

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۰ / بهار ۸۱

رابطه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی در ایران

دکتر کامبیز هژبرکیانی*

مریم خدامردی**

تاریخ ارسال: ۸۰/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۸۱/۴/۱۱

چکیده

سرمایه‌گذاری از مباحث مهم در توسعه اقتصادی و مورد توجه خاص اقتصاددانان است. در ادبیات اقتصادی، گسترش سرمایه‌گذاری‌های دولتی احتمالاً باعث کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی جانشین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود.

از طرف دیگر، از آنجا که سرمایه‌گذاری دولت در کشورهای در حال توسعه یک ابزار سیاستی است، در میان سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشورهای در حال توسعه این اعتقاد وجود دارد که سرمایه‌گذاری دولت محرک مؤثری برای افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است، در نتیجه، ابزار قدرت‌مندی برای سیاست‌های مربوط به رشد اقتصادی و ثبات محسوب می‌شود. هرچند درستی این ادعا هنوز در عمل و با توجه به مطالعات تجربی، به طور یقین ثابت نشده است، اما به دلایل مختلف می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری بخش دولتی موجب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود، یا به عبارت دیگر، مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی باشد.

در مقاله حاضر، سعی کرده‌ایم در قالب یک الگوی اقتصادسنجی، با استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی^۱ رابطه بلند مدت تعادلی بین سرمایه‌گذاری بخش دولتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای اقتصاد ایران را برآورد کنیم. نتایج حاصل از این بررسی بیانگر وجود یک رابطه

E-mail: Khkiani@yahoo.com

*دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

** کارشناس ارشد اقتصاد

1. Auto – Regressive Distributed Lag (ARDL)

بلندمدت تعادلی مثبت بین این دو متغیر^۱ است. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری دولتی موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نمی‌شود و "اثر جانشینی جبری"^۲ وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: جانشینی جبری، پایایی، هم‌جمع‌بستگی، روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، هزینه مصرفی بخش دولتی، هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش دولتی.

-
1. Crowding in
 2. Crowding out

مقدمه

گرچه سرمایه‌گذاری در مقایسه با مصرف بخش خصوصی و مخارج دولت سهم کمتری از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد، اما بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که سرمایه‌گذاری مهم‌ترین بخش تولید ناخالص داخلی یک کشور است.

سرمایه‌گذاری، شامل سرمایه‌گذاری بخش دولتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و از آنجا که سرمایه‌گذاری دولت در کشورهای در حال توسعه یک ابزار سیاستی است، در میان سیاست‌مداران و طراحان اقتصادی کشورهای در حال توسعه این اعتقاد به طور گسترده وجود دارد. که سرمایه‌گذاری دولت محرک مؤثری برای افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده و در نتیجه، ابزار قدرتمندی برای سیاست‌های رشد اقتصادی و ثبات است. در حالی که درستی این اعتقاد هنوز در عمل و با توجه به مطالعات تجربی به طور قطع به اثبات نرسیده است، اما به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند به دلایل زیر موجب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود یا به عبارت دیگر، مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی باشد:

الف) عوارض جانبی سرمایه‌گذاری دولتی که در امور زیر بنایی انجام می‌شود باعث افزایش بهره‌وری (یا کاهش هزینه‌های تولید و یا تولید هزینه‌های مبادله) و سودآوری شده در نتیجه، سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد.

ب) سرمایه‌گذاری دولتی موجب افزایش تقاضا برای تولیدات بخش خصوصی و به دنبال آن، باعث افزایش سرمایه‌گذاری این بخش می‌شود.

ج) سرمایه‌گذاری دولتی که موجب افزایش درآمد ناخالص داخلی و پس‌انداز ملی شود، موجب فراهم آوردن منابع فیزیکی مالی برای اقتصاد و بخش خصوصی شده و از این طریق موجب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی نیز می‌شود.

از طرف دیگر، به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثر منفی بگذارد، یا به عبارت دیگر، مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی باشد. به این ترتیب که سرمایه‌گذاری دولتی موجب رقابت دولت با بخش خصوصی برای تخصیص منابع کمیاب فیزیکی و

مالی اقتصاد شده و از طریق افزایش نرخ‌های بهره و یا سهمیه بندی اعتبارات بانکی، از منابع قابل دسترس بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری خصوصی می‌کاهد.

در موارد یادشده، سرمایه‌گذاری دولتی جانشین جبری و سبب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. حال، با توجه به نقش سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه این سؤال مطرح است که آیا اثرات مثبت سرمایه‌گذاری دولتی به اندازه ای قوی هستند تا اثرات منفی آن را خنثی کنند؟ یا به عبارت دیگر، آیا سرمایه‌گذاری دولتی مکمل سرمایه‌گذاری خصوصی است؟ بنابراین، هدف مقاله حاضر، بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری دولتی و سرمایه‌گذاری خصوصی و مسأله جانشینی جبری در ایران است.

مبانی نظری جانشینی جبری

در اقتصاد کلان، جانشینی جزئی هنگامی بروز می‌کند که سیاست مالی انبساطی موجب افزایش نرخ بهره و به دنبال آن، کاهش سرمایه‌گذاری و یا مخارج مصرفی بخش خصوصی شود. در این صورت سیاست‌های مالی انبساطی می‌تواند با استفاده از افزایش مخارج دولت و یا کاهش نرخ مالیات، منحنی تقاضای کل را به سمت راست منتقل کرده و محصول تعادلی را افزایش دهد.

در صورت اتخاذ سیاست مالی انبساطی از سوی دولت، هرچه حساسیت تقاضای پول نسبت به نرخ بهره بیشتر باشد، منحنی LM مسطح تر بوده، تولید بیشتر و نرخ بهره کمتر افزایش می‌یابد و بر عکس. در این راستا دو حالت افراطی کینزی و کلاسیکی و حالت بینابین این دو حالت بررسی می‌شود. در حالت افراطی کینزی منحنی LM به‌طور کامل مسطح است که در این صورت، سیاست مالی انبساطی مقدار تولید تعادلی را با تأثیر ضریب فزاینده کامل بالا خواهد برد و هیچ‌گونه تأثیری بر نرخ بهره نخواهد داشت. زیرا، منحنی LM افقی است. در نتیجه، سرمایه‌گذاری تغییری نمی‌کند. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که افزایش مخارج دولت باعث کاهش سرمایه‌گذاری نشده و جانشین جبری صفر است.

در حالت کلاسیک وقتی اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل قرار دارد منحنی LM به‌طور کامل عمودی است. در این حوزه اعمال سیاست مالی انبساطی، نرخ بهره را افزایش می‌دهد، ولی بر درآمد

ملی تأثیر ندارد. در این حالت، مقدار کاهش سرمایه‌گذاری به علت افزایش نرخ بهره با مقدار مخارج دولت برابر است، بنابراین، اثر جانشینی جبری به طور کامل روی خواهد داد.

هم‌چنین، هرچه حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره بیشتر باشد، منحنی IS مسطح‌تر است. بنابراین، در صورت اعمال سیاست مالی انبساطی، تولید و نرخ بهره کمتر افزایش می‌یابد و برعکس.

از طریق تحلیل شرایط تعادل در بازار کالا نیز می‌توان موضوع جانشینی جبری را بررسی کرد. مطابق با این شرایط، پس‌انداز کل برابر است با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به‌علاوه کسری بودجه دولت:

$$S = I + (G + TR - TA)$$

در رابطه بالا S پس‌انداز کل، I سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، G مخارج دولت، TR پرداخت‌های انتقالی و TA مالیات‌های جمع‌آوری شده و $(G + TR - TA)$ کسری بودجه دولت است.

رابطه یادشده نشان می‌دهد که در سطح پس‌انداز معلوم، افزایش در کسری بودجه دولت، موجب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. در این حالت، دولت ناگزیر است برای تأمین مخارج اضافی خود از بانک مرکزی وام دریافت کند. این وام بخشی از پس‌انداز کل را مورد استفاده قرار می‌دهد و به‌این ترتیب، مقدار کمتری از پس‌انداز کل برای اخذ وام توسط بخش خصوصی به منظور سرمایه‌گذاری باقی می‌ماند. اما اگر پس‌انداز با افزایش مخارج دولت (به سبب افزایشی که در تولید ایجاد می‌شود)، افزایش یابد کاهش در سرمایه‌گذاری صورت نخواهد پذیرفت، در این صورت، می‌توان انتظار داشت که در بلندمدت سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش یابد.

در کشورهای در حال توسعه، جانشینی جبری افزون بر مکانیزم بازار از طریق بعضی نظام‌های سهمیه‌بندی غیرقیمتی مانند اعطای اعتبار و سایر کنترل‌ها رخ می‌دهد. به‌این ترتیب، دولت با اختصاص منابع فیزیکی و مالی به خود موجب کاهش منابع در دسترس بخش خصوصی و به دنبال آن کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود.

مروری بر مطالعات انجام شده

هرچند رفتار سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی در کشورهای صنعتی به‌طور عمیق مورد مطالعه قرار گرفته، اما مدل‌هایی که بتوانند عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه را معرفی کنند، بسیار کم هستند. زیرا، در این کشورها به واسطه برخی از عوامل ساختاری و نهادی مانند نبود بازارهای مالی توسعه یافته، نقش بسیار زیاد دولت در تشکیل سرمایه و نیز سایر نقایص بازار، امکان بررسی نظری و تجربی رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فراهم نمی‌شود. افزون‌بر دلایل یادشده، به دلیل نبود داده‌های آماری و یا آزمون فرضیه‌های مربوط نمی‌توان به نتایج اصولی و واقعی دسترسی پیدا کرد.

با توجه به محدودیت‌های یادشده، مطالعات متعددی برای بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه انجام شده که در آن‌ها به پدیده جانشینی جبری نیز توجه شده است. *ساندرا جان و تاکر* (۲۷) (۱۹۸۰) در مطالعه خود در مورد هند و کره، بر پدیده جانشینی جبری از طریق نظام غیرقیمتی تأکید کردند و با ارایه یک مدل اقتصادسنجی اثر سرمایه‌گذاری بخش دولتی را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید و پس‌انداز مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها معتقد هستند که جانشینی جبری هم از طریق افزایش مخارج دولت که باعث افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری (بر اساس الگوی IS-LM) بخش خصوصی می‌گردد و هم از طریق برخی مکانیزم‌های تخصیص منابع و سهمیه‌بندی می‌تواند اتفاق بیفتد. الگوی موردنظر آن‌ها بر مکانیزم دوم یا سهمیه‌بندی تأکید دارد.

تان وای و وانگ (۲۸) با تأکید خاص بر کشورهای در حال توسعه، تفسیر اصلاح شده‌ای از نظریه شتاب انعطاف‌پذیر سرمایه‌گذاری را ارزیابی می‌کنند. نتایج تجربی به دست آمده از این پژوهش برای کشورهای یونان، کره، مالزی، مکزیک و تایلند تأیید می‌کند که سرمایه‌گذاری دولت، تغییر در اعتبار بانکی به بخش خصوصی یا جریان سرمایه خارجی به بخش خصوصی نقش مهمی در تعیین سرمایه‌گذاری این بخش دارند. در این پژوهش، اثر منفی و مثبت سرمایه‌گذاری دولت در قالب یک مدل اقتصادسنجی ارزیابی می‌شود.

بلیچر و خان^(۱۷) (۱۹۸۹) سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه را وابسته به سه عامل مهم، شرایط ادواری اقتصاد، دسترسی به منابع اعتبار و سطح سرمایه‌گذاری دولتی فرض می‌کنند. آن‌ها معتقدند که اثر دو عامل اول بر سرمایه‌گذاری خصوصی مبهم است. بلیچر و خان، میان سرمایه‌گذاری زیربنایی و غیرزیربنایی دولت تمایز قایل شده و اظهار می‌کنند که سرمایه‌گذاری زیربنایی دولت مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و سرمایه‌گذاری دولت در امور غیرزیربنایی در رقابت با سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و این قسمت از سرمایه‌گذاری دولت نمایانگر اثر جانشینی جبری است.

گرین و ویلانوا^(۲۲) (۱۹۹۷) در بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه، عوامل رشد اقتصادی و سطح درآمد سرانه، وجود ثبات اقتصادی که با نرخ تورم سنجیده می‌شود، وجود بدهی‌های زیاد خارجی، نرخ بهره واقعی و نرخ سرمایه‌گذاری دولتی را ذکر می‌کنند. آن‌ها اثر سرمایه‌گذاری دولت را مثبت ارزیابی کرده و آن را مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دانسته‌اند.

از جمله مطالعاتی که در کشورهای توسعه یافته در زمینه پدیده جانشینی جبری صورت گرفته شده، می‌توان به مطالعه منجمی^(۲۵) (۱۹۹۳) اشاره کرد. در این مطالعه، اثر مخارج دولت (مصرفی و سرمایه‌گذاری) بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قالب یک الگوی اقتصادی باز تخمین زده شده است. نتایج تجربی در دو کشور استرالیا و ایالات متحده حاکی از این است که اثر جانشینی جبری در استرالیا بیشتر ناشی از محدودیت منابع مالی برای سرمایه‌گذاری است و همچنین، باتوجه به اندازه اهمیت ضرایب، اثر مخارج سرمایه‌گذاری دولت روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بیشتر از اثر مخارج دولت است. ماهیت جانشینی جبری در ایالات متحده متضاد با این پدیده در استرالیا است و در این مورد، اثر مخارج مصرفی دولت بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی بیش از اثر مخارج سرمایه‌گذاری دولت است.

منجمی و هو^(۲۶) (۱۹۹۸) ارتباط بین سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولتی را در استرالیا، انگلستان و ایالات متحده تخمین زدند. در این مطالعه، از یک مدل VAR برای نشان دادن ارتباط بین سرمایه‌گذاری واقعی و دولتی استفاده شده است. نتایج تجربی مطالعه نشان می‌دهد که سودآوری شرکت

و در بعضی موارد نرخ بهره، مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی است. تنها در استرالیا سرمایه‌گذاری خصوصی عکس‌العمل معنی‌داری نسبت به سرمایه‌گذاری دولت نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری دولتی مکمل سرمایه‌گذاری خصوصی است.

عسلی^(۹) (۱۳۷۵) در مطالعه خود، اشاره می‌کند که در کشورهای در حال توسعه حجم منابع سرمایه‌گذاری، از محدودیت‌های اصلی سرمایه‌گذاری است. در الگوی سرمایه‌گذاری پیشنهادی وی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تابعی از تولید، کل ذخیره سرمایه موجود در دوره قبل، سرمایه‌گذاری دولتی و اعتبارات اعطا شده بانکی واقعی به بخش خصوصی در دوره قبل است. نتیجه مطالعه این است که ۱۰ درصد رشد در سرمایه‌گذاری دولتی، ۱ درصد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری دولتی مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

خلیلی عراقی^(۱۰) (۱۳۷۶) در مطالعه خود، سعی کرده است تا به این سؤال پاسخ دهد که آیا سرمایه‌گذاری دولتی در اقتصاد ایران محدودیت معنی‌داری برای سرمایه‌گذاری خصوصی به وجود می‌آورد؟ در این مطالعه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زمینه ماشین‌آلات، در نظر گرفته شده است و فرض می‌شود که تابعی از سطح تقاضای کل، هزینه فرصت سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری دولتی، منابع مالی و اعتباری، دریافت‌های ارزی و متغیرهای کیفی نشان می‌دهد که سطح تولید و "مقدار اعتبارات بانکی" دو متغیر مهم و مؤثر بر سطح سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ماشین‌آلات است. همچنین، سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی جنبه تکمیلی و تشویقی برای سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی دارند و نشانه‌چندانی از وجود پدیده جانشینی جبری در ایران وجود ندارد و در نهایت، درآمدهای ارزی در ایران یکی از عوامل اساسی تعیین‌کننده سطح سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در واحد ماشین‌آلات است.

شرحی بر مدل و متغیرهای آن

در مطالعات تجربی مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای صنعتی، رابطه سرمایه‌گذاری با درآمد ملی و یا رشد آن مورد تأیید قرار گرفته است. در این مطالعات، رابطه سرمایه‌گذاری و تقاضای کل در قالب مفهوم اصل شتاب بیش از هر چیز مورد تأیید است. در مطالعات

مشابه در کشورهای در حال توسعه، رابطه مثبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با سطح درآمد ملی و نرخ رشد آن مورد تأیید قرار گرفته است.^(۲۲) با توضیحات یادشده انتظار داریم که در ایران، نرخ رشد درآمد ملی روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر داشته باشد که در این صورت رابطه آن‌ها مثبت خواهد بود.

متغیر دیگری که تأثیر مهمی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد، درآمدهای ارزی است. به‌طور معمول، در نظریه‌های سرمایه‌گذاری با فرض تحرک بالای سرمایه بین کشورها، تأثیر این متغیر در قالب نرخ بهره مطرح می‌شود که عامل تشویق‌کننده و یا بازدارنده حرکت سرمایه از کشوری به کشور دیگر است. در امر سرمایه‌گذاری، به نظر می‌رسد که درگیر تحلیل "الگوی دو شکافه"^۱ باشیم، به این ترتیب که از یک سو، شکافی بین پسانداز و سرمایه‌گذاری داخلی وجود دارد و اغلب پسانداز داخلی کفایت نمی‌کند. از سوی دیگر، حتی اگر شکاف بین پسانداز و سرمایه‌گذاری داخلی برطرف شود، چون صادرات به اندازه‌ای نیست که نیاز وارداتی را تأمین کند، محدودیتی نیز در این جهت به وجود می‌آید. با توجه به این که مهم‌ترین منبع درآمد ارزی در اقتصاد ایران، صادرات نفت است و هم‌چنین، از آن‌جا که سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی وابسته به واردات اعم از کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری به‌طور مستقیم تحت تأثیر نوسانات درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت است.

متغیر دیگری که بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد، به‌طور اعم هزینه‌های دولت و به‌طور اخص هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش دولتی است که بررسی رابطه آن‌ها به ویژه در کشورهایی مانند ایران، از اهمیت خاصی برخوردار است. تأثیر هزینه‌های بخش دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی به‌طور کلی شامل بررسی تأثیر هزینه‌های مصرفی و هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش دولتی است. تأثیر هزینه‌های مصرفی بخش دولتی بر مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از دو جهت قابل بررسی است. اول آن‌که، مصرف کنندگان بخش خصوصی تا چه اندازه هزینه‌های مصرفی بخش دولتی را جایگزین مصرف خود کرده و به دنبال افزایش هزینه‌های مصرفی بخش دولتی از مصرف خود می‌کاهند؟ دوم آن‌که، نحوه تأمین مالی هزینه بخش دولتی چگونه است؟ اگر دولت از طریق اخذ مالیات‌ها اقدام به

تأمین این هزینه‌ها کند، به ناچار بخش خصوصی باید از مصرف و پس‌انداز خود برای تأمین مالیات بکاهد. اگر از طریق فروش اوراق مشارکت و یا کسری بودجه، هزینه‌های مصرفی بخش دولتی تأمین شود آن‌گاه بخش خصوصی انتظار دارد که دولت در آینده برای جبران کسری بودجه با افزایش مالیات بر پس‌انداز بخش خصوصی تأثیر گذارد. البته، ممکن است که دولت درآمدی برون‌زا مانند درآمد نفت داشته باشد که در آن صورت، هزینه‌های مصرفی بخش دولتی روی توان پس‌انداز و به دنبال آن روی توان تشکیل سرمایه تأثیر می‌گذارد. به عبارت دیگر، افزایش هزینه‌های مصرفی بخش دولتی به معنی افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات مصرفی است که خود موجب افزایش تقاضای کل شده و کارفرمایان بخش خصوصی را تشویق به افزایش تولید می‌کند. در نتیجه، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای پاسخ به تقاضای کل، باید افزایش یابد. بنابراین، تأثیر هزینه‌های مصرفی بخش دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، چندان آشکار و روشن نیست.

در بررسی رابطه سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی در ایران مانند سایر کشورها، این دو بخش برای کسب منابع محدود مالی به ویژه منابع ارزی که از اهمیت خاصی برخوردار است، رقابت می‌کنند. به همین دلیل، بدون کاهش سرمایه‌گذاری بخش دولتی در شرایط محدودیت منابع ریالی و ارزی، امکان افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود ندارد. از طرف دیگر، باتوجه به مطالب قبلی، سرمایه‌گذاری بخش دولتی در مواردی منجر به افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و آن را افزایش می‌دهد. بنابراین، سرمایه‌گذاری بخش دولتی می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته باشد.

متغیر دیگری که بدون شک تأثیر مهمی روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد، تغییر در مانده اعتبارات نظام بانکی به بخش خصوصی است. در واقع تا قبل از انقلاب، قسمت اعظم سرمایه صنایع بزرگ بخش خصوصی از طریق وام‌های بانکی فراهم می‌شد. در سال‌های بعد از انقلاب، مشکلات ناشی از جنگ تحمیلی و وجود محدودیت‌هایی از قبیل محدودیت ارزی - اعطای موافقت اصولی، سهمیه‌های وارداتی و غیره - عامل محدود کننده سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده است. از سال ۱۳۶۸ نیز مجدداً تلاش برای واگذاری وام و اعتبار به بخش خصوصی صورت گرفته که تا حد زیادی در افزایش سرمایه‌گذاری مؤثر بوده است.

متغیر دیگر نرخ تورم است. زیرا، تورم ریسک سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و باعث افزایش عدم اطمینان در نظام اقتصادی می‌شود. در چنین شرایطی ترکیب سرمایه‌گذاری به نفع فعالیت‌های "سوداگرانه" که بازدهی سریع دارند و به زیان سرمایه‌گذاری‌های مولد تغییر می‌کند.

متغیرهای کیفی، گروه آخر متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است که به‌طور کمی نشان داده نمی‌شوند، اما تأثیر قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند، برخی از این متغیرها امور فرهنگی، ثبات سیاسی، کنترل‌های دولت بر امور اقتصادی در مسایلی مانند صدور مجوز فعالیت در زمینه‌ای خاص، صدور موافقت اصولی، قوانین مالکیت، کار و سایر است که از طریق متغیرهای مجازی وارد مدل اقتصاد سنجی می‌شوند.

با توجه به مطالب یادشده، می‌توان تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در ایران را به شکل زیر ارایه کرد:

$$I_{p_t} = F (DGD P_t, DER_t, CG_t, IG_t, DZ_t, P_t)$$

که در آن، $DGD P_t$ تغییر در تولید ناخالص، DER_t تغییر در درآمدهای ارزی، IG_t هزینه سرمایه‌گذاری بخش دولتی، CG_t هزینه مصرفی بخش دولتی، DZ_t تغییر در مانده اعتبارات بانکی به بخش خصوصی و P_t نرخ تورم است.

بررسی تجربی تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در ایران

استفاده از روش‌های سستی در اقتصادسنجی برای کارهای تجربی، مبتنی بر فرض پایایی^۱ متغیرهاست. بررسی‌های انجام شده در این زمینه، نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی این فرض نادرست بوده و اغلب این متغیرها ناپایا^۲ هستند. بنابراین، طبق نظریه هم‌جمع بستگی^۳ در اقتصاد سنجی نوین، ضروری است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد.

-
1. Stationary
 2. Nonstationary
 3. Cointegration

برای این منظور، از دو "آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته"^۱ و "آزمون ریشه واحد پرون"^۲ استفاده می‌کنیم.

ارایه نتایج آزمون های یاد شده در سطح و تفاضل اول سری های زمانی الگو، در جدول های شماره (۱) و (۲) ارایه شده است. براساس آزمون های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرض صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود و کلیه متغیرهای مدل در سطح داده‌ها ناپایا هستند. لیکن تکرار آزمون در مورد تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که تمام متغیرها پس از یک بار تفاضل گیری فرضیه ناپایایی را رد کرده و پایا می‌شوند. بنابراین، طبق آزمون ریشه واحد دیکی - فولر همه متغیرهای موجود در مدل تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مورد نظر برای ایران به جز DER ، $DGDP$ و DZ جمع بسته از درجه یک^۳ $[I(1)]$ و بقیه جمع بسته از درجه صفر $[I(0)]$ هستند.

با توجه به انتقاد پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی - فولر هنگام وجود شکست ساختاری در روند متغیرهای سری زمانی، بررسی وجود شکست ساختاری در روند متغیرها و آزمون ریشه واحد در این شرایط ضروری است. نتیجه آزمون پرون برای هر یک از متغیرها در جدول شماره (۳) خلاصه شده است. مطابق نتایج، می‌توان پذیرفت که متغیرهای مورد نظر در سطح دارای ریشه واحد بوده یا به عبارتی دیگر، ناپایا هستند. هم‌چنین، وجود ریشه واحد برای تفاضل اول کلیه متغیرها رد می‌شود. بنابراین، انجام این آزمون نتایج آزمون دیکی - فولر را برای کلیه متغیرهای موجود در مدل تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأیید می‌کند.

-
1. Augmented Dickey – Fuller Unit Root Test (ADF)
 2. Proon Unit Root Test
 3. Integrated of order One

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح براساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر حالت		IP (۱۰۱)		GDP (۱۰۱)		ER (۱۰۱)		CG (۱۰۱)		IG (۱۰۱)		Z (۱۰۱)		P (۱۰۱)	
		آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
عرش از مبدأ و بدون روند		-۱/۸۳	-۲/۹۳	۱/۰۸	۲/۹۴	-۱/۸۱	۲/۹۴	-۱/۰۷۵	-۲/۹۴	-۲/۲۵	-۲/۹۴	-۱/۸۲	-۲/۹۴	-۱/۴۲	-۲/۹۴
عرش از مبدأ و روند		-۳/۱۲	-۳/۵۳	-۲/۷۵	-۳/۵۳	-۱/۹۹	-۳/۵۳	-۲/۸	-۳/۵۳	-۲/۲۴	-۳/۵۳	-۲/۵۴	-۳/۵۳	-۳/۶۸	-۴/۲۲

جدول ۲- بررسی پایایی متغیرهای الگو به صورت تفاضل اول براساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر حالت		DIP (۰۰)		DGDP (۲۰۱)		DER (۱۰۱)		DCG (۰۰)		DIG (۰۰)		DZ (۰۰)		DP (۰۰)	
		آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
عرش از مبدأ و بدون روند		-۵/۱۹	-۲/۹۴	-۳/۵۳	-۲/۹۴	-۳/۶۹	-۲/۹۴	-۶/۹	-۲/۹۴	-۱/۴	-۲/۹۴	-۶/۸۵	-۲/۹۴	-۵/۹	-۲/۹۴
عرش از مبدأ و روند		-۵/۱۱	-۳/۵۳	-۳/۸۳	-۳/۵۳	-۳/۶۹	-۳/۵۳	-۶/۸	-۳/۵۳	-۱/۴	-۳/۵۳	-۶/۷	-۳/۵۳	-۵/۸	-۳/۵۳

جدول ۳- نتایج آزمون پرون در سطح داده‌ها و تفاضل اول سری‌های زمانی

متغیر (سطح داده‌ها)	آماره پرون	متغیر (تفاضل اول)	آماره پرون
IP	-۳/۰۹	dIP	-۴/۸۹
GDP	-۳/۳	dGDP	-۶/۷
ER	-۲	dER	-۳/۸۲
CG	-۲/۳	dCG	-۶
IG	-۲/۶۳	dIG	-۵/۱۹
Z	-۲/۷۶	dZ	-۵/۶
P	-۲/۸	dP	-۶/۰۹

از جدول شماره ۳ نتایج زیر حاصل می‌شود:

۱. مقادیر بحرانی آماره پرون در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد برای $\lambda = ۰/۵$ به ترتیب $-۳/۷۶$ و $-۳/۴۶$ است.
۲. مقادیر بحرانی آماره پرون در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد برای $\lambda = ۰/۴$ به ترتیب $-۳/۷۲$ و $-۳/۴۶$ است.
۳. مقادیر بحرانی آماره پرون در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد برای $\lambda = ۰/۹$ به ترتیب $-۳/۶۹$ و $-۳/۳۸$ است.

آزمون هم‌جمع بستگی حداکثر درست‌نمایی^۱ جوهانسن - جوسیلیوس^۲

جوهانسن - جوسیلیوس با ارایه مدل خود بازگشتی برداری^۳ که در آن روش برآورد به طریق حداکثر درست‌نمایی صورت می‌گیرد، نقص روش‌های قبلی را رفع کردند. براساس این روش، امکان تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع بستگی بلند مدت وجود دارد.

در این روش ابتدا، با استفاده از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه^۴ و آزمون اثر^۵ وجود هم‌جمع بستگی و تعداد روابط بلند مدت مشخص می‌شود.

با توجه با اینکه شرط لازم برای کاربرد روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس جمع بسته از درجه مشابه (یکسان) بودن به‌طورمثال، $I(1)$ بودن، تمامی متغیرهای درون زای مدل است، و این روش با توجه به نتایج آزمون دیکی - فولر برای متغیرهای مورد نظر نقض می‌شود، در مقاله حاضر، از این روش استفاده نمی‌شود.

با توجه به مورد یادشده و تردیدی که نسبت به کارایی آزمون‌های ریشه واحد برای ناپایایی متغیرها و در نتیجه حصول اطمینان از نتایج حاصل از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس وجود دارد، از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توضیحی (ARDL) استفاده می‌کنیم. چرا که در روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس مسأله انتخاب یک بردار از بین بردارهای هم‌جمع بستگی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیش‌داوری محقق بوده که این خود مسأله ساز است، زیرا، ممکن است انتخاب مناسب از بین بردارهای به‌دست آمده، میسر نشود. در حالی که در روش (ADRL) توجه به درجه هم‌جمع بستگی متغیرها مهم نیست و تنها با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی انتخاب کرد.

-
1. Maximum Likelihood
 2. Johanse - Juselius
 3. Vector Autoregressive
 4. Maximal
 5. Trace

الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه های توزیعی (ADRL)

برای برآورد چنین الگویی ابتدا، باید رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای همه ترکیبات ممکن بر اساس وقفه های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه های متغیرها را پژوهش‌گر با توجه به تعداد مشاهدات تعیین کرده، سپس در مرحله بعد، از بین رگرسیون‌های برآورد شده، یکی را بر اساس چهار ضابطه آکانیکی^۱، شوارتز-بیزین^۲، حنان-کوئین^۳ و R^2 انتخاب می‌کند. در مرحله آخر، ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت و خطای معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلند مدت بر اساس الگوی ADRL انتخابی ارایه می‌شود. در این الگو افزون بر روابط بلند مدت، الگوی تصحیح خطا (ECM)^۴ کوتاه مدت نیز ارایه می‌شود.

نرم افزار مربوط (مایکروفیت) از میان رگرسیون‌های مختلف و حداکثر دو وقفه و بر اساس ضابطه شوارتز-بیزین، رگرسیونی را انتخاب کرد که برای متغیرهای IP، DGDP، DER و CG یک وقفه و برای DZ و P وقفه ای در نظر گرفته نشد.

پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ضروری است که آزمون ریشه واحد فرض صفر عدم وجود هم‌جمع بستگی انجام شود، زیرا، لازمه آن که الگوی پویای برآورد شده در روش ARDL به سمت تعادل بلند مدت گرایش پیدا کند، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته کمتر از یک باشد. اکنون، با استفاده از جدول شماره (۴) فرض صفر عدم وجود هم‌جمع بستگی بین متغیرهای الگوی تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را آزمون می‌کنیم:

$$H_0 = \sum_{i=1}^P \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^P \alpha_i - 1 < 0$$

1. Akaike Information Criterion, (AIC)
2. Schwartz Bayesian Criterion, (SBC)
3. Hannan – Quinn Criterion, (HQC)
4. Error Correction Model (ECM)

کمیت آماره t نیز مورد نیاز برای انجام آزمون یادشده به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^P \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^P S \hat{\alpha}_i} = \frac{۰/۲۶۱ - ۱}{۰/۱۰۷} = -۷/۴$$

از آن‌جا که کمیت محاسبه شده از کمیت بحرانی ارایه شده به‌وسیله بنرجی - دولادو و مستر^۱ در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است، بنابراین، فرضیه H_0 رد می‌شود. پس، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای ایران وجود دارد. این رابطه تعادلی بلند مدت در جدول شماره (۵) ارایه شده است.

در انتهای جدول شماره (۴) آزمون تشخیص فرضیه‌های کلاسیک در معادله تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ارایه شده است. براساس نتایج این قسمت از جدول شماره (۴)، جمله اختلال به لحاظ خودهمبستگی، فرم تبعی، نرمال بودن توزیع و برابری واریانس همه شرایط کلاسیک را دارد. بنابراین، می‌توان گفت که رابطه تعادلی به دست آمده از هر نظر قابل اطمینان است.

باتوجه به نتایج جدول شماره (۵)، رابطه بلند مدت تعادلی تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران را می‌توان به شکل زیر ارایه داد:

$$IP = ۰/۲۹ \text{ DGDP} + ۰/۰۲۷ \text{ DER} + ۰/۵۶ \text{ CG} + ۰/۱۲ \text{ IG} - ۰/۰۰۶ \text{ DZ} + ۳/۹۴ \text{ P} + ۲۸۰/۳ \text{ D} + ۱۰۹/۱ \text{ inPt}$$

همان‌طور که در معادله بالا ملاحظه می‌شود، تغییر در تولید ناخالص داخلی، تغییر در درآمدهای ارزی، هزینه مصرفی بخش دولتی و هزینه سرمایه‌گذاری بخش دولتی متغیرهای مناسبی برای تبیین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی هستند که مطابق جدول شماره (۵) معنی دار بودن آن‌ها مورد تأیید واقع

جدول ۴- انتخاب وقفه‌های مناسب برای متغیرهای مدل براساس ضابطه شوارتز - بی‌زین در

الگوی ARDL

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,1,1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is IP
36 observations used for estimation from 1342 to 1377

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
IP(-1)	.26148	.10975	2.3825[.026]
DGDP	.10710	.028092	3.8124[.001]
DGDP(-1)	.10935	.033822	3.2331[.004]
DER	.0075629	.0065551	1.1536[.261]
DER(-1)	.012780	.0053696	2.3800[.026]
CG	.16138	.12199	1.3229[.199]
CG(-1)	.25833	.10972	2.3544[.027]
IG	-.19504	.13138	-1.4846[.151]
IG(-1)	.28923	.13207	2.1900[.039]
DZ	-.0045946	.089475	-.051351[.959]
P	2.9119	2.2279	1.3070[.204]
D	207.0415	60.3423	3.4311[.002]
INPT	80.6319	40.6296	1.9846[.059]

R-Squared		R-Bar-Squared	
	.97207		.95750
S.E. of Regression		F-stat. F(12, 23)	
	84.8950		66.7067[.000]
Mean of Dependent Variable		S.D. of Dependent Variable	
	883.6583		411.7888
Residual Sum of Squares		Equation Log-likelihood	
	165764.7		-202.9083
Akaike Info. Criterion		Schwarz Bayesian Criterion	
	-215.9083		-226.2012
DW-statistic		Durbin's h-statistic	
	2.1796		-.71608[.474]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation*CHSQ(1)=	.60616[.436]*F(1, 22)=	.37678[.546]*
B: Functional Form *CHSQ(1)=	6.7270[.009]*F(1, 22)=	5.0557[.035]*
C: Normality *CHSQ(2)=	.73891[.691]*	Not applicable
D: Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	.22808[.633]*F(1, 34)=	.21678[.644]*

A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation
 B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
 C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

جدول-۵. ضرایب بلندمدت تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با استفاده از روش

ARDL و براساس ضابطه شوارتز - بیزین

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is IP
36 observations used for estimation from 1342 to 1377

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio(Prob)
DGDP	.29308	.049630	5.9053[.000]
DER	.0275451	.0143341	1.9217[.067]
CG	.56831	.11956	4.7532[.000]
IG	.12753	.084680	2.5473[.019]
DZ	-.00622	.12113	-.0513[.959]
P	3.9429	3.00924	1.3103[.203]
D	280.3457	84.2042	3.3294[.003]
INPT	109.1804	53.07021	2.0573[.051]

شده است^۱. با توجه به تأثیر مثبت و معنی دار هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری بخش دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌توان این نتیجه کلی را گرفت که سرمایه‌گذاری دولت مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است، بنابراین، اعمال سیاست مالی انبساطی می‌تواند زمینه مناسبی را برای افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فراهم آورد.

^۱. با توجه به این که تابع بلند مدت به صورت خطی برآورد شده است، برای مقایسه ضریب اهمیت نسبی ضرایب باید از ضرایب استاندارد شده (Standardized Coefficients) یا ضرایب β (Coefficient) استفاده کرد. این ضرایب از ضرب ضریب برآورد شده هر متغیر در نسبت انحراف معیار متغیر مستقل مربوط به آن بر انحراف معیار متغیر وابسته بدست می‌آیند. در مقاله حاضر چون هدف اصلی این مقایسه نبوده است از این بررسی صرف نظر شده است. برای اطلاع بیشتر به مأخذ زیر مراجعه کنید:

R . S . Pindyck and D . L . Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, (Irwin, MCGraw Hill, 1998) , pp . 98 - 99

با پذیرش رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای سرمایه گذاری، می توان از آن برای برآورد تابع سرمایه گذاری در کوتاه مدت نیز استفاده کرد. وجود هم‌جمع بستگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می آورد. عمده ترین دلیل استفاده از این الگوها آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آن‌ها ارتباط می دهد.

برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جمله خطاهای مربوط به رگرسیون هم‌جمع بستگی جدول شماره (۵) را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول دیگر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، ضرایب به دست آمده را برآورد کنیم. در نرم افزار مایکروفتیت این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلند مدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مربوط به آن را نیز ارایه کند. نتایج مربوط به این الگو در جدول شماره (۶) ارایه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT)^۱ که نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، با مقدار $-۰/۷$ بیانگر سرعت نسبتاً زیاد در تعدیل است. بر اساس این مقدار، در هر سال حدود ۷۰ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای سرمایه گذاری بخش خصوصی در دوره بعد تعدیل می شود. به عبارت دیگر، حدود $۱/۵$ سال زمان برای تعدیل لازم است.

1. Error Correction Term (ECT)

جدول 7- الگوی تصحیح خطای تابع تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
 ARDL(1,1,1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

 Dependent variable is dIP
 36 observations used for estimation from 1342 to 1377

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dGDGP	.10710	.028092	3.8124[.001]
dDER	.0075629	.00655610	4.4143[.000]
dCG	.161386	.12199	2.7450[.012]
dIG	.195040	.13138	2.92791[.008]
dDZ	-.0045	.08949	-.0513[.959]
dP	2.9117	2.2279	1.3070[.202]
dD	207.0415	60.3423	3.4311[.002]
dINPT	80.6319	40.6296	1.9846[.057]
ecm(-1)	-.73852	.10330	-6.9414[.000]

 List of additional temporary variables created:
 dIP = IP-IP(-1)
 dGDGP = GDGP-DGDP(-1)
 dDER = DER-DER(-1)
 dCG = CG-CG(-1)
 dIG = IG-IG(-1)
 dDZ = DZ-DZ(-1)
 dP = P-P(-1)
 dD = D-D(-1)
 dINPT = INPT-INPT(-1)
 ecm = IP -.29308*dGDGP -.027545*dDER -.56831*dCG -.12753*dIG -.00622*dDZ
 -3.9429*dP -280.3467*dD -109.1804*dINPT

R-Squared	.88590	R-Bar-Squared	.82818
S.E. of Regression	79.3024	F-stat.	F(9, 26) 22.9491[.000]
Mean of Dependent Variable	33.2111	S.D. of Dependent Variable	203.5293
Residual Sum of Squares	150932.8	Equation Log-likelihood	-201.2211
Akaike Info. Criterion	-213.2211	Schwarz Bayesian Criterion	-222.7222
DW-statistic	2.4593		

 R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
 dIP and in cases where the error correction model is highly
 restricted, these measures could become negative.

نتیجه گیری

سرمایه‌گذاری، یکی از اجزای مهم مخارج ملی و یا درآمد ملی است و به عنوان یکی از متغیرهای مهم در تابع تولید کشور مطرح است. به همین دلیل سرمایه‌گذاری یکی از عوامل اساسی در رشد اقتصادی هر کشور محسوب می‌شود.

سرمایه‌گذاری در کل، شامل سرمایه‌گذاری بخش دولتی به عنوان زیر مجموعه ای از مخارج دولت و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. از آن‌جا که سرمایه‌گذاری دولت در کشورهای درحال توسعه یک ابزار سیاستی است، بین سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشورهای در حال توسعه این اعتقاد به طور گسترده وجود دارد که سرمایه‌گذاری دولت محرک مؤثری برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده در نتیجه، ابزار قدرت‌مندی برای سیاست‌های رشد و ثبات اقتصادی است، درحالی که درستی این اعتقاد هنوز در عمل و با توجه به مطالعات تجربی به طور قطع به اثبات نرسیده است.

در اقتصاد کلان، جان‌شین جبری هنگامی بروز می‌کند که سیاست مالی انبساطی موجب افزایش نرخ بهره و به دنبال آن کاهش سرمایه‌گذاری و یا مخارج مصرفی خصوصی شود. در این صورت، سیاست‌های مالی انبساطی می‌تواند با استفاده از افزایش مخارج دولت و یا کاهش نرخ مالیات، منحنی تقاضای کل را به سمت راست منتقل کرده و محصول تعادلی را افزایش دهد.

با توجه به سابقه دیرین دولت در امر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران و تأثیراتی که بر متغیرهای اقتصادی به ویژه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است، بررسی تأثیرگذاری این متغیر مهم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در هنگام تدوین و اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در پژوهش حاضر، با هدف شناخت اثرگذاری مخارج دولت (سرمایه‌گذاری و مصرفی) بر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران، کوشیده ایم تا رابطه تعادلی بلند مدت و پویایی‌های کوتاه مدت تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به دست آوریم.

به طور کلی در یک جمع بندی می‌توان نتایج بررسی حاضر را به صورت زیر ارایه کرد:

- تغییر در تولید ناخالص داخلی، تغییر در درآمدهای ارزی، هزینه مصرفی بخش دولتی، هزینه سرمایه‌گذاری بخش دولتی، متغیرهای مناسبی هستند که در روش ARDL، معنی‌دار بودن آن‌ها در رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأیید شد.

- سرعت تعدیل نسبتاً بالا با استفاده از الگوی تصحیح خطا در روش ARDL تأیید شد.
- با توجه به تأثیر معنی‌دار و مثبت مخارج دولت به صورت مصرفی و سرمایه‌گذاری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، می‌توان این نتیجه را گرفت که سیاست مالی انبساطی در اقتصاد ایران می‌تواند زمینه‌ای مناسب برای افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی فراهم آورد.

منابع

۱. امامی جزء، کریم. (۱۳۷۳). ضرورت و عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه، نگرشی بر ایران. رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۶۱). بررسی تحولات اقتصادی کشور بعد از انقلاب اداره بررسی‌های اقتصادی.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۶۹-۷۰). اداره بررسی تحولات اقتصادی کشور.
۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۳۸-۵۶)، (۱۳۳۵-۶۶)، (۱۳۶۷-۶۹)، (۱۳۷۰) و (۱۳۷۱). حساب‌های ملی ایران.
۵. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش اقتصادی و ترازنامه. سالهای مختلف.
۶. خلیلی عراقی، منصور. (پاییز و زمستان ۱۳۷۶). آزمون‌های از پدیده جایگزینی اجباری در اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، شماره ۵۱.
۷. رحمانی، تیمور. (۱۳۷۱). تحلیلی از انباشت سرمایه و تخمین تابع سرمایه‌گذاری در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۸. سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۷۶). مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵. معاونت امور اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان.
۹. عسلی، مهدی. (بهمن ۱۳۷۶). برآوردی از سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران در سالهای ۷۱-۱۳۳۸. مجله برنامه و بودجه، شماره دهم.
۱۰. نجار فیروزجایی، محمد. (۱۳۷۱). تعیین رفتار سرمایه‌گذاری در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۱۱. نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
۱۲. هاشمیان، رؤیا. (۱۳۶۸). تخصیص بهینه سرمایه‌گذاری در بخشهای مختلف اقتصاد کشور. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.

- 13 .Amuzegar, S.(1993). *Iranian Economy under Islamic Republic I. B. Tuuaris 8 Co . Ltd.*
- 14 .Aschauer,D. A.(April 1984). Does Public Capital Crowd out Private Capital? Federal Reserve Bank of Chicago. *Journal of Monetary Economics*, 24 .
- 15 .Barro, R. J.(December 1987). Output Effects of Government Purchases, *Journal of Political Economy*.
- 16 .Barro, R. J. (October 1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*.
- 17 .Blejer, M. I. And Khan, M. S. (June 1984). Government Policy and Private Investment in Developing Countries . *IMF Staff Papers*, Vol 37.
- 18 .Chhibber, A. and Duilami, M. and Shafik, N. (1992). *Reviving Private Investment in Developing Countries: Emprical Studies and Policy Lesson*. The World Bank Washington D. C.
- 19.Eisner, R. (1970). Tax Policy and Investment Behavior, Further Comment, A Survey . *American Economic Review*, September.
- 20 .Erenburg, S. (1993). The Real Effects of Public Investment on Private Investment . *Applied Economics*, February.
- 21 .Fridman, B.M.(1978) Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 3.
- 22 .Green, J. and Villanueva, D.(March 1997). Private Investment in Developing Countries, An Empirical Analysis. *IMF Staff Papers*.

-
- 23 .Karshennas, M.(1990). *Oil State and Industrialization in Iran*. Cambridge University Press.
 - 24 .Perron, Pierre, (1989). The Great Crash, The oil Price Sbool and the Unit Root in Hypothesis. *Econometrica*, Vol. 57, No.6.
 - 25 .Monadjemi, M. (February 1993). Fisical Policy and Private Investment. *Applied Economics*.
 - 26 .Monadjemi and Huh, H. (1998). Private and Government Investment : A Study of Three OECD Countries. *International Economic Journal*. Vol.12, No.2.
 - 27 .Sundarajan, V. and Thankur, S. (December 1980).Public Investment, Crowding Out, and Growth L : A Dynamic Model Applied to India and Korea . *IMF Staff Papers*, Vol. 27.
 - 28 .Tun Wai, U. and Wong, C. (October 1982). Determinates of Private Investment in Developing Countries. *Journal of Developing Studies*, Vol. 19.