مدلسازی اقتصادسنجی تاثیر تحریم‌ها بر بازار ارز و مکانیسم انتقال آن به متغیرهای اقتصاد کلان ایران

یونس نادمی
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی (ره)
Younesnademi@abru.ac.ir

سید پرویز جلیلی کامجو
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی (ره)
Parviz.jalili@abru.ac.ir

رامین خوچیانی
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی (ره)
Khochiany@abru.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۰۵

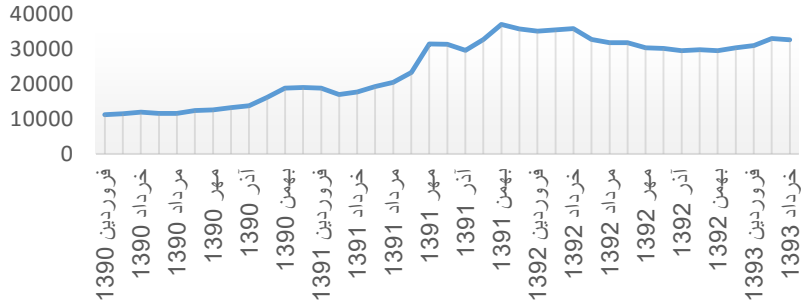
چکیده:
هدف از این مقاله مدلسازی آثار مستقیم تحریم‌ها بر بازار ارز ایران و تاثیر سرریز آن بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور شامل نرخ تورم و بیکاری در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ است. بدین منظور طیف متنوعی از مدلهای اقتصادسنجی شامل مدلهای ARMAX، GARCH و مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدلهای تحقیق نشان داده است که تحریم‌ها سه اثر مستقیم بر بازار ارز دارند که عبارتند از: افزایش نرخ ارز، افزایش شکاف بین نرخ ارز ر سمی و بازار آزاد و افزایش نوسانات نرخ ارز. همچنین نتایج برآورد مدلهای مارکوف سوئیچینگ نشان داده است که تحریم‌ها به طور غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر نرخ تورم و بیکاری تاثیری افزایشی داشته‌اند. به عبارت دیگر افزایش شکاف بین نرخ ارز ر سمی و بازار آزاد، افزایش نو سانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی تاثیری مثبت و معنی‌دار بر هر دو نرخ بیکاری و تورم داشته‌اند.

طبقه‌بندی JEL: F51، F31، F49، O53
واژه‌های کلیدی: تحریم‌ها، بازار ارز، متغیرهای اقتصاد کلان، اقتصاد ایران

۱. مقدمه

تحریم‌های اقتصادی همواره بر بازار ارز اثرگذار بوده است که میزان اثرگذاری آن به شدت تحریم‌ها بستگی داشته است. به عنوان نمونه در نیمه دوم سال ۱۳۹۰ با آغاز تحریم‌های بی‌سابقه بانک مرکزی و تحریم‌های نفتی، بازار ارز دچار جهش یکباره و نوسانات شدیدی شد که نمودار نرخ ارز بازار آزاد نیز تایید کننده این امر است. بطوریکه نرخ دلار آمریکا در بازار آزاد از حدود ۱۰۰۰ تومان در فروردین سال ۹۰ به بیش از ۳۰۰۰ تومان در نیمه دوم سال ۹۱ رسید. این افزایش توام با نوسانات شدید بود که نمودار ۱ نیز تایید کننده این نوسانات است.

نمودار ۱. نرخ ارز ماهیانه بازار آزاد در فاصله فروردین ۱۳۹۰ تا خرداد ۱۳۹۳



منبع: واحد مطالعات بازار دنیای اقتصاد[1]

مهمترین دلیل افزایش پرنوسان نرخ ارز در چند سال اخیر به تحریم‌های نفتی و بانکی بر ضد کشورمان باز می‌گردد. تحریم‌های نفتی منجر به کاهش قابل توجه درآمدهای ارزی کشور گردید و در واقع از دیدگاه عرضه و تقاضای ارز در بازار ارز منجر به کاهش ناگهانی و شدید عرضه ارز در بازار شد و بالتبع افزایش شدید نرخ ارز را به دنبال داشت. از سوی دیگر تحریم‌های بانکی بخصوص تحریم بانک مرکزی منجر به مختل شدن مبادلات پولی کشور شد و فعالیت‌های بازرگانی کشور را دچار اختلالات فراوانی نمود لذا درآمدهای حاصل از صادرات غیرنفتی نیز دچار اختلالات جدی شد. از طرف تقاضا اما همچنان

[1] . http://demru.com

واردکنندگان کشور نیازی مبرم به ارز داشتند که به دلیل کمبود منابع ارزی، تامین ارز نیازهای وارداتی کشور دچار مشکلات عدیده‌ای گشت. در چنین فضایی تخصیص ارز به واردات اولویت بندی شد و حتی برخی کالاها مشمول عدم تخصیص ارز دولتی شدند و لذا نتیجه آن افزایش ناگهانی قیمت بسیاری از کالاها بود. بسیاری از تولیدات کشور به جهت وابستگی به واردات کالاهای واسطه‌ای و مواد اولیه دچار کاهش تولید و در برخی موارد به تعطیلی بنگاه منجر گردید. بنگاههای تولیدی برای رهایی از زیان ناچار شدند یا قیمت‌ها را افزایش دهند و یا کیفیت و حجم کالای تولیدی خود را کاهش دهند.

از سوی دیگر افزایش نوسانات نرخ ارز منجر به ورود گسترده سفته‌بازان به بازار ارز شد و حجمی قابل توجه از نقدینگی سرگردان کشور وارد این بازار شد که این پدیده خود به افزایش شدید نرخ ارز و ایجاد انتظارات تورمی در این بازار کمک می‌نمود.

یکی از دلایل ایجاد تورم رکودی در سالهای پس از تحریم در اقتصاد ایران به جهش یکباره نرخ ارز در پی تحریم‌های اقتصادی باز می‌گردد. البته دلایل دیگری از قبیل اجرای نادرست قانون هدفمندی یارانه‌ها و برخی سوءمدیریت‌ها در سیاستگزاری اقتصادی کشور نیز در وقوع پدیده تورم رکودی موثر بوده‌اند.

بدلیل آنکه نرخ ارز از منظر تولیدکننده برای واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مواد اولیه یکی از مهمترین اقلام هزینه‌های تولید محسوب می‌شود لذا افزایش شدید آن همچون یک شوک طرف عرضه عمل نمود و به بیان اقتصاد کلان منحنی عرضه کل اقتصاد را به سمت چپ جابجا نمود و در نتیجه از منظر منحنی فیلیپس نیز منجر به انتقال به سمت بالای منحنی فیلیپس و افزایش همزمان تورم و بیکاری گردید. علاوه بر آن بسیاری از کالاهای وارداتی کشور که جنبه مصرفی داشتند نیز دچار جهش قیمتی گردیدند و این پدیده بطور مستقیم بر افزایش شاخص قیمتها تاثیر گذاشت. لذا تورم حاصل از افزایش نرخ ارز بسیار شدید و لجام گسیخته شده بود.

مسئله اصلی این مقاله بررسی چگونگی تاثیرگذاری تحریم‌ها در بازار ارز و سپس تاثیرگذاری آن بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور است. به عبارت دیگر ابتدا تاثیر تحریم‌ها بر بازار ارز بررسی می‌شود که سه فرضیه برای آن وجود دارد: ۱- تحریم‌ها موجب افزایش نرخ ارز می‌شوند. ۲- تحریم‌ها موجب افزایش نوسانات ارزی می‌شوند. ۳- تحریم‌ها موجب افزایش شکاف بین نرخ ارز اسمی و بازار آزاد می‌شوند. این سه تحول ایجاد شده

ناشی از تحریم‌ها را با الگوهای اقتصادسنجی آزمون می‌کنیم. سپس در صورت تایید تاثیر تحریم‌ها از سه کانال یاد شده، تاثیر آنها را بر برخی شاخص‌های مهم اقتصاد کلان همچون نرخ تورم و نرخ بیکاری بررسی می‌کنیم تا اثرات تحریم‌ها از کانال بازار ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان را شناسایی نماییم.

ساختار مقاله حاضر دارای پنج قسمت است. بخش بعدی به ادبیات نظری اختصاص یافته است. در بخش سوم تاثیر تحریم‌ها بر بازار ارز و تاثیر آن بر متغیرهای تورم و بیکاری مدلسازی شده است. بخش چهارم به نتایج برآورد مدلهای تحقیق اختصاص یافته است و در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. ادبیات نظری

۲-۱. مکانیسم انتقال تحریم‌ها بر نرخ بیکاری

تحریم‌ها می‌توانند موجب نوسانات نرخ ارز و همچنین شکاف نرخ ارز اسمی و بازار آزاد می‌شوند. نوسانات نرخ واقعی ارز و انحراف آن از مسیر تعادلی، به شکل‌های گوناگون بر بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی و به‌ویژه بخش تولید انعکاس می‌یابد. زیرا این نوسانات، بیانگر بی‌ثباتی و عدم قطعیت زیاد در روند قیمت‌های نسبی، افزایش ریسک و کوتاه شدن افق سرمایه‌گذاری، هزینه‌های تعدیل بالا به علت جابه‌جایی تولید بین بخش‌های تجاری و غیرتجاری و بی‌ثباتی بازارهای مالی به علت اثر انتظارات تغییر نرخ ارز در نوسانات نرخ بهره می‌باشد. هم‌چنین، انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن، به توزیع نامناسب منابع، تخریب عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و افزایش فرار سرمایه، کاهش کارایی اقتصادی، کاهش تولید و در نهایت کاهش اشتغال منجر می‌شود (دوماک و شابیق[1] گالا و لوکیندا[2] ۲۰۰۶، حلافی و همکاران ۱۳۸۳، جلایی و خسروی ۱۳۸۵، زبیری و علمی ۱۳۸۸).

ساختار بازار واکنش تقاضای کار به تغییرات نرخ ارز را به شدت متاثر می‌کند. در شرایط رقابت انحصاری با سود صفر، افزایش نرخ ارز (همان‌گونه که در فوق تشریح شد) منجر به

[1] . Domac & Shabsigh
[2] . Gala & Lucinda

افزایش تولید و در نتیجه افزایش تقاضای کار می‌شود. اما دلالت‌های آن در بازار انحصار چندجانبه کاملا متفاوت است. با توجه به آن که در بازار انحصار چند جانبه صنایع این امکان وجود دارد که با تغییر نرخ ارز قیمت محصولات تولیدی، هم در بازار داخلی و هم در بازار خارجی تغییر کند، لذا واکنش تولید و در نتیجه اشتغال به تغییرات نرخ ارز در این نوع بازار محدودتر خواهد بود و عمده تعدیلات در حاشیه سود بنگاه نمایان می‌شود. بنابراین، شدت اثر پذیری نرخ بیکاری از نرخ ارز رابطه معکوس با درجه انحصار بازار دارد (آلایانیس و ایهریگ[1]۲۰۰۱). علاوه بر این، نوع تغییرات و شوک‌های ارز بر شدت تعدیلات تاثیر می‌گذارد. چون انجام تعدیل هزینه‌بر است، بنگاه‌ها در مواجهه با شوک موقت ارزی اقدام به تعدیل نیروی کار خود نمی‌کنند. هنگامی که نرخ ارز در معرض نوسانات زیاد و مداوم است، بنگاه‌ها نمی‌توانند تشخیص دهند که این تغییرات موقتی و یا دائمی هستند. بنابراین تعدیل نیروی کار تا به ثبات رسیدن بازار ارز به تعویق می‌افتد. بنابراین، نااطمینانی در بازار ارز اثر نرخ ارز بر نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد (لیونگ و یوان[2]۲۰۰۵). بدین ترتیب، تغییرات نرخ ارز از دو کانال اثر جانشینی و اثر تولیدی مستقیما نرخ بیکاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد ضمن این که خود این دو کانال از شرایط و عوامل متفاوت از قبیل درجه وابستگی صنایع، ساختار بازار محصول و ناطمینانی در بازار ارز متاثر می‌شوند. از طرف دیگر، در شرایطی که اختلاف قابل توجهی بین قیمت رسمی نرخ ارز و قیمت بازار آزاد وجود داشته باشد، تولیدکنندگان مختلف به جای تلاش برای افزایش سوددهی خود از طریق تمرکز بر بهبود کیفیت و قیمت محصولات تولیدی، بخش عمده وقت و انرژی خود را بر تلاش به منظور دست‌یابی هر چه بیش‌تر به دلار با قیمت دولتی متمرکز خواهند نمود، که باعث می‌شود تلاش برای بهره‌گیری از ارتباطات به منظور کسب رانت، جایگزین تلاش‌های مولد اقتصادی گردد. هم‌چنین، وجود اختلاف قابل توجه بین قیمت رسمی و قیمت بازار آزاد انواع ارز، در تلفیق با پایین بودن نرخ سود سپرده‌های بانکی، وضعیت را برای انحراف سپرده‌های بانکی و نیز سرمایه‌های مولد اقتصادی به سمت بازار ارز فراهم می‌سازد. لذا، انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن به توزیع نامناسب منابع، افزایش رانت جویی، تخریب عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی، افزایش فرار سرمایه،

[1]. Allayannis and Ihrig
[2] . Leung & Yuen

کاهش کارایی اقتصادی و در نهایت به کاهش خلق فرصت‌های شغلی منجر می‌گردد و افزایش نرخ بیکاری را به همراه دارد.

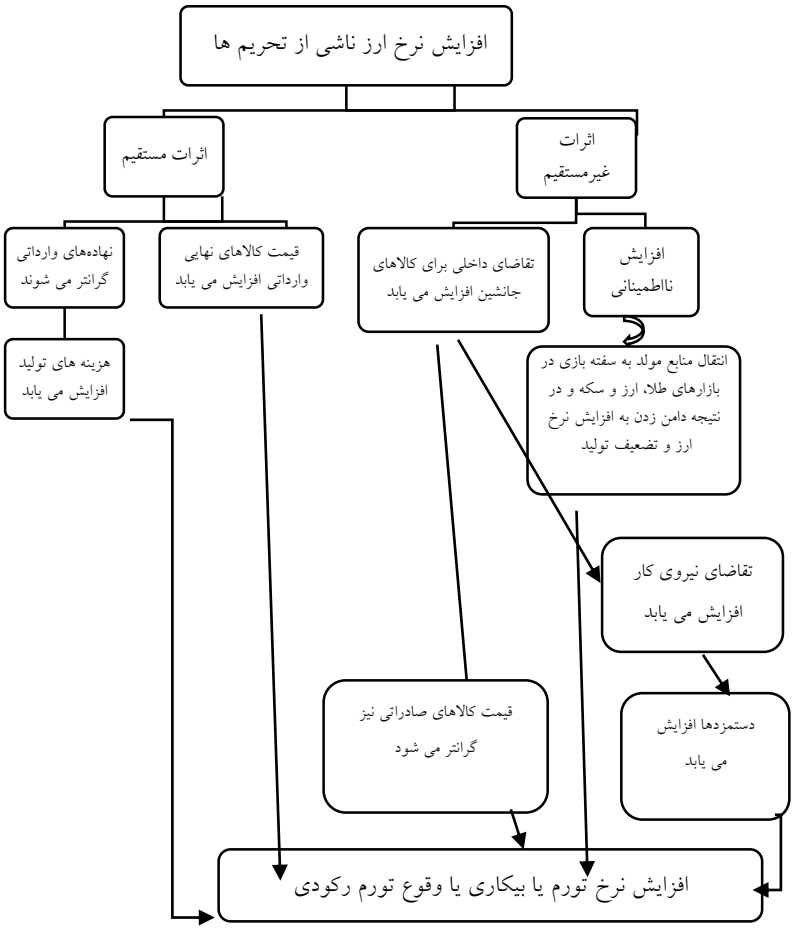
۲-۲. مکانیسم انتقال تحریم‌ها بر نرخ تورم

دورنبوش[1](۱۹۸۷) برای اولین بار به بررسی دقیق و مدل‌سازی نحوه تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمتها پرداخته است؛ به عبارتی مطالعه دورنبوش پایه گذار سایر مطالعات دربارهٔ نحوه انتقال تغییرات نرخ ارز بر قیمتها بوده است که این انتقال تغییرات می‌تواند منشاء تحریم داشته باشد. وی در مطالعه خود رابطه نرخ ارز و قیمتهای داخلی را بر حسب میزان تمرکز بازار، میزان واردات، جانشینی واردات و تولیدات داخلی مورد بررسی قرار داده است (خوشبخت و اخباری ۱۳۸۶). پس از آن، مطالعات متعددی در رابطه با اثر نرخ ارز بر تورم انجام شده که بطور کلی می توان به دو کانال اثرات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم بندی کرد. نمودار (۲)سازوکار اثرگذاری تغییرات نرخ ارز ناشی از تحریم‌ها بر تورم و بیکاری را نشان می‌دهد. در رابطه با اثر شکاف نرخ ارز بر تورم، ادواردز[2](۱۹۸۸) بیان میکند که تنظیم نامناسب نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش کارایی، تخصیص نامناسب منابع اقتصادی، ازدست دادن ذخایر بین المللی، تضعیف انگیزه‌های تولید در بخشهای مختلف و عدم تعادل کلان اقتصادی شود. از طرف دیگر، انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی باعث عدم اطمینان می‌شود و این عدم اطمینان از دو طریق می‌تواند آثار منفی بر اقتصاد برجای گذارد. اول اینکه موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی شده و بر انباشت سرمایه اثر منفی می‌گذارد (رازین و کالینز[3]۱۹۹۷). دوم، عدم اطمینان نرخ ارز باعث افزایش هزینه‌های تجارت می‌شود، و بر قدرت رقابت تجاری تأثیر منفی خواهد داشت. این وضعیت به‌ویژه در اقتصادهایی بیشتر ظاهر می شود که که امکان انجام مبادلات تأمینی در آنها کم تر است (رازین و کالینز ۱۹۹۷).

---

[1] . Dornbusch
[2] . Edwards
[3] . Razin & Collins

نمودار ۲. سازوکار اثرگذاری تغییرات نرخ ارز ناشی از تحریم‌ها بر تورم و بیکاری



(منبع: برگرفته از مبانی نظری بخصوص مطالعه خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۶)

هر یک از این عوامل می‌تواند موجب افـزایش هزینـه‌هـا شـده و موجب افزایش تورم گردد. دیدگاه دیگر بیان می‌کند که انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی آن، باعث ایجـاد هزینـه‌هایی برای اقتصاد می‌شود. در همین راستا اگر ارزش‌گذاری پول ملی در برابر پـول خـارجی بـیش از سطح تعادلی باشد ممکن است موجب کاهش رقابت در سطح بـین الملـل بـرای یـک کشـور شده و اگر ارزش‌گذاری پول ملی در برابر پـول خـارجی کـم تـر از سـطح تعـادلی باشـد از طریـق افزایش قیمت کالاهای وارداتی واسطه‌ای و افزایش

تقاضای کل منجر به ایجاد فشار تورمی می‌شود. امکان بروز این وضعیت در کشورهایی با نرخ بالا و ماندگار تورم مانند ایران قویتر است. بر این اساس اگر منبع اصلی تورم خارجی باشد انتظار می‌رود تورم در دوره‌هایی که نرخ ارز به مقدار زیاد بیش از سطح تعادلی است، پایدار بوده و با تعدیل نرخ ارز این وضعیت برطرف شود (جیانلیس و کوکورتاکیس[1] ۲۰۱۳).

۳. مدلسازی اقتصادسنجی تحریم بر بازار ارز و آثار سرریز آن بر متغیرهای اقتصاد کلان

یکی از فرضیه‌های تحقیق این است که تحریم‌ها موجب سه اثر مستقیم بر بازار ارز می‌شوند که عبارتند از افزایش نرخ ارز، شکاف بین نرخ ارز اسمی و بازار آزاد و نوسانات نرخ ارز. برای آزمون صحت این سه اثر از سه معادله‌ی زیر استفاده می‌شود:

۳-۱. معادله اول: تاثیر تحریم‌ها بر افزایش نرخ ارز

برای آزمون این فرضیه از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\mathrm{Exc_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Sanction_t} + \alpha_2 \mathrm{AR(1)} + \alpha_3 \mathrm{AR(2)} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن Exc_t نرخ ارز بازار آزاد، $Sanction_t$ شاخص شدت تحریم‌های اقتصادی است که از مطالعه‌ی گرشاسبی و یوسفی (۱۳۹۵) استخراج شده است و با همان روش تعمیم داده شده است. گرشاسبی و یوسفی(۱۳۹۵) با به کارگیری روش تحلیل عاملی اکتشافی شاخص تحریم را معرفی و سری زمانی این شاخص را برآورد می‌کنند. در این خصوص دوازده متغیر که دارای اثرپذیری بالایی از تحریم‌ها بودند در فرایند شاخص‌سازی تحریم مورد بهره‌برداری قرار گرفتند. $AR(1)$ و $AR(2)$ نیز به دلیل وجود خودهمبستگی نرخ ارز در مدل لحاظ می‌شود که البته برای مدلسازی آن از متدولوژی باکس-جنکینز[2] و روش $ARMAX$ در بحث سری زمانی استفاده شده است. این معادله را با روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌کنیم و با آماره‌ی t می‌توان معنی داری α_1 را آزمون نمود که در صورت معنی‌داری و مثبت بودن ضریب، فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار بودن تحریم‌ها بر

[1]. Giannellis & Koukouritakis
[2]. Box-Jenkins

نرخ ارز تایید می‌شود و در صورت بی‌معنی بودن ضریب α_1 این فرضیه را نمی‌توان قابل قبول دانست.

۳-۲. معادله‌ی دوم: تاثیر تحریم‌ها بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد

برای آزمون این فرضیه از رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

$$\mathrm{GapExc_t} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Sanction_t} + \beta_2 \mathrm{AR(1)} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن $GapExc_t$ شکاف بین نرخ ارز رسمی با نرخ بازار آزاد، $Sanction_t$ شاخص شدت تحریم‌های اقتصادی است و با آماره‌ی t می‌توان معنی‌داری β_1 را آزمون نمود که در صورت معنی‌داری و مثبت بودن ضریب، فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار بودن تحریم‌ها بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد اثبات می‌شود و در صورت بی‌معنی بودن ضریب β_1 این فرضیه را نمی‌توان قابل قبول دانست. $AR(1)$ نیز به دلیل وجود خودهمبستگی نرخ ارز در مدل لحاظ می‌شود که البته برای مدلسازی آن از متدولوژی باکس-جنکینز و روش *ARMAX* در بحث سری زمانی استفاده شده است.

۳-۳. معادله‌ی سوم: تاثیر تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز

برای برآورد تاثیر تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز از معادله *GARCH* استفاده می‌کنیم تا بتوانیم واریانس ناهمسانی شرطی نرخ ارز که به نوسانات نرخ ارز تعبیر می‌شود را بدست آوریم و تاثیر تحریم‌ها را بر نوسانات نرخ ارز بدست آوریم. تصریح این معادله به شرح زیر می‌باشد:

$$\mathrm{Exc_t} = \delta + \mu\, \mathrm{AR(1)} + \varepsilon_t = \delta + \mu\, \mathrm{AR(1)} + \eta_t \sqrt{\mathrm{h_t}} \qquad (۳)$$

$$\mathrm{h_t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \rho \mathrm{h_{t-1}} + \theta\, \mathrm{Sanction_t} \qquad (۴)$$

که در آن Exc_t نرخ ارز بازار آزاد است و h_t نوسانات نرخ ارز است که تابعی از ε_{t-1}^2 (مقادیرمجذور با وقفه جزء خطای معادله ۳) و تابعی از وقفه خود (h_{t-1}) و همچنین تابعی از $\mathrm{Sanction_t}$ یا همان شاخص شدت تحریم‌هاست. این معادله را با روش ماکزیمم درستنمایی برآورد می‌کنیم و با آماره‌ی t می‌توان معنی‌داری θ را آزمون کنیم که در صورت معنی‌داری و مثبت بودن ضریب θ، فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز اثبات می‌شود و در صورت بی‌معنی بودن ضریب θ این فرضیه را نمی‌توان قابل قبول دانست.

۳-۴. تصریح مدل تاثیرگذاری تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان

در صورت اثبات فرضیه اثرگذاری تحریم‌ها بر بازار ارز از سه طریق افزایش نرخ ارز، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و افزایش نوسانات نرخ ارز، می‌توان تاثیر این عوامل را بر متغیرهای اقتصاد کلان مدلسازی نمود. به عبارت دیگر این مدلها می‌توانند منعکس‌کننده تاثیر غیرمستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان باشند.

۳-۴-۱. تصریح مدل چهارم: برآورد اثر غیر مستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ بیکاری (اثرات شکاف ارز، نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی بر بیکاری)

به منظور برآورد اثر تاثیر غیرمستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ بیکاری (اثرات شکاف ارز، نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی بر بیکاری)، با استفاده از مبانی نظری و مدلهای چیمنانی و همکاران[1](۲۰۱۲) و پتانلار و همکاران (۱۳۹۴) مدل اقتصاد سنجی زیر تصریح شده است:

$$UN_t = \beta_0 + \beta_1 GapExc_t + \beta_2 Exc_t + \beta_3 h_t + \beta_4 Growth_t + \beta_5 GS_t + \beta_6 UN_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در معادله فوق UN_t نرخ بیکاری، $GapExc_t$ شکاف نرخ ارز، Exc_t نرخ ارز واقعی بازار آزاد، h_t نوسانات نرخ ارز، $Growth_t$ رشد اقتصادی، GS_t اندازه دولت، UN_{t-1} وقفه اول نرخ بیکاری و در نهایت ε_t جزء اخلال است. به دلیل وجود نرخ‌های نسبتا بالا و همچنین نرخ‌های نسبتا پایین بیکاری در دوره زمانی تحقیق یعنی سالهای ۱۳۵۷-۱۳۹۴ به منظور دستیابی به نتایج واقعی‌تر و لحاظ نمودن پویایی‌های تغییر نرخ بیکاری از تصریح مارکوف سوئیچینگ برای معادله ۵ استفاده شده است بطوریکه دو رژیم بیکاری بالا و پایین برای نرخ بیکاری فرض می‌شود و معادله ۵ بصورت معادله ۶ تغییر می‌کند:

$$UN_t^{\,i} = \beta_0^{\,i} + \beta_1 GapExc_t + \beta_2 Exc_t + \beta_3 h_t + \beta_4 Growth_t + \beta_5 GS_t + \beta_6 UN_{t-1} + \varepsilon_t^{\,i} \quad (۶)$$

که در آن اندیس i نشان دهنده نوع رژیم است که در اینجا دو رژیم ۱ و ۲ فرض شده

[1]. Chimnani et. al

است.

۳-۴-۲. تصریح مدل دوم: برآورد اثر غیر مستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ تورم (اثرات شکاف ارز، نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی بر تورم)

به منظور برآورد اثرات غیرمستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ تورم (اثرات شکاف ارز، نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی بر تورم)، با استفاده از مبانی نظری ارائه شده و مقاله سامانی پور و همکاران (۱۳۹۵)، مدل اقتصاد سنجی زیر تصریح شده است:

$$\mathrm{Inf_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{GapExc_t} + \alpha_2 \mathrm{Exc_t} + \alpha_3 \mathrm{h_t} + \alpha_4 \mathrm{GM_t} + \alpha_5 \mathrm{UN_t} + \alpha_6 \mathrm{GS_t} + \alpha_7 \mathrm{Inf_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

در معادله فوق Inf_t نرخ تورم است که بر اساس نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده محاسبه شده است. $\mathrm{GapExc_t}$ شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد، $\mathrm{Exc_t}$ نرخ ارز واقعی بازار آزاد، $\mathrm{h_t}$ نوسانات نرخ ارز، $\mathrm{GM_t}$ رشد حجم پول،$\mathrm{UN_t}$ نرخ بیکاری، $\mathrm{GS_t}$ اندازه دولت، $\mathrm{Inf_{t-1}}$ وقفه اول نرخ تورم و در نهایت ε_t جزء اخلال است. به دلیل وجود نرخ‌های نسبتا بالا و همچنین نرخ‌های نسبتا پایین نرخ تورم در دوره زمانی تحقیق یعنی سالهای ۱۳۵۷-۱۳۹۴ و به منظور دستیابی به نتایج واقعی‌تر و لحاظ نمودن پویایی‌های تغییر نرخ تورم از تصریح مارکوف سوئیچینگ برای معادله ۵ استفاده شده است بطوریکه دو رژیم تورم بالا و پایین برای نرخ تورم لحاظ می‌شود و معادله ۷ بصورت معادله ۸ تغییر می‌کند:

$$\mathrm{Inf_t}^{\mathrm{i}} = \alpha_0{}^{\mathrm{i}} + \alpha_1 \mathrm{GapExc_t} + \alpha_2 \mathrm{Exc_t} + \alpha_3 \mathrm{h_t} + \alpha_4 \mathrm{GM_t} + \alpha_5 \mathrm{UN_t} + \alpha_6 \mathrm{GS_t} + \alpha_7 \mathrm{Inf_{t-1}} + \varepsilon_t{}^{\mathrm{i}} \quad (۸)$$

که در آن اندیس i نشان دهنده نوع رژیم است که در اینجا دو رژیم ۱ و ۲ فرض شده است.

۳-۵. روش مارکوف سوئیچینگ

بسیاری از متغیرها دارای بخش‌هایی هستند که در آن رفتار سری به‌طورجدی تغییر می‌کند. یعنی، هر متغیر کلان اقتصادی یا داده‌های مالی در یک دوره طولانی، با شکست‌های زیادی مواجه هستند. چنین تغییرات آشکاری در سری‌های زمانی ممکن است نتیجه جنگ، یک ترس عمومی در بازارهای مالی و یا تغییرات معنی‌دار در

سیاست‌های دولت باشد (همیلتون[1] ۱۹۸۹).

باید توجه داشت که اگر یک فرایند در گذشته دچار تغییراتی شده، چه بسا در آینده نیز ممکن است این تغییرات رخ دهد و این مسئله باید در پیش‌بینی‌ها در نظر گرفته شود. هم‌چنین تغییر در رژیم نباید به‌عنوان یک مسئله قابل پیش‌بینی و قطعی در نظر گرفته شود و خود تغییر در رژیم نیز یک متغیر تصادفی و برون‌زا است. در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، فرایند سری زمانی موردنظر را تابعی از یک متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده[2] (S_t) فرض می‌کنند. S_t رژیم یا حالت نام دارد که در تاریخ t، فرآیند سری زمانی موردنظر در آن قرار داشته است. در ضمن S_t فقط مقادیر صحیح را به خود می‌گیرد و ساده‌ترین مدل سری زمانی برای یک مقدار تصادفی ناپیوسته" زنجیره مارکوف" است (همان منبع). تصور کنید احتمال این‌که S_t برابر مقدار خاص j باشد فقط به مقدار گذشته دوره قبل بستگی داشته باشد. در آن صورت:

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

چنین فرایندی یک زنجیره مارکوف با n رژیم با احتمال‌های گذار P_{ij} است که، P_{ij} احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j را نشان می‌دهد (همان منبع).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \cdots & p_{n1} \\ p_{12} & p_{22} \cdots & p_{n2} \\ & & \vdots \\ p_{1n} & p_{2n} \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (۱۰)$$

عنصر سطر jام و ستون iام از ماتریس رو به رو احتمال P_{ij}، احتمال این‌که بعد از رژیم i، رژیم j را داشته باشیم را بیان می‌کند. به‌طور مثال، P_{12} که در سطر دوم و ستون اول است احتمال تغییر از رژیم ۱ به رژیم ۲ را نشان می‌دهد (همان منبع).

تصریح مارکوف سوئیچینگ را می‌توان بصورت زیر نیز نوشت: (نادمی و همکاران، ۱۳۹۴)

$$y_t|\varphi_{t-1} \sim \begin{cases} f\left(\emptyset_t^{(1)}\right)p_{1,t} \\ f\left(\emptyset_t^{(2)}\right)(1 - p_{1,t}) \end{cases} \quad (۱۱)$$

که در آن $f(\cdot)$ نشان دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض نمود دارای توزیع نرمال است. جمله $\emptyset_t^{(i)}$ بیانگر بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را

---

[1]. Hamilton

[2]. Unobserved

مشخص می‌کند؛ عبارت $p_{1,t} = Pr[s_t = 1|\varphi_{t-1}]$ احتمال پیش‌بینی شده و φ_{t-1} بیانگر مجموعه اطلاعات در زمان *t-1* است (نادمی، ۱۳۹۲ و ابونوری[1] و همکاران، ۲۰۱۶) بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به دو جزء تجزیه کرد:

$$\emptyset_t^{(i)} = \left(\mu_t^{(i)}, \nu_t^{(i)}\right) \qquad (۱۲)$$

که در آن $\mu_t^{(i)} \equiv E(r_t|\varphi_{t-1})$ میانگین شرطی (یا پارامتر موقعیت) و $\nu_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی می‌باشد. (نادمی، ۱۳۹۲)

به منظور برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ از روش ماکزیمم درستنمایی استفاده می‌شود. بنابراین، تابع لگاریتم درستنمایی را می‌توان به‌صورت معادله ۱۳ نوشت:

$$l = \sum_{t=1}^{T} \log[p_{1,t} f(y_t|s_t = 1) + (1 - p_{1,t}) f(y_t|s_t = 2)] \qquad (۱۳)$$

به‌طوری‌که $f(y_t|s_t = i)$ توزیع شرطی متغیر وابسته به شرط رخ دادن رژیم i در زمان t می‌باشد. همانطور که قبلا هم ذکر شد عبارت $p_{1,t} = Pr[s_t = 1|\varphi_{t-1}]$ احتمال پیش‌بینی شده و φ_{t-1} بیانگر مجموعه اطلاعات در زمان t-1 است. (نادمی، ۱۳۹۲و ابونوری و همکاران، ۲۰۱۳) تابع درستنمایی فوق با استفاده از روش‌های محاسبات عددی ماکزیمم می‌شود. به منظور برآورد تابع درستنمایی فوق از نرم افزار *Eviews* استفاده شده است.

۴. نتایج برآورد مدلهای تحقیق

قبل از ارائه نتایج لازم است آزمون مانایی انجام شود که نتایج آزمون مانایی زیوت-اندروز[2] در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی زیوت اندروز برای همه‌ی متغیرها

متغیر	*P-Value*	نتیجه آزمون
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰	مانایی
نرخ ارز بازار آزاد	۰/۰۴	مانایی
نوسانات نرخ ارز	۰/۰۲	مانایی
شدت تحریم	۰/۰۴	مانایی

1. Abounoori
2. Zivot and Andrews

بیکاری	۰/۰۳	مانایی
شکاف نرخ ارز	۰/۰۱	مانایی
رشد نقدینگی	۰/۰۰	مانایی
رشد اقتصادی	۰/۰۰	مانایی
اندازه دولت	۰/۰۳	مانایی
نرخ تورم	۰/۰۰	مانایی

منبع: محاسبات پژوهش

همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سطح معنای ۵٪ برای همه‌ی متغیرها رد شده است لذا متغیرهای مدل مانا می‌باشند. دلیل استفاده از آزمون زیوت-اندریوز وجود شکست‌های ساختاری متعدد در اقتصاد ایران همچون تحریم، جنگ، شوک‌های نفتی و سایر تحولات سیاسی بوده است.

۴-۱. نتایج برآورد معادله اول: تاثیر تحریم‌ها بر افزایش نرخ ارز

نتایج مدل تاثیر تحریم‌ها بر افزایش نرخ ارز به همراه آزمونهای تشخیصی خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۲ نشان داده شده است. با توجه به اینکه ضریب متغیر تحریم مثبت بدست آمده است و آماره t نیز نشان دهنده معنی‌داری ضریب متغیر تحریم است لذا فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار تحریم‌ها بر افزایش نرخ ارز مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول ۲. نتایج مدل تاثیر تحریم‌ها بر نرخ ارز واقعی در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ با روش ماکزیمم درستنمایی

متغیر	ضرایب	P-Value
عرض از مبدا	۷۳۱۱/۳	۰/۳۳
شاخص تحریم	۲۵۶۱/۲	۰/۰۰
AR(1)	۱/۶۸	۰/۰۰
AR(2)	-۰/۷۳	۰/۰۰
واریانس نرخ ارز	۲۰۰۷۳۷۹	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	-۳۳۱/۹	
آزمون خودهمبستگی[۱] Q (P-Value)	۰/۸۰	

[۱] . نمودار ACF و PACF حاکی از عدم وجود خودهمبستگی و یا وجود فرآیند میانگین متحرک برای تمامی وقفه‌ها می‌باشد.

آزمون ناهمسانی واریانس ARCH (P-Value)	۰/۷۹

منبع: محاسبات پژوهش با نرم افزار Eviews

۴-۲. نتایج معادله‌ی دوم: تاثیر تحریم‌ها بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد

نتایج برآورد مدل تاثیر تحریم‌ها بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد به همراه آزمونهای تشخیصی خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج برآورد حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار شاخص تحریم بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد است زیرا آماره t حاکی از معنی‌داری ضریب برآورد شده است لذا فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار شاخص تحریم بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد تایید می‌شود.

جدول ۳. نتایج مدل تاثیر تحریم‌ها بر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ با روش ماکزیمم درستنمایی

متغیر	ضرایب	P-Value
عرض از مبدا	۲۱۹/۰۲	۰/۹۲
شاخص تحریم	۲۸۸۵/۲	۰/۰۰
AR(1)	۰/۸۵	۰/۰۰
واریانس نرخ ارز	۲۹۷۰۹۸۹	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	-۳۳۷/۷۵	
آزمون خودهمبستگی[1] Q (P-Value)	۰/۸۶	
آزمون ناهمسانی واریانس ARCH (P-Value)	۰/۹۶	

منبع: محاسبات پژوهش با نرم افزار Eviews

۴-۳. نتایج برآورد معادله‌ی سوم: تاثیر تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز

نتایج برآورد مدل تاثیر تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج برآورد حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار شاخص تحریم بر واریانس شرطی نرخ ارز یا همان نوسانات نرخ ارز است زیرا آمارهt حاکی از معنی‌داری ضریب برآورد شده است بنابراین فرضیه تاثیر مثبت و معنی‌دار شاخص تحریم بر نوسانات نرخ ارز تایید می‌شود.

---

[1] . نمودار ACF و PACF حاکی از عدم وجود خودهمبستگی و یا وجود فرآیند میانگین متحرک برای تمامی وقفه‌ها می‌باشد.

جدول ۴. نتایج مدل تاثیر تحریم‌ها بر نوسانات نرخ ارز در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ با مدل GARCH

متغیر	ضرایب	P-Value
عرض از مبدا معادله میانگین	-۸۶۷/۳	۰/۱۳
AR(1) معادله میانگین	۱/۰۶	۰/۰۰
عرض از مبدا معادله واریانس	۱۴۹۸۳/۷	۰/۰۰
ε_{t-1}^2	-۰/۲۳	۰/۰۰
h_{t-1}	۱/۴۶	۰/۰۰
شاخص تحریم	۱۲۵۰۵/۵	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	-۲۷۹/۰۷	

منبع: محاسبات پژوهش با نرم افزار Eviews

بنابراین تحریم‌ها سه اثر مستقیم بر بازار ارز دارند که عبارتند از افزایش نرخ ارز واقعی، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و تشدید نوسانات نرخ ارز. از یک طرف شکاف نرخ ارز منجر به تقویت فرآیند رانت‌جویی در بازار ارز می‌شود و این پدیده می‌تواند نقدینگی سرگردان را بجای امور تولیدی به سمت سفته‌بازی در بازار ارز و استفاده از رانت چندنرخی بودن ارز سوق دهد. در نتیجه این پدیده می‌تواند آثار سوئی بر تولید، اشتغال و رشد اقتصادی داشته باشد و همچنین می‌تواند منجر به گسترش انتظارات تورمی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شود. مکانیسم دیگر اثرگذاری تحریم‌ها بر بازار ارز و سپس بر متغیرهای کلان اقتصادی افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش منابع ارزی و عرضه ارز در بازار است. افزایش نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز نیز می‌تواند بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان تاثیر گذار باشند و به عنوان یک شوک هزینه برای تولیدکنندگان عمل نماید. از آنجاییکه تولیدکنندگان به مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی نیاز دارند لذا جهش نرخ ارز به مثابه جهش قیمت نهاده‌های تولیدی عمل می‌کند و منجر به افزایش یکباره هزینه‌های تولیدکنندگان می‌شود که همزمان دو اثر رکودی و تورمی را بر اقتصاد برجای می‌گذارد. به عبارت دیگر افزایش شدید و یکباره نرخ ارز همچون یک شوک منفی عرضه عمل می‌کنند و منحنی عرضه کل اقتصاد را به سمت چپ جابجا می‌کند و در عین حال منحنی فیلیپس را به سمت بالا انتقال می‌دهد و موجب افزایش همزمان بیکاری و تورم در اقتصاد می‌شود.

بنابراین اثر تحریم‌ها بر بازار ارز و مکانیسم انتقال آن به سایر متغیرهای اقتصاد کلان از سه منظر قابل بررسی است یکی اثر شکاف نرخ ارز اسمی و بازار آزاد بر متغیرهای اقتصاد کلان از طریق تقویت فرآیندهای رانتجویی و دیگری اثر تحریم‌ها بر افزایش نرخ ارز و همچنین از طریق نوسانات نرخ ارز و ایجاد شوک منفی عرضه و تاثیر بر هزینه‌های تولیدکنندگان و در نهایت ایجاد تورم رکودی در اقتصاد.

۴-۴. نتایج مدل اثر غیر مستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ بیکاری

در اینجا فرض می‌کنیم که متغیر بیکاری از دو رژیم تبعیت می‌کند که یک رژیم با میانگین بیکاری بالا و دیگری با میانگین بیکاری پایین مشخص شده است. اما برای اطمینان حاصل نمودن از وجود دو رژیم در مدل تحقیق لازم است از آزمون نسبت درستنمایی (LR) هانسن[1](۱۹۹۲) استفاده نماییم. در این آزمون فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود دو رژیم (مدل ناخطی) آزمون می‌شود. با توجه به اینکه آماره این آزمون ۱۱۹/۶ بدست آمده است و احتمال مرتبط با آزمون ۰/۰۰ حاصل شده است لذا فرضیه صفر خطی بودن مدل تحقیق رد می‌شود و وجود دو رژیم تایید می‌شود. لذا، با استفاده از این آزمون می‌توان اطمینان حاصل نمود که مدل تحقیق را می‌توان با الگوی مارکوف سوئیچینگ با وجود دو رژیم بیکاری برآورد نمود.

اکنون به برآورد مدل بیکاری با روش مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم. نتایج برآورد مدل تحقیق در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ برای اقتصاد ایران در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل بیکاری با روش مارکوف سوئیچینگ

متغیر	ضریب	P-Value
عرض از مبدا در رژیم ۱	۱/۴۶	۰/۰۰
عرض از مبدا در رژیم ۲	۱/۷۳	۰/۰۰
لگاریتم انحراف معیار در رژیم ۱	-۴/۰۲	۰/۰۰
لگاریتم انحراف معیار در رژیم ۲	۰/۱۸	۰/۲۶
شکاف نرخ ارز	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰
نوسانات نرخ ارز	۰/۰۰۰۰۰۰۰۸	۰/۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰
رشد اقتصادی	-۰/۲۷	۰/۰۰

[1]. Hansen

اندازه دولت	۴/۴۸	۰/۰۰
وقفه اول بیکاری	۰/۶۵	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	-۳۶/۲۷	
آزمون نسبت درستنمایی (LR) هانسن (P-Value)	۰/۰۰	
آزمون خودهمبستگی Q (P-Value)	۰/۲۷	
آزمون ناهمسانی واریانس ARCH(P-Value)	۰/۶۸	

*منبع: محاسبات پژوهش با نرم افزار Eviews

نتایج برآورد نشان می‌دهد عرض از مبدا مدل در رژیم ۲ (میانگین بیکاری) بیش‌تر از عرض از مبدا مدل در رژیم ۱ است و انحراف معیار بیکاری نیز در دو رژیم تفاوت دارد که حاکی از پراکندگی بیشتر بیکاری در رژیم بیکاری پایین در مقایسه با رژیم بیکاری بالا است. به عبارت دیگر در رژیم ۲ میانگین بیکاری نسبتا بیشتر از میانگین بیکاری در رژیم ۱ است. با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ، هم‌چنین ماتریس احتمالات انتقال که نشان دهنده انتقال بین رژیم‌های بیکاری است نیز برآورد می‌گردد که بصورت زیر نشان داده شده است:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.38 & 0.21 \\ 0.62 & 0.79 \end{bmatrix}$$

این ماتریس نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم ۱ (رژیم بیکاری پایین)، ۳۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم ۲ (رژیم بیکاری بالا) حدود ۷۹ درصد است. هم‌چنین، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ حدود ۶۲ درصد و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ حدود ۲۱ درصد است. این احتمالات نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم ۲ یا همان رژیم بیکاری بالا بسیار بیشتر از احتمال ماندن در رژیم بیکاری پایین است علاوه بر این، احتمال انتقال از رژیم بیکاری پایین به بالا بسیار بیش‌تر از احتمال بالعکس آن است که این امر ناشی از ناپایداری اشتغال در کشور است. به عبارت دیگر، سیاست‌های اشتغال‌زایی در کشور از پایداری برخوردار نبوده‌اند و بسیاری از سیاست‌های اشتغال‌زایی دولت‌های گذشته از جمله سیاست خود اشتغالی یا سیاست بنگاه‌های زودبازده نتوانسته‌اند اشتغال پایداری ایجاد کنند و اشتغال ایجاد شده توسط این سیاست‌ها موقتی بوده است.

همچنین نتایج برآورد مدل بیکاری نشان می‌دهد که تحریم‌ها به طور غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر بیکاری تاثیری افزایشی داشته‌اند. به عبارت دیگر افزایش شکاف نرخ ارز، افزایش نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری داشته‌اند

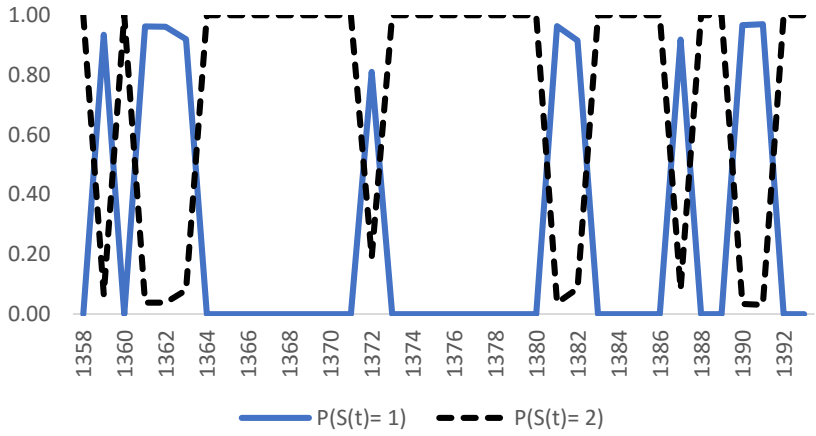
و موجب افزایش نرخ بیکاری شده‌اند. افزایش نرخ ارز در این حالت منجر به افزایش هزینه‌های تولیدکنندگان شده و همچون یک شوک منفی عرضه، برای تولیدکنندگان تلقی می‌شود و لذا ممکن است به دلیل بالارفتن نرخ ارز در مواردی منجر به توقف تولید بنگاه -(به دلیل زیان ده شدن تولید)- و یا کاهش ظرفیت تولیدی بنگاه منجر شود که نتیجه‌ای جز کاهش تولید و افزایش نرخ بیکاری در اقتصاد نخواهد داشت. شکاف نرخ ارز نیز از طریق فراهم نمودن رانت در بازار ارز موجب انحراف منابع اقتصاد به سمت سفته بازی در بازار ارز شده و لذا منابع بجای تولید به سمت سفته بازی سوق پیدا نموده و در نتیجه موجب تضعیف تولید و اشتغال و در نهایت افزایش بیکاری شده است. نهایتا نوسانات نرخ ارز نیز موجب نااطمینانی تولیدکنندگان به منظور برنامه‌ریزی تولید شده و لذا در شرایط عدم اطمینان ایجاد شده برخی بنگاهها ترجیح می‌دهند برنامه‌های گسترش تولید را متوقف نموده و منتظر ثبات در بازار ارز شوند لذا تولید و اشتغال دچار حالت سکون و در برخی موارد کاهش ظرفیت تولید و یا توقف تولید می شود که این موارد منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شوند.

نتایج همچنین نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تاثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ بیکاری برجای گذاشته است که امری سازگار با تئوری اقتصادی است زیرا با رشد اقتصادی و ایجاد فرصت‌های جدید شغلی، بیکاری کاهش می‌یابد. علاوه بر آن اندازه دولت تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری داشته است. بزرگ شدن اندازه دولت از طریق اخلال در کارایی عملکرد بازار و اثرات برون رانی[1] بخش خصوصی موجب کاهش فعالیت‌های بخش خصوصی شده و لذا عدم کارایی بخش دولتی تاثیری منفی بر اشتغال خواهد داشت.

وقفه اول بیکاری نیز تاثیری مثبت و معنی‌دار بر بیکاری داشته است که نشان از پویایی مدل بیکاری دارد. همچنین از نظر اقتصادی بیکاری دوره قبل به دلیل تاثیرات منفی بر انگیزه نیروی کار خود می‌تواند به تشدید بیکاری منجر شود.

[1] . Crowding Out Effect

نمودار ۳. احتمالات شرطی هموار شده قرار گرفتن در رژیم بیکاری بالا (رژیم ۲) و پایین (رژیم ۱)



نمودار ۳ احتمالات قرار گرفتن در رژیم ۱ (بیکاری پایین) و رژیم ۲ (بیکاری بالا) را نشان داده است. طول دوره قرار گرفتن در رژیم بیکاری پایین و بالا نشان می‌دهد که بطور متوسط در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۵ اقتصاد ایران به طور متوسط ۴/۶ دوره (سال) در رژیم بیکاری بالا قرار دارد و ۱/۶ دوره (سال) در رژیم بیکاری پایین قرار دارد.

نهایتا اینکه آزمونهای تشخیصی مدل شامل آزمون خودهمبستگی Q و آزمون ناهمسانی واریانس ARCH به ترتیب نشاندهنده عدم وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس خطاها است.

۴-۵. نتایج مدل اثر غیرمستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر نرخ تورم

فرض می‌کنیم که متغیر تورم از دو رژیم تبعیت می‌کند که یک رژیم با میانگین تورم بالا و دیگری با میانگین تورم پایین مشخص شده است. اما برای اطمینان حاصل نمودن از وجود دو رژیم در مدل تحقیق لازم است از آزمون نسبت درستنمایی (LR) هانسن (۱۹۹۲) استفاده نماییم. با توجه به اینکه آماره این آزمون ۷۰/۷ بدست آمده است و احتمال مرتبط با آزمون ۰/۰۰ حاصل شده است لذا فرضیه صفر خطی بودن مدل تحقیق رد می‌شود و وجود دو رژیم تایید می‌شود. لذا، با استفاده از این آزمون می‌توان اطمینان

حاصل نمود که مدل تحقیق را می‌توان با الگوی مارکوف سوئیچینگ با وجود دو رژیم تورم برآورد نمود.

اکنون به برآورد مدل تحقیق با روش مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم. نتایج برآورد مدل تحقیق در بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴ برای اقتصاد ایران در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل تورم با روش مارکوف سوئیچینگ

متغیر	ضریب	P-Value
عرض از مبدا در رژیم ۱	۰/۲۵	۰/۰۰
عرض از مبدا در رژیم ۲	۰/۳۶	۰/۰۰
لگاریتم انحراف معیار در رژیم ۱	-۹/۳۶	۰/۰۰
لگاریتم انحراف معیار در رژیم ۲	-۲/۸۵	۰/۰۰
شکاف نرخ ارز	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۰۰
نوسانات نرخ ارز	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰
نرخ ارز واقعی	۰/۰۰۰۰۰۰۹	۰/۰۰
رشد نقدینگی	۰/۱۸	۰/۰۰
بیکاری	-۰/۰۲	۰/۰۰
اندازه دولت	-۰/۱۳	۰/۰۰
وقفه اول تورم	۰/۰۹	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	۸۲/۷۳	
آزمون نسبت درستنمایی (LR) هانسن (P-Value)	۰/۰۰	
آزمون خودهمبستگی Q (P-Value)	۰/۲۵	
آزمون ناهمسانی واریانس ARCH (P-Value)	۰/۴۵	

*منبع: محاسبات پژوهش با نرم افزار Eviews

نتایج برآورد مدل به شرح زیر می‌باشد:

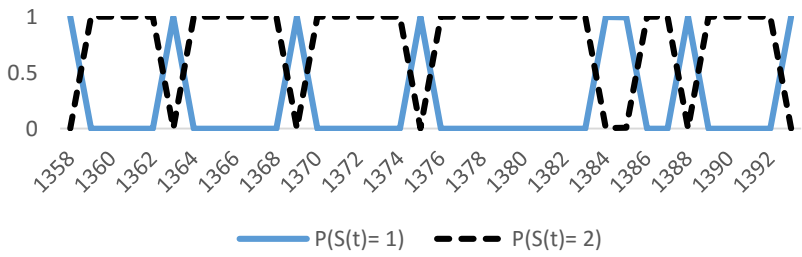
تورم در اقتصاد ایران از دو رژیم تبعیت می‌کند که شامل رژیم ۱ با ویژگی میانگین تورم پایین و انحراف معیار بالا و رژیم ۲ با ویژگی میانگین تورم بالا و انحراف معیار پایین می‌باشد. با برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ، هم‌چنین ماتریس احتمالات انتقال که نشان دهنده انتقال بین رژیم‌های تورم است نیز برآورد می‌گردد که بصورت زیر نشان داده شده است:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.16 & 0.23 \\ 0.84 & 0.77 \end{bmatrix}$$

این ماتریس نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم ۱ (رژیم تورم پایین)، ۱۶درصد و احتمال ماندن در رژیم ۲ (رژیم تورم بالا) حدود ۷۷ درصد است. هم‌چنین، احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ حدود ۸۴ درصد و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ حدود ۲۳ درصد است. این احتمالات نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم ۲ یا همان رژیم تورم بالا بیشتر از احتمال ماندن در رژیم تورم پایین است علاوه بر این، احتمال انتقال از رژیم تورم پایین به بالا بیش‌تر از احتمال بالعکس آن است که این امر ناشی از پایداری تورم بالا در کشور است.

نمودار ۴ نشان دهنده احتمال قرار گرفتن در رژیم‌های بالا و پایین در هر لحظه از زمان است که بر اساس آن می‌توان گفت طول دوره ماندن در رژیم تورم بالا ۴/۲۷ دوره (سال) و طول دوره ماندن در رژیم تورم پایین ۱/۱۸ دوره (سال) بوده است.

نمودار ۴. احتمالات شرطی هموار شده قرار گرفتن در رژیم تورم بالا (رژیم ۲) و پایین (رژیم ۱)



همچنین نتایج برآورد مدل تورم نشان می‌دهد که تحریم‌ها به طور غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر تورم تاثیری افزایشی داشته‌اند. به عبارت دیگر افزایش شکاف نرخ ارز، افزایش نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ تورم داشته‌اند و موجب افزایش نرخ بیکاری شده‌اند. افزایش نرخ ارز در این حالت منجر به افزایش هزینه-های تولیدکنندگان شده و همچون یک شوک منفی عرضه، برای تولیدکنندگان تلقی می‌شود و لذا موجب تورم فشار هزینه شده است. شکاف نرخ ارز نیز از طریق فراهم نمودن رانت در بازار ارز موجب تقویت سفته بازی در بازار ارز شده که این سفته بازی از طریق دامن زدن به افزایش مجدد نرخ ارز و ایجاد نوسانات ارزی هم از منظر هزینه تولیدکنندگان

و هم از منظر افزایش انتظارات تورمی تاثیری افزایشی بر تورم داشته است. همچنین نوسانات بازار ارز از طریق تقویت پدیده سفته‌بازی در بازار ارز بخشی از منابع مالی را از فعالیت‌های مولد به سمت فعالیت‌های نامولد سوق می‌دهد و این پدیده آثار سوئی بر عرضه کل در اقتصاد برجای می‌گذارد.

همچنین نتایج برآورد مدل نشان داده است که رشد نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ تورم داشته است که طبق رابطه مقداری پول امری واضح و روشن محسوب می‌شود. به عبارت دیگر رشد نقدینگی به دلیل کم کشش بودن عرضه کل در کوتاه‌مدت و ثبات نسبی سرعت گردش پول منجر به افزایش سطح عمومی قیمتها در اقتصاد ایران شده است. منشا رشد نقدینگی عمدتا به سه عامل باز می‌گردد، اول آنکه دولت به هنگام کسری بودجه به استقراض از بانک مرکزی می‌پردازد و لذا خالص بدهی دولت به بانک مرکزی که یکی از اجزای پایه پولی است افزایش می‌یابد و نقدینگی به تبع آن افزایش می‌یابد. عامل دوم به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی باز می‌گردد که در هنگام رونق درآمدهای نفتی و فروش دلارهای نفتی دولت به بانک مرکزی می‌تواند منجر به افزایش پایه پولی و نقدینگی شود. عامل سوم افزایش پایه پولی افزایش بدهی بانک‌های تجاری به بانک مرکزی است که این امر به دلیل اجبار دولت به اعطای تسهیلات بانکی به مردم- (همچون وام خوداشتغالی، مسکن مهر و ...)- و کمبود منابع بانکی رخ می‌دهد زیرا در چنین شرایطی بانک‌ها ناگزیر به استقراض از بانک مرکزی می‌شوند و پایه پولی از این طریق افزایش می‌یابد.

بیکاری تاثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ تورم داشته است که منعکس کننده وجود منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران است. اندازه دولت نیز تاثیری منفی و معنی‌دار بر تورم داشته است که می‌تواند ناشی از مداخله دولت در بازارها برای کنترل قیمت و تنظیم بازار باشد. همچنین دولت از طریق اعطای یارانه‌های غیرمستقیم به انرژی و برخی کالاهای دیگر موجب کاهش قیمت تمام شده بسیاری از کالاها و خدمات می‌شود که می‌تواند تاثیری کاهشی بر تورم داشته باشد.

وقفه اول تورم اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم داشته است. به عبارت دیگر تورم سال جاری تابعی از تورم سال قبل است. این پدیده را در چارچوب انتظارات تورمی می‌توان تفسیر کرد که تورم سال گذشته انتظاراتی برای تورم سال جاری در میان کارگزاران اقتصادی

ایجاد می‌کند.
نهایتا اینکه آزمونهای تشخیصی مدل شامل آزمون خودهمبستگی Q و آزمون ناهمسانی واریانس $ARCH$ به ترتیب نشاندهنده عدم وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس خطاها است.

۵. نتیجه‌گیری

با توجه به سابقه‌ی چند دهه تحریم اقتصادی علیه جمهوری اسلامی ایران، تحریم شناسی در حوزه‌های مختلف اقتصاد ایران یکی از مهمترین گام‌های لازم جهت مواجهه با تحریم‌ها و اتخاذ سیاست‌های مناسب برای مقاوم‌سازی اقتصاد کشور در برابر آثار مخرب تحریم-هاست. به دلیل کمبود مطالعات اقتصادسنجی در حوزه مدلسازی تحریم‌ها، این مقاله در این راستا به مدلسازی آثار مستقیم تحریم‌ها بر بازار ارز و تاثیرات غیر مستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان شامل تورم و بیکاری پرداخته است. در ابتدا آثار مستقیم تحریم‌ها بر بازار ارز با روش‌های $ARMAX$ و $GARCH$ مورد بررسی قرار گرفت که نتیجه آن نشان داد که تحریم‌ها سه اثر مستقیم بر بازار ارز دارند که عبارتند از: افزایش نرخ ارز، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و افزایش نوسانات نرخ ارز. سپس این سه تاثیر تحریم‌ها بر بازار ارز روی متغیرهای تورم و بیکاری ارزیابی شد تا به نوعی اثرات غیرمستقیم تحریم‌ها از طریق بازار ارز بر متغیرهای کلان مدلسازی شود. در این قسمت از دو مدل با تصریح مارکوف سوئیچینگ استفاده شد که نتایج برآورد مدلها نشان می‌دهد تحریم‌ها به طور غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر نرخ تورم و بیکاری تاثیری افزایشی داشته‌اند. به عبارت دیگر افزایش شکاف نرخ ارز، افزایش نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری و تورم داشته اند و موجب افزایش همزمان نرخ بیکاری و نرخ تورم شده‌اند.
همچنین نتایج احتمالات انتقال در دو مدل نشان داده است احتمال ماندن در رژیم بیکاری و تورم بالا بسیار بیشتر از احتمال ماندن در رژیم بیکاری و تورم پایین است که این امر حاکی از ناپایداری اشتغال و تورم مزمن در کشور است. علاوه بر آن رشد اقتصادی تاثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ بیکاری برجای گذاشته است در حالیکه اندازه دولت و

وقفه اول بیکاری تاثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ بیکاری داشته‌اند. نهایتا نتایج مدل تورم نشان داده است که رشد نقدینگی و وقفه اول تورم اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ تورم داشته اند در حالیکه نرخ بیکاری و اندازه دولت تاثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ تورم داشته‌اند.

فهرست منابع:

پتانلار، سعید کریمی، نادمی، یونس و هدی، زبیری (۱۳۹۴)، اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۵ (۱۸): ۶۴-۵۱.

جلایی، عبدالمجید و عاطفه، خسروی (۱۳۸۵)، انحراف از مسیر تعادلی نرخ حقیقی ارز و تاثیر آن بر رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ۱(۲۰): ۸۵-۱۰۸.

حلافی، حمیدرضا، اقبالی، علیرضا و ریحانه، گسکری (۱۳۸۳)، انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۴ (۱۴): ۱۶۷-۱۸۸.

خوشبخت، آمنه و محمد، اخباری (۱۳۸۶)، بررسی فرآیند اثر گذاری نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف کننده و واردات در ایران، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۷(۴): ۵۱- ۸۲.

زبیری، هدی و زهرا میلا، علمی (۱۳۸۸)، بررسی اثر شکاف نرخ ارز بر تورم ایران، مجله علوم انسانی دانشگاه سمنان (ویژه اقتصاد)، ۸(۲۹): ۱۱۸-۹۹.

سامانی پور، حسن، ابونوری، اسمعیل و یونس، نادمی (۱۳۹۵)، تورم و اندازه دولت در ایران: رویکرد رگرسیون آستانه‌ای، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ۱۶(۴): ۱۰۷-۱۲۵.

گرشاسبی، علیرضا و مجتبی، یوسفی دیندارلو (۱۳۹۵)، بررسی اثرات تحریم بین المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۷(۲۵): ۱۸۲-۱۲۹.

نادمی، یونس (۱۳۹۲)، مدلسازی نوسانات بازدهی بازار سهام تهران با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ. رساله دکتری دانشگاه مازندران.

نادمی، یونس، ابونوری، اسمعیل و زهرا، علمی (۱۳۹۴)، ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار سهام تهران: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۸ (۲۸): ۴۰-۲۷.

Abounoori, E., Elmi, Z. M., and Nademi, Y. (2013), Has Tehran Stock Market Calmed Down after Global Financial Crisis? Markov Switching GARCH

Approach, Iranian Journal of Economic Studies, 2(1): 23-48.

Abounoori, E., Elmi, Z. M., and Nademi, Y. (2016), Forecasting Tehran stock exchange volatility; Markov switching GARCH approach, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 445: 264-282.

Allayannis, G and Ihrig, J. (2001), Exposure and Markups, Review of Financial Studies, 14(3): 805-835.

Box, G. E. P., and Jenkins, G. M. (1973), Some comments on a paper by Chatfield and Prothero and on a review by Kendall. Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), 136(3): 337-352.

Chimnani, H., Bhutto, N. B., Falauddin, Sh. and Devi, W. (2012), The Effect of Exchange Rate on Unemployment Rate in Asian Countries, Proceeding of 2nd International Conference on Business Management. (ISBN: 978-969-9368-06-6).

Domac, I. and Shabsigh, Gh. (1999), Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth, IMF Working Paper, 99.

Dornbusch, R. (1987), Collapsing exchange rate regimes, Journal of Development Economics, 27(1-2): 71-83.

Edwards, S. (1994), Exchange Controls, Devaluations, and Real Exchange Rates: The Latin American experience, Economic Development and Cultural Change, 37: 457-494.

Gala, P. and Lucinda, C. R. (2006), Exchange Rate Misalignment and Economic Growth; Old and New Evidence, Economica, Brezilia, 7(4): 165-187.

Giannellis, N. and Koukouritakis, M. (2013), Exchange Rate Misalignment and Inflation Rate Persistence: Evidence from Latin American Countries, International Review of Economics and Finance. 25: 202-218.

Goldberg, L. S., and Campa, J. M. (2006), Distribution margins, imported inputs, and the sensitivity of the CPI to exchange rates (No. w12121), National Bureau of Economic Research.

Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 57(2): 357-384.

Hansen, B. E. (1992), The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov switching Model of GNP, Journal of Applied Econometrics, 7(1): 61-82.

Harvey, A. C. (1990), Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. Cambridge University Press.

Harvey, A. C. (1990), The Econometric Analysis of Time Series. MIT press.

Harvey, A. C., and Shephard, N. (1993), Estimation and Testing of Stochastic Variance Models. Suntory Toyota International Centre foe Economics and Related Disciplines, London School of Economics.

Leung, D. and Yuen, T. (2005), Labour Market Adjustments to Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Canadian Manufacturing Industries, Bank of Canada Working Paper, 14.

Razin, O., and Collins, S. M. (1997), Real exchange rate misalignments and growth (No. w6174), National Bureau of Economic Research.