تأثیر غیرخطی نااطمینانی تورم بر عبور نرخ ارز: یک مطالعه موردی برای ایران

سعید راسخی *
احمدجعفری صمیمی **
مجتبی منتظری شورکچالی ***

تاریخ دریافت: ۹۲/۶/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۲/۹/۱۳

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثرگذاری غیرخطی نااطمینانی تورم بر عبور نرخ ارز ایران است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از مدل ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH)[1]، شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۴۲ برآورد شده و سپس با بهره‌گیری از مدل رگرسیون انتقال یکنواخت (STR)[2] مدل غیرخطی تحقیق برآورد شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق، نااطمینانی تورم به‌صورت غیرخطی و در قالب یک الگوی دو رژیمی بر عبور نرخ ارز مؤثر است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد اگرچه در هر دو رژیم نااطمینانی تورم اثر مثبتی بر عبور نرخ ارز دارد، ولی همگام با افزایش سطح نااطمینانی، عبور نرخ ارز ثابت نبوده و افزایش می‌یابد. براساس یافته‌های تحقیق حاضر، به‌نظر می‌رسد سیاست‌های کاهش نااطمینانی باید مقدم بر سیاست‌های ارزی درنظر گرفته شود.

واژه‌های کلیدی: *نااطمینانی تورم، عبور نرخ ارز، مدل STR، ایران*

طبقه‌بندی JEL: *C22، E31، F41*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* دانشیار و عضو هیئت علمی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
srasekhi@umz.ac.ir

** استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران jafarisa@umz.ac.ir

*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران montazeri.mojtaba@gmail.com

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

2. Smooth Transition Regression (STAR)

مقدمه

نرخ ارز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی، کانالی برای اثرگذاری و تأثیرپذیری کشورها از یکدیگر است. تغییرات نرخ ارز، صادرات، واردات و متعاقباً تراز تجاری و تراز پرداخت‌های یک کشور و همچنین، قدرت رقابتی تولیدکنندگان آن را تغییر می‌دهد. انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های وارداتی و یا مصرف‌کننده، در ادبیات اقتصادی به عبور نرخ ارز (ERPT)[1] شهرت یافته است (منون[2]، ۱۹۹۵). در چارچوب مدل‌های جدید اقتصاد باز، عبور نرخ ارز پایین یکی از عناصر کلیدی برای تعیین اندازه اعتبار سیاست‌های پولی و ارزی به‌حساب می‌آید. همچنین، هرچه عبور نرخ ارز پایین‌تر باشد، تأثیرپذیری اقتصاد داخلی از شوک‌های خارجی کمتر است و در این شرایط، ثبات اقتصادی کشور افزایش می‌یابد.

ارتباط عبور نرخ ارز با تراز تجاری و شرایط رقابت‌پذیری بین‌المللی، سبب شده است که عبور نرخ ارز، عوامل مؤثر بر آن و درجهٔ کامل بودن آن، از اهمیت خاصی برخوردار شود. در این مورد، همان‌گونه که تیلور (۲۰۰۰)[3] عنوان کرده است، نااطمینانی تورم (محیط تورمی) به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر عبور نرخ ارز مورد تأکید قرار گرفته است. ارتباط نااطمینانی تورم و انتظارات بنگاه‌ها، موجب یک رابطه مثبت میان نااطمینانی تورم و عبور نرخ ارز می‌شود. گالوب[4](۱۹۹٤) نااطمینانی تورم را یکی از مهم‌ترین عواقب تورم می‌داند و عنوان

---

1. Exchange Rate Pass Through (ERPT)

2. Menon

3. Taylor

4. Golob

می‌کند که نرخ تورم بالاتر، نااطمینانی تورمی بیشتری را نیز به‌همراه دارد.

از سوی دیگر، نوگویرا و لدسما[1](۲۰۱۰) بیان می‌کنند کـه واکـنش بنگـاه‌هـای خارجی و داخلی نسبت به سطوح مختلف نااطمینانی تورم احتمالاً یکسان نیسـت و برخی ناهمگنی‌هـا در نگـرش بنگـاه‌هـا بـه شـرایط اقتصـاد وجـود دارد. بنـابراین، نااطمینانی تورم ممکن است به‌صورت نامتقارن (غیرخطی) برERPT تـأثیر بگـذارد و فرض اثرگذاری خطی نااطمینانی تورم بر عبـور نـرخ ارز ممکـن اسـت محققـان و سیاست‌گذاران را مرتکب خطای قابل ملاحظه‌ای کند. بنابراین، بررسی این موضـوع که آیا نااطمینانی تورم در سطوح مختلف، تأثیرات متفاوتی بر عبور نرخ ارز دارد یـا خیر، حائز اهمیت است. بر این اساس، مطالعه حاضر تلاش مـی‌کنـد بـا اسـتفاده از مدل رگرسیون انتقال یکنواخت (STR) اثر نااطمینانی تورم را بر ERPT مورد بررسـی قرار دهد. در این رابطه، یک مطالعه مـوردی بـرای اقتصـاد ایـران طـی دوره زمـانی ۱۳۸۹-۱۳٤۲ انجام شده است.

مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه در بخـش اول، ادبیات موضوع در دو قسمت مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه شـده اسـت. بخـش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتایج بـرآورد مـدل و تجزیـه‌وتحلیـل یافتـه‌هـای تحقیـق ارائـه شـده اسـت. سـرانجام، در بخـش پـنجم، نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی آمده است.

۱. ادبیات موضوع

۱-۱. مبانی نظری

عبور نرخ ارز ریشه در قانون یک‌قیمتی (LOP)[2] و نظریه برابری قدرت خرید (PPP)[3] دارد. قـانون یـک‌قیمتـی، فـروش محصـولات همگـن بـه قیمـت‌هـای یکسـان، در کشورهای متفاوت و برحسب پول رایج تعریف می‌شود. نظریه برابری قدرت خرید

1. Nogueira and Ledesma

2. Law of One Price (LOP)

3. Purchase Power Parity (PPP)

مطلق[1]، تعمیم قانون یک‌قیمتی بـرای تمـام کالاهاسـت. نسـخه قـوی از PPP نشـان می‌دهد که:

(۱)

$$P_t = E_t.P_t^*$$

که در آن، Pt شاخص قیمت داخلی، Et نرخ اسمی ارز و*Pt شاخص قیمت خـارجی است.

دو پیش‌فرض برای حفظ نسـخه قـوی نظریـه PPP وجـود دارد: اولاً، آربیتـراژ بدون هزینه و بدون اصطکاک صورت می‌گیرد. ثانیـاً، کالاهـای مشـابه بـا وزن‌هـای مشابه وارد سبد کالایی کشورها می‌شوند. با توجـه بـه غیرواقـع‌گرایانـه بـودن ایـن پیش‌فرض‌ها، برابری قدرت خرید نسبی[2] جایگزین نسـخه مطلـق نظریـه PPP شـده است. برابری قدرت خرید نسبی اساسـاً حـاکی از آن اسـت کـه نـرخ ارز و سـطح قیمت‌های داخلی و خارجی متناسب با یکـدیگر حرکـت مـی‌کننـد (آلپـر[3]، ۲۰۰۳). نظریه PPP نسبی به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

(۲)

$$P_t = \alpha.E_t.P_t^*$$

که در آن، α معکوس نرخ واقعی ارز است.

در صورتی که نظریه برابری قـدرت خریـد (مطلـق یـا نسـبی) برقـرار باشـد، نوسانات نرخ ارز موجب تغییرات متناسـبی در سـطح عمـومی قیمـت‌هـای داخلـی می‌شود. در این حالت گفته می‌شود که عبور نرخ ارز (به قیمت‌های داخلی) کامـل[4] است (آنایا[5]، ۲۰۰۰). عبور نرخ ارز به قیمت‌های واردات به‌معنـی درصـد تغییـر در قیمت واردات، در اثر یک درصد تغییر در نرخ ارز تعریف می‌شود. عبور کامل نـرخ ارز به قیمت‌های واردات، مربوط به دیدگاه کینزی اسـت و بـه دوره‌ای کوتـاه‌مـدت

---

1. Absolute PPP

2. Relative PPP

3. Alper

4. Perfect Exchange Rate Pass Through

5. Anaya

اشاره دارد.[1] در این شرایط، اگـر ارزش پـول داخلـی کـاهش یابـد، موجـب بهبـود متناسب رابطهٔ مبادله کشور می‌شود. کامل بودن عبور نرخ ارز به‌معنـای ثابـت بـودن قیمت واردات برحسب پول خارجی و قیمت صادرات برحسب پول داخلـی اسـت (دورکس و انگل[2]، ۲۰۰۲).

روگوف[3](۱۹۹٦) نشان می‌دهد که سرعت همگرایی به‌سـمت PPP بسـیار کنـد است. ازاین‌رو، به عقیده وی PPP ابـزار مناسـبی بـرای تحلیـل‌هـای کوتـاه‌مـدت و میـان‌مـدت نیسـت. همچنـین، برخـی پژوهشـگران ازجملـه کـروگمن[4](۱۹۸۷)، آتوکورالا[5](۱۹۹۱) و آتوکورالا و منون[6](۱۹۹٤) نشان دادند که با کنار گذاشتن فرض رقابت کامل، که یکی از فرض‌های مهم نظریه برابری قدرت خرید است، عبور نـرخ ارز ممکن است ناقص باشد. در این شرایط، میزان کاهش در رابطـهٔ مبادلـه کمتـر از میزان کاهش ارزش پول ملی خواهد بود. در اینجا قیمت‌های صـادرکنندگان همگـام با تغییر نرخ ارز دستخوش تغییر می‌شود، این نوع واکـنش صـادرکنندگان در مقابـل تغییرات نرخ ارز سبب می‌شود که اثرات اولیه نرخ ارز بر صـادرات حقیقـی تعـدیل شود. اگر صادرکنندگان به‌دنبال حفظ سهم بازاری خود در بازارهای مقصـد باشـند، عبور نرخ ارز به قیمت صادرات برابر با صفر، و اصطلاحاً گفته می‌شـود کـه میـزان عبور نرخ ارز به قیمت صادرات کشور مبدأ (برحسب پول داخلی) کامل و به قیمت وارداتی کشور مقصد (برحسب پول خارجی) برابر با صفر است.

اوکان[7](۱۹۷۱) به کمک تجزیه‌وتحلیل‌های آماری دریافت که کشورهای با نرخ تورم بالاتر، عموماً تغییرات تورمی بالاتری دارنـد و بـر ایـن اسـاس، تـورم بـالا بـا

---

۱. لازم به ذکر است که در دیدگاه کینزی، قیمت‌ها چسبنده هستند، لذا در هنگام کـاهش ارزش پـول ملـی، بنگاه‌های صادراتی خارجی نمی‌توانند قیمت‌های خود را (به پول کشورشان) تعدیل کنند. در نتیجه عبور نـرخ ارز به قیمت واردات (پول داخلی) کامل است.

2. Devereux and Engel

3. Rogoff

4. Krugman

5. Athukorala

6. Athukorala and Menon

7. Okun

نااطمینانی تورمی همراه است. متعاقباً، نااطمینانی درباره قیمت‌های آینده موجب ریسک بالاتر ارزش واقعی پرداخت‌ها، دریافتی‌های آینده و همچنین، منجر به برهم زدن تصمیمات داخلی بنگاه می‌شود. درنتیجه، برای اجتناب از آثار منفی نااطمینانی تورم، عاملان اقتصادی اقدام به تعدیل تصمیمات آتی خود می‌کنند.

نااطمینانی تورم از طریق دو کانال بر عبور نرخ ارز تأثیر می‌گذارد که در ادامه به بررسی آنها می‌پردازیم.

الف ـ قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های داخلی

تیلور مهم‌ترین عامل مؤثر بر میزان عبور نرخ ارز را شرایط محیط تورمی[1] می‌داند (تیلور، ۲۰۰۰). بعد از رکود بزرگ در سال ۱۹۳۰ و همچنین، تورم شدید طی دوره زمانی ۱۹۷۰–۱۹۶۰، از دهه ۱۹۸۰ به بعد شاهد تورم پایین‌تر و باثبات‌تری در کشورهای صنعتی هستیم. تیلور عنوان می‌کند که یکی از عواقب احتمالی این تورم پایین‌تر و باثبات‌تر، کاهش انتقال هزینه[2] (به قیمت) توسط بنگاه‌ها بوده است. این کاهش در انتقال را می‌توان به‌عنوان کاهش در قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها تلقی کرد. تیلور برای بررسی ارتباط میان محیط تورمی و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها از یک مدل خرد اقتصادی استفاده کرده است. مدل وی نشان می‌دهد که تغییرات مشاهده‌شده در قدرت قیمت‌گذاری، به‌دلیل تغییر در انتظارات، تداوم تغییرات هزینه و قیمت است. به‌عبارت دیگر، اینکه یک شرکت تا چه اندازه تغییرات در هزینه‌های خود را در قیمت منعکس می‌کند به انتظار تداوم این تغییرات بستگی دارد. ازاین‌رو، تورم پایین‌تر و باثبات‌تر موجب کاهش عبور نرخ ارز می‌شود (تیلور، ۲۰۰۰). در مجموع، براساس بحث تیلور، عبور نرخ ارز در محیط با نوسانات تورمی بیشتر و پایدارتر، افزایش می‌یابد. به عقیده وی، در محیط بی‌ثبات اقتصادی، افزایش هزینه‌ها دائمی تلقی شده و بنابراین، قیمت‌های داخلی به میزان بیشتر و گسترده‌تری به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند.

1. Inflationary environment

2. Cost pass through

چـودری و هکـورا[1](۲۰۰۶)، فلامینـی[2](۲۰۰۷)، دورکـس و یـتمن[3](۲۰۱۰)، کورهنن و جانتیلا[4](۲۰۱۲)، شـینتانی و همکـاران[5](۲۰۱۲)، نقـش محـیط تـورمی و شرایط اقتصاد کلان در تعیین اندازهٔ عبور نرخ ارز را تأیید کردند.

ب ـ قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌های صادراتی خارجی

کروگمن[6](۱۹۸۷) بیان کرده است که قیمت واردات ایالات متحده امریکا به تغییرات نرخ ارز واکنش کامل نشان نمی‌دهد و دلیل این موضوع را قیمت‌گذاری برای بـازار (PTM)[7]– فروش محصولات با توجه به کشـش‌هـای متفـاوت تقاضـا در بـازارهـای مختلف ـ عنوان می‌کند. همچنین، نـوگیرا و لدسـما(۲۰۱۱) اسـتدلال مـی‌کننـد کـه شرایط اقتصادی کشور بر میزان عبور نـرخ ارز مـؤثر اسـت. تصـمیم صـادرکنندگان خارجی در مورد میزان انتقال هزینه ناشی از تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های کالاهای خودی بستگی به برداشت درباره ثبات اقتصاد کلان کشور واردکننده دارد. آنان بیـان می‌کنند که در هنگام مواجهه اقتصاد واردکننده با بحران مالی و یا بحران اعتمـاد بـه نفس، شرکت‌های خارجی ممکن است بخش عمده‌ای از تغییرات هزینه‌های خود را به قیمت‌هایش منتقل سازند.

در چارچوب موضوع قیمت‌گذاری برای بازار، بنگـاه‌هـای صـادراتی خـارجی برای حفظ سهم فروش خود در بازارهای داخلی، همگام با تغییـر نـرخ ارز، حاشـیه سود[8] و به تبع آن، قیمت خود را تعدیل می‌کنند تا رقابـت‌پـذیری خـود را در برابـر بنگاه‌های داخلی حفظ کنند. به‌عنوان مثال، اگر ارزش پول کشور داخلی کاهش یابد، بنگاه‌های خارجی صادرکننده به داخل، با کاهش حاشیه سود، از انعکاس بخشـی از تغییر ارزش پول به قیمت‌های خود جلوگیری می‌کنند. کـاهش حاشـیه سـود بنگـاه

---

1. Choudhri and Hakura
2. Flamini
3. Devereux and Yetman
4. Korhonen and Junttila
5. Shintani, et al.
6. Krugman
7. Pricing to Market
8. Margin Benefit

خارجی به‌منزله سرمایه‌گذاری در بازارهای داخلی است و چون در محیط نـامطمئن تورمی، ریسک بالاتر است، درنتیجه بنگاه‌های صـادراتی خـارجی، انگیـزه‌ای بـرای کاهش حاشیه سود ندارند، لذا عبور نرخ ارز افزایش می‌یابد (هرزبرگ و همکـاران[1]، ۲۰۰۳).

۲-۱. پیشینه تحقیق

در ایران و تا زمان نگارش مقاله حاضر، مطالعه‌ای در زمینه تأثیر نااطمینانی تورم بـر عبور نرخ ارز انجام نشده است، ولی مطالعات محدودی درباره عبور نرخ ارز انجـام شده است که بیشتر این مطالعات نیز به‌دنبال بررسی کامل یا ناقص بودن عبور نـرخ ارز بوده‌اند.

مزینی و یاوری(۱۳۸٤)، اثر نوسانات ارزی بر قیمت‌هـای نسـبی اقتصـاد ایـران طـی دوره زمـانی ۱۳۷۹-۱۳٦۰ را بـا اسـتفاده از تکنیـک خودرگرسـیونی بـرداری (VAR)[2] بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افـزایش نـرخ ارز باعـث افزایش قیمـت نسـبی کالاهـای قابـل مبادلـه نسـبت بـه غیرقابـل‌مبادلـه مـی‌شـود؛ درعین‌حال، در این مطالعه، رابطـه معنـاداری میـان نوسـانات ارزی و رابطـه مبادلـه مشاهده نشده است. نتایج به‌دست‌آمده با شرایط حاکم بر سطح قیمت‌هـا و سـاختار تجارت خارجی ایران هماهنگ است.

موسـوی و سـبحانی‌پـور(۱۳۸۵) بـا اسـتفاده از الگـوی خودتوضـیح بـرداری بازگشتی، اثر نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌های واردات، عمده‌فروشی و مصـرف‌کننـده ایران را طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس مهـم‌تـرین یافته‌های این تحقیق، نوسانات نرخ ارز اثر کمی بر قیمت‌ها دارند؛ به‌عبـارت دیگـر، عبور نرخ ارز ناقص است. در این مطالعه، عبور نرخ ارز به شاخص قیمـت واردات بیشتر از موارد دیگر بوده و عبور نرخ ارز به قیمت عمده‌فروشی در مقایسه با قیمت مصرف‌کننده بالاتر است. تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که شوک‌هـای نـرخ ارز، قسمتی از تغییرپذیری تورم را توضیح می‌دهند.

---

1. Herzberg et al.

2. Vector Auto Regressive (VAR)

حقیقت و حسین‌پور(۱۳۸۸) با هدف مطالعه اثر تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصول کشمش ایران برای دوره زمانی ۱۳۸٤-۱۳۵۰ از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL)[1] استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد مدل ARDL نشان داد که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز، مهم‌ترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی کشمش است. بنابراین، سیاست‌های پولی بانک مرکزی باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که از نوسانات نرخ ارز به‌صورت غیرقابل‌پیش‌بینی جلوگیری شود.

اصغرپور و سجودی (۱۳۹۰) با استفاده از تکنیک ARDL میزان انتقال تغییر نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۸٦-۱۳۵۰ آزمون کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معناداری میان نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات وجود دارد. براساس این مطالعه، میزان عبور نرخ ارز به قیمت صادرات کشور تقریباً کامل و به قیمت وارداتی کشور مقصد برابر با صفر است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر میزان عبور نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵٤ پرداختند. برای این منظور، آنان ابتدا با استفاده از مدل گارچ، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز را محاسبه کردند و سپس، با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر طی زمان، تأثیر بی‌ثباتی نرخ اسمی ارز بر شاخص کالاهای وارداتی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبتی بر میزان عبور نرخ ارز داشته و همچنین، متغیرهای شکاف تولید ناخالص داخلی، هزینه نهایی شرکای تجاری و نرخ اسمی ارز، اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی دارند.

نتایج مطالعات خارجی نیز نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم و ERPT رابطه مثبتی با یکدیگر دارند. در این مورد، مک‌کارتی[2](۲۰۰۰) اثر نرخ ارز بر شاخص‌های قیمتی واردات، مصرف‌کننده و تولیدکننده را در ۹ کشور صنعتی[3]، طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷٦ بررسی کرد. وی با استفاده از تکنیک VAR نشان داد که تغییر نرخ ارز به شاخص قیمت واردات در مقایسه با موارد دیگر بزرگ‌تر است. همچنین، سطح و

---

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

2. Mccarthy

۳. ایالات متحده امریکا، ژاپن، آلمان، فرانسه، انگلیس، بلژیک، هلند، سوئد و سوئیس

سرعت عبور نرخ ارز متأثر از عواملی مانند ساختار بازار، سیاست‌های قیمت‌گذاری، عملکرد تورم و سیاست پولی و همچنین، سهم نسبی واردات در شاخص قیمت عمده‌فروشی (WPI) [1] و شاخص قیمت مصرف‌کننده(CPI) [2] است.

گارسیا و رسترپو[3](۲۰۰۱)، رابطه عبور نرخ ارز و تورم را برای کشور شیلی و طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۸٦ آزمون کردند. نتایج بررسی این مطالعه نشان می‌دهد که انتظارات درباره شتاب تورم بسیار مهم است. با این استدلال، آنان عبور پایین نرخ ارز شیلی را برای دوره مورد مطالعه توضیح دادند.

آلپر و همکاران[4](۲۰۰۳) با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM)[5] نشان دادند که عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی برای کشور ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۷، بالا و در کوتاه‌مدت عموماً کامل است. همچنین براساس این مطالعه، بحران‌های پولی گذشته و درجه بالای باز بودن اقتصاد ترکیه از عوامل اصلی بالا بودن میزان عبور نرخ ارز در این کشور محسوب می‌شوند. یافته‌های مطالعه اخیر نشان می‌دهد، ثبات یا بی‌ثباتی نرخ ارز به‌طور قابل‌توجهی می‌تواند پویایی‌های کوتاه‌مدت عبور نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد و بر این اساس، تغییر رژیم نرخ ارز این کشور از نرخ ارز ثابت به نرخ ارز شناور جای تأمل بسیاری دارد.

چودری و هکورا(۲۰۰٦)، فرضیه تیلور(۲۰۰) مبنی‌بر اینکه محیط تورمی پایین موجب کاهش عبور می‌شود را آزمون کردند. آنان برای بررسی این فرضیه، از مدل‌های اقتصاد کلان باز جدید استفاده کرده و با تشکیل مجموعه قابل‌ملاحظه‌ای از داده‌ها برای ۷۱ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۹، نشان دادند که در مجموع، رابطه معناداری میان عبور نرخ ارز و نرخ تورم وجود دارد.

فلامینی[6](۲۰۰۷)، ارتباط عبور ناقص نرخ ارز و سیاست‌های پولی مطلوب را در چارچوب یک اقتصاد کینزی باز کوچک، مورد بررسی قرار داد. وی نشان داد که در

---

1. Wholesale Price Index (WPI)

2. Consumer Price Index (CPI)

3. García and Restrepo

4. Alperand, et al.

5. Error Correction Model (ECM)

6. Flamini

انگلستان و طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ رابطه معکوسی میان عبور و مصون‌سازی اقتصاد از شوک‌های بیرونی و سیاست پولی وجود دارد. همچنین براساس این مطالعه، با کاهش عبور نرخ ارز، تنوع فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌یابد.

شینتانی و همکاران(۲۰۰۸) در قالب یک مدل سری زمانی غیرخطی، رابطه میان عبور نرخ ارز و تورم را بررسی کردند. با توجه به نتایج این مطالعه، عبور نرخ ارز با قیمت‌های داخلی ایالات متحده امریکا مرتبط است و درجه آن در طول دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ همگام با کاهش تورم، کمتر شده است.

تاختامانوا[1](۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های تابلویی، شواهد بیشتری از کاهش میزان عبور نرخ ارز برای ١٤ کشور عضو OECD[2] طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۰ فراهم کرده است. این مطالعه با تشخیص یک شکست ساختاری برای دهه ۱۹۹۰ نشان می‌دهد که بخشی از کاهش عبور نرخ واقعی ارز از طریق محیط تورمی پایین از سال ۱۹۹۰ به بعد قابل توضیح است.

هاگیوارا و همکاران[3](۲۰۱۲)، رابطه عبور نرخ ارز با محیط تورمی امریکا را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۵ بررسی کردند. آنان با بیان این مطلب که پویایی عبور نرخ ارز می‌تواند تقریبی از مدل انتقال یکنواخت خودبازگشت اتورگرسیو (STAR) باشد، با استفاده از نرخ تورم گذشته به‌عنوان یک متغیر انتقال، عبور نرخ ارز را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که عبور نرخ ارز طی دوره زمانی بررسی همگام با کاهش تورم کمتر شده است.

چیخ[4](۲۰۱۳) با به‌کارگیری مدل STR، رابطه میان عبور نرخ ارز و نااطمینانی عبور نرخ ارز را در کشورهای منتخب[5] برای سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ آزمون کرد. نتایج بررسی وی نشان داد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان (بی‌ثباتی بازدهی اوراق قرضه) موجب افزایش عبور نرخ ارز در کشورهای منتخب شده است.

---

1. Takhtamanova

2. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

3. Hagiwara, et al.

4. Cheikh

۵. یونان، ایرلند، ایتالیا، پرتغال و اسپانیا

۲. روش‌شناسی تحقیق

این بخش شامل سه قسمت است. در بخش‌های اول و دوم، مدل‌های GARCH و STR معرفی شده است. بخش سوم به الگوی تجربی تحقیق اختصاص دارد.

۲-۱. مدل ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH)

در تحقیق حاضر، برای محاسبه بی‌ثباتی نرخ ارز و نااطمینانی تورم از مدل گارچ استفاده شده است. این مدل توسط بالرسلو[1](۱۹۸٦) ارائه شده است و براساس آن، واریانس شرطی می‌تواند یک فرایند خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA)[2] باشد. این مدل به‌شکل کلی GARCH(p,q) بوده و به‌صورت زیر دربردارندهٔ هر دو جزء خودهمبسته و میانگین متحرک در معادله واریانس است:

(۳)

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{1i}\, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}\, h_{t-j} \qquad E(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1}) = 0$$

که در آن، q تعداد وقفه‌های جملات اخلال و p تعداد وقفه‌های واریانس شرطی است. اگر p=0 و q=1 باشد، در این صورت مدل ARCH مرتبه اول به یک مدل GARCH(0,1) تبدیل می‌شود. درصورتی‌که تمامی α_jها صفر باشند، مدل GARCH(p,q) همان مدل ARCH(q) خواهد بود (اندرس، ۱۳۸٦).

۲-۲. مدل STR

براساس نظریه‌های اقتصادی، رفتار برخی از سری‌های زمانی غیرخطی و در طول زمان ثابت نیست. بنابراین، برای مطالعه این‌گونه سری‌های زمانی لازم است از روش‌های غیرخطی استفاده شود. یکی از مدل‌های غیرخطی که اخیراً مورد استفاده گسترده‌ای قرار گرفته است، مدل رگرسیونی انتقال یکنواخت (STR) است. براساس این مدل‌ها، لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به‌آرامی صورت گیرد. در این مدل‌ها، انتقالات میان رژیم‌های مختلف توسط تابع لجستیک[3] یا تابع نمایی[1] تبیین می‌شود.

---

1. Bollerslev

2. Autoregressive Moving Average (ARMA)

3. Logestic Function

مدل STR استاندارد بـا تـابع انتقـال لجسـتیک معرفـی‌شـده توسـط تراسـورتا[۲] (۲۰۰٤) به‌صورت زیر است:

(٤)

$$y_t = \phi' z_t + (\theta' z_t).G(\gamma, c, s_t) + u_t$$

(۵)

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (s_t - c_k)\right\}\right)^{-1} \qquad \gamma > 0$$

کـه در ایـن روابـط، $\phi' = (\phi_0, \phi_1, ..., \phi_p)'$ بـردار پارامترهـای خطـی و $\theta' = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_p)'$ بردار پارامترهای غیرخطی مدل بوده و z_t بردار متغیرهای بـرون‌زای مـدل شـامل وقفـه‌هـای متغیرهـای درون‌زا و بـرون‌زا یعنـی $z_t = (1, z_{t1}, z_{t,2}, ..., z_{tp})' = (1, y_{t-1}, ..., y_{t-p,} x_{t1}, ..., x_{kt})'$ هستند. همچنـین، u_t جـزء اخـلال معادلـه اسـت کـه طبـق فـرض، $E = [u_t / \Omega_{t-1}] = 0$، $E = [u_t^2 / \Omega_{t-1}] = \sigma^2$ و $\Omega_{t-1} = [y_{t-1,}, ..., y_{t-(1-p)}, y_{t-p}]$ را تـأمین مـی‌کنـد. درضمن تابع G که یک تابع لجستیک است، نحوه انتقال از یک رژیم به رژیم دیگـر را نشان می‌دهد. در این تـابع، s نشـانگر متغیـر انتقـال، γ پـارامتر یکنـواختی[۳] و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییـر رژیـم اسـت. تـابع انتقـال G، یـک تـابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک تعریف می‌شـود. در مـدل STR ارائـه‌شـده توسـط ون‌دیک و همکاران[٤](۲۰۰۰)، متغیر انتقال S می‌تواند وقفه‌هـای متغیرهـای درون‌زا و برون‌زا، روند زمانی خود متغیر برون‌زا و یـا تـابعی از متغیرهـای درون‌زا و بـرون‌زا باشد. پارامتر K نیز نشانگر تعداد دفعات تغییر رژیم است.

برآورد یک مدل STR دارای سه مرحله اساسی به‌ترتیب زیر است:

الـف ـ تشـخیص مـدل: شـروع ایـن مرحلـه بـا طراحـی یـک مـدل خطـی خودرگرسیونی(AR)[۵] است که بـه‌عنـوان نقطـه شـروع تحلیـل مـورد اسـتفاده قـرار

---

1. Exponential Function

2. Terasvirta

3. Smoothness parameter

4. Van Dijk, et al.

5. Autoregressive (AR)

می‌گیرد. در مرحله بعد، وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهـا آزمـون شـده و دربـاره S_t و و تعداد دفعات تغییر رژیم تصمیم‌گیری می‌شود.

ب ـ برآورد مدل: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسـب اولیـه بـرای بـرآورد غیرخطی مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن ـ رافسون[1] و روش حداکثر درست‌نمایی است.

ج ـ ارزیابی مدل: در این مرحله معمولاً تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمـون‌هـای مختلف نظیر عدم وجود خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌هـای مختلـف، و عدم وجود رابطه غیرخطی باقی‌مانده در پسماندها ارائه می‌شود.

۳-۲. الگوی تجربی تحقیق

در تحقیق حاضر برای اثبات وجود ERPT غیرخطی وابسته به نااطمینـانی تـورمی، از مدل نوگیرا و لدسما(۲۰۱۰) استفاده شده است. در ایـن چـارچوب، بنگـاه خـارجی فعال در بازار رقابت ناقص، سـودش را بـا تنظـیم قیمـت در کشـور واردکننـده بـه حداکثر می‌رساند. قیمت کالای این بنگاه صادرکننده به پول کشور واردکننـده برابـر است با:

(٦)

$$P_t = \theta_t E_t C_t$$

که در آن، Pt قیمت کالا به پول کشور واردکننده، Ct هزینه‌های صادرکننده برحسـب پول کشورش و Et نرخ ارز داخلی است. همچنین، θt شاخصی بـرای هزینـه نهـایی بوده و علامتش متأثر از فشار تقاضا در کشور واردکننده است. علاوه‌بر ایـن، فـرض می‌شود که این علامت به پایـداری تـورمی کشـور واردکننـده بسـتگی دارد؛ یعنـی زمانی‌که کشور با یک بحران پولی یا عدم اطمینـان روبـه‌رو مـی‌شـود، ERPT بـالاتر است. این موضوع به‌دلیل تأثیرپذیری تصمیم بنگاه‌ها در مورد میزان انتقال هزینه بـه قیمت‌ها از شرایط اقتصاد کلان کشور واردکننده است. در محـیط نامناسـب اقتصـاد کلان (نااطمینانی تورم) در کشـور واردکننـده، صـادرکننده ممکـن اسـت بـه میـزان بیشتری تغییرات هزینه را به قیمت انتقال دهد، ولی در شرایط مناسب اقتصاد کـلان،

1. Newton-Raphson

صادرکننده ممکن است مایل به کاهش عبور به‌منظور حفظ سهم بازاری خود باشد. ازاین‌رو، θt به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

(۷)

$$\theta_t = \theta(Y, E^{\omega(Z)})$$

که در آن، Y تولید ملی و نشانگر فشار تقاضا در کشور واردکننده است. همچنین، Z نشان‌دهندهٔ واکنش غیرخطی وضعیت اقتصاد کلان بوده و Z بالاتر به‌معنی نااطمینانی بالای تورمی است. تابع $\omega(Z)$ نشانگر درصد انتقال نرخ ارز به سطح قیمت‌های داخلی یا مارک ـ آپ[1] است. انتظار می‌رود، با افزایش نااطمینانی تورمی، میزان عبور نرخ ارز و متعاقب آن احتمال غیرخطی شدن مکانیسم انتقال اثرگذاری نرخ ارز بیشتر شود. مشخصاً از معادلات (٦) و (۷)، رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(۸)

$$p_t = \beta c_t + k y_t + \alpha e_t + \omega(z) e_t$$

براساس رابطه (۸)، دو کانال برای ERPT وجود دارد؛ کانال اول مربوط به α است که در بازه صفر و یک قرار می‌گیرد. کانال دوم مربوط به تابع $\omega(z)$ است که خود بستگی به نااطمینانی دارد.

با پیروی از مدل نوگیرا ولدسما(۲۰۱۰)، یک z آستانه‌ای درنظر می‌گیریم که به‌صورت زیر، نااطمینانی تورم را به خوب (کم) و بد (بالا) تفکیک می‌کند:

(۹)

$$\omega(z) = \begin{cases} 0; z \le z^* \\ \psi > 0; z > z^* \end{cases}$$

درصورتی‌که کشور واردکننده با محیط خوب اقتصادی روبه‌رو باشد، ERPT برابر با α و اگر کشور واردکننده با محیط بد اقتصادی(نااطمینانی تورم) مواجه باشد، مقدار ERPT برابر با $\psi + \alpha$ خواهد بود. در محیط بد اقتصادی، بنگاه‌ها انگیزه‌ای برای افزایش هزینه‌های خود از محل بودجه ندارند و ازاین‌رو، بسته به درک شرایط عمومی اقتصاد کلان کشور واردکننده، ERPT ممکن است به‌صورت غیرخطی تغییر کند. با بازنویسی رابطه اخیر، معادله زیر به‌دست می‌آید:

1. Mark-up

(۱۰)

$$\Delta p_t = \beta \Delta c_t + k\Delta y + [\alpha + \omega(z)]\Delta e_t$$

اگرچه این مدل آستانه‌ای، احتمالاً بـرای یـک بنگـاه خـارجی مناسـب اسـت، ولـی احتمال وجود برخی از ناهمگنی‌ها در نگرش بنگاه‌ها نسبت به شرایط اقتصاد کـلان نیز وجود دارد (کورهنن و جانتیلا، ۲۰۱۰)؛ بنـابراین، در ایـن تحقیـق از یـک مـدل انتقال یکنواخت به‌جای مدل آستانه‌ای استفاده شـده اسـت. در صـورت اسـتفاده از مدل آستانه‌ای، اعتبار نتایج ممکن است کاهش یابد.

اگرچه مدل فوق برای قیمت‌های واردات است، ولـی فرضـیه ERPT در مـورد قیمت‌های مصرف‌کننده نیز قابل بررسی است. برای این منظور، فرض کنید شاخص تورم مصرف‌کننده (CPI) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۱)

$$P_{CPI} = P_H^{\phi}.P_T^{1-\phi}$$

که در آن، PCPI سطح قیمت مصرف‌کننده، H نشان‌دهنـده بخـش غیرقابـل‌مبادلـه، T بخش قابل‌مبادله و ϕ سهم هر بخش در شاخص قیمت را نشان می‌دهد کـه در بـازه صفر و یک قرار دارد. از رابطه (۱۱) و به‌صورت زیر می‌توان معادلـه تـورم را بـرای اقتصاد به‌دست آورد:

(۱۲)

$$\pi = \phi\pi_H + (1-\phi)\pi_T$$

با فرض تأخیر یک‌دوره‌ای تورم برای هـر دو بخـش قابـل‌مبادلـه و غیرقابـل‌مبادلـه، می‌توان نوشت:

(۱۳)

$$\pi_{(H)t} = \delta\pi_{(H)t-1} + \varphi\Delta y_t$$

(۱٤)

$$\pi_{(T)t} = \delta\pi_{(T)t-1} + \beta\Delta c_t + k\Delta y_t + [\alpha + \omega(z)]\Delta e_t$$

معادله (۱۳) نشان می‌دهد که قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله به شکاف تولیـد و تـورم گذشته وابسته است. معادله (۱٤) نیز نشان‌دهنده عوامل مؤثر در بخـش قابـل مبادلـه است. با جای‌گذاری این معادلات در معادله(۱۲)، رابطه زیر حاصل می‌شود:

(۱۵)
$$\pi_t = \phi\left[\delta\pi_{(H)t-1} + \varphi\Delta y_t\right] + (1-\phi)\left[\delta\pi_{(T)t-1} + \beta\Delta c_t + k\Delta y_t + (\alpha + \omega(z))\Delta e_t\right]$$

بـا بازنویسـی معادلـه (۱۵)، معادلـه‌ای بـرای بـرآورد ERPT در سـطح قیمـت‌هـای مصرف‌کننده به‌دست می‌آید:

(۱۶)
$$\pi_t = \delta\pi_{t-1} + \left[(1-\phi)k + \phi\rho\right]\Delta y_t + (1-\phi)\beta\Delta c_t + (1-\phi)\left[\alpha + \omega(z)\right]\Delta e_t$$

سرانجام، این معادله در چارچوب مدل STR به صورت زیر در می‌آید:

(۱۷)
$$INF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_{1,i}INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{2,i}DP_{IMP(t-i)} + \sum_{i=o}^{n}\beta_{3,i}DY_{t-i} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{4,i}DEX_{t-i} + \left\{\beta_0^* + \sum_{i=0}^{n}\beta_{4,i}^*DEX_{t-i}\right\}G(HINF_t;\gamma;c) + \varepsilon_t$$

که در آن، INF نرخ تورم، DPIMP تغییر در قیمت واردات (برحسب پول خارجی) و نشانگر تورم کالای وارداتی است. همچنین، DY رشد تولید حقیقی، DEX بـی‌ثبـاتی نرخ ارز و ε_t جزء خطا است. در این مدل، نااطمینانی تورم (HINF) به‌عنـوان متغیـر انتقال (St) وارد الگوی STR شده و اثر آن بر عبور نرخ ارز مورد ارزیابی قرار گرفتـه است. همان‌گونه که نوگیرا و لدسـما(۲۰۱۰) بیـان کـرده‌انـد در مـدل فـوق، متغیـر انتقال((HINF)) به‌صورت غیرخطی بر عبور نرخ ارز اثر می‌گذارد ($\beta_{4,i}^*$). کل عبـور نرخ ارز از $\beta_{4,i} + \beta_{4,i}^*$ به‌دست می‌آید.

لازم به توضیح است که در تحقیق حاضر، برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی نرخ ارز و نااطمینانی تورم از روش ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته اسـتفاده شـده است. اطلاعات مورد نیاز برای اندازه‌گیری این متغیـر و سـایر متغیرهـای تحقیـق از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکـزی گـردآوری شـده اسـت. درضـمن، بـرای برآورد مدل تحقیق از دو نرم‌افزار Eviews و Jmulti استفاده شده است.

۳. برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق

در نخستین گام، لازم است نااطمینانی تورم انـدازه‌گیـری شـود کـه خـود دارای مراحـل مختلفی است. ابتدا پایایی متغیر تورم با استفاده از آزمون ریشه واحـد فیلیـپس ـ پـرون[1] مورد بررسی قرار گرفته که نتایج این آزمون در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

1. Phillips-Perron Uunit Root Test

جدول شماره (۱). آزمون پایایی نرخ تورم

متغیر	در سطح، با عرض از مبدا	در سطح، با عرض از مبدا و روند زمانی
INF	-۴/۷۰ (۰/۰۰)	-۴/۷۴ (۰/۰۰)

توضیح: اعداد داخل پرانتز، مقادیر احتمال آماره آزمون را نشان می‌دهند.
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس ـ پرون که نشان‌دهنده پایایی متغیر نرخ تورم در سطح است، نمودار همبستگی نگار[1] برای سطح این متغیر رسم شده است. همچنین، برای تعیین وقفه بهینه مرتبه خودرگرسیونی و میانگین متحرک، از معناداری ضرایب و همچنین، کمترین میزان معیارهای شوارتز[2] و آکائیک[3] استفاده شده و بر این اساس، نتایج برآورد مدل منتخب در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول شماره (۲). نتایج برآورد مدل برای تعیین رفتار نرخ تورم

شرح	ضریب	مقدار آماره t	مقدار احتمال (PV)
C	۳۳۹/۸۰	۳/۸۱	۰/۰۰
AR(1)	۰/۳۶	۲/۷۶	۰/۰۰
آماره شوارتز	۱۴/۹۲		
آماره آکائیک	۱۴/۸۴		

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول شماره (۲) نشان می‌دهد که ضرایب خودرگرسیونی مرتبه اول و عرض از مبداء، از لحاظ آماری معنادار هستند. در مرحله بعد، وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای جملات اخلال برای مدل ARMA(1,0) با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی[4] بررسی شده و نتایج این بررسی در جدول شماره (۳) ارائه شده است.

جدول شماره (۳). نتایج آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلال

مقدار آماره آزمون F	مقدار آماره آزمون LM
۰/۲۱ (۰/۸۰)	۰/۴۶ (۰/۷۹)

توضیح: اعداد داخل پرانتز، مقادیر احتمال آماره آزمون را نشان می‌دهند.
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول شماره (۳)، می‌توان عنوان کرد که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال، رد نشده و بر این اساس، جملات اخلال

1. Correlogram
2. Schwarz
3. Akaike
4. Serial Correlation LM test

خودهمبسته نیستند.

گام بعدی در برآورد مدل GARCH، بررسی ناهمسانی واریانس در جملات اخلال معادله ARMA(1,0) با استفاده از آزمون وایت است. نتایج بررسی ناهمسانی واریانس در جملات پسماند در جدول شماره (٤) گزارش شده است.

جدول شماره (٤). نتایج آزمون وایت برای مدل تورم

مقدار آماره آزمون F	مقدار آماره آزمون LM
۴/۴۳ (۰/۰۱)	۷/۹۳ (۰/۰۱)

توضیح: اعداد داخل پرانتز، مقادیر احتمال آماره آزمون را نشان می‌دهند.
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول شماره (٤)، فرضیه صفر مبنی‌بر همسانی واریانس بین جملات اخلال رد شده و ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال مورد تأیید قرار نگرفته است.

آخرین گام، برآورد معادله واریانس شرطی جمله اخلال، تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. برای این منظور، مجذور جملات اخلال معادله میانگین برآورد شده و سپس براساس نمودار همبستگی نگار، معیارهای اطلاعاتی شوارتز ـ بیزین، آکائیک و همچنین معناداری ضرایب در مدل GARCH، بهترین مدل برازش‌شده برای برآورد شاخص نااطمینانی تورم به‌صورت GARCH(0,1) تعیین شده است. نتایج برآورد مدل در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

جدول شماره (۵). نتایج برآورد مدل ARCH(1) برای تورم

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (PV)
ht	----	----	----
C	۳۲/۵۲	۲/۷۱	۰/۰۰
Ɛt2	۰/۶۶	۵/۰۰	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

مدل برآوردشده مندرج در جدول شماره (۵)، شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را تأمین می‌نماید. مشخصاً، مجموع ضرایب برابر با ۰/٦٦ است که کوچک‌تر از یک است. همچنین، شرط کافی، یعنی مثبت و معنادار بودن ضرایب عرض از مبدأ و ضریب مجذور وقفه‌دار جمله اختلال، نیز برقرار است.

۱-۳. برآورد مدل رگرسیون انتقال یکنواخت (STR)

نخستین گام در برآورد یک مدل STR، تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای مدل است. این مهم با توجه به معناداری آماری بالاترین وقفه متغیرهای تحقیق انجام شده است. بر این اساس، وقفه بهینه برای تغییرات قیمت واردات (DPIMP)، تغییرات تولید ملی(DY)، تورم (INF) و تغییرات نرخ ارز(DEX) برابر با یک و شاخص نااطمینانی تورم (HINF) برابر با دو درنظر گرفته شده است. بعد از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای تحقیق، گام بعدی تعیین نوع مدل از نظر خطی و یا غیرخطی بودن براساس آماره آزمون F است که در صورت رد فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر خطی بودن مدل و تأیید غیرخطی بودن مدل، باید متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی براساس آماره آزمون‌های F، F_2، F_3 و F_4 تعیین شود. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب جدول شماره (٦) ارائه شده است. با توجه به مقدار احتمال آماره آزمون F مندرج در جدول شماره (٦)، فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر خطی بودن مدل برای متغیر نااطمینانی تورم و وقفه اول آن رد شده و فرض غیرخطی بودن برای این متغیرها پذیرفته شده است.

جدول شماره (٦). انتخاب نوع مدل و متغیر انتقال

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	مدل پیشنهادی
HINF(t)*	۰/۰۰	۰/۳۴	۰/۱۱	۰/۰۰	LSTR1
HINF(t-1)	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۲	۰/۵۷	LSTR1
HINF(t-2)	۰/۰۷	۰/۳۴	۰/۰۰	۰/۹۶	Linear

* مناسب‌ترین متغیر انتقال پیشنهادی را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات تحقیق

گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال پیشنهادی برای مدل غیرخطی است. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را مورد آزمون قرار داد، ولی اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد می‌شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول شماره (٦) متغیر *HINF(t) تعیین می‌شود. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال *HINF(t) با توجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4 گام بعدی در برآورد یک مدل STR است. با توجه به نتایج گزارش‌شده در جدول شماره (٦)، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال *HINF(t)، مدل رگرسیون انتقال یکنواخت با تابع

انتقال لجستیک دورژیمی (LSTR1) است.

حال با توجه به گام‌های پیشین، در ادامه مدل منتخب، برآورد شده است. برآورد مدل تحقیق خود شامل دو مرحله است که مرحله اول آن، انتخاب مقادیر اولیه برای متغیرهای پارامتر یکنواختی γ و مقدار آستانه‌ای C و مرحله دوم آن شامل برآورد نهایی الگوی تحقیق است. نرم‌افزار Jmulti نقاط اولیه مناسب برای پارامترهای γ و C را به‌ترتیب ۹ و ۸۴۹ محاسبه کرده است که این مقادیر اولیه برای مرحله بعد، یعنی برآورد مدل استفاده شده‌اند.

در این مرحله با استفاده از الگوریتم نیوتن ـ رافسن پارامترهای مدل برآورد شده و نتایج برآورد در جدول شماره (۷) ارائه شده است. براساس نتایج گزارش‌شده در این جدول، ضرایب متغیرهای مدل همگی معنادار برآورد شده‌اند. مقادیر نهایی برای پارامتر یکنواختی(γ)۲/۷۳ و همچنین، برای مقدار آستانه‌ای تورم برابر با۱۰۸۵/۳ برآورد شده است. بنابراین تابع انتقال به‌صورت زیر است:

(۱۸)

$$G\left(2.73,1085.3,HINF_t\right)=\left(1+\exp[HINF_{t-1}-1085.3]\right)^{-1}$$

جدول شماره (۷). نتایج برآورد نهایی مدل- قسمت خطی

قسمت خطی	ضریب (ϕ)	مقدار آماره t	ارزش احتمال آماره t
C	۰/۲۴	۱/۹۳	۰/۰۵
INF(t-1)	۰/۳۴	۲/۱۸	۰/۰۳
DY(t)	-۰/۴۲	-۲/۵۲	۰/۰۱
DEX(t)	-۰/۰۷	-۱/۸۶	۰/۰۶
DPIMPt	-۰/۰۴	-۲/۵۶	۰/۰۱
DY(t-1)	۰/۳۴	۲/۶۸	۰۰/۰
DEX(t-1)	۰/۰۸	۲/۲۳	۰/۰۳
DPIMP(t-1)	۰/۰۵	۲/۴۷	۰/۰۱

نتایج برآورد نهایی مدل ـ قسمت غیرخطی

قسمت غیرخطی	ضریب (θ)	مقدار آماره t	ارزش احتمال آماره t
DEX(t)	۰/۰۲	۳/۷۸	۰/۰۰
DEX(t-1)	-۰/۰۱	-۱/۸۹	۰/۰۶
AIC	۴/۵۴		
SC	۵/۰۲		
HQ	۴/۷۲		
Adjusted R2	۰/۵		

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به روش‌شناسی تحقیق حاضر، در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 است.

بنابراین، برای رژیم اول می‌توان نوشت:[1]

(۱۹)

$$INF_t = 0.24 + 0.34INF_{t-1} - 0.42dY_t - 0.04dP_{IMPt} - 0.07dEX_t + 0.34dY_{t-1} + 0.05dP_{IMP_{t-1}} + 0.08dEX_{t-1}$$

و برای رژیم دوم نیز رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(۲۰)

$$INF_t = 0.24 + 0.34INF_{t-1} - 0.42dY_t - 0.04dP_{IMPt} - 0.05dEX_t + 0.34dY_{t-1} + 0.05dP_{IMP_{t-1}} + 0.07dEX_{t-1}$$

براساس نتایج به‌دست‌آمده در تحقیق حاضر، متغیرهـای DY(t-1)، INF(t-1)، DEX(t-1) و DPIMP(t-1) اثر مثبت و متغیرهای DY(t)، DEX(t) و DPIMPt اثر منفی بر نرخ تـورم دوره جاری دارند. ضریب باوقفه نرخ تورم، مثبت و برابر با ۰/۳٤ اسـت کـه نشـان می‌دهد تورم دوره قبلی اثر مثبتی بر تورم دوره جاری دارد. مجمـوع ضـرایب رشـد تولید حقیقی برابر با ۰/۰۸- به‌دست آمده است که نشان‌دهنده ایـن مهـم اسـت کـه رشد تولید حقیقی موجب کاهش تورم طی دوره مورد مطالعه شده است. همچنـین، جمع ضرایب قیمت واردات برابر ۰/۰۱ است که نشان می‌دهد رشد قیمـت واردات به پول خارجی تأثیر مثبتی بر تورم دارد. در دامنه‌های پایین نااطمینانی، یعنـی رژیـم اول، مجموع ضرایب دوره جاری و با وقفه عبور نرخ ارز برابر با ۰/۰۱ برآورد شـده است ولی با افزایش سطح نااطمینانی و همگام با وارد شدن به رژیم دوم، عبور نـرخ ارز به ۰/۰۲ افزایش یافته است. به‌عبـارت دیگـر، طـی دوره زمـانی مـورد مطالعـه، نااطمینانی تورم اثر مثبت و معناداری بر عبور نرخ ارز ایـران داشـته اسـت. ضـرایب متفاوت متغیر نرخ ارز در دو رژیم نیز نشان می‌دهد که بسـته بـه سـطح نااطمینـانی تورم، عبور نرخ ارز متفاوت است.

بعد از برآورد مدل، ارزیابی مدل صورت می‌گیرد. این مرحله با بررسی آزمـون عدم وجود خطای خود همبستگی آغاز می‌شود. این آزمون با لحـاظ کـردن ۸ وقفـه

---

۱. در مدل رگرسیون انتقال یکنواخت (STR)، علامت مجموع ضرایب باوقفه و دوره جاری متغیر تولید حـائز اهمیت بوده و در تحلیل نتایج این الگو، اثر آنها به‌صورت جداگانه مورد توجـه قـرار نمـی‌گیـرد. در مطالعـات مختلف نیز (همچون نوگیرا و لدسما،۲۰۱۰)، علامت دوره جـاری و بـا وقفـه ایـن متغیـر عمومـاً بـه‌صـورت یکی‌درمیان (مثبت، منفی) یا (منفی، مثبت) به‌دست آمده است.

انجام شده که مقادیر احتمال آماره آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت به‌ترتیب برابر با (۰/٤۹)، (۰/٥٤)، (۰/۳٦)، (۰/۱۲)، (۰/۱۷)، (۰/۳٤)، (۰/٤۰) و (۰/۲۸) برآورد شده است. بر این اساس، فرضیه صفر آزمون مبنی‌بر عدم وجود خطای خودهمبستگی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به مقدار احتمال آماره آزمون F (۰/۷۹)، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد مناسبی تأیید می‌شود. بدین‌ترتیب، در مجموع، مدل توانسته است رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند. آزمون دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. مقدار احتمال آماره F این آزمون برای تابع انتقال H_2، ۰/۰٦ برآورد شده است که براساس آن، فرضیه صفر آزمون مبنی‌بر یکسان بودن ضرایب در قسمت‌های خطی و غیرخطی در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد می‌شود.

علاوه‌بر این آزمون‌های اصلی، در مدل STR می‌توان آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera را نیز به‌ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقی‌مانده‌ها به‌کار برد. براساس آزمون ARCH-LM، مقادیر احتمال آماره‌های F و χ^2 به‌ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۷۹ برآورد شده است. براساس مقدار احتمال برای این آماره‌ها، فرضیه صفر آزمون مبنی‌بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط خودرگرسیونی (ARCH) در سطح معناداری یک درصد را نمی‌توان رد کرد. در ضمن، مقدار احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، ۰/٤٦ برآورد شده است که بر این اساس، فرضیه صفر مبنی‌بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسب رد نمی‌شود؛ ازاین‌رو، می‌توان عنوان کرد که پسماند مدل دارای توزیع نرمال است. به‌طور خلاصه، براساس آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی منتخب از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی اثرگذاری غیرخطی نااطمینانی تورم بر میزان عبور نرخ ارز است. برای این منظور، یک مطالعه موردی برای اقتصاد ایران طی

دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳٤۲ انجام شده و به‌منظور تبیین اثرگذاری غیرخطی نااطمینانی تورم بر عبور نرخ ارز، از مدل رگرسیون انتقال یکنواخت با تابع انتقال لجستیک دورژیمی به‌عنوان الگوی بهینه استفاده شده است.

براساس نتایج برآورد مدل تحقیق حاضر، مجموع ضرایب متغیر نرخ ارز (عبور نرخ ارز) در رژیم اول برابر با ۰/۰۱ و در رژیم دوم برابر با ۰/۰۲ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد طی دوره زمانی مورد مطالعه، نااطمینانی تورم اثر مثبت و معناداری بر عبور نرخ ارز ایران داشته است. به‌عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی تورم و هم‌زمان با ورود به رژیم دوم، اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم داخلی دو برابر شده است که نشانگر تأثیرپذیری بالای عبور نرخ ارز از نااطمینانی تورم است.

نقش عبور نرخ ارز پایین، در موفقیت سیاست‌های پولی و سیاست‌های ارزی که برای اهداف مختلف به‌ویژه بهبود تراز تجاری اجرا می‌شوند، بسیار حائز اهمیت است. عبور نرخ ارز بالا به‌معنی تأثیرپذیری زیاد اقتصاد داخل از شوک‌های خارجی است و چنانچه کشور قصد عبور از نظام ثابت ارزی به شناور را داشته باشد، عبور پایین نرخ ارز موفقیت این سیاست را تضمین می‌کند. ازآنجاکه کاهش نااطمینانی تورم، نقش مهمی در کاهش عبور نرخ ارز دارد، توصیه می‌شود به توالی سیاست‌های اقتصادی در کشور توجه شود. بنابراین، به‌نظر می‌رسد سیاست‌های کاهش نااطمینانی تورم باید مقدم بر سیاست‌های ارزی درنظر گرفته شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف ـ فارسی

اصغرپور، حسین؛ سجودی، سکینه و مهین اصلانی‌نیا. ۱۳۹۰. «تحلیل تجربی میزان اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران»، ***فصلنامه پژوهش‌های علوم اقتصادی***، سال یازدهم، شماره سوم، پاییز.

اندرس، والتر. ۱۳۸٦. ***اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی***، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق(ع).

حقیقت، جعفر و رسول حسین‌پور. ۱۳۸۸. «اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادرات کشمش در ایران»، ***پژوهش‌های علوم اقتصادی***، سال نهم، شماره یک، نیمه اول ۱۳۸۹.

کازرونی، علیرضا؛ فشاری، مجید بهزاد و سلمانی. ۱۳۹۱. «تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران»، ***فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران***، سال اول، شماره دوم، تابستان.

مزینی، امیرحسین و کاظم یاوری. ۱۳۸٤. «اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور»، ***فصلنامه پژوهش‌های علوم اقتصادی***، شماره چهارده، زمستان.

موسوی محسنی، رضا و مینا سبحانی‌پور. ۱۳۸۵. «بررسی گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران»، ***پژوهش‌های علوم اقتصادی***.

ب ـ انگلیسی

Alper, K. 2003. "Exchange Rate Pass-Through To Domestic Prices in Turkish Economy", ***Approval of the Graduate School of Social Sciences***, pp. 88-104.

Anaya, J. 2000. ***Exchange Rate Pass-Through and Partial Dollarization: Is there A Link***, Center for Research on Economic Developments and Policy Reform.

Athukorala, P. 1991. "Exchange Rate Pass-Through: the Case of Korean Exports of manufactures", ***Economic Letters***, No. 35, pp. 79- 84.

Athukorala, P. and Menon, J. 1994. "Pricing To Market Behavior and Exchange

Rate Pass-Through in Japanese Exports", ***Economic Journal***, No. 104, PP. 81-271.

Ball, L. 1992. "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?", ***Journal of Monetary Economics***, Vol. 29, pp. 371-88.

Cheikh, N. 2013. "The Pass-Through of Exchange Rate in the Context of The European Sovereign Debt Crisis", ***Munich Personal Repec Archive***.

Choudhri, E. and Hakura,D. 2006. "Exchange Rate Pass-Through To Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?", ***Journal of International Money and Finance***, Vol. 25, pp. 614-639.

Devereux, M and Yetman, J. 2010. "Price Adjustment and Exchange Rate Pass-Through", The Reserve Bank of New Zealand.

Devereux, M. and Engle, C. 2002. ***Exchange Rate Pass-Though Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Disconnect***, Carnegie Mellon University Conference Paper.

Flamini, A. 2007. "Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through", ***Journal of International Money and Finance***, No.26, pp. 1113-1150.

García, C. and Restrepo, J. 2001. "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through In Chile", Document De Trabajo Del Banco Central De Chile Working Papers Of The Central Bank Of Chile huérfanos 1175, Primer Piso.

Golob, John, 1994. "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? Federal Reserve Bank of Kansas City", ***Economic Review***, third Quarter, pp. 27-38.

Hagiwara, A. and Shintani, M. 2012. "Exchange Rate Pass-Through and Inflation: A Nonlinear Time Series Analysis", ***Journal of International Money and Finance***, pp. 1-16.

Herzberg, V. and Kapetanios, G. and Price, S. 2003. "Import Prices and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence from the United Kingdom", ***Working Paper***, No.182.

Korhonen, M and Junttila, J. 2012. "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices", ***International Review of Economics and Finance***, No.24, pp. 88–96.

Krugman, P. 1987. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", In Arndt, S and Richard Son, J (Eds), 24, pp. 776-808.

Mccarthy, J. 2000. "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", ***Working Paper***,

No. 79.

Menon, J. 1995a. "Exchange Rate Pass-Trough", ***Journal of Econometric Survey***, 9(2), pp. 197-231.

Menon, J. 1995b. "Exchange Rate Pass Trough Prices for A Small Open Economy", ***Applied Econometrics***, 27(3), pp. 297-301.

Nogueira, R. and Ledesma, M. 2010. "Does Exchange Rate Pass-Through Respond to Measures of Macroeconomic Instability", ***Journal of Applied Economics***, 1, pp. 167-180.

Okun, A. M. 1971. "The Mirage of Steady Inflation", ***Brookings Papers on Economic Activity***, No.2, pp. 485–498

Rogoff, K. 1996. "The Purchasing Power Parity Puzzle", ***Journal of Economic Literature***, Vol. XXXIV, pp. 647-668.

Shintani, M. Hagiwara, A. AND Yabu. 2008. "Tomoyoshi. Exchange Rate Pass-Through and Inflation: A Nonlinear Time Series Analysis", ***Economics and Research Department***, Asian Development Bank.

Takhtamanova, Y. 2010. "Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Through", ***Journal of Macroeconomics***, Elsevier, Vol. 32(4), pp. 1118-1130, December.

Taylor, J. 2000. "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms", ***European Economic Review***, 23(20), pp. 1389-1404.

Ter¨Asvirta, T. 2004. "Smooth Transition Regression Modelling", In H. Utkepohl and M. Kratzig (Eds). Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge, 17.

Van Dijk, D. Teräsvirta, T. and Franses, P. 2000. "Smoot transition auto regressive Models- A Survey of Recent Development", ***Econometric Reviews***, No.2, pp. 1-47.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی