

اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی در ایران: الگوهای چرخشی مارکوف

رضا اکبریان* و نجمه ساجدیان فرد**

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۴/۲۴

چکیده

اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله به‌عنوان یک متغیر در تعديلات توازن پرداخت‌ها و رشد بلندمدت، از دیرباز تاکنون مورد توجه قرار گرفته شده است. از این رو، هدف اصلی این مقاله، بررسی رفتار رشد اقتصادی و اثر رابطه‌ی مبادله بر آن در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۳۹۳:۲-۱۳۶۹:۱ است؛ بدین منظور، یک الگوی رگرسیونی طراحی و یک بار با روش الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت و بار دیگر با روش الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان، تحلیل و بررسی شده است؛ به‌طور کلی نتایج برآورد، حاکی از آن است که اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران، یک اثر مثبت؛ اما بسیار کم است؛ به‌طوری‌که این اثر قابل چشم‌پوشی است؛ بنابراین، این نتیجه حاصل می‌شود که رفتار رشد اقتصادی در ایران، چندان متأثر از رابطه‌ی مبادله نیست؛ همچنین، از بین تمام متغیرهای در نظر گرفته شده، اثر تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت، بر رفتار رشد اقتصادی در ایران بیشتر بوده است. به علاوه، عامل مؤثر بر تغییر رژیم و یا به عبارتی، عامل مؤثر بر احتمال انتقال، نرخ ارز حقیقی مؤثر است؛ همچنین، تخمین الگو، توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت بیشتر با اقتصاد ایران سازگار است.

طبقه بندی JEL: F43، O24، C87

واژه‌های کلیدی: رابطه مبادله، رشد اقتصادی، الگوی چرخشی مارکوف

* دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)،

(rakbarian@rose.shirazu.ac.ir)

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۱- مقدمه

از دیرباز تاکنون بحث تجارت و رشد مورد توجه اقتصاددانان بوده است. در این زمینه، بسیاری از مطالعات به بررسی اثر رشد بر تجارت، اثر تجارت بر رشد و مقایسه این دو پرداخته‌اند. ریچینسکی^۱ (۱۹۵۵)، با بیان نظریه‌ی خود، رابطه‌ی میان تجارت و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد و رشد اقتصادی را به معنی تغییرات در موجودی عوامل یک کشور معرفی می‌کند. این نظریه بیان می‌دارد که در قیمت‌های نسبی ثابت کالاها، اگر موجودی عاملی افزایش یابد، صنعتی که از آن عامل استفاده شدیدتری می‌کند، محصولش را افزایش می‌دهد؛ درحالی‌که محصول صنعت دیگر کاهش می‌یابد؛ به عبارت دیگر، رشد یک عامل تولیدی منجر به افزایش مطلق در محصول کالایی می‌شود که از این عامل بیشتر استفاده کرده است و همچنین منجر به کاهش مطلق در محصول کالایی می‌شود که از این عامل کمتر استفاده کرده است. در باب تأثیر تجارت بر رشد اقتصادی، می‌توان به مطالعه کیسینگ^۲ (۱۹۷۹) اشاره کرد. بر اساس گفته‌ی وی، منافع حاصل از تجارت در شش دسته قابل بررسی است.

۱. تجارت منجر به افزایش سطح مصرف و درآمد واقعی می‌شود؛ بنابراین، رفاه افزایش می‌یابد.
۲. تجارت باعث می‌شود که کشور کوچک در حال توسعه، کالایی را که در خارج ارزان است، در مقیاس وسیع تولید کند.
۳. تجارت به افزایش سرمایه‌گذاری و سطح اشتغال منجر می‌شود. در این صورت، رشد و توسعه نه تنها تحریک شده؛ بلکه منجر به پایداری آن‌ها می‌گردد.
۴. با انجام تجارت، واردات فناوری و دانش فنی از کشور صنعتی به غیر صنعتی را خواهیم داشت؛ بنابراین، افزایش رشد را شاهد خواهیم بود.
۵. رقابت در کالای قابل تجارت منجر به افزایش کارایی و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود.
۶. به دلیل تحمیل مالیات بر واردات و صادرات، یک منبع درآمدی برای دولت ایجاد شده که از طریق آن، به سرمایه‌گذاری کارا پرداخته می‌شود (کیسینگ، ۱۹۷۹).

¹ Rybczynski

² Keasing

از دیگر نظریه‌هایی که در زمینه‌ی تجارت و رشد ارائه شده است، دریچه‌ای برای مازاد^۳ و نظریه‌ی کالای منبع یا مواد خام^۴ است. نظریه‌ی دریچه‌ای برای مازاد ابتدا توسط اسمیت^۵ ارائه شده است و بعدها توسط مینت^۶ مورد تجدید قرار گرفته است. این نظریه بیان می‌کند که اگر یک کشور بیش از مصرفش تولید کند، تولید مازاد داشته و با تجارت می‌تواند به رشد بیشتر پردازد. نظریه‌ی مواد خام که یک نظریه‌ی رشد اقتصادی است، بر نقش کالاهای سنتی و مواد خام تأکید دارد و در شکل‌گیری یک اقتصاد غنی در منابع، نقش مهمی ایفا می‌کند. این نظریه، ابتداً برای کشور کانادا مورد بررسی قرار گرفته بوده است (اینگام^۷، ۲۰۰۴: ۹۵-۹۸).

بر این اساس، این سؤال ایجاد می‌شود که آیا تجارت موتور رشد است؟ در پاسخ باید گفت که در گذشته، به دلیل اینکه معمولاً کشورهای در حال توسعه، تجارت در کالاهای اولیه و سیاست‌های جان‌شینی واردات داشته‌اند، تجارت به منزله‌ی موتور رشد آن‌ها نبوده است. همان‌طور که میردال^۸ بیان می‌دارد، تجارت آزاد به برابری بین‌المللی منجر نمی‌شود و تنها می‌تواند به کشورهای صنعتی کمک کند؛ در حالی که واردات ارزان از کشورهای صنعتی به صنایع کوچک و مهارت‌دستی و بومی کشورهای در حال توسعه آسیب می‌رساند؛ اما با گذشت زمان و با توسعه تجارت و کالاهای نهایی و اتخاذ سیاست تشویق صادرات، وضع این کشورها بهبود یافته و توانسته‌اند به رشد بیشتری دست یابند (اینگام، ۲۰۰۴: ۱۰۰). از این رو، بررسی این مقوله در کشورهای در حال توسعه امری ضروری است.

یکی از مؤلفه‌هایی که در تجارت و چگونگی آن اثر دارد، رابطه‌ی مبادله یا رابطه‌ی تجاری است. در واقع، تجربه‌ی ناخوشایند بسیاری از مناطق کمتر توسعه یافته‌ی دنیا در به دست آوردن سطح قابل قبولی از رشد، باعث شده است که به اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله به عنوان یک متغیر در تعدیلات توازن پرداخت‌ها و رشد بلندمدت، توجه شود (هنسلی و شوارتز^۹، ۱۹۶۸: ۸۷). رابطه‌ی مبادله، از طریق اثرگذاری بر میزان صادرات و واردات، می‌تواند بر حساب جاری و در نتیجه خالص صادرات و نهایتاً درآمد ملی و رشد اقتصادی اثر بگذارد. در این زمینه، نظریه‌ها، فرضیه‌ها و چارچوب‌های متفاوتی ارائه شده است که برخی اشاره بر اثر مثبت و برخی دیگر اشاره بر اثر منفی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی دارند؛ بدین جهت، در این مطالعه، ضمن اشاره به این مقوله‌ها، اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ به عبارت دیگر، هدف اصلی این مقاله،

³ Vent for Surplus

⁴ Staples Theory

⁵ Smith

⁶ Myint

⁷ Ingham

⁸ Myrdal

⁹ Hensley & Schwartz

بررسی اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۳:۲-۱۳۶۹:۱ است؛ همچنین، بر اساس فرضیه‌های این مطالعه، انتظار می‌رود که تغییرات رابطه‌ی مبادله، تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، تغییرات نرخ ارز بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر نامشخصی بر رشد اقتصادی داشته باشند؛ اما اثر تغییرات تشکیل سرمایه بر رشد اقتصادی مثبت باشد.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع آورده می‌شود؛ سپس ادبیات تحقیق در زمینه‌ی رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی ارائه شده و سپس با ارائه‌ی الگوی تحقیق، به بررسی تجربی این رابطه پرداخته می‌شود. در نهایت، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق ارائه می‌شود. لازم به ذکر است که وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر با سایر مطالعات داخلی، در آن است که تاکنون هیچ مقاله‌ای که به دنبال بررسی اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف و همچنین در نظر گرفتن تمامی متغیرهای رابطه‌ی مبادله، قیمت حقیقی جهانی نفت، نرخ ارز حقیقی مؤثر، تشکیل سرمایه، تورم و نرخ بهره بلندمدت و کوتاه‌مدت در کنار یکدیگر به منظور بررسی این اثر باشد، یافت نشده است؛ لازم به ذکر است که بررسی این متغیرها با هم و استفاده از الگوی چرخشی مارکوف نقش به‌سزایی در بهتر تبیین کردن اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی دارد. از این رو، مطالعه حاضر به بررسی این چینی موضوع می‌پردازد.

۲- مبانی نظری

در این قسمت از پژوهش، به بیان نظریات، فرضیات و چارچوب‌های مرتبط با موضوع پرداخته می‌شود. بدین منظور، اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد ارائه می‌شود؛ سپس، فرضیه پریش سینگر^{۱۰} بیان شده و در ادامه، اثر هاربرگر-لارسن-متزل^{۱۱} آورده می‌شود. در نهایت، چارچوب آبستفلد-سونسون-رزین^{۱۲} که به‌عنوان نقطه مقابل اثر هاربرگر-لارسن-متزل است، ارائه می‌شود.

۲-۱- رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی

به‌منظور بررسی این رابطه، ابتدا موضوع تخریب رابطه‌ی مبادله و رشد قهقرایی^{۱۳} بیان شده و سپس رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی در قالب کشورهای شمال-جنوب بررسی می‌شود.

¹⁰ Prebisch- Singer

¹¹ Harberger-Laursen-Metzler Effect

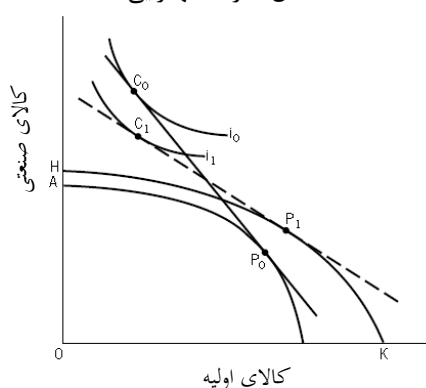
¹² Obstfeld-Svensson-Razin

¹³ Immiserizing Growth

۲-۱-۱- تخریب رابطه‌ی مبادله و رشد قهقرایی^{۱۴}

اگر رشد منجر به کاهش در رابطه‌ی مبادله کشور شود، این اثر قیمتی، منافع حاصل از رشد اقتصادی را خنثی می‌کند. این امکان وجود دارد که ضرر حاصل از تخریب رابطه‌ی مبادله، بیش از منافع حاصل از ظرفیت افزایش یافته باشد؛ بنابراین، وضع کشور را حتی نسبت به قبل بدتر کند. به این حالت، رشد قهقرایی گویند و این بحث بیشتر در رابطه با شکایت کشورهای در حال توسعه از چشم‌اندازشان^{۱۵} در تجارت جهانی است. در شکل شماره (۱)، رشد قهقرایی نشان داده شده است.

شکل ۱: رشد قهقرایی



از آن جایی که این موضوع بیشتر در زمینه‌ی صادرات کالاهای اولیه کشورهای در حال توسعه به کشورهای صنعتی برای کالای صنعتی است، محورها به این نام‌ها ارائه شده است. در ابتدا، کشور در P_0 تولید می‌کند و محصولاتش را در ازای کالاهای صنعتی، در نسبت رابطه مبادله که با شیب P_0C_0 نشان داده شده است، صادر می‌کند. با انجام تجارت، این کشور به سطح رفاه I_0 و مصرف C_0 می‌رسد. در نتیجه رشد عرضه‌ی عوامل استفاده شده در تولید کالای اولیه، منحنی امکانات تولید کشور مورد بررسی به راست انتقال می‌یابد (یعنی به HK). این امر، مقادیر بیشتری از صادرات را ایجاد می‌کند و رابطه‌ی مبادله آن کاهش می‌یابد که با شیب کمتر P_1C_1 نشان داده شده است. در این نسبت مبادله، کشور مورد بررسی به صادرات کالای اولیه ادامه می‌دهد؛ ولی تنها می‌تواند به منحنی بی تفاوتی پایین‌تر I_1 برسد؛ بنابراین، رشد در ظرفیت منجر به کاهش رفاه اقتصادی شده است (دان و ماتی^{۱۶}، ۲۰۰۴: ۲۳۱-۲۲۹).

^{۱۴} عمده مطالب این قسمت از کتاب اقتصاد بین‌الملل نوشته دان و ماتی (۲۰۰۴) برگرفته شده است.

^{۱۵} Prospect

^{۱۶} Dunn & Mutti

اگرچه از دید نظری، امکان رخداد رشد قهقرایی وجود دارد، در عمل چنین چیزی به ندرت اتفاق می‌افتد؛ در واقع، لازم است که یک کشور به حد کافی بزرگ باشد تا بر قیمت کالای صادراتی‌اش اثر قابل توجهی داشته باشد؛ همچنین کشوری باشد که رشدش نسبت به صادرات تورش قوی داشته باشد (همان: ۲۲۹)؛ به عبارت دیگر، وقوع رشد قهقرایی جز در برخی از کشورهای در حال توسعه، در دنیای واقعی شایع نیست. به خصوص اگر خرابی اساسی در رابطه‌ی مبادله با مهار افزایش جمعیت و افزایش تولیدات ملی جبران شود که به این ترتیب رفاه و درآمد واقعی کشور افزایش می‌یابد؛ همچنین، بر اساس مطالعات جانسون^{۱۷} و بگواتی^{۱۸}، رشد قهقرایی زمانی رخ می‌دهد که کشور از سیاست‌های مطلوب اقتصادی استفاده نکند و مثلاً کشور کوچک در نرخ مبادله‌ی ثابت از سیاست‌های حمایتی (مثلاً تعرفه) استفاده کند یا اینکه در تجارت از انحصار برخوردار باشد؛ در حالی که از سیاست‌های تجارت آزاد پیروی کند؛ همچنین، سیاست نامطلوب پولی و همچنین سیاست‌های تجاری تحریف‌شده، منجر به وجود آمدن رشد قهقرایی می‌شود. استفاده از تعرفه برای تشویق سرمایه‌گذاری ممکن است به کاهش رفاه برای کشور میزبان و رشد قهقرایی شود (رحیمی بروجردی، ۱۳۹۰: ۲۰۱).

برخی از اقتصاددانان معتقدند که دسته‌ای از کشورهای در حال توسعه، برخی اوقات متحمل ضرر از توسعه‌ی مشترک^{۱۹} ظرفیت تولید کالای صادراتی خاص شده‌اند. در این صورت، یک کشور، دیگر سهم بازاری‌اش را نسبت به دیگران افزایش نمی‌دهد و همگی با قیمت پایینی روبرو می‌شوند. در این صورت، کشورهای در حال توسعه با صادرات با تمرکز بالا، باید صادراتشان را به حوزه‌ی محصولات جدید، تنوع و گسترش دهند. این امر به خصوص زمانی اهمیت پیدا می‌کند که اگر صادرات یک کشور از یک کالا نشان‌دهنده‌ی مصرف بخش اعظمی از جهان باشد و اگر چشم‌انداز برای رشد سریع تقاضای جهان برای آن کالا، ضعیف باشد (دان و ماتی، ۲۰۰۴: ۲۳۱-۲۲۹).

۲-۱-۲- رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی در قالب کشورهای شمال - جنوب^{۲۰}

دو کشور شمال و جنوب را در نظر بگیرید که هر کدام در یک کالای مرکب تخصصی شده‌اند؛ کالای صنعتی برای کشور شمال و کالای اولیه برای کشور جنوب. هیچ دلیلی هم وجود ندارد که چرا کالای مرکب کشور جنوب شامل کالاهای مصرفی صنعتی کاربر نیست. در کشور شمال، تابع تولید بازده ثابت به مقیاس به صورت رابطه شماره (۱) است.

^{۱۷} Johnson

^{۱۸} Bhagwati

^{۱۹} Joint Expansion

^{۲۰} عمده مطالب این بخش برگرفته از کتاب راهنمای اقتصاد بین‌الملل نوشته جونز و کینن (Jones and Kenen) و فصل چهارم آن با عنوان رشد و توسعه در الگوهای تجارت نوشته فیندلی (Findlay) هست.

$$Y_N = q(k)L_N \quad (۱)$$

که در آن، نیروی کار به صورت رابطه‌ی شماره (۲) و تغییر نسبت سرمایه به کار در طول زمان به صورت رابطه شماره (۳) تعریف می‌شوند.

$$L_N(t) = L_0 e^{nt} \quad (۲)$$

$$\dot{k}_N = sq(k_N) - nk_N \quad (۳)$$

که در آن، s بخش ثابتی از درآمد است که پس‌انداز می‌شود.

تقاضا برای واردات از کشور جنوب، تابعی از رابطه مبادله جنوب (θ) و مصرف در کشور شمال است که به صورت رابطه شماره (۴) ارائه می‌شود.

$$I_N = m[\theta, (1-s)q(k_N)]L_N \quad (۴)$$

بنابراین، محصول کشور شمال بین سرمایه‌گذاری ($sq(k_N)L_N$)، صادرات (θI_N) و پسماند که در واقع مصرف داخلی کالای صنعتی توسط کشور شمال است، تقسیم می‌شود.

الگوی رشد سولو برای کشور شمال صدق می‌کند به جز برای این حقیقت که این کشور علاوه بر کالای تولیدی خود، از کالای وارداتی مصرف می‌کند. تابع تولید سرانه برای کشور جنوب بازده ثابت به مقیاس است که به صورت رابطه شماره (۵) نشان داده شده است.

$$\pi = \pi(k_S) \quad (۵)$$

تولیدکنندگان، سود خود را مشروط به دست‌مزد ثابتی مثل (\bar{w}) حداکثر می‌کنند و در این صورت، بر اساس شرط مرتبه‌ی اول بهینه‌سازی، رابطه‌ی شماره (۶) را خواهیم داشت.

$$\pi - \pi'(k_S)k_S = \bar{w} \quad (۶)$$

که بر اساس آن می‌توانیم نسبت سرمایه به کار را به عنوان مقدار منحصر به فردی از k_S که در رابطه صدق می‌کند، بیابیم. در این صورت، نرخ سود در کشور جنوب به صورت رابطه‌ی شماره (۷) است.

$$\rho = \theta\pi'(k_S^*) \quad (۷)$$

که نرخ رشد سرمایه، محصول و اشتغال در جنوب را به صورت $g = \sigma\rho$ تعیین می‌کند. در اینجا، σ میل به پس‌انداز از سود است.

تابع تقاضای واردات برای کشور جنوب به صورت رابطه‌ی شماره (۸) است.

$$I_S = [\theta\sigma\pi'(k_S^*)k_S^* + \mu\left(\frac{1}{\theta}, \bar{w} + (1-\sigma)\right)\pi'(k_S^*)k_S^*]L_S \quad (۸)$$

که در آن μ ، تقاضای سرانه برای مصرف کالای صنعتی است؛ درحالی‌که $\theta \sigma \pi'(k_S^*) k_S^*$ تقاضای سرانه برای سرمایه‌گذاری است. سطح اشتغال (L_S) به‌عنوان تابعی از $K_S(t)$ تعیین می‌شود. با معین بودن $k_S(t)$ ، $L_N(t)$ و $K_S(t)$ تعادل لحظه‌ای^{۲۱} الگو توسط شرط توازن تجاری، معین می‌شود که به‌صورت رابطه شماره‌ی (۹) است.

$$\theta(t)I_N(t) = I_S(t) \quad (۹)$$

تعادل وضعیت یکنواخت بلندمدت زمانی رخ می‌دهد که نرخ رشد دو منطقه باهم برابر شود؛ به‌عبارت‌دیگر، رابطه‌ی شماره (۱۰)، اتفاق بیافتد.

$$\sigma \rho(t) = n \quad (۱۰)$$

بر اساس رابطه‌ی شماره (۷)، شرط تعادل بلندمدت، تنها زمانی صادق است که رابطه‌ی شماره (۱۱) برقرار باشد.

$$\theta^* = \frac{n}{\sigma \pi'(k_S^*)} \quad (۱۱)$$

تعادل بلندمدت برای کشور شمال لازم می‌دارد که رابطه‌ی شماره (۱۲) برقرار باشد.

$$k_N^* = \frac{sq(k_N^*)}{n} \quad (۱۲)$$

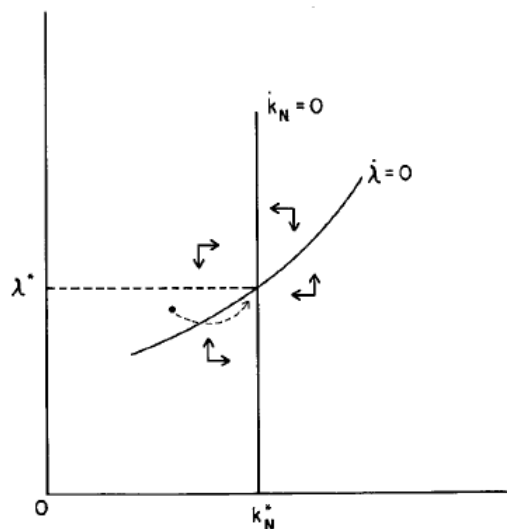
برای کشور جنوب، تعادل بلندمدت به‌صورت رابطه‌ی شماره (۱۳) است.

$$\lambda^* = \frac{\theta^* m^*(\theta^*, k_N^*)}{nk_S^* + \mu^* \left(\frac{1}{\theta^*}\right)} \quad (۱۳)$$

که در آن، $\lambda(t)$ معادل نسبت $L_S(t)$ به $L_N(t)$ می‌باشد.

پویایی‌های انتقال به مقادیر وضعیت یکنواخت (k_N^* و λ^*) در شکل شماره (۲) نشان داده‌شده است.

شکل ۲: پویایی‌های انتقال به مقادیر وضعیت یکنواخت



²¹ Momentary Equilibrium

بنابراین، رابطه‌ی مبادله در این الگو، به‌عنوان یک تنظیم‌کننده نقش اساسی دارد؛ به‌عبارت‌دیگر، تنظیم‌کننده‌ای که نرخ رشد کشور جنوب را به نرخ رشد بلندمدت برون‌زای معین کشور شمال تطبیق می‌دهد. در این صورت، تجارت به‌عنوان موتور توسعه برای کشور جنوب است؛ اما سرعت حرکت این موتور، توسط نرخ رشد کشور شمال تعیین شده است.

در مقادیر وضعیت یکنواخت θ^* و k_N^* ، تقاضای سرانه واردات، به‌صورت $m^* = m(\theta^*, k_N^*)$ تعیین می‌شود. در این صورت، دریافتی‌های صادراتی کشور جنوب بزاء هر کارگر در شمال، معادل $\theta^* m^*$ خواهد بود. رابطه‌ی شماره (۱۳)، تعداد کارگرانی که می‌توانند در جنوب مشغول به کار شوند نسبت به یک کارگر در شمال را تعیین می‌کند. در بلندمدت، اشتغال در کشور جنوب توسط ظرفیت واردات کالای سرمایه‌ای از کشور شمال و یا به عبارتی توسط θ^* و k_N^* مدیریت می‌شود.

قانون آهن، رابطه مبادله^{۲۲} که در رابطه‌ی شماره (۱۱) نشان داده شده است، کاربردهای بسیاری دارد. این رابطه بیان می‌دارد که افزایش در میل به پس‌انداز از سود (σ) و شیب تابع تولید جنوب ($\pi'(k_S^*)$) و یا به عبارتی بهره‌وری و پس‌انداز (صرفه‌جویی) بیشتر در کشور جنوب، اگرچه نسبت اشتغال (λ^*) را افزایش می‌دهند؛ اما منجر به کاهش رابطه‌ی مبادله‌ی تعادلی کشور جنوب (θ^*) در همان نسبت می‌شود و نرخ رشد کشور جنوب را بدون تغییر باقی می‌گذارد (جونز و کنن^{۲۳}، ۱۹۸۸: ۲۲۶-۲۲۳).

مشکل اعظم صادرات کالای اولیه، نه‌تنها نوسانات قیمت؛ بلکه کاهش قیمت نیز است؛ به‌طور مثال، از سال ۱۹۸۰، قیمت کالای غیرنفتی نسبت به کالاهای صنعتی صادرشده توسط کشورهای در حال توسعه، ۴۵٪ کاهش یافته است. حال آیا این شواهد مبین رابطه بلندمدت که کشورهای در حال توسعه را به‌طور منفی متأثر می‌کند، است؟ یا به عبارتی این شواهد مبین فرضیه پربیش سینگر است. بدین منظور، در قسمت بعد به بیان این فرضیه پرداخته می‌شود.

۲-۲- فرضیه پربیش سینگر

این فرضیه بیان کند که رابطه‌ی مبادله‌ی کالاهای اولیه تولیدشده در طول زمان کاهش می‌یابد. بر اساس تغییرات رابطه‌ی مبادله بریتانیا طی دوره‌ی ۱۹۴۷-۱۸۷۶ اشاره شده است که توسعه فناوری در کالاهای صنعتی، منفعت مورد انتظار برای تولید کالای اولیه به‌صورت بهبود رابطه مبادله، ایجاد نکرده است و عکس آن ایجادشده است. برای این موضوع، چند دلیل ارائه شده است.

²² Iron Law of the Terms of Trade

²³ Jones & Kenen

۱. بهبود فناوری در کالای صنعتی منجر به ایجاد اتحادیه‌ی کارگری در آن کشورها شده تا دستمزد بالاتری دریافت کنند و یا باعث شده انحصارگران حاشیه سودشان را افزایش دهند؛ بدون اینکه قیمت را برای خریداران کاهش دهند. در مقابل، کارگرانی که کالای اولیه تولید می‌کنند نمی‌توانند جلوی کاهش دستمزد را بگیرند.

۲. تقاضا برای کالاهای اولیه، برحسب درآمد کشش‌پذیر نبود؛ درواقع، بازار غذا همواره مورد تهدید قانون انگل^{۲۴} بوده است که بیان می‌دارد کشش درآمدی تقاضا برای این کالاها کمتر از یک است. افراد فقیر درصد بیشتری از درآمدشان را بر غذا صرف می‌کنند؛ ولی این درصد با افزایش درآمد، کاهش می‌یابد. این بدین معناست که بازار برای غذا به سرعت اقتصاد جهانی رشد نمی‌کند؛ مگر اینکه توزیع درآمد به اقشار کم‌درآمد انتقال پیدا کند (دان و ماتی، ۲۰۰۴: ۲۳۶-۲۳۵).

بنابراین، به‌طور خلاصه، فرضیه‌ی پربیش‌سینگر بیان می‌دارد که رابطه‌ی مبادله کالا به دلیل پایین بودن کشش درآمدی تقاضا برای کالای اولیه و کشاورزی در مقایسه با کالاهای صنعتی، پیشرفت‌های فناوری که به اقتصادی شدن مصرف مواد اولیه وارداتی منجر می‌شود؛ همچنین ساختار انحصاری بازار در کشورهای صنعتی به‌علاوه شرایط رقابتی در عرضه محصولات اولیه، به ضرر کشورهای درحال توسعه است. امروزه این فرضیه در بسیاری از الگوهای شمال-جنوب استفاده می‌شود و در حقیقت رابطه مبادله نقش مهمی در این الگوها ایفا می‌کند؛ زیرا نرخ رشد اقتصادی جنوب از طریق وابستگی بر واردات کالاهای سرمایه‌ای از شمال، به متغیر مهم رابطه مبادله مربوط می‌شود (رحیمی بروجردی، ۱۳۹۰: ۱۹۹).

در مطالعات تجربی اخیر که این فرضیه را آزمون کرده‌اند، از قیمت‌های کالاهای اولیه به‌عنوان متغیر موردبررسی، استفاده کرده‌اند؛ به‌عنوان مثال، ارتن و اوکامپو^{۲۵} (۲۰۱۳) با تجزیه قیمت‌های واقعی کالاها برای ۴ سیکل اصلی طی دوره ۲۰۱۰-۱۸۶۵، نشان می‌دهد که داده‌ها، فرضیه پربیش‌سینگر را تأیید می‌کند (ارتن و اوکامپو، ۲۰۱۳: ۱۴). همچنین، یامادا و یون^{۲۶} (۲۰۱۴) با استفاده از قیمت کالاهای اولیه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۰۰، بیان می‌دارند که این فرضیه تنها برخی اوقات برقرار است و قوت این فرضیه در سال‌های اخیر ضعیف شده است؛ زیرا قیمت نسبی بسیاری از کالاهای اولیه از سال ۲۰۰۰ به شدت افزایش یافته‌اند (یامادا و یون، ۲۰۱۴: ۱۹۳).

²⁴ Engle Law

²⁵ Erten & Ocampo

²⁶ Yamada & Yoon

۲-۳- اثر هاربرگر- لارسن- متزler

این اثر توسط هاربرگر در سال ۱۹۵۰ و لارسن و متزler در همان سال ارائه شده است.

لارسن و متزler بیان می‌دارند که تحت نظام استاندارد طلا، وقایای خارجی که نرخ تولید یک کشور را متأثر می‌کنند، به دودسته تقسیم می‌شوند.

۱. تمام عوامل و وقایایی که رابطه‌ی مبادله را متأثر می‌کند.

۲. تمام عوامل و وقایایی که توازن تجاری را متأثر می‌کند.

تحت نظام نرخ ارز شناور، توازن تجاری ثابت باقی می‌ماند و وقایای خارجی که تولید یک کشور را متأثر می‌کند، محدود به دسته اول می‌شود؛ یعنی عواملی که رابطه تجاری را متأثر می‌کنند؛ بنابراین، تحت نظام نرخ ارز شناور، نوسانات در رابطه مبادله بیش‌ازپیش اهمیت خواهد داشت. از آنجایی که در این نظام، جریان چرخشی درآمد یک کشور خاص، یک گردش خودمختار ایجاد می‌کند؛ بنابراین، جریان چرخشی درآمد به حساسیت مخارج کشور به تغییرات رابطه‌ی مبادله بستگی خواهد داشت. اگر مخارج کل به حرکات قیمت نسبی کالای خارجی به داخلی حساسیت بالایی داشته باشد، سطح درآمد ملی تمایل به افزایش و کاهش با تغییرات شرایط اقتصادی خارج خواهد داشت. اگر مخارج به درجه‌ی غیرقابل ملاحظه‌ای از رابطه مبادله بستگی داشته باشد، سطح تولید کشور مدنظر به‌طور چشم‌گیر مستقل از شرایط اقتصادی خارج خواهد بود.

درآمد حقیقی، همان‌طور که به تولید و اشتغال کشور بستگی دارد؛ بستگی به رابطه‌ی مبادله‌ی آن کشور نیز دارد؛ همچنین، تحت یک نظام نرخ ارز شناور، محصول یک کشور با بهبود رابطه‌ی مبادله، کاهش یافته و زمانی که رابطه‌ی مبادله آن تخریب می‌شود، تولیدش افزایش می‌یابد. اثر بر درآمد حقیقی حاصل از تغییر در رابطه‌ی مبادله، متضاد اثر تغییر محصول است و اثر خالص این دو تغییر، نامعین باقی می‌ماند (لارسن و متزler، ۱۹۵۰: ۲۹۱-۲۸۸).

بنابراین، اثر هاربرگر- لارسن- متزler بیان می‌دارد زمانی که رابطه‌ی مبادله تخریب می‌شود، صادرات خالص و پس‌انداز کاهش می‌یابد؛ زیرا یک کاهش در قدرت خرید صادرات، کاهش در درآمد است و میل نهایی به مصرف و پس‌انداز کمتر از یک است. در زمینه اثر هاربرگر- لارسن- متزler مطالعات زیادی صورت گرفته است که به شرح زیر است:

فرای^{۲۷} (۱۹۸۵) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه‌ی مبادله و نرخ‌های پس‌انداز ملی در آسیا» بیان می‌کند که اثر هاربرگر- لارسن- متزler در ۱۴ کشور آسیایی برقرار نیست و اثر رابطه‌ی مبادله بر پس‌انداز ملی به‌طور قابل توجهی مثبت است.

²⁷ Fry

تورنوسکی^{۲۸} (۱۹۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «اثر تکانه‌های رابطه‌ی مبادله بر یک اقتصاد کوچک باز: یک تحلیل تصادفی» اشاره می‌کند که تخریب پیش‌بینی‌نشده رابطه مبادله، نرخ رشد ثروت حقیقی، پس‌انداز، مخارج مصرفی و حجم اوراق تجارت شده را که همگی برحسب کالای داخلی اندازه‌گیری شده باشند، افزایش می‌دهد اگر و تنها اگر کشور، طلبکار خالص باشد و برعکس، این نرخ‌های رشد به‌طور معکوس متأثر می‌شوند و یا به عبارتی، اثر هاربرگر-لارسن-متزلر برقرار خواهد بود اگر و تنها اگر کشور، بدهکار خالص باشد.

منصوریان^{۲۹} (۱۹۹۳) در نوشتاری با عنوان «عادت بادوام و اثر هاربرگر-لارسن-متزلر در یک الگوی افق نامحدود» نشان می‌دهد که اگر مطلوبیت نهایی مصرف حقیقی به‌طور قوی برحسب استاندارد عادی زندگی فزاینده باشد، اثر هاربرگر-لارسن-متزلر برقرار است و تخریب رابطه‌ی مبادله، پس‌انداز را کاهش می‌دهد. اگر مطلوبیت نهایی مصرف حقیقی به‌طور چشمگیر قویاً برحسب استاندارد زندگی فزاینده (کاهنده) نباشد، آن‌گاه اثر هاربرگر-لارسن-متزلر برانداخته می‌شود.

مندوزا^{۳۰} (۱۹۹۵) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه‌ی مبادله، نرخ ارز حقیقی و نوسانات اقتصادی» بیان می‌کند که همبستگی ضعیفی بین خالص صادرات و رابطه مبادله وجود دارد و یا به عبارتی، اثر هاربرگر-لارسن-متزلر در چند کشور در حال توسعه و G7 برقرار نیست.

زو^{۳۱} (۱۹۹۷) در پژوهشی با عنوان «تحلیل پویا در الگوی مرکانتیلیستی واینر» نشان می‌دهد که در الگوی مرکانتیلیستی واینر، اثر هاربرگر-لارسن-متزلر به‌طور واضح برقرار است؛ به‌عبارت‌دیگر، تخریب دائمی رابطه‌ی مبادله، منجر به کسری حساب جاری در کوتاه‌مدت می‌شود.

اوتو^{۳۲} (۲۰۰۳) در نوشتاری با عنوان «تکانه‌های رابطه‌ی مبادله و توازن تجاری: اثر هاربرگر-لارسن-متزلر» اشاره می‌کند که اثر هاربرگر-لارسن-متزلر در ۱۵ کشور کوچک سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه‌ای^{۳۳} و ۴۰ کشور در حال توسعه برقرار است.

²⁸ Turnovsky

²⁹ Mansoorian

³⁰ Mendoza

³¹ Zou

³² Otto

³³ Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

هوانگ و منگ^{۳۴} (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با عنوان «اثر هاربرگر-لارسن-متزler تحت بازار سرمایه ناقص» بیان می‌دارند که در یک چارچوب بازار سرمایه جهانی ناقص و تحت این فرض که نرخ تنزیل ذهنی افراد تابعی کاهنده از مطلوبیت آنی باشد، یک وضعیت یکنواخت با ثبات مسیر زینی وجود خواهد داشت و اثر هاربرگر-لارسن-متزler به‌طور آشکار برقرار خواهد بود.

بواکز و کانو^{۳۵} (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه‌ی مبادله و نوسانات حساب‌جاری: بازدید مجدد اثر هاربرگر-لارسن-متزler» بیان می‌دارند که اثر هاربرگر-لارسن-متزler در کشورهای استرالیا، کانادا و انگلستان برقرار نیست؛ به‌عبارت‌دیگر، حرکات رابطه مبادله، حساب‌جاری این سه کشور را به‌طور قابل توجهی متأثر نمی‌کند.

هیروز و آیکیدا^{۳۶} (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «بی‌تابی حاشیه‌ای فزاینده و کاهنده و رابطه مبادله در یک اقتصاد جهانی وابسته درونی» نشان می‌دهد که در یک کشور با بی‌تابی نهایی (حاشیه‌ای) فزاینده^{۳۷} یا کاهنده، اثر هاربرگر-لارسن-متزler زمانی اتفاق می‌افتد که اثرات منفی حمایت‌کننده رفاهی غالب بر اثرات مثبت جبران‌کننده درآمد باشد.

در مقابل این اثر، چارچوب آبستفلد-سونسون-رزین وجود دارد که نشان می‌دهد تحت شرایط تحرک کامل سرمایه و بازارهای سرمایه جهانی رقابتی، اثر تکانه‌های رابطه مبادله بر صادرات خالص، بستگی به دوره مشاهده‌شده این تکانه‌ها دارد؛ به‌طور کلی، با نرخ ترجیح زمانی ثابت، تکانه‌های موقتی منجر به اثر هاربرگر-لارسن-متزler می‌شود؛ زیرا کارگزاران از خارج قرض می‌کنند تا یک کسری تجاری موقتی را تأمین مالی کنند؛ بنابراین، مصرف هموار بوده؛ اما تغییرات دائمی منجر به عدم تغییر صادرات خالص می‌شود (مندوزا، ۱۹۵۵: ۱۰۴)؛ به‌عبارت‌دیگر، نظر هاربرگر و به‌طور ضمنی لارسن و متزler توسط اقتصاددانانی همچون دی^{۳۸} (۱۹۵۴)، پیرس^{۳۹} (۱۹۵۵) و اسپراوس^{۴۰} (۱۹۵۵) مورد نقد قرار گرفته است؛ زیرا جانشینی بین پس‌انداز و مصرف و همچنین اثر تخریب رابطه‌ی مبادله بر ارزش پس‌انداز را

³⁴ Huang & Meng

³⁵ Bouakez & Kano

³⁶ Hirose & Ikeda

^{۳۷}. معمولاً فرض می‌شود درجه بی‌تابی که توسط نرخ خالص ترجیح زمانی اندازه‌گیری می‌شود، به‌طور حاشیه‌ای افزایشی برحسب ثروت است تا پایداری را تضمین کند. در واقع، زمانی که درجه بی‌تابی به‌طور حاشیه‌ای کاهش می‌یابد، افراد ثروتمند بیشتر صبور هستند و با ثابت بودن سایر شرایط، در طول زمان ثروتمندتر هم می‌شوند (هیروز و آیکیدا، ۲۰۱۲: ۱۵۵۱).

³⁸ Day

³⁹ Pearce

⁴⁰ Spraos

در نظر نگرفته است؛ به عبارت دیگر، هاربرگر، کاهش در درآمد واقعی ناشی از تخریب رابطه مبادله را کمتر از حد تخمین زده است (سونسون و رزین، ۱۹۸۳: ۱۲۰).

۲-۴- چارچوب آبهستفلد- سونسون- رزین

این چارچوب ابتدا توسط آبهستفلد در سال ۱۹۸۲ و سپس توسط سونسون و رزین در سال ۱۹۸۳ ارائه شده است.

آبهستفلد بیان می‌کند که یک تخریب دائمی و پیش‌بینی‌نشده، رابطه‌ی مبادله منجر به مازاد حساب جاری (و نه کسری حساب جاری) می‌شود؛ بدین معنا که زمانی که ادعای خالص بر واحدهای آتی کالای خارجی صفر باشد (و یا به عبارتی فرض لارسن- متزلر برای تخصصی شدن کامل در تولید برقرار باشد)، مخارج کل اندازه‌گیری شده بر اساس واحدهای کالای داخلی، باید کاهش یابد (آبهستفلد، ۱۹۸۲: ۲۵۲).

همچنین، بر اساس عقیده‌ی وی، تخریب رابطه‌ی مبادله منجر به افزایش پس‌انداز شده و منجر به بهبود حساب جاری می‌شود و در نتیجه برقراری اثر هاربرگر-لارسن-متزلر مورد سؤال واقع می‌شود (سونسون و رزین، ۱۹۸۳: ۹۹). دلیل این است که تابع مصرف کینزی که فرضیه‌ی لارسن-متزلر بر آن استوار است، یک رابطه‌ی مکانیکی بین درآمد مشاهده‌شده و مخارج فرض می‌کند. در این صورت، خانوارها مسیر مصرفشان را با کاهش پس‌انداز و در نتیجه مخارج خود را در واکنش با تخریب رابطه مبادله، هموار می‌کنند و نتیجه‌ی آن تخریب تراز تجاری است؛ اما در نظر گرفتن مسئله‌ی طول عمر خانوار، نشان می‌دهد که چرا این نتیجه در چارچوب الگوی مدنظر آبهستفلد برقرار نیست. زمانی که تغییر قیمتی مورد انتظار نباشد، خانوار مسیر مصرف آتی‌اش را هموار می‌کند و سطوح مخارج گذشته غیر مرتبط است. از دید دیگر می‌توان گفت، یک تغییر پیش‌بینی‌شده در درآمد واقعی، اطلاعات جدید منتقل می‌کند؛ بنابراین، یک تجدیدنظر بر مخارج مصرفی گذشته طول عمر را دیکته می‌کند. اگرچه مسیر مخارج ثانویه می‌تواند هموار باشد؛ اما یک تغییر سریع در مخارج نمی‌تواند غیرمحمتمل شمرده شود. این در واقع، یک انتقال غیر پیوسته‌ی مخارج است که منجر به افزایش مازاد تراز تجاری در چارچوب کنونی می‌شود (آبهستفلد، ۱۹۸۲: ۲۶۳).

۳- ادبیات تحقیق

به‌منظور بررسی مناسب‌تر موضوع، در ادامه، مطالعاتی که در زمینه‌ی رابطه‌ی مبادله و رشد انجام شده است، ابتدا در قالب مطالعات انجام‌شده در خارج و سپس مطالعات انجام‌شده در داخل آورده می‌شود.

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج

لارسن و متزلر^{۴۱} (۱۹۵۰) در مطالعه‌ای با عنوان «نرخ ارز شناور و نظریه اشتغال» بیان می‌کنند که بهبود رابطه‌ی مبادله یک کشور، از نظر اقتصادی معادل با افزایش در بهره‌وری برخی از عوامل تولید آن کشور می‌شود. در این صورت، این منابع می‌توانند کالاهای وارداتی بیشتری را برای سطح معینی از تلاش نسبت به گذشته، به دست آورند.

هنسلی و شوارتز (۱۹۶۸) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه‌ی مبادله و تراز پرداخت‌ها و مسائل توسعه» بیان می‌دارند که ظرفیت واردات کشورهای در حال توسعه، یک عامل تعیین‌کننده مهم توانایی آن‌ها، در به دست آوردن رشد اقتصادی پایدار است. از آنجایی که تخریب رابطه‌ی قیمت‌های صادراتی - وارداتی می‌تواند ظرفیت وارداتی لازم برای رسیدن به رشد اقتصادی را کاهش دهد، رابطه‌ی مبادله‌ی کالایی برای کشورهای در حال توسعه مهم است.

کاپور^{۴۲} (۱۹۸۶) در پژوهشی با عنوان «واکنش کشور باز به تکانه رابطه مبادله در قالب رشد» بیان می‌دارد زمانی که تکانه رابطه مبادله اتفاق می‌افتد، در صورتی کشور از خارج قرض می‌کند که رشد بالقوه آینده‌ی بالایی را مشاهده کند. سارانتیس^{۴۳} (۱۹۹۰-۹۱) در مقاله‌ای با عنوان «توزیع و پویایی‌های رابطه مبادله، تورم و رشد» بیان می‌دارد که افزایش در رابطه مبادله به‌طور آشکار سود و رشد را کاهش می‌دهد.

مندوزا (۱۹۹۵) در نوشتاری با عنوان «رابطه مبادله، نرخ ارز حقیقی و نوسانات اقتصادی» بیان می‌دارد که تکانه‌های رابطه‌ی مبادله برای حدود نیمی از تغییرات تولید ناخالص داخلی حساب می‌شوند؛ همچنین، همبستگی ضعیفی بین خالص صادرات و رابطه مبادله وجود دارد؛ به‌علاوه، تکانه‌های رابطه‌ی مبادله منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی و تفاوت نرخ بهره مثبت می‌شود؛ در حالی که تکانه‌های بهره‌وری اثر عکس دارند.

کولی^{۴۴} (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان «تولید ناخالص داخلی حقیقی، درآمد داخلی حقیقی و تغییرات رابطه مبادله» بیان می‌دارد که روندهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، افزایش در درآمد داخلی و رفاه را تا زمانی که رابطه مبادله بهبود می‌یابد، کمتر از حد برآورد می‌کند؛ همچنین، بهبود در رابطه مبادله مشابه بهبود در فناوری است.

⁴¹ Laursen & Metzler

⁴² Kapur

⁴³ Sarantis

⁴⁴ Kohli

گریمس^{۴۵} (۲۰۰۶) در پژوهشی با عنوان «سواری هموار: رابطه‌ی مبادله، نوسانات و رشد تولید ناخالص داخلی» بیان می‌دارد که سطوح بالاتر رابطه مبادله و نوسانات کمتر آن، نتایج رشد اقتصادی را به‌خصوص برای صادرات کالا و کشورهای در حال توسعه، بهبود می‌بخشد.

آویلا^{۴۶} (۲۰۰۹) در نوشتاری با عنوان «شکست‌های چندگانه، تکانه‌های رابطه مبادله و فرضیه ریشه‌ی واحد برای تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه آفریقا» بیان می‌دارد از آن جایی که تقریباً تشخیص دائمی یا موقتی بودن تکانه‌ها غیرممکن است، نمی‌توان به یک سیاست بهینه رسید تا اثر منفی تکانه‌های معکوس رابطه‌ی مبادله را کم کرده تا ناپایداری و بی‌ثباتی اقتصاد کلان کاهش یابد.

لو و ویسانتالاچوتی^{۴۷} (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان «نرخ ارز حقیقی، قیمت دارایی و رابطه مبادله: تحلیل نظری» نشان می‌دهند که رشد بهره‌وری بالاتر در کالاهای قابل مبادله نسبت به کالاهای غیرقابل مبادله، منجر به افزایش قیمت نسبی کالای غیرقابل مبادله به کالای قابل مبادله می‌شود و نرخ حقیقی ارز کاهش یافته، رابطه مبادله را بدتر می‌کند و بازار دارایی داخلی و خارجی را کم‌بها می‌کند.

وینگ^{۴۸} (۲۰۱۰) در نوشتاری با عنوان «رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی در ژاپن و کره: یک تحلیل تجربی» با استفاده از روش هم‌گرایی یوهانسون و تجزیه واریانس، به این نتیجه رسیده است که نرخ رشد رابطه مبادله تأثیر مثبت ولی غیر معنی‌دار بر رشد اقتصادی این کشورها دارد.

جاوید و رضا^{۴۹} (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر رابطه مبادله بر رشد اقتصادی هندوستان» اشاره می‌کنند که رابطه‌ی مبادله مفید، برای رشد اقتصادی در هندوستان بهتر است.

فینسترا و همکاران^{۵۰} (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «اثر منافع رابطه‌ی مبادله و تغییرات تعرفه بر اندازه‌گیری رشد بهره‌وری ایالات متحده آمریکا» بیان می‌دارند که منافع اندازه‌گیری نشده در رابطه مبادله، باعث می‌شود که رشد محصول حقیقی و رشد بهره‌وری بیش از حد اعلام شود.

۲-۳- مطالعات انجام‌شده در داخل

عسگری (۱۳۷۹) در مقاله‌ای با عنوان تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب‌جاری با روش همگرایی در ایران نشان می‌دهد که

⁴⁵ Grimes

⁴⁶ Ávila

⁴⁷ Luo & Visaltanachoti

⁴⁸ Wong

⁴⁹ Jawaid & Raza

⁵⁰ Feenstra et al.

در دوره‌ی ۱۳۵۸:۱-۱۳۴۰:۱ یک رابطه‌ی همگرایی و در دوره‌ی ۱۳۷۶:۴-۱۳۵۸:۲ یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد.

حسینی و سیدی (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رفتار رابطه‌ی مبادله بازرگانی خارجی ایران با استفاده از داده‌های آماری در دوره‌ی ۱۹۹۶-۱۹۶۸، نشان می‌دهند که تغییر الگوی صادرات و افزایش سهم کالای ساخته‌شده صنعتی از کل صادرات غیرنفتی در بهبود رابطه مبادله می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا کند. اسلاملوپیان و خدادادی (۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان تأثیر تنوع سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله در ایران، بیان می‌دارند که روند خالص رابطه‌ی مبادله صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و کل صادرات غیرنفتی در بلندمدت کاهش یافته است.

مزینی و یاوری (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای با عنوان اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور، مطالعه‌ی موردی رابطه‌ی مبادله و قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیرقابل مبادله، با استفاده از داده‌های آماری ۱۳۷۹-۱۳۳۸ نشان می‌دهند که افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیرقابل مبادله می‌شود؛ اما رابطه‌ای معنی‌دار بین نوسانات و رابطه مبادله مشاهده نمی‌شود.

قدیمی‌نیا (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با عنوان برآورد نتیجه‌ی رابطه مبادله بازرگانی در ایران با توجه به انواع شاخص‌های تعدیل‌کننده، با استفاده از داده‌های آماری در دوره ۱۳۸۵-۱۳۳۸، نشان می‌دهد که بیشترین برد حاصل از تجارت خارجی ایران، در سال ۱۳۵۶ و بیشترین باخت تجاری ایران در سال ۱۳۴۹ است.

کریم زاده و همکاران (۱۳۸۸) در نوشتاری با عنوان بررسی بیماری هلندی در اقتصاد ایران: تأثیرگذاری رابطه‌ی مبادله بر ساختار سرمایه‌گذاری با استفاده از داده‌های آماری در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۰، نشان می‌دهند که تولید ناخالص ملی و سطح عمومی قیمت‌ها اثر مثبت و نرخ بهره اثر منفی سرمایه‌گذاری در هر دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله دارد و بیماری هلندی در اقتصاد ایران تأیید می‌شود.

افشاری و صادقی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان اثر تکانه‌های رابطه‌ی مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اوپک، با استفاده از داده‌های آماری در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۹ نشان می‌دهند که تکانه‌های مثبت رابطه‌ی مبادله، اثر منفی بر پس‌انداز و تراز تجاری دارند؛ درحالی‌که اثر مثبت و قوی بر سرمایه‌گذاری و بخش غیرقابل تجارت دارند.

چابک‌رو و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر تکانه‌های رابطه‌ی مبادله بر تراز تجاری ایران، با استفاده از داده‌های آماری در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ نشان می‌دهند که تراز تجاری نسبت به سایر متغیرها، از درجه‌ی برون‌زایی ضعیف‌تری برخوردار بوده و نقش رابطه‌ی مبادله در نوسانات تراز تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل‌ملاحظه است.

کازرونی و سجودی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران، با استفاده از داده‌های آماری در دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۵ بیان می‌دارند که بی‌ثباتی رابطه مبادله در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران دارد.

عریانی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان تکانه‌های رابطه‌ی مبادله و تراز تجاری در ایران: آیا اثر هاربرگر-لارسن-متزلر وجود دارد؟ با استفاده از داده‌های آماری دوره‌ی ۱۳۳۸-۱۳۸۹ نشان می‌دهند که تکانه‌های مثبت رابطه‌ی مبادله، در کوتاه‌مدت باعث بهبود تراز تجاری می‌شود؛ اما این اثر به‌سرعت میرا می‌شود.

کاظمی و همکاران (۱۳۹۳) در نوشتاری با عنوان اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران (آزمون نظریه رشد بگواتی)، با استفاده از داده‌های آماری ۱۳۸۹:۴-۱۳۶۹:۱ بیان می‌دارند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ رشد رابطه مبادله کالایی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد؛ بنابراین نظریه بگواتی در اقتصاد ایران صادق است.

۴- الگوی تحقیق

در این قسمت، ابتدا الگوی چرخشی مارکوف و سپس الگوی مطالعه‌ی حاضر ارائه می‌شود.

۴-۱- الگوی چرخشی مارکوف

به‌طور کلی، سه دسته الگوی غیرخطی و شامل تغییر رژیم وجود دارد که معروف‌ترین آن‌ها، الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای^{۵۱}، الگوی خود رگرسیون با انتقال ملایم^{۵۲} و الگوی چرخشی مارکوف هستند (کیم و باتاچاریا^{۵۳}، ۲۰۰۹: ۴۴۷). دو تفاوت مهمی که بین الگوی چرخشی مارکوف با دو الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای و خود رگرسیون با انتقال ملایم این است که الگوی چرخشی مارکوف اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر وارد می‌کند؛ همچنین تابع انتقال در الگوی چرخشی مارکوف، به‌راحتی با استفاده از داده‌ها برآورد می‌شود؛ اما

⁵¹ Threshold Autoregressive Model (TAR)

⁵² Smooth Transition Autoregressive Model (STAR)

⁵³ Kim & Battacharya

در دو الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای و خود رگرسیون با انتقال ملایم، تصریح تابع انتقال مستلزم انتخاب یک متغیر انتقال است که کار مشکلی است. تفاوت دیگر الگوی چرخشی مارکوف با این دو الگو این است که تغییر رژیم در الگوی چرخشی مارکوف، به طور درون‌زا تعیین می‌شود؛ اما در دو الگوی دیگر، از پیش تعیین شده است (دیشامپس^{۵۴}، ۲۰۰۸: ۴۳۵).

به‌طور کلی الگوهای چرخشی مارکوف سه حالت دارند.

۱. الگوی چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال ثابت^{۵۵}

۲. الگوی چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال متغیر با زمان

۳. الگوی چرخشی مارکوف خود رگرسیون برداری^{۵۶}

در الگوی چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال ثابت، فرض می‌شود که احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر و یا ماندن در یک رژیم ثابت است. این الگو، ساده‌ترین الگوی چرخشی مارکوف است که توسط گلدفلد و کوانت^{۵۷} (۱۹۷۳) معرفی شد و توسط همیلتون (۱۹۸۹) شهرت یافت.^{۵۸} روش‌های تخمین این الگو، فیلتر غیرخطی^{۵۹} و الگوریتم حداکثر سازی انتظارات^{۶۰} است.

الگوی چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال متغیر با زمان که توسط دیبولد و همکاران^{۶۱} (۱۹۹۴) و همچنین فیلاردو^{۶۲} (۱۹۹۴) ارائه شده است، فرض می‌کند که احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر یا ماندن در یک رژیم در طول زمان تغییر می‌کند. روش تخمین این الگوها، الگوریتم حداکثر سازی انتظارات است که متفاوت از الگوریتم حداکثر سازی انتظارات در الگوهای با احتمالات انتقال ثابت است.^{۶۳}

الگوی چرخشی مارکوف خود رگرسیون برداری توسط همیلتون (۱۹۸۹) معرفی و توسط کرازیگ^{۶۴} (۱۹۹۷) به تفصیل مورد بررسی قرار گرفته است. این

⁵⁴ Deschamps

⁵⁵ Fixed Transition Probabilities Markov Switching Model (FTP MSM)

⁵⁶ Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR)

⁵⁷ Goldfeld & Quandt

⁵⁸ به دلیل تشریح این الگو در مقالات متعدد مرتبط با الگوی چرخشی مارکوف، در این پژوهش از توصیف آن خودداری می‌شود. برای مطالعه دقیق‌تر به فصل ۲۲ کتاب تحلیل سری زمانی نوشته همیلتون (۱۹۹۴) و یا به مقالات گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹) مراجعه شود.

⁵⁹ Nonlinear Filter

برای مطالعه بیشتر، به پایان‌نامه کارشناسی ارشد پالیوراس (Paliouras) صفحات ۱۵-۱۳ مراجعه شود.

⁶⁰ Expectation-Maximization Algorithm (EM Algorithm)

برای مطالعه بیشتر به مقاله همیلتون (۱۹۹۰) صفحات ۵۳-۴۶ مراجعه شود.

⁶¹ Diebold et al.

⁶² Filardo

⁶³ برای مطالعه بیشتر به مقاله دیبولد و همکاران (۱۹۹۴) صفحات ۲۸۷-۲۸۳ مراجعه شود.

⁶⁴ Krolzig

الگوها تلفیقی از الگوهای خطی خود رگرسیون برداری^{۶۵} و الگوهای زنجیره‌ای مارکوف پنهان^{۶۶} است. این الگوها بر اساس اینکه چه پارامتری از خود رگرسیون برداری تغییر می‌کند، تقسیم‌بندی می‌شوند. پارامترهای خود رگرسیون برداری شامل عرض از مبدأ (میانگین)، ضرایب خود رگرسیون و ماتریس واریانس-کواریانس می‌باشند. روش تخمین این الگوها، الگوریتم حداکثرسازی انتظارات است که متفاوت از الگوریتم حداکثرسازی انتظارات در الگوهای فوق است. روش دیگر، روش ارائه‌شده توسط هریس^{۶۷} (۲۰۰۰) است که فرایند تخمین زنجیره مارکوف مونت کارلو بیزین^{۶۸} بوده و راحت‌تر و کاراتر از روش الگوریتم حداکثرسازی اطلاعات است.

۴-۲- الگوی مطالعه‌ی حاضر^{۶۹}

الگوی مطالعه‌ی حاضر برگرفته از چندین نظریه اقتصادی بوده و بر اساس ترکیب چند نظریه‌ی اقتصادی طراحی شده است.^{۷۰} این الگو به صورت رابطه‌ی شماره (۲۰) است.

$$\Delta GDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta T_o T_t + \alpha_2 \Delta P_t^{oil} + \alpha_3 \Delta REER_t + \alpha_4 \Delta CAP_t + \alpha_5 \Delta INF_t + \alpha_6 \Delta LONGr_t + \alpha_7 \Delta SHORTr_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

در ادامه به تعریف متغیرها و نظریه‌ی اقتصادی پشت آن‌ها اشاره می‌شود.

ΔGDP_t : تغییرات تولید ناخالص داخلی ایران

$\Delta T_o T_t$: تغییرات رابطه‌ی مبادله تعدیل‌شده. بر اساس مطالعه هنسلی و شوارتز (۱۹۶۸)، ظرفیت وارداتی کشورهای در حال توسعه، یک عامل مهم در توانایی آن‌ها در به دست آوردن رشد اقتصادی پایدار است. بر اساس آمارهای بانک جهانی و طبق تعریف آن، رابطه‌ی مبادله تعدیل‌شده بیانگر ظرفیت وارداتی در قیمت‌های ثابت است. از این‌رو، در رابطه‌ی شماره‌ی (۲۰) از این متغیر استفاده شده است؛ همچنین، همان‌طور که در قسمت مبانی نظری پژوهش حاضر اشاره شد، بر اساس الگوی رشد قهقراپی و الگوی فیندلی مشاهده می‌شود که اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی نا مشخص است و تحت شرایطی می‌تواند منجر به برانگیختن رشد

⁶⁵ Linear Vector Autoregressive Models

⁶⁶ Hidden Markov Chain Models

⁶⁷ Harris

⁶⁸ Bayesian Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

⁶⁹ پایه‌های خرد این الگو، برگرفته از الگوی باز رومر می‌باشد. برای مطالعه بیشتر، به کتاب نظریه رشد درونزا (آغیون و هویت، ۱۹۹۹) صفحات ۳۸۳-۳۷۲ مراجعه کنید.

⁷⁰ به عبارت دیگر، الگوی موردبررسی این مطالعه با توجه به مطالعات دیگر همچون هنسلی و شوارتز (۱۹۶۸)، غلبنی (۲۰۱۱)، رودریگز و سانچز (۲۰۰۴)، رودریک (۲۰۰۸)، ابودالو و همکاران (۲۰۱۰)، تراوالی (۲۰۱۰)، کندکر و همکاران (۲۰۱۲)، بارو و سالای مارتین (۲۰۰۴)، بارو (۱۹۸۹)، فیشسر (۱۹۹۳) و پیلیبیم (۲۰۰۶) می‌باشد.

منجر به برانگیختن رشد اقتصادی و یا باعث کاهش آن شود.

ΔP_t^{oil} : تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت. بر اساس مطالعات و نظریات مختلف، قیمت نفت بر رشد اقتصادی اثر دارد. این اثر می‌تواند مثبت یا منفی باشد؛ به‌طور مثال، این امر توسط مطالعات همچون غلینی^{۷۱} (۲۰۱۱) و رودریگز و سانچز^{۷۲} (۲۰۰۴) نیز تأیید شده است. بر اساس مطالعه غلینی (۲۰۱۱)، اثر قیمت نفت بر رشد اقتصادی در کشورهای واردکننده نفت، منفی و در کشورهای صادرکننده نفت، مثبت است؛ همچنین، مطالعه رودریگز و سانچز (۲۰۰۴) نیز به اثر مبهم قیمت نفت بر رشد اقتصادی اشاره دارند.

$\Delta REER_t$: تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر. بر اساس رویکرد کشش به تراز پرداخت‌ها که ابتدا توسط مارشال^{۷۳} (۱۹۲۳) و لرنر^{۷۴} (۱۹۴۴) ارائه شد و بعدها توسط رابینسون^{۷۵} (۱۹۳۷) و مچلاپ^{۷۶} (۱۹۳۹) توسعه یافت؛ افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری دو اثر متفاوت دارد: یا منجر به کاهش کسری می‌شود و یا باعث بدتر شدن کسری می‌شود؛ در صورتی که شرط مارشال-لرنر برقرار باشد، این اثر می‌تواند مثبت باشد؛ به عبارت دیگر، اگر جمع کشش تقاضا برای صادرات و واردات بیشتر از ۱ باشد، این اثر مثبت خواهد بود و در غیر این صورت، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری منفی می‌شود. در حقیقت، این اثر مبهم به اثر قیمت و اثر حجم حاصل از افزایش نرخ ارز بر حساب جاری برمی‌گردد؛ همچنین، بر اساس نظریه‌ی استرن^{۷۷} (۱۹۷۳) که کشش‌های عرضه و تقاضا را کمتر از بی‌نهایت فرض می‌کند، بیان می‌دارد که افزایش نرخ ارز تنها زمانی منجر به بهبود تراز پرداخت‌ها می‌شود که رابطه‌ی شماره (۲۱) برقرار باشد.

$$\frac{\varepsilon_x(\eta_x - 1)}{\varepsilon_x + \varepsilon_m} + \frac{\eta_m(\varepsilon_m + 1)}{\eta_m + \varepsilon_m} > 0 \quad (21)$$

که در آن ε_x کشش عرضه‌ی داخلی کالای صادراتی، ε_m کشش عرضه خارجی برای کالای صادراتی خود، η_x کشش تقاضا برای صادرات و η_m کشش تقاضا برای واردات است (پیلبیم^{۷۸}، ۲۰۰۶: ۵۶-۵۳). بر اساس مطالعه‌ی رودریک^{۷۹} (۲۰۰۸)، ابودالو و همکاران^{۸۰} (۲۰۱۰) و تراوالی^{۸۱} (۲۰۱۰) اثر افزایش نرخ ارز حقیقی بر رشد اقتصادی مثبت بوده؛ در حالی که مطالعه‌ای همچون کندکر و همکاران^{۸۲}

⁷¹ Ghalayini

⁷² Rodríguez & Sánchez

⁷³ Marshall

⁷⁴ Lerner

⁷⁵ Robinson

⁷⁶ Machlup

⁷⁷ Stern

⁷⁸ Pilbeam

⁷⁹ Rodrik

⁸⁰ AbuDalu et al.

⁸¹ Tarawalie

⁸² Khondker et al.

(۲۰۱۲)، این اثر را در کوتاه‌مدت منفی می‌داند.

ΔCAP_t : تغییرات تشکیل سرمایه. اثر مثبت سرمایه‌گذاری یا تشکیل سرمایه بر رشد اقتصادی در تمامی مکاتب و الگوهای رشد ارائه شده است؛ به‌طور خاص، در الگوی اقتصاد باز رمزی، سرمایه نه‌تنها در تابع تولید؛ بلکه در رابطه‌ی دارایی داخلی وارد شده که نقش به‌سزایی در تغییرات الگو و اثرات آن بر رشد اقتصادی داشته است (بارو و سالای مارتین^{۸۳}، ۲۰۰۴: ۱۶۱).

ΔINF_t : تغییرات تورم. اثر تورم بر رشد اقتصادی، با توجه به منشأ تورم می‌تواند مثبت یا منفی باشد؛ به‌عبارت‌دیگر، در صورتی که منشأ تورم، فشار تقاضا باشد، منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود؛ اما در صورتی که منشأ آن فشار هزینه باشد، منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. بر اساس مطالعات بارو^{۸۴} (۱۹۸۹) و فیشر^{۸۵} (۱۹۹۳)، این اثر مبهم است.

$\Delta LONGr_t$ و $SHORTr_t$: تغییرات نرخ بهره‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت. بر اساس الگوی اقتصاد باز رمزی، نرخ رشد اقتصادی، تابعی مثبت از نرخ بهره جهانی است (بارو و سالای مارتین، ۲۰۰۴: ۱۶۲)؛ همچنین، بر طبق این حقیقت که جریان سرمایه به تفاوت نرخ بهره داخل و خارج بستگی دارد (پیلیم، ۲۰۰۶: ۷۷)؛ در این مطالعه، تفاوت بین نرخ بهره ایران و آمریکا در دو افق بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌عنوان یک متغیر اثرگذار بر رشد اقتصادی وارد شده است.

بنا به مطالب ذکر شده در قسمت‌های پیشین، اهمیت الگوهای چرخشی مارکوف ارائه شد و از این‌رو، در این مطالعه، از این روش برای بررسی رفتار نرخ ارز در ایران استفاده می‌شود. در قسمت بعد نتایج تجربی به‌دست‌آمده ارائه می‌شود.

۵- نتایج تجربی

این مطالعه به دنبال بررسی دو موضوع است.

۱. آیا رفتار رشد اقتصادی در ایران متأثر از رابطه‌ی مبادله است؟

۲. عوامل مؤثر بر تغییر رژیم چه هستند؟

بدین منظور، نتایج تجربی در دو حالت الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت و الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان بررسی می‌شود.

⁸³ Barro & Sala-i-Martin

⁸⁴ Barro

⁸⁵ Fischer

در مقایسه‌ی الگوها در حالات مختلف، براساس معیار اطلاعات آکاییک^{۸۶} بهترین الگو انتخاب شده است و نتایج حاکی از آن است که در صورتی که تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر به عنوان عامل مؤثر بر احتمال انتقال معرفی شود؛ بهترین الگو را خواهیم داشت.

در این مطالعه، دو رژیم رکود و رونق در نظر گرفته شده است؛ همچنین، داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۲-۱۳۶۹:۱ با استفاده از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، بانک جهانی، فدرال رزرو و اطلاعات انرژی آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. پیش از برآورد الگوی چرخشی مارکوف، به منظور اطمینان از صحت انتخاب الگوی غیرخطی برای تحلیل رفتار نرخ ارز، از آزمون نسبت درست‌نمایی^{۸۷} استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فوق در جدول شماره (۱) و (۲) برای دو الگوی مورد بررسی، بیان شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی

مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصل از الگوی خطی	مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصل از الگوی غیرخطی	آماره نسبت درست‌نمایی	آماره بحرانی χ^2 در سطح اطمینان ۹۵٪ با درجه آزادی ۸
۵۵۸/۸۹۱۸	۴۶۳/۳۵۸۹	-۹۵/۵۳۲۹	۲/۷۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرضیه‌ی صفر مبنی بر پیروی از الگوی خطی در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده است. در این بخش، معادله‌ی شماره (۲۰) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این الگو در جدول شماره (۲) خلاصه شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین با الگوی چرخشی مارکوف FTP و TVTP

متغیر توضیحی	تخمین با الگوی چرخشی مارکوف FTP			تخمین با الگوی چرخشی مارکوف TVTP			علامت مورد انتظار
	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری	
عرض از مبدأ در رژیم ۱	۰/۰۰۱۳۲۷	۰/۰۰۰۰۰۸۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۹۳۸	۰/۰۰۰۱۲۷	۰/۰۰۰	نامشخص
عرض از مبدأ در رژیم ۲	۰/۰۰۰۲۶۴۴	۰/۰۰۰۳۶۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱۹۶۹	۰/۰۰۰۳۳۷	۰/۰۰۰	نامشخص
تغییرات رابطه مبادله در رژیم ۱	-۴/۱۷e-11	۱/۷۱e-10	۰/۸۰۷۴	-۱/۱۲e-6	۱/۳۷e-6	۰/۴۱۲۳	نامشخص
تغییرات رابطه مبادله در رژیم ۲	۹/۱۳e-8	۳/۲۸e-8	۰/۰۰۵۳	۱/۸e-10	۲/۴۷e-10	۰/۴۶۶۹	نامشخص
تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت در رژیم ۱	-۰/۰۰۰۹۳۲	۰/۰۰۱۰۵۲	۰/۳۷۵۹	-۰/۰۰۰۵۲۵	۰/۰۰۱۵۳۷	۰/۷۳۳۰	نامشخص
تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت در رژیم ۲	۰/۱۹۰۱۲۸	۰/۰۰۷۵۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۷۰۷۲۲	۰/۰۰۶۰۹۹	۰/۰۰۰	نامشخص
تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر در رژیم ۱	-۰/۰۰۴۴۲۶	۰/۰۰۱۲۹۱	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۳۹۲۱	۰/۰۰۱۷۵۶	۰/۰۲۵۶	نامشخص
تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر در رژیم ۲	-۰/۱۰۵۲۵۸	۰/۰۰۹۷۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۸۱۸۷	۰/۰۱۵۸۹۱	۰/۰۰۰	نامشخص
تغییرات تشکیل سرمایه ناخالص	۰/۰۰۵۱۰۱	۰/۰۰۰۶۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶۰۳۵	۰/۰۰۰۷۱۹	۰/۰۰۰	مثبت

⁸⁶ Akaike Information Criterion (AIC)

⁸⁷ Likelihood Ratio Test

نامشخص	۰/۱۲۳۶	۰/۰۰۰۲۳۰	۰/۰۰۰۳۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱۶۴	۰/۰۰۰۷۰۴	تغییرات نرخ تورم ایران
نامشخص	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۵۶	-۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۳۸۱	-۰/۰۰۱۹۵۵	تغییرات نرخ بهره بلندمدت
نامشخص	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲۱۲	۰/۰۰۱۴۳۸	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱۵۴	-۰/۰۰۰۵۹۴	تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت
	۰/۰۰۰	۰/۰۸۳۱۲۹	-۷/۱۳۰۳۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۸۰۰۲	-۷/۴۸۵۳۲	لگاریتم انحراف معیار
ماتریس انتقال	رژیم ۱	~ ۰/۹۶	رژیم ۱	۰/۰۲	۰/۹۸	رژیم ۱	
	رژیم ۲	~ ۰/۸۴	رژیم ۲	۰/۹۲	۰/۰۸	رژیم ۲	
	رژیم ۱	رژیم ۲		رژیم ۱	رژیم ۲		
مدت‌زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیم ۱	~ ۲۵/۲۵۶۳۳			۴۳/۵۵۶۴			
مدت‌زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیم ۲	~ ۹/۷۶۴۱۶			۱۲/۷۱۱۹۲			
معیار اطلاعات آکایک	-۱۰/۷۵۲۷۴			-۱۱/۵۷۲۱۷			

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت و تغییرات رابطه‌ی مبادله هر دو در رژیم ۱ در سطح معنی‌داری ۵٪ معنی‌دار نیستند و این بدین معناست که الگوی طراحی شده در رژیم ۱ که بیانگر رژیم رونق اقتصادی است؛ برقرار نیست؛ البته برقرار نبودن الگو در رژیم رونق اقتصادی، مطابق انتظار است؛ زیرا بر اساس شواهد و آمارها، اقتصاد ایران شاهد نرخ رشد پایین و یا رکود طی این دوره زمانی بوده است. بر اساس مبانی نظری یادشده، انتظار می‌رود که علامت ضریب تغییرات رابطه‌ی مبادله، تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، تغییرات نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز بلندمدت و کوتاه‌مدت نامشخص و علامت ضریب تغییرات تشکیل سرمایه مثبت باشد.

بر اساس نتایج تحقیق، ضریب تغییرات رابطه‌ی مبادله در رژیم ۱ دارای علامت منفی است؛ ولی معنی‌دار نیست؛ اما زمانی که الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت تخمین زده می‌شود، این اثر در رژیم ۲، مثبت و معنی‌دار است و مبین آن است که افزایش ظرفیت وارداتی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود که مطابق با نظریه هنسلی و شوارتز در مورد کشورهای در حال توسعه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، زمانی که الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر تخمین زده می‌شود، این اثر در رژیم ۲، مثبت؛ ولی بی‌معنی است.

ضریب تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت در رژیم ۱ منفی و بی‌معنی است؛ اما در رژیم ۲، این ضریب مثبت و معنی‌دار است. از آنجایی که ایران یک کشور صادرکننده‌ی نفت است، افزایش قیمت نفت، منجر به افزایش ارزش صادرات اقلام نفتی در همان سطح قبلی می‌شود. در این صورت، ارزش صادرات افزایش و منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود که مطابق با نتیجه‌ی غلینی در مورد اثر قیمت نفت بر رشد کشورهای صادرکننده نفت است.

ضریب تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر در هر دو رژیم معنی‌دار است. علامت این ضریب در رژیم ۱ و در هر دو روش تخمین، منفی بوده؛ در حالی که در رژیم ۲ و با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت، علامت منفی و با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر، مثبت است؛ در واقع، مثبت شدن این علامت به این دلیل است که عامل مؤثر بر انتقال رژیم، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر در نظر گرفته شده است. عموماً بر اساس مطالعات تجربی مشاهده شده است که علامت این ضریب مثبت باشد؛ اما بر اساس نظریات اقتصادی یادشده در بخش قبل، نامشخص بودن این علامت مورد انتظار است. ضریب تغییرات تشکیل سرمایه، مثبت و معنی‌دار است که مطابق انتظار است. بر اساس نظریات یادشده در بخش پیشین و همچنین مطالعات مختلف علامت این ضریب تأیید می‌شود.

ضریب تغییرات نرخ تورم، مثبت است؛ هرچند این ضریب با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت معنی‌دار است؛ اما با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر، بی‌معنی است؛ در واقع، با افزایش قیمت نفت، ارزش صادرات افزایش می‌یابد و باعث ورود دلار به کشور می‌شود. با ورود دلار و تبدیل آن به ریال توسط بانک مرکزی، حجم پول افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش تقاضای داخلی می‌شود. در این صورت، افزایش تقاضا برای کالای داخلی و خارجی می‌تواند منجر به افزایش تورم شود و چون منشأ آن فشار تقاضا بوده است، رشد اقتصادی را به دنبال دارد. لازم به ذکر است که بر اساس مطالعه‌ی نظری و برزگردوین (۱۳۹۳)، اثر مثبت تورم بر رشد اقتصادی ایران مشاهده شده است؛ در واقع، ایشان بیان می‌دارد که اثر تورم بر رشد اقتصادی ایران می‌تواند مثبت و منفی باشد؛ همچنین، می‌توان گفت که با افزایش حجم پول و افزایش تقاضای داخلی، اگرچه واردات افزایش می‌یابد؛ اما به دلیل اینکه سیاست تشویق صادرات طی این دوره بیشتر از سیاست جان‌شینی واردات مدنظر بوده است؛ منجر به افزایش رشد اقتصادی شده است. این شواهد مطابق با نظریات اقتصادی همچون نظریه ماندل^{۸۸} (۱۹۶۸) است.^{۸۹}

^{۸۸} Mundell

^{۸۹} برای مطالعه‌ی بیشتر، به فصل ۱۴ کتاب مالیه بین‌الملل و اقتصاد کلان بازنویسه گاندولفو (۲۰۰۲) مراجعه شود.

ضریب تغییرات نرخ بهره‌ی بلندمدت منفی و معنی‌دار است. در واقع، در بلندمدت، به دلیل مخاطره بالای سرمایه‌گذاری در ایران، سرمایه‌گذاران خارجی، تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در ایران داشته‌اند؛ همین امر باعث کاهش ورود سرمایه خارجی و کاهش رشد اقتصادی می‌شود؛ همچنین، از آنجایی که سرمایه‌گذاری با نرخ بهره رابطه عکس دارد، افزایش نرخ بهره منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود؛ پس به‌طور کلی، انتظار اثر منفی آن بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

ضریب تغییرات نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت، منفی و معنی‌دار و با تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر، مثبت و معنی‌دار است. از آنجایی که در کوتاه‌مدت، به دلیل ناقص بودن بازار سرمایه، جابجایی سرمایه به‌کندی صورت می‌گیرد، بحث ورود سرمایه به‌طور کلی منتفی می‌شود؛ اما از سوی دیگر، افزایش نرخ بهره، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری داخلی هرچند اندک در کوتاه‌مدت شده و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد؛ بنابراین، اگرچه بر اساس نظریات اقتصادی، این اثر می‌تواند مثبت باشد، انتظار منفی بودن این اثر بیشتر محتمل است.

به‌طور کلی می‌توان گفت که تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت بیشتر با اقتصاد ایران سازگار بوده و این امر توسط معیار اطلاعات آکاییک مورد تأیید است؛ زیرا دارای مقداری کمتر از تخمین الگو توسط روش چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر است.

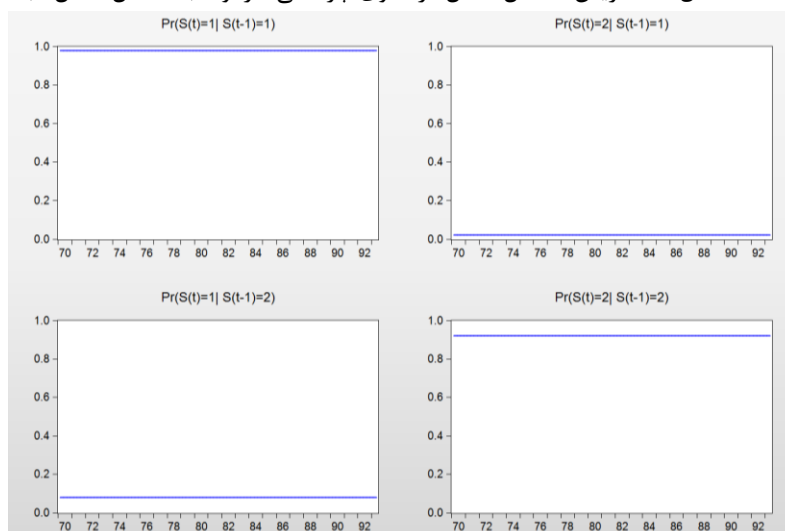
نتیجه‌ی دیگر که می‌توان گرفت این است که در دو الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت و متغیر، رژیم ۱ و ۲، هر دو رژیم‌های جاذب^{۹۰} هستند؛ اما مدت‌زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیم ۱ و ۲ بر اساس الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت بیشتر از الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان، تخمین زده شده است. بر اساس اطلاعات آماری موجود در زمینه‌ی اقتصاد ایران^{۹۱}، مشاهده می‌شود که نتیجه الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت تطابق بیشتری با واقعیت اقتصاد ایران دارد.

برای درک بهتر تفاوت دو الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت و متغیر با زمان، ماتریس احتمال انتقال به‌صورت نموداری در شکل شماره (۳) و (۴) ارائه می‌شود.

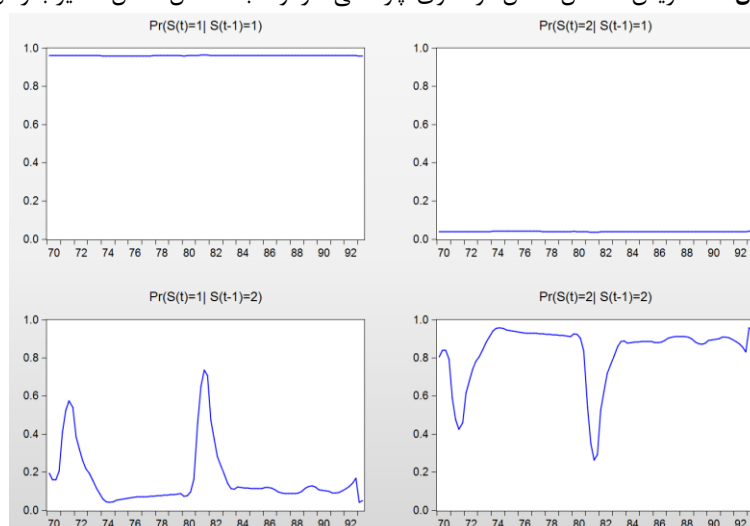
^{۹۰} رژیم جاذب به معنای این است که احتمال انتقال بین رژیم‌ها خیلی پایین است و تغییر رژیم به‌راحتی صورت نمی‌گیرد.

^{۹۱} برای مشاهده اطلاعات به نشانی اینترنتی زیر مراجعه شود.

شکل ۳: ماتریس احتمال انتقال در الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت



شکل ۴: ماتریس احتمال انتقال در الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان



همان‌طور که مشاهده می‌شود، در الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان، احتمال ماندن در یک رژیم یا انتقال به رژیم دیگر، شکلی خطی نداشته و رفتاری غیرخطی دارد.

۶- جمع‌بندی و پیشنهادها

تجربه‌ی ناخوشایند بسیاری از مناطق کمتر توسعه‌یافته‌ی دنیا در به دست آوردن سطح قابل قبولی از رشد، باعث شده تا اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله به‌عنوان یک متغیر در تعدیلات توازن پرداخت‌ها و رشد بلندمدت موردتوجه قرار گرفته شود.

از این رو، این پژوهش به دنبال بررسی رفتار رشد اقتصادی در ایران و اثر رابطه‌ی مبادله بر آن بوده است.

در ابتدا به بیان مبانی نظری مرتبط با موضوع پرداختیم و مباحثی همچون تخریب رابطه‌ی مبادله و رشد قهقرایی، رابطه‌ی مبادله و رشد اقتصادی در قالب کشورهای شمال-جنوب، فرضیه پربیش سینگر، اثر هاربرگر-لارسن-متزler و چارچوب آبستفلد-سونسون-رزین، ارائه شد؛ به طور خلاصه، می‌توان گفت که بر اساس این نظریات، انتظار می‌رود که تغییرات رابطه‌ی مبادله، تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، تغییرات نرخ ارز بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر نامشخصی بر رشد اقتصادی داشته باشند؛ اما اثر تغییرات تشکیل سرمایه بر رشد اقتصادی مثبت باشد؛ سپس، با مروری بر مطالعات انجام‌شده در این زمینه، مشاهده شد که این پژوهش‌ها، بیانگر رابطه‌ی مثبت بین توسعه‌ی تجارت و رشد اقتصادی هستند و نقش رابطه‌ی مبادله در نوسانات تراز تجاری؛ چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت حائز اهمیت و چشم‌گیر است؛ همچنین سطوح بالاتر رابطه‌ی مبادله و نوسانات کمتر آن به بهبود رشد اقتصادی منجر می‌شود؛ سپس در بخش الگوی تحقیق، ابتدا به توضیح و معرفی الگوهای چرخشی مارکوف پرداخته شد و بعد از آن الگوی مطالعه حاضر بیان و به تفصیل تشریح گردید. در ادامه، با استفاده از داده‌های آماری (داده‌های فصلی) اقتصاد ایران، به برآورد الگو به کمک الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت و متغیر با زمان پرداخته شد. نتایج حاکی از آن است که اثر تغییرات رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران، یک اثر مثبت؛ اما بسیار کم است که می‌توان از آن چشم‌پوشی کرد؛ بنابراین، این نتیجه حاصل می‌شود که رفتار رشد اقتصادی در ایران، چندان متأثر از رابطه‌ی مبادله نیست؛ همچنین، از بین تمام متغیرهای در نظر گرفته‌شده، اثر تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت بر رفتار رشد اقتصادی در ایران بیشتر بوده است؛ به علاوه، عامل مؤثر بر تغییر رژیم و یا به عبارتی، عامل مؤثر بر احتمال انتقال، نرخ ارز حقیقی مؤثر است؛ به عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر بر احتمال این‌که از دوره‌ی رکود به دوره‌ی رونق برویم، تأثیرگذار است؛ چنانچه مشاهده شد، الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت، الگوی مناسبی برای تشریح اثر رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران است؛ بنابراین، اثرگذاری تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر بر احتمال انتقال دوره‌ی رکود و رونق چندان قابل توجه نیست؛ اما به هر حال عاملی تأثیرگذار در احتمال انتقال ادوار است.

پیشنهادهای قابل‌ارائه برای مطالعات آتی، این است که رفتار رشد اقتصادی را در قالب الگوهای رشد درون‌زا و شبیه‌سازی^{۹۲} آن بررسی کرد؛ همچنین، رابطه‌ی مبادله‌ی بهینه برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن دریافتی‌های نفتی و فرار تعرفه‌ای^{۹۳} را به دست آورد؛ بدین منظور، می‌توان علاوه بر شبیه‌سازی، از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی^{۹۴} استفاده کرد؛ همچنین پیشنهادهای سیاستی قابل‌ارائه این است که به دلیل اثر به‌سزای تغییرات قیمت جهانی نفت بر رشد اقتصادی، می‌بایست نوسانات قیمت نفت را کنترل کرد تا بتوان نوسانات رشد اقتصادی را کاهش داد.

^{۹۲} Simulation

^{۹۳} Tariff Evasion

^{۹۴} Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

فهرست منابع

۱. اسلاملوییان، کریم و عباس خدادادی. (۱۳۸۳). «تأثیر تنوع‌سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه‌ی مبادله در ایران». پژوهشنامه بازرگانی. شماره‌ی ۳۲. صص ۲۲۴-۱۸۳.
۲. افشاری، زهرا و سمیه صادقی. (۱۳۸۹). «اثر تکانه‌های رابطه‌ی مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو اوپک». فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد بین‌الملل. صص ۸۰-۶۳.
۳. چاپکرو، غلامرضا، علی حسین صمدی و وحید صفایی. (۱۳۸۹). «تأثیر تکانه‌های رابطه مبادله بر تراز تجاری ایران». مجله‌ی مطالعات اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز/دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت. ۲، صص ۱۴۱-۱۱۵.
۴. حسینی، میرعبداله و میرهادی سیدی. (۱۳۸۱). «بررسی رفتار رابطه مبادله‌ی بازرگانی خارجی ایران». پژوهشنامه بازرگانی. ۲۲، صص ۸۰-۴۹.
۵. رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۹۰). اقتصاد بین‌الملل (تجارت و مالیه بین‌الملل). چاپ اول. تهران: سمت.
۶. عربانی، بهاره، حسن حیدری و سمیه نعمت‌اللهی. (۱۳۹۱). «شوک‌های رابطه‌ی مبادله و تراز تجاری در ایران: آیا اثر هاربرگر-لارسن-متزلر وجود دارد؟». فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۶۳، صص ۱۸۸-۱۷۱.
۷. عسگری، منصور. (۱۳۷۹). «تعیین رابطه‌ی متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب‌جاری با روش همگرایی در ایران». پژوهشنامه بازرگانی. ۱۷، صص ۴۴-۱.
۸. قدیمی‌نیا، ناصر. (۱۳۸۶). «برآورد نتیجه‌ی رابطه مبادله بازرگانی در ایران با توجه به انواع شاخص‌های تعدیل‌کننده». فصلنامه حساب‌های اقتصادی ایران. شماره‌ی ۵، صص ۴۲-۲۸.
۹. کازرونی، علیرضا و سکینه سجودی. (۱۳۸۹). «بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران». تحقیقات اقتصادی. ۹۰، صص ۱۴۰-۱۱۹.
۱۰. کاظمی، سیده فاطمه، نازنین حبشی زاده و مجید فشاری. (۱۳۹۳). «اثر رابطه‌ی مبادله بر رشد اقتصادی ایران (آزمون نظریه رشد بگواتی)». کنفرانس ملی پویایی مدیریت، توسعه اقتصادی و مدیریت مالی.
۱۱. کریم زاده، مصطفی، خدیجه نصراللهی، سعید صمدی، رحیم دلالی اصفهانی و مجید فخار. (۱۳۸۸). «بررسی بیماری هلندی در اقتصاد ایران: تأثیر رابطه مبادله بر ساختار سرمایه‌گذاری». فصلنامه اقتصاد مقداری. شماره‌ی ۴، صص ۱۷۲-۱۴۷.
۱۲. مزینی، امیرحسین و کاظم یآوری. (۱۳۸۳). «اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور، مطالعه موردی رابطه مبادله و قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیرقابل مبادله». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره‌ی ۱۴، صص ۱۰۸-۸۹.
۱۳. نظری، محمدرضا و مجتبی برزگردوین. (۱۳۹۳). «بررسی اثر تورم بر رشد در اقتصاد ایران». فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. شماره‌ی ۷۳، صص ۱۶۹-۱۴۵.

1. Ávila, D.R. (2009). Multiple Breaks, Terms of Trade Shocks and the Unit-Root Hypothesis for African per Capita Real GDP. *World Development*, 37(6), 1051-1068.
2. AbuDalu, A., E.M. Ahmed, S.W. Almasaied & A.I. Elgazoli. (2010). The Real Effective Exchange Rate Impact on ASEAN-5 Economic Growth. *International Journal of Economics and Management Sciences*.
3. Aghion, Ph. & P. Howitt. (1999). *Endogenous Growth Theory*. 3rd Ed. Cambridge: The MIT Press.
4. Barro, R.J. & X. Sala-i-Martin. (2004). *Economic Growth*. 2nd Ed. Cambridge: The MIT Press.
5. Barro, R.J. (1989). *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. NBER Working Papers, 3120.
6. Bouakez, H. & T. Kano. (2008). Terms of Trade and Current Fluctuations: The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited. *Journal of Macroeconomics*, 30, 260-281.
7. Deschamps, P.J. (2008). Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 435-462.
8. Diebold, F.X., J.H. Lee & G.C. Weinbach. (1994). Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities. In C. Hargreaves (Ed.). *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, 283-302.
9. Dunn, R.M. & J.H. Mutti. (2004). *International Economics*. 6th Ed. New York: Taylor & Francis.
10. Erten, B. & J.A. Ocampo. (2013). Super Cycles of Commodity Prices since the Mid-Nineteenth Century. *World Development*, 44, 14-30.
11. Feenstra, R.C., B.R. Mandel, M.B. Reinsdorf & M.J. Slaughter. (2013). Effects of Terms of Trade Gains and Tariff Changes on the Measurement of US Productivity Growth. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(1), 59-93.
12. Filardo, A.J. (1994). Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 229-308.
13. Fischer, S. (1993). The Role of Macroeconomic Factors in Growth. NBER Working Papers, 4565.
14. Fry, M.J. (1985). Terms of Trade and National Saving Rates in Asia. *Economics Letters*, 17, 271-275.
15. Gandolfo, G. (2002). *International Finance and Open-Economy Macroeconomics*. Berlin: Springer.
16. Ghalayini, L. (2011). The Interaction between Oil Price and Economic Growth. *Middle Eastern Finance and Economics*, 13, 127-141.
17. Goldfeld, S.M. & R.E. Quandt. (1973). A Markov Model for Switching Regressions. *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
18. Grimes, A. (2006). A Smooth Ride: Terms of Trade, Volatility and GDP Growth. *Journal of Asian Economics*, 17, 583-600.
19. Hamilton, J.D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
20. Hamilton, J.D. (1990). Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.

20. Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
21. Hensley, R.J. & E. Schwartz. (1968). the Terms of Trade and Balance of Payments and Development Problems. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 100, 87-112.
22. Hirose, K.I. & S. Ikeda. (2012). Decreasing and Increasing Marginal Impatience and the Terms of Trade in an Interdependent World Economy. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 36, 1551-1565.
23. Huang, K.X.D. & Q. Meng. (2007). the Harberger-Laursen-Metzler Effect under Capital Market Imperfections. *Journal of International Money and Finance*, 26, 1001-1015.
24. Ingham, B. (2004). *International Economics A European Focus*. London: Prentice Hall.
25. Jawaid, S.T. & S.A. Raza. (2013). Effect of Terms of Trade on Growth Performance of India. *Economic Modelling*, 33, 940-946.
26. Jones, R.W. & P.B. Kenen. (1988). *Handbook of international Economics*. North-Holland, 1, 185-236.
27. Kapur, B.K. (1986). Open- Economy Response to a Terms of Trade Shock in a Growth Context. *Journal of International Economic Integration*, 1(1), 59-70.
28. Keesing, D.B. (1979). *Trade Policy for Developing Countries*. World Bank Staff Working Paper, 353.
29. Khondker, B.H., S.H. Bidisha & M.A. Razzaque. (2012). the Exchange Rate and Economic Growth: An Empirical Assessment on Bangladesh. *International Growth Centre*.
30. Kim, S.W. & R. Bhattacharya. (2009). Regional Housing Prices in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity. *Journal of Real Estate Financial Economics*, 38, 443-460.
31. Kohli, U. (2004). Real GDP, Real Domestic Income, and Terms-of-Trade Changes. *Journal of International Economics*, 62, 83-106.
32. Laursen, S. & L.A. Metzler. (1950). Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 32(4), 281-299.
33. Luo, R. & N. Visltanachoti. (2010). Real Exchange Rates, Asset Prices and Terms of Trade: A Theoretical Analysis. *Economic Modelling*, 27, 143-151.
34. Mansoorian, A. (1993). Habit Persistence and the Harberger-Laursen-Metzler Effect in an Infinite Horizon Model. *Journal of International Finance*, 34, 153-166.
35. Mendoza, E.G. (1995). The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137.
36. Obstfeld, M. (1982). Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?. *The Quarterly Journal of Economics*, 97(2), 251-270.
37. Otto, G. (2003). Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect. *Journal of International Money and Finance*, 22, 155-184.
38. Paliouras, D.V. (2007). *Comparing Regime-Switching Models in Time Series: Logistic Mixture vs. Markov Switching*. Master of Science Thesis, University of Marylanda.

39. Pilbeam, K. (2006). *International Finance*. New York: Palgrave Macmillan.
40. Rodríguez, R.J. & M. Sánchez. (2004). Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries. *European Central Bank Working Paper Series*, 362.
41. Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Development. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 365-412.
42. Rybczynski, T.M. (1955). Factor Endowment and Relative Commodity Prices. *Economica*, 88(22), 336-341.
43. Sarantis, N. (1990-1991). Distribution and Terms of Trade Dynamics, Inflation, and Growth. *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(2), 175-198.
44. Svensson, L.E.O. & A. Razin. (1983). the Terms of Trade and the Current Account: The Harberger- Laursen-Metzler Effect. *Journal of Political Economy*, 91(1), 97-125.
45. Tarawalie, A. (2010). Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth: Evidence from Sierra Leone. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 13(1).
46. Turnovsky, S.J. (1993). The Impact of Terms of Trade Shocks on a Small Open Economy: A Stochastic Analysis. *Journal of International Money and Finance*, 12, 278-297.
47. Wong, H.T. (2010). Terms of Trade and Economic Growth in Japan and Korea: An Empirical Analysis. *Empirical Economics*, 38, 139-158.
48. Yamada, H. & G. Yoon. (2014). When Grilli and Yang Meet Perbisch and Singer: Piecewise Linear Trends in Primary Commodity Prices. *Journal of International Money and Finance*, 42, 193-207.
49. Zou, H.F. (1997). Dynamic Analysis in the Viner Model of Mercantilism. *Journal of International Money and Finance*, 16(4), 637-651.

پیوست:

در این قسمت، نتایج حاصل از تحقیق، بصورت خروجی نرم افزار ایویوز آورده می‌شود.

۱. خروجی نرم افزار برای تخمین با الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان

Dependent Variable: GDP				
Method: Switching Regression (Markov Switching)				
Date: 03/05/16 Time: 20:00				
Sample: 1370Q1 1393Q2				
Included observations: 94				
Number of states: 2				
Initial probabilities obtained from ergodic solution				
Standard errors & covariance computed using observed Hessian				
Random search: 25 starting values with 10 iterations using 1 standard deviation (mq=kn, seed=1938395858)				
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 197 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
C	0.000938	0.000127	7.370022	0.0000
TOT	-1.12E-06	1.37E-06	-0.819931	0.4123
OIL	-0.000525	0.001537	-0.341172	0.7330
E	-0.003921	0.001756	-2.232809	0.0256
Regime 2				
C	-0.001969	0.000337	-5.847742	0.0000
TOT	1.80E-10	2.47E-10	0.727544	0.4669
OIL	0.070722	0.006099	11.59534	0.0000
E	0.081875	0.015891	5.152341	0.0000
Common				
CAP	0.006035	0.000719	8.397077	0.0000
INF	0.000355	0.000230	1.539824	0.1236
LONG	-0.003700	0.000560	-6.605034	0.0000
SHORT	0.001438	0.000212	6.782468	0.0000
LOG(SIGMA)	-7.130301	0.083129	-85.77417	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	3.189347	0.659715	4.834429	0.0000
P11-E	-0.397999	10.49159	-0.037935	0.9697
P21-C	-1.866115	0.871535	-2.141180	0.0323
P21-E	-15.29585	40.90362	-0.373949	0.7084
Mean dependent var	0.001391	S.D. dependent var	0.003134	
S.E. of regression	0.090575	Sum squared resid	0.664516	
Durbin-Watson stat	1.362060	Log likelihood	522.3789	
Akaike info criterion	-10.75274	Schwarz criterion	-10.29278	
Hannan-Quinn criter.	-10.56695			

که در آن، C، عرض از مبدأ، TOT، تغییرات رابطه مبادله تعدیل شده، OIL، تغییرات قیمت حقیقی جهانی نفت، E، تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، CAP، تغییرات تشکیل سرمایه، INF، تغییرات تورم، LONG، تغییرات نرخ بهره بلندمدت و SHORT، تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت می‌باشند.

۲. خروجی نرم افزار برای ماتریس احتمال انتقال و مدت زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیمها در حالت تخمین الگو با روش الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال متغیر با زمان

Equation: EQ05			
Date: 05/02/17 Time: 17:02			
Transition summary: Time-varying Markov transition probabilities and expected durations			
Sample: 1370Q1 1393Q2			
Included observations: 94			
Time-varying transition probabilities:			
$P(i, k) = P(s(t) = k s(t-1) = i)$			
(row = i / column = j)			
		1	2
Mean	1	0.960386	0.039614
	2	0.160217	0.839783
		1	2
Std. Dev.	1	0.000870	0.000870
	2	0.150369	0.150369
Time-varying expected durations:			
		1	2
Mean		25.25633	9.764160
Std. Dev.		0.573293	5.150483

۳. خروجی نرم افزار برای تخمین با الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت

Dependent Variable: GDP				
Method: Switching Regression (Markov Switching)				
Date: 03/05/16 Time: 20:18				
Sample: 1370Q1 1393Q2				
Included observations: 94				
Number of states: 2				
Initial probabilities obtained from ergodic solution				
Standard errors & covariance computed using observed Hessian				
Random search: 25 starting values with 10 iterations using 1 standard deviation (mq=kn, seed=1004908233)				
Convergence achieved after 49 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Regime 1				
C	0.001327	8.19E-05	16.20667	0.0000
TOT	-4.17E-11	1.71E-10	-0.243786	0.8074
OIL	-0.000932	0.001052	-0.885566	0.3759
E	-0.004426	0.001291	-3.426880	0.0006
Regime 2				
C	0.002644	0.000368	7.187972	0.0000
TOT	9.13E-08	3.28E-08	2.787014	0.0053
OIL	0.190128	0.007501	25.34849	0.0000
E	-0.105258	0.009731	-10.81681	0.0000
Common				
CAP	0.005101	0.000604	8.442152	0.0000
INF	0.000704	0.000164	4.297909	0.0000
LONG	-0.001955	0.000381	-5.136773	0.0000
SHORT	-0.000594	0.000154	-3.853529	0.0001
LOG(SIGMA)	-7.483520	0.080020	-93.52011	0.0000
Transition Matrix Parameters				
P11-C	3.750830	0.795569	4.714648	0.0000
P21-C	-2.460608	0.973399	-2.527852	0.0115
Mean dependent var	0.001391	S.D. dependent var	0.003134	
S.E. of regression	0.001322	Sum squared resid	0.000141	
Durbin-Watson stat	1.418714	Log likelihood	558.8918	
Akaike info criterion	-11.57217	Schwarz criterion	-11.16632	
Hannan-Quinn criter.	-11.40823			

۴. خروجی نرم افزار برای ماتریس احتمال انتقال و مدت زمان مورد انتظار برای ماندن در رژیمها در حالت تخمین الگو با روش الگوی چرخشی مارکوف با احتمال انتقال ثابت

Equation: EQ01		
Date: 05/02/17 Time: 17:05		
Transition summary: Constant Markov transition probabilities and expected durations		
Sample: 1370Q1 1393Q2		
Included observations: 94		
Constant transition probabilities:		
$P(i, k) = P(s(t) = k s(t-1) = i)$		
(row = i / column = j)		
	1	2
1	0.977041	0.022959
2	0.078666	0.921334
Constant expected durations:		
	1	2
	43.55640	12.71193

