فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال چهارم/ شماره دوازدهم/ بهار ۱۳۹۲

تحلیل اثرات پراکندگی تغییرات قیمت‌های نسبی و شوک‌های پولی بر تورم در اقتصاد ایران[۱]

مجید احمدلو[۲] ـ اکبر کمیجانی[۳] ـ کامبیز هژبر کیانی[۴] ـ فرهاد غفاری[۵]

تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۲

چکیده

این مقاله به تحلیل اثرات پراکندگی (گشتاور مرتبه دوم حول میانگین داده‌ها) و چولگی (گشتاور مرتبه سوم حول میانگین داده‌ها) تغییرات قیمت‌های نسبی به عنوان شوک‌های طرف عرضه و میزان نقدینگی به عنوان شوک طرف تقاضا بر تورم در اقتصاد ایران می‌پردازد. برای دستیابی به این هدف، از اطلاعات مربوط به شاخص‌های کل و استانی قیمت‌های گروه‌های ۱۲ گانه اصلی کالایی در مناطق شهری و هم‌چنین میزان نقدینگی مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۳ استفاده گردید. نتایج به دست آمده از برآورد مدل با استفاده از روش آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸)، حاکی از آن است که ضرایب متغیرهای تغییرپذیری قیمت‌های نسبی و نقدینگی مطابق با تئوری بوده و اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارند. در حالی که ضریب متغیر چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی برعکس تئوری، دارای اثر معکوس بر نرخ تورم می‌باشد. بنابراین، لازم است در سیاستگذاری‌های ضد تورمی نسبت به شوک‌های عرضه و تقاضا به طور همزمان توجه جدی صورت پذیرد.

طبقه بندی JEL: E30, E31, E51

واژگان کلیدی: تورم، پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی، نقدینگی، رهیافت داده‌های ترکیبی پویا

Archive of SID

[۱] این مقاله برگرفته از رساله دکتری علوم اقتصادی در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران است.

[۲] دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه اقتصاد، تهران، ایران *mahmadlu@gmail.com*

[۳] استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران(مسئول مکاتبات) *komijani@ut.ac.ir*

[۴] استاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه اقتصاد، تهران، ایران *khkiani@yahoo.com*

[۵] استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، گروه اقتصاد، تهران، ایران *ghaffari@srbiau.ac.ir*

www.SID.ir

۱- مقدمه

تورم، همواره به عنوان یکی از موضوعات بحث‌انگیز در اقتصاد ایران مطرح بوده و مطالعات مختلفی با توجه به نظریه‌های مرتبط با تورم انجام گرفته است. اما یکی از تئوری‌هایی که مورد آزمون و تجزیه و تحلیل قرار نگرفته است، نظریه تورم طرف عرضه بال و منکیو[1] است که در سال ۱۹۹۵ ارایه گردیده است. نظر اکثر اقتصاددانان کلان در خصوص نرخ تورم و عوامل تعیین‌کننده آن، این است که در بلندمدت، تعیین‌کننده اولیه نرخ تورم، رشد عرضه پول است. اما رفتار کوتاه‌مدت آن جای مباحثه بیشتری دارد. یقیناً، سیاست پولی و سایر عوامل تعیین‌کننده تقاضای کل، نقش مهمی در بروز این پدیده دارند. با این حال، از دهه ۱۹۷۰ و با بروز پدیده تورم رکودی[2]، برخی از اقتصاددانان تأکیدشان بر نقش شوک‌های عرضه یا شوک‌های قیمتی بوده است. اساساً، شوک‌های عرضه همان تغییرات در برخی قیمت‌های نسبی هستند. برای مثال، شوک عرضه مشهود در دهه ۱۹۷۰، افزایش در قیمت‌های نسبی[3] غذا و انرژی بود. از نظر تئوریکی، بطور واضح مشخص نیست که چرا یک چنین تغییرات در قیمت‌های نسبی تورم‌زا هستند (بال و منکیو، ۱۹۹۵).

فریدمن (۱۹۷۵) بیان می‌کند که باید این اصل را بپذیریم که تغییر در قیمت‌های نسبی و سطح عمومی قیمت‌ها دو مفهوم متفاوت از هم هستند. لذا به منظور تعریف بهتر مسئله، ابتدا باید به تفاوت بین سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ تورم و قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات پرداخت. سطح عمومی قیمت‌ها، قیمت کالاها و خدمات را در یک نقطه از زمان به کمک شاخص قیمت‌ها مثل شاخص قیمت مصرف‌کننده اندازه می‌گیرد. نرخ تورم عبارت از درصد تغییرات سالانه سطح عمومی قیمت‌ها است. در صورتی که قیمت نسبی عبارت از تغییر قیمت یک کالا یا خدمت خاص در مقایسه با تغییر قیمت سایر کالاها و خدمات است. به عنوان مثال، اگر رشد قیمت مواد غذایی ۲۰ درصد و رشد قیمت سایر کالاها و خدمات به طور متوسط ۱۲ درصد باشد، بدین معنی است که قیمت نسبی مواد غذایی در جامعه افزایش یافته است (قلی‌بگلو، ۱۳۸۷).

یک ادبیات معتبر وجود دارد که رابطه بین تورم و توزیع تغییرات قیمت‌های نسبی[4] را به خوبی تشریح می‌کند و در آن شواهد زیادی دال بر ارتباط مثبت بین تورم و پراکندگی تغییرات قیمت‌های نسبی وجود دارد. اما تا حدودی به رابطه مثبت بین تورم و چولگی (عدم تقارن)[5] تغییرات قیمت‌های نسبی توجه کمتری شده است. بیان تئوریکی در خصوص مکانیزم علّی ایجادکننده روابط مشاهده شده، قطعی نیست. تئوری‌های موجود به منظور بیان این روابط در سه گروه جای می‌گیرند. گروه اول، نشان‌دهنده جهت علّیت از تورم به تغییرپذیری قیمت‌های نسبی است که در بیشتر مطالعات تجربی، تغییرپذیری قیمت‌های نسبی به معنی پراکندگی تغییرات قیمت بین گروه‌های کالایی است. گروه دوم، تغییرپذیری قیمت‌های نسبی یا چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی را به عنوان متغیر برونزا فرض کرده و نشان می‌دهد که تورم ناشی از توزیع تغییرات قیمت‌های نسبی است. گروه سوم، بیان می‌کند که هر دو متغیر تورم و تغییرپذیری قیمت‌های نسبی توسط برخی عوامل برونزا ایجاد می‌شوند (باث، ۲۰۰۲).

مطالعات تجربی متعددی به منظور آزمون تئوری‌های موجود در این ادبیات صورت گرفته است. یکی از این مطالعات که مبنای کار تحقیق حاضر می‌باشد، مطالعه بال و منکیو (۱۹۹۵) است که پراکندگی/ چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی را به عنوان شوک‌های طرف عرضه در نظر گرفته و بر اساس آن به ارائه تئوری تورم طرف عرضه پرداخته‌اند.

از طرف دیگر بال و منکیو (۱۹۹۴) و کابالرو[6](۱۹۹۲) با توسل به الگوهای کینزی نشان می‌دهند که سیاست پولی سخت(انقباضی) به عنوان شوک طرف تقاضای کل باعث کاهش تولید و تغییرات ناچیز قیمت شده در حالی که سیاست پولی آسان منجر به افزایش قیمت‌ها و تغییرات ناچیز تولید می‌شود (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱).

با در نظر گرفتن مباحث فوق، اهمیت بررسی موضوع تورم و هزینه‌های رفاهی آن و مسئله تورم رکودی که در اقتصاد ایران حکمفرما شده است، به دنبال پاسخ به سؤالات زیر هستیم:

۱- آیا تورم در اقتصاد ایران با استفاده از پراکندگی(گشتاور دوم) تغییرات قیمت‌های نسبی قابل تبیین است؟
۲- آیا تورم در اقتصاد ایران با استفاده از چولگی(گشتاور سوم) تغییرات قیمت‌های نسبی قابل تبیین است؟
۳- آیا تورم در اقتصاد ایران با استفاده از اثرات متقابل(متقاطع) پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی قابل تبیین است؟
۴- آیا سیاست‌های پولی به عنوان شوک‌های طرف تقاضا در کنار شوک‌های طرف عرضه، منجر به ایجاد و تشدید تورم در اقتصاد ایران می‌شود؟

در بخش دوم، به بیان مختصری از وضعیت تورم در ایران و عوامل مؤثر بر آن و در بخش سوم، به مبانی نظری تحقیق و تشریح تئوری ارایه شده توسط بال و منکیو پرداخته شده و در بخش چهارم، مروری بر مطالعات تجربی

Archive of SID

www.SID.ir

صورت می‌گیرد. در بخش پنجم، به بررسی داده‌ها، منابع آماری و متغیرهای مورد استفاده در تحقیق می‌پردازیم. در بخش ششم، رهیافت داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش هفتم، فرضیه‌های تحقیق که به صورت زیر تعریف می‌شوند، مورد آزمون قرار گرفته و نتایج برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن‌ها ارایه می‌گردد:

۱- پراکندگی تغییرات قیمت نسبی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم در اقتصاد ایران دارد.

۲- چولگی تغییرات قیمت نسبی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم در اقتصاد ایران دارد.

۳- اثرات متقابل پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت نسبی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم در اقتصاد ایران دارد.

۴- سیاست‌های پولی به عنوان شوک طرف تقاضای کل اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم در اقتصاد ایران دارد.

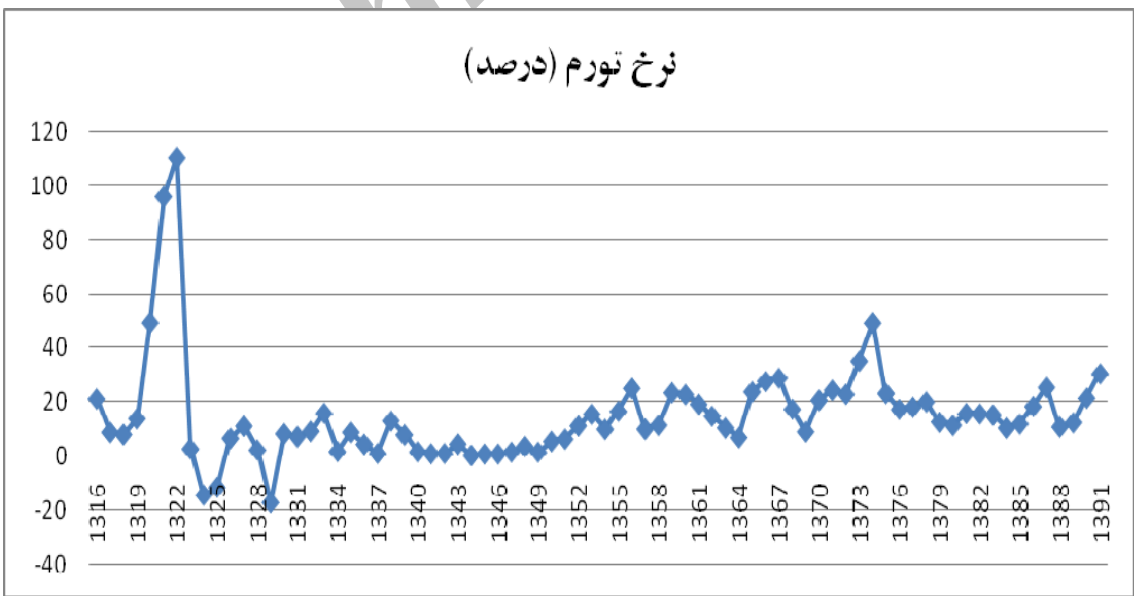
در بخش هشتم نیز به نتیجه‌گیری و ارایه توصیه‌های سیاستی خواهیم پرداخت.

۲- وضعیت تورم در ایران

سطح عمومی قیمت‌ها و شاخص هزینه زندگی از سال ۱۳۱۵ (سال تهیه اولین شاخص در اقتصاد ایران که توسط بانک ملی ایران صورت گرفت) تا کنون به استثنای سال‌های ۱۳۲۴، ۱۳۲۵ و ۱۳۲۹ همواره در حال افزایش بوده است. اما نکته مهمی که نباید فراموش کرد این است که این افزایش، شدت و ضعف‌های زیادی را تجربه کرده است. روند نرخ تورم بین سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۱۶ در نمودار (۱) نشان داده شده است.

بررسی سری‌زمانی تورم در دو دوره سال‌های قبل و پس از انقلاب، دو مشخصه تورم در ایران را مشخص می‌کند. یک مشخصه آن، نوسان زیاد نرخ تورم در ایران است که یکی از پیامدهای آن کاهش کارایی ساز و کار قیمت در تخصیص منابع اقتصادی است و این خود پیش‌بینی آینده را برای عاملان اقتصادی با مشکل مواجه می‌نماید و ضمن بالا بردن ریسک تجاری، تخصیص منابع را نیز دچار اختلال می‌کند. مشخصه دوم، استمرار تورم به صورت مزمن است.

مطالعات انجام یافته در مورد علل تورم در ایران، نشان می‌دهد که عمده‌ترین عوامل تورم عبارت از مشکلات ساختاری، تسلط بخش دولتی در فعالیت‌های اقتصادی و رقابت با فعالان بخش خصوصی، عدم انضباط مالی دولت و کسری‌های مداوم بودجه، رشد نقدینگی و اجرای سیاست‌های پولی نامتناسب با شرایط اقتصادی هستند. از این رو در مقاله حاضر، با در نظر گرفتن این عوامل، به دنبال بررسی جنبه دیگری از عوامل تعیین‌کننده تورم هستیم که توسط بال و منکیو در سال ۱۹۹۵ ارایه شده است.



نمودار (۱)- نرخ تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۱۶

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

Archive of SID

www.SID.ir

۳- مبانی نظری تحقیق

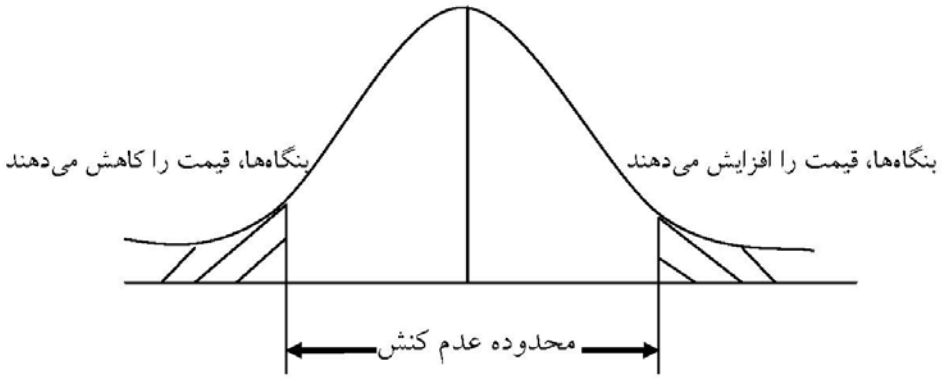
۳-۱- تئوری تورم طرف عرضه: تغییر در قیمت‌های نسبی به عنوان شوک‌های عرضه کل

۳-۱-۱- بحث غیررسمی از تئوری

ایده اصلی این تئوری در شکل (۱) نمایش داده می‌شود که در آن، این سؤال مطرح می‌گردد که زمانی که بنگاه‌ها با توزیع شوک‌ها در قیمت‌های مطلوبشان مواجه می‌شوند، چه اتفاقی می‌افتد. فرض بر این است که میانگین تغییرات مطلوب، صفر[۷] است. بنابراین اگر همه قیمت‌ها تعدیل شوند، میانگین سطح قیمت‌ها بدون تغییر باقی خواهد ماند. با توجه به فرض هزینه‌بر بودن تعدیل قیمت‌ها، یک بنگاه تنها زمانی اقدام به تعدیل قیمت می‌نماید که تغییر مطلوبش مازاد بر قطع یک جریان[۸] باشد (اشکال الف، ب و ج). بدین معنی که بنگاه‌ها یک محدوده عدم کنش در پاسخ به شوک‌ها دارند. تئوری فرض می‌کند که این محدوده در اطراف صفر، متقارن است.

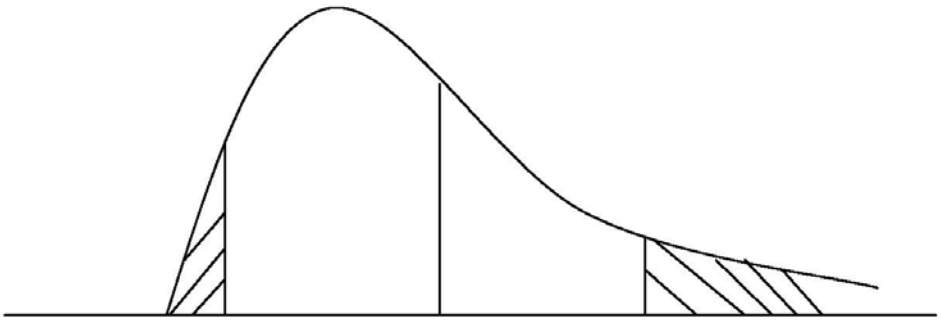
الف) توزیع متقارن شوک‌ها

خالص اثرات برابر صفر است



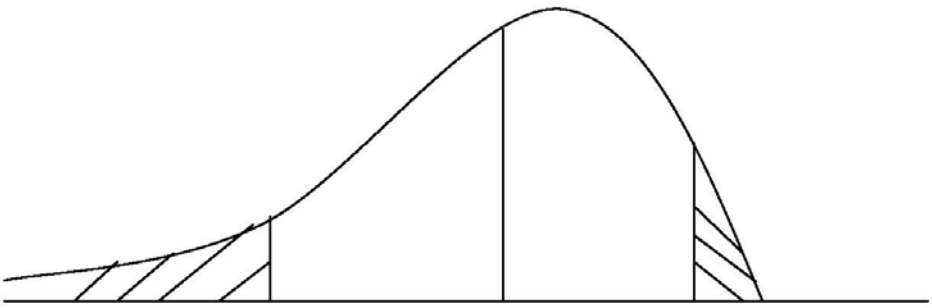
ب) چوله به راست

خالص اثرات بزرگتر از صفر است



ج) چوله به چپ

خالص اثرات کوچکتر از صفر است



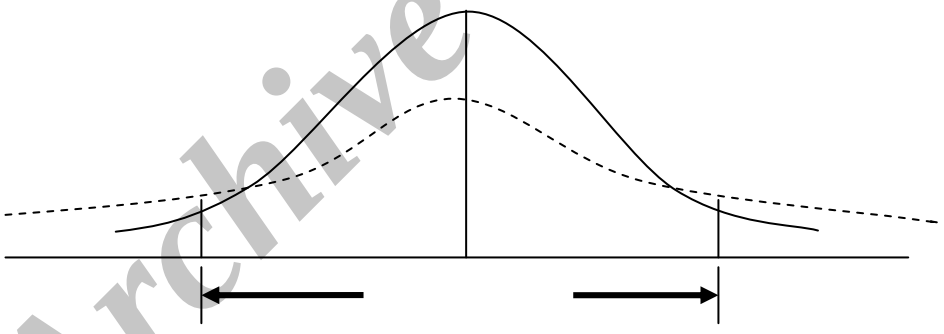
شکل (۱)

www.SID.ir

شکل (۱) نشان می‌دهد که چولگی توزیع تغییرات مطلوب قیمت، چگونه سطح قیمت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در قسمت (الف) از شکل (۱)، توزیع متقارن است. در این مورد، بنگاه‌ها با تغییرات مطلوب در دنباله بالای[۹] توزیع، قیمت‌هایشان را افزایش می‌دهند و بنگاه‌هایی که در دنباله پایین[۱۰] توزیع قرار می‌گیرند، قیمت‌هایشان را کاهش می‌دهند. بدلیل اینکه دنباله‌ها متقارن هستند، لذا اثر خالص این تغییرات برابر صفر است. در قسمت (ب) از شکل (۱)، توزیع قیمت‌ها چوله به راست است(اما هنوز میانگین صفر دارد). در این مورد، دنباله بالا بزرگتر از دنباله پایین است. بنابراین با یک افزایش در سطح قیمت‌های کل، تعداد قیمت‌هایی که افزایش می‌یابند نسبت به تعداد قیمت‌هایی که کاهش می‌یابند، بیشتر است. بنابراین اثر خالص بزرگتر از صفر است. نهایتاً اینکه در قسمت (ج) از شکل (۱)، توزیع شوک‌ها چوله به چپ بوده و دنباله پایین بزرگتر از دنباله بالا است لذا، با یک افزایش در سطح قیمت‌های کل، تعداد قیمت‌هایی که افزایش می‌یابند نسبت به تعداد قیمت‌هایی که کاهش می‌یابند، کمتر است و بنابراین سطح کل قیمت‌ها کاهش می‌یابد. یعنی اثر خالص کوچکتر از صفر است.

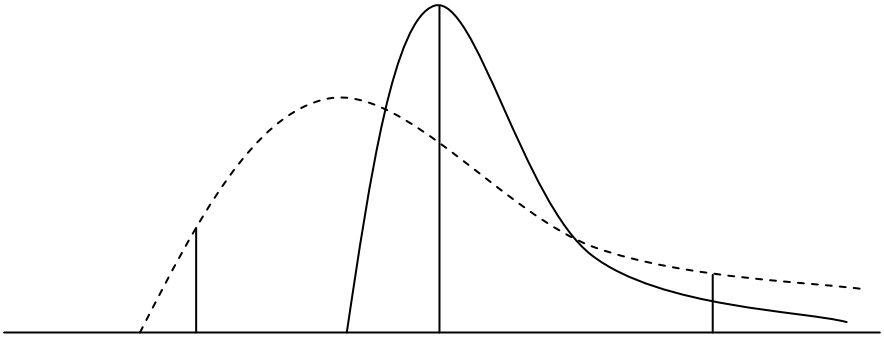
در توضیح قسمت (ب) و (ج) از شکل (۱) می‌توان بدین ترتیب عنوان کرد که با توجه به هزینه‌بر بودن تعدیل قیمت‌ها، عکس‌العمل بنگاه‌ها نسبت به شوک‌ها نامتقارن است. یعنی بنگاه‌ها تنها زمانی اقدام به تعدیل قیمت‌های خود می‌نمایند که شوک‌ها بزرگ بوده و پرداخت هزینه بابت تعدیل قیمت‌ها سودمند باشد. بنابراین شوک‌های بزرگ اثرات نامتقارنی بر قیمت‌ها دارند و برآیند تغییرات قیمت‌های نسبی دلالت بر تورم خواهد داشت. اگر توزیع تغییرات چوله به راست باشد، افزایش در قیمت‌های نسبی ناشی از یک شوک بیشتر از کاهش در آن‌ها می‌شود و در نتیجه تورم بالا خواهد بود. اما زمانی که توزیع تغییرات چوله به چپ باشد، کاهش در قیمت‌های نسبی سریعتر از افزایش در آن‌ها اتفاق می‌افتد و بنابراین تورم پایین خواهد بود. بر این اساس، تئوری تورم طرف عرضه پیش‌بینی می‌کند که چولگی تغییرات قیمت نسبی با تورم همبسته می‌باشد.

الف) توزیع متقارن
خالص اثرات برای هر واریانس صفر است



محدوده عدم کنش

ب) توزیع دارای چولگی
واریانس بزرگتر، اثر عدم تقارن را بزرگتر می‌کند



شکل (۲)

Archive of SID

www.SID.ir

این تئوری، همچنین رابطه بین تورم و واریانس تغییرات سطح قیمت را توضیح می‌دهد که در شکل (۲) و قسمت‌های (الف)، (ب) و (ج) نشان داده می‌شود.

چنانچه در قسمت (الف) از شکل (۲) نشان داده شده است، اگر توزیع شوک‌ها متقارن باشد، یک افزایش در واریانس شوک‌ها، دو دنباله را بطور متناسب بزرگ می‌کند و اجازه می‌دهد سطح قیمت‌ها در همان سطح قبلی باشد. اما چنانچه در قسمت (ب) شکل (۲) نشان داده شده است، اگر توزیع دارای چولگی باشد، یک واریانس بزرگتر، عدم تقارن در دنباله‌ها را بزرگ می‌کند و بنابراین تغییر در سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. یعنی، واریانس اثر مستقلی بر تورم ندارد اما بطور مثبت اثر متقابلی با چولگی دارد: یک واریانس بزرگتر، زمانی که توزیع چوله به چپ باشد، ضد تورمی است و زمانی که توزیع چوله به راست باشد، تورمی است. به عبارت دیگر، تئوری بر این نکته تأکید دارد که تغییرپذیری زیاد قیمت‌ها، میزان بزرگی اثرات چولگی بر تورم را تغییر می‌دهد. بدلیل این‌که واریانس بزرگتر شوک‌ها وزن بیشتری در دنباله توزیع ایجاد می‌کند. بنابراین تئوری حاضر، مجموعه‌ای غنی از مفاهیم در خصوص اثرات متقابل گشتاورهای دوم، سوم و تغییرات قیمت دارد(بال و منکیو، ۱۹۹۵).

این بحث، تغییرات در چولگی شوک‌ها را به عنوان یک ویژگی برونزا در اقتصاد در نظر می‌گیرد. این دیدگاه، تحلیل تئوری حاضر را از تئوری‌های اخیر در خصوص عدم تقارن در رفتار قیمت‌ها که به طور درونزا در حالت وجود هزینه‌های فهرست قیمت و با وجود تقارن در محیط اصلی ناشی می‌شود، متمایز می‌سازد. یک سؤال واضح که وجود دارد، این است که چه چیزی ممکن است باعث شود توزیع شوک‌ها دارای چولگی باشد. پاسخ به طور غیر معمول، عبارت از شوک‌های بزرگ در برخی از بخش‌ها است. برای مثال، یک شوک OPEC می‌تواند قیمت‌های نسبی محصولات حاصل از نفت را ۵۰ درصد تا ۱۰۰ درصد افزایش دهد. این افزایش‌ها عموماً با کاهش‌های برابر در قیمت‌ها در بخش‌های خاصی متعادل نمی‌شوند. در عوض، همه قیمت‌های نسبی دیگر به مقدار کمی کاهش پیدا می‌کنند. این الگو به توزیع چوله تغییرات قیمت‌های نسبی اشاره می‌نماید(بال و منکیو، ۱۹۹۵).

۳-۱-۲- تئوری: یک مدل رسمی

این بخش، ایده‌های تئوریکی بال و منکیو را به صورت یک مدل رسمی معرفی می‌نماید. چارچوب اصلی مفروض، یک مدل یک دوره‌ای[11] است. اقتصاد شامل مجموعه‌ای از صنایع است که هر کدام از آن‌ها شامل مجموعه‌ای از بنگاه‌های با رقابت ناقص است. در یک صنعت، همه بنگاه‌ها دارای قیمت مطلوب مشابهی هستند. ابتدا همه قیمت‌های اسمی در سطح مطلوب تعیین شده و برای همه صنایع در صفر نرمال می‌شوند. سپس هر صنعت یک شوک را تجربه می‌کند: قیمت اسمی مطلوب برای صنعت به اندازه θ تغییر می‌کند. شوک را می‌توان به عنوان تغییر در تابع تقاضای صنعت یا تابع هزینه آن تفسیر نمود. شوک(θ)، یک تابع چگالی[12] $f(.)$ بین صنایع دارد. میانگین θ صفر است یعنی شوک‌ها اختلالات بخشی هستند و اجازه می‌دهند تا اگر همه قیمت‌ها تعدیل شدند، متوسط سطح قیمت‌ها بدون تغییر باقی بماند.[13]

بنگاهی که قیمت خود را تعدیل می‌کند، باید هزینه فهرست قیمت C را پرداخت نماید. اگر این تعدیل صورت نگیرد، قیمت واقعی و مطلوب بنگاه به اندازه θ فرق خواهد کرد. فرض بر این است که زیان بنگاه از این اختلاف، θ^2 است.[14] این بدین معنی است که بنگاه تنها زمانی اقدام به تعدیل قیمت می‌کند که $|\theta|$ بزرگتر از $\sqrt{C}$ باشد. در یک صنعت که بنگاه‌ها ناهمگن هستند: $\sqrt{C}$ بین بنگاه‌ها با تابع توزیع $G(.)$ توزیع می‌شود. ناهمگنی در هزینه فهرست قیمت، بیان‌کننده این نکته است که برخی بنگاه‌ها در یک صنعت نسبت به یک شوک، قیمت‌ها را تعدیل می‌کنند و برخی دیگر تعدیل نمی‌کنند. اگر $G(.)$ خوش‌رفتار باشد، میانگین قیمت برای صنعت یک تابع هموار[15] از θ است.

بال و منکیو، تغییر قیمت یک صنعت را به عنوان میانگین تغییر قیمت‌های انفرادی و تورم را به عنوان میانگین تغییرات صنعت تعریف می‌نمایند. دیدن اینکه توزیع شوک‌های صنعت تورم را متأثر می‌کند، بسیار ساده است. برای یک صنعت با شوک θ، نسبت بنگاه‌هایی که تعدیل می‌کنند($\sqrt{C} \prec |\theta|$)، $G(|\theta|)$ است. با توجه به اینکه این بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را به اندازه θ تعدیل می‌کنند، شاخص قیمت صنعت به اندازه $\theta G(|\theta|)$ تغییر می‌کند. تورم π عبارت از میانگین این تغییرات قیمت در کل صنایع است:

$$\pi = \int_{-\infty}^{\infty} \theta G(|\theta|) f(\theta) d\theta = \int_{0}^{\infty} \theta G(\theta)[f(\theta) - f(-\theta)] d\theta$$

اگر شدت شوک‌ها $f(\theta)$ در اطراف صفر متقارن باشد، آنگاه $f(\theta) = f(-\theta)$ بوده و تورم صفر خواهد بود. اگر $f(\theta)$ نامتقارن باشد، آنگاه π غیر صفر خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲- نظریه مقداری پول

قبل از انتشار کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول کینز، در میان اقتصاددانان یک اتفاق نظر عمومی در خصوص علل ایجادکننده تورم وجود داشت. این اقتصاددانان بر اساس نظریه معروف اقتصادی به نام نظریه مقداری پول، منشاء ایجاد تورم را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دادند. نظریه پولی تورم که از حدود دو قرن پیش تحت عنوان نظریه سنتی مقداری پول مطرح بوده است، تنها علت تورم را تغییرات مقدار پول ذکر می‌کند. این نظریه تورم، بیان دیگری از اثر سیاست پولی و تغییرات مقدار پول در حالت عرضه کل عمودی کلاسیک است. در این نظریه، با اعمال فروض ثابت بودن سرعت گردش پول و سطح تولید اشتغال کامل، سطح قیمت‌ها متناسب با تغییرات در میزان پول در گردش تغییر می‌یابد. تحلیل افزایش متناسب قیمت‌ها بدین صورت است که افزایش میزان پول سبب می‌شود که در اقتصاد نسبت به مقداری که برای مبادله در اشتغال کامل لازم است، اضافه پول بوجود آید، ذخایر پولی تدریجاً خرج می‌شوند و از آنجا که سطح تولید ملی و سرعت گردش پول در اقتصاد ثابت می‌باشد، سطح عمومی قیمت‌ها به همان میزان افزایش می‌یابد تا اینکه ذخایر اضافی از بین برود. بدین ترتیب رابطه ساده و عینی مقداری پول را با یکسری فروض ساده می‌توان به یک نظریه تبدیل نمود. استدلال فوق این نظریه را در شکل خام خود به عنوان نظریه قیمت در شرایط اشتغال کامل بیان می‌دارد. لیکن هرگاه اقتصاد در حالت اشتغال کامل نباشد این نظریه بعنوان نظریه تقاضای کل تولید تلقی می‌شود. بدین معنی که تغییرات میزان پول در اقتصاد، تقاضای کل را در اقتصاد افزایش داده و در نتیجه مقدار تولید را تغییر می‌دهد. در این صورت این نظریه از حالت خام خویش بیرون آمده و لازم است تا اثرات تغییر میزان پول بر سطح تولید و قیمت‌ها مورد بررسی قرار گیرد (رحمانی، ۱۳۸۱).

در شکل نوین نظریه مقداری پول(پولیون)، مقدار تولید ملی حقیقی در طول زمان ثابت نیست بلکه در اثر رشد نهاده‌های تولید، سالیانه با نرخ کم و بیش ثابتی در حال رشد است. به عبارت دیگر، خود تولید اشتغال کامل در طول زمان در حال رشد است و دیگر صفر نیست. ذکر این نکته ضروری است که پولیون معتقدند که رشد میزان پول هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منجر به رشد قیمت‌ها و ایجاد تورم خواهد شد اما رشد پول تنها منبع تورم در کوتاه‌مدت نیست. این اقتصاددانان معتقدند که برخی منابع دیگر نیز وجود دارد که در کوتاه‌مدت باعث ایجاد تورم خواهد شد اما هیچ کدام باعث ایجاد تورم در بلندمدت نخواهد شد مگر آنکه با رشد پول همراه شوند. این منابع عبارتند از:

۱.سیاست مالی انبساطی،

۲.شوک‌های طرف عرضه،

۳.آشفتگی در دستمزد.

سه منبع بالا، عواملی هستند که پولیون معتقدند باعث ایجاد تورم در کوتاه‌مدت می‌شود اما اگر با رشد پول همراه نباشند باعث رشد قیمت‌ها در بلندمدت نخواهند شد.

۴- مروری بر مطالعات تجربی

۴-۱- مطالعات خارجی

مطالعه کارابالو و دابوس[16](۲۰۱۳)

کارابالو و دابوس در مطالعه خود، به بررسی رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت‌های نسبی در اسپانیا طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۷ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که رابطه مذکور U شکل است و نرخ تورم بهینه سالانه ۴ درصد است که بیشتر از نرخ تورم سالانه ۲ درصدی هدف‌گذاری شده توسط اتحادیه پولی اروپا است. مهمتر اینکه، این نتیجه به رژیم پولی قبل و بعد از یورو وابسته نیست. توصیه سیاستی مهم این است که تلاش‌های ضد تورمی برای رسیدن به تورم ۲ درصدی هدف‌گذاری شده، منتج به زیان‌های رفاهی می‌شود. کلید ارتباط بین تورم و تغییرپذیری قیمت‌های نسبی، تورم پیش‌بینی نشده است که سطح بهینه آن در اطراف صفر متغیر است. این امر نشان‌دهنده اهمیت سیاست پولی است بدین ترتیب که هزینه‌های رفاهی به همراه تغییرپذیری بالای قیمت‌های نسبی می‌تواند با یک سیاست هدف‌گذاری تورم موثق و قابل پیش‌بینی در یک سطح مناسب، حداقل گردد.

مطالعه محمد اکمل[17](۲۰۱۲)

محمد اکمل در مقاله‌ای با عنوان " رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی در پاکستان " به استخراج رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده(CPI) برای کشور پاکستان پرداخته است. وی برای ارزیابی شکل تبعی و ثبات رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی، از سه روش استفاده می‌نماید: (الف) ارزیابی تصویری با استفاده از نمودارهای پراکندگی، (ب) تحلیل رگرسیون چرخشی[18] و (ج) آزمون‌های شکست ساختاری چندگانه بای- پرون[19] استفاده نموده است.

نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که روش‌های (الف) و (ج) تأیید می‌کنند که رابطه بین تورم و تغییرپذیری

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت‌های نسبی تقریبا U شکل است و در طول زمان بی‌ثبات می‌باشد. این در حالی است که روش (ب) نشان می‌دهد که رابطه فوق بین همه نمونه‌های چرخشی معنی‌دار نیست هرچند علامت ضرایب در جهت‌های درست هستند. هم‌چنین نتایج بیان می‌کنند که سطح تورم بهینه برای تغییرپذیری قیمت‌های نسبی در پاکستان مثبت است. بعلاوه اگر رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی غیرخطی باشد، ممکن است بکارگیری سیاست ضد تورمی خوب نباشد زیرا در سطوح پایین‌تر از سطح آستانه‌ای تورم، چنین سیاستی ممکن است بطور واقعی تغییرپذیری قیمت‌های نسبی را افزایش دهد و هزینه‌های اجتماعی بیشتری نسبت به منافعی که ایجاد می‌کند، به جامعه تحمیل نماید.

مطالعه دیویس و همکاران[20] (۲۰۱۱)

دیویس و همکاران در مطالعه‌ای، هزینه‌های تورم را به دلیل تخصیص نامطلوب منابع اقتصادی که ناشی از تغییرپذیری قیمت‌های نسبی است، بررسی نمودند. برای این منظور از داده‌های ۹ بخش اقتصادی در ۷ کشور OECD طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ و روش داده‌های ترکیبی پویا استفاده نمودند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تورم، سهم واقعی برخی بخش‌ها را حتی زمانی که تورم به عنوان متغیر درونزا عمل می‌نماید، تغییر می‌دهد.

مطالعه بال و منکیو(۱۹۹۵)

بال و منکیو که ارایه‌کننده تئوری مربوط به تحقیق حاضر نیز هستند، ارتباط بین تورم به عنوان متغیر وابسته و تورم با یک وقفه، گشتاورهای دوم و سوم تغییرات قیمت‌های نسبی و جمله اثر متقابل گشتاور دوم و سوم را به عنوان متغیر مستقل و با پیش‌فرض ارتباط مثبت بین آن‌ها مورد بررسی قرار می‌دهند. در مطالعه آن‌ها، تغییرات قیمت نسبی به عنوان شوک‌های طرف عرضه کل معرفی می‌گردند که نسبت به تئوری‌های قبلی در خصوص شوک‌های طرف عرضه از جمله تغییرات تکنولوژیکی متفاوت است. بال و منکیو ادعا می‌کنند که مدل آن‌ها نشان می‌دهد الگوی هزینه فهرست قیمت تفسیر واحدی از نوسانات کوتاه‌مدت را فراهم می‌نماید که در آن، اصطکاکات[21] در تعدیل قیمت بیانگر اثرات شوک‌های عرضه و تقاضا هردو می‌باشد. این تئوری با استفاده از داده‌های شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) برای کالاهای ۴ رقمی و یک مدل یک دوره‌ای که روی رفتار قیمتی سطح صنعت تمرکز می‌نماید، در مورد اقتصاد امریکا و بین سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۴۹ مورد آزمون قرار می‌گیرد. بال و منکیو در روش خود برای برآورد ضرایب متغیرهای اثرگذار بر تورم به عنوان متغیر وابسته، از رگرسیون‌های چندگانه استفاده می‌نمایند. بطوری‌که:

در رگرسیون اول: تورم با یک وقفه،

در رگرسیون دوم: تورم با یک وقفه و پراکندگی،

در رگرسیون سوم: تورم با یک وقفه و چولگی،

در رگرسیون چهارم: تورم با یک وقفه، پراکندگی و چولگی،

در رگرسیون پنجم: تورم با یک وقفه، چولگی و جمله اثر متقابل چولگی و پراکندگی،

در رگرسیون ششم: تورم با یک وقفه، پراکندگی، چولگی و جمله اثر متقابل چولگی و پراکندگی،

به عنوان متغیرهای مستقل مورد استفاده قرار می‌گیرند.

نتیجه اینکه اولاً، یک همبستگی بین تورم و گشتاور سوم(چولگی) تغییر قیمت‌های صنعت وجود دارد و این همبستگی، ویژگی خاص و قوی برای این داده‌ها می‌باشد. دوم اینکه، صحت تجربی تئوری جاری، شاهدی بر مدل‌های هزینه فهرست قیمت فراهم می‌نماید. مدل‌های هزینه فهرست قیمت برای بیان غیرخنثایی پول گسترش پیدا کرده‌اند که اعتبار آن‌ها به توانایی‌شان در برازش واقعیت‌های مرتبط با تورم و تغییرات قیمت‌های نسبی بر می‌گردد. نتیجه کلی اینکه، نتایج تجربی مدل برآورد شده با تئوری سازگار است.

۴-۲- مطالعات داخلی

مطالعه مقدسی و باغستانی(۱۳۸۹)

مقدسی و باغستانی در مقاله خود به بررسی رابطه بین تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی پرداختند. برای این منظور از داده‌های ماهانه شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای گروه کالاهای خوراکی و آشامیدنی و ۱۰ زیرگروه فرعی آن طی دوره زمانی فروردین ۱۳۶۹ الی اسفند ۱۳۸۷ و روش خودتوضیح برداری و مدل تصحیح خطا استفاده گردید.

نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک رابطه دو طرفه مثبت و معنی‌دار میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در اقتصاد ایران وجود دارد اما در بلندمدت، تنها متغیر تورم است که بر تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی آن هم به طور مثبت اثر می‌گذارد.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه قلی‌بگلو(۱۳۸۷)

وی در سال ۱۳۸۷، در مطالعه‌ای با عنوان " تورم، نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران" به بررسی این فرضیه اقدام نمود که پراکندگی قیمت‌های نسبی با نااطمینانی تورم افزایش می‌یابد. برای این منظور از اطلاعات مربوط به گروه‌های کالایی اصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۴ الی ۱۳۶۰:۱ استفاده نمود.

نتایج نشان می‌دهد که بین تورم و واریانس شرطی یک رابطه مثبت وجود دارد و نااطمینانی شکل گرفته از دوره‌های تورمی گذشته باعث تشدید فرآیندهای تورمی در دوره‌های آتی می‌شود. به عبارتی در اقتصاد ایران تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست‌های مختلف اقتصادی در طی سال‌های مختلف با ایجاد شوک‌های تورمی اثر مثبت بر روی واریانس تورم داشته و با افزایش نااطمینانی، بنگاه‌ها به شرایط و وضعیت اقتصادی در امر قیمت گذاری حساس شده و قیمت کالاها و خدمات خود را به دفعات بیشتری تعدیل می‌نمایند.

همچنین نتایج برازش شده معادلات پراکندگی قیمت‌های نسبی نشان می‌دهد که واریانس تورم با یک وقفه، پراکندگی قیمت‌های نسبی را افزایش می‌دهد. به عبارتی، در طی دوره مورد بررسی با افزایش نااطمینانی تورم که غالباً از بی ثباتی سیاست‌های پولی و مالی و ارزی کشور در مقاطع زمانی مختلف ناشی می‌شود، پراکندگی قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی از قبیل مسکن، حمل و نقل و ارتباطات و بهداشت و درمان نیز افزایش می‌یابد. در این الگوها تورم غیر انتظاری، فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای برونزا به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد شوک‌های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصاد نداشته و فرضیه اثر متقارن تورم غیرانتظاری مثبت و منفی مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

بنابراین در اقتصاد ایران فعالان اقتصادی با درک تورم غیرانتظاری منفی تعدیل قیمت کالاها و خدمات تولیدی را کاهش داده و بدین ترتیب باعث کاهش پراکندگی قیمت‌های نسبی در کل بخش‌ها می‌شوند اما در مقابل وقتی که شوک‌های تورمی مثبت به اقتصاد سرایت می‌کند تورم غیرانتظاری مثبت انگیزه تعدیل قیمت‌ها را فراهم نموده و باعث می‌شود بنگاه‌ها به تناوب قیمت‌های خود را در پاسخ به شوک‌ها تغییر داده و جهت به تعادل رسیدن به طور گسترده نوسان یابند.

۵- داده‌های تحقیق

برای پاسخ‌گویی به سؤالات مطرح شده در بخش مقدمه، از داده‌های مربوط به شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری بر حسب گروه‌های اصلی کالایی مربوط به تمامی استان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۳ استفاده می‌گردد. گروه‌های اصلی کالایی عبارتند از:

۱- خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها،
۲- دخانیات،
۳- پوشاک و کفش،
۴- مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها،
۵- اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده،
۶- بهداشت و درمان،
۷- حمل و نقل،
۸- ارتباطات،
۹- تفریح و امور فرهنگی،
۱۰- تحصیل،
۱۱- رستوران و هتل،
۱۲- کالاها و خدمات متفرقه.

داده‌های مربوط به شاخص کل و شاخص‌های استانی بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری، از بانک اطلاعات مربوط به شاخص‌های قیمتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری می‌گردد. متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر که با استفاده از داده‌های فوق به دست می‌آیند، به شرح زیر می‌باشد:

نرخ تورم:

تورم، روند فزاینده و نامنظم افزایش قیمت‌ها در اقتصاد است. این متغیر، با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری محاسبه می‌گردد و عبارت از نرخ رشد سطح قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای شهری است.

$P_{j,t}$ را شاخص قیمت مصرف‌کننده برای همه کالاها در استان j و سال t تعریف کرده و از طریق آن نرخ تورم را مورد محاسبه قرار می‌دهیم. بنابراین نرخ تورم در استان j و سال t عبارت است از:

$$DP_{j,t} = LnP_{j,t} - LnP_{j,t-1}$$

Archive of SID

www.SID.ir

تغییرپذیری قیمت نسبی(RPV):

این متغیر، همان پراکندگی یا انحراف معیار(گشتاور مرتبه دوم حول میانگین داده‌ها) تغییرات قیمت‌های نسبی است که برای استان j در سال t بصورت زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

$$\overline{DP}_{j,t} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} DP_{i,j,t}$$

و

$$VP_{j,t} = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(DP_{i,j,t} - \overline{DP}_{j,t})^2}$$

$\overline{DP}_{j,t}$ میانگین تغییرات قیمت(میانگین بین کالاها) در استان j و در دوره t است. i نشان‌دهنده گروه کالایی و n نشان‌دهنده تعداد گروه کالا می‌باشد.

چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی:

چولگی یا گشتاور مرتبه سوم حول میانگین داده‌ها، عبارت از عدم تقارن در تغییرات قیمت‌های نسبی است که به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$SP_{j,t} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{DP_{i,j,t} - \overline{DP}_{j,t}}{VP_{j,t}}\right)^3$$

۶- رهیافت داده‌های ترکیبی پویا

هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیّر وابسته به صورت متغیر باوقفه در طرف راست ظاهر می‌شود دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست. روش اقتصادسنجی که در اکثر تحقیقات اقتصادی برای حل این مشکل به کار رفته است، استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات دو مرحله‌ای(2SLS) است. لازمه استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای، یافتن متغیر ابزاری مناسب برای رفع مشکل درونزا بودن متغیرهای توضیحی است. اما کاربرد این روش با محدودیت‌هایی همانند دشواری در یافتن متغیر ابزاری مناسب و محدود بودن این نوع متغیرها مواجه می‌باشد. هم‌چنین این روش نمی‌تواند مشکل هم‌بستگی بین متغیرهای توضیحی را حل نموده و هم‌خطی در مدل را کاهش داده یا از بین ببرد. از جمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حذف یا کاهش مشکل درونزا بودن متغیرهای توضیحی، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های ترکیبی پویا است.

به کار بردن روش GMM داده‌های ترکیبی پویا، دارای مزیت‌های دیگری مانند لحاظ نمودن ناهمسانی واریانس فردی، اطلاعات بیشتر و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر در GMM خواهد بود. روش GMM داده‌های ترکیبی پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای مقطعی(N) بیشتر از تعداد سال‌ها(T) باشد(یعنی N >T) که در تحقیق حاضر نیز این‌گونه است. بدین معنی که تعداد استان‌ها به عنوان واحدهای مقطعی بیشتر از تعداد سال‌ها به عنوان سری زمانی نمونه است(باند، ۲۰۰۲ و بالتاجی، ۲۰۰۸).

برای تخمین مدل به وسیله این روش، لازم است ابتدا متغیّرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات اختلال و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. آزمون اول، آزمون سارگان[۲۲] است که از محدویت های از پیش تعیین شده است و معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آزمون دوم، آماره است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات اختلال تفاضلی مرتبه اول را آزمون می کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات اختلال معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

الگوی مورد برآورد بر پایهٔ برآوردگرهای پویا به روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) است که چارچوب تجربی آن مستخرج شده از الگوی استفاده شده توسط بالتاجی (۲۰۰۷) است که می‌توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' x_{it} + \eta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

به طوری که: α_{it} عرض از مبدأ و y_{it} متغیر وابسته و y_{it-1} متغیر وابسته با یک وقفه زمانی است. همچنین x_{it} شامل متغیّرهای مستقل است که تحت متغیّرهای ابزاری نیز بکار می‌روند و η_i اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، ϕ_t اثرات ثابت زمان و ε_{it} جمله اختلال است.

در تصریح مدل(۱)، فرض می‌شود که جملات اختلال دارای همبستگی با اثرات انفرادی یا ثابت و با برخی از متغیرهای توضیحی و مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته نیست.

Archive of SID

www.SID.ir

در صورتی که η با برخی متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت یا انفرادی واحدها، استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا، در این حالت استفاده از روش اثرات ثابت به برآورد کننده‌های تورش‌دار از ضرایب منجر خواهد گردید و لازم است از رابطه (۱) تفاضل مرتبه اول گرفته شود. بنابراین، در این وضعیت رابطه(۱) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

(۲)

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta' \Delta x_{it} + \Delta \phi_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

در رابطه (۲)، تفاضل مرتبه اول متغیر وابسته وقفه‌دار(Δy_{it-1}) با تفاضل مرتبه اول جملات اختلال($\Delta \varepsilon_{it}$) دارای همبستگی بوده و هم‌چنین مشکل درونزایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد. از این رو، لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود.

با توجه به این ادبیات، مدل تجربی تحقیق جهت تخمین ضرایب، به صورت زیر تصریح می‌گردد:

(۳)

$$DP_{j,t} = \alpha + \beta_1 DP_{j,t-1} + \beta_2 VP_{j,t} + \beta_3 SP_{j,t} + \beta_4 \left(VP_{j,t} \times SP_{j,t} \right) + \beta_5 M_2 + u_{j,t}$$

که در آن $DP_{j,t}$ نرخ تورم، $DP_{j,t-1}$ نرخ تورم با یک وقفه، $VP_{j,t}$ تغییرپذیری قیمت‌های نسبی، $SP_{j,t}$ چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی، $VP_{j,t} \times SP_{j,t}$ جمله اثر متقابل تغییرپذیری قیمت‌های نسبی و چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی و M_2 میزان نقدینگی است.

۷- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش، برای برآورد مدل با توجه به محدود بودن دوره زمانی و زیاد بودن تعداد مقاطع، از روش آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) که تخمین‌زن‌های سیستمی با شرایط گشتاوری اضافی نسبت به روش‌های قبلی دارد و مناسب داده‌های تحقیق حاضر می‌باشد، استفاده می‌گردد. نتایج بدست آمده از تخمین ضرایب در قالب جدول (۱) ارایه می‌گردد:

جدول (۱)- نتایج برآورد مدل - متغیر وابسته: نرخ تورم

نام متغیرها	ضریب	مقدار آماره آزمون Z	ارزش احتمال
$P_{i,t-1}$	-۰,۲۶۰۷۴۶۲	-۵,۲۳	۰,۰۰۰
$VP_{i,t}$	۱,۶۴۱۴۷۴	۹,۰۱	۰,۰۰۰
$SP_{i,t}$	-۰,۰۵۸۰۲۰۶	-۱۷,۵۵	۰,۰۰۰
$VP_{i,t}*SP_{i,t}$	۰,۰۲۱۲۸۳	۰,۵	**۰,۶۱۹**
M2	۰,۰۲۲۵۳۸۴	۴,۶۷	۰,۰۰۰
Constant	-۰,۰۶۴۰۷۷۲	-۳,۱۵	**۰,۰۰۲**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱) ملاحظه می‌شود که تغییرپذیری قیمت‌های نسبی با ضریب ۱/۶۴۱۴۷۴ بر نرخ تورم اثر مثبت و معنی‌داری دارد. بدین ترتیب که با افزایش تغییرپذیری قیمت‌های نسبی، نرخ تورم به طور مثبت از این افزایش متأثر می‌گردد. بنابراین، تئوری تورم طرف عرضه بال و منکیو در این مورد صدق کرده و فرضیه اول تحقیق رد نمی‌شود. اما جمله مربوط به چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی با وجود معنی‌داری آماری، بر خلاف آنچه که تئوری پیش‌بینی می‌نماید، دارای ضریب منفی است و این بدان معنی است که با افزایش چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی در ایران، تورم کاهش می‌یابد. دلیل وجود چنین رابطه‌ای را شاید بتوان به دخالت دولت در قیمت بنگاه‌های اقتصادی تعدیل‌کننده قیمت در شرایط وجود چولگی زیاد در تغییرات قیمت‌های نسبی نسبت داد. بنابراین فرضیه دوم رد می‌شود.

ضریب جمله اثر متقابل تغییرپذیری و چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و این نشان می‌دهد که تورم از اثر متقابل این دو متغیر تأثیر نمی‌پذیرد. این در حالی است که تئوری بیان می‌کند که زمانی که چولگی در تغییرات قیمت‌های نسبی وجود داشته باشد، تغییرپذیری قیمت‌های نسبی می‌تواند به افزایش یا کاهش سطح قیمت‌ها- بسته به اینکه چولگی به سمت چپ باشد یا سمت راست- منجر گردد. لذا فرضیه سوم تحقیق نیز رد می‌گردد.

هم‌چنین، ضریب مربوط به متغیر نقدینگی که به عنوان شوک طرف تقاضا در کنار شوک‌های طرف عرضه معرفی شده توسط بال و منکیو وارد مدل شده است، از لحاظ آماری معنی‌دار است. بدین معنی که افزایش میزان نقدینگی به عنوان یک متغیر مهم پولی، می‌تواند در کنار افزایش تغییرپذیری قیمت نسبی، عاملی برای افزایش تورم محسوب گردد که نشان‌دهنده عدم رد فرضیه چهارم تحقیق می‌باشد. لذا ملاحظه می‌گردد که شوک‌های عرضه و تقاضا در کنار هم، عاملی برای افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه

Archive of SID

www.SID.ir

ایجاد تورم هستند و بنابراین باید مورد توجه جدی قرار گیرند.

در این مرحله، برای حصول اطمینان از تصریح درست مدل و عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال، از آزمون مربوط استفاده می‌گردد که فرضیه صفر آن عبارت از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول است. شرایط گشتاوری و نتایج حاصل از این آزمون، تنها زمانی معتبر محسوب می‌شود که خودهمبستگی در جملات اختلال تکی وجود نداشته باشد. از آنجایی که رد فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول، دلالت بر تصریح نادرست مدل ندارد، لذا به دنبال بررسی فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه بالاتر (مثلاً مرتبه دوم) در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول می‌رویم که نتایج آن در جدول (۲) نشان داده می‌شود:

جدول (۲) – نتایج آزمون عدم وجود خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول

ارزش احتمال	آماره آزمون Z	مرتبه خودهمبستگی
۰,۰۰۳۶	-۲,۹۱۵۲	۱
۰,۱۲۰۷	-۱,۵۵۲	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول رد شده است اما فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم قابل رد نیست و این بدان مفهوم است که خودهمبستگی مرتبه دوم در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده از مرتبه اول وجود ندارد. لذا مدرکی دال بر اینکه مدل برآورد شده تصریح درستی نداشته باشد، وجود ندارد. لازم به ذکر است در برآورد مدل، به منظور کنترل اثرات زمان از متغیرهای مجازی سال استفاده گردید.

۸- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله به بررسی اثرات پراکندگی و چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی به عنوان شوک‌های طرف عرضه و میزان نقدینگی به عنوان شوک طرف تقاضا بر تورم در اقتصاد ایران پرداخته شد. برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت کل و شاخص قیمت استانی گروه‌های ۱۲ گانه اصلی کالایی در مناطق شهری و نیز میزان نقدینگی مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۳ استفاده گردید. برای برآورد ضرایب متغیرهای اثرگذار بر تورم به دلیل وجود متغیر وابسته باوقفه در سمت راست مدل، از رهیافت داده‌های ترکیبی پویا و روش آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد این مدل، نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای تغییرپذیری قیمت‌های نسبی و نقدینگی مطابق با تئوری است. بدین ترتیب که تغییرپذیری قیمت‌های نسبی و نقدینگی، اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارند. این در حالی است که ضریب متغیر چولگی تغییرات قیمت‌های نسبی برعکس تئوری، دارای اثر معکوس بر نرخ تورم می‌باشد.

با توجه به نتایج بدست آمده، ملاحظه می‌شود که شوک‌های عرضه و تقاضای کل اقتصاد می‌توانند در کنار هم منجر به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها گردند و این نشان می‌دهد که اعمال سیاست‌های ضدتورمی و انجام اصلاحات زیرساختی در دو طرف عرضه و تقاضا و بصورت همزمان، از اقدامات ضروری به حساب می‌آیند. برای مثال، نقدینگی در طول سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ حدود ۴۰۰ درصد افزایش داشته است و با توجه به عدم توسعه متناسب در ظرفیت‌های اقتصادی، امکان جذب این میزان نقدینگی در اقتصاد و بخصوص بخش تولیدی وجود نداشته و لذا منجر به ایجاد مازاد تقاضا و در نتیجه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده است. از طرف دیگر، اثر مثبت واریانس تغییرات قیمت‌های نسبی بر سطح عمومی قیمت‌ها، نشان می‌دهد که نوسانات تغییرات قیمت‌های نسبی خود منجر به افزایش در سطح قیمت‌ها می‌شود که ناشی از عدم علامت‌دهی صحیح توسط بازار به عوامل اقتصادی به منظور تخصیص بهینه منابع است. لذا شاهد نوسانات وسیع در تغییرات قیمت‌های نسبی هستیم. به عبارت دیگر، نوعی عدم ثبات در تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی به دلیل تغییرات زیاد در قیمت‌های نسبی بخش‌های مختلف اقتصادی به وجود می‌آید. لذا، اجرای سیاست‌هایی که بتواند مانع از تغییرپذیری زیاد قیمت‌های نسبی گردد، می‌تواند به ایجاد ثبات و اطمینان در تصمیم‌گیری‌های عوامل اقتصادی کمک نماید و از کاهش قدرت خرید و ایجاد هزینه‌های رفاهی مداوم جلوگیری نماید.

منابع

۱- اصغرپور، حسین، سلمانی، بهزاد، فشاری، مجید و دهقانی، علی. (۱۳۹۰). تأثیر فساد اداری بر نرخ پس‌انداز ناخالص ملی کشورهای منطقه MENA (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۳.

Archive of SID
www.SID.ir

۲- رحمانی، تیمور. (۱۳۸۱). اقتصاد کلان (جلد دوم)، انتشارات برادران.
۳- عباسی‌نژاد، حسین، گودرزی فراهانی، یزدان و مشتری دوست، شیوا. (۱۳۹۱). آیا نوسانات حجم پول دارای اثرات حقیقی بر اقتصاد می‌باشد؟، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، بهار ۹۱.
۴- قلی بگلو، محمدرضا. (۱۳۸۷). تورم، نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره ۳۱.
۵- مقدسی، رضا و باغستانی، علی. (۱۳۸۹). مطالعه رابطه میان تورم و تغییرپذیری قیمت نسبی کالاهای کشاورزی در ایران، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۲، شماره ۲.
۶- ندیری، محمد و محمدی، تیمور. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال پنجم، شماره ۳ «پیاپی ۱۵».
7- Ball, Laurence and Mankiw, B. Gregory (1995), Relative Price-Changes As Aggregate Supply Shocks, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, and No. 1.
8- Arellano, M. and O. Bover, (1995), another look at the instrumental variables estimation of errorcomponent models, Journal of Econometrics 68, 29-51.
9- Akmal, Muhammad (2012), the Relationship between Inflation and Relative Price Varibality in Pakistan, SBP Working Paper Series, No. 44.
10- Blundell, R. and S. Bond, (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel datamodels, Journal of Econometrics 87, 115-143.
11- Caraballo, Ma Angeles and Dabus, Carlos. (2013). Price Dispersion and Optimal Inflation: The Spanish Case, Journal of Applied Economics, Vol. 16, and Issue. 1.
12- Choi, Chi-Young and Kim, Young Se (2010), Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability? Economics Letters, Vol. 108, Issue. 2.
13- Davis, George K, Hineline, David and Kanago, Bryce E (2011), Inflation and Real Sectoral Output Shares: Dynamic Panel Model Evidence from Seven OECD Countries, Journal of Macroeconomics, Vol. 33, and Issue. 4.
14- Nath, Hiranya. (2002), Relative Price Changes as Supply Shocks: Evidence from U.S. Cities, Quarterly Journal of Business & Economics, Vol. 41, Nos. 3 and 4.
15- Pau, M. Angeles Caraballo and Dabus, Carlos (2008), Nominal rigidities, skewness and inflation regimes, Research in Economics, Vol. 62, Issue. 1.
16- Ukoha, Obasi. O (2007), Relative Price Variability and Inflation: Evidence from the Agricultural Sector in Nigeria, AERC Research Paper, and No. 171.

یادداشت‌ها

[1] *Ball & Mankiw*
[2] *Stagflation*
[3] *Relative Price*
[4] *Distribution of Relative Price Changes*
[5] *Skewness*
[6] *Caballero*
[7] *The Mean of the Desired Changes*
[8] *cutoff*
[9] *Upper Tail*
[10] *Lower Tail*
[11] *One-Period Model*
[12] *Density Function*

[۱۳] مدل هزینه فهرست قیمت، پایه‌هایی را برای مدل بال و منکیو فراهم می‌نماید. با شروع از تکنولوژی و تجارب(علایق)، قیمت مطلوب یک بنگاه بصورت $\theta + vm + (1-v)p$ بدست می‌آید که در آن θ شوک نسبی، m لگاریتم ذخایر پولی و p لگاریتم سطح قیمت کل است. این فرض که قیمت مطلوب θ است یک مورد خاص است که در آن v برابر با یک و ذخایر پولی ثابت است. فرضیه $v=1$ بدین معنی است که تقابل بین تعدیلات قیمت توسط بنگاه‌های مختلف را نادیده می‌گیریم و ثبات m بدین معنی است که از وقوع شوک‌های کل جلوگیری می‌کنیم.

[۱۴] این فرض معادل این است که یک تقریب درجه دو نسبت به یک تابع عمومی سود بگیریم.

[15] *smooth*
[16] *Ma Angeles Caraballo and Carlos Dabus*
[17] *Muhammad Akmal*
[18] *Rolling Regression*
[19] *Bai-Perron*
[20] *George K. Davisa, David Hinelinea and Bryce E. Kanago*
[21] *Frictions*
[22] *Sargan*

Archive of SID
www.SID.ir