

درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با تأکید بر نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی (رهیافت غیرخطی)^۱

مانا مصباحی*، حسین اصغرپور**، جعفر حقیقت⁺، سیدعلیرضا کازرونی⁺، فیروز فلاحی^x

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۱۷

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۱۱

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر متغیرهای بنیادی و بی‌ثباتی درآمد نفتی (یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های فضای حاکم بر اقتصاد ایران) بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات است. بدین منظور از مدل مارکوف-سوئیچینگ و روش گارچ‌نمایی بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ استفاده شد. نتایج نشان داد دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد و درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است. همچنین بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر نامتقارنی بر رژیم‌های درجه عبور نرخ ارز دارد؛ ولی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم می‌شود. از این رو، مدیریت بی‌ثباتی درآمدهای نفتی و تغییرات نرخ ارز پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C22, F31, E42

واژگان کلیدی: رژیم قیمت واردات، عبور نرخ ارز، بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، رگرسیون چرخشی مارکف، گارچ‌نمایی.

^۱ این مقاله برگرفته از رساله دکتری مانا مصباحی به راهنمایی دکتر حسین اصغرپور و دکتر جعفر حقیقت در دانشگاه تبریز است.

mana.mesbahi@gmail.com

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی:

asgharpurh@gmail.com

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

jhaghighat79@gmail.com, ar.kazerooni@gmail.co

⁺ استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی:

firfal@yahoo.com

^x دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل بنیادی در تعیین قیمت داخلی کالاهای وارداتی است (پدیده گذر نرخ ارز)؛ از سایر عوامل بنیادی نیز می‌توان به هزینه تولید کالا، میزان تقاضا، محدودیت‌های تجاری و غیره اشاره کرد.

بر مبنای ادبیات اقتصادی، ارتباط قیمت واردات با عوامل بنیادی آن در طول زمان متغیر بوده و تابعی از سیاست‌های مناسب اقتصاد کلان^۱ (رازافیماهفا، ۲۰۱۲)، بی‌ثباتی اقتصاد کلان^۳ (کازورزی^۴ و همکاران، ۲۰۰۷؛ نوگوئیرا و لئون لدسما^۵، ۲۰۱۱)، محیط اقتصاد کلان^۶ (شیخ و لوهیچی^۷، ۲۰۱۶) کشور واردکننده است. در واقع، برخی عوامل به صورت خاص کشوری (به فراخور ساختار اقتصادی آن‌ها) وجود دارند که روابط بین متغیرهای اقتصادی را اگر دچار شکست ساختاری (تغییرات بین رژیم) نکنند، حداقل باعث تغییرات درون رژیمی می‌شوند (روابط را در داخل هر رژیم تقویت و یا تضعیف می‌کنند). به عنوان مثال، ویژگی بارز اقتصاد ایران اتکای زیاد آن به درآمدهای نفتی است؛ به طوری که درآمدهای نفتی از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۴ همواره بیش از ۵۰ درصد منابع دولت و حدود ۸۰ درصد از درآمدهای صادراتی ایران را شامل شده است.^۸

از آنجا که نقش دولت در اقتصاد به واسطه درآمدهای نفتی ایران پررنگ بوده و درآمدهای نفتی نیز به دلیل تصادفی بودن شوک‌های قیمتی خارج از کنترل سیاست‌گذاران داخلی است، بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در ایران عامل اصلی نااطمینانی (نوسانات) فضای اقتصاد کلان است. در نتیجه، ارتباط قیمت واردات با عوامل بنیادی آن (به خصوص در مورد نرخ ارز) تحت تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی خواهد بود.

^۱ Good Macroeconomic Policy

^۲ Razafimahefa

^۳ Macroeconomic Instability

^۴ Ca'Zorzi et al.

^۵ Nogueira & Leon-Ledesma

^۶ Macroeconomic Environment

^۷ Cheikh & Louhichi

^۸ گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس با عنوان "اقتصاد ایران؛ وضعیت فعلی، راه پیش رو و نقش مجلس شورای اسلامی" که در نشست علنی مورخ ۱۶ خرداد ۹۵ مجلس شورای اسلامی بیان شد.

بررسی تجربی میزان سرایت بی‌ثباتی درآمدهای نفتی ایران بر قیمت کالاهای وارداتی می‌تواند نکات جدیدی را به ویژه برای سیاست‌گذاران تصویر کند؛ زیرا تاکنون مطالعه‌ای در خصوص اثر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی و درجه عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی در ایران صورت نگرفته است. بر این اساس، دو سوال اساسی درباره قیمت واردات ایران قابل طرح است: اول، آیا قیمت کالاهای وارداتی تحت تأثیر عوامل بنیادی آن از یک الگوی چند رژیم پیروی می‌کند؟ اگر پاسخ مثبت است؛ در این صورت، نقش عوامل بنیادی در این رژیم‌ها چیست؟ دوم، تأثیرگذاری بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر درجه عبور نرخ ارز در هر یک از رژیم‌های مختلف قیمت‌گذاری واردات چگونه است؟ پاسخ این سوالات برای سیاست‌گذار اقتصادی در راستای افزایش منافع ناشی از واردات (تجارت) مهم خواهد بود. از این‌رو، این مقاله با استفاده از رویکرد رگرسیون چرخشی مارکوف و داده‌های دوره زمانی ۴:۱۳۹۳-۲:۱۳۶۹ به بررسی این دو مسأله می‌پردازد.

در ادامه مقاله به شکل زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم، مروری بر ادبیات بیان می‌شود؛ در بخش سوم، روش تحقیق، در بخش چهارم، برآورد و تحلیل مدل و در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات

در ادبیات نظری تصریح مدل عبور نرخ ارز بر مبنای رفتار قیمت‌گذاری بنگاه وارداتی، صورت می‌گیرد (بارحومی^۱، ۲۰۰۶؛ کامپا و گلدبرگ^۲، ۲۰۰۵؛ الابری و گودوین^۳، ۲۰۰۹؛ جونتیلا و کرهونن^۴، ۲۰۱۲)؛ بنگاهی که در یک بازار رقابت ناقص در کشور واردکننده دارای قدرت قیمت‌گذاری نسبی است و درصدد حداکثر کردن سود خود به شکل زیر است (شیخ و لوهیچی (۲۰۱۶)):

$$\max_{P_t^{IM}} \pi_t^F = E_t^{-1} P_t^{IM} Q_t(P_t^{IM}, P_t^D, Y_t) - C_t(Q_t(0), W_t) \quad (1)$$

¹ Barhoumi

² Campa & Goldberg

³ Al-Abri & Goodwin

⁴ Junttila & Korhonen

در این معادله، π_t^F سود بنگاه خارجی بر حسب پول خارجی، E نرخ ارز اسمی (ارزش هر واحد پول خارجی بر حسب واحد پول داخلی)، P_t^{IM} بیانگر قیمت کالای وارداتی بر حسب پول داخلی است. $Q_t(0)$ بیانگر تقاضا برای کالای وارداتی است که تابعی از قیمت کالای وارداتی (P_t^{IM})، قیمت کالاهای رقیب موجود در بازار داخل (P_t^D) و سطح درآمد (Y_t) است. هزینه تولید کالا بر حسب پول خارجی $C_t(0)$ با توجه به میزان تولید $Q_t(0)$ و قیمت نهاده‌های تولید W_t مشخص می‌شود. با توجه به شرط درجه اول ماکزیم‌سازی سود، قیمت کالای وارداتی برابر است با:

$$P_t^{IM} = E_t MC_t \mu_t \quad (۲)$$

MC_t هزینه نهایی تولید و μ_t حاشیه سود (مارک آپ^۱) بنگاه است. اگر از طرفین معادله (۲) لگاریتم گرفته و سپس به صورت رگرسیونی نوشته شود، خواهیم داشت:

$$p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \gamma mc_t + \theta m_t + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن p_t^{IM} ، e_t ، mc_t و m_t به ترتیب، بیانگر لگاریتم قیمت کالا در کشور واردکننده، لگاریتم نرخ ارز اسمی، لگاریتم هزینه نهایی تولیدکننده در خارج و لگاریتم حاشیه سود بنگاه وارداتی می‌باشد. در رابطه (۳)، اگر $\beta < 1$ باشد، درجه عبور نرخ ارز، ناقص و اگر $\beta = 1$ باشد، درجه عبور نرخ ارز، کامل است. همچنین اگر $\beta > 1$ باشد، نشان می‌دهد که اثر پایداری قیمتی^۲ در بازار واردات کشور واردکننده وجود دارد.

با توجه به معادله (۳) عوامل اثرگذار بر قیمت واردات در یک کشور به سه دسته کلی نرخ ارز، هزینه تولید در کشور مبدأ و حاشیه سود بنگاهی وارداتی تقسیم می‌شود. در خصوص دو عامل نخست، هر چه نرخ ارز در یک کشور افزایش (کاهش) یابد و همچنین هزینه تولید در کشور مبدأ افزایش (کاهش) یابد، با فرض ثبات سایر شرایط قیمت کالاهای وارداتی افزایش (کاهش) می‌یابد. اما مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر قیمت کالاهای وارداتی به یک کشور، حاشیه سود بنگاه وارداتی است (مان^۳، ۱۹۸۶).

^۱ درصدی که به هزینه نهایی بنگاه افزوده می‌شود.

^۲ Hysteresis Induced Effect

^۳ Mann

فرض کنید برخلاف افزایش نرخ ارز، قیمت کالای وارداتی در داخل افزایش نیابد و یا افزایش آن اندک باشد. اگر با افزایش نرخ ارز، قیمت کالای وارداتی تغییر نکند، بیان می‌شود بنگاه وارداتی، افزایش هزینه‌ها را به طور کامل در حاشیه سود خود جذب کرده و مانع از سرایت افزایش نرخ ارز به قیمت کالا شده است. اگر با افزایش نرخ ارز، قیمت کالای وارداتی با نسبت کمتری افزایش یابد، آن‌گاه گفته می‌شود بنگاه بخشی از افزایش هزینه را در حاشیه سود خود جذب و بخشی را در قیمت کالا منعکس کرده است.

اما به طور کلی، حاشیه سود بنگاه‌ها تحت تأثیر چه عواملی است؟ بر اساس ادبیات موجود، حاشیه سود بنگاه‌ها تحت تأثیر متغیرهای محیطی اقتصاد کلان، درجه آزادی تجاری و سطح درآمد کشور واردکننده است که به طور اختصار بیان می‌شود.

یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر حاشیه سود و در نتیجه عبور نرخ ارز، باز بودن تجاری کشور واردکننده است. هر چه اقتصاد از لحاظ تجاری آزادتر باشد، رقابت‌پذیری در آن اقتصاد بیشتر بوده و با افزایش رقابت، سطح عمومی قیمت‌های داخل کاهش می‌یابد. در این شرایط، بنگاه‌ها انگیزه دارند با جذب افزایش هزینه‌ها در حاشیه سود، مانع از افزایش قیمت کالاهای وارداتی شوند. بدین ترتیب، بین باز بودن تجاری و درجه عبور نرخ ارز رابطه معکوس وجود دارد (قوش^۱، ۲۰۱۳؛ ازکان و اردن^۲، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، انتظار می‌رود با افزایش حجم تجارت، نوسان‌های شدید نرخ ارز به قیمت کالاهای وارداتی و مصرفی انتقال یافته و آن‌گاه درجه عبور نرخ ارز افزایش یابد (اصغری‌پور و مهدیلو، ۱۳۹۳). در نتیجه با افزایش نرخ ارز درجه عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد. بنابراین، اثر نهایی باز بودن تجاری بر درجه عبور نرخ ارز به برآیند دو اثر یاد شده بستگی دارد.

بر این اساس، در گام نخست، مدل درجه عبور نرخ ارز در معادله (۳) به صورت زیر است:

$$p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_2 op_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن gdp_t و op_t به ترتیب، نمایانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور واردکننده و لگاریتم درجه باز بودن تجاری کشور داخل می‌باشد. معادله (۴) به معادله «حالت»^۳ معروف

¹ Ghosh

² Ozkan & Erden

³ State Equation

است که در مطالعات تجربی، برای تخمین درجه عبور نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد. از دیگر متغیرهایی که باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌شود، فضای بد اقتصاد کلان^۱ است (نوگوئیرا و لئون لدسم، ۲۰۱۱). بروز هرگونه بحران اعتماد^۲ در اقتصاد باعث می‌شود تا انگیزه جذب هزینه‌ها در حاشیه سود توسط بنگاه‌های وارداتی کاهش یابد. به طور مثال، بروز کسری بودجه با ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌شود (رازافیمافا، ۲۰۱۲). فضای اقتصاد کلان کشورهای صادرکننده نفت مانند ایران تا حد زیادی به درآمدهای نفتی بستگی دارد.^۳ به طوری که بی‌ثباتی درآمدهای نفتی منجر به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی می‌شود. بدین ترتیب، برای بررسی و آزمون نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر درجه عبور نرخ ارز در ایران، این متغیر به صورت تقاطعی^۴ وارد مدل شده و به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$p_t^{IM} = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_2 op_t + \gamma h_{oil} * e_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن h_{oil} نشان‌دهنده بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بوده و مجموع ضرائب $(\beta + \gamma)$ معرف درجه عبور نرخ ارز می‌باشد. پارامتر γ نشان‌دهنده نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر درجه عبور است. بنابراین، اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت واردات از دو جزء مستقیم (β) و غیرمستقیم (γ) تشکیل شده است.

پس از کاهش درجه عبور نرخ ارز در دهه ۹۰ میلادی در کشورهای توسعه‌یافته، پژوهش‌های خارجی به بررسی این پدیده اختصاص یافتند. از آنجا که هیچ‌یک از این کشورها، صادرکننده عمده نفتی نبودند، در هیچ‌یک از مطالعات صورت گرفته به تأثیر درآمدهای نفتی یا بی‌ثباتی آن بر درجه عبور نرخ ارز در قیمت واردات توجهی نشده است. صرفاً در برخی مقالات با موضوع آثار انتقالی نرخ ارز بر تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده)، قیمت نفت به عنوان عامل مؤثر بر بخش عرضه و نماینده قیمت انرژی مورد توجه قرار گرفته است.

^۱ Bad Macroeconomic Environment

^۲ Financial or Confidence Crises

^۳ درآمدهای نفتی بخش بزرگی از بودجه دولت را تشکیل می‌دهند و وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی بسیار بالاست؛ افزون بر این، بودجه دولت سهم به سزایی در ترکیب تقاضای اقتصاد دارد (مهرآرا و حائری، ۱۳۸۷).

^۴ گفتنی است در ادبیات تجربی اثر متغیرهای اقتصاد کلان کشور مقصد به صورت متقاطع وارد معادله حالت می‌شود.

در مطالعاتی که در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی صورت گرفته، قیمت نفت به عنوان متغیر اثرگذار بر نرخ ارز و در نتیجه اثرگذار بر درجه عبور نرخ ارز وارد مدل شده است. در واقع، تمامی مطالعاتی که "نفت" را مؤثر بر درجه عبور نرخ ارز دانسته‌اند، فقط بر "قیمت" نفت تمرکز کرده و بی‌ثباتی درآمدهای نفتی را که منشأ اصلی چالش‌های اقتصادی است، نادیده گرفته‌اند. در جدول (۱) به برخی^۱ از مطالعات خارجی اشاره شده است. نکته مهم این است که در تمامی این مطالعات از رهیافت VAR استفاده شده است.

جدول ۱. برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده

محققان	قلمروی زمانی و مکانی	مهم‌ترین نتایج
مک‌کارتی ^۲ (۲۰۰۰)	۹ کشور پیشرفته ۱۹۷۶-۱۹۹۸	به دلیل کاهش قیمت نفت در ۹۸-۱۹۹۶، نرخ تورم کشورهای که با کاهش ارزش پول ملی مواجه شدند، از قبل افزایش نرخ ارز و قیمت واردات افزایش نیافت.
ایتو و ساتو ^۳ (۲۰۰۶)	۵ کشور آسیای شرقی ۱۹۹۳-۲۰۰۵	نتایج حاصل از تجزیه واریانس‌ها نشان می‌دهد که شوک نفتی بیشترین توضیح‌دهی را در تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده برای دو کشور سنگاپور و تایلند دارد.
کورهنن و واچته ^۴ (۲۰۰۶)	کشورهای مشترک المنافع ۱۹۹۹-۲۰۰۴	واکنش نرخ تورم به شوک مثبت ارزی در کشورهای نفت‌خیز همانند سایر کشورها، در صورت لحاظ نشدن قیمت نفت، مستقیم است. اما لحاظ قیمت نفت به دلیل اثر تقاطعی آن با نرخ ارز، باعث می‌شود با بروز شوک مثبت ارزی نرخ تورم کاهش یابد.
میردالا ^۵ (۲۰۱۴)	اقتصادهای در حال گذر اروپایی ۲۰۰۰-۲۰۱۲	واکنش نرخ ارز به شوک قیمت نفت، به سیستم ارزی آن‌ها (این‌که ثابت یا شناور باشد) بستگی دارد. در سیستم نرخ ارز ثابت واکنش به شوک نفتی کمتر؛ اما انتقال اثر آن به قیمت‌های داخلی بیشتر است.
محمد ^۶ و همکاران (۲۰۱۵)	الجزائر ۲۰۰۲-۲۰۱۱	شوک قیمت نفت (نماینده شوک طرف عرضه) ۳۰ درصد از نوسانات شاخص قیمت مصرف‌کننده و ۵ درصد نوسانات شاخص قیمت تولیدکننده را توضیح می‌دهد.

^۱ به دلیل رعایت اختصار، فقط به برخی از مهم‌ترین مطالعات اشاره شده است. متن کامل مطالعات تجربی در رساله موجود است.

^۲ McCarthy

^۳ Ito & Sato

^۴ Korhonen & Wachte

^۵ Mirdala

^۶ Mohammad et al.

در مطالعات داخل ایران در زمینه بررسی اثر درآمدهای نفتی بر درجه عبور نرخ ارز و زنجیره قیمت‌ها، کازرونی و سلیمانی الوائق (۱۳۹۴) با استفاده از رهیافت ARDL برای دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۷ نشان دادند از یک سو با یک درصد افزایش در درآمدهای نفتی نرخ واقعی ارز ۰/۹۴ درصد کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، رابطه مثبت و معناداری بین انحراف نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده وجود دارد.

بر اساس جدول (۱) در عمده مطالعات خارجی به طور ضمنی فرض شده است که پارامترها فاقد شکست ساختاری هستند. این امر در حالی است که با توجه به پویایی فضای اقتصادی، بروز شکست‌های ساختاری اقتصاد کشورها بسیار محتمل است. در نتیجه، ضروری است این مسأله در رهیافت‌های به کارگیری شده در مطالعات لحاظ شود. افزون بر این، در مطالعات داخلی نیز تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر درجه عبور نرخ ارز مورد غفلت واقع شده است. بر این اساس، تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین در بررسی رفتار چند رژیمی قیمت واردات نسبت به عوامل بنیادی آن و تغییرات درون‌رژیمی گذر نرخ ارز تحت تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی است.

۳. روش تحقیق

با توجه به ادبیات موضوع و به منظور پاسخ به سؤالات مطرح شده، دو الگو برای دوره زمانی ۱۳۶۹:۲-۱۳۹۳:۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد. الگوها به صورت رژیمی و به صورت زیر تصریح شده است:

$$p_t^{IM}(s_t) = \alpha_0 + \alpha_1(s_t)e_t + \alpha_2(s_t)ppi_t + \alpha_3(s_t)gdp_t + \alpha_4(s_t)op_t + u_t \quad (۶)$$

$$p_t^{IM}(s_t) = \beta_0 + \beta_1(s_t)e_t + \beta_2(s_t)ppi_t + \beta_3(s_t)gdp_t + \beta_4(s_t)op_t + \beta_5(s_t)(h_{oil}) * e_t + u'_t \quad (۷)$$

که در آن (p_t^{IM}) لگاریتم شاخص ضمنی قیمت واردات به سال پایه ۱۳۸۳، (ex) لگاریتم نرخ دلار بر حسب ریال به قیمت بازار آزاد، (gdp) لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (میلیارد ریال) به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به عنوان جانشین درآمد کشور ایران، (ppi) لگاریتم

شاخص ضمنی قیمت تولیدکننده آمریکا به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳،^۱ (op) لگاریتم آزادی تجاری است که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ حاصل شده و $e_t * h_{oil}$ معرف متغیر تقاطعی بی‌ثباتی درآمدهای نفتی دولت^۲ (میلیارد ریال) به قیمت ثابت ۱۳۸۳ است.^۳ شاخص قیمت تولیدکننده آمریکا از بانک اطلاعات سایت رسمی کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)^۴ و سایر داده‌ها از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۳۶۹:۲-۱۳۹۳:۴ استخراج شده است. β_i و α_i پارامترهای مدل و u_t و u'_t اجزای اخلاص (دارای توزیع نرمال) هستند. تخمین معادلات (۶) و (۷) با استفاده از روش چرخشی مارکف صورت گرفته و از روش EGARCH برای محاسبه بی‌ثباتی نفتی استفاده شده است.

۳-۱. مدل‌سازی درجه عبور نرخ ارز: مدل چرخشی مارکف

اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگون همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی و غیره دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. در مدل‌های چرخشی مارکف تغییر وضعیت داده‌ها در طی زمان به صورت درون‌زا مدل‌سازی می‌شود؛ به گونه‌ای که این امکان وجود دارد که تغییر وضعیت‌ها به دفعات و به صورت دائمی یا موقت اتفاق بیفتد (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹).

اگر تصور بر این باشد که سری زمانی قیمت واردات p_t^{IM} به ایران در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، آنگاه با فرض وجود دو رژیم می‌توان معادله (۴) را به صورت زیر بیان نمود:

$$\begin{cases} p_1^{IM} = \mu_1 + \varepsilon_1 \\ p_2^{IM} = \mu_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \rightarrow p_t^{IM}(s_t) = \mu(s_t) + \varepsilon_t(s_t) \quad (۸)$$

^۱ به تبعیت از قوش (۲۰۱۳) به عنوان جانشین هزینه تولید کالا در خارج وارد مدل شده است.

^۲ دلیل در نظر گرفتن درآمدهای نفتی دولت به جای قیمت نفت از این واقعیت ناشی می‌شود که در کشورهای نفت‌خیز مانند ایران این درآمدهای نفتی است که در نهایت به اقتصاد تزریق می‌شود.

^۳ تمامی متغیرهای به کار رفته در مدل‌های تحقیق، فصلی‌زدایی شده‌اند.

^۴ Organisation for Economic Co-operation and Development

که در آن $\mu = \alpha + \beta e_t + \theta mc_t + \varphi_1 gdp_t + \varphi_1 op_t$ ، میانگین شرطی و ε_t ، جزء اخلاص است که فرض می‌شود از یک توزیع نرمال، با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2(s_t)$ پیروی می‌کند. (s_t) متغیر رژیم است که در اینجا دو مقدار یک و دو به خود می‌گیرد. همان گونه که مشاهده می‌شود ویژگی‌های p_t^{IM} توسط ویژگی ε_t و متغیر وضعیت (s_t) به صورت مشترک بیان می‌شود. در مدل‌های چرخشی مارکف، متغیر (s_t) قابل مشاهده نیست؛ بنابراین، نمی‌توان مشخص کرد در زمان t به طور دقیق در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم؛ اما، با کمک احتمال حرکت این متغیر، می‌توان به نحوه حرکت بین رژیم‌ها پی برد. در مدل چرخشی مارکف فرض می‌شود نحوه تغییر رژیم‌ها از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کند که به صورت رابطه (۹) نشان داده می‌شود:

$$\Pr = [s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots; p_{t-1}^{IM}, p_{t-2}^{IM}, \dots] = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = P_{ij} \quad (9)$$

P_{ij} احتمال انتقال به $s_t = j$ با فرض $s_{t-1} = i$ را نشان می‌دهد. با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس (2×2) ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (10)$$

برای تخمین معادلات (۸)، از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. بنابراین، تابع چگالی هر رژیم به صورت زیر تشکیل می‌شود (فرانسس و ون‌دیجک^۱، ۲۰۰۰):

$$\begin{cases} f(p_1^{IM} | s_t = 1, \Psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(p_1^{IM} - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2} \right\} \\ f(p_2^{IM} | s_t = 2, \Psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_2 \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(p_2^{IM} - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2} \right\} \end{cases} \quad (11)$$

$f(\cdot)$ و Ψ_{t-1} به ترتیب توزیع شرطی هر رژیم و اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ است. از یک سو، بر اساس رابطه (۱۱)، احتمال وقوع p_t^{IM} به عنوان یک متغیر تصادفی، در هر نقطه از زمان، به متغیر نهفته s_t وابسته است. از سوی دیگر، بر اساس رابطه (۹)، توزیع s_t ها به

¹ Franses & Van Dijk

مقادیر گذشته خودشان وابسته هستند. در یک احتمال مشترک بین وقوع p_t^{IM} و تمام s_t ها وجود خواهد داشت $(f(p_t^{IM}, s_t | \Psi_{t-1}))$ (سلمانی، ۱۳۹۱).

برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل از تابع حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درست‌نمایی، حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی ($\log L$) نسبت به پارامترهای تابع است.

$$L = f(p_t^{IM}, s_t = i | \Psi_{t-1}) = \left(\sum_{s_t=1}^2 \sum_{s_{t-1}=1}^2 f(p_{it}^{IM} | s_t, \Psi_{t-1}) P(s_t = i | s_{t-1} = j, \Psi_{t-1}) \right) \log L(p_1^{IM}, p_2^{IM}, \dots, p_t^{IM}, \theta(s_t), \theta, \sigma^2(s_t), P_{ij}) = \log (f(p_t^{IM}, s_t = i | \Psi_{t-1})) \quad (12)$$

در توابع فوق، $\theta(s_t)$ نشان‌دهنده بردار پارامترهایی است که در رژیم‌های مختلف، مقادیر مختلفی را اختیار می‌کنند و θ نیز، بردار تمام پارامترهایی است که در رژیم‌های مختلف، ثابت هستند. در این مقاله برای برآورد مدل چرخشی مارکوف از نرم افزار OxMetrics6 استفاده شده است که از چهار الگوریتم SQPF^۱، EM^۲، BFGS^۳ و EM+SQPF^۴ برخوردار است.

۲-۳. مدل‌سازی بی‌ثباتی‌های درآمدهای نفتی: مدل EGARCH

بی‌ثباتی یک متغیر، قابل مشاهده نیست (ویکرمااسینق و سیلوپول^۵، ۲۰۰۴). یکی از رویکردهای تخمین بی‌ثباتی، استفاده از مدل‌های ARCH^۶ است. برای رفع دو مشکل در این مدل‌ها، یعنی فرض غیر منفی بودن پارامترهای مدل و همچنین تقارنی در نظر گرفتن اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات، مدلی موسوم به EGARCH^۱ معرفی شد (سوری، ۱۳۹۱). در این مقاله برای محاسبه بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از مدل EGARCH استفاده می‌شود که یکی از روش‌های مناسب برای برآورد شاخص‌های بی‌ثباتی و ناطمینانی است.

¹ Feasible Sequential Quadratic Programming (FSQP) Algorithm

² Expectation Maximization (EM) Algorithm

³ Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) Algorithm

⁴ Wickremasinghe & Silvapulle

⁵ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

⁶ Exponential GARCH

معادله واریانس شرطی در مدل EGARCH(1,1) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$(OilIncome_t | \Omega_t) = a_0 + bX_t + u_t \quad (13)$$

$$\text{Log}(\sigma_t^2) \equiv h_{oil} = c_0 + c_2 \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + c_3 \left(\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right) + c_4 \left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right| + v_t \quad (14)$$

$OilIncome_t$ متغیر وابسته (لگاریتم طبیعی درآمدهای نفتی (میلیارد ریال) به قیمت ثابت X_t (۱۳۸۳)، متغیر توضیح‌دهنده، u_t نشان‌دهنده شوک‌ها و اطلاعات جدیدی است که عاملان اقتصادی قبلاً از وجود آن بی‌اطلاع بوده‌اند. σ_t^2 واریانس شرطی، Ω_{t-1} شامل مجموعه‌ای از اطلاعات تا زمان $t-1$ می‌باشد. c_3 اثر شوک‌های مثبت و منفی را بیان می‌کند؛ بدین صورت که اگر $u_{t-1} > 0$ باشد، اثر شوک مثبت برابر با $c_3 + c_4$ است و اگر $u_{t-1} < 0$ باشد، اثر شوک‌های منفی برابر با $c_3 - c_4$ خواهد بود. اگر مقدار c_3 برابر با صفر باشد، آن‌گاه مدل متقارن و در غیر این صورت، نامتقارن است. سری زمانی واریانس شرطی به دست آمده برای جمله خطا از رابطه (۱۴) به‌عنوان شاخصی برای بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در نظر گرفته می‌شود. برای تخمین رابطه اخیر از نرم افزار Eviews9 استفاده شده است.

۴. یافته‌های تجربی

برای جلوگیری از کاذب بودن ضرایب تخمینی، ابتدا باید از مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود. بر اساس جدول (۲) فرضیه صفر آزمون (KPSS)^۱ مبنی بر مانایی همه متغیرها پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد غیرمتناوب (غیرفصلی)^۲ متغیرها به روش (KPSS)

نام متغیر	OilIncome	Ex	gdp	op	Ppi	p ^{IM}
آماره محاسبه شده	۰/۵۴	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۴۸	۰/۱۳	۰/۷۲
مقدار بحرانی (در سطح احتمال ۱٪)	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۷۳
مقدار بحرانی (در سطح احتمال ۵٪)	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

^۲ Unit Roots at the Zero Frequency (Non Seasonal Unit Root).

از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مقاله فصلی هستند، بنابراین متغیرها باید از نظر وجود ریشه واحد با تناوب فصلی^۱ و نیم سالانه^۲ نیز آزمون شوند. در این راستا از آزمون ریشه واحد هگی^۳ استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول (۳) نشان می‌دهد تمامی متغیرها فاقد هر گونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم سالانه هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم سالانه متغیرها به روش (Hegy)

متغیر	فرضیه صفر	آماره محاسباتی	سطح احتمال
OilIncome	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۸۹۲	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۷/۵۳۴	۰/۰۰۰
Ex	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۷۰۱	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۶۰/۵۰۱	۰/۰۰۰
gdp	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۳/۹۷۴	۰/۰۰۹
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۲/۹۱۱	۰/۰۰۰
op	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۳/۳۵۳	۰/۰۱۴
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۱/۵۲۵	۰/۰۰۱
P	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۳۲۶	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۷/۸۵۰	۰/۰۰۰
ppi	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۶/۴۹۱	۰/۰۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۲۹/۷۹۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

برای برآورد مدل EGARCH (جهت استخراج بی‌ثباتی درآمدهای نفت)، ابتدا لازم است معادله میانگین شرطی برآورد شود. در این راستا، بر اساس نمودار همبستگی نگار^۴ سری لگاریتم طبیعی درآمدهای نفت و همچنین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین

^۱ Unit Roots at the Seasonal Frequency (Seasonal Unit Root).

^۲ Unit Roots at the Semi-Annual Frequency (Semi- Annual Unit Root).

^۳ Hegy

^۴ Correlogram.

(SBC)^۱ معادله ARMA (1,1) به عنوان معادله بهینه از بین معادلات رقیب انتخاب شد. در ادامه بر اساس نمودار همبستگی‌نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از معادله ARMA(1,1)، مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب‌ترین مدل از نظر معیار باکس-جنکینز^۲ از بین معادلات برآوردی انتخاب شده است.^۳ نتایج برآورد مدل ARMA (1,1)-EGARCH (1,1) در جدول (۴) عرضه شده است:

جدول ۴. مدل‌سازی بی‌ثباتی درآمد‌های نفتی

معادله میانگین شرطی:				
$OilIncome_t = a_0 + a_1 OilIncome_{t-1} + b_1 u_{t-1} + u_t$				
متغیر	a_0	a_1	b_1	
ضریب	۵/۲۰ (۰/۰۰)	۰/۹۲ (۰/۰۰)	-۰/۲۳ (۰/۰۱)	
معادله واریانس شرطی ^۴ :				
$Log(\sigma_t^2) = c_0 + c_1 Log(\sigma_{t-1}^2) + c_3 \left(\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right) + c_4 \left \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right $				
متغیر	c_0	c_1	c_3	c_4
ضریب	-۰/۶۸ (۰/۰۰)	۰/۸۰ (۰/۰۰)	-۰/۶۰ (۰/۰۰)	۰/۳۵ (۰/۰۹)

منبع: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز، p-value می‌باشد)

منفی بودن مقدار پارامتر c_3 در برآورد مدل EGARCH نشان می‌دهد شوک‌های منفی درآمد‌های نفتی بی‌ثباتی بیشتری به دنبال دارد (۰/۶۰+۰/۳۵=۰/۹۵)؛ در حالی که شوک‌های مثبت درآمد‌های نفتی باعث کاهش بی‌ثباتی می‌شود (۰/۶۰+۰/۳۵=۰/۲۵).

^۱ Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Bayesian Criterion (SBC).

^۲ Box-Jenkins.

^۳ آزمون‌های مربوط به نیکویی برازش؛ نبودن شکست ساختاری و عدم خود همبستگی در معادله میانگین شرطی را نشان دادند و صرفاً آزمون ARCH همسانی واریانس را رد کرد. این امر نشان می‌دهد واریانس شرطی معادله میانگین در طول زمان تغییر می‌کند؛ بنابراین استفاده از مدل EGARCH توجیه دارد. نتایج آزمون ARCH بعد از تخمین مدل EGARCH نشان‌دهنده نبودن اثر ARCH در باقی مانده‌های مدل است.

^۴ نتایج حاصل از نمودار همبستگی‌نگار و آزمون اثر ARCH برای پسماند مدل واریانس شرطی نشان از نوفه سفید بودن آن دارد.

افزایش درآمدهای نفتی برای اقتصادهای متکی به این درآمدها مطلوب است و منجر به کاهش فضای ناطمینانی می‌شود. در مقابل، کاهش این درآمدها، نشان‌دهنده محدودیت‌های بودجه‌ای و هزینه‌ای است که امری نامطلوب است. پس از کمی‌سازی بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، اثر متغیرهای بنیادی بر قیمت واردات به ایران با لحاظ و بدون لحاظ بی‌ثباتی درآمدهای نفتی مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، در ابتدا الگوی چرخشی مارکف با رژیم‌های ۲ و ۳ رژیمی و حالت‌های مختلف (اجزای رژیمی متفاوت) برآورد شد، سپس مدل‌هایی که دارای ضرایب ناسازگار با مبانی نظری یا دچار حداقل یکی از مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بودند، نادیده گرفته شدند. در نهایت از بین مدل‌های باقیمانده، مدل دارای حداکثر مقدار لگاریتم راست‌نمایی به عنوان مدل نهایی انتخاب شده است. در ادامه نیز، فرض وجود مدل خطی در برابر مدل غیرخطی مارکف (مدل رژیمی نهایی انتخاب شده) با استفاده از آزمون راست‌نمایی (LR) بررسی شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) بیان شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های تشخیصی

مدل با حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی دولت (معادله ۷)	مدل حالت (معادله ۶)	آزمون
$\chi^2(7) = 88/805 (0/000)$	$\chi^2(7) = 83/182 (0/000)$	آزمون خطی بودن (LR)
۸۲/۶۷۹	۷۹/۷۲۳	لگاریتم درست‌نمایی
-۱/۳۸۷	-۱/۳۴۷	معیار AIC
$\chi^2(2) = 9/383 (0/009)$	$\chi^2(2) = 3/086 (0/213)$	آزمون نرمالیتی
$F(1,83) = 2/353 (0/128)$	$F(1,843) = 2/251 (0/137)$	آزمون ناهمسانی واریانس (ARCH)
$\chi^2(12) = 16/666 (0/1626)$	۱۷/۲۸۹ (۰/۱۳۹۱) $\chi^2(12) =$	آزمون خود همبستگی پورت‌مانتو ^۱

منبع: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز، p-value می‌باشد)

^۱ Portmanteau Statistic for Autocorrelation Residuals

بر اساس آزمون‌های انجام شده، تعداد دو رژیم برای هر دو الگو تعیین شد که در جدول (۶) گزارش شده است.^۱

جدول ۶. برآورد پارامترهای معادلات (۶) و (۷)

متغیر		مدل حالت (معادله ۶)				مدل با حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی دولت (معادله ۷)			
		قیمت وارداتی پایین (رژیم ۱)		قیمت وارداتی بالا (رژیم ۲)		قیمت وارداتی پایین (رژیم ۱)		قیمت وارداتی بالا (رژیم ۲)	
		t-prob	ضرائب	t-prob	ضرائب	t-prob	ضرائب	t-prob	ضرائب
<i>c</i>		(۰/۰)	-۲۹/۹	(۰/۰)	-۲۹/۸	(۰/۰)	-۲۹/۸	(۰/۰)	-۲۹/۸
<i>ex</i>		(۰/۰)	۱/۰۱۱	(۰/۰)	۱/۱۵۹	(۰/۰)	۱/۱۵۸	(۰/۰)	۱/۱۶۸
<i>ppi</i>		(۰/۰)	۱/۶۵۴	(۰/۰۴)	۰/۵۴۵	(۰/۱۲)	۰/۶۹۰	(۰/۰۸)	۰/۴۴۷
<i>gdp</i>		(۰/۰)	۱/۴۵۰	(۰/۰)	۱/۵۸۲	(۰/۰)	۱/۴۶۳	(۰/۰)	۱/۶۰۴
<i>op</i>		(۰/۳)	-۰/۱۲	(۰/۰۸)	۰/۰۹۶	(۰/۳۱)	۰/۱۱۴	(۰/۰۸)	۰/۰۹۲
<i>h_{oil} * ex</i>		عدم لحاظ در معادله				(۰/۰)	-۰/۰۰۸	(۰/۰۵۹)	۰/۰۰۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس مقادیر تخمینی قیمت واردات در هر رژیم^۲، قیمت واردات در معادله (۶) به دو رژیم قیمت وارداتی پایین و قیمت وارداتی بالا قابل تفکیک است. نتایج نشان می‌دهد درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم قیمتی بالا و پایین بیشتر از واحد بوده است؛ به طوری که در رژیم قیمتی بالا حدود ۱/۱۵۹ درصد از افزایش ارزش دلار به قیمت واردات منتقل می‌شود؛ ولی، مقدار انتقال در رژیم قیمتی پایین ۱/۰۱۱ درصد است. عبور بیش از واحد نرخ ارز به قیمت واردات با نتایج مطالعه یاناماندرا^۳ (۲۰۱۵) برای کشور هند سازگار است. درجه عبور نرخ ارز بیش از واحد مؤید این است که اثر پایداری قیمتی در بازار واردات ایران وجود دارد.

^۱ برای برآورد مدل (۶)، از الگوریتم عددی EM+SQPF و برای برآورد مدل (۷)، از الگوریتم عددی EM استفاده شده است.

^۲ قیمت واردات با توجه به ضرائب تخمینی و مقادیر متغیرهای توضیحی برای هر دو رژیم محاسبه شد.

^۳ Yanamandra

منشأ آن را می‌توان به جایگاه نرخ ارز به ویژه نرخ دلار در فضای سیاسی-اقتصادی ایران نسبت داد. اگر با تغییر نرخ دلار دولت قادر به کنترل آن در دامنه معمول نباشد، نااطمینانی در اقتصاد ایران شکل می‌گیرد. از سوی دیگر، نبودن بازارهای عمیق رقابتی و همچنین چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در اقتصاد ایران باعث می‌شود با بروز نااطمینانی، بنگاه‌ها انگیزه داشته باشند، قیمت کالاها را افزایش دهند. این نتایج منطبق بر نظرات بالدوین^۱ (۱۹۸۸) است. بنا بر نظر وی، اگر تغییرات نرخ ارز به اندازه کافی بزرگ یا حتی موقتی باشد، یا دوره زمانی تغییرات نرخ ارز طولانی مدت باشد، آن‌گاه تغییر نرخ ارز می‌تواند ساختار بازار واردات را تغییر بدهد و باعث شود، عبور نرخ ارز بر قیمت واردات بیش از واحد شود.

با لحاظ بی‌ثباتی درآمدهای نفتی^۲ در مدل (۷) مشاهده می‌شود که کشش مستقیم قیمت کالاهای وارداتی نسبت به تغییرات نرخ ارز در هر دو رژیم قیمت‌گذاری افزایش و تقریباً با یکدیگر برابر می‌شود. درجه مستقیم عبور نرخ ارز در رژیم قیمتی بالا ۱/۱۶۸ درصد و رژیم قیمت پایین ۱/۱۵۸ درصد است؛ بنابراین می‌توان گفت اثر مستقیم انتقالی تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی تحت تأثیر رژیم‌های قیمت‌گذاری نیست.

اثر غیرمستقیم (تقاطع‌ی) بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر قیمت واردات در رژیم پایین منفی و معنادار است (۰/۰۰۸-). دلیل منفی بودن می‌تواند این باشد که از دید بنگاه‌ها به اندازه کافی قیمت‌ها پیش از این و از کانال مستقیم نرخ ارز (۱/۱۵۸) افزایش یافته؛ به گونه‌ای که به قیمت‌های بنگاه‌های قیمت‌گذار بالا نیز رسیده است. قیمت واردات در رژیم قیمتی بالا از بی‌ثباتی درآمدهای نفتی تأثیر معناداری نمی‌پذیرد. به طور کلی می‌توان گفت اثرات تقاطعی در رژیم پایین قیمتی تضعیف‌کننده و در رژیم قیمتی بالا تقویت‌کننده درجه عبور نرخ ارز است. ضمن آن که اثرات تضعیفی بزرگ‌تر از اثرات تقویتی است. به عبارت دیگر، اثرات تقاطعی بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر متقارنی بر درجه عبور نرخ ارز دارند.

^۱ Baldwin

^۲ همان طور که ملاحظه می‌شود با ورود متغیر بی‌ثباتی نفتی تغییر زیادی در ضرائب متغیرهای بنیادی مشاهده نمی‌شود که این امر نه تنها دلالت بر پایداری مدل دارد، بلکه حاکی از نبودن رابطه همخطی بین متغیر بی‌ثباتی نفت و سایر متغیرهای مدل است.

رژیم‌های قیمتی در هر دو معادله به عوامل بنیادی داخلی مانند نرخ دلار و میزان تقاضای داخلی حساس است. به طوری که با افزایش اندکی در این متغیرها قیمت واردات جهش زیادی می‌کند. در کسب منفعت از تجارت (واردات) در این حالت تردید وجود دارد. به لحاظ اقتصاد ریاضی، درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات مشتق قیمت واردات نسبت به نرخ ارز است. درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در رژیم‌های مختلف قیمتی و با حضور یا عدم حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در جدول (۷) خلاصه شده است.

جدول ۷. عبور نرخ ارز در وضعیت‌های مختلف

رژیم قیمت وارداتی بالا	رژیم قیمت وارداتی پایین	$(\partial p_t^{IM} / \partial e_t)$ در وضعیت‌های مختلف
$\alpha_1(2) = 1/15$	$\alpha_1(1) = 1/01$	معادله حالت (معادله ۶) - بدون حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی
$\beta_1(2) + \beta_5(2) = 1/16$	$\beta_1(1) + \beta_5(1) = 1/15 - 0/008 = 1/142$	معادله با حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی (معادله ۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران بر قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های وارداتی افزوده و منجر به تشدید درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات می‌شود. این نتیجه‌گیری با یافته‌های تجربی نوگوئیرا و لئون لدم (۲۰۱۱) سازگار است. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد درجه عبور نرخ ارز در رژیم قیمت وارداتی بالا همواره از رژیم قیمت پایین بیشتر است.

همانند مطالعه شیخ و لوهیچی (۲۰۱۶)، هزینه تولید کالا در خارج در هر دو معادله و در هر دو رژیم قیمتی، تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت کالاهای وارداتی دارد. رابطه مستقیم بین متغیر تقاضا در داخل و قیمت کالاهای وارداتی در هر دو معادله و در هر دو رژیم قیمتی همانند یافته‌های تجربی مطالعه قوش (۲۰۱۳) تأیید می‌شود. باز بودن تجاری تنها در رژیم

قیمت وارداتی بالا به لحاظ آماری معنادار است که اثر مثبت آن بر قیمت واردات با مطالعه تجربی کازورزی و همکاران (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد.

مطابق ویژگی‌های رژیم‌های مدل‌های برآورد شده در جدول (۸)^۱ روشن است که احتمال بقای رژیم بالای قیمتی، بالا (۹۵ درصد) و احتمال چرخش آن به رژیم قیمت پایین بسیار ضعیف است (۵ درصد). در هر دو معادله برآورد شده، اگر قیمت واردات از رژیم قیمتی پایین به رژیم قیمتی بالا منتقل شود به طور میانگین حدود ۴ سال (۱۶ فصل) در آن باقی می‌ماند. این امر می‌تواند نشان از چسبندگی بالای قیمت کالاهای وارداتی به ایران داشته باشد. این مسأله در اقتصاد ایران که تورمی است، حائز اهمیت است؛ زیرا قیمت کالاهای وارداتی شاخص پیش‌نگر بر تورم است. به علاوه در هر دو معادله به طور متوسط دوره دوام و احتمال وقوع رژیم قیمتی بالای واردات نسبت به رژیم قیمتی پایین آن حدود دو برابر است. این امر دلالت بر آن دارد که در دوره مورد بررسی با بروز بی‌ثباتی در فضای کلان اقتصاد ایران، افزایش درجه عبور نرخ ارز باعث شده است اقتصاد ایران افزایش قیمت کالاهای وارداتی را با احتمال و دوام بیشتری تجربه کند.

در سال ۱۳۷۱ سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در کشور اجرا شد. اما به دلایل مختلف که مهم‌ترین آن‌ها کاهش درآمدهای نفتی و سررسید بدهی‌های خارجی در سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۱ بود، باعث شد تا فاصله زیادی بین قیمت دولتی و نرخ آزاد ارز به وجود آید. به گونه‌ای که در سال‌های ۷۴-۷۳ بانک مرکزی با کاهش عمده‌ای در منابع ارزی مواجه شد. در این میان با آغاز برنامه دوم توسعه از فروردین سال ۷۴ کنترل بر واردات به طور جدی دنبال شد. به گونه‌ای که مطابق آمار بانک مرکزی کمترین میزان واردات کالاهای سرمایه‌ای در دهه ۷۰ شمسی در سال ۷۴ به ثبت رسیده است. هم‌چنین کمترین سهم ورود مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای در همین دهه متعلق به سال ۷۴ است. از این‌رو، ملاحظه می‌شود برخلاف نوسان شدید ارزی در سال ۷۴ به علت کنترل بر واردات، رژیم قیمتی در این سال رژیم قیمتی پایین است. یکی دیگر از دوره‌هایی که اقتصاد ایران با بحران کمبود منابع ارزی مواجه شد،

^۱ ماتریس احتمال انتقال در معادلات (۶) و (۷) به ترتیب در سطح ۵ درصد و ۱ درصد معنادار است.

سال‌های ۹۱-۹۲ می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود از سال ۹۲ اقتصاد وارد رژیم قیمت وارداتی بالا شده است.

جدول ۸. ماتریس احتمالات و خصوصیات رژیم‌ها

معادله با وجود بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، معادله (۷)		معادله حالت (۶)		احتمال شرطی انتقالات	
		زمان t			
رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	زمان t+1	
۰/۰۶	۰/۸۹	۰/۰۵	۰/۸۷	رژیم ۱	
۰/۹۴	۰/۱۱	۰/۹۵	۰/۱۳	رژیم ۲	
۱۶/۲۵	۸/۵	۱۶/۷۵	۸	دوام	
۶۵/۶۶	۳۴/۳۴	۶۷/۶۸	۳۲/۳۲	احتمال تجمعی (درصد)	
۶۵	۳۴	۶۷	۳۲	طول دوره (فصل)	
۱۳۶۹:۲-۱۳۷۱:۲		۱۳۶۹:۲-۱۳۷۱:۲		فصول قرار گرفته در رژیم قیمتی پایین	
۱۳۷۴:۱-۱۳۷۵:۴		۱۳۷۴:۱-۱۳۷۵:۴			
۱۳۷۷:۲-۱۳۷۹:۱		۱۳۷۷:۲-۱۳۷۸:۳			
۱۳۹۰:۱-۱۳۹۲:۱		۱۳۹۰:۱-۱۳۹۲:۱		فصول قرار گرفته در رژیم قیمتی بالا	
۱۳۷۱:۳-۱۳۷۳:۴		۱۳۷۱:۲-۱۳۷۳:۴			
۱۳۷۶:۱-۱۳۷۷:۱		۱۳۷۶:۱-۱۳۷۷:۱			
۱۳۷۹:۲-۱۳۸۹:۴		۱۳۷۸:۴-۱۳۸۹:۴			
۱۳۹۲:۲-۱۳۹۳:۴		۱۳۹۲:۱-۱۳۹۳:۴			

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله دو هدف دنبال شد؛ در مرحله اول، تأثیر متغیرهای بنیادی (به ویژه نرخ ارز) بر قیمت کالاهای وارداتی به ایران با رویکرد مدل چرخشی مارکف برای دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ بررسی شد. سپس بنا به نقش بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در شکل‌گیری فضای نااطمینانی در اقتصاد ایران، تأثیر این متغیر در کنار سایر متغیرهای توضیحی بر قیمت واردات و درجه

عبور نرخ ارز مورد آزمون تجربی قرار گرفت. برای تخمین بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از روش EGARCH استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان داد اثر نرخ ارز اسمی، هزینه نهایی کالا در خارج، فشار تقاضای داخل و باز بودن تجاری بر قیمت کالاهای وارداتی مثبت است و قیمت کالاهای وارداتی به ایران از الگوی دو رژیم "قیمت وارداتی بالا" و "قیمت وارداتی پایین" پیروی می‌کند. درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در هر دو رژیم قیمتی واردات بیش از واحد است. در نتیجه اثر مقاومت قیمتی در بازار واردات ایران وجود دارد.

از عوامل اثرگذار بر درجه عبور نرخ ارز در ایران، بی‌ثباتی درآمدهای نفتی است که بر شدت درجه عبور نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی در هر دو رژیم قیمت‌گذاری می‌افزاید. در نتیجه بروز بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها می‌افزاید. البته اثرات بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر نامتقارنی بر درجه عبور دارد؛ به طوری که اثرات تقاطعی در رژیم پایین قیمتی تضعیفی و در رژیم بالای قیمتی تقویتی است.

همچنین نتایج نشان داد درجه عبور نرخ ارز در رژیم قیمت وارداتی بالا همواره بیشتر از رژیم قیمت وارداتی پایین است و به طور متوسط دوره دوام و احتمال وقوع رژیم قیمتی بالای واردات نسبت به رژیم قیمتی پایین آن حدود دو برابر است. همچنین احتمال بقای رژیم بالای قیمتی، بالا و احتمال چرخش آن به رژیم قیمت پایین بسیار ضعیف است. رژیم‌های قیمتی (بدون حضور و با حضور بی‌ثباتی درآمدهای نفتی) به عوامل بنیادی داخلی همانند نرخ دلار و میزان تقاضای داخلی حساس است.

بر مبنای یافته‌های تجربی توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی در برنامه‌ریزی‌های خود به نامتقارن بودن درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات توجه نمایند. با توجه به نتایج مبنی بر بزرگ‌تر از یک بودن درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم قیمتی واردات، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و مقامات ارزی به منظور تثبیت قیمت‌ها (تورم) با اتخاذ سیاست‌های مناسب، مانع از بروز شوک‌های شدید ارزی شوند. همچنین با توجه به تأثیر مثبت بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر درجه عبور نرخ ارز، توصیه می‌شود دولت با پایبندی به جایگاه صندوق توسعه ملی، بی‌ثباتی اقتصادی (که منشأ اصلی آن بی‌ثباتی درآمدهای نفتی است) را به نحو مناسبی مدیریت کنند. در این راستا ضروری است تا منابع مالی این صندوق به جای نقش انکابی، نقش درآمدهای تکمیلی برای برقراری ثبات در بخش ارزی، بودجه‌ای و سایر

بخش‌های اقتصاد را به ارمغان بیاورد تا اثرات کاهش ارزی پول ملی (فزایش نرخ ارز) بر قیمت واردات کمتر شود.

گفتنی است این نتایج با دیدگاه رازافیمافا (۲۰۱۲) و نوگوئیرا و لئون لدسم (۲۰۱۱) مبنی بر این که نااطمینانی در فضای اقتصاد کلان درجه عبور نرخ ارز را افزایش می‌دهد، سازگار است. همچنین نتایج با یافته‌های تجربی شیخ و لوهیچی (۲۰۱۶)، قوش (۲۰۱۳) و کازورزی و همکاران (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد.

منابع

- اصغری‌پور، حسین، مهدیلو، علی (۱۳۹۳). محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. (۷۰): ۱۰۲-۷۵.
- سلمانی، یونس (۱۳۹۱). مقایسه تأثیرگذاری نوسانات قیمتی بازار جهانی نفت بر اقتصاد کشورهای OPEC و OECD. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور).
- سوری، علی (۱۳۹۱). اقتصادسنجی همراه با کاربرد نرم افزار Eviews. تهران: انتشارات فرهنگ‌شناسی.
- فلاحی، فیروز هاشمی دیزجی، عبدالرحیم (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۶): ۱۵۲-۱۳۱.
- کازرونی، علیرضا، سلیمانی الوانق، فاطمه (۱۳۹۴). بررسی درجه انتقال نرخ ارز بر سطح قیمت‌های مصرف‌کننده تحت شرایط انحراف نرخ واقعی ارز (مطالعه موردی: ایران)، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۱): ۱۹۲-۱۶۹.
- مهرآرا، محسن، حائری، مجتبی (۱۳۸۷). بررسی تطبیقی نوسانات اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، (۱۷): ۲۹-۱.
- Al-Abri, A. S., & Goodwin, B. K. (2009). Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration. *International Review of Economics & Finance*, 18(1): 142-161.

- Baldwin, R. (1988). Hysteresis in import prices: the beachhead effect. *American Economic Review*, 78 (4):773-785.
- Barhoumi, K. (2006). Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: *An empirical investigation. Economic Modelling*, 23(6): 926-951.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4): 679-690.
- Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. *ECB Working Paper*, No. 739.
- Cheikh, N. B., & Louhichi, W. (2016). Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach. *Economic Modelling*, 52: 233-238.
- Franses, P. H., & Van Dijk, D. (2000). Non-linear time series models in empirical finance. Cambridge University Press.
- Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35: 163-171.
- Ito, T., & Sato, K. (2006). Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: VAR analysis of the exchange rate pass-through (No. w12395). *National Bureau of Economic Research*.
- Junttila, J., & Korhonen, M. (2012). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices. *International Review of Economics & Finance*, 24: 88-96.
- Korhonen, I., & Wachtel, P. (2006). A note on exchange rate pass-through in CIS countries. *Research in International Business and Finance*, 20(2): 215-226.
- Mann, C. L. (1986). Prices, profit margins, and exchange rates. *Fed. Res. Bull.*, 72: 366.
- McCarthy, J. (2000). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *FRB of New York Staff Report*, (111).
- Mirdala, R. (2014). Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices in the European Transition Economies. *Procedia Economics and Finance*, 12: 428-436.
- Mohammed, K. S., Bendob, A., Djediden, L., & Mebsout, H. (2015). Exchange Rate Pass-Through in Algeria. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 6(2): 195.
- Nogueira, R. P., & León-Ledesma, M. A. (2011). Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability?. *Journal of Applied Economics*, 14(1): 167-180.

- Ozkan, I., & Erden, L. (2015). Time-varying nature and macroeconomic determinants of exchange rate pass-through. *International Review of Economics & Finance*, 38: 56-66.
- Razafimahefa, I. F. (2012). Exchange rate pass-through in Sub-Saharan African economies and its determinants. *IMF Working Paper*. No. 12/141. Available at SSRN
- Wickremasinghe, G., & Silvapulle, P. (2004). Exchange rate pass-through to manufactured import prices: The case of Japan. *International Trade*, 406006.
- Yanamandra, V. (2015). Exchange rate changes and inflation in India: What is the extent of exchange rate pass-through to imports?. *Economic Analysis and Policy*, 47: 57-68.