فصلنامــه اقتصاد مالی
سال یازدهم / شماره ۳۸ / بهار ۱۳۹٦

بررسی تاثیر سیاست پولی و توسعه مالی بر تراز تجاری کشور ایران

رویا آل‌عمران[۱]
سیدعلی آل‌عمران[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۱۵

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تاثیر سیاست پولی و توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری کشور ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۵۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹٤ با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس است. نتایج حاصل از پژوهش دلالت بر این دارد که اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند؛ به‌طوری‌که سیاست پولی انبساطی و توسعه‌ی مالی تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارند. هم‌چنین ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره (هر فصل) ۰/۳۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ایران، تراز تجاری، سیاست پولی، توسعه‌ی مالی، روش جوهانسن- جوسیلیوس.
طبقه بندی JEL: F10, F14, F41, E52, G10, C22

۱- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز. تبریز، ایران، (نویسنده مسئول) Aleemran@iaut.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی کشورها وجود تعادل در تراز تجاری است. اگر ترازهای تجاری کشوری اغلب مثبت باشد، به این معنی خواهد بود که آن ملت کم‌تر از آنچه تولید می‌کند به مصرف می‌رساند. در چنین حالتی یک شکاف انقباضی بین درآمد ملی در حال تعادل و درآمد در حالت اشتغال کامل ایجاد می‌شود و مفهوم آن وجود ظرفیت‌های خالی برای تولید در اقتصاد است. اگر این شکاف کم نشود منجر به افزایش بیکاری، کاهش بیشتر تقاضای کل و کم‌ترشدن درآمد ملی می‌گردد. از طرفی اگر ترازهای تجاری کشوری اغلب منفی باشد، نشان‌دهنده‌ی این مطلب است که آن ملت بیش از آن‌چه تولید می‌کند به مصرف می‌رساند. در این حالت هزینه‌های ملی در حال تعادل بیش از درآمد ملی حالت اشتغال کامل است و شکاف تورمی ایجاد می‌شود. این شکاف نیز اگر کاهش داده نشود باعث رشد سرسام‌آور قیمت‌های داخلی می‌شود و از طرفی بدهی‌های خارجی را افزایش می‌دهد. در نتیجه همیشه سعی بر این است که ترازهای تجاری حالت متعادلی داشته باشد (سقائیان‌نژاد و فنایی، ۱۳۷۷).

سیاست‌های پولی و اعتباری بخشی از سیاست‌های اقتصادی کشور را تشکیل می‌دهند که از طریق آن مقامات پولی کشور تلاش می‌کنند در چارچوب هماهنگ با سایر سیاست‌های اقتصادی عرضه‌ی پول را به نحوی کنترل کنند که متناسب با اهداف کشور باشد. مقامات پولی هر کشور می‌توانند با استفاده از ابزار سیاست پولی، کنترل جریان نقدینگی جامعه را به‌دست گرفته و با هدایت صحیح آن به سمت سرمایه‌گذاری در بخش مولد بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی تاثیر بگذارند. در ادبیات اقتصادی کشورهای پیشرفته، نقش سیاست‌های پولی با ملایم کردن چرخه‌های اقتصادی همراه است؛ در مقابل نقش سیاست‌های پولی در کشورهای در حال توسعه با گسترش رشد اقتصادی و توسعه پیوند خورده است. علاوه بر این سیاست‌های پولی و تغییرات نقدینگی، ابزار مهمی برای بهبود شاخص‌های اقتصادی در دست سیاست‌مداران هستند. اما آن‌ها همانند شوکی هستند که گاهی به همراه خود مشکلاتی مثل تورم‌های شدید را به همراه می‌آورند و در بخش متغیرهای واقعی، مشکلاتی را فراهم می‌کنند (آل‌عمران و آل‌عمران، ۱۳۹۱).

از طرفی امروزه اکثر کشورهای در حال توسعه به دنبال دسترسی به امکانات و روش‌ها و ابزارهایی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر و پایدار می‌باشند، از جمله این روش‌ها می‌توان

توسعه‌ی بازارها و نهادهای مالی را نام برد. زیرا توسعه‌ی بیشتر بازارها و نهادهای مالی امکان مشارکت گسترده‌تر گروه‌های فقیر و کم درآمد جامعه را در فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌آورد و باعث مشارکت توده‌های بیشتر جمعیت در افزایش تولید جامعه می‌شود. اما توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه استفاده از این ابزار را برای گروه‌های کم درآمد با ریسک قابل توجهی همراه نموده است، زیرا به دلیل وجود بازارهای مالی ناقص و ناکارآمد در این کشورها از یک‌طرف تعداد کثیری از افراد امکان دسترسی مالی را ندارند و از طرف دیگر نیز تجهیز منابع و پس‌اندازها به شکل کاملا مناسبی صورت نمی‌گیرد. با وجود چنین ساختار مالی ناکارآمدی فرایند انباشت سرمایه به تأخیر می‌افتد، زمینه‌های ایجاد فرصت‌های جدید شغلی محدود گشته و هزینه‌ی استفاده از منابع مالی به شدت افزایش می‌یابد. هم‌چنین به علت عدم توان کافی نظام مالی برای تخصیص پس‌اندازها به سرمایه‌گذاری‌های مولد، این پس‌اندازها به شکل سرمایه‌گذاری‌های غیر مولد (زمین، طلا و ...) در می‌آیند (ترابی و همکاران، ۱۳۸۹).

بر این اساس با توجه به اهمیت سیاست پولی و توسعه‌ی مالی در اقتصاد کشور، پژوهش حاضر در صدد بررسی تاثیر سیاست پولی و توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری کشور ایران با استفاده از روش *جوهانسن- جوسیلیوس*[1] است. آمار و اطلاعات متغیرهای به‌کاررفته در این پژوهش به جز نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، از مرکز آمار و داده‌های بانک مرکزی ایران و آمار و اطلاعات مربوط به نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، از بخش مرکز داده‌ی سایت بانک جهانی استخراج شده است.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم، مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش مرور می‌شود. در قسمت سوم، فرضیه‌های پژوهش مطرح و در قسمت چهارم، مدل پژوهش، روش تخمین و پایگاه داده‌ها معرفی خواهد شد. قسمت پنجم، به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

۲- مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

در ارتباط با تاثیر حجم پول بر تراز تجاری، می‌توان به دیدگاه پولی نسبت به تراز پرداخت‌ها اشاره کرد. این دیدگاه که به دیوید هیوم (۱۷۵۲) منتسب است بر فرض انعطاف دستمزدها و

قیمت‌ها می‌باشد. تقاضای داخلی پول جزء لاینفک تحلیل تراز پرداخت‌ها می‌باشد. در چارچوب این دیدگاه، افزایش سطح محصول کل و رشد آن می‌تواند موجب بهبود تراز پرداخت‌ها شود؛ در حالی‌که در چارچوب ایده‌ی کینزی از طریق افزایش واردات موجب کسری تراز پرداخت‌ها می‌شود. طبق این ایده، وقتی درآمد کل افزایش می‌یابد تقاضای معاملاتی پول افزایش می‌یابد. در صورتی‌که از ناحیه‌ی اعطای اعتبار داخلی توسط بانک مرکزی پایه‌ی پولی و حجم پول افزایش نیابد، سطح عمومی قیمت‌ها کاهش می‌یابد و این امر موجبات افزایش صادرات و کاهش واردات (به خاطر افزایش رقابت‌پذیری کشور) می‌شود که این خود موجب افزایش ذخایر و افزایش پول در جریان می‌شود و پول لازم برای پوشش معاملاتی محصولات جدید و رشد یافته انتشار می‌یابد. البته باید متذکر شد که بعضی از کشورها به دنبال رشد محصول، اعتبارات داخلی خود را بیشتر رشد می‌دهند. لذا در مجموع سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد و به کسری تراز پرداخت‌ها منجر می‌شود. اما کشورهایی که همراه با رشد خود اعتبار داخلی را رشد نمی‌دهند یا رشد اعتبار داخلی‌شان از رشد محصول کمتر است، مازاد تراز پرداخت‌ها را تجربه می‌کنند. در این مدل اگر بانک مرکزی عرضه‌ی پول را افزایش دهد و در تعادل تراز تجاری باشیم؛ ابتدا مازاد عرضه‌ی پول ایجاد می‌شود و مردم به سمت خرید کالاها چرخش پیدا می‌کنند و به دنبال آن تقاضا افزایش می‌یابد. تامین افزایش تقاضا یا از طریق افزایش واردات و یا کاهش صادرات امکان‌پذیر است به‌طوری‌که تراز تجاری دچار کسری می‌شود. دانمولا و اولاتجو[۲] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و جوهانسن- جوسیلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری به تاثیر سیاست پولی بر تراز حساب جاری در نیجریه پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بلندمدت بین سیاست پولی و اجزای حساب جاری رابطه‌ی قابل توجهی وجود دارد. ایورندی و گول‌اوغلو[۳] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین شوک‌های سیاست پولی، نرخ ارز و تراز تجاری در پنج کشور دارای هدف‌گذاری تورم و بر اساس مدل تصحیح خطای برداری ساختاری پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که شوک سیاست پولی انقباضی منجربه کاهش سطح قیمت‌ها، کاهش تولید، افزایش نرخ ارز و بهبود تراز تجاری در کوتاه‌مدت می‌شود. سنای و سودرلند[۴] (۲۰۰۷) در پژوهشی به تحلیل زمان‌گزینی تجارت دارایی و کاربرد آن برای سیاست پولی و رفاه در اقتصادهای باز پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست بهینه‌ی

پولی بسته به این‌که آیا تجارت دارایی قبل یا بعد از تصمیمات اتخاذ شده انجام گیرد؛ به‌طور معنی‌داری متفاوت است. لی و چین[۵] (۲۰۰۶ و ۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین سیاست پولی، تراز تجاری و نرخ ارز واقعی در هفت کشور صنعتی پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که شوک سیاست پولی تاثیر قابل توجهی بر تراز تجاری و نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت داشته ولی تاثیری بر تراز تجاری و نرخ ارز واقعی در بلندمدت ندارد. آقبولا[۶] (۲۰۰۵)، در پژوهشی، با استفاده از داده‌های کشور غنا، به بررسی اثر کاهش ارزش پول داخلی این کشور بر روی تراز تجاری پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که کاهش ارزش پول داخلی در بلندمدت منجربه بدتر شدن تراز تجاری کشور غنا می‌شود. بهمنی اسکویی[۷] (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای، به تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات و صادرات پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که کشش‌های قیمتی در بیشتر موارد به اندازه‌ی کافی بزرگ هستند که نتیجه دهند کاهش ارزش پول ملی واقعی می‌تواند تراز بازرگانی را بهبود بخشد. کیم[۸] (۲۰۰۱)، در پژوهشی، به بررسی تاثیر سیاست پولی بر تراز تجاری پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست پولی اثری معنی‌دار بر تراز تجاری دارد. لان[۹] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری مدل خودتوضیح برداری به بررسی تاثیر شوک سیاست پولی بر تراز تجاری ایالات متحده پرداخته است. نتایج پژوهش نشان داده است که شوک سیاست پولی اثر قابل توجهی بر تراز تجاری ایالات متحده دارد. پراساد و گابل[۱۰] (۱۹۹۸) در پژوهشی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های پولی انبساطی در اقتصادهای صنعتی در کوتاه‌مدت باعث بهبود در تراز تجاری شده و تاثیر معنی‌داری بر نوسانات تراز تجاری دارد. گیلفاسون و ریساگر[۱۱] (۱۹۸٤)، در مطالعه‌ای، به ارزیابی چگونگی اثرات کاهش ارزش پول ملی بر تولید واقعی و تراز تجاری پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که تقریبا اثر کاهش ارزش پول داخلی بر سطح تولید و تراز تجاری در همه‌ی کشورهای در حال توسعه، انقباضی می‌باشد. دلاوری و کریمی‌نیا (۱۳۸۷)، در پژوهشی به تجزیه و تحلیل روابط تجربی میان سیاست مالی (مخارج دولت) و تراز تجاری ایران در دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اولا: افزایش مخارج دولتی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی موجب بدتر شدن تراز حساب تجاری می‌شود. ثانیا وجود یک ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تشکیل‌دهنده‌ی تابع واردات در تصریح گسترش یافته تایید می‌شود. طیب‌نیا و فولادی

(۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای ضمن ارایه‌ی یک مدل تعادل عمومی برای ایران، اثر تغییر قیمت جهانی کالاهای بخش کشاورزی، صنعت و خدمات را به‌طور مجزا و هم‌چنین به‌طور هم‌زمان بر سطح قیمت‌های داخلی، تراز تجاری و نرخ ارز مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که افزایش قیمت کالاهای صنعتی، بیشترین تاثیر را بر سطح قیمت‌های داخلی به همراه داشته و افزایش قیمت خدمات، کم‌ترین تاثیر بر قیمت‌های داخلی را نشان می‌دهد. هم‌چنین در صورت افزایش قیمت‌های جهانی، تولید ناخالص داخلی کاهش خواهد یافت. شیرین بخش و همکاران (۱۳۸۸)، در پژوهشی به مطالعه‌ی رابطه‌ی همگرایی نامتقارن بین تراز تجاری، صادرات و واردات با نرخ ارز پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که فرضیه‌ی اصلی الگو یعنی وجود رابطه‌ی همگرایی نامتقارن بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری مورد تایید قرار گرفته و سرعت تعدیل تراز تجاری برای زمانی که بالاتر از مقدار تعادلی خود قرار دارد بیشتر از زمانی است که پایین‌تر از مقدار تعادلی خود قرار می‌گیرد. کازرونی و مجیری (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای به‌صورت تجربی، پویایی اثر منحنی J دوجانبه بین ایران و شش شریک منتخب تجاری‌اش (چین، فرانسه، آلمان، کره‌ی جنوبی، سوئیس و امارات متحده‌ی عربی) را با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۹ مورد مطالعه قرار داده‌اند. بر اساس نتایج تجربی، وجود اثر منحنی J در کوتاه‌مدت، بین ایران با چین و امارات تایید گردیده؛ در حالی‌که در مورد سایر کشورها (فرانسه، آلمان، کره‌ی جنوبی و سوئیس) مصداق ندارد. هم‌چنین در بلندمدت، وجود منحنی J تنها بین ایران با امارات مورد تایید قرار گرفته و در مورد سایر کشورهای مورد مطالعه رد می‌شود.

هم‌چنین در مورد ارتباط توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی از دیدگاه تئوریک و تجربی مطالعات زیادی انجام گرفته است و سابقه‌ی ارایه‌ی مبانی نظری آن به بیش از یک و نیم قرن برمی‌گردد، اما در مورد ارتباط توسعه‌ی مالی با تجارت در مورد یک کشور خاص مطالعات نسبتا کمتری انجام گرفته است و عمده مطالعات در مورد جمعی از کشورها و در مورد برخی از صنایع و یا در سطح بنگاه‌ها می‌باشد. برخی مطالعات مانند بک[۱۲] (۲۰۰۳)، بکر و گرین برگ[۱۳] (۲۰۰۵) اثر توسعه‌ی مالی را بر تجارت بین‌الملل مطالعه کرده‌اند. نتیجه‌ی مطالعه‌ی آن‌ها حاکی از این است که تفاوت توسعه‌ی مالی در کشورها موجب تفاوت در تکنولوژی و موجودی عوامل می‌شود که این منبع مزیت نسبی و تخصصی شدن در تجارت بین‌الملل می‌باشد. برخی مطالعات دیگر به‌طور

غیرمستقیم ارتباط توسعه‌ی مالی و تجارت را بیان می‌کنند از آن جمله کلتزر و باردهن[۱۴] (۱۹۸۷)، معتقدند کشورهایی که به‌طور نسبی از بخش مالی توسعه‌یافته‌تری برخوردارند دارای یک مزیت نسبی در صنایع و بخش‌هایی هستند که به بخش مالی و تامین مالی از منابع خارج از بنگاه اتکا دارند. بک (۲۰۰۲) به توانایی مالی در کانالیزه کردن پس‌انداز به بخش خصوصی و در نتیجه حرکت اقتصاد به سمت تخصص‌گرایی و صرفه‌های ناشی از مقیاس که یکی از دلایل شکل‌گیری نظریه‌ی جدید تجارت است، اشاره می‌کند (کاوند و حسنوند، ۱۳۹۲).

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تاثیر توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری، شاخصی که برای اندازه‌گیری توسعه‌ی مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد، نسبت اعتبارات اعطایی سیستم بانکی اعم از بانک‌های تجاری و تخصصی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است. مهم‌ترین مزیت این متغیر آن است که اعتبارات به بخش دولتی در آن منظور نشده است، بنابراین نقش واسطه‌های مالی را در جهت‌دهی وجوه قابل سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و مشارکت بیشتر بخش خصوصی بهتر نشان می‌دهد. هم‌چنین از آن‌جایی که در کشور ما عمده تمرکز سیاست‌گذاران مالی در ارتباط با پیشرفت و گسترش بازارهای مالی بر بخش بانکی و سیستم بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها جهت توسعه‌ی مالی در بخش غیربانکی چشمگیر و قابل توجه نیست چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه‌ی توسعه‌ی مالی در کشور باشد. لازم به توضیح است که نسبت اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، شاخص ضعیفی برای نشان دادن توسعه‌ی مالی در کشورهای پیشرفته‌ی صنعتی است؛ زیرا در این کشورها توسعه‌ی مالی عمدتا از طریق ایجاد نوآوری‌ها و ابداعات مالی در بخش غیربانکی رخ می‌دهد. لذا این شاخص نمی‌تواند این نوع توسعه‌ی مالی را نمایش دهد. اما برای کشور ایران و برخی دیگر از کشورهای در حال توسعه می‌تواند شاخص مناسبی برای نمایش عملکرد واسطه‌های مالی در مکانیزه کردن وجوه به سرمایه‌گذاران باشد. چراکه قسمت قابل توجهی از توسعه‌ی مالی در این کشورها در سیستم بانکی رخ می‌دهد (نظیفی، ۱۳۸۳).

۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌ی پژوهش عبارت است از این‌که نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، شاخص قیمت مصرف-کننده، تولیدات صنعتی، سیاست پولی، شاخص قیمت وارداتی و توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری کشور ایران تاثیر دارند.

٤- معرفی مدل پژوهش، روش تخمین و پایگاه داده‌ها

هدف پژوهش حاضر، بررسی تاثیر سیاست پولی و توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری کشور ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۵۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹٤ است. با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی این موضوع در قالب مدل به کار رفته در رابطه‌ی ۱. پرداخته می‌شود.

$$TB = \beta_1 + \beta_2 WR + \beta_3 CPI + \beta_4 IP + \beta_5 LM + \beta_6 MPI + \beta_7 FD + U \quad (1)$$

که در آن:

TB: تراز تجاری، WR: نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، CPI: شاخص قیمت مصرف‌کننده (سال پایه: ۱۳۸۳)، IP: تولیدات صنعتی (سال پایه: ۱۳۸۳)، LM: حجم نقدینگی[۱۵]، MPI: شاخص قیمت وارداتی (سال پایه: ۱۳۸۳)، FD: شاخص توسعه‌ی مالی یا نسبت اعتبارات اعطایی سیستم بانکی اعم از بانک‌های تجاری و تخصصی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (سال پایه: ۱۳۸۳) و U: جملات پسماند مدل می‌باشند. آمار و اطلاعات متغیرهای به‌کاررفته در مدل به جز نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، از مرکز آمار و داده‌های بانک مرکزی ایران و آمار و اطلاعات مربوط به نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، از بخش مرکز داده‌ی سایت بانک جهانی استخراج شده است.

فرض کنیم مجموعه‌ای از g متغیر $(g \geq 2)$ داریم که حداکثر I(1) هستند و احتمال می‌رود هم‌انباشته باشند. یک سیستم VAR با k وقفه شامل متغیرهایی است که به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \ldots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$
$$g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times g \quad g\times 1 \quad g\times 1$$

به منظور استفاده از آزمون جوهانسن، لازم است که سیستم VAR فوق به شکل مدل تصحیح خطای برداری[۱۶] (VECM) زیر درآید:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + ... + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

که در آن:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^{k} \beta_i) - I_g \qquad , \qquad \Gamma_i = (\sum_{j=1}^{i} \beta_j) - I_g$$

VAR شامل g متغیر اولین تفاضل در سمت چپ و k-1 وقفه از تفاضلات متغیر وابسته در سمت راست است که به هرکدام ماتریس Γ ضمیمه شده است. در واقع آزمون جوهانسن می‌تواند از طول وقفه‌ی به کار رفته در VECM تاثیر بپذیرد. بنابراین، تعیین طول وقفه‌ی بهینه در این حالت امری ضروری است. آزمون جوهانسن، روی بررسی ماتریس Π تمرکز یافته است. Π می‌تواند به‌عنوان ماتریس ضرایب بلندمدت تعبیر شود، زیرا در حالت تعادل، تمام Δy_{t-i}ها برابر صفر خواهند بود و با قرار دادن ارزش مورد انتظار جملات خطای $\hat{u}_t$ (یعنی صفر) در معادله، نتیجه می‌دهد $\Pi y_{t-k}=0$. آزمون هم‌انباشتگی بین y ها، با بررسی رتبه‌ی ماتریس Π در مقابل مقادیر ویژه‌ی آن محاسبه می‌شود. رتبه‌ی یک ماتریس برابر تعداد ریشه‌های غیر صفر معادله‌ی مشخصه (مقادیر ویژه) آن است. مقادیر ویژه که با λ_i نشان داده می‌شوند ریشه‌های معادله‌ی مشخصه هستند و به ترتیب $\lambda_1 \succ \lambda_2 \succ ... \succ \lambda_g$ چیده می‌شوند. مقدار ویژه‌ی λ_1 بزرگ‌ترین (یعنی نزدیک به یک) و λ_g کوچک‌ترین (یعنی نزدیک به صفر) است. اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، رتبه‌ی ماتریس Π به طور معناداری از صفر فاصله نخواهد داشت (بنابراین برای هر i، $\lambda_i \cong 0$). آماره‌ی آزمون، λ_i نیست بلکه $Ln(1-\lambda_i)$ است ولی باز هم نتایج یکسان خواهد بود زیرا اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $Ln(1-\lambda_i) = 0$ خواهد بود. حال فرض کنید رتبه‌ی Π برابر یک باشد، آن‌گاه مقدار $Ln(1-\lambda_i)$ منفی خواهد بود و برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) = 0$ می‌شود. اگر مقدار ویژه‌ی i ام غیر صفر باشد، آن‌گاه، برای هر $i \succ 1$ $Ln(1-\lambda_i) \prec 0$ می‌شود. یعنی برای این‌که ماتریس Π رتبه‌ی یک داشته باشد، بزرگ‌ترین مقدار ویژه می‌بایست به صورت

معناداری از صفر فاصله داشته باشد، در حالی‌که سایر مقادیر ویژه نمی‌بایست به صورت معناداری از صفر اختلاف داشته باشند. در رویکرد جوهانسن، دو آماره‌ی آزمون وجود دارد که عبارتند از:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{g} Ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

که r تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تحت فرضیه‌ی صفر و $\hat{\lambda}_i$ مقدار برآورد شده‌ی i امین مقدار ویژه (مرتب شده) از ماتریس Π است. در واقع هر چه $\hat{\lambda}_i$ بزرگ‌تر باشد، $Ln(1-\hat{\lambda}_i)$ منفی‌تر و بنابراین آماره‌ی آزمون منفی‌تر خواهد شد. هر مقدار ویژه به یک بردار هم‌انباشتگی[۱۷] منتسب است که بردار ویژه نامیده می‌شود. یک مقدار ویژه که به صورت معناداری از صفر اختلاف دارد، بیان‌گر یک بردار هم انباشتگی است.

λ_{trace} آزمونی است که در آن فرضیه‌ی صفر بیان‌گر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی است و فرضیه‌ی مقابل وجود تعداد نامعینی (و بیشتر از r) بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. این آزمون با p مقدار ویژه شروع می‌کند و سپس پی در پی بزرگ‌ترین مقدار حذف می‌شود. وقتی برای تمام $i = 1,2,...,g$ ، $\lambda_i = 0$ باشد، داریم $\lambda_{trace} = 0$.

$\lambda_{\max}$ آزمون جداگانه‌ای برای هر مقدار ویژه انجام می‌دهد. فرضیه‌ی صفر این آزمون برابری تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با r است و فرضیه‌ی مقابل این است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی r+1 است.

جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) برای دو آزمون مذکور، مقادیر بحرانی محاسبه نموده‌اند. توزیع آماره‌ی آزمون غیر استاندارد است و مقادیر بحرانی، به مقدار g-r، تعداد اجزای غیر پایا و این‌که آیا در هریک از معادلات جمله‌ی ثابت وجود دارد یا نه، بستگی دارد. عرض از مبداها می‌توانند در بردارهای هم‌انباشتگی حضور داشته باشند و یا به‌عنوان جمله‌ی اضافی در VAR لحاظ گردند. وجود جمله‌ی ثابت در VAR، معادل وجود یک روند در فرایند ایجاد داده‌ها برای داده‌های سطح است. *اوستروالد و لنوم*[۱۸] (۱۹۹۲) مجموعه‌ی کامل‌تری از مقادیر ویژه را برای آزمون جوهانسن فراهم آورده‌اند.

اگر آماره‌ی آزمون از مقادیر بحرانی جداول جوهانسن بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود r بردار هم‌انباشتگی را به نفع فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود r+1 بردار هم‌انباشتگی (برای

λ_{trace}) یا بیشتر از r بردار هم‌انباشتگی (برای $\lambda_{\max}$)، رد می‌کنیم. تحت فرضیه‌ی صفر، آزمون به صورت پی در پی برای $r = 0,1,...,g-1$ انجام می شود به‌طوری‌که برای $\lambda_{\max}$ داریم:

$$
\begin{array}{ll}
H_0: \ r = 0 & H_1: \ 0 \prec r \le g \\
H_0: \ r = 1 & H_1: \ 1 \prec r \le g \\
H_0: \ r = 2 & H_1: \ 2 \prec r \le g \\
\vdots & \vdots \\
H_0: \ r = g-1 & H_1: \ r = g
\end{array}
$$

در اولین مرحله‌ی آزمون، فرضیه‌ی صفر بیان‌گر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی است (به این معنی که رتبه‌ی ماتریس Π صفر است). اگر این فرضیه‌ی صفر رد نشود، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌گونه بردار هم‌انباشتگی نداریم و آزمون به اتمام می‌رسد، در حالی‌که اگر فرضیه‌ی صفر $H_0: r = 0$ رد شود، فرضیه‌ی صفر جدید $H_0: r = 1$ در برابر فرضیه‌ی مقابل مبنی بر وجود تعداد بیش از یک بردار هم‌انباشتگی خواهد شد و به همین ترتیب ادامه خواهد یافت تا این‌که فرضیه‌ی صفر رد نگردد. بنابراین، مقدار r به صورت پیوسته افزایش می‌یابد تا زمانی‌که فرضیه‌ی صفر دیگر رد نشود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

۵- یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

۵-۱- بررسی پایایی متغیرها

با توجه به به‌کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود، مقوله‌ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این‌رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از *آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته*[۱۹] استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود. جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به‌کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود

ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای به‌کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر، I(1) می‌باشند.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
TB	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۳	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٦/٤٤
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۷	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۷
WR	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۷٤	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٤/٦۰
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۵
CPI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۰/٤٦	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/٤۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
IP	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۱۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/٤۵
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LM	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۱٦	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤٤	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۸
MPI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۰/۸۰	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۰۲
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
FD	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۱/٤۵	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-٤/۰۵
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۵	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/٤۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۵- برآورد مدل اقتصادسنجی پژوهش با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس

الف. تعیین مرتبه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[۲۰] است که در این بین به‌دست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[۲۱] و در نتیجه ایستا یا I(0) هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، پیشین). همان‌طور که در جدول ۲. مشاهده می‌شود، هریک از معیارهای تعیین وقفه‌ی شوارتز، آکاییک، حنان کویین، خطای پیش‌بینی نهایی و ضریب لاگرانژ دلالت بر بهینه بودن وقفه‌ی چهار داشته؛ از این‌رو، وقفه‌ی چهار به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری انتخاب می‌شود.

جدول ۲- تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-70.26771	NA	5.90e-08	3.219488	3.492372	3.322611
1	428.9570	832.0412	4.30e-16	-15.53987	-13.35681	-14.71489
2	520.1639	125.4095	8.43e-17	-17.29849	-13.20524	-15.75165
3	570.8717	54.93347	1.13e-16	-17.36965	-11.36622	-15.10095
4	737.9162	132.2436*	1.88e-18*	-22.28817*	-14.37455*	-19.29761*

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ب. تعیین تعداد بردارهای همگرایی و استخراج رابطه‌ی بلندمدت

باتوجه به این‌که متغیرهای مدل، دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی چهار؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های *ماتریس اثر*[۲۲] و *حداکثر مقادیر ویژه*[۲۳]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده‌است. جداول ۳. و ٤. نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جداول ۳. و ٤. ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر؛ وجود شش بردار هم‌انباشتگی بین

متغیرهای مدل تاییدشده و بر اساس نتایج مربوط به آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز شش بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تایید شده است. از این‌رو می‌توان بیان نمود که شش بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول ۳- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0*	r ≥ 1	٦۰۰/۷۸	۱۲۵/٦۱	۰/۰۰۰۱
r ≤ 1*	r ≥ 2	۳۸۸/۵۳	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰۱
r ≤ 2*	r ≥ 3	۲۳٦/۱٤	٦۹/۸۱	۰/۰۰۰۰
r ≤ 3*	r ≥ 4	۱٤۲/٦٦	٤۷/۸۵	۰/۰۰۰۰
r ≤ 4*	r ≥ 5	٦٤	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰۰
r ≤ 5*	r ≥ 6	۲۷/٦۵	۱۵/٤۹	۰/۰۰۰۵
r ≤ 6	r ≥ 7	۲/٤۹	۳/۸٤	۰/۱۱۳۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ٤- نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0*	r = 1	۲۱۲/۲۵	٤٦/۲۳	۰/۰۰۰۰
r ≤ 1*	r = 2	۱۵۲/۳۹	٤۰/۰۷	۰/۰۰۰۱
r ≤ 2*	r = 3	۹۳/٤۸	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰۰
r ≤ 3*	r = 4	۷۸/٦٦	۲۷/۵۸	۰/۰۰۰۰
r ≤ 4*	r = 5	۳٦/۳٤	۲۱/۱۳	۰/۰۰۰۲
r ≤ 5*	r = 6	۲۵/۱۵	۱٤/۲٦	۰/۰۰۰۷
r ≤ 6	r = 7	۲/٤۹	۳/۸٤	۰/۱۱۳۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در ادامه، مطابق رابطه‌ی ۲. رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده‌است. 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 بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند، به‌طوری‌که متغیرهای نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولیدات صنعتی، سیاست پولی انبساطی و توسعه‌ی مالی تاثیر منفی بر تراز تجاری کشور داشته و متغیر شاخص قیمت وارداتی تاثیر مثبت بر تراز تجاری کشور دارد.

$$TB = 24.85 - \underset{t=-4.00}{1.47WR} - \underset{t=-4.54}{0.13CPI} - \underset{t=-12.96}{17.76IP} - \underset{t=-11.07}{15.94LM} + \underset{t=5.40}{10.16MPI} - \underset{t=-6.92}{24.18FD} \qquad (2)$$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۵. نشان داده شده است. با توجه به جدول ۵. ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا {ECM(-1)}؛ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و برابر رقم ۰/۳۱- به‌دست آمده-است. این عدد بیان‌گر این مطلب است که در هر دوره(هر فصل) ۰/۳۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (۵): الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
ECM(-1)	-۰/۳۱۳۵۷٤	۰/۱٤۱۱۱	-۲/۲۲۲۱۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر سیاست پولی و توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری کشور ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس و در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۵۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹٤ است. بر این اساس این پژوهش در پنج بخش سازماندهی شد به‌طوری‌که بعد از مقدمه، در قسمت دوم، مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش مرور و در قسمت سوم، فرضیه‌های پژوهش مطرح و در قسمت چهارم، مدل پژوهش، روش تخمین و پایگاه داده‌ها معرفی شد.

قسمت پنجم نیز به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافت. بر اساس یافته‌های پژوهش مشخص گردید الف) نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت جهانی تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارد. در توجیه این تاثیر می‌توان بیان داشت که با افزایش نرخ بهره‌ی جهانی، میزان سرمایه‌گذاری در خارج کاهش یافته و انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری در ایران افزایش می‌یابد. در نتیجه تولید و درآمد ملی افزایش یافته و به دنبال آن واردات افزایش و تراز تجاری کاهش می‌یابد. در چنین حالتی طبق رابطه‌ی X-M=Y-A که در آن A برابر C+I+G می‌باشد، اگر تولید ناخالص داخلی(Y) بیش از جذب داخلی(A) باشد؛ تراز تجاری دارای مازاد و اگر جذب داخلی بیش از تولید ناخالص داخلی باشد؛ تراز تجاری دارای کسری است و اگر با هم برابر باشند؛ تراز تجاری در تعادل است. با توجه به نتیجه‌ی این پژوهش نیز با افزایش درآمد، چون جذب داخلی(هزینه‌ها) بیش از تولید ناخالص داخلی بوده است، تراز تجاری ایران با کسری مواجه شده است که بر طبق رابطه‌ی مذکور چون می‌توان نوشت: d(X-M)=dY-dA، بنابراین دو سیاست جابجایی مخارج و کاهش هزینه‌ها بر تراز تجاری اثر گذار است که سیاست جابجایی مخارج همان سیاست جانشینی کالاهای خارجی به جای کالاهای داخلی و یا برعکس، سیاست‌های کاهش یا افزایش ارزش پول و سیاست‌های ایجادکننده‌ی محدودیت در صادرات و واردات است و سیاست‌های کاهش هزینه؛ همان سیاست‌های اثرگذار بر هزینه‌ها است که سیاست‌های پولی و مالی جزو آن دسته سیاست‌ها می‌باشد (*سودرستن و رید*[۲٤]، ۱۹۹٤). بنابراین با تحلیل‌های فوق مشخص می‌شود که تغییر مخارج در ایران در این سال‌های مورد بررسی از کالاهای داخلی به سمت کالاهای خارجی بوده و از این‌رو پیشنهاد می‌شود که با بهبود کیفیت کالاهای تولید شده‌ی داخلی، سلیقه‌ی مردم را تغییر داده و آن‌ها را تشویق به استفاده از کالاهای داخلی کنیم تا با کاهش واردات به سمت تعادل در تراز تجاری در حرکت باشیم. ب) شاخص قیمت مصرف‌کننده تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارد. به این صورت که با افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده و تورم، ارزش کالاهای وارداتی بیشتر شده و به دنبال آن واردات افزایش می‌یابد که نتیجه‌ی آن کاهش تراز تجاری می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که مسئولان سیاست‌گذاری با اتخاذ روش‌های مناسب و سیاست‌های پولی و مالی مناسب مانع از افزایش قیمت‌ها و کاهش ارزش پول شوند. ج) تولیدات صنعتی تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری

کشور دارد. با توجه به این‌که تولیدات صنعتی بخشی از تولیدات کشور است، در نتیجه با افزایش تولیدات صنعتی، تولید ملی و درآمد ملی افزایش یافته و به دنبال آن واردات افزایش و تراز تجاری کاهش می‌یابد. د) حجم نقدینگی تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارد. بر این اساس که با افزایش حجم نقدینگی (سیاست پولی انبساطی) تمایل افراد جامعه به سمت خرید کالاها و خدمات افزایش پیدا کرده و به دنبال آن تقاضا افزایش خواهد یافت. افزایش تقاضا، افزایش قیمت‌های داخلی را به دنبال داشته که به دنبال آن واردات افزایش یافته و منجربه کاهش تراز تجاری می‌شود. از این‌رو با توجه به معنی‌داری ضریب متغیر حجم نقدینگی در مدل، بر خلاف عقیده‌ی برخی از اقتصاددانان که متغیر پول را متغیری خنثی در اقتصاد ایران تلقی می‌کنند، متغیر حجم نقدینگی بر تراز تجاری کشور تاثیر گذار بوده و بر این اساس پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی با مدیریت صحیح در اعمال سیاست پولی و کنترل میزان حجم نقدینگی در جامعه، موجب متعادل شدن تراز تجاری کشور گردد. ه) شاخص قیمت وارداتی تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارد. به‌طوری‌که افزایش شاخص قیمت وارداتی باعث کاهش واردات و در نتیجه افزایش تراز تجاری می‌شود. و) توسعه‌ی مالی تاثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارد. در توجیه این تاثیر می‌توان بیان داشت که با توجه به مدل‌های رشد درون‌زای افرادی مانند شاو و مک‌کینون که توسعه‌ی مالی باعث افزایش سطح پس‌انداز و افزایش کارایی سرمایه و یا هردو و در نهایت باعث افزایش درآمد ملی و رشد اقتصادی می‌گردد، در این مطالعه نیز با افزایش نسبت اعتبارات اعطایی سیستم بانکی اعم از بانک‌های تجاری و تخصصی به بخش خصوصی، تمایل به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش یافته و به عبارتی با افزایش حجم سرمایه‌گذاری و یا از کانال استفاده از طرح‌های نوآورانه و سرمایه‌گذاری با تکنولوژی برتر که باعث افزایش کارایی سرمایه و کاهش ریسک می‌گردند، تولید و درآمد ملی افزایش یافته و میزان واردات (مخصوصا کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای) بیشتر می‌شود. هرچند با افزایش تولید میزان صادرات نیز افزایش می‌یابد ولی تاثیر منفی متغیر توسعه‌ی مالی بر تراز تجاری گویای این است که افزایش میزان واردات در برابر افزایش تولید (درآمد) قویتر از افزایش میزان صادرات است. با توجه به این‌که در کشورهای در حال توسعه عمده‌ترین تحولات بازارهای مالی شامل نظام بانکی است و شاخص انتخابی نسبت اعتبارات اعطایی سیستم بانکی اعم از بانک‌های تجاری و تخصصی به بخش

خصوصی به تولید ناخالص داخلی در مقایسه با دیگر شاخص‌های توسعه‌ی مالی دارای مزیت‌هایی می‌باشد، از این‌رو پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران اقتصادی با ایجاد فضای رقابتی بین سیستم بانکی و اعطای اعتبارات بیشتر به نهادهای مالی کارا و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی در چارچوب مقررات باعث انتقال اعتبارات اعطایی به سمت فعالیت‌های مولد شده و با افزایش تولید، زمینه را برای رسیدن به تعادل در تراز تجاری و دستیابی به اهداف کلان اقتصادی فراهم کنند. هم‌چنین با توجه به تاثیر متغیرهای یاد شده پیشنهاد می‌شود مقامات دولتی و مسئولین پولی کشور با توجه به شرایط اقتصادی ایران سیاست‌های هزینه‌ای (پولی و مالی) خود را طوری اتخاذ کنند که جامعه‌ی ایران به سمت تعادل در تراز تجاری حرکت کند و این مهم ممکن نیست مگر این‌که در کنار اتخاذ این سیاست‌ها، با افزایش کیفیت کالاهای تولید شده در داخل و بالابردن فرهنگ مصرفی مردم به مصرف کالاهای داخلی، انگیزه‌ی مردم را به سمت مصرف کالاهای تولید شده در داخل سوق داده و با کاهش واردات از یک‌طرف و افزایش صادرات از طرف دیگر موجبات حرکت به سمت تعادل تراز تجاری را فراهم آورند. به‌عبارتی بایستی سیاست‌های هزینه‌ای مناسب و سیاست‌های جابجایی مخارج مناسب و متناسب با شرایط اقتصاد ایران اتخاذ گردد تا بتوانیم گامی موثر در جهت بهبود هرچه بهتر وضعیت اقتصادی ایرانمان داشته باشیم.

فهرست منابع

۱) افلاطونی، عباس و لیلی نیکبخت (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه.

۲) آل‌عمران، رویا و سیدعلی آل‌عمران (۱۳۹۱)، ارزیابی مدیریت کنترل حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در ایران، فصلنامه‌ی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره‌ی ۱۵، صص ۱۱-۱.

۳) ترابی، تقی، پیکارجو، کامبیز و نرجس آبرون (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه نفتی و غیرنفتی، فصلنامه‌ی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره‌ی ۷، صص ۱۶۳-۱۳۹.

٤) دلاوری، مجید و اسماء کریمی‌کیا (۱۳۸۷)، بررسی تاثیر سیاست مالی بر تراز تجاری ایران با تاکید بر مخارج دولتی، فصلنامه‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۵، صص ۱۷٤-۱٤٥.

۵) سقائیان نژاد، سیدحسین و اردشیر فنایی (۱۳۷۷)، بررسی تاثیر کاهش ارزش پول بر روند تراز بازرگانی و الگوی مصرف و تولید در ایران، مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره‌ی ۲۷، صص ۸۰-٦۳.

٦) شیرین‌بخش، شمس‌الله، رجبی، مصطفی و نازنین امیری ماهانی (۱۳۸۸)، بررسی رابطه همگرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران، فصلنامه‌ی مدلسازی اقتصادی، شماره‌ی ۲، صص ۹٤-۷۹.

۷) طیب‌نیا، علی و معصومه فولادی (۱۳۸۸)، بررسی آثار افزایش قیمت‌های جهانی بر سطح قیمت‌های داخلی، تراز تجاری و نرخ ارز، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه ای، فصلنامه‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۹، صص ۱۸٤-۱٥۷.

۸) کازرونی، علیرضا و هادی مجیری (۱۳۸۹)، بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران با شش شریک منتخب تجاری (روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی)، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ٤٥، صص ۱۰۲-۷۷.

۹) کاوند، علی و داریوش حسنوند (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر توسعه مالی بر عرضه صادرات غیرنفتی با کاربرد الگوی ARDL: مورد ایران (۱۰۱-۱۲۳)، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره‌ی ۷، صص ۱۹۵-۱۷۳.

۱۰)نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳)، توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی ۳، صص ۱۳۰-۹۷.

۱۱)هوشمند، محمود و رضا فهیمی‌دوآب (۱۳۸۹)، تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا، دانش و توسعه، شماره‌ی ۳۰، ۱۳٤-۹۸.

12) Agbola, Y. D. (2005), Estimating The Long-run Effect of Exchange Rate Dealuation on The Trade Balance, The Review of Economic Studies, No. 58, PP: 407-436.
13) Bahmani Oskooee, M. (2005), Income and Price Elasticities of Trade: Some New Estimates, The International Trade Journal, No. 2, PP: 165-178.
14) Beck, T. (2003), Financial Dependence and International Trade, Review of International Economics, Vol. 11, PP: 296-316.
15) Becker, B. and Greenberg, D. (2005), Financial Dependence and International Trade, University of Illinois at Urbana-Champaign mimeo.
16) Danmola, R.A. and Olateju, A.O. (2013), The Impact of Monetary Policy on Current Account Balance in Nigeria, IOSR Journal of Humanities and Social Science, Vol. 7, PP: 67-72.
17) Gylfason, T. and Risager, O. (1984), Does Devaluation Improve The Current Accoount?, European Economic Review, No. 25, PP: 37-64.
18) Ivrendi, M. and Guloglu, B. (2010), Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries, Economic Modelling, No. 27, PP: 1144-1155.
19) Kim, S. (2001), Effect of Monetary Policy Shocks on the Trade Balance in Small Open European Countries, Economic Letters, No. 71, PP: 197-203.
20) Kletzer, K and Bardhan, P. (1987), Credit Markets and Patterns of International Trade, Journal of Development Economics, Vol. 27, PP: 57-70.
21) Lane, P.R. (2001), The New Open Economy Macroeconomics: A Survey, Journal of International Economics, No. 54, PP: 235–266.
22) Lee, J. and Chinn, M.D. (1998), The Current Account and The Real Exchange Rate: A Structural VAR Analysis of Major Currencies, NBER Working Paper, No.6495, Cambridge, MA.
23) Lee, J. and Chinn, M.D. (2006), Current Account and The Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries, Journal of International Money and Finance, No. 25, PP: 257–274.
24) Prasad, E.S. and Gable, J.A. (1998), International Evidence on The Determinants of Trade Dynamics, IMF Staff Papers, No. 45, PP: 401–439.
25) Senay, O. and Sutherland, A. (2007), Optimal Monetary Policy and The Timing of Asset Trade in Open Economies, Economics Letters, No. 95, PP: 297-302.
26) Sodersten, B. and Reed, G. (1994), International Economics, 3rd Edition, Ch. 22, PP: 600-625.

یادداشت‌ها

[1]. Johansen-Juselius
[2]. Danmola & Olateju
[3]. Ivrendi & Guloglu
[4]. Senay & Sutherland
[5]. Lee & Chinn
[6]. Agbola
[7]. Bahmani Oskooee
[8]. Kim
[9]. Lane
[10]. Prasad & Gable
[11]. Gylfason & Risager
[12]. Beck
[13]. Becker & Greenberg
[14]. Kletzer & Bardhan
[15] افزایش حجم نقدینگی به عنوان نماینده‌ی سیاست پولی انبساطی در نظر گرفته شده است.
[16]. Vector Error Correction Model (VECM)
[17]. Cointegration Vector
[18]. Osterwald & Lenum
[19]. Augmented Dickey-Fuller Test
[20]. Vector Autoregressive Model (VAR)
[21]. White noise
[22]. Trace Matrix
[23]. Maximum Eigen Value
[24]. Sodersten & Reed