

تصریح تابع سرمایه‌گذاری براساس الگوی افق نامحدود و برآورد آن برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی

مصطفی کریم‌زاده^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۰/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۰۷/۱۶

چکیده

با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری که از آن به عنوان موتور رشد اقتصادی یاد می‌شود و دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان از جمله ویکسل، کینز و هارود که منشا سیکل‌های تجاری را نوسان‌های سرمایه‌گذاری می‌دانند، این تحقیق به دنبال آن است که تابع سرمایه‌گذاری را براساس یک الگوی پایه‌ای و اساسی در ادبیات اقتصاد کلان به نام الگوی رمزی تصریح کند.

هدف اصلی این پژوهش استخراج مسیر بهینه‌ی سرمایه‌گذاری با استفاده از بهینه‌یابی ریاضی و برآورد آن با استفاده از روش همجمعی برای اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و با داده‌های فصلی است.

به منظور برآورد الگو از روش یوهانسن-جوسلیوس استفاده شده است. بردار همجمعی برآورد شده حاکی از وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه، قیمت سایه‌ای سرمایه، هزینه‌ی نصب سرمایه، قیمت سرمایه و رابطه‌ی مبادله است. به طوری که موجودی سرمایه و رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت و قیمت سایه‌ای سرمایه، هزینه‌ی نصب سرمایه و قیمت سرمایه تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری دارند.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری، الگوی رمزی، قیمت سایه‌ای سرمایه، بردار همجمعی

JEL: F41; E22; F32

۱- مقدمه

از زمان آدم اسمیت تاکنون یک سنت مستحکم در اقتصاد وجود دارد و آن این که سرمایه‌گذاری را به عنوان نیروی محرکه رشد اقتصادی می‌شناسند. این سنت فرض می‌کند ساز و کار دستیابی به میزان بالای سرمایه‌گذاری ذاتاً در اقتصادهای مبتنی بر بازار قرار دارد و این ساز و کار به‌طور معمول بر مبنای قیمت‌های نسبی قابل تحقق است و بنابراین، با تقویت این ساز و کار رشد اقتصادی بالا می‌تواند تحقق یابد.

(هایامی، ۱۳۸۶: ۱۴۶)

کمابیش بیشتر اقتصاددانان بدون توجه به مکتب و دیدگاه فکری خود، بر انباشت و تکمیل سرمایه به مثابه مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی رشد و توسعه‌ی اقتصادی تأکید زیادی داشته‌اند. دور باطل فقر در کشورهای در حال توسعه را که در اقتصاد توسعه به عنوان یکی از تنگناهای اقتصادی این کشورها از آن یاد می‌شود، تنها از طریق سرمایه‌گذاری می‌توان رفع کرد. انباشت قابل توجه سرمایه، استفاده مطلوب‌تر و کامل‌تر از منابع موجود در اقتصاد را امکان‌پذیر می‌سازد. سرمایه‌گذاری درآمد ملی و اشتغال را افزایش می‌دهد، مشکلات مربوط به تورم، بیکاری و کسری تراز پرداخت‌ها را رفع می‌کند و اقتصاد را از بار سنگین بدهی‌های خارجی رها می‌سازد. سرمایه‌گذاری بر رفاه اجتماعی و اقتصاد کشور تأثیر می‌گذارد. اگر میزان سرمایه‌گذاری کافی باشد، می‌توان با نیازهای جمعیت رو به افزایش در کشورهای در حال توسعه مقابله کرد. زمانی که انباشت سرمایه و انتقال آن برای استفاده‌ی مطلوب‌تر از منابع طبیعی کشور و احداث صنایع گوناگون؛ مانند صنایع تبدیل‌کننده‌ی مواد اولیه صورت می‌گیرد، می‌توان درآمدها را افزایش داد و خواسته‌های مردم را در جامعه متنوع کرد. (قره‌باغیان، ۱۳۸۶: ۵۲۳-۵۱۹)

وابستگی بالای اقتصاد ایران به نفت و نیز تأثیر مهم قیمت نفت در رابطه‌ی مبادله‌ی تجاری ایران، اهمیت تحلیل تأثیرگذاری رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری را روشن می‌کند. به طوری که با تحولات بازار جهانی نفت، قیمت نفت تغییر می‌یابد و از آنجا که قیمت نفت در رابطه‌ی مبادله‌ی کشورهای صادرکننده‌ی نفت اهمیتی ویژه دارد؛ بنابراین، انتظار می‌رود نوسان‌های بازار جهانی نفت تغییرات رابطه‌ی مبادله را موجب شود. مطالعه‌ی حاضر ضمن بررسی ادبیات مربوط به تأثیرگذاری رابطه‌ی مبادله بر متغیرهای اقتصاد کلان به تبیین ارتباط سرمایه‌گذاری و رابطه‌ی مبادله می‌پردازد. آگاهی از میزان و نحوه‌ی اثرگذاری رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری می‌تواند راه‌گشای سیاست‌گذاران در تدوین سیاست‌های تجاری مناسب باشد. برای ایجاد ارتباط بین سرمایه‌گذاری و رابطه‌ی مبادله از الگوی رمزی که یکی از الگوهای پایه‌ی اقتصاد کلان است، استفاده خواهد شد. کاربرد این الگو در اقتصاد بین‌الملل می‌تواند زمینه‌هایی جدید را برای محققان و پژوهشگران فراهم آورد.

مقاله‌ی اخیر از پنج قسمت تشکیل شده است. در قسمت دوم مطالعات تجربی ملاحظه می‌گردد. سپس، در قسمت سوم مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود و آنگاه در قسمت چهارم، الگو برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی یوهانسن-جوسلیوس برآورد می‌گردد. نتیجه‌گیری و پیشنهادها نیز قسمت پنجم را تشکیل می‌دهد.

۲- مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات متعددی درباره‌ی بررسی تابع سرمایه‌گذاری صورت گرفته است. در این قسمت به برخی از این مطالعات در قالب مطالعات خارجی و داخلی اشاره می‌شود.

۲-۱- مطالعات داخلی

غروی نخجوانی (۱۳۸۱) تأثیر درآمدهای نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصاد ایران را در دوره‌ی زمانی (۱۳۶۳-۱۳۷۷) بررسی کرده است. وی معادله‌ی سرمایه‌گذاری را برای هر یک از بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی به صورت تابعی از رشد نقدینگی و درآمدهای نفتی تصریح می‌کند و آن را با استفاده از روش OLS برآورد می‌نماید. نتیجه برآورد مدل وی نشان داد رشد نقدینگی و درآمدهای نفتی تأثیر مثبت معنی دار بر سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصاد دارد. همچنین، نتایج برآورد وی نشان داد که از میان بخش‌ها، بخش صنعت بیشترین تأثیرپذیری را از رشد نقدینگی دارد و درآمدهای نفتی نیز بیشترین اثرگذاری را بر بخش خدمات دارد.

سلیمی فر و قوی (۱۳۸۱) تأثیرگذاری اعتبارات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در اقتصاد ایران و در دوره‌ی زمانی (۱۳۴۰-۱۳۷۸) بررسی کرده‌اند. برای برآورد مدل از روش OLS استفاده کرده و نتیجه‌ی برآورد آن‌ها نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت و معنی‌دار همه‌ی متغیرهای مستقل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. به طوری که یک درصد افزایش در اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری این بخش را به اندازه‌ی ۰/۲۳٪ افزایش می‌دهد و بیانگر رابطه‌ی به‌نسبت قوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اعتبارات اعطایی شبکه‌ی بانکی به بخش خصوصی است.

حجتی و همکاران (۱۳۸۴) پیامدهای سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران را برای دوره‌ی زمانی (۱۳۸۰-۱۳۴۲) بررسی کرده‌اند. آن‌ها معادله‌ی سرمایه‌گذاری را با استفاده از روش ARDL برآورد کرد و نتیجه‌ی برآورد مدل حاکی از تأثیر منفی بی‌معنی نرخ تورم، تأثیر مثبت معنی دار تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی معنی دار کل درآمد دولت و تأثیر مثبت معنی دار کل مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است، این محققین درآمدهای دولت را به تفکیک درآمد حاصل از فروش نفت و گاز، درآمد حاصل از مالیات و درآمد حاصل از دیگر منابع وارد مدل کردند که نتیجه‌ی برآورد مدل

نشان دهنده‌ی تأثیر منفی بی معنی درآمدهای مالیاتی، تأثیر مثبت معنی دار درآمد نفت و گاز و تأثیر مثبت بی معنی دیگر درآمدها بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در مرحله‌ی آخر نیز مخارج دولت را به مخارج عمومی، مخارج اجتماعی، مخارج اقتصادی و مخارج دفاعی دولت تفکیک و مدل را برآورد کردند که نتیجه‌ی برآورد حاکی از تأثیر مثبت و معنی دار مخارج عمومی، تأثیر منفی معنی دار مخارج اجتماعی، تأثیر منفی معنی دار مخارج اقتصادی و تأثیر منفی بی معنی مخارج دفاعی دولت است.

گسگری و همکاران (۱۳۸۵) تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۴-۱۳۳۸) را بررسی کرده‌اند. این محققین برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده کرده و نتیجه‌ی برآورد آن‌ها حاکی از این بود که تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری تجاری به تولید ناخالص داخلی، نوسان‌های رابطه‌ی مبادله و نوسان‌های نرخ ارز تأثیر مثبت و سطح عمومی قیمت‌ها و نوسان‌های نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری ثابت بخش خصوصی دارد.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۶) اثرگذاری نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۴) را بررسی کرده‌اند. این محققین مدل را با استفاده از روش ARDL برآورد کرده که نتیجه‌ی برآورد رابطه‌ی بلندمدت حاکی از تأثیر منفی معنی دار نرخ سود موزون تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری دولتی و تسهیلات اعطایی بانک‌ها و تأثیر مثبت معنی دار تولید ناخالص داخلی بدون نفت و نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است.

قربانی و همکاران (۱۳۸۶) رابطه‌ی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری خصوصی و متغیرهای تأثیرگذار بر آن را در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی ARDL برای دوره‌ی زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۲) بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که رابطه‌ی بلندمدتی بین سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، درآمد سرانه، موجودی سرمایه، نرخ بهره‌ی واقعی و تسهیلات بانک‌ها به بخش خصوصی وجود دارد. سرمایه‌گذاری خصوصی بیشترین حساسیت را نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی دارد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران حساسیت کمی نسبت به تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی دارد.

کارزونی و دولتی (۱۳۸۶) رابطه‌ی بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۱-۱۳۴۰) را بررسی کرده‌اند. آن‌ها به منظور به‌دست آوردن رابطه‌ی نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی الگوی ARDL را به کار بردند. نتایج برآورد آن‌ها حاکی از این بود که تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای اثر مثبت و معنی دار و نرخ ارز واقعی و

سرمایه‌گذاری بخش دولتی اثر منفی و معنی داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. همچنین، برآورد مدل نشان دهنده اثر منفی ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بود.

۲-۲- مطالعات خارجی

ماش^۱ (۱۹۹۸) واکنش سرمایه‌گذاری نسبت به شوک‌های موقتی قیمت کالاها در کشورهای کنیا، کاستاریکا، کلمبیا، سنگال، غنا و ساحل عاج برای دوره‌ی زمانی (۱۹۸۳-۱۹۷۵) را بررسی کرد. برای این منظور مدل سرمایه‌گذاری در وضعیت عدم اطمینان را به کار برد. نتیجه‌ی بررسی وی نشان‌دهنده‌ی رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری و شوک‌های قیمت بود. به عبارت دیگر، با افزایش قیمت کالاها، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یافت.

گویلو^۲ (۱۹۹۹) به صورت نظری رابطه‌ی انباشت سرمایه و رابطه‌ی مبادله در چارچوب مدل تداخل بین نسل‌ها و در حالت دو کشور، دو کالا را تحلیل می‌کند. وی در مدل خود فرض کرده است که مصرف فعلی و مصرف آتی جانشین‌های ناخالص هستند و همچنین، پیشرفت فناوری از نوع خنثایی هیکس است. نتایج بررسی وی نشان داد که شدت به کارگیری عوامل تولید تأثیر مهمی در چگونگی ارتباط انباشت سرمایه و رابطه‌ی مبادله دارد. به طوری که اگر بخش سرمایه‌گذاری اقتصاد کاربر باشد، رابطه‌ی بین انباشت سرمایه و رابطه‌ی مبادله مثبت خواهد بود.

دن^۳ (۲۰۰۰) با استفاده از روش داده‌های تابلویی عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ۴۴ کشور در حال توسعه را بررسی می‌کند. برای این دیدگاه مدل مقتضی را با ملاحظه‌ی الگوی شتاب انعطاف‌پذیر تصریح کرده است. وی الگوی مزبور را با روش GMM^۴ سیستمی برآورد کرده و نتیجه‌ی برآورد وی نشان داد که نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به GDP با وقفه، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP، رشد GDP، رشد با وقفه GDP و اعتبارات بانکی تخصیص یافته به بخش خصوصی تأثیر مثبت و نرخ بهره‌ی حقیقی داخلی، قیمت حقیقی کالاها، سرمایه‌ی ای و محدودیت حساب سرمایه تأثیر منفی بر نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به GDP دارد.

بلنی و گرین‌وی^۵ (۲۰۰۱) تأثیر نوسان‌های رابطه‌ی مبادله و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری برای ۱۴ کشور آفریقایی در دوره‌ی زمانی (۱۹۹۵ - ۱۹۸۰) را با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی کرده‌اند. ۱۴ کشور منتخب عبارت بودند از: بوتسوانا، بورکینافاسو، کامرون، ساحل عاج، گامبیا، غنا، کنیا، مالاوی،

1- Mash

2- Guillo

3- Dehn

4- Generalized Method of Moments

5- Bleaney & Greenway

موریتانی، نیجر، سنگال و تانزانیا. این دو محقق متغیرهای زیر را به عنوان متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری انتخاب کردند: وقفه‌های اول و دوم سرمایه‌گذاری، وقفه‌های اول و دوم GDP، نرخ بهره، نرخ تورم، رابطه-ی مبادله، و نرخ ارز حقیقی. نتیجه‌ی برآورد آن‌ها نشان داد که نرخ بهره و نرخ تورم تأثیر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری ندارد؛ ولی نوسان‌های نرخ ارز تأثیر منفی معنی‌دار و نوسان‌های رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری دارد.

نابند و اسلاتر^۱ (۲۰۰۳) در مطالعه‌ی خود عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کوتاه مدت و بلندمدت را برای ۴ کشور اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند که عضو آسه آن^۲ هستند، برای دوره‌ی زمانی (۱۹۹۹-۱۹۷۱) را بررسی کردند. با توجه به تئوری‌های مختلف سرمایه‌گذاری از قبیل اصل شتاب، نظریه‌ی Q توپین و نظریه‌ی نوکلاسیک و وضعیت خاص کشورهای در حال توسعه مدل سرمایه‌گذاری را تصریح کردند. برآورد رابطه‌ی کوتاه مدت مدل با استفاده از روش داده‌های ادغام شده^۳ صورت گرفت که نتیجه‌ی آن نشان داد رشد تولید ملی حقیقی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بدهی خارجی تأثیر مثبت و معنی‌دار و سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره تأثیر منفی معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. متغیرهای جانشین برای عدم اطمینان نیز بی‌معنی است. به منظور برآورد رابطه‌ی بلند مدت مدل ابتدا آزمون ریشه‌ی واحد را انجام دادند. نتیجه‌ی آزمون حاکی از آن بود که رشد تولید ملی، نرخ بهره و متغیرهای جانشین عدم اطمینان $I(0)$ و بقیه‌ی متغیرها $I(1)$ است. بنابراین، در برآورد بردار همجمعی متغیرهای $I(0)$ کنار گذاشته شدند. بردار همجمعی برآورد شده نشان‌دهنده‌ی این مطلب بود که GDP، FDI و نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت و معنی‌دار و سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی خارجی تأثیر منفی معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد.

رازین و همکاران^۴ (۲۰۰۳) به صورت نظری رابطه‌ی آزادسازی تجاری و نوسان‌های سرمایه‌گذاری و رابطه‌ی مبادله را تحلیل کرده‌اند پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که آزادسازی تجاری ممکن است تأثیرات غیر متعارفی بر سرمایه‌گذاری و نوسان‌های رابطه‌ی مبادله بگذارد. آزادسازی تجاری می‌تواند از طریق انتظارات بنگاه‌ها به سیکل‌های تجاری سرمایه‌گذاری منجر شود. به طوری که انتظارات خوش بینانه‌ی بنگاه‌ها رابطه‌ی مبادله و افزایش سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد، در حالی که انتظارات بدبینانه تأثیر

1- Nabende & Slater

2- Association of South East Asian Nations (ASEAN)

3- Pooling Data

4- Razin et al.

معکوس دارد، همچنین این محققین نتیجه گرفتند که نوسان‌های یاد شده برای کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته است.

آتارا^۱ (۲۰۰۴) عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلندمدت برای اقتصاد سنگال را شناسایی کرده است. به منظور تصریح مدل سرمایه‌گذاری از پنج تئوری استفاده کرد: مدل شتاب ساده، مدل شتاب انعطاف‌پذیر، نظریه‌ی نقدینگی، تئوری سودهای انتظاری و تئوری q توبین. سپس، با ملاحظه‌ی این تئوری‌ها، تابع سرمایه‌گذاری زیر را تصریح و برای دوره‌ی زمانی (۲۰۰۰ - ۱۹۷۰) برآورد کرد. آنگاه برای برآورد رابطه‌ی بلندمدت فوق از دو روش یوهانسن - جوسلیوس و ARDL هاشم پسران استفاده کرد. نتیجه‌ی برآورد هر دو روش بیان‌کننده‌ی این مطلب بود که سرمایه‌گذاری بخش دولتی، GDP و کمک‌های خارجی تأثیر مثبت و معنی‌دار و اعتبارات بانکی و رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

جانق وایچ و کوپایون^۲ (۲۰۰۸) عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد تایلند را شناسایی کردند. آنها با ملاحظه‌ی دیدگاه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری جورگنسون^۳ و در نظر گرفتن ویژگی‌های ساختاری کشورهای در حال توسعه، تابع سرمایه‌گذاری مناسب را برای تایلند تصریح کردند. مدل مقتضی را در دوره‌ی زمانی (۲۰۰۵-۱۹۶۰) تصریح و با استفاده از روش ARDL آن را برآورد کردند. نتیجه‌ی برآورد رابطه‌ی بلندمدت آن‌ها نشان داد که رشد تولید ملی، نرخ ارز حقیقی و سرمایه‌گذاری دولتی تأثیر مثبت و رشد هزینه‌ی حقیقی سرمایه و عدم اطمینان اقتصادی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

۳- مبانی نظری تحقیق

هدف اصلی این تحقیق تصریح تابع سرمایه‌گذاری براساس الگوی پایه‌ای و اساسی در ادبیات اقتصاد کلان، یعنی الگوی رمزی است. بنابراین، در ابتدا الگوی رمزی به اختصار بیان می‌شود و سپس، به استخراج الگوی رمزی تعمیم یافته پرداخته خواهد شد.

۳-۱- الگوی رمزی

فرانک رمزی^۴ (۱۹۲۸) برای یافتن پاسخ به پرسش میزان پس‌انداز لازم یک ملت که خود مطرح کرده بود، از الگوی استفاده کرد که امروزه الگوی مبنا برای مطالعه تخصیص بهینه بین زمانی منابع است. فروض این

1- Ouattara

2- Jongwanich & Kohpaiboon

3- Jorgenson

4- Frank Ramsey

الگو عبارتند از: افراد افق نامحدود و یا به بیان دیگر عمر جاودانی دارند، عرضه‌ی نیروی کار به‌طور کامل بی‌کشش است، استهلاک سرمایه وجود ندارد، تابع تولید همگن از درجه یک است، عاملین اقتصادی به صورت همگن در نظر گرفته می‌شوند و بازار کالاها و بازار عوامل تولید به صورت رقابتی عمل می‌کنند. جمعیت، N_t ، با نرخ n در طول زمان رشد می‌یابد. تولید با استفاده از سرمایه، K ، و نیروی کار، N ، انجام می‌شود:

$$Y_t = F(K_t, N_t) \quad (۱)$$

تولید، مصرف و یا سرمایه‌گذاری می‌شود که در حالت دوم به موجودی سرمایه می‌شود:

$$Y_t = F(K_t, N_t) = C_t + \frac{dK_t}{dt} \quad (۲)$$

با توجه به همگن از درجه یک بودن تابع تولید می‌توان رابطه‌ی فوق را بر حسب مقادیر سرانه به صورت زیر نوشت:

$$y_t = f(k_t) = c_t + nk_t + \frac{dk_t}{dt} \quad (۳)$$

که در آن حروف کوچک بیانگر مقادیر سرانه است. فرض می‌شود $f(\cdot)$ اکیداً مقعر بوده و درباره‌ی آن وضعیت اینادا^۱ برقرار است:

$$f(0) = 0, \quad f'(\infty) = 0, \quad f'(0) = \infty \quad (۴)$$

اقتصاد از ابتدا با مقداری موجودی سرمایه شروع می‌کند تا بتواند تولید را آغاز کند:

$$\frac{K_0}{N_0} = k_0 > 0 \quad (۵)$$

رجحان‌های مصرفی خانوار در طول زمان با انتگرال مطلوبیت نشان داده می‌شود:

$$U_0 = \int_0^{\infty} U(c_t) e^{-\beta t} dt \quad (۶)$$

رفاه خانوار در زمان صفر، U_0 ، جمع تنزیل شده مطلوبیت‌های آتی، $U(c_t)$ ، است. پارامتر β نرخ رجحان زمانی و یا نرخ تنزیل ذهنی است و فرض می‌شود اکیداً مثبت است. انتخاب برنامه‌ریزان این است که

در هر لحظه از زمان، خانوار نمونه باید چه مقدار مصرف کرده و چه مقدار به موجودی سرمایه بیفزاید تا مصرف آینده تأمین شود. بنابراین، برنامه‌ریزی مرکزی مسأله زیر را حل می‌کند:

$$\max U_0 = \int_0^{\infty} U(c_t) e^{-\beta t} dt$$

مشروط به:

$$f(k_t) = c_t + nk_t + \frac{dk_t}{dt} \quad k_t \geq 0, c_t \geq 0 \text{ و } k_0 \text{ معین}$$

پاسخ مسأله با استفاده از نظریه‌ی کنترل و اصل حداکثر^۱ مشخص می‌شود. با تنظیم تابع هامیلتون پاسخ بهینه‌ی مسأله استخراج می‌شود:

$$H_t = U(c_t) e^{-\beta t} + \mu_t [f(k_t) - nk_t - c_t] \quad (۷)$$

در این مسأله بهینه‌یابی، c_t متغیر کنترل^۲، k_t متغیر وضعیت^۳ و μ_t متغیر هم وضعیت^۴ است. μ_t ارزش نهایی یک واحد اضافی سرمایه در زمان t است که بر اساس زمان صفر محاسبه شده است. از نظر کاربردی بهتر است به جای استفاده از ارزش نهایی بر اساس زمان صفر از ارزش نهایی یک واحد اضافی سرمایه‌ی زمان t بر اساس زمان t استفاده شود:

$$\lambda_t = \mu_t e^{\beta t} \quad (۸)$$

با جایگزینی λ_t به جای μ_t در رابطه‌ی بالا عبارت زیر به دست می‌آید:

$$H_t = \{U(c_t) + \lambda_t [f(k_t) - nk_t - c_t]\} e^{-\beta t} \quad (۹)$$

قید غیر منفی بودن k و C به صورت صریح در نظر گرفته نشده است.

شرط لازم و کافی برای این که مسیر متغیرهای مصرف و سرمایه یک مسیر بهینه باشد، عبارت است از:

$$H_c = 0 \quad (۱۰)$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = -H_k \quad (۱۱)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} k_t \mu_t = 0 \quad (۱۲)$$

-
- 1- Maximum Principle
 - 2- Control Variable
 - 3- State Variable
 - 4- Co-State Variable

با استخراج این شرط لازم برای مسأله فوق، عبارات زیر به دست می‌آید:

$$U'(c_t) = \lambda_t \quad (13)$$

$$\frac{d\lambda_t}{dt} = \lambda_t [n + \beta - f'(k_t)] \quad (14)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} k_t U'(c_t) e^{-\beta t} = 0 \quad (15)$$

با انجام چند عملیات جبری عبارت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{dc_t/dt}{c_t} = \sigma [f'(k_t) - n - \beta] \quad (16)$$

این معادله‌ی دیفرانسیل، شرط لازمی است که در حالت زمان پیوسته باید در مسیر بهینه برقرار باشد.

۳-۲- الگوی رمزی تعمیم یافته

لوییس سرون (۱۹۹۹) الگوی رمزی را با در نظر گرفتن رابطه‌ی مبادله گسترش داد تا بتواند نحوه‌ی تأثیرگذاری رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری و مصرف را بررسی کند.

الگوی بسط داده شده به وسیله سرون به شرح زیر است:

تولید کالاهای داخلی با استفاده از سرمایه و نیروی کار انجام می‌شود. فناوری تولید دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. اقتصاد با نرخ بهره‌ی جهانی و قیمت‌های داده شده، روبه‌رو است. برای تحلیل ارتباط اقتصاد داخلی با دنیای خارج رابطه‌ی مبادله را به کار گرفته است:

$$tot = \frac{P_x}{P_m} \quad (17)$$

فناوری سرمایه‌گذاری به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$J = J(J_N, J_F) \quad (18)$$

که در آن:

J_N : نهاده‌های تولید داخلی

J_F : نهاده‌های تولید خارجی

و تابع $J(\cdot)$ همگن از درجه‌ی یک است. هزینه‌ی نصب کالاهای سرمایه‌ای جدید به صورت محدب و

درجه دوم است:

$$J = I + \frac{\phi I^2}{2K} \quad (19)$$

به طوری که پارامتر مثبت ϕ شیب هزینه‌های نهایی نصب سرمایه را اندازه‌گیری می‌کند. محدب بودن تابع هزینه‌ی نصب کالاهای سرمایه‌ای به این دلیل است که در ابتدا صرفه‌های حاصل از مقیاس وجود دارد؛ ولی، در ادامه نگاه این صرفه‌های حاصل از مقیاس را ندارد.

فناوری سرمایه‌گذاری [معادله‌ی (۱۸)] به وجود یک شاخص قیمت سرمایه که تابع رابطه‌ی مبادله است $P_K = P_K(tot)$ با $P'_K > 0$ و $P''_K < 0$ اشاره دارد. ملاحظه می‌شود که رابطه‌ی مبادله به صورت مثبت بر شاخص قیمت سرمایه تأثیر می‌گذارد. زیرا، با افزایش شاخص قیمت صادرات (بهبود رابطه‌ی مبادله) تولیدکنندگان داخلی تشویق به تولید و صادرات بیشتری می‌شوند و بنابراین، تقاضای آن‌ها برای نهاده‌های تولید از جمله تجهیزات سرمایه‌ای افزایش می‌یابد که نتیجه‌ی آن افزایش شاخص قیمت سرمایه است.

اقتصاد شامل افراد دارای عمر جاویدان است که می‌توانند در نرخ بهره جهانی داده شده r^* قرض کنند یا وام بدهند. عرضه‌ی نیروی کار به‌طور کامل بی‌کشش است. تابع تولید در سطح اقتصاد کلان به وسیله‌ی فناوری تولید که فقط تابع K است، $Y = Y(K)$ ، نشان داده می‌شود که Y اشاره به تولید واقعی کالاهای داخلی دارد و $Y' > 0$ و $Y'' < 0$ است.

هدف عامل اقتصادی نوعی، حداکثر سازی تابع مطلوبیت زیر است:

$$\int_0^{\infty} \frac{[C(C_N, C_F)]^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\beta t} dt$$

به طوری که:

β : نرخ تنزیل ذهنی

$1/\theta$: کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف

C_N : مصرف کالاهای داخلی

C_F : مصرف کالاهای وارداتی است.

برای راحتی تحلیل فرض می‌شود $C(\cdot)$ همگن از درجه‌ی اول است. اگر ترجیحات همگن در نظر گرفته شود، مطلوبیت حاصل از مصرف کالاهای داخلی و خارجی به صورت یکنواخت افزایش می‌یابد و هیچ‌اربی نسبت به یک گونه‌ی خاص از کالاهای داخلی و خارجی وجود ندارد. C متعلق به یک مصرف‌کننده نوعی است؛ ولی، چون در این مسأله بهینه‌یابی مصرف کل اقتصاد در نظر است؛ بنابراین، C می‌تواند به عنوان

شاخص مصرف واقعی تفسیر شود. بنابراین، تابع مخارج مرتبط با آن می‌تواند به صورت $P_C(tot)C$ بیان شده، به طوری که P_C (با $P'_C > 0$ و $P''_C < 0$) شاخص قیمت مصرف را نشان می‌دهد. با کنار هم قرار دادن این اجزا، مسأله‌ی عامل اقتصادی نوعی به صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$\text{Max} \int_0^{\infty} \frac{C(t)^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\beta t} dt \quad (\text{a-20})$$

مشروط به:

$$\dot{K} = I \quad (\text{b-20})$$

$$\dot{A} = \left[\text{tot} Y(K) - P_C(\text{tot})C - P_K(\text{tot}) \left[I + \frac{\phi I^2}{2K} \right] \right] + r^* A \quad (\text{c-20})$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} A e^{-r^* t} = 0 \quad (\text{d-20})$$

و مقادیر معین A_0 و K_0 .

به طوری که A ثروت مالی فرد است.

تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده از نوع تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت^۱ (CRRA) است. در تابع مطلوبیت فوق‌کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف برابر با $1/\theta$ است. همچنین، مطابق معیار ریسک‌گریزی نسبی که به صورت $\left(\frac{-U''(C)C}{U'(C)} \right)$ تعریف می‌شود، θ ضریب ریسک‌گریزی نسبی است. از این رو، تابع فوق‌را تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA) می‌نامند.

در وضعیت تعادل در تراز پرداخت‌ها، سمت راست معادله‌ی (c-20) مازاد حساب جاری عامل اقتصادی است که به خالص دارایی‌های خارجی اشاره دارد. معادله‌ی (d-20) شرط تراگردی^۲ است و تضمین‌کننده‌ی این مطلب است که افراد نمی‌توانند برای بازپرداخت بدهی خود از استقرای‌های جدیدتری استفاده کنند و بنابراین، بدهی افراد رشد نامحدودی نخواهد داشت. در این مسأله بهینه‌یابی C و I متغیرهای کنترل و K و A متغیرهای وضعیت هستند.

تابع هامیلتون برای این مسأله به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$H = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\beta t} + \mu \left[\text{tot} Y(K) - P_C(\text{tot})C - P_K(\text{tot}) \left[I + \frac{\phi I^2}{2K} \right] + r^* A \right] + \underline{Q} I \quad (21)$$

1- Constant Relative Risk Averse

2- Transversality

با تعریف $\mu = \lambda e^{-\beta t}$ و $Q = \lambda q e^{-\beta t}$ تابع هامیلتون به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$H = \left\{ \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda \left[\text{tot } Y(K) - P_C(\text{tot})C - P_K(\text{tot}) \left[I + \frac{\phi I^2}{2K} \right] + r^* A \right] + \lambda q I \right\} e^{-\beta t} \quad (22)$$

به طوری که λ قیمت سایه‌ای موجودی دارایی‌های خارجی و q قیمت سایه‌ای سرمایه است.

شرط لازم و کافی برای این که مسیر متغیرهای مصرف و سرمایه‌گذاری یک مسیر بهینه باشد، عبارت است از:

$$H_c = 0 \quad (23)$$

$$H_I = 0 \quad (24)$$

$$\frac{d\mu}{dt} = -H_A \quad (25)$$

$$\frac{dQ}{dt} = -H_K \quad (26)$$

با برقراری شرط مرتبه‌ی اول نتایج زیر به دست می‌آید:

$$\{C^{-\theta} - \lambda P_C(\text{tot})\} e^{-\beta t} = 0$$

$$C^{-\theta} = \lambda P_C(\text{tot})$$

بنابراین:

$$C = \left[\frac{1}{\lambda P_C(\text{tot})} \right]^{\frac{1}{\theta}} \quad (27a)$$

$$\left\{ \lambda \left[-P_K \left(1 + \frac{\phi I}{K} \right) \right] + \lambda q \right\} e^{-\beta t} = 0$$

$$\lambda \left[P_K \left(1 + \frac{\phi I}{K} \right) \right] = \lambda q$$

$$\left[P_K \left(1 + \frac{\phi I}{K} \right) \right] = q$$

$$1 + \frac{\phi I}{K} = \frac{q}{P_K}$$

$$\frac{\phi I}{K} = \frac{q}{P_K} - 1$$

بنابراین:

$$I = \frac{K}{\phi} \left[\frac{q}{P_K(tot)} - 1 \right] \quad (27b)$$

بر اساس شرط (۲۵) طرف چپ عبارت است از:

$$\begin{aligned} \frac{d\mu}{dt} &= \frac{d\lambda}{dt} e^{-\beta t} - \beta \lambda e^{-\beta t} \\ &= \left(\frac{d\lambda}{dt} - \beta \lambda \right) e^{-\beta t} \end{aligned}$$

و طرف راست شرط فوق به صورت زیر است:

$$H_A = (\lambda r^*) e^{-\beta t}$$

بنابراین، از تساوی دو طرف، رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\frac{d\lambda}{dt} - \beta \lambda = -\lambda r^*$$

به این ترتیب خواهیم داشت:

$$\frac{d\lambda}{dt} = \lambda(\beta - r^*) \quad (27c)$$

از شرط (۲۶) مشاهده می‌شود که طرف چپ برابر است با:

$$\frac{dQ}{dt} = \frac{d\lambda}{dt} q e^{-\beta t} + \frac{dq}{dt} \lambda e^{-\beta t} - \beta \lambda q e^{-\beta t}$$

و طرف راست آن:

$$H_K = \lambda \left[tot Y'(K) + P_K(tot) \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right] e^{-\beta t}$$

با تساوی قرار دادن دو طرف:

$$\frac{d\lambda}{dt} q + \frac{dq}{dt} \lambda - \beta \lambda q = -\lambda \left[tot Y'(K) + P_K(tot) \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right]$$

یا:

$$\frac{dq}{dt} \lambda + \lambda(\beta - r^*) q = \beta \lambda q - \lambda \left[tot Y'(K) + P_K(tot) \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right]$$

بنابراین، رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\dot{q} = \beta q - \left[\text{tot } Y'(K) + P_K(\text{tot}) \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right] \quad (27d)$$

معادله‌ی (27a) توصیف استاندارد مسیر بهینه‌ی مصرف است. معادله‌ی (27b) قاعده‌ی سرمایه‌گذاری توین است که انباشت سرمایه را به قیمت سایه‌ای سرمایه ربط می‌دهد. معادله‌ی (27c) روشن می‌کند که یک جواب پایا برای الگو نمی‌تواند وجود داشته باشد، مگر این که نرخ رجحان زمانی با نرخ بهره‌ی جهانی برابر باشد. بنابراین، در چنین حالتی قیمت سایه‌ای دارایی‌های خارجی λ باید در امتداد مسیر تعدیل ثابت باقی بماند. معادله‌ی (27d) نیز شرط آربیتراژ است که به تفاوت قیمت سایه‌ای سرمایه و قیمت سرمایه و به عبارت دیگر، به تفاوت قیمت بازاری سرمایه (βq) و قیمت ذاتی سرمایه $\left[\text{tot } Y'(K) + P_K(\text{tot}) \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right]$ اشاره می‌کند و مسیر q را توصیف می‌کند.

برای بررسی اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله بر مسیر سرمایه‌گذاری، معادله‌ی (27d) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\frac{\dot{q}}{P_K(\text{tot})} = \beta \frac{q}{P_K(\text{tot})} - \left[\frac{\text{tot}}{P_K(\text{tot})} Y'(K) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right]$$

چون در وضعیت یکنواخت $\beta = r^* - s_K(\text{tot}) \frac{\text{tot}}{\text{tot}}$ است، پس:

$$\frac{d}{dt} \left(\frac{q}{P_K(\text{tot})} \right) = \left(r^* - s_K(\text{tot}) \frac{\text{tot}}{\text{tot}} \right) \frac{q}{P_K(\text{tot})} - \left[\frac{\text{tot}}{P_K(\text{tot})} Y'(K) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right] \quad (28)$$

در اینجا $s_K(\text{tot}) = \frac{\text{tot } P'_K(\text{tot})}{P_K(\text{tot})}$ سهم کالاهای داخلی در مخارج سرمایه‌گذاری است.

تغییرات رابطه‌ی مبادله از دو کانال مسیر زمانی بر q/P_K تأثیر می‌گذارد و از این راه بر سرمایه‌گذاری تأثیر گذار است:

نخست، مادامی که سرمایه محتوای وارداتی داشته باشد، تغییرات رابطه‌ی مبادله بر تولید نهایی سرمایه تأثیر می‌گذارد. با کاهش شاخص قیمت صادرات (بدتر شدن رابطه‌ی مبادله) درآمدهای صادراتی کاهش یافته و تقاضا برای کالاهای وارداتی از جمله کالاهای سرمایه‌ای کاهش می‌یابد. با توجه به این که در اقتصاد ایران

قیمت نفت وزن و اهمیت ویژه‌ای را در رابطه‌ی مبادله تجاری دارد؛ بنابراین، با کاهش قیمت نفت (بدتر شدن رابطه‌ی مبادله)، درآمدهای صادراتی کشور کاهش یافته و تقاضا برای کالاهای وارداتی از جمله کالاهای سرمایه‌ای کاهش می‌یابد و بنابراین، بر سطح به کارگیری سرمایه و تولید نهایی سرمایه تحت تأثیر می‌گذارد. دوم، اگر سرمایه‌گذاری محتوای داخلی داشته باشد، تغییرات پیش‌بینی شده رابطه‌ی مبادله در نرخ بهره‌ی واقعی منعکس می‌شود (اولین عبارت در گروه در معادله‌ی (۲۸). انتظار افزایش (کاهش) رابطه‌ی مبادله، نرخ بهره‌ی واقعی بر حسب کالاهای سرمایه‌ای را پایین‌تر (بالا‌تر) از r^* قرار می‌دهد و با ثابت بودن دیگر شروط، هزینه‌ی به کارگیری سرمایه را کاهش (افزایش) می‌دهد و سرمایه‌گذاری فعلی را افزایش (کاهش) می‌دهد.

۴- برآورد اقتصادسنجی الگو و تحلیل نتایج

۴-۱- تصریح مدل

همان‌گونه که در فصل پیش و بر اساس الگوی رمزی تعمیم یافته ملاحظه شد، مسیر بهینه سرمایه‌گذاری تابعی از موجودی سرمایه، هزینه‌ی نصب سرمایه، قیمت سایه‌ای سرمایه، قیمت سرمایه و رابطه‌ی مبادله بود:

$$I = \frac{K}{\phi} \left[\frac{q}{P_K(tot)} - 1 \right]$$

با توجه به رابطه‌ی فوق متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مشخص می‌شود:

$$I = f(K, q, PH, PK, TOT) \quad (29)$$

بنابراین، الگوی برآورد شده برای تحلیل رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LI_t = \beta_0 + \beta_1 LK_t + \beta_2 Lq_t + \beta_3 PH_t + \beta_4 PK_t + \beta_5 LTOT_t + U_t \quad (30)$$

که در آن:

LI : لگاریتم سرمایه‌گذاری

LK : لگاریتم تولید موجودی سرمایه

Lq : لگاریتم قیمت سایه‌ای سرمایه (از شاخص قیمت سهام بورس به عنوان متغیر جایگزین^۱ استفاده می‌شود)

PH : هزینه‌ی نصب سرمایه

PK : قیمت سرمایه

$LTOT$: لگاریتم رابطه‌ی مبادله (نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات) است.

تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۷۶ است. دوره‌ی زمانی تحقیق (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و متغیرها به صورت فصلی است.

منابع آماری متغیرها به شرح زیر است:

داده‌های مربوط به سرمايه‌گذاري، نرخ سود بانكي و رابطه‌ی مبادله از منابع آماری بانک مرکزی (نماگرهای اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه‌ی بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و ...) گردآوری شده است. داده‌های مربوط به موجودی سرمايه و نرخ استهلاك سرمايه برآورد آمینی و نشاط (۱۳۸۴) گردآوری شده است. جمع آوری داده‌های مربوط به هزینه‌ی نصب سرمايه براساس منابع آماری وزارت صنایع و معادن است. با توجه به این که آمار مربوط به قیمت سایه‌ای سرمايه در اقتصاد ایران موجود نیست، از شاخص قیمت سهام بورس به عنوان متغیر جایگزین استفاده می‌شود که براساس گزارش‌های آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. قیمت سرمايه نیز به صورت مجموع نرخ سود بانكي و نرخ استهلاك سرمايه محاسبه شده است.

علامت انتظاری ضرایب به صورت زیر است:

$$\beta_1 = \frac{\partial LI}{\partial LK} > 0$$

این ارتباط مثبت بین سرمايه‌گذاري و موجودی سرمايه براساس اصل شتاب قابل توضیح

است. سرمايه‌گذاري همان تغییرات موجودی سرمايه است و بنابراین با افزایش موجودی سرمايه، سرمايه‌گذاري افزایش می‌یابد. مطالعات دن (۲۰۰۰)، بندنابند و اسلاتر (۲۰۰۳) و آتارا (۲۰۰۴) مؤید این مطلب است.

$$\beta_2 = \frac{\partial LI}{\partial Lq} > 0$$

برطبق نظریه‌ی q توین با افزایش q ، بنگاه سرمايه‌گذاري خود را برای خرید و نصب

ماشین‌آلات افزایش می‌دهد. برای تأیید این مطلب می‌توان به مطالعات بندنابند و اسلاتر (۲۰۰۳) و آتارا (۲۰۰۴) اشاره کرد.

$$\beta_3 = \frac{\partial LI}{\partial PH} < 0$$

هزینه‌های مربوط به نصب و راه‌اندازی تجهیزات سرمايه‌ای تأثیر معکوس بر سرمايه‌گذاري

بنگاه‌ها دارد.

$$\beta_4 = \frac{\partial LI}{\partial PK} < 0$$

مطابق معیار ارزش فعلی خالص و دیدگاه سرمايه‌گذاري جورگنسون نرخ بهره تأثیر

معکوس بر سرمايه‌گذاري دارد. با افزایش قیمت سرمایة‌ی هزینه سرمايه‌گذاري افزایش یافته و در نتیجه، میزان سرمايه‌گذاري کاهش می‌یابد. در این زمینه می‌توان به مطالعات دن (۲۰۰۰) و جانتق‌وانیچ و کوپایون (۲۰۰۸) اشاره کرد که نشان دهنده‌ی رابطه‌ی معکوس قیمت سرمايه با سرمايه‌گذاري است.

$$\beta_5 = \frac{\partial LI}{\partial TOT} < 0$$

براساس الگوي رمزي تعمیم یافته ملاحظه شد که رابطه‌ی مبادله از دو کانال بر

سرمايه‌گذاري تأثیر می‌گذارد: اول تغییرات رابطه‌ی مبادله بر تولید نهایی سرمايه تأثیر می‌گذارد، به طوری که

با بهبود رابطه‌ی مبادله، ارزش تولید نهایی سرمایه بزرگ‌تر از هزینه‌ی به کارگیری سرمایه می‌شود و بنابراین، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. دوم، تغییرات رابطه‌ی مبادله در نرخ بهره‌ی واقعی منعکس می‌شود. بهبود رابطه‌ی مبادله، نرخ بهره واقعی را کاهش می‌دهد و در نتیجه، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. مطالعات تجربی گویلو (۱۹۹۹)، بلنی و گرین‌وی (۲۰۰۱) و رازین و همکاران (۲۰۰۳) نشان دهنده‌ی تأثیرگذاری مثبت رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری بوده است.

۴-۲- برآورد الگو

به منظور برآورد الگو از روش یوهانسن- جوسلیوس و نرم افزار Microfit 4.0 استفاده می‌شود. در زیر عمده‌ترین مسائلی که محقق برای به دست آوردن بردارهای همجمعی با استفاده از روش یوهانسن- جوسلیوس با آن روبه‌رو است، عبارت است از:

(۱) تعیین مرتبه‌ی جمعی متغیرها.

(۲) تعیین طول وقفه‌ی الگوی VAR.

(۳) تعیین رتبه‌ی ماتریس Π (تعیین تعداد بردارهای همجمعی).

در ادامه، به انجام هر یک از این مراحل پرداخته می‌شود.

پیش از برآورد الگو، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بررسی می‌شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد روی سطح و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در جداول ۱ و ۲ آورده می‌شود.

جدول ۱: آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها در سطح معنی داری ۵٪

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
LI	-۲/۹	-۳/۴۷	-۲/۱	-۳/۴۷
LK	-۲/۹	-۳/۴۷	۵/۲۸	-۳/۴۷
Lq	-۲/۹	-۳/۴۷	-۱/۵۲	-۳/۴۷
PH	-۲/۹	-۳/۴۷	۵/۷۴	-۳/۴۷
PK	-۲/۹	-۳/۴۷	-۲/۱۹	-۳/۴۷
LTOT	-۲/۹	-۳/۴۷	-۰/۹۵	-۳/۴۷

منبع: محاسبات تحقیق

نتیجه‌ی آزمون ریشه‌ی واحد نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرها ناپایا هستند.

جدول ۲: آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در سطح معنی داری ۵٪

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	کمیت بحرانی	آماره‌ی آزمون	کمیت بحرانی	آماره‌ی آزمون
DLI	-۲/۹	-۵/۰۳	-۳/۴۷	-۵/۲۷
DLK	-۲/۹	-۱/۸۴	-۳/۴۷	-۶/۵۷
DLq	-۲/۹	-۸/۹۹	-۳/۴۷	-۸/۹۶
DPH	-۲/۹	-۳/۷۹	-۳/۴۷	-۵/۴۹
DPK	-۲/۹	-۳/۱۷	-۳/۴۷	-۳/۹۷
DLTOT	-۲/۹	-۴/۲۳	-۳/۴۷	-۴/۸۴

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در جدول ۲ دیده می‌شود، تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها پایا هستند. به عبارت دیگر، متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و در نتیجه، متغیرهای الگو جمعی از مرتبه، یک (۱) هستند. برای تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی VAR معیار شوارز - بیزین^۱ به کار برده می‌شود. جدول زیر این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳: آزمون تعیین مرتبه‌ی VAR

مرتبه‌ی VAR	معیار شوارز - بیزین	معیار آکایبیک
۰	-۱۰۶۸/۸	-۱۰۶۸/۸
۱	۱۵۹/۸۹۴۸	۲۰۰/۳۶۷۷
۲	۲۵۴/۴۷۰۶	۲۳۵/۴۱۶۵

منبع: محاسبات تحقیق

با ملاحظه‌ی جدول بالا مشخص می‌شود که مقدار حداکثر معیار شوارز - بیزین در مرتبه‌ی دوم قرار دارد. بنابراین، براساس این معیار تعداد وقفه‌های بهینه‌ی VAR برابر ۲ است. آخرین مرحله‌ی قبل از برآورد الگو، تعیین تعداد بردارهای همجمعی است که به وسیله‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر انجام می‌پذیرد. آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، فرضیه‌ی صفر وجود r بردار همجمعی را در برابر فرضیه‌ی مقابل $r+1$ بردار همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. براساس این دو

آزمون هنگامی فرضیه‌ی صفر وجود H_0 بردار همجمعی پذیرفته می‌شود که کمیت این آماره‌ها از مقدار بحرانی بیان شده به وسیله‌ی یوهانسن - جوسلیوس کم‌تر باشد. جدول ۴ این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۴: آزمون تعیین تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه H_0	فرضیه H_1	آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره‌ی آزمون اثر	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪
$r=0$	$r=1$	۸۰/۱۵	۳۹/۸۳	۱۸۹/۳۱	۹۵/۸۷
$r \leq 1$	$r=2$	۵۵/۴۶	۳۳/۶۴	۱۰۹/۱۶	۷۰/۴۹
$r \leq 2$	$r=3$	۳۶/۲۳	۲۷/۴۲	۵۳/۷	۴۸/۸۸
$r \leq 3$	$r=4$	۹/۲۹	۲۱/۱۲	۱۷/۴۷	۳۱/۵۴
$r \leq 4$	$r=5$	۷/۶۵	۱۴/۸۸	۸/۱۸	۱۷/۸۶
$r \leq 5$	$r=6$	۰/۵۳	۸/۰۷	۰/۵۳	۸/۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

براساس اطلاعات مندرج در جدول بالا وجود ۳ بردار همجمعی پذیرفته می‌شود و این ۳ بردار نشان دهنده‌ی روابط بلندمدتی هستند که در بین متغیرهای الگو برقرار است.

پرسشی که به هنگام وجود r بردار همجمعی مطرح می‌شود این است که کدام یک از بردارهای همجمعی باید به عنوان رابطه‌ی تعادلی بلندمدت انتخاب شود؟ در پاسخ باید گفت آن بردار همجمعی به وسیله‌ی محقق انتخاب می‌شود که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی باشد. بنابراین، در این تحقیق از بین سه بردار همجمعی برآورد شده، بردار همجمعی زیر به عنوان نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو انتخاب شد.

جدول ۵: بردار همجمعی نرمال شده

LI	LK	Lq	PH	PK	LTOT
۱	۱/۸۴	۰/۱۱	-۰/۱۵	-۰/۵	۰/۰۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

به دلیل مدل برآوردی به شکل نیمه لگاریتمی است؛ بنابراین، لذا ضریب هر متغیری که به صورت لگاریتمی تصریح شده است، کشش آن را نشان می‌دهد. بنابراین ضرایب الگو به این صورت تفسیر می‌شود: چنانچه موجودی سرمایه ۱ درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری ۱/۸۴ درصد افزایش خواهد یافت و اگر قیمت سایه‌ای سرمایه ۱ درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری ۰/۱۱ درصد افزایش خواهد داشت. افزایش هزینه‌ی

نصب سرمایه به میزان ۱ واحد سرمایه‌گذاری را به میزان $0/15$ درصد کاهش می‌دهد. اگر قیمت سرمایه ۱ واحد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری به میزان $0/05$ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین، ۱ درصد افزایش در رابطه‌ی مبادله به افزایش سرمایه‌گذاری به میزان $0/08$ درصد منجر می‌شود. نتیجه‌ی برآورد الگو، نشان دهنده‌ی تاثیر مثبت رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری است. بنابراین، باید با اتخاذ استراتژی آزاد سازی تجاری زمینه‌های بهبود رابطه‌ی مبادله و در نتیجه، زمینه‌های رشد سرمایه‌گذاری فراهم آید.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از زمان آدام اسمیت تاکنون یک سنت مستحکم در اقتصاد وجود دارد و آن اینکه سرمایه‌گذاری را به عنوان نیروی محرکه‌ی رشد اقتصادی می‌شناسند. کمابیش بیشتر اکثر اقتصاددانان بدون توجه به مکتب و دیدگاه فکری خود، بر انباشت و تکمیل سرمایه به مثابه‌ی مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده‌ی رشد و توسعه اقتصادی تأکید زیادی داشته‌اند. انباشت قابل توجه سرمایه، استفاده مطلوب‌تر و کامل‌تر از منابع موجود در اقتصاد را امکان‌پذیر می‌سازد.

هدف اصلی این پژوهش استخراج مسیر بهینه‌ی سرمایه‌گذاری با ملاحظه الگوی افق نامحدود و برآورد آن برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و با کاربرد داده‌های فصلی است.

در بخش مربوط به برآورد الگو با استفاده از روش اقتصادسنجی، ابتدا تابع سرمایه‌گذاری بر اساس الگوی رمزی تعمیم یافته تصریح شد، به طوری که سرمایه‌گذاری تابعی از موجودی سرمایه، قیمت سایه‌ای سرمایه، هزینه‌ی نصب سرمایه، قیمت سرمایه و رابطه‌ی مبادله بود. سپس، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بررسی شد. نتیجه‌ی آزمون ریشه‌ی واحد نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرها ناپایا هستند. لیکن، متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و در نتیجه، متغیرهای الگو جمعی از مرتبه‌ی یک، $I(1)$ می‌باشند. برای برآورد الگو از روش بردارهای همجمعی یوهانسن - جوسلیوس استفاده شد. نتایج به‌دست آمده از برآورد الگو نشان داد که بین متغیرهای الگو یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت وجود دارد. به طوری که موجودی سرمایه، قیمت سایه‌ای سرمایه و رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت و هزینه‌ی نصب سرمایه و قیمت سرمایه تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری داشتند.

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید و مهر آرا، محسن (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی، تهران: نشر نی.
امینی، علیرضا و نشاط، محمد (۱۳۸۴)، برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸، مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰.

- برانسون، ویلیام اچ (۱۳۷۶)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.
- بلانچارد، اولیویر جین و فیشر، استانی (۱۳۷۷)، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.
- پرم، راجر؛ ما، یو و مک گیل ری، جیمز (۱۳۸۲)، اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، ترجمه حمیدرضا ارباب، تهران: نشر نی.
- حجتی، زیبا؛ اقبالی، علیرضا و گسگری، ریحانه (۱۳۸۴)، پیامدهای سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۲.
- سلیمی‌فر، مصطفی و قوی، مسعود (۱۳۸۱)، تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳.
- سوری، علی (۱۳۸۶)، اقتصاد ریاضی روش‌ها و کاربردها، تهران: انتشارات سمت.
- عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۶)، بررسی اثرگذاری نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در افق بلندمدت ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۱.
- غروی نخجوانی، سید احمد (۱۳۸۱)، نقش درآمدهای نفتی در تامین سرمایه‌گذاری ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۷.
- قربانی، محمد؛ شگری، الهام و مطلبی، مرضیه (۱۳۸۶)، کاربرد الگوی تصحیح خطای نامقید در تعیین عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، دانش و توسعه، شماره ۲۰.
- قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۸۵)، اقتصاد رشد و توسعه، تهران: نشر نی.
- کازرونی، سید علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸۶)، اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۵.
- گسگری، ریحانه؛ قنبری، حسنعلی و اقبالی علیرضا (۱۳۸۵)، بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۳.
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران: انتشارات رسا.
- هایامی، یوجیرو (۱۳۸۰)، اقتصاد توسعه از فقر تا ثروت ملل، ترجمه غلامرضا آزاد ارمکی، تهران: نشر نی.

- Bende-Nabende, Anthony and Slater Jim (2003), Private Capital Formation: Short and Long Run Crowding in (out) Effects in ASEAN (1971-99), Economics Bulletin, Vol. 3, No. 27, pp. 1-16.
- Blanchard, Oliver Jean and Fisher, Stanly (1989), Lectures on Macroeconomic, Massachusetts institute of technology, The MIT Press.
- Bleaney, Michael and Greenaway, David (2001), The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa, Journal of Development Economics, Vol. 65, pp. 491-500.
- Dehn, Jan (2000), Private Investment in Developing Countries: The Effects of Commodity Shocks and Uncertainty, WPS No. 11.
- Guillo, Maria Dolores (1999), On Terms of Trade and Capital Accumulation, Review of International Economics, Vol. 7, No. 2, pp. 228-244.
- Jhonston, Jack & Dinardo, John(1997), Econometric Analysis, Prentice Hall, Fourth Edition.
- Jongwanich, Juthathip and Kohpaiboon, Archanun (2008), Private Investment: Trends and Determinants in Thailand, World Development, Vol. 36, No. 10, pp. 1709-1724.
- Mash, Richard (1998), The Investment Response to Temporary Commodity Price Shocks, The Centre for the Study of African Economies Working Paper Series, www.bepress.com/case/paper78.
- Ouattara, Bazoumana (2004), Modeling the Long Run Determinants of Private Investment in Senegal, CREDIT Research Paper No. 04/05.
- Pesaran, Mohammad Hashem(1997), Working with Microfit 4.0 Camfit Data Limited, www.intecc.co.uk/comfit/.
- Razin, Assaf, Sadka, Efraim and Coury, Tarek (2003), Trade Openness, Investment and Terms of Trade Volatility, Journal of International Economics, No. 61, pp. 285-306.
- Serven, Luis (1999), Terms-of-Trade Shocks and Optimal Investment: Another Look at the Laursen-Metzler Effect, Journal of International Money and Finance, No. 18, pp. 337-365.