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

فهمیده فتاحی[۱]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
افسانه حسین‌زاده[۲]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
صمد حکمتی‌فرید[۳]
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 دورۀ 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

تعادل 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. درنهایت، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر شوک‌های مخارج دولت و توسعه تجارت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن هستند.

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

مقدمه

مؤسسات مالی نقش تعیین کننده‌ای در انباشت سرمایه و توسعه‌مالی دارند. این مؤسسات با انتشار اطلاعات، تخصیص سرمایه، تجهیز پس‌انداز؛ تسهیل تجارت، متنوع‌سازی و انباشت ریسک‌ها[1]؛ 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 موردتوجه قرارگرفته 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 درواقع توسعه نظام یا بخش مالی شامل بازارها، مؤسسات و ابزارهای مالی است، بازارهای مالی توسعه‌یافته از یک‌سو موجب بهبود در اطلاعات سرمایه‌گذاری و کارایی در تخصیص منابع شده که این به‌نوبه خود باعث افزایش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. از سوی دیگر خود بازار مالی تحت تأثیر فعل‌وانفعالات و سیاست‌های اقتصادی قرار می‌گیرد و متغیرهای اقتصادی هریک به‌نوبه‌ی خود می‌توانند نقش قابل‌توجهی 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

1 - pooling of risks

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 ضدتولید[1] برای تحریک اعتبار در نظر گرفته شده است. نظریه‌های استاندارد کینزی و نئوکلاسیک پیش‌بینی می‌کنند که افزایش در مخارج دولت منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود، درنتیجه 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 ایالات‌متحده 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. بااین‌وجود، 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 ازیک‌طرف، نیازمند اعمال سیاست‌های مالی از طرف دولت‌ها جهت دسترسی به اهداف اقتصاد کلان کشوری و از طرف دیگر، نیازمند بازارهای مالی است که

1- counterproductive

در آن دارایی‌های مالی خریدوفروش می‌شوند. برای کشورهای درحال‌توسعه‌ای ازجمله 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 قابل‌توجهی بر توسعه‌مالی داشته باشد، از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به‌صورت خطی نبوده و می‌تواند به‌صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه‌مالی نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه‌مالی به‌صورت غیرخطی طی دورهٔ ۲۰۱۷-۱۹۷۳ می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به‌مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه‌وتحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

مبانی نظری

داشتن نظام مالی کارآمد موجب تجمیع 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 توسعه‌یافتگی قرار داشته باشیم، به دلیل نبود زیرساخت‌های مناسب برای فعالیت بازار، نظام مالی به سمت بانک‌محوری متمایل می‌شود. در ایران نیز به‌طور عمده بانک‌ها عهده‌دار تأمین مالی بوده‌اند و بازار مالی در این فرآیند نقش قابل‌ملاحظه‌ای 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 توسعه‌یافته‌تری 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 باز گردانند 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).

توسعه‌مالی و مخارج دولت (شاخص سیاست مالی)

دولت نقش مهمی در آماده‌سازی خدمات مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه دارد. گرچه در کشورهای توسعه‌یافته مالکیت دولتی بانک‌ها کمتر از کشورهای درحال‌توسعه بوده، دولت مسئولیت ایجاد مقررات برای بخش خصوصی و کسب اطمینان از این موضوع را که نتایج عملکرد بخش مالی در محدوده قابل‌قبول 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 درحال‌توسعه 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 نوبهٔ خود موجب افزایش ناکارایی از طریق افزایش هزینه

سربار[1] و حاشیه‌های سود می‌شود (Lamei, 2005). درواقع 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 درنتیجه 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 به‌صورت تجربی موردبررسی 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. به‌عنوان‌مثال، Baltagi et. al., (2009) بیان می‌کنند که باز بودن تجاری و باز بودن مالی به‌طور جداگانه تأثیر قابل‌توجهی در توسعه بخش بانکی دارند، درحالی‌که (Hauner et.al., 2013) معتقدند که باز بودن تجارت یک پیش‌بینی‌کننده قوی[2] توسعه مالی داخلی است، درحالی‌که تأثیر باز بودن مالی بر توسعه مالی داخلی سازگار نیست.

۲) دوم، همه این مطالعات در سطح کلان و توسعه بخش بانکی (به‌عنوان‌مثال، توسعه مالی) با اعتبار خصوصی در سطح کشور به تولید ناخالص داخلی اندازه گرفته شده است که به‌عنوان "اعتبار خصوصی تأمین شده توسط بخش بانکی به‌عنوان 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[3] دارای دو محدودیت است. اول این‌که، این نسبت اطلاعاتی در مورد رانت‌های به دست آمده توسط بانک‌های انفرادی و ازاین‌رو، 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، درنتیجه باز بودن بیشتر نیز می‌توان انتظار رانت بانکی بالاتر را داشت. ازآنجاکه 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 پایین‌تر سیستم بانکی شود (Agénor, 2003; Yoo, 2016).

محدودیت دوم این است که تحلیل‌های سطح کلان، اطلاعاتی در مورد تأثیر باز بودن روی عدم‌پرداخت ریسک[1] بانک‌های فردی ارائه نمی‌دهد. نظریه‌هایی که اخیراً در حال گسترش است، نشان می‌دهد که همیشه بسته به وضعیت اقتصادی یک کشور و وام بیش‌ازحد، 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 می‌کنند 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 به‌تبع آن موجب تعمیق بیشتر سیستم مالی آن کشور می‌شود. در مقابل دیدگاه دوم معتقدند که با باز شدن تجارت در کشورهای درحال‌توسعه 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 متمایل 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 به‌طورکلی، 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؛

1- default risk

که در این حالت، نرخ تورم بالا همراه با بازدهی پایین سرمایه، انگیزه سرمایه‌گذاری را از بین خواهد برد و تورم بالا، مانعی برای ایجاد قراردادهای مالی بلندمدت خواهد شد. بااین‌حال، اگر نرخ تورم بالا، ولی قابل پیش‌بینی باشد، انگیزه واسطه‌گری‌های مالی را افزایش خواهد داد؛ اما واقعیت این است که نرخ تورم بالاتر با نوسانات نرخ تورم بیشتر، و ازاین‌رو، 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 به‌اختصار مرور شده‌اند.

مطالعات خارجی

Rathnasiri (2011) به بررسی چگونگی اثر سیاست مالی بر توسعه مالی با استفاده از روش استقرایی[1] پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که استقراض عمومی از بانک تجاری و مخارج دولتی تأثیر مثبت قابل‌توجهی در توسعه‌مالی در سریلانکا دارد.

Cooray (2011) نقش دولت در توسعه بخش مالی را با استفاده از داده‌های پنل در ۷۱ کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ موردبررسی قرار داده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شاخص‌های حکمرانی خوب اثری مثبت بر اندازه و کارایی بخش مالی دارد و نابرابری و نرخ تورم باعث بدترشدن شرایط مالی می‌شوند و درنهایت دموکراسی عامل خوبی برای توسعه مالی است.

Taha et. al., (2013) ارتباط بین درآمدهای مستقیم مالیاتی و فعالیت‌های بانکی و غیربانکی سیستم مالی را در مالزی موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر سیستم مالی بر درآمدهای مالیاتی در کوتاه‌مدت بسیار عمیق‌تر 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

1- deductive

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 دورهٔ 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 بازبودن تجاری تأثیر منفی بر اندازه توسعه مالی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر باز بودن مالی بر کارایی و رقابت مالی استان‌ها با درجهٔ 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 موردبررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[1] (ARDL)و واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نمایی[2] (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 قابل‌توجهی 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 به‌هرحال 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 ایالات‌متحده پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در یک اقتصاد محلی، نرخ بهره وام‌های مصرف‌کننده در پاسخ به شوک مخارج دولت انبساطی[1] کاهش می‌یابد.

Duramany-Lakkoh (2020) در مطالعه‌ای تأثیر سیاست مالی بر توسعه بخش مالی در سیرالئون با استفاده از مدل تصحیح خطا[2] (ECM) و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵ را موردبررسی 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 زمانی‌که 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 ۲۰۱۰-۱۹۸۰

1- expansionary government spending
2- Error Correction Model

موردبررسی 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) موردبررسی قرار داده است. نتایج بلندمدت حاکی از رابطه منفی توسعه‌مالی 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 خودرگرسیونی برداری[1] (VAR) طی دوره ۱۳۸۰:۱-۱۳۹۰:۳ موردبررسی 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 خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[2] (ARDL)موردبررسی 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 بازبودن تجاری بر توسعه مالی با بهره‌گیری از روش داده‌های تابلویی را ۳۰ کشور منتخب جهان طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۹۸

1- Vector Autoregressive
2- Autoregressive Distribution Lag (ARDL)

موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اندازه دولت تأثیر منفی و معنی‌داری بر توسعه مالی کشورهای موردبررسی دارد، همچنین باز بودن تجاری، جهانی‌شدن مالی و شاخص کیفیت نهادهای قانونی تأثیر مثبت بر توسعه مالی دارد.

مرور مطالعات نشان می‌دهد در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی صورت گرفته اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در قالب یک مدل در ایران بررسی نشده، همچنین در هیچ‌کدام مطالعات داخلی این رابطه به‌صورت خطی و غیرخطی با استفاده دو روش جوهانسن- جوسیلوس جهت بررسی اثرات متقارن و رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) جهت بررسی اثرات نامتقارن در ایران انجام نشده است، که این دو مورد به‌عنوان 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 پایه‌های نظری موضوع و همچنین مطالعات تجربی انجام یافته به‌ویژه مطالعات (Rathnasiri (2011); Zhang et. al., (2015); Ashraf (2018); Duramany-Lakkoh, (2020) & Auerbach et. al., (2020) مدل تصریح شده مطالعه به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$lCREDIT_t = f(LGOV_t, LTRADE_t LCPI_t) \qquad (۱)$$

که در آن LCREDIT: لگاریتم اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی درصدی از تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) است که نشان دهندهٔ شاخص توسعه‌مالی است.

LGOV: مخارج مصرفی عمومی دولت بر حسب دلار آمریکا و سال پایه ۲۰۱۰[2] اندازه‌گیری شده است که به‌عنوان نماینده سیاست مالی است.

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

1- Domestic credit provided by financial sector (% of GDP)
2 -General government final consumption expenditure (constant 2010 US$)

به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) اندازه‌گیری شده است.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده که این متغیر بر حسب دلار آمریکا و بر پایه سال ۲۰۱۰[2] اندازه‌گیری شده است که نشان دهندهٔ تورم است. تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی وارد مدل شده و اطلاعات مربوط به این متغیرها از مجموعه شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI[3], 2019) طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ استخراج شده است.

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس پرون و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها از جوهانسن- جوسیلیوس[4] بهره گرفته شده است. الگوی جوهانسن- جوسیلیوس را می‌توان به‌صورت زیر توضیح داد:

به‌طورکلی در تحلیل چند متغیرهٔ سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی 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 روش‌هایی مثل انگل- گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل- گرنجر را حل کنند[5].

همچنین به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران از یکی از رویکردهای تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیو با وقفه‌های 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 کوتاه‌مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌صورت یک مدل تصحیح خطای نامقید[6] (UECM) به‌منظور تجزیه اثرات کلی یک متغیر به اجزای کوتاه‌مدت 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 پایه‌گذاری نمایند؛ بنابراین مدل ARDL کلی طبق معادله (۲) است:

$$\Delta LCREDIT_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1t}t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{1t}\Delta LGOV_t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{2i}\Delta LTRADE_i + \sum_{t=0}^{k}\phi_{3i}\Delta LCPI_t + \gamma_{1t}LGOV_i + \gamma_{2i}LTRADE_t + \gamma_{3t}LCPI_t + \mu_t \quad (۲)$$

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. به‌علاوه α_{0t} عرض از مبدأ، t متغیر روند و ϕ_{1t} تا ϕ_{3t} و γ_{1t} تا γ_{3t} پارامترهای متغیرها و μ_t جزء اخلال مدل است.

روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های هم انباشتگی مزیت‌هایی دارد. در مرحلهٔ اول صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یا I(0) یا ترکیبی از هردو باشند، قابل استفاده است این ویژگی نه‌تنها انعطاف‌پذیری قابل‌توجهی را فراهم می‌کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش فرض هم‌انباشتگی از درجه اول می‌شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل‌های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانه استاندارد انگل و گرنجر[1] است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل کاربرد است. درنهایت، می‌توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است.

ترکیب رگرسیون‌های تصادفی در روش استاندارد ARDL خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت 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 می‌شود که به ترتیب در معادله (۳) و (۴) مشاهده می‌شود (Shin et. al., 2014:).

$$LGOV_t = LGOV_0 + LGOV_t^+ + LGOVI_t^- \quad (۳)$$

1- Engle and Grange

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

بدین صورت که:

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

and

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

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

and

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

سپس رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن در مدل معادله (۷) می‌تواند باشد، که به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

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

α_i^+ و α_i^- ، β_i^- و β_i^+ پارامترهای بلندمدت نامتقارن می‌باشند که به ترتیب تغییرات مثبت و منفی در $LGOV_t$ و $LTRADE_t$ مطابقت دارند. برای آنکه بتوان از مدل NARDL در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده نمود بایستی بین متغیرها هم‌انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. ازاین‌رو تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌ها Pesaran et. al., (2001) نیاز است:

$$\Delta LCREDIT_i = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta LCREDIT + \sum_{t=1}^{q_1} \varphi^+ \Delta LGOVT_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{q_2} \varphi^- \Delta LGOVT_{t-1}^- + \sum_{t=1}^{q_3} \Psi^+ \Delta LTRADE_{T-1}^+ + \sum_{t=1}^{q_4} \Psi^- \Delta LTRADE_{t-1}^- + \sum \alpha_{2t} \Delta LCPI + \delta_1 LCREDIT_{t-1} + \theta^+ LGOV_{t-1}^+ + \theta^- LGOV_{t-1}^- + \lambda^+ LTRADE_{t-1}^+ + \lambda^- LTRADE_{t-1}^- + \delta_2 CPI + \mu_t \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، δ_1، δ_2، θ^+ ، θ^- و λ^+ λ^- ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اختلال و p، q_1, q_2, q_3, q_4, q_5 و تعداد وقفه‌های بهینه در مدل است. این وقفه‌ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز–بیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود. همچنین در این رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت 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 $\gamma^+ = \frac{\lambda^+}{\rho}$، $\gamma^- = \frac{\lambda^-}{\rho}$ نشانگر ضرایب نامتقارن بلندمدت درجه باز بودن تجاری هستند.

به‌منظور انجام آزمون باند که عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد بایستی ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مستقل و وابسته را در معادله (۹) برابر صفر قرار داد. ازاین‌جهت فرض صفر که مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است به‌صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \theta^+ = \theta^- = \lambda^+ = \lambda^- = 0 \qquad (۹)$$

Pesaran et. al., (2001) بیان می‌کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می‌شود. حد بالایی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک و حد پایینی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه صفر کاربرد دارد. درصورتی‌که آماره F محاسبه شده بیش‌تر از مقدار حد بالایی باشد فرض صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی یا عدم رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و اگر مقدار F محاسبه شده از حد پایینی کم‌تر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتاً اگر آماره F بین کران‌ها قرار گیرد آزمون بی‌نتیجه است.

درنهایت برای بررسی عدم تقارن بلندمدت مخارج دولت از $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن بلندمدت درجه باز بودن تجاری از $\lambda^+ = \lambda^-$ استفاده می‌شود. همچنین برای عدم تقارن کوتاه‌مدت برای متغیرهای مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری به ترتیب از آزمون‌های $\sum_{i=1}^{q_1}\varphi^+ = \sum_{i=1}^{q_2}\varphi^-$ و $\sum_{t=1}^{q_3}\Psi^+ = \sum_{t=1}^{q_4}\Psi^-$ استفاده می‌شود. این آزمون‌ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است (Mamipour & Sasania Asl, 2018).

یافته‌های تجربی

بررسی ایستایی متغیرها

برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است ابتدا ایستایی متغیرهای به کار رفته در مدل مورد آزمون قرار گرفته و مرتبه انباشتگی آن‌ها مشخص شود. بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، در صورت ناایستایی متغیرها باید از تکنیک‌های 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 تعمیم‌یافته[1] (ADF) و فلیپس‌پرون جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

جدول ۱- آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس‌پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)		آزمون فلیپس پرون	
	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری
LCREDIT	۰/۷۳۰ (-۱/۷۰۲)	۰/۰۱۱ (-۴/۲۳۱)	۰/۷۹۰ (-۱/۵۵۷)	۰/۰۰۰۰ (-۸/۰۲۲)
LGOV	۰/۱۵۱ (-۲/۹۷۲)	۰/۰۰۴ (-۴/۴۷۱)	۰/۰۸۴ (-۳/۲۶۸)	۰/۰۰۵ (-۴/۱۸۶)
$LGOV^+$	۰/۰۰۰ (-۷/۶۷۶)	-	۰/۰۰۰ (-۶/۲۰۰)	-
$LGOV^-$	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)
$LTRADE^+$	۰/۳۹۲ (-۲/۳۶۳)	۰/۰۰۷ (-۴/۳۸۵)	۰/۶۳۹ (-۱/۸۹۴)	۰/۰۴۵ (-۳/۵۶۵)
$LTRADE^-$	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 تعمیم‌یافته (ADF) در جدول (۱) نشان می‌دهد، شوک مثبت مخارج دولت ($LGOV^+$) و شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای موردبررسی در سطح ناایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند. همچنین نتایج حاصل از آزمون فلیپس پرون نشان می‌دهد که فقط شوک مثبت مخارج دولت ($LGOV^+$) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای موردبررسی در سطح ناایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند.

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

1- Augmented Dickey-Fuller Test

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. درواقع استدلال اصلی آن‌ها در مورد ضرورت وارد نمودن سطح متغیر آن است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهندهٔ وجود هم‌انباشتگی[1] 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[2] است، که در این بین به دست آوردن طول وقفهٔ 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 درنتیجه ایستا یا $I(0)$ هستند. در مطالعه حاضر از معیارهای شوارتز – بیزین، آکائیک و هنان‌کوئین 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 وقفهٔ یک برای مدل به دست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه بهینه الگوی VAR[3] وقفهٔ یک می‌باشد.

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه الگو

تعداد وقفه	معیار شوارتز-بیزین	مقدار آمارهٔ آزمون آکائیک	مقدار آمارهٔ آزمون هنان‌کوئین
۱	-۸/۶۴۸*	-۹/۳۸۱*	-۹/۱۳۸*
۲	-۷/۶۸۱	-۹/۱۴۷	-۸/۶۶۱
۳	-۶/۷۹۹	-۸/۹۹۷	-۸/۲۶۹

* 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 رابطهٔ بلندمدت

با توجه به این‌که تمامی متغیرهای مدل به‌جز یک متغیر، دارای مرتبهٔ انباشتگی برابر یک می‌باشند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای هم‌انباشتگی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفهٔ بهینهٔ یک؛ به‌عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل خود توضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2]، 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 آمارهٔ آزمون ماتریس اثر وجود ۳ بردار هم‌انباشتگی و بر اساس نتایج آمارهٔ 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					
فرضیه صفر H_0	**فرضیه مقابل**	**مقادیر ویژه**	**آماره**	**مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد**	**ارزش احتمال در سطح ۵ درصد**
$r = 0$ *	$r \geq 1$	۰/۶۱۳۷	۶۹/۰۲۷	۵۵/۲۴۵	۰/۰۰۱
$r \leq 1$*	$r \geq 2$	۰/۴۰۸	۳۵/۷۳۶	۳۵/۰۱۰	۰/۰۴۱
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۰/۲۸۳	۱۷/۳۷۱	۱۸/۳۹۷	۰/۰۶۹
$r \leq 3$*	$r \geq 4$	۰/۱۵۰	۵/۶۹۹	۳/۸۴۱	۰/۰۱۷
آزمون حداکثر مقادیر ویژه					
فرضیه صفر H_0	فرضیه مقابل	مقادیر ویژه	آماره	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	ارزش احتمال در سطح ۵ درصد
$r = 0$ *	$r = 1$	۰/۶۱۳۷	۳۳/۲۹۰	۲۷/۵۸۴	۰/۰۲۴
$r \leq 1$	$r = 2$	۰/۴۰۸	۱۸/۳۶۵	۲۴/۲۵۲	۰/۲۴۷
$r \leq 2$	$r = 3$	۰/۲۸۳	۱۱/۶۷۲	۱۷/۱۴۷	۰/۲۶۲
$r \leq 3$*	$r = 4$	۰/۱۵۰	۵/۶۹۹	۳/۸۴۱	۰/۰۱۷

* 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) رابطهٔ 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 بهینهٔ انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرهای در مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری (به‌جز متغیر تورم) معنی‌دار می‌باشند.

$$LCREDI = ۸۸/۵۶۰ - ۳/۹۴۵\ LGOV\ ۶۱۶ + ۲/LTRADE - ۰/۷۱۲\ LCPI \qquad (۱۰)$$

$$(-۱/۲۸۸) \qquad (۵/۲۶۸) \qquad (-۳/۹۰۴)$$

با توجه به این‌که متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد شده‌اند؛ ضرایب نشانگر کشش نیز می‌باشند. به‌طوری‌که طبق رابطهٔ (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 قدرمطلق؛ 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 این‌چنین می‌توان استدلال کرد که با افزایش مخارج و اندازه دولت، قدرت بازاری دولت افزایش یافته و توسعه بخش مالی محدود شده، درنتیجه رانت‌خواری و اثر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. به‌طور 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. به‌طوری‌که 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. درواقع، این اثر را این‌چنین 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.

درنهایت، اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) تابعی منفی از تورم (LCPI) است. به‌طوری‌که 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. درواقع، با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره اسمی افزایش یافته و باعث می‌شود بی‌ثباتی مالی و بی‌ثباتی اقتصاد 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 درنهایت می‌تواند موجب کاهش رقابت در قیمت شده و درنتیجه 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 مرحلهٔ 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 جملهٔ تصحیح خطا ECM(-1) معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر ۰/۰۷۸- به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۴- الگوی تصحیح خطای برداری

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

برآورد مدل NARDL جهت بررسی اثرات نامتقارن

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

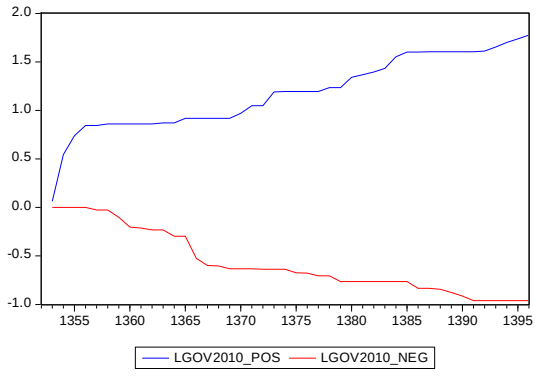
متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن ۵ می‌باشد. آماره F محاسبه شده در مدل برابر ۱۱/۵۰۶ می‌باشد. جدول (۵) مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) را در سطوح مختلف معنی‌داری در زمانی که ۵ متغیر وجود دارد، ارائه می‌کند.

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

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

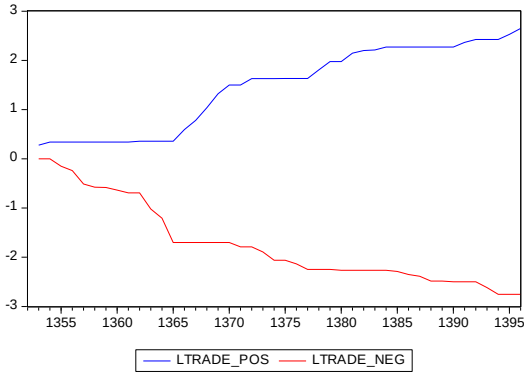
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

با مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر موجود در جدول فوق مشخص می‌شود که به دلیل بیش‌تر بودن این آماره از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) در هر سه سطح معنی‌داری، وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید می‌گردد. در این الگو جهت تحلیل اثر نامتقارن، مخارج دولت به دو سری $LGOV^{+}$ و $LGOV^{-}$ و درجه باز بودن 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

مأخذ: 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 به‌عنوان الگوی بهینه پویا انتخاب شده است.[1] سپس به‌منظور تخمین رابطه (۸) در مدل، از روش غیرخطی خودرگرسیو 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. درواقع 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 توسعهٔ مالی شده است. درواقع افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) باعث کاهش توسعه مالی می‌شود و به‌عنوان ترمز رشد اقتصادی عمل می‌کند، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Murphy & Walsh (2018), Auerbach et. al., (2020) & Nanforosh & Dizaji (2016) 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	۰/۰۰۰
LGOV_NEG	۱۳/۲۰۲	۰/۰۰۰
LTRADE_POS	۱/۴۲۹	۰/۰۰۰
LTRADE_NEG	-۲/۰۱۰	۰/۰۰۰
LCPI	-۲/۵۵۰	۰/۰۰۰
-	آماره f	اماره احتمال
W_{LR}^{LGOV}	۴۵/۲۶۱	۰/۰۰۰
W_{Sh}^{LGOV}	۲۹/۰۲۱	۰/۰۰۰
W_{LR}^{LTRADE}	۱۲/۵۶۷	۰/۰۰۴
W_{Sh}^{LTRADE}	۱۸/۵۲۰	۰/۰۰۰

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 این‌چنین می‌توان استدلال کرد که سیاست‌های توسعه تجارت نه‌تنها 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 به‌تبع 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 این‌گونه می‌توان استدلال نمود، که با کاهش تورم توسعه‌مالی افزایش می‌یابد، به‌عبارت‌دیگر، 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، به‌طوری‌که با افزایش بیش‌ازاندازه نرخ تورم سهم اعتبارات اعطایی با کاهش مواجه می‌شود که نتیجه این مطالعه با مطالعه Cooray (2011)

سازگاراست.

در پایان جدول (۳) آزمون‌های تقارن یا عدم‌تقارن شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. W_{LR}برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، اثرات نامتقارنی شوک های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی در بلندمدت را نمایش می دهد. 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 توسعه‌مالی در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون برای درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی $W_{LR}^{LTRADE} = 12.567$ 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 کوتاه‌مدت استفاده شده که با توجه به اندیس SR اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی در کوتاه‌مدت را نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی رد شده و اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی، در کوتاه‌مدت 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 کوتاه‌مدت 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

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

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

همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2] و نرمالیته موردبررسی 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 نرمالیته را در سطح ۵ درصد رد نمود، بنابراین در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۸- آزمون‌های تشخیصی

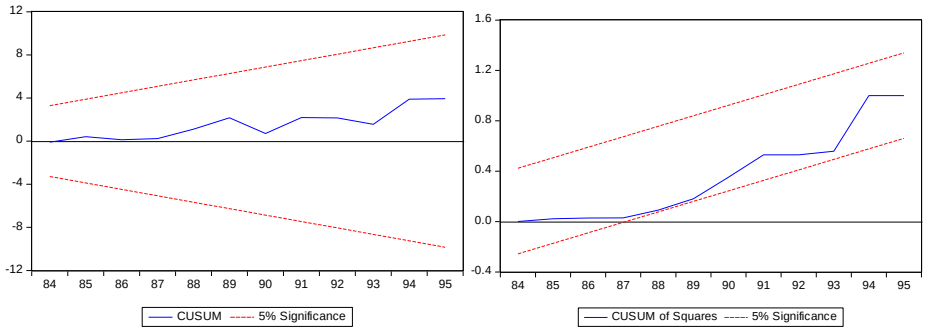
آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون همبستگی سریالی			آزمون نرمال بودن		
احتمال	آماره		احتمال	آماره		احتمال	آماره	
۰/۴۲۶	۱/۱۲۹	F-statistic	۰/۰۸۹	۲/۹۶۱	F-statistic	۰/۷۳۵	۰/۶۱۳	Jarque-Bera
۰/۳۶۶	۲۲/۵۷۷	Chi-squared						

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه 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 توسعه‌مالی 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 خودرگرسیو 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. به‌طوری‌که 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 نگریسته‌اند 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 درعین‌حال معیار سنجش کارایی بانک‌ها، میزان سودآوری آن‌ها نیست بلکه عملکرد آن‌ها نسبت به سیاست‌ها و برآورد کردن انتظارات دولت در تخصیص منابع می‌باشد. درنتیجه 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. درنهایت، تورم هم اثر منفی بر توسعه مالی دارد که با مبانی تئوریکی سازگاراست.

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 & Financail Economics*, 19 (4), 60-78. (In Persian)
[27] Rodrik, D. (1998). Why Do more Open Countries Have Larger Governments?. *Journal of Political Economy*, 1065, 997-1032.
[28] Sadeghi, M. & Shavalpour, 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 Bngladesh. *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 خودرگرسیونی (VAR) به‌صورت رابطهٔ (۱) تشکیل می‌دهد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$
$$Y_t : n\times 1, A_t : n\times n, \varepsilon_t : n\times 1, D_t : k\times 1, \phi_t : k\times k$$

در دستگاه فوق، n تعداد متغیرهای درون‌زا می‌باشد 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 می‌توان اطمینان پیدا کرد که جزء خطای مدل مذکور دارای ویژگی‌های نوفه سفید[1] خواهد بود. در این روش برای نشان دادن پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌توان دستگاه معادلات (۱) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری[2] به‌صورت رابطهٔ (۲) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\Gamma_i = \left(I - A_1 - A_2 - \mathrm{K} - A_i\right)$$
$$\Pi = \left(I - A_1 - A_2 - \mathrm{K} - A_P\right) \qquad i = 1,2,\ldots, p-1$$

1- White noise
2- Vector Error Correction Model(VECM)

از آن‌جاکه این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت $I(1)$ (انباشته از مرتبهٔ اول) و یا $I(0)$ (انباشته از مرتبهٔ صفر) طراحی شده است، لذا در معادلهٔ فوق تمامی جملات به‌صورت ΔY_{t-1}، $I(0)$ هستند. از سوی دیگر طول وقفه (p) به گونه‌ای انتخاب می‌شود که جملهٔ اخلال هر معادله در دستگاه (۲) iid[1] و لذا $I(0)$ باشد. از این‌رو باید ΠY_{t-p} نیز $I(0)$ باشد تا درجهٔ هم-انباشتگی دو طرف دستگاه (۳) برابر شوند. اگر رتبهٔ ماتریس Π را r در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف. $r = n$، که در این صورت کلیهٔ 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 مرتبهٔ اول متغیرهاست.

ج. $0 < r \leq n-1$، که در این صورت r ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y یا به‌عبارت‌دیگر r بردار هم‌انباشتگی[2] 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: مرحلهٔ اول تعیین متغیرهایی است که باید وارد مدل شود و مرحلهٔ 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 به‌منظور تعیین وقفهٔ 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 معنی‌دار 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 آمارهٔ 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 مرتبهٔ بهینهٔ آن می‌باشد که با توجه به کمتر بودن حجم نمونهٔ مورد مطالعه از صد، از معیار شوارتز[1] استفاده شده است. بر اساس این معیار؛ وقفهٔ یک به‌عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل انتخاب شده و مدل خود توضیح برداری مطابق جدول (پیوست -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 (۰/۰۷۷۳)
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
$\overline{R}^2$	۰/۷۳۷	۰/۸۲۰	۰/۸۴۱	۰/۹۹۸
F	۳۵/۶۶۶	۵۷/۲۷۹	۶۶/۴۲۱	۴۹/۳۶۱

ماخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

1- Schwarz Information Criterion

جدول پیوست۲- نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت 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).