فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی – سال پنجم، شماره دوم (پیاپی ۱۷)، بهار ۱۳۹۹ (صفحات ۱۱۹ تا ۱۴۶)

اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در ایران[1]

سعید راسخی (نویسنده مسئول)
استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
srasekhi@umz.ac.ir

گل‌جمال نظری قوجق
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
nazary_goljamal@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۴

چکیده

هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر بررسی اثر تجارت درون‌صنعت بر تورم ایران طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۲ میلادی می‌باشد. اگرچه در چارچوب نظریه های مرسوم تجارت، اثر تجارت خارجی بر تورم عموماً منفی تلقی می‌شود ولی مطالعات مبتنی بر نظریه‌های جدید تجارت (NTT) [2] در این رابطه محدود و فاقد نتیجه مشخص می‌باشد. با این حال، تجارت درون‌صنعت می تواند از طرق مختلف همچون صرفه‌های ناشی از مقیاس و تمایز محصول، تورم را تعدیل کند. نتایج برآورد رگرسیون انتقال ملایم برای ایران نشان می‌دهد تجارت درون‌صنعت در قالب ساختار سه رژیمی اثر منفی کاهنده و معناداری بر نرخ تورم دارد. این یافته با مدل‌های کروگمن سازگار است. همچنین، نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم غیرخطی بوده و حضور این متغیر با سایر متغیرهای موثر بر تورم موجب تعدیل نرخ تورم شده است براساس نتایج بدست آمده، توصیه سیاستی این پژوهش اصلاح ساختار تجارت خارجی به نفع تجارت درون‌صنعت به گونه‌ای است که ضمن توسعه تجارت خارجی بر اساس مزیت های نسبی و رقابتی، بتوان نرخ تورم را نیز تعدیل کرد.

طبقه‌بندی JEL : F_{12} ،E_{31} ،C_{22}

کلید واژه‌ها: تجارت درون‌صنعت، نرخ تورم، رگرسیون انتقال ملایم

---

[1] . این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده دوم با عنوان رابطه‌ی میان تجارت درون‌صنعت و تورم در کشورهای منتخب در دانشگاه مازندران است.

[2]. New Trade Theories (NTT)

۱. مقدمه

تجارت آزاد به دلایل مختلف از جمله توسعه و تنظیم بازار و بهره‌گیری از مزیت‌های نسبی و تخصیص مطلوب منابع می‌تواند به کاهش قیمت‌ها بینجامد. البته تجارت خارجی می‌تواند کانالی برای انتقال تورم جهانی و شرکای تجاری باشد که در این صورت، تجارت خارجی موجب افزایش نرخ تورم خواهد شد. بنابراین از لحاظ ارزیابی‌های نظری و تجربی نتیجه‌ی قطعی و مشخصی برای این اثر وجود ندارد بر این اساس می‌توان به قضیه استالپر- ساموئلسون[۱] اشاره کرد که در آن با اعمال تعرفه یا به عبارت دیگر کاهش آزادسازی تجاری، قیمت کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد از سوی دیگر تئوری متزلر[۲] بیان می‌کند که با اعمال تعرفه ممکن است قیمت کالاهای وارداتی یا قیمت کالاهای جایگزین واردات کاهش یابد (گاندالفو[۳]، ۲۰۱۴). همچنین بر طبق شواهد تجربی برای مجموعه‌ای از کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه از جمله ایران، هرچه کشور بازتر و کوچک‌تر باشد نرخ تورم پایین‌تر است (رومر[۴]، ۱۹۹۳). در همین راستا،مطالعات تجربی نیز به نتایج متفاوتی دست پیدا کرده‌اند. بر اساس مدل‌های تجارت درون صنعت نظیر ا سپنز[۵] (۱۹۷۶)، دیک سیت و ا ستیگلیتز[۶] (۱۹۷۷)، کروگمن[۷] (۱۹۷۹، ۱۹۸۱)،لانکاستر[۸] (۱۹۸۰)، هلپمن[۹] (۱۹۸۱)، گابزویکز[۱۰]و همکاران (۱۹۸۱)، فالوی[۱۱](۱۹۸۱) و فالوی و کیرزوکوسفی[۱۲](۱۹۸۷) نیز نمی‌توان به نتیجه‌ی قطعی و مشخص در خصوص اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم دست یافت. نتیجه مشابهی از سایر مطالعات مرتبط با کانال‌های مختلف از جمله آزادسازی تجاری (واتسون[۱۳]، ۲۰۱۶، ملیتز[۱۴]، ۲۰۰۳، ملیتز و اتاویانو[۱۵]، ۲۰۰۸)، عبور نرخ ارز (چاترجی[۱۶] و همکاران، ۲۰۱۳)

---

1. Stolper- Sumuelson(SS)
2. Metzler
3. Gandolfo
4. Romer
5. Spence
6. Dixit &Stiglitz
7. Krugman
8. Lancaster
9. Helpman
10. Gabszewicz
11. Falvey
12. Falvey & Kierzkowski
13. Watson
14. Melitz
15. Melitz&Ottaviano
16. Chaterjee&etal

و اندازه‌ی دولت (انور[1] ۱۹۹۸) بدست می آید. در چارچوب این تئوری ها، تجارت درون‌صنعت با افزایش تمایز محصول و همچنین بهره‌گیری ازصرفه‌های ناشی از مقیاس می‌تواند پتانسیلی برای کاهش سطح عمومی قیمت‌ها محسوب شود. در مقابل، کیفیت بالاتر منجر به قیمت بالاتر می‌شود و از این جنبه، تجارت درون‌صنعت می‌تواند موجب افزایش قیمت‌ها شود.

اگرچه به دلیل اهمیت کنترل نرخ تورم و توسعه تجارت خارجی، مطالعات متعددی درباره نرخ تورم و تاثیرپذیری آن از تجارت خارجی انجام شده است ولی اولاً مطالعات معدودی در خارج از کشور در خصوص اثر تجارت بین‌الملل بر نرخ تورم در چارچوب نظریه‌های جدید تجارت (NTT) انجام شده در حالی‌که در داخل کشوری مطالعه‌ای با این کم و کیف انجام نشده است. ثالثاً اثر غیرخطی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم، تعیین حد آستانه‌ای و سرعت انتقال تجارت درون‌صنعت نیز شکاف دیگر پژوهشی است که با توجه به وضعیت اقتصاد ایران و همچنین ادبیات موجود نسبت به تصریح غیرخطی این اثر اقدام شده و نتایج تجربی گزارش شده است. از این‌رو هدف مقاله‌ی حاضر آزمون فرضیه اثرات غیرخطی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم ایران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی و با استفاده از حداکثر داده‌های در دسترس آزمون می‌باشد. در ادامه و بعد از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری ارایه می‌گردد. بخش سوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم تصریح، برآورد مدل و تحلیل نتایج تحقیق و در بخش پایانی مقاله، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی بیان می‌شود.

۲. مبانی‌نظری

نظریه‌های جدید تجارت (NTT) با معرفی بازده فزاینده نسبت به مقیاس، رقابت ناقص و تنوع و تمایز کالاها، دیدگاه‌های جدیدی در مورد علل و پیامدهای تجارت بین‌الملل فراهم کرده است (نیشی‌یاما[2]، ۲۰۱۷). در این زمینه اسپنز (۱۹۷۶)، دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) و کروگمن (۱۹۷۹) تجارت درون‌صنعت افقی را با استفاده از رویکرد تنوع پسندی[3]مطرح کردند. در چارچوب بحث این پژوهشگران، به دلیل تنوع طلبی، تحت بازار

[1]. Anwar
[2]. Nishiyama
[3]. Loveof Variety

رقابت انحصاری و صرفه‌های ناشی از مقیاس، کالاهای متمایز تولید می‌گردد و با شکل‌گیری تجارت درون‌صنعت، هزینه‌ی متوسط تولید کاهش می‌یابد. همچنین، لانکاستر (۱۹۸۰) و هلپمن (۱۹۸۱) رویکرد تنوع کالای ایده‌آل را تحت بازار رقابت انحصاری و صرفه‌های ناشی از مقیاس مطرح می‌کنند که به تجارت درون‌صنعت افقی اشاره می‌کند به طوری که مصرف‌کنندگان مختلف دارای کالاهای ایده‌آل متفاوت هستند (مدل هتلینگ[1]) و قیمتی که آن‌ها برای کالاهای متمایز می‌پردازند با توجه به درآمد داده شده‌ی آنها و سایر قیمت‌های مفروض، بطور معکوس متناسب با فاصله‌ی بین ویژگی‌های کالای انتخاب شده و کالای ایده‌آل مصرف‌کننده می‌باشد. در سمت تولید نیز تحت بازار رقابت انحصاری و صرفه‌های ناشی از مقیاس محصول متفاوتی تولید می‌شود به طوری‌که هزینه متوسط تولید یک کالا با خصوصیت ثابت، ابتدا کاهش می‌یابد ولی اگر خصوصیت کالای متمایز تغییر کند، صرفه‌جویی ناشی از مقیاس از بین رفته و قیمت‌ها دستخوش تغییر می‌شوند. بدین ترتیب، ابتدا صرفه‌های ناشی از مقیاس همراه با تمایز محصول موجب کاهش قیمت می‌شود و در ادامه به دلیل تمایز زیاد و تعدیل صرفه‌های ناشی از مقیاس، هزینه متوسط و متعاقب آن، قیمت افزایش می یابد. این موضوع به لحاظ نظری علاوه بر اینکه اثرگذاری تجارت درون‌صنعت بر قیمت را نشان می‌دهد منجر به پیدایش اثر غیرخطی و حد آستانه‌ای تجارت درون‌صنعت می‌گردد. بر این اساس، در سطوح پایین (بالای) تجارت درون‌صنعت بدلیل اینکه تمایز محصول در سطح پایین (بالا) قرار دارد و فاصله‌ی بین ویژگی‌های کالای انتخاب شده و کالای ایده‌آل مصرف‌کننده زیاد (کم) است، کشش قیمتی تقاضا افزایش (کاهش) پیدا می‌کند و منجر به اثرگذاری منفی (مثبت) تجارت درون‌صنعت بر تورم می‌گردد. از سوی دیگر، بر اساس مدل گابزویکز و همکاران (۱۹۸۱)، ابتدا به دلیل رقابت میان بنگاه‌های رقیب، قیمت محصولات با کیفیت بالاتر کاهش می‌یابد و در ادامه به دلیل خروج محصولات بی‌کیفیت از بازار، قیمت کالاهای متمایز عمودی رو به افزایش می‌گذارد که منجر به یک رابطه غیرخطی میان تجارت درون‌صنعت و قیمت می‌شود. درون‌زایی تعداد بنگاه‌ها نیز از دو کانال، بر سطح تورم موثر است؛ اثر رقابت که ناشی از ورود بنگاه‌های جدید و کاهش قیمت است و اثر تنوع که ناشی از ورود بنگاه‌های جدید می‌باشد. همچنین در مدل های فالوی (۱۹۸۱) و فالوی و کیرزوکوسفی (۱۹۸۷)، محصول با کیفیت بالاتر بر اساس تکنولوژی بالاتر (نسبت سرمایه به کار بالاتر) تولید می‌شود و از آنجا که قیمت با کیفیت رابطه مستقیم دارد، انتظار می‌رود

[1]. Hotelling Model

با شکل‌گیری تجارت درون‌صنعت، روابط تولید و نرخ تورم در پی ایجاد تخصص و بهبود بهره‌وری دستخوش تغییر گردد. مشخصاً، صنایع با بنگاه‌های بهره‌ور نسبت به سایر صنایع نوسانات تورم پایین‌تری را تجربه خواهند کرد چون توان تعدیل بالاتری در اضافه بهای خود را دارند. واتسون (۲۰۱۶) به صورت متفاوت اثر آزادسازی تجاری بر تورم را بررسی کرده و عنوان می‌کند که در ابتدا و در سطح پایین همگرایی تجاری و به دلیل پایین بودن کشش قیمتی تقاضا، انگیزه‌ی بنگاه‌ها برای تغییر قیمت اندک است که باعث می‌شود نرخ تورم به میزان کمتری واکنش نشان دهد. ولی در ادامه با افزایش در همگرایی تجاری و تعداد محصولات متمایز در بازار داخلی، کشش قیمتی تقاضا افزایش افزایش یافته و فشار رقابتی موجب افزایش هزینه فرصت ناشی از عدم تعدیل قیمت شده و متعاقب آن، تورم واکنش شدیدتری نشان می‌دهد. در مجموع در این مدل، با افزایش همگرایی تجاری، تورم کاهش می‌یابد. به طور مشابه ملیتز (۲۰۰۳) و ملیتز و اتاویانو (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که همگرایی و آزادسازی بیشتر تجاری باعث افزایش بهره‌وری و کاهش اضافه‌بهای درون‌زا می‌شود. در مقابل، چاترجی و همکاران (۲۰۱۳)، در چارچوب بحث عبور نرخ ارز، عنوان می کنند که بنگاه‌ها با بهره‌وری بالاتر قدرت تعدیل قیمت بالاتر ناشی از تغییر نرخ ارز را دارند که این موضوع می‌تواند در شرایط افزایش نرخ ارز و تسلط بنگاه‌های بهره‌ور به افزایش نرخ تورم منجر گردد. انور (۱۹۹۸) نیز از کانال اندازه دولت، نقش دولت را در تغییر قیمت برای محصولات متمایز بررسی کرده و به این نتیجه دست پیدا کرده است که با افزایش اندازه‌ی دولت، عوامل تولید بخش خصوصی و به دنبال آن، تولید و قیمت کالاهای متمایز کاهش می‌یابد. علاوه بر این مدل‌ها، در مجموع به نظر می رسد در سطوح پایین تجارت درون‌صنعت، نرخ تورم ناشی از واردات توام با افزایش تقاضای کل موجب افزایش نرخ تورم می‌شود در حالی که در ادامه با توسعه تجارت درون‌صنعت به دلیل بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس و متعاقب آن کاهش هزینه متوسط تولید، نرخ تورم در کنار سایر عوامل تاثیرگذار بر آن، واکنش منفی به تجارت درون‌صنعت نشان می‌دهد.

۳. پیشینه تحقیق

بطورکلی مطالعات تجربی درباره‌ی اثر تجارت خارجی بر نرخ تورم را می‌توان به چند گروه تقسیم نمود. گروه اول براساس نظریه‌های سنتی تجارت به اثر منفی، مثبت و غیرمعنادار تجارت خارجی بر نرخ تورم دست یافته‌اند. در این رابطه، رومر (۱۹۹۳) برای مجموعه‌ای

از کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی، به اثر منفی تجارت خارجی بر تورم دست پیدا کرده است. همچنین مطالعات لن[۱] (۱۹۹۷) برای ۱۱۴کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۸۸، ساچسیدا[۲] و همکاران (۲۰۰۳) برای ۱۵۲ کشور در بازه زمانی ۱۹۵۰-۱۹۹۲، باودلر و نانزیاتا[۳] (۲۰۰۶) برای ۱۹ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD)[۴] طی دوره زمانی ۱۹۶۱-۱۹۹۳و لین[۵] و همکاران (۲۰۱۷) برای کشورهای جنوب صحرای آفریقا[۶] در دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۱۲ به نتیجه مشابهی دست یافته‌اند. همچنین سان وارک و لیم[۷] (۲۰۲۰) برای ۳۴ کشور (OECD) طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۴ نشان داده‌اند که هر چه درجه باز بودن تجاری کمتر باشد نرخ تورم بیشتر کاهش می‌یابد. در مقابل، مطالعات کیم و بلادی[۸] (۲۰۰۵)، توماس[۹] (۲۰۱۲)، بیانچی و سیولی[۱۰](۲۰۱۵) و چهابرا و آلام[۱۱](۲۰۲۰) به رابطه مثبت معنادار آزادسازی تجاری و نرخ تورم دست یافته‌اند. همچنین آلفارو[۱۲](۲۰۰۵) برای ۱۳۰ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۸ به این نتیجه دست یافته است که آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت بر نرخ تورم تاثیرگذار نمی‌باشد. گروه دوم مطالعات تجربی رابطه‌ی تجارت درون‌صنعت و تورم را در چارچوب نظریه‌های جدید تجارت بررسی کرده‌اند. چن و جاونال[۱۳](۲۰۱۶) برای مجموعه‌ای از بنگاه‌های صادرکننده آرژانتین طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۰۹ به این نتیجه دست یافته‌اند که قیمت‌گذاری بیشتر بازار برای کالاهایی با کیفیت بالاتر روی می‌دهد. همچنین، چن[۱۴] و همکاران (۲۰۰۴) براساس مجموعه‌ای از داده‌های کشورهای اتحادیه اروپا طی بازه‌ی زمانی ۱۹۸۸-۲۰۰۰ به این نتیجه دست یافته‌اند که تجارت درون‌صنعت اثر منفی بر تورم دارد. در مقابل، ژیبجیسکی و گرابوسکی[۱۵] (۲۰۱۲) برای کشور آلمان و

---

1. Lan
2. Sachsida
3. Boedler & Nanziata
4. Organisation for Economic Co-operation and Development
5. Lin
6. Sub-Saharan Africa
7. Sun Kwark & Lim
8. Kim & Beladi
9. Thomas
10. Bianchi & Civelli
11. Chhabra & Alam
12. Alfaro
13. Chen & Juvenal
14. Chen
15. Szczygielski& Grabowski

مجموعه‌ای از کشورهای شریک تجاری آن در واردات طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۹ به این نتیجه رسیده‌اند که تناسبی میان قیمت تعادلی و کیفیت تعادلی وجود ندارد.
مطالعات داخلی نیز در چارچوب تئوری‌های سنتی تجارت بین الملل، اثر تجارت خارجی بر نرخ تورم را آزمون کرده‌اند. طیب‌نیا و زندیه (۱۳۸۸) برای ایران نشان داده است که ۱- با بازتر شدن اقتصاد ایران، تورم مسیر کم نوسان‌تری به خود می‌گیرد. ۲- افزایش قیمت نسبی کالای وارداتی مانند شوک عرضه در واردات عمل کرده و تورم را افزایش می‌دهد ۳- رونق و رکود شرکای تجاری ایران از طریق تجارت به ایران نیز منتقل شده و تورم داخلی را متأثر می‌کند. نصیری‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) برای ۳۴ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC)[1] شامل ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۸ بیان می‌کنند که باز بودن تجاری، متوسط نرخ تورم را کاهش و مبادله تولید- تورم را افزایش می‌دهد. بطور مشابه محمودی(۱۳۹۸) برای ۲۲ کشور درحال توسعه آسیایی در بازه زمانی ۱۹۹۴- ۲۰۱۴ نشان می‌دهد جهانی شدن اقتصاد تورم را به میزان ۰/۳۹ واحد کاهش می‌دهد. برخی دیگر از مطالعات همچون سلمان‌پور و همکاران (۱۳۸۸) به این نتیجه دست یافته‌اند که افزایش درجه‌ی باز بودن اقتصاد، تورم را افزایش می‌دهد. در مجموع، در ایران، مطالعه‌ای درباره اثرگذاری تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم صورت نگرفته است.

۴. تصریح، برآورد مدل و تحلیل نتایج

برای بررسی اثرگذاری غیرخطی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به شرح زیر استفاده شده است:

$$y_t = \acute{\varphi} z_t + \acute{\theta} z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t$$
$$y_t = \{\varphi + \theta \acute{G}(\gamma, c, s_t)\} z_t + u_t, t = 1, \dots T \qquad (۱)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، $z_t = (\acute{w_t}, \acute{x_t})$ برداری از متغیرهای توضیحی بوده، $w_t = (1, y_{t-1}, \acute{\dots}, y_{t-p})$ و $x_t = (1, x_{1t}, \acute{\dots}, x_{kt})$ نیز برداری از متغیرهای برون‌زا می‌باشند. علاوه بر این $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \acute{\dots}, \varphi_m)$ و $\theta = (\theta_0, \theta_1, \acute{\dots}, \theta_m)$ بردارهای پارامتر با ابعاد $((m+1) \times 1)$ می‌باشد و u_t جز اخلال معادله است که فرض می‌شود شرط $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ را برقرار می‌سازد. تابع انتقال $G(\gamma, c, s_t)$ یک تابع کراندار

[1]. Organisation of Islamic Cooperation

برحسب متغیر انتقال پیوسته‌ی St است که به ازای هر مقدار از St، پیوسته می‌باشد. هم‌چنین یک تابع لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک است. در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال(شیب) بوده و cنشان‌دهنده‌ی حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. که $c = (c_1, \dots, c_k)$ برداری از پارامتر موقعیت و $c_1 \leq c_2 \leq \cdots \leq c_k$ می‌باشد و K تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. تابع لجستیک عمومی به عنوان تابع انتقال استفاده شده است:

$$G(\gamma, c, s_t) = [1 + \exp\{-\gamma \prod_{K=1}^{K}(s_t - c_k)\}]^{-1} \qquad (۲)$$

که در آن، $\gamma > 0$ قید شناسایی می‌باشد. و پارامترهای c_1 وc_2 نیز بیان‌گر وضعیت تابع انتقال می‌باشند. بنابراین معادله‌ی (۱) و (۲) الگوی لجستیک رگرسیون انتقال ملایم را ارائه می‌دهند. عموماً K، برابر یک (K=1) یا دو (K=2) انتخاب می‌شود. اگر K=1، انتخاب شود مدلLSTR1[1] بدست می‌آید که دارای یک حد آستانه و دو رژیم حدی می‌باشد طوریکه پارامترها $\varphi + \theta G(\gamma, c, s_t)$ که تابعی از St، می‌باشند، از φ به $\varphi + \theta$ به ترتیب در رژیم اول و دوم تغییر یکنوا خواهند داشت. و با انتخاب K=2، مدل LSTR2 بدست می‌آید که با دو بار تغییر رژیم روبرو می‌شود که در نهایت یک مدل سه رژیمی با دو حد آستانه، حاصل می‌شود که دارای یک رژیم میانی و دو رژیم حدی یکسان می‌باشد. بنابراین تغییرات پارامترها در مدل LSTR2 وقتی متغیر انتقال از $c_1 < s_t < c_2$ به $c_1 \to -\infty\ , c_2 \to +\infty$ حرکت کند طوری‌که در رژیم میانی ($c_1 < s_t < c_2$) و در دو رژیم حدی (در مدل $c_1 \to -\infty\ , c_2 \to +\infty$) به ترتیب φ و $\varphi + \theta$ می‌باشد که در این حالت تابع انتقال G نیز در رژیم میانی و دو رژیم حدی به ترتیب به صفر و یک میل می‌کند. هم‌چنین حول نقطه‌ی میانی $\frac{(c_1+c_2)}{2}$، جایی که این تابع لجستیکی به مقدار کمینه‌ی خودش می‌رسد، انتقال به‌طور متقارن صورت می‌گیرد. مقدار کمینه بین صفر و $\frac{1}{2}$ قرار دارد. زمانی که $\gamma \to \infty$، مقدار کمینه صفر می‌گردد. مدلLSTR1(K=1) قادر به تبیین رفتار نامتقارن می‌باشد. از سوی دیگر، الگوی LSTR2 (K=2) در شرایطی مناسب است که در آن رفتار پویای فرایند به ازای مقادیر بزرگ و کوچک St، مشابه بوده و از مقدار میانی متفاوت می‌باشد. لازم به توجه است که الگوی STR نمایی (ESTR)[2] را

[1]. logistic smooth transition regression
[2]. Exponential smooth transition regression

می‌توان جایگزین الگوی LSTR2 نمود. که با معادله‌ی (۱) و تابع انتقال به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\} \qquad (۳)$$

بنابراین تغییرات پارامترها در مدل ESTR وقتی متغیر انتقال از $c \to \pm\infty$ حرکت کند. در رژیم میانی ($s_t = c$) و در دو رژیم حدی ($c \to \pm\infty$) به ترتیب φ و $\varphi + \theta$ می‌باشد که در این حالت تابع انتقال G نیز در رژیم میانی و دو رژیم حدی به ترتیب به صفر و یک میل می‌کند. زمانی که $\gamma \to \infty$، مقدار کمینه صفر شده، مدل به صورت خطی می‌شود. و نیز زمانی‌که $c_1 = c_2$ و $\gamma < \infty$ باشد مقدار کمینه $\frac{1}{2}$ خواهد بود. این تابع حول s_t=c، متقارن بوده و به ازای مقادیر میانی و کم پارامتر شیب γ، تقریباً شکل یکسانی دارد، گرچه دارای مقادیر (کمینه) صفر متفاوت می‌باشد. طوری‌که هر چه فاصله‌ی بین دو حد آستانه نزدیک به صفر باشد الگوی ESTR تقریب خوبی برای LSTR2 خواهد بود. در مقاله حاضر، از رویکرد LSTR برای برآورد معادله زیر در دو حالت استفاده شده است:

$$INF_t = \acute{\varphi} z_t + \acute{\theta} z_t G(\gamma, c, IIT_t) + u_t \qquad (۴)$$

در حالت اول (مدل اول)، تجارت درون‌صنعت و وقفه‌ی آن و وقفه نرخ تورم به عنوان متغیر توضیحی لحاظ می‌شود. در حالت دوم (مدل دوم)، علاوه بر متغیر تجارت درون‌صنعت، متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، اندازه‌ی دولت، رشد حجم پول، درجه باز بودن تجارت بین‌الملل و نرخ واقعی ارز و وقفه این متغیرها و نیز وقفه نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل لحاظ می‌شود. برای برآورد مدل تحقیق از نرم‌افزارهای Jmulti و Eviews10 استفاده شده است. در ادامه تعریف و اندازه‌گیری متغیرهای مدل ارایه شده است.

INF_t متغیر وابسته، نشانگر نرخ تورم است که از طریق رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و برحسب درصد اندازه‌گیری شده است. داده‌های این متغیر از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهیه شده است. همچنین، IIT_t، متغیر انتقال مدل، بیانگر شاخص تجارت درون‌صنعت در سال t است که برای اندازه‌گیری آن از شاخص موزون گروبل و لوید[1](۱۹۷۵) استفاده شده است:

[1]. Grubel&Lioyd

$$IIT_t = 1 - \frac{\sum_{j=1}|X_{jt} - M_{jt}|}{\sum_{j=1}|X_{jt} + M_{jt}|} \times 100 \qquad (۵)$$

که در آن، X_{jt} و M_{jt} به ترتیب صادرات و واردات گروه کالای j ام در زمان t می‌باشد. برای محاسبه شاخص مذکور از داده‌های گروه کالاهای تجاری در سطح تجمیع شش رقم نظام هماهنگ (HS[1]) استفاده شده و داده‌های مورد نیاز از سایت گمرک جمهوری اسلامی ایران و از پایگاه اطلاعاتی مرکز تجارت بین‌الملل[2] جمع‌آوری شده است. بر اساس فرضیه تحقیق انتظار می‌رود تجارت درون‌صنعت اثر غیرخطی و البته در مجموع اثر منفی بر نرخ تورم داشته باشد.

$GDPPER_t$ نشانگر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه برحسب دلار (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰) بوده و به عنوان شاخص سطح رشد و توسعه‌یافتگی در نظر گرفته شده است. بر اساس مبانی نظری تحقیق، انتظار می‌رود با سطح بالاتر تولید و توسعه یافتگی، نرخ تورم کاهش یابد چون در این شرایط اقتصاد با بهره‌گیری بهتر از منابع می‌تواند به تولید بالاتر دست یابد و ضمن کاهش هزینه‌های متوسط تولید بر تقاضای فزاینده غلبه کند. GS_t نشانگر شاخص اندازه دولت بوده و از طریق نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی و بر حسب درصد اندازه‌گیری شده است. با توجه به ادبیات بخش عمومی، هر چند دخالت دولت موجب انحراف از تخصیص بهینه منابع می‌گردد ولی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند به ثبات نسبی و کوتاه مدت نرخ تورم بینجامد. از طرف دیگر، عدم کنترل رشد حجم پول و سیاست‌های غیربهینه دولت به ویژه در تخصیص منابع داخلی و خارجی می‌تواند به تورم افسارگسیخته دامن بزند. بنابراین، انتظار می‌رود اثر اندازه دولت بر نرخ تورم مثبت یا منفی باشد. M_{it} نشانگر رشد حجم پول بوده و بر اساس نظریه مقداری پول و با فرض ثابت ماندن عرضه کل اقتصاد، موجب افزایش نرخ تورم می شود. $OPEN_t$ درجه‌ی باز بودن تجاری است که با نسبت تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است. باز بودن تجاری با توجه به اثر تخصیصی آن می‌تواند نرخ تورم را کاهش دهد ولی با این حال به دلیل افزایش تقاضای کل و با ثابت ماندن تولید داخلی امکان افزایش نرخ تورم نیز وجود دارد. بنابراین، آنچنان که از مطالعات تجربی نیز بر می‌آید، اثر انتظاری این متغیر بر نرخ تورم مثبت یا منفی خواهد بود. REX_t نشانگر نرخ واقعی ارز می‌باشد که بر اساس رابطه زیر اندازه‌گیری شده است::

---

[1]. Harmonized System

[2]. Http://www.intracen.org

$$REX_t = RE_t \times \frac{P^*_{t,cpu}}{P_{t,cpu}} \qquad (۶)$$

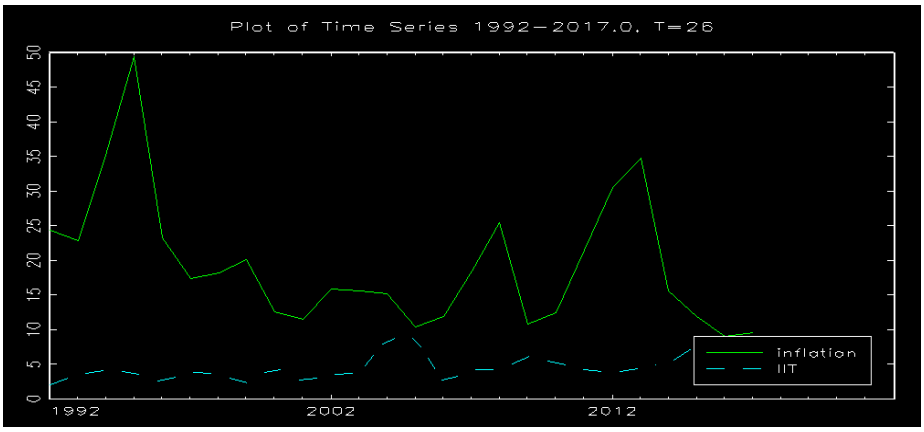
در این رابطه، RE_t، نرخ اسمی ارز در بازار غیررسمی در زمان t، $P^*_{t,cpu}$ ، شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا در زمان t و $P_{t,cpu}$ و شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران در زمان t می‌باشد.داده‌های این متغیرها از سایت بانک جهانی[1]، فدرال رزرو[2] و صندوق بین‌المللی پول[3] جمع‌آوری شده است. بر اساس مبانی نظری، انتظار می‌رود افزایش نرخ واقعی ارز از یک طرف به افزایش رقابت‌پذیری بین المللی و کاهش نرخ تورم منجر شود و از طرف دیگر موجب افزایش هزینه‌های واردات و افزایش نرخ تورم از کانال واردات کالاهای مصرفی و همچنین نهاده‌های تولید گردد. بنابراین، اثر انتظاری این متغیر بر نرخ تورم مشخص نبوده ولی در مجموع بر اساس مطالعات تجربی و برای کشورهای در حال توسعه می‌تواند مثبت در نظر گرفته شود.

قبل از برآورد مدل تحقیق، روند دو متغیر نرخ تورم و تجارت درون صنعت ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی در نمودار (۱) ارایه شده است. همچنان که نمودار مذکور نشان می‌دهد روند نرخ تورم در طی این سال‌ها دارای تلاطم و نوسان زیادی بوده است. بالاترین نرخ‌های تورم طی دوره مورد بررسی در سال‌های ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵ به ترتیب حدود ۳۵/۲ و ۴۹/۴ درصد بوده که ناشی از اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی و همچنین اجرای سیاست‌های ارزی به خصوص کاهش ارزش رسمی پول در مقابل ارزهای خارجی و حرکت به سمت نظام شناور ارزی بوده است. همچنین، در سال ۲۰۰۸ به دلیل افزایش قیمت نفت، وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی، وضعیت دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، پایه پولی افزایش یافت که موجب افزایش تورم به حدود ۲۵/۴ درصد در این سال گردید. در سال‌های ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳ نیز نرخ تورم به ترتیب به حدود ۳۰/۵ و ۳۴/۷ درصد افزایش یافت که ناشی از تحولات بازار ارز و افزایش هزینه‌های تولید و وابستگی بودجه دولت و واردات به درآمدهای نفتی بود. در مقابل، نرخ تورم در سال‌های انتهای مطالعه یعنی ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ به دلیل انضباط نسبی پولی، کنترل رشد نقدینگی و ثبات نسبی بازار ارز، روند کاهشی را طی کرده و ۹/۶ درصد رسیده است. از سوی دیگر، تجارت درون صنعت در ایران طی دوره مورد مطالعه با نرخ رشد متوسط حدود ۵ درصدی از رقمی معادل ۱/۹۷۶۹ درصد در سال ۱۹۹۲ به رقمی

[1]. http://www.worldbank.org
[2]. https://fred.stlouisfed.org
[3]. https://Data.imf.org

معادل ۵/۲۳۷۱ درصد در سال ۲۰۱۷ افزایش یافته است. همچنان که جدول (۱) نشان می‌دهد، متغیر تجارت درون‌صنعت و نرخ تورم به ترتیب توزیع نرمال و غیرنرمال دارند و با توجه به چولگی راست توزیع‌ها، تمایل مقادیر دو متغیر نرخ تورم و تجارت درون‌صنعت در طی دوره مورد مطالعه به سمت مقادیر پایین می‌باشد.

نمودار ۱: روند متغیرهای نرخ تورم و تجارت درون‌صنعت در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷میلادی



منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای نرخ تورم و تجارت درون‌صنعت طی دوره ۱۹۹۲- ۲۰۱۷ میلادی

متغیر	INF	IIT
Mean	۱۹/۳۵۷۶۹	۴/۴۲۵۰۶۸
Median	۱۶/۵۵۰۰۰	۴/۱۳۴۹۹۶
Maximum	۴۹/۴۰۰۰۰	۸/۸۳۱۷۳۰
Minimum	۹/۰۰۰۰۰۰	۱/۹۷۶۹۰۳
Std.Dev.	۹/۵۸۵۳۲۹	۱/۸۰۸۴۳۹
Skewness	۱/۴۳۳۳۸۴	۱/۰۳۳۳۱۴
Kurtusis	۴/۹۲۱۲۶۸	۳/۷۰۳۰۳۹
Jurque-Bera	۱۲/۹۰۲۱۰	۵/۱۶۲۳۲۰
Probability	۰/۰۰۱۵۷۹	۰/۰۷۵۶۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، ابتدا لازم است ویژگی مانایی[1]متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور از آزمون دیکیفولرتعمیم‌یافته[2](۱۹۹۷)، ان‌جی و پرون[3](۲۰۰۱) و $KPSS$[4] (۱۹۹۲) استفاده شده و نتایج در جدول(۲) ارایه شده است.

جدول ۲: مانایی متغیرهای بکار رفته در اثر تجارت درون صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)	آزمون(MSB-GLS)	آزمون KPSS
IIT	-۵/۰۸۹۳۷۷***	۰/۲۰۱۲۶***	۰/۴۷۴۶***
INF	-۵/۱۷۰۸۳۸***	۰/۲۱۰۳۵***	۰/۳۰۲۴***
GDPPER	-۴/۰۸۰۹۴۴***	۰/۶۱۱۹۱***	۰/۱۱۸۲***
GS	-۶/۱۳۷۷۴۰***	۰/۲۴۶۱۹***	۰/۴۲۸۰***
M	-۷/۸۶۵۳۹۵***	۰/۱۹۵۷۹***	۰/۱۲۶۲***
OPEN	-۳/۹۳۹۷۴۴***	۰/۲۴۱۰۹***	۰/۳۱۷۷***
REX	-۳/۸۰۴۰۳۵***	۰/۴۸۶۰۰***	۰/۱۰۸۵***

*** بیانگر سطح معنادری ۱٪ است

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

بر اساس نتایج جدول (۲)، متغیرهای تحقیق براساس آزمون ان‌جی و پرون و KPSS در سطح یک درصد مانا هستند ولی متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ واقعی ارز بر اساس آزمون KPSS با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. با توجه به اینکه متغیرهای تحقیق براساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح نامانا[5] ولی در تفاضل[6] مرتبه اول، مانا می‌باشند، برای اطمینان از رابطه‌ی بلندمدت بین آنها، آزمون ریشه واحد برای باقیمانده‌ها صورت گرفته و نتایج در جدول (۳) ارایه شده است. بر اساس این جدول، رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و مدل‌های منتخب با مشکل رگرسیون کاذب روبرو نمی باشند.

جدول ۳: مانایی باقیمانده‌های اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی

1. stationary
2. Augmented Dickey-Fuller(ADF)
3. Ng and Perron
4. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
5. Non stationary
6. difference

آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)	مدل اول		مدل دوم	
	آمارهt	مقادیر احتمال	آمارهt	مقادیر احتمال
	-۲/۷۳۶۵۷۰	۰/۰۰۸۴	-۲/۶۳۲۴۵۴	۰/۰۱۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

در ادامه، وقفه‌ی بهینه برای متغیرهای تحقیق در مدل اول و دوم به ترتیب معادل یک و صفر بدست آمده است. آزمون غیرخطی بودن مدل نیز انجام شده و نتایج در جدول (۴) ارایه شده است.

جدول ۴: انتخاب نوع الگو و متغیر انتقال اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی

مدل اول					
متغیر انتقال	احتمال آماره F	احتمال آماره F_4	احتمال آماره F_3	احتمال آماره F_2	مدل پیشنهادی
IIT_t*	۰/۰۲۶۶۲۳	۰/۱۰۴۹۰	۰/۰۰۹۲۸۶۷	۰/۹۲۹۱۷	LSTR2
IIT_{t-1}	۰/۹۹۱۶۸	۰/۹۱۹۹۵	۰/۸۵۶۰۲	۰/۸۶۰۸۵	Linear
مدل دوم					
متغیر انتقال	احتمال آماره F	احتمال آماره F_4	احتمال آماره F_3	احتمال آماره F_2	مدل پیشنهادی
IIT_t*	۰/۰۳۰۸۲۰	۰/۰۰۷۳۳۹۲	۰/۹۸۹۴۷	۰/۵۱۸۵۸	LSTR1

منبع یافته‌های تحقیق حاضر

با توجه به احتمال آماره‌ی F جدول (۴)، در هر دو مدل، فرضیه‌ی صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل رد می‌شود. در ادامه، برای انتخاب متغیر انتقال اولویت با آن متغیر است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شده که با توجه به جدول (۴) در هر دو مدل، متغیر تجارت درون‌صنعت به عنوان متغیر انتقال مناسب انتخاب شده است؛ با این تفاوت که در مدل اول، دو حد آستانه و سه رژیم و در مدل دوم، یک حد آستانه و دو رژیم حدی بدست آمده است. سرانجام، با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون، هر دو مدل تخمین زده شده و نتایج در جدول (۵) ارایه شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل اول اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷میلادی

متغیر	قسمت خطی	متغیر	قسمت غیرخطی
CONST	۱۳/۶۸۱۳۸(۰/۰۰۹۵)	-	-
INFt-1	۲/۹۰۱۲۳(۰/۰۰۱۹)	INFt-1	-۲/۶۷۴۲۴(۰/۰۰۴۶)
IIT_t	۱۱/۵۸۲۰۲(۰/۰۴۰۸) -	IIT_t	۱۱/۱۲۹۲۲(۰/۰۴۶۳)
IIT_{t-1}	۶/۰۷۹۴۷(۰/۱۴۳۹)	IITt-1	-۶/۵۱۱۲۹(۰/۱۳۲۴)
γ	۲۶/۸۴۴۳۴ (۰/۰۲۲۶۹)		
$c_1=c_2$	۴/۱۰۷۴۷ (۰/۰۹۱۰)		

HQ	SC	AIC		Adjusted R^2
۳/۲۰۶۴	۳/۵۵۸۷	۳/۰۷۱۲		۰/۸۹۷۶

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده‌ی مقادیر احتمال(p-value)می‌باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

جدول ۶: اثرات متغیرهای برون‌زا مدل اول بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۲ میلادی در رژیم‌های مختلف

متغیر	رژیم میانی	رژیم اول و سوم	تغییر در علامت و مقدار مطلق ضرایب کل (رژیم‌های اول و سوم در مقابل رژیم میانی)
INFt-1	۲/۹۰۱۲۳	۰/۲۲۶۹۹	مثبت(↘)
IIT_t	-۱۱/۵۸۲۰۲	-۰/۴۵۲۸	منفی(↘)
IITt-1	۶/۰۷۹۴۷	-۰/۴۳۱۸۲	منفی(↘)

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

با توجه به روش‌شناسی تحقیق، برای رژیم میانی G=0 و برای دو رژیم حدی نیز G=1 می‌باشد و بر این اساس، معادله در رژیم میانی به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$INf_t = 13/68138 + 2/90123INF_{t-1} - 11/58202IIT_t + 6/07947IIT_{t-1} \quad (۷)$$

و برای دو رژیم حدی دیگر نیز معادله بدین صورت خواهد بود:

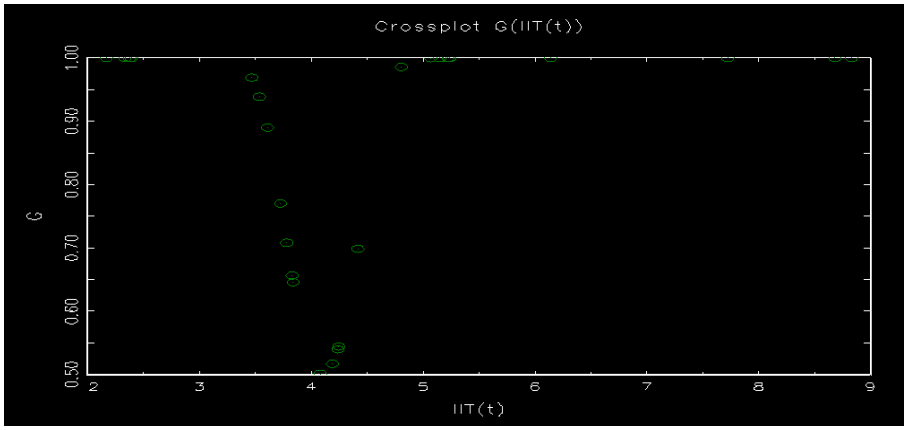
$$INf_t = 13/68138 + 0/22699INF_{t-1} - 0/4528IIT_t - 0/43182IIT_{t-1} \quad (۸)$$

نتایج تخمین معادله (۴) برای حالت اول (مدل اول)، در جدول (۵) ارائه شده است. بر اساس این جدول، یک مدل سه رژیمی دارای یک رژیم میانی و دو رژیم حدی (رژیم اول (چپ) و سوم (راست)) بدست آمده است که در آن، حدهای آستانه‌ای اول و دوم یکسان و برابر با ۴/۱۰۷۴۷ درصد و پارامتر شیب ۲۶/۸۴۴۳۴ می‌باشد. مقادیر بالای پارامتر شیب نشان می‌دهد که سرعت انتقال بین رژیم‌ها افزایش یافته است. در رژیم میانی، میزان تجارت درون‌صنعت برابر با ۴/۱۰۷۴۷ درصد می‌باشد که با توجه به پایین بودن سطح تجارت درون‌صنعت ایران قابل توجیه است. بدین ترتیب، سطوح مختلف تجارت درون‌صنعت اثرگذاری مختلفی بر نرخ تورم در ایران دارد. با توجه به نتایج مندرج در جدول(۷)، در رژیم اول و در سطوح پایین تجارت درون‌صنعت که تمایز محصول و صرفه‌های ناشی از مقیاس قابل توجه نیست، تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم اثر مثبت دارد. این مورد علاوه بر وقوع همزمان سطح پایین تجارت درون صنعت و نرخ‌های تورم بالا (به دلیل تسلط سایر عوامل به ویژه رشد حجم نقدینگی) می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که تجارت خارجی (تجارت بین صنایع) موجب افزایش تقاضای کل و محدودیت عرضه داخلی و متعاقب آن، افزایش بیشتر سطح عمومی قیمت‌ها شده است. همچنین، محدودیت‌های تولید داخلی امکان بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس را ایجاد نکرده و از این موضوع به همراه جانشینی ضعیف کالاهای مصرفی موجب افزایش بیشتر سطح عمومی قیمت‌ها و متعاقب آن، نرخ تورم شده است. در رژیم میانی (دوم)، با توجه به افزایش نسبی تجارت درون‌صنعت که با صرفه‌های ناشی از مقیاس و تمایز بیشتر محصول همراه شده است و همچنین اثرگذاری منفی سایر عوامل موثر بر نرخ تورم، به نظر می‌رسد عوامل مذکور به صورت معکوس عمل کرده و نهایتاً تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم اثر منفی بر جای گذاشته است. در ادامه، توسعه بیشتر تجارت درون‌صنعت (رژیم سوم) با قدرت بالاتر قیمت‌گذاری بنگاه‌ها به ویژه بنگاه‌های دولتی و انحصارگر و همچنین، افزایش توام واردات و صادرات که به انتقال تورم جهانی و افزایش تقاضای کل منجر شده، موجب افزایش نرخ تورم شده است. ظرفیت گسترش تجارت درون‌صنعت نیز موجب افزایش سرعت انتقال طی رژیم‌ها شده و در مجموع، اثر تجارت درون‌صنعت در رژیم میانی و در دو رژیم حدی (مجموع ضرایب در رژیم‌های اول و سوم) منفی و معنادار برآورد شده است. البته در چارچوب ادبیات تجارت بین‌الملل به ویژه نظریه‌های جدید تجارت، اثر منفی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم دور از انتظار نمی‌باشد چون توسعه تجارت درون‌صنعت

از طریق افزایش اندازه بازار موجب افزایش تعداد و تولید بنگاه‌های تولیدی و بهره‌گیری بیشتر صرفه‌های ناشی از مقیاس شده و ضمن بهبود بهره‌وری، به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد. این نتایج هم‌سو با مطالعه اسپنز (۱۹۷۶)، دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) و کروگمن (۱۹۸۱، ۱۹۷۹) است که به صورت خطی به اثر منفی تجارت-درون‌صنعت بر نرخ تورم دست یافته‌اند.

برای بررسی بیشتر، رفتار لجستیکی تابع انتقال در طی تغییر رژیم برای الگوی برآورد و در نمودار (۲) ارایه شده است. با توجه به تابع انتقال لجستیک در این نمودار، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر با سرعت بیشتری اتفاق می‌افتد ($\gamma < \infty$) که نشان‌دهنده توسعه تجارت درون‌صنعت و کاهش بیشتر نرخ تورم می‌باشد. همچنین در نقطه‌ی $S_t=c$ حداقل تابع انتقال برابر با ۰/۵ و دو حد آستانه‌ای یکسان است که دلالت بر امکان انتخاب تابع انتقال نمایی بجای تابع انتقال لجستیک می‌باشد.

نمودار۲. رفتارلجستیک تابع انتقال مربوط به تغییر رژیم در مدل اول



منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

در ادامه برای ارزیابی مدل، آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی[1] برای وقفه‌های یک تا هشت برآورد شده و در جدول (۸) گزارش شده است. نتایج بطورکلی نشانگر عدم رد فرضیه‌ی صفر آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خودهمبستگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌باشد. بر اساس آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده[2] مندرج در جدول (۸)، فرضیه‌ی صفر آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی اضافی در سطح اطمینان

[1]. Test of no error autocorelation
[2]. Test of no error remaining nonlinearity

۹۹ درصد رد نشده است. هم‌چنین براساس آزمون ثبات پارامترها[1]، فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات پارامترها رد نشده و بر این اساس، پارامترهای مدل تخمینی γ و c باثبات هستند. آزمون عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی[2] نیز حاکی از عدم وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای سری‌زمانی بوده و بر این اساس، اثرناهمسانی واریانس (ARCH) وجود ندارد. از سوی دیگر، آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها[3]، با توجه به احتمال آماره‌ی x^2 حاکی از آن است که فرضیه‌ی صفر این آزمون، مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد نمی‌شود. نتایج نشان می‌دهد که برازش مدل LSTR2 یا تابع نمایی، با توجه به ویژگی غیرخطی در این داده‌ها تبیینی مناسب و قابل قبول می‌باشد.

جدول ۸: نتایج آزمون‌های خطای تصریح مدل اول برای الگوی غیرخطی اثر تجارت درون-صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی

آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی				
احتمال آماره آزمون F	df_2	df_1	آماره آزمون F	وقفه
۰/۲۲۶۱	۱۳	۱	۱/۶۱۴۴	۱
۰/۰۵۳۷	۱۱	۲	۳/۸۵۸۴	۲
۰/۱۱۶۴	۹	۳	۲/۶۰۲۸	۳
۰/۰۵۱۳	۷	۴	۴/۰۷۴۴	۴
۰/۱۴۷۷	۵	۵	۲/۷۲۵۳	۵
۰/۵۷۹۳	۳	۶	۰/۹۱۳۰	۶
۰/۹۰۲۰	۱	۷	۰/۲۷۴۶	۷
آزمون قابل انجام نبوده است	۰	۰	آزمون قابل انجام نبوده است	۸
آزمون عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده				
F_2	F_3	F_4	F	متغیر انتقال
۰/۴۹۲۰۷	۰/۸۵۲۲۷	۰/۹۹۰۹۱	۰/۹۷۶۴۵	IIT(t)
آزمون ثبات پارامترها				
احتمال آماره آزمون F	df_2	df_1	آماره آزمون F	تابع انتقال
۰/۴۶۰۹	۸/۰۰۰۰	۶/۰۰۰۰	۱/۰۴۹۶	H_1
۰/۵۹۳۴	۲/۰۰۰۰	۱۲/۰۰۰۰	۱/۰۲۹۸	H_2

[1]. Test of parameter constancy
[2]. ARCH-LM
[3]. Jarque-Bera

آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	H_3
آزمون عدم وجود واریانسناهمسانی شرطی		آزمون نرمال بودن باقیماندهها		
احتمال آماره (χ^2)	احتمال آمارهF	احتمال آماره (χ^2)		
۰/۱۵۶۰	۰/۸۹۲۸	۰/۹۵۲۶		

منبع: یافتههای تحقیق حاضر

در حالت دوم (مدل دوم)، علاوه بر متغیر تجارت درون‌صنعت، متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، اندازه‌ی دولت، رشد حجم پول، درجه باز بودن تجارت بین‌الملل و نرخ واقعی ارز و وقفه این متغیرها و نیز وقفه نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل لحاظ شده و نتایج تخمین در جدول (۹) ارایه شده است. در چارچوب روش‌شناسی تحقیق، در رژیم حدی اول پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای می‌باشد. در نتیجه تابع انتقال صفر شده و از این‌رو، رژیم اول(بخش خطی مدل) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$INF_t = -47.69206 + 7.16238\, IIT_t - 3.36059\, GS_t + 1.79624 M_t + 0.0121\, OPEN_t + 0.00080 REX_t \qquad (۹)$$

از سوی دیگر در رژیم حدی دوم، که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال بزرگتر از حد آستانه‌ای باشد، مقدار تابع انتقال یک شده و در این صورت رژیم دوم (بخش غیرخطی مدل) به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$INF_{it} = -47/69206 + 0/7716\, IIT_t + 0/01293\, GDPPER_t - 4/75137\, GS_t - 0/39699\, M_t + 0/56329\, OPEN_t + 0/00080 REX_t \qquad (۱۰)$$

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۹)، وقتی تجارت درون‌صنعت متغیر انتقال باشد، اثر آن بر نرخ تورم از یک مدل دو رژیمی تبعیت می‌کند که دارای یک حدآستانه و دو رژیم حدی می‌باشد. مقدار حد آستانه و شیب به ترتیب ۴/۱۳۴۷۱ درصد و ۷۷۴ /۵۱۹۴۲ بدست آمده است. بنابراین، رژیم حدی اول مربوط به تجارت درون‌صنعت کمتر از ۴/۱۳۴۷۱ درصد و رژیم حدی دوم مربوط به تجارت درون صنعت بیشتر از ۴/۱۳۴۷۱

درصد می‌باشد. از سوی دیگر، میزان بالای پارامتر شیب دلالت بر سرعت انتقال از رژیم حدی اول به رژیم حدی دیگر دارد که نشان‌دهنده‌ی اثرگذاری بیشتر تجارت درون‌صنعت طی زمان است. هم‌چنین نتایج جدول (۱۰)، با ارائه‌ی خلاصه‌ای از ضرایب کل نشان می‌دهد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین دورژیم حدی وجود دارد. در رژیم حدی اول با توجه به اینکه تابع انتقال برابر با صفر است (G=0) تنها ضرایب متغیرهای برون‌زا در قسمت خطی مدل تعیین‌کننده‌ی اثرات آن‌ها بر نرخ تورم است درحالی‌که در رژیم حدی دوم میزان تابع انتقال برابر با یک می‌باشد (G=1) که بر این اساس، در این رژیم، مجموع ضرایب قسمت خطی و غیرخطی متغیرهای برون‌زا مدل بر نرخ تورم تأثیرگذار می‌باشند. بدین ترتیب، وقتی تجارت درون‌صنعت متغیر انتقال باشد طی دوره‌ی مذکور، تأثیر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در هر دو بخش خطی و غیرخطی مدل متفاوت است به طوری‌که در بخش غیرخطی مدل (رژیم اول) این اثر مثبت و در بخش غیرخطی مدل (رژیم دوم) منفی می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده در قسمت خطی مدل (رژیم اول)، متغیر تجارت درون‌صنعت بر تورم اثر مثبت و در رژیم حدی دوم (مجموع ضرایب قسمت خطی و غیرخطی مدل) نیز در نهایت اثر تجارت درون‌صنعت بر تورم مثبت و معنادار ولی کاهنده برآورد شده است. این نتایج با یافته های مطالعه‌ی تجربی فلچ (۲۰۱۷) هم‌سو می‌باشد.

جدول ۹: نتایج برآورد مدل دوم اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۲ میلادی

متغیر	قسمت خطی	متغیر	قسمت غیرخطی
CONST	-۴۷/۶۹۲۰۶ (۰/۲۶۴۵)	-	-
IIT_t	۷/۱۶۲۳۸(۰/۰۳۷۹)	IIT_t	-۶/۳۹۰۷۸(۰/۰۸۲۷)
GS_t	-۳/۳۶۰۵۹(۰/۰۹۲۹)	$GDPPER_t$	۰/۰۱۲۹۳(۰/۱۱۶۵)
M_t	۱/۷۹۶۲۴(۰/۰۱۷۵)	GS_t	-۱/۳۹۰۷۸(۰/۵۰۳۸)
$OPEN_t$	-۰/۳۷۸۲۱(۰/۴۶۵۶)	M_t	-۲/۱۹۳۲۳(۰/۰۱۴۸)
REX_t	۰/۰۰۰۸۰(۰/۰۵۵۰)	$OPEN_t$	۰/۵۶۹۲۹(۰/۴۹۰۰)
γ	۷۷۴/۵۱۹۴۲(۰/۹۹۹۹)		
c_1	۴/۱۳۴۷۱(۰/۹۹۴۰)		
HQ	SC	AIC	Adjusted R^2
۴/۵۳۶۲	۴/۹۸۴۱	۴/۳۵۵۱	۰/۶۸۸۲

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده‌ی مقادیر احتمال(p-value) می‌باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

جدول۱۰: اثرات متغیرهای برون‌زای مدل دوم برنرخ تورم در ایران طی دوره۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی در رژیم‌های مختلف

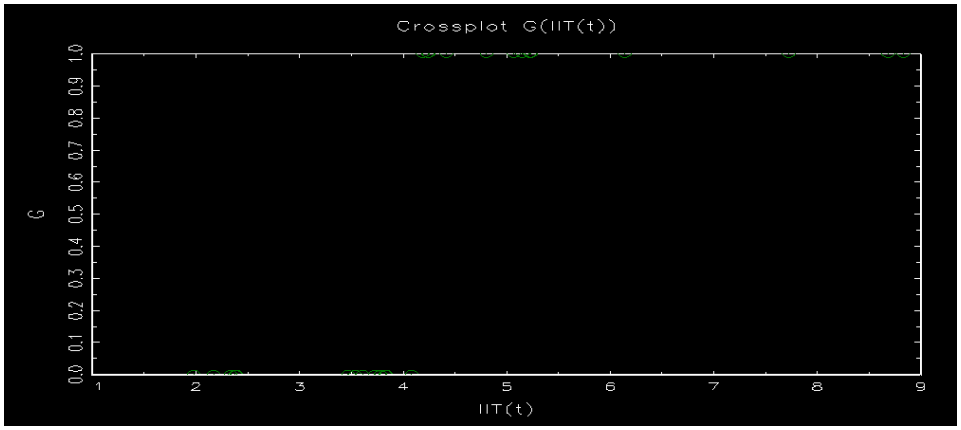
متغیر	رژیم اول	رژیم دوم	تغییر در علامت و مقدار مطلق ضرایب کل (رژیم دوم در مقابل رژیم اول)
IIT	۷/۱۶۲۳۸	۰/۷۷۱۶	مثبت(↘)
GDPPER	-	۰/۰۱۲۹۳	مثبت
GS	-۳/۳۶۰۵۹	-۴/۷۵۱۳۷	منفی(↗)
M	۱/۷۹۶۲۴	-۰/۳۹۶۹۹	منفی(↘)
OPEN	۰/۰۱۲۱	۰/۵۶۳۲۹	مثبت(↗)
REX	۰/۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۸۰	مثبت

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

در مجموع، به نظر می‌رسد در سطوح پایین تجارت درون‌صنعت که امکان بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود ندارد و رقابت و تنوع میان محصولات اندک است تجارت درون‌صنعت بر تورم اثر مثبت دارد. چون در این مرحله، با شکل‌گیری تجارت درون‌صنعت این امکان وجود دارد که تقاضا برای محصولات داخلی افزایش یابد بدون آنکه عرضه محصولات داخلی به اندازه کافی رشد کند. در مقابل، گسترش تجارت درون‌صنعت و افزایش اندازه‌ی بازار موجب بهبود بهره‌وری صنعتی، افزایش تولید محصولات متمایز و متعاقباً کاهش قیمت و نرخ تورم شده و متعاقب آن، کاهش میزان اثرگذاری مثبت بر نرخ تورم را به همراه داشته است. همچنین، توسعه تجارت درون‌صنعت با درگیر کردن هر دو سمت صادرات و واردات نیز نرخ تورم را کاهش می‌دهد. متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، که در قسمت غیرخطی لحاظ شده است، با گذر از حد آستانه‌ای و با ورود به رژیم دوم اثر مثبت و معنادار بر نرخ تورم دارد.. این نتیجه دور از انتظار نیست چون در چارچوب مبانی نظری و تجربی، با توسعه تجارت درون صنعت، سطح توسعه یافتگی (تولید سرانه) موجب کاهش نرخ تورم می‌گردد. یافته‌ی اخیر در مورد شاخص اندازه‌ی دولت گویای این است که رابطه‌ی نامتقارن بین اندازه‌ی دولت و نرخ تورم وجود دارد. مشخصاً، ضریب شاخص اندازه‌ی دولت در هر دو رژیم حدی با علامت مورد انتظار منفی می‌باشد که سازگار با مطالعه انور (۱۹۹۸) می‌باشد ولی در رژیم حدی دوم این اثر غیرمعنادار بدست آمده است. متغیر رشد حجم پول با توسعه‌ی تجارت درون‌صنعت در رژیم اول اثر مثبت و معنادار بر تورم دارد و در رژیم حدی دوم این اثر منفی و معنادار برآورد شده است که بر این اساس می‌توان بیان کرد که در شرایط توسعه تجارت درون‌صنعت، رشد نقدینگی به عنوان مهم‌ترین عامل تورمی کوتاه‌مدت محسوب نمی‌شود. متغیر درجه‌ی باز بودن

تجارت بین‌الملل، با توسعه‌ی تجارت درون‌صنعت در رژیم حدی اول و دوم اثر مثبت ولی این اثر در رژیم حدی دوم غیرمعنادار بدست آمده است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت که همگرایی و آزادسازی تجاری بیشتر به عنوان مکمل محصولات اقتصاد داخلی عمل می‌کند. بنابراین، صنایع (بنگاه‌ها)، کمتر سراغ کاهش هزینه فرصت تعدیل قیمت رفته و متعاقب آن، قیمت‌ها افزایش می‌یابد. نتایج رژیم حدی اول با یافته‌های واتسون (۲۰۱۶) سازگار می‌باشد. متغیر نرخ واقعی ارز در هر دو رژیم حدی اثر مثبت و معنادار بر نرخ تورم دارد. اثر یافته در شرایط توسعه تجارت درون صنعت می تواند ناشی از این واقعیت باشد که با افزایش نرخ واقعی ارز، هزینه‌ی واردات مواد اولیه و انتقال تکنولوژی برای کشورهای نوظهور و در حال توسعه با قیمت بیشتری صورت می‌گیرد که نشانگر عبور نرخ ارز ولی به شکل ناقص و ناچیز می‌باشد. برای بررسی بیشتر، رفتار لجستیکی تابع انتقال الگوی منتخب طی تغییر رژیم در نمودار (۳) ارایه شده است. با توجه به تابع انتقال لجستیک در این نمودار، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر نسبت به مدل اول ملایم‌تر صورت می‌گیرد.

نمودار۳: رفتار لجستیک تابع انتقال مربوط به تغییر رژیم در مدل دوم



منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

در ادامه، بعد از تخمین مدل، ارزیابی آن صورت گرفته است. مشخصاً، با توجه به نتایج جدول (۱۱)، آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی برای وقفه‌های یک تا دو برآورد شده است که نشان می‌دهد فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خودهمبستگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای هر دو وقفه رد نمی‌شود. همچنین، بر اساس آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده مندرج در جدول (۱۱)، با توجه به

احتمال آماره آزمون F برآورد شده (۰/۹۷)، فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی اضافی در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد نمی‌شود. بنابراین، مدل تحقیق توانسته است به خوبی رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند. همچنین براساس آزمون ثبات پارامترها، فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات پارامترها رد نمی‌شود و پارامترهای مدل تخمینی γ و c، باثبات هستند. آزمون عدم وجود واریانسناهمسانی شرطی نیز حاکی از عدم وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای سری‌زمانی می‌باشد و بر این اساس، اثر ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH) وجود ندارد. از سوی دیگر، آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها، با توجه به احتمال آماره‌ی x^2 حاکی از آن است که فرضیه‌ی صفر این آزمون، مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد نمی‌شود. نتایج نشان می‌دهد که برازش مدل LSTR1 یا تابع لجستیکی، با توجه به ویژگی غیرخطی در این داده‌ها تبیینی مناسب و قابل قبول می‌باشد.

با توجه به نتایج برآورد مدل اول و دوم، می‌توان دریافت که ضریب تعیین تعدیل شده مدل دوم پایین‌تر از مدل اول می‌باشد و شیب و حد آستانه‌ای متغیر تجارت درون‌صنعت در مدل دوم معنادار نمی‌باشند. بنابراین، تجارت درون‌صنعت در مدل اول توضیح دهندگی بهتری نسبت به مدل دوم دارد.

جدول۱۱. نتایج آزمون‌های خطای تصریح مدل دوم برای الگوی غیرخطی اثر تجارت درون-صنعت بر نرخ تورم در ایران طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی

آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی				
احتمال آماره آزمون F	df_2	df_1	آماره آزمون F	وقفه
۰/۳۶۳۰	۱۱	۱	۰/۹۰۰۷	۱
۰/۴۲۳۰	۹	۲	۰/۹۴۸۱	۲
آزمون عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده				
F_2	F_3	F_4	F	متغیر انتقال
۰/۱۳۴۶۲	۰/۷۳۱۰۸	۰/۲۸۷۵۸	۰/۳۰۸۸۷	IIT(t)
آزمون ثبات پارامترها				
احتمال آماره آزمون F	df_2	df_1	آماره آزمون F	تابع انتقال
۰/۹۶۷۰	۱/۰۰۰۰	۱۰/۰۰۰۰	۰/۱۶۳۷	H_1
آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	H_2

			نبوده است	
H_3	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است	آزمون قابل انجام نبوده است
آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها			آزمون عدم وجود واریانسناهمسانی شرطی	
احتمال آماره (χ^2)		احتمال آماره F	احتمال آماره (χ^2)	
۰/۸۵۸۶		۰/۸۶۰۱	۰/۰۳۷۷	

منبع: یافته‌های تحقیق حاضر

۵. جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی

با توجه به تناقض نتایج مطالعات نظری و تجربی پیرامون اثر تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم، هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر آزمون اثر غیرخطی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم می‌باشد. به عنوان یک مطالعه موردی از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۷ میلادی استفاده شده و با بکارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم، فرضیه تحقیق مبنی بر اثر غیرخطی تجارت درون‌صنعت بر نرخ تورم آزمون و تایید شده است. مشخصاً نتایج تجربی این تحقیق حاکی از آن است که تجارت درون‌صنعت در قالب ساختار سه رژیمی اثر منفی کاهنده و معنادار بر نرخ تورم دارد. این نتایج هم‌سو با مطالعات اسپنز (۱۹۷۶)، دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۷۷) و کروگمن (۱۹۷۹، ۱۹۸۱) می‌باشد. همچنین، مطالعه حاضر نشان می‌دهد طی رژیم‌های مورد بررسی، سرعت انتقال تجارت درون‌صنعت افزایش پیدا کرده است که در مجموع نشانگر اهمیت فزاینده تجارت درون صنعت در کاهش نرخ تورم می‌باشد.

نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد تجارت درون‌صنعت همراه با ارتقای سطح رشد و توسعه‌یافتگی، زمینه بهره‌گیری صرفه‌های ناشی از مقیاس و همچنین افزایش تعداد و میزان تولید بنگاه‌های محصولات متمایز را فراهم کرده و ضمن افزایش بهره‌وری، در مجموع موجب کاهش نرخ تورم شده است. همچنین، اثر مثبت و کاهنده نرخ تورم با یک وقفه در هر سه رژیم نشان می‌دهد انتظارات تورمی با گسترش تجارت درون‌صنعت کاهش یافته است. نتایج این پژوهش درباره سایر متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم نشان می‌دهد متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه با گذر از حد آستانه‌ای و با ورود به رژیم دوم اثر

مثبت و معنادار بر نرخ تورم دارد. این نتیجه دور از انتظار نیست چون در چارچوب مبانی نظری و تجربی، با توسعه تجارت درون‌صنعت، سطح توسعه یافتگی (تولید سرانه) موجب کاهش نرخ تورم می‌گردد. همچنین، متغیر اندازه‌ی دولت در هر دو رژیم حدی با اثر مورد انتظار منفی ظاهر شده ولی در رژیم حدی دوم این اثر غیرمعنادار برآورد شده است. این یافته نشانگر عدم کارایی کلی دخالت دولت برای کنترل بلندمدت تورم می‌باشد. درباره متغیر رشد حجم پول اثر مثبت و معنادار در رژیم اول برآورد شده است در حالی که این متغیر در رژیم حدی دوم دارای اثر منفی و معنادار می‌باشد. بر این اساس، با افزایش تجارت درون‌صنعت، رشد نقدینگی به عنوان مهم‌ترین عامل تورمی کوتاه‌مدت شناخته نمی‌شود. نتایج دیگر حاکی از آن است که متغیر درجه‌ی باز بودن تجارت بین‌الملل، با توسعه‌ی تجارت درون‌صنعت در رژیم حدی اول و دوم اثر مثبت ولی در رژیم حدی دوم غیرمعنادار برآورد شده است. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت که همگرایی و آزادسازی تجاری بیشتر به عنوان مکمل محصولات اقتصاد داخلی عمل می‌کند بنابراین صنایع (بنگاه‌ها)، کمتر سراغ کاهش هزینه فرصت تعدیل قیمت رفته و متعاقب آن، قیمت‌ها افزایش می‌یابد. نتایج رژیم حدی اول با نتایج مطالعه‌ی واتسون (۲۰۱۶) سازگار است. متغیر نرخ واقعی ارز در هر دو رژیم حدی اثر مثبت و معنادار بر نرخ تورم دارد. در توجیه این یافته می‌توان گفت، با افزایش نرخ واقعی ارز، هزینه‌ی واردات مواد اولیه و انتقال تکنولوژی برای کشورهای نوظهور و در حال توسعه با قیمت بیشتری صورت می‌گیرد و علیرغم وجود عبور نرخ ارز، این اثر ناقص و ناچیز بوده است.

بر اساس یافته‌های تحقیق حاضر پیشنهاد می‌شود سیاست‌های تجاری با محوریت اصلاح ساختار تجارت خارجی و تاکید بر تجارت درون‌صنعت طراحی و اتخاذ گردد. این موضوع از یک طرف به دلیل اتکای قابل توجه تجارت درون‌صنعت به توسعه تکنولوژی و صنایع کارخانه‌ای، کشور را از اقتصاد تک محصولی دور کرده و جایگاه بهتری را در نظام بین‌المللی تقسیم کار برای کشور ایجاد می‌کند و از طرف دیگر، امکان کنترل تورم با افزایش تجارت خارجی فراهم می‌شود. البته رقابت در عرصه تجارت درون‌صنعت حساس و شدید است و در این رابطه، لازم است سیاست‌های توسعه صنعتی برای ارتقای بهره‌وری، تکنولوژی، تحقیق و توسعه، صرفه‌های ناشی از مقیاس، بهره‌گیری از اثر بازار داخلی، افزایش تمایز محصول و ارتقای رقابت بین‌المللی در نظر گرفته شوند. حمایت از تولید داخل بر اساس معیارهای مذکور و همچنین مولفه‌های سازمان صنعتی صورت گیرد. با این اقدامات ضمن توسعه درست و مناسب و پایدار تجارت درون‌صنعت می‌توان به کاهش

نرخ تورم و اثرات تورم انتظاری امیدوار بود. از سوی دیگر با توجه به اثرگذاری منفی رشد نقدینگی بر نرخ تورم در سطوح تجارت درون‌صنعت بالا، توجه به مولفه‌های نظریه‌های جدید تجارت توصیه و تاکید می‌گردد.

فهرست منابع و مآخذ:

سلمان‌پور، علی، تقی سلطانی، مهدی و شافعی، احسان (۱۳۸۸)، پیامد جهانی شدن اقتصاد بر تورم داخلی در ایران، مدلسازی اقتصادی، ۳(۷): ۱۱۶-۹۳.

طیب‌نیا، علی و زندیه، رضوان (۱۳۸۸)، اثرات فرآیند جهانی شدن بر تورم در ایران، پژوهشهای اقتصادی ایران، ۱۳(۳۸): ۹۶-۵۳.

محمودی، الهه (۱۳۹۸)، جهانی شدن اقتصاد و تأثیر آن بر تورم در کشورهای درحال توسعه آسیایی، سیاست‌های راهبردی وکلان، ۷(۲۵): ۶۵-۴۶..

نصیری زاده، حمیدرضا، نونـژاد، مسعود و ابراهیمی میمند، عصمت (۱۳۹۱)، بازبودن تجاری، مبادله تولید-تورم و تورم درکشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی، سیاستگذاری اقتصادی،۴(۷): ۱۰۱- ۱۲۵.

Anwar, S. (1998), Government Size, Product Diversity and International Trade, Journal of Policy Modeling, 20: 1–9.

Alfaro, L. (2005), Inflation, openness, and exchange-rate regimes: the quest for short-term commitment, Journal of Development Economics, 77(1): 229-249.

Bianchi, F. & Civelli, A. (2015), Globalization and inflation: Evidence from a time-varying VAR, Review of Economic Dynamics, 18(2): 406-433.

Bowdler, C. & Nunziata, L. (2006), Trade openness and inflation episodes in the OECD, Journal of Money, Credit and Banking, 553-563.

Chaterjee, A., Carneiro, R. & Vichyanoned, J. (2013), Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations, Economic Policy, 5(2): 77-110.

Chen, N., Imbs, J. M. & Scott, A. (2004), Competition, globalization and the decline of inflation.

Chen, N. & Juvenal, L. (2016), Quality, trade, and exchange rate pass-through, Journal of International Economics, 100: 61-80.

Chhabra, M. & Alam, Q. (2020), An empirical study of trade openness and inflation in India, Decision, 47(1): 79-90.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a): 427-431.

Dijk, D. V., Teräsvirta, T. & Franses, P. H. (2002), Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments, Econometric reviews, 21(1): 1-47.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977), Monopolistic competition and optimum product diversity, The American economic review, 67(3): 297-308.

Falvey, R. E. (1981), Commercial policy and intra-industry trade, Journal of international economics, 11(4): 495-511.

Falvey, R. E. & Kierzkowski, H. (1987), Product quality, intra-industry trade and (im)perfect competition. In H. Kierzkowski (Ed.), Protection and competition in international trade: Essays in honor of W. M. Corden, Oxford:Basil Blackwell.

Flach, L. (2016), Quality upgrading and price heterogeneity: Evidence from Brazilian exporters, Journal of International Economics, 102: 282-290.

Gabszewicz, J. J., Shaked, A., Sutton, J. & Thisse, J. F. (1981), International trade in differentiated products, International Economic Review: 527-534.

Gandolfo, G. & Trionfetti, F.(2014), International Trade Theory and Policy, Springer Science & Business Media.

Grubel, H. G. & Lioyd, P.J. (1975), Intra Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade iin Differentiated Products, New York, John Wiley.

Helpman, E. (1981), International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach, Journal of international economics, 11(3): 305-340.

Kim, M. & Beladi, H. (2005), Is free trade deflationary?, Economics Letters, 89(3): 343-349.

Krugman, P. R. (1979), Increasing returns, Monopolistic Competition and International Trade, The Journal of International Economics, 9(4): 469-479.

Krugman, P. R. (1981), Intra-industry specialization and the gains from trade, Journal of Political Economy, 89(5): 959–973.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternatives of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, Journal of Econometrics, 54: 159-178.

Kwark, N. S. & Lim, H. (2020), Have the free trade agreements reduced inflation rates?, Economics Letters, 109054.

Lane, P. R. (1997), Inflation in open economies, Journal of International Economics, 42(3-4): 327-347.

Lancaster, K. (1980), Intra-industry trade under perfect monopolistic competition, Journal of international Economics, 10(2): 151-175.

Lin, F., Mei, D., Wang, H. & Yao, X. (2017), Romer was right on openness and inflation: Evidence from Sub-Saharan Africa, Journal of applied economics, 20(1): 121-140.

Melitz, M.J. (2003), The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, Econometria, 71(6): 1695- 1725.

Melitz, M.j. & Ottaviano, G. I. P. (2008), Market Size, Trade and Productivity, Review of Economic Studies, 75: 295-316.

Nishiyama, H. (2017), The effect of exchange rate fluctuation on intra-industry reallocation in a firm heterogeneity model with trade and foreign direct investment, The Quarterly Review of Economics and Finance, 64: 32-43.

Ng, S. & Perron, P. (2001), Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, Econometrica, 69(6): 1519–54.

Romer, D. (1993), Openness and inflation: theory and evidence, The quarterly journal of economics, 108(4): 869-903.

Sachsida, A., Carneiro, F. G. & Loureiro, P. R. (2003), Does greater trade openness reduce inflation? Further evidence using panel data techniques, Economics Letters, 81(3): 315-319.

Spence, M. A. (1976), Product differentiation and welfare, American Economic Review, 66: 407–414.

Szczygielski, K. & Grabowski, W. (2012), Are unit export values correct measures of the exports' quality ?, Economic Modelling, 29(4): 1189-1196.

Thomas, C. (2012), Trade openness and inflation: Panel data evidence for the Caribbean, International Business & Economics Research Journal (IBER), 11(5): 507-516.

Van Dijk, D. & Franses, P. H. (1999), Modeling multiple regimes in the business cycle, Macroeconomic dynamics, 3(3): 311-340.

Watson, A. (2016), Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities, Journal of International Money and Finance, 64: 137-169.