضدچرخه ای سبب می‌شود که بودجه متعادل شود (Ashrafipour, 2013).

#### توسعه مالی و مخارج دولت (شاخص سیاست مالی)

دولت نقش مهمی در آماده‌سازی خدمات مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه دارد. گرچه در کشورهای توسعه‌یافته مالکیت دولتی بانک‌ها کمتر از کشورهای درحال توسعه بوده، دولت مسئولیت ایجاد مقررات برای بخش خصوصی و کسب اطمینان از این موضوع را که نتایج عملکرد بخش مالی در محدوده قابل قبول است، بر عهده دارد. دو دیدگاه مختلف در مورد دخالت دولت در بخش مالی وجود دارد: دیدگاه توسعه و دیدگاه سیاسی. دیدگاه توسعه بیان می‌کند که دولت می‌تواند کمک‌کننده غلبه بر شکست بازار باشد و توسعه مالی را به‌واسطه هزینه کمتر و بالا بردن امکان دستیابی به منابع مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه بهبود ببخشد. در مقابل، دیدگاه سیاسی معتقد است که دولت به‌واسطه پیگیری اهداف سیاسی خود به منافع متضادی می‌رسد که ممکن است به نتایج با مطلوبیت کمتر منجر شود. این غالباً در کشورهایی با حقوق مالکیت ضعیف اتفاق می‌افتد که به نوبه خود موجب افزایش ناکارایی از طریق افزایش هزینه

سربار<sup>۱</sup> و حاشیه‌های سود می‌شود (Lamei, 2005). در واقع این دیدگاه به تمایل سیاست‌مداران برای کنترل سرمایه‌گذاری با اهداف سیاسی به جای اهداف اجتماعی تأکید دارد. پس طبق این دیدگاه مالکیت دولتی بانک‌ها و نهادهای مالی و در نتیجه اندازه و مخارج دولت تأثیر منفی بر توسعه بخش مالی دارد (Sahabi et. al., 2013).

#### رابطه توسعه مالی و توسعه تجارت

اخیراً تعداد کمی از مطالعات استدلال‌های تئوری باز بودن را به صورت تجربی مورد بررسی قرار داده‌اند (Baltagi et. al., 2009; Law, 2009; Hauner et. al., 2013). حداقل دو کاستی از شواهد تجربی ارائه شده توسط این مطالعات وجود دارد: (۱) یافته‌های گزارش شده متناقض و بی‌نتیجه هستند. به عنوان مثال، Baltagi et. al., (2009) بیان می‌کنند که باز بودن تجاری و باز بودن مالی به طور جداگانه تأثیر قابل توجهی در توسعه بخش بانکی دارند، در حالی که (Hauner et. al., 2013) معتقدند که باز بودن تجارت یک پیش‌بینی کننده قوی<sup>۲</sup> توسعه مالی داخلی است، در حالی که تأثیر باز بودن مالی بر توسعه مالی داخلی سازگار نیست.

(۲) دوم، همه این مطالعات در سطح کلان و توسعه بخش بانکی (به عنوان مثال، توسعه مالی) با اعتبار خصوصی در سطح کشور به تولید ناخالص داخلی اندازه گرفته شده است که به عنوان "اعتبار خصوصی تأمین شده توسط بخش بانکی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی" ارائه می‌شود. استفاده از نسبت اعتبار خصوصی به تولید ناخالص داخلی در سطح کشور برای بررسی استدلال‌های تئوری باز بودن<sup>۳</sup> دارای دو محدودیت است. اول این که، این نسبت اطلاعاتی در مورد رانت‌های به دست آمده توسط بانک‌های انفرادی و از این رو، هزینه واسطه‌گری مالی ارائه نمی‌دهد که این محدودیت بسیار مهم است زیرا یکی از بحث‌های اصلی تئوری باز بودن این است که صراحتاً با کاهش رانت گروه‌های ذی‌نفع مالی فعلی، توسعه مالی ارتقا می‌یابد. در مقابل، در نتیجه باز بودن بیشتر نیز می‌توان انتظار رانت بانکی بالاتر را داشت. از آنجا که این تئوری صراحتاً باعث

1- Overhead Costs

2- robust predictor

3- openness theory

ایجاد رقابت در خارج می‌شود، می‌تواند فشار بر بانک‌های محلی (که تمایل به هزینه‌های عملیاتی کمتری دارند) ایجاد کند تا در رقابت باقی بمانند. تمرکز بازار حاصل می‌تواند قدرت انحصاری ایجاد کند و منجر به رانت بیشتر برای بازیکنان کلیدی و راندمان پایین تر سیستم بانکی شود (Agénor, 2003; Yoo, 2016).

محدودیت دوم این است که تحلیل‌های سطح کلان، اطلاعاتی در مورد تأثیر باز بودن روی عدم پرداخت ریسک<sup>۱</sup> بانک‌های فردی ارائه نمی‌دهد. نظریه‌هایی که اخیراً در حال گسترش است، نشان می‌دهد که همیشه بسته به وضعیت اقتصادی یک کشور و وام بیش از حد، یک سطح بهینه از اعتبار خصوصی وجود دارد و فراتر از حد مطلوب و همراه با استانداردهای اعتباری پایین، فقط باعث افزایش ریسک‌های بالاتر بخش مالی می‌شود (Ashraf, 2018).

همچنین، در مورد ارتباط میان توسعه مالی و توسعه تجارت، دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول بیان می‌کند که افزایش تجارت در یک کشور موجب افزایش نیاز صنایع و بنگاه‌های آن کشور به منابع مالی خارج از آن بنگاه‌ها و صنایع می‌گردد و به تبع آن موجب تعمیق بیشتر سیستم مالی آن کشور می‌شود. در مقابل دیدگاه دوم معتقدند که با باز شدن تجارت در کشورهای در حال توسعه و به علت عدم توسعه مالی در این کشورها، تقاضا برای خدمات مالی کشورهای خارجی را افزایش داده و این امر موجب محدود شدن بخش مالی کشور داخلی می‌گردد.

#### رابطه توسعه مالی و تورم

در شرایط تورمی، واسطه‌های مالی تمایلی به قراردادهای مالی بلندمدت نخواهند داشت و تمایل به حفظ پرتفوی بسیار سیال هستند. بنابراین، در چنین شرایطی، واسطه‌های مالی علاقه کمتری برای تأمین مالی بلندمدت جهت تشکیل سرمایه دارند و هر دو گروه وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان نیز تمایل اندکی به انعقاد قراردادهای مالی بلندمدت دارند، بنابراین به‌طور کلی، واسطه‌های مالی در شرایط تورمی کارایی کمتری دارند (Wahid et. al., 2011)

در حقیقت تورم، اثر منفی بر عمق مالی دارد و باعث حفظ سطح پایینی از توسعه مالی می‌شود؛

که در این حالت، نرخ تورم بالا همراه با بازدهی پایین سرمایه، انگیزه سرمایه گذاری را از بین خواهد برد و تورم بالا، مانعی برای ایجاد قراردادهای مالی بلندمدت خواهد شد. با این حال، اگر نرخ تورم بالا، ولی قابل پیش بینی باشد، انگیزه واسطه گری های مالی را افزایش خواهد داد؛ اما واقعیت این است که نرخ تورم بالاتر با نوسانات نرخ تورم بیشتر، و از این رو، با عدم اطمینان بیشتر گره خورده است (Akosah, 2013).

#### پیشینه تجربی

در این قسمت از مطالعه، برخی از مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش در قالب مطالعات انجام یافته در خارج و داخل کشور به اختصار مرور شده اند.

#### مطالعات خارجی

Rathnasiri (2011) به بررسی چگونگی اثر سیاست مالی بر توسعه مالی با استفاده از روش استقرایی<sup>۱</sup> پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که استقرار عمومی از بانک تجاری و مخارج دولتی تأثیر مثبت قابل توجهی در توسعه مالی در سریلانکا دارد.

Cooray (2011) نقش دولت در توسعه بخش مالی را با استفاده از داده های پنل در ۷۱ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شاخص های حکمرانی خوب اثری مثبت بر اندازه و کارایی بخش مالی دارد و نابرابری و نرخ تورم باعث بدتر شدن شرایط مالی می شوند و در نهایت دموکراسی عامل خوبی برای توسعه مالی است.

Taha et. al., (2013) ارتباط بین درآمدهای مستقیم مالیاتی و فعالیت های بانکی و غیربانکی سیستم مالی را در مالزی مورد بررسی قرار داده اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر سیستم مالی بر درآمدهای مالیاتی در کوتاه مدت بسیار عمیق تر از این تأثیر در بلندمدت است.

Bierbrauer (2014) به بررسی تأثیر مالیات بر بازارهای مالی پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که افزایش مالیات ممکن است منجر به بحران مالی و کاهش نقدینگی در



بازارهای مالی شود.

Zhang et. al., (2015) در مطالعه‌ای به بررسی اثر باز بودن تجارت و باز بودن مالی بر توسعه مالی در چین با استفاده از داده‌های پنل طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هم باز بودن تجاری و هم باز بودن مالی از نظر آماری تعیین‌کننده‌های کارایی مالی و رقابت هستند، اما باز بودن تجاری تأثیر منفی بر اندازه توسعه مالی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر باز بودن مالی بر کارایی و رقابت مالی استان‌ها با درجه بالای باز مالی مثبت و در استان‌ها با درجه پایین باز مالی منفی است.

Lawal et al (2018) تأثیر تعامل بین سیاست‌های مالی و پولی بر رفتار بازار سهام و تأثیر ناپایداری این تعاملات در بازار سهام نیجریه را با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۸۵ تا دسامبر ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی<sup>۱</sup> (ARDL) و واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نمایی<sup>۲</sup> (EGARCH) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL حاکی از آن است که تعامل بین تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر بازده سهام در نیجریه وجود رابطه بلندمدت بین رفتار بازار سهام و سیاست‌های پولی و مالی تأیید می‌کند. نتایج حاصل از برآورد نوسانات نشان می‌دهد که نوسانات رفتار بازار سهام تا حد زیادی به نوسانات در تعامل بین دو ابزار سیاستی حساس است. نتایج حاکی از کالیبره کردن هر دو سیاست پولی و مالی در یک مدل واحد در هنگام تدوین سیاست بازار سهام است زیرا تعامل آن‌ها بر رفتار سهام به‌طور قابل توجهی اعمال می‌شود، بنابراین هر دو سیاست باید در کنار هم در نظر گرفته شوند.

Ashraf (2018) به بررسی تأثیر باز بودن تجاری و باز بودن مالی بر توسعه بانکی با استفاده از مجموعه داده‌های پنل ۲۸۷ بانک کلیدی از ۳۷ کشور در حال ظهور طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که با افزایش درجه باز بودن تجاری با افزایش حجم و کاهش هزینه و ریسک اعتبار بانکی، موجب توسعه بانکی می‌شود. (Ashraf (2018 بیان می‌کند که این نتایج به دلیل تقاضای بالا برای امور مالی، اصلاحات آزادسازی بخش مالی داخلی و

1- Autoregressive Distribution Lag (ARDL)

2-Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedascity (EGARCH)

فرصت‌های متنوع‌سازی وام ناشی از افزایش درجه باز بودن تجارت است. در مقابل نقش باز بودن مالی بر توسعه بانکی محدود است زیرا اگرچه رقابت شدید بازار اعتباری ناشی از ورود سرمایه در کشورهای باز مالی، بانک‌ها را ترغیب می‌کند که هزینه اعتبار را کاهش دهند، اما به‌رحال آن‌ها را مجبور می‌کند تا با وجود حجم کمتری از اعتبار ریسک را افزایش دهند.

Auerbach et. al., (2019) پیشنهاد می‌کنند که مخارج دولت با توزیع مجدد درآمد برای پس‌انداز می‌تواند بازارهای اعتباری را آرام کند. (Murphy & Walsh (2018) تصریح می‌کنند که مخارج دولت منابع را به بخش خصوصی منتقل می‌کند و پس‌انداز آن‌ها را افزایش می‌دهد، اثرات تقویت‌کننده بازار اعتبار از انتشار اوراق قرضه دولتی را خنثی می‌کند.

Auerbach et al, (2020) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست مالی بر بازارهای اعتبار محلی با استفاده از تنوع جغرافیایی غنی در قراردادهای دولت فدرال ایالات متحده پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در یک اقتصاد محلی، نرخ بهره وام‌های مصرف‌کننده در پاسخ به شوک مخارج دولت انبساطی<sup>۱</sup> کاهش می‌یابد.

Duramany-Lakkoh (2020) در مطالعه‌ای تأثیر سیاست مالی بر توسعه بخش مالی در سیرالئون با استفاده از مدل تصحیح خطا<sup>۲</sup> (ECM) و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین توسعه بخش مالی و متغیرهای توضیحی وجود دارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که حتی زمانی که انتظار بر رابطه منفی بین اعتبار بخش خصوصی و عرضه پول، نرخ بهره واقعی، درآمد کل مالیات و تورم است، نتایج در تحلیل اقتصادی مالی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است.

#### مطالعات داخلی

Mohammadi et. al., (2014) اثرات باز بودن تجارت و یکسری متغیرهای توضیحی دیگر را بر توسعه مالی در ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۰

1- expansionary government spending

2- Error Correction Model

مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از سیستم  $pool$  و روش اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت نقش حیاتی در تعیین سطح توسعه مالی بخش خصوصی دارد.

Hosseini et. al., (2014) رابطه رشد اقتصادی و توسعه مالی را در ایران طی دوره (۲۰۰۷-۱۹۶۷) مورد بررسی قرار داده است. نتایج بلندمدت حاکی از رابطه منفی توسعه مالی با رشد اقتصادی است. همچنین رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون علیت گرنجر بلوکی انجام شده که نتایج حاصله نشان می‌دهد که اعتبارات تأمین شده توسط بخش بانکی و رشد اقتصادی علیت یکدیگر نمی‌باشند. همچنین، وجود رابطه علیت دوسویه میان رشد اقتصادی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تعریف گسترده پول تأیید گردیده است.

Akbari-Roshan & Shakeri (2014) اثر نقدینگی، مخارج دولت و ساختار بازار بر توسعه مالی بازار سهام را با استفاده از داده‌های فصلی و مدل خودرگرسیون برداری<sup>۱</sup> (VAR) طی دوره ۱۳۹۰:۱-۱۳۸۰:۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از آن است که رابطه علی قوی از سمت متغیر شاخص ساختار بازار سهام بر توسعه مالی بازار سهام وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک ساختار بازار اثر مثبت و معنادار بر شاخص توسعه مالی دارد، اما شوک رشد نقدینگی و رشد مخارج دولت اثر معناداری بر توسعه مالی ندارند.

Sadeghi et. al., (2015) تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی ایران، طی دوره ۱۳۴۹-۱۳۹۰ و با استفاده از آزمون کرانه‌ها و مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی<sup>۲</sup> (ARDL) مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهند اخذ مالیات توسط دولت اثر مثبت بر بازار مالی دارد. طبق نظر آن‌ها، این امر حاکی از آن است که در سال‌های اخیر با توجه به پیشرفت‌هایی که در سیستم مالیاتی کشور به وقوع پیوسته، نقش آن در توسعه هرچه بیشتر بازار مالی برجسته‌تر شده است.

Nanforosh & Dizaji (2016) تأثیر اندازه دولت و باز بودن تجاری بر توسعه مالی با بهره‌گیری از روش داده‌های تابلویی را ۳۰ کشور منتخب جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۸

1- Vector Autoregressive

2- Autoregressive Distribution Lag (ARDL)

مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اندازه دولت تأثیر منفی و معنی داری بر توسعه مالی کشورهای مورد بررسی دارد، همچنین باز بودن تجاری، جهانی شدن مالی و شاخص کیفیت نهادهای قانونی تأثیر مثبت بر توسعه مالی دارد.

مرور مطالعات نشان می‌دهد در هیچ کدام از مطالعات داخلی صورت گرفته اثرات متقارن و نامتقارن شوک های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در قالب یک مدل در ایران بررسی نشده، همچنین در هیچ کدام مطالعات داخلی این رابطه به صورت خطی و غیرخطی با استفاده دو روش جوهانسن - جوسیلوس جهت بررسی اثرات متقارن و رهیافت خودرگرسیو با وقفه های توزیعی غیرخطی (NARDL) جهت بررسی اثرات نامتقارن در ایران انجام نشده است، که این دو مورد به عنوان نوآوری این تحقیق می‌باشند.

#### معرفی مدل و روش تحقیق

هدف از این مطالعه بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران است، لذا بدین منظور با توجه به پایه های نظری موضوع و همچنین مطالعات تجربی انجام یافته به ویژه مطالعات (Rathnasiri (2011); Zhang et. al., (2015); Ashraf (2018); Duramany-Lakkoh, (2020) & Auerbach et. al., (2020) مدل تصریح شده مطالعه به صورت زیر قابل بیان است:

$$ICREDIT_t = f(LGOV_t, LTRADE_t, LCPI_t) \quad (1)$$

که در آن LCREDIT: لگاریتم اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی درصدی از تولید ناخالص داخلی<sup>۱</sup> (GDP) است که نشان دهنده شاخص توسعه مالی است.

LGOV: مخارج مصرفی عمومی دولت بر حسب دلار آمریکا و سال پایه ۲۰۱۰<sup>۲</sup> اندازه گیری شده است که به عنوان نماینده سیاست مالی است.

LTRADE: شاخص آزادسازی تجاری، این متغیر به صورت مجموع صادرات و واردات

1- Domestic credit provided by financial sector (% of GDP)

2- General government final consumption expenditure (constant 2010 US\$)

به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی<sup>۱</sup> (GDP) اندازه گیری شده است.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده که این متغیر بر حسب دلار آمریکا و بر پایه سال ۲۰۱۰ اندازه گیری شده است که نشان دهنده تورم است. تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی وارد مدل شده و اطلاعات مربوط به این متغیرها از مجموعه شاخص های توسعه بانک جهانی (WDI<sup>۳</sup>)، طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ استخراج شده است.

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون فیلیپس پرون و برای بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها از جوهانسن- جوسیلیوس<sup>۴</sup> بهره گرفته شده است. الگوی جوهانسن- جوسیلیوس را می توان به صورت زیر توضیح داد:

به طور کلی در تحلیل چند متغیره سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد. بدین معنا که متغیرهای تحت بررسی در بلندمدت به چند طریق مستقل از هم به یکدیگر وابسته باشند. در آن صورت روش هایی مثل انگل- گرنجر نمی تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل گر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می گیرد، توانستند نقایص روش انگل- گرنجر را حل کنند<sup>۵</sup>.

همچنین به منظور بررسی اثرات نامتقارن شوک های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران از یکی از رویکردهای تک معادله ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیو با وقفه های توزیعی (NARDL) نیز استفاده شده است. این تکنیک نامتقارن این توانایی را دارد تا روابط نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی را در بلندمدت و کوتاه مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL) به صورت یک مدل تصحیح خطای نامقید<sup>۶</sup> (UECM) به منظور تجزیه اثرات کلی یک متغیر به اجزای کوتاه مدت و بلندمدت آن ایجاد شده

1 - Trade is the sum of exports and imports of goods and services measured as a share of gross domestic product.

2 - Consumer price index (2010 = 100)

3 - World Development Indicators

4 - Johansen- Juselius

۵- الگوی جوهانسن- جوسیلیوس با تفصیل بیشتر در فایل پیوست مقاله توضیح داده شده است.

6 - Unrestricted Error Correction Model

است (Koengkan, 2018). Shin et. al., (2014) با گسترش مدل ARDL خطی موفق شدند تا تکنیک NARDL را پایه گذاری نمایند؛ بنابراین مدل ARDL کلی طبق معادله (۲) است:

$$\Delta LCREDIT_t = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}t + \sum_{i=0}^k \phi_{1i} \Delta LGOV_t + \sum_{i=0}^k \phi_{2i} \Delta LTRADE_t + \sum_{i=0}^k \phi_{3i} \Delta LCPI_t + \gamma_{1t} LGOV_t + \gamma_{2t} LTRADE_t + \gamma_{3t} LCPI_t + \mu_t \quad (2)$$

در رابطه فوق  $\Delta LCREDIT$  و  $LCREDIT$  به ترتیب تفاضل مرتبه اول و لگاریتم متغیر وابسته یعنی اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی است).  $\Delta LGOV, \Delta LTRADE, \Delta LCPI$  و  $LGOV, LTRADE, LCPI$  تفاضل مرتبه اول و لگاریتم متغیرهای توضیحی است. به علاوه  $\alpha_{0t}$  عرض از مبدأ،  $t$  متغیر روند و  $\phi_{1t}$  تا  $\phi_{3t}$  و  $\gamma_{1t}$  تا  $\gamma_{3t}$  پارامترهای متغیرها و  $\mu_t$  جزء اختلال مدل است.

روش ARDL، نسبت به سایر روش های هم انباشتگی مزیت هایی دارد. در مرحله اول صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یا I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، قابل استفاده است این ویژگی نه تنها انعطاف پذیری قابل توجهی را فراهم می کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش فرض هم انباشتگی از درجه اول می شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانه استاندارد انگل و گرنجر<sup>۱</sup> است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل کاربرد است. در نهایت، می توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درونزا هستند، ممکن است. ترکیب رگرسیون های تصادفی در روش استاندارد ARDL خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در بلندمدت و کوتاه مدت است برای به دست آوردن اثرات نامتقارن، Shin et. al., (2014) مدل NARDL را معرفی کردند که در آن دو متغیر  $LGOV_t$  و  $LTRADE_t$  به مقادیر مثبت و منفی تجزیه می شود که به ترتیب در معادله (۳) و (۴) مشاهده می شود (Shin et. al., 2014):

$$LGOV_t = LGOV_0 + LGOV_t^+ + LGOV_t^- \quad (3)$$

$$LTRADE_t = LTRADE_0 + LTRADE_t^+ + LTRADE_t^- \quad (۴)$$

بدین صورت که:

$$LGOV_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta LGOV_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LGOV_j, 0)$$

and

$$LGOV_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LGOV_j^- = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LGOV_j, 0) \quad (۵)$$

$$LTRADE_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta LTRADE_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LTRADE_j, 0)$$

and

$$LTRADE_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LTRADE_j^- = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LTRADE_j, 0) \quad (۶)$$

سپس رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن در مدل معادله (۷) می تواند باشد، که به صورت زیر تصریح می گردد:

$$LCREDIT_t = \alpha_i^+ LGOV_{i,t}^+ + \alpha_i^- LGOV_{i,t}^- + \beta_i^+ LTRADE_{i,t}^+ + \beta_i^- LTRADE_{i,t}^- + u_t \quad (۷)$$

پارامترهای بلندمدت نامتقارن می باشند که به ترتیب تغییرات مثبت و منفی در  $LGOV_t$  و  $LTRADE_t$  مطابقت دارند. برای آنکه بتوان از مدل NARDL در برآورد ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت مدل استفاده نمود بایستی بین متغیرها هم انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. از این رو تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر به منظور تحلیل هم انباشتگی کرانه ها (Pesaran et. al., 2001) نیاز است:

$$\Delta LCREDIT_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \alpha_{i1} \Delta LCREDIT_t + \sum_{i=1}^{q_1} \phi^+ \Delta LGOV_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{q_2} \phi^- \Delta LGOV_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{q_3} \psi^+ \Delta LTRADE_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{q_4} \psi^- \Delta LTRADE_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{q_5} \alpha_{2i} \Delta LCPI_t + \delta_1 LCREDIT_{t-1} + \theta^+ LGOV_{t-1}^+ + \theta^- LGOV_{t-1}^- + \lambda^+ LTRADE_{t-1}^+ + \lambda^- LTRADE_{t-1}^- + \delta_2 CPI_t + \mu_t \quad (۸)$$

در رابطه (۸)،  $\delta_1$ ،  $\delta_2$ ،  $\theta^+$ ،  $\theta^-$ ،  $\lambda^+$  و  $\lambda^-$  ضرایب بلندمدت،  $\Delta$  عملگر تفاضل،  $\mu_t$  جمله اختلال و  $p$ ،  $q_1$ ،  $q_2$ ،  $q_3$ ،  $q_4$ ،  $q_5$  و تعداد وقفه های بهینه در مدل است. این وقفه ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز-بیزین و حنان کوئین تعیین می شود. همچنین در این رابطه پویایی های کوتاه مدت توسط مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل

نشان داده شده است. در ضمن  $\beta^+ = \frac{\theta^+}{\rho}$ ،  $\beta^- = \frac{\theta^-}{\rho}$  نشانگر ضرایب نامتقارن مخارج دولت و

به منظور انجام آزمون باند که عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را

نشان می دهد بایستی ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مستقل و وابسته را در معادله (۹) برابر صفر قرار داد. از این جهت فرض صفر که مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است به صورت معادله زیر بیان می شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \theta^+ = \theta^- = \lambda^+ = \lambda^- = 0 \quad (9)$$

Pesaran et. al., (2001) بیان می کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می شود. حد بالایی برای سری های زمانی انباشته از مرتبه یک و حد پایینی برای سری های زمانی انباشته از مرتبه صفر کاربرد دارد. در صورتی که آماره F محاسبه شده بیش تر از مقدار حد بالایی باشد فرض صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی یا عدم رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می شود و اگر مقدار F محاسبه شده از حد پایینی کم تر باشد، می توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتاً اگر آماره F بین کران ها قرار گیرد آزمون بی نتیجه است. در نهایت برای بررسی عدم تقارن بلندمدت مخارج دولت از  $\theta^+ = \theta^-$  و عدم تقارن بلندمدت درجه باز بودن تجاری از  $\lambda^+ = \lambda^-$  استفاده می شود. همچنین برای عدم تقارن کوتاه مدت برای متغیرهای مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری به ترتیب از آزمون های  $\sum_{i=1}^{q_1} \varphi^+ = \sum_{i=1}^{q_2} \varphi^-$  و  $\sum_{i=1}^{q_3} \Psi^+ = \sum_{i=1}^{q_4} \Psi^-$  استفاده می شود. این آزمون ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان دهنده عدم تقارن است (Mamipour & Sasania Asl, 2018).

## یافته های تجربی

### بررسی ایستایی متغیرها

برای بررسی رابطه ی بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است ابتدا ایستایی متغیرهای به کار رفته در مدل مورد آزمون قرار گرفته و مرتبه انباشتگی آن ها مشخص شود. بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، در صورت نایستایی متغیرها باید از تکنیک های هم‌انباشتگی جهت برآورد رابطه



بلندمدت بین متغیرها استفاده شود، در غیر این صورت با مشکل رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. لذا در جدول زیر نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) و فلیپس پرون جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

جدول ۱- آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فلیپس پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)		آزمون فلیپس پرون	
	در سطح	بایکبار تفاضل گیری	در سطح	بایکبار تفاضل گیری
LCREDIT	۰/۷۳۰ (-۱/۷۰۲)	۰/۰۱۱ (-۴/۲۳۱)	۰/۷۹۰ (-۱/۵۵۷)	۰/۰۰۰ (-۸/۰۲۲)
LGOV	۰/۱۵۱ (-۲/۹۷۲)	۰/۰۰۴ (-۴/۴۷۱)	۰/۰۸۴ (-۳/۲۶۸)	۰/۰۰۵ (-۴/۱۸۶)
LGOV <sup>+</sup>	۰/۰۰۰ (-۷/۶۷۶)	-	۰/۰۰۰ (-۶/۲۰۰)	-
LGOV <sup>-</sup>	۰/۹۱۳ (-۱/۱۲۳)	۰/۰۰۰ (-۵/۹۰۵)	۰/۹۱۳ (-۱/۸۴۹)	۰/۰۰۰ (-۵/۹۰۳)
LTRADE	۰/۰۴۸ (-۳/۵۳۱)	-	۰/۶۲۱ (-۱/۹۳۱)	۰/۰۰۱ (-۴/۹۷۴)
LTRADE <sup>+</sup>	۰/۳۹۲ (-۲/۳۶۳)	۰/۰۰۷ (-۴/۲۸۵)	۰/۶۳۹ (-۱/۸۹۴)	۰/۰۴۵ (-۳/۵۶۵)
LTRADE <sup>-</sup>	۰/۸۲۶ (-۱/۴۶۳)	۰/۰۰۰ (-۵/۷۶۸)	۰/۸۰۳ (-۱/۵۳۰)	۰/۰۰۰ (-۵/۷۸۱)
LCPI	۰/۳۲۴ (-۲/۵۰۴)	۰/۰۰۴ (-۴/۵۲۷)	۰/۷۷۷ (-۱/۵۹۹)	۰/۰۳۸ (-۳/۶۳۸)

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در جدول (۱) نشان می‌دهد، شوک مثبت مخارج دولت (LGOV<sup>+</sup>) و شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای مورد بررسی در سطح نایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند. همچنین نتایج حاصل از آزمون فلیپس پرون نشان می‌دهد که فقط شوک مثبت مخارج دولت (LGOV<sup>+</sup>) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای مورد بررسی در سطح نایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند.

Sims (1980) و Sims et. al., (1990) معتقدند حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند؛

نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها است و نه برآورد پارامترها. در واقع استدلال اصلی آن‌ها در مورد ضرورت وارد نمودن سطح متغیر آن است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهنده وجود هم‌انباشتگی<sup>۱</sup> میان متغیرهاست؛ از دست خواهیم داد. به همین ترتیب، استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست (Sadeghi & Shavalpour, 2010).

## نتایج برآورد مدل

برآورد تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلوس جهت بررسی اثرات متقارن

تعیین طول وقفه بهینه

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری<sup>۲</sup> است، که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید و در نتیجه ایستا یا  $I(0)$  هستند. در مطالعه حاضر از معیارهای شوارتز - بیزین، آکائیک و هنان کوئین استفاده شده است که با توجه به هر ۳ معیار طول وقفه بهینه مدل برابر با ۱ تعیین شده است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود کمترین مقدار هر سه معیار در وقفه یک برای مدل به دست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه بهینه الگوی VAR<sup>۳</sup> وقفه یک می‌باشد.

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه الگو

تعداد وقفه	مقدار آماره آزمون اکائیک	مقدار آماره آزمون هنان کوئین	مقدار آماره آزمون شوارتز-بیزین
۱	-۹/۳۸۱*	-۹/۱۳۸*	-۸/۶۴۸*
۲	-۹/۱۴۷	-۸/۶۶۱	-۷/۶۸۱
۳	-۸/۹۹۷	-۸/۲۶۹	-۶/۷۹۹

تعداد وقفه بهینه  
مأخذ: یافته‌های تحقیق

1- Co-integration

2- Vector Autoregressive Model (VAR)

۳- نتایج حاصل از برآورد این الگو (VAR) در جدول (۱- پیوست) نمایش داده شده است.

تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی و استخراج رابطه بلندمدت

با توجه به این که تمامی متغیرهای مدل به جز یک متغیر، دارای مرتبه انباشتگی برابر یک می‌باشند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای هم‌انباشتگی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه یک؛ به عنوان وقفه بهینه مدل خود توضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر<sup>۱</sup> و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۲</sup>، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جدول (۳) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر وجود ۳ بردار هم‌انباشتگی و بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه وجود ۲ بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد تأیید شده است.

جدول ۳- آزمون تعداد بردارهای هم‌گرایی

آزمون اثر					
ارزش احتمال در سطح ۵ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره	مقادیر ویژه	فرضیه مقابل	فرضیه صفر $H_0$
۰/۰۰۱	۵۵/۲۴۵	۶۹/۰۲۷	۰/۶۱۲۷	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۴۱	۳۵/۰۱۰	۳۵/۷۳۶	۰/۴۰۸	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۶۹	۱۸/۳۹۷	۱۷/۳۷۱	۰/۲۸۳	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۰/۰۱۷	۳/۸۴۱	۵/۶۹۹	۰/۱۵۰	$r \geq 4$	$r \leq 3^*$
آزمون حداکثر مقادیر ویژه					
ارزش احتمال در سطح ۵ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره	مقادیر ویژه	فرضیه مقابل	فرضیه صفر $H_0$
۰/۰۲۴	۲۷/۵۸۴	۳۳/۲۹۰	۰/۶۱۲۷	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۲۴۷	۲۴/۲۵۲	۱۸/۳۶۵	۰/۴۰۸	$r = 2$	$r \leq 1$
۰/۲۶۲	۱۷/۱۴۷	۱۱/۶۷۲	۰/۲۸۳	$r = 3$	$r \leq 2$
۰/۰۱۷	۳/۸۴۱	۵/۶۹۹	۰/۱۵۰	$r = 4$	$r \leq 3^*$

\* بیانگر معنی‌دار بودن در سطح ۰/۰۵  
 مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

- 1- Trace Matrix
- 2- Maximum Eigen Value

در ادامه و در معادله (۱۰) رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درونزا انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرهای در مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری (به جز متغیر تورم) معنی‌دار می‌باشند.

$$\begin{aligned} \text{LCREDI} = & 88/560 - 3/945 \text{ LGOV} + 2/\text{LTRADE} - 0/712 \text{ LCPI} \\ & (-1/288) \quad (5/268) \quad (-3/904) \end{aligned} \quad (10)$$

با توجه به این که متغیرها به صورت لگاریتمی وارد شده‌اند؛ ضرایب نشانگر کشش نیز می‌باشند. به طوری که طبق رابطه (۱۰)، (LGOV) کشش مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) در مقایسه با دو متغیر دیگر، بیشترین مقدار و برابر ۳/۹۴۵- می‌باشد که با لحاظ نمودن قدر مطلق؛ بزرگ‌تر از یک بوده و بیانگر بیشتر بودن حساسیت اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) به متغیر مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) در بلندمدت است. براساس نتایج به دست آمده، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) باعث کاهش ۳/۹۴۵ درصد در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) شده است. در حقیقت این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که با افزایش مخارج و اندازه دولت، قدرت بازاری دولت افزایش یافته و توسعه بخش مالی محدود شده، در نتیجه رانت خواری و اثر جایگزینی بر سرمایه گذاری افزایش می‌یابد. به طور مثال می‌توان گفت با افزایش مخارج دولت، سیستم حقوقی ناکارآمد و بوروکراسی فاسد، تأمین اعتبارات خصوصی توسط سیستم بانکی کاهش می‌یابد.

همچنین اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) تابعی مثبت از شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) است. به طوری که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیر شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) باعث ۲/۶۱۶ درصد افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود. در واقع، این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که توسعه تجارت و افزایش درجه باز بودن تجاری باعث افزایش نیاز صنایع و بنگاه‌های کشور به منابع مالی خارج از بنگاه‌ها و صنایع کشور می‌شود و به دنبال آن باعث تعمیق بیشتر سیستم مالی

کشور می‌گردد.

در نهایت، اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) تابعی منفی از تورم (LCPI) است. به طوری که در بلندمدت، یک درصد کاهش در متغیر تورم (LCPI) باعث ۰/۷۱۲ درصد افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود؛ یعنی با کاهش تورم تقاضا برای اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی و توسعه مالی افزایش می‌یابد. در واقع، با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره اسمی افزایش یافته و باعث می‌شود بی‌ثباتی مالی و بی‌ثباتی اقتصادی کلان افزایش یابد. در حقیقت، یک رشد سریع در نرخ بهره اسمی به دنبال افزایش تورم، می‌تواند منجر به ناتوانی بعضی از بنگاه‌ها در پرداخت بدهی‌هایشان شود و همچنین باعث افزایش هزینه‌های عملیاتی بنگاه در مورد خدمات مالی مبتنی بر بدهی گردد. این مسئله در نهایت می‌تواند موجب کاهش رقابت در قیمت شده و در نتیجه باعث فشار تورمی شود. عاملین اقتصادی می‌توانند چنین فشار تورمی را پیش‌بینی کنند و تقاضای وام خود را افزایش دهند، که این امر باعث فشار تورمی بیشتری می‌شود و این چرخه ادامه خواهد یافت.

در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری، برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۴) ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا  $ECM(-1)$  معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر  $-0/078$  به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره  $0/078$  از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۴- الگوی تصحیح خطای برداری

آماره t	انحراف معیار	ضریب	
-	-	-	$\Delta(ICREDIT)$
۰/۳۶۰	۰/۰۸۷	۰/۰۳۱	C
۰/۱۶۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	@Trend
-۱/۸۴۷	۰/۰۴۲	-۰/۰۷۸	ECM(-1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

برآورد مدل NARDL جهت بررسی اثرات نامتقارن

طبق آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های (Pesaran et. al., (2001) مشخص می‌شود که تعداد

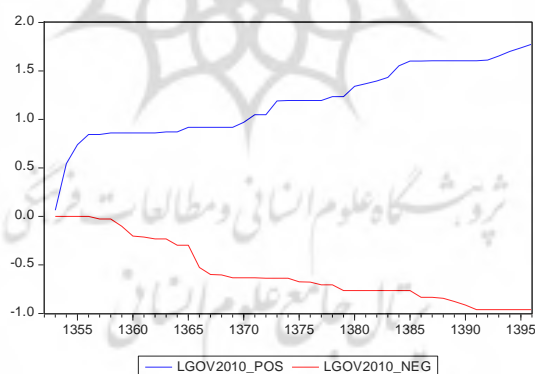
متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن ۵ می‌باشد. آماره F محاسبه شده در مدل برابر ۱۱/۵۰۶ می‌باشد. جدول (۵) مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) را در سطوح مختلف معنی داری در زمانی که ۵ متغیر وجود دارد، ارائه می‌کند.

جدول ۵- مقادیر بحرانی آزمون Pesaran et. al., (2001)

سطح معناداری	کرائه پایین I(0)	کرائه بالا I(1)
٪۱۰	۲/۴۹	۳/۳۸
٪۵	۲/۸۱	۳/۷۶
٪۱	۳/۵	۴/۶۳

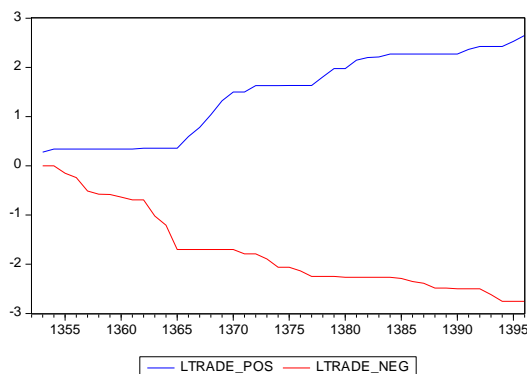
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

با مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر موجود در جدول فوق مشخص می‌شود که به دلیل بیش تر بودن این آماره از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) در هر سه سطح معنی داری، وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید می‌گردد. در این الگو جهت تحلیل اثر نامتقارن، مخارج دولت به دو سری  $LGOV^+$  و  $LGOV^-$  و درجه باز برون تجاری به دو سری  $LTRADE^+$  و  $LTRADE^-$  تجزیه شده است. این به مانند معادله‌های (۳) و (۴) به ترتیب حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودار (۱) و (۲) نمایش داده شده است.



نمودار ۱- تجزیه سری زمانی مخارج دولت (شاخص سیاست مالی)

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق



نمودار ۲- تجزیه سری زمانی درجه بازبودن تجارت

مآخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

در ادامه الگوی پویای کوتاه‌مدت NARDL برآورد شده و نشان داده شده است. در این روش، الگوی  $NARDL(1,4,3,0,3,4)$  بر اساس معیار آکائیک به عنوان الگوی بهینه پویا انتخاب شده است.<sup>۱</sup> سپس به منظور تخمین رابطه (۸) در مدل، از روش غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در جدول (۶) ارائه شده است.

مطابق با جدول (۳) ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد در (LGOV\_POS) شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (روند افزایشی در مخارج دولت) اثر منفی و شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (LGOV\_NEG) اثر مثبت بر توسعه مالی دارد که کاملاً مطابق با مبانی نظری می‌باشد. در واقع می‌توان چنین استدلال کرد که با توجه به ساختار دولتی بازار مالی و تصمیمات پولی اتخاذ شده در ایران، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مدیریت دولتی حاکم بر بانک‌ها منجر به کاهش کارایی نظام بانکی و بنابراین مانع توسعه مالی شده است. در واقع افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) باعث کاهش توسعه مالی می‌شود و به عنوان ترمز رشد اقتصادی عمل می‌کند، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Auerbach et. al., (2018), Murphy & Walsh (2018) & Nanforosh & Dizaji (2016) & (2020) همخوانی دارد.

۱- نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۲-پیوست) نمایش داده شده است.

جدول ۶- نتایج ضرایب بلندمدت الگوی NARDL(1,4,3,0,3,4)

متغیر	ضریب	اماره احتمال
LGOV_POS	-۶/۶۷۱	./۰۰۰
LGOV_NEG	۱۳/۲۰۲	./۰۰۰
LTRADE_POS	۱/۴۲۹	./۰۰۰
LTRADE_NEG	-۲/۰۱۰	./۰۰۰
LCPI	-۲/۵۵۰	./۰۰۰
-	اماره f	اماره احتمال
$W_{LR}^{LGOV}$	۴۵/۲۶۱	./۰۰۰
$W_{Sh}^{LGOV}$	۲۹/۰۲۱	./۰۰۰
$W_{LR}^{LTRADE}$	۱۲/۵۶۷	./۰۰۴
$W_{Sh}^{LTRADE}$	۱۸/۵۲۰	./۰۰۰

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

ضرایب برآوردی (LTRADE\_POS) شوک مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری) اثر مثبت و شوک منفی درجه باز بودن تجاری (LTRADE\_NEG) اثر منفی بر توسعه مالی دارد که این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که سیاست‌های توسعه تجارت نه تنها موجب محدودیت برای بخش مالی اقتصاد نمی‌شود بلکه باعث گسترش این بخش می‌شود. بدین ترتیب که افزایش تجارت در اقتصاد می‌تواند موجب توسعه صادرات بخش‌های دارای صرفه ناشی از مقیاس گردد و این امر نیاز صنایع و بنگاه‌های آن کشور به منابع مالی خارج از آن بنگاه‌ها و صنایع را افزایش می‌دهد و به تبع آن منجر به توسعه سیستم مالی اقتصاد کشور می‌شود، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Zhang et. al., (2015), Ashraf (2018) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد.

تورم (LCPI) اثر منفی بر توسعه مالی دارد که این اثر منفی را این گونه می‌توان استدلال نمود، که با کاهش تورم توسعه مالی افزایش می‌یابد، به عبارت دیگر، کاهش تورم باعث بی‌ثباتی و نااطمینانی شرایط اقتصادی و بی‌ثباتی عملکرد بخش خصوصی می‌شود. این امر در خصوص ارائه تسهیلات به این بخش نیز نمود می‌یابد، به طوری که با افزایش بیش از اندازه نرخ تورم سهم اعتبارات اعطایی با کاهش مواجه می‌شود که نتیجه این مطالعه با مطالعه Cooray (2011)



سازگار است.

در پایان جدول (۳) آزمون‌های تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی در بلندمدت و کوتاه مدت گزارش شده است.  $W_{LR}$  برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی در بلندمدت را نمایش می‌دهد. مقدار محاسباتی این آزمون در برای مخارج دولت  $W_{LR}^{LGOV} = 45.261$  بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت بر توسعه مالی در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون برای درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی  $W_{LR}^{LTRADE} = 12.567$  بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۴ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی درجه باز بودن تجاری در بلندمدت نامتقارن است.

$W_{SR}$  نیز برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره کوتاه مدت استفاده شده که با توجه به اندیس SR اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی در کوتاه مدت را نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی رد شده و اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی، در کوتاه مدت نامتقارن هستند.

مدل تصحیح خطای مرتبط با معادله بلندمدت نیز برآورد شده و ضریب تصحیح خطا در جدول زیر نمایش داده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا ۰/۵۷۸ بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است؛ بنابراین رابطه بلندمدت به دست آمده در مرحله قبل تأیید شده و خطای تعادلی کوتاه مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۷- نتایج تخمین ضریب تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	ارزش احتمال
Ecm	-۰/۵۷۸	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰

مآخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی

همبستگی سریالی<sup>۱</sup>، آزمون ناهمسانی واریانس<sup>۲</sup> و نرمالیتیه مورد بررسی قرار گرفته شده که نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در جدول (۸) آورده شده است. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول نشان می‌دهد نمی‌توان فرض همسانی واریانس، عدم همبستگی سریالی و نرمالیتیه را در سطح ۵ درصد رد نمود، بنابراین در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

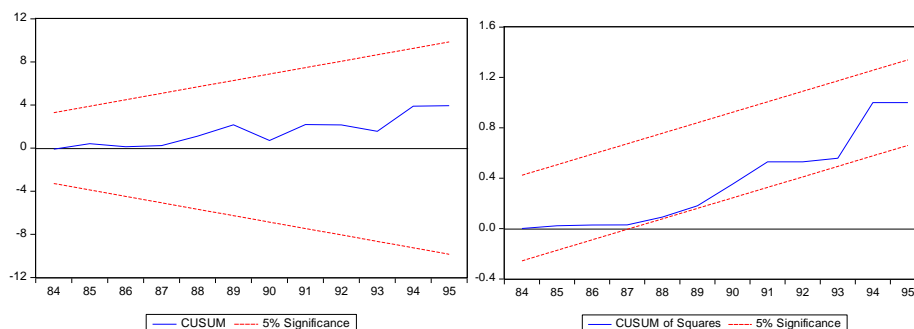
جدول ۸- آزمون‌های تشخیصی

آزمون نرمال بودن			آزمون همبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال
Jarque-Bera	۰/۶۱۳	۰/۷۳۵	F-statistic	۲/۹۶۱	۰/۰۸۹	F-statistic	۱/۱۲۹	۰/۴۲۶
						Chi-squared	۲۲/۵۷۷	۰/۳۶۶

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد هیچ‌کدام از موارد نقض فروض کلاسیک در مدل مشاهده نمی‌شود و مدل سنجی پژوهش به نحو مناسبی برازش شده است. همچنین Pesaran et al., (1997) استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه شده توسط برون و همکاران (۱۹۷۵) را پیشنهاد نمودند. برای این منظور از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها در بین آماره کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده، باثبات هستند را نمی‌توان رد کرد. بر اساس نمودارهای فوق، شکل‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت می‌باشد.

- 1- Autocorrelation
- 2- Heteroskedasticity



نمودار ۳- آزمون پایداری

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ است که بدین منظور برای بررسی اثرات متقارن از روش جوهانسن - جوسیلوس استفاده شده و با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، رابطه بلندمدت بین متغیرها استخراج شده است. همچنین برای بررسی اثرات نامتقارن از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج حاکی از روش جوهانسن - جوسیلوس نشان می‌دهد که با توجه به یافته‌های پژوهش اثرگذاری ضرایب تمامی متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار می‌باشند. به طوری که در بلندمدت، کاهش مخارج دولت (سیاست مالی انقباضی)، افزایش آزادسازی تجاری و کاهش تورم باعث افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود. همچنین نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری نیز حاکی از آن است که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج حاکی از روش (NARDL) هم نشان می‌دهد که در بلندمدت، شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (روند افزایشی در مخارج دولت) اثر منفی و شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (LGOV\_NEG) اثر مثبت بر توسعه مالی دارد، لذا می‌توان استنباط نمود که سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت) سبب کاهش اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) در ایران می‌شود، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Murphy & Walsh (2018), Auerbach et. al., (2020) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد. بنابراین می‌توان گفت دولتی بودن بانک‌ها در ایجاد آن‌ها بی‌تأثیر نبوده است - مدیران ارشد

اقتصادی و مالی به بانک‌ها به‌عنوان سازمان‌هایی برای تحقق اهداف و سیاست‌های مالی، اقتصادی، اجتماعی و حمایتی دولت نگریده‌اند و منابع بانک‌ها در خدمات مقاصد دولتی قرار گرفته‌اند. در چنین شرایطی، به بانک‌ها به‌عنوان واحدهای اقتصادی که همانند واحدهای اقتصادی دیگر باید در پی به حداکثر رساندن درآمدها و به حداقل رساندن هزینه‌ها باشند، توجه نمی‌شود و انتظار سودآوری وجود ندارد و درعین حال معیار سنجش کارایی بانک‌ها، میزان سودآوری آن‌ها نیست بلکه عملکرد آن‌ها نسبت به سیاست‌ها و برآورد کردن انتظارات دولت در تخصیص منابع می‌باشد. در نتیجه پیشنهاد می‌شود که دولت با کوچک کردن اندازه خود فضا را برای بخش خصوصی جهت افزایش توسعه مالی و گسترش بازارهای مالی فراهم کند. همچنین پیشنهاد می‌گردد که بخش‌های بانکی کشور تلاش کنند اعتبارات را بیشتر به سمت طرح‌های سرمایه‌گذاری مولد بخش خصوصی سوق دهند.

(LTRADE\_POS) شوک مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری) اثر مثبت و شوک منفی درجه باز بودن تجاری (LTRADE\_NEG) اثر منفی بر توسعه مالی دارد، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Zhang et. al., (2015), Ashraf (2018) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد. با توجه به اینکه آزادسازی تجاری اثر مثبت و معناداری بر اعتبارت تأمین شده توسط بخش مالی دارد، پیشنهاد می‌شود که دولت اقدام به افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کند تا موجبات توسعه مالی بخش خصوصی را فراهم کند. در نهایت، تورم هم اثر منفی بر توسعه مالی دارد که با مبنای تئوریک سازگار است.

## References

- [1] Agénor, P.R. (2003). Benefits and costs of international financial integration: Theory and facts. *World Economy*, 27, 1089-1118.
- [2] Akbari-Roshan, M. & Shakeri, A. (2014). The effect of government spending, liquidity and market structure on the financial development of the stock market. *Journal of Economic Research*, 14 (53), 109-142. (In Persian)
- [3] Akosah, N. K. (2013). Dynamics of inflation and financial development: empirical evidence from Ghana. *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol. 4, No. 15. PP: 20-37.
- [4] Ashraf, B. N. (2018). Do trade and financial openness matter for financial development? Bank-level evidence from emerging market economies. *Research in International Business and Finance*, 44, 434-458.
- [5] Ashrafiepour, M. A. (2013). The effects of fiscal policies on private sector

- consumption in Iran. *Economic Journal*, No. (7 and 8), 51-72. (In Persian)
- [6] Auerbach, A.J.; Gorodnichenko, Y. & Murphy, D. (2020). Effects of Fiscal Policy on Credit Markets. NBER Working Paper No. w26655, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3518267>.
- [7] Baltagi, B.H.; Demetriades, P.O. & Law, S.H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, 89, 285-296.
- [8] Bierbrauer, F. (2014). Tax Incidence for Fragile Financial Markets. *Journal of Public Economics*, in Press. 65 (3). 107-125.
- [9] Cooray, A. (2011). The Role of the Government in Financial Sector Development. *Economic Modeling*, 28, 928-938.
- [10] Duramany-Lakkoh, E.K. (2020). The effect of fiscal policy on financial sector development in sierra leone: a time series approach. *International Journal of Development and Economic Sustainability*, 8(4), 1-23.
- [11] Hauner, D.; Prati, A. & Bircan, C. (2013). The interest group theory of financial development: Evidence from regulation. *Journal of Banking & Finance*, 37, 895-906.
- [12] Hooshmand, M. & Fahimi Doab, R. (2010). Estimation of long-run relationship between crude oil price and real exchange rate of US dollar. *Monetary and Financial Economics*, 17 (30), 134-98. (In Persian)
- [13] Hosseini, S. M.; Ashrafi, Y. & Siyaghi Iraqi, I. (2014). Investigating the relationship between financial development and economic growth in Iran with the introduction of new variables. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 19 (60), 19-34. (In Persian)
- [14] Koengkan, M. (2018). The positive influence of urbanization on energy consumption in Latin American countries: an approach with ARDL and NARDL modeling. *Revista de Estudos Sociais*, 20 (40), 4-23.
- [15] Lamei, B. (2005). A look at the definitions of budget deficit and its trend in Iran in the period 1358-1382. *Journal of Parliament and Strategy*, (12) 47, 61-104. (In Persian)
- [16] Law, S.H. (2009). Trade Openness, Capital Flows and Financial Development in Developing Economies. *International Economic Journal*, 23, 409-426.
- [17] Lawal, A. I.; R.O. Somoye, A. Babajide & Ikechukwu, N.T. (2018). The effect of fiscal and monetary policies interaction on stock market performance: Evidence from Nigeria. *Future Business Journal*, 4 (1), 16-33.
- [18] Levine, R. (1997) Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- [19] Mamipour, S. & Sasania Asl, Z. (2018). Studying the Asymmetric Effects of Exchange Rate on the Return of Selective Industries in Tehran Stock Exchange. *Monetary and Financial Economics*, 8 (2), 177-200. (In Persian)
- [20] Miranda-Pinto, J., Murphy, D.; Walsh, K. & Young, E. (2019). Saving Constraints, Debt, and the Credit Market Response to Fiscal Stimulus. Mimeo.

- [21] Mohammadi, H.; Ataei, M.M. & Asgharnejad, E. (2014). Investigating the factors affecting financial development in the member countries of the Organization of the Islamic Conference. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 2(6), 25-37. (In Persian)
- [22] Murphy, D. & Walsh. K. (2018). Government Spending and Interest Rates. Mimeo.
- [23] Nanforosh, M. & Dizaji, M. (2015). The effect of government size and trade openness on the financial development of selected countries in the world. *Journal of Applied Economics*, 6 (19), 65-76. (In Persian)
- [24] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, Vol. 16, No. 3. PP: 289-326.
- [25] Rathnasiri, R. A. (2011). Fiscal Policy and Financial Development in Sri Lanka (April 15, 2011). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1929370>
- [26] Razmi, M.J.; Mostafavi, S.M., & Mahmoodi, M. (2013). The Impact of Trade Openness on Financial Development for selected Developing Countries during the Period 1990-2008. *Monetary & Financial Economics*, 19 (4), 60-78. (In Persian)
- [27] Rodrik, D. (1998). Why Do more Open Countries Have Larger Governments?. *Journal of Political Economy*, 106, 997-1032.
- [28] Sadeghi, M. & Shavallpour, S. (2010). Econometrics of time series with an applied approach. Second Edition, Volume 2, Tehran, Imam Sadegh University. (In Persian)
- [29] Sadeghi, S. K.; Ranjpour, R.; Bagherzadeh Azar. & Mousavi, S. (2014). The Effects of Tax Policies on Financial Markets Development. *Iranian Journal of Economic Research*, 20 (60), 37-65. (In Persian)
- [30] Sahabi., Etesami, M. & Aminpour. Kh. (2013). Effect of Good Governance and Government Size on Financial Development in Selected Countries. *Economic Growth and Development Research (EGDR)*, 3 (12), 105-118. (In Persian)
- [31] Shin, Y.; Yu, B. & M Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314.
- [32] Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1): 1-48.
- [33] Sims, C.A.; Stock, J. & Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58 (1) :113-144.
- [34] Sotoudehnia, S. & Abedi, F. (2013). The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Financial Stabilization, *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(60), 103-115. (In Persian)
- [35] Surjaningsih, N.; Diah Utari, G.A & Trisnanto, B. (2012). The Impact of Fiscal Policy on The Output and Inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 367-396.
- [36] Taha, R.; Colombage., S.R.N.; Maslyuk, S. & Nanthakumar. L. (2013). Does Financial System Activity Affect Tax Revenue in Malaysia? Bounds Testing

- and Causality Approach. *Journal of Asian Economics*, 24, 147-157.
- [37] Wahid, A. N. M.; Shahbaz, M. & Azim, P. (2011). Inflation and financial sector correlation: The case of Bangladesh. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 1(4), 145-152.
- [38] Yoo, D. (2016). Capital Account Liberalization and the Politics of Access to Finance in Latin America. *The International Trade Journal*, 30, 383-386.
- [39] Zhang, Ch.; Zhu, Y. & Lu, Zh. (2015). Trade openness, financial openness, and financial development in China. *Journal of International Money and Finance*, 59, 287-309.

### پیوست

اساس کار انگل - گرنجر را یک مدل خودرگرسیون (VAR) به صورت رابطه (۱) تشکیل

می دهد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t : n \times 1, A_i : n \times n, \varepsilon_t : n \times 1, D_t : k \times 1, \phi : k \times k$$

در دستگاه فوق، n تعداد متغیرهای درونزا می باشد که تحت بردار Y بیان شده است. k تعداد متغیرهای برونزا مانند عرض از مبدأ، روند، متغیر مجازی و ... است که در غالب بردار D بیان شده است و بالاخره p حداکثر طول وقفه برای الگوی VAR است که با تعیین آن از طریق معیارهای مختلف می توان اطمینان پیدا کرد که جزء خطای مدل مذکور دارای ویژگی های نوفه سفید<sup>۱</sup> خواهد بود. در این روش برای نشان دادن پویایی های کوتاه مدت می توان دستگاه معادلات (۱) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری<sup>۲</sup> به صورت رابطه (۲) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Gamma_i = (I - A_1 - A_2 - K - A_i) \quad i = 1, 2, \dots, p-1$$

$$\Pi = (I - A_1 - A_2 - K - A_p)$$

1- White noise

2- Vector Error Correction Model(VECM)

از آن جا که این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت  $I(1)$  (انباشته از مرتبه اول) و یا  $I(0)$  (انباشته از مرتبه صفر) طراحی شده است، لذا در معادله فوق تمامی جملات به صورت  $I(0)$  هستند. از سوی دیگر طول وقفه  $(p)$  به گونه‌ای انتخاب می‌شود که جمله اختلال هر معادله در دستگاه (۲) iid<sup>۱</sup> و لذا  $I(0)$  باشد. از این رو باید  $\Pi Y_{t-p}$  نیز  $I(0)$  باشد تا درجه هم-انباشتگی دو طرف دستگاه (۳) برابر شوند. اگر رتبه ماتریس  $\Pi$  را  $r$  در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف.  $r = n$ ، که در این صورت کلیه متغیرهای بردار  $Y$ ،  $I(0)$  هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرهاست.

ب.  $r = 0$ ، که در این صورت هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

ج.  $0 < r \leq n-1$ ، که در این صورت  $r$  ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  یا به عبارت دیگر  $r$  بردار هم‌انباشتگی<sup>۲</sup> وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای هم-انباشتگی استفاده می‌شود (Hooshmand & Fahimi Doab, 2010)

#### برآورد الگوی خود توضیح برداری

Sims (1990) برای تخمین مدل VAR روشی را پیشنهاد می‌کند که شامل دو مرحله است: مرحله اول تعیین متغیرهایی است که باید وارد مدل شود و مرحله دوم تعیین تعداد وقفه‌های مناسب مدل می‌باشد. انتخاب متغیرهایی که می‌بایست در مدل VAR وارد شوند بر اساس تئوری-های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد. آزمون‌های تعیین طول وقفه نیز به منظور تعیین وقفه بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد. نکته قابل توجه آن است که در مدل‌های VAR هیچ تلاشی در جهت حذف و یا کاهش پارامترهای موجود در مدل صورت نمی‌گیرد. در مدل VAR ماتریس مربوط به عرض از مبدأ مشتمل بر  $n$  پارامتر بوده و هر یک از ماتریس‌های ضرایب نیز  $n^2$  پارامتر دارند؛ لذا لازم است در مجموع  $n + pn^2$  پارامتر برآورد شود ( $p$ : تعداد وقفه و  $n$  تعداد متغیرهاست). بدون

1- Identical, Independent Distribution (iid)

2- Co-integration Vector



شک تعداد پارامترهای مدل VAR بیش از اندازه است؛ چراکه بسیاری از پارامترهای برآورد شده در مدل از نظر آماری معنی دار نیستند. اما هدف از تخمین این مدل‌ها حصول به روابط متقابل اساسی موجود میان متغیرهاست و نه بدست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت. لذا قیود نادرست بر مدل، موجب از دست رفتن اطلاعات مهم خواهد شد. بعلاوه، در این مدل‌ها، متغیرهای توضیحی عموماً دارای هم‌خطی شدیدی با یکدیگر هستند و لذا آماره  $t$  مربوط به تک تک ضرایب، ابزار مطمئنی برای حذف و یا کاهش متغیرها به شمار نمی‌آید (همان منبع، ص ۶۹). اولین مرحله در تخمین مدل VAR، تعیین مرتبه بهینه آن می‌باشد که با توجه به کمتر بودن حجم نمونه مورد مطالعه از صد، از معیار شوارتز<sup>۱</sup> استفاده شده است. بر اساس این معیار؛ وقفه یک به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب شده و مدل خود توضیح برداری مطابق جدول (پیوست ۱-۱) برای مدل تخمین زده شده است.

جدول پیوست ۱- نتایج حاصل از برآورد مدل خود توضیح برداری VAR

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته			
	LCREDIT	LGOV	LTRADE	LCPI
LCREDIT(-1)	۰/۷۳۹ (۵/۹۴۱)	-۰/۱۱۳ (-۲/۰۰۴)	۰/۰۲۴ (۰/۲۸۹)	-۰/۰۱۵ (-۰/۲۹۶)
LGOV(-1)	۰/۰۵۷ (۱/۷۰۵)	۰/۹۹۶ (۶۵/۴۷۸)	-۰/۰۲۵ (۱/۱۲۱)	-۰/۰۱۰ (-۰/۷۷۳)
LTRADE(-1)	-۰/۱۱۸ (-۱/۰۳۴)	۰/۱۵۰ (۲/۹۰۵)	۰/۸۱۹۶ (۱۰/۵۳۱)	-۰/۰۳۷ (-۰/۷۷۷)
LCPI(-1)	-۰/۰۱۸ (-۱/۴۳۰)	-۰/۰۰۶ (۱/۰۴۲)	۰/۰۱ (۱/۱۷۱)	۰/۹۹۵ (۱۸۱/۱۸۲)
$R^2$	۰/۷۵۸	۰/۸۳۴	۰/۸۵۴	۰/۹۹۹
$\bar{R}^2$	۰/۷۳۷	۰/۸۲۰	۰/۸۴۱	۰/۹۹۸
F	۳۵/۶۶۶	۵۷/۲۷۹	۶۶/۴۲۱	۴۹/۳۶۱

ماخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی

جدول بیوست ۲- نتایج تخمین ضرایب کوتاہ مدت  $NARDL(1,4,3,0,3,4)$ 

Conditional Error Correction Regression				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1635	1.484540	0.713045	1.058544	C
0.0000	6.464027	0.064928	0.419697	@TREND
0.0024	-3.819774	0.151544	-0.578865	LCREDIT1(-1)*
0.0001	-5.665348	0.681689	-3.862006	LGOV2010_POS(-1)
0.0001	5.737137	1.332068	7.642255	LGOV2010_NEG(-1)
0.0258	2.542182	0.325436	0.827319	LTRADE_POS**
0.0123	-2.944213	0.395247	-1.163692	LTRADE_NEG(-1)
0.0001	-6.141746	0.240373	-1.476308	LCPI(-1)
0.0124	-2.937304	0.515386	-1.513845	D(LGOV2010_POS)
0.0457	2.229504	0.444078	0.990073	D(LGOV2010_POS(-1))
0.0041	3.536934	0.431705	1.526911	D(LGOV2010_POS(-2))
0.2879	-1.112124	0.385767	-0.429021	D(LGOV2010_POS(-3))
0.0451	2.236116	0.941439	2.105166	D(LGOV2010_NEG)
0.0002	-5.297570	0.842054	-4.460838	D(LGOV2010_NEG(-1))
0.0026	-3.787775	0.507321	-1.921616	D(LGOV2010_NEG(-2))
0.0046	-3.471473	0.369484	-1.282653	D(LTRADE_NEG)
0.1230	1.659125	0.413189	0.685532	D(LTRADE_NEG(-1))
0.1300	1.625379	0.280372	0.455711	D(LTRADE_NEG(-2))
0.0020	-3.916243	0.224441	-0.878965	D(LCPI)
0.0057	3.361929	0.278399	0.935958	D(LCPI(-1))
0.0131	2.911229	0.266770	0.776629	D(LCPI(-2))
0.0019	3.958175	0.260298	1.030306	D(LCPI(-3))

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

\*\* Variable interpreted as  $Z = Z(-1) + D(Z)$ .

پرویشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی