# تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر کمبود دارایی‌های مالی در ایران

**شهرام فتاحی** [1]
*دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران*
**کیومرث سهیلی** [2]
*دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران*
**سارا لرستانی** [3]
*کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران*

تاریخ دریافت: 1394/12/8 تاریخ پذیرش: 1395/8/15

## چکیده

بازارهای پولی و مالی، نقش اصلی در واسطه‌گری بین پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران بازی می‌کنند. بنابراین تعادل بین عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی در هر کشور از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ بطوری که توانایی یک کشور برای سرعت بخشیدن به فرآیند رشد و توسعه اقتصادی، به‌صورت نسبی به توانایی آن کشور در زمینه تولید دارایی‌ها بستگی دارد. کمبود دارایی‌های مالی می‌تواند عاملی بازدارنده در مسیر رشد اقتصادی یک کشور باشد. شواهد نشان می‌دهد، در ایران رشد عرضه دارایی‌های مالی کمتر از رشد تقاضای دارایی بوده است و یک کمبود دارایی نسبی بر اقتصاد ایران حاکم است. برای بررسی این موضوع، تأثیرگذاری پاره‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی، بر شاخص کمبود دارایی طی دوره زمانی 1389-1370 ارزیابی شده‌است. مدل تصریحی استفاده شده، ARDL می‌باشد. نتایج برآوردها حاکی از آن است که در تعادل بلندمدت نرخ رشد اقتصادی ایران و جهان دارای ارتباط معکوس با شاخص کمبود دارایی هستند و از پتانسیل کافی جهت کاهش، اختلاف بین تقاضا و عرضه دارایی‌ها برخوردارند. ضرایب متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره اسمی و ترازمالی دولت هم در بلندمدت مثبت می‌باشد و

---

1- sh_fatahi@yahoo.com
2- qsoheily@yahoo.com
3- lorestanisara@yahoo.com

حاکی از آن است که، هرگونه افزایش در متغیرهای فوق سبب می‌شود که عرضه دارایی‌ها رشد کمتری در مقایسه با تقاضای دارایی‌ها داشته باشد.

**طبقه‌بندی JEL:** E22, E40, G10
**کلیدواژه‌ها:** کمبود دارایی مالی، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی گسترده.

## 1- مقدمه

در فرآیند پس‌انداز ـ سرمایه‌گذاری دارایی‌های مالی اهمیت ویژه‌ای دارند؛ چرا که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی موتور محرک تولید و رشد اقتصادی در هر کشور محسوب می‌شود. رشد اقتصادی و افزایش تولید محصولات در یک کشور به توانایی آن کشور در تولید دارایی‌های مالی بستگی دارد(Caballero, 2006). در سال‌های اخیر به دلیل افزایش پس‌اندازهای داخلی و افزایش تقاضا برای دارایی‌ها از طرف سرمایه‌گذاران، درخواست‌های بیشتری هم برای سهام داخلی، اوراق مشارکت و سایر دارایی‌های مالی ایجاد شده است. اما آمارهای موجود نشان می‌دهد که، افزایش در میزان پس‌اندازها به‌صورت نسبی، سرعتی بیشتر از سرعت افزایش در صدور دارایی‌های مالی دارد و همین موضوع باعث ایجاد کمبود دارایی نسبی در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران شده است.

وجود کمبودهای دارایی‌های مالی، قطعاً نقایصی را در بازار پدید می‌آورد. در این حالت، یا پس‌اندازها نسبت به نرخ‌های بهره حساس نیستند و یا عرضه دارایی‌ها به تنهایی نسبت به نرخ‌های بهره پاسخگو نیست. همچنین بازارهای سرمایه ناکارآمد هستند. برای مثال بازارهای غیررقابتی، باعث افزایش هزینه‌های معاملاتی، عدم تقارن اطلاعات و عملکرد ضعیف حقوق مالکیت می‌شوند. این مشکلات در کشورهای نوظهور بسیار شدید بوده و از صدور دارایی‌های مالی جلوگیری می‌کند. البته کارایی بازار به علت محدودیت‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند متأثر از تحرک ناقص سرمایه در جهان و همچنین انحراف در ارزش‌گذاری دارایی‌ها هم باشد (Chen & Imam, 2013).

Caballero (2006) اولین کسی بود که بحث کمبود دارایی جهانی را مطرح کرد و پیامدهای اقتصاد کلان و سیاستی (شامل قیمت‌های دارایی، نرخ‌های بهره بلندمدت، عدم توازن حساب

جاری و یا رشد تولید) را مدنظر قرارداد. فرضیه کمبود دارایی مدعی است کـه اقتصـاد جهـانی از کمبود دارایی‌های مالی باکیفیت، صدمه دیده است که این مسئله ناشی از افزایش تقاضای دارایـی به علت افزایش درآمد جهانی است. این فرضیه همچنـین ادعـا مـی‌کنـد کـه ایـالات‌متحـده دارای مزیت نسبی در تولید دارایی‌های مالی باکیفیت اسـت و از ایـن مزیـت بـرای اداره کـردن کسـری تجاری استفاده می‌کند. در واقع، ایالات‌متحده بدهی‌های مالی را در مقابل کالاها مبادله می‌کند.

کمبودهای دارایی در دو دهه گذشته به علت ترکیبـی از عـواملی ماننـد عرضـه رو بـه کـاهش دارایی‌هـای مـالی (کـاهش عرضـه دارایـی‌هـای مـالی)، افـزایش عرضـه پـس‌انـدازهای داخلـی و محدودیت‌های مقرراتی(محدودیت‌های مقرراتی در عوامل- مقررات عرضه محـدود دارایـی‌هـای مالی پرمخاطره) تشدید شده است.

از جمله دلایل مهم کاهش عرضه دارایی‌های مالی ریسک و نااطمینانی بالا است. شـوک‌هـای متعددی در طی دهه‌های اخیر در جهـان اتفـاق افتـاده کـه هـر کـدام بـه نحـوی بـر اقتصـاد ایـران تأثیرگذار بوده‌اند. ازجمله مهم‌ترین تأثیر بحران‌ها بر اقتصاد، می‌توان به بالا بـردن ریسـک‌گریـزی افراد اشاره کرد(Chen & Imam, 2013).

بازار سرمایه ایفاگر نقش مهمی در جهت جمع‌آوری مازاد درآمـد مـردم نسـبت بـه مصرفشـان است. یکی از بهترین اشکال انتقال وجوه از پس‌اندازکنندگان به سرمایه‌گذاران، بازارهای سـرمایه کارا هستند که پتانسیل افزایش تولید و کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد را بر عهـده دارنـد. بـر ایـن اساس اگر بازار سرمایه در سطح پایینی از توسعه‌یافتگی قـرار داشـته باشـد و از کـارایی و پتانسـیل کافی برای جذب منابع برخوردار نباشد، پس‌اندازهای داخلی بیشتر به سـمت سـرمایه‌گـذاری‌هـای فیزیکی پرنوسان که حتی در بسیاری از موارد نقش تولیدی خاصی در اقتصاد ندارنـد، روانـه مـی‌گردد. بنابراین عدم کارایی و توسعه‌نیافتگی بازار سرمایه منجر به کمبود دارایـی از کانـال افـزایش عرضه پس‌اندازهای داخلی و به‌تبع آن افزایش تقاضای دارایی‌ها، می‌گردد.

بخش قابل‌توجهی از پس‌اندازهای مطلوب در جهان در دست دولت‌ها، بانـک‌هـای مرکـزی و مؤسسات مالی مانند شـرکت‌هـای بیمـه هسـتند. تعـداد زیـادی از ایـن بخـش‌هـا طبـق قـانون بایـد محصولات با درآمد ثابت از قبیل اوراق قرضه دولتی داخلی را خریداری کنند و همچنین نسبت به سرمایه‌گذاری در برخی از طبقات دارایی، شامل دارایی‌های خارجی محدودشده هستند.

بسیاری از بازارها (برای مثال چین) اجازه صدور بدهی با بازدهی بالا یا دارایی‌های مـالی دیگـر

را ندارند. این امر از توسعه طبقات دارایی در این کشورها جلوگیری می‌کند؛ بنابراین عرضه دارایی‌های مالی محدود می‌شود.

## 2- پیشینه تحقیق

Eichengreen and Luengnaruemitchai (2004) در مقاله‌ای با عنوان «چرا آسیا بازارهای اوراق قرضه بزرگ‌تری ندارد؟» به بررسی این موضوع می‌پردازند که توسعه کند بازارهای اوراق قرضه آسیا یک پدیده با ابعاد متعدد است. اندازه بزرگ‌تر کشور، مقررات قوی‌تر، نرخ‌های ارز با نوسانات کمتر و بخش‌های بانکی رقابتی‌تر تمایل به داشتن ارتباطی مثبت با سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه دارند. اما توازن مالی قوی کشورهای آسیایی منجر به رشد بازارهای اوراق قرضه دولتی نشده است. نتایج نشان می‌دهد که ویژگی‌های ساختاری منطقه و سیاست‌های مالی و اقتصاد کلان است که به‌طور کامل باعث ایجاد تفاوت در توسعه بازار اوراق قرضه آسیا با سایر نقاط جهان شده است.

Chen and Imam (2012) در مطالعه‌ای با عنوان «علل کمبودهای دارایی در بازارهای نوظهور» نشان داده‌اند که، بازارهای نوظهور با کمبود دارایی‌های مالی مواجه هستند. آن‌ها همچنین عنوان می‌کنند که این کمبودهای دارایی به این دلیل اتفاق می‌افتند که، دارایی‌های مالی به همان سرعت افزایش پس‌اندازها افزایش نمی‌یابند. آن‌ها تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کمبود دارایی را مورد بررسی قرار داده‌اند و سپس پدیده کمبود دارایی برای 41 کشور از بازارهای نوظهور را بر اساس داده‌های سالانه 1995-2008، به روش GMM برآورد کرده‌اند. همچنین، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که متغیرهای نهادی بر روی کمبود دارایی در کشورهای نوظهور تأثیرگذارند و هراندازه که آزادی در حساب سرمایه، در تجارت و در نهادها بیشتر شود، کمک بیشتری به کاهش شاخص کمبود دارایی می‌کند.

Chen and Imam (2013) در مطالعه‌ای تحت عنوان «پیامدهای ناشی از کمبود دارایی‌ها در بازارهای نوظهور به بررسی تأثیر کمبود دارایی بر رشد اقتصادی، حباب‌های دارایی، احتمال بحران و حساب جاری برای 41 کشور که دارای بازارهای نوظهور بودند در دوره زمانی 1995-2008 پرداختند. یافته‌های این دو محقق نشان می‌دهد که کمبود دارایی‌های مالی منجر به کاهش رشد

اقتصادی، افزایش احتمال وقوع بحران و ایجاد حباب قیمت دارایی می‌شود.

در رابطه با موضوع کمبود دارایی‌های مالی در ایران مطالعه جامعی انجام نشده است فقط به‌طور محدود برخی از عوامل کمبود دارایی‌های مالی مانند پس‌انداز، سهام و اوراق قرضه مورد بررسی قرار گرفته است.

تقوی و محمدزاده Taghavi and Mohammadzadeh (2002) در مقاله‌ای تحت عنوان «واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی» به بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. متغیرهای اقتصادی مورد بررسی در این تحقیق عبارتند از: نرخ ارز، حجم پول در جریان، نرخ تورم، قیمت جهانی نفت، سرمایه‌گذاری دولت و متوسط قیمت مسکن در شهر تهران. محدوده زمانی تحقیق هم سال-های 1370 لغایت 1379 است و داده‌ها به‌صورت فصلی می‌باشند.

شریف‌آزاده و حسین‌زاده بحرینی Sharif-Azadeh and Hosseinzadeh Bahreini (2003) در مقاله خود تحت عنوان «تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران از شاخص‌های امنیت اقتصادی (1358-1379)» چگونگی تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران از متغیّرهای امنیتی را مورد آزمون قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد که متغیّرهای نهادی «ثبات دولت»، «حاکمیت نظم و قانون»، «خطر بروز درگیری داخلی»، «خطر بروز درگیری خارجی» و «شکاف میان انتظارات مردم و عملکرد اقتصادی دولت»، تأثیر مثبت و معنادار بر نسبت سرمایه-گذاری خصوصی به GDP دارند. تأثیر متغیّرهای «پاسخگویی دولت در برابر مردم و نهادهای دموکراتیک»، و «فساد دولت» بر نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به GDP منفی است، اما کاملاً معنادار نیست. متغیّر «خطر بی‌اعتنایی به قراردادها و مصادره سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به وسیلهٔ دولت»، با سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران رابطهٔ نه‌چندان معنادار اما مثبت نشان می‌دهد، بدین معنی که کاهش خطر یادشده به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌انجامد. و سرانجام متغیّرهای «کیفیت دستگاه اداری» و «خطر بروز تنش‌های قومی» ارتباط معناداری با نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به GDP نشان نمی‌دهند. نهایتاً استفاده از شاخص‌های تجمعی، تأثیرپذیری شدید سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران را از ماهیت و عملکرد دولت تأیید می‌کند.

کازرونی و دولتی Kazerouni and Dolati (2007) در مقاله‌ای تحت عنوان «اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)» به بررسی رابطه بین

نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران طی دوره زمانی 1340-1381 پرداخته‌اند. برای این منظور، ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز ناشی از نوسان پذیری نرخ ارز واقعی از طریق الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) محاسبه گردیده و به‌عنوان متغیر جایگزین (پروکسی) نااطمینانی نرخ ارز واقعی در نظر گرفته می‌شود. آنگاه به‌منظور به دست آوردن رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، الگوی پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بکار گرفته می‌شود. نتایج تخمین حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

هوشمندی Houshmandi (2008) در مطالعه خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی در ایران»، کانون تمرکز خود را بر روی تأثیرگذاری پاره‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی بر تقاضای دارایی‌ها (پس‌انداز) قرار داده است. وی تقاضای دارایی‌ها را طی دوره زمانی 1338-1383، بررسی نموده و نشان می‌دهد که، رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و نوسانات درآمدهای نفتی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر نرخ پس‌انداز ملی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند و شدت تأثیر آن در کوتاه‌مدت بیش از بلندمدت است.

فتحی و همکاران Fathi et al (2010) در مقاله‌ای با عنوان «تبیین توسعه ساختار بازار اوراق بهادار» به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر توسعه بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. بدین منظور درآمد ملی، نرخ سرمایه‌گذاری، سطح توسعه مؤسسات مالی واسطه و بی‌ثباتی اقتصاد کلان به‌عنوان متغیرهای کلان اقتصادی و عمق و عرض به‌عنوان شاخص‌های توسعه بورس اوراق بهادار در نظر گرفته شدند. داده‌های مورد نیاز به صورت فصلی سری زمانی طی دوره زمانی 68-1377 گردآوری‌شده است. نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهد که درآمد ملی و نرخ سرمایه‌گذاری بر عمق و عرض بورس اوراق بهادار اثر مثبت و معنادار دارد. همچنین سطح توسعه مؤسسات مالی واسطه و بی‌ثباتی اقتصاد کلان به‌طور منفی و معناداری بر عمق و عرض بورس اوراق بهادار اثر دارند.

## 3- معرفی مدل

**3-1- الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL):** دلیل استفاده از تکنیک ARDL این است که تلاش دارد در کنار تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل، ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل

را نیز برآورد کند.

عمده‌ترین مزیت استفاده از روش مذکور، انعطاف‌پذیری آن یعنی به دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب بلندمدت بدون توجه به I(0) و I(1) بودن متغیرها است. یعنی می‌توان این مدل را زمانی که متغیرها از مرتبه جمعی متفاوت هستند به کار برد (Pesaran and Pesaran, 1997). همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند.

**2-3- شاخص کمبود دارایی**

در این تحقیق از داده‌های آماری سری زمانی 1389-1370 استفاده شده است. کلیه آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق از اسناد رسمی منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سازمان بورس اوراق بهادار تهران، بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول به دست آمده است. برای انجام محاسبات کامپیوتری از نرم‌افزارهای Microfit، Eviews7 و Excel به‌صورت گسترده‌ای استفاده شده است. در این مطالعه به‌منظور برآورد عوامل تعیین‌کننده کمبود دارایی‌های مالی از شاخص کمبود دارایی استفاده شده است. شاخص کمبود دارایی با توجه به میزان عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی تعیین می‌شود. تقاضای داخلی برای دارایی‌ها با پس‌انداز ناخالص داخلی مشخص می‌گردد (یعنی تمام منابع قابل‌دسترس جهت سرمایه‌گذاری)، درصورتی‌که عرضه دارایی‌های مالی به‌وسیله اوراق مشارکت داخلی انتشاریافته، سهام، وام‌ها، خالص خرید دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی به‌وسیله سرمایه‌گذاران خارجی و تغییر در سپرده‌های کوتاه‌مدت نشان داده می‌شود. شاخص کمبود دارایی که میزان کمبود دارایی‌ها و ابزارهای مالی در دسترس جهت سرمایه‌گذاری افراد در جامعه را نشان می‌دهد، با استفاده از فرمول ذیل محاسبه می‌شود(Chen & Imam, 2013):

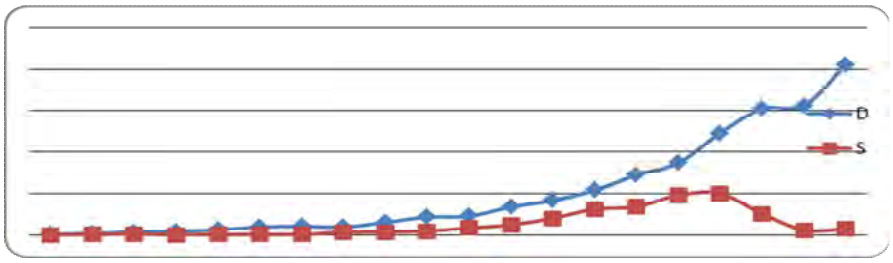
$$AS = 1 - \left(\frac{\text{عرضه های دارایی مالی}}{\text{تقاضای های دارایی مالی}}\right)$$

$$AS = 1 - \left(\frac{B + E + L + \Delta S.D + NPFA}{S}\right)$$

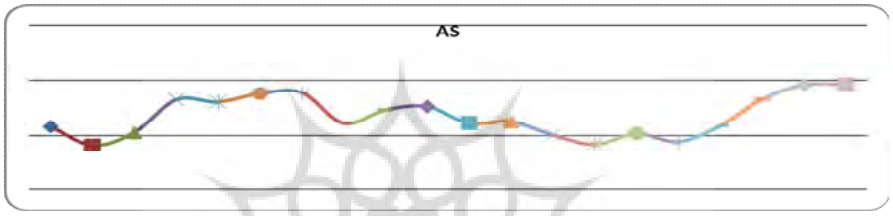
S پس‌اندازهای ملی داخلی (بازتابی از تقاضای دارایی‌های مالی)، B: اوراق مشارکت انتشاریافته در بازار داخلی، E: سهام منتشرشده در بازار سرمایه داخلی، L: وام‌های صادرشده در

بازارهای داخلی، ΔS.D: تغییر در سپرده‌های کوتاه‌مدت، NPFA: خالص خرید دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی (خالص خرید دارایی‌های مالی خارجی به‌وسیله شهروندان داخلی است که منعکس کننده موقعیت موجودی سرمایه‌گذاران داخلی از دارایی‌های خارجی منهای موقعیت خالص دارایی‌های سرمایه‌گذاران خارجی از دارایی‌های داخلی است.

مجموع NPFA + $\Delta$S.D. + $L$ + $E$ + $B$، بازتابی از عرضه دارایی‌های مالی است.




نمودار عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی




نمودار شاخص کمبود دارایی

**جدول1: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF) در سطح متغیرها**

| متغیرها | وجود عرض از مبدأ بدون روند | | | وجود عرض از مبدأ و روند | | | بدون عرض از مبدأ و بدون روند | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی |
| A.S. index | -3.0400 | -2.254362 | نامانا | -3.6920 | -2.980943 | نامانا | -1.960171 | -0.017079 | نامانا |
| Δ (LGDP) | -3.0400 | -2.342441 | نامانا | -3.6920 | -4.053743 | مانا | -1.960171 | -0.072602 | نامانا |
| INF | -3.0400 | -2.151199 | نامانا | -3.6920 | -3.034461 | نامانا | -1.960171 | -1.047177 | نامانا |
| RER | -3.029970 | -0.085558 | نامانا | -3.710482 | -1.550294 | نامانا | -1.962813 | -1.425359 | نامانا |
| GFB | -3.0400 | -0.914070 | نامانا | -3.6920 | -2.116544 | نامانا | -1.960171 | -1.010501 | نامانا |
| WG | -3.0400 | -3.024897 | نامانا | -3.6920 | -3.276809 | نامانا | -1.960171 | -1.618357 | نامانا |
| Δ(IR) | -3.0400 | -1.613690 | نامانا | -3.6920 | -1.005909 | نامانا | -1.961409 | -3.674299 | مانا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج حاصل از جدول بالا نشان می‌دهد که متغیرهای تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی و تغییر در نرخ بهره در سطح مانا می‌باشند اما سایر متغیرهای تحقیق در سطح مانا نمی‌باشند. لذا از این متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و ریشه واحد دیکی –فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبه اول این متغیرها آزمون می‌شود.

**جدول2: نتایج آزمون ADF در سطح معناداری 5 درصد«تفاضل مرتبه اول متغیرها»**

| متغیرها | وجود عرض از مبدأ بدون روند | | | وجود عرض از مبدأ و روند | | | بدون عرض از مبدأ و بدون روند | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی | کمیت بحرانی | آماره ADF | وضعیت مانایی |
| A.S. index | -3.0521 | -3.728911 | مانا | -3.7119 | -3.532777 | نامانا | -1.961409 | -4.371738 | مانا |
| INF | -3.0521 | -4.292972 | مانا | -3.7119 | -4.136555 | مانا | -1.962813 | -4.424692 | مانا |
| RER | -3.052169 | -4.072654 | مانا | -3.710482 | -4.832705 | مانا | -1.961409 | -3.192636 | مانا |
| GFB | -3.0521 | -3.147693 | مانا | -3.7119 | -3.373721 | نامانا | -1.961409 | -5.279211 | مانا |
| WG | -3.0521 | -5.060966 | مانا | -3.7119 | -4.783246 | مانا | -1.962813 | -5.241534 | مانا |

مأخذ: محاسبات پژوهش

در یک نتیجه‌گیری کلی از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها استنباط می‌گردد که سایر متغیرها به‌غیراز لگاریتم تغییرات تولید ناخالص داخلی با یک بار تفاضل مانا می‌شوند. مرتبه انباشتگی متغیرهای تحقیق در جدول ذیل نشان داده شده است.

**جدول3: انباشتگی متغیرهای تحقیق**

| متغیرها | مرتبه انباشتگی |
|---|---|
| شاخص کمبود دارایی | $I(1)$ |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی | $I(0)$ |
| نرخ تورم | $I(1)$ |
| نرخ ارز | $I(1)$ |
| تراز مالی دولت | $I(1)$ |
| رشد تولید ناخالص جهان | $I(1)$ |
| تغییرات نرخ بهره | $I(1)$ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**4- تصریح و برآورد مدل**

در این تحقیق با توجه مطالعات پیشین و در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصاد ایران تصریح مدل[1] مورد نظر به‌صورت ذیل می‌باشد:

$$AS_{it} = \beta_0 + \beta_1 A.S._{it-1} + \beta_2 \ln(\Delta GDP_{it}) + \beta_3 \inf_{it} + \beta_4 RER_{it} + \beta_5 \Delta(\text{interestrate})_{it} + \beta_6 Govt.\ fiscalblance_{it} + WorldGDPGrowth_{it} + \beta_8 T + e_{it}$$

$AssetShortageIndex$ : شاخص کمبود دارایی - $\ln(\Delta GDP)$ :لگاریتم تغییرات تولید ناخالص داخلی ایران -Inflation: نرخ تورم - $\Delta \text{interest rate}$ : تغییرات(تفاضل) نرخ بهره - $RER$: نرخ ارز حقیقی - $Govt.\ fiscal blance$ : تراز مالی دولت - $World GDP Growth$ : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی جهان

**4-1 برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت**

حداکثر تعداد وقفه در نظر گرفته‌شده برای متغیرها جهت برازش مدل اصلی تحقیق برابر یک (m=1) در نظر گرفته شده است و تعداد متغیرهای توضیحی در مدل اصلی تحقیق برای توضیح و تشریح علل کمبود سرمایه در ایران، نیز برابر شش (k=6) می‌باشد. بنابراین در این مطالعه نرم‌افزار Microfit تعداد $128 = (1+1)^{6+1}$ رگرسیون مختلف را تخمین زده است و نهایتاً بر اساس معیار شوارتز - بیزین، بهترین مدل را به صورت ARDL(1,1,0,1,1,0,1) برازش کرده و نمایش داده است:

نتایج کامل تخمین کوتاه‌مدت

$$AS_{it} = -0.94 - 1.67(A.S._{it-1}) - .208\ln(\Delta GDP_{it}) - 0.17\ln(\Delta GDP_{it-1}) + 0.043(\inf_{it})$$
$$-.62E-4(RER_{it}) + 0.123E-3(RER_{it-1}) - 0.16\Delta(\text{int erest rate}_{it})$$
$$+ 0.175\Delta(\text{int erest rate}_{it-1}) + 0.285E-5(Govt.\ fiscal\ blance_{it}) +$$
$$0.0179(World\ GDP\ Growth_{it}) - 0.0494(World\ GDP\ Growth_{it-1}) + 0.126(T)$$

1 .Model specification

**جدول 4: نتایج برآورد مدل ARDL(1,1,0,1,1,0,1)**

| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|---|---|---|---|---|
| Constant | -.94508 | .31092 | -3.039 | .023 |
| AS(-1) | -1.6797 | .35469 | -4.735 | .003 |
| )ΔGDP(LN | -.20834 | .03707 | -5.619 | .001 |
| )ΔGDP(-1)(LN | -.17051 | .04033 | -4.227 | .006 |
| INF | .043799 | .00661 | 6.6194 | .001 |
| RER | -.62E-4 | .16E-4 | -3.706 | .010 |
| RER(-1) | .123E-3 | .26E-4 | 4.7224 | .003 |
| )IR(Δ | -.01640 | .02114 | -.7756 | .467 |
| )IR(-1)(Δ | .175740 | .02817 | 6.2373 | .001 |
| GFB | .285E-5 | .81E-6 | 3.4985 | .013 |
| WG | .017990 | .00645 | 2.7887 | .032 |
| WG(-1) | -.04945 | .00850 | -5.8176 | .001 |
| T | .126940 | .01822 | 6.9665 | .000 |
| R-squared<br>R-Bar-Squared<br>S.E.of regression | .96028<br>.88083<br>.058050 | Akaike info criterion<br>Schwarz criterion<br>Durbin-Watson stat | | 25.0731<br>18.9342<br>2.1507 |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد معادله بالا نشان می‌دهد که تمامی ضرایب به‌استثناء ضریب تغییرات نرخ بهره، ازلحاظ آماری معنی‌دار هستند بنابراین تمامی متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره (با یک وقفه معنی‌دار است)، تراز مالی دولت، نرخ رشد اقتصاد جهانی و ضریب ثابت به شکل کاملاً معنی‌داری بر شاخص کمبود دارایی تأثیرگذار هستند. همچنین نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که:

- شاخص کمبود دارایی‌های مالی با یک وقفه تأثیر معکوس و معنی‌داری بر میزان کمبود دارایی‌های مالی در دوره جاری داشته و همین موضوع زمینه را برای رسیدن این متغیر به تعادل فراهم می‌کند. همچنین این پایداری نسبی نشان از این است که، عدم تعادل بین عرضه دارایی و تقاضای دارایی تا حدودی به‌وسیله بازار سرمایه مورد توجه قرار گرفته است.
- رشد اقتصادی(پروکسی شده با لگاریتم تغییر در تولید ناخالص داخلی) در دوره جاری و با یک وقفه تأثیر معکوس و معنی‌داری بر شاخص کمبود دارایی‌های مالی در ایران داشته است و میزان ضریب برآورد شده این متغیر هم حاکی از تأثیر مهم رشد اقتصادی در کاهش شکاف بین عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی می‌باشد.

- نرخ ارز حقیقی دارای دو اثر متفاوت و معنی‌دار بر شاخص کمبود دارایی‌های مالی بوده است؛ به‌طوری که در سطح دارای ارتباط معکوس و با یک وقفه ارتباط مستقیم با شاخص کمبود دارایی‌های مالی دارد. اگر بخواهیم نتایج این مطالعه را با مطالعات پیشین مقایسه کنیم، لازم است عنوان کنیم: در مطالعه دیگری که به بررسی علل کمبود دارایی در کشورهای نوظهور اقتصادی پرداخته شده است، اثرگذاری مستقیم نرخ ارز حقیقی با یک وقفه بر شاخص کمبود دارایی تأیید شده است(Chen & Imam, 2013). همچنین مطالعات پیشین نیز نشان داده‌اند که، تأثیر یک نرخ ارز حقیقی باثبات از لحاظ نظری مبهم است. زیرا موقعی ما می‌توانیم انتظار داشته باشیم که یک سیاست باثبات نرخ ارز، به‌وسیله کاهش ریسک نرخ ارز، ممکن است انتشار دارایی‌های مالی در بازارهای خارج از کشور را جذاب‌تر کند، که درعین‌حال پس‌اندازکنندگان داخلی ترجیح دهند پس‌اندازهایشان را به‌منظور تنوع بخشیدن و برای دوری از ریسک در خارج از کشور نگه‌دارند.
- کاهش نرخ تورم تأثیری مستقیم بر کاهش شکاف بین عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی دارد؛ به‌طوری‌که یک محیط کلان اقتصادی باثبات- پروکسی شده به‌وسیله تورم پایین- انتشار دارایی‌های مالی را تشویق می‌کند، زیرا این موضوع باعث کاهش سطح ریسک می‌شود؛ هرچند که از نظر آماری مقدار این ضریب خیلی پایین می‌باشد.
- نرخ بهره نیز با یک وقفه، تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر شاخص کمبود دارایی‌های مالی دارد؛ بنابراین نرخ‌های بهره با یک وقفه، به‌عنوان یک نیروی تعادلی بین عرضه و تقاضا برای دارایی‌ها عمل می‌کنند؛ یعنی با افزایش نرخ بهره، عرضه دارایی‌های مالی تا حدودی کاهش و شاخص کمبود دارایی افزایش می‌یابد. اما میزان این ضریب (قدرمطلق ضریب فوق پایین است) نمایانگر این است که، پس‌اندازها و عرضه دارایی‌های مالی، در این حالت لزوماً با سرعت به علامت‌های نرخ بهره پاسخ نمی‌دهند و عرضه دارایی‌های مالی نسبت به نرخ‌های بهره خیلی با کشش نیستند.
- همچنین مازاد تراز مالی دولت نیز دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص کمبود دارایی است. بنابراین همان‌طور که انتظار می‌رود، اقتصاد در موقعیت‌های مالی بهتر، شاخص‌های کمبود دارایی پایین‌تری دارد. گرچه یک کسری بودجه کوچک (ماده اولیه برای تضمین بدهی‌های دولت) برای ایجاد یک معیار در مورد چگونگی قیمت سایر دارایی‌های مالی و در

نتیجه تشویق عرضه دارایی‌های مالی، مورد نیاز است. اما کسری‌های بزرگ با ایجاد بی‌ثباتی، تأثیری معکوس بر شاخص کمبود دارایی دارند.

- مقدار ضریب برآورد شده متغیر رشد تولید ناخالص جهانی در مدل رگرسیونی بالا برابر 0,0179 می‌باشد، این ضریب از لحاظ آماری در سطح 5 درصد معنی‌دار است. ضریب تأثیرگذاری رشد اقتصادی در جهان به نظر می‌رسد که کوچک باشد، اما از لحاظ آماری تأثیر قابل‌توجهی در کاهش کمبود دارایی‌ها دارد. متغیر رشد تولید ناخالص جهان با یک وقفه نیز بر شاخص کمبود دارایی، تأثیرگذار است. ضریب مربوط به رشد تولید ناخالص داخلی جهانی برابر 0,049- می‌باشد و از لحاظ آماری نیز در سطح 1 درصد معنی‌دار است. با مشاهده ضرایب متغیر رشد تولید ناخالص جهان می‌توان دریافت که در مدل پویای کوتاه‌مدت، ضریب منفی، از نظر قدرمطلق دارای مقدار بیشتر و تأثیرگذاری بالاتری می‌باشد. مطالعات پیشین در این زمینه نیز تأیید نموده‌اند که رشد تولید ناخالص جهانی تأثیری معکوس بر شاخص کمبود دارایی در اکثر کشورها (خصوصاً کشورهای نوظهور اقتصادی) دارد. رشد اقتصادی جهانی بالاتر، دارایی‌های خارجی را برای سرمایه‌گذاران داخلی جذاب‌تر می‌کند و این امر منجر به یک جریان نقدی خروجی از پس‌اندازها به خارج از کشور می‌شود. همچنین باید عنوان کرد در مدل رگرسیونی که در ادامه تخمین زده شده است و در آن به بررسی اثرات بلندمدت متغیرهای توضیحی بر شاخص کمبود دارایی پرداخته می‌شود، ضریب تأثیرگذاری رشد تولید ناخالص جهانی برابر 0,011- می‌باشد، که نمایانگر رابطه معکوس بین نرخ رشد اقتصاد جهان و شاخص کمبود دارایی می‌باشد.

مقدار آماره دوربین واتسون در مدل فوق نیز برابر 2,15 می‌باشد که، عدم خودهمبستگی بین جملات اخلال در مدل را تأیید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل‌یافته نیز در مدل فوق برابر 88 درصد می‌باشد، که نشان می‌دهد 88 درصد از تغییرات در شاخص کمبود دارایی در طی دوره توسط تغییرات در متغیرهای توضیحی در نظر گرفته‌شده در معادله فوق توضیح داده می‌شود، یا به عبارتی رگرسیون در نظر گرفته‌شده فوق 88 درصد از تغییرات شاخص کمبود دارایی را توضیح می‌دهد.

### 4-2- آزمون‌های تشخیص

نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص مدل به شرح جدول ذیل می باشد:

**جدول5: نتایج آزمون‌های تشخیص مدل**

| | آزمون‌های تشخیص | | | |
|---|---|---|---|---|
| | همبستگی سریالی | فرم تبعی مدل | نرمالیتی | واریانس ناهمسانی |
| آمارهF | .08747 | .0014398 | - | 1.6010 |
| سطح بحرانی | [.779] | [.971] | - | [.223] |
| آمارهLM | .32668 | .0054695 | .43479 | 1.6354 |
| سطح بحرانی | [.568] | [.941] | [.805] | [.201] |

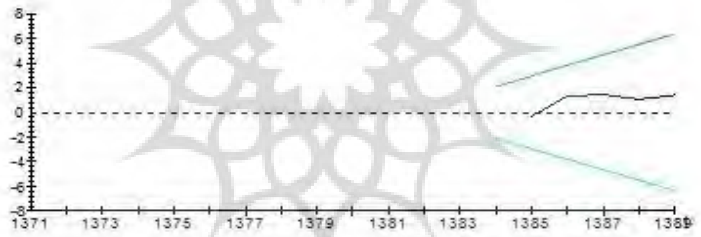
مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از جدول فوق نمایانگر این است که واریانس‌های جملات اخلال همسان بوده و خودهمبستگی سریالی نیز بین جملات اخلال وجود ندارد. همچنین فرم تبعی مدل در نظر گرفته شده برای بررسی ارتباط بین متغیرها در این مطالعه مناسب می‌باشد.

**4-2-1- بررسی پایداری مدل پویای برازش شده**

نتیجه آزمون CUSUM برای بررسی پایداری مدل برآورد شده(ARDL(1,1,0,1,1,0,1 به‌صورت ذیل آورده شده است:

نمودار آزمون CUSUM برای مدل پویا




همان‌طور که از نمودار بالا ملاحظه می‌شود، نمودار CUSUM در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح 5% قرار گرفته است. این نتیجه بیانگر این مطلب است که پایداری الگوی پویای کوتاه‌مدت، قابل تأیید است.

**3-4- برآورد مدل بلندمدت با استفاده از روش ARDL**

بعد از تخمین معادله کوتاه‌مدت برای بررسی آزمون وجود رابطه بلندمدت از همان ضرایب کوتاه‌مدت استفاده می‌شود و برای بررسی این‌که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نباشد؛ رابطه فوق با استفاده از آزمون t و آماره‌ای که بنرجی در این باره عنوان کرده است، مورد آزمون قرار می‌گیرد. فرضیه صفر در این آزمون بیانگر عدم وجود رابطه بین متغیرها در بلندمدت می‌باشد و فرضیه مقابل برعکس آن است.

نتایج محاسبه آماره t برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها به شرح ذیل می‌باشد، که پس از محاسبه، با قدرمطلق مقدار بحرانی آماره ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مورد مقایسه و آزمون قرار می‌گیرد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\varphi}_i}}$$

$$t = \left| \frac{-1.679-1}{.3546} \right| = 7.55 > 3.27$$

قدرمطلق آماره محاسباتی برابر با 7,55 می‌باشد که این عدد از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (3/27-) بیشتر است. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و به عبارت دیگر رابطه بلندمدت میان متغیرها در مدل حاضر پذیرفته می‌شود.

همچنین نتایج تخمین ضرایب بلندمدت مدل مورد بررسی به شرح ذیل می‌باشد:

**جدول6: نتایج برآورد مدل بلندمدت با رویکرد ARDL**

| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|---|---|---|---|---|
| Constant | -.35269 | .10746 | -3.2820 | .017 |
| )ΔGDP( LN | -.14138 | .01416 | -9.9840 | .000 |
| INF | .01634 | .00139 | 11.751 | .000 |
| RER | .226E-4 | .43E-5 | 5.2469 | .002 |
| )IR(Δ | .05946 | .01182 | 5.0304 | .002 |
| GFB | .106E-5 | .25E-6 | 4.2411 | .005 |
| WG | -.01174 | .00342 | -3.4337 | .014 |
| T | .04737 | .00256 | 18.455 | .000 |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$AS = -۰.۳۵۲۶۹ - ۰.۱۴۱۳۸ * \text{LN}(\Delta\text{GDP}) + .۰۱۶۳۴ * \text{INF} + ۰.۲۲۶\text{E}^{-۴} * RER$$
$$+ ۰.۵۹۴ * \Delta(IR) + ۱۰۶E^{-۵} * GFB - ۰.۰۱۱۷۴ * WG + ۰.۰۴۷ * T$$

نتایج حاصل از برآورد معادله بالا نشان می‌دهد که ضرایب تمامی متغیرها در مدل بلندمدت از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضریب مربوط به متغیرهای لگاریتم نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران و نرخ رشد تولید ناخالص جهان در معادله فوق منفی می‌باشد و این امر نشان‌دهنده این واقعیت است که، رشد اقتصادی ایران و رشد اقتصاد جهانی از پتانسیل نسبی برای کاهش شاخص کمبود دارایی به‌صورت معنی‌داری برخوردار هستند. همچنین ضرایب مربوط به متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ بهره، تراز مالی دولت و متغیر روند در مدل بلندمدت دارای علامت مثبت می‌باشند. این ضرایب مثبت بیانگر این است که، یک محیط باثبات اقتصادی، سیاست‌های باثبات نرخ ارز(ثبات سیاستی ریسک نرخ ارز را تا حد زیادی کاهش می‌دهد)، عدم نوسانات نرخ بهره و موقعیت مالی بهتر- صدور دارایی‌های مالی جدید را تشویق نموده و سبب کاهش در میزان شاخص کمبود دارایی می‌شود.

**4-4- آزمون تصحیح خطا برای مدل انتخابی با استفاده از روش ARDL**

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای مدل پویای کوتاه‌مدت در جدول زیر قابل مشاهده است، همچنین مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت که از روش ARDL برآورد شده نشان می‌دهد که، ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر2,67- برآورد شده است. با توجه به اینکه علامت ecm(-1) در الگوی تصحیح خطا، مقداری منفی می‌باشد، لذا باید عنوان کرد که الگوی فوق به سمت مقدار تعادلی بلندمدت همگرا می‌باشد. همچنین با تقسیم عدد 1 بر قدرمطلق ضریب برآوردی به ارزش2,67؛ می‌توان نتیجه گرفت که هر عدم تعادلی در طی 0,38 یک دوره و به‌طور کلی‌تر در همان دوره تعدیل می‌شود. لذا، تعدیل با سرعت نسبتاً مناسبی به سمت تعادل بلندمدت انجام می‌پذیرد.

ecm = AS + .14138*LNGDP -.016345*INF -.2265E-4*RER -.1066E-5*GFB + .011744*WG -.059461*RIR + .35269*C -.047372T

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا تا حدودی با نتایج بلندمدت متفاوت می‌باشد. نتایج جدول نشان می‌دهد که، تمامی ضرایب در مدل تصحیح خطا به جز، ضریب مربوط به نوسانات

نرخ بهره از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضرایب مربوط به نرخ لگاریتم رشد تولید ناخالص داخلی ایران، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره دارای علامت منفی می‌باشند، درحالی‌که ضرایب متغیرهای نرخ تورم، تراز مالی دولت و نرخ رشد اقتصاد جهانی، مقداری مثبت دارند. همچنین ضرایب فوق نشان می‌دهند که یک افزایش 1 درصدی در نرخ تورم، منجر به افزایش 0,04 درصدی در شاخص کمبود دارایی می‌شود، یا یک افزایش 1 درصدی در نرخ رشد اقتصادی ایران سبب یک کاهش 0,2 درصدی در شاخص کمبود دارایی می‌گردد. در رابطه با سایر متغیرها نیز این رابطه برقرار است.

**جدول7: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل ARDL(1,1,0,1,1,0,1)**

| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistic |
|---|---|---|---|
| dLNGDP | -.208340 | .037073 | -5.6198[.000] |
| dINF | .043799 | .006616 | 6.6194[.000] |
| dRER | -.627E-4 | .169E-4 | -3.7060[.004] |
| dGFB | .285E-5 | .816E-6 | 3.4985[.006] |
| dWG | .017990 | .006451 | 2.7887[.019] |
| dIR | -.016403 | .021148 | -.77563[.456] |
| dC | -.945080 | .310920 | -3.0396[.012] |
| dT | .126940 | .018222 | 6.9665[.000] |
| ecm(-1) | -2.67970 | .354690 | -7.5550[.000] |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## 5- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر، ابتدا با استناد به آمارهای در دسترس، وجود پدیده کمبود دارایی‌های مالی در ایران به اثبات رسید، سپس عوامل مؤثر بر بروز این پدیده مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی عوامل مؤثر بر کمبود دارایی‌های مالی در ایران، از چندین مطالعه که برای کشورهای دیگر انجام‌شده بودند، به‌عنوان مرجع استفاده شد و نهایتاً با توجه به شرایط خاص اقتصاد ایران و داده‌های در دسترس، مدلی که با اقتصاد ایران همخوانی داشته باشد، تصریح و برآورد گردید. در ادامه سعی شد تا عوامل مؤثر بر کمبود دارایی‌های مالی در مدل وارد شود و سهم هر یک از این عوامل در بروز این پدیده در اقتصاد ایران مشخص گردد. از این‌رو عوامل مؤثر بر بروز پدیده کمبود دارایی‌های مالی در ایران شامل نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز حقیقی، نوسانات نرخ بهره، تراز مالی دولت و نرخ رشد تولید ناخالص جهان در نظر گرفته شد. در این مطالعه با

استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی، ابتدا مانایی متغیرها در سطح و تفاضل آن‌ها بررسی گردید. سپس از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی برای برآورد مدل اصلی تحقیق به‌صورت یک مدل پویا، استفاده شد. پس از برآورد مدل پویا و بررسی صحت رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، نیز تخمین زده شد. همچنین در ادامه و پس از تخمین مدل پویا و تعادل بلندمدت بین متغیرها، یک مدل تصحیح خطا برای پیوند دادن اثرات نوسانات کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت برآورد گردید.

نتایج حاصل از برآورد معادلات کوتاه‌مدت و بلندمدت به روش ARDL نشان می‌دهد که یک رابطه مستقیم و معنی‌دار بین تغییرات نرخ بهره و شاخص کمبود دارایی وجود دارد، زیرا ضریب مربوط به نوسانات نرخ بهره هم در معادله رگرسیون پویای کوتاه‌مدت و هم در رابطه بلندمدت، از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای مقدار مثبت می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که، تورم بر شاخص کمبود دارایی تأثیر مستقیم و معنادار دارد. در این ارتباط می‌توان عنوان کرد که، ضریب متغیر نرخ تورم نیز در مدل پویای کوتاه‌مدت و تعادل بلندمدت مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. بنابراین می‌توان این‌گونه استدلال کرد که، نرخ تورم پایین‌تر با کاهش سطح ریسک، انتشار دارایی‌های مالی را تشویق نموده و سبب می‌شود که، عرضه دارایی‌های مالی در یک محیط باثبات‌تر افزایش یابد. بنابراین کاهش نرخ تورم، از پتانسیل کافی برای کاهش شاخص کمبود دارایی‌های مالی برخوردار است. طبق نتایج به دست آمده از برآورد مدل پویا و رابطه تعادلی بلندمدت این مطالعه، ارتباط معکوس بین نرخ رشد اقتصادی و شاخص کمبود دارایی‌های مالی، مورد تأیید قرار گرفت. بر این اساس، رشد اقتصادی بالاتر می‌تواند میزان شاخص کمبود دارایی‌های مالی را به‌صورت مناسبی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش دهد. بنابراین هرگونه تلاشی برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر به‌صورتی معنی‌دار، در کاهش سطح کمبود دارایی‌های مالی مؤثر است. البته این نکته را نیز باید در نظر گرفت که، کمبود یا عدم کمبود دارایی‌های مالی نیز می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد. در ادامه، تأثیر مستقیم و معنادار نرخ ارز حقیقی بر شاخص کمبود دارایی مورد تأیید و تصدیق قرار گرفت. البته نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت، بدون وقفه دارای ضریب منفی و با یک وقفه دارای ضریب مثبت می‌باشد، اما برآیند دو ضریب فوق مقداری مثبت می‌باشد. از این رو در تعادل بلندمدت، ضریب مربوط به نرخ ارز حقیقی یک مقدار مثبت می‌باشد. طبق نتایج حاصل از برآورد معادلات پویا و بلندمدت، نحوه

تأثیرگذاری مستقیم تراز مالی دولت بر شاخص کمبود دارایی‌های مالی، مورد تأیید قرار گرفت. بنابراین کسری بودجه دولت، تأثیر مستقیمی بر کاهش سطح شاخص کمبود دارایی‌های مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارد. البته باید این نکته را نیز در نظر گرفت که، ضریب تأثیرگذاری این متغیر بر شاخص کمبود دارایی‌های مالی خیلی کوچک است و این ضریب از نظر اقتصادی خیلی با ارزش نیست. در آخر نیز باید عنوان کرد که یک ارتباط معکوس و معنادار بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی جهان و شاخص کمبود دارایی‌های مالی در ایران وجود دارد. بنابراین رشد اقتصادی بالاتر در جهان، باعث می‌شود که، عرضه دارایی‌های مالی افزایش یابد و به تبع آن شاخص کمبود دارایی‌های مالی در ایران کاهش یابد.

**References:**


[1] Banerjee, A., J.J. Dolado, and R. Master. (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity, Bank of Spain, Working Paper, No. 9302.

[2] Caballero, R.J. and A. Krishnamurthy. (2006a). Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management. Journal of Monetary Economics, Vol. 53(1), pp. 35-53.

[3] Caballero, R.J. (2006): *"On the Macroeconomics of Asset Shortages"* NBER Working Paper No.12753, December.

[4] Chen, Jiaqian and Imam, Patrick. (2012). Consequences of Asset Shortages in Emerging Markets. International Monetary Fund, No. 12/102 .

[5] Chen, Jiaqian and Imam, Patrick. (2013). Causes of asset shortages in emerging markets. International Monetary Fund, No. 12/102 .

[6] Eichengreen, Barry and Luengnaruemitchai Pipat. (2004) *"Why Doesn't Asia Have Bigger Bond Markets?"* NBER Working Paper No. 10576

[7] Fathi S, Sameti M & Asgarnezhad-Nouri B. (2010), Explanation of the structure of securities market development, Journal of Strategic Management Studies, No 3, pp 33-48(In persian).

[8] Houshmandi H. (2008), Examination of Affecting Factors on National Saving in Iran, Journal of Economic Modeling, No 2, pp 177-204(In persian).

[9] Kazerouni S.A. & Dolati M. (2009), The Impact of Real Exchange Rate Uncertainty on Private Sector Investment :The Case Of Iran, Journal of Business Research, No 45, pp 283-306 (In persian).

[10] Pesaran, M.H. and B. Pesaran. (1997). Microfit 4.0 and interactive econometrics software package. Oxford University press, oxford, pp.304.

[11] Shrestha, Min B. & Chowdhury, Khorshed. (2005). ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalisation Hypothesis. Economics Working Papers wp05-15, School of Economics, University of Wollongong, NSW, Australia.

[12] Sharif-Azadeh M & Hosseinzadeh Bahreini M. (2003). Effectiveness of Iranian Private Investment of Economic safety Indices, Mofid Journal, No 38. pp. 159-192 (In persian).
[13] Siddiki, Jalal U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. Applied Economics, 32(15), pp. 1977-1984.
[14] Taghavi M & Mohammadzadeh A. (2002). Capital Market Response to Macroeconomic Variables, Economic Research, No 7, pp 13-66(In persian).
[15] Cenral Bank of Iran, Statistics, Economic Series Database
[16] Tehran Stock Exchange, Trading Statistics

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی