University of Sistan and Baluchestan

Stable Economy and Sustainable Development

Online ISSN: 2783 - 1426

Iranian Scientific Social Welfare Association

Comparative Comparison of Factors Affecting Inflation in OPEC and G7 Countries: A Hybrid New Keynesian Phillips Curve Approach

Mohammad Hassan Fotros[1], Yaghoub Fatemi Zardan[2], Sara Mohtashami[3]

1. Professor of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: Fotros@basu.ac.ir
2. Corresponding Author, Faculty if Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.. Email: yaghobfatemi0@gmail.com
3. Faculty if Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: sara.mohtashami92@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 18 Sept. 2020
Accepted: 16 June 2021

Keywords:
Inflation,
Output Gap,
Bayesian Panelvar Model,
Hybrid New Keynesian Phillips Curve (HNKPC).

ABSTRACT

This study attempts to extract the new Keynesian Phillips curve for OPEC and G7 countries and compare the factors influencing inflation between the two groups. The study covers the period of 1995-2017 and the econometrics method used to estimate the model is the Bayesian Panelvar. The results showed that the effect of expected prices on inflation for the OPEC and G7 countries in the first period is positive. But, this effect disappears for OPEC countries after a while. But in the G7 countries, not only does it not disappear, but for some countries it becomes more (Japan) and for some it becomes negative (France).The expected price effect has a more lasting effect on inflation in G7 countries.Also, the output gap has a similar effect on inflation in all OPEC countries, and in the first periods it has a negative effect on inflation, and after a while this effect disappears completely. However, this variable has a positive effect on inflation in almost all countries in the G7 countries in the first period. But, gradually, the effect of this variable on inflation in some countries is increasing (Japan and Germany) and some negative (France, Canada, USA and Italy).The effect of the previous period's inflation on the inflation of OPEC and G7 countries is quite similar. Also, the results showed that the citizens of the G7 countries pay more attention to the expected price in forecasting inflation than the OPEC group, and the people of the OPEC member countries consider the inflation of the previous period more.

Cite this article: Fotros, M. H., Fatemi Zardan, Y., & Mohtashami, S. (2021). Comparative Comparison of Factors Affecting Inflation in OPEC and G7 Countries: A Hybrid New Keynesian Phillips Curve Approach. *Stable Economy and Sustainable Development*, 2 (1), 30-65. DOI: 10.22111/sedj.2021.35339.1101

© The Author(s).
Publisher: University of Sistan and Baluchestan
DOI: 10.22111/sedj.2021.35339.1101

اقتصاد باثبات و توسعه پایدار
شاپا الکترونیکی: ۱۴۲۶ - ۲۷۸۳
دانشگاه سیستان و بلوچستان
انجمن علمی رفاه اجتماعی ایران

مقایسه تطبیقی عوامل مؤثر بر تورم در کشورهای گروه۷ و اوپک: رویکرد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید

محمدحسن فطرس[۱]، یعقوب فاطمی زردان[۲]، سارا محتشمی[۳]

۱. استاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران، رایانامه: fotros@basu.ac.ir
۲. نویسندهٔ مسئول،دکتری تخصصی دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی،دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران، رایانامه: yaghobfatemi0@gmail.com
۳. دکتری تخصصی دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران، رایانامه: sara.mohtashami92@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۳۹۹/۵/۲۰
تاریخ پذیرش : ۱۴۰۰/۳/۲۸

واژه‌های کلیدی:
تورم،
شکاف تولید،
مدل پنل‌ور بیزی
منحنی فیلیپس هایبریدی
کینزین جدید.

چکیده

این پژوهش، منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید را برای کشورهای اوپک و گروه۷، تحلیل و عوامل موثر بر تورم را بررسی می‌کند. بازه زمانی پژوهش، دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۵ می‌باشد و برای تخمین داده‌ها، از روش پنل‌وربیزی (Bayesian Panelvar) در نرم‌افزار Matlab استفاده شده است. نتایج حاکیست که شکاف تولید، تورم دوره‌های گذشته و تورم انتظاری بر تورم هر دو گروه از کشورها تأثیر دارند. اثر تورم‌انتظاری بر تورم برای کشورهای اوپک و گروه۷ در دوره‌های اول مثبت است. اما، این اثر برای کشورهای اوپک پس از مدتی بین می‌رود. ولی در کشورهای گروه۷ نه تنها از بین نمی‌رود، بلکه برای برخی بیشتر(ژاپن) و برای برخی منفی (فرانسه) هم می‌شود و ماندگاری بیشتری بر این کشورها دارد. همچنین، اثر شکاف تولید برای همه کشورهای اوپک مشابه هست و در دوره‌های اول اثر منفی بر تورم دارد و پس از مدتی به طور کامل اثر آن از بین می‌رود. اما این متغیر در کشورهای گروه۷ در دوره‌های اول تقریباً بر تورم تمامی این کشورها اثر مثبت دارد. اما به تدریج اثر این متغیر برای برخی کشورها افزایشی (ژاپن و آلمان) و برخی منفی (فرانسه، کانادا، آمریکا و ایتالیا) می‌شود. اثر تورم دوره گذشته بر تورم کشورهای عضو اوپک و گروه۷ کاملاً مشابه هست. به طوری که در دوره‌های اولیه اثر منفی دارد و به تدریج این اثر از بین می‌رود. بنابراین، این مدل برای همه کشورها مورد تأیید نیست. همچنین، نتایج نشان داد که مردم در کشورهای گروه۷ نسبت به گروه اوپک بیشتر به قیمت انتظاری در پیش‌بینی تورم توجه دارند و افراد کشورهای عضو اوپک بیشتر تورم دوره گذشته را مدنظر قرار می‌دهند.

استناد: فطرس، محمدحسن؛ فاطمی‌زردان، یعقوب؛ و محتشمی، سارا (۱۴۰۰). مقایسه تطبیقی عوامل مؤثر بر تورم در کشورهای گروه ۷ و اوپک: رویکرد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید. *اقتصاد باثبات و توسعه پایدار*، ۲ (۱)، ۳۰-۶۵. DOI: 10.22111/sedj.2021.35339.1101

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

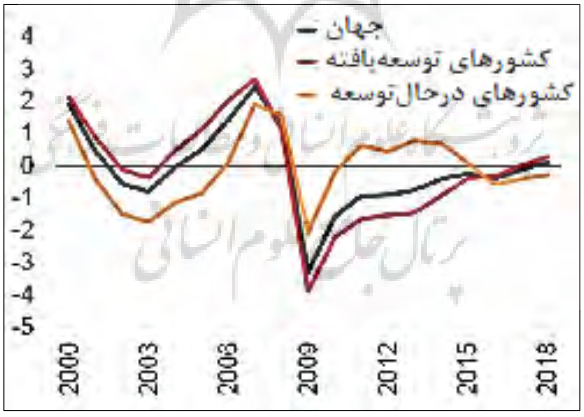
حق‌مؤلف © نویسندگان.
CC BY NC

۱. مقدمه

تورم یکی از شاخص‌های مهم و اثرگذار بر اقتصاد محسوب می‌شود که مقدار بالای آن می‌تواند آسیب‌های جبران‌ناپذیری را بر بدنه اقتصاد کشور وارد نماید. رابطه بین فعالیت واقعی اقتصادی و نرخ تورم یکی از موضوعات بحث‌برانگیز در زمینه اقتصاد کلان در حوزه‌های تجربی و نظری می‌باشد. از جمله معضلاتی که کشورهای درحال‌توسعه با آن دست و پنجه نرم می‌کنند و از عوامل ایجاد کننده تورم می‌باشد، تفاوت بین مقدار کالایی که می‌توانند به صورت بالقوه تولید کنند با مقدار کالایی که در واقعیت تولید می‌کنند، می‌باشد که در علم اقتصاد به شکاف تولید معروف است. شکاف تولید از جمله عواملی است که از نظر کینزین جدید باعث ایجاد تورم می‌گردد. بنابراین کشورها باید برای حل این چالش، ابتدا ارتباط بین شکاف تولید و تورم را شناسایی و درک کنند تا با توجه به شرایط و موقعیت مختلف، اقدام متناسب را در جهت کنترل آن انجام دهند.

از مدل‌هایی که رابطه بین فعالیت واقعی اقتصاد و نرخ تورم را توصیف می‌کند، منحنی فیلیپس است که برای نخستین بار توسط فیلیپس(۱۹۵۸) معرفی شده است و سپس توسط ساموئلسون و سولو(۱۹۶۰) بسط داده شد(افشاری و بیات، ۱۳۹۳). بر اساس منحنی فیلیپس سیاست‌گذاران قادر به کاهش نرخ بیکاری می‌باشند، اگر چه در این حالت تورم افزایش خواهد یافت. بنابراین، از نظر کینزی‌ها امکان بکارگیری سیاست‌های پولی و مالی برای دستیابی به بیکاری مطلوب وجود دارد. اما اقتصاددانان پیرو مکتب کلاسیک جدید از الگوی تعدیل سریع دستمزدها و قیمت‌ها حمایت کرده و معتقدند که تعدیل سریع دستمزدها و قیمت‌ها تا جایی ادامه پیدا می‌کند که بازار به تعادل برسد. با وجود انتقاد صاحب‌نظران مکتب کلاسیک جدید، مبنی بر اینکه در چارچوب اقتصاد کلان کینزی جنبه‌های خرد اقتصاد و انتظارات لحاظ نشده است؛ منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید، بر پایه پویایی‌های تورم و نیز اثرگذاری سیاست‌های پولی پایه‌ریزی شد (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۶). نقطه شروع ادبیات کینزین جدید در ابتد مربوط به تحقیق در جهت ارائه مدل‌های متقاعدکننده برای تبیین چسبندگی دستمزد و قیمت برمبنای رفتار بهینه‌سازی و انتظارت عقلایی بوده است. در حقیقت اقتصاد کینزین‌های جدید در واکنش به بحران تئوریکی اقتصاد کینزی توسعه‌یافته است. تفاوت اساسی بین مدل کلاسیک‌های جدید و کینزین‌های جدید ناشی از توجه به چگونگی تعیین قیمت است. مدل‌های کلاسیکی جدید بر کارگزارن قیمت پذیر تأکید دارند، اما مدل‌های کینزی بنگاه‌های انحصاری قیمت‌گذار و نه کاملاً رقابتی را، در نظر می‌گیرند. اقتصاددانان کینزی جدید وارد یک دنیای تئوریکی جدیدی می‌شوند که مشخصه‌های آن عبارتند از رقابت ناقص، بازارهای ناقص، نیروی‌کار ناهمگن، اطلاعات نامتقارن و کارگزارنی که که غالباً علاقه‌مند به انصاف هستند. اگر به این دنیای کلان واقعی از منظر کینزین‌های جدید توجه

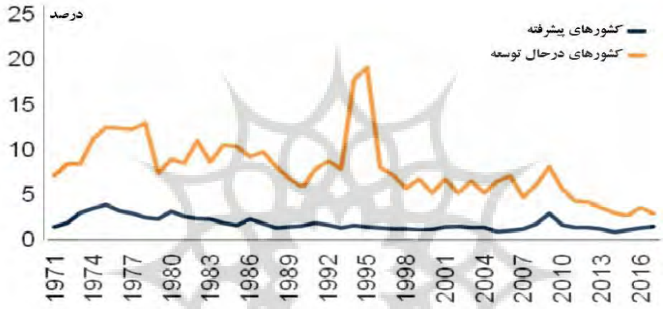
شود، ویژگی آن شکست هماهنگی است (رحمانی و امیری،۱۳۹۱). با توجه به اینکه در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته مسائلی مربوط به میزان و یا شدت شکست هماهنگی، رقابت ناکامل، بازارهای ناقص، اطلاعات نامتقارن و ناهمگنی در نیروی‌کار با یکدیگر تفاوت دارد؛ باعث می‌شود شکاف تولید در این گروه از کشورها نیز با یکدیگر تمایز چشم‌گیری داشته باشد. براساس آمار بانک جهانی، با کاهش رشد اقتصاد جهانی در اوایل دهه ۲۰۰۰ میلادی، شکاف تولید بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، افزایش پیدا کرد. به طوری که، از سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۳ اختلاف شکاف تولید بین کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته، از مقدار کمتر از یک درصد به میزان ۲ درصد رسید. اما پس از بهبود نسبی رشد اقتصادی در سال‌های ۲۰۰۳ تا اوایل سال ۲۰۰۷ اقتصاد جهانی با رشد مثبتی مواجه گردید و تفاوت در شکاف تولید رو به کاهش بود. به صورتی که، برای سال ۲۰۰۷ به کمتر از ۰,۵ درصد و سال ۲۰۰۸ تقریباً به مقدار یکسانی رسید. اما، وقوع بحران سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۹ علاوه بر کاهش رشد جهانی، باعث افزایش شکاف تولید در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته گردید. به طوری که، بیشترین مقدار تفاوت شکاف تولید بین این دو دسته از کشورها، برای سال ۲۰۱۱ نزدیک به ۳ درصد رسید. این تفاوت‌ها تا سال‌های ۲۰۱۵ ادامه داشته است تا اینکه در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۷ این تفاوت به حداقل میزان نسبت به ۲۰ سال گذشته خود رسید. در نمودار ۱ تفاوت و روند شکاف تولید برای کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته قابل‌مشاهده است.



نمودار ۱. درصد شکاف تولید بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

Source: World Bank

در نظریه هایبریدی کینزین جدید، شکاف تولید یکی از عوامل اثرگذار بر تورم می‌باشد. با توجه به تفاوت شکاف تولید بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، تورم نیز در بین کشورهای موردنظر دارای تفاوت چشم‌گیری خواهد بود. براساس نمودار ۲ که میانگین نرخ تورم را بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌دهد، می‌توان این نکته را دریافت که در طول زمان کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، غالباً دارای تورم بیشتری را داشته‌اند و این اختلاف برای سال‌های ۷۷-۱۹۷۴، ۸۷-۱۹۸۲، ۹۵-۱۹۹۳ و ۰۹-۲۰۰۸ نسبت به سایر سال‌ها بیشتر بوده است.



نمودار ۲. میانگین نرخ تورم بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته

Source: http://www.worldbank.org/inflation

براین اساس، هدف این پژوهش بررسی منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید[1] بر اساس شکاف تولید در کشورهای عضو اوپک(شامل تعدادی کشورهای درحال‌توسعه) و گروه۷(شامل هفت کشور توسعه‌یافته)؛ برای سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۵ از طریق مدل پنل‌ور بیزی است. منحنی فیلیپس هایبریدی به عنوان نوع خاصی از منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید به بررسی رابطهٔ نرخ تورم جاری با نرخ تورم انتظاری، تورم با وقفه و شکاف تولید می‌پردازد. از آنجا که مطالعات قبلی فقط به بررسی تورم یک کشور و یا تعدادی ازکشورهای منتخب بدون درنظر گرفتن سطح توسعه آن‌ها پرداخته‌اند؛ بنابراین تاکنون پژوهشی در زمینه مقایسه و بررسی عوامل اثرگذار بر تورم(با توجه به سطح توسعه کشورها) برای دو گروه از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته انجام نشده است. لذا، مقایسه تورم از دیدگاه کینزین جدید برای این دو گروه از کشورها، کاملاً جدید و جنبه نوآوری پژوهش می‌باشد. همچنین، پژوهش‌های پیشین صرفا اقدام به تخمین مدل و برآورد ضرایب کرده‌اند؛ اما، این پژوهش

[1]. Hybrid New Keynesian Phillips Curve (HNKPC)

علاوه بر بررسی نحوه اثرگذاری متغیرها بر تورم، درصدد اینست که اثر تورم دوره گذشته و تورم انتظاری را بر تورم حال مقایسه نماید، تا بدین طریق، گذشته‌نگری و یا آینده‌نگری افراد را در پیش‌بینی تورم، برای هر یک از دو گروه از کشورها ارزیابی کند. علاوه بر این، در مطالعات قبلی، اغلب از مدل‌های سنجی استفاده شده که هیچ‌گونه پویایی در مدل وجود نداشته و شرایط متقابل کشورها را نسبت به یکدیگر در نظر نگرفته‌اند. اما در این پژوهش از مدل پنل‌ور بیزی استفاده می‌شود، که در آن نااطمینانی و پویایی‌ها را نیز لحاظ می‌کند و اثرات متقابل سایر کشورها به صورت یک ماتریس در مدل در نظر می‌گیرد، که در ادامه بیشتر به این موضوع پرداخته می‌شود. بنابراین، پژوهش از حیث مدل نیز دارای نوآوری می‌باشد. همچنین، علت انتخاب این دو گروه از کشورها بدین دلیل هست که، پژوهش به دنبال بررسی نحوه اثرگذاری عوامل موثر بر تورم با توجه به منحنی کینزین جدید بر اساس سطح توسعه کشورها می‌باشد. به همین دلیل، در یکی از گروه‌ها کشورهای درحال توسعه(منتخب؛ کشورهای عضو اوپک)و درگروه دیگر کشورهای توسعه‌یافته (منتخب؛ کشورهای عضو جی۷) انتخاب شدند. علاوه بر این، دسترسی به آمار و داده‌های این دوگروه از کشورها به دلیل آنکه جزء سازمان‌های شناخته شده‌ای هستند، نسبت به سایر کشورها آسان‌تر بود. در ادامه ساختار مقاله به این صورت خواهد بود که در بخش دوم به ادبیات تحقیق در قالب مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص یافته است. سپس در ادامه، در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در نهایت و بخش آخر، نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

منحنی فیلیپس اولیه در پی تحقیقات تجربی فیلیپس[1] در ارتباط با نرخ تغییر دستمزد و بیکاری در انگلستان برای دورهٔ ۱۸۶۱ تا ۱۹۵۷ بوجود آمد و توسط فریدمن[2]، فلپس[3] و لوکاس[4] توسعه یافت. بر اساس این منحنی، همواره یک رابطه معکوس و پایدار بین بیکاری و افزایش دستمزدها و تورم وجود دارد. نزدیکی بین منحنی فیلیپس برآورد شده و داده‌های موجود؛ بسیاری از اقتصاددانان از جمله پل ساموئلسون[5] و رابرت سولو[6] را برآن داشت که از آن برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی استفاده

1. Philips
2. Friedman
3. Phelps
4. Lucas
5. Paul Samuelson
6. Robert Solow

نمایند. در دهۀ ۱۹۶۰ و اوایل دهۀ ۷۰ میلادی، بیکاری و تورم هر دو افزایش یافت. این پدیده که از آن با عنوان رکود تورمی نام برده می‌شود نخستین بار بوسیلۀ فریدمن و فلپس بیان گردید. در اواخر دهۀ هشتاد میلتون فریدمن[۱] منحنی فیلیپس کینزی‌ها را به دلیل در نظر نگرفتن انتظارات مورد انتقاد قرار داد. میلتون فریدمن و ادموند فلپس[۲] اعتقاد داشتند که کارگران برای تعیین میزان عرضۀ نیروی کار خود به دستمزدهای واقعی توجه می‌کنند و براین اساس منحنی عرضه کل اقتصاد عمودی است. در واکنش به این قضیه در دهۀ ۱۹۹۰ مدل‌های کینزی جدید و در ادامه آن منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی‌های جدید براساس چسبندگی‌های اسمی و انتظارات عقلایی فرمول‌بندی شده و به طور گسترده در مدل‌های ساختاری پویایی تورم و در بررسی سیاست‌های پولی مورد استفاده قرار گرفته است. این منحنی یکی از محبوب‌ترین رابطه‌های اقتصاد کلان است که در مطالعات تجربی مدل‌سازی و پیش‌بینی تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد. براساس فرض قیمت‌های چسبنده، نرخ تورم فعلی را تابعی از تغییرات قیمت موردانتظار و انحراف تولید از روند خود نشان می‌دهد. علاوه بر این در این منحنی، تورم گذشته نیز به عنوان محرکی برای تورم جاری درنظر گرفته می‌شود. برخی از مطالعات در زمینه این مدل، یک رفتار غالباً آینده‌نگرانه از تورم پیدا می‌کنند(ساکورا، ۲۰۱۶؛ منگ، ۲۰۱۶؛ هروینو، ۲۰۱۵؛ گالی و گرتلر[۳]، ۱۹۹۹). درحالی که برخی دیگر استدلال می‌کنند که تورم رفتار گذشته‌نگری دارد (تامفورت، ۲۰۱۱؛مختار و یوسف، ۲۰۱۴)[۴]. این استدلال را می‌توان با الگوی دستمزد کارایی (فوهرر و موور[۵]، ۱۹۹۵) و یک مدل ترکیبی از شکل‌گیری انتظارات تورمی (گالی گرتلر، ۱۹۹۹؛ لاول، ۱۹۸۶؛ روبرتس[۶]، ۱۹۹۷) یا با شاخص‌بندی دستمزدها و قیمت‌ها (کریستیانو، ایچنبام و اوان[۷]، ۲۰۰۵) توجیه کرد. ادبیات دقیق‌تری که فرضیه منحنی فلیپس هایبریدی کینزینن جدید[۸] را تجزیه و تحلیل می‌کنند، می‌توان به اسمت و وترز(۲۰۰۳ و۲۰۰۷)، لوین، اوناتسکی، ویلیامز و ویلامیز (۲۰۰۵)، و رابانال و روبیو (۲۰۰۵) اشاره کرد[۹]. پالویتا و میز(۲۰۰۵) با استفاده از پیش‌بینی‌های تورم برای ۱۱ کشور اروپایی، ناسون و اسمیت (۲۰۰۸) برای ایالات‌متحده، ولمرشوزر و هنزل (۲۰۰۸) برای اقتصاد ایتالیا، پالویتا (۲۰۰۹) برای منطقه یورو و مدل (۲۰۱۵) برای شیلی از جمله کسانی هستند که به بررسی این مدل

[1]. Milton Friedman
[2]. Edmund Phelps
[3]. Sakurai, Meng, Hervino, Gali & Gertler
[4]. Tomfort, Mukhtar & Yousaf
[5]. Fuhrer & Moore
[6]. Gali & Gertler; Lovell; Roberts
[7]. Christiano, Eichenbaum, & Evans
[8]. HNKPC(Hybrid New Keynesian Phillips Curve)
[9]. Smets and Wouters Levin, Onatski, Williams, andWilliams, and Rabanal and Rubio

پرداخته‌اند[1]. بیشتر تخمین‌های منحنی فلیپس هایبریدی کینزینن جدید مربوط به کشورهای توسعه‌یافته است. برخی از نمونه این پژوهش‌ها عبارتند از رابرتز (۱۹۹۷) و بریسیمیس و مگگیناس (۲۰۰۸) برای ایالات متحده، ژان باپتیست (۲۰۱۲) برای انگلیس، مک آدام و ویلمن (۲۰۰۳) برای منطقه یورو، جوندو و لی بیهان (۲۰۰۵) برای انگلیس و کشورهای بزرگ منطقه یورو، و پالوویتیتا و میس (۲۰۰۵) برای تعدادی از کشورهای عضو OECD را می‌توان نام برد[2].

در مدل‌سازی نظری پویایی تورم طی سه دهه گذشته پیشرفت‌های مهمی صورت گرفته است. بخش اعظم تحلیل مدرن تورم براساس آنچه رابرتز[3] (۱۹۹۵) منحنی فیلیپس کینزین جدید نامیده است، انجام شده است. منحنی جدید فیلیپس کینزین جدید بر روی کارهای قبلی تیلور (۱۹۸۰) و کالوو (۱۹۸۳) ساخته شده است، که بر دستمزدها و قیمت‌های اسمی چسبنده در چارچوبی از افراد و بنگاه‌های آینده‌نگر تأکید کرده است. در مدل کالوو ، بنگاه‌های رقابتی انحصاری، قیمت‌ها را به صورت بهینه در معرض محدودیت تعدیل قیمت که شبیه به مدل دستمزد چسبنده تیلور است، تعیین می‌کنند. رفتار بهینه تنظیم قیمت بنگاه‌های انفرادی منجر به ایجاد رابطه کوتاه‌مدت در رابطه با تورم و تورم انتظاری و اندازه‌گیری کل فعالیت واقعی می‌شود (گنبرگ و پاولز[4]، ۲۰۰۳). گالی و گرتلر نظریه کالوو را توسعه دادند و آن را منحنی هایبریدی کینزی‌های جدید نامیدند. براین اساس به برخی از بنگاه‌ها اجازه داده می‌شود که مجموعهٔ قیمت‌ها را با توجه به دیدگاه گذشته‌نگر و قاعده سرانگشتی تعیین کنند و مابقی قیمت‌ها را براساس بهینه‌یابی بدست آورند (رحمانی و امیری، ۲۰۱۳).

منکیو[5] (۲۰۰۱) به وسیله سه رابطه اساسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را استخراج و رابطه کوتاه‌مدت بین تورم و بیکاری را بررسی کرد. وی نتیجه‌گیری کرد که شوک‌های سیاست پولی انقباضی نرخ بیکاری را افزایش می‌دهند و به یک کاهش تدریجی و با وقفه در تورم منجر می‌شوند. همچنین وی نتیجه‌گیری کرد که مدل‌های پویای استاندارد تعدیل قیمت نمی‌توانند این واقعیات را توضیح دهند (تقوی و همکاران، ۱۳۹۴). روابطی که منکیو به وسیله آن منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را استخراج کرد، به صورت زیر است:

---

1. Paloviita and Mayes, Nason and Smith, Wollmershäuser and Henzel, Paloviita and Medel
2. Roberts and Brissimis and Magginas, Jean-Baptiste, McAdam and Willman, Jondeu and Le Bihan and Paloviita and Mayes
3. Roberts
4. Genberg , Hans & Pauwels
5. Mankiw

- اولین رابطه مربوط به قیمت موردانتظار بنگاه است که براساس این قیمت سود بنگاه را در زمان مشخصی در آینده حداکثر خواهد شد. بعبارتی، این رابطه با توجه به انتظارات بنگاه از قیمت‌های آتی شکل می‌گیرد.
- مطابق با دومین رابطه منکیو، هنگاهی که یک بنگاه تصمیم می‌گیرد که قیمت خودش را تعدیل کند، قیمت تعدیل شده را مساوی با متوسط وزنی از قیمت جاری و همه قیمت‌های موردانتظار آینده قرار می‌دهد. بعبارتی، بنگاه برای تعدیل قیمت‌های خود، هم قیمت زمان حال و هم قیمت زمان آینده را درنظر می‌گیرد.
- سومین رابطه منکیو مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد که فرض می‌کند سطح عمومی قیمت‌ها، از متوسط وزنی تمام قیمت‌هایی که بنگاه‌ها در گذشته تجربه کرده‌اند، حاصل می‌شود(منکیو، ۲۰۰۰).

با در نظر گرفتن این سه رابطه اساسی، منکیو معادله زیر را برای منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در نظر می‌گیرد:

$$\Pi_t = \beta E_t \Pi_{t+1} + \eta(U_t - U_t^n) \quad (۱)$$

در معادله بالا تورم در دوره t به مقادیر تورم انتظاری ($E_t \Pi_{t+1}$) و شکاف بین بیکاری طبیعی و واقعی ($U_t - U_t^n$) بستگی دارد. دیوید دیپیوس، در سال ۲۰۰۴، سه مدل ساختاری از تورم آمریکا که برگرفته از کارهای گالی و گرتلر و کوزیسکی و تینسلی[1] می‌باشد را تخمین زده و عملکردهای پیش‌بینی تورم را بر اساس این ۳ مدل مقایسه کرد. نتایج نشان داده است که منحنی فیلیپس هایبریدی بر اساس مدل شکاف تولید به عنوان متغیر توضیحی، بهتر از نسخه‌های دیگر تصریح شده است (رحمانی و امیری، ۱۳۹۱). هدف از این کار تجربی این بود که بهترین پیش‌بینی را برای تورم در میان تصریح‌های دیگر شناسایی کند. سه تصریحی که وی برای تورم آمریکا انجام داده، به صورت ذیل است:

۱. منحنی فیلیپس هایبریدی بر اساس هزینه ی نهایی (HPC^{mc})
۲. منحنی فیلیپس هایبریدی بر اساس شکاف تولید(HPC^{gap})
۳. منحنی فیلیپس هایبریدی بر اساس تعدیل چند جمله‌ای (PAC)

مدل اول و دوم از کارهای گالی و گرتلر(۱۹۹۹) و مدل سوم از کارهای انجام شده توسط کوزیسکی و تینسلی (۲۰۰۲) گرفته شده است. این معادلات به صورت زیر می‌باشد:

[1]. Kozicki and Tinsley

$$HPC^{mc} : \Pi_t = \lambda_b \Pi_{t-1} + \lambda_f E_t \Pi t_{-1} + \Upsilon mc^r \quad (۲)$$

$$HPC^{gap} : \Pi_t = \lambda_b \Pi_{t-1} + \lambda_f E_t \Pi t_{-1} + \kappa X_t \quad (۳)$$

گالی و همکاران (۲۰۰۱، ۲۰۰۵) و گالی و گرتلر[1] (۱۹۹۹) بیان داشتند که با توجه به ضرایب λ_f و λ_b می‌توان از این طریق میزان گذشته‌نگر و آینده‌نگر بودن تورم را با توجه به بیشتر بودن هر کدام از ضرایب تشخیص داد. همچنین، شکاف تولید توسط فیلتر هودریک پرسکات که با بردار خودرگرسیونی بلانچارد کوا ترکیب شده است، بدست آمده است. ابزارهای بکار رفته شامل ۴ وقفه از سهم درآمدی نیروی کار، ۴ وقفه از تورم دستمزد و ۸ وقفه از شکاف تولید می‌باشد. در رویکرد PAC بنگاه جنبه تاخیرات در تعدیل قیمت آینده را نیز بحساب می‌آورد. وی رویکرد PAC در مورد تورم را به صورت زیر فرموله کرد:

$$\Pi_t = -a_0(P_{t-1} - P^*_{t-1}) + \sum_{j=1}^{m-1} a_j \Pi_{t-1} + {}_{t-1}E\{\sum_{j=0}^{\infty} f_i \Pi_{t-i+1}\} \quad (۴)$$

از این رو تورم در زمان t به سه عامل بستگی دارد: ۱. تفاوت بین سطح واقعی و مطلوب تورم در زمان t-1، ۲. تورم دوره گذشته، ۳. پیش‌بینی از تورم انتظاری. در این معادله وزن‌ها (f_i) توابعی از نرخ تنزیل هستند. در بخش آخر این کار تجربی، به مقایسه پیش‌بینی این ۳ مدل پرداخته شده است که نتایج نشان می‌دهد HPC^{gap} بهتر از HPC^{mc} عمل کرده است. همچنین HPC^{gap} از PAC در کوتاه‌مدت پیش‌بینی بهتری نشان داده است. به طور کلی HPC^{gap} بهتر از دو مدل دیگر تورم را پیش‌بینی می‌کند. بدین منظور برای پیش‌بینی تورم در این پژوهش از مدل HPC^{gap} استفاده خواهد گردید.

۳. پیشینه پژوهش

اقتصاددانان زیادی به استخراج منحنی هایبریدی کینزین جدید پرداختند. از جمله این افراد می‌توان به مواردی مانند اسمت و ووترز[2] (۲۰۰۳، ۲۰۰۵)، کریستیانو، ایچمبوم، اوانس[3]

[1]. i) Galı J, Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of monetary Economics. 1999; 44(2):195–222.
ii) Galı J, Gertler M, Lopez JD. European inflation dynamics. European economic review. 2001; 45(7): 1237–1270.
iii) Gali J, Gertler M, Lopez JD. Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. Journal of Monetary Economics. 2005; 52(6): 1107–1118.

[2]. Smets and Wouters

[3]. Christiano, Eichembaum, and Evans

(۲۰۰۵) ارسج و لوین[۱] (۲۰۰۳) و کلارد و دلاس[۲] (۲۰۰۴) پرداخت. همچنین مطالعاتی در زمینه منحنی فیلیپس کینزین جدید برای مناطقی با اقتصاد باز انجام شده است که می‌توان به، روملر و والدرما[۳] (۲۰۱۰) در خصوص اتریش و بالکریشنان و لوپز-سالیدو[۴] (۲۰۰۲)، بتینی، جکسون و نیکل[۵] (۲۰۰۵) و پوسچ و روملر[۶] (۲۰۱۵) در مورد انگلیس و لیث و مالی[۷] (۲۰۰۷) در خصوص گروه۷ و روملر[۸] در خصوص کشورهای منطقه یورو و میهالو، روملر و اسچارلر[۹] (۲۰۰۱) در خصوص کشورهای OECD و مطالعاتی گرون، رابینسون و استون[۱۰] (۲۰۰۲) و رابینسون، استون و وان[۱۱] (۲۰۰۳) در خصوص استرالیا اشاره نمود. علاوه بر این، از جمله مطالعاتی که در این زمینه برای اقتصادهای صنعتی انجام شده است، می‌توان به روبرتس (۱۹۹۷)، گالی، گرتلر و لوپز-سالیدو (۲۰۰۵) راد و ولان (۲۰۰۵) و بریسمیس و مگیناس[۱۲] (۲۰۰۸) برای آمریکا، جین باپتیست[۱۳] (۲۰۱۲) برای انگلستان، مکادم و ویلمن[۱۴] (۲۰۰۳) برای منطقه یورو و جونداو و لی بیهان[۱۵] (۲۰۰۵) برای انگلیس و کشورهای مهم منطقه یورو، را نام برد.

در خصوص نقش انتظارات و نااطمینانی در ایجاد تورم نیز تحقیقاتی انجام شده است. مطالعات پالوویتا و مایز[۱۶] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که شکاف تولید در قالب هزینه نهایی نقش اصلی در ایجاد تورم دارد. نتایج این مطالعات برای کشورهای OECD نشان می‌دهد علاوه بر شکاف تولید، انتظارات نیز نقش کلیدی در ایجاد تورم دارد. علاوه براین مطالعاتی مانند اورفاندیس (۲۰۰۱)، اوفاندیس و وان نوردن (۲۰۰۲، ۲۰۰۳) و رونستلر[۱۷] (۲۰۰۲) در زمینه تأثیر انتظارات تورمی بر ضرایب تخمینی، کانوا (۲۰۰۷) انجام آنالیز را برای کشورهای جی ۷، نونس(۲۰۱۰) تحلیل و

1. Erceg and Levin
2. Collard and Dellas
3. Rumler and Valderrama
4. Balakrishnan and López- Salido
5. Batini, Jackson, and Nickell
6. Posch and Rumler
7. Leith and Malley
8. Rumler
9. Mihailov, Rumler, and Scharler
10. Gruen, Robinson, and Stone
11. Robinson, Stone, and van
12. Roberts, gg, Galí, Gertler, and López-Salido, Rudd and Whelan, and Brissimis and Magginas
13. Jean-Baptiste
14. McAdam and Willman
15. Jondeau and Le Bihan
16. Paloviita and Mayes
17. Orphanides, Orphanides and van Norden, and Rünstler

بررسی را برای ایالات متحده آمریکا، و گرنجر و جوئن[1] (۲۰۱۱) بررسی نااطمینانی، انجام دادند. در نهایت پژوهش‌هایی مانند کارلوس ۲۰۱۵، چادا، ماسون و مردیس(۱۹۹۲) و رابرت (۱۹۹۸)، گالی و گرتلر (۱۹۹۹)، گالی و گرتلر و لوپز-سالیدو (۲۰۰۱) و سبوردون[2] (۲۰۰۱ و ۲۰۰۰۲) شواهدی را در جهت حمایت از منحنی فلیپس ارائه کرده‌اند.

تکنا و همکاران[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی پویایی انتظارات تورمی در چارچوب منحنی فلیپس هایبریدی کینزین جدید با استفاده از داده های سه ماهه برای دوره ۲۰۰۳-۲۰۱۷ پرداختند. این مطالعه نشان می‌دهد که هر دو رفتار گذشته‌نگر و آینده نگرانه بنگاه‌ها برای تورم اهمیت دارند. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که قیمت سوخت، شکاف تولید و نرخ ارز واقعی موثر شاخص‌های مهم بر تورم جاری هستند.

آرودا و همکاران[4] (۲۰۱۹) به بررسی عوامل اثرگذار بر تورم با استفاده از منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید برای اقتصاد برزیل به کمک داده های ماهانه بین ژانویه ۲۰۰۲ و آگوست ۲۰۱۵ و روش HAC-GMM می پردازد. نتایج نشان می‌دهد که منحنی فلیپس هایبریدی کینزینن جدید یک مکانیزم قوی برای مدل‌سازی پویایی تورم برزیل در دوره مورد بررسی است. به نظر می‌رسد که انتظارات آینده‌نگر در مدل هایبریدی کینزینن جدید به نسبت انتظارات گذشته‌نگر بیشتر بر تورم برزیل حاکم است و انتظارات تورمی نقش اساسی در تعیین تورم دارند.

لیزاک[5] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد لهستان با استفاده از مدل‌های منحنی فیلیپس منحنی جدید کینزین هایبریدی(HNKPC) پرداختند. نتایج نشان داد که شکاف تولید نقش اساسی در ایجاد تورم این کشور ایفا می‌کند.

مدل[6] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی منحنی فیلیپس جدید کینزین با استفاده از مشخصات اقتصادی شش کشور توسعه یافته به کمک مدل GVAR می‌پردازد. نتایج حاکی از تایید این مدل برای این کشورهاست.

مدل (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین جدید طی دوره ۲۰۰۰,۱ تا ۲۰۱۴,۱۲ برای اقتصاد شیلی به کمک روش MSFE می پردازد. نتایج حاکی از آن

---

1. Canova, Nunes, Granger and Jeon
2. Chadha, Masson, and Meredith and Roberts Gal´ı and Gertler, Gal´ı, Gertler, and L´opez-Salido, and Sbordone
3. Takana et al.
4. Arruda and et al.
5. Łyziak
6. Medel

است که شواهدی وجود دارد که فرضیه منحنی فلیپس هایبریدی کینزینن جدید را برای اقتصاد شیلی رد نمی‌کند.

ناکاهیرا[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی منحنی فلیپی کینزین جدید در اقتصاد ژاپن پرداخت. نتایج نشان داد که تورم هم ازروند گذشته خود و هم از انتظارات تورمی آینده تأثیر زیادی را می‌پذیرد.

جین-باپتیسته[2] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های فصلی، طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۷ منحنی فیلیپس کینزین جدید را برای انگلیس تخمین می‌زند. نتایج نشان می‌دهد در مقایسه با روش‌های تخمین سنتی، پیش‌بینی منحنی فیلیپس کینزین جدید، عملکرد پیش‌بینی تورم را بهبود داده است.

هنزل[3] (۲۰۰۶) در پژوهشی به بررسی منحنی فلیپس هایبریدی کینزینن جدید منطقه یورو، انگلیس و آمریکا پرداخت. نتایج وی این مدل را برای این کشورها تایید کرد و نشان داد که این پیش‌بینی در مقایسه با رویکرد انتظارات عقلایی شواهد بیشتری را در خصوص رفتار عقب‌نگر افراد، تأیید می‌کند.

بلانچارد و گالی[4] (۲۰۰۶) رابطه بین تورم تثبیت شده و شکاف بین تولید واقعی و تولید موردانتظار را در قالب منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید بررسی کردند. آن‌ها همچنین مدل پایه‌ای کینزین‌های جدید را گسترش داده و چسبندگی های دستمزد واقعی را نیز در مدل وارد نمودند تا با کمک آن با مبادله بین تورم تثبیت شده و شکاف تولید متناسب، رفاه جامعه را نیز مورد ارزیابی قرار دهند. همچنین، نشان دادند که چسبندگی دستمزدها، به پویایی مدل بیکاری و تورم کمک می‌کند.

سوفوکلس و همکاران[5] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای به بررسی منحنی فلیپس هایبریدی کینزین جدید پرداخته و تأثیر انتظارات تورمی را روی تورم ارزیابی کردند. نتایج از تأثیرپذیری تورم از انتظارات حکایت دارد.

دوپوس[6] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با بررسی داده‌های مربوط به ایالات متحده دریافت که منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید با شکاف تولید به عنوان یک متغیر توضیحی عملکرد به مراتب بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

---

1. Nakahira
2. Jean-Baptiste
3. Henzel
4. Blanchard & Gali
5. Sophocles et al
6. Dupuis

گنبرگ و پاولز[1] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای به بررسی منحنی فلیپس هایبریدی کینزین جدید برای اقتصاد هنگ کنگ پرداختند. آن‌ها دریافتند که تورم به قیمت نیروی‌کار و قیمت نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی بستگی دارد. با توجه به یافته‌های آن‌ها، افراد مورد مطالعه این پژوهش بیشتر دیدگاه آینده‌نگری برای پیش‌بینی تورم داشتند.

جوندیو و بیهن[2] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای به بررسی اثبات منحنی فلیپس کینزین جدید پرداختند. با توجه به منحنی فیلیپس ترکیبی، تورم پویایی کاملاً رو به جلو دارد. در این مقاله، با بررسی اینکه آیا پویایی تورم برای کشورهای مهم اروپایی، منطقه یورو و ایالات متحده را می‌توان با این مدل به درستی توصیف کرد؛ از طریق مدل GMM و LM و با استفاده از منحنی‌های فیلیپس ترکیبی، به این نتیجه می رسند که منحنی فلیپس را برای این ناحیه مورد پژوهش می‌توان تایید نمود.

منکیو و ریس[3] (۲۰۰۲) در مطالعه خود با اشاره به انتقادات وارد بر منحنی فیلیپس نیوکینزین، منحنی فیلیپس جدیدی تحت عنوان اطلاعات چسبنده معرفی کردند. در مقایسه با الگوی چسبندگی قیمت مدل اطلاعات چسبنده نشان‌دهنده ۳ ویژگی است که سازگار با عقاید پذیرفته شده در مورد آثار سیاست پولی می‌باشد. اولا کاهش تورم همراه با سیاست انقباضی است، دوما، حداکثر اثر شوک سیاست پولی بر تورم چند دوره پس از اجرای سیاست رخ می‌دهد و سوما، تغییر در تورم به طور مثبت با سطح تولید اقتصادی ارتباط دارد.

در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه انجام شده است. کازرونی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از روش اقتصادسنجی رگرسیون کوانتایل به برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی‌های جدید در ایران پرداختند. نرخ تورم، شکاف تولید و تغییرات نرخ ارز اسمی در طی سال‌های ۹۳-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین متغیرهای مورد بررسی و نرخ تورم یک رابطه متقارن و مثبت وجود دارد؛ به عبارت دیگر در سطوح تورمی بالاتر شدت اثرگذاری متغیرهای تورم با وقفه و تورم انتظاری، بر تورم افزایش می‌یابد.

تقوی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای طی دوره ۸۶-۱۳۵۴ به کمک رویکرد ARDL به بررسی روابط بین هزینه نهایی و تورم پرداختند. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت، هر چه هزینه نهایی واقعی کمتر باشد، تورم افزایش پیدا می‌کند. به عبارت در کوتاه‌مدت دیگر بین این دو متغیر رابطه عکس وجود دارد. اما در بلندمدت رابطه بین این دو متغیر مثبت بوده و با افزایش

[1]. Genberg, Hans & Pauwels
[2]. Jondeaua & Bihan
[3]. Mankiw & Ricardo

هزینه نهایی واقعی، تورم نیز افزایش پیدا می‌کند. همچنین سرعت تعدیل متغیرها نشان‌دهنده این است که در هر دوره حدود ۶۵ درصد از اختلاف بین مقادیر تورم و هزینه نهایی واقعی در دوره قبل برطرف می‌شود. همچنین کشش و حساسیت هزینه نهایی واقعی به تورم در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت بیشتر می‌باشد و از ضریبی برابر با ۰,۳۱۳ برخوردار است.

صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۳) به بررسی پایداری تورم در ایران با استفاده از الگوی چسبندگی قیمت هایبریدی و چسبندگی اطلاعات با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که سکون تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبریدی بیشتر از الگوی چسبندگی اطلاعات است و تحلیل پایداری تورم نشان می‌دهد که الگوی چسبندگی قیمت هایبریدی بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم را نشان می‌دهد. بنابراین آن‌ها بیان داشتند که الگوی چسبندگی قیمت هایبریدی نسبت به چسبندگی اطلاعات، تطابق بیشتری با اقتصاد ایران داشته و سیاست‌گذاران با اطمینان بیشتری از نتایج این الگو می‌توانند بهره‌مند شوند.

رحمانی و امیری (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی این منحنی برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۴ با استفاده از روش GMM پرداختند. نتیجه حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند که سهم هر کدام از این قیمت‌ها تقریبا به طور مساوی تقسیم شده است.

توکلیان (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی منحنی فلیپیس کینزین جدید برای ایران پرداخت. در این مطالعه سه نوع منحنی فیلیپس همراه با دو رفتار مربوط به سیاست بانک مرکزی ارزیابی شده است که هدف از آن انتخاب یک مدل نزدیک به واقعیات در اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پیش‌بینی تورم بر اساس تورم دوره‌های قبل و تورم انتظاری بهتر می‌تواند تورم را برای ایران پیش‌بینی کند.

جلائی و شیر افکن (۱۳۸۸) به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر نرخ بیکاری از طریق منحنی فیلیپس کینزین با توجه به بیکاری طبیعی و بیکاری همراه با تورم غیرافزایشی (NAIRU) برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۳۸ با استفاده از تکنیک VAR و OLS پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین معادلات در دوره مورد بررسی وجود تبادل بین بیکاری و تورم را در اقتصاد ایران تایید می‌کند. به عبارت دیگر منحنی فیلیپس با توجه به هر دو انتظارات عقلایی و تطبیقی برای اقتصاد ایران هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نزولی است.

از آنجا که مطالعات قبلی فقط به بررسی تورم یک کشور و یا تعدادی از کشورهای منتخب بدون درنظر گرفتن سطح توسعه آن‌ها پرداخته‌اند؛ بنابراین تاکنون پژوهشی در زمینه مقایسه و بررسی عوامل اثرگذار بر تورم(با توجه به سطح توسعه کشورها) برای دو گروه از کشورهای

درحال‌توسعه و توسعه‌یافته انجام نشده است. لذا، مقایسه تورم از دیدگاه کینزین جدید برای این دو گروه از کشورها، کاملاً جدید و جنبه نوآوری پژوهش می‌باشد. همچنین، پژوهش‌های پیشین صرفاً اقدام به تخمین مدل و برآورد ضرایب کرده‌اند؛ اما، این پژوهش علاوه بر بررسی نحوه اثرگذاری متغیرها بر تورم، درصدد اینست که اثر تورم دوره گذشته و تورم انتظاری را بر تورم حال مقایسه نماید، تا بدین طریق، گذشته‌نگری و یا آینده‌نگری افراد را در پیش‌بینی تورم، برای هر یک از دو گروه از کشورها ارزیابی کند. علاوه بر این، در مطالعات قبلی، اغلب از مدل‌های سنجی استفاده شده که هیچ‌گونه پویایی در مدل وجود نداشته و شرایط متقابل کشورها را نسبت به یکدیگر در نظر نگرفته‌اند. اما در این پژوهش از مدل پنل‌ور بیزی استفاده می‌شود، که در آن نااطمینانی و پویایی‌ها را نیز لحاظ می‌کند و اثرات متقابل سایر کشورها به صورت یک ماتریس در مدل در نظر می‌گیرد.

۴. ارائه مدل و توضیح متغیرها

با توجه به ادبیات پژوهش، مدل این مطالعه براساس کارهای انجام شده توسط کوزیسکی و تینسلی[1](۲۰۰۲) انتخاب شده است، که برای دو دسته از کشورها(کشورهای اوپک و گروه۷) به صورت روابط زیر مورد برآورد قرار می‌گیرد. روابط ۵ و ۶ متغیرهای تورم دوره گذشته، تورم انتظاری و شکاف تولید را بر روی تورم دوره حال بررسی می‌کنند:

$$1\text{- } HPC_{opeci}^{gap}: Inflation_{opec,t}= \lambda_{opeci,b}(Inflation)_{opeci,t-1}+ \lambda_{opec,f}(EInflation)_{opeci,t+1} + \mu_{opeci}.gap_{opeci} +\varepsilon_t \quad (۵)$$

$$2\text{-}HPC_{g7i}^{gap}: Inflation_{g7i,t}= \lambda_{g7i,b}(Inflation)_{g7i,t-1} + \lambda_{g7i,f}(EInflation)_{g7i,t+1} + \mu_{g7i}.gap_{g7} +\varepsilon_t \quad (۶)$$

در معادلات فوق، $Inflation_{opeci,t}$ و $Inflation_{g7i,t}$ بیانگر تورم کشور i در گروه اوپک و جی۷ در دوره t، عبارت $Inflation_{opeci,t-1}$ و $Inflation_{g7i,t-1}$ به ترتیب بیانگر تورم دوره قبل کشور i در گروه اوپک و جی۷ و عبارت $EInflation_{opeci,t+1}$ و $EInflation_{g7i,t+1}$ به ترتیب نشان‌دهنده تورم انتظاری کشور i در گروه اوپک و جی۷ در دوره t+1 می‌باشد. تورم انتظاری مستقیما قابل مشاهده نیست و در این مدل براساس فیلتر هودریک پرسکات محاسبه گردیده است. همچنین، عبارت Gap_{opeci} و Gap_{g7i} بیانگر شکاف تولید کشور i در گروه اوپک و جی۷ است. شکاف تولید مطابق با فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

[1]. Kozicki and Tinsley

$$Gap_i=GDP_i-hpGDP_i \quad (۷)$$

GDP_i بیانگر تولید ناخالص داخلی واقعی و $hpGDP_i$ نشان‌دهنده تولید بالقوه گروه i می‌باشد که از طریق فیلتر هودریک پرسکات محاسبه گردیده است.

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل دو گروه، کشورهای عضو اوپک و کشورهای عضو گروه۷ است. دوره زمانی پژوهش برای مدل موردنظر از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ است. همچنین، آمار مربوطه از سایت بانک جهانی جمع‌آوری شده است. در نهایت، به منظور تجزیه و تحلیل آماری و انجام روش اقتصادسنجی، از روش پنل‌ور بیزی (Bayesian Panelvar) در نرم‌افزار Matlab استفاده شد.

از جمله مزیت‌های مورد توجه روش بیزین این است که می‌تواند به طور هم‌زمان برای مدل و پارامترهای آن درجه‌ای از نااطمینانی را لحاظ کند. این مورد زمانی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند که نااطمینانی مدل و متغیرهای به کار رفته در آن مهم‌تر از پارامترهای آن باشند، که معمولا هم همینطور است. به بیان دیگر در بسیاری از موارد، انتخاب نوع مدل و تعداد متغیرهای آن دارای یک نااطمینانی است که روش‌های بیزین با استفاده از قانون بیز در مورد مدل، محتمل‌ترین مدل را مشخص می‌کنند.بنابراین افرادی مانند گارسیا فرر و همکاران (۱۹۸۷)، زلنر و هونگ (۱۹۸۹)، زلنر، هونگ و مین[1] (۱۹۹۱)، مدل‌های مشابهی از برآوردگرها و پیش‌بینی‌کننده‌ها به کمک مدل‌های بیزی ارائه دادند. مدل‌های VAR بیزی پویای‌های مدل را درنظر می‌گیرند و می‌توانند مدل‌های مناسبی برای برآورد ضرایب باشند. این مدل‌ها اکثرا از مدل‌های VAR معمولی، مدل‌های بهتری هستند؛ زیرا در این مدل‌ها نه تنها اثر متقابل بین متغیرها که در مدل‌های معمولی VAR در نظر گرفته نمی‌شود را لحاظ می‌کنند، بلکه اثرات متقابل بین مقاطع را نیز به مدل اضافه می‌کنند. این عامل خود باعث می‌شود که اجزای مدل از سایر اجزا جدا شوند؛ که در نتیجه آن ساختار اطلاعاتی مناسبی برای بهبود کیفیت برآورد مورد استفاده قرار می‌گیرد (کانوا و سیسارلی[2]، ۲۰۰۴).

به‌طورکلی، یک مدل پنل‌ور شامل N نهاده یا ورودی است؛ که می‌تواند کشور، بخش‌های اقتصاد یا صنایع، بنگاه‌ها و غیره باشد. همچنین، در یک VAR استاندارد، هر متغیر شامل n متغیر درونزا و p وقفه بر روی T دوره تعریف شده است که تنها مدل‌های پنل متوازن در نظر گرفته می‌شوند؛ یعنی مدل‌هایی که متغیرهای n برای هر متغیر مشابه است و روی دوره زمانی T یکسانی تعریف می‌شوند. این مدل همچنین شامل m متغیر برونزا است که فرض می‌شود بین متغیرها

[1]. Garcia Ferrer et al, Zellner and Hong, Zellner, Hong and Min
[2]. Canova & Ciccarelli

مشترک هستند. در فرم کلی، یک مدل VAR برای i متغیر (که i=1, 2, …,N) به صورت زیر نوشته می‌شود[1]:

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^{N}\sum_{k=1}^{p} A_{ij,t}^{k}\, y_{j,t-k} + C_{it}x_t + \in_{i,t} \quad = A_{i1,t}^{1}y_{1,t-1} + \cdots + A_{i1t}^{p}y_{1t-p} + A_{i2,t}^{1}y_{2,t-1} + \cdots + A_{i2,t}^{p}y_{2,t-p} + \cdots + A_{iN,t}^{1}y_{N,t-1} + \ldots + A_{iN.t}^{p}y_{N.t-p} + C_{i.t}x_t + \in i_{i.t} \qquad (۹)$$

Whit:

$$y_{i,t} = \begin{pmatrix} y_{j1.t} \\ y_{i2.t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{in.t} \end{pmatrix} \qquad A_{ij,t}^{k} = \begin{pmatrix} a_{ij,11,t}^{k} & a_{ij,12,t}^{k} & \cdots & a_{ij,1n,t}^{k} \\ a_{ij,21,t}^{k} & a_{ij,22,t}^{k} & \cdots & a_{ij,2n,t}^{k} \\ \vdots & & & \vdots \\ a_{ij,n1,t}^{k} & \alpha_{ij,n2,t}^{k} & \cdots & a_{ij,nn,t}^{k} \end{pmatrix} \qquad (۱۰)$$

$$C_{it} = \begin{pmatrix} c_{i1,1,t} & c_{i1,2,t} & \cdots & c_{i1,m,t} \\ c_{i2,1,t} & c_{i2,2,t} & \cdots & c_{i2,m,t} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ c_{in,1,t} & c_{in,2,t} & \cdots & c_{in,m,t} \end{pmatrix} \; x_t = \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ \vdots \\ x_{m,t} \end{pmatrix} \; \varepsilon_{i,t} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{j1,t} \\ \varepsilon_{i2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in,t} \end{pmatrix} \qquad (۱۱)$$

$y_{i,t}$ نشان‌دهنده یک بردار $n \times 1$ است که شامل n متغیر درون‌زا از متغیر i در زمان t است؛ در حالی که متغیر $y_{ij,t}$ متغیر برونزای j^{th} از متغیر i است. $A_{ij,t}^{k}$ یک ماتریس n*n از ضرایب است که واکنش متغیر i به وقفه k^{th} از متغیر j در دوره t است. برای ماتریس $A_{ij,t}^{k}$، ضریب $a_{ij,lm,t}^{k}$ واکنش متغیر l از متغیر i به وقفه k^{th} از متغیر m از وحد j را می‌دهد. x_t یک بردار $m \times 1$ از متغیرهای برونزا و C_{it} یک ماتریس $n \times m$ مربوط به متغیرهای درونزای این متغیرهای برونزاست. برای C_{it} ضریب $c_{ij,t}$ واکنش متغیر درونزای j از متغیر i به متغیر برونزای lth را می‌دهد. در نهایت، $\varepsilon_{i,t}$ یک بردار $n \times 1$ از باقیمانده‌ها برای متغیرهای متغیر i با ویژگی‌های زیر را نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_{i,t} \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_{ii,t}) \qquad (۱۲)$$

Whit:

$$\Sigma_{ii,t} = E\left(\varepsilon_{i,t}\varepsilon`_{i,t}\right) = E\begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1,t} \\ \varepsilon_{i,2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{i,n,t} \end{pmatrix}\left(\varepsilon`_{i,1,t} \;\; \varepsilon`_{i,2,t} \ldots \varepsilon`_{i,n,t}\right) = \begin{pmatrix} \sigma_{ii,11,t} & \sigma_{ii,12,t} & \sigma_{ii,1n,t} \\ \sigma_{ii,21,t} & \sigma_{ii,22,t} & \sigma_{ii,2n,t} \\ \sigma_{ii,n1,t} & \sigma_{ii,n2,t} & \sigma_{ii,nn,t} \end{pmatrix} \qquad (۱۳)$$

[1]. a) Koop, G. M.. Bayesian econometrics. John Wiley & Sons Inc.
b) Dieppe, A., Legrand, R., & Van Roye, B.. The BEAR toolbox.

فرض می‌شود که $\mathcal{E}_{i,t}$ دارای عدم خودهمبستگی است. بنابراین $E(\mathcal{E}_{i,t}\mathcal{E}_{i,s}) = \Sigma_{ii,t}$ است و عبارت $E(\mathcal{E}_{i,t}\mathcal{E}_{i,s}) = 0$ و $t \neq s$ می‌باشد. باید این نکته را در نظر گرفت که تنظیم کلی ماتریس واریانس-کواریانس برای باقیمانده VAR مجاز به دوره خاصی است که بیانگر یک شکل کلی از واریانس ناهمسانی می‌باشد.

برای هر واحد در متغیر i، معادله پویا در دوره t شامل مجموعه‌ای از $k = Nnp + m$ ضریب برای برآورد هست، که نشانگر اینست که $k = Nnp + m$ ضریب برای کل دادهها برآورد می‌شود. با مدل‌سازی روی N متغیر، مدل اصلاح شده به صورت:

$$y_t = \sum_{k=1}^{p} . A_t^k y_{t-k} + C_t x_t + \varepsilon_t = A_t^1 y_{t-1} \dots + A_t^p y_{t-p} + C_t x_t + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

Or

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{N,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11,t}^1 & A_{12,t}^1 & \dots & A_{1N,t}^1 \\ A_{21,t}^1 & A_{22,t}^1 & \dots & A_{2N,t}^1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ A_{N1,t}^1 & A_{N2,t}^1 & \dots & A_{NN,t}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ \vdots \\ y_{N,t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} A_{11,t}^p & A_{12,t}^p \dots & A_{1N,t}^p \\ A_{21,t}^p & A_{22,t}^p \dots & A_{2N,t}^p \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ A_{N1,t}^p & A_{N2,t}^p \dots & A_{NN,t}^p \end{pmatrix} \qquad (۱۵)$$

$$\begin{pmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \\ \vdots \\ y_{N,t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} C_{1,t} \\ C_{2,t} \\ \vdots \\ C_{N,t} \end{pmatrix} x_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix}$$

Whit:

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \\ \vdots \\ y_{N,t-p} \end{pmatrix} \quad A_t^k = \begin{pmatrix} A_{11,t}^k & A_{12,t}^k & \dots & A_{1,Nt}^k \\ A_{21,t}^k & A_{22,t}^k & \dots & A_{2,Nt}^k \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ A_{N1,t}^k & A_{N2,t}^k & \dots & A_{N,Nt}^k \end{pmatrix} \quad C_t = \begin{pmatrix} C_{1,t} \\ C_{2,t} \\ \vdots \\ C_{N,t} \end{pmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix} \qquad (۱۶)$$

بردار باقیمانده $\mathcal{E}_{i,t}$ دارای ویژگی زیر است:

$$\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_t) \qquad (۱۷)$$

$$\Sigma_t = E(\varepsilon_t \varepsilon`_t) = E \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix} (\varepsilon`_{1,t} \ \varepsilon`_{2,t} \dots \varepsilon`_{N,t}) = \begin{pmatrix} \Sigma_{11,t} & \Sigma_{12,t} & \Sigma_{1N,t} \\ \Sigma_{21,t} & \Sigma_{22,t} & \Sigma_{2N,t} \\ \Sigma_{N1,t} & \Sigma_{N2,t} & \Sigma_{NN,t} \end{pmatrix} \qquad (۱۸)$$

فرض عدم خودهمبستگی را برای کل مدل گسترش می‌دهیم. بنابرای، $E(\varepsilon_t \varepsilon`_t) = \Sigma_t$ است در حالی که وقتی $t \neq s$ باشد $E(\varepsilon_t \varepsilon`_s) = 0$ می‌باشد. فرمول‌سازی رابطه ۱۵ حاکی از آن

است که $h = Nq = Nn(Nnp + m)$ ضریب برای برآورد وجود دارد. این عمومی‌ترین شکل مدل پانل‌ور بیزی است که دارای چهار ویژگی زیر است:

۱. وابستگی متقابل پویا: پویایی رفتار هر متغیر با مقدار وقفه خود و همچنین با مقدار وقفه‌های سایر متغیرهای درون‌زا تعیین می‌شود، به عبارت دیگر زمانی‌که $i \neq j$ باشد $A_{ijt}^{k} \neq 0$ است.

۲. وابستگی متقابل ایستا: در این حالت ε_{it} دارای همبستگی مقطعی بین متغیرهاست، به طورکلی وقتی $i \neq j$ باشد، $\Sigma_{ijt} \neq 0$ است.

۳. ناهمگنی متقاطع در زیربخش‌ها: در این حالت، ضرایب VAR و واریانس‌های باقیمانده برای هر متغیر به صورت واحد می‌باشد. به عبارت دیگر: زمانی که $i \neq j$ باشد $A_{ikt}^{l} \neq A_{jk}^{l}$ و $C_{jt} \neq C_{jt}$ و $\Sigma_{iit} \neq \Sigma_{jjt}$ است.

۴. ناهمگنی پویا: ضرایب VAR و ماتریس واریانس- کوواریانس باقیمانده‌ها برای هر دوره مقدار خاصی می‌باشد. به عبارت دیگر زمانی که $i \neq j$ باشد $A_{ijt}^{k} \neq A_{ijs}^{k}$ و $\Sigma_{ijt} \neq \Sigma_{ijs}$ است(دیپ و همکاران[1]، ۲۰۱۶؛ کوپ[2]،۲۰۰۳).

این ویژگی‌ها برای مدل‌های پنل‌ور بیزی برقرار است. در این پژوهش نیز از این مدل استفاده خواهد شد. علت استفاده از این مدل بنا به دلایل زیر است:

۱. با نگاهی کلی به مطالعات قبلی که در این زمینه انجام شده‌اند درمی‌یابیم که روش‌های مورد استفاده، اکثراً ARDL، VAR ساده و GMM هستند. این مدل‌ها هرچند کاربرد زیادی در اقتصاد دارند؛ اما، نااطمینانی و پویایی‌های موجود را درنظر نمی‌گیرند. همان‌طور که در بخش قبلی ذکر گردید، مدل‌های بیزی بر خلاف مدل‌های کلاسیک، وابستگی متقابل پویا، وابستگی متقابل ایستا، ناهمگنی متقاطع در زیربخش‌ها و ناهمگنی پویا را با هم در نظر می‌گیرند و برای شرایط مختلف، براساس توابع پیشین و پسین درجه نااطمنانی متفاوتی را لحاظ می‌کنند؛ که این ویژگی‌ها باعث می‌شود مزیت بهتری نسبت به سایر مدل‌ها داشته باشند. علت اینکه این مدل پویایی بیشتری دارد، بدین خاطر هست که در توابع بیزی از توابع چگالی پیشین و پسین استفاده می‌شود. تابع چگالی پسین در مدل پنل‌ور بیزی از حاصل‌ضرت تابع چگالی پیشین (که مشروط به باورها محقق و شرایط مختلف جامعه آماری هست) در تابع راست‌نمایی بدست می‌آید. بنابراین، رویکرد بیزی به

[1]. Dieppe et al.
[2]. Koop

دلیل استفاده از توزیع پسین در مرحله برآورد، دقت بالایی دارد و نسبت به رویکرد کلاسیک جامع‌تر و انعطاف‌پذیرتر است. در بسیاری از روش های برآورد کلاسیک برای مثال حداکثر درست‌نمایی بر اساس فرض نرمال بودن مجانبی استنباط انجام می‌گیرد. استنباط بیزی یک تفسیر شهودی و واضح‌تری از نتایج بر اساس احتمالات فراهم می‌کند. برای مثال فاصله‌های منطقی به صورت فاصله‌هایی که پارامترها یک احتمال معین را می‌گیرند تفسیر می‌شوند، در حالی که فاصله اطمینان در رویکرد کلاسیک تفسیر واضح و آنچنان مستقیمی ندارد و یا حداقل به اندازه رویکرد بیزی سرراست نیست (برگر و پولبرت[1]، ۱۹۹۸؛ دیپ و همکاران، ۲۰۱۶؛ کوپ،۲۰۰۳). این عوامل باعث می‌شود که مدل‌های پنل‌ور بیزی نسبت به مدل‌های دیگر از پویایی بیشتری برخوردار باشد.

۲. با توجه به اینکه داده‌های مورد بررسی این پژوهش به صورت پنلی هستند، درسایر تخمین‌ها برای اینکه اثر هر متغیر را روی تورم آن کشور تحلیل کنیم، نیاز است برای هر کشور جداگانه تخمینی انجام شود. اما در مدل پنل‌ور بیزی، با تشکیل ماتریس و درنظر گرفتن شرایط همه کشورها با هم، اقدام به تخمین مدل به صورت کلی و جدا برای هرکدام از کشورها می‌کند. تشکیل ماتریسی متشکل از همه کشورها و درنظر گرفتن شرایط سایر کشورها در هنگام تخمین مدل، باعث می‌شود نتایج به واقعیت نزدیک‌تر باشد. در واقع، در این مدل نه تنها اثر متقابل بین متغیرها که در مدل‌های ساده VAR در نظر گرفته می‌شود را در لحاظ می‌کند، بلکه اثرات متقابل بین مقاطع با یکدیگر را نیز به مدل اضافه می‌کند (کانوا و سیسارلی[2]، ۲۰۱۳).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]. Berger & Wolpert
[2]. Canova & Ciccarelli

۵. تخمین مدل و تفسیر ضرایب

۵-۱. آزمون مانایی داده‌ها

برای تخمین مدل پژوهش، لازم است مانایی تمام متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. زیرا مانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود.بنابراین، لازم است حداقل یکی از پنج آزمون لوین، لین و چات[1]، آزمون ایم، پسران و شین[2]، آزمون کای‌دوی دیکی‌فولر- فیشر[3] (دیکی‌فولر تعمیم‌یافته)، آزمون کای‌دوی فیشر-PP[4] (آزمون فلیپس و پرون (نوع فیشر)) و هادری[5] برای آزمون ریشه واحد پانل مورد استفاده قرار گیرد. در این آزمون‌ها روند بررسی مانایی همگی به غیر از روش هادری به یک صورت است و با رد فرضیه صفر، نامانایی یا ریشه واحد رد می‌شود و مانایی پذیرفته می‌شود. در غیر این‌صورت، با یک‌بار تفاضل‌گیری و یا با دو بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود که برای تشخیص این قسمت به احتمال آن توجه می‌شود که بایستی از ۵ درصد کوچک‌تر باشد. نتایج حاصل آزمون ریشه واحد برای کشورهای عضو اوپک و گروه۷ به صورت زیر است (گجراتی، ۲۰۰۲).

جدول(۱)- آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیرها (مانایی و نامانایی)	کای دوی فیشر-PP		دیکی‌فولر تعمیم‌یافته		ایم، پسران و شین		لوین، لین و چات	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
*$EInflation_{opec}$	۱۶۹/۳	۰/۰۰	۱۸۱/۶	۰/۰۰	-۱۱/۹	۰/۰۰	-۱۶/۱۱	۰/۰۰
**Gap_{opec}	۵۴/۲۵	۰/۰۰	۵۴/۳۶	۰/۰۰	-۴/۰۱	۰/۰۰	-۳/۵۲	۰/۰۰۰
*$EInflation_{g7}$	۵۷/۰۲	۰/۰۰	۸۳/۴	۰/۰۰	-۷/۷۵	۰/۰۰	-۹/۳۲	۰/۰۰
**Gap_{g7}	۳۶/۳	۰/۰۰	۵۰/۴۷	۰/۰۰	-۴/۹۵	۰/۰۰	-۳/۵۱	۰/۰۰
*$Inflation_{opec}(-1)$	۱۱۷/۲	۰/۰	۳۱۴/۵	۰/۰۰	-۹/۹۰	۰/۰۰	-۱۷/۴	۰/۰۰
*$Inflation_{g7}(-1)$	۳۷/۱۴	۰/۰۰	۵۳/۷۵	۰/۰۰	-۵/۲۷	۰/۰۰	-۷/۳۸	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق(*: مانا در سطح؛ **: مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری)

با توجه به نتایج جدول(۱) متغیر شکاف تولید برای کشورها عضو اوپک و گروه۷ نامانا هست و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود. سایر متغیرها در سطح مانا هستند.

1. Levin, Lin & Chut
2. Im, Pesaran & Shin
3. ADF - Fisher Chi-square
4. PP - Fisher Chi-square
5. Hadri

۵-۲. آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی

آزمون هم‌انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های پانلی اکثرا با استفاده از روش پدرونی[1] استفاده می‌شود. علاوه براین آزمون انگل-گرنجر[2] بر مبنای آزمون مانا بودن باقیمانده‌های یک رگرسیون، هنگامی که متغیرهای معادله رگرسیون انباشته از درجه اول باشند صورت می‌گیرد. همچنین کائو[3] آزمون هم‌جمعی تعمیم‌یافته دیکی‌فولر را با فرض این که بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع همگن باشند ارائه می‌نماید. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش پدرونی و آزمون کائو در جداول(۲) و (۳) آمده است. فرضیه صفر این مدل بیانگر عدم‌وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی شامل ۷ آماره می‌باشد که در دو دسته مشخص شده است. دسته اول درون‌گروهی می‌باشند که شامل Panel v-Statistic، Panel rho-Statistic، Panel PP-Statistic و Panel ADF-Statistic است و دسته دوم بین‌گروهی نامیده شده است که شامل Group rho-Statistic، Group PP-Statistic و Group ADF-Statistic هست. فرضیه صفر در این حالت بیانگر عدم‌وجود رابطه هم‌انباشتگی است. با توجه به نتایج جدول (۲)، وجود رابطه هم‌انباشتگی قوی بین متغیرها، هم به صورت بین‌گروهی و هم درون‌گروهی برای دو دسته مورد بررسی، یعنی کشورهای عضو اوپک و گروه۷ برقرار است (پدرونی، ۱۹۹۵؛ گجراتی، ۲۰۰۲).

جدول(۲)- نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

	هم‌انباشتگی متغیرهای کشورهای عضو اوپک				هم‌انباشتگی متغیرهای کشورهای عضو گروه۷			
	بدون عرض از مبدا		با عرض از مبدا		بدون عرض از مبدا		با عرض از مبدا	
	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
Panel v-Statistic	۰/۹۶	-۱/۷۷	۰/۹۹	-۳/۰۵	۰/۴۴	۰/۱۴۰	۰/۶۹	-۰/۵۲۱
Panel rho-Statistic	۰/۰۰۱	-۳/۰۷	۰/۰۱	-۲/۰۷	۰/۰۴	-۱/۶۶	۰/۲۹	-۰/۵۳
Panel PP-Statistic	۰/۰۰	-۱۲/۶۹	۰/۰۰	-۱۳/۴	۰/۰۰	-۵/۳۱	۰/۰۰	-۴/۸۹
Panel ADF-Statistic	۰/۰۰	-۹/۷۰	۰/۰۰	-۹/۹۶	۰/۰۰	-۵/۳۵	۰/۰۰	-۵/۷۱
Group rho-Statistic	۰/۰۰۹	-۲/۳۶	۰/۱۴۴	-۱/۰۶۲	۰/۱۷	-۰/۹۴	۰/۶۵	۰/۳۹
Group PP-Statistic	۰/۰۰	-۱۲/۷	۰/۰۰	-۱۳/۴۲	۰/۰۰	-۷/۶۹	۰/۰۰	-۶/۴۱
Group ADF-Statistic	۰/۰۰	-۸/۹۶	۰/۰۰	-۷/۹۱	۰/۰۰	-۶/۶۹	۰/۰۰	-۵/۷۳

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Pedroni
[2]. Engle-Grange
[3]. Kao

همچنین براساس آزمون کائو، با توجه به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود رابطه هم‌انباشتگی برای دو گروه مورد بررسی، وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها را تأیید می‌شود (کائو، ۲۰۰۰).

جدول (۳)- نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

	هم‌انباشتگی متغیرهای کشورهای عضو گروه۷		هم‌انباشتگی متغیرهای کشورهای عضو اوپک	
هم‌انباشتگی کائو	مقدار احتمال	آماره آزمون	مقدار احتمال	آماره آزمون
ADF	۰/۰۰	-۴/۶۷	۰/۰۰	-۶/۸۲

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۳. بررسی درونزایی متغیرهای توضیحی

یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون، موضوع برون‌زایی متغیرهای توضیحی است. یک متغیر درون‌زاست اگر با اجزای اخلال همبستگی معناداری داشته باشد. اگر متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون درون‌زا باشند، در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تک معادله‌ای برآوردهای تورش‌دار و ناسازگاری را نتیجه خواهد داد. بنابراین، برای بررسی درون‌زایی بین متغیر توضیحی و جزء اخلال از آزمون علیت گرنجری استفاده می‌نماییم.

جدول(۴)-بررسی برونزایی متغیرهای توضیحی

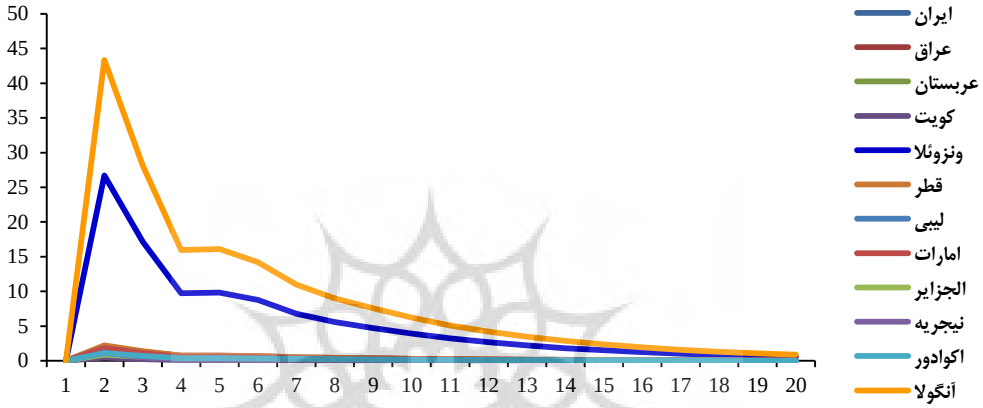
گروه جی۷			گروه اوپک		
H_0	مقدار آماره	H_0رد می‌شود؟	H_0	مقدار آماره	H_0رد می‌شود؟
پسماند تخمین با تورم دروه گذشته رابطه ندارد.	۱۷۹/۹	خیر	پسماند تخمین با تورم دروه گذشته رابطه ندارد.	۳۴۷۲/۷	خیر
تورم دروه گذشته با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۲۲/۲	خیر	تورم دروه گذشته با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۱۹۷۰/۸	خیر
پسماند تخمین با شکاف تولید رابطه ندارد.	۰/۰۱	رد	پسماند تخمین با شکاف تولید رابطه ندارد.	۰/۱۴۱	خیر
شکاف تولید با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۰/۰۴	رد	شکاف تولید با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۰/۰۴۸	رد
پسماند تخمین با تورم انتظاری رابطه ندارد.	۰/۰۰	رد	پسماند تخمین با تورم انتظاری رابطه ندارد.	۰/۰۴۱	رد
تورم انتظاری با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۰/۰۰۲	رد	تورم انتظاری با پسماند تخمین رابطه ندارد.	۰/۰۲	رد

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین، با توجه به نتایج جدول ۴، برخی از متغیرهای مدل درونزا هستند.

۵-۴. نتایج تخمین مدل حاصل از روش پنل‌ور بیزی

۵-۴-۱- بررسی تغییرات تورم‌انتظاری بر تورم کشورهای عضو اوپک و گروه۷



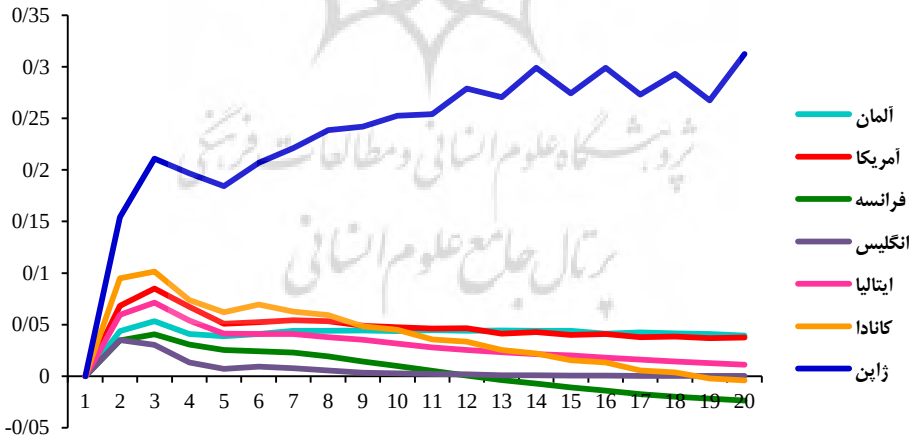
نمودار ۳- بررسی تغییرات تورم‌انتظاری بر تورم کشورهای عضو اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از تخمین توابع واکنش آنی مدل پنل‌ور بیزی در نمودار ۳، برای کشورهای عضو اوپک، تغییرات تورم انتظاری در دوره‌های اول اثر مثبتی بر تورم دارد و باعث افزایش آن می‌شود. اما رفته‌رفته از مقدار مثبت آن کاسته می‌شود و برای دوره‌های ۱۵ به بعد تقریباً اثر تورم انتظاری بر تورم حال از بین می‌رود. در بین کشورهای عضو اوپک تورم کشورهای آنگولا و ونزوئلا بیشترین تأثیرپذیری را از تورم انتظاری دارند. اما نتایج برای کشورهای عضو گروه۷ کاملاً متفاوت است. با توجه به نمودار ۴، اثر تورم انتظاری بر تورم دوره حال کشورها گروه۷ برای دوره‌های اول همانند کشورهای عضو اوپک مثبت و افزایشی است. اما نکته‌ای که وجود دارد در این گروه از کشورها اثر تورم انتظاری در نهایت از بین نمی‌رود و این اثر برای برخی کشورها مثبت و کاهشی و برای برخی حتی منفی نیز می‌شود. با توجه به نمودار ۴، اثر تورم انتظاری بر تورم کشور ژاپن به مرور زمان نه تنها کاهشی نیست، بلکه بر اثر آن افزوده هم می‌شود و به نوعی اثر ماندگاری دارد. همچنین اثر این متغیر بر تورم کشور فرانسه از دوره ۱۳ به بعد به صورت منفی می‌باشد و تنها برای کشور انگلیس و کانادا در نهایت پس از ۱۸ دوره، اثر این متغیر از بین می‌رود. همچنین، اثر

این متغیر بر تورم کشورهای آلمان، آمریکا و ایتالیا پس از ۲۰ دوره هنوز از بین نرفته است. بنابراین، با توجه به نتایج، به طور متوسط اثر تورم‌انتظاری بر تورم حال کشورهای عضو گروه۷ نسبت کشورهای عضو اوپک ماندگاری بیشتری دارد.

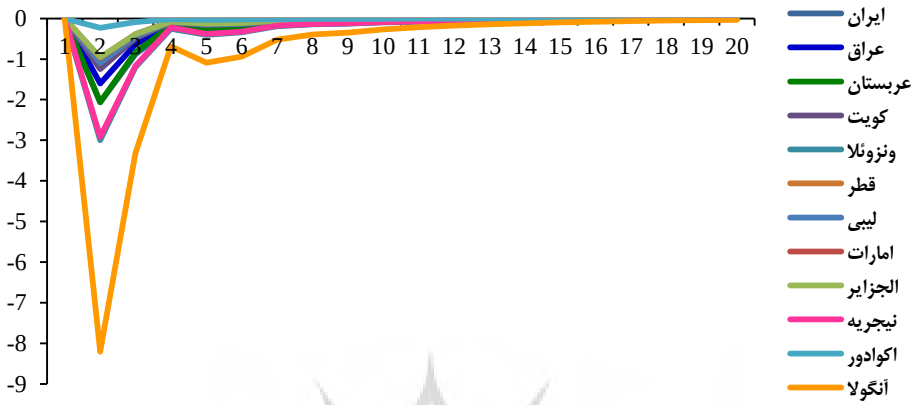
در خصوص کشور ایران نیز، همانند سایر کشورهای عضو اوپک، تورم انتظاری ابتدا اثر مثبتی را بر تورم دوره حال وارد می‌کند و سپس به تدریج از مقدار این اثر کاسته و در نهایت از بین می‌رود. اثرگذاری تورم انتظاری بر تورم دوره حال برای ایران، از کشورهای کویت، نیجریه و الجزایر بیشتر و نسبت به سایر کشورهای عضو اوپک، کمتر و یا تقریباً مشابه است. شاید یکی از دلایل اصلی که اثر این متغیر بر تورم ایران مثبت هست، بدین خاطر باشد که کشور ایران طی سالیان گذشته بارها شوک‌های شدیدی را از متغیرهای کلان اقتصادی در نتیجه عوامل مختلفی نظیر تحریم‌ها دریافت کرده است که منجر به نوسانات تورمی شده است. بی‌اعتمادی مردم به شرایط اقتصادی و سیاست‌های دولت موجب گردیده است که حتی اگر دولت سیاستی را برای کاهش تورم اجرا کند و یا برای مدتی اقتصاد به شرایط باثبات بازگردد، باز هم عوامل اقتصادی از تورم انتظاری به عنوان یک متغیر اثرگذار در پیش‌بینی تورم استفاده کنند؛ که این نتایج نشان از عدم‌اطمینان به شرایط و بدبینی نسبت به آینده حکایت دارد. نتایج این پژوهش در خصوص تأثیر تورم انتظاری بر تورم دوره حال کشور ایران با یافته‌های مطالعات کازرونی و همکاران (۱۳۹۶)، افشاری و بیات (۱۳۹۳) و توکلیان (۱۳۹۱) مطابقت دارد.



نمودار ۴- بررسی تغییرات تورم‌انتظاری بر تورم کشورهای گروه۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۴-۲- بررسی تغییرات شکاف تولید بر تورم کشورهای عضو اوپک و گروه۷



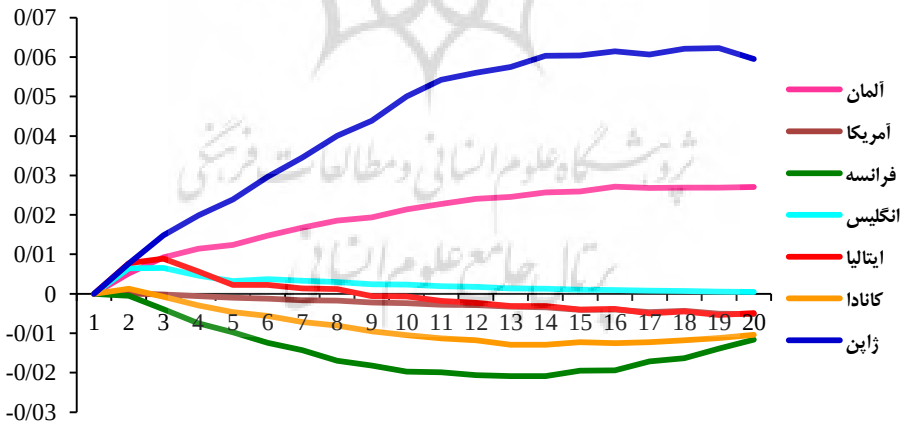
نمودار ۵- بررسی تغییرات شکاف تولید بر تورم کشورهای عضو اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصله از تخمین مدل پنل ور بیزی در نمودار ۵، شکاف تولید تقریباً اثرات مشابهی را بر تورم همه کشورهای عضو اوپک وارد می‌کند. اثر این متغیر در دوره اول بر تورم همه کشورها به صورت منفی است (برخلاف نتایج منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید). سپس رفته‌رفته از اثرات آن کاسته شده، تا اینکه از دوره ۱۰ به بعد اثر آن به صورت کامل برای همه کشورها از بین می‌رود. شکاف تولید بیشترین تأثیر را بر تورم کشورهای آنگولا، نیجریه و عربستان داشته و کمترین اثر آن برای تورم کشور اکوادور می‌باشد. اثر شکاف تولید بر تورم کشور ایران نیز، همانند سایر کشورهای عضو اوپک، ابتدا منفی هست و سپس به تدریج از مقدار این اثر کاسته و در نهایت از بین می‌رود. شاید یکی از دلایل اصلی این اتفاق برای کشور ایران بدین دلیل باشد که، وقتی تولید ناخالص ملی(بنا به دلایلی مانند افزایش قیمت نفت) افزایش پیدا می‌کند، دولت برای کنترل بازارهای داخلی، اقدام به واردات کالا و و خدمات می‌کند (جهانی رائینی و همکاران، ۱۳۸۵؛ ص۱۲۸). افزایش عرضه کالا در بازار به دلیل واردات ناشی از افزایش درآمد، منجر به کنترل و یا کاهش قیمت می‌شود. به عبارتی، از آنجا که اقتصاد ایران یک اقتصاد خدماتی بوده و با توجه به زمان‌بر نبودن ورود کالاهای تولیدی بخش خدمات نسبت به صنعت و کشاورزی به بازار مصرف، افزایش تولید در همان ابتدا اثر کاهشی خود را بر تورم برجا می‌گذارد (غفاری و نعیمی‌پژوه، ۱۳۹۱).

این نتایج نشان می‌دهد که تورم در ایران صرفا یک پدیده پولی نیست و بخش حقیقی نیز بر آن اثر دارد و لازم است در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی به این موضوع توجه گردد. نتایج این پژوهش در خصوص تأثیر شکاف تولید بر تورم کشور ایران با یافته‌های مطالعات امامی و علیا (۱۳۹۱) و غفاری و نعیمی‌پژوه (۱۳۹۱) مطابقت دارد.

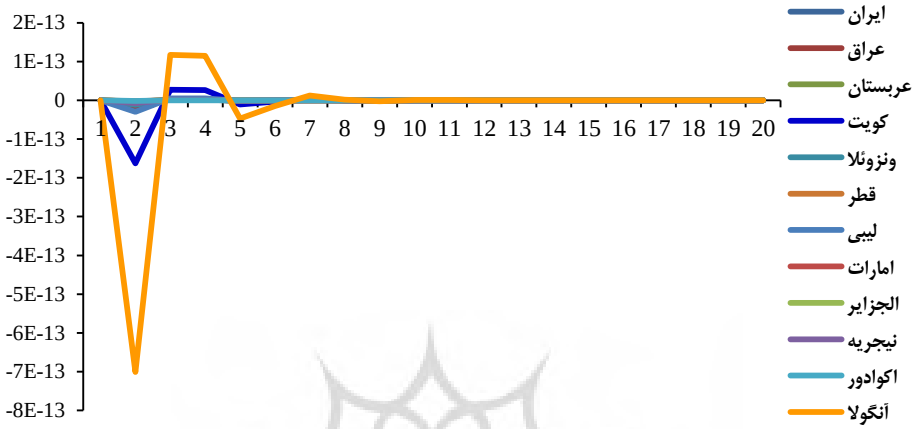
اما نتایج برای کشورهای عضو گروه۷ کاملاً متفاوت است (نمودار ۶). در دوره‌های اول، شکاف تولید تقریباً بر تورم تمامی کشورها (به صورت اندک برای کشورهای فرانسه، کانادا و آمریکا) اثر مثبت دارد. اما رفته‌رفته تأثیر این متغیر بر تورم کشورهای مختلف، متفاوت است. با توجه به نمودار ۶، اثر شکاف تولید بر تورم کشورهای ژاپن و آلمان رفته‌رفته افزایش می‌باشد و پس از ۲۰ دوره نه تنها از بین نرفته است، بلکه بیشتر هم شده است. برای کشور انگلیس، پس از ۱۳ دوره، تقریباً اثر آن بر روی تورم از بین می‌رود. در نهایت، اثر شکاف تولید بر تورم کشورهای فرانسه، کانادا، آمریکا و ایتالیا منفی می‌شود و پس از ۲۰ دوره تا حدودی این اثر هنوز باقی مانده است. بنابراین، با توجه به نتایج بدست آمده، اثر شکاف تولید بر تورم براساس منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید فقط برای برخی از کشورهای گروه۷ مورد تایید واقع شد و برای سایر کشورها تأثیر متفاوت و معکوسی بدست آمد. همچنین، به طور متوسط، اثر شکاف تولید بر تورم کشورهای عضو گروه۷ نسبت کشورهای عضو اوپک ماندگاری بیشتری دارد.



نمودار ۶- بررسی تغییرات شکاف تولید بر تورم کشورهای گروه۷

منبع: یافته‌های پژوهش

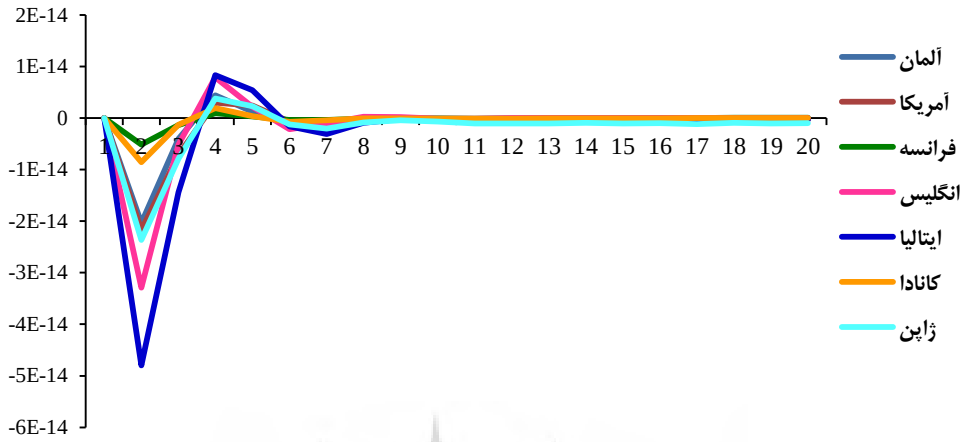
۵-۴-۳- بررسی تغییرات تورم دوره گذشته بر تورم کشورهای عضو اوپک و گروه۷



نمودار ۷- بررسی تغییرات تورم گذشته بر تورم کشورهای عضو اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۷، اثر تورم دوره گذشته بر تورم در دوره‌های اولیه، منفی است. اما رفته‌رفته از اثر این متغیر کاسته می‌شود و در نهایت پس از دوره ۳ مثبت می‌شود. در ادامه پس از کمی کاهش از اثر مثبت آن، از دوره ۷ به بعد تقریباً اثر آن به صورت کامل بر تورم کشورهای عضو اوپک از بین می‌رود. تورم کشورهای آنگولا و کویت بیشترین تأثیر را از تورم دوره‌های گذشته دریافت کرده‌اند. برای کشور ایران نیز شرایط کاملاً مشابه با کشورهای عضو اوپک است و نشان می‌دهد که تجربه افراد و عوامل اقتصادی از نوسانات تورمی گذشته بر تورم دوره حال اثرگذار است. نتایج این بخش از پژوهش (برای کشور ایران) با یافته‌های مطالعات کازرونی و همکاران (۱۳۹۶)، توکلیان (۱۳۹۱) و افشاری و بیات (۱۳۹۳) مطابقت دارد. همچنین، اثر این متغیر بر تورم کشورهای عضو گروه۷ نیز دقیقاً مشابه کشورها عضو اوپک است. همان‌طور که در نمودار ۸ مشخص است، اثر این متغیر بر کشورهای عضو گروه۷ همانند کشورهای اوپک در دوره‌های اولیه کاهش بوده و پس از آن روند افزایشی به خود می‌گیرد و در نهایت، از دوره ۷ به بعد تقریباً اثر آن بر تورم به طور کامل از بین می‌رود. تورم کشور ایتالیا، انگلیس و ژاپن بیشترین و تورم کشور فرانسه و کانادا کمترین تأثیر را ازاین متغیر دریافت کرده‌اند.



نمودار ۸- بررسی تغییرات تورم دوره گذشته بر تورم کشورهای گروه۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بررسی تغییرات قیمت یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصادی است که همواره توجه اقتصاددانان را طی دوره‌های مختلف جلب کرده است و تصمیمات و سیاست‌گذاری در مورد آن تأثیر فراوانی بر بخش‌های مختلف اقتصادی دارد. مطالعه حاضر با بکارگیری مدل پنل‌ور بیزی (Bayesian Panelvar) در نرم‌افزار Matlab به بررسی منحنی فیلیپس هایبریدی بر اساس شکاف تولید مطابق با نظریه کینزین جدید برای دو گروه از کشورها؛ شامل کشورهای عضو اوپک و کشورهای عضو گروه۷ طی بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که تمامی متغیرها اعم از تورم دوره گذشته، تورم انتظاری و شکاف تولید بر تورم اثر معناداری دارند.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل پنل‌ور بیزی اثر تورم دوره گذشته بر تورم حال در کشورهای عضو اوپک و گروه۷ متفاوت است. این متغیر در دوره‌های اول بر تورم هر دو گروه از کشورها تأثیر مثبتی دارد. اما، در کشورهای عضو اوپک به مرور زمان از میزان افزایشی بودن این متغیر کاسته می‌شود. ولی در کشورهای گروه۷ اینگونه نیست و در برخی از کشورها نه تنها این اثر از بین نمی‌رود بلکه بیشتر هم می‌شود. به طور مثال اثر تورم انتظاری بر تورم کشور ژاپن به مرور زمان افزایشی هست و به نوعی اثر ماندگاری دارد. همچنین اثر این متغیر بر تورم کشور فرانسه از دوره ۱۳ به بعد به صورت منفی می‌باشد و تنها برای کشور انگلیس و کانادا پس از ۱۸ دوره، از بین می‌رود. همچنین اثر این متغیر بر تورم سایر کشورهای گروه۷ به صورت ماندگار باقی می‌ماند.

بنابراین، به طور متوسط اثر تورم‌انتظاری بر تورم کشورهای عضو گروه۷ نسبت به کشورهای عضو اوپک ماندگاری بیشتری دارد. همچنین، اثر تورم دوره گذشته بر تورم در کشورهای عضو اوپک و گروه۷ کاملاً مشابه است. به طوری که در دوره‌های اول این متغیر بر تورم این کشورها اثر منفی گذاشته است. اما رفته‌رفته اثر منفی آن کاسته شده و به یک اثر مثبت تبدیل شده است. با این حال، اثرات این متغیر بر تورم پس از مدتی به صورت کامل از بین می‌رود. نکته قابل‌تامل در این خصوص این است که شدت اثر تورم دوره گذشته بر دوره حال در کشورهای عضو اوپک بیشتر از کشورهای گروه۷ است.

از آنجا که شدت اثر تورم دوره گذشته و تورم انتظاری به ترتیب میزان گذشته‌نگری و آینده‌نگری افراد جامعه در پیش‌بینی تورم را نشان می‌دهند (گالی، گرتلرز (۱۹۹۹)؛ گالی گرتلرز و لوپز (۲۰۰۱)؛ گالی گرتلر و لوپز[1] (۲۰۰۵)) ؛ با توجه به نتایج بدست آمده، از آنجا که از یک طرف ماندگاری تورم انتظاری در کشورها گروه۷ بیشتر از کشورهای عضو اوپک هست و از طرفی دیگر، شدت تورم دوره گذشته بر تورم دوره حال در این کشورها کمتر از کشورهای عضو اوپک می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به طور متوسط کشورهای عضو اوپک نسبت به کشورهای جی۷ بیشتر رویکر گذشته‌نگری نسبت به تورم دارند و مردم در کشورهای گروه۷ نیز، بیشتر نسبت به گروه اوپک بر اساس شرایط آینده، اقدام به پیش‌بینی تورم و انجام فعالیت‌های اقتصای خود می‌کنند. ایران نیز همانند سایر کشورهای اوپک از این ویژگی برخوردار است. این نتایج(برای کشور ایران) با یافته‌های مطالعات رحمانی و امیری (۱۳۹۱)، افشاری و بیات (۱۳۹۳)، توکلیان (۱۳۹۱) و گزارش‌های گروه تحقیقات اقتصادی بانک خاورمیانه[2] (شماره ۱۳۶) مطابقت دارد. در واقع، نتایج بیانگر اینست که عوامل اقتصادی در تنظیم و پیش‌بینی قیمت‌ها به ترکیبی از قیمت‌های گذشته و آینده یا تورم انتظاری توجه می‌کنند و بسته به تأثیراتی که در گذشته از تورم‌ها دریافت کرده‌اند ضریب تأثیر متفاوتی برای آینده و گذشته در پیش‌بینی تورم در نظر می‌گیرند. معمولا کشورهایی که نوسانات قیمتی زیادی در اقتصادشان تجربه کرده‌اند؛ برای پیش‌بینی تورم بیشتر نوسانات دوره‌های قبلی تورم را مورد توجه قرار می‌دهند و کشورهایی که ثبات بیشتری را در اقتصاد خود دارا هستند؛ برای پیش‌بینی تورم از تورم انتظاری و شرایط پیش‌رو بیشتر بهره می‌گیرند.

---

[1]. i) Galı J, Gertler M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of monetary Economics. 1999; 44(2):195–222.

ii) Galı J, Gertler M, Lopez JD. European inflation dynamics. European economic review. 2001; 45(7): 1237–1270.

iii) Gali J, Gertler M, Lopez JD. Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. Journal of Monetary Economics. 2005; 52(6): 1107–1118.

[2]. https://www.middleeastbank.ir/news/economicreportsview/136

در نهایت، شکاف تولید تقریباً اثرات مشابهی را بر تورم همه کشورها عضو اوپک وارد می‌کند و اثر آن در دوره اول بر تورم همه کشورهای به صورت منفی است. سپس رفته‌رفته از اثرات آن کاسته شده تا اینکه از دوره ۱۰ به بعد اثر آن به صورت کامل برای همه کشورها از بین می‌رود. اما نتایج برای کشورهای عضو گروه۷ کاملاً متفاوت است. در دوره‌های اول شکاف تولید تقریباً بر تورم تمامی کشورها اثر مثبت دارد. اما رفته‌رفته تأثیر این متغیر بر تورم کشورهای مختلف، متفاوت است. به طوری که، اثر این متغیر بر تورم کشورهای ژاپن و آلمان رفته‌رفته افزایش می‌باشد و پس از ۲۰ دوره نه تنها از بین نرفته است بلکه بیشتر هم شده است. برای کشور انگلیس، این متغیر پس از ۱۳ دوره، تقریباً اثر آن بر روی تورم از بین می‌رود. در نهایت، اثر شکاف تولید بر تورم کشورهای فرانسه، کانادا، آمریکا و ایتالیا منفی می‌شود و پس از ۲۰ دوره تا حدودی این اثر هنوز باقی مانده است که بیانگر ماندگاری بیشتر اثر شکاف تولید بر تورم کشورهای عضور گروه۷ است.

براین اساس، با توجه به نتایج حاصله، کارکرد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید فقط برای برخی از کشورها تایید شد. با توجه به مبانی نظری این منحنی، شکاف تولید باعث افزایش تورم دوره حال می‌شود (گالی و گرتلر، ۱۹۹۹؛ منکیو، ۲۰۰۱؛ روبرتز، ۱۹۹۵)؛ اما نتایج بدست آمده در این پژوهش نشان داد، برخی از کشورها تأثیر کاملاً متفاوتی از این متغیر دریافت می‌کنند و فقط تعدادی از کشورها گروه۷، نتیجه‌ای مشابه با نتایج منحنی کینزی جدید دریافت کرده‌اند. بنابراین، نتایج منحنی فلیپس هایبریدی کینزین جدید برای همه کشورها صادق نیست. این نتایج، منطبق با یافته‌های پژوهش‌های فوهرر[۱] (۱۹۹۷)، فوهرر و مور[۲] (۱۹۹۵)، چادا و همکاران[۳] (۱۹۹۲)، روبرتز[۴] (۲۰۰۱)، الر و گاربن[۵] (۲۰۰۳)، رود و وهلن[۶] (۲۰۰۵) و چودهاری و سرکار[۷] (۲۰۱۷) است. به طور نمونه، نتایج پژوهش چودهاری و سرکار (۲۰۱۷) نشان داد که منحنی فلیپس هایبریدی کینزی جدید در بین کشورهای برزیل، روسیه، هند و آفریقای جنوبی فقط برای هند تایید شده است. سایر پژوهش‌های ذکر شده نیز نتیجه مشابهی بدست آورده‌اند. در نهایت با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهاداتی را در این زمینه ارائه نمود:

- براساس نتایج حاصل از مدل HNKPC تورم دوره گذشته و تورم انتظاری از متغیرهای تأثیرگذار بر تورم هستند. با توجه نوسانات شدید تورم در کشور، فضای نااطمینانی نسبت به پیش‌بینی تورم ایجاد شده است و صاحبان عوامل تولید را با عدم‌اعتماد و ریسک زیادی نسبت به شرایط اقتصادی روبه رو ساخته است. لازم است برنامه ریزان و سیاستگذاران تدابیری در جهت کنترل نوسانات

[1]. Fuhrer
[2]. Fuhrer & Moore
[3]. Chadha et al.
[4] . Roberts
[5]. Eller & Gordon
[6]. Rudd & Whelan
[7]. Chowdhury & Sarkar

نرخ تورم بیاندیشند تا به تدریج اثرات انتظاری و گذشته نامتناسب تورم از بین برود و عوامل اقتصادی از اطمینان خاطری به منظور سرمایه گذاری و تولید برخوردار شوند.

- توجه به گذشته و آینده در خصوص تعیین قیمت را می‌توان به عنوان نشانه‌ای از ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری در تنظیم قیمت‌ها دانست. به طوری که افرادی که بیشتر گذشته‌نگر هستند افراد ریسک‌گریز بوده و به حداقل سود در تنظیم قیمت‌ها راضی می‌شوند و در حالی افرادی که به قیمت آینده بیشتر توجه دارند خصلت ریسک‌پذیرتری خود را به قیمت سود بیشتر معاوضه می‌کنند (رحمانی و امیری، ۱۳۹۶). با توجه نتایج مدل، کشورهای عضو اوپک ریسک‌گریزتر هستند. بنابراین، لازم است دولت در جهت ثبات بیشتر قیمت‌ها اقداماتی را انجام دهد و ریسک‌های اقتصادی ناشی از تورم را کاهش دهند تا افراد نسبت به ثبات تورم، اعتماد و اطمینانی را کسب نمایند و بخش خصوصی نقش فعال‌تری را در اقتصاد ایفا کند.
- با توجه به نتایج پژوهش، یکی از متغیرهای اثرگذار بر تورم، شکاف تولید هست، که نشان می‌دهد تورم صرفا یک پدیده پولی نیست، بلکه متغیرهای حقیقی نیز بر آن اثرگذارند. بنابراین، لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان به این موضوع نیز توجه نمایند.

References

Afshari, Z. & Bayat, M, (2014). Comparison the predictive power of ARIMA model and hybrid new Keynesian Philips curve of inflation. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 8 (26), 11-1 [In Persian].

Arruda, E. F., Castelar, I., Neto, N. T., & Santos, C. (2019). Core Inflation, Expectations and Inflation Dynamics in Brazil. *International Journal of Economics and Finance*, 11(6), 1-1.

Berger, J., & Wolpert, R. (1998). *The Likelihood Principle, Institute of Mathematical Statistics*. Hayward, CA., 2nd edition .

Blanchard, O. J., & Galí, J. (2006). *A new Keynesian model with unemployment*. National Bank of Belgium Working Paper, (92).

Brissimis, S.N., & Magginas, N.S.(2008). Inflation forecasts and the NewKeynesian Phillips curve. *International Journal of Central Banking*, 8(June), 1–22.

Canova, F., & Ciccarelli, M. (2004). Forecasting and turning point predictions in a Bayesian panel VAR model. *Journal of Econometrics*, 120(2), 327-359 .

Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). *Panel Vector Autoregressive Models: A Survey* (January 16, 2013). ECB Working Paper No. 1507, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2201610.

Chadha, B., Masson, P. R., & Meredith, G. (1992). Models of Inflation and the Costs of Disinflation. *IMF Staff Papers*, 39 (2), 395–431.

Chowdhury, K. B., & Sarkar, N. (2017). Is the hybrid new Keynesian Phillips curve stable? Evidence from some emerging economies. *Journal of Quantitative Economics*, 15(3), 427-449.

Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45 .

Dieppe, A., Legrand, R., & Van Roye, B. (2016). *The BEAR toolbox*.

Dupuis, D. (2004). *The New Keynesian hybrid Phillips curve: An assessment of competing specifications for the United States*. Bank of Canada .

Emami K. & Olia, M. (2012), Estimating Output Gap and the Effects on Inflation Rate in Iran. *Journal of Economic Research*, 12 (1): 59-85. [in Persian].

Fuhrer, J. C. (1997). The (un) importance of forward-looking behavior in price specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 338-350.

Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127–159.

Ghafari, F., & Naemy Pajoh, H. (2012). An Investigation into the Impacts of Internal and External Shocks on Inflation in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 2012; 20 (62), 117-142 [In Persian].

Gali, J., & Gertler, M. (1999), Inflation dynamics: A structural economic analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-22.

Gali, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, *45*, 1237-70 .

Gordon, R., & Eller, J. (2003). *Nesting the New Keynesian Phillips Curve Within the Mainstream Model of US Inflation Dynamics*. Germany, CEPR Conference, Berlin.

Genberg, H., & Pauwels, L. L. (2005). An Open Economy New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Hong Kong. *Pacific Economic Review*, 10(2), 261-277 .

Hervino, A. D. (2015). A hybrid model of New Keynesian Philips curve: An application in Indonesia. *Journal of Economics, Business, and Accountancy Ventura*, 18(3), 311–6.

Jahani Raeini, P., Mortazavi, A., & Mojahedi, M. M. (2006). An analysis of the impact of oil revenues on Iranian economy, A case study of Dutch Disease.

Journal of Economic Research and Policies, 14 (39 and 40), 104-135 [In Persian].

Jalaei, S.A. & Shirafkan, M. (2009). The effect of monetary policy on the level of unemployment through the analysis of the new Keynesian Philips curve in Iran. *Journal of Macroeconomics Letter*, 9(1), 13-36 [In Persian].

Jean-Baptiste, F. (2012). Forecasting with the new Keynesian Phillips curve: Evidence from survey data. *Economics Letters*, 117(3), 811–813.

Jondeu, E., & Le Bihan, H. (2005). Testing for the new Keynesian Phillips curve. Additional international evidence. *Economic Modelling*, 22(3), 521–550.

Jondeaua, E., & Bihan, H. (2003), Testing for the New Keynesian Phillips Curve. Additional international evidence. *Economic Modelling*, 22(3), 521-550.

Kazerooni, A., Asgharpuor, H., & Nafisi Moghadam, M. (2017). Investigating the Main Determinants of Inflation in Iran: Application of Hybrid New Keynsian Philips Curve Using Quantile Regression. *Monetary & Financial Economics*, 24(14), 115-134. [In Persian].

Koop, G. M. (2003). *Bayesian econometrics*. John Wiley & Sons Inc.

Kozicki, S., & Tinsley, P.A. (2002). Dynamic specifications in optimizing trenddeviation macro models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26: 1585–1611 .

Kozicki, S., & Tinsley, P.A. (2002). *Alternative sources of the lag dynamics of inflation.Federal Reserve Bank of Kansas City*. Working Paper No. 02-12.

Levin, A. T., Onatski, A., Williams, J. C., & Williams, N. (2005). Monetary policy under uncertainty in micro-founded macroeconometric models. *NBER Macroeconomics Annual*, 20, 229-287 .

Lovell, M. C. (1986). Tests of the rational expectations hypothesis. *American Economic Revie*w, 76(1), 110–124.

Łyziak, T. (2019). Do global output gaps help forecast domestic inflation? Evidence from Phillips curves for Poland. *International Journal of Forecasting*, 35(3), 1032-1041 .

Mankiw, N.G (2000). The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.

Mankiw, N.G. & Ricardo, R. (2002), Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.

McAdam, P., & Willman, A. (2003). *New Keynesian Phillips curves: A reassessment using euro area data*. Working Paper 265, European Central Bank.

Medel, C. (2015). *Inflation Dynamics and the Hybrid Neo Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile*.

Medel, C. A. (2017). *Forecasting Chilean inflation with the hybrid new keynesian Phillips curve: globalisation, combination, and accuracy*.

Medel, C. A. (2018). Forecasting Inflation with the Hybrid New Keynesian Phillips Curve: A compact-scale global VAR approach. *International Economic Journal*, 32(3), 331-371.

Mehnatfar U., & Mikaeelee V. (2013). The Evaluation of the Relationship between Inflation and Production Gap in Iran. *Quarterly journal of fiscal and Economic Policies*. 1 (3), 97-116. [In Persian].

Meng, C. K. (2016). The inflation process and expectations in Singapore. In Bank of International Settlements (ed), *Inflation mechanisms, expectations, and monetary policy*, Bank of International Settlements, pp. 335-43.

Mukhtar, T., & Yousaf, A. (2014). Inflation dynamics and New Keynesian Philips curve: A reassessment for Pakistan. *Journal of Business & Economics*, 6(2), 177–202.

Nakahira, K. (2015). The Hybrid New Keynesian Phillips Curve and Firm-Level Inflation Expectations in Japan. *International Journal of Economic Behavior and Organisation*, 3(2-1), 60-72.

Nason, J.M., & Smith, G.W. (2008). Identifying the new Keynesian Phillips curve. *Journal of Applied Econometrics*, 23(5), 525–551.

Paloviita, M., & Mayes, D. (2005). The Use of real-time information in Phillips-curve relationships for the euro area. *The North American Journal of Economics and Finance*, 16(3), 415–434.

Paloviita, M. (2009). Estimating open economy Phillips curves for the euro area with directly measured expectations. *New Zealand Economic Papers*, 43(3), 233–254.

Rabanal, P., & Rubio, J. F. (2005). Comparing new Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1151–1166.

Rahmani, T. & Amiri, H. (2013). Hybrid New-Keynesian Phillips Curve: Evidence from Iran. *Journal of Economic Research*, 47(1), 91-112. [In Persian].

Roberts, J. M. (1997). Is inflation sticky?. *Journal of Monetary Economics*, 39(2), 173–196 .

Rudd, J., & Whelan, K. (2005). New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*, 52 (6), 1167–81.

Sakurai, H. (2016). The New Keynesian Philips curve in Thailand through two financial crisis. *Asia Economic and Financial Review*, 6(4), 90–195.

Samadi A. H., & Owjimehr, S. (2015). The Investigation of Persistency and Inertia of Inflation in Iran: A comparison of Hybrid Price Stickiness and information stickiness models. *Journal of Economic Modeling Research*, 5 (19), 41-72. [In Persian].

Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586–606.

Taghavi. M., Mohseni, A., Amiri. H., & Pourjovan, A. (2015). A new test of the relationship between inflation and actual final cost: Using the ARDL approach. *Journal of Macroeconomics*, 10 (19), 76-53. [In Persian].

Takana, Vitarina, H., Bata'anisia, A. H., Singh, T., Su, J.-J., & Sharmab, P. (2019). *Do inflation expectations matter for small open economies? Empirical evidence from the Solomon Islands*, Griffith Asia Institute.

Tavakolian, H. (2012). A new Keynesian Phillips curve in a DSGE model for Iran. *Journal of Economic Research* (Tahghighat-E-Eghtesadi), 47(3), 1-22. [In Persian].

Tomfort, A. (2011). The role of inflation expectations. *International Journal on GSTF Business Review*, 1(1), 221–6.

Wollmershaeuser, T., & Henzel, S. (2006). *The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی