

# بررسی تاثیرگذاری نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران

\* مصطفی کریمزاده

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

\*\* خدیجه نصرالهی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

\*\*\* سعید صمدی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

\*\*\*\* رحیم دلالی اصفهانی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

صفحات: ۳۱-۵۰

تاریخ پذیرش: ۸۸/۳/۲

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۵

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تاثیرگذاری نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری با استفاده از تکنیک همجمعی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۵ است. برای رسیدن به این هدف، ایندا تابع سرمایه‌گذاری بر اساس نظریه ارزش فعلی و نظریه نوکلایسک تصریح گردید. متغیرهای دخیل در این تابع شامل تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ سود بانکی و نرخ مبادله می‌باشد. به منظور برآورد الگوی تصریح شده، از روش جوهانسون- جوسلیوس استفاده شد. نتیجه بررسی حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری و متغیرهای مزبور بود. در این بردار همجمعی تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ مبادله تاثیر مثبت و نرخ بهره تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری داشتند.

طبقه‌بندی JEL: F41, E22, F32

کلید واژه‌ها:

نرخ مبادله، نظریه سرمایه‌گذاری، بردار همجمعی، اقتصاد ایران

\* . E. mail: karimzadehmostafa@yahoo.com

\*\* . E. mail: msamkzsm@yahoo.com

\*\*\* . E. mail: samadi\_sa@yahoo.com

\*\*\*\* . E. mail: rateofinterest@yahoo.com

## مقدمه

هر چند سرمایه‌گذاری در مقایسه با مخارج مصرفی بخش کمتری از درآمد ملی را تشکیل می‌دهد اما نقش عمده‌ای در بروز سیکل‌های تجاری آن ایفا می‌کند (دورنبوش و فیشر، ۱۳۸۰: ۲۹۵). بسیاری از اقتصاددانان از جمله ویکسل، کینز، هارود و ... منشاء سیکل‌های تجاری را نوسانات سرمایه‌گذاری می‌دانند.

ویکسل<sup>۱</sup> بیان می‌کند تفاوت بین نرخ بهره‌ی بازار و نرخ بهره‌ی طبیعی موجب تغییر سرمایه‌گذاری می‌شود که به دنبال آن تقاضای کل، قیمت‌ها و سودها تغییر می‌یابند و بالاخره موجب رکود یا رونق اقتصادی می‌گردد.

کینز<sup>۲</sup> فصل ۲۲ کتاب تئوری عمومی، پول، بهره و استغال را به بررسی اجمالی سیکل‌های تجاری اختصاص داده است. به دلیل اینکه مصرف به علاوه سرمایه‌گذاری، تقاضای کل را تشکیل می‌دهند و از طرفی چون مصرف باثبات‌تر از سرمایه‌گذاری است، لذا می‌توان نتیجه گرفت علت پیدایش سیکل‌های تجاری نوسان مخارج سرمایه‌گذاری می‌باشد.

هارود<sup>۳</sup> در مقاله‌ای به نام سیکل تجاری به ارتباط بین ضریب تکاثری و اصل شتاب سرمایه‌گذاری پرداخت که بعدها در نظریه رشد وی (۱۹۳۹، ۱۹۴۸) نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. به اعتقاد وی افزایش سرمایه‌گذاری از طریق ضریب فزاينده، موجب افزایش بیشتر درآمد ملی شده و افزایش درآمد ملی نیز از کanal اصل شتاب موجب افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای می‌شود که این حرکت‌ها موجب نوسانات تجاری در اقتصاد می‌شود. تاثیرگذاری نوسانات نرخ مبادله بر متغیرهای اقتصاد به یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است، به‌گونه‌ای که شوک‌های نرخ مبادله، جریانات تجاری بین کشورها و به تبع آن جریان سرمایه‌گذاری و تولید در کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

اختلالات نرخ مبادله از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان به عنوان یک عامل اساسی بی‌ثباتی اقتصادی تلقی می‌شود. این موضوع به ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه مصدق دارد، زیرا قسمت عمده‌ی صادرات این کشورها را کالاهای اولیه تشکیل می‌دهد.

- 
1. Wicksell
  2. Keynes
  3. Harrod

قیمت این کالاها در بازارهای جهانی با نوسانات بیشتری مواجه است. بنابراین کشورهای مزبور با تغییرپذیری بالاتر نرخ مبادله مواجه می‌باشند (Serven, 1999).

هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه سرمایه‌گذاری و نرخ مبادله برای اقتصاد ایران می‌باشد. برای رسیدن به این هدف ابتدا مطالعات تجربی انجام شده ملاحظه می‌گردد و سپس مبانی نظری تحقیق ارایه می‌شود و آنگاه با استفاده از تکنیک همجمعی، الگو برای اقتصاد ایران برآورد می‌گردد. نتیجه‌گیری و پیشنهادات نیز قسمت پایانی را تشکیل می‌دهد.

### مروری بر مطالعات تجربی

در خصوص تأثیرگذاری نرخ مبادله بر متغیرهای اقتصاد و به ویژه سرمایه‌گذاری مطالعات متعددی انجام شده است. در این قسمت به برخی از این مطالعات در قالب مطالعات خارجی و داخلی اشاره می‌گردد.

#### مطالعات خارجی

آیسکن<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) تأثیر شوک‌های بهره‌وری و شوک‌های نرخ مبادله بر حساب جاری و سرمایه‌گذاری مربوط به هفت کشور بزرگ صنعتی (G-7) آمریکا، کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن و انگلستان را برای دوره زمانی ۱۹۷۱-۱۹۸۷ بررسی کرد. وی چارچوب تحلیلی گلیک و روگوف<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) که کشورهای گروه ۷ را به عنوان اقتصاد جهان در نظر گرفته بودند، بسط داد و برای تحلیل تأثیر شوک‌های فوق، معادلات حساب جاری و سرمایه‌گذاری را با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی برای کشورهای مورد نظر برآورد کرد. آیسکن دو نوع شوک بهره‌وری را در نظر گرفت: شوک‌های بهره‌وری کشور و شوک‌های بهره‌وری جهانی. هر کدام از این شوک‌ها، دلالت‌های متفاوتی را برای حساب جاری و سرمایه‌گذاری داشت. نتایج بررسی وی نشان داد که: حساب جاری در مقایسه با سرمایه‌گذاری واکنش بیشتری نسبت به رشد بهره‌وری بخش تجاری کشور نشان می‌دهد.

1. Iscan

2. Glick & Rogoff

- رشد بهره‌وری بخش تجاری جهانی و رشد بهره‌وری بخش غیر تجاری کشور تأثیری بر حساب جاری ندارد، اما بر سرمایه‌گذاری تأثیر معنی‌داری دارد.
  - رشد بهره‌وری بخش غیر تجاری جهانی تأثیر معنی‌داری بر حساب جاری و سرمایه‌گذاری ندارد.
  - واکنش حساب جاری و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک‌های نرخ مبادله بی‌معنی می‌باشد.
- اسپاتا فورا و وارنر<sup>۱</sup> (۱۹۹۹) تأثیرات شوک‌های نرخ مبادله بر متغیرهای اقتصاد کلان مربوط به ۱۸ کشور صادرکننده نفت را برای دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۶۵ بررسی کردند. با استفاده از روش داده‌های تابلویی<sup>۲</sup> الگوی رگرسیونی خود را برای کشورهای مذکور برآورد کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اگر حجم عمدۀ کالاهای سرمایه‌ای وارداتی باشد یا عرضه نیروی کار به اندازه کافی با کشش باشد، آن‌گاه افزایش عرضه نفت، سرمایه‌گذاری کل را افزایش می‌دهد و حساب جاری را بدتر می‌کند، اما تأثیر بیماری هلندی ضعیف است. شوک‌های مطلوب نرخ مبادله، سرمایه‌گذاری، مصرف و به ویژه مخارج دولتی را افزایش می‌دهد، اما پس انداز میان‌مدت را کاهش می‌دهد و در نتیجه موجب خراب شدن حساب جاری می‌گردد. همچنین شوک‌های نرخ مبادله، اثرات بلندمدت بر محصول و به ویژه محصول بخش غیرقابل مبادله دارد.
- садکا و یی<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) به بررسی رابطه کالاهای مصرفی بادوام، شوک‌های دائمی نرخ مبادله و کسری‌های تجاری اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۲-۱۹۸۸ پرداختند. برای این منظور یک الگوی بین دوره‌ای مصرف را به کار بودند که هدف عاملین اقتصادی حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری بود. پس از کالیبره کردن الگو و انجام تحلیل حساسیت به این نتیجه دست یافتند که قسمتی از کسری تجاری آمریکا در دهه ۱۹۸۰ ناشی از کاهش قیمت کالاهای مصرفی بادوام بوده است، به طوری که ۱۲٪ کاهش قیمت کالاهای مصرفی بادوام منجر به ۱۶٪ کاهش تراز تجاری آمریکا شده است.

1. Spatafora & Warner  
2. Panel data  
3. Sadka & Yi

## مطالعات داخلی

تقوی و کهرام (۱۳۸۴) رابطه کوتاه مدت کسری حساب جاری با نرخ مبادله در اقتصاد ایران را طی دوره (۱۳۳۸-۱۳۸۰) بررسی کردند. برای این بررسی از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، الگوی VAR و روش الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که کسری حساب جاری با تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار و با نرخ ارز و نرخ مبادله رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار دارد.

اسلاملوییان و خدادادی (۱۳۸۳) به بررسی تأثیر تنوع‌سازی صادرات بر رابطه مبادله خالص و رابطه مبادله درآمدی بخش‌های صادرات صنعتی و صادرات غیرنفتی در ایران طی دوره ۱۳۴۹-۱۳۸۰ پرداختند. برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده شد و نتایج برآورد آن‌ها نشان داد که اولاً روند بلندمدت رابطه مبادله خالص صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه، محصولات کشاورزی و کل صادرات غیر نفتی، کاهشی می‌باشد. البته در دوره‌هایی که تنوع‌سازی صادرات بیشتر بوده، روند کاهشی رابطه مبادله صادرات صنعتی و صادرات غیر نفتی کمتر شده است. یعنی تنوع‌سازی صادرات بر رابطه مبادله خالص ایران تأثیر مثبتی داشته است. دوماً روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کلیه بخش‌های صادراتی افزایشی بوده است.

عسگری (۱۳۷۹) ارتباط متقابل علت و معلولی بین نرخ مبادله و کسری حساب جاری در ایران را طی دوره (۱۳۴۰/۱-۱۳۷۶/۴) بررسی کرده است. متغیرهای انتخابی مدل به صورت فصلی بوده و برای بررسی این ارتباط از الگوی VECM استفاده کرده است. نتیجه برآورد الگو نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد. کسری حساب جاری به وسیله نرخ مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی توضیح داده می‌شود. سرانجام، شبیه‌سازی پویا بیان می‌کند که یک قسمت مشخص از نوسانات نرخ مبادله به وسیله حساب جاری توضیح داده می‌شود.

## مبانی نظری تحقیق

### نظریه‌های سرمایه‌گذاری

به منظور تصریح تابع سرمایه‌گذاری و مشخص کردن عوامل مؤثر بر آن از تئوری‌های ارزش فعلی، کارایی نهایی سرمایه‌گذاری و نظریه نئوکلاسیک استفاده می‌شود.

#### معیار ارزش فعلی خالص<sup>۱</sup>

این معیار به ایروینگ فیشر<sup>۲</sup> نسبت داده می‌شود و به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$NPV = \sum_{t=0}^n \frac{TR_t - VC_t}{(1+r)^t} - C_0 \quad (1)$$

که در آن  $TR_t$  درآمدهای پروژه،  $VC_t$  هزینه‌های جاری پروژه،  $C_0$  هزینه اولیه پروژه،  $n$  عمر مفید پروژه و  $r$  نرخ بهره است.

هر پروژه‌ای که دارای ارزش‌های فعلی خالص مثبت باشد، سودآور بوده و از نظر اقتصادی قابل اجرا می‌باشد. همچنان که فرمول مربوطه نشان می‌دهد ارتباط بین  $NPV$  و نرخ بهره معکوس می‌باشد، لذا با افزایش نرخ بهره، ارزش فعلی پروژه‌ها کاهش می‌یابد و در نتیجه تعداد پروژه‌های قابل اجرا در اقتصاد کاهش می‌یابد که منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در کل اقتصاد می‌گردد.

#### نظریه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری

معیار ارزش فعلی عمدهاً به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری و نرخ بهره پرداخته است و با نادیده گرفتن سایر عوامل تاثیرگذار بر سرمایه‌گذاری صرفاً ارتباط سرمایه‌گذاری و نرخ بهره را بررسی نموده است. اما نظریه نئوکلاسیک، تابع سرمایه‌گذاری را بر اساس اصول بهینه‌یابی اقتصاد خرد استخراج می‌کند و به عوامل مؤثر توجه لازم را دارد.

1. Net Present Value Criterion

2. Irving Fischer

دیل جورگنسون<sup>۱</sup> عوامل تعیین‌کننده موجودی سرمایه مطلوب را از فرایند حداکثرسازی ارزش فعلی جریان سود انتظاری بنگاه، استخراج می‌نماید. ابتدا دو محدودیت را که بنگاه با آن مواجه است، در نظر می‌گیرد: ۱. محدودیت فناوری ۲. محدودیت ناشی از استهلاک سرمایه. محدودیت فناوری به وسیله تابع تولید زیر ارائه می‌شود:

$$y_t = y(N_t, K_t) \quad y_N = \frac{\partial y}{\partial N} > 0 \quad , \quad y_K = \frac{\partial y}{\partial K} > 0 \quad (۲)$$

به طوری‌که  $y$  محصول،  $N$  نهاده‌ی نیروی کار و  $K$  حجم سرمایه است.  $y_N$  و  $y_K$  نیز تولید نهایی نیروی کار و سرمایه می‌باشند. دومین محدودیتی که بنگاه با آن مواجه است، استهلاک سرمایه‌های آن است. این محدودیت نیز به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$I_{rt} = \delta K_{t-1}$$

با توجه به این که  $I_{gt}$  سرمایه‌گذاری کل است، انباست موجودی سرمایه طبق رابطه زیر انجام می‌شود:

$$K_t = K_{t-1} + I_{gt} - \delta K_{t-1} = (1-\delta)K_{t-1} + I_{gt} \quad (۳)$$

اکنون بنگاه می‌خواهد با توجه به محدودیت‌های موجود در معادله (۱۴) و (۱۵) ارزش فعلی جریان سود آینده خود را حداکثر نماید. سودها از تفاضل ارزش فروش‌ها  $P_t y_t$  و هزینه‌های دستمزد  $W_t N_t$  و مخارج انجام شده روی کالاهای سرمایه‌ای  $P_t' I_{gt}$  به دست می‌آیند.  $P_t'$  نیز قیمت کارخانه و تجهیزات است. عبارت لاگرانژ که معادلات هدف و محدودیت‌ها را با هم ترکیب نموده که به صورت زیر در می‌آید:

1. Dale JorgensonS

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_t [I_{gt} + (1-\delta)K_{t-1} - K_t] + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^t} [P_t y(N_t, K_t) - W_t N_t - P_t^I I_{gt}] \quad (\text{f})$$

با حل این مساله، شرایط مرتبه اول به صوت زیر استخراج می‌گردد:

(Δa)

$$\frac{\partial L}{\partial N_t} = \frac{1}{(1+r)^t} [P_t y_N - W_t] = 0$$

(Δb)

$$\frac{\partial L}{\partial K_t} = \frac{1}{(1+r)^t} (P_t y_K) - \lambda_t + \lambda_{t+1}(1-\delta) = 0$$

(Δc)

$$\frac{\partial L}{\partial I_{gt}} = -\frac{1}{(1+r)^t} P_t^I + \lambda_t = 0$$

(Δd)

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_t} = I_{gt} + (1-\delta)K_{t-1} - K_t = 0$$

عبارت مربوط به معادله (Δa)، تقاضای نیروی کار است که تولید نهایی نیروی کار را مساوی دستمزد حقیقی قرار می‌دهد. با ترکیب معادله (Δb) و (Δc) و انجام یک سری عملیات ریاضی، موجودی سرمایه مطلوب به وسیله رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$y_K = \frac{(\delta P_{t+1}^I + rP_t^I - [P_{t+1}^I - P_t^I])}{P_t} \quad (6)$$

صورت کسر هزینه به کارگیری سرمایه<sup>۱</sup> است که شامل هزینه استهلاک و هزینه بهره می باشد. جمله  $P_{t+1}^I - P_t^I$  نیز عایدی سرمایه<sup>۲</sup> ناشی از تغییر قیمت کالاهای سرمایه‌ای را نشان می دهد. باید توجه داشت که این عبارت بیانگر تورم انتظاری نیز می باشد. معادله (۶) بیان گر این است که بنگاه باید حجم سرمایه مطلوب را در سطحی تعیین نماید که تولید نهایی سرمایه با هزینه حقیقی به کارگیری سرمایه برابر باشد:

$$y_K = \frac{RC}{P} \quad (7)$$

به طوری که  $RC$  هزینه به کارگیری سرمایه می باشد.

حل ضمنی معادله (۷) حجم سرمایه مطلوب  $K^*$  را به عنوان تابعی از محصول، هزینه به کارگیری سرمایه و قیمت محصول به دست می دهد:

$$K^* = K^*(y, RC, P) \quad (8)$$

که در آن  $\frac{\partial K^*}{\partial RC}$  و  $\frac{\partial K^*}{\partial P}$  هر دو مثبت و  $\frac{\partial K^*}{\partial y}$  منفی است.

اکنون می توان از روی تغییرات  $K^*$  تابع تقاضای سرمایه‌گذاری را استخراج کرد. با توجه به روابط  $I_n = \Delta K^*$  و  $I_r = \delta K$ ، سرمایه‌گذاری کل به صورت  $I_g = I_n + I_r$  می باشد و لذا در حالت کلی معادله سرمایه‌گذاری به صورت زیر در می آید:

- 
- 1. User cost of capital
  - 2. Capital gain

$$I_g = \Delta K^*(y, RC, P) + \delta K \quad (9)$$

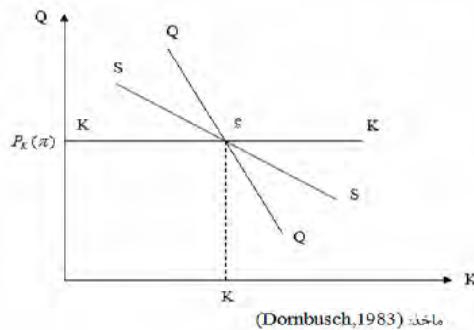
براساس نظریه‌ی نئوکلاسیک، سرمایه‌گذاری تحت تأثیر درآمد ملی، هزینه به کارگیری سرمایه و سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد.

### mekanizm-e-taayir-e-gzardi-narx-mbadaleh-be-sarmaye-e-gzardi

قبل از بررسی مکانیزم تأثیرگذاری نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری ابتدا لازم است مفهوم نرخ مبادله و تعاریف مرتبط با آن توضیح داده شود. نسبتی را که بر اساس آن صادرات و واردات با یکدیگر معاوضه می‌شوند، نرخ مبادله می‌نامند (پورمقیم، ۱۳۸۳: ۲۹). نرخ مبادله را می‌توان به صورت کالایی، درآمدی، تک عاملی و دوچانبه عوامل تولید تعریف کرد. نرخ مبادله کالایی به صورت نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات و نرخ مبادله درآمدی به صورت ضرب نرخ مبادله کالایی در مقدار صادرات تعریف می‌شود. نرخ مبادله تک عاملی عبارت است از حاصلضرب نرخ مبادله کالایی در شاخص بهره‌وری صنایع صادراتی اقتصاد داخلی و نرخ مبادله دوچانبه عوامل تولید نیز از تقسیم نرخ مبادله تک عاملی بر شاخص بهره‌وری صنایع صادراتی شرکای تجاری حاصل می‌شود. البته باید توجه داشت که به علت عدم دسترسی به آمار کافی جهت محاسبه بهره‌وری عوامل تولید در رشته‌های مختلف صنایع صادراتی و به ویژه صنایع صادراتی کشورهای طرف تجاری، دو تعریف اخیر از نرخ مبادله به ندرت استفاده می‌شود. در این پژوهش از نرخ مبادله کالایی استفاده خواهد شد.

نرخ مبادله از دو کanal بر سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد: اول، مادامی که سرمایه محتوای وارداتی داشته باشد، تغییرات نرخ مبادله بر تولید نهایی سرمایه تأثیر می‌گذارد. این مطلب با استفاده از پویایی‌های تعادل مدل توضیح داده می‌شود. پویایی‌های مدل به وسیله مسیرهای زمانی موجودی سرمایه و قیمت سایه‌ای سرمایه بیان می‌گردد.

شکل زیر پویایی‌های موجودی سرمایه و قیمت سایه‌ای سرمایه را نشان می‌دهد:



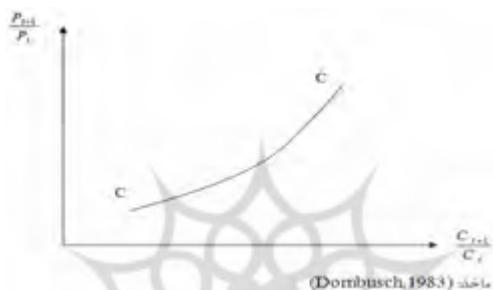
در طول خط افقی  $KK'$ ، قیمت سایه‌ای سرمایه با هزینه جایگزینی سرمایه برابر است،  $q = P_K$  ، به طوری که  $q$  قیمت سایه‌ای سرمایه و  $P_k$  هزینه سرمایه می‌باشد. بنابراین موجودی سرمایه، ثابت و سرمایه‌گذاری صفر است.

در طول خط نزولی  $QQ'$  نیز،  $\frac{Py}{r} = q$  است. به عبارت دیگر، قیمت سایه‌ای سرمایه برابر است با نسبت ارزش تولید نهایی سرمایه به نرخ بهره و در نتیجه  $q$  ثابت است. تعادل بلندمدت در نقطه  $e$  واقع می‌شود، یعنی جایی که خطوط  $KK'$  و  $QQ'$  یکدیگر را قطع می‌کنند. لذا در این نقطه، رابطه زیر برقرار است:

$$Py_k = r P_k \quad (10)$$

به عبارت بهتر، در تعادل بلندمدت ارزش تولید نهایی سرمایه با هزینه به کارگیری سرمایه برابر است. تعادل بلندمدت یک نقطه زینی است و خط نزولی  $SS$  مسیر همگرا را نشان می‌دهد. از رابطه فوق کاملاً روشن است که با بهبود (بدتر شدن) نرخ مبادله، ارزش تولید نهایی سرمایه بزرگتر (کوچکتر) از هزینه به کارگیری سرمایه می‌گردد و بنابراین موجودی سرمایه را افزایش (کاهش) می‌دهد و در نتیجه سرمایه‌گذاری افزایش (کاهش) می‌یابد. دوم، انتظار افزایش (کاهش) نرخ مبادله، نرخ بهره واقعی را پایین‌تر (بالاتر) از  $r$  قرار

می‌دهد و با ثابت بودن سایر شرایط، هزینه به کارگیری سرمایه را کاهش (افزایش) می‌دهد و سرمایه‌گذاری فعلی را افزایش (کاهش) می‌دهد. مکانیزم تاثیرگذاری نرخ مبادله بر نرخ بهره با استفاده از نمایه مصرف استخراج شده توسط دورنبوش توضیح داده می‌شود (Dornbusch, 1983). نمایه  $c_t$  از طریق حل مساله بیشینه یابی مصرف کننده و تعیین مسیر بهینه مصرف به دست می‌آید.



تغییر قیمت‌های نسبی موجب تغییر نرخ بهره خواهد شد. به این صورت که اگر انتظار رود قیمت‌ها در آینده افزایش خواهد یافت، افراد مصرف جاری خود را افزایش می‌دهند و برای تامین مخارج مصرفی اضافی وام می‌گیرند که این افزایش تقاضا برای وام منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود.

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} \uparrow \Rightarrow \frac{C_t}{C_{t+1}} \uparrow \Rightarrow r \uparrow \text{اخذ وام}$$

با ملاحظه مطالب فوق می‌توان چگونگی تاثیر خرابی یا بهبود نرخ مبادله بر نرخ بهره را تبیین کرد. با توجه به آن که شاخص قیمت واردات در مخرج فرمول مربوط به نرخ مبادله قرار دارد، افزایش شاخص قیمت واردات منجر به بدتر شدن نرخ مبادله می‌گردد. افزایش شاخص قیمت واردات به معنی گران‌تر شدن کالاهای وارداتی نسبت به کالاهای داخلی می‌باشد، بنابراین افراد مصرف کالاهای وارداتی را کاهش و مصرف کالاهای داخلی را افزایش می‌دهند. لذا برای تامین مالی مخارج مصرفی افزایش یافته از وام استفاده می‌کنند که نتیجه آن افزایش نرخ بهره می‌باشد.

$$\downarrow \pi = \frac{P_x}{P_m} \uparrow \Rightarrow \uparrow \text{اخذ وام} \Rightarrow \downarrow \text{واردات} \Rightarrow r \uparrow \Rightarrow I \downarrow$$

### برآورد اقتصاد سنجی الگو و تحلیل نتایج

تصریح مدل

با توجه به موضوع مورد مطالعه و مبانی نظری تحقیق، الگوی مورد برآورد جهت تحلیل نوسانات نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LI_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LCPI_t + \beta_3 R_t + \beta_4 LTOT_t + \beta_5 D + U_t$$

که در آن :

LI: لگاریتم سرمایه‌گذاری

LGDP: تولید ناخالص داخلی

LCPI: سطح عمومی قیمت‌ها

R: نرخ سود بلند مدت بانکی

LTOT: نرخ مبادله (نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات)

D: بردار متغیر مجازی (متغیر مجازی برای شوک نفتی ۱۳۵۳، متغیر مجازی برای وقوع انقلاب ۱۳۵۷، متغیر مجازی برای شروع جنگ ۱۳۵۹) است. تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشد.

علامت انتظاری ضرایب به صورت زیر است:

$$\beta_1 = \frac{\partial LI}{\partial LGDP} > 0, \beta_2 = \frac{\partial LI}{\partial LCPI} > 0, \beta_3 = \frac{\partial LI}{\partial R} < 0, \beta_4 = \frac{\partial LI}{\partial LTOT} > 0$$

## برآورد الگو

به منظور برآورد الگو از روش جوهانسون- جوسليوس<sup>۱</sup> و نرم‌افزار 4 Microfit استفاده می‌شود. برای به دست آوردن بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون- جوسليوس انجام مراحل زیر ضروری است: ۱) تعیین مرتبه جمعی متغیرها<sup>۲</sup> ۲) تعیین طول وقفه الگوی VAR ۳) تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی.

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

قبل از برآورد الگو، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۳</sup> (ADF) بررسی می‌گردد. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در جداول ۱ و ۲ ارائه می‌شود.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته روی سطح متغیره

| متغیر | عرض از مبدا بدون روند |             | عرض از مبدا با روند |             | متغیر |
|-------|-----------------------|-------------|---------------------|-------------|-------|
|       | آماره آزمون           | کمیت بحرانی | آماره آزمون         | کمیت بحرانی |       |
| LI    | -۲/۴۳                 | -۲/۹۳       | -۲/۷۷               | -۳/۵۱       |       |
| LGDP  | -۱/۸۸                 | -۲/۹۳       | -۲/۶۷               | -۳/۵۱       |       |
| LCPI  | -۰/۲                  | -۲/۹۵       | -۲/۳۹               | -۳/۵۵       |       |
| R     | -۰/۷۳                 | -۲/۹۳       | -۱/۷۷               | -۳/۵۱       |       |
| LTOT  | -۱/۶۵                 | -۲/۹۵       | -۲/۳۹               | -۳/۵۵       |       |

نتیجه‌ی آزمون نشان می‌دهد که کلیه متغیرها ناپایا هستند.

1. Johansen- Juselius  
2. Augmented Dicky- Fuller unit root test

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعیین یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

| متغیر | عرض از میدا با روند |             | عرض از میدا بدون روند |             |
|-------|---------------------|-------------|-----------------------|-------------|
|       | آماره آزمون         | کمیت بحرانی | آماره آزمون           | کمیت بحرانی |
| DLI   | -۴/۲۷               | -۲/۹۳       | -۴/۳                  | -۳/۵۱۶      |
| DLGDP | -۳/۴۴               | -۲/۹۳       | -۳/۵۱۸                | -۳/۵۱۶      |
| DLCPI | -۳/۵۹               | -۲/۹۵       | -۳/۸۸                 | -۳/۵۶       |
| DR    | -۶/۰۲               | -۲/۹۳       | -۵/۹۴                 | -۳/۵۱۶      |
| DLTOT | -۳/۵۶               | -۲/۹۵       | -۳/۷۴                 | -۳/۵۶       |

همان‌گونه که از جدول ۲ ملاحظه می‌شود تفاضل مرتبه اول متغیرها پایا هستند. به عبارت دیگر متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و در نتیجه متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک (I) می‌باشند.

برای تعیین وقفه بهینه الگوی VAR، معیار شوارز - بیزین<sup>۱</sup> به کار برده می‌شود. جدول زیر این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳. آزمون تعیین مرتبه VAR

| مرتبه | معیار شوارز - بیزین | معیار آکاییک |
|-------|---------------------|--------------|
| .     | -۲۰۲/۱۵             | -۱۹۰/۹۲      |
| ۱     | ۳۱/۷۷               | ۶۱/۷         |
| ۲     | ۳۵/۷۶               | ۸۴/۴         |
| ۳     | ۳۴/۱۹               | ۱۰۱/۵۴       |

با ملاحظه جدول فوق مشخص می‌شود که مقدار حداقل معیار شوارز - بیزین در مرتبه دوم قرار دارد. لذا براساس این معیار، تعداد وقفه‌های بهینه VAR برابر ۲ است.

1. Schwars- Bayesian

آخرین مرحله قبل از برآورد الگو، تعیین تعداد بردارهای همجمعی است که به وسیله آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر انجام می‌پذیرد. آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، فرضیه صفر وجود  $r$  بردار همجمعی را در برابر فرضیه مقابل  $r+1$  بردار همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. براساس این دو آزمون، هنگامی فرضیه صفر وجود  $r$  همجمعی پذیرفته می‌گردد که کمیت این آماره‌ها از مقدار بحرانی ارایه شده توسط جوهانسون - جوسليوس کمتر باشد. جدول ۴ این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۴. آزمون تعیین تعداد بردارهای همجمعی

| کمیت<br>بحرانی در<br>%۹۵<br>سطح | آماره آزمون<br>اثر | کمیت<br>بحرانی در<br>%۹۵<br>سطح | آماره آزمون<br>حداکثر<br>مقدار ویژه | فرضیه $H_1$ | فرضیه $H_0$ |
|---------------------------------|--------------------|---------------------------------|-------------------------------------|-------------|-------------|
| ۸۷/۱۷                           | ۱۴۱/۹۷             | ۳۷/۸۶                           | ۵۶/۶۵                               | $r=1$       | $R=0$       |
| ۶۳                              | ۸۵/۳۱              | ۳۱/۷۹                           | ۳۷/۷                                | $r=2$       | $R \leq 1$  |
| ۴۲/۳۴                           | ۴۷/۶۱              | ۲۵/۴۲                           | ۲۸/۷۴                               | $r=3$       | $R \leq 2$  |
| ۲۵/۷۷                           | ۱۸/۸۷              | ۱۹/۲۲                           | ۱۳/۹۷                               | $r=3$       | $R \leq 3$  |
| ۱۲/۳۹                           | ۴/۹                | ۱۲/۴                            | ۴/۹                                 | $r=5$       | $R \leq 4$  |

براساس اطلاعات مندرج در جدول فوق وجود  $r$  بردار همجمعی پذیرفته می‌شود و این  $r$  بردار نشان دهنده روابط بلند مدتی هستند که در بین متغیرهای الگو برقرار است. سوالی که به هنگام وجود  $r$  بردار همجمعی مطرح می‌گردد این است که کدام یک از بردارهای همجمعی باید به عنوان رابطه تعادلی بلندمدت انتخاب شود؟ در پاسخ باید گفت آن بردار همجمعی توسط محقق انتخاب می‌گردد که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی باشد. لذا در این تحقیق از بین سه بردار همجمعی برآورد شده، بردار همجمعی زیر به عنوان نشان دهنده رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو انتخاب گردید.

جدول ۵. بردار همجمعی نرمال شده

| LI | LGDP | LCPI | R     | LTOT | Trend |
|----|------|------|-------|------|-------|
| ۱  | ۳/۳۳ | ۰/۴  | -۰/۰۲ | ۰/۱۴ | -۰/۱۵ |

به دلیل اینکه مدل برآورده به شکل لگاریتمی است لذا ضریب هر متغیر، کشش آن را نشان می‌دهد. بنابراین ضرایب الگو به این صورت تفسیر می‌گردد: چنان‌چه تولید ناخالص داخلی ۱ درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری  $\frac{3}{33}$  درصد افزایش خواهد یافت و اگر سطح عمومی قیمت‌ها ۱ درصد افزایش یابد، سرمایه‌گذاری  $\frac{0}{4}$  درصد افزایش خواهد داشت. افزایش نرخ بهره به میزان ۱ درصد موجب کاهش سرمایه‌گذاری به میزان  $\frac{0}{0}2$  درصد می‌شود که این بیان‌گر حساسیت پایین سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره می‌باشد. همچنین ۱ درصد افزایش در نرخ مبادله منجر به افزایش سرمایه‌گذاری به میزان  $\frac{0}{1}4$  درصد می‌گردد. نتیجه‌ی برآورد الگو نشان دهنده تاثیر مثبت نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری می‌باشد و بنابراین دولت می‌تواند با اتخاذ سیاست‌های تجاری بهبود نرخ مبادله، زمینه‌های رشد سرمایه‌گذاری را فراهم آورد.

### نتیجه‌گیری

بسیاری از اقتصاددانان از جمله ویکسل، کینز، هارود و .... منشأ سیکل‌های تجاری را نوسانات سرمایه‌گذاری می‌دانند. تاثیرگذاری نوسانات نرخ مبادله بر متغیرهای اقتصاد به یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است. اختلالات نرخ مبادله از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان به عنوان یک عامل اساسی بی‌ثباتی اقتصادی تلقی می‌شود. این موضوع به ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه مصدق دارد، زیرا قسمت عمده‌ی صادرات این کشورها را کالاهای اولیه تشکیل می‌دهد و قیمت این کالاهای در بازارهای جهانی با نوسانات بیشتری مواجه است.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تاثیرگذاری نرخ مبادله بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۰ بود. برای رسیدن به این هدف ابتدا تابع سرمایه‌گذاری بر اساس نظریه ارزش فعلی و نظریه نئوکلاسیک تصریح گردید.

قبل از برآورد الگو، پایایی و ناپایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعییم یافته بررسی گردید. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که تمامی متغیرها ناپایای هستند. لیکن متغیرهای ناپایای با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند و در نتیجه متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک (I) می‌باشند.

برآورد الگو با استفاده از روش جوهانسون-جوسلیوس صورت گرفت. نتیجه بررسی حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ بهره و نرخ مبادله می‌باشد، به طوری که در این بردار هم‌مجموعی تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ مبادله تاثیر مثبت و نرخ بهره تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری داشتند. با توجه به رابطه مثبت سرمایه‌گذاری و نرخ مبادله توصیه می‌شود دولت و مقامات اقتصادی در اجرای سیاست‌های تجاری متوجه تبعات این سیاست‌گذاری بر سرمایه‌گذاری باشند و با اتخاذ سیاست‌های تجاری بهبود نرخ مبادله، زمینه‌های رشد سرمایه‌گذاری را فراهم آورند.

## پی‌نوشت‌ها:

۱. ابریشمی، حمید و مهرآر، محسن. *اقتصاد سنجی کاربردی*، تهران: نشر نی، ۱۳۸۱.
۲. اسلام‌لوئیان، کریم و خدادادی، عباس. «تأثیر تنوع سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله در ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۲، پاییز ۱۳۸۳، ۲۲۴-۱۸۳.
۳. برانسون، ویلیام اچ. *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی، ۱۳۷۶.
۴. پور مقیم، سید جواد. *اقتصاد بین‌الملل (۱)*، تجارت بین‌الملل، تهران: انتشارات سمت، ۱۳۸۲.
۵. پور مقیم، سید جواد. *تجاریه‌ها و سیاست‌های بازرگانی*، تهران: نشر نی، ۱۳۸۳.
۶. تقوی، مهدی و کهرام، آزاد مهر. «بررسی ارتباط میان کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۸، پاییز ۱۹۹۱، ۱۶۳-۱۳۸۴.
۷. حسینی، میر عبدالله. *بررسی رابطه مبادله بازرگانی خارجی ایران و سیاست‌های مناسب برای بهبود آن*، تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ۱۳۸۲.
۸. دورنبوش، رویدگر و فیشر، استانی. *اقتصاد کلان*، تهران: انتشارات سروش، ۱۳۸۰.
۹. رحمانی، تیمور. *اقتصاد کلان*، تهران: انتشارات برادران، ۱۳۸۳.
۱۰. عسگری، منصور. «تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی پویا بین رابطه مبادله و گسترش حساب جاری با روش همگرایی در ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۷، زمستان ۱۳۷۹، ۱-۴۴.
۱۱. گرجی، ابراهیم و میر سپاسی، آرزو. *بررسی تئوریک سیکل‌های تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران*، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ۱۳۸۱.
۱۲. نوفرستی، محمد. *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*، تهران: انتشارات رسا، ۱۳۷۸.
13. Appleyard, Dennis, R. and Field, J. R. Alfred, J. *International Economics*. Mc Graw- Hill, 2001.
14. Backus, David K. and Crucini, Mario J. "Oil Prices and Terms of Trade", *Journal of International Economics*, No. 50, 2000, pp. 185-213.
15. Blanchard, Oliver Jean and Fisher, Stanly."Lectures on Macroeconomic", *Massachusetts institute of technology*, 1989.
16. Bruno, Michael and Sachs, Jeffrey. "Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the Dutch Disease", *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 5, 1982, pp. 845-859.
17. Cashin, Paul and McDermott, C. John. "Terms-of-Trade Shocks and the Current Account: Evidence from Five Industrial Countries", *Open Economies Review*, No. 13, 2002, pp. 219-235.
18. Dornbusch, Rudiger, Real Interest Rates. " Home Goods and Optimal External Borrowing", *The Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 1, 1983, pp. 141-153.
19. Greenfield, C.C. "The Terms of Trade Index and Terms of Trade Effect", *The Statistician*, No. 4, 1984, pp. 371-379.

20. Iscan, Talan B., The Terms of Trade, "Productivity Growth and the Current Account", *Journal of Monetary Economics*, No. 45, 2000, pp. 587-611.
21. Jhonston, Jack & Dinardo, John. *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Fourth Edition, 1997.
22. Pesaran, Mohammad Hashem. *Working with Microfit 4.0 Camfit Data Limited*, 1997.
23. Sadka, Joyce C and Yi, Kei-Mu. "Consumer Durables, Permanent Terms of Trade Shocks, and the Recent US Trade Deficits", *Journal of International Money and Finance*, No. 5, 1996, pp. 797-811.
24. <http://www.ucm.es/bucm/cee/icae/doc>.
25. Sen, Partha and Turnovsky, Stephen J., Deterioration of the Terms of Trade and Capital Accumulation: "A Reexamination of the Laursen- Metzler Effect", *NBER Working Paper*, No. 2616, 1988.
26. Serven, Luis, Terms-of-Trade Shocks and Optimal Investment: " Another Look at the Laursen-Metzler Effect", *Journal of International Money and Finance*, No. 18, 1999, pp. 337-365.
27. Spatafora, Nikola and Warner, Andrew, Macroeconomic and Sectoral Effects of Terms-of-Trade Shocks: "The Experience of the Oil-Exporting Developing Countries", *IMF Working Paper* No. 134, 1999.
28. Zanias, George P., "Testing for Trends in the Terms of Trade between Primary Commodities and Manufactured Goods", *Journal of Development Economics*, No. 78, 2005, pp. 49-59.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرستال جامع علوم انسانی