فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۹/ صفحات ۵۲-۲۷

بررسی فرضیه بالاسا- ساموئلسون با تاکید بر فراوانی نسبی‌نیروی کار ماهر و غیرماهر: کاربردی از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ

مسلم انصاری‌نسب*

استادیار اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان، M.Ansarinasab@vru.ac.ir

وحید فرزام

استادیار اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان، Farzam1953@yahoo.com

اعظم اصغری نژاد

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان، Am.asghari2017@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۹/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۳/۲۴

چکیده

در پژوهش حاضر، فرضیه بالاسا-ساموئلسون با تاکید بر نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ و از روش غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ استفاده شد. با استفاده از آماره اطلاعاتی آکائیک، مدل MSMAH(2)-AR(3) به عنوان مدل بهینه برای بررسی تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی برای اقتصاد ایران انتخاب گردید. نتایج نشان داد که تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی در دوره زمانی مورد مطالعه قابل تفکیک به دو رژیم بوده، به‌طوری‌که تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی در رژیم صفر برابر با ۰/۵۹- و در رژیم یک برابر با ۰/۸۴- بوده است. بنابراین رژیم صفر، رژیمی است که در آن تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی کم و رژیم یک، رژیمی است که در آن تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی زیاد است. به طور کلی مشاهده می‌شود که تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی برای اقتصاد ایران که دارای نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر پایین است در هر دو رژیم منفی و معنی‌دار بوده و فرضیه بالاسا-ساموئلسون برقرار نیست.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز حقیقی، بهره‌وری نیروی کار، اثر بالاسا-ساموئلسون، نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر، مارکوف- سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: F11، F31، C22.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش پول ملی هر کشور در برابر پول کشورهای دیگر بوده و منعکس کننده شرایط اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی کشورهای دیگر است. به بیان دیگر، قیمت نرخ ارز در هر کشوری می‌تواند بیانگر سطح رقابت‌پذیری آن کشور در بازارهای جهانی باشد (پورعبادالهان[۱] و همکاران، ۱۳۹۳). از آنجا که نوسانات نرخ ارز هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه یک اقتصاد راتحت تأثیر قرار می‌دهد می‌توان نرخ ارز را به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی یک کشور دانست (کازرونی[۲] و همکاران، ۱۳۹۱). ازاین‌رو تحلیل رفتار نرخ واقعی ارز و شناسایی عوامل موثر بر آن به منظور تدوین سیاست‌هایی برای تعدیل این شاخص همواره توجه کارشناسان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود معطوف داشته است. در این بین یکی از متغیرهایی که در اقتصاد ایران و در مطالعات پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته بهره‌وری است. ارتباط این متغیر با نرخ واقعی ارز نخستین بار توسط بالاسا[۳] (۱۹۶۴) و ساموئلسون[۴] (۱۹۶۴) مورد توجه و بررسی قرار گرفت (طیبی و اسماعیلی‌رزی[۵]، ۱۳۹۰). آنها معتقد بودند که اگر اختلافات بین‌المللی بهره‌وری در تولید کالاهای قابل تجارت، بزرگتر از کالاهای غیر قابل تجارت باشد؛ کشور با بهره‌وری بالاتر، افزایش بیش از اندازه ارزش پول ملی خود را در شرایط برابری قدرت خرید تجربه می‌کند (حقیقت و جرکانی[۶]، ۱۳۸۵).

برخی از تحقیقاتی که اخیرا انجام شده نشان می‌دهند تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی بسته به فراوانی نسبی نیروی کار ماهر به غیرماهر می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به عبارت دیگر، یک شوک مثبت بهره‌وری منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود در کشوری که نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهرش بالا باشد و منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی می‌شود در کشوری که این نسبت پایین باشد. بر این اساس، در این مطالعه براساس نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر که آن را از مطالعات داخلی انجام شده در

---

[1] Pourebadolahan (2014)
[2] Kazerouni (2012)
[3] Balassa
[4] Samoelson
[5] Tayebi & Esmaeili Razi (2011)
[6] Haghighat & Jarkani (2006)

این زمینه متمایز می‌کند، به بررسی تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی پرداخته می‌شود. برای تحقق این هدف از روش غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ استفاده می‌شود. هر چند از انجایی که نظریه بالاسا ساموئلسون بر تغییرات متغیرهای بین کشورها تاکید دارد می توان همین مطالعه را برای داده‌های بین کشوری نیز انجام داد.

این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. در بخش اول مقدمه تحقیق ذکر شد. در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی موضوع و در بخش سوم مدل تحقیق، داده‌های آماری و روش تحقیق معرفی می‌شوند. بخش چهارم به گزارش یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

نرخ واقعی ارز[1] در هر کشور بدون شک از شاخص‌های اساسی و بنیادی در تعیین رقابت‌پذیری بین‌المللی و تبیین وضعیت داخلی اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود. آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص مبین عدم تعادل در تراز پرداخت‌ها و در اقتصاد محسوب می‌شود (طیبی و اسماعیلی‌رزی، ۱۳۹۰). نرخ واقعی ارز برخلاف نرخ اسمی ارز[2] -که رابطه بین ارزش پول دو کشور را نشان می‌دهد- مبین چگونگی ارتباط بین دو سطح قیمت می‌باشد. در بازار کالا، نرخ واقعی ارز روابط بین قیمت‌ها در داخل کشور و قیمت‌های داده شده در بازار جهانی را برقرار می‌سازد. در واقع شاخص نرخ واقعی ارز درجه رقابت‌پذیری یک کشور را از طریق نشان دادن تعداد واحد کالاهای خارجی مورد نیاز برای خرید یک واحد کالای داخلی اندازه‌گیری می‌کند (حقیقت و جرکانی، ۱۳۸۵).

تئوری برابری قدرت خرید[3] یکی از ساده‌ترین و ابتدایی‌ترین مدل‌های تعیین نرخ ارز است که به عنوان یک مدل مناسب تعیین نرخ ارز و به عنوان یک نقطه شروع برای نرخ ارز بلندمدت در بسیاری از تئوری‌های مدرن نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد (پدرام و دهنوی، ۱۳۹۲). نظریه برابری قدرت خرید بیان می‌کند که نرخ ارز اسمی بین دو پول باید برابر با سطح قیمت‌های کلی بین دو کشور باشد؛ به عبارت دیگر یک واحد پول یک

[1] Real exchange rate
[2] Nominal Exchange Rate
[3] Purchsing Power Parity (PPP)

کشور همان قدرت خرید را در یک کشور خارجی داشته باشد (واینا[1]، ۲۰۱۳). اما، این نظریه به خاطر وجود هزینه‌های دادوستد؛ به عنوان مثال هزینه‌های حمل و نقل، مالیات، تعرفه‌ها، کالاهای غیر قابل تجارت مانند آجر و سیمان و بعضی از خدمات و موانع قانونی ممکن است برقرار نباشد. یکی از مشکلاتی که از سوی بالاسا و ساموئلسون (۱۹۶۴) به این نظریه وارد شده، این است که قیمت کالاها و خدمات غیرقابل تجارت[2] به کالاها و خدمات قابل تجارت[3] به طور سیستماتیک در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای درحال توسعه است (سالواتوره[4]، ۲۰۱۳). در نظریه بالاسا-ساموئلسون، تفاوت رشد بهره‌وری[5] بین بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت منبع تغییر نرخ ارز حقیقی در بلندمدت است (ایمای[6]، ۲۰۱۰). اثر بالاسا- ساموئلسون به این دلیل به وجود می‌آید که بهره‌وری نیروی کار در کالاهای قابل تجارت در کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه بیشتر است، ولی بهره‌وری در بسیاری از کالاهای غیرقابل تجارت و خدمات، هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه تقریبا یکسان است (مثلا خدمات آرایشگران). بنابراین برای آنکه یک کارگر در بخش کالاهای غیرقابل تجارت و خدمات کشورهای توسعه‌یافته باقی بماند باید در مقایسه با دستمزدهای بالا در بخش‌های قابل تجارت این کشورها دستمزد متناسب بیشتری دریافت کند. همین موضوع سبب می‌شود که قیمت کالاها و خدمات غیرقابل تجارت در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه باشد (سالواتوره، ۲۰۱۳).

مدل تئوریکی بالاسا-ساموئلسون دارای چند فرض اساسی به ترتیب زیر است. نخست، اقتصاد به دو بخش قابل تجارت (اقتصاد باز) و غیر قابل تجارت (اقتصاد بسته) تقسیم می‌شود. دوم، سرمایه امکان جابجایی بین بخش‌ها و بین کشورها را دارد. سوم، نیروی کار امکان جابجایی بین بخش‌ها را دارد اما امکان مهاجرت بین کشورها را ندارد. این فرض باعث ایجاد تساوی دستمزد بین بخش‌ها در داخل یک کشور می‌شود و در نهایت،

---

[1] Voinea
[2] nontradable
[3] tradable
[4] Salvatore
[5] productivity
[6] Imai, 2010

برابری قدرت خرید فقط در بخش قابل تجارت برقرار است (طیبی و اسماعیلی رزی، ۱۳۹۰).

فرضیه بالاسا-ساموئلسون (B.S) بیان می‌کند که در دو کشور، اگر بهره‌وری بخش تجاری کشور اول بزرگتر از بهره‌وری بخش تجاری کشور دوم باشد، کشور اول، ارزش واقعی پول ملی خود را تجربه خواهد کرد و بنابراین انحراف از برابری قدرت خرید (PPP) در بین کشورها ایجاد می‌شود. بالاسا-ساموئلسون مهم‌ترین دلیل این انحراف را تفاوت نرخ رشد بهره‌وری در بخش کالاهای تجاری در بین کشورها می‌دانند. اثر B.S بین دو کشور این نتیجه را می‌دهد که قیمت کالاهای غیرتجاری در کشوری که دارای بهره‌وری پایین است، کمتر است؛ بنابراین تفاوت قیمت کالاهای غیرتجاری در دو کشور باعث انحراف برابری قدرت خرید می‌شود (قویدل[1] و همکاران، ۱۳۹۵).

قویدل و همکاران (۱۳۹۵) نیز در مطالعه خود برای بررسی اثر بالاسا-ساموئلسون، رابطه زیر را معرفی کرده‌اند:

$$\hat{P} - \hat{P}^* = \beta\left[\left(\frac{\alpha_N}{\alpha_T}\right)\hat{A}_T - \hat{A}_N\right] - \gamma\left[\left(\frac{\alpha_N^*}{\alpha_T^*}\right)\hat{A}_T^* - \hat{A}_N^*\right] + [I_b - \Pi_b] + \left[\hat{P}_T - \hat{P}_T^*\right] \quad (1)$$

که در معادله فوق، A_T نشان‌دهنده بهره‌وری کل عوامل در بخش قابل تجارت و A_N بهره‌وری کل عوامل در بخش غیر قابل تجارت، α_T کشش نیروی کار در تولید بخش قابل تجارت، α_N کشش نیروی کار در تولید بخش غیر قابل تجارت است. علامت * مربوط به کشور خارجی و علامت حت نشان‌دهنده نرخ رشد است. I_b و Π_b اختلالات طرف تقاضا برای کشور داخلی و خارجی را نشان می‌دهد، زیرا اختلاف رشد قیمت کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت، با اختلاف رشد بهره‌وری کل عوامل کاملا با هم یکسان نیستند، بهره‌وری از طرف عرضه تعیین می‌شود ولی قیمت از طرف عرضه و تقاضا به دست می‌آید، بنابراین بین $\beta[\hat{P}_N - \hat{P}_T]$ و $\beta\left[\left(\frac{\alpha_N}{\alpha_T}\right)\hat{A}_T - \hat{A}_N\right]$ اختلافی وجود دارد که منشا این اختلاف، اختلالات طرف تقاضاست که برای اقتصاد کشور داخلی با (I_b) و برای اقتصاد کشور خارجی با (Π_b) نشان داده شده است.

[1] Ghavidel (2016)

دو جمله اول و دوم سمت راست معادله فوق با هم اثر بالاسا-ساموئلسون را نشان می‌دهند. براساس معادله فوق، اثر بالاسا-ساموئلسون دو قسمت دارد.

قسمت اول؛ تفاوت رشد بهره‌وری بین بخش قابل تجارت و غیر قابل تجارت در کشور داخلی (هر چه بیشتر باشد، مقدار اثر بیشتر می‌شود).

قسمت دوم؛ تفاوت رشد بهره‌وری بین بخش قابل تجارت و غیر قابل تجارت در کشور خارجی (هر چه بیشتر باشد، مقدار اثر کاهش می‌یابد).

مطالعات تجربی متعددی در مورد تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی بر مبنای فرضیه بالاسا-ساموئلسون انجام شده، اما این مطالعات به نتیجه یکسانی نرسیده‌اند. لوپکو و همکاران[1] (۲۰۱۳)، چادهری و اسکمبری[2] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که شواهد کافی برای تایید این فرضیه وجود ندارد، در حالی که کویان[3] (۲۰۱۰)، کاردی و رستوت[4] (۲۰۱۵)، آیکه و اودیامبو[5] (۲۰۱۶) این فرضیه را تایید می‌کنند. هر یک از مطالعات، اثر بالاسا-ساموئلسون را از زاویه‌ای متفاوت بررسی کرده‌اند. بارو و همکاران[6] (۲۰۱۵)، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سرمایه‌گذاری پورتفولیو را در نظر گرفته‌اند. بردو و همکاران[7] (۲۰۱۷)، تفاوت در سهم مصرف کالاهای قابل تجارت داخلی و خارجی و کشش جانشینی بین آنها را لحاظ کرده‌اند. کاردی و رستوت (۲۰۱۵)، تحرک ناقص نیروی کار بین بخش‌ها و کریستوفلوس و همکاران[8] (۲۰۱۲)، نقش پس‌اندازهای داخلی را در نظر گرفته‌اند. در ادامه تعدادی از این مطالعات آورده شده است.

آپرگیس[9] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ به بررسی این موضوع پرداخت که چه میزان از اختلافات تورمی بین بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل تجارت در اقتصاد یونان ناشی از اثر داخلی بالاسا-ساموئلسون است.

---

[1] Lopcu, K. et al
[2] Choudhri, E. U., & Schembri, L. L.
[3] Qian, G. U. O.
[4] Cardi, O., & Restout, R.
[5] Iyke, B. N., & Odhiambo, N. M.
[6] Boero, G. et al
[7] Bordo, M. D. et al
[8] Christopoulos, D. K. et al
[9] Apergis

نتایج نشان داد که اثر داخلی بالاسا-ساموئلسون قادر به توضیح حدود ۳۳ درصد از نرخ تورم بوده و به عبارت دیگر اثر داخلی بالاسا-ساموئلسون برای یونان تایید می‌شود.

لوپکو و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی با لحاظ شکست‌های ساختاری متعدد برای دوره زمانی $1990:Q_1$ -$2011:Q_2$، به بررسی فرضیه بالاسا-ساموئلسون بین ترکیه و ۲۷ عضو اتحادیه اروپا پرداختند. نتایج نشان داد که تغییر در بهره‌وری نسبی بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل تجارت در توضیح افزایش نرخ ارز موثر حقیقی نقش چندانی نداشته است و به ویژه در دوره پس از ۲۰۰۱ رابطه بین نرخ ارز موثر حقیقی و بهره‌وری بر مبنای فرضیه بالاسا- ساموئلسون در ترکیه پشتیبانی نمی‌شود.

کاردی و رستوت (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن تحرک ناقص نیروی کار بین بخش‌ها برای ۱۴ کشور از اعضای OECD طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰ با به‌کارگیری روش‌های همجمعی در سری‌های زمانی نشان می‌دهند که یک درصد افزایش در تفاوت بهره‌وری بین بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت منجر به افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت به اندازه ۰,۷۸ درصد و کاهش نسبت دستمزد بخش غیرقابل تجارت به قابل تجارت به اندازه ۰,۲۷ درصد می‌شود.

آیکه و اودیامبو (۲۰۱۶) با استفاده از روش داده‌های پانل و با در نظر گرفتن دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۹، فرضیه بالاسا-ساموئلسون را برای هشت کشور آفریقایی با درآمد متوسط مورد آزمون قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که هر چه در یک کشور بهره‌وری بیشتر رشد کند، ارزش پول ملی آن کشور رشد خواهد نمود. در واقع آنها توانستند فرضیه بالاسا-ساموئلسون را برای ۸ کشور آفریقایی با درآمد متوسط تایید نمایند.

بردو و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۴ کشور و با در نظر گرفتن چهار رژیم متمایز پولی مربوط به دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۸۸۰، استاندارد طلای کلاسیک (۱۸۸۰-۱۹۱۳)، جنگ و جنگ داخلی (۱۹۴۵-۱۹۱۴)، برتن وودز (۱۹۷۱-۱۹۴۶) و شناور مدیریت شده (۱۹۹۷-۱۹۷۲)، تاثیر بلندمدت بهره‌وری روی نرخ ارز حقیقی را مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویای پانلی (PDOLS) به این نتیجه رسیدند که تاثیر بلندمدت بهره‌وری در هر یک از رژیم‌ها بسیار متفاوت است به گونه‌ای که در دوره استاندارد طلای کلاسیک مثبت معنی‌دار و کوچک،

در دوره جنگ و جنگ داخلی منفی معنی‌دار و بزرگ، در دوره برتن وودز اختلاف معنی‌داری با صفر ندارد و در دوره شناور مدیریت شده مثبت معنی‌دار است. آنها سپس استدلال کردند که تفاوت در سهم مصرف کالاهای قابل تجارت داخلی و خارجی و کشش جانشینی بین آنها منجر به تفاوت‌های کلیدی در اثرات بالاسا- ساموئلسون در رژیم‌ها می‌شود.

در داخل کشور نیز چندین مطالعه، به بررسی اثر بالاسا-ساموئلسون در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.

طیبی و اسماعیلی‌رزی (۱۳۹۰) به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بهره‌وری بخشی بر نرخ واقعی موثر ارز با استفاده از آمارهای سری زمانی سالانه ایران و شرکای عمده تجاری ایران پرداختند. آنها با به‌کارگیری روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۹ به این نتیجه رسیدند که بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت دارای ضریب مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۵ درصد در بلندمدت و بهره‌وری نسبی بخش غیرقابل تجارت دارای ضریب منفی در همان سطح اهمیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت است و این نتایج به طور کلی با اثر بالاسا-ساموئلسون مطابقت دارد.

دیزجی و موسوی[1] (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مکانیزم تصحیح خطای برداری (ECM) برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ به این نتیجه رسیدند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بهره‌وری نیروی کار در بخش کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز حقیقی داشته است. همچنین اثرگذاری بهره‌وری نیروی کار در بخش کالاهای قابل تجارت در مقایسه با بخش غیرقابل تجارت بر روی نرخ ارز حقیقی بیشتر بوده است.

هاشم‌پور[2] (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان برآورد نرخ حقیقی ارز در کشورهای عمده صادرکننده نفت (۲۰۰۵-۱۹۷۰) چگونگی اثرگذاری قیمت حقیقی نفت، تفاوت بهره‌وری و تفاوت تقاضای اقتصاد را روی نرخ ارز حقیقی دوجانبه هشت کشور عمده صادرکننده نفت جهان (عربستان سعودی، روسیه، نروژ، ایران، ونزوئلا، کویت، نیجریه و

[1] Dizaji & Mousavi (2011)
[2] Hashempour (2012)

الجزایر) در مقابل دلار امریکا مورد بررسی قرار داد. نتایج با استفاده از داده‌های پانل نامتوازن برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ نشان داد که افزایش در قیمت حقیقی نفت با بهبود در رابطه مبادله کشورهای صادرکننده نفت، موجب افزایش ارزش حقیقی پول آنها شده است. همچنین نتایج، موید وجود اثر بالاسا-ساموئلسون در کشورهای مذکور است. همچنین به دلیل تفاوت رژیم‌های نرخ ارز، تاثیر افزایش تقاضای مصرفی دولت بر نرخ حقیقی ارز کشورهای مورد بررسی متفاوت بوده است.

خلیلی عراقی و گودرزی فراهانی[1] (۱۳۹۲) به بررسی تاثیر بهره‌وری بر اختلاف تورم بین ایران و شرکای عمده تجاری‌اش و نرخ ارز موثر حقیقی آنها برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ پرداختند. با استفاده از روش تحلیل هم‌انباشتگی پدرونی و روش برآورد FMOLS، اثر بالاسا-ساموئلسون در این کشورها تایید شد؛ به این معنی که افزایش در بهره‌وری بخش قابل تجارت منجر به افزایش نرخ ارز موثر حقیقی در این کشورها می‌شود.

اخیرا، برخی از پژوهش‌ها نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر را به عنوان یک عامل کلیدی در نظر گرفته‌اند که رابطه بین بهره‌وری و نرخ ارز حقیقی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال، دوآن و جنت[2] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند در بلندمدت رابطه بین بهره‌وری و نرخ ارز حقیقی، بسته به فراوانی نسبی نیروی کار ماهر می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در صورتی‌که فراوانی نسبی نیروی کار ماهر بالا باشد، افزایش در بهره‌وری بخش قابل تجارت باعث افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود. بودارت و کارپانتیر[3] (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که افزایش پایدار و ماندگار در نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی در بلندمدت می‌شود. بر اساس تحقیق انجام گرفته توسط وانگ و همکاران[4] (۲۰۱۶)، اثر بالاسا-ساموئلسون برای کشورهای توسعه‌یافته تایید می‌شود، درحالی‌که شواهد کافی برای تایید این اثر در کشورهای در حال توسعه وجود ندارد. با توجه به مطالب ذکر شده، هدف از مطالعه حاضر، بررسی تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز حقیقی با تاکید بر نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر برای اقتصاد ایران است. برای

[1] Khalili araghi & Godarzi Farahani (2013)
[2] Doan, T. H. T., & Gente, K.
[3] Bodart, V., & Carpantier, J. F.
[4] Wang, W. et al

تحقق این هدف، از مدل مارکوف-سوئیچینگ استفاده می‌شود. در ادامه به معرفی مدل تحقیق، داده‌ها و جامعه آماری و روش مورد استفاده در تحقیق پرداخته می‌شود.

۳- متدولوژی اقتصادسنجی

۳-۱- مبانی نظری و طراحی الگو

در این پژوهش مطابق مدل دوآن و جنت[1] (۲۰۱۴) ، مدل دو بخشی نسل‌های تداخلی (OLG) که در آن سرمایه تنها عامل متحرک بین بخش‌هاست، توسعه داده می‌شود. در این مدل تابع مطلوبیت افراد و قید آنها مطابق روابط (۱) و (۲) فرض می‌شود:

$$U(c_t, d_{t+1}) = \beta\ lnc_t + (1-\beta)\ lnd_t \quad (۱)$$

$$\pi_t c_t + \frac{\pi_{t+1} d_{t+1}}{1+\bar{r}} = w_t \quad (۲)$$

که c_t و d_{t+1} مصرف ترکیبی در دوره جوانی و پیری و π_t و π_{t+1} شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان حال و آینده، w_t دستمزد را نشان می‌دهد.

همچنین در بخش تولید بخش‌های قابل تجارت (T) و غیرقابل تجارت (N)، مسئله حداکثرسازی توابع تولید با توجه به قیود مربوطه به شرح زیر می‌باشد:

$$Max\ A_T F(K_{Tt}, L_t^s) + P_N A_N H(K_{Nt}, L_t^u) - w^s L_t^s - w^u L_t^u - I_t \quad (۳)$$

$$s.t: K_{t+1} = I_t, K_{Tt} + K_{Nt} = K_t \quad (۴)$$

که L_t^s و L_t^u عرضه نیروی کار غیرماهر و ماهر، K_T و K_N مقدار سرمایه به کار رفته در بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل تجارت هستند و سرمایه ابتدای دوره داده شده است.

با حل مسئله فوق و بررسی وضعیت تعادل پویا در اقتصاد کلان، رابطه زیر حاصل خواهد شد:

$$\eta = \frac{-\varepsilon_h}{1-\mu_{Lu}+\varepsilon_h(\frac{1-\zeta_{Ls}}{\mu_{Lu}}-1)}, \varepsilon_h < 0 \quad (۵)$$

نسبت نیروی کار ماهر به نیروی کار غیرماهر عکس‌العمل نرخ ارز واقعی را به تکانه‌های بهره‌وری تحت تاثیر قرار می‌دهد. اگر که $\eta < \mu_{Ls}/\zeta_{Ls}$ باشد، با نرخ رشد بهره‌وری، نرخ ارز واقعی تضعیف می‌شود. لذا افزایش دائمی بهره‌وری بخش قابل تجارت، به شرط $1-\zeta_{Ls} > \mu_{Lu}$، باعث تضعیف نرخ ارز واقعی در بلندمدت می‌شود. این نتیجه، اثر

[1] Doan, T. H. T., & Gente, K.

معکوس بالاسا-ساموئلسون را بیان می‌کند. عبارت $1-\zeta_{Ls} > \mu_{Lu}$، بدین مفهوم است که سهم دستمزد نیروی کار غیرماهر در دستمزد کل $1-\zeta_{Ls}$ بیشتر از سهم نیروی کار غیرماهر می‌باشد (μ_{Lu}) و این زمانی اتفاق می‌افتد که کشور با فراوانی نیروی کار غیرماهر روبروست.

در مجموع مدل فوق نشان دهنده این واقعیت بود که فرضیه بالاسا ساموئلسون و اثرگذاری بهره‌وری بر نرخ ارز متاثر از نسبت نیروی کار ماهر به غیر ماهر است و مدل فوق تنها جهت اثبات این انتقاد بر نظریه بالاسا ساموئلسون ارائه شده است.

۲-۳- مدل مارکوف-سوئیچینگ

مدل مارکوف-سوئیچینگ توسط کوانت[1] (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد[2] (۱۹۷۳) معرفی و سپس توسط هامیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری بسط داده شد (کرالزیگ[3]، ۱۹۹۷). در مدل تغییر رژیم معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۹)، مکانیزم‌های انتقال از یکدیگر مستقل‌اند، درحالی‌که در مدل معرفی شده توسط کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳) و هامیلتون (۱۹۸۹)، مکانیزم‌های انتقال به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف تحت پوشش قرار می‌گیرند. این مدل‌ها با عنوان مدل‌های M-S شناخته می‌شوند (فلاحی و رودریگز[4]، ۲۰۰۷). در مدل مارکوف-سوئیچینگ فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرایند غیرقابل مشاهده دارد. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که s_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند (رضا زاده[5]، ۱۳۹۵). این مدل دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{cases} y_t = c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \\ y_t = c_2 + \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 2 \end{cases} \quad (۶)$$

به طوری‌که y نشان‌دهنده متغیر وابسته است (Fallahi and Rodríguez,2007).

بنابراین مدل فوق دو ساختار پویای مختلف را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت s_t بستگی دارد. وقتی که s_t فرایند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف-

---

[1] Quandt
[2] Goldfeld
[3] Krolzig
[4] Fallahi and Rodríguez (2007)
[5] Rezazadeh (2016)

سوئیچینگ می‌نامند (احمدیان بهروز، ۱۳۹۵). به‌طورکلی با فرض اینکه متغیر y_t با فرایند خودرگرسیون مرتبه p و با m رژیم مدل‌سازی شود، MS(m)-AR(p)، خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left[\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij}y_{t-j}) + u_{it}\right]I_i(s_{t=i}) \quad (۷)$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases} \quad (۸)$$

در مدل مارکوف-سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t مشترکا توسط ویژگی ε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر را در الگوی مدل ایجاد می‌کنند برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است (فلاحی[1] و همکاران، ۱۳۹۲). برای این منظور، هامیلتون (۱۹۹۴) رابطه زیر را ارائه می‌دهد:

$$P\{s_t = j|s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = j|s_{t-1} = i\} = P_{ij} \quad (۹)$$

$$\sum_{j=1}^{M} P_{ij} = 1 \quad \forall\, i,j \in \{1,\dots,M\} \quad (۱۰)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت زیر است:

$$p = \begin{bmatrix} pr(s_t = 0|s_{t-1} = 0) & pr(s_t = 0|s_{t-1} = 1) \\ pr(s_t = 1|s_{t-1} = 0) & pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1) \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

که در آن $p_{ij}(i,j = 1,2)$ احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به طوری که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ می‌باشد (احمدیان بهروز، ۱۳۹۵). بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی براساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموار شده شناخته می‌شوند. علاه بر این می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده معروف است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲). خلاصه مدل‌های MS-AR در جدول ۱ نشان داده شده است.

[1] Fallahi (2013)

جدول (۱): انوع مختلف مدل‌های MS-AR

MSI		MSM		توضیحات	
عرض از مبدا ثابت	عرض از مبدا متغیر	میانگین ثابت	میانگین متغیر		
خطی	MSI	M خطی	MSM	σ ثابت	A_i ثابت
MSH	MSIH	MSH	MSMH	σ متغیر	A_i ثابت
MSA	MSIA	MSA	MSMA	σ ثابت	A_i متغیر
MSAH	MSIAH	MSAH	MSMAH	σ متغیر	A_i متغیر

منبع: Krolzig, 1997

برای انتخاب مدل بهینه از میان حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ، لازم است استراتژی‌های زیر دنبال شود:

- آزمون LR به منظور تعیین خطی بودن و یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها
- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل و تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از آماره اطلاعاتی اکاییک برای حالت‌های مختلف مدل مارکوف-سوئیچینگ
- مقایسه حالت‌های مختلف تخمین زده شده براساس معنی‌دار بودن ضرایب، ماهیت داده‌ها و آماره اطلاعاتی آکائیک و درنهایت انتخاب مدل بهینه براساس ویژگی‌های ذکر شده در واقع دلیل اصلی استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای استفاده جهت بررسی نظریه بالاسا ساموئلسون، قدرت این روش در تفکیک رژیم‌ها از یکدیگر است. همچنین از دیگر مزایای این روش برای استفاده جهت آزمون اثر بالاسا ساموئلسون در این است که این روش در مدل مورد نظر تحقیق وقتی دو رژیم با نسبت نیروی کار ماهر به غیر ماهر مختلف را از هم تفکیک میکند ساختار پویای را به نحوی نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت بستگی دارد و این متغیر وضعیت نیز به طور احتمالی از حالتی به حالت دیگر حرکت می‌کند که اولا هیچ مدل دیگری قادر به بررسی این تغییرات نیست و دوم اینکه در نظر گرفتن این انتقال‌ها و دنبال کردن آن، قدرت تفکیک رژیم‌ها را بسیار بالا خواهد برد. در مجموع مدل مارکوف سوئیچینگ، روش بسیار مناسبی برای تفکیک و بررسی فرضیه بالاسا ساموئلسون در وضعیت‌های مختلف را خواهد داد که از این رو این روش برای تجزیه و تحلیل مدل مورد نظر انتخاب شده است.

۳-۳- معرفی مدل تصریح شده و داده‌های آماری

در این مطالعه، مدل تحقیق با استفاده از داده‌های سالانه بهره‌وری و نرخ ارز موثر حقیقی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ تخمین زده می‌شود. داده‌های مورد نیاز از نوع سری زمانی بوده و از سایت شاخص‌های توسعه جهانی، WDI گردآوری شده است. برای محاسبه بهره‌وری[۱] نیز از نسبت تولید ناخالص داخلی به دلار ثابت ۲۰۱۰ به جمعیت ۶۴-۱۵ ساله (جمعیت فعال) استفاده می‌شود. همچنین تخمین‌های این مطالعه با استفاده از نرم افزارهای ایویوز ۱۰ و اکس متریکس ۷ انجام شده است.

۴- یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

در این بخش تاثیر شوک‌های بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی ایران، براساس روش مارکوف-سوئیچینگ طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای تحقق این هدف، در ابتدا با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، پایایی متغیرها بررسی می‌شود.

۴-۱- بررسی ایستایی

برای جلوگیری از کاذب بودن تخمین‌های اقتصادسنجی، بایستی ابتدا از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. در این قسمت با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته پایایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول ۲ ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود هر دو متغیر، لگاریتم نرخ ارز موثر حقیقی و لگاریتم بهره‌وری، در سطح ناپایا بوده اما در تفاضل مرتبه اول پایا هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

وضعیت	با عرض از مبدا و روند		با عرض از مبدا		متغیر
	یکبار تفاضل‌گیری	سطح	یکبار تفاضل‌گیری	سطح	
I(1)	-۴/۱۰۹۵۶ (۰/۰۱۲۳)	-۳/۳۲۶۲ (۰/۰۷۵۹)	-۴/۱۶۲۸ (۰/۰۰۲۱)	-۲/۴۸۵۹ (۰/۱۲۶)	LRI
I(1)	-۴/۵۵۹۸ (۰/۰۰۳۸)	-۲/۲۸۶۵ (۰/۴۳۱۷)	-۴/۲۴۴۵ (۰/۰۰۱۷)	-۲/۸۵۳۷۲ (۰/۰۵۹۵)	LPI

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱] البته برداشت متداول تر برای محاسبه بهره وری، نسبت تولید به نیروی کار شاغل است.

از آنجایی که بر اساس نتایج جدول (۱) متغیرهای مدل مانا نیستند، برای پرهیز از مواجهه شدن با رگرسیون کاذب، آزمون همجمعی متغیرها بر اساس آزمون کرانه های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش همجمعی آزمون فوق، صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل $I(1),I(0)$ یا ترکیبی از هر دو باشد میتوان بکار برد. علاوه بر این بر خلاف سایر روش‌های همجمعی انگل گرنجر و جوهانسن که برای نمونه های با حجم کم کناسب نیستند، رهیافت آزمون فوق برای نمونه هایی با حجم کم نیز بسیار مناسب است (برقی اسکویی[1] و همکاران، ۱۳۹۵). آماره های بدست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی مقایسه می شود، اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقادیر بحرانی کرانه بالا باشد، می توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نمود (جعفری صمیمی[2] و همکاران، ۱۳۹۵). نتایج آزمون برای مدل مورد نظر در جدول زیر آورده شده است:

جدول (۳): آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط همجمعی

سطح		۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
مدل	آماره F	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا
F	۹/۳۴۱	۲/۷۸۸	۳/۵۴۰	۳/۳۶۸	۴/۲۰۳	۴/۸۰۰	۵/۷۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقدار آماره F بدست آمده از آزمون کرانه‌ها، رابطه همجمعی بین متغیرها تایید می‌شود. لذا با توجه به وجود همجمعی بین متغیرها، بدون هراس از روبرو شدن با نتایج کاذب، در ادامه در تمامی برآوردها فقط از سطح متغیرها استفاده شده است.

همان طور که پیشتر گفته شد، برای برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ، حالت‌های مختلفی وجود دارد که می‌توان با ترکیب حالت‌های مختلف آن، مدل‌های جزئی تری را بدست آورد که توسط آماره‌هایی همچون معیار آکائیک و معیار شوارتز می‌توان مدل بهینه را انتخاب نمود (انصاری‌نسب و منظری توکلی[3]، ۱۳۹۹). مقادیر معیار آکائیک برای حالت‌های مختلف مدل مارکو سوئیچینگ برای مدل مورد نظر در جدول زیر آورده شده است:

[1] Barghi Oskui (2016)
[2] Jafari Samimi (2016)
[3] Ansarinasab & Manzari Tavakoli (2020)

جدول (۴): تعیین حالت‌های بهینه مدل مارکوف-سوئچینگ توسط معیار آکائیک

حالت	MSM	MSI	MSH	MSA	MSIAH	MSIA	MSMA	MSMAH
آماره	۱۷/۳۴	۱۶/۱۱	۱۵/۸۶	۱۵/۳۲	۱۴/۹۷	۱۶/۹۳	۱۷/۰۲	۱۴/۳۸*

منبع: یافته‌های محقق

همان طور که از نتایج جدول فوق مشخص است، از بین تمامی حالت‌های روش مارکوف سوئیچینگ، حالت MSMAH به عنوان حالت بهینه انتخاب شده است. پس از انتخاب حالت بهینه، انتخاب تعداد وقفه و تعداد رژیم بهینه مدل بسیار حائز اهمیت است. برای تعیین تعداد وقفه و تعداد رژیم بهینه از معیار آکائیک استفاده می‌شود (انصاری‌نسب و محمدی[1]، ۱۳۹۸). نتایج مربوط به معیار آکائیک در وضعیت‌های مختلف در جدول زیر آورده شده است:

جدول (۵) تعداد رژیم و وقفه بهینه در مدل MSMAH

تعداد رژیم/تعداد وقفه	۲	۳	۴
۱	۱۲/۹۵	۱۳/۶۳	۱۴/۳۱
۲	۱۲/۷۶	۱۳/۴۸	۱۳/۹۶
۳	۱۲/۳۲*	۱۳/۱۱	۱۳/۵۵
۴	۱۲/۶۹	۱۳/۷۴	۱۳/۸۳
۵	۱۳/۰۸	۱۴/۲۵	۱۴/۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده جدول فوق، معیار آکائیک حاکی از آن است که بهترین وقفه ۳ و بهترین تعداد رژیم ۲ خواهد بود از این رو در مجموع، مدل MSMAH با دو رژیم و سه وقفه بهینه ترین مدل از حالت‌های مختلف مارکوف سوئیچینگ برای مدل مورد نظر خواهد بود.

۲-۴- آزمون وجود رابطه غیرخطی در داده‌های تحقیق (آزمون LR)

بر مبنای نتایج حاصل از تخمین مدل MSMAH(2)-AR(3)، عدد p-value مربوط به آماره Davis غیر خطی بودن رابطه بین این متغیرها را تایید می‌کند.

[1] Ansarinasab & Mohammadai (2019)

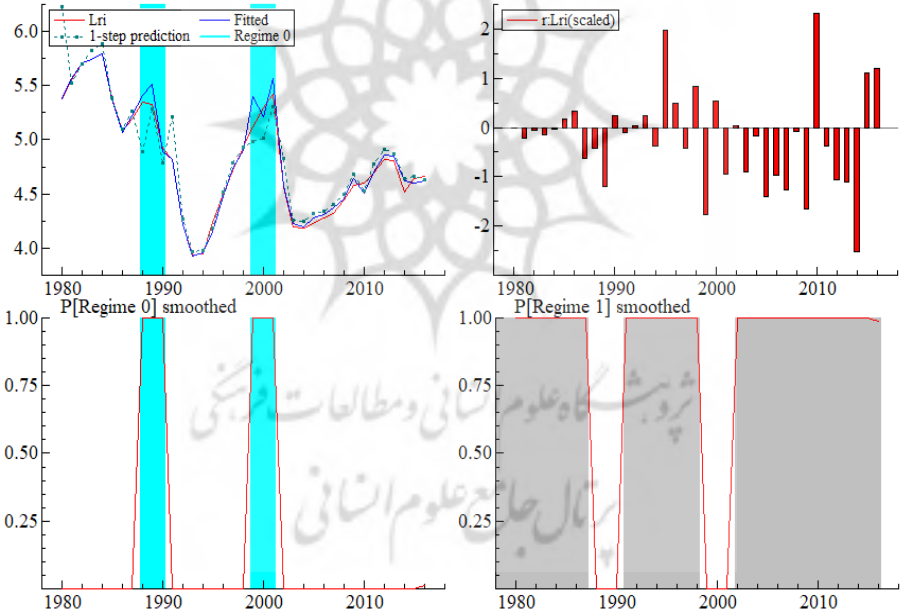
جدول (۶): نتیجه آزمون LR برای مدل MSMAH(2)-AR(3)

ارزش احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۵۹/۸۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۴- تخمین مدل MSMAH(2)-AR(3)

در شکل ۱ مقادیر تخمین زده شده توسط مدل MSMAH(2)-AR(3) و همچنین جملات اخلال مدل براورد شده نشان داده شده است. مشاهده می‌شود که نتایج و خروجی مدل فاصله بسیار کمی با مقایر واقعی خود دارند. بنابراین مدل از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است. دو نمودار پایین در شکل ۱ نیز نمودارهای هموار شده احتمالات رژیم‌های صفر و یک هستند و مشاهداتی را نشان می‌دهند که در رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند.



شکل (۱): احتمال قرار گرفتن در هر رژیم برای اقتصاد ایران

به‌طورکلی حدود ۱۶ درصد مشاهدات (۶ سال) در رژیم صفر و حدود ۸۴ درصد مشاهدات (۳۱ سال) در رژیم یک قرار می‌گیرند. جدول ۴ سال‌های قرار گرفته در هر رژیم را نشان می‌دهد.

جدول (۷): سال‌های قرار گرفته در هر رژیم

رژیم صفر	(۱۹۹۰-۱۹۸۸) (۲۰۰۱-۱۹۹۹)
رژیم یک	(۱۹۸۷-۱۹۸۰) (۱۹۹۸-۱۹۹۱) (۲۰۱۶-۲۰۰۲)

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها و هم‌چنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمالات انتقال استخراج شده است. جدول ۵ احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر برابر با ۰/۵۷ و از رژیم یک به یک برابر با ۰/۹۳ است، بنابراین رژیم یک نسبت به رژیم صفر دارای پایداری بیشتری است. هم‌چنین احتمال انتقال از رژیم صفر به یک حدود ۰/۴۳ و از رژیم یک به صفر حدود ۰/۰۷ است.

جدول (۸): احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	۰/۵۷۱۴۳	۰/۰۶۷۱۱۴
Regime 1,t+1	۰/۴۲۸۵۷	۰/۹۳۲۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک (آزمون نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی) نیز در جدول ۶ آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج نشان‌دهنده برقرار بودن فروض کلاسیک است.

جدول (۹): نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک برای مدل MSMAH(2)-AR(3)

Normality test: Chi^2(2)	۲/۹۸۸۹	(۰/۲۲۴۴)
ARCH test: F(1,13)	۰/۰۹۵۳۹	(۰/۷۶۲۳)
Portmanteau statistic for Autocorrelation residuals: Chi^2(6)	۴/۷۶۲۴	(۰/۵۷۴۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده احتمال می‌باشند.

نتایج حاصل از تخمین مدل MSMAH(2)-AR(3) برای بررسی تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی برای اقتصاد ایران در جدول ۷ نشان داده شده اشت. در این مدل، بهره‌وری با چهار وقفه و ضرایب خودرگرسیون با سه وقفه روی نرخ ارز موثر حقیقی تاثیر می‌گذارند، ضمن آنکه میانگین و واریانس اجزای اخلال نیز تابعی از رژیم هستند و در هر رژیم رفتار متفاوتی را بروز می‌دهند.

جدول (۱۰): نتایج حاصل از تخمین مدل MSMAH(2)-AR(3) برای اقتصاد ایران

	رژیم صفر				رژیم یک			
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
constant	۱۰/۶۹۷۵	۱/۷۷۹۹	۶/۰۱	۰/۰۰۰	۱۲/۳۸۱	۴/۱۹۶۹	۲/۹۵	۰/۰۱
AR-1	۰/۶۲۶۱	۰/۵۳۹۷	۱/۱۶	۰/۲۶۴	۱/۳۶۱۴	۰/۰۸۸۴	۱۵/۴	۰/۰۰۰
AR-2	-/۹۲۴۶	۰/۵۲۲۳	-۱/۷۷	۰/۰۹۸	-۰/۶۰۳۴	۰/۱۳۶۲	-۴/۴۳	۰/۰۰۰
AR-3	۲/۰۶۰۵	۰/۳۴۵۷	۵/۹۶	۰/۰۰۰	۰/۰۴۰۵۴	۰/۰۶۷۴	۰/۶۰۱	۰/۵۵۷
LPI	-۳/۴۱۹۲۳	۰/۴۵۴۰	-۷/۵۳	۰/۰۰۰	-۰/۸۲۸۹۸۶	۰/۱۹۸۷	-۴/۱۷	۰/۰۰۱
LPI(-1)	۳/۳۴۹۸۷	۰/۴۸۱۳	۶/۹۶	۰/۰۰۰	-۱/۰۱۰۷۱	۰/۲۳۱۲	-۴/۳۷	۰/۰۰۱
LPI(-2)	۱/۶۶۴۹۱	۰/۴۹۶۹	۳/۳۵	۰/۰۰۴	۱/۷۵۳۰۵	۰/۲۰۱۰	۸/۷۲	۰/۰۰۰
LPI(-3)	-۵/۳۷۹۲۲	۰/۷۶۳۰	-۷/۰۵	۰/۰۰۰	-۱/۵۸۲۷۱	۰/۱۹۲۰	-۸/۲۴	۰/۰۰۰
LPI(-4)	۳/۱۸۷۱۶	۰/۴۱۲۳	۷/۷۳	۰/۰۰۰	۰/۸۲۷۰۸۴	۰/۲۱۸۸	۳/۷۸	۰/۰۰۲
انحراف معیار	۰/۱۵۴۶۵۷				۰/۰۴۰۴۷۴۷			
Log-likelihood	۴۳/۹۲۸		AIC	-۱/۱۸۵۳		SC	-۰/۲۲۷۴	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، یک درصد افزایش در بهره‌وری در رژیم صفر، ابتدا نرخ ارز را۳,۴ کاهش و در دوره بعد ۳,۳ افزایش، در دو دوره بعد ۱,۶ افزایش، در سه دوره بعد ۵,۳ کاهش و سرانجام در چهار دوره بعد ۳,۱ افزایش می‌دهد که در مجموع پس از طی این مسیر، نرخ ارز سرجمع ۰/۵۹ کاهش می‌یابد. همچنین یک درصد افزایش در بهره‌وری در رژیم یک، ابتدا نرخ ارز را ۰,۸ کاهش و در دوره بعد ۱,۰۱ کاهش، در دو دوره بعد ۱,۷ افزایش، در سه دوره بعد ۱,۵ افزایش و سپس در چهار دوره بعد ۰,۸ افزایش خواهد داد که طی این مسیر سرجمع منجر به کاهش ۰/۸۴ نرخ ارز خواهد شد. به عبارت دیگر یک درصد افزایش در بهره‌وری باعث کاهش نرخ ارز حقیقی به اندازه ۰/۵۹ درصد در رژیم صفر و ۰/۸۴ درصد در رژیم یک می‌شود. بنابراین رژیم صفر، رژیمی است که در آن تاثیر بهره وری بر نرخ ارز موثر حقیقی کم بوده و رژیم یک، رژیمی است که در آن تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی زیاد است. با توجه به اینکه علامت ضریب بهره‌وری در هر دو رژیم منفی و معنی دار است، بنابراین اثر بالاسا-ساموئلسون برای اقتصاد ایران در هیچ یک از دو رژیم برقرار نیست. بنابراین فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه اثر بالاسا-ساموئلسون برای کشوری که دارای نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر پایین باشد برقرار نیست، پذیرفته می‌شود.

در جدول هفت روند وقفه‌های نرخ ارز موثر حقیقی نیز نشان داده شده است. مجموع ضرایب جملات خودرگرسیون در رژیم صفر برابر با ۳/۶۱۱۲۵ و در رژیم یک برابر با

۲/۰۰۵۳۶ است که ضرایب نیز به لحاظ آماری معنی‌دار هستند به جز وقفه اول در رژیم صفر و وقفه سوم در رژیم یک. بنابراین، تاثیر وقفه های نرخ ارز حقیقی در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است.

در جدول هفت میانگین و انحراف معیار نیز برای هر رژیم نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین در رژیم صفر برابر با ۱۰/۶۹۷۵ و در رژیم یک برابر با ۱۲/۳۸۱۷ است. بنابراین، میانگین در رژیم یک بیشتر از رژیم صفر است. انحراف معیار نیز در رژیم صفر برابر با ۰/۱۵۴۶ و در رژیم یک برابر با ۰/۴۰۴۷ است. بنابراین، انحراف معیار در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است.

به طور کلی با استفاده از رهیافت غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ برای ایران می‌توان دریافت که تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی در دوره زمانی مورد مطالعه (۲۰۱۶-۱۹۷۳) قابل تفکیک به دو رژیم بوده و ضرایب بهره‌وری نیز در هر دو رژیم منفی و معنی‌دار است، به طوری که یک درصد افزایش در بهره‌وری باعث کاهش نرخ ارز حقیقی به اندازه ۰/۵۹ درصد در رژیم صفر و به اندازه ۰/۸۴ درصد در رژیم یک می‌شود. بنابراین رژیم یک، رژیمی است که در آن تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی بیشتر از رژیم صفر است.

به طور کلی براساس موارد فوق و با در نظر گرفتن این موضوع که ایران دارای فراوانی نسبی نیروی کار غیرماهر است، می‌توان نتیجه گرفت که اثر بالاسا-ساموئلسون برای ایران برقرار نبوده و فرضیه تحقیق پذیرفته می‌شود.

یافته های فوق نمودهای متعددی در اقتصاد ایران داشته و می‌تواند پاسخ بسیاری از ابهامات اقتصاد ایران را روشن سازد، نتایج مرکز آمار ایران نشان می‌دهد حدود ۷۵ درصد شاغلین در اقتصاد ایران هیچگونه تحصیلات یا مهارت دانشگاهی نداشته‌اند که این حاکی از پایین بودن نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر در ایران دارد از سوی دیگر یافته‌های محققان در تایید اثر بالاسا ساموئلسون یعنی اثر بهره‌وری در توجیه نوسانات نرخ ارز برای اقتصاد ایران نتایج متفاوتی را نشان داده به نحوی که به طور مثال مطالعه حقیقت و جرکانی (۱۳۸۵) برای دوره زمانی ۷۸-۱۳۴۵ این اثر را رد و مطالعه طیبی و اسماعیلی‌رزی (۱۳۹۰) این اثر را برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۹ تایید نموده‌اند. اما مطالعه حاضر نشان داد این ابهام ناشی از بی توجهی به متغیر تاثیرگذار دیگری به نام نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر است که باید در طول دوره مطالعه، مورد نظر قرار گیرد.

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی با تاکید بر نسبت نیروی کار ماهر به غیر ماهر در ایران با استفاده از روش غیر خطی مارکوف-سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفت. برای تخمین مدل از آمار و اطلاعات سالانه متغیرها در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ بهره گرفته شد. سپس به نتایج حاصل از برآورد مدل بهینه MSMAH(2)-AR(3)، پرداخته شد. به‌طورکلی، نتایج نشان داد که مجموع ضرایب بهره‌وری در رژیم صفر برابر با ۰/۵۹- و در رژیم یک برابر با ۰/۸۴- است، به عبارت دیگر یک درصد افزایش در بهره‌وری باعث کاهش نرخ ارز حقیقی به اندازه ۰/۵۹ درصد در رژیم صفر و ۰/۸۴ درصد در رژیم یک می‌شود. با توجه به اینکه علامت ضریب بهره‌وری در هر دو رژیم منفی و معنی‌دار است، بنابراین اثر بالاسا-ساموئلسون برای اقتصاد ایران در هیچ یک از دو رژیم برقرار نیست.

به طور کلی وجه مشترک هر دو رژیم این است که تاثیر بهره‌وری بر نرخ ارز موثر حقیقی در هر دو رژیم منفی و معنی‌دار بوده و اثر بالاسا-ساموئلسون در هیچ یک برقرار نیست. لذا فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه افزایش بهره‌وری در کشور دارای نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر پایین منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی می‌شود، پذیرفته می‌شود.

با تاکید بر یافته‌های پژوهش حاضر، پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

- درکنار همه عوامل موثر بر نرخ ارز در ایران، توجه به تغییرات بهره‌وری باید مورد توجه اکید سیاستگذاران کلان اقتصاد ایران باشد.
- جهت تقویت ارزش پول ملی توسط روند بهره‌وری باید توجه خاصی به نسبت نیروی کار ماهر به غیرماهر شود، در غیر این صورت امکان دارد نتیجه مورد نظر تصمیم سازان معکوس شود.
- در سیاستگذاری ارزی کشور، توجه باید به ارتقای مهارت نیروی کار باشد تا افزایش بهره‌وری غیر از نیروی کار (یعنی ارتقای تجهیزات و تکنولوژی بدون افزایش مهارت کاربر آن).
- از انجایی که آمار رسمی کشور حاکی از آن است که تنها ۲۵ درصد نیروی کار کشور از مهارت و تحصیلات دانشگاهی برخوردارند، لذا ارتقای مهارت نیروی کار به ویژه توسط آموزش (قبل و حین کار) از اولویت اساسی اقتصاد ایران جهت تقویت ارزش پول ملی برخوردار است.

فهرست منابع

۱. احمدیان بهروز، کسری. (۱۳۹۵). *بررسی تاثیر بدهی خارجی بر رشد اقتصادی ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.

۲. انصاری‌نسب, مسلم و محمدی, زهرا. (۱۳۹۸). بررسی رفتار غیرخطی نرخ ارز در ایران: شواهدی از الگوی مارکوف سوئیچینگ. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*. ۶(۱) :۴۰-۲۱.

۳. انصاری‌نسب، مسلم و منظری توکلی، زهرا. (۱۳۹۹) . مدلسازی رفتار مصرف بنزین در ایران مبتنی بر حافظه بلند و تغییر رژیم. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۶(۶۴) :۱۴۹-۱۲۵.

۴. برقی اسکویی، محمدمهدی، عاشوری، ناهید و عاشوری، اکبر. (۱۳۹۵). تأثیر جهانی‌شدن بر شاخص مالیات به هزینه‌های جاری دولت. *پژوهشنامه مالیات*. ۲۴(۳۰):۱۱-۴۰.

۵. پدرام، مهدی. دهنوی، شدریه. (۱۳۹۲). خودرگرسیون آستانه‌ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۶۸)، ۱۳۹-۱۵۸.

۶. پورعبادالهان کویچ, محسن, اصغرپور, حسین, ذوالقدر, حمید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت: رویکرد هم انباشتگی. سیاست گذاری پیشرفت اقتصادی. ۲(۴)، ۶۱-۸۶.

۷. جعفری صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیر منصور و قادری، سامان. (۱۳۹۵). اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: رویکرد بیزین روش چرخشی مارکوف. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی*. ۵(۱۷)، ۲۵-۱.

۸. حقیقت، جعفر. جرکانی، حسن. (۱۳۸۵). اثرات بهره‌وری نسبی بخشی و شوک‌های تقاضا بر نرخ واقعی ارز طی دوره ۷۸-۱۳۴۵. *نامه مفید*. ۱۲(۵۴)، ۱۶۱-۱۷۸.

۹. خلیلی عراقی، منصور. گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۳). برابری قدرت خرید و بهره‌وری تولید با رویکرد مدل بالاسا-ساموئلسون در کشورهای منتخب. *پژوهشنامه بازرگانی*. ۱۸(۷۲)، ۱۸۵-۲۱۵.

۱۰. دیزجی، منیره. موسوی، میرمحمد. (۱۳۹۰). تاثیر بهره‌وری نیروی کار بر نرخ واقعی ارز در ایران. *ماهنامه کار و جامعه*، ۱۳۳(۱)، ۴۵-۵۵.

۱۱. رضازاده، علی. (۱۳۹۵). بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر نرخ ارز در ایران: رهیافت غیر خطی مارکوف- سوئیچینگ. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۹)، ۱۴۴-۱۲۳.

۱۲. طیبی، سید کمیل. اسماعیلی‌رزی، حسین. (۱۳۹۱). تاثیر بهره‌وری بخشی بر نرخ واقعی موثر ارز در اقتصاد ایران (آزمون اثر بالاسا-ساموئلسون). *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۲)، ۶۰-۴۱.

۱۳. فلاحی، فیروز. پورعبادالهان، محسن. بهبودی، داود. محسنی، فخری‌السادات. (۱۳۹۲). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف- سوئیچینگ. *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲(۷)، ۱۲۷-۱۰۳.

۱۴. قویدل، صالح. فتح‌آبادی، مهدی. رادفر، حمیده. (۱۳۹۵). بررسی اثر بالاسا-ساموئلسون در ایران. *فصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)*. ۲۳(۱۱)، ۱-۲۵.

۱۵. کازرونی، علیرضا. اصغرپور، حسین. محمدپور، سیاوش. بهاری، صابر. (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ. *بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۲ (۸)، ۵-۲۶.

۱۶.هاشم‌پور، زینب. (۱۳۹۱). برآورد نرخ حقیقی ارز در کشورهای عمده صادرکننده نفت (۲۰۰۵-۱۹۷۰). *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۶(۳)، ۸۵-۱۰۸.

1. Ahmadian Behrooz, K. (2016). Investigating the Impact of Foreign Debt on Iran's Economic Growth: Markov-Switching Approach. Master thesis, *Tabriz University*, Tabriz (In Persian).

2. Ansarinasab, M., Manzari Tavakoli, Z. (2020). Modeling Gasoline Consumption Behaviors in Iran Based on Long Memory and Regime Change. *Quarterly Energy Economics Review*, 16(64), 125-149 (In Persian).

3. Ansarinasab, M., Mohammadai, Z. (2019). Investigation of Nonlinear Exchange Rate Behavior in Iran: Evidence from Markov Switching Model. *Comparative Economics*, 6(1), 21-40 (In Persian).

4. Apergis, N. (2013). The domestic Balassa–Samuelson effect of inflation for the Greek economy. *Applied Economics*, *45*(23), 3288-3294.

5. Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of political Economy*, 72(6): 584–596.

6. Barghi Oskui, M., Ashouri, N., & Ashouri, A. (2016). Globalization Impact on Government’s Tax revenues to its Current Expenditures (T/G)

Index. *Iranian National Tax Administration* (INTA), 24(30), 11-40 (In Persian).
7. Bodart, V., & Carpantier, J. F. (2016). Real exchange rates and skills. *Journal of International Money and Finance*, 67, 305-319.
8. Boero, G., Mavromatis, K., & Taylor, M. P. (2015). Real exchange rates and transition economies. *Journal of international Money and Finance*, 56, 23-35.
9. Bordo, M. D., Choudhri, E. U., Fazio, G., & MacDonald, R. (2017). The real exchange rate in the long run: Balassa-Samuelson effects reconsidered. *Journal of International Money and Finance*, 75, 69-92.
10.Cardi, O., & Restout, R. (2015). Imperfect mobility of labor across sectors: a reappraisal of the Balassa–Samuelson effect. *Journal of International Economics*, 97(2), 249-265.
11.Choudhri, E. U., & Schembri, L. L. (2014). Productivity, commodity prices and the real exchange rate: The long-run behavior of the Canada–US exchange rate. *International Review of Economics & Finance*, 29, 537-551.
12.Christopoulos, D. K., Gente, K., & León-Ledesma, M. A. (2012). Net foreign assets, productivity and real exchange rates in constrained economies. *European Economic Review*, 56(3), 295-316.
13.Dizaji, M., Mousavi, M. (2011). The effect of labor productivity on the real exchange rate in Iran, *Journal of Labor and Society*, 133(1), 45-55 (In Persian).
14.Doan, T. H. T., & Gente, K. (2014). Real exchange rate and productivity in a specific-factor model with skilled and unskilled labour. *Journal of Macroeconomics*, 40, 1-15.
15.Fallahi, F., & Rogriguez, G. (2007). Using Markov-switching models to identify the link between unemployment and criminality. *Faculty of Social Sciences, Department of Economics*.
16.Fallahi, F., Pourebadolahan, M., Behboudi, D., Moheseni, F. (2013). The Asymmetric Effects of Oil Revenue Shocks on Output in Iran Using Markov - Switching Approach. *Iranian Energy Economics*, 2(7), 103-127 (In Persian).
17.Ghavidel, S., Fathabadi, M., Radfar, H. (2016). Study of Balasa-Samuelson effect in Iran. Two Quarterly *Journal of Monetary and Financial Economics*, 26(17), 1-25 (In Persian).
18.Haghighat, J., Jarkani, H. (2006). The effects of relative productivity and demand shocks on the real exchange rate during the period (1378 - 1345). *Nameh Mofid Journal*, 12(54), 16-178 (In Persian).
19.Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton: Princeton university press.

20.Hashempour Z. (2011). Estimating Equilibrium Exchange Rates for Major Oil Exporting Countries, 1970-2005. *The Journal of Planning and Budgeting*. 16 (3), 85-108 (In Persian).
21.Imai, H. (2010). Japan's inflation under the Bretton Woods system: How large was the Balassa–Samuelson effect?. *Journal of Asian Economics*, 21(2), 174-185.
22.Iyke, B. N., & Odhiambo, N. M. (2017). An empirical test of the Balassa-Samuelson hypothesis: Evidence from eight middle-income countries in Africa. *Economic Systems*, 41(2), 297-304.
23.Jafari Samimi, A., tehranchyan, A., ghaderi, S. (2016). Asymmetric Effect of Divisia Monetary Aggregates on Inflation in Iran: Bayesian Approach of Markov Switching Method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 1-25 (In Persian).
24.Kazeroni A, Asgharpur H, Mohammadpoor S, Bahari S. (2012). The Asymmetric Effects of Real Exchange Rate Fluctuations on the Economic Growth of Iran: Markov – Switching Approach. *Journal of Economic Issues and Policies*. 12 (8), 5-26 (In Persian).
25.Khalili araghi, M., Godarzi Farahani, Y. (2014). Purchasing Power Parity and Productivity with Balassa – Samuelson Approach in Selected Countires. *Iranian Journal of Trade Studies*, 18(72), 185-215 (In Persian).
26.Krolzig, H. M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*, Springer- verlag.
27.Kumah, F. Y. (2007). A markov-switching approach to measuring exchange market pressure (No. 7-242). *International Monetary Fund*.
28.Lopcu, K., Dülger, F., & Burgaç, A. (2013). Relative productivity increases and the appreciation of the Turkish lira. *Economic Modelling*, 35, 614-621.
29.Pedram, M., & dehnavi, S. (2014). Threshold Auto Regression and Purchase Power Parity Test. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(68):139-158 (In Persian).
30.Pourebadolahan, M., Asgharpour, H., Zolghadr, H. (2015). Examining Relationship between Stock Prices and Exchange Rate in Oil-Exporting Countries. *Economic Development Policy*, 2(4), 61-86 (In Persian).
31.Qian, G. U. O. (2010). The Balassa–Samuelson model of purchasing power parity and Chinese exchange rates. *China Economic Review*, 21(2), 334-345.
32.Rezazadeh, A. (2016). The impact of oil shocks on exchange rate in Iran: A Markov-switching approach. 24 (79), 123-144 (In Persian).
33.Salvatore, D. (2013). *International economics* (p. 426). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

34.Samuelson, P.A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics*, 46(2): 145–154.
35.Tayebi, S., Esmaeili Razi, H. (2012). Effect of Sector Productivity on Iran's Real Effective Exchange Rate (A Test on Balassa-Samuelson Effect). *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 47(2), 41-60 (In Persian).
36.Voinea, L. G. (2013). The purchasing power parity: Evidence from the great financial crisis. *Madrid, Spain Complutense, University of Madrid*.
37.Wang, W., Xue, J., & Du, C. (2016). The Balassa–Samuelson hypothesis in the developed and developing countries revisited. *Economics Letters*, 146, 33-38.
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی