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

مصطفی کریم‌زاده[1]

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 براورد آن با استفاده از روش همجمعی برای اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و با داده‌های فصلی است.

به منظور براورد الگو از روش یوهانسن- جوسلیوس استفاده شده است. بردار همجمعی براورد 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- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد Email: Karimzadehmostafa@yahoo.com

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

۱- مقدمه

از زمان آدام اسمیت تاکنون یک سنت مستحکم در اقتصاد وجود دارد و آن این‌که 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،۱۴۶:۱۳۸۶)

کمابیش بیشتر اقتصاددانان بدون توجه به مکتب و دیدگاه فکری خود، بر انباشت و تکمیل سرمایه به مثابه‌ی 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 قابل‌توجه سرمایه، استفاده مطلوب‌تر و کامل‌تر از منابع موجود در اقتصاد را امکان‌پذیر می‌سازد. سرمایه‌گذاری درامد 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 تبدیل کننده‌ی مواد اولیه صورت می‌گیرد، می‌توان درامدها را افزایش داد و خواسته‌های مردم را در جامعه متنوع کرد. (قره‌باغیان، ۵۲۳:۱۳۸۶-۵۱۹)

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 نوساه‌های 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 پایه‌ای اقتصاد کلان است، استفاده خواهد شد. کاربرد این الگو در اقتصاد بین‌الملل می‌تواند زمینه‌هایی جدید را برای محققان و پژوهشگران فراهم آورد.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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 براورد 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 درقالب مطالعات خارجی و داخلی اشاره می‌شود.

۲-۱- مطالعات داخلی

غروی نخجوانی (۱۳۸۱) تأثیر درامدهای نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصاد ایران را در دوره‌ی زمانی (۱۳۷۷-۱۳۶۳) بررسی کرده است. وی معادله‌ی سرمایه‌گذاری را برای هر یک از بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی به صورت تابعی از رشد نقدینگی و درامدهای نفتی تصریح می‌کند و آن را با استفاده از روش OLS براورد می‌نماید. نتیجه براورد مدل وی نشان داد رشد نقدینگی و درامدهای نفتی تأثیر مثبت معنی دار بر سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصاد دارد. همچنین، نتایج براورد وی نشان داد که از میان بخش‌ها، بخش صنعت بیشترین تأثیرپذیری را از رشد نقدینگی دارد و درامدهای 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(۱۳۷۸-۱۳۴۰) بررسی کرده‌اند. برای براورد مدل از روش OLS استفاده کرده و نتیجه‌ی براورد 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 براورد کرد و نتیجه‌ی براورد مدل حاکی از تأثیر منفی بی معنی نرخ تورم، تأثیر مثبت معنی دار تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی معنی دار کل درامد دولت و تأثیر مثبت معنی دار کل مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است، این محققین درامدهای دولت را به تفکیک درامد حاصل از فروش نفت و گاز، درامد حاصل از مالیات و درامد حاصل از دیگر منابع وارد مدل کردند که نتیجه‌ی براورد مدل

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

نشان دهنده‌ی تأثیر منفی بی معنی درامدهای مالیاتی، تأثیر مثبت معنی دار درامد نفت و گـاز و تأثیر مثبت بی‌معنی دیگر درامدها 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 براورد کردند که نتیجه‌ی براورد 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 بی‌ثباتی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۴-۱۳۳۸) را بررسی کرده‌اند. این محققین برای براورد مدل از روش ARDL استفاده کرده و نتیجه‌ی براورد 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 براورد کرده که نتیجه‌ی براورد رابطه‌ی بلند مدت 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، درامد سرانه، موجودی سـرمـایـه، نرخ بهره‌ی واقعی و تـسهـیـلات بانک‌ها به بخش خصـوصی وجـود دارد. سرمایه‌گذاری خصوصی بیـشـترین حساسیت را نسبـت بـه سرمایه‌گذاری دولـتـی دارد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران حساسیت کمی نسبت به تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی دارد.

کازرونی 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 براورد آن‌ها حاکی از این بود که تولید ناخالص داخـلی و واردات کالاهای سـرمایه‌ای اثـر مثـبت و معـنـی‌دار و نــرخ ارز واقعـی و

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

سرمایه‌گذاری بخش دولتی اثر منفی و معنی داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. همچنین، براورد مدل نشان دهنده‌ی اثر منفی نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بود.

۲-۲- مطالعات خارجی

ماش[1] (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[2] (۱۹۹۹) به‌صورت 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[3] (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[4] سیستمی براورد کرده و نتیجه‌ی براورد 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 کالاهای سرمایه ای و محدودیت حساب سرمایه تأثیر منفی بر نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به GDP دارد.

بلنی و گرین‌وی[5] (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: بوتساوانا، بورکینافاسو، کامرون، ساحل عاج، گامبیا، غنا، کنیا، مالاوی،

1- Mash
2- Guillo
3- Dehn
4- Generalized Method of Moments
5- Bleaney & Greenway

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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 براورد آن‌ها نشان داد که نرخ بهره و نرخ تورم تأثیر معنی داری بر سرمایه‌گذاری ندارد؛ ولی نوسان‌های نرخ ارز تأثیر منفی معنی دار و نوسان‌های رابطه‌ی مبادله تأثیر مثبت معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری دارد.

نابند و اسلاتر[1] (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[2] هستند، برای دوره‌ی زمانی (۱۹۹۹– ۱۹۷۱) را بررسی کردند. با توجه به تئوری‌های مختلف سرمایه‌گذاری از قبیل اصل شتاب، نظریه‌ی q توبین و نظریه‌ی نئوکلاسیک و وضعیت خاص کشورهای در حال توسعه مدل سرمایه‌گذاری را تصریح کردند. براورد رابطه‌ی کوتاه مدت مدل با استفاده از روش داده‌های ادغام شده[3] صورت گرفت که نتیجه‌ی آن نشان داد رشد تولید ملی حقیقی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بدهی خارجی تأثیر مثبت و معنی دار 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 براورد 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 براورد بردار همجمعی متغیرهای $I(0)$ کنار گذاشته شدند. بردار همجمعی براورد شده نشان‌دهنده‌ی این مطلب بودکه GDP، FDI و نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت و معنی دار و سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی خارجی تأثیر منفی معنی دار بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد.

رازین و همکاران[4] (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 بینانه‌ی بنگاه‌ها رابطه‌ی مبادله و افزایش سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد، در حالی که انتظارات بدبینانه تأثیر

1- Nabende & Slater
2- Assocaiation of South East Asian Nations (ASEAN)
3- Pooling Data
4- Razin et al.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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

آتارا[1] (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 تئوری ها، تابع سرمایه‌گذاری زیر را تصریح و برای دوره‌ی زمانی (۲۰۰۰ – ۱۹۷۰) براورد کرد. آنگاه برای براورد رابطه‌ی بلندمدت فوق از دو روش یوهانسن- جوسلیوس و ARDL هاشم پسران استفاده کرد. نتیجه‌ی براورد هر دو روش بیان‌کننده‌ی این مطلب بود که سرمایه‌گذاری بخش دولتی، GDP و کمک‌های خارجی تأثیر مثبت و معنی دار و اعتبارات بانکی و رابطه‌ی مبادله تأثیر منفی و معنی دار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

جانق وانیچ و کوپایبون[2] (۲۰۰۸) عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد تایلند را شناسایی کردند. آنها با ملاحظه‌ی دیدگاه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری جورگنسون[3] 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 براورد کردند. نتیجه‌ی براورد رابطه‌ی بلند مدت 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[4] (۱۹۲۸) برای یافتن پاسخ به پرسش میزان پس‌انداز لازم یک ملت که خود مطرح کرده بود، از الگویی استفاده کرد که امروزه الگوی مبنا برای مطالعه تخصیص بهینه‌ی بین زمانی منابع است. فروض این

1- Ouattara
2- Jongwanich & Kohpaiboon
3- Jorgenson
4- Frank Ramsey

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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:

$$Y_t = F(K_t, N_t) \tag{۱}$$

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

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

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

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

که در آن حروف کوچک بیانگر مقادیر سرانه است. فرض می‌شود $f(.)$ اکیداً مقعر بوده و درباره‌ی آن وضعیت ایناداا[1] برقرار است:

$$f(0) = 0 \quad , \; f'(\infty) = 0 \quad , \; f'(0) = \infty \tag{۴}$$

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

$$\frac{K_0}{N_0} = k_0 \rangle 0 \tag{۵}$$

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

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

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

1- Inada Conditions

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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:

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

پاسخ مسأله با استفاده از نظریه‌ی کنترل و اصل حداکثر[1] مشخص می‌شود. با تنظیم تابع هامیلتون پاسخ بهینه‌ی مسأله استخراج می‌شود:

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

در این مسأله بهینه‌یابی، c_t متغیر کنترل[2]، k_t متغیر وضعیت[3] و μ_t متغیر هم وضعیت[4] 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 براساس زمان t استفاده شود:

$$\lambda_t = \mu_t e^{\beta t} \tag{۸}$$

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

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

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

شرط لازم وکافی برای این‌که مسیر متغیرهای مصرف و سرمایه یک مسیر بهینه باشد، عبارت است از:

$$H_c = 0 \tag{۱۰}$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = -H_k \tag{۱۱}$$

$$\lim_{t \to \infty} k_t \mu_t = 0 \tag{۱۲}$$

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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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

$$U'(c_t) = \lambda_t \tag{۱۳}$$

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

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

با انجام چند عملیات جبری عبارت ز یر به‌دست می‌آید:

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

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 نظرگرفتن رابطه‌ی مبادله گسترش داد تا بتواند نحوه‌ی تأثیرگذاری رابطه‌ی مبادله بر سرمایه‌گذاری و مصرف را بررسی کند.

الگوی بسط داده شده به‌وسیله 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:

$$tot = \frac{P_x}{P_m} \tag{۱۷}$$

فناوری سرمایه‌گذاری به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$J = J(J_N, J_F) \tag{۱۸}$$

که در آن:

J_N: نهاده‌های تولید داخلی

J_F: نهاده‌های تولید خارجی

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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

$$J = I + \frac{\phi I^2}{2K} \qquad (۱۹)$$

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 بنگاه 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 $P'_K \rangle 0$ و $P''_K \langle 0$ 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 $Y' \rangle 0$ و $Y'' \langle 0$ 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 $C(.)$ 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 اریبی نسبت به یک گونه‌ی خاص از کالاهای داخلی و خارجی وجود ندارد. C متعلق به یک مصرف کننده نوعی است؛ ولی، چون در این مسأله بهینه‌یابی مصرف کل اقتصاد در نظر است؛ بنابراین، C می‌تواند به عنوان

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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 $P'_C\rangle 0$ و $P''_C\langle 0$) شاخص قیمت مصرف را نشان می‌دهد.

با کنار هم قرار دادن این اجزا، مسأله‌ی عامل اقتصادی نوعی به صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$Max \int_0^{\infty} \frac{C(t)^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\beta t} dt \qquad \text{(a-۲۰)}$$

مشروط به:

$$\dot{K} = I \qquad \text{(b-۲۰)}$$

$$\dot{A} = \left[tot\, Y(K) - P_C(tot)C - P_K(tot)\left[I + \frac{\phi I^2}{2K} \right] \right] + r^* A \qquad \text{(c-۲۰)}$$

$$\lim_{t\to\infty} A e^{-r^* t} = 0 \qquad \text{(d-۲۰)}$$

و مقادیر معین K_0 و A_0 .

به طوری که A ثروت مالی فرد است.

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

در وضعیت تعادل در تراز پرداخت‌ها، سمت راست معادله‌ی (c-۲۰) مازاد حساب جاری عامل اقتصادی است که به خالص دارایی‌های خارجی اشاره دارد. معادله‌ی (d -۲۰) شرط تراگردی[2] است و تضمین کننده‌ی این مطلب است که افراد نمی‌توانند برای بازپرداخت بدهی خود از استقراض‌های 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 زیرنوشته می‌شود:

$$H = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\beta t} + \mu \left[tot\, Y(K) - P_C(tot)C - P_K(tot)\left[I + \frac{\phi I^2}{2K} \right] + r^* A \right] + Q I \qquad (۲۱)$$

1- Constant Relative Risk Averse
2 - Transversality

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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

$$H = \{\frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda\left[tot\, Y(K) - P_C(tot)C - P_K(tot)\left[I + \frac{\phi I^2}{2K}\right] + r^* A\right] + \lambda q I\}e^{-\beta t} \qquad (۲۲)$$

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

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

$$H_c = 0 \qquad (۲۳)$$

$$H_I = 0 \qquad (۲۴)$$

$$\frac{d\mu}{dt} = -H_A \qquad (۲۵)$$

$$\frac{dQ}{dt} = -H_K \qquad (۲۶)$$

با برقراری شرط مرتبه‌ی اول نتایج زیر به دست می‌آید:

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

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

بنابراین :

$$C = \left[\frac{1}{\lambda P_C(tot)}\right]^{\frac{1}{\theta}} \qquad (۲۷a)$$

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

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

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

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

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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

بنابراین:

$$I = \frac{K}{\phi}\left[\frac{q}{P_K(tot)} - 1\right] \qquad (۲۷b)$$

براساس شرط(۲۵) طرف چپ عبارت است از:

$$\frac{d\mu}{dt} = \frac{d\lambda}{dt}e^{-\beta t} - \beta\,\lambda\,e^{-\beta t}$$
$$= \left(\frac{d\,\lambda}{d\,t} - \beta\,\lambda\right)e^{-\beta t}$$

و طرف راست شرط فوق به صورت زیر است:

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

بنابراین، از تساوی دو طرف، رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

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

به این ترتیب خواهیم داشت:

$$\frac{d\lambda}{dt} = \lambda\left(\beta - r^*\right) \qquad (۲۷c)$$

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:

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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

بنابراین، رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$\dot{q} = \beta q - \left[tot\, Y'(K) + P_K(tot)\frac{\phi}{2}\left(\frac{\dot{K}}{K}\right)^2 \right] \tag{۲۷d}$$

معادله‌ی (۲۷a) توصیف استاندارد مسیر بهینه‌ی مصرف است. معادله (۲۷b) قاعده‌ی سرمایه‌گذاری توبین است که انباشت سرمایه را به قیمت سایه‌ای سرمایه ربط می‌دهد. معادله‌ی (۲۷c) 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 (۲۷d) 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 $\left(tot\, Y'(K) + P_K(tot)\frac{\phi}{2}\left(\frac{\dot{K}}{K}\right)^2 \right)$ اشاره می‌کند و مسیر q را توصیف می‌کند.

برای بررسی اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله بر مسیر سرمایه‌گذاری، معادله‌ی (۲۷d) به صورت زیر نوشته می‌شود:

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

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

$$\frac{d}{dt}\left(\frac{q}{P_K(tot)}\right) = \left(r^* - s_K(tot)\frac{\dot{tot}}{tot} \right)\frac{q}{P_K(tot)} - \left[\frac{tot}{P_K(tot)} Y'(K) + \frac{\phi}{2}\left(\frac{\dot{K}}{K}\right)^2 \right] \tag{۲۸}$$

در اینجا $s_K(tot) = \frac{tot\, P_K'(tot)}{P_K(tot)}$ 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 تأثیرگذار 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) درامدهای صادراتی کاهش یافته و تقاضا برای کالاهای وارداتی از جمله کالاهای سرمایه‌ای کاهش می‌یابد. با توجه به این‌که در اقتصاد ایران

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

قیمت نفت وزن و اهمیت ویژه‌ای را در رابطه‌ی مبادله تجاری دارد؛ بنابراین، با کاهش قیمت نفت (بدتر شدن رابطه‌ی مبادله)، درامدهای 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 کروشه 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.

٤- برآورد اقتصاد سنجی الگو و تحلیل نتایج

٤-١- 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:

$$I = f\left(K, q, PH, PK, TOT\right) \qquad (۲۹)$$

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

$$LI_t = \beta_0 + \beta_1 LK_t + \beta_2 Lq_t + \beta_3 PH_t + \beta_4 PK_t + \beta_5 LTOT_t + U_t \qquad (۳۰)$$

که درآن :

LI: لگاریتم سرمایه‌گذاری

LK: لگاریتم تولید موجودی سرمایه

Lq: لگاریتم قیمت سایه‌ای سرمایه (از شاخص قیمت سهام بورس به عنوان متغیر جایگزین[1] 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.

1- Proxy

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

منابع آماری متغیرها به شرح زیر است:

داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری، نرخ سود بانکی و رابطه‌ی مبادله از منابع آماری بانک مرکزی (نماگرهای اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه‌ی بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و ...) گرداوری شده است. داده‌های مربوط به موجودی سرمایه و نرخ استهلاک سرمایه براساس براورد امینی و نشاط(۱۳۸۴) گرداوری شده است. جمع آوری داده‌های مربوط به هزینه‌ی نصب سرمایه براساس منابع آماری وزارت صنایع و معادن است. با توجه به این‌که 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 گرداوری شده است. قیمت سرمایه نیز به صورت مجموع نرخ سود بانکی و نرخ استهلاک سرمایه محاسبه شده است.

علامت انتظاری ضرایب به صورت زیر است:

$\beta_1 = \frac{\partial LI}{\partial LK} \rangle 0$: این ارتباط مثبت بین سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه براساس اصل شتاب قابل توضیح است. سرمایه‌گذاری همان تغییرات موجودی سرمایه است و بنابراین با افزایش موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. مطالعات دن (۲۰۰۰)، بندنابند و اسلاتر (۲۰۰۳) و آتارا (۲۰۰۴) مؤید این مطلب است.

$\beta_2 = \frac{\partial LI}{\partial Lq} \rangle 0$: برطبق نظریه‌ی q توبین با افزایش q، بنگاه سرمایه‌گذاری 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.

$\beta_3 = \frac{\partial LI}{\partial PH} \langle 0$: هزینه‌های مربوط به نصب و راه‌اندازی تجهیزات سرمایه‌ای تأثیر معکوس بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها دارد.

$\beta_4 = \frac{\partial LI}{\partial PK} \langle 0$: مطابق معیار ارزش فعلی خالص و دیدگاه سرمایه‌گذاری جورگنسون نرخ بهره تاثیر معکوس بر سرمایه‌گذاری دارد. با افزایش قیمت سرمایه‌ی هزینه سرمایه‌گذاری افزایش یافته و در نتیجه، میزان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. در این زمینه می‌توان به مطالعات دن (۲۰۰۰) و جانق‌وانیچ و کوپاییون (۲۰۰۸) اشاره کرد که نشان دهنده‌ی رابطه‌ی معکوس قیمت سرمایه با سرمایه‌گذاری است.

$\beta_5 = \frac{\partial LI}{\partial LTOT} \rangle 0$: براساس الگوی رمزی تعمیم یافته ملاحظه شد که رابطه‌ی مبادله از دو کانال بر سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد: اول تغییرات رابطه‌ی مبادله بر تولید نهایی سرمایه تأثیر می‌گذارد، به طوری که

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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.

٤-۲- براورد الگو

به منظور براورد 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 براورد 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	آماره‌ی آزمون
LI	-۲/۹	۰/۳۲	-۳/٤۷	-۲/۱
LK	-۲/۹	۵/۲۸	-۳/٤۷	-۰/٤۸
Lq	-۲/۹	-۱/۵۲	-۳/٤۷	-۵/۱۸
PH	-۲/۹	۵/۷٤	-۳/٤۷	۱/۰۹
PK	-۲/۹	-۲/۱۹	-۳/٤۷	-۱/۷۷
LTOT	-۲/۹	-۰/۹۵	-۳/٤۷	-۱/٦٤

منبع: محاسبات تحقیق

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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

جدول۲: 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) I هستند.

برای تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی VAR معیار شوارز – بیزین[1] به کار برده می‌شود. جدول زیر این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول۳: 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 تحقیق

با ملاحظه‌ی جدول بالا مشخص می‌شود که مقدار حداکثر معیار شوارز ـ بیزین در مرتبه‌ی دوم قرار دارد. بنابراین، براساس این معیار تعداد وقفه‌های بهینه‌ی VAR برابر۲ است.

آخرین مرحله‌ی قبل از براورد 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

1- Schwarz- Bayesian

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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

جدول٤: آزمون تعیین تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه‌ی H_0	فرضیه‌ی H_1	آماره‌ی آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره‌ی آزمون اثر	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪
r=۰	r=۱	۸۰/۱۵	۳۹/۸۳	۱۸۹/۳۱	۹۵/۸۷
r≤۱	r=۲	۵۵/۴۶	۳۳/۶۴	۱۰۹/۱۶	۷۰/۴۹
r≤۲	r=۳	۳۶/۲۳	۲۷/۴۲	۵۳/۷	۴۸/۸۸
r≤۳	r=۴	۹/۲۹	۲۱/۱۲	۱۷/۴۷	۳۱/۵۴
r≤۴	r=۵	۷/۶۵	۱۴/۸۸	۸/۱۸	۱۷/۸۶
r≤۵	r=۶	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 به‌وسیله‌ی محقق انتخاب می‌شود که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی باشد. بنابراین، در این تحقیق از بین سه بردار همجمعی براورد شده، بردار همجمعی زیر به عنوان نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو انتخاب شد.

جدول٥: بردار همجمعی نرمال شده

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

به دلیل مدل براوردی 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

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

نصب سرمایه به میزان ۱ واحد سرمایه‌گذاری را به میزان ۰/۱۵ درصد کاهش می‌دهد. اگر قیمت سرمایه ۱ واحد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری به میزان ۰/۰۵ درصد کاهش خواهد یافت. همچنین، ۱ درصد افزایش در رابطه‌ی مبادله به افزایش سرمایه‌گذاری به میزان ۰/۰۸ درصد منجر می‌شود. نتیجه‌ی براورد 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 نا محدود و براورد آن برای اقتصاد ایران با استفاده از روش همجمعی در دوره‌ی زمانی (۱۳۸۶-۱۳۶۹) و با کاربرد داده‌های فصلی است.

در بخش مربوط به براورد الگو با استفاده از روش اقتصاد سنجی، 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، (۱) I، می‌باشند. برای براورد الگو از روش بردارهای همجمعی یوهانسن- جوسلیوس استفاده شد. نتایج به‌دست آمده از براورد 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 مهرآرا، محسن (۱۳۸۱)، اقتصاد سنجی کاربردی، تهران: نشر نی.

امینی، علیرضا و نشاط، محمد (۱۳۸۴)، براورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸، مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

برانسون، ویلیام اچ(۱۳۷۶)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.

بلانچارد، اولیویر جین و فیشر، استانلی (۱۳۷۷)، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

پرمن، 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 گسکری، ریحانه (۱۳۸۴)، پیامدهای سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۲۲.

سلیمی‌فر، مصطفی و قوی، مسعود (۱۳۸۱)، تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۱۳.

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، شماره۸۱.

غروی نخجوانی، سید احمد (۱۳۸۱)، نقش درآمدهای *نفتی در تامین سرمایه‌گذاری ایران*، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره۷.

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، شماره۲۰.

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، شماره۴۵.

گسکری، ریحانه؛ قنبری، حسنعلی و اقبالی علیرضا (۱۳۸۵)، بی ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی درایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره۲۳.

نوفرستی، 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.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]

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.

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.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.4.3.7]