

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

مصطفی کریم‌زاده<sup>۱</sup>

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 سرمایه گذاری را به عنوان نیروی محرکه رشد اقتصادی می شناسند. این سنت فرض می کند ساز و کار دستیابی به میزان بالای سرمایه گذاری ذاتاً در اقتصادهای مبتنی بر بازار قرار دارد و این ساز و کار به طور معمول بر مبنای قیمت های نسبی قابل تحقق است و بنابراین، با تقویت این ساز و کار رشد اقتصادی بالا می تواند تحقق یابد. (هایامی، ۱۳۸۶: ۱۴۶)

کمابیش بیشتر اقتصاددانان بدون توجه به مکتب و دیدگاه فکری خود، بر انباشت و تکمیل سرمایه به مثابه مهم ترین عامل تعیین کننده رشد و توسعه اقتصادی تأکید زیادی داشته اند. دور باطل فقر در کشورهای در حال توسعه را که در اقتصاد توسعه به عنوان یکی از تنگناهای اقتصادی این کشورها از آن یاد می شود، تنها از طریق سرمایه گذاری می توان رفع کرد. انباشت قابل توجه سرمایه، استفاده مطلوب تر و کامل تر از منابع موجود در اقتصاد را امکان پذیر می سازد. سرمایه گذاری درآمد ملی و اشتغال را افزایش می دهد، مشکلات مربوط به تورم، بیکاری و کسری تراز پرداخت ها را رفع می کند و اقتصاد را از بار سنگین بدهی های خارجی رها می سازد. سرمایه گذاری بر رفاه اجتماعی و اقتصاد کشور تأثیر می گذارد. اگر میزان سرمایه گذاری کافی باشد، می توان با نیازهای جمعیت رو به افزایش در کشورهای در حال توسعه مقابله کرد. زمانی که انباشت سرمایه و انتقال آن برای استفاده مطلوب تر از منابع طبیعی کشور و احداث صنایع گوناگون؛ مانند صنایع تبدیل کننده مواد اولیه صورت می گیرد، می توان درآمدها را افزایش داد و خواسته های مردم را در جامعه متنوع کرد. (قره باغیان، ۱۳۸۶: ۵۲۳-۵۱۹)

وابستگی بالای اقتصاد ایران به نفت و نیز تأثیر مهم قیمت نفت در رابطه ی مبادله ی تجاری ایران، اهمیت تحلیل تأثیرگذاری رابطه ی مبادله بر سرمایه گذاری را روشن می کند. به طوری که با تحولات بازار جهانی نفت، قیمت نفت تغییر می یابد و از آنجا که قیمت نفت در رابطه ی مبادله ی کشورهای صادرکننده نفت اهمیتی ویژه دارد؛ بنابراین، انتظار می رود نوسان های بازار جهانی نفت تغییرات رابطه ی مبادله را موجب شود. مطالعه ی حاضر ضمن بررسی ادبیات مربوط به تأثیرگذاری رابطه ی مبادله بر متغیرهای اقتصاد کلان به تبیین ارتباط سرمایه گذاری و رابطه ی مبادله می پردازد. آگاهی از میزان و نحوه ی اثرگذاری رابطه ی مبادله بر سرمایه گذاری می تواند راه گشای سیاست گذاران در تدوین سیاست های تجاری مناسب باشد. برای ایجاد ارتباط بین سرمایه گذاری و رابطه ی مبادله از الگوی رمزی که یکی از الگوهای پایه ای اقتصاد کلان است، استفاده خواهد شد. کاربرد این الگو در اقتصاد بین الملل می تواند زمینه هایی جدید را برای محققان و پژوهشگران فراهم آورد.

مقاله‌ای 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.

سلیمی‌فر 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 دهنده تأثیر منفی بی معنی درآمدهای مالیاتی، تأثیر مثبت معنی دار درآمد نفت و گاز و تأثیر مثبت بی معنی دیگر درآمدها بر سرمایه گذاری بخش خصوصی است. در مرحله آخر نیز مخارج دولت را به مخارج عمومی، مخارج اجتماعی، مخارج اقتصادی و مخارج دفاعی دولت تفکیک و مدل را برآورد کردند که نتیجه 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.

گسکری و همکاران (۱۳۸۵) تأثیر بی ثباتی اقتصاد بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران در دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۳۸) را بررسی کرده اند. این محققین برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده کرده و نتیجه برآورد آن ها حاکی از این بود که تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری تجاری به تولید ناخالص داخلی، نوسان های رابطه ی مبادله و نوسان های نرخ ارز تأثیر مثبت و سطح عمومی قیمت ها و نوسان های نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه گذاری ثابت بخش خصوصی دارد.

عباسی نژاد و یاری (۱۳۸۶) اثرگذاری نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران در دوره ی زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۴) را بررسی کرده اند. این محققین مدل را با استفاده از روش ARDL برآورد کرده که نتیجه برآورد رابطه ی بلند مدت حاکی از تأثیر منفی معنی دار نرخ سود موزون تسهیلات بانکی، سرمایه گذاری دولتی و تسهیلات اعطایی بانک ها و تأثیر مثبت معنی دار تولید ناخالص داخلی بدون نفت و نرخ ارز واقعی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی است.

قربانی و همکاران (۱۳۸۶) رابطه ی بلند مدت بین سرمایه گذاری خصوصی و متغیرهای تأثیرگذار بر آن را در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی ARDL برای دوره ی زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۲) بررسی کرده اند. نتایج مطالعه ی آن ها نشان داد که رابطه ی بلند مدتی بین سرمایه گذاری خصوصی، سرمایه گذاری دولتی، درآمد سرانه، موجودی سرمایه، نرخ بهره ی واقعی و تسهیلات بانک ها به بخش خصوصی وجود دارد. سرمایه گذاری خصوصی بیشترین حساسیت را نسبت به سرمایه گذاری دولتی دارد. از سوی دیگر سرمایه گذاری خصوصی در ایران حساسیت کمی نسبت به تسهیلات اعطایی بانک ها به بخش خصوصی دارد.

کازرونی و دولتی (۱۳۸۶) رابطه ی بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی ایران در دوره ی زمانی (۱۳۸۱-۱۳۴۰) را بررسی کرده اند. آن ها به منظور به دست آوردن رابطه ی نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی الگوی ARDL را به کار بردند. نتایج برآورد آن ها حاکی از این بود که تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای سرمایه ای اثر مثبت و معنی دار و نرخ ارز واقعی و

سرمايه‌گذاري بخش دولتي اثر منفي و معني داري بر سرمايه‌گذاري بخش خصوصي دارد. همچنين، برآورد مدل نشان دهنده‌ي اثر منفي ناطميناني نرخ ارز واقعي بر سرمايه‌گذاري بخش خصوصي بود.

## ۲-۲- مطالعات خارجي

ماش<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) واكنش سرمايه‌گذاري نسبت به شوک‌هاي موقتي قيمت کالاها در کشورهاي کنيا، کاستاريکا، کلمبيا، سنگال، غنا و ساحل عاج براي دوره‌ي زماني (۱۹۸۳-۱۹۷۵) را بررسي کرد. براي اين منظور مدل سرمايه‌گذاري در وضعيت عدم اطمينان را به کار برد. نتيجه‌ي بررسي وي نشان‌دهنده‌ي رابطه مثبت بين سرمايه‌گذاري و شوک‌هاي قيمت بود. به عبارت ديگر، با افزايش قيمت کالاها، سرمايه‌گذاري افزايش مي‌يافت.

گويولو<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) به‌صورت نظري رابطه‌ي انباشت سرمايه و رابطه‌ي مبادله در چارچوب مدل تداخل بين نسل‌ها و در حالت دو کشور، دو کالا را تحليل مي‌کند. وي در مدل خود فرض کرده است که مصرف فعلي و مصرف آتي جانشين‌هاي ناخالص هستند و همچنين، پيشرفت فناوري از نوع خنثايي هيکس است. نتايج بررسي وي نشان داد که شدت به کارگيري عوامل توليد تأثير مهمي در چگونگي ارتباط انباشت سرمايه و رابطه‌ي مبادله دارد. به طوري که اگر بخش سرمايه‌گذاري اقتصاد کاربر باشد، رابطه‌ي بين انباشت سرمايه و رابطه‌ي مبادله مثبت خواهد بود.

دن<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) با استفاده از روش داده‌هاي تابلويي عوامل تأثيرگذار بر سرمايه‌گذاري بخش خصوصي در ۴۴ کشور در حال توسعه را بررسي مي‌کند. براي اين ديده‌گاه مدل مقتضي را با ملاحظه‌ي الگوي شتاب انعطاف‌پذير تصريح کرده است. وي الگوي مزبور را با روش GMM<sup>۴</sup> سيستمي برآورد کرده و نتيجه‌ي برآورد وي نشان داد که نسبت سرمايه‌گذاري خصوصي به GDP با وقفه، نسبت سرمايه‌گذاري دولتي به GDP، رشد GDP، رشد با وقفه GDP و اعتبارات بانكي تخصيص يافته به بخش خصوصي تأثير مثبت و نرخ بهره‌ي حقيقي داخلي، قيمت حقيقي کالاهاي سرمايه‌اي و محدوديت حساب سرمايه تأثير منفي بر نسبت سرمايه‌گذاري بخش خصوصي به GDP دارد.

بلني و گرین‌وي<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) تأثير نوسان‌هاي رابطه‌ي مبادله و نرخ ارز بر سرمايه‌گذاري براي ۱۴ کشور آفريقايي در دوره‌ي زماني (۱۹۹۵ - ۱۹۸۰) را با استفاده از روش داده‌هاي تابلويي بررسي کرده‌اند. ۱۴ کشور منتخب عبارت بودند از: بوتسوانا، بورکينا فاسو، کامرون، ساحل عاج، گامبيا، غنا، کنيا، مالاوي،

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، رابطه‌ی مبادله، و نرخ ارز حقیقی. نتیجه‌ی برآورد آن‌ها نشان داد که نرخ بهره و نرخ تورم تأثیر منفی معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری ندارد؛ ولی نوسان‌های نرخ ارز تأثیر منفی معنی‌دار و نوسان‌های رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری دارد.

نابند و اسلاتر<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> هستند، برای دوره‌ی زمانی (۱۹۹۹-۱۹۷۱) را بررسی کردند. با توجه به تئوری‌های مختلف سرمایه‌گذاری از قبیل اصل شتاب، نظریه‌ی  $q$  توبین 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<sup>۳</sup> 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<sup>۴</sup> (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. به‌طوری‌که انتظارات خوش بینانه بنگاه‌ها رابطه‌ی مبادله و افزایش سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد، در حالی که انتظارات بدبینانه تأثیر

1- Nabende &amp; 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<sup>۱</sup> (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، نظریه نقدینگی، تئوری سودهای انتظاری و تئوری  $q$  توبین. سپس، با ملاحظه 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.

جائق وانیچ و کوپایون<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد تایلند را شناسایی کردند. آنها با ملاحظه‌ی دیدگاه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری جورگنسون<sup>۳</sup> 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<sup>۴</sup> (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<sup>۱</sup> 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  $\beta$  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 بايد چه مقدار مصرف کرده و چه مقدار به موجودی سرمايه بيفزايد تا مصرف آينده تأمين شود. بنابرین، برنامه‌ريزی مرکزی مسأله زیر را حل می‌کند:

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

مشروط به:

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

پاسخ مسأله با استفاده از نظريه کنترل و اصل حداکثر مشخص می‌شود. با تنظیم تابع هاميلتون پاسخ بهينه‌ی 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 بهينه‌یابی،  $c_t$  متغیر کنترل<sup>۱</sup>،  $k_t$  متغیر وضعیت<sup>۲</sup> و  $\mu_t$  متغیر هم وضعیت<sup>۴</sup> است.  $\mu_t$  ارزش نهایی یک واحد اضافی سرمايه 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 سرمايه‌ی زمان  $t$  براساس زمان  $t$  استفاده شود:

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

با جایگزینی  $\lambda_t$  به جای  $\mu_t$  در رابطه‌ی بالا عبارت زیر به دست می‌آید:

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

قيد غير منفي بودن  $k$  و  $C$  به صورت صريح در نظر گرفته نشده است.

شرط لازم وکافي برای این که مسیر متغیرهای مصرف و سرمايه یک مسیر بهينه 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 مسئله فوق، عبارات زیر به دست می آید:

$$U'(c_t) = \lambda_t \quad (۱۳)$$

$$\frac{d\lambda_t}{dt} = \lambda_t [n + \beta - f'(k_t)] \quad (۱۴)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} k_t U'(c_t) e^{-\beta t} = 0 \quad (۱۵)$$

با انجام چند عملیات جبری عبارت زیر به دست می آید:

$$\frac{dc_t/dt}{c_t} = \sigma [f'(k_t) - n - \beta] \quad (۱۶)$$

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

### ۳-۲- الگوی رمزی تعمیم یافته

لویس سرون (۱۹۹۹) الگوی رمزی را با در نظر گرفتن رابطه مبادله گسترش داد تا بتواند نحوه تأثیر گذاری رابطه مبادله بر سرمایه گذاری 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 می شود. فناوری تولید دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. اقتصاد با نرخ بهره ی جهانی و قیمت های داده شده، روبه رو است. برای تحلیل ارتباط اقتصاد داخلی با دنیای خارج رابطه مبادله را به کار گرفته است:

$$tot = \frac{P_x}{P_m} \quad (۱۷)$$

فناوری سرمایه گذاری به صورت زیر تصریح می شود:

$$J = J(J_N, J_F) \quad (۱۸)$$

که در آن:

$J_N$ : نهاده های تولید داخلی

$J_F$ : نهاده های تولید خارجی

و تابع  $J(\cdot)$  همگن از درجه ی یک است. هزینه ی نصب کالاهای سرمایه ای جدید به صورت محدب و درجه دوم است:

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

به طوری که پارامتر مثبت  $\phi$  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 پنگاه 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:

$\beta$ : 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 هیچ اربیی نسبت به یک گونه‌ی خاص از کالاهای داخلی و خارجی وجود ندارد.  $C$  متعلق به یک مصرف‌کننده نوعی است؛ ولی، چون در این مسئله بهینه‌یابی مصرف کل اقتصاد در نظر است؛ بنابراین،  $C$  می‌تواند به عنوان

شاخص مصرف واقعی تفسیر شود. بنابراین، تابع مخارج مرتبط با آن می تواند 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 می دهد. با کنار هم قرار دادن این اجزاء، مسأله ی عامل اقتصادی نوعی به صورت زیر تنظیم می شود:

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

مشروط به:

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

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

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

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 ریسک گریزی نسبی ثابت<sup>۱</sup> (CRRA) است. در تابع مطلوبیت فوق کشش جانشینی بین دوره های مصرف برابر با  $1/\theta$  است. همچنین، مطابق معیار ریسک گریزی نسبی که به صورت  $\left( \frac{-U''(C)C}{U'(C)} \right)$  تعریف می شود،  $\theta$  ضریب ریسک گریزی نسبی است. از این رو، تابع فوق را تابع مطلوبیت با ریسک گریزی نسبی ثابت (CRRA) می نامند.

در وضعیت تعادل در تراز پرداخت ها، سمت راست معادله ی (c-20) مازاد حساب جاری عامل اقتصادی است که به خالص دارایی های خارجی اشاره دارد. معادله ی (d-20) شرط تراگردی<sup>۲</sup> است و تضمین کننده ی این مطلب است که افراد نمی توانند برای بازپرداخت بدهی خود از استقرارهای جدیدتری استفاده کنند و بنابراین، بدهی افراد رشد نامحدودی نخواهد داشت. در این مسأله بهینه یابی  $C$  و  $I$  متغیرهای کنترل و  $K$  و  $A$  متغیرهای وضعیت هستند.

تابع هامیلتون برای این مسأله به صورت زیر نوشته می شود:

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

1- Constant Relative Risk Averse

2 - Transversality

با تعريف  $\mu = \lambda e^{-\beta t}$  و  $Q = \lambda q e^{-\beta t}$  تابع هاميلتون به صورت زير بازنويسي مي‌شود:

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

به طوري كه  $\lambda$  قيمت سايه‌اي موجودي دارايي‌هاي خارجي و  $q$  قيمت سايه‌اي سرمايه است.

شرط لازم و كافي براي اين كه مسير متغيرهاي مصرف و سرمايه‌گذاري يك مسير بهينه 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 برقراري شرط مرتبه‌ي اول نتايج زير به دست مي‌آيد:

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

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

بنابراين :

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

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

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

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

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

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

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. معادله (27b) قاعده‌ی سرمايه‌گذاري تويين است که انباشت سرمايه را به قيمت سايه‌ای سرمايه 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 قيمت سايه‌ای دارایی‌های خارجی  $\lambda$  باید در امتداد مسیر تعديل ثابت باقی بماند. معادله‌ی (27d) نیز شرط آربیتراژ است که به تفاوت قيمت سايه‌ای سرمايه و قيمت سرمايه و به عبارت دیگر، به تفاوت قيمت بازاری سرمايه  $(\beta q)$  و قيمت ذاتی سرمايه  $\left( \text{tot } Y'(K) + P_K(\text{tot}) \frac{\phi}{2} \left( \frac{\dot{K}}{K} \right)^2 \right)$  اشاره می‌کند و مسیر  $q$  را توصیف می‌کند.

برای بررسی اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله بر مسیر سرمايه‌گذاري، 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 سرمايه‌گذاري است.

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

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

قیمت نفت وزن و اهمیت ویژه ای را در رابطه ی مبادله تجاری دارد؛ بنابراین، با کاهش قیمت نفت (بدتر شدن رابطه ی مبادله)، درآمدهای صادراتی کشور کاهش یافته و تقاضا برای کالاهای وارداتی از جمله کالاهای سرمایه ای کاهش می یابد و بنابراین، بر سطح به کارگیری سرمایه و تولید نهایی سرمایه تحت تأثیر می گذارد. دوم، اگر سرمایه گذاری محتوای داخلی داشته باشد، تغییرات پیش بینی شده رابطه ی مبادله در نرخ بهره ی واقعی منعکس می شود (اولین عبارت در کروشه در معادله ی (۲۸). انتظار افزایش (کاهش) رابطه ی مبادله، نرخ بهره ی واقعی بر حسب کالاهای سرمایه ای را پایین تر (بالا تر) از  $i^*$  قرار می دهد و با ثابت بودن دیگر شروط، هزینه ی به کارگیری سرمایه را کاهش (افزایش) می دهد و سرمایه گذاری فعلی را افزایش (کاهش) می دهد.

#### ۴- برآورد اقتصادسنجی الگو و تحلیل نتایج

##### ۴-۱- تصریح مدل

همان گونه که در فصل پیش و بر اساس الگوی رمزی تعمیم یافته ملاحظه شد، مسیر بهینه سرمایه گذاری تابعی از موجودی سرمایه، هزینه ی نصب سرمایه، قیمت سایه ای سرمایه، قیمت سرمایه و رابطه ی مبادله بود:

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

با توجه به رابطه ی فوق متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه گذاری مشخص می شود:

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

بنابراین، الگوی برآورد شده برای تحلیل رابطه ی مبادله بر سرمایه گذاری به صورت زیر تصریح می شود:

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

که در آن:

$LI$ : لگاریتم سرمایه گذاری

$LK$ : لگاریتم تولید موجودی سرمایه

$Lq$ : لگاریتم قیمت سایه ای سرمایه (از شاخص قیمت سهام بورس به عنوان متغیر جایگزین<sup>۱</sup> استفاده می شود)

$PH$ : هزینه ی نصب سرمایه

$PK$ : قیمت سرمایه

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

تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۷۶ است. دوره ی 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 سرمایه و نرخ استهلاك سرمایه براساس برآورد آمینی و نشاط (۱۳۸۴) گردآوری شده است. جمع آوری داده‌های مربوط به هزینه‌ی نصب سرمایه براساس منابع آماری وزارت صنایع و معادن است. با توجه به این که آمار مربوط به قیمت سایه‌ای سرمایه 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 سرمایه نیز به صورت مجموع نرخ سود بانكي و نرخ استهلاك سرمایه 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 سرمایه براساس اصل شتاب قابل توضیح است. سرمايه‌گذاري همان تغییرات موجودی سرمایه است و بنابراین با افزایش موجودی سرمایه، 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 سرمایه‌ای 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 سرمایه‌ی 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 سرمایه با سرمايه‌گذاري است.

$\beta_5 = \frac{\partial LI}{\partial LTOT} < 0$ : براساس الگوی رمزی تعمیم یافته ملاحظه شد که رابطه‌ی مبادله از دو کانال بر سرمايه‌گذاري تأثیر می‌گذارد: اول تغییرات رابطه‌ی مبادله بر تولید نهایی سرمایه 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  $\Pi$  (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 |             |
|-------|-----------------------|-------------|---------------------|-------------|
|       | کمیت بحرانی           | آماره آزمون | کمیت بحرانی         | آماره آزمون |
| LI    | -۲/۹                  | ۰/۳۲        | -۳/۴۷               | -۲/۱        |
| LK    | -۲/۹                  | ۵/۲۸        | -۳/۴۷               | -۰/۴۸       |
| Lq    | -۲/۹                  | -۱/۵۲       | -۳/۴۷               | -۵/۱۸       |
| PH    | -۲/۹                  | ۵/۷۴        | -۳/۴۷               | ۱/۰۹        |
| PK    | -۲/۹                  | -۲/۱۹       | -۳/۴۷               | -۱/۷۷       |
| LTOT  | -۲/۹                  | -۰/۹۵       | -۳/۴۷               | -۱/۶۴       |

منبع: محاسبات تحقیق

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

جدول ۲: آزمون ریشه‌ی واحد دیکي فولر تعميم یافته روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغيرها  
در سطح معنی داری ۵٪

| متغير | عرض از مبدا بدون روند |               | عرض از مبدا با روند |               |
|-------|-----------------------|---------------|---------------------|---------------|
|       | کميت بحراني           | آماره‌ی آزمون | کميت بحراني         | 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 تحقيق

همان گونه که در جدول ۲ دیده می‌شود، تفاضل مرتبه‌ی اول متغيرها پایا هستند. به عبارت دیگر، متغيرهای ناپایا با یک بار تفاضل گیری پایا شدند و در نتیجه، متغيرهای الگو جمعی از مرتبه، یک (۱) I هستند. برای تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی VAR معیار شوارز - بیزین<sup>۱</sup> به کار برده می‌شود. جدول زیر این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳: آزمون تعیین مرتبه‌ی VAR

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

منبع: محاسبات تحقيق

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  $I^*$  بردار همجمعی را در برابر فرضیه‌ی مقابل  $I^* + 1$  بردار همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. براساس این دو

آزمون هنگامی فرضیه‌ی صفر وجود  $H_0$  بر دار همجمعی پذیرفته می‌شود که کمیت این آماره‌ها از مقدار بحرانی بیان شده به وسیله‌ی یوهانسن - جوسلیوس کم تر 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

بر اساس 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 نشان دهنده‌ی 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 |

مآخذ: 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، سرمایه گذاری ۱/۸۴ درصد افزایش خواهد یافت و اگر قیمت سایه‌ای سرمایه ۱ درصد افزایش یابد، سرمایه گذاری ۰/۱۱ درصد افزایش خواهد داشت. افزایش هزینه‌ی

نصب سرمايه به ميزان ۱ واحد سرمايه‌گذاري را به ميزان  $0/15$  درصد کاهش مي‌دهد. اگر قيمت سرمايه ۱ واحد افزايش يابد، سرمايه‌گذاري به ميزان  $0/05$  درصد کاهش خواهد يافت. همچنين، ۱ درصد افزايش در رابطه‌ي مبادله به افزايش سرمايه‌گذاري به ميزان  $0/08$  درصد منجر مي‌شود. نتيجه‌ي برآورد الگو، نشان دهنده‌ي تأثير مثبت رابطه‌ي مبادله بر سرمايه‌گذاري است. بنا بر اين، بايد با اتخاذ استراتژي آزاد سازي تجاري زمينه‌هاي بهبود رابطه‌ي مبادله و در نتيجه، زمينه‌هاي رشد سرمايه‌گذاري فراهم آيد.

## ۵- نتيجه‌گيري و پيشنهادها

از زمان آدام اسميت تاکنون يك سنت مستحکم در اقتصاد وجود دارد و آن اينکه سرمايه‌گذاري را به عنوان نيروي محرکه‌ي رشد اقتصادي مي‌شناسند. کمابيش بيشتر اکثر اقتصاددانان بدون توجه به مکتب و ديدگاه فکري خود، بر انباشت و تکميل سرمايه به مثابه‌ي مهم‌ترين عامل تعيين‌کننده‌ي رشد و توسعه اقتصادي تأکيد زيادي داشته‌اند. انباشت قابل توجه سرمايه، استفاده مطلوب‌تر و کامل‌تر از منابع موجود در اقتصاد را امکان‌پذير مي‌سازد.

هدف اصلي اين پژوهش استخراج مسير بهينه‌ي سرمايه‌گذاري با ملاحظه الگوي افق نامحدود و برآورد آن براي اقتصاد ايران با استفاده از روش همجمعي در دوره‌ي زماني (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و با کاربرد داده‌هاي فصلي است.

در بخش مربوط به برآورد الگو با استفاده از روش اقتصاد سنجي، ابتدا تابع سرمايه‌گذاري بر اساس الگوي رمزي تعميم يافته تصريح شد، به طوري که سرمايه‌گذاري تابعي از موجودي سرمايه، قيمت سايه‌اي سرمايه، هزينه‌ي نصب سرمايه، قيمت سرمايه و رابطه‌ي مبادله بود. سپس، پاايي و ناپاايي متغيرها با استفاده از آزمون ريشه‌ي واحد ديکي فولر تعميم يافته (ADF) بررسي شد. نتيجه‌ي آزمون ريشه‌ي واحد نشان مي‌دهد که همه‌ي متغيرها ناپايا هستند. ليکن، متغيرهاي ناپايا با يك بار تفاضل‌گيري پايا شدند و در نتيجه، متغيرهاي الگو جمعي از مرتبه‌ي يك،  $I(1)$ ، مي‌باشند. براي برآورد الگو از روش بردارهاي همجمعي يوهانسن - جوسليوس استفاده شد. نتايج به‌دست آمده از برآورد الگو نشان داد که بين متغيرهاي الگو يك رابطه‌ي تعادلي بلندمدت وجود دارد. به طوري که موجودي سرمايه، قيمت سايه‌اي سرمايه و رابطه‌ي مبادله تأثير مثبت و هزينه‌ي نصب سرمايه و قيمت سرمايه تأثير منفي بر سرمايه‌گذاري داشتند.

## منابع و مآخذ

ابريشمي، حميد و مهرآرا، محسن (۱۳۸۱)، اقتصاد سنجي کاربردي، تهران: نشر ني.  
اميني، عليرضا و نشاط، محمد (۱۳۸۴)، برآورد سري زماني موجودي سرمايه در اقتصاد ايران طی دوره زماني 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؛ شکری، 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-Sahran 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/paper/78](http://www.bepress.com/case/paper/78).
- 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/](http://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.