Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال بیست‌وسوم/ شماره ۷۷/ زمستان ۱۳۹۷/ صفحات ۱۶۷-۱۳۹

پویایی‌های تورم استان‌های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی[۱]

زهرا کهریزی[۲]
عزیز مراسلی[۳]
حشمت‌اله عسگری[۴]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۹/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

چکیده

استان‌های ایران در چند دهه گذشته فشارهای تورمی بالایی را تجربه کرده‌اند. این مقاله پویایی‌های تورم با لحاظ اثرات فضایی بین استان‌های ایران با استفاده از منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۰ را مدل‌سازی می‌کند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای بررسی پویایی‌های تورم استان‌های ایران مناسب است. همچنین استان‌های مربوط در تعدیل قیمت‌هایشان به ترکیبی از قواعد آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند و اینکه رفتارهای آینده‌نگر اثر قوی‌تری بر نرخ تورم دوره جاری خواهند داشت. در هر استان شکاف تولید به‌عنوان نماینده متغیرهای واقعی بر نرخ تورم دوره جاری‌اش دارای تأثیرمثبت است و در نهایت، اینکه با توجه به معناداری خودهمبستگی فضایی بین استان‌های ایران متغیرهای شکاف تولید، نرخ‌های تورم انتظاری و باوقفه در استان‌های مجاور همگی بر تورم دوره جاری استان همسایه اثر منفی دارد.

واژگان کلیدی: منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی، شکاف تولید، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (*GMM*)، روش اقتصادسنجی فضایی.

طبقه‌بندی JEL: *C21, E31, R10.*

۱- مقدمه

۱- این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ایلام است.

۲- کارشناس ارشد اقتصاد انرژی (نویسنده مسئول)، دانشگاه ایلام، پست الکترونیکی: zahra.kah66@gmail.com

۳- عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، پست الکترونیکی: maraseli_az@yahoo.com

۴- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، پست الکترونیکی: he.asgari@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

در بین موضوع‌های اصلی اقتصادکلان، مطالعه نرخ تورم[1] و پویایی‌های آن[2] موضوعی اصلی است. تورم پایین یا کاهش تورم، یکی از مهم‌ترین عوامل دستیابی به ثبات در اقتصاد کلان بوده که تجربه کشورهای مختلف این موضوع را نشان داده است. ایران طی چند دهه اخیر، همواره تورم‌های دو رقمی را تجربه کرده است. شرایط تورمی بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین، بررسی عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر تورم، از اهمیت خاصی برخوردار است. تورم از یک سو، موجب تحمیل هزینه‌های رفاهی از طریق کاهش ارزش دارایی‌های مالی مردم می‌شود و از سوی دیگر، با ایجاد نااطمینانی در تصمیم‌گیری مؤسسه‌ها برای سرمایه‌گذاری و ایجاد هزینه‌های دیگر مانند فهرست‌بها[3]، به تولید زیان وارد می‌کند.

شاید یکی از محبوب‌ترین مدل‌هایی که رابطه بین فعالیت واقعی اقتصاد و نرخ تورم را توصیف می‌کند، منحنی فیلیپس باشد که برای نخستین بار توسط فیلیپس (۱۹۵۸)، معرفی و سپس، توسط ساموئلسون و سولو (۱۹۶۰) بسط داده شد.

مطابق با منحنی فیلیپس اولیه، نرخ تورم به صورت منفی با نرخ بیکاری مرتبط است. منحنی فیلیپس اولیه به صورت جدی در زمینه‌های نظری مورد انتقاد قرار گرفته، اما در پاسخ به این انتقادها شکل‌های متنوعی از منحنی فیلیپس گسترش یافته است. در این زمینه، گالی و گرتلر[4] برمبنای کارهای اولیه تیلور و کالوو[5] منحنی فیلیپس جدید را استخراج کردند. ویژگی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید این بوده که به‌طور روشن از یک مدل بهینه‌سازی قیمت به‌دست آمده است. در به‌دست آوردن این منحنی، یک‌سری فروض در نظر گرفته می‌شود، از جمله اینکه فرض می‌شود، بنگاه‌ها در یک محیط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و همچنین منحنی تقاضا دارای کشش ثابت است.

1- Inflation
2- Inflation Dynamics
3- Menu Cost
4- Gali & Gertler (1999)
5- Taylor (1980) & Calvo (1983)

www.SID.ir

Archive of SID

متداول‌ترین فرمول‌بندی‌ها مربوط به چسبندگی‌های اسمی که در به‌دست آوردن منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید استفاده شده، مدل کالوو است. در مدل کالوو، بنگاه‌ها از یک‌سری قواعد مشروط به زمان پیروی می‌کنند که در آن تعدیل قیمت یک‌سری فرآیندهای تصادفی است.

اقتصاددانان مفاهیم جدیدی از منحنی فیلیپس[1] را ارایه کرده‌اند. منحنی فیلیپسی که اکنون با بیشتر نظریه‌های اقتصادی همخوانی دارد، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید است (طیب‌نیا، ۱۳۷۴)، اما ادبیات اصلی که تمام حالات فیلیپسی را دربر می‌گیرد می‌تواند برحسب منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی (HNKPC) بیان شود. منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی به‌عنوان یک مشخصه‌کلی‌که منحنی فیلیپس ساده (۱۹۵۸)، منحنی فیلیپس تعدیل‌شونده با انتظارات (فیلیپس، ۱۹۶۷؛ فریدمن[2]، ۱۹۶۸و NKPC به‌عنوان یک مورد خاص را پوشش می‌دهد، در نظر گرفته شده است که هر دو رفتار آینده‌نگر و گذشته‌نگر را برای بنگاه‌های اقتصادی می‌پذیرد و از لحاظ نظری توسط گالی و گرتلر (۱۹۹۹)، پذیرفته شده است.

تاکنون مقالات زیادی درباره توانایی منحنی فیلیپس نیوکینزین، برای به تصویرکشیدن فرآیندهای تورمی در سطح کشور به ثبت رسیده، اما تاکنون تحقیقی در سطح استانی با استفاده از منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی صورت نگرفته است. این ویژگی‌های کلی تفاوت‌های معنادار در عملکرد اقتصادی و همچنین تفاوت‌های درجه توسعه بازار بین مناطق را می‌پوشاند.

براساس تئوری‌های اقتصادی، نرخ‌های تورم در یک کشور می‌تواند با توجه به فضا تغییر کند؛ به این صورت که استان‌های مجاور و همسایه به‌طور عموم قیمت کالاهای خود را با توجه به استان‌های هم‌جوار خود تنظیم می‌کنند (مارتین‌کاس[3]، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، مجاورت استان‌ها باعث می‌شود هزینه‌های حمل‌ونقل کاهش یابد و همچنین گردش

1- Phillips Curve
2- Friedman
3- Martincus

www.SID.ir

Archive of SID

کالاها و خدمات با قیمت پایین‌تر و رقابتی مهیا شود که این می‌تواند بر جریان‌های تجاری اثرگذار باشد (کروزت و کوینگ[1]، ۲۰۰۴).

یکی از محورهای برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران، اجرای طرح آمایش سرزمین است و هدف این طرح شناسایی منابع و امکانات هر استان و تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه برمبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص آن منطقه و کاهش شکاف اقتصادی بین مناطق مختلف است. در این خصوص، شناسایی پویایی‌ها و عوامل مؤثر بر تورم منطقه‌ای، در استان‌های کشور می‌تواند به برنامه‌ریزان اقتصادی و منطقه‌ای در تنظیم برنامه‌های توسعه اقتصادی کمک کند تا از طریق تخصیص منابع، عدم تعادل‌های منطقه‌ای و شکاف رشد اقتصادی بین استان‌های کشور از بین رود و همچنین شکاف بین وضعیت موجود منطقه و وضعیت ایده‌آل کاهش یابد. یکی از عوامل مهمی‌که برنامه‌ریزان باید به آن توجه داشته باشند، متغیرهای جغرافیایی- اقتصادی یک منطقه است. متغیرهای جغرافیایی- اقتصادی هر منطقه، موارد قوت، ضعف، فرصت و تهدیدهای یک منطقه را که بر تورم آن منطقه اثرگذار است، نشان می‌دهد (بانک جهانی[2]، ۲۰۰۹). عنصر مهم و تأثیرگذار بر استفاده یک منطقه از سرریزهای مناطق دیگر، مجاورت است. به این صورت که انتشار دانش و سرریز تکنولوژی (فناوری) در مناطقی که از نظر جغرافیایی و اقتصادی، فاصله کمتری دارند، بیشتر است (ساسان، ۱۳۶۴). براتا[3] بیان می‌کندکه هرچه فاصله یک منطقه از سایر مناطق و به‌خصوص مناطق با چگالی بالای اقتصادی کمتر شود، دسترسی به فرصت‌های موجود (تبادل اطلاعات و انتقال تکنولوژی سریع‌تر و راحت‌تر، دسترسی به بازارهای نیروی‌کار بزرگ و دسترسی راحت‌تر بنگاه‌ها به مشتری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه) در آن مناطق، برای منطقه موردنظر افزایش می‌یابد و تقسیم‌کار جغرافیایی موجب افزایش عرضه و کاهش بهای‌کالاها می‌شود و این موضوع بر رشد و توسعه منطقه اثر مثبت دارد (براتا، ۲۰۰۹).

1- Crozet & Koenig
2- World Bank
3- Brata

www.SID.ir

Archive of SID

این تحقیق شامل فرضیه‌های زیر است:

۱- تورم از گذشته تأثیر می‌پذیرد. ۲- تورم از آینده تأثیر می‌پذیرد. ۳- تورم در سطح استان‌ها از هم تأثیر می‌پذیرد.۴- بین شکاف تولید و تورم رابطه معنادار و مثبت وجود دارد.

با بررسی و آزمون چهار فرضیه یادشده با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و تحلیل‌های آماری هدف، «پویایی تورم در استان‌های ایران و اثر متقابل آنها برهم»، محقق خواهد شد.

سازماندهی مقاله به این ترتیب است که بعد از مقدمه، مطالعات گذشته بیان می‌شود. بخش سوم، روش‌شناسی را دربر می‌گیرد. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها می‌پردازد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

امروزه در بسیاری از کشورها تورم دیگر موضوع حادی نیست و مسئله‌ای حل شده است و راه‌حل کنترل آن را به‌خوبی می‌شناسند؛ برای مثال، در عمده کشورها، تورم زیر ۵ درصد است، اما در ایران کماکان مسئله حادی است و باید به کنترل آن پرداخت.

تورم در ادبیات اقتصادی دارای تعاریف متنوع و طبقه‌بندی مختلفی است. در کلی‌ترین بیان، تورم عبارت است از: افزایش عمومی و مداوم سطح قیمت‌ها یا صعود خودافزای قیمت‌ها. بنابراین، مهم‌ترین ویژگی تورم، تداوم و عمومیت افزایش قیمت‌هاست. ازاین‌رو، افزایش دفعه‌ای قیمت‌ها و همچنین افزایش قیمت یک یا چند کالای خاص تورم به شمار نمی‌آید. برای اندازه‌گیری میزان تورم از معیار نرخ تورم استفاده می‌شود که نوسانات قیمت کالاها و خدمات را در یک سال خاص به سال قبل می‌سنجد. قیمت کالاها و خدمات مورد استفاده در اندازه‌گیری تورم به‌طور معمول شاخص قیمت مصرف‌کننده است (گرجی و همکاران، ۱۳۸۴).

مطالعه پدیده تورم در بین مکاتب مختلف اقتصادکلان همیشه مورد توجه بوده و در دهه‌های اخیر علاقه فزاینده‌ای به سمت منحنی فیلیپس ایجاد شده است. منحنی

www.SID.ir

Archive of SID

فیلیپس سنتی رابطه بیکاری و تورم را توصیف می‌کرد، در سال‌های اخیر اقتصاددانان مفاهیم جدیدی از منحنی فیلیپس را ارایه کرده‌اند. منحنی فیلیپسی که اکنون با بیشتر نظریه‌های اقتصادی همخوانی دارد، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید است (طیب‌نیا، ۱۳۷۴)، اما ادبیات اصلی که تمام حالات فیلیپسی را دربر می‌گیرد، می‌تواند برحسب منحنی فیلیپس هیبریدی (HNKPC) بیان شود که در آن تورم در زمان t به تورم گذشته، آینده و یک متغیر فشار که به‌طور معمول هزینه نهایی واقعی، شکاف تولید واقعی از تولید بالقوه یا انحراف نرخ بیکاری از نرخ بیکاری طبیعی است، بستگی دارد (شاکری، ۱۳۸۷).

- منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی

به‌منظور به‌دست آوردن HNKPC گالی و گرتلر یک مدل قیمت‌گذاری کالوو را استفاده می‌کنند که در آن کسر $(1-\theta)$، از بنگاه‌ها قیمتشان را در یک دوره داده شده تعدیل می‌کنند. در مقابل مدل اولیه کالوو (۱۹۸۳)، گالی و گرتلر فرض می‌کنند در بین بنگاه‌هایی که قادرند قیمتشان را در یک دوره داده شده تغییر دهند، تنها $(1-\varpi)$ درصد از بنگاه‌ها قیمت را به‌طور بهینه در یک رفتار رو به جلو به کار می‌برند، بنگاه‌های باقی‌مانده قیمت را براساس میانگین دوره گذشته به کار می‌برند (فیلیز یزیلیرت و پائول الهورست[1]، ۲۰۱۳). این فرض منجر به شکل زیر از HNKPC می‌شود:

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + u_t \qquad (۱)$$

π_t: نرخ تورم

$\gamma_f E_t \pi_{t+1}$: تورم انتظاری

x_t: شکاف تولید یا هزینه نهایی واقعی

u_t: شوک فشار

1- Filiz Yesilyurt & Paul Elhorst

www.SID.ir

Archive of SID

شکل خلاصه شده (۱) با ترکیب پارامترهای زیر به فرم ساختاری NKPC مرتبط شده است:

$$\lambda = \frac{(1-\varpi)(1-\theta)(1-B\theta)}{\varphi}, \gamma_b \frac{\varpi}{\varphi}, \gamma_f = \frac{B\theta}{\varphi} \qquad (۲)$$

$$\varphi = \theta + \varpi[1 - \theta(1 - B]$$

B: نرخ تنزیل

از آنجا که شکل خلاصه شده HNKPC در (۲) با برنامه قیمت‌گذاری کالوو (۱۹۸۳)، سازگار است، نتایج تخمین و پیش‌بینی تنها برای شکل خلاصه شده مطرح می‌شود.

مطالعات نشان می‌دهد که به کمک منحنی فیلیپس نیوکینزینی، می‌توان پویایی‌های تورم را در سطح استانی تحلیل کرد. هدف اصلی در پژوهش حاضر، بررسی پویایی‌های تورم استان‌های (شهری) ایران و اثر متقابل تورم استان‌ها بر هم در قالب منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی با لحاظ اثرات مجاورت فضایی است، به همین منظور با استفاده از شاخص CPI (تورم در سطح مصرف‌کنندگان یا خرده‌فروشی استان‌ها) که معرف مناسبی برای سنجش هزینه زندگی و تغییرات آن است به بررسی هدف موردنظر پرداخته شده است. مطالعات زیادی در مورد اثرات فضایی نرخ تورم در دنیا صورت نگرفته و این تحقیق نخستین‌کار در این زمینه، در ایران و در سطح استانی است.

۲-۱- مطالعات پیشین

۲-۱-۱- مطالعات انجام شده در خارج از کشور

در زمینه تخمین منحنی فیلیپس جدید، گالی و گرتلر (۱۹۹۹) و گالی و همکاران[1] (۲۰۰۱)، نخستین کسانی هستند که با استفاده از روش GMM[2] اقدام به تخمین این منحنی به صورت تک‌معادله برای آمریکا و اتحادیه اروپا کردند. محققان نتیجه گرفتند که منحنی فیلیپس کینزی جدید، شامل تورم انتظاری و تورم همراه با وقفه، بهتر می‌تواند پویایی‌های تورم را نشان دهد.

1- Gali et al.
2- Generalized Method of Moment

www.SID.ir

Archive of SID

آندر ونا و گایدو آسکاری[1] (۲۰۱۰)، به بررسی تداوم تورم منطقه‌ای در ایتالیا در یک دوره تناوب فصلی با استفاده از داده‌های CPI برای دوره (۱۹۹۶ Q1-۲۰۰۶ Q3) و با استفاده از مدل VAR برای ۷۰ استان از ۱۰۳ استان ایتالیا پرداختند. آنها بررسی کردند که آیا تفاوت‌های آماری معناداری در تداوم تورم در سطح منطقه در یک کشور مانند ایتالیا با نابرابری بزرگ منطقه‌ای وجود دارد. آنها به این نتیجه رسیدند که تداوم تورم در استان‌های ایتالیا از نظر آماری متفاوت است و در مناطقی که از لحاظ اقتصادی عقب‌مانده هستند، تداوم تورم بیشتر است، اما این در تداوم تورم ملی نشان داده نشده، زیرا شاخص کشوری، میانگینی از شاخص‌های استانی است.

آرون مهروترا[2]، توماس پلتون[3] و آلوارا سانتوس ریورا[4] (۲۰۱۰)، در مقاله خود، با عنوان مدل‌سازی تورم در چین – یک چشم‌انداز منطقه‌ای، منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی (HNKPC) را برای مدل‌سازی تحولات تورم استانی در سرزمین چین با استفاده از داده‌های سالانه برای ۲۹ استان به روش GMM برای دوره اصلاحات (۲۰۰۰-۱۹۸۷) به کار گرفتند. آنها مدل پروبیت[5] را برای بیان تفاوت در روند تورم به‌کار بردند. آنها دریافتند که مؤلفه آینده‌نگر در ۲۲ استان از ۲۹ استان از نظر آماری معنادار است. این متغیر در فرآیند شکل‌گیری تورم در چین، مهم است. با این حال، درجات مختلفی از اهمیت آماری ضرایب، برآورد شده است، به‌خصوص برای شکاف تولید نشان داده که تفاوت‌های مهمی در روند تورم در سراسر استان‌ها وجود دارد. یادآوری می‌شود، در همه استان‌هایی که هر دو مؤلفه تورم آینده‌نگر و شکاف تولید از نظر آماری معنادار هستند، بر خط ساحلی واقع شده‌اند. این استان‌ها در برخی ویژگی‌های رایج مشترک هستند. آنها بیشتر تجارت باز دارند و دارای کمترین سهم از شرکت‌های تحت کنترل دولت در تولید کل هستند. نرخ بالای رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی‌کار و جذب جریان خالص زیادی

1- Andrea Vaona & Guido Ascari
2- Aaron Mehrotra
3- Tuomas Peltonen
4- Alvaro Santos Riv Rivera
5- Probit

www.SID.ir

Archive of SID

از مهاجران از استان‌های دیگر را تجربه کرده‌اند. اهمیت باز بودن ممکن است این حقیقت را منعکس‌کند که بسیاری از این استان‌های ساحلی توسط بالاترین درجه از آزادسازی بازار و بزرگ‌ترین سهم برای بخش خصوصی مشخص می‌شوند. تعدیل قیمت در این استان‌ها، به احتمال زیاد تغییرات هزینه نهایی و شکاف تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فانک[1] (۲۰۰۶)، بیان می‌کند که منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی (HNKPC) متشکل از تورم انتظاری، تورم تأخیری و هزینه نهایی واقعی (اندازه‌گیری شده به‌عنوان شکاف تولید) یک موضوع خوب در مدل‌سازی پویایی تورم است. با این حال، او همچنین نشان داد، در حالی‌که ضرایب تورم انتظاری و تأخیری قوی[2] هستند، معناداری آماری شکاف تولید (به‌دست آمده از فیلتر باند – پس) ضعیف است. به‌منظور کنترل مشکلات درون‌زایی، نرخ تورم تأخیری و شکاف تولید، قیمت واقعی نفت و نرخ ارز رسمی (REER) به‌عنوان متغیرهای ابزاری استفاده شدند.

هلنا مارکویز، گابریل پینو و جان دی دیاس تنا هوریلو[3] (۲۰۱۳)، در مقاله خود، با عنوان پویایی تورم منطقه با استفاده از مدل فضا – زمان، به بررسی نقش عوامل فضایی در تعیین پویایی تورم ۹۸ کالای قابل معامله در ۲۳ استان شیلی در یک دوره تناوب ماهانه (۲۰۰۳ Q1–۲۰۰۶ Q9) پرداختند.

آنها آزمون‌های متعددی را برای حضور همبستگی فضایی در جملات اخلال انجام دادند؛ مانند آزمون Moran I و آزمون ضریب لاگرانژ LM؛ نتایج حاصل از تمام آزمون‌های یادشده حاکی از آن بود که فرضیه صفر (عدم همبستگی فضایی) می‌تواند در بیشتر از ۶۰ درصد کالاها در سطح معناداری ۵ درصد رد شود. این نتایج نشان‌دهنده آن است که می‌توان تصریح مدل را با در نظر گرفتن روابط متقابل از هر استان با دیگر استان‌ها در همان مناطق و مناطق مجاور بهبود بخشید.

فیلیز یزیلیرت و جی. پائول الهورست (۲۰۱۳)، در مقاله خود، با عنوان تجزیه‌وتحلیل

1- Funk
2- Robust
3- Helena Marques, Gabriel Pino & Juan de Dios Tena Horrillo

www.SID.ir

Archive of SID

منطقه‌ای پویایی تورم در ترکیه، به برآورد منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی با اثر تعاملات فضایی در بین متغیرهای وابسته و مستقل (مدل SDM فضایی) با استفاده از داده‌های ۶۷ استان در سراسر ترکیه طی دوره (۲۰۰۱-۱۹۸۷) پرداختند.

نتایج گزارش شده حاکی از آن بود که ضرایب هر دو نرخ تورم آینده‌نگر و گذشته‌نگر معنادار هستند؛ که نشان‌دهنده آن است که فعالان اقتصادی هم نگاه گذشته‌نگر و هم نگاه آینده‌نگر دارند. همچنین میزان اهمیت رفتار گذشته‌نگر بزرگ‌تر از آینده‌نگر برآورد شد. هر دو ضریب نسبت به صفر دارای تفاوت معناداری هستند که به لحاظ آماری نشان‌دهنده آن است که فیلیپس سنتی، تبدیل‌شونده با انتظارات و منحنی فیلیپس نیوکینزینی باید به نفع منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی رد شوند. ضریب شکاف تولید نیز مثبت و معنادار بوده که نشان‌دهنده آن است که اگر یک منطقه، تولیدی بیش از سطح تعادلی‌اش ایجاد کند، باعث فشار بیش از حد روی قیمت‌ها خواهد شد.

آنها برای آزمون خودهمبستگی فضایی نرخ تورم منطقه‌ای، آزمون Moran I را به کار بردند. نتیجه این آزمون در طول دوره زمانی ۱۴ساله (۰/۱۲۳) با t-value (۱/۶۶) نشان‌دهنده آن بود که نرخ‌های تورم وابستگی فضایی ضعیفی دارند.

آنها مدل دوربین فضایی را با بهره‌گیری از لیسیج و پیس (۲۰۰۹) و الهورست (۲۰۱۰b)، به کار بردند. به دلیل اینکه این مدل هر دو مدل تأخیری فضایی و خطای فضایی را عمومیت می‌بخشد. نتایج حاصل کاربرد از مدل SDM حاکی از آن است که تنها ۳ متغیر، نرخ تورم مشاهده شده در مناطق همسایه که نشان‌دهنده اثرات متقابل درونی بین مناطق است، نرخ تورم تأخیری در خود منطقه و نرخ تورم تأخیری مشاهده شده در مناطق همسایه، دارای ضرایب معناداری بوده‌اند و سایر ضرایب معنادار نبوده‌اند.

۲-۱-۲- مطالعات انجام شده در داخل کشور

رحمانی و امیری (۱۳۹۰)، در کار خود، با عنوان منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران با استفاده از تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری و مباحث چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها به استخراج منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید

www.SID.ir

Archive of SID

پرداختند. نتیجه آن بود که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند که سهم هرکدام از این قیمت‌ها تقریباً به‌طور مساوی تقسیم شده است.

حسینی و شکوهی (۱۳۹۴)، در کار خود، به بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۵ پرداختند. آنها با استفاده از روش گشتاوری تعمیم‌یافته (GMM) نشان دادندکه تورم در ایران به‌طور معناداری با انتظارت تورمی گذشته‌نگر، انتظارات تورمی آینده‌نگر، شکاف تولید، نرخ ارز و رشد حجم پول تعیین می‌شود. هرچند، انتظارت گذشته‌نگر مهم‌تر از انتظارات آینده‌نگر است. آنها به این نتیجه رسیدند که مدیریت انتظارات تورمی، رشد پول و نرخ ارز می‌تواند مکمل هم برای دستیابی به ثبات کلی قیمت‌ها باشد.

۳- روش پژوهش

این مطالعه به بررسی پویایی تورم با لحاظ اثر مجاورت فضایی، در ۲۸ استان ایران برای دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۸۰) پرداخته است. در راستای تخمین مدل و انجام عملیات داده‌ها از نرم‌افزارهای Excel، stata14 و Matlab استفاده شده است.

با توجه به ماهیت مدل در این تحقیق که متغیر وابسته باوقفه، سمت راست معادله وجود دارد، به‌منظور تخمین معادله از مدل پنلی پویا استفاده شده است. یکی از منافع و کاربردهای داده‌های پنلی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. در مدل داده‌های پنلی با متغیر وابسته به صورت وقفه در سمت راست، برآوردهای OLS از سازگاری لازم برخوردار نیست. از جمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش درون‌زا بودن و همبستگی بین این متغیر با دیگر متغیرهای توضیحی، تخمین مدل با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[1]، داده‌های تابلویی پویا[2] است (اشرف‌زاده و مهرگان، ۱۳۹۳).

مطالعات نظری در مورد پویایی تورم از یک معادله منحنی فیلیپس نیوکینزی به صورت

1- Generalized Method of Moments
2- Dynamic Panel Data

www.SID.ir

Archive of SID

زیر به‌دست آمده است:

$$infla_t = \gamma_f infla^e_{t+1} + \delta H_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن، $infla_t$ نشان‌دهنده تورم دوره جاری، $infla^e_{t+1}$ تورم آتی انتظاری (تورم انتظاری یک دوره پیش رو) و H_t، بیان‌کننده هزینه نهایی واقعی، شکاف تولید واقعی از تولید بالقوه یا انحراف نرخ بیکاری از نرخ بیکاری طبیعی است و ε_t جملات اخلال بوده که ممکن است به صورت سریالی با یکدیگر همبستگی داشته باشند. ویژگی کلیدی این نوع خاص از منحنی فیلیپس آن است که تورم باوقفه به‌طور مستقیم در منحنی فیلیپس وارد نمی‌شود و بنابراین، تورم آتی انتظاری، عامل اصلی تعیین‌کننده تورم جاری است. این الگو با منحنی فیلیپس مبتنی‌بر انتظارات سنتی (تطبیقی) که در آن تورم باوقفه عامل اصلی تعیین‌کننده تورم دوره جاری بوده، بسیار متفاوت است. به عبارت دیگر، در منحنی فیلیپس سنتی داریم:

$$infla_t = \gamma_b infla^e_{t-1} + \delta H_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

در این معادله، تورم باوقفه به صورت متغیر باوقفه توزیعی وارد الگو شده است. در واقع، تورم باوقفه در این الگو به‌عنوان متغیر نماینده انتظارات کارگزاران اقتصادی از نرخ تورم دوره جاری است (گرجی، ۱۳۹۱).

برای تحلیل اینکه کدام یک از الگوهای مزبور بهتر می‌توانند پویایی‌های واقعی تورم را توصیف‌کنند، تحلیلگران متعددی پس از کلارید- گالی (۱۹۹۹)، از یک الگوی ترکیبی برای تخمین استفاده‌کرده‌اند و به همین سبب به استناد نتایج حاصل از مطالعات انجام گرفته، در این تحقیق نیز از یک مدل نیوکینزین هیبریدی بهره‌مند می‌شویم. الگوی ترکیبی مورد بحث به شرح زیر است:

$$infla_{it} = \gamma_b infla_{it-1} + \gamma_f infla^e_{it+1} + \delta gap_{it} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$
$$i = 1, \dots, 28 \qquad t = 1380, \dots, 1392$$

در این معادله، تورم جاری تابعی از تورم باوقفه و تورم انتظاری و شکاف تولید دوره

www.SID.ir

Archive of SID

جاری است. حال، می‌توان با مقایسه ضرایب تخمینی برای نرخ‌های تورم آتی و نرخ‌های تورم باوقفه، این موضوع را به‌عنوان اهمیت نسبی هریک از متغیرهای گذشته‌نگر و آینده‌نگر تورمی این معادله، در توضیح تورم دوره جاری تفسیر کرد (اسنودن، ۱۳۸۳).

برای تصریح مدل با لحاظ اثر مجاورت فضایی نیز از روش اقتصادسنجی فضایی که نخستین بار توسط پروفسور انسلین[1] ارایه شد، استفاده شده است. انسلین مدعی بود که اقتصادسنجی فضایی در مطالعات مکانی دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی رایج است.

از جمله مهم‌ترین تفاوت‌های اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی متداول این است که اقتصادسنجی فضایی، خودهمبستگی فضایی[2] و ناهمسانی فضایی[3]را در نظر می‌گیرد. این دو مسئله که در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند، باعث نقض فروض گاوس- مارکوف می‌شوند.

خودهمبستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به‌طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های j با فرض اینکه $i\neq j$ باشد، وابسته است. خودهمبستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد، به‌طوری که i می‌تواند هر مقداری بین ۱ تا n را اختیار کند، زیرا انتظار می‌رود، داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰).

با توجه به اثر مکان در استان‌های ایران و اثر مجاورت، الگوهای مورد استفاده براساس روش اقتصادسنجی فضایی با داده‌های تابلویی فضایی برآورد می‌شود. بنابراین، با ترسیم ماتریس وزنی فضایی [4] که بیان‌کننده وابستگی بین استان‌هاست، عناصر ماتریس مجاورت صفر و یک لحاظ شده که عنصر یک نشان‌دهنده وجود مجاورت و صفر نشان‌دهنده نبود

1- Anselin
2- Spatial Dependence
3- Spatial Heterogeneity
4- Spatial Weight Matrix

www.SID.ir

Archive of SID

آن است (لسیج[1]، ۲۰۰۹).

برای تخمین الگوی فضایی مدل، از فرم فضایی SDM[2] استفاده شده است. این مدل تغییرات y را به صورت یک ترکیب خطی از استان‌های مجاور مانند سری‌های زمانی خودرگرسیون[3] توضیح می‌دهد و آنچه را در استان‌های مجاور اتفاق می‌افتد، بااهمیت تلقی می‌کند. با این همه، برخلاف مدل‌های سری زمانی، خطاها از متغیرهای سمت راست مستقل نبوده و کوواریانس در مفهوم ریاضی ماتریس قطری نیست. در نتیجه، تخمین در روش حداقل مربعات معمولی ناسازگار است. مدل دوربین فضایی (SDM) شامل وقفه فضایی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است، این مدل در رابطه (۶) نشان داده شده است:

$$y = pWy + X\beta_t + WX\beta_2 + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim (0.\sigma^2 I_n) \qquad (۶)$$

در این مدل، پارامتر β_2 نشان‌دهنده ارتباط وقفه فضایی متغیرهای توضیحی اضافه شده به مدل است (لسیج و پیس، ۲۰۰۹).

فرم فضایی مدل SDM به شرح زیر است:

$$infla_{it} = pwin\ fla_{it} + \gamma_f infla^e_{it+1} + \delta_f win\ fla^e_{it+1} + \gamma_b in\ fla_{it-1} + \delta_b win\ fla_{it-1} + \mu gap_{it} + \delta_x wgap_{it} + w\varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

$$i = 1, \dots, 28 \qquad t = 1380, \dots, 1392$$

در این رابطه، ρ سنجه رگرسیون و نشان‌دهنده وابستگی فضایی است. w ماتریس وزنی فضایی[4] جغرافیایی است که در آن استان‌های مجاور و همسایه بیشترین وزن و استان‌های دور از هم کمترین وزن را می‌گیرند. عناصر w_{ij} در ماتریس، چگونگی ارتباط فضایی

1- Lesage
2- Spatial Durbin Model
3- AR

۴- در حالت پانل به یک ماتریس مجاورت با ابعاد NT×NT احتیاج داریم. به‌منظور به‌دست آوردن این ماتریس از ضرب کرونکر یک ماتریس همانی (Identity Matrix) در ماتریس مجاورت N×N استفاده می‌کنیم؛ به صورت:

```
I=eye(T,T)
w=kron(W,I)
```

ماتریس مجاورتی که از این فرآیند به‌دست می‌آید دارای ابعاد NT×NT است.

www.SID.ir

Archive of SID

استان i با استان j را از نظر مجاورت نشان می‌دهد. در این پژوهش، ابتدا ماتریس مجاورت یا همسایگی برای ۲۸ استان مورد بررسی (با توجه به تفکیک استان‌های البرز و خراسان، استان‌های لحاظ شده در این مطالعه ۲۸ استان است) تشکیل شد؛ بدین‌ترتیب، برای استان‌های همسایه یا مجاور مقدار یک و برای استان‌های غیرمجاور مقدار صفر در نظر گرفته شد. بنابراین، ماتریس مجاورت، یک ماتریس متقارن ۲۸ در ۲۸ با عناصر روی قطر اصلی صفر و عناصر خارج از قطر اصلی صفر و یک است. در مرحله بعد، به‌منظور تعریف ماتریس وزنی فضایی، از ماتریس مجاورت استاندارد شده مرتبه اول استفاده شده است. در این ماتریس نرمال سطری، هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم می‌شود، به‌گونه‌ای که بعد از نرمال‌سازی جمع هر سطر برابر با یک خواهد بود.

اگر ρ مثبت باشد، خودهمبستگی فضایی مثبت است و قرار گرفتن در مجاورت مشاهدات، اثر مثبتی بر تورم دوره جاری خواهد داشت و عکس این حالت برای منفی بودن ρ صادق است.

$win\ fla_{it}$، تورم حال حاضر در استان‌های مجاور

$in\ fla^{e}_{it+1}$، اثر مستقیم تورم انتظاری در منطقه

$in\ fla_{it-1}$، اثر مستقیم نرخ تورم تأخیری در منطقه

μgap_{it}، اثر مستقیم شکاف تولید در منطقه

$win\ fla^{e}_{it+1}$، تورم انتظاری در استان‌های مجاور (اثر غیرمستقیم[۱])

$win\ fla_{it-1}$، تورم تأخیری در استان‌های مجاور (اثر غیرمستقیم)

$wgap_{it}$، شکاف تولید در استان‌های مجاور (اثر غیرمستقیم)

$w\varepsilon_{it}$، اثر سایر عوامل لحاظ نشده در استان‌های مجاور (اثر غیرمستقیم)

۳-۱- معرفی ساختاری متغیرها

این بخش، به معرفی متغیرهای مورد استفاده و روش به‌دست آوردن هریک از آنها می‌پردازد.

۱- اثر غیرمستقیم، نشان‌دهنده اثر سایر استان‌ها بر استان موردنظر است.

www.SID.ir

Archive of SID

- متغیر وابسته

در این پژوهش، متغیر وابسته نرخ تورم (infla) است. برای محاسبه نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به تفکیک استانی (شهری) برپایه سال ۱۳۹۰ برگرفته از سایت مرکز آمار ایران و برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰ استفاده شده است. داریم:

$$in\,fla_{it} = \frac{CPI_{it} - CPI_{it-1}}{CPI_{it-1}} \times 100 \qquad (۸)$$

$infla_{it}$، در رابطه بالا نرخ تورم بین سال‌های t و t-1 است. با به کار بردن هریک از شاخص‌های قیمتی می‌توان نرخ تورم را محاسبه کرد[۱].

- متغیرهای مستقل

این متغیرها شامل تورم باوقفه، تورم انتظاری و شکاف‌تولید است که در ادامه با جزییات معرفی می‌شوند.

نرخ تورم باوقفه ($infla_{it-1}$): مقادیر باوقفه متغیرهای توضیحی یا متغیر وابسته، به معنای این بوده که ساختار مدل پویاست. در این تحقیق نیز به دلیل تئوری منحنی فیلیپس و در نظرگرفتن پویایی، تورم با یک وقفه در سمت راست مدل آمده است.

نرخ تورم انتظاری ($infla^{e}_{it+1}$): انتظارات تورمی عبارت است از پیش‌بینی، انتظار و توقع مردم از روند کنونی یا آینده تورم (گرجی، ۱۳۹۱). برای برآورد داده‌های مربوط به نرخ تورم انتظاری[۲] که در فیلیپس کینزین‌های جدید براساس الگوی انتظارات عقلایی شکل می‌گیرد، از فیلتر هادریک – پرسکات که یک فیلتر خطی دوطرفه در طول زمان بوده، استفاده شده است.

۱-برای اطلاع از نحوه محاسبه نرخ تورم به کتاب آمار در اقتصاد و بازرگانی، محمد نوفرستی، ۱۳۷۶، صص ۲۹۱-۲۵۹، مراجعه شود.

۲- روش‌های متعددی برای به‌دست آوردن نرخ تورم انتظاری وجود دارد؛ برای مثال، روند گرفتن یا هموارسازی یا استفاده از نرخ تورم یک دوره قبل (۱-) و میانگین سه و پنج دوره قبل یا نرخ تورم دوره بعد (۱+) یا نرخ تورم پایه مشاهده شده و انحراف کوتاه‌مدت تورم واقعی از نرخ تورم پایه. روشی که در این تحقیق برای به‌دست آوردن متغیر غیرقابل مشاهده نرخ تورم انتظاری به‌کار رفته فیلتر هادریک – پرسکات مانند کارهای گرجی و فولادی (۱۳۸۷)، جلالی و شیرافکن (۱۳۸۸)، عرفانی، سمیعی و صادقی (۱۳۹۵) و... بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

شکاف‌تولید (gap_{it}): به‌منظور برآورد مدل مفروض در این تحقیق، داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به تفکیک استانی برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰، از بانک سری‌های زمانی موجود در سایت بانک مرکزی استفاده شده است. در ابتدا به‌منظور تبدیل داده‌های اسمی به فرم حقیقی، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و سال ۱۳۹۰ به‌عنوان سال پایه معین شده است. برای محاسبه تولید ناخالص داخلی بالقوه، از فیلتر هادریک – پرسکات بهره گرفته شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، شکاف‌تولید که تفاضل تولید ناخالص داخلی واقعی از تولید ناخالص داخلی بالقوه است (نصر اصفهانی، ۱۳۸۴)، محاسبه شد.

۴- برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج

در این بخش، ابتدا به بررسی پایایی متغیرها و سپس، به تحلیل نتایج حاصل از روش GMM و روش اقتصادسنجی فضایی می‌پردازیم.

۴-۱- بررسی پایایی متغیرها

برای بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای الگوی مورد بررسی، آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو که فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد است به کار برده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره ۱، آمده است.

جدول ۱- آزمون پایایی متغیرها

Levin,Lin& Chu		
متغیرها	آماره آزمون	سطح احتمال
Infla	-۳/۳۸۸۲	۰/۰۰۰۴
Gap	-۵/۲۹۷۶۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

کاربرد آزمون لوین، لین و چو نشان می‌دهد که متغیر تورم (Infla) و شکاف تولید (Gap)، در سطح معنادار هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۲- نتایج برآورد به روش GMM ساده

مدل تجربی[1] در این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰، تخمین زده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل موردنظر، بدون لحاظ اثر مجاورت فضایی در ۲۸ استان کشور، به صورت ارایه شده در جدول شماره ۲، است.

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد معادله به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بدون اثر مجاورت فضایی (متغیر وابسته: infla)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
cons	۱۳/۵۹۵۳۹	۰/۰۹۰۱۸۶	۲۱۴/۴۱	۰/۰۰۰
L.infla	۰/۳۲۳۶۱۰۹	۰/۰۰۱۵۰۹۳	۱۰۴۱/۳۴	۰/۰۰۰
inflae	۰/۹۵۹۸۰۱۹	۰/۰۰۰۹۲۱۷	۲۵/۱۸	۰/۰۰۰
gap	۱/۵۴e-۰۸	۶/۱۲e-۱۰	۱۵۰/۷۵	۰/۰۰۰
Sargan test			chi۲(۷۷)	Prob> chi۲
			۲۷/۸۹۲۱۱	۱/۰۰۰۰
Wald			chi۲(۳)	Prob> chi۲
			۱/۹۰e+۰۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

چنانکه محاسبات نشان می‌دهند، همه ضرایب از سطح معناداری مناسبی برخوردارند. نرخ تورم باوقفه ($L.infla_{it}$)، نرخ تورم انتظاری ($inflae_{it}$) و شکاف تولید (gap_{it}) به ترتیب اثرات مثبتی به میزان ۰/۳۲۳۶۱۰۹، ۰/۹۵۹۸۰۱۹ و ۱/۵۴e-۰۸ بر نرخ تورم دوره جاری ($infla_{it}$) داشته‌اند و ضرایب از نظر آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. علامت ضرایب از لحاظ تئوری موافق علامت و صحیح است.

نتایج حاکی از این است که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از رفتارهای آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند، اما جزء آینده‌نگر تورم، تأثیر قوی‌تری در مقایسه با جزء باوقفه تورم بر نرخ تورم در دوره جاری داشته است. این پدیده، گویای این موضوع

۱- مدل منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی.

www.SID.ir

Archive of SID

است که در اقتصاد استان‌های ما، وضعیت رقابت انحصاری حاکم است و تولیدکنندگان قدرت قیمت‌گذاری دارند و به‌محض دریافت علامت افزایشی قیمت، درصدد تغییر نرخ کالاها و خدمات خود برمی‌آیند و قیمت‌های خود را به‌روز می‌کنند. تعداد بنگاه‌هایی که قیمت‌های خود را بهینه می‌کنند بیشتر از بنگاه‌هایی است‌که تنها براساس تورم دوره گذشته شاخص‌بندی می‌کنند. همچنین متغیر شکاف تولید از لحاظ تئوری موافق علامت بوده و تأثیر مثبت و ناچیزی بر نرخ تورم در دوره جاری داشته که حاکی از اثرگذاری متغیرهای واقعی درکنار سیاست‌های پولی بر تورم است.

براساس نتایج آزمون والد که از توزیع‌کای – دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر، مبنی‌بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. در نتیجه، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید شده و مدل رگرسیون از لحاظ آماری معنادار است.

در ارتباط با مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته، مهم‌ترین آزمون، آزمون سارگان است. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری مورد استفاده در این مدل و تأیید انتخاب این متغیرهای ابزاری است.

آماره آزمون سارگان که از توزیع کای – دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار بوده، برابر است با ۲۷/۸۹۲۱۱، همچنین با توجه به میزان احتمال این آماره (۱/۰۰۰۰)، می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند و فرضیه صفر که حاکی از قابل اعتبار بودن متغیرهای ابزاری در این برآورد است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در ادامه، به‌منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال از آماره آزمون آرلانو و باند[1] استفاده شده که نتایج آن در جدول شماره ۳، آمده است.

1- Arellano & Bond

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳- نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال

احتمال	مقدار آماره آزمون Z	مرتبه خودهمبستگی
۰/۰۰۱۰	-۳/۲۹۷۵	۱
۰/۶۸۲۱	-۰/۴۰۹۵۶	۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

براساس نتایج جدول، ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی‌بر نبود خودهمبستگی در جملات اخلال تفاضل‌گیری شده، برای خودهمبستگی مرتبه اول رد شده، اما برای خودهمبستگی مرتبه دوم برای فرضیه صفر رد نشده است. نتایج حاکی از آن است‌که روش آرلانو و باند روشی مناسب برای برآورد پارامترهای مدل است. به بیان دیگر، با یک بار تفاضل‌گیری از جملات اخلال، همبستگی سریالی بین جملات اخلال رد شده و جملات اخلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول هستند، اما خودهمبستگی مرتبه دوم ندارند[1].

۴-۳- نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

قبل از تخمین مدل لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون LM و Moran I استفاده می‌شود. نتایج آزمون‌ها در جدول شماره ۴، گزارش شده است.

جدول ۴- نتیجه آزمون تشخیص وابستگی فضایی

آزمون	مقدار	آماره	Z	احتمال
Moran I	۰/۸۱۵۲	۵۳۵/۱۱۶۰	۱/۹۶۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با استفاده از شاخص آماری موران – آی[2] می‌توان چگونگی همبستگی فضایی[3] در نرخ تورم بین استان‌ها را بررسی کرد. این شاخص‌آماری، پسماندها را برای وجود وابستگی و اثرات مجاورت، به صورت یک فرضیه صفر؛ $H_0:\rho=0$ یا نبود همبستگی فضایی

۱- برای یادگیری بیشتر به Help نرم‌افزار استتا مراجعه شود.

2- Moran I Statistic.

3- Spatial Autocorrelation (Correlation)

www.SID.ir

Archive of SID

می‌آزماید. مقدار شاخص آماری موران – آی بیش از ۱/۹۶ یا احتمال کمتر از ۰/۰۵ به معنای عدم پذیرش فرضیه صفر و پذیرش وجود همبستگی فضایی است. این شاخص رابطه پویایی نرخ تورم بین استان‌های مجاور را اندازه‌گیری می‌کند و مقدار همبستگی آنها را تخمین می‌زند. مقدار مثبت Moran I ، به‌منزله وجود همبستگی فضایی است و در نتیجه، تأیید تجمع فضایی آنها را در یک منطقه نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، استان‌هایی با نرخ تورم بالا (یا پایین) در کنار و نزدیک به هم قرار می‌گیرند و برعکس، نبود همبستگی یا وجود همبستگی منفی حاکی از عدم دسته‌بندی و مجاورت استان‌ها با یکدیگر است.

نتایج جدول حاکی از آن است که فرضیه صفر رد شده و وجود همبستگی فضایی مثبت و قوی به میزان ۰/۸۱ تأیید شده است. یادآوری می‌شود، در صورت وجود اثرات فضایی، تخمین پویایی نرخ تورم در استان‌ها با OLS ناکارآمد است و نادیده گرفتن این اثرات می‌تواند باعث عدم تصریح و تصحیح نتایج تخمین‌زده شده باشد که می‌توان از مدل‌های فضایی و غیرپارامتریک دیگری استفاده کرد که ما در این تحقیق، از مدل SDM فضایی بهره می‌بریم.

آزمون دیگر، آزمون LM یا ضریب لاگرانژ است که برای تشخیص وابستگی فضایی به کار برده می‌شود که نتیجه آن در جدول شماره ۵، آمده است.

جدول ۵- نتیجه آزمون تشخیص وابستگی فضایی

آزمون	مقدار	chi۱	احتمال
LM	۴۶۷/۴۰۶۲	۶/۶۴۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به آزمون تشخیصی موردنظر، هرگاه $LM > 6/64$ باشد، تأییدی بر وجود پدیده وابستگی فضایی است و باید مدل‌سازی پویایی تورم در استان‌ها با حضور بعد فضایی انجام شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل SDM برای ۲۸ استان کشور، برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰، در جدول شماره ۶، ارایه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل با لحاظ اثر مجاورت فضایی (متغیر وابسته: infla)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
cons	-۰/۸۰۱۶۰۸	۰/۳۷۳۹۴۹۵	-۲/۱۴	۰/۰۳۲
L.infla	۰/۰۶۵۳۹۰۲	۰/۰۰۳۱۴۳۱	۲۰/۸۰	۰/۰۰۰
inflae	۰/۹۷۱۶۲۷۴	۰/۰۰۱۶۴۸۹	۵۸۹/۲۵	۰/۰۰۰
gap	/۶۷e-۰۹	۶/۰۳e-۱۰	۲/۷۷	۰/۰۰۶
winfla	/۰۵۱۹۱	۰/۰۲۳۰۹۷۴	۴۵/۵۴	۰/۰۰۰
L.winfla	-۰/۰۵۶۶۳۸۳	۰/۰۰۲۹۴۲	-۱۹/۲۵	۰/۰۰۰
winflae	-۱/۰۲۹۵۱۶	۰/۰۲۴۱۲۳۸	-۴۲/۶۸	۰/۰۰۰
wgap	-۹/۶۰e-۰۹	۱/۴۹e-۰۹	-۶/۴۳	۰/۰۰۰
we	۲/۰۷e-۱۶	۵/۳۲e-۱۷	۳/۸۹	۰/۰۰۰
Sargan test			chi۲(۷۷)	Prob> chi۲
			۱۹/۷۲۱۷۸	۱/۰۰۰۰
Wald			chi۲(۶)	Prob> chi۲
			۳/۲۵e+۰۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج حاکی از آن است که همه ضرایب از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند.

$inflae_{it}$، نشان‌دهنده اثر مستقیم نرخ تورم انتظاری در مناطق مورد بررسی است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و مستقیمی به میزان ۰/۹۷۱۶۲۷۴ روی نرخ تورم مشاهده شده در دوره جاری داشته است.

$L.infla_{it}$، اثرمستقیم نرخ تورم تأخیری در مناطق مورد بررسی است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و مستقیمی به میزان ۰/۰۶۵۳۹۰۲ روی نرخ تورم مشاهده شده در دوره جاری داشته است.

gap_{it}، اثرمستقیم شکاف تولید در مناطق مورد بررسی است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و ناچیزی به میزان $۱/۶۷e^{-۰۹}$ روی نرخ تورم مشاهده شده در دوره جاری داشته است.

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه: در نتایج با لحاظ اثر مجاورت فضایی در مقایسه با روش GMM ساده نیز جزء آینده‌نگر تورم، تأثیر قوی‌تری در مقایسه با جزء باوقفه تورم بر نرخ تورم در دوره جاری داشته است و استان‌ها، در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از روش‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند. همچنین متغیر شکاف تولید نیز تأثیر مثبت و ناچیزی بر نرخ تورم در دوره جاری را نمایان ساخته است.

$winfla_{it}$، نشان‌دهنده تأثیر تورم حال حاضر در استان‌های مجاور بر تورم دوره جاری است و از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی به میزان ۱/۰۵۱۹۱ روی نرخ تورم مشاهده شده در دوره جاری داشته است. اگر ρ مثبت باشد، خودهمبستگی فضایی مثبت است و قرارگرفتن در مجاورت مشاهدات، اثری مثبت بر تورم دوره جاری مناطق، خواهد داشت و عکس این حالت برای منفی بودن ρ صادق است. نتایج حاصل از تحقیق، نشان‌دهنده اثر مثبت خودهمبستگی فضایی بوده است.

تفسیر: اگر تورم حال حاضر در استان‌های مجاور افزایش یابد، تورم در استان موردنظر را افزایش می‌دهد یعنی پس از بالا رفتن تورم در آن استان‌ها پول و قدرت خرید از استان‌ها به استان موردنظر انتقال می‌یابد و در نتیجه، باعث بالا رفتن تقاضا و قیمت در استان موردنظر می‌شود.

$winflae_{it}$، نرخ تورم انتظاری در مناطق همسایه است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر منفی و غیرمستقیمی به میزان ۱/۰۲۹۵۱۶- روی نرخ تورم دوره جاری را نمایان ساخته است.

تفسیر: اگر تورم انتظاری در مناطق همسایه بالا رود، تورم استان موردنظر را کاهش می‌دهد.

$L.winfla_{it}$، نرخ تورم تأخیری در مناطق همسایه است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر منفی و غیرمستقیم به میزان ۰/۰۵۶۶۳۸۳- روی نرخ تورم دوره جاری داشته است، زیرا امکان جابه‌جایی کالاها و خدمات را به استان مجاوری که از تورم بالاتر برخوردار است، فراهم می‌آورد.

www.SID.ir

Archive of SID

تفسیر: تورم دوره گذشته در استان‌های مجاور تورم استان موردنظر را کاهش می‌دهد (شبیه پدیده تارعنکبوتی هست)، یعنی تولید امسال از قیمت‌های پارسال تأثیر می‌پذیرد. این باعث انتقال پول و سرمایه‌های استان‌های مجاور به استان موردنظر می‌شود و تولید آن را افزایش می‌دهد و در نتیجه عرضه زیاد، قیمت‌ها را در استان موردنظر کاهش می‌دهد.

$wgap_{it}$، اثر غیرمستقیم شکاف تولید در مناطق همسایه را نشان می‌دهد که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر منفی به میزان $-۹/۶۰e^{-۰۹}$ بر نرخ تورم دوره جاری داشته است.

تفسیر: اگر شکاف تولید در مناطق همسایه بالا رود، تورم استان موردنظر را کاهش می‌دهد. رونق در استان‌های مجاور، یعنی زیاد شدن درآمدها و کاهش بیکاری؛ در نتیجه، آنها به استان موردنظر عزیمت نخواهند داشت و تقاضاها در استان موردنظر پایین می‌آید و تورم کاهش می‌یابد.

we_{it}، بیان‌کننده اثر سایر عوامل لحاظ نشده در استان‌های مجاور است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و ناچیزی به میزان $۲/۰۷e^{-۱۶}$ بر نرخ تورم در دوره جاری را نمایان ساخته است. یادآوری می‌شود، جملات اخلال گویای متغیرهای لحاظ نشده در مدل اقتصادسنجی هستند، ازاین‌رو، معرفی آنها به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار در اقتصادسنجی فضایی به معنای آن است‌که متغیرهای لحاظ نشده در استان‌های هم‌جوار در سال موردنظر چه تأثیری بر نرخ تورم داشته که در نتایج تحقیق، نشان‌دهنده اثر مثبت این متغیر بر نرخ تورم در دوره جاری بوده است.

تفسیر: اثر سایر عوامل لحاظ نشده در استان‌های مجاور، عواملی مانند رشد جمعیت، رشد تکنولوژی، میزان اعطای اعتبارات به مردم، داشتن ماشین و وسایل حمل‌ونقل مناسب، وقوع خشکسالی و... در استان‌های مجاور به افزایش تقاضا منجر می‌شود که ممکن است حجم مراجعه به استان موردنظر را افزایش دهد و در نتیجه، تورم را در استان موردنظر افزایش خواهد داد.

براساس نتایج آزمون والد که از توزیع کای – دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر، مبنی‌بر صفر بودن تمام

www.SID.ir

Archive of SID

ضرایب در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. در نتیجه، اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود و مدل رگرسیون از لحاظ آماری معنادار است.

آماره آزمون سارگان نیز که از توزیع کای – دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار بوده، برابر است با ۱۹/۷۲۱۷۸، همچنین با توجه به میزان احتمال این آماره (۱/۰۰۰۰)، می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند و فرضیه صفر که حاکی از قابل اعتبار بودن متغیرهای ابزاری در این برآورد است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق، به بررسی پویایی تورم در مناطق شهری استان‌های ایران به صورت تجربی با روش GMM و روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته شد و نتایجی به شرح زیر به‌دست آمد:

نتایج حاصل از برآورد مدل منحنی فیلیپس نیوکینزین هیبریدی، به روش GMM ساده مبین این مطلب است که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از رفتارهای آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند.

نتیجه حاصل از آزمون تشخیص وابستگی فضایی، با استفاده از شاخص آماری موران – آی تأییدکننده وجود همبستگی فضایی مثبت و قوی به میزان ۰/۸۱ است. نتیجه حاصل از آزمون ضریب لاگرانژ، برای تشخیص وابستگی فضایی نیز تأییدی بر وجود وابستگی فضایی نرخ تورم در بین استان‌هاست.

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش اقتصادسنجی فضایی، حاکی از آن است‌که همه ضرایب از لحاظ آماری معنادارند و استان‌ها در تنظیم قیمت خود به ترکیبی از رفتارهای آینده‌نگر و گذشته‌نگر پرداخته‌اند.

همچنین نتایج حاکی از آن است‌که خودهمبستگی فضایی (ρ) مثبت است و نشان‌دهنده این است که مجاورت استان‌ها با هم اثر مثبتی بر نرخ تورم آنها دارد. مدل

www.SID.ir

Archive of SID

فضایی تأیید شده است و مسئولان ملی و استانی باید در طرح‌های آمایش سرزمینی به اثرات متقابل بین استان‌ها توجه ویژه داشته باشند و در کنار نگرش ملی لازم است به ارتباط بین استان‌ها نیز توجه شود. این نتایج نشان‌دهنده آن است که می‌توان تصریح مدل را با در نظر گرفتن روابط متقابل هر استان با دیگر استان‌ها در همان مناطق و مناطق مجاور بهبود بخشید. همچنین درجه مهمی از همبستگی مکانی در تعیین قیمت‌کالاها، در سراسر مکان‌ها با توجه به تخصیص جغرافیایی می‌تواند وجود داشته باشد.

تورم بالای سال‌های گذشته، در استان‌های مجاور باعث انتقال تقاضا به استان موردنظر می‌شود، در نتیجه، بهتر است سیاست‌گذاران استان موردنظر محیط کسب‌وکار و شرایط سرمایه‌گذاری را بهبود بخشند تا بتوانند تقاضا، پول و سرمایه‌گذاری را از همسایه‌ها جذب کنند و باعث رونق استان موردنظر شوند. وقوع شکاف تولید در استان‌های مجاور به این معناست که نباید روی تقاضای خارج از استان حساب کنند و در برنامه‌ریزی‌ها تنها تقاضای داخل استان موردنظر را مدنظر قرار بدهند و براساس آن عمل کنند یا به فکر انبار کردن یا صادرات محصولات در استان موردنظر باشند. برای کم کردن واریانس تورم (ثبات‌بخشی تورم) و کاهش قیمت و ارزان‌تر کردن محصولات در استان‌ها باید به مدیریت انتظارات بپردازیم.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

اسنودن، اچ و کوویچ، پی وینار (۱۳۸۳). *راهنمای نوین اقتصاد کلان*، ترجمهٔ منصور خلیلی عراقی و علی سوری، چاپ اول. تهران: برادران.

اشرف‌زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی پنل دیتای پیشرفته*. چاپ اول. تهران: نورعلم.

حسینی، صفدر و شکوهی، مریم (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۵، شماره ۱، ۲۲۸-۲۰۹.

رحمانی، تیمور و امیری، حسین (۱۳۹۰). منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید و بررسی تجربی آن در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۸، ۱۱۲-۹۱.

ساسان، عبدالحسین (۱۳۶۴). *اقتصاد جابه‌جاگری (حمل‌ونقل) و بررسی راه‌های اصفهان*. تهران: جهاد دانشگاهی.

شاکری، عباس (۱۳۸۷). *اقتصاد کلان؛ نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران: رافع، جلد دوم.

طیب‌نیا، علی (۱۳۷۴). *تئوری‌های تورم با نگاهی به فرآیند تورم در ایران*. چاپ دوم، تهران: جهاد دانشگاهی.

عسگری، علی و اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد. *جامعه‌شناسی کاربردی*، شماره ۱۲، ۱۲۲-۹۳.

گرجی، ابراهیم (۱۳۹۱). *اقتصاد کلان دینامیک (بیکاری، تورم و رکود تورمی)*. چاپ اول، تهران: اوقاف.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۴). *سیر تحول در تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصاد کلان*. چاپ اول، تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

لسیج، جیمز (۱۳۹۲). *نظریه و تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در نرم‌افزار متلب*. ترجمهٔ عبدالمجید جلائی اسفندآبادی، آرش جمشیدنژاد و فاطمه طالقانی، چاپ اول، تهران: نورعلم.

لسیج، جیمز(۱۳۹۲). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی فضایی*. ترجمهٔ عبدالمجید جلائی

www.SID.ir

Archive of SID

اسفندآبادی و آرش جمشیدنژاد. چاپ اول، تهران: نورعلم.

نصر اصفهانی، رضا، اکبری، نعمت‌الله و بیدرام، رسول (۱۳۸۴). محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی فصلی و تأثیر عوامل اسمی بر آن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۲، ۶۸-۴۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۶). *آمار در اقتصاد و بازرگانی*، جلد دوم، چاپ پنجم، تهران: خدمات فرهنگی رسا.

Anseline, L.(1988), *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishes, Dordecht.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

Baumol, W. J., & Blinder, A. S . (1991). *Economics principls and policy*. 5th Edition.

Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese economic journal*, *1*(2), 141-162.

Baltagi, B. H. (2002). *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

Brata, A. G. (2009). Does geographic factors determine local economic development?; *Review of Economics and Statistics,58*, MPRA Paper No. 15817.

Crozet, M., & Soubeyran, P. K. (2004). EU enlargement and the internal geography of countries. *Journal of Comparative Economics*, *32*(2), 265-279.

Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International regional science review*, *26*(3), 244-268.

Funke, M. (2006). Inflation in China: Modelling a roller coaster ride. *Pacific Economic Review*, *11*(4), 413-429.

Filiz Yesilyurt & J.Paul Elhorst. (2013). A regional analysis of inflation dynamics in Turkey.,*Regional Studies*. 10.1007/s00168-013-0570-4. 2013.

Galı, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, *44*(2), 195-222.

Helena.M., Gabriel,P & Juande, d., T., H. (2013). Reginal inflation dynamics using space – time models, *Regional Studies*. 1001007/s00181-013-0763-9.

www.SID.ir

Archive of SID

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*, 1-31.

Marques, H., Pino, G., & Horrillo, J. D. D. T. (2014). Regional inflation dynamics using space–time models. *Empirical Economics*, *47*(3), 1147-1172.

Martincus, C. V. (2010). Spatial effects of trade policy: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, *50*(2), 541-569.

Mehrotra, A., Peltonen, T., & Rivera, A. S. (2010). Modelling inflation in China—A regional perspective, Bank of Finland. *Institute for Economics in Transition, Discussion Papers*, *18*.

Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957 1. *economica*, *25*(100), 283-299.

Vaona, A., & Ascari, G. (2012). Regional inflation persistence: evidence from Italy. *Regional Studies*, *46*(4), 509-523.

World Bank (2009). *World development report: reshaping geographic*. Washington DC Press.

www.SID.ir