

اثر آستانه‌ای تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای D8: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی PSTR

عظیم نظری* و حسن دلیری**

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۰۵/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۹

چکیده

رابطه‌ی بین تورم و رشد اقتصادی، موضوعی بحث‌برانگیز در اقتصاد است. مبانی تئوری، تأکید می‌کند که رابطه‌ی بین تورم و رشد اقتصادی، غیرخطی است. در این پژوهش، فرضیه‌ی حاضر را در بین کشورهای عضو دی‌هشت در دوره‌ی ۱۹۹۴-۲۰۱۵ با بهره‌برداری از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان از آن دارد که بین تورم و رشد نرخ رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، رابطه‌ی غیرخطی وجود دارد و دو حد آستانه حدود ۳/۲ و ۳/۳ درصدی برای تورم برقرار است؛ به عبارت دیگر، نتایج نشان از آن دارد که در تورم‌های بسیار پایین و بالا، تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته و در تورم میانه، تورم اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد؛ همچنین در این مطالعه، کشش تورمی رشد اقتصادی برای کشورهای مورد بررسی، محاسبه شد که نشان از رابطه‌ی منفی تورم با رشد اقتصادی در تورم‌های بالای آستانه بوده است.

طبقه‌بندی JEL: B41, C33, E31, O40

واژه‌های کلیدی: تورم، رشد اقتصادی، کشورهای دی‌هشت، رگرسیون انتقال ملایم پانلی

* استادیار اقتصاد دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران.

** استادیار اقتصاد دانشگاه گلستان، گرگان، ایران. (نویسنده‌ی مسئول) (h.daliri@gu.ac.ir).

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، بانک‌های مرکزی تأکید بیشتری بر روی ایجاد ثبات قیمتی دارند؛ به‌گونه‌ای که در طراحی سیاست‌های پولی، چه براساس نرخ بهره یا براساس نرخ رشد نقدینگی، تأکید بر ایجاد ثبات قیمتی و کنترل تورم صورت می‌گیرد. بانک‌های مرکزی و بسیاری از مشاهده‌کنندگان بازار، بر این باورند که تورم برای اقتصاد، دارای هزینه است. بعضی از این هزینه‌ها، شامل متوسط نرخ تورم و بعضی دیگر از هزینه‌های مهم تورم، ناشی از ناطمینانی و تغییرپذیری بالای تورم است؛ اما ایده‌ی عمومی بر آن است که خانوارها و فعالان اقتصادی، زمانی که تورم بالا و غیرقابل پیش‌بینی باشد، تمایل به انجام کار و شروع کسب و کارشان تغییر می‌کند (بارو^۱، ۲۰۱۳: ۸۵).

بسیاری از مطالعات اقتصادی در این حوزه، عقیده دارند که تورم و ناطمینانی آن، می‌تواند هزینه‌هایی برای اقتصاد به همراه داشته باشد؛ اما لازم است تأکید شود که صرف وجود هزینه‌ی تورم، دلیل محکمی نیست که بپذیریم تورم همواره برای اقتصاد و بالاخص رشد اقتصادی مضر است؛ به‌عبارت دیگر، بخش وسیعی از مطالعات بر این عقیده‌اند که تورم، می‌تواند در محدوده‌ای مشخص، برای رشد عملکرد اقتصادی، مفید باشد. از این‌رو، در مطالعه‌ی حاضر به بررسی این مسئله خواهیم پرداخت که تورم چه تاثیری بر رشد اقتصادی دارد؟ برای پاسخ به این سؤال، محدوده‌ای از مقاطع کشورهای دی‌هشت D8 در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۴ مورد بررسی قرار خواهد گرفت. این گروه، شامل هشت کشور اسلامی در حال توسعه‌ی ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه است که در ۱۵ ژوئن ۱۹۹۷ (۲۵ خرداد ۱۳۷۶) به پیشنهاد نجم‌الدین اربکان، رهبر حزب اسلام‌گرای رفاه و نخست وزیر وقت ترکیه با هدف تقویت همکاری‌های اقتصادی کشورهای عضو تشکیل شد.

در ادامه‌ی مقاله، ابتدا به بررسی مبانی نظری مربوط به چگونگی اثرگذاری تورم بر رشد اقتصادی می‌پردازیم؛ سپس پیشینه‌ی مطالعات انجام شده در این حوزه را بررسی خواهیم کرد. در انتها نیز با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای نمونه مورد بررسی و روش رگرسیونی انتقال ملایم پانلی، ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی، در بین ۸ کشور مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

¹ Barro

۲- مبانی نظری

بررسی مبانی نظری ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی، نشان‌دهنده‌ی وجود سه نوع ارتباط مثبت، منفی و خنثی بین این دو متغیر است. در مدل‌های رشد کلاسیک بر اساس مبانی نظری موجود، ارتباطی بین تورم و رشد اقتصادی، حتی در کوتاه‌مدت وجود ندارد. این نتیجه به واسطه‌ی فرض انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها در مدل کلاسیکی به بار می‌آید؛ به عبارت دیگر، در چارچوب اقتصاد کلاسیکی محض، تورم، اساساً یک پدیده‌ی پولی است و از آنجایی که در اقتصاد کلاسیک، بخش پولی از بخش حقیقی مجزا است، تورم در اقتصاد حالت خنثی دارد؛ اما براساس نظر کینزین‌ها، از آنجایی که در کوتاه‌مدت قیمت‌ها می‌توانند انعطاف‌پذیر نباشند، تورم در کوتاه‌مدت قادر است اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد. از سوی دیگر، ماندل^۲ از تئوری پردازان نئوکلاسیک، اعتقاد دارد که افزایش تورم یا انتظارات تورمی، می‌تواند با تشدید انباشت سرمایه، سبب رشد سریع‌تر تولید شود. سیدراسکی^۳ نیز در مدل خود در چارچوب ابرخنثایی پول، نتیجه می‌گیرد که افزایش نرخ تورم، نمی‌تواند موجودی سرمایه، تولید و رشد اقتصادی را در بلندمدت تحت تأثیر قرار دهد. براساس اثر توبین^۴ نیز، می‌توان ارتباط مثبتی بین تورم و رشد اقتصادی متصور بود.

نئوکینزین‌ها و پول‌گرایان سنتی، اعتقاد بر آن دارند که ارتباطی بین تورم و رشد اقتصادی در بلندمدت وجود ندارد؛ اما پول‌گرایان جدید، با تأسی از فریدمن^۵، اعتقاد دارند که در کوتاه‌مدت، به دلیل تعدیل ناقص انتظارات قیمتی، رابطه‌ی مثبت بین تورم و رشد اقتصادی وجود دارد؛ اما در بلندمدت به دلیل تعدیل کامل انتظارات، این ارتباط از بین خواهد رفت. کلاسیک‌های جدید، با تبیین نظریه‌ی انتظارات عقلایی، اعتقاد دارند که بین تورم و رشد اقتصادی نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت رابطه‌ای وجود ندارد. از سوی دیگر، ساختارگرایان اعتقاد دارند که به واسطه‌ی وجود چسبندگی و کشش ناپذیری‌های موجود در اقتصاد، حداقل تا نرخ معینی از تورم، می‌تواند ارتباط مثبت بین تورم و رشد اقتصادی وجود داشته باشد (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۲).

اما واقعاً، چه سطحی از تورم برای رشد اقتصادی زیان‌بار است؟ همان‌گونه که پیش از این بیان شد، تئوری‌های اقتصادی، واکنش‌های متفاوتی را برای رشد اقتصادی در صورت تغییر در تورم تبیین می‌کنند. مدل عرضه و تقاضای کل AD-AS ارتباط

² Mandel

³ Sidrauski

⁴ Tobin

⁵ Friedman

مثبتی بین تورم و رشد اقتصادی را در جایی که زمانی که ستاده افزایش می‌یابد، در نظر دارد.

ارتباط دو طرفه بین تورم و تولید را می‌توان با ساختار انتظارات و هزینه‌ی تورم نیز تبیین کرد؛ برای مثال، مشاهده پایه‌ای کیدلند و پرسکات^۶ (۱۹۷۷) نشان از آن داشت که اگر تورم مورد انتظار در سطحی پایین قرار داشته باشد، به شکلی که هزینه‌ی نهایی تورم اضافی، اندک باشد، سیاست‌گذاران به منظور افزایش موقتی تولید، به سطحی بیش از سطح نرمال، سیاست‌های انبساطی اعمال خواهند کرد؛ اما دانش مردم از این که سیاست‌گذاران این انگیزه را دارند، بدین معنی است که آنان در واقع انتظار تورم اندک ندارند. نتیجه‌ی نهایی آن است که سیاست‌گذاران در پیگیری سیاست‌های اختیار شده، باعث بروز تورم بدون افزایش در تولید می‌شود (رومر، ۲۰۰۶:۳۲۸).

تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی، می‌تواند از طریق یکی از کانال‌های متفاوت ذیل اتفاق بیافتد. تورم و تغییرات زیاد آن نااطمینانی را تشدید می‌کند و در نتیجه، سرمایه‌گذاری را به تأخیر می‌اندازد، تأخیر در انجام کسب و کار، رشد اقتصادی را تحت‌الشعاع قرار خواهد داد. بر همین اساس، فریدمن^۷ تورم را پر هزینه و مضر می‌دانست. وی اعتقاد داشت که تورم موجب نااطمینانی می‌شود و پیش‌بینی متغیرهایی را که در ارزیابی پروژه‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند، با مشکل مواجه می‌سازد و این موجب می‌شود که هزینه‌ی ناشی از ریسک فعالیت‌های اقتصادی به خاطر افزایش واریانس متغیرهای تصمیم و متغیرهای مرتبط با آن افزایش یابد و همین عامل، خود سبب محدود شدن رشد سرمایه‌گذاری و کاهش بهره‌وری عوامل خواهد شد (فریدمن، ۱۹۷۷).

علاوه بر این، تورم اطلاعات موجود در قیمت‌های نسبی را کاهش می‌دهد و سبب می‌شود تا تخصیص کارای منابع صورت نگیرد؛ همچنین تورم، باعث خواهد شد تا بازگشت واقعی سرمایه در بازار سرمایه، کاهش یابد (دورنبوش^۸، ۱۹۸۹). علاوه بر این، وجود نرخ‌های تورم بالا و پرنوسان، سبب افزایش هزینه‌ی مبادله و کاهش سرمایه‌گذاری به نفع فعالیت‌های غیرتولیدی می‌شود و از این طریق، رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد. از سوی دیگر، تشویق به انباشت سرمایه در مقابل نگهداری پول، افزایش انعطاف‌پذیری قیمت‌ها، کاهش بدهی‌های واقعی دولت و در نتیجه کاهش

^۶ Kydland and Prescott

^۷ Friedman

^۸ Dornbush

ارزش واقعی مالیات‌های پرداختنی به منظور جبران بدهی‌ها از پیامدهای مثبت تورم بر رشد اقتصادی است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳).

۳- پیشینه‌ی مطالعات

به دلیل اهمیت بالایی که تورم در حوزه‌ی اقتصاد ایران دارد، این مقوله در مطالعات پژوهشی داخلی نیز، همواره مورد توجه بوده است؛ به گونه‌ای که مطالعات مبنی بر تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در سال‌های مختلف، مورد بررسی قرار گرفته است. جدول (۱) نشان‌دهنده‌ی خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در این حوزه است که با روش‌های مختلف به انجام رسیده است. با توجه به جدول، می‌توان به این نتیجه رسید که اغلب مطالعات متأخر، مؤید ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی در ایران بوده‌اند و این ارتباط را به گونه‌ای متصور شده‌اند که تورم تا یک حد آستانه دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی و پس از آن دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است (مشاهده شود: سهیلی و همکاران، ۱۳۹۲)

از این‌رو نیاز است برای مدل‌سازی، تأثیر تورم بر رشد اقتصادی به وجود احتمالی رابطه‌ی غیرخطی و مقادیر آستانه برای تورم نیز توجه کرد، که البته در تعدادی از مطالعات، به این رابطه توجهی نشده است؛ از این‌رو، در اولین گام، پژوهش حاضر، تأکید بر وجود ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی خواهد داشت که همان‌گونه که در ادامه در مورد آن توضیح داده می‌شود، این ارتباط مورد آزمون قرار خواهد گرفت؛ علاوه بر این، دامنه‌ی مورد مطالعه در پژوهش حاضر، مقاطع مختلف کشورهای اسلامی در حال توسعه هستند که رویکرد پانلی به مدل‌های آستانه‌ای اقتصادسنجی می‌دهد و این رویکرد قادر است نتایج مفیدی که متفاوت با نتایج مطالعات غیرپانلی است، به بار آورد.

بررسی مطالعات خارجی نیز، نشان از اهمیت اثر غیرخطی تورم و رشد اقتصادی دارد. آراواتاری^۹ و همکاران (۲۰۱۷) براساس مدل رشد درون‌زا مبتنی بر تحقیق و توسعه‌ی ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی را بررسی کردند. آنان در مطالعه‌ی خود به این نتیجه می‌رسند که اگر شکل تابع توزیع توانایی^{۱۰} و استعداد به صورت دنباله بلند باشد، ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی، غیرخطی خواهد بود. زمانی که توانایی‌های اقتصاد همگن باشند، ارتباط منفی بین تورم و رشد اقتصادی ضعیف‌تر از زمانی است که توانایی‌های اقتصاد ناهمگن باشد.

^۹ Arawatari

^{۱۰} Ability

جدول ۱: خلاصه‌ی مطالعات انجام شده درباره‌ی اثر تورم بر رشد اقتصادی در ایران

| نویسندگان | دامنه مورد بررسی | روش پژوهش | نتایج حاصل |
|-------------------------------|--|---|---|
| دادگر و صالحی (۱۳۸۳) | ۸۰-۱۳۴۰ در ایران | روش انگل گرنجر؛ جوهانسون و روش ARDL | تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته و این اثر در بلند مدت بزرگتر از اثر منفی در کوتاه مدت است |
| دادگر و همکاران (۱۳۸۵) | دوره ۸۳-۱۳۳۸ در اقتصاد ایران | حداقل مربعات شرطی و استفاده از مدل بارو (۱۹۹۶) و الکساندر و سارل (۱۹۹۷) | دامنه ای از تورم دارای اثر مثبت و در دامنه ای دیگر دارای اثر خنثی و سپس دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است |
| جعفری صمیمی و قلی زاده (۱۳۸۶) | ۲۰۰۳-۱۹۹۵ در ۹۰ کشور در حال توسعه | سیستم معادلات همزمان | یک درصد افزایش در تورم، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۰۲ درصد کاهش می دهد. |
| شکری و کارخانه (۱۳۹۰) | ۱۹۹۱-۲۰۰۹ کشورهای منتخب کنفرانس اسلامی | استفاده از مجذور تورم در تابع رگرسیون | نرخ آستانه تورم برابر با ۹/۵ درصد و وجود ارتباط منفی بین تورم و رشد اقتصادی |
| پیرایی و دادور (۱۳۹۰) | ۸۶-۱۳۵۳ در ایران | شناسایی ناطمینانی تورم با مدل GARCH و شناسایی شکست ساختاری | تأثیر تورم بر رشد اقتصادی منفی بوده و در تورمهای بالای ۲۰٪ این تأثیر منفی تشدید می شود. |
| سلطان تویه و همکاران (۱۳۹۱) | دوره ۸۹-۱۳۵۷ در ایران | مدل ARDL و رگرسیون خطی غلتان | اثر تورم بر رشد اقتصادی منفی بوده است |
| سهیلی و همکاران (۱۳۹۲) | ۸۷-۱۳۳۹ در ایران | مدل غیر خطی آستانه و CLS | شکست ساختاری در تورم و وجود دو اثر متفاوت بر رشد اقتصادی تورم زیر ۱۰٪ اثر مثبت و تورم بالای ۱۰٪ اثر منفی |
| کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) | ۸۶-۱۳۳۸ ایران | الگوی تصحیح خطای آستانه ای | وجود رابطه غیرخطی اثبات شد و نرخ آستانه برابر با ۹ درصد بوده است |
| موسوی و سلطانی (۱۳۹۶) | ۹۳-۱۳۵۰ در ایران | الگوی VAR ساختاری | ریشه تورم بیشتر در متغیرهای طرف تقاضا است |

مأخذ: مطالعات تحقیق

آیدین^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از روش PSTAR ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی را در پنج کشور ترکیه، آذربایجان، قزاقستان، قرقیزستان و ازبکستان بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان، نشان‌دهنده‌ی ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی با حد آستانه ۷/۹۷ درصد است؛ به عبارت دیگر، تورم‌های بالای این مقدار، تأثیر منفی و تورم‌های پایین‌تر از این مقدار، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی دارند.

بهارامشاه^{۱۲} و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از روش SGMM^{۱۳} ارتباط بین تورم، ناطمینانی تورم و رشد اقتصادی را در بین ۹۴ کشور در حال توسعه بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان، نشان از آن دارد که تورم، باعث کاهش رشد اقتصادی می شود؛

11 Aydın

12 Baharumshah

13 System Generalized Method of Moments

حال آن‌که نااطمینانی تورم در کشورهای غیرتورمی، سبب بهبود رشد اقتصادی شده است، این اثر مثبت زمانی وجود دارد که تورم در دامنه ۵/۹ تا ۱۵/۹ درصد باشد. سانه^{۱۴} (۲۰۱۵) با استفاده از مدل PSTR و GMM-IV به بررسی بین تورم و رشد اقتصادی، در میان پنج کشور عضو ASEAN در دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۱ پرداخت. نتایج پژوهش وی، نشان از آن دارد که ارتباط منفی بین تورم و رشد اقتصادی برای نرخ‌های تورم بالای ۷/۸۴٪ وجود دارد و از این نقطه به بعد، تورم سبب کاهش در رشد اقتصادی خواهد شد.

ایبارا^{۱۵} و تورپکین (۲۰۱۱) با بررسی ۱۲۰ کشور در دوره‌ی پس از جنگ جهانی دوم با روش PSTR به این نتیجه رسیدند که تورم دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است؛ به گونه‌ای که در کشورهای صنعتی نرخ آستانه برابر با ۴/۱٪ و در کشورهای غیر صنعتی برابر با ۱۹/۱٪ بوده است.

۴- روش پژوهش

برای تبیین ارتباط غیرخطی بین تورم و رشد اقتصادی، از مدل PSTR توسعه داده شده، توسط گونزالز و دیگران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال که ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی را تشریح می‌کند، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1' x_{it} \cdot g(\pi_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

به گونه‌ای که $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ بوده و N و T نشانگر مقاطع و زمان مورد استفاده در داده‌های پانل است. μ_i اثرات ثابت مقاطع و ε_{it} جزء اخلاص است که فرض می‌شود شرط $\varepsilon_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. علاوه بر این، y_{it} متغیر وابسته و x_{it} بردار k بعدی از متغیرهای کنترل زمانی (متغیرهای برونز) است. تابع $g(\pi_{it}; \gamma, c)$ که یک تابع انتقال لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک بوده که مقادیر حدی آن وابسته به ضرایب رگرسیونی β_0 و β_1 است؛ همچنین این تابع به متغیر π_{it} وابسته است. گونزالز و دیگران (۲۰۰۵) و گرنجر و تراسویرتا (۱۹۹۳) برای مدل سری زمانی STAR تابع انتقال لجستیک^{۱۶} زیر را در نظر می‌گیرند.

¹⁴ Thanh

¹⁵ Ibarra and Trupkin

¹⁶ Logistic Transition Function

$$g(\pi_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{j=1}^m (\pi_{it} - c_j) \right\} \right)^{-1}, \quad (2)$$

with $\gamma > 0$, *and* $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$

در این تابع $c_j = (c_1, c_2, \dots, c_m)$ یک بردار m بعدی از پارامترهاست. پارامتر شیب γ سرعت تعدیل انتقال را تعیین می‌کند. برای $m=1$ مدل دارای دو رژیم حدی یک تابع انتقال است که با مقادیر کم و زیاد π_{it} و یک انتقال یک‌نواخت از ضریب β_0 به $\beta_0 + \beta_1$ با افزایش مقدار π_{it} از هم جدا می‌شوند. برای مقادیر بزرگتر γ و میل آن به بی‌نهایت $g(\pi_{it}, c) = 1$ خواهد شد؛ در صورتی که $\pi_{it} > c$ و در غیر این صورت تابع شاخص $g(\pi_{it}, c) = 0$ خواهد بود. زمانی که γ به سمت صفر میل کند، تابع انتقال $g(\pi_{it}; \gamma, c)$ ثابت خواهد بود. در این حالت، مدل PSTR به مدل رگرسیون آستانه‌ای پانلی با دو رژیم هانسن (۱۹۹۹) همگرا خواهد شد. به صورت کلی برای هر مقدار از m تابع انتقال $g(\pi_{it}; \gamma, c)$ مقداری ثابت است، اگر γ به سمت صفر میل کند. در این حالت مدل در معادله‌ی ۱ تبدیل به مدل رگرسیون پانل خطی با اثرات ثابت خواهد شد. با توجه به مشخصات ارائه شده برای تحلیل پانلی PSTR می‌توان ادعان داشت که مزیت اصلی استفاده از مدل حاضر، آن است که اجازه می‌دهد ضریب تورم-رشد با توجه به زمان و کشور مورد بررسی، متفاوت باشد. مدل اجازه می‌دهد تا افراد، بسته به تغییرات متغیر آستانه بین گروه‌ها و زمان حرکت کنند. مدل PSTR، همچنین رویکرد پارامتریک در بی‌ثباتی‌های بین زمانی و بین مقاطع کشوری در ضرایب تورم-رشد را از پارامتر تغییر هموار به‌عنوان تابعی از متغیر آستانه فراهم می‌کند. کشش رشد به تورم برای کشور i در زمان t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{it}} = \beta_0 + \beta_1 * (\pi_{it}, \gamma, c) \quad (3)$$

گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، فرایند ذیل را برای تصریح مدل PSTR ارائه می‌کنند: ۱- آزمون خطی بودن در مقابل PSTR بودن مدل ۲- برآود پارامترها ۳- آزمون تعداد توابع انتقال.

آزمون خطی بودن در مدل PSTR با توجه به معادله‌ی ۱ می‌تواند براساس آزمون $H_0: \gamma = 0$ یا $H_0: \beta_0 = \beta_1$ انجام شود. به هر حال از آنجایی که تحت

فرض صفر، مدل PSTR شامل پارامترهای مزاحم نامعین^{۱۷} می‌شود، در هر دو حالت این آزمون غیر استاندارد خواهد بود. این موضوع در مطالعات هانسن (۱۹۹۵) در باب مدل‌های آستانه‌ای سری زمانی نشان داده شده است؛ بنابراین گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) با تاسی از لوکونن و تراسویرتا و دیک^{۱۸} (۱۹۹۸) بجای $g(\pi_{it}; \gamma, c)$ در معادله ۱ تقریب مرتبه‌ی اول تیلور آن در حول $\gamma = 0$ را جایگزین کرده و رگرسیون کمکی زیر را به دست می‌آورند:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} \cdot g(\pi_{it}; \gamma, c) + \dots + \beta'_m x_{it} \pi_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که بردار پارامترهای $(\beta'_1, \dots, \beta'_m)$ ضریبی از γ بوده و $\varepsilon'_{it} = \varepsilon_{it} + R_m \beta'_1 x_{it}$ که در آن R_m باقی‌مانده‌ی هسپت تیلور است؛ بنابراین، آزمون صفر در معادله ۱ معادل با آزمون $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_m = 0$ در معادله ۴ است. این فرضیه صفر، می‌تواند به راحتی توسط آزمون والد یا آزمون نسبت درست‌نمایی آزمون شود؛ در صورتی که SSR_0 مجموع مجذور خطا (باقیمانده) پانل براساس فرض صفر (مدل پانل خطی با اثرات ثابت) و SSR_1 مجموع مجذورات خطا (باقی مانده) براساس فرض H_1 (مدل PSTR با دو رژیم)، آزمون Wald LM می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$LM_w = \frac{NT(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (۵)$$

آزمون نسبت درست‌نمایی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (۶)$$

پارامترهای $(\beta'_0, \beta'_1, \gamma, c)$ در معادله ۱ در دو مرحله برآورد می‌شوند: اول؛ حذف اثرات فردی با از بین بردن میانگین ویژه فردی^{۱۹} دوم؛ به کار بردن حداقل مربعات غیرخطی^{۲۰} NLS برای داده‌های تبدیل شده. ما از NLS استفاده می‌کنیم برای تعیین ارزش پارامترهایی که حداقل کننده مجموع مربعات خطا هستند؛ درحالی که برآورد با مدل PSTR مسئله‌ی عملی است که باید مقدار شروع مشخصی برای γ و c تعیین کرد؛ به گونه‌ای که $\gamma > 0$ ، $\min(\pi_{it}) < c_{i,min} < c_{j,max} < \max(\pi_{it})$ و $j = 1, \dots, m$ مقدار حداقل شده $Q^c(\gamma, c)$ می‌تواند به عنوان مقدار شروع الگوریتم بهینه‌سازی غیرخطی لحاظ شود.

¹⁷ Unidentified Nuisance Parameters

¹⁸ Luukkonen, Teräsvirta and Dijk (1998)

¹⁹ Individual-Specific Means

²⁰ Nonlinear Least Squares

سومین مرحله: گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) یک روش با آزمون فرض صفر عدم وجود رابطه‌ی غیرخطی در تابع انتقال پیشنهاد می‌کنند. در چارچوب PSTR فرض می‌شود که فرضیه‌ی خطی رد می‌شود. در این مقاله دو آزمون برای شناسایی اولاً، عدم وجود تابع انتقال ($H_0: r = 1$) یا حداقل وجود دو تابع انتقال ($H_0: r =$ 2). مدل با دو یا سه رژیم به صورت زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} \cdot g_1(\pi_{it}^1; \gamma_1, c_1) + \beta'_2 x_{it} \cdot g_2(\pi_{it}^2; \gamma_2, c_2) + \varepsilon'_{it} \quad (7)$$

ما می‌توانیم تابع انتقال دوم را ($\pi_{it}^2; \gamma_2, c_2$) با بسط مرتبه‌ی اول تیلور حول $\gamma_2 = 0$ جایگزین کنیم؛ سپس محدودیت خطی روی پارامترها را آزمون می‌کنیم؛ بنابراین مدل فوق تبدیل خواهد شد به:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} \cdot g_1(\pi_{it}^1; \gamma_1, c_1) + \theta x_{it} \pi_{it} + \varepsilon'_{it} \quad (8)$$

آزمون غیرخطی بودن به صورت ساده با ($H_0: \theta = 0$) تعریف می‌شود. اگر SSR_0 را به عنوان مجموع مربعات باقی‌مانده (خطا) در فرض صفر، یعنی زمانی که یک مدل PSTR با یک تابع انتقال وجود داشته باشد در نظر بگیریم؛ همچنین SSR_1 نشانگر مجموع مربعات باقیمانده در معادله‌ی ۸ باشد. آزمون به صورت زیر تشریح خواهد شد: به‌گونه‌ای که $H_0: r = r^*$ در مقابل $H_1: r = r^* + 1$ ، در صورتی نتوان فرض صفر را رد کرد، فرایند تولید تابع انتقال به اتمام می‌رسد؛ اما اگر فرض صفر رد شود، باید آزمون به صورت ذیل ادامه یابد: $H_0: r = r^* + 1$ و $H_1: r = r^* + 2$. این روش تا روش پذیرش اولین فرضیه‌ی صفر ادامه خواهد یافت.

۵- نتایج و برآورد مدل

همان‌گونه که پیش از این بیان شد، این مطالعه از داده‌های پانل برای کشورهای D8 (شامل ایران، ترکیه، پاکستان، مالزی، مصر، نیجریه، اندونزی و بنگلادش) در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۴-۲۰۱۵ استفاده می‌کند داده‌های خام مورد استفاده در این پژوهش، برگرفته از سایت بانک جهانی (WDI) است. جدول (۲) نشان‌دهنده‌ی ویژگی‌های اولیه‌ی آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش است.^{۲۱} بدیهی است که در کنار

^{۲۱} با توجه به مدل پژوهش، متغیرها عبارتند از: تغییرات لگاریتمی تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت (نرخ رشد تولید سرانه)، تغییرات لگاریتمی اشتغال ملی (نرخ رشد اشتغال)، تغییرات لگاریتمی سهم تشکیل سرمایه ثابت داخلی بر تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری PPP (نرخ رشد سرمایه گذاری)، تغییرات لگاریتمی

متغیر تورم، برای توضیح رفتار رشد اقتصادی، از یک سری متغیر کنترل دیگر نیز برای مدل‌سازی استفاده خواهد شد. برای تعیین این متغیرهای کنترل از ادبیات رشد اقتصادی استفاده شده است؛ به‌گونه‌ای که در این ادبیات، می‌توان دریافت که متغیرهای مهمی، همچون: سطح اولیه‌ی تولید، رشد سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، ساختار کمی و کیفی مبادله بازرگانی نیز می‌تواند بر رشد اقتصادی موثر باشد.^{۲۲}

جدول ۲: معرفی ویژگی‌های آماری متغیرهای مورد استفاده در مدل

| متغیرها | مشاهدات | میانگین | انحراف معیار | حداقل | حداکثر |
|-------------------------|---------|---------|--------------|---------|--------|
| نرخ رشد تولید سرانه | ۱۷۶ | ۰/۰۱۱۵ | ۰/۰۱۶۱ | -۰/۰۶۷۲ | ۰/۱۱۵ |
| سطح اولیه تولید | ۱۷۶ | ۰/۰۳۷۲ | ۰/۰۶۵۱ | -۰/۳۵۴ | ۰/۳۳۸ |
| نرخ رشد اشتغال | ۱۷۶ | ۰/۰۱۰۳ | ۰/۰۰۷۴ | -۰/۰۲۳۴ | ۰/۰۳۲۹ |
| نرخ رشد سرمایه‌گذاری | ۱۷۶ | ۰/۰۳۶۲ | ۰/۰۸۱۲ | -۰/۲۷۴ | ۰/۳۳۳ |
| نرخ رشد مبادله بازرگانی | ۱۷۶ | ۰/۰۰۲۷ | ۰/۰۶۹۱ | -۰/۳۵۲۷ | ۰/۲۲۴ |
| نرخ رشد مخارج دولت | ۱۷۶ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۵۸۳ | -۰/۳۰۱۲ | ۰/۴۴۹ |
| نرخ تورم | ۱۷۶ | ۸/۳۳۹ | ۸/۷۶۱ | -۰/۶۷۸۱ | ۰/۴۲۸ |

سطح اولیه‌ی محصول برای کنترل ظرفیت تولید در تئوری رشد نئوکلاسیک استفاده می‌شود. بعضی از فاکتورهای تعیین کننده در تئوری‌های رشد درون‌زا که به عنوان یک جایگزین برای سیاست‌های اقتصاد کلان، نهادها و تجارت شامل نرخ رشد اشتغال، نرخ رشد سرمایه‌گذاری، نرخ رشد مخارج دولت، نرخ رشد مبادله بازرگانی است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این مطالعه، به پیروی از سارل^{۲۳} (۱۹۹۶) از نرخ تورم لگاریتم گرفته خواهد شد تا بدین‌وسیله، مشاهدات خیلی بزرگ، سبب ایجاد تورش در نتایج رگرسیون نشوند. از آنجایی‌که، برخی از مقادیر تورم ممکن است منفی باشند و استفاده از لگاریتم امکان‌پذیر نیست؛ بنابراین از تبدیل (انتقال) شبه لگاریتم خان و سین‌هادجی^{۲۴} (۲۰۰۱) استفاده می‌کنیم. این تبدیل به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\tilde{\pi}_{it} = \begin{cases} \pi_{it} - 1 & \text{if } \pi_{it} \leq 1 \\ \ln \pi_{it} & \text{if } \pi_{it} > 1 \end{cases} \quad (9)$$

ارزش صادرات تقسیم بر ارزش واردات (سال پایه ۲۰۰۰) (نرخ رشد مبادله بازرگانی)، تغییرات لگاریتمی سهم مصارف دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی جاری PPP (نرخ رشد مخارج دولت)، لگاریتم تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده (نرخ تورم). تمامی داده‌ها برگرفته از WDI است.

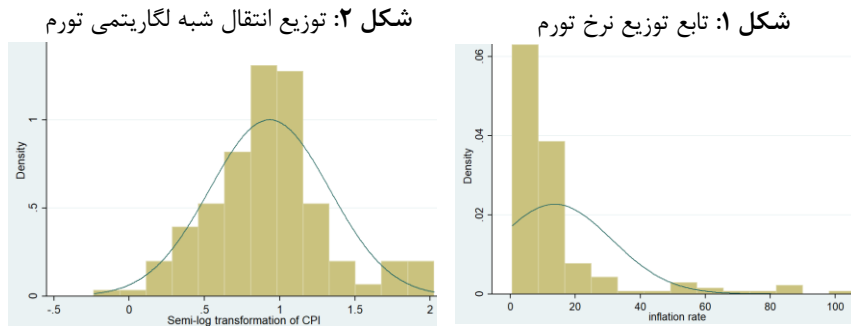
^{۲۲} این متغیرها برگرفته از مطالعات زیر است:

Barro(1991), Sala-i-Martin (1997), Khan and Senhadji (2001), López-Villavicencio and Mignon (2011), Vinayagathan (2013), Baglanand Yoldas (2014), Eggoh and Khan (2014).

^{۲۳} Sarel (1996)

^{۲۴} Khan and Senhadji

این تابع برای تورم‌های پایین خطی است و برای تورم‌های بالا لگاریتمی است؛ علاوه بر این، استفاده از انتقال شبه لگاریتمی تورم، باعث کاهش عدم تقارن در توزیع اولیه تورم خواهد شد که این موضوع در شکل‌های (۱) و (۲) قابل مشاهده است، با توجه به نمودار، توزیع انتقال شبه‌ی لگاریتمی تورم از توزیع متقارن‌تر بوده و ویژگی‌های آماری آن، به توزیع نرمال نزدیک‌تر است.



مأخذ: محاسبات تحقیق

تمامی تئوری‌های مجانبی از مدل‌های STR و PSTR توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) برای رگرسیون‌های ایستا (مانا) توسعه یافته‌اند؛ بنابراین فرایندهای تشخیص در مدل، PSTR مبتنی بر این است که تمامی متغیرها $I(0)$ هستند؛ بدین منظور برای آزمون وجود ایستایی در داده‌های مدل از آزمون ریشه‌ی واحد پانل استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد ایم-پسران-شین (IPS) برای تمامی متغیرها به استثناء نرخ رشد اشتغال انجام می‌شود. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد در جدول (۳) گزارش شده است. با توجه به جدول، می‌توان دریافت که تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد فاقد ریشه واحد هستند؛ بنابراین می‌توان اذعان داشت که تمامی متغیرهای مدل $I(0)$ هستند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد مربوط به متغیرهای مدل

| آزمون ایم، پسران و شین | | متغیرها |
|------------------------|-----------------|--------------------------|
| با روند زمانی | بدون روند زمانی | |
| -۴/۷۵۲ | -۴/۲۹ | نرخ رشد GDP سرانه |
| -۳/۸۴۵ | -۳/۸۴ | سطح اولیه محصول |
| -۴/۵۵ | -۴/۶۱ | نرخ رشد سرمایه گذاری |
| -۵/۲۰۶ | -۵/۲۱۳ | نرخ رشد مخارج مصرفی دولت |
| -۵/۳۱۷ | -۵/۱۴۲ | نرخ رشد مبالغه بازرگانی |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به مبانی نظری روش مطرح شده در بخش قبل، لازم است در این مرحله وجود رابطه‌ی خطی یا غیرخطی بین متغیرهای مدل بررسی شود؛ به عبارت دیگر، بررسی می‌کنیم که آیا m (تعداد پارامترهای رژیم) یک است یا خیر. نتایج آزمون تشخیص در جدول (۴) گزارش شده است. لازم به ذکر است که، در تمامی آزمون‌های ذیل، فرض بر آن است که مدل خطی است و فرض مقابل نیز مدل PSTR لجستیک ($m=1$) یا مدل PSTR نمایی ($m=2$) خواهد بود. نتایج آزمون تشخیص در جدول (۴) نشان می‌دهد که خطی بودن مدل (فرض صفر) رد می‌شود؛ بنابراین رابطه‌ی غیرخطی میان رشد اقتصادی و تورم در کشورهای مورد بررسی وجود دارد و قاعداً برای برآورد پارامترهای مدل، لازم است از روش PSTR استفاده شود.

جدول ۴: آزمون وجود رابطه خطی یا مدل PSTR

فرض H_0 : خطی بودن، فرض H_1 : مدل PSTR با دو رژیم

| معناداری | مقدار آماره | آزمون |
|----------|-------------|------------|
| ۰/۰۰۱ | ۲۲/۴۵۹ | آزمون والد |
| ۰/۰۰۱ | ۳/۹۴۹ | آزمون فیشر |
| ۰/۰۰۱ | ۲۴/۰۲۶ | آزمون LRT |

مأخذ: محاسبات تحقیق

پس از آزمون خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه، باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و پیروی از کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو مکان آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز^{۲۵} و معیار اطلاعات آکائیک^{۲۶} محاسبه شده است. با توجه به جدول (۵) که نشان‌گر نتایج حاصل از برآورد معیارهای فوق است، یک مدل PSTR با دو حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می‌شود؛ بنابراین با توجه به آن که $m=2$ است در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت یک تابع انتقال سه رژیمی خواهیم داشت که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است؛ به عبارت دیگر، برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک و در غیر این صورت مقدار عددی صفر دارد.

²⁵ Schwarz Criterion

²⁶ Akaike Information Criterion

جدول ۵: تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌های (C) در یک تابع انتقال

| آزمون | m=1 با PSTR | m=2 با PSTR |
|-----------|-------------|-------------|
| آماره AIC | -۹/۲۸۷ | -۹/۲۴۳ |
| آماره BIC | -۸/۸۹۱ | -۸/۸۱۱ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه، باید بررسی شود که مدل غیر خطی حاضر، دارای یک تابع انتقال است یا دو تابع انتقال. جدول (۶)، نشان‌دهنده‌ی نتایج آزمون برای این فرضیه است؛ به عبارت دیگر، جدول (۶) نشان می‌دهد که آیا با فرض وجود دو رژیم، رابطه‌ی غیرخطی، همچنان باقی خواهد ماند؟ از این رو، فرض صفر شامل مدل PSTR با یک تابع انتقال و فرض مقابل شامل مدل PSTR با حداقل دو تابع انتقال است. نتایج حاصل، نشان‌دهنده‌ی آن است که، در سطح معناداری ۵ درصد، فرض صفر رد می‌شود؛ بنابراین مدل PSTR حداقل شامل دو تابع انتقال خواهد بود.

جدول ۶: آزمون تعداد رژیم در مدل PSTR- فرض H_0 : یک حد آستانه، فرض H_1 : حداقل با دو حد آستانه

| آزمون | مقدار آماره | معناداری |
|------------|-------------|----------|
| آزمون والد | ۲۱/۴۶۷ | ۰/۰۰۳ |
| آزمون فیشر | ۳/۴۷۳ | ۰/۰۰۳ |
| آزمون LRT | ۲۲/۸۹۴ | ۰/۰۰۱ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

در اینجا با توجه به وجود دو تابع انتقال، مدل PSTR مورد نظر برآورد خواهد شد. برای برآورد پارامترهای مدل PSTR، نیاز است تا ابتدا، اثرات فردی از داده‌ها حذف شده؛ سپس از روش حداقل مربعات غیرخطی برای برآورد استفاده شود. نتایج برآورد، در جدول (۷) نمایش داده شده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از برآورد مدل PSTR

| تابع انتقال دوم | | تابع انتقال اول | | خطی | | متغیر |
|---------------------------------------|----------|-----------------|----------|----------|---------|-------------------------|
| آماره t | ضریب | آماره t | ضریب | آماره t | ضریب | |
| -۴/۲۹۳* | -۴/۴۴۰۱ | ۴/۲۸۲۹* | ۴/۶۲۵۷ | -۰/۲۰۴* | -۰/۰۰۱ | لگاریتم تورم |
| ۱/۳۷۴۳* | ۹/۴۹۸۹ | -۱/۳۷۶۷ | -۹/۵۱۲۳ | -۲/۵۴۱۳* | -۰/۰۳۱۵ | نرخ رشد مبادله بازرگانی |
| -۳/۵۰۹۷* | -۹/۳۵۵۳ | ۳/۵۳۹۸ | ۹/۴۰۹۲ | ۴/۰۸۲۱* | ۰/۱۱۸۱ | سطح اولیه محصول |
| -۹/۰۴۵۶* | -۱۷/۹۶۳۴ | ۹/۰۶۴۱* | ۱۷/۹۹۱۱ | ۲/۸۱۶۵* | ۰/۰۵۵۶ | نرخ رشد سرمایه گذاری |
| -۲/۳۱۳۰ | -۱۳/۶۴۹۰ | ۲/۳۱۹۱* | ۱۳/۶۷۸۳ | ۰/۵۰۸۶* | ۰/۰۰۷۹ | نرخ رشد مخارج دولتی |
| ۵/۵۶۲۷* | ۳۰/۱۲۶۶۲ | -۵/۵۶۲۳* | -۳۰/۰۲۵۹ | ۰/۰۳۲۳* | ۰/۰۰۲۳ | نرخ رشد جمعیت |
| $g = c - 0.0001 \ln \pi + \beta x_i$ | | | | | | بخش خطی |
| $g = c + 4.6256 \ln \pi + \beta' x_i$ | | | | | | تابع انتقال اول |
| $g = c - 0.0145 \ln \pi + \beta x_i$ | | | | | | تابع انتقال دوم |

نرخ رشد اقتصادی، g ، لگاریتم تورم $\ln \pi$ ، سایر متغیرهای مستقل x_i

مأخذ: محاسبات تحقیق

*معناداری در سطح ۱۰ درصد

پارامترهای فوق، به صورت مستقیم، به عنوان کشش قابل تفسیر نیست؛ به عبارت دیگر، همانند مدل‌های پروبیت یا لجیت مقدار پارامترهای تخمین زده شده مستقیماً به عنوان کشش قابل تفسیر نیستند؛ اما علامت آن‌ها می‌تواند تفسیر شود. با توجه به نتایج، برای تورم از میان سه پارامتر، دو پارامتر باعث کاهش کشش و یک پارامتر باعث افزایش آن می‌شود این مسئله، نشان می‌دهد که متغیر آستانه، دارای دو اثر متفاوت بر کشش است و تغییر تورم، دارای اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی خواهد بود. این دو اثر متفاوت، به اندازه‌ی پارامتر شیب تابع انتقال هر تابع و پارامترهای انتقال بستگی دارد؛ بنابراین، نمی‌توان یک نتیجه‌ی کلی در مورد جهت تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی بیان کرد. با توجه به نتایج برآورد مدل در جدول (۷) مدل خطی که نشان‌دهنده‌ی رفتار رشد اقتصادی در رژیم تورمی پایین است، تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. تابع انتقال اول، که نشانگر رژیم تورمی میانه است، نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت تورم بر رشد اقتصادی است؛ اما این تأثیر مثبت، پس از گذر تورم از حد آستانه‌ی دوم، دوباره اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی خواهد داشت. با توجه به نتایج، ضریب تورم در تابع انتقال دوم برابر با -0.145 است؛ بنابراین در تورم‌های خیلی کم و خیلی زیاد، رابطه‌ی تورم و رشد اقتصادی منفی بوده و در تورم‌های متوسط و میانه، تورم، دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای D8 است. این نتیجه، با مبانی علم اقتصاد نیز سازگاری دارد؛ به گونه‌ای که تورم‌های پایین، به دلیل کاهش انگیزه‌ی فعالیت اقتصادی، سبب تشدید رکود اقتصادی می‌شود؛ علاوه بر این، تورم بسیار پایین به دلیل افزایش نرخ بهره‌ی واقعی، سبب تأثیر شدید بر ارزش واقعی بدهی‌های بنگاه‌های اقتصادی می‌شود و از این طریق، رشد اقتصادی را تحت الشعاع قرار می‌دهد. از سوی دیگر، تورم خیلی بالا نیز می‌تواند با افزایش نااطمینانی تورم و تشدید هزینه‌ی مبادله، سبب کاهش رشد اقتصادی شود.

از آنجایی که در مدل PSTR توابع انتقال وجود دارند؛ بنابراین کشش رشد اقتصادی نسبت به تورم و سایر متغیرهای کنترل مقدار ثابتی نیست. جدول (۸) نشانگر کشش‌های تورمی رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در اغلب کشورهای مورد بررسی و در اغلب سال‌ها، کشش تورمی رشد اقتصادی منفی بوده است؛ به جز در سال‌هایی خاص در مقاطع مورد بررسی که تأثیر آستانه‌ای تورم، سبب تغییر جهت کشش تورمی رشد اقتصادی شده و مقدار مثبت بوده است.

جدول ۸: درصد کشش‌های تورمی رشد اقتصادی در کشورهای D8 برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۴

| سال | بنگلادش | ایران | مالزی | نیجریه | پاکستان | ترکیه | مصر | اندونزی |
|------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ۱۹۹۴ | -۰/۰۰۵۰ | -۰/۴۲۰۱ | -۰/۰۰۶۴ | -۰/۳۵۸۲ | -۰/۰۰۳۳ | -۰/۳۱۰۵ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۰۰۳۹ |
| ۱۹۹۵ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۳۷۱۰ | -۰/۰۰۶۸ | -۰/۳۳۷۸ | -۰/۰۰۳۳ | -۰/۳۲۳۵ | ۱۰۵/۴۷ | -۰/۰۰۳۶ |
| ۱۹۹۶ | -۰/۰۰۹۷ | -۰/۴۳۰۵ | -۰/۰۰۶۷ | -۰/۴۲۹۱ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۳۳۰۲ | -۰/۰۰۴۳ | -۰/۰۰۴۱ |
| ۱۹۹۷ | -۰/۰۰۵۰ | -۰/۱۶۰۱ | -۰/۰۰۸۶ | -۰/۰۰۳۹ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۳۲۵۵ | -۰/۰۰۵۵ | -۰/۰۰۴۶ |
| ۱۹۹۸ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۵۰۳۲ | -۰/۰۰۵۱ | -۰/۰۰۳۷ | -۰/۰۰۴۶ | -۰/۳۲۶۴ | -۰/۰۰۶۲ | -۰/۳۵۶۲ |
| ۱۹۹۹ | -۰/۰۰۴۶ | -۰/۴۸۳۰ | -۰/۰۰۸۳ | -۰/۰۰۴۵ | -۰/۰۰۵۹ | -۰/۳۴۷۲ | -۰/۰۰۷۵ | -۰/۴۷۹۷ |
| ۲۰۰۰ | -۰/۰۰۱۰۶ | ۱/۰۰۶ | -۰/۰۱۹۷ | -۰/۰۰۴۴ | -۰/۰۰۵۷ | -۰/۳۶۱۷ | -۰/۰۰۸۵ | -۰/۰۰۶۴ |
| ۲۰۰۱ | -۰/۰۰۱۲۱ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۰۲۴۱ | -۰/۴۹۳۵ | -۰/۰۰۷۳ | -۰/۳۶۲۵ | -۰/۰۱۰۲ | -۰/۰۰۳۵ |
| ۲۰۰۲ | -۰/۰۰۷۰ | -۰/۵۲۰۰ | -۰/۰۱۴۲ | -۰/۰۰۲۹ | -۰/۰۰۷۱ | -۰/۳۸۰۷ | -۰/۰۰۸۴ | -۰/۰۰۳۴ |
| ۲۰۰۳ | -۰/۰۰۴۹ | ۸۲/۷۲۴ | ۱/۱۶۷۹ | ۰/۱۲۰۲ | -۰/۰۰۷۹ | -۰/۴۴۸۴ | -۰/۰۰۵۶ | -۰/۰۰۴۵ |
| ۲۰۰۴ | -۰/۰۰۴۲ | ۳/۶۹۴۳ | -۰/۰۲۰۱ | ۱۰/۳۷۲ | -۰/۰۰۵۰ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۰۰۴۶ |
| ۲۰۰۵ | -۰/۰۰۴۳ | ۰/۰۰۳۳ | -۰/۰۰۷۸ | -۰/۵۰۳۱ | -۰/۰۰۳۸ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۰۵۳ | -۰/۰۰۳۶ |
| ۲۰۰۶ | -۰/۰۰۴۴ | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۰۰۶۶ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۰۰۴۱ | -۰/۰۰۳۷ | -۰/۰۰۴۱ | -۰/۰۰۲۰ |
| ۲۰۰۷ | -۰/۰۰۳۸ | ۰/۴۳۸۸ | -۰/۰۱۱۹ | -۰/۰۰۵۰ | -۰/۰۰۴۲ | -۰/۰۰۳۹ | -۰/۰۰۳۷ | -۰/۰۰۴۵ |
| ۲۰۰۸ | -۰/۰۰۳۸ | -۰/۴۴۷۱ | -۰/۰۰۵۰ | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۴۸۱۳ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۵۰۰۴ | -۰/۰۰۳۷ |
| ۲۰۰۹ | -۰/۰۰۵۰ | ۰/۰۰۵۹ | -۰/۰۱۵۶ | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۰۱۵۸ | -۰/۰۰۴۶ | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۰۰۵۴ |
| ۲۰۱۰ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۱۵۶ | ۰/۰۲۳۹ | -۰/۰۵۶۷ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۰۰۵۲ |
| ۲۰۱۱ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۴۷۸۷ | -۰/۰۰۷۲ | -۰/۰۰۳۵ | -۰/۰۰۳۴ | -۰/۰۰۴۵ | -۰/۰۰۳۷ | -۰/۰۰۵۰ |
| ۲۰۱۲ | -۰/۰۰۴۶ | -۰/۴۳۷۸ | -۰/۰۱۶۷ | -۰/۰۰۳۳ | -۰/۰۰۳۷ | -۰/۰۰۳۸ | -۰/۰۰۴۳ | -۰/۰۰۵۸ |
| ۲۰۱۳ | -۰/۰۰۴۲ | -۰/۳۹۴۷ | -۰/۰۱۱۳ | -۰/۰۰۳۹ | -۰/۰۰۴۱ | -۰/۰۰۴۲ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۰۴۵ |
| ۲۰۱۴ | -۰/۰۰۴۳ | ۰/۲۹۷۷ | -۰/۰۰۷۴ | -۰/۰۰۴۰ | -۰/۰۰۴۳ | -۰/۰۰۳۹ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۰۴۵ |
| ۲۰۱۵ | -۰/۰۰۴۶ | ۰/۰۲۲۱ | -۰/۰۱۱۳ | -۰/۰۰۳۸ | -۰/۰۰۹۰ | -۰/۰۰۴۱ | -۰/۰۰۳۶ | -۰/۰۰۴۶ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه‌ی مراحل قبل، در اینجا نیاز است تا پارامترهای مربوط به توابع انتقال و حدود آستانه تورم تعیین شوند. همان‌گونه که آزمون‌های گذشته نشان داد، مقدار بهینه برای تعداد پارامترهای رژیم و تعداد توابع انتقال بهینه، برابر با دو است؛ بنابراین دو پارامتر γ و دو پارامتر C_1 و C_2 برای هر تابع انتقال قابل برآورد خواهد بود که نتایج حاصل از این برآورد در جدول (۹) نمایش داده شده است.

جدول ۹: نتایج حاصل از برآورد حدود آستانه و پارامترهای انتقال

| BIC | AIC | RSS | پارامتر C | پارامتر γ | |
|--------|-------|-------|-----------|------------------|-----------------|
| -۸/۸۹۱ | ۹/۲۸۷ | ۰/۰۱۱ | ۱/۱۹۳۶ | ۱۵۶/۲۵۸۳ | تابع انتقال اول |
| | | | ۱/۲۱۷۱ | ۲۶۲/۷۲۰۶ | تابع انتقال دوم |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به پارامترهای C می‌توان حد آستانه را با اعمال آنتی لگاریتم، محاسبه کرد. در تابع انتقال اول تورم آستانه معادل ۳/۲۹۸ درصد و برای تابع انتقال دوم ۳/۳۷۷ درصد است.

۴- جمع‌بندی نتایج

تورم و تاثیرگذاری آن بر بخش حقیقی اقتصاد، همواره مورد چالش بین اقتصاددانان در تئوری و عمل بوده است. تئوری‌های اقتصادی، اغلب پاسخ واحدی به اثر تورم بر رشد اقتصادی ندارند، و باور به وجود حدود آستانه برای تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در آنان به چشم می‌خورد. این تئوری‌ها در مطالعات تجربی متعدد نیز به تأیید رسیده است. با توجه به اهمیت موضوع، مطالعه‌ی حاضر، به دنبال شناسایی تأثیر تورم بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل انتقال ملایم پانلی بوده است. به منظور آزمون از کشورهای دی هشت در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۴ استفاده شد. نتایج پژوهش، مؤید اثر غیرخطی تورم بر رشد اقتصادی، در دوره‌ی زمانی مورد بررسی بین مقطع مورد نظر بوده است؛ به گونه‌ای که نتایج نشان از وجود دو تابع انتقال است که هر یک از آن‌ها دارای یک حد آستانه‌ی تورم بوده‌اند. نتایج نشان از آن دارد که در رژیم تورمی پایین، ضریب تأثیر تورم بر رشد اقتصادی منفی و در رژیم تورمی میانه، این اثر مثبت است. پس از گذر تورم از حد آستانه‌ی دوم، وارد رژیم تورمی بالا خواهیم شد که در این محدوده نیز، تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت؛ علاوه بر این، در این مطالعه کشتش تورمی رشد اقتصادی برای کشورهای مورد بررسی محاسبه شد، با توجه به نتایج در اغلب کشورها، این کشتش، مقدار منفی باثباتی را تجربه کرده است، و نشان‌دهنده‌ی تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی بوده است؛ اما کشتش تورمی رشد اقتصادی در کشورهای نیجریه و ایران در یک یا دو سال مثبت است. این نتیجه، می‌تواند به واسطه‌ی وجود وابستگی درآمدی کشورهای ایران و نیجریه به قیمت نفت باشد؛ به گونه‌ای که وجود شوک‌های نفتی، اثرات همزمانی روی رشد اقتصادی کوتاه‌مدت و تورم (بیماری هلندی) دارد و این متغیر واسطه‌ای بیرونی، سبب هم‌حرکتی رشد و تورم در کشورهای نفتی در دوره‌های کوتاه مورد نظر شده است. هر چند به صورت کلی، در این کشورها نیز، تورم و رشد اقتصادی در بالاتر از حد آستانه‌ی تورم، دارای ارتباط منفی با یکدیگر هستند و افزایش تورم، سبب کاهش سرعت رشد اقتصادی در این کشورها نیز می‌شود؛ بنابراین به صورت کلی، می‌توان اذعان داشت که تورم پس از یک حد آستانه‌ی مشخص، دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و بخش حقیقی اقتصاد است.

فهرست منابع

- پیرایی، خسرو و بهاره داور. (۱۳۹۰). «تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی». *پژوهش‌های اقتصادی*. (۱)۱۱: ۶۷-۸۰.
- جعفری صمیمی، احمد و صدیقه قلی‌زاده کناری. (۱۳۸۶). «بررسی رابطه تورم و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه. *نامه اقتصادی*، ۱۳ (۶۳): ۴۵-۵۸.
- دادگر، یدالله و غلامرضا کشاورز حداد و علی تیاترج. (۱۳۸۵). «تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران». *جستارهای اقتصادی*، ۳(۵): ۵۹-۸۸.
- دادگر، یدالله و مسعود صالحی رزوه. (۱۳۸۳). «کاربرد مدل «بارو» جهت ارزیابی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۹ (۳۳): ۵۵-۸۲.
- سلطان تویه، محدثه و اکبر میرعسگری و امیر رسائیان. (۱۳۹۱). «بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون خطی غلتان». *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۶ (۱۴): ۴۹-۶۹.
- سهیلی، کیومرث و سهراب دل انگیزان و پرتو پورمحمودیان. (۱۳۹۲). «برآورد تأثیر نرخ‌های متفاوت تورم بر نرخ رشد اقتصادی و تعیین حد آستانه‌ای نرخ تورم در ایران در قالب مدل‌های غیرخطی». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۸ (۱۶): ۱۲۱-۱۴۱.
- سید شکر، خشایار و اکرم کارخانه. (۱۳۹۱). «بررسی اثر تورم بر رشد اقتصادی: مطالعه کشورهای منتخب سازمان کنفرانس اسلامی». *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۶ (۱۸): ۱۳۹-۱۵۰.
- کمیحانی، اکبر و سعید بیات و سید محمد هادی سبحانیا. (۱۳۹۳). «اثرات غیرخطی تورم بر رشد اقتصادی در ایران به روش حد آستانه». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۰ (۱): ۲۲-۳.
- موسوی، سید حبیب الله و شیوا سلطانی. (۱۳۹۶). «تحلیل تورم، رشد تولید و پایداری اقتصادی در ایران». *رشد و توسعه پایدار*، ۷ (۳): ۷۷-۹۹.
- Arawataria, R., T. Hori & K. Mino. (2017). On the nonlinear relationship between inflation and growth: A theoretical exposition. *Journal of Monetary Economics*, 24: 79-93.
- Aydına, C., O. Esena & M. Bayrakb. (2016). Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Turkish Republics

- in Transition Process. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 229(19): 196-205.
- Baglan, D. & E. Yoldas. (2014). Non-linearity in the inflation-growth relationship in developing economies: Evidence from a semiparametric panel model. *Economics Letters*, 125(1): 93–96.
 - Baharumshah, A. Z., M. Ly Slesmanb & E. Woharcd. (2016). Inflation, inflation uncertainty, and economic growth in emerging and developing countries: Panel data evidence. *Economic Systems*, 40(4): 638-657.
 - Barro, R. (1991). Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2): 407–443.
 - Bruno, M. & W. Easterly. (1998). Inflation Crises and Long-Run Growth. *Journal of Monetary Economics*, 41: 3-26.
 - Dornbusch, R. & A. Reynoso. (1989). Financial Factors in Economic Development. *American Economic Review*, 79: 204-209.
 - Eggoh, J. C. & M. Khan. (2014). On the non-linear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68: 133–143.
 - Ibarra R. & D. Trupkin. (2011). the relationship between inflation and growth: a panel smooth transition regression approach for developed and developing countries. working paper UM_CEE_2011-07, <http://www.um.edu.uy/cee/investigaciones/>
 - Khan, M.S. & A. S. Senhadji. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF staff Papers*, 48(1):1-21.
 - Kydland, F. E & E. C. Prescott, (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-491.
 - López-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2011). On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter?. *Journal of Macroeconomics*, 33(3): 455–464.
 - Sala-i-Martin, X. (1997). I just ran two million regressions. *American Economic Review*, 87(2): 173–183.
 - Sidrauski, M., (1967). Rational choices and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review* 57, 534-544.
 - Thanh, S. D. (2015). Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries: A Panel Smooth Transition Regression

- approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20: 41–48.
- Vinayagathan, T. (2013). Inflation and economic growth: A dynamic panelthreshold analysis for Asian economies. *Journal of Asian Economics*, 26: 31–41.