

آیا میان تورم و بی‌کاری مبادله‌سیاستی وجود دارد؟

یک مطالعه تطبیقی بین‌کشوری با مدل خودبازگشت برداری جهانی (GVAR)

مهدی حاج‌امینی*

محمدعلی ابوترابی**

چکیده

بررسی مبادله‌سیاستی تورم - بی‌کاری سابقه طولانی دارد که به پژوهش‌های فیشر (Fischer 1926) و فیلیپس (Phillips 1958) برمی‌گردد. در پژوهش حاضر ارتباط تورم - شکاف تولید را طی دوره ۱۹۸۸Q۴ تا ۲۰۱۳Q۱ با استفاده از مدل خودبازگشت برداری جهانی (GVAR) و با در نظر گرفتن تکانه‌های جانب عرضه کل آزمون می‌کنیم. این مدل ۳۴ اقتصاد با مجموع سهم بیش از ۸۰ درصد از تولید جهانی را شامل می‌شود. یافته‌های پژوهش بدین شرح است: ۱. تورم در اغلب کشورها در بلندمدت با شکاف تولید رابطه مستقیم دارد؛ ۲. تورم در اغلب کشورها در کوتاه‌مدت در واکنش به تکانه مثبت شکاف تولید افزایش می‌یابد، اما در برخی کشورها مانند ایران تکانه مثبت شکاف تولید در سال‌های اولیه موجب کاهش تورم می‌شود که با منحنی فیلیپس صعودی فریدمن (Friedman 1968b) سازگار است.

کلیدواژه‌ها: بی‌کاری، تکانه‌های جانب عرضه کل، خودبازگشت برداری جهانی، مبادله‌سیاستی تورم - شکاف تولید، منحنی فیلیپس.

طبقه‌بندی JEL: E30, E10, C32

* استادیار مدیریت و حساب‌داری دانشکده اقتصاد، مدیریت، و حساب‌داری دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)

hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

** استادیار اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، aboutorabi.econ@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۰۲، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۱۲

۱. مقدمه

درباره مبادله سیاستی (Trade-off) تورم - بی‌کاری تا دهه ۱۹۷۰ م براساس منحنی فیلیپس (Phillips 1958) ادعا می‌شد که تورم متوسط درازای نرخ بی‌کاری پایین پذیرفتنی است، اما در دهه‌های بعد این موضوع از هر دو جنبه نظری و تجربی رد شد؛ اقتصاددانان آن را کنار گذاشتند و متعاقباً سیاست‌گذاران هدف‌گذاری تورم نزدیک به صفر را بدون تردید در مورد آثار احتمالی در سطح بی‌کاری مدنظر قرار دادند. هدف‌گذاری نزدیک به صفر نرخ تورم دو پشتوانه نظری دارد. نخست، نشان داده شده است که تورم پایین برای عملکرد مطلوب اقتصاد کلان و رفاه حداکثری یک کشور ضروری است و در مقابل تورم متوسط به بالا تبعات ناگواری دارد که حتی نرخ بی‌کاری پایین (با فرض پذیرش مبادله سیاستی تورم - بی‌کاری) نیز آن را جبران نمی‌کند. دوم، ادعا شده است که هدف تورم پایین با ابزار سیاستی مستقلی (از جمله ابزارهای پولی) در دسترس است و سیاست‌گذاری یادشده برای سایر بخش‌های اقتصادی تبعات منفی به هم‌راه ندارد.^۱ از همین روست که امروزه نرخ تورم هدف‌گذاری شده در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور به ترتیب ۲ و ۳/۵ درصد است (Schmitt-Grohe and Uribe 2010) و نرخ تورم تحقق‌یافته این کشورها نیز کم‌وبیش نزدیک به مقادیر هدف‌گذاری شده است.

درک مبادله سیاستی تورم - بی‌کاری به این علت حائز اهمیت است که چهارچوبی برای سیاست‌گذاری و پیش‌بینی تورم ارائه می‌دهد. به همین علت، پژوهش حاضر به شیوه‌ای متفاوت این مبادله سیاستی را بررسی می‌کند. برخلاف پژوهش‌های پیشین درباره اقتصاد ایران از داده‌های فصلی استفاده می‌شود که قابلیت مقایسه با پژوهش‌های سایر کشورها و بررسی دقیق‌تر پویایی‌های تورم - تولید را فراهم می‌آورد. مهم‌تر آن‌که پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که وابستگی‌های متقابل اقتصاد جهانی و هم‌چنین شوک‌های عرضه کل مانند نفت، غذا، و تورم وارداتی ممکن است در شدت مبادله سیاستی تورم - بی‌کاری اثرگذار باشند. بنابراین، پژوهش حاضر از چهارچوبی جهانی استفاده می‌کند تا تکانه‌های تورمی و ارزی شرکای تجاری و هم‌چنین شوک‌های جهانی در مدل لحاظ شوند.

این مقاله شامل پنج بخش دیگر است. بخش دوم مروری بر مبانی نظری است، در بخش سوم پژوهش‌های پیشین، و در بخش چهارم مدل پژوهش توضیح داده می‌شود. بخش پنجم شامل یافته‌های پژوهش و بخش ششم نتیجه‌گیری است.

۲. مروری بر مبانی نظری

هیوم (Hume 1752) و تورنتن (Thornton 1802) اولین افرادی بودند که مبادله‌ی سیاستی میان تورم و بی‌کاری را مطرح کردند. آن‌ها بیان می‌کنند که نرخ بی‌کاری تابعی از اختلاف قیمت‌های واقعی از انتظارات قیمتی است. آن‌ها تحلیل می‌کردند که بین بی‌کاری و تغییرات پیش‌بینی‌نشده‌ی قیمت مبادله‌ی سیاستی کوتاه‌مدت وجود دارد (Humphrey 1985: 1991; Gordon 2011). در همین خصوص، اروینگ فیشر (Fisher 1926) این موضوع را از نظر آماری بررسی کرد و نشان داد که میان تغییرات قیمت و نرخ بی‌کاری در آمریکا هم‌بستگی شدیدی وجود داشته است.

به‌هرحال، تبادل نظر جدی در این باره با پژوهش پیش‌گامانه فیلیپس (Phillips 1958) آغاز شد. وی برخلاف پژوهش‌های قبلی تلاش کرد به این سؤال پاسخ دهد که آیا نرخ تغییر در دست‌مزدها می‌تواند با سطح بی‌کاری توضیح داده شود؟ او با بررسی سه دوره ۱۹۱۳-۱۸۶۱، ۱۹۴۸-۱۹۱۳، و ۱۹۵۷-۱۹۴۸ به این نتیجه دست یافت که با بی‌کاری پایین نرخ تغییر دست‌مزدها بالا می‌رود و در مقابل، وقتی بی‌کاری بالا باشد نرخ تغییر دست‌مزدها پایین و حتی منفی شده است.

انتقاد اصلی وارد بر تحلیل فیلیپس (ibid.) آن بود که چهارچوب نظری تصریح‌شده و قابل‌دفاعی نداشت. بنابراین، اقتصاددانان کینزی تلاش کردند چهارچوب نظری لازم برای آزمون تجربی مبادله‌ی سیاستی را ارائه دهند. لیپسی (Lipsey 1960) در جهت این تلاش‌ها با تکیه بر ارتباط میان اضافه تقاضای نیروی کار با دو متغیر بی‌کاری و رشد دست‌مزدها به تحلیل نظری این مبادله‌ی سیاستی پرداخت. وی بیان می‌کند که در نرخ‌های بی‌کاری پایین به‌علت کم‌یابی نیروی کار دست‌مزدها با نرخ سریع‌تری افزایش و با افزایش نرخ بی‌کاری فشار بر دست‌مزدها کاهش می‌یابد.

سپس، ساموئلسن و سولو (Samuelson and Solow 1960) نرخ تورم را جای‌گزین نرخ رشد دست‌مزدها کردند و بدین ترتیب از این‌پس چگونگی رابطه‌ی نرخ تورم با نرخ بی‌کاری مدنظر قرار گرفت. به‌هرحال، با افزایش هم‌زمان تورم و بی‌کاری در دهه ۱۹۷۰ دیدگاه‌های مختلفی برای تبیین این پدیده و سازگاری یا ناسازگاری آن با منحنی فیلیپس شکل گرفت. فلیس (Phelps 1967; Phelps 1968) و فریدمن (Friedman 1968 a) با در نظر گرفتن انتظارات قیمتی و طرح مفهوم نرخ بی‌کاری طبیعی وجود رابطه‌ی ثابت میان تورم و بی‌کاری را به‌چالش کشیدند.

فریدمن (ibid.; Friedman 1977) بیان می‌کند که سیاست پولی انبساطی به صورت موقت می‌تواند نرخ بی‌کاری را کاهش دهد، اما نرخ بی‌کاری به نرخ طبیعی برمی‌گردد که به وسیله نیروهای نهادی و ساختار بازار کار تعیین می‌شود. به‌دیگرسخن، در بلندمدت دست‌مزدها متناسب با قیمت‌ها رشد می‌کند و اشتغال به سطح اولیه بازمی‌گردد. بر همین اساس، برای در اغوا نگاه‌داشتن مردم و پایین نگه‌داشتن دائمی نرخ بی‌کاری از سطح نرخ طبیعی بی‌کاری لازم است نرخ تورم را دائماً افزایش داد (تورم شتابان) که اعمال چنین سیاستی بهینه نیست. بنابراین، فریدمن (Friedman 1975) یکی از اولین منتقدان جدی منحنی فیلیپس توضیح می‌دهد که سه نکته مهم نتایج او را مخدوش می‌کند: نخست، استفاده از دست‌مزدهای واقعی به جای دست‌مزدهای اسمی (که فیلیپس لحاظ کرده بود)؛ دوم، مطالعات تجربی در بازه‌های زمانی و قلمروهای مکانی مختلف که نتایج فیلیپس را زیر سؤال برده بود؛ سوم، بروز پدیده نوظهور رکود تورمی در نیمه اول دهه ۱۹۷۰. انتقادات فریدمن (ibid.) تا جایی پیش رفت که «ارتباط میان تورم و بی‌کاری را یک توهم» دانست.

در همین دوران کلاسیک‌های جدید مانند لوکاس (Lucas 1972; Lucas 1973) با تکیه بر فرضی از قبیل شفافیت بازارها و انتظارات عقلایی نتیجه می‌گیرند که سیاست‌های از پیش اعلام‌شده و قابل پیش‌بینی تأثیری در سطح تولید و اشتغال نخواهند داشت. بدین ترتیب، کلاسیک‌های جدید نتیجه می‌گیرند که مبادله سیاستی تورم - بی‌کاری وجود ندارد. در مقابل، استنلی فیشر (Fischer 1977) و تیلور (Taylor 1980) با تکیه بر عدم شفافیت و عدم تسویه بازارها، که به دلایل گوناگونی از جمله چسبندگی‌های دست‌مزد، قیمت، و هزینه‌های دسترسی به اطلاعات رخ می‌دهند، تلاش کردند این مبادله سیاستی را در کوتاه‌مدت تأیید کنند. علاوه بر این، آن‌ها بیان کردند که با وجود تعدیل انتظارات تعدیل کامل اتفاق نخواهد افتاد و در نتیجه، مبادله سیاستی در بلندمدت نیز وجود خواهد داشت. به‌دیگرسخن، کینزین‌های جدید بر این باورند که مبادله سیاستی در بلندمدت ضعیف‌تر از کوتاه‌مدت است، اما تأیید می‌شود.

در جمع‌بندی می‌توان دیدگاه‌های اصلی در خصوص مبادله سیاستی را در قالب سه مکتب اقتصاد کلان توضیح داد: پولیون، کلاسیک‌های جدید، و کینزین‌های جدید. کلاسیک‌های جدید هم‌چون سارجنت (Sargent 1981; Sargent 1982) بر این باورند که انتظارات عقلایی هرگونه گشتاور ذاتی تورم را رد می‌کنند و این از نظر سیاستی بدان معناست که می‌توان تورم را بدون تحمل رکود مهار کرد. در مقابل، پولیون با رویکرد مبتنی بر انتظارات تطبیقی (یا قرارداد دست‌مزد متناوب) ادعا می‌کند که ممکن

آیا میان تورم و بی‌کاری مبادله‌ی سیاستی وجود دارد؟ ... ۵

است یک گشتاور ادامه‌دهنده تورمی (تورم هسته) وجود داشته باشد، به طوری که تورم از طریق محدودیت‌های پولی و بودجه‌ای مهارشدنی نباشد و بی‌کاری قابل توجهی به جامعه تحمیل کند (برای مطالعه بیشتر، بنگرید به Juillard et al. 2008).

به عبارت دیگر، با قبول فرض انتظارات عقلایی اساساً میان تورم و بی‌کاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ای وجود ندارد و با قبول فرضیه انتظارات تطبیقی این رابطه می‌تواند در کوتاه‌مدت مثبت باشد.^۲ در عین حال، کینزین‌های جدید با تأکید مجدد بر فروض خود (چسبندگی دست‌مزدها، قیمت‌ها، و عدم تسویه بازارها) مدعی رابطه مبادله منفی و پایدار میان تورم و بی‌کاری‌اند.

نکته مهم دیگر، به خصوص از جهت اجرای آزمون تجربی آن است که اقتصاددانان پیش از فیلیپس (Phillips 1958) مانند هیوم (Hume 1752)، تورنتن (Thornton 1802)، و اروینگ فیشر (Fischer 1926) جهت علیت را از سمت تورم به بی‌کاری می‌دانستند. در ادامه، فیلیپس (Phillips 1958) و غالب پژوهش‌های نظری و تجربی پس از آن (اعم از پولیون، کلاسیک‌های جدید، و کینزین‌های جدید) جهت علیت را از سمت بی‌کاری به تورم در نظر گرفته‌اند. مقاله حاضر نیز با تبعیت از این رویکرد غالب جهت علیت را از سمت بی‌کاری به تورم در نظر گرفته است.

۳. پیشینه پژوهش

برای مرور انتقادی و برجسته‌کردن خلأ ادبیات موضوع پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص منحنی فیلیپس را می‌توان در چهار گروه دسته‌بندی کرد. گروه نخست از پژوهش‌های پیشین در جدول ۱ گزارش شده‌اند. این گروه شوک‌های جانب عرضه و تعاملات بین‌کشوری را مدنظر قرار نداده‌اند.

جدول ۱. پژوهش‌های تورم - شکاف تولید (لحاظ‌نکردن شوک‌های عرضه و تعاملات بین‌کشوری)

| پژوهش | سال | نمونه آماری | مدل / روش | نتیجه پژوهش |
|---------------------|------|------------------------|------------|---|
| Okano | ۲۰۰۷ | ژاپن ۱۹۹۰Q۲-۲۰۰۴Q۴ | VAR | تأیید مبادله سیاستی در شرایط هدف‌گذاری تورم |
| Karanassou and Sala | ۲۰۱۰ | آمریکا ۱۹۶۳Q۱-۲۰۰۵Q۲ | GMM VAR | تأیید مبادله سیاستی |
| Zhang and Murasawa | ۲۰۱۱ | چین ۱۹۷۹-۲۰۱۰ | بیزین | تأیید مبادله سیاستی |
| Jean-Baptiste | ۲۰۱۲ | انگلستان ۱۹۸۷Q۱-۲۰۰۷Q۴ | OLS GMM | تأیید مبادله سیاستی |

| پژوهش | سال | نمونه آماری | مدل / روش | نتیجه پژوهش |
|----------------------------|------|--|---------------------|---|
| Tiwari et al. | ۲۰۱۴ | فرانسه ۱۹۵۷M۲- ۲۰۱۱M۱۲ | موجک | تأیید مبادله سیاستی در کوتاه‌مدت و بلندمدت |
| Benati | ۲۰۱۵ | آمریکا، استرالیا، انگلستان، منطقه یورو، و کانادا (فصلی) | VECM SVAR | تأیید مبادله سیاستی |
| Chletso et al. | ۲۰۱۶ | آمریکا ۱۹۶۰Q۱-۲۰۱۳Q۴ کانادا ۱۹۶۴Q۱-۲۰۱۳Q۴ | - | تأیید مبادله سیاستی |
| Bhattarai | ۲۰۱۶ | ۲۸ کشور OECD ۱۹۹۰Q۱-۲۰۱۴Q۴ | داده‌های تابلویی | تأیید مبادله سیاستی در اغلب کشورها تأیید رابطه معکوس در اسلواکی، روسیه، و کره جنوبی |
| عباسی نژاد و کاظمی زاده | ۱۳۷۹ | ۱۳۳۸-۱۳۷۵ | OLS | تأیید مبادله سیاستی در کوتاه‌مدت عدم تأیید مبادله سیاستی در بلندمدت |
| گرچی و فولادی | ۱۳۸۷ | ۱۳۳۸-۱۳۸۵ | انگل - گرنجر | تأیید مبادله سیاستی در کوتاه‌مدت تأیید مبادله سیاستی در بلندمدت |
| هادیان و نجاتی | ۱۳۸۸ | ۱۳۴۰-۱۳۸۶ | بای - پرون | تأیید مبادله سیاستی |
| امیری و گرچی | ۱۳۹۰ | ۱۳۵۱-۱۳۸۶ | STAR | تأیید مبادله سیاستی در کوتاه‌مدت |
| رحمانی و امیری | ۱۳۹۰ | ۱۳۵۴-۱۳۸۶ | VECM | عدم تأیید مبادله سیاستی (تأیید رابطه مستقیم) |
| امیری و دیگران | ۱۳۹۱ | ۱۳۵۴-۱۳۸۶ | GMM | تأیید مبادله سیاستی |
| رحمانی و امیری | ۱۳۹۱ | ۱۳۵۴-۱۳۸۶ | GMM | تأیید مبادله سیاستی |
| توکلیان | ۱۳۹۱ | کالیبره شده | DSGE | تأیید مبادله سیاستی |
| افشاری و بیات | ۱۳۹۳ | ۱۳۷۵Q۱-۱۳۸۹Q۴ | GMM ARIMA | تأیید مبادله سیاستی |

منبع: دسته‌بندی پژوهش

در این میان، پژوهش‌هایی که از داده‌های فصلی استفاده می‌کنند هم از نظر قابلیت مقایسه و عمومیت نتایج و هم از نظر اطمینان به نتایج داده‌های سالیانه حائز اهمیت‌اند. هم‌چنان‌که گرچی (۱۳۹۱: ۷۵) بیان می‌کند، پژوهش‌هایی که از آمار فصلی استفاده کرده‌اند در نشان‌دادن اهمیت بی‌کاری در تعیین نرخ تورم عملکرد بهتری داشته‌اند.

برخی پژوهش‌ها مانند پل (Paul 2009) نشان می‌دهند که لحاظ‌نکردن شوک‌های عرضه (مانند قیمت نفت) موجب شده است منحنی فیلیپس در پژوهش‌های پیشین تأیید نشود. بنابراین، گروه دوم از پژوهش‌ها در تلاش برای رفع یکی از انتقادات وارد بر پژوهش‌های گروه اول شوک‌های عرضه کل را در مدل وارد کرده‌اند (جدول ۲). نکته مهم آن است که اکثر این پژوهش‌ها تنها یکی از شوک‌های عرضه کل را لحاظ کرده‌اند، در حالی که پژوهش حاضر تلاش می‌کند نگاه جامعی به شوک‌های جانب عرضه کل (نفت، غذا، تغییرات نرخ برابری ارز طرف‌های تجاری، و تغییر تورم طرف‌های تجاری) داشته باشد و تمام آن‌ها را در مدل لحاظ کند.

آیا میان تورم و بی‌کاری مبادله‌ی سیاستی وجود دارد؟ ... ۷

جدول ۲. پژوهش‌های تورم - شکاف تولید با لحاظ شوک‌های عرضه

| پژوهش | سال | نمونه آماری | مدل / روش | نتیجه پژوهش |
|------------------------|------|-------------------|-------------------|---|
| Paul | ۲۰۰۹ | هند ۱۹۵۰-۲۰۰۷ | LS | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت |
| Çiçek | ۲۰۱۲ | ترکیه ۱۹۸۷-۲۰۰۷ | کالمن فیلتر | تأیید مبادله‌ی سیاستی |
| Kapur | ۲۰۱۳ | هند ۱۹۹۶Q۲-۲۰۱۱Q۱ | - | تأیید مبادله‌ی سیاستی |
| موسوی محسنی و سعیدی‌فر | ۱۳۸۵ | ۱۳۳۸-۱۳۸۰ | VAR-SUR | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت عدم تأیید مبادله‌ی سیاسی در بلندمدت |
| گرچی و اقبالی | ۱۳۸۶ | ۱۳۳۸-۱۳۸۱ | ADL | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت عدم تأیید مبادله‌ی سیاسی در بلندمدت |
| مرزبان و نجاتی | ۱۳۸۸ | ۱۳۴۰-۱۳۸۷ | بی-پرون | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت |
| جلائی و شیرافکن | ۱۳۸۸ | ۱۳۳۸-۱۳۸۴ | VAR انگل-گرنجر | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت عدم تأیید مبادله‌ی سیاسی در بلندمدت |
| گرچی و فولادی | ۱۳۸۸ | ۱۳۳۸-۱۳۸۵ | انگل و گرنجر | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت تأیید مبادله‌ی سیاستی در بلندمدت |
| موسوی محسنی و دیگران | ۱۳۸۹ | ۱۳۳۸-۱۳۸۶ | فیلتر کالمن | تأیید مبادله‌ی سیاستی در کوتاه‌مدت عدم تأیید مبادله‌ی سیاسی در بلندمدت |
| جعفری صمیمی و دیگران | ۱۳۹۴ | ۱۳۵۰-۱۳۹۰ | DSGE | تأیید مبادله‌ی سیاستی |

منبع: دسته‌بندی پژوهش

پژوهش‌هایی مانند بادینگر (Badinger 2009) و ایفینگر و کیان (Eijffinger and Qian 2016) نیز بیان می‌کنند که لحاظ شوک‌های قیمتی جهانی و هم‌چنین وابستگی‌های تجاری در شدت مبادله‌ی سیاستی تورم - بی‌کاری تأثیر می‌گذارند. به‌همین دلیل، گروه سوم از پژوهش‌ها تلاش کرده‌اند تعاملات بین‌کشوری را در بررسی مبادله‌ی سیاستی تورم - بی‌کاری وارد کنند که در جدول ۳ گزارش شده‌اند. برخی از پژوهش‌ها تعاملات بین‌کشوری را تنها به‌صورت واردکردن متغیرهایی مانند درجه‌ی بازبودن تجاری لحاظ کرده‌اند، اما برخی دیگر، با رویکردی جامع‌تر و ساخت مدل‌های جهانی تأثیرپذیری تکانه‌ای کشورهای از یک‌دیگر را مستقیماً در مدل اعمال کرده‌اند. مزیت اصلی مدل‌های جهانی آن است که تعاملات بین‌کشوری از طریق اجزای اخلاص در مدل لحاظ شده و بنابراین، آثار تکانه‌ای کشورهای دیگر در هر کشور به‌صورت مستقیم اثر خود را در ضرایب برآزش شده می‌گذارد. پژوهش حاضر از این رویکرد اخیر استفاده می‌کند.

جدول ۳. پژوهش‌های تورم - شکاف تولید با لحاظ جانب عرضه و تعاملات بین‌کشوری

| پژوهش | سال | نمونه آماری | مدل / روش | نتیجه پژوهش |
|----------------|------|---|------------------|--|
| بادینگر | ۲۰۰۹ | ۹۱ کشور ۱۹۸۵-۲۰۰۴ | داده‌های تابلویی | جهانی‌سازی موجب افزایش شدت مبادلهٔ سیاسی |
| اسمیت و پسران | ۲۰۰۷ | فصلی ۱۹۸۰-۲۰۰۳ | VARX* | تأیید مبادلهٔ سیاسی در آمریکا |
| دیز و دیگران | ۲۰۰۹ | ۳۳ کشور ۱۹۷۹Q۴-۲۰۰۶Q۴ | GVAR | تأیید مبادلهٔ سیاسی در برخی کشورها |
| اسمیت | ۲۰۱۳ | ۳۳ کشور ۱۹۸۰Q۱-۲۰۰۶Q۴ | GVAR | تأیید مبادلهٔ سیاسی در برخی کشورها |
| ایفینگر و کیان | ۲۰۱۶ | آمریکا، استرالیا، انگلستان، ایتالیا، ژاپن، سوئد، فرانسه، کانادا، و هلند | داده‌های تابلویی | تأیید مبادلهٔ سیاسی تأیید تأثیرپذیری مبادلهٔ سیاسی از درجهٔ بازبودن |

منبع: دسته‌بندی پژوهش

بنابراین، نوآوری‌های پژوهش حاضر نسبت به اغلب مطالعات انجام‌شده آن است که: ۱. از داده‌های فصلی بهره می‌گیرد؛ ۲. از یک مدل جهانی استفاده می‌کند تا تأثیر تکانه‌های تورمی و ارزی شرکای تجاری را به‌مثابهٔ تعاملات بین‌کشوری به‌طور مستقیم در برآزش‌ها اعمال کند؛ و ۳. شوک‌های جهانی قیمت‌های نفت و غذا را به‌مثابهٔ شوک‌های عرضهٔ کل در مدل لحاظ می‌کند.

۴. روش پژوهش

۱.۴ رویکرد کلان‌سنجی: مدل خودبازگشت برداری جهانی

در کلان‌سنجی رویکردهای مختلفی برای مدل‌سازی وجود دارند که معادلات هم‌زمان، سری‌های زمانی، و تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) مهم‌ترین آن‌ها محسوب می‌شوند. رویکرد معادلات هم‌زمان به نیمهٔ اول قرن بیستم اختصاص داشت که با ظهور رویکردهای دوم و سوم کنار رفت. مدل‌های سری زمانی در مقیاس محدود ملی با مجموعهٔ کوچکی از متغیرها استفاده می‌شوند. از طرف دیگر، تا به امروز ساخت مدل‌های جهانی DSGE با قابلیت کالیبره‌شدن ممکن نبوده است (di Mauro and Pesaran 2013). در همین خصوص، در سال‌های اخیر تلاش‌ها برای ساخت مدل‌های جهانی چندکشوری (multi-country global model) با مدل خودبازگشت برداری جهانی (GVAR) به‌ثمر نشست.

مدل GVAR ابتدا در مقاله‌ای از پسران و دیگران (Pesaran et al. 2004) ارائه شد و سپس در مقالات دیز، دی‌مائورو، پسران، و اسمیت گسترش یافت. مهم‌ترین ویژگی و مزیت این مدل نسبت به رویکردهای دیگر لحاظ وابستگی‌های متقابل کشورها در سطح جهانی است. بدین منظور، سه قابلیت زیر در نظر گرفته می‌شوند:

- امکان وابستگی متقابل متغیرهای داخل یک کشور به متغیرهای خارج از آن و وقفه‌های آن‌ها وجود دارد؛
- امکان وابستگی متقابل متغیرهای داخل یک کشور به تکانه‌ها و شوک‌های جهانی از قبیل تغییرات قیمت نفت یا غذا وجود دارد؛
- امکان وابستگی متقابل تکانه‌ها در کشور i به تکانه‌ها در کشور j نیز وجود دارد (برای مثال تغییر نرخ برابری ارز کشور j).

بنابراین، سیاست‌ها و تکانه‌ها نه تنها به‌طور مستقیم، بلکه به‌طور غیرمستقیم نیز منتقل می‌شوند. برای نمونه، شوک به اقتصاد آمریکا از طریق اروپا یا چین، که شرکای تجاری - مالی ایران به‌شمار می‌روند، بر اقتصاد ایران فشار تورمی وارد می‌کند و این مسئله در مدل GVAR لحاظ می‌شود. پس، این مدل می‌تواند بدون کاستن از درجات آزادی از تورش حاصل از حذف وابستگی‌های متقابل اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی جلوگیری کند. در ادامه، این مدل به‌طور خلاصه توصیف می‌شود.

فرض کنید که اقتصاد جهانی شامل N اقتصاد است که هر یک با اندیس i نشان داده می‌شوند. X_{it} بردار متغیرهای کشور i است. علاوه بر این، d_t و f_t به ترتیب آثار مشترک قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده (common observable and unobservable effects) جهانی را نشان می‌دهند که d_t با متغیرهای جهانی (مانند قیمت نفت و غذا) جای‌گزین می‌شود. براساس نظر پسران و دیگران (ibid. 2009) و دی‌مائورو و پسران (di Mauro and Pesaran 2013) مدل خودبازگشت برداری برای کشور i به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Phi_i(L, p_i)X_{it} = a_i^0 + a_i^1 t + f_t + \Lambda_i(L, s_i)d_t + u_{it}, \quad 1$$

در معادلهٔ بالا فرض می‌شود که جملات اخلاص هم‌بستگی سریالی ندارند، اما می‌توانند هم‌بستگی ضعیف مقطعی (cross-sectionally dependent process) داشته باشند. مسئلهٔ اصلی نحوهٔ مدل‌سازی آثار مشترک جهانی مشاهده‌ناپذیر (f_t) است. برای هر کشور متغیرهای سایر کشورهای جهان برآورد مناسبی از آثار مشاهده‌ناپذیر جهانی محسوب می‌شوند، اما

به علت تعداد زیاد آن‌ها مدل برآوردنشده خواهد بود. به همین علت، پسران و دیگران (Pesaran et al. 2004) پیش‌نهاد می‌کنند که از میانگین وزنی متغیرهای خارجی استفاده شود، چراکه شوک‌های خارجی از طریق روابط تجاری یا مالی (trade and financial linkages) در متغیرهای داخلی کشورها تأثیر می‌گذارند. این میانگین وزنی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$f_t = X_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}(t) X_{jt}, \quad ۲$$

که در آن مجموع وزن‌ها برای هر کشور برابر یک و وزن کشور نسبت به خودش برابر صفر است. چنان‌چه چودیک و دیگران (Chudik et al. 2011) بیان می‌کنند، شوک‌های خارجی برای کشور i به صفر هم‌گرا خواهند شد، یعنی $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^N w_{ij} u_{jt} = 0$. این مسئله متناظر فرض برون‌زایی ضعیف متغیرهای خارجی و هم‌بستگی مقطعی ضعیف میان جملات خطاست. براین اساس، مشکل تعداد زیاد متغیرهای خارجی حل و درعین حال نیز اهمیت سایر کشورها در مدل i حفظ می‌شود و کارایی مدل به شدت افزایش می‌یابد.

در ادامه، پسران و دیگران (Pesaran et al. 2009) و دی مائورو و پسران (di Mauro and Pesaran 2013) مدل تصحیح خطای برداری را به صورت مدل کوتاه‌مدت زیر ارائه می‌کنند:

$$\Delta X_{i,t+1} = c_i - \alpha_i [\beta_{xi}' X_{it} + \beta_{x^*i}' X_{it}^* - (\beta_{xi}' + \beta_{x^*i}') \gamma_{it}] + \Phi_i(L, p_i + 1) \Delta X_{i,t+1} + \Psi_i(L, q_i + 1) \Delta X_{i,t+1}^* + \Lambda_i(L, s_i + 1) d_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}. \quad ۳$$

به معادله بالا در اصطلاح $VECM^*$ گفته می‌شود. این معادلات برای همه N کشور مورد مطالعه در نظر گرفته و به صورت زیر تجمیع می‌شوند:

$$A_0 X_t = a_0 + a_1 t + \Theta(L, m) X_{t-m} + \Lambda(L, m) d_t + u_t \quad ۴$$

که در آن X_t بردار کلیه متغیرهای کشورهای جهان است. سپس، طرفین رابطه در A_0^{-1} پیش ضرب می‌شود:

$$X_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 t + \tilde{\Theta}(L, m) X_{t-m} + \tilde{\Lambda}(L, m) d_t + \tilde{u}_t \quad ۵$$

در این حالت، مدل GVAR حل می‌شود و در نتیجه، همه متغیرها به صورت درون‌زا در مدل در نظر گرفته می‌شوند (di Mauro and Smith 2013).

۲.۴ داده‌های پژوهش

پژوهش حاضر با استفاده از مدل GVAR ارتباط میان تورم با شکاف تولید را طی دورهٔ ۱۹۸۸Q۴ تا ۲۰۱۳Q۱ بررسی می‌کند. این مدل ۳۴ کشور با اطلاعات در دسترس را شامل می‌شود که توزیع جغرافیایی آن‌ها بدین شرح است: سه اقتصاد آمریکا، کانادا، و مکزیک از منطقهٔ آمریکای شمالی و مرکزی؛ چهار اقتصاد آرژانتین، برزیل، پرو، و شیلی از منطقهٔ آمریکای جنوبی؛ دوازده اقتصاد آلمان، اتریش، ایتالیا، اسپانیا، انگلستان، بلژیک، فرانسه، فنلاند، سوئد، سوئیس، نروژ، و هلند از منطقهٔ اروپا؛ یازده اقتصاد اندونزی، استرالیا، تایلند، ژاپن، چین، سنگاپور، فیلیپین، نیوزلند، مالزی، کرهٔ جنوبی، هند از منطقهٔ شرق و جنوب آسیا؛ یک اقتصاد آفریقای جنوبی از آفریقا، و در نهایت سه اقتصاد ایران، ترکیه، و عربستان از خاورمیانه. شایان یادآوری است که این کشورها طی دورهٔ پژوهش در مجموع بیش از ۸۰ درصد تولید جهانی را برحسب هر دو معیار رایج (دلار ثابت و برابری قدرت خرید) در اختیار داشته‌اند. بنابراین، مدل مربوطه بخش عمده‌ای از اقتصاد جهانی را در بر می‌گیرد. داده‌های نهایی هریک از کشورها طبق روش زیر به دست آمده است:

- برای کشورهایی که داده‌های تولید ناخالص داخلی (GDP) و نرخ تورم (براساس CPI) به صورت تعدیل یافته فصلی در دسترس باشد، اطلاعات نهایی قلمداد و بدون تغییر استفاده می‌شود.^۳
- برای کشورهایی که داده‌های تولید ناخالص داخلی یا نرخ تورم به صورت فصلی و تعدیل نشده باشند، تعدیل آن‌ها با استفاده از روش آماری X12 و نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ انجام و سری زمانی دادهٔ حاصل دادهٔ نهایی در نظر گرفته می‌شود.
- داده‌های نرخ برابری ارز هر کشور به صورت فصلی اطلاعات نهایی قلمداد و بدون تغییر استفاده می‌شوند.

۵. یافته‌های پژوهش

۱.۵ رابطهٔ تورم - شکاف تولید در بلندمدت

روابط هم‌گرایی بلندمدت کشورها که رابطهٔ میان تورم داخلی را با شکاف تولید داخلی، تورم خارجی، تغییرات نرخ ارز، تغییرات قیمت نفت، و تغییرات قیمت غذا نشان می‌دهند در جدول ۴ گزارش شده است. ضریب برآورد همهٔ متغیرها دارای علامت‌های موردانتظارند و در مجموع رابطه‌های بلندمدت برآوردی میان تورم و شکاف تولید با پژوهش‌های نظری و تجربی هم‌خوانی دارند و دلالت بر مبادلهٔ سیاستی است.

در همه کشورهای (به استثنای سوئد و عربستان) نرخ تورم در بلندمدت با شکاف تولید رابطه مستقیم دارد که با منحنی فیلیپس سازگار است. بنابراین، در شرایط رونق فشار تقاضا موجب تورم می شود و در مقابل، در شرایط رکودی به دلیل کاهش فشار تقاضا تورم کاهش می یابد. ضریب شکاف تولید در اغلب کشورهای کم تر از ۰/۱ درصد برآورد شده است (برای نمونه ۰/۰۹ در ایران). این ضریب در کشورهای آرژانتین، برزیل، پرو، شیلی، و مکزیک، که تورم های شدیدی را در دوره مورد پژوهش تجربه کرده اند، بیش تر بوده است. هم چنین، تأثیر شکاف تولید در تورم در دو اقتصاد بزرگ آسیا (چین و هند) به ترتیب ۰/۵ و ۰/۶۴ به دست آمده است که بسیار قابل توجه است.

علاوه بر این، در اغلب کشورهای میان تغییرات نرخ ارز و تغییرات قیمت رابطه مستقیم و بلندمدت تأیید می شود. افزایش نرخ ارز در گروهی از کشورهای توسعه یافته و صنعتی از قبیل ایتالیا، انگلستان، سوئد، سنگاپور، فرانسه، و کانادا آثار ضد تورمی داشته و در سایر کشورهای صنعتی از جمله اتریش، آلمان، اسپانیا، ژاپن، فنلاند، نیوزلند، کره جنوبی، و هلند تأثیر کمی در افزایش قیمت ها گذاشته است. در مقابل، در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، اندونزی، آرژانتین، برزیل، تایلند، ترکیه، پرو، چین، شیلی، مکزیک، و هند تأثیر افزایش نرخ ارز در افزایش تورم مثبت و چشم گیر بوده است. بنابراین، آسیب پذیری کشورهای در حال توسعه از نوسانات ارز بیش تر است.

رابطه مستقیم تورم داخلی با خارجی نیز برای اکثر اقتصادهای کوچک تأیید می شود. برخی کشورهای از جمله ایران، آفریقای جنوبی، ترکیه، و فیلیپین آسیب پذیری بیش تری در مقابل تورم خارجی داشته اند. در مقابل نیز برخی کشورهای مانند آرژانتین، آمریکا، برزیل، چین، سنگاپور، عربستان، و هند از تورم خارجی نفع می برند و با وقوع هر تکانه تورمی جهانی سطح تورم داخلی آنها کاهش می یابد.

جدول ۴. روابط هم گرایی بلندمدت

| کشور | مقدار ثابت | تورم داخلی | شکاف تولید | تغییرات نرخ ارز | تورم خارجی | تغییرات قیمت نفت | تغییرات قیمت غذا | (p^*, q^*) |
|----------|------------|------------|------------|-----------------|------------|------------------|------------------|--------------|
| اتریش | ۰/۰۰۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۰۲ | ۰/۳۶۴ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۲۶ | (۱و۲) |
| اسپانیا | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۵۹ | ۰/۲۶۰ | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۶۴ | (۲و۱) |
| استرالیا | ۰/۰۰۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۱۵۱ | ۰/۰۴۷ | ۰/۰۹۱ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۳۹ | (۱و۱) |
| اندونزی | ۰/۰۱۶ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۱۷ | ۰/۳۷۴ | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۷۸ | (۴و۱) |
| انگلستان | ۰/۰۰۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۸ | -۰/۲۰۲ | ۰/۳۱۷ | -۰/۰۱۷ | ۰/۰۱۹ | (۱و۱) |

آیا میان تورم و بی‌کاری مبادلهٔ سیاستی وجود دارد؟ ... ۱۳

| کشور | مقدار ثابت | تورم داخلی | شکاف تولید | تغییرات نرخ ارز | تورم خارجی | تغییرات قیمت نفت | تغییرات قیمت غذا | (p^*, q^*) |
|---------------|------------|------------|------------|-----------------|------------|------------------|------------------|--------------|
| ایتالیا | ۰/۰۰۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۳۶ | -۰/۰۵۱ | ۰/۴۲۴ | ۰/۰۱۷ | -۰/۰۱۰ | (۱و۳) |
| ایران | ۰/۰۲۸ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۸۷ | ۰/۳۷۴ | ۰/۳۹۵ | -۰/۰۹۱ | ۰/۲۵۵ | (۴و۲) |
| آرژانتین | ۰/۰۰۱ | -۱/۰۰۰ | ۰/۳۳۴ | ۰/۶۰۰ | -۰/۰۱۸ | ۰/۰۴۳ | ۰/۳۰۲ | (۴و۳) |
| افریقای جنوبی | ۰/۰۰۸ | -۱/۰۰۰ | ۰/۱۵۷ | ۰/۰۷۲ | ۰/۵۹۱ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۴۶ | (۴و۳) |
| آلمان | ۰/۰۰۰ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۶۶ | ۰/۱۰۸ | ۰/۳۶۱ | ۰/۰۲۳ | ۰/۰۶۱ | (۱و۱) |
| امریکا | ۰/۰۰۳ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۸۳ | ۰/۲۱۵ | -۰/۰۵۱ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۲۵ | (۳و۱) |
| برزیل | ۰/۰۰۷ | -۱/۰۰۰ | ۰/۸۵۷ | ۰/۹۸۷ | -۰/۰۱۴ | -۰/۰۹۹ | ۰/۴۷۶ | (۳و۳) |
| بلژیک | ۰/۰۰۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۲۱ | ۰/۰۴۲ | ۰/۲۷۱ | ۰/۰۲۱ | ۰/۰۵۴ | (۱و۲) |
| پرو | ۰/۰۰۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۴۷۰ | ۱/۱۳۶ | ۰/۰۸۳ | -۰/۰۳۳ | ۰/۲۶۱ | (۴و۳) |
| تایلند | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۵۵ | ۰/۲۱۲ | ۰/۳۶۲ | ۰/۰۲۶ | ۰/۰۸۳ | (۲و۱) |
| ترکیه | ۰/۰۰۹ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۲۰ | ۰/۹۰۱ | ۰/۵۱۸ | ۰/۰۴۲ | ۰/۱۵۳ | (۳و۱) |
| چین | ۰/۰۱۹ | -۱/۰۰۰ | ۰/۶۴۰ | ۱/۳۷۳ | -۰/۹۲۶ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۵۷ | (۴و۱) |
| ژاپن | -۰/۰۰۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۹۱ | ۰/۰۴۵ | ۰/۲۰۶ | ۰/۰۱۵ | -۰/۰۰۴ | (۱و۱) |
| سنگاپور | ۰/۰۱۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۲۰۵ | -۱/۱۱۰ | -۰/۹۰۴ | -۰/۰۶۸ | -۰/۱۹۰ | (۱و۱) |
| سوئد | -۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | -۰/۰۳۲ | -۰/۲۱۷ | ۱/۲۸۹ | ۰/۰۱۰ | -۰/۰۷۴ | (۴و۳) |
| سوئیس | -۰/۰۰۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۹۱ | ۰/۴۱۶ | ۱/۰۳۴ | ۰/۰۶۵ | ۰/۱۷۲ | (۱و۱) |
| شیلی | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۱۳۲ | ۰/۴۵۱ | ۰/۲۳۲ | ۰/۰۱۴ | ۰/۱۵۳ | (۲و۳) |
| عربستان | ۰/۰۱۰ | -۱/۰۰۰ | -۰/۲۶۲ | ۲/۴۸۵ | -۰/۴۱۴ | -۰/۰۶۳ | ۰/۰۰۴ | (۲و۳) |
| فرانسه | ۰/۰۰۳ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۷۴ | -۰/۰۷۶ | ۰/۱۲۱ | ۰/۰۱۱ | -۰/۰۱۵ | (۴و۲) |
| فنلاند | ۰/۰۰۲ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۹۹ | ۰/۱۱۴ | ۰/۲۰۰ | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۵۰ | (۱و۱) |
| فیلیپین | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۴۷ | ۱/۱۳۲ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۱۳ | (۱و۱) |
| کرهٔ جنوبی | ۰/۰۰۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۱۷ | ۰/۱۳۰ | ۰/۳۹۶ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۱۷ | (۱و۲) |
| کانادا | ۰/۰۰۳ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۴۰ | -۰/۱۳۱ | ۰/۲۲۲ | ۰/۰۱۳ | -۰/۰۳۰ | (۳و۲) |
| مالزی | ۰/۰۰۳ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۳ | -۰/۰۸۴ | ۰/۲۹۰ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۳۵ | (۱و۱) |
| مکزیک | ۰/۰۰۰ | -۱/۰۰۰ | ۰/۴۷۵ | ۱/۳۳۸ | ۰/۲۴۸ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۶۱ | (۳و۲) |
| نروژ | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۳۱ | -۰/۰۳۴ | ۰/۰۹۰ | ۰/۰۰۵ | -۰/۰۱۷ | (۱و۱) |
| نیوزیلند | ۰/۰۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۳۷ | ۰/۰۲۶ | ۰/۲۰۶ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۳۶ | (۱و۱) |
| هلند | ۰/۰۰۳ | -۱/۰۰۰ | ۰/۰۳۲ | ۰/۱۰۸ | ۰/۱۸۹ | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۶۶ | (۱و۱) |
| هند | ۰/۰۱۵ | -۱/۰۰۰ | ۰/۵۰۴ | ۰/۵۹۷ | -۰/۱۸۳ | -۰/۰۵۵ | ۰/۰۸۳ | (۱و۳) |

توضیح: p^* نشان‌دهندهٔ وقفهٔ بهینهٔ متغیرهای درون‌زا و q^* نشان‌دهندهٔ وقفهٔ بهینهٔ متغیرهای برون‌زای ضعیف برای هر کشور است (منبع: یافته‌های پژوهش)

۲.۵ پویایی‌های کوتاه‌مدت تورم - شکاف تولید

طبق نمودار ۱ در اغلب کشورها (به‌استثنای هفت کشور) تورم در واکنش به تکانه مثبت شکاف تولید در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. بنابراین، در عمده کشورها میان تورم - بی‌کاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه معکوس برقرار است.

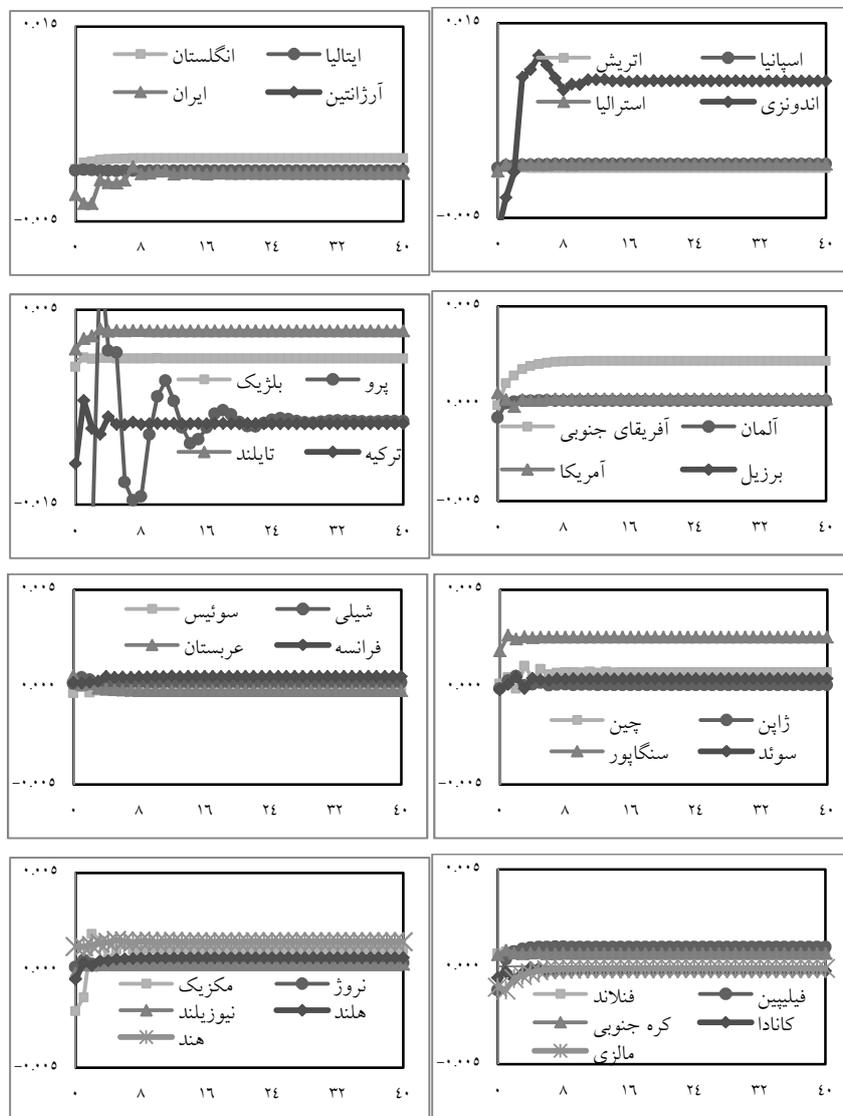
در ایران، اندونزی، ترکیه، پرو، کانادا، مالزی، و مکزیک رابطه تورم - تولید در سال‌های اولیه معکوس است. به‌دیگرسخن، در این کشورها تکانه مثبت شکاف تولید طی فصول چهار تا هشت موجب کاهش تورم می‌شود. تأثیر ضدتورمی بهبود تولید در ایران، کانادا، و مالزی در نهایت از بین می‌رود. در اندونزی و مکزیک تورم از سطح اولیه نیز فراتر می‌رود و رابطه‌ای مستقیم برقرار می‌شود. در ترکیه و پرو تورم در سطح پایین‌تر از قبل از وقوع تکانه تداوم می‌یابد.

شواهد هفت کشور یادشده با نظریه پولیون مبنی بر صعودی‌بودن منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت سازگار است. فریدمن (Friedman 1968b: 159) بیان می‌کند که «رابطه مبادله بین تورم و بی‌کاری نیست، بلکه رابطه مبادله واقعی بین بی‌کاری حال و آینده است».

در همین خصوص، مطالعات آماری نشان داده‌اند که در بسیاری از سال‌ها نرخ تورم بالا با نرخ بالای بی‌کاری همراه بوده است و در نتیجه، منحنی فیلیپس به‌جای عمودی یا نزولی‌بودن شیب صعودی دارد که با پدیده رکود تورمی توضیح داده می‌شود. مهم‌ترین محدودیتی که برای رکود تورمی بیان می‌شود محدودیت‌های ایجادشده در عرضه اقتصاد یا به‌طور خلاصه شوک‌های طرف عرضه است که برای نمونه می‌توان به کاهش در محصولات کشاورزی یا افزایش در هزینه انرژی اشاره کرد (گرچی ۱۳۹۱: ۲۴۲-۲۴۴؛ اقبالی و گرچی ۱۳۸۶).

علاوه بر یافته‌های بالا، اثر تغییرات نرخ ارز و تورم خارجی بر تورم داخلی نیز بررسی آماری شده و نتایج آن‌ها مطابق با انتظارات نظری بوده است که در این مقاله به‌دلیل رعایت اختصار از ارائه گزارش آن‌ها صرف‌نظر شده است.

آیا میان تورم و بی‌کاری مبادلهٔ سیاستی وجود دارد؟ ... ۱۵



نمودار ۱. واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم هر کشور به تکانه مثبت شکاف تولید داخلی

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با استفاده از مدل GVAR ارتباط میان تورم با شکاف تولید را طی دوره ۱۹۸۸:۴ تا ۲۰۱۳:۱ بررسی می‌کند. مدل پژوهش ۳۴ اقتصاد مهم جهانی (۸۰ درصد

اقتصاد جهانی) و شرکای تجاری عمده ایران را شامل می‌شود. البته پژوهش‌های بسیاری در زمینه این مبادله سیاستی انجام شده است، اما پژوهش حاضر از جهات زیر متمایز است: نخست، از داده‌های فصلی استفاده شده است؛ دوم، از مدل خودبازگشت برداری جهانی (GVAR) استفاده شده است تا وابستگی‌های متقابل بین‌کشوری و تکانه‌های تورمی و ارزی شرکای تجاری به‌خوبی مدنظر قرار گیرند. این وجوه تمایز کمک می‌کنند که مبادله سیاستی تورم - شکاف تولید به‌نحو دقیق‌تر و جامع‌تری تجزیه و تحلیل شود. یافته‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شوند.

در همه کشورهای (به‌استثنای سوئد و عربستان) نرخ تورم در بلندمدت با شکاف تولید رابطه مستقیم دارد. ضریب شکاف تولید در اغلب کشورها از جمله اقتصاد ایران کوچک است، اما در برخی کشورها مانند آرژانتین، برزیل، پرو، چین، شیلی، مکزیک، و هند قابل توجه‌تر است.

در کوتاه‌مدت نیز در اغلب کشورها تورم در واکنش به تکانه مثبت شکاف تولید افزایش می‌یابد. این یافته‌ها با منحنی نزولی فیلیپس (Phillips 1958) سازگار است. بنابراین، در اغلب کشورها مبادله سیاستی تورم - شکاف تولید در بلندمدت و کوتاه‌مدت برقرار است (در حمایت از دیدگاه کینزین‌های جدید).

اما در ایران، اندونزی، ترکیه، پرو، کانادا، مالزی، و مکزیک تکانه مثبت شکاف تولید در سال‌های اولیه موجب کاهش تورم می‌شود که با منحنی فیلیپس صعودی فریدمن (Friedman 1968b) مطابقت دارد. به‌هرحال، این شواهد مختص کوتاه‌مدت است. تأثیر ضدتورمی بهبود تولید در اقتصادهای ایران، کانادا، و مالزی در نهایت طی هشت فصل از بین می‌رود و تورم به سطح اولیه بازمی‌گردد. تورم اندونزی و مکزیک نیز از سطح اولیه فراتر می‌رود و رابطه‌ای مستقیم میان تورم و شکاف تولید برقرار می‌شود. بنابراین، یافته‌های تحقیق درخصوص این کشورها در کوتاه‌مدت در حمایت از دیدگاه پولیون و در بلندمدت در حمایت از دیدگاه کینزین‌های جدید است و به‌طورکامل هیچ دیدگاه مشخصی را حمایت نمی‌کند.

البته برآورد مدل GVAR نتیجه دیگری نیز به‌همراه داشت. براساس یافته‌ها در اغلب کشورها نرخ تورم با تغییرات نرخ ارز و تورم خارجی، باتوجه‌به سهم در واردات، ارتباط مستقیمی دارد. نکته مهم‌تر آن‌که تأثیر نرخ ارز و تورم خارجی در تورم در کشورهای صنعتی خفیف و در مقابل در کشورهای درحال توسعه چشم‌گیر بوده است. بنابراین، کشورهای درحال توسعه آسیب‌پذیری بیش‌تری در برابر تکانه‌های تورمی و ارزی شرکای تجاری‌شان دارند.^۴

پی‌نوشت‌ها

۱. ممکن است از مباحث بالا این‌گونه برداشت شود که سیاست هدف‌گذاری تورم از جانب بانک مرکزی می‌تواند مکانیسمی برای دستیابی هم‌زمان به ثبات اقتصاد کلان و مالی باشد. سیاست هدف‌گذاری تورم قاعده‌ی سیاست پولی است که در آن، بانک مرکزی با استفاده از نرخ‌های بهره‌ی کوتاه‌مدت و سایر ابزارهای پولی متعهد به دستیابی به نرخ پایین و صریح از «هدف تورمی» (یا طیفی از تورم) طی یک یا چند افق زمانی می‌شود.

متأسفانه با وجود اهمیت زیاد آن آثار احتمالی هدف‌گذاری تورم در ثبات بازارهای مالی (قیمت‌داری‌ها) تا حد زیادی کشف‌نشده باقی مانده است، هرچند سیاست‌گذاران از خیلی پیش‌تر به ناسازگاری بالقوه‌ی هدف‌گذاری تورم بر اهداف تثبیت مالی توجه کرده‌اند (International Monetary Fund 2006: 18).

۲. فریدمن و شوارتز (Friedman and Schwartz 1982: 622) ادعا می‌کنند که اگر منحنی فیلیپس وجود داشته باشد، می‌تواند در مقاطعی از ادوار تجاری دارای شیب مثبت باشد.

۳. شکاف تولید اختلاف تولید بالقوه با بالفعل است که تولید بالقوه با فیلتر هدریک - پرسکات برآورد شده است. مقدار استاندارد پارامتر یک‌نواخت‌پذیری در فیلتر هدریک - پرسکات ۱۶۰۰ است. میلز (Mills 2003) بیان می‌کند که برای داده‌های فصلی مقدار بهینه ۱۰۰۰ تا ۱۰۵۰ است. ماراوال و ریو (Maravall and Río 2007) نیز پارامتر یک‌نواخت‌پذیری داده‌های فصلی را ۱۲۰۰ تا ۱۶۰۰ به دست آورده‌اند. براین اساس، در این پژوهش از مقادیر ۱۰۰۰ تا ۱۶۰۰ برای پارامتر یک‌نواخت‌پذیری استفاده شد که تفاوت زیادی میان نتایج مشاهده نشد.

۴. البته تحلیل این نتایج نیازمند پژوهشی جداگانه و عمیق‌تر است.

کتاب‌نامه

- افشاری، زهرا و مرضیه بیات (۱۳۹۳)، «مقایسه‌ی قدرت پیش‌بینی منحنی فیلیپس کینزین جدید هابیریدی و مدل ARIMA از تورم»، *علوم اقتصادی*، دوره ۸، ش ۲۶.
- امیری، حسین و ابراهیم گرجی (۱۳۹۰)، «برآورد منحنی فیلیپس با استفاده از مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم»، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ش ۳.
- امیری، حسین، تیمور رحمانی، و میثم رافعی (۱۳۹۱)، «استخراج منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و تحلیل مدل قیمت‌گذاری»، *مدل‌سازی اقتصادی*، ش ۳.
- توکلبان، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی برای ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، ش ۳.

جعفری صمیمی، احمد و دیگران (۱۳۹۴)، «استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی: مطالعه موردی اقتصاد ایران»، پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ش ۴.

جلائی، سیدعبدالمجید و مهدی شیرافکن (۱۳۸۸)، «تأثیر سیاست‌های پولی بر سطح بی‌کاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران»، پژوهش‌نامه علوم اقتصادی، دوره ۹، ش ۲.

رحمانی، تیمور و حسین امیری (۱۳۹۰)، «تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در ایران با استفاده از رویکردهای هم‌انباشتگی و VAR»، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش ۵۹.

رحمانی، تیمور و حسین امیری (۱۳۹۱)، «منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران»، تحقیقات اقتصادی، ش ۱.

عباسی‌نژاد، حسین و غلامرضا کاظمی‌زاده (۱۳۷۹)، «بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بی‌کاری در ایران»، تحقیقات اقتصادی، ش ۲.

گرچی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۶)، «برآورد منحنی فیلیپس در ایران (با رویکردی به انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی)»، تحقیقات اقتصادی، ش ۳.

گرچی، ابراهیم و مهدی فولادی (۱۳۸۷)، «برآورد منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید برای اقتصاد ایران»، نامه مفید، ش ۶۶.

گرچی، ابراهیم و مهدی فولادی (۱۳۸۸)، «مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید با منحنی فیلیپس‌های متعارف برای اقتصاد ایران»، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۴، ش ۲.

گرچی، ابراهیم (۱۳۹۱)، اقتصاد کلان دینامیک (بی‌کاری، تورم، و رکود تورمی)، سمت.
مرزبان، حسین و مهدی نجاتی (۱۳۸۸)، «شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران»، مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۳، ش ۲.

موسوی محسنی، رضا و مریم سعیدی‌فر (۱۳۸۵)، «منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران»، تحقیقات اقتصادی، ش ۷۲.

موسوی محسنی، رضا و دیگران (۱۳۸۹)، «بهره‌وری نیروی کار و بی‌کاری طبیعی در اقتصاد ایران: یک مطالعه بر پایه منحنی فیلیپس، مطالعات اقتصادی»، دوره ۱، ش ۱.

هادیان، ابراهیم و مهدی نجاتی (۱۳۸۸)، «نقد لوکاس و منحنی فیلیپس: مورد مطالعه ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۶)»، پژوهش‌نامه علوم اقتصادی، دوره ۹، ش ۲.

Badinger, H. (2009), "Globalization, the Output-Inflation Tradeoff and Inflation", *European Economic Review*, vol. 53.

Benati, L. (2015), "The Long-Run Phillips Curve: A Structural VAR Investigation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 76.

Bhattarai, K. (2016), "Unemployment-Inflation Trade-Offs in OECD Countries", *Economic Modelling*, vol. 58.

- Chletsos, M., V. Drosou, and S. Roupakias (2016), "Can Phillips Curve Explain The Recent Behavior of Inflation? Further Evidence from USA and Canada", *The Journal of Economic Asymmetries*, vol. 14, no. A.
- Chudik, A., M. H. Pesaran, and E. Tosetti (2011), "Weak and Strong Cross-Section Dependence and Estimation of Large Panels", *Econometrics Journal*, vol. 14, no. 1.
- Çiçek, S. (2012), "Globalization and Flattening of Phillips Curve in Turkey Between 1987 and 2007", *Economic Modelling*, vol. 29.
- Dees, S. et al. (2009), "Identification of New Keynesian Phillips Curves From a Global Perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, no. 7.
- Di Mauro, F and M. H. Pesaran (2013), *The GVAR Handbook: Structure and Applications of a Macro Model of the Global Economy for Policy Analysis*, OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Eijffinger, S. C. W. and Z. Qian (2016), "Trade Openness and the Phillips Curve: The Neglected Heterogeneity and Robustness of Empirical Evidence", *International Review of Economics and Finance*, vol. 44.
- Fischer, S. (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 85.
- Fischer, I. (1926), "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes", *International Labour Review*, 13. Reprinted as "I Discovered the Phillips Curve", *Journal of Political Economy*, vol. 81.
- Friedman, M. (1968 a), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58.
- Friedman, M. (1968b), *Dollars and Deficits: Inflation, Monetary Policy and the Balance of Payments*, Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall.
- Friedman, M. (1975), *Unemployment Versus Inflation?: An Evaluation of the Phillips Curve*, Institute of Economic Affairs.
- Friedman, M. (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, vol. 85, no. 3.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz (1982), "The Role of Money", *NBER Chapters, in: Monetary Trends in the United States and United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*.
- Gordon, R. J. (2011), "The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation", *Economica*, vol. 78.
- Hume, D. (1752), *Of Money*, Reprinted in His Writings on Economics, Eugene Rotwein (ed.), Madison: University of Wisconsin Press.
- Humphrey, T. M. (1985), "The Early History of the Phillips Curve", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*.
- Humphrey, T. M. (1991), "Nonneutrality of Money in Classical Monetary Thought", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 77.
- International Monetary Fund (2006), "Inflation Targeting and the IMF", Unpublished Manuscript, Policy and Development Review Department, and Research Department: <<http://imf.org/external/np/pp/eng/2006/031606.pdf>>.

- Jean-Baptiste, F. (2012), "Forecasting With the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Survey Data", *Economics Letters*, vol. 117.
- Juillard, M. et al. (2008), "Optimal Price Setting and Inflation Inertia in a Rational Expectations Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 32.
- Kapur, M. (2013), "Revisiting the Phillips Curve for India and Inflation Forecasting", *Journal of Asian Economics*, vol. 25.
- Karanassou, M. and H. Sala (2010), "The US Inflation-Unemployment Trade-Off Revisited: New Evidence for Policy-Making", *Journal of Policy Modeling*, vol. 32.
- Lipsey, R. G. (1960), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom", 1862-1957: A Further Analysis, *Economica* vol. 27.
- Lucas, R. E. Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, vol. 4.
- Lucas, R. E. Jr. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, vol. 63.
- Maravall, A. and A. Río (2007), "Temporal Aggregation, Systematic Sampling, and the Hodrick-Prescott Filter", *Computational Statistics and Data Analysis*, vol. 52.
- Mills, T. C. (2003), *Modeling Trend and Cycles in Economic Time Series*, Palgrave Macmillan Publication.
- Okano, E. (2007), "Inflation-Output Trade-offs in an Optimization-Based Econometric Framework Applied to an Open Economy: The Case of Japan", *Journal of Asian Economics*, vol. 18.
- Paul, B. P. (2009), "In Search of the Phillips Curve for India", *Journal of Asian Economics*, vol. 20.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann, and S. M. Weiner (2004), "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error Correcting Macroeconometric Model", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 22.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann, and L.V. Smith (2009), "Forecasting Economic and Financial Variables with Global VARs", *International Journal of Forecasting*, vol. 25.
- Phelps, E. S. (1967), "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, vol. 34.
- Phelps, E. S. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, vol. 76.
- Phillips, A. W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25.
- Samuelson, P. A. and R. M. Solow (1960), "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy", *American Economic Review*, vol. 50.
- Sargent, T. J. (1981), "Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré and Thatcher", *Working Papers 1, Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- Sargent, T. J. (1982), *The Ends of Four Big Inflation, 1982*, in *Inflation: Causes and Effects*, Robert E. Hall (ed.), Chicago: University. Chicago Press (for NBER).

- Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe, (2010), “The Optimal Rate of Inflation”, *Handbook of Monetary Economics*, B. M. Friedman & M. Woodford (ed.), vol. 3.
- Smith, R. and M. H. Pesaran (2007), “Monetary Policy Transmission and the Phillips Curve in a Global Context”, *Kiel Working Paper*, no. 1366.
- Smith, R. P. (2013), “The GVAR Approach to Structural Modelling”, Chapter 3 in *The GVAR Handbook: Structure and Applications of a Macro Model of the Global Economy for Policy Analysis*, OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Taylor, J. (1980), “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, vol. 88.
- Thornton, H. (1802), *An Enquiry Into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain*, Edited With an Introduction by F. A. Von Hayek, New York: Rinehart and Company, Inc., 1939.
- Tiwari, A. K., C. Oros, and C. T. Albuлесcu (2014), “Revisiting the Inflation–Output Gap Relationship for France Using a Wavelet Transform Approach”, *Economic Modelling*, vol. 37.
- Zhang, C. and Y. Murasawa (2011), “Output Gap Measurement and the New Keynesian Phillips Curve for China”, *Economic Modelling*, vol. 28.

