تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۶/ ص ۷۸۷-۷۶۱

بررسی پایداری غیرخطی تورم در کشورهای صادرکننده‌ی نفت با استفاده از مدل DREOP

حسین امیری*[۱]، سید جعفر جمالی[۲]، احمد ملابهرامی[۳]

۱. استادیار و عضو هیات علمی، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه خوارزمی، hossienamiri@gmail.com

۲. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، sjmj.eco@gmail.com

۳. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه، molabahrami.ahmad@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۷/۱۵

چکیده

این مقاله با تمرکز بر پایداری تورم، پویایی‌های تورم را در ۱۲ کشور صادرکننده‌ی نفت طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۴ با استفاده از مدل‌های پانل غیرخطی بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهند، سطح پایداری تورم در مدل‌های خطی از مدل‌های غیرخطی بیش‌تر است، به‌طوری‌که براساس رویکردهای OLS، اثرات ثابت و مدل آرلانو- باند، سطح پایداری تورم به‌ترتیب ۰/۷۲۷، ۰/۶۵۵ و ۰/۵۹ می‌باشد. بر پایه‌ی نتایج، برآورد پایداری تورم مثبت بوده و از نظر آماری معنادار است که تأثیر سطح جاری تورم بر سطح آتی تورم را بیان می‌کند. همچنین براساس نتایج حاصل از مقاله، پایداری تورم در مدل‌های خطی نسبت به مدل‌های ترتیبی بالاتر است. از سویی، با در نظر گرفتن ناهمگنی و شرایط اولیه یعنی سطح اولیه‌ی مشاهده شده تورم هر کشور، برازش مدل بهتر می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد احتمال بروز جهش‌های بزرگ تورم پایین است و احتمال حرکت تورم به سمت سطوح بالاتر بیش‌تر از حرکت تورم به سمت سطوح پایین‌تر است. بر پایه نتایج حاصل شده، هر چه شکاف میان نرخ تورم موجود و نرخ تورم هدف بزرگ‌تر باشد، میل تورم به تصحیح خود و حرکت به سمت سطح مطلوب تورم بیش‌تر است. به‌طور کلی نتایج نشان می‌دهند که پایداری تورم غیرخطی است و براساس اینکه نرخ تورم در چه دامنه‌ای قرار می‌گیرد، متغیر است. این بدان معناست که سیاست‌های تثبیت تورم در کوتاه‌مدت، دارای اثرات بلندمدت است.

طبقه‌بندی JEL: C23،E31

واژه‌های کلیدی: تورم غیرخطی، کشورهای صادرکننده‌ی نفت، مدل پروبیت رتبه‌ای اثرات تصادفی پویا، پایداری تورم، ناهمگنی و شرایط اولیه

---

*. نویسنده‌ی مسئول، تلفن تماس: ۰۹۱۲۴۳۹۶۹۹۳

۱- مقدمه

از جمله موضوعات مورد بحث میان اقتصاددانان، امکان چسبندگی[1] در متغیرهای اسمی است. چسبندگی‌های اسمی که در برخی موارد، از آنها به‌عنوان انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی[2] نیز یاد می‌شود، چهارچوب لازم را برای توجیه دخالت و یا عدم مداخله در اقتصاد و همچنین امکان بهره‌گیری و میزان اثربخشی سیاست‌های اقتصادی، فراهم می‌کند. وجود چسبندگی در متغیرهای اسمی مانند دستمزدها و سطح قیمت‌ها، از یک سو، به معنای پذیرش جانشینی بین تورم و بیکاری و از سوی دیگر، به معنی بالا بودن هزینه‌ی سیاست‌های انقباضی است.

در همین راستا، درجه‌ی پایداری تورم از جمله پارامترهایی است که به دلایل مختلف با اهمیت است. نخست، این پارامتر نقشی کلیدی در طراحی سیاست پولی ایفا می‌کند؛ به دلیل اینکه این پارامتر، تعیین‌کننده درجه‌ای است که در آن، مقامات پولی می‌توانند به‌صورت هم‌زمان سطوح پایداری از تولید و تورم را انتخاب کرده و از این رو سیاست پولی مناسبی را برگزینند (رودبوش (۲۰۰۲)[3]، لوین و ویلیامز (۲۰۰۳)[4]، آمانو (۲۰۰۷)[5]). از سوی دیگر، با توجه به این که مدل‌های کلان اقتصادی، نتایج متفاوتی را به دست می‌دهند (دورنبوش (۱۹۷۶)[6]، گالی و گرتلر (۱۹۹۹)[7]، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵)[8])، برآورد دقیق پایداری تورم، به فهم بهتر این موضوع که تا چه اندازه، مدل‌های متفاوت کلان اقتصادی با شواهد تجربی، سازگار هستند، کمک خواهد کرد. دلایل یادشده ادبیات گسترده‌ای را پیرامون مدل‌سازی اقتصادسنجی این متغیر فراهم آورده‌اند (نلسون و شوورت (۱۹۷۷)[9]، بارسکی (۱۹۸۷)[10]، هاسلر و ولترز (۱۹۹۵)[11]، هسو (۲۰۰۵)[12]، لی (۲۰۰۵)[13]، نوریگا و راموس- فرانسیا (۲۰۰۹)[14]، کوئستاس و

---

1. Stickiness
2. Nominal Rigidity
3. Rudebusch, 2002
4. Levin & Williams, 2003
5. Amano, 2007
6. Dornbusch, 1976
7. Galí & Gertler, 1999
8. Christiano et al., 2005
9. Nelson & Schwert, 1977
10. Barsky, 1987
11. Hassler & Wolters, 1995
12. Hsu, 2005
13. Lee, 2005
14. Noriega & Ramos- Francia, 2009

هریسون (۲۰۱۰)[1]، هاسلر و ملر (۲۰۱۴)[2]). با این حال، باوجود ادبیات گسترده‌ی موجود پیرامون برآورد درجه‌ی انباشتگی یا پایداری تورم، نتایج به دست آمده هنوز قطعی و نهایی نیستند (برای مثال، مارتینز و رودریگوئز (۲۰۱۴))[3]، به‌طوری‌که در این زمینه پرسش‌های بسیاری مطرح می‌شود. برای مثال، آیا دوره‌های تورمی مثبت می‌توانند در تداوم فشارهای رو به بالای قیمتی، مؤثر باشند یا خیر؟ پرسش بعدی این است که آیا تورم مثبت، الگویی پایدار را به نمایش درمی‌آورد یا خیر؟ هرچند پاسخ به پرسش‌های یادشده در اجرای سیاست پولی از اهمیت زیادی برخوردار است، اما ادبیات موجود در این زمینه تاکنون پاسخی مشخص و قطعی به این پرسش‌ها نداده است. با این وجود، بحث‌های نظری مشخصی در توجیه غیرخطی‌بودن پایداری تورم ارایه شده است. رقابت پایین در بازارهای محصول و همچنین بازارهای کار چسبنده (یا انعطاف‌ناپذیر)، به بنگاه‌ها این اجازه را می‌دهد تا در زمان‌های مناسب، قیمت‌های خود را تغییر داده و آن را بالاتر تعیین کنند و تعدیل قیمتی (کاهشی) را در طول دوره‌های کسادی اقتصاد به تعویق بیندازند. در چنین شرایطی، بنگاه‌ها نسبت به شوک‌های منفی عرضه، بیش‌تر واکنش نشان می‌دهند (مثلاً بنگاه‌ها در مواجهه با قیمت‌های بالاتر نهاده، قیمت‌های بالاتری را تعیین می‌کنند) و در مقابل شوک‌های مثبت عرضه، کمتر واکنش نشان می‌دهند (مثلاً ممکن است پس از کاهش قیمت نهاده‌ها، قیمت‌ها بدون تغییر باقی بماند) یا اینکه بنگاه‌ها پس از رسیدن معیارهای مربوط به فعالیت‌های اقتصادی (مثلاً تولید یا بیکاری) به مقدار آستانه‌ای مشخص[4]، نسبت به کسادی بازارهای محصول محصول و کار عکس‌العمل نشان می‌دهند (بارنس و اولیوی (۲۰۰۳)[5] و پیچ و همکاران (۲۰۱۱)[6]). این رفتار بنگاه‌ها توضیح می‌دهد که چرا در طول دوره‌های فعالیت اقتصادی اقتصادی پایین، تورم در سطوح بالا به‌صورت نامتناسبی پایدار می‌ماند. از سویی تعدادی از مقالات، پایداری تورم را از طریق شاخص‌سازی قراردادهای قیمت[7] (کریستیانو و

1. Cuestas & Harrison, 2010
2. Hassler & Meller, 2014
3. Martins & Rodrigues, 2014
4. Certain Threshold Value
5. Barnes & Olivei, 2003
6. Peach et al., 2011
7. Indexation of Price Contracts

همکاران[1] (۲۰۰۵))، رفتار قاعده سرانگشتی[2] (گالی و گرتلر (۱۹۹۹)[3]) یا فروض قرارداد جایگزین[4] (فوهرر و مور (۱۹۹۵)[5]) توضیح می‌دهند.

این مقاله، پایداری، نامتقارن بودن و وجود شرایط غیرخطی تورم را در کشورهای صادرکننده‌ی نفت بررسی می‌کند. از این نگاه، مقاله‌ی حاضر پویایی‌های تورم را به‌عنوان یکی از متغیرهای اصلی منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار می‌دهد (لاکستون و همکاران (۱۹۹۹)[6]، آگوئیار و مارتینز (۲۰۰۵)[7]، باقی و همکاران (۲۰۰۷)[8] و موسو و همکاران (۲۰۰۹)[9]). با توجه به اینکه کشورهای صادرکننده‌ی نفت در دسته کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته قرار می‌گیرند، لذا موضوع تورم و پایداری آن به دلیل ساختار اقتصادی و وابستگی آنها به نفت از اهمیت زیادی برخوردار است. به این ترتیب نوآوری این مقاله، بررسی اینرسی و شرایط غیرخطی تورم با دامنه‌های متفاوتی از تورم، یعنی تورم منفی، تورم بسیار پایین، ثبات قیمت‌ها و تورم بالا می‌باشد. نوآوری دیگر این مقاله، مربوط به انتخاب روش‌شناسی آن است که به‌طور مشخص از یک چهارچوب پروبیت رتبه‌ای اثرات تصادفی پویا[10] (DREOP) استفاده می‌کند و در آن امکان مدل‌سازی رفتار نامتقارن تورم فراهم می‌شود.

در مورد پایداری تورم در داخل و خارج از ایران مطالعاتی انجام شده است که برخی از مهم‌ترین آن به‌صورت زیر است:

جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۲)، در مقاله خود، با به‌کارگیری روش‌های نیمه‌پارامتریک و موجک‌ها، وجود پایداری در نرخ تورم ایران را بررسی کرده و برای این منظور، درجه‌ی انباشتگی کسری را با استفاده از روش‌های GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی در مورد شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱ تخمین می‌زنند. نتایج به‌دست آمده از تحقیق،

---

1. Christiano et al., 2005
2. Rule-of Thumb Behavior
3. Gali & Gertler, 1999
4. Alternative Contract Assumptions
5. Fuhrer & Moore, 1995
6. Laxton et al., 1999
7. Aguiar & Martins, 2005
8. Baghi et al., 2007
9. Musso et al., 2009
10. Dynamic Random Effects Ordered Probit (DREOP)

بیان‌کننده این است که در صورت وارد آمدن یک تکانه بر نرخ تورم، اثر آن تا مدتی طولانی باقی می‌ماند.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از الگوهای ARFIMA به آزمودن پایداری تورم در ایران برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱، به‌صورت کاربردی پرداخته‌اند و در این راه، از الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته کسری استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق، عدم رد فرضیه‌ی پایداری تورم را در ایران نشان می‌دهد.

گلستانی و شهروان (۱۳۹۲)، در چارچوب الگوی بازگشت‌کننده به میانگین، امکان پیروی نرخ تورم از این مدل و تعیین مقدار تعادلی و بلندمدت آن بر مبنای مدل نظری- ریاضی اورنستین- آلن بک را با استفاده از روش TGARCH(1,1) برای اقتصاد ایران، در دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۶۹ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق، نشان می‌دهند که تورم در ایران، از مدل بازگشت‌کننده به میانگین همراه با جهش پیروی می‌کند.

بایلی و همکاران[1] (۱۹۹۶)، به‌منظور آزمون وجود حافظه بلندمدت در نرخ تورم، الگوهای ARFIMA-GARCH و داده‌های کشورهای عضو G7 را مورد استفاده قرار داده‌اند.

هال[2] (۱۹۹۹)، در اهمیت بررسی درجه‌ی پایداری در نرخ تورم بیان می‌کند که این درجه، در فرایند انتقال پولی و اتخاذ موفقیت‌آمیز سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم باثبات، عنصری کلیدی بوده و از سوی دیگر، یافتن میزان تغییر این پایداری، در تعیین احتمال بروز خطا در اتخاذ سیاست‌ها توسط مقامات پولی، نقشی حیاتی دارد.

مطالعاتی مانند پیوتا و ریس[3] (۲۰۰۴)، نشان‌دهنده‌ی وجود ایستایی نرخ تورم در بسیاری از کشورها می‌باشد و دسته‌ای دیگر از مطالعات، مانند کیم و همکاران[4] (۲۰۰۴)، نیز بیان کرده‌اند که در سال‌های اخیر، میزان پایداری و ایستایی در نرخ تورم، کاهش پیدا کرده است.

1. Baillie et all, 1996
2. Hall, 1999
3. Pivetta & Reis, 2004
4. Kim et al, 2004

بالسیلار[1] (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و کاربرد روش‌های پارامتریک و نیمه‌پارامتریک در الگوهای حافظه بلندمدت، وجود پایداری نرخ تورم در ترکیه را آزمون و تأیید کرده است.

گادئا و مایورال[2] (۲۰۰۵)، با استفاده از الگوهای ARFIMA، پایداری نرخ تورم را در کشورهای OECD بررسی کرده‌اند. محققان با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۳۰ سال، بیان کرده‌اند که نرخ تورم در کشورهای مذکور، پایدار بوده و این ویژگی بر هزینه‌ی تعدیل قیمت‌ها تأثیرگذار است.

دیکسون و کارا[3] (۲۰۰۶)، برای فهم پایداری تورم از روش‌شناسی ضربه- واکنش استفاده کرده و چهارچوب عمومی رایجی را در نظر می‌گیرند که امکان مدل‌سازی صریح طول قراردادها و انواع متفاوت قیمت‌گذاری را فراهم کند. به‌طور خاص، آنها دریافته‌اند که تصریح مدل مربوط به طول قراردادها می‌تواند توضیح قابل قبول‌تری از پایداری تورم را نسبت به شاخص‌بندی به‌دست دهد.

اسبوردون[4] (۲۰۰۷)، کاربردهای سیاستی دو تفسیر ساختاری دیگر از مشاهده پایداری تورم را مدنظر قرار می‌دهد که متناظر با دو تصریح جایگزین از منحنی فیلیپس کینزی جدید (NKPC[5])، است. تصریح اول تا حدی امکان پایداری ذاتی را از طریق عبارت تورم وقفه‌دار در NKPC فراهم می‌کند. دومی، به‌طور کامل مدلی آینده‌نگر است که در آن، انتظارات دورتر نسبت به آینده حائز اهمیت می‌باشد و ضرایب در طول زمان، متغیرند. در این تصریح، بخش زیادی از پایداری تورم، به نوسانات در روند زیربنایی تورم نسبت داده می‌شود؛ نوساناتی که پیامد سیاست پولی هستند تا ویژگی‌های ساختاری اقتصاد.

نتایج نشان می‌دهند در صورتی که سیاست‌گذار، درجه‌ی پایداری ذاتی را بیش از حد تخمین بزند، هزینه‌های اجرای یک سیاست تثبیت از هزینه‌های در نظر نگرفتن پایداری ساختاری واقعی، به‌طور بالقوه بالاتر هستند؛ و این نتیجه وقتی که سیاست‌گذار اقدام به حداقل‌سازی یک تابع زیان مبتنی بر رفاه می‌کند، روشن‌تر است.

---

1. Balcilar, 2004
2. Gadea & Mayoral, 2005
3. Dixon & Kara, 2006
4. Sbordone, 2007
5. New Keynesian Philips Curve (NKPC)

چائووت و کیم[1] (۲۰۱۰)، به منظور بیان چگونگی لحاظ و میزان اثر پایداری نرخ تورم، با استفاده از یک الگوی DSGE، نشان داده‌اند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به‌منظور واردکردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص‌گذاری خودکار بر نرخ تورم دوره‌ی گذشته است.

هاسلر و شیتاووئر[2] (۲۰۱۱)، با استفاده از الگوهای ARFIMA، ضمن تأیید وجود پایداری در نرخ تورم امریکا، بیان کرده‌اند که وجود پایداری نرخ تورم، اثر مهم و معناداری در اتخاذ سیاست‌های پولی دارد.

ژانگ[3] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان «پایداری تورم، انتظارات تورمی و سیاست پولی در چین»، یک سری فصلی از تورم تعدیل‌کننده‌ی GDP برای کشور چین طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۹ ایجاد و وجود یک شکست ساختاری با نقطه شکست نامعلوم را در فرآیند تورم پویا آزمون کرده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در پایداری تورم، تغییر ساختاری چشم‌گیری وجود دارد. وی با شبیه‌سازی نشان می‌دهد که تغییر ساختاری، به اجرای سیاست پولی و انتظاراتی که در مورد عدم مهار تورم وجود دارد، برمی‌گردد. این یافته به آن معناست که پایایی[4] تورم در اقتصاد چین طی دهه‌ی گذشته می‌تواند به آسانی از طریق بازگشت به دوره‌های تورمی بالا و عدم مدیریت انتظارات تورمی از سوی مقامات پولی دنبال شود. ازاین‌رو، استفاده از سیاست‌های پولی برای مهار انتظارت تورمی و حفظ تورم در حد متوسط، لازم است.

تیلمان[5] (۲۰۱۲)، وجود پایداری تورم را در کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا بررسی کرده است و نشان می‌دهد با وجود پایداری تورم در کشورهای یادشده، میزان این پایداری نسبت به دوره‌ی قبل از تشکیل اتحادیه‌ی اروپایی کاهش یافته است.

گرلاچ و تیلمان[6] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ی خود، با بررسی پایداری تورم اندازه‌گیری شده توسط جمع ضرایب در یک مدل خودرگرسیو برای تورم به این نتیجه می‌رسند که پایداری پس از هدف‌گذاری تورم، به سمت کاهش گرایش پیدا می‌کند و سرعت این

1. Chauvet & Kim, 2010
2. Hassler & Scheithauer, 2011
3. Zhang, 2011
4. quiescence
5. Tillmann, 2012
6. Gerlach & Tillmann, 2012

کاهش پایداری در کشورهای مختلف، متفاوت است. نتیجه‌ی کلی این مطالعه این است که کاهش پایداری در اقتصادهایی که اقدام به هدف‌گذاری تورم نکرده‌اند، کوچک‌تر بوده و روی‌هم‌رفته، هدف‌گذاری تورم در کشورهای آسیایی عملکرد خوبی داشته است.

کونراد و ایفه[1] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای، با عنوان «توضیح پایداری شکاف تورم به‌وسیله قاعده تیلور متغیر در طول زمان»، در یک مدل ساده کینزی جدید، فرم بسته‌ای را برای پارامتر پایداری شکاف تورم به‌صورت تابعی از وزن‌های سیاستی در قاعده‌ی تیلور بانک مرکزی به دست آورده‌اند. آنها با تخمین وزن‌های متغیر در طول زمان نشان می‌دهند که تغییرات مشاهده‌شده به لحاظ تجربی در پایداری شکاف تورم ایالات متحده در طول دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ را به خوبی می‌توان از طریق تغییرات در اجرای سیاست پولی توضیح داد.

ری و توردالیف[2] (۲۰۱۲)، به مطالعه‌ی سیاست پولی بهینه برای یک اقتصاد کوچک باز در مدلی می‌پردازند که در آن، هم تورم و هم تولید، از خود پایداری نشان می‌دهند. آنها شکل‌گیری عادت را وارد تصمیم مصرف بین‌دوره‌ای کرده و قیمت‌گذاری کالوو را به‌منظور دربرگرفتن شاخص‌بندی قیمت‌ها به کار می‌گیرند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که تثبیت کامل شکاف تولید با قیمت‌های داخلی، سیاست بهینه‌ای نیست. این بدان دلیل است که تثبیت شکاف تولید منجر به هم‌بستگی پیاپی در تورم داخلی می‌شود، درحالی که تثبیت کامل قیمت‌های داخلی به بروز هم‌بستگی پیاپی در شکاف تولید می‌انجامد. با این حال، در وضعیت پایدار تورم صفر، تثبیت قیمت‌های داخلی معادل با تثبیت شکاف تولید است.

گرونیکولائو و همکاران[3] (۲۰۱۶)، با استفاده از یک چارچوب سیاست پولی که مدیران بانک مرکزی در آن، محافظه‌کار در نظر گرفته می‌شوند، نقش اصلاحات ساختاری بازار کار را در پویایی‌های تورم بررسی می‌کنند. مدل نظری آنها نشان می‌دهد که بازار کار با مقررات‌زدایی بیش‌تر، پایداری تورم را کاهش می‌دهد. آنها با استفاده از داده‌های برگرفته از نمونه‌ی بزرگی از کشورهای OECD در طول دوره‌ی ۲۰۱۲-۲۰۰۰، مدل خود را به لحاظ تجربی مورد آزمون قرار می‌دهند.

---

1. Conrad & Eife, 2012
2. Rhee & Turdaliev, 2012
3. Geronikolaou et al, 2016

در ادامه، ساختار مقاله به شیوه‌ای است که در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق بیان شده و در بخش سوم، روش تحقیق و نتایج حاصل از برآورد مدل گزارش می‌شود و در نهایت، بخش آخر، به نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادهای کاربردی می‌پردازد.

۲- مبانی نظری

در طول چهار دهه‌ی گذشته، پویایی‌های تورم در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، تغییرات بزرگی را در ارتباط با سطوح تورم، پایداری و نوسان آن ایجاد کرده است. دوره‌ی "تورم بزرگ" در دهه‌ی ۱۹۷۰ و اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰، با دوره‌های همراه با کاهش نرخ تورم و کاهش تدریجی نوسانات آن، در اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ تا اواسط دهه‌ی ۱۹۹۰ دنبال شده است.

پایداری تورم از اوایل دهه‌ی ۱۹۸۰، بخش قابل توجهی از ادبیات پولی را به خود اختصاص داده است. از یک سو، درجه‌ی پایداری تورم، بخشی کلیدی در فرآیند انتقال پولی و میزان موفقیت سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم باثبات، تلقی شده و از سوی دیگر، یافتن این که میزان این پایداری تا چه حد تغییر می‌کند، به‌عنوان عاملی مهم در تعیین بروز خطا در اتخاذ سیاست‌ها توسط مقامات پولی آشکار شده است (سارجنت[1]، ۱۹۹۹ و تیلور[2]، ۱۹۹۸).

در سال ۲۰۱۰، چاووت و کیم[3]، به‌منظور بررسی اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با استفاده از الگوی DSGE[4] نشان داده‌اند که‌یکی از ساده‌ترین روش‌ها به منظور وارد کردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص‌گذاری خودکار[5] بر روی نرخ تورم دوره‌ی گذشته است. در چارچوب الگوهای کینزی جدید[6] (NK)، پویایی‌های تورم و تولید، به وسیله منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید (NKPC) که در آن نرخ تورم دوره‌ی جاری، ترکیبی خطی از تورم انتظاری، شکاف تقاضا و تکانه عرضه است، نشان داده شده است. در این الگوها، عوامل مؤثر بر تورم در چارچوب مدل مثلثی تورم[7] که

1. Sargent (1990)
2. Taylor (1998)
3. Chauvet & Kim (2010)
4. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
5. Automatic Indexation
6. New Keynesian (NK)
7. Inflation Triangle Model

توسط گوردون[۱] (۱۹۸۲) بیان شده، تابعی از تکانه‌ی تقاضا، تکانه‌ی عرضه و تورم توکار[۲] (سکون تورم[۳]) است. جیلارد و همکاران[۴] (۲۰۰۸)، با استفاده از الگوی DSGE نشان داده‌اند که الگوهای مبتنی بر منحنی فیلیپس کینزی جدید، بدون لحاظ پایداری و سکون، توانایی زیادی در شبیه‌سازی تورم و روند تولید ندارند (رود و ولان[۵] (۲۰۰۶)، رابانال و روبیو- رامیرز[۶] (۲۰۰۳) و گالی و گرتلر[۷] (۱۹۹۹))، از این رو، با توجه به مطالعات فوق می‌توان عنوان کرد که بررسی وجود سکون، پایداری و میزان آنها از موارد مهم در تعیین سیاست‌های بانک مرکزی است.

در ادبیات نظری پایداری تورم، دو رویکرد روش‌شناسانه در زمینه‌ی اندازه‌گیری این پایداری وجود دارد. اولین و متداول‌ترین روش، استفاده از یک چارچوب سری‌زمانی تک متغیره‌ی ساده می‌باشد. در این روش، فرض بر این است که تورم از یک فرایند خود رگرسیونی از درجه‌ی P یعنی ((AR(P)) پیروی می‌کند. به منظور اندازه‌گیری پایداری تورم، معیارهای گوناگونی همچون "مجموع ضرایب مدل خود رگرسیونی"، "طیف در تناوب صفر[۸]"، "بزرگ‌ترین ریشه مدل خود رگرسیونی" و "معیار نیمه عمر[۹]" معرفی شده‌اند.

در رویکرد دوم، مدل‌های اقتصادسنجی چندمتغیره برای اندازه‌گیری پایداری تورم، مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این روش فرض می‌شود که تورم نه تنها به وقفه‌ی خودش، بلکه به متغیرها دیگری نیز وابسته است. مزیت رویکرد چند متغیره این است که تحلیل و درک عمیق‌تری از پایداری را به دست می‌دهد؛ به دلیل اینکه متغیرهای اقتصادی دیگری نیز می‌توانند بر تغییر و تحولات تورم اثرگذار باشند.

در این مقاله، به‌منظور اندازه‌گیری تورم از رویکرد چندمتغیره و به‌طور خاص از یک چارچوب منحنی فیلیپس پویا استفاده شده است. همچنین، از آنجا که مجموعه‌ای از کشورها با خصوصیات اقتصادی مشترک مورد بررسی قرار می‌گیرند، تحلیل سری‌زمانی

---

1. Gordon (1982)
2. Built - in Inflation
3. Inflation Inertia
4. Juillard et al (2008)
5. Rudd & Whelan (2006)
6. Rabanal & Rubio-Ramirez (2003)
7. Gali & Gertler (1999)
8. Spectrum at Zero Frequency
9. Half-Life

مناسب نمی‌باشد، بنابراین در اینجا، از مدل‌های طولی[1] استفاده شده است. مدل‌های طولی در کنار سایر عوامل، مسأله‌ی ناهمگنی بین کشوری را نیز حذف می‌کنند.

در ساده‌ترین شکل منحنی فیلیپس پویا، فرض می‌شود که سطح جاری تورم ($HICP_{it}$)، به وقفهٔ خود ($HICP_{it-1}$) و سطح جاری بیکاری (u_{it}) وابسته است. این مدل برای کشور $i = 1,2,...,N$ در زمان t شکل زیر را به خود می‌گیرد:

$$HICP_{it} = cHICP_{it-1} + \theta u_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

در معادله‌ی (۱)، متغیر سنجش سطح پایداری تورم، اندازه‌ی ضریب c است که براساس ساختار مدل، فرض می‌شود عددی ثابت است، اما موضوع اصلی مقاله این است که پایداری تورم، ثابت نیست؛ یعنی به‌طور مشخص، خطی نیست و با توجه به سطح تورم دوره‌ی قبل، تغییر می‌کند. به‌منظور بررسی این موضوع، باید بین سطوح متفاوت تورم، تمایز قائل شد. در این مقاله، تورم به چهار دسته تورم منفی[2]، تورم، تورم متوسط و تورم بالا تقسیم‌بندی می‌شود. یک روش برای انجام این کار، ساختن یک متغیر رتبه‌ای[3] است که چهار سطح تورم یادشده در بالا را برای کشور i در دوره‌ی t نشان دهد، بنابراین، می‌توان متغیر وابسته‌ی جدید را به‌صورت معادله‌ی (۲) تعریف کرد:

$$\pi_{it} = \begin{cases} ۱ & \text{اگر} \quad HICP_{it} < ۰ \\ ۲ & \text{اگر} \quad ۰ \le HICP_{it} < ۵ \\ ۳ & \text{اگر} \quad ۵ \le HICP_{it} < ۱۰ \\ ۴ & \text{اگر} \quad ۱۰ \le HICP_{it} \end{cases} \qquad (2)$$

با جای‌گذاری متغیر وابسته‌ی جدید به‌دست آمده از معادله‌ی (۲)، در داخل معادله‌ی (۱)، می‌توان منحنی فیلیپس پویا را برآورد کرد. شناسایی درست پایداری تورم یا به‌عبارت دیگر، بررسی اثر وضعیت تورم دوره‌ی قبل بر احتمال وضعیت تورم جاری، برخلاف رویکرد ناهمگنی، رویکردی را پیشنهاد می‌کند که هم تأثیرات قابل‌مشاهده و هم تأثیرات غیرقابل مشاهده بر تورم را شامل شود. از آنجا که متغیر تورم، یک متغیر

1. Longitudinal Models
2. Disinflation
3. Ordered Variable

رتبه‌ای می‌باشد، لذا مدل اثرات تصادفی پویای پروبیت رتبه‌ای ارائه شده در معادله‌ی (۳)، مناسب‌ترین مدل است[۱]:

$$\pi_{it} = \gamma_1 \pi^{1}_{it-1} + \gamma_2 \pi^{2}_{it-1} + \gamma_4 \pi^{4}_{it-1} + \theta u_{it} + \beta oil_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در معادله‌ی ۳، π_{it} یک متغیر رتبه‌ای[۲] و نشان‌دهنده سطح تورم است و با توجه به معادله‌ی (۲) مقادیر {۱ و ۲ و ۳ و ۴} را به خود می‌گیرد. همچنین، u_{it} سطح بیکاری را نشان می‌دهد. روشن است که $\pi^{j=1,2,4}_{it-1}$، سطح تورم کشور i در دوره‌ی قبل براساس معادله‌ی (۲) می‌باشد. با توجه به اینکه مطالعه مورد نظر در مورد کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌باشد، یک متغیر برون‌زا با نام رشد درآمدهای نفتی (oil_{it}) به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تورم به منحنی فیلیپس اضافه می‌شود. جمله خطای تصادفی در این مدل، از دو عبارت تشکیل می‌شود. خطای مخصوص هر کشور α_i، شامل ناهمگنی‌های غیرقابل مشاهده‌ای است که بین کشورها، متفاوت، ولی برای هر کشور ثابت است[۳]. عبارت ε_{it} نیز یک جمله‌ی خطا با میانگین صفر و واریانس همسان می‌باشد که با خودش، u_{it} و α_i هم‌بستگی ندارد.

رابطه‌ی (۳)، تداعی کننده شکل دیگری از منحنی فیلیپس است که در آن، تورم به‌صورت متغیر رتبه‌ای تعریف شده است و بر خلاف منحنی فیلیپس متعارف بحث از سطح (طبقه) تورم است، نه مقدار آن. این معادله به شکل ساده بیان می‌کند که سطح تورم جاری به سطح دوره‌ی قبل تورم، نرخ بیکاری و رشد درآمدهای نفتی بستگی دارد؛ یعنی رژیم تورمی یک دوره‌ی قبل بر رژیم تورمی دوره‌ی جاری تأثیرگذار است.

در این مدل‌ها، توجه به شرایط اولیه از اهمیت بالایی برخوردار است. این مسأله زمانی بروز پیدا می‌کند که شروع دوره‌ی مورد بررسی، با شروع فرآیند تولید داده‌های تصادفی، مطابقت نداشته باشد. به‌طور مشخص، در یک مدل پروبیت رتبه‌ای اثرات تصادفی پویا، حضور متغیر وابسته باوقفه، به این معناست که بین مشاهده‌ی اول متغیر

---

۱. انتخاب مدل رتبه‌ای، به دلیل ماهیت متغیر وابسته است، در حالی که انتخاب رویکرد اثرات تصادفی، از این واقعیت نشأت می‌گیرد که به‌کارگیری مدل‌های غیرخطی اثرات ثابت، امکان‌پذیر نیست. به عبارت دیگر، تخمین‌زن حدکثر درست‌نمایی (ML) با مدل‌های رتبه‌ای اثرات ثابت، ناسازگار است (Neyman & Scott, 1948)

2. Ordinal

۳. در مدل اثرات تصادفی فرض می‌شود که α_i معادله‌ی ۳، به صورت خالص تصادفی است. این فرض دلالت بر آن دارد که α_i با رگرسورها غیرهمبسته است.

وابسته π_{i1} و ناهمگنی غیرقابل مشاهده‌ی α_i، هم‌بستگی وجود دارد. برای حل مسأله‌ی شرایط اولیه، وول‌دریج (۲۰۰۵)[1]، راه‌حل زیر را پیشنهاد می‌کند[2]: پیشنهاد وول‌دریج، استفاده از برآوردگر حداکثر درست‌نمایی شرطی و مدل‌سازی تورم از دوره‌ی دوم تا آخر، مشروط بر متغیرهای توضیحی و وضعیت تورم در سال اول است. با توجه به کار وول‌دریج، ناهمگنی غیرقابل مشاهده را می‌توان مشروط به تورم اولیه π_{i1}، مدل‌سازی کرد. ازاین‌رو، معادله‌ی (۳) به این صورت در می‌آید:

$$\pi_{it} = \gamma_1\pi^{1}_{it-1} + \gamma_2\pi^{2}_{it-1} + \gamma_4\pi^{4}_{it-1} + \theta u_{it} + \beta oil_{it} + \delta_1\pi^{1}_{i1} + \delta_2\pi^{2}_{i1} + \delta_4\pi^{4}_{i1} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

مدل یادشده، مدل پروبیت رتبه‌ای اثرات تصادفی پویای شرطی ساده‌ای است که با درنظر گرفتن تورم اولیه، به آسانی برآورد می‌شود. آزمون برون‌زایی شرایط اولیه، با استفاده از آزمون t بر روی ضرایب تورم اولیه $\pi^{j=1,2,4}_{it-1}$ قابل انجام است.

از آنجا که در وضعیت‌های مختلف، شرایط تورمی متفاوتی وجود دارد و این شرایط، وابسته به رژیم مبدأ و مقصد تورم است، احتمال‌های گذار و انتقال بین رژیم‌های مختلف تورم را نیز می‌توان برآورد کرد. احتمالات شرطی فوق، در حقیقت یک میانگین نمونه‌ای از احتمال تعلق به رژیم تورم j است؛ با فرض اینکه رژیم تورم قبلی m و بقیه رگرسورها در مقادیر مشاهده‌شده ثابت باشند. علاوه بر این، با علم به اینکه این احتمالات از یک مدل اثرات تصادفی به دست می‌آیند، نیاز به مقیاسی مناسب برای پیش‌بینی احتمالات وجود دارد (آرولام‌پالام (۱۹۹۹)[3] و وول‌دریج (۲۰۰۵)). احتمالات گذار به‌صورت معادله‌ی (۵) تعریف می‌شوند:

---

1. Wooldridge (2005)

۲. در ادبیات دو راه دیگر نیز به منظور حل مسأله شرایط اولیه وجود دارد که به‌وسیله Heckman (1981a,1981b) و Orme (1996) پیشنهاد شده است. هر دوی این روش‌ها، شامل یک معادله برای دوره‌ی اولیه و ابزارهای مناسب و مورد نیاز برای شناسایی می‌شوند که باید تورم دوره‌ی اولیه (و نه دوره‌های بعدی) را شناسایی کنند. با توجه به اینکه شناسایی ابزارها مشکل است، در این مقاله، از تخمین‌زن وول‌دریج استفاده می‌شود. مطالعه‌ی Arulampalam و Stewart (2009) نشان می‌دهد که هر سه تخمین‌زن، نتایج مشابهی را به‌دست می‌دهند و به‌صورت مجانبی، یکسان هستند.

3. Arulampalam, 1999

$$\hat{P}(\pi_{it}=j|\pi_{it-1}=m,U=u,OIL=oil)=$$
$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\phi\left\{\frac{(\mu_j-\hat{\gamma}_m-\hat{\theta}u_{it}-\hat{\beta}oil_{it})}{\sqrt{1+\sigma_a^2}}\right\}-\phi\left\{\frac{(\mu_{j-1}-\hat{\gamma}_m-\hat{\theta}u_{it}-\hat{\beta}oil_{it})}{\sqrt{1+\sigma_a^2}}\right\} \quad (۵)$$

که در آن $\phi(.)$ تابع توزیع نرمال استاندارد و μ_j نقاط برش[1] برآوردشده در معادله‌ی (۴) هستند. از آنجایی‌که نمی‌توان به‌صورت جداگانه، عرض از مبدأ و مرزها را شناسایی کرد، با استفاده از روش نرمال‌سازی، عبارت ثابت مساوی صفر قرار می‌گیرد. در مدل پویای یادشده، این امکان وجود دارد که بین وابستگی وضعیت کل (ASD[2]) و وابستگی وضعیت واقعی (GSD[3]) تفاوت به‌وجود آید. بر این اساس ASD، احتمال شرطی ساده‌ای می‌باشد که از قرارگرفتن دو دوره‌ی پیاپی در یک رژیم تورمی یکسان مانند معادله‌ی (۵) به دست می‌آید، بنابراین ASD ممکن است یک اثر از مشاهده یا عدم مشاهده‌ی ناهمگنی باشد (هکمن، ۱۹۸۱a، ۱۹۸۱b[4]). وابستگی وضعیت واقعی زمانی به‌وجود می‌آید که شانس قرار گرفتن در یک رژیم تورم خاص در این دوره، وابسته به قرار گرفتن در همان رژیم تورمی در دوره‌ی قبل با در نظر گرفتن ناهمگنی کشوری (مشاهده شده و مشاهده نشده) باشد. برای مثال، ممکن است تورم بالا، نتیجه‌ی سیاست‌های مالی از طریق وضع مالیات باشد که شانس یک کشور با ویژگی‌های مفروض را برای فرار از تورم بالا در آینده کاهش می‌دهد. یک روش برای تمایز میان وابستگی وضعیت کاذب و واقعی، نگاه به تغییرات احتمالات پیش‌بینی‌شده‌ی مشروط به وضعیت تورم دوره‌ی قبل است. این روش، توزیع ناهمگنی غیرقابل‌مشاهده را نیز لحاظ می‌کند، بنابراین، می‌توان احتمالات پیش‌بینی‌شده برای هر رژیم تورم را مشروط به قرار گرفتن در آن رژیم تورمی در دوره‌ی قبل و همچنین قرار گرفتن در رژیم تورمی پایدار $(\pi_{it-1}=3)$ به دست آورد. تفاوت میان مورد اول و دوم، به‌طور میانگین، برآوردی از GSD یا به‌طور معادل، اثر پایداری را به‌صورت زیر می‌دهد:

$$GSD_{\pi=j}=\hat{P}(\pi_{it}=j|\pi_{it-1}=j,U=u,OIl=oil)$$
$$-\hat{P}(\pi_{it}=j|\pi_{it-1}=3,U=u,OIl=oil) \quad (۶)$$

1. Cut Points
2. Aggregate State Dependence
3. Genuine State Dependence
4. Heckman, 1981a, 1981b

معادله‌ی (۶)، احتمال قرار گرفتن در یک رژیم تورمی مشخص در دوره‌ی جاری را نشان می‌دهد مشروط به این که در دوره‌ی قبل در رژیم تورمی پایدار قرار گرفته باشد. نکته بعدی این است که در مدل رتبه‌ای بالا، چهار دسته‌یا معیار به منظور رتبه‌بندی تورم معرفی شده است. ازاین‌رو، برآورد اثرات نهایی، براساس معیار مرجع یعنی $\pi_{it-} = ۳$ انجام می‌شود، بنابراین، معیار وابستگی وضعیت واقعی تنها برای رژیم‌های تورمی $j \neq ۳$ کاربرد دارد.

۳- تشریح نتایج

در جدول (۱)، آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای تورم و نرخ بیکاری برای ۱۲ کشور صادرکننده‌ی نفت[۱] طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۴، ارایه شده است. یادآوری می‌شود داده‌های یادشده، برگرفته از بانک جهانی و سازمان کشورهای صادرکننده‌ی نفت (اوپک) می‌باشد.

همان‌طورکه از جدول (۱) مشاهده می‌شود، نرخ تورم در طول دوره‌ی مورد بررسی، به‌طور متوسط حدود ۱۱٪ و نرخ بیکاری نزدیک به ۹٪ است؛ با این حال، تفاوت‌های چشم‌گیری میان کشورها وجود دارد. میانگین نرخ بیکاری، کمترین مقدار خود را در کویت (۲/۱٪) و بالاترین مقدار خود را در لیبی (۱۹/۰۸٪) به ثبت رسانده است. به‌طور متوسط نرخ تورم بین ۳/۱۹ در عربستان و ۲۹/۲۰٪ در آنگولا نوسان داشته است. بیشتر کشورهای مورد بررسی، نرخ تورمی بین ۰ تا ۵٪ و ۱۰٪ به بالا را به ثبت رسانده‌اند. علاوه بر این در ۵ مورد، نرخ تورم کمتر از صفر بوده و در ۲۵ مورد، نرخ تورم بین ۵٪ تا ۱۰٪ نوسان داشته است. همچنین لازم به ذکر است که در کشورهای الجزایر، امارات، عربستان، ونزوئلا و لیبی، هم‌بستگی میان تورم و بیکاری منفی می‌باشد. البته این هم‌بستگی در برخی از کشورها کاملاً قوی (لیبی: ۰/۷۳-) و در برخی دیگر، نسبتاً ضعیف (ونزوئلا: ۰/۱۸-) است.

---

۱. این کشورها شامل الجزایر، آنگولا، اکوادور، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان، امارات و ونزوئلا می‌باشند.

جدول ۱. آمارهای توصیفی بیکاری و تورم طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۴

کشور	نرخ بیکاری (متوسط دوره)	نرخ تورم (متوسط دوره)	رژیم‌های تورمی (تعداد سال)				هم‌بستگی بین ۱ و ۲
	(۱)	(۲)	INF < ۰	۰ ≤ INF < ۵	۵ ≤ INF < ۱۰	۱۰ ≤ INF	
الجزایر	۱۴/۰۶ (۵/۶۱)	۳/۹۳ (۲/۰۱)	۰	۱۰	۳	۰	-۰/۴۹ (۰/۰۸)
آنگولا	۶/۸۴ (۰/۰۶)	۲۹/۲۰ (۳۲/۹۷)	۰	۰	۲	۱۱	۰/۰۵ (۰/۸۵)
اکوادور	۵/۹۶ (۱/۷۲)	۴/۹۱ (۲/۸۷)	۰	۸	۴	۱	۰/۶۴ (۰/۰۱)
ایران	۱۲/۱۳ (۱/۰۹)	۱۸/۴۶ (۷/۵۸)	۰	۰	۰	۱۳	۰/۱۲ (۰/۶۹)
عراق	۱۸/۲۳ (۵/۰۵)	۱۶/۸۹ (۱۷/۰۱)	۱	۴	۲	۶	۰/۴۹ (۰/۰۸)
کویت	۲/۱ (۰/۸۷)	۳/۷۵ (۲/۴۵)	۰	۱۱	۱	۱	۰/۱۴ (۰/۶۲)
لیبی	۱۹/۰۸ (۰/۵۶)	۳/۹۱ (۵/۵۲)	۲	۶	۳	۲	-۰/۷۳ (۰/۰۰)
نیجریه	۷/۵۹ (۰/۰۶)	۱۱/۵۲ (۳/۲۳)	۰	۰	۴	۹	۰/۴۱ (۰/۱۶)
قطر	۰/۶۵ (۰/۳۸)	۴/۸۰ (۵/۸۴)	۲	۶	۲	۳	۰/۲ (۰/۴۹)
عربستان	۵/۶۵ (۰/۳۲)	۳/۱۹ (۲/۵۶)	۰	۱۰	۳	۰	-۰/۵۴ (۰/۰۵)
امارات	۳/۵۹ (۰/۴۹)	۵/۳۷ (۴/۹۲)	۰	۸	۱	۴	-۰/۴ (۰/۱۷)
ونزوئلا	۱۰/۱۵ (۳/۵۲)	۲۷/۶۲ (۱۲/۰۹)	۰	۰	۰	۱۳	-۰/۱۸ (۰/۵۵)
کل	۸/۸۳ (۱/۹۶)	۱۱/۱۳ (۸/۹۷)	۵	۶۳	۲۵	۶۳	۰/۱۳ (۰/۰۸)

منبع: محاسبه‌های تحقیق

نکات قابل ملاحظه جدول (۱) عبارتند از: ۱- در کل دوره‌ی سیزده سال مورد مطالعه، تنها رژیم تورمی چهارم، یعنی نرخ تورم بالای ده درصد برای کشورهای ایران و ونزوئلا اتفاق افتاده است. ۲- رژیم تورم دوم و چهارم که به ترتیب نشان‌دهنده‌ی نرخ‌های تورم بین صفر تا پنج درصد و بالای پنج درصدند، بیش‌ترین تکرار را طول دوره‌ی زمانی مورد بررسی در میان کشورهای مورد مطالعه دارند. ۳- در کشورهای عراق، لیبی و قطر هر چهار رژیم تورمی طی دوره‌ی سیزده سال مورد مطالعه اتفاق افتاده است که به‌نوعی بیان‌کننده‌ی ناپایداری تورم در کشورهای یاد شده می‌باشد. تفاوت‌های مشاهده شده در نرخ تورم و همچنین تغییرات بین کشوری، این انگیزه را ایجاد می‌کند که تحرکات تورم را مورد آزمون قرار داد.

جدول (۲)، نتایج برآورد مدل‌های پروبیت رتبه‌ای مبتنی بر تصریحات اثرات تصادفی و pooled را نشان می‌دهد. مدل‌های اثر تصادفی، با استفاده از مربع‌سازی تطبیقی گاوس- هرمیت[1]، برآورد شده‌اند. به‌منظور مقایسه‌ی بین مدل‌های مختلف، مدل pooled به‌عنوان یک مدل مبنا، بدون لحاظ اثرات مقطعی، مورد استفاده قرار گرفته است (ستون (۱)). مدل‌های برآورد شده در ستون‌های (۲) و (۳)، ناهمگنی غیرقابل مشاهده را از طریق تصریح اثرات تصادفی، وارد مدل پویا می‌کنند. علاوه بر این، مدل ستون (۳)، شرایط اولیه تورم را به پیروی از کار وول‌دریج مدل‌سازی می‌کند. با در نظر گرفتن ناهمگنی و شرایط اولیه، یعنی سطح اولیه‌ی مشاهده شده‌ی تورم هر کشور، برازش مدل شکل بهتری پیدا می‌کند، زیرا همان‌گونه که جدول (۲) نشان می‌دهد، آماره‌ی حداکثر درست‌نمایی و AIC در مدل (۳)، نسبت به مدل (۱) و (۲) بهبود پیدا کرده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Adaptive Gauss-Hermite Quadrature

جدول ۲. برآورد مدل‌های پروبیت رتبه‌ای پویای تورم

متغیر / مدل		(۱) مدل Pooled NT = ۱۵۶	(۲) مدل اثرات تصادفی NT = ۱۵۶	(۳) مدل اثرات تصادفی با IC NT = ۱۵۶
تورم دوره‌ی قبل	INF < ۰	-۲/۴۵ (۰/۰۰۰)	-۲/۵۰ (۰/۰۰۰)	-۲/۴۲ (۰/۰۰۰)
	۰ ≤ INF < ۵	-۰/۴۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۴۹ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۳ (۰/۰۰۴)
	۱۰ ≤ INF	-۰/۳۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۴۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۱ (۰/۰۰۰)
u		-۰/۰۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۲۵ (۰/۰۰۴)	-۰/۰۴۵ (۰/۰۰۲)
oil		۰/۰۵ (۰/۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)
تورم دوره‌ی اول	INF < ۰	-	-	-۰/۳۵ (۰/۰۴)
	۰ ≤ INF < ۵	-	-	-۰/۲۶ (۰/۰۷)
cut۱		-۲/۶۸ (۰/۰۰۰)	-۲/۵۵ (۰/۰۰۰)	-۲/۹۴ (۰/۰۰۰)
cut۲		-۰/۳۵ (۰/۰۵)	-۰/۱۲۱ (۰/۰۶)	-۰/۴۸ (۰/۰۱)
cut۳		-۰/۵۰۱ (۰/۰۶)	-۰/۷۰۳ (۰/۰۱)	-۰/۳۶ (۰/۰۸)
آماره‌ی حداکثر درست‌نمایی		-۱۱۵/۰۴۶۷	-۱۱۰/۰۴۷۶	-۱۰۸/۰۷۲۳
آماره‌ی AIC		۲۴۱/۴۰۲	۲۳۴/۰۹۵	۲۳۱/۱۴۴۶
آزمون والد مربوط به پایداری و ثبات تورم غیرخطی ($\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_4$)	χ^2	۵۹/۶۱	۵۵/۹۰	۳۹/۹۲
	احتمال مربوط به آماره‌ی χ^2	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

منبع: محاسبه‌های تحقیق

نکات: ۱- جدول فوق، ضرایب مربوط به مدل‌های رتبه‌ای پویا را گزارش می‌کند. ۲- ستون آخر جدول نتایج، مربوط به مدل رتبه‌ای پروبیت اثرات تصادفی پویا با لحاظ کردن شرایط اولیه‌ی وول‌دریج (۲۰۰۵) می‌باشد. ۳- مقادیر داخل پرانتز، احتمال مربوط به ضرایب را نشان می‌دهد. ۴- cut۱، cut۲ و cut۳ تخمین نقاط برش می‌باشند ۵- آماره‌ی آکائیک (AIC) اشاره به معیار اطلاعات آکائیک دارد.

به‌منظور بررسی و آزمون این فرضیه که سطح پایداری تورم به تورم دوره‌ی قبل بستگی دارد، در اینجا، مدل‌های پویا با در نظر گرفتن وقفه‌های متغیر وابسته برآورد شده‌اند. در هر سه تصریح، وقفه‌های تورم معنادار می‌باشند. علاوه بر آن، برای هر سه مدل، برابری ضرایب متغیرهای وابسته باوقفه، با استفاده از آزمون والد بررسی شده است. در تمامی موارد، احتمال آزمون والد، فرضیه‌ی صفر را در سطح معناداری بالا رد می‌کند. این موضوع نشان می‌دهد که سطح پایداری تورم، ثابت نیست و بستگی به سطح تورم دوره‌ی قبل دارد. همچنین، مطابق با انتظارات نظری، رابطه‌ی میان تورم و بیکاری در هر سه مدل، منفی و معنادار بوده و با لحاظ کردن فقدان مشاهده‌ی ناهمگنی و شرایط اولیه، اثر آن در حال افزایش است، به بیان دیگر، اثر منفی متغیر نرخ بیکاری بر تورم دوره‌ی جاری در مدل‌هایی که اثرات مقطعی را لحاظ می‌کنند، بیش‌تر است. همچنین متغیر نرخ رشد درآمدهای نفتی در هر سه مدل دارای ارتباط مثبت و معنادار با تورم می‌باشد.

در جدول (۳) به منظور بررسی معناداری غیرخطی بودن تورم با استفاده از سه رویکرد OLS، اثرات ثابت و آرلانو و باند، برآوردی از یک مدل پویا که در آن، نرخ تورم جاری تابعی از نرخ تورم دوره‌ی قبل، نرخ بیکاری و رشد درآمدهای نفتی است، انجام می‌شود[۱]. در تصریحات فوق، پایداری تورم توسط ضریب متغیر وابسته باوقفه، یعنی ضریب اثرگذاری تورم دوره‌ی قبل، اندازه‌گیری می‌شود. از نظر معیارهای انتخاب مدل (آماره‌ی حداکثر درست‌نمایی و معیار آکائیک)، مدل‌های غیرخطی عملکرد بسیار بهتری دارند، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که پایداری تورم، غیرخطی است، یا تورم به‌صورت غیرخطی پایدار است. تمام ضرایب در سه مدل فوق، علامت انتظاری درستی دارند و از نظر آماری معنادار هستند، بدان معنا که، تورم دوره‌ی قبل در هر سه مدل، اثر معنادار و مثبت بر تورم دوره‌ی جاری دارد. متغیر نرخ بیکاری مطابق نظریه‌ی منحنی فیلیپس در هر سه مدل تأثیر معنادار منفی بر سطح تورم جاری دارد. متغیر نرخ رشد درآمدهای نفتی نیز مطابق با انتظارات تئوریک، دارای ارتباط مثبت و معناداری با تورم است. سطح پایداری تورم در هر سه مدل، بالا بوده و از مدل‌های غیرخطی بیش‌تر می‌باشد. باید به این نکته توجه داشت که مدل‌های غیرخطی، احتمال تعلق به‌یک رژیم تورمی را بررسی

---

۱. تخمین مدل‌های فوق در نرم‌افزار استاتا انجام شده است.

می‌کنند، درحالی‌که مدل‌های خطی، سطح متغیر تورم را پیگیری می‌کنند. در روش OLS، سطح پایداری یعنی ضریب اثرگذاری تورم دوره‌ی قبل بر تورم دوره‌ی جاری، ۰/۷۲۷ است که از سطح پایداری مدل اثرات ثابت (۰/۶۵۵) بیش‌تر است. این نتیجه نشان می‌دهد، توضیح ناهمگنی کشوری از اهمیت زیادی برخوردار است. در حقیقت، لحاظ کردن اثرات مقطعی، از پایداری تورم می‌کاهد. در مدل سوم (آرلانو- باند) که شرایط اولیه را مدنظر قرار می‌دهد، اثر تورم دوره‌ی قبل، از مدل اول و دوم کوچک‌تر است (۰/۵۹). بنابراین، لحاظ کردن شرایط اولیه از پایداری تورم می‌کاهد.

جدول ۳. برآورد مدل‌های خطی پویای تورم

مدل / متغیر	(۱)	(۲)	(۳)
	روش OLS	مدل اثرات ثابت	مدل پانل دیتای پویای آرلانو باند
	NT = ۱۵۶	NT = ۱۵۶	NT = ۱۵۶
تورم دوره‌ی قبل	۰/۷۲۷ (۰/۰۰۰)	۰/۶۵۵ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹ (۰/۰۰۰)
نرخ بیکاری	-۰/۱۵۸ (۰/۰۵)	-۰/۳۰۲ (۰/۰۴)	-۰/۷۰۶ (۰/۰۲۸)
رشد درآمدهای نفتی	۰/۲ (۰/۰۰)	۰/۳۱ (۰/۰۰)	۰/۲۵ (۰/۰۰)
عبارت ثابت	۱/۲۲ (۰/۰۹)	۰/۷۶۴ (۰/۰۸)	۲/۱۲ (۰/۰۴)
آماره‌ی حداکثر درست‌نمایی	-۴۸۵/۷۱۹۳	-۴۷۴/۷۱۲۳	-۴۶۸۷/۸۳۴۵
آماره‌ی AIC	۹۷۷/۴۳۸۷	۹۵۵/۴۲۴۷	۹۳۱/۳۴۲

منبع: محاسبه‌های تحقیق

نکات: ۱- جدول فوق، ضرایب مربوط به مدل‌های خطی پویا را گزارش می‌کند. ۲- مقادیر داخل پرانتز، احتمال مربوط به ضرایب را نشان می‌دهند.

به‌منظور مقایسه‌ی پایداری خطی تورم با مدل غیرخطی پایداری تورم، با استفاده از آماره‌ی والد، برابری اثرات نهایی مدل‌های رتبه‌ای (جدول ۲) با مدل‌های خطی (جدول

۳)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. برآورد پایداری تورم به همراه آماره‌های آزمون برابری مدل‌های خطی و رتبه‌ای در جدول (۴)، به نمایش درآمده است.

جدول ۴. پایداری تورم و آزمون‌های برابری پایداری تورم بین مدل‌های خطی و غیرخطی

	درجه‌ی پایداری مدل	$P(\pi_t=۱\|\pi_{t-۱}=۱)-P(\pi_t=۱\|\pi_{t-۱}=۳)$	$P(\pi_t=۲\|\pi_{t-۱}=۲)-P(\pi_t=۲\|\pi_{t-۱}=۳)$	$P(\pi_t=۴\|\pi_{t-۱}=۴)-P(\pi_t=۴\|\pi_{t-۱}=۳)$
مدل‌های رتبه‌ای	مدل Pool (۱)	۲/۰۸	۱۴/۶۷	۵/۳۴
	پانل رتبه‌ای پروبیت (۲)	۱/۶۴	۱۸/۲۵	۳/۶۷
	پانل رتبه‌ای پروبیت (وول‌دریج (۲۰۰۵)) (۳)	۱/۰۶	۱۳/۷۸	۲/۳۲
مدل‌های خطی	OLS (۴)	-	۰/۷۲۷	-
	اثرات ثابت (۵)	-	۰/۶۵۵	-
	آرلاندو باند (۶)	-	۰/۵۹	-

نوع آزمون	آماره‌ی χ^2	احتمال	آماره‌ی χ^2	احتمال	آماره‌ی χ^2	احتمال
$H_0:[۱]=[۴]$	۴۵۱/۴۲	(۰/۰۰)	۴۰۲/۶۳	(۰/۰۰)	۴۲۱/۳۴	(۰/۰۰)
$H_0:[۲]=[۵]$	۳۴۱/۲۵	(۰/۰۰)	۳۰۱/۳۴	(۰/۰۰)	۳۲۴/۲۳	(۰/۰۰)
$H_0:[۳]=[۶]$	۲۵۶/۵۱	(۰/۰۰)	۲۱۱/۲۳	(۰/۰۰)	۲۴۲/۲۶	(۰/۰۰)

منبع: محاسبه‌های تحقیق

نکته: جدول فوق معیارهای پایداری تورم مربوط به مدل‌های خطی (جدول ۳) و مدل‌های رتبه‌ای پویا (جدول ۲) را گزارش می‌کند. همه معیارهای پایداری تورم در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشند.

همانگونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، در تمامی تصریحات، پایداری تورم برآورد شده مثبت بوده و از نظر آماری معنادار می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که سطح جاری تورم بر سطح آتی تورم اثرگذار است، لذا می‌توان بیان کرد که در کشورهای مورد مطالعه، تورم پدیده‌ای گذشته‌نگر است. همچنین، پایداری تورم در مدل‌های خطی نسبت به مدل‌های رتبه‌ای، بالاتر است.

به‌طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که سطح پایداری تورم، به مقدار دوره‌ی قبل آن وابسته است. همچنین، نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که پایداری تورم در مدل‌های غیرخطی با مدل‌های خطی متناظر با آن برابر نیست، زیرا فرضیه‌ی صفر آزمون والد مبنی بر برابری اثرات نهایی مدل‌های رتبه‌ای با ضرایب مدل‌های خطی رد می‌شود. به‌منظور بررسی ارتباط بین سطح جاری و پیشین تورم، در جدول (۵)، احتمالات گذار تورم طبق معادله‌ی (۵) به شکل ماتریسی نشان داده شده است.

جدول ۵. احتمالات گذار تورم

تورم	$INF < ۰$	$۰ \leq INF < ۵$	$۵ \leq INF < ۱۰$	$۱۰ \leq INF$
$INF < ۰$	۱۳/۵۳	۹/۰۸	۴۲/۳۱	۳۵/۰۸
$۰ \leq INF < ۵$	۳/۱۷	۴۶/۰۳	۱۱/۱۲	۳۹/۶۸
$۵ \leq INF < ۱۰$	۱۲/۴۷	۳۲/۲۵	۲۴	۳۱/۲۸
$۱۰ \leq INF$	۱۶/۵۲	۳۴/۳	۱۶/۱۲	۳۳/۰۶

منبع: محاسبه‌های تحقیق

نکته: جدول فوق، احتمالات شرطی مربوط به نتایج ستون (۳) در جدول (۲) را براساس معادله‌ی ۵ نشان می‌دهد.

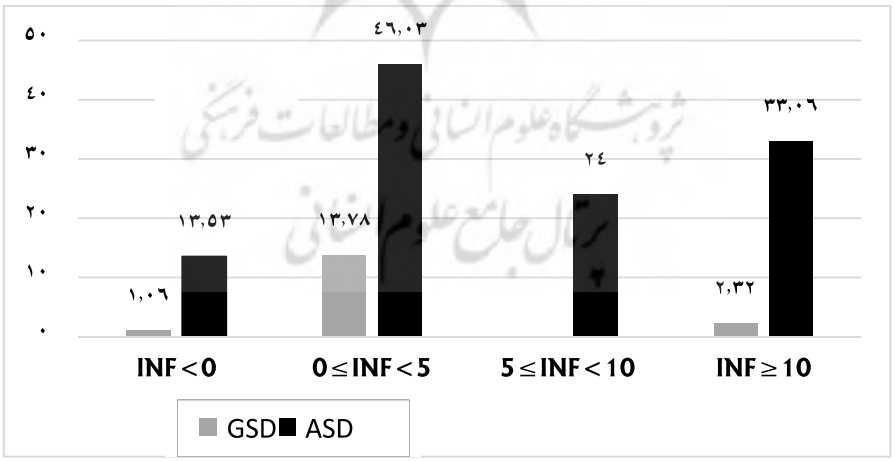
در جدول (۵)، به‌منظور فهم ارتباط میان سطح جاری و پیشین تورم، احتمالات گذار تورم طبق معادله‌ی (۵) به شکل ماتریسی نشان داده شده است. عناصر روی قطر، بالای قطر و پایین قطر فرعی، به ترتیب متناظر با احتمال ثبات یک وضعیت تورمی مشابه (ASD)، یک سطح تورمی بالاتر و یک سطح تورمی پایین‌ترند، بدان معناکه، عناصر روی قطر اصلی ماتریس ارائه شده در جدول (۵) بیان‌کننده‌ی ماندگاری در رژیم‌های تورم چهارگانه است. بر این اساس، احتمال ماندگاری رژیم تورم منفی، ۱۳/۵۳ درصد، احتمال ماندگاری رژیم تورم صفر تا پنج درصد برابر با ۴۶/۰۳ درصد، شانس ماندگاری رژیم تورمی بین پنج تا ده درصد برابر با ۲۴ درصد و احتمال ماندن در رژیم تورم بالای ده درصد برابر با ۳۳/۰۶ درصد برآورد شده است. ازاین‌رو، طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه در کشورهای منتخب نفتی، احتمال ثبات وقوع نرخ تورم بین صفر تا پنج درصد، بیش‌تر از سایر رژیم‌های تورمی مورد مطالعه می‌باشد.

به بیانی دیگر، همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند تمایل تورم به ماندن در نزدیکی مبدأ آن بیش‌تر است. با این حال، درجه‌ی پایداری تورم، متغیر بوده و به وقفه‌ی تورم

بستگی دارد. به‌عنوان مثال وقتی‌که تورم، نزدیک به نرخ تورم هدف قرار می‌گیرد (نزدیک به ۸ درصد)، احتمال اینکه در این منطقه باقی بماند، ۲۴٪ است. وقتی‌که قیمت‌ها در منطقه تورمی بالا باشند، احتمال پایداری تورم به ۳۳/۰۶٪ افزایش می‌یابد. در ارتباط با رژیم‌های تورمی پایین، احتمال پایداری تورم به ۴۶/۰۳٪ در رژیم تورمی دوم و ۱۳/۵۳٪ در رژیم تورمی اول می‌رسد. در تمامی رژیم‌ها، ناهمگنی قابل ملاحظه‌ای در درجه‌ی پایداری تورم وجود دارد که به معنی واکنش کوتاه‌مدت تورم نسبت به وقفه خودش است.

همان‌گونه که در جدول (۴) نیز نشان داده شده است، احتمال بروز جهش‌های بزرگ تورم، پایین است. علاوه بر این، برآورد احتمالات گذاری که زیر قطر فرعی قرار می‌گیرند، کمتر از برآورد عناصر بالای قطر می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد احتمال حرکت تورم به سمت سطوح بالاتر، بیش‌تر از احتمال حرکت تورم به سمت سطوح پایین‌تر است. به نظر می‌رسد که هرچه شکاف میان نرخ تورم واقعی و نرخ تورم هدف، بزرگ‌تر باشد، میل تورم به تصحیح خودش و حرکت به سمت سطح مطلوب تورم، بیش‌تر باشد.

از آنجا که ممکن است بخشی از پایداری تورم، به دلیل مشاهده‌یا عدم مشاهده ناهمگنی باشد، در نمودار (۱) مقادیر ASD و GSD، به ترتیب با توجه به معادلات (۵) و (۶) به تصویر کشیده شده است. نتایج نشان می‌دهند که پایداری تورم در رژیم دوم، تحت تأثیر اثرات GSD قرار دارد.



نمودار ۱. وابستگی وضعیت تورمی کل (ASD) و وابستگی وضعیت تورمی واقعی (GSD)

یافته‌های فوق، دلالت‌های مهمی در ارتباط با واکنش‌های سیاستی نسبت به تغییر و تحولات قیمتی دارند. در مرحله‌ی اول باید از تورم‌های بسیار بالا اجتناب شود. در مرحله‌ی دوم، هدف‌گذاری تورم می‌بایست بر اساس سیاست‌های ساختاری کشورها انجام پذیرد و خصوصیات مربوط به ناهمگنی کشورها باید لحاظ شود. افزون براین، اندازه‌ی قابل ملاحظه GSD در رژیم دوم تورمی نشان می‌دهد سیاست‌های کوتاه‌مدت اقتصادی برای تثبیت تورم، اثرات بلندمدتی خواهند داشت.

این نتایج به همراه برازش بهتر مدل‌های رتبه‌ای و همچنین در نظر گرفتن این واقعیت که ضرایب باوقفه‌ی متغیر وابسته در مدل‌های رتبه‌ای از نظر آماری با یکدیگر تفاوت دارند، نشان از آن دارد که پایداری تورم، غیرخطی است.

۴- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله، رابطه‌ی غیرخطی بین تورم جاری و تورم دوره‌ی قبل، مدل‌سازی شده است. برای این منظور چهار رژیم تورمی، تشکیل شده و احتمالات گذار بین این رژیم‌ها مورد بررسی قرار گرفته و درنهایت، مدل غیرخطی با استفاده از مدل اثرات تصادفی پویای رتبه‌ای و با در نظر گرفتن ناهمگنی مشاهدات و شرایط اولیه تخمین زده شده است. همچنین، مجموعه‌ای از آزمون‌ها از جمله پایداری تورم غیرخطی در برابر خطی، به منظور سنجش اعتبار و روایی مدل انجام گرفته است که تمامی آزمون‌ها دلالت بر پایداری غیرخطی تورم داشته‌اند.

مهم‌ترین نتایج مطالعه عبارت‌اند از: ۱- سطح جاری تورم بر سطح آتی تورم اثرگذار است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که در کشورهای مورد مطالعه، تورم پدیده‌ای گذشته نگر است. ۲- احتمال و ثبات وقوع نرخ تورم بین صفر تا پنج درصد بیش‌تر از سایر رژیم‌های تورمی مورد مطالعه است. ۳- دوره‌های تورم منفی، امکان‌پذیرند، ولی احتمال وقوع بالایی ندارند. ۴- پایداری تورم، همگام با افزایش نرخ تورم و حرکت به سوی نرخ تورم هدف افزایش می‌یابد و ۵- توضیح ناهمگنی کشوری از اهمیت زیادی برخوردار است، طوری‌که، در نظر گرفتن اثرات مقطعی از پایداری تورم می‌کاهد. از منظر سیاست پولی، کشورهای یادشده باید نسبت به تعدیل ابزارهای سیاستی‌شان در واکنش به تحولات اقتصادی نامطلوب، هوشیار باشند.

منابع

۱. جعفری صمیمی، احمد، و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های نیمه‌پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران، *فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۳): ۱۵-۳۰.

۲. طهرانچیان، امیرمنصور، جعفری صمیمی، احمد، و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA، *پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی*، ۳ (۱۱): ۱۹-۲۸.

۳. گلستانی، شهرام، و شهروان، بهنام (۱۳۹۲). بررسی پایداری تورم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت‌کننده به میانگین، *پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان*، ۸(۱۵): ۱۰۹-۱۳۲.

4. Aguiar, A., & Martins, M. M. F. (2005). *Testing the significance and the non-linearity of the Phillips trade-off in the euro area*, *Empir. Econ*. 30: 665–691.
5. Altissimo, F., Ehrmann, M., & Smets, F. (2006*). Inflation Persistence and Price-setting Behavior in the Euro Area: A Summary of the IPN Evidence*. *Occasional Papers Series*, No. 46 European Central Bank.
6. Arulampalam,W. (1999). *Practitioner's corner: a note on estimated coefficients in random effects probit models*. *Oxf. Bull. Econ. Stat*. 61: 597–602.
7. Arulampalam, W., & Stewart, M. B. (2009). *Simplified implementation of the Heckman estimator of the dynamic probit model and a comparison with alternative estimators*. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 71: 659–681.
8. Baghi, M., Cahn, C., & Fraisse, H. (2007). *Is the inflation-output nexus asymmetric in the euro area? Econ. Lett*. 94: 1–6.
9. Baillie, R., Chung, C., & Tieslau, M. (1996). *Analyzing Inflation by the fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model*, *Journal of Applied Econometrics*, 11: 23-40.
10. Balcilar, M. (2004). *Persistence in inflation: Does aggregation cause long memory? Emerging markets finance and trade*, 40(2): 25-56.
11. Barnes, M., & Olivei, G. (2003). *Inside and outside bounds: threshold estimates of the Phillips curve*, Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*: 3–18.
12. Benati, L. (2008). *Investigating inflation persistence across monetary regimes*, *Quarterly Journal of Economics*, 123: 1005–1060.
13. Bordo, M., Filardo, A. (2005). *Deflation in historical perspective, BIS Working Papers*, No 186.

14. Chauvet, M., & Kim, I. (2010). *Micro foundations of inflation persistence in the New Keynesian Phillips Curve*, *MPRA paper 2310, University library of Munich*, Germany.
15. Christiano, L., Eichenbaum, M., Evans, C. (2005). *Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy*, *J. Polit. Econ*. 113 (1): 1–45.
16. Conrad, C., & Eife, T. (2012). *Explaining inflation-gap persistence by a time-varying Taylor rule*, Journal *of Macroeconomics*, 34: 419–428.
17. Dixon, H., Kara, E. (2006). *Understanding Inflation Persistence: A Comparison of Different Models*. ECB, *Working Paper Series*, NO 672, September.
18. Fuhrer, J. (2011). *Inflation persistence*. In: Friedman, B. M., Woodford, M. (Eds.). *Handbook of Monetary Economics*, volume 3A. Elsevier.
19. Fuhrer, J., & Moore, G. (1995*). Inflation persistence*. *Quart. J. Econ*. 110 (1): 127–159.
20. Gadea, M., & Mayoral, L. (2005). *The persistence of inflation in OECD Countries: A fractionally integrated approach*. *International Journal of Central Banking*, 2(1): 51-104.
21. Gali, J., & Gertler, M. (1999). *Inflation dynamics: a structural econometric analysis. J. Monet. Econ*. 44 :194-122.
22. Gerlach, S., & Tillmann, P. (2012). *Inflation targeting and inflation persistence in Asia–Pacific*. *Journal of Asian Economics*, 23: 360-373.
23. Geronikolaou, G., Spyromitros, E., & Tsintzos, P. (2016). *Inflation persistence: The path of labor market structural reforms*. *Economic Modelling*, 58: 317–322.
24. Heckman, J. J. (1981a). *Heterogeneity and state dependence*. In: Rosen, S. (Ed*.). Studies in Labor Markets*. Chicago Press, Chicago, IL.
25. Hall, R. (1999). *Comment on rethinking the role of the NAIRU in monetary policy: Implications of model formulation and uncertainty*. *Working paper*.
26. Hassler, U., & Scheithauer, J. (2011). *Detecting changes from short to long memory*, *statistical paper*. Springer, 52(4): 847-870.
27. Heckman, J. J. (1981b). *The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time - discrete data stochastic process*. In: Manski, C. F., McFadden, D. (Eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Application*. MIT Press, Cambridge.
28. Kim, C. J., & Nelson, C. R., & Piger, J. (2004). *The less-volatile U. S. economy: A Bayesian investigation of timing, breadth, and potential explanations*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(1): 80-93.

29. Laxton, D., Rose, D., & Tambakis, D. N. (1999). *The US Phillips curve: the case for asymmetry*. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 23: 1459–1485.
30. Musso, A., Stracca, L., & van Dijk, D. (2009). *Instability and nonlinearity in the euro area Phillips curve*. Int. *J. Cent. Bank*. 5 (5): 181–212.
31. Neyman, J., & Scott, E. L. (1948). *Consistent estimates based on partially consistent observations*. *Econometrica*, 16: 1–32.
32. Orme, C. D. (1996). *The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models*, *Discussion Paper Series* No 9633, The University of Manchester.
33. Peach, R., Rich, R., & Cororaton, A. (2011). *How does slack influence inflation?* Federal Reserve Bank of New York, Current Economic Issues in Economics and Finance. vol. 17 (No. 3)
34. Pivetta, F., & Reis, R. (2004). *The persistence of inflation in the United States*. Mimeo, Harvard University.
35. Rhee, H., & Turdaliev, N. (2012). *optimal monetary policy in a small open economy with inflation and output persistence*. *Economic Modelling*, 29: 2533–2542.
36. Sbordone, A. (2007). *Inflation Persistence: Alternative Interpretations and Policy Implications*. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 286, May.
37. Stata Corp. (2013). *Stata Statistical Software: Release 13. 0. Stata Corporation*, College Station, TX.
38. Tillmann, P. (2012). *Has Inflation persistence changed under EMU? German Economic Review*, 13(1): 86-102.
39. Woodford, M. (2007). *Interpreting inflation persistence: comments on the conference on quantitative evidence on price determination*. *J. Money, Credit, Bank*. 39 (1): 203–210 (Supplement to).
40. Wooldridge, J. M. (2005). *Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity*. *J. Appl. Econ*. 20: 39–54.
41. Zhang, C. (2011). *Inflation persistence, inflation expectations, and monetary policy in China*. *Economic Modelling*, 28: 622–629.