تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۳/ ص ۲۶۵-۲۲۹

مدل‌سازی انتقاد لوکاس با رویکرد مجموعه‌های فازی*

اسمعیل ابونوری[۱]

استاد، بخش اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه سمنان

esmaiel.abounoori@gmail.com; e.abounoori@profs.semnan.ac.ir

بهنام شهریار[۲]

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، بخش اقتصاد دانشگاه مازندران

shahriarbehnam@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۳/۱۳

چکیده

در مدل‌سازی رگرسیون‌های ساختاری، برای بررسی آثار تغییرات و شکست‌های ساختاری و سایر رویدادهای کیفی از متغیرهای مجازی دودویی (کلاسیک) استفاده می‌شود. این در حالی است که به روشنی می‌توان عملکرد این‌گونه متغیرهای مجازی را به چالش کشید: در کاربرد این‌گونه متغیر مجازی نبود شکست (یا تغییر) ساختاری با ۰ و وجود آن با ۱ معرفی می‌شود. حال آنکه شکست در دورهٔ وجود ممکن است آثار یکسان نداشته باشد و معرفی آن با ۱ طی دوره انعطاف‌پذیری کافی ندارد. هدف اصلی در این مقاله ارائهٔ روشی برای مدل‌سازی درون‌زای آثار شکست‌های (تغییرات) ساختاری در ضرایب معادلات ساختاری است. برای این منظور، به جای متغیرهای مجازی دودویی از متغیرهای مجازی فازی استفاده شده که از انعطاف‌پذیری بیشتر برخوردار است. نخست متغیرهای مجازی در قالب مجموعه‌های فازی معرفی، سپس روشی برای استخراج تابع عضویت متغیرهای مجازی مربوط به شوک‌های کیفی پیشنهاد شده است. آنگاه تابع عرضهٔ کل و تقاضای پول ایران، یک بار با متغیر مجازی دودویی و بار دیگر با متغیر مجازی فازی برآورد شده‌اند. نتایج برآورد و مقایسهٔ مدل‌ها حاکی از این است که استفاده از متغیرهای مجازی فازی در مدل‌های اقتصادسنجی موجب برازش دقیق‌تر (با خطای تصریح کمتر) می‌شود همچنین، نقد لوکاس ممکن است موجب شکست ساختاری مدل‌های اقتصادسنجی شود، اما در صورتی که متغیر وابستهٔ مدل پایا باشد، اثر این شکست ساختاری پس از مدتی از بین می‌رود و از شدت نقد لوکاس کاسته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C10، C52.

کلیدواژه: شکست ساختاری، متغیر مجازی فازی، متغیر مجازی کلاسیک، نقد لوکاس.

---

* این مقاله از رسالهٔ دکتری بهنام شهریار با عنوان «معرفی متغیرهای مجازی به عنوان مجموعه‌های فازی در رگرسیون‌های ساختاری» با راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری استخراج شده است.

۱. سمنان دانشگاه سمنان، دانشکدهٔ اقتصاد، گروه اقتصاد، تلفن: ۵۳۴۲۵۵۱-۰۱۱۲، ۰۹۱۱۱۱۱۲۱۷۶

۲. نویسندهٔ مسئول، سمنان، دانشگاه سمنان، ۰۹۱۲۳۶۴۰۹۸۹

۱. مقدمه

کاربرد متغیرهای مجازی در الگوهای اقتصادسنجی برای کمّی‌سازی آثار شوک‌ها و متغیرهای کیفی بسیار گسترش یافته است. شاید مهم‌ترین دلایل این موضوع، بروز حوادث و تحولات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی (مانند جنگ، انقلاب، اعتصاب، شورش، تحریم و غیره)، همچنین حوادث غیرمترقبهٔ طبیعی (نظیر طوفان و زلزله) باشند. این حوادث که شدت و تکرار آن‌ها طی زمان بیشتر شده است، به نوبهٔ خود به تغییرات اساسی در توابع و روابط اقتصادی منجر و موجب پیچیدگی بیشتر معادلات اقتصادی شده‌اند. این موضوع در کشورهای جهان سوم و در حال گذار که از ثبات اقتصادی، سیاسی و قانونی کمتری برخوردارند، بیشتر به چشم می‌خورد. بنابراین، توابع اقتصادی که با روش‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شوند، به علت توجه بیشتر به پیچیدگی مسائل روزمره و حساسیت به نوسان‌های هرچند کوچک دچار تحول و تغییر می‌شوند و ثبات نسبی خود را طی زمان از دست می‌دهند و به عبارت دیگر در شدت اثرگذاری متغیرهای آن‌ها نوعی ابهام وجود دارد. این همان چیزی است که در اقتصاد به نقد لوکاس معروف شده و حاکی از تغییر ضرایب معادلات اقتصادی پس از اجرای سیاست اقتصادی است. وی معتقد است تغییرات ساختاری و پیچیدگی روابط اقتصادی موجب تغییر رفتار سری‌های زمانی اقتصادی و بی‌ثباتی توابع اقتصادی می‌شود. لوکاس (۱۹۷۶) تأکید می‌کند که عوامل و شاخص‌هایی که در مدل‌های اقتصادسنجی با اتّکا بر رفتار گذشتهٔ واحدهای اقتصادی برآورد شده اند، ضرورتاً برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهند بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط گوناگون رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. از این رو فرض ثبات شاخص‌ها در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نیست. برای ارزیابی نقد لوکاس، مطالعات متعددی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی انجام شده است و بیشتر آن‌ها بی‌ثباتی شاخص‌ها را تأیید کرده‌اند.

تغییر ساختاری اقتصاد به تغییر و تحول وسیع ساختار اقتصاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت باز می‌گردد. برای مثال، تبدیل اقتصاد سنتی به صنعتی، رکود و رونق اقتصادی، تغییرات جمعیتی، جهانی‌شدن و سیاست‌های آزادسازی و خصوصی‌سازی از

جمله تغییرات ساختاری[1] بلندمدت به شمار می‌روند. در طرف دیگر، برخی تغییرات ساختاری در کوتاه‌مدت و به صورت غیرمنتظره رخ می‌دهند. گاهی این تغییرات موجب کاهش‌ها و افزایش‌های شدید در سری‌های زمانی اقتصادی و انتقال فرایند تصادفی آن ها می‌شوند. این‌گونه تغییرات ساختاری در ادبیات اقتصادسنجی به شکست‌های ساختاری[2] معروف‌اند. تغییرات شدید قیمت نفت و بحران‌های بازارهای مالی، تصمیمات سیاستی پولی و مالی، حوادث فاجعه‌آمیز، انقلاب‌ها، جنگ‌ها و غیره از این قبیل محسوب می‌شوند[3]. کلمنتس و هندری (۱۹۹۹)[4] نشان دادند که تغییرات و شکست‌های ساختاری موجب ناخطی‌شدن مدل‌های رگرسیونی می‌شوند. آن‌ها نشان دادند که تغییرات و شکست‌های ساختاری مهم‌ترین علت نقصان قابلیت پیش‌بینی مدل‌های ساختاری به شمار می‌روند. بنابراین، مدل‌سازی تغییرات و شکست‌های ساختاری، مستلزم استفاده از مدل‌های ناخطی (شکسته) است، زیرا ضرایب دچار تغییر می‌شوند. گاه حتی مدل‌های اقتصادسنجی ناخطی نمی‌توانند ویژگی‌های ضروری شکست‌های ساختاری را منعکس کنند. این ویژگی‌های بسیار مهم عبارت‌اند از: «نادربودن»[5] وقوع شکست ساختاری و «پارامترسازی»[6] شکست ساختاری در قالب یک مدل. مدل‌های با ضرایب متغیر زمانی نظیر مدل‌های فضا- حالت و برآوردهای بازگشتی، ویژگی اول و مدل‌های ناخطی نظیر انتقال هموار، رژیمی مارکوفی و آستانه‌ای ویژگی دوم را در نظر نمی‌گیرند. در این مدل‌ها آستانه‌ها به طور دلخواه انتخاب می‌شوند.

برای آزمون نقد لوکاس از آزمون‌های شکست ساختاری و ثبات پارامترها استفاده شده است. بنابراین، در آن‌ها برای کاهش خطای تصریح مدل‌هایی که به نقد لوکاس دچار شده اند، متغیرهای مجازی دودویی[7] یا برآوردهای بازگشتی، فیلتر کالمن و این قبیل به کار رفته است[8].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Structural Changes
2. Structural Breakes
3. (Maddala & Kim, 1998)
4. (Clements & Hendry, 1999)
5. Rarity
6. Parameterization
7. Binary
۸. (هادیان، ابراهیم و نجاتی، مهدی، ۱۳۸۸)، (Andrews, 1993)، (Rudebusch, 2005)، (Bai & Perron, 1998).

نکتهٔ درخور توجه در مقالهٔ حاضر این است کـه متغیرهـای مجـازی دودویـی انعطـاف پذیری کافی ندارند، زیرا در استفاده از متغیر مجازی دودویی فقط دو حالت صفر و یـک در نظر گرفته می‌شود. این در حالی است که با نگرش فـازی بـه ایـن متغیـر، مـی‌تـوان تـابع عضویتی کاملاً انعطاف‌پذیر مانند تابع معرفی‌شـده بـه وسـیلهٔ ابونـوری و شـهریار (۱۳۹۲) برای آن تعریف کرد. به عبارت دیگر، با فرض اینکـه آثـار شـوک‌هـا متناسـب بـا پایـایی و ناپایایی متغیر وابسته کاهشی یا افزایشی باشند، مدل‌های با متغیرهـای مجـازی کلاسـیک نتایج خوبی ندارند و دچار خطای تصریح می‌شوند[1]. در عوض مدل‌هـای شـامل متغیرهـای مجازی فازی می‌توانند برازش بهتری داشته باشند (این مدل‌ها مـی‌تواننـد خطـی یـا ذاتـاً ناخطی باشند). به عبارت دیگر، اگر فرض شود که آثار شوک طی زمـان تغییـر مـی‌کننـد، این تغییر خود را در متغیر مجازی یا ضـریب آن مـنعکس خواهـد کـرد. بنـابراین، مسـئلهٔ اساسی این است که اثر پیشامد کیفی (در اینجا شکست‌های ساختاری) در متغیـر وابسـتهٔ رگرسیون پس از مدتی افزایش می یابد، ثابت می ماند یا از بین خواهد رفـت. البتـه ممکـن است این مدت کوتاه یا بلند باشد. در این صورت ضریب ساختاری (عرض از مبدأ یا شـیب تابع) که متغیر مجازی برای آن تعریف شده ممکن است به حالت اول خود بازگردد.

بنابراین، اگر بر اساس این استدلال به نقد لوکاس نگریسته شود، این پرسش مطـرح می‌شود که اگر در اثر سیاست، انتظارات (عقلایی) و در نتیجه ضـرایب سـاختاری مـدل های رگرسیونی تغییر کنند، آیا تغییرات این ضرایب پایدار خواهند ماند یا پس از مـدتی به حالت قبل باز می‌گردند؟

در نتیجه، فرضیهٔ اساسی در این مقاله عبارت اند از: تغییر ناشـی از اثرگـذاری سیاسـت اقتصادی، در صورت پایایی متغیرها، به مرور زمان کمتر می‌شود و در نهایت از بین مـی‌رود و ضرایب رگرسیون به حالت پیش از اجرای سیاست بازمی‌گردند. یعنی ضرایب متغیرهـای مجازی مربوط به شوک‌های کیفی و سیاست‌های اقتصادی طی زمان تغییر خواهند کـرد و متناسب با پایایی یا ناپایایی سری زمانی متغیر وابسته، کاهش یا افزایش می یابند و پـس از مدتی به ترتیب، به حالت قبل بازمی‌گردند یا به طور دائم تغییر خواهند کرد.

1. (Giovanis, 2009)

۲. مروری بر تحقیقات انجام‌شده

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، هدف مقالهٔ حاضر این است که به بررسی اهمیت نسبی نقد لوکاس در سیاست‌گذاری اقتصادی و ناپایداری ضرایب ساختاری معادلات اقتصادسنجی بپردازیم. در این راستا، با ایده‌ای جدید در خصوص استفاده از مجموعه‌های فازی به جای متغیرهای مجازی به بررسی این تغییرات و شکست‌های ساختاری خواهیم پرداخت. بنابراین، در این بخش مروری خواهیم داشت بر تحقیقات انجام‌شده در دو حیطه؛ یکی نقد لوکاس و دیگری استفاده از مجموعه‌های فازی به جای متغیرهای مجازی.

۱.۲. نقد لوکاس

به تازگی، به مطالعهٔ تجربی بود یا نبود نقد لوکاس بسیار توجه شده است. یکی از دلایل عمدهٔ این موضوع گسترش روزافزون مدل‌های پس‌نگر[1] است. اسونسون (۱۹۹۷) و رودبوش و اسونسون (۱۹۹۹) با انجام آزمون‌های ثبات پارامترها، نظیر آزمون شکست ساختاری چاو یا برآوردهای بازگشتی و آزمون‌های مربوطه به دنبال اثبات نقد لوکاس بوده‌اند. لوبیک و سوریکو (۲۰۰۶) با استفاده از مدل‌های عرضه و تقاضای پس‌نگر و شبیه‌سازی مونت‌کارلو نشان دادند که انتقالات در قاعدهٔ سیاست‌گذاری موجب بروز شکست هم در ضرایب فرم خلاصه‌شدهٔ مدل‌های عرضه و تقاضا و هم واریانس‌های خطا می‌شوند. فوهرر (۱۹۹۷) و استرلا و فوهرر (۱۹۹۹) بیان کردند که نقد لوکاس قضیهٔ تجربی آزمون شدنی است. هنگامی که تغییری در رژیم سیاست پولی اتفاق می‌افتد، برخی مدل‌های پیش‌نگر[2] ممکن است نسبت به مدل‌های خلاصه‌شدهٔ پس‌نگر (که به منزلهٔ معادل برای مدل‌های پیش‌نگر به کار می‌روند) دارای پایداری کمتری باشند که این امر لزوماً به معنی نقد لوکاس نیست و با آن سازگاری ندارد.

۲.۲. استفاده از مجموعه‌های فازی به جای متغیرهای مجازی

تاکنون در خصوص ریاضیات فازی مطالعات زیادی صورت گرفته است. نظریهٔ ریاضیات کلاسیک، تا اوایل دههٔ ۶۰ میلادی نظریهٔ غالب در اکثر محاسبات و برنامه‌ریزی‌های علمی بود. لطفی‌زاده در دههٔ ۷۰، در کنار نظریهٔ کلاسیک، نظریهٔ جدید فازی را ارائه کرد. وی بر این باور بود که نظریهٔ کلاسیک بیش از حد بر دقت تأکید دارد و از این رو

1. Backward looking models
2. Forward looking models

با سیستم‌های پیچیده ناهماهنگ است. وی در سال ۱۹۶۵ مفاهیم مجموعه‌های فازی، در سال ۱۹۶۸ الگوریتم فازی و در سال ۱۹۷۵ مفهوم و کاربرد متغیرهای زبانی برای استدلال تقریبی را مطرح کرد. بلک (۱۹۷۳) مقاله‌ای در خصوص آنالیز منطق به نام «ابهام» را ارائه داد و برای اولین بار مجموعه‌های فازی را با چیزی که امروزه تابع عضویت نامیده می‌شود، تعریف کرد.

آنچه در اینجا با اهمیت تلقی می‌شود، مقولهٔ رگرسیون های فازی است. در این خصوص، تاناکا و همکاران (۱۹۸۲) برای اولین بار به مسئلهٔ رگرسیون های فازی در قالب برنامه ریزی خطی پرداختند و در ادامه ساویچ و پدریچ (۱۹۹۱) و سلمینس (۱۹۸۷) مدل‌های رگرسیون فازی و استفاده از روش حداقل مربعات فازی (برای رگرسیون‌های با متغیر وابستهٔ فازی) را گسترش دادند.

با این حال، در خصوص کاربرد ریاضیات فازی در متغیرهای کیفی بالأخص در زمینهٔ متغیرهای مجازی مطالعات زیادی صورت نگرفته است. نزدیک‌ترین مطالعات به این نوشتار عبارت‌اند از:

بالیامون (۲۰۰۰) در رگرسیون از تابع عضویت لجستیک برای متغیرهای مجازی به طور ضمنی استفاده کرد. البته موضوع و هدف مقاله در خصوص مقایسهٔ متغیرهای مجازی کلاسیک و توابع عضویت فازی نبود.

اورسو (۲۰۰۳) نیز در مقالهٔ خود به تشریح نظری رگرسیون های فازی با متغیرهای وابسته و توضیحی فازی پرداخت و بیان داشت که می‌توان برای رگرسیون‌های مشتمل بر متغیرهای مستقل فازی و متغیر وابستهٔ کلاسیک[1] از روش حداقل مربعات استفاده کرد.

گیلز و استرومر (۲۰۰۴) روش جدیدی را برای استخراج ادوار تجاری سری زمانی تولید ناخالص داخلی ایالات متحده ارائه دادند. در این راستا، با استفاده از خوشه بندی c- میانگین[2] اقدام به طبقه بندی گروه های مختلف مشاهدات کرده و بدین نتیجه رسیده‌اند که استفاده از فیلترهای فازی بهتر از فیلتر هودریک- پرسکات و تجربیات مونت کارلو است.

بولوتین (۲۰۰۴ و ۲۰۰۵) در مقالات خود، توابع مشخصهٔ[3] (یا به تعبیری همان

1. Crisp Variable
2. C-Mean Clustering
3. Indicator Function

متغیر مجازی دودویی) به‌کاررفته در مدل‌های رگرسیونی از مقالات گوناگون علوم پزشکی و اجتماعی را با توابع عضویت فازی استاندارد جایگزین و بیان کرده است که رگرسیون حاصل از توابع عضویت فازی همان رگرسیون سنتی (حداقل مربعات معمولی) است و نتایج به‌دست‌آمده قابل قبول‌تر از مدل‌های مقالات مذکورند.

احمد جعفری صمیمی، بیژن بیدآباد و روح‌الله محمدی (۱۳۸۷) در مطالعهٔ خود از متغیرهای توضیحی کیفی فازی و تشکیل سیستم فازی در الگوهای اقتصادسنجی استفاده کردند و بدین نتیجه رسیدند که استفاده از این متغیرها نسبت به متغیرهای مجازی کددهی‌شده نتایج بهتری دارند. مشکل این مطالعه بی‌توجهی به ویژگی ناپایایی سری‌های زمانی اقتصادی و استفاده از اعداد فازی استاندارد و نه تعریف شده است. بنابراین، این روش ممکن است حتی موجب خطای تصریح بیشتر مدل اقتصادسنجی نیز شود.

جیووانیز (۲۰۰۹) در مقالهٔ خود از متغیرهای مجازی فازی[1] برای بررسی اثر روزهای خوب بر بازده سهام استفاده کرده است. توابع عضویت این متغیرها به صورت مثلثی در نظر گرفته شدند. او در مقالهٔ خود با فازی‌سازی[2] متغیرهای مجازی دودویی برای روزهای هفته، نشان داده است که متغیرهای مجازی فازی نسبت به کلاسیک (دودویی ۰ و ۱) نتایج بهتری دارند، بنابراین طبقه‌بندی[3] ۰ و ۱ روزهای هفته دارای ضعف است.

۳. مبانی نظری

۱.۳. معرفی متغیرهای مجازی فازی

طبق نظر ابونوری و شهریار (۱۳۹۲) در ریاضیات کلاسیک، کمیت یا به مجموعه تعلق دارد یا ندارد. به عبارت دیگر، اگر X مجموعهٔ مرجع و A زیرمجموعهٔ آن باشد، برای هر $x(x \in X)$، می‌توان نوشت[4]:

$$I_A(x)=\begin{cases}۱, & x\in A\\ ۰, & x\notin A\end{cases} \qquad (۱)$$

1. Fuzzy Dummy Variables
2. Fuzzification
3. Classification
۴. (زاهدی، مرتضی، ۱۳۷۸)، (شوندی، حسن، ۱۳۸۵)، (غضنفری، محمود و رضایی، مهدی، ۱۳۸۵) و (کوره‌پزان دزفولی، امین، ۱۳۸۷).

$I_A(x)$ تابع مشخصهٔ[1] کمیت x است و در صورت تعلق x به A برابر یک (بودن) و در غیر این صورت برابر صفر (نبودن) خواهد بود. در مجموعه‌های فازی، $I_A(x)$ بـه $\mu_A(x)$ (تابع عضویت) تبدیل می‌شود و مجموعهٔ {۰, ۱} به بازه [۰, ۱] تغییر می‌یابد. یعنی:

$$\mu_A(x)=\begin{cases}۱ & x \text{ عضو کامل } A \text{ است.}\\ (۰,۱) & x \text{ عضو ناکامل } A \text{ است.}\\ ۰ & x \text{ عضو } A \text{ نیست.}\end{cases} \qquad (۲)$$

پس به جای عضوبودن یا نبودن x در مجموعهٔ A، درجهٔ عضویت آن بیان مـی‌شـود. اگر مجموعهٔ A نمایانگر مجموعهٔ دوره‌هایی باشد که حادثهٔ کیفـی در آن رخ داده اسـت، طبق ایدهٔ متغیرهای مجازی، می‌توان نوشت:

$$BD_t = I_A(t)=\begin{cases}۱, & t\in A\\ ۰, & t\notin A\end{cases} \qquad (۳)$$

که در آن t متغیر روند (زمان) است، اما نکتهٔ بـا اهمیـت، تحلیـل فراینـد اثرگـذاری شوک در مسیر زمانی از دیدگاه نظری است. همان‌گونه کـه مـی‌دانـیم شـوک کیفـی از طریق متغیرهای مستقل، متغیر وابستهٔ مدل را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجـه، ایـن اثر چه از طریق متغیرهای مستقل در مدل (اثـر در شـیب) و چـه از طریـق متغیرهـای حذف‌شده از مدل (اثر در عرض از مبدأ) باشد، متناسب با ویژگی پایایی یا ناپایایی سری زمانی، پس از مدتی افزایش می یابد، ثابت می‌ماند یا از بین خواهد رفت. در ایـن راسـتا، فرض بر آن است که مشاهدات به صورت سـری زمـانی و جمـلات اخـتلال (u_t) دارای کلیهٔ فروض کلاسیک‌اند.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma BD_t + u_t \qquad (۴)$$

که در آن شوک کیفی ناشی از شکست ساختاری در دورهٔ t. شروع و به Yt منتقـل می‌شود و سرانجام در دورهٔ te به پایان می‌رسد. پس خواهیم داشت:

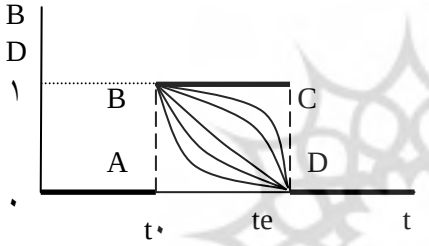
$$E(Y_t)=\begin{cases}\alpha_. + \beta X_t, & t < t_.\\ (\alpha+\gamma)+\beta X_t, & t_. \le t < t_e\end{cases} \quad , \quad BD_t \in \{۰,۱\} \qquad (۵)$$

1. Indicator Function

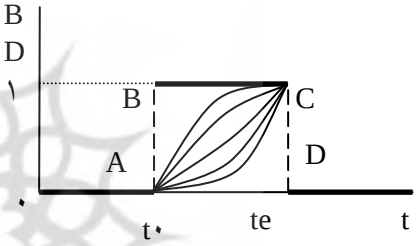
اگر BDt تابع مشخصهٔ t باشد، می‌توان آن را به درجات (تابع) عضـویت FDt تبـدیل کرد، در این صورت مجموعهٔ {۰,۱} به بازهٔ [۰,۱] تبدیل می‌شـود. بنـابراین، مـی‌تـوان نوشت:

$$FD_t = \mu_A(t) = \begin{cases} ۰, ۰ \le t < t_. \\ F(t),\ t_. < t \le t_e \\ ۰,\ t_e < t \end{cases} \qquad (۶)$$

اگر t به صورت ناپیوسته باشد، FDt درجات عضویت[1] و چنانکه t پیوسته باشـد، FDt تابع عضویت[2] نامیده می‌شود و $۰ \le FD_t \le ۱$ است. اگـر سـری زمـانی پایـا باشـد، FDt کاهشی و اگر ناپایا باشد، FDt ثابت (معادل BDt) یا افزایشی خواهـــد بود. این حالت‌ها را می‌توان در شکل‌های (۱- الف) و (۱- ب) مشاهده کرد.



شکل (۱- الف). اثر متغیرهای مجازی دوارزشی و فازی سری زمانی ناپایا



شکل (۱- ب). اثر متغیرهای مجازی دوارزشی و فازی سری زمانی پایا

در چهارضلعی ABCD، طبق فرض افزایش اثر شوک طی زمان و به عبارتی ناپایـایی سری زمانی متغیر وابسته (شکل ۱- الف)، در دوره‌های زمـانی کمتـر از t۰ ، $FD_t = ۰$، در دورهٔ زمانی بین t۰ و te، $FD_t \le ۱$ و فزاینده (یا ثابت) است و در دوره‌های پس از te، $FD_t = ۰$ خواهد بود. طبق فرض کاهش اثر شوک طی زمان و به عبارتی پایـایی سـری زمانی متغیر وابسته (شکل ۱- ب)، در دوره‌های زمانی کمتـر از t۰، $FD_t = ۰$، در دورهٔ زمانی بین t۰ و te، $FDt \le ۱$ و کاهشی و در دوره‌های پس از te، $FD_t = ۰$ خواهـد بـود. در اینجا، نمودار درجات (تابع) عضویت به نحوهٔ اثرگـذاری شـوک بسـتگی دارد. هرچـه شدت اثرگذاری شوک بیشتر باشد، منحنی تابع عضویت مقعرتر یا محدب‌تر می‌شود.

1. Membership Degrees
2. Membership Function

۲.۳. استخراج مجموعهٔ فازی متغیر مجازی

در ریاضیات فازی، فازی‌سازی یک مجموعه به وسیلهٔ ایجاد درجات یا توابع عضویت مشخص می‌شود. نحوهٔ ایجاد مجموعه‌های فازی و تعریف درجات عضویت (تابع عضویت) مجموعه‌های فازی به زمینه و دامنهٔ کاربردی آن‌ها بستگی دارد (شوندی، حسن، ۱۳۸۵). تعریف مجموعهٔ فازی برای مفهوم (صفت کیفی یا کلامی)[1] مورد نظر با تعریف تابع عضویت مناسب برای آن کامل می‌شود. تعریف تابع عضویت مناسب بسیار بااهمیت است؛ اگر تابع یا درجات عضویت تعریف‌شده برای مجموعهٔ فازی نامناسب باشد، نتایج و تحلیل‌های پس از آن دچار انحراف می شوند و این امر موجب خطای تصریح مجدد در مدل می شود[2]. بنابراین، اگر همانند سیستم‌های فازی از توابع عضویت استاندارد نظیر مثلثی، ذوزنقه ای و ... استفاده شود و به عبارتی درجات عضویت به صورت برون‌زا استخراج شوند، مدل رگرسیونی می‌تواند دچار خطای تصریح مجدد شود. لذا بایستی روشی درون‌زا را برای استخراج تابع/درجات عضویت فازی به کار برد.

چنانکه تاناکا و همکاران (۱۹۸۲) بیان کردند، رگرسیون‌های خطی فازی در شرایطی نظیر ناکافی‌بودن تعداد مشاهدات، تبعیت‌نکردن جملات اختلال از توابع توزیع نرمال، مبهم‌بودن نحوهٔ ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل، ابهام دربارهٔ یک پیشامد، خطای تصریح مربوط به خطی‌نبودن مدل، نادقیق‌بودن و ابهام در اندازه گیری متغیرهای مستقل و وابسته (بی‌دقتی در اندازه‌گیری مشاهدات) استفاده می‌شوند.

در سایر تحقیقات در زمینهٔ رگرسیون‌های فازی، به متغیر وابستهٔ فازی توجه می‌شود و برآوردهای فاصله‌ای فازی را به دست می‌آورد، در حالی که این پژوهش بر مبنای فازی‌سازی[3] متغیرهای مجازی به صورت متغیرهای توضیحی است[4]. به عبارت دیگر در این پژوهش متغیر وابستهٔ رگرسیون به صورت کلاسیک و متغیر مجازی دودویی به صورت فازی وارد مدل می‌شوند و لذا برآورد مدل رگرسیون به همان صورت سنتی و حداقل مربعات می‌تواند صورت گیرد و لازم نیست از برآوردهای فاصله‌ای فازی (فازی‌سازی ضرایب) استفاده شود[5].

---

1. Qualitative or Linguistic
2. (Sivanandam, Sumathi, & Deepa, 2007)
۳. فازی‌سازی (Fuzzification) عبارت است از: تبدیل مجموعهٔ کلاسیک به فازی.
4. (Giovanis, 2009), (Papadopoulos & Sirpi, 2004)
5. (Giovanis, 2009), (Papadopoulos & Sirpi, 2004), (Bolotin, 2004 & 2005)

استخراج درجات عضویت

برای استخراج درجات عضویت می توان از روش‌هایی نظیر استشهاد[۱]، استنباط[۲]، نظرهای خبرگان در خصوص متغیرهای کلامی (خوب/بد، سرد/گرم و غیره)، شبکه های عصبی[۳] و غیره استفاده کرد[۴].

شیوهٔ استخراج درجات عضویت در این نوشتار استنباطی است. این شیوه بر پایهٔ نوعی استدلال قیاسی[۵] است. چون تعریف درجات عضویت منوط به فروض مربوط به پایایی و ناپایایی متغیر وابسته است، ابتدا باید قواعد فازی[۶] مربوط به ویژگی پایایی و ناپایایی را تعریف کرد:

- اگر متغیر وابسته پایا باشد، آنگاه اثر شوک طی زمان کاهنده خواهد شد.
- اگر متغیر وابستهٔ ناپایا با ریشهٔ واحد باشد، آنگاه اثر شوک طی زمان ثابت خواهد ماند.
- اگر متغیر وابستهٔ ناپایا با ریشهٔ بزرگ‌تر از واحد باشد، آنگاه اثر شوک طی زمان فزاینده خواهد شد.

همان‌طور که می‌دانیم، یک سری زمانی را می‌توان به صورت زیر نوشت[۷]:

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که μ_t، γ_t، ψ_t و ε_t به ترتیب جزء روند زمانی قطعی، سیکلی، فصلی و بی‌قاعده (تابع نویز) به شمار می‌روند. هر یک از این اجزا می‌توانند تابعی از زمان باشند. مطابق با پرون (۱۹۸۹)، می‌توان رویدادهای کیفی و شکست‌های ساختاری را از جزء بی‌قاعده جدا و به منزلهٔ تغییرات ساختاری یا مداخلات[۸] در بخش قطعی مدل سری زمانی وارد کرد. اغلب این رویدادها در جزء روند زمانی قطعی مدل‌سازی می‌شوند.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Intuition
2. Inference
3. Neural Network
4. (Sivanandam, Sumathi, & Deepa, 2007)
5. Deductive Reasoning
6. Fuzzy Rules
7. (Harvey, 1989)
8. Interventions

در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی، دو گونه شکست ساختاری یا مداخله وجود دارند: الف. تکانه‌ای[1] و ب. گام[2]. شکست ساختاری تکانه‌ای موقتی[3] و شکست ساختاری گام دائمی[4] است. هر دو نوع شکست می‌توانند در میانگین یا روند سری زمانی اثر بگذارند[5]. شکست ساختاری تکانه ای در یک دوره از زمان رخ می‌دهد و در صورتی که سری زمانی ناپایا باشد، اثر آن دائمی خواهد بود. شکست ساختاری گام طی دوره پس از زمان شروع رویداد رخ می‌دهد و اثر آن چه سری زمانی پایا باشد و چه ناپایا دائمی خواهد بود، اما شدت اثر متفاوت است[6].

در این مقاله، ما قصد مدل‌سازی شکست‌های ساختاری از نوع گام (دائمی) را داریم و شکست‌های ساختاری تکانه‌ای را در نظر نمی‌گیریم. به عبارت دیگر، هدف در این مقاله مدل‌سازی شکست‌های ساختاری است که موجب انتقالات در سطح یا میانگین[7] سری زمانی (به صورت عرض از مبدأ یا روند) متغیر وابستهٔ رگرسیون می‌شود.

چون توجه اساسی در این نوشتار به تطبیق متغیرهای مجازی متناسب با ویژگی پایایی و ناپایایی متغیرهاست، از روش فیلترگذاری خطی (تابع واکنش آنی نامحدود)[8] استفاده شده است. فیلترهای خطی یا توابع واکنش آنی نامحدود سری زمانی از مباحث سری زمانی در رشته های مهندسی وارد اقتصادسنجی سری‌های زمانی شده‌اند[9]. این رویکرد برگرفته از پژوهش باکس و تیائو (۱۹۷۵)[10] است.

از آنجا که فرض اصلی پژوهش حاضر این است که نوع تابع عضویت فازی و به عبارتی تابع انتقال بایستی متناسب با پایایی و ناپایایی باشد، می‌توانیم ضرایب رگرسیون ساختاری را به صورت متغیر زمانی اتورگرسیو در نظر بگیریم[11]. بدین منظور می‌توان معادلهٔ رگرسیونی ۴ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Pulse
2. Step (Permanent)
3. Transitory
4. Permanent
5. (Box & Tiao, 1975)
6.(Perron, 1989)
7. Mean or level shifts
8. Infinite Impulse Response Functions, IIRF
۹. (پترجی، براکول و دیویس، ریچارد، ۱۳۸۴)
10. (Box & Tiao, 1975)
11. (Rosenberg, 1973), (Lin & Teräsvirta, 1994), (Watson & Engle, 1984) (Davies, 1978)

$$Y_t = \alpha_t + \beta X_t + u_t \qquad (۸)$$

که X_t بردار متغیرهای مستقل مشتمل بر مقادیر با وقفهٔ متغیر وابسته است. بـرای تشـریح موضوع، فرض کنید سری زمانی Y_t دارای فرایند(۱)AR باشـد. طبـق فـرض پایـایی مـی‌تـوان نوشت[1]:

$$Y_t = \varphi Y_{t-1} + w_t \qquad |\varphi| < 1 \quad , w_t \sim N(0, \sigma_w) \qquad (۹)$$

که در آن w_t جملهٔ اختلال نوفهٔ سفید[2] با میانگین صفر و واریانس ثابت است. حـال اگر فرض کنیم که D_t متغیر مجازی مربوط به انتقال سطح Y_t باشد، می‌توان فرض کـرد که $D_t \equiv \Delta Y_t$ است. به عبارت دیگر، در هر دوره‌ای مقداری که ناشی از تکانهٔ کیفـی یـا متغیر مداخله‌ای است، به Y_t اضافه یا از آن کسر می‌شود. بنابراین، می‌توان متغیر انتقـال سطح را به صورت زیر نوشت:

$$D_t = \begin{cases} 0 , & t < t_0 \\ f(Y_{t-1}), & t \geq t_0 \end{cases} \qquad (۱۰)$$

معادلهٔ ۱۰ فرض مهمی را در خود دارد و آن درون‌زابودن تعریف D_t است. مـی‌تـوان D_t را به صورت زیر نوشت:

$$D_t = \begin{cases} 0 , & t < t_0 \\ \Delta Y_t , & t \geq t_0 \end{cases} \qquad (۱۱)$$

حال اگر از طرفین معادلهٔ ۹ Y_{t-1} را کسر کنیم، داریم:

$$\Delta Y_t = (\varphi - 1) Y_{t-1} + w_t$$
$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + w_t$$

با توجه به معادلهٔ ۱۱ می‌توان نوشت:

$$D_t = \begin{cases} 0 , & t < t_0 \\ \phi Y_{t-1} + w_t , & t \geq t_0 \end{cases} \qquad (۱۲)$$

می‌توان معادلهٔ ۸ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

1. (Hamilton, 1994)
2. White Noise

$$Y_t = \alpha_t + \beta X_t + u_t$$
$$\alpha_t = \alpha + \gamma D_t = \alpha + \phi \alpha_{t-1} + w_t \qquad (۱۳)$$

می‌توان فرض کرد که فرایند سری زمانی α_t همانند Y_t است[1]. مدل بالا همان مدل با ضرایب تصادفی متغیر زمانی اتورگرسیو روزنبرگ (۱۹۷۲)[2]، هاروی (۱۹۸۹)[3]، واتسون و انگل (۱۹۸۴)[4] و لین و تراسویرتا (۱۹۹۹)[5] است.

بنابراین، با توجه به معادلهٔ ۱۲ برای استخراج درجات عضویت متغیر مجازی فازی، می‌توان از جواب خصوصی مدل ARMA سری زمانی متغیر وابستهٔ رگرسیون استفاده کرد. با حل معادلهٔ تفاضلی تصادفی مدل سری زمانی Y_t و استخراج تابع واکنش آنی نامحدود با روش تکرار داریم:

$$Y_t = \varphi^t Y_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i w_{t-i} \qquad , w_t \sim N(0, \sigma_W) \qquad (۱۴)$$

حال اگر فرض شود که در دورهٔ (t-i)، یک شوک تصادفی ثابت و مستقل مانند D به Yt وارد شده باشد، اثر این شوک در هر دورهٔ زمانی معادل اثر w_{t-i} بر Yt در همان دوره خواهد بود:

$$Y_t = \varphi^t Y_0 + \varphi^i D + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i w_{t-i} \qquad (۱۵)$$

به عبارت دیگر، اثر این شوک در دورهٔ (T-i) معادل ۱، در دورهٔ (T-i+۱) معادل $\phi = (\varphi - 1)$ و در دورهٔ (T-i+j) معادل ϕ^j (j=0,…,i) خواهد بود. در واقع، این ضرایب معدل $\partial \Psi_\tau / \partial \omega_{\tau-\iota}$ به شمار می‌روند که ضرایب پویا[6] نامیده می‌شوند[7]. اکنون برای متغیر مجازی فازی خواهیم داشت:

پرتال جامع علوم انسانی

1. (Davies, 1978)
2. (Rosenberg, 1973)
3. (Harvey, 1989)
4. (Watson & Engle, 1984)
5. (Lin & Teräsvirta, 1994)
6. Dynamic Coefficient
7. (Hamilton, 1994)

$$FD_t = \begin{cases} ۰, & t < T-i \\ \phi^j, & t = T-i+j \end{cases} \qquad (۱۶)$$

در اینجا سه حالت برای f^j می‌توان متصور بود:

اگر $|\varphi| < ۱$ باشد، Yt پایاست، اثر شوک طی زمان مستهلک می‌شود.

اگر $|\varphi| = ۱$ باشد، Yt ناپایاست، اثر شوک طی زمان ثابت می‌ماند و $BD_t = FD_t$ می‌شود.

اگر $|\varphi| > ۱$ باشد، Yt ناپایاست، اثر شوک طی زمان افزایش می‌یابد[۱].

در خصوص مراتب بالاتر ARMA می توان از روش حل معادلات تفاضلی یا روش شبیه‌سازی استفاده کرد. دورهٔ پایانی اثرگذاری شکست ساختاری نیز عبارت است از:

$$t_e = Min\,[\tau, T]$$

در آن τ دوره‌ای است که اثر شکست ساختاری به صفر می‌رسد و T آخرین دورهٔ نمونه است.

۳.۳. نقد لوکاس و ارائهٔ مدل‌های نظری اقتصادی

برای بررسی فرضیهٔ برتری متغیرهای مجازی فازی در مقابل کلاسیک و آزمون نقد لوکاس، دو مدل تجربی انتخاب شده است که عبارت اند از: تابع عرضهٔ کل اقتصاد ایران[۲] و تابع تقاضای پول. در ادامه به طور مختصر مبانی نظری این دو مدل تشریح خواهد شد.

۱.۳.۳. مدل تابع عرضهٔ اقتصاد

تغییر در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند انتظارات را تحت تأثیر قرار دهد و رفتار مردم در قبل و بعد از سیاست به علت تغییر انتظارات متفاوت است. نتیجتاً ضرایب ساختاری پس از اجرای سیاست ممکن است تغییر کنند و پایدار[۳] نباشند. لوکاس (۱۹۷۶) نشان

---

۱. در این حالت‌ها این امکان وجود دارد که ϕ^j بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از ۱ شود (درجات عضویت غیرنرمال)، که در این صورت می‌توان با نرمالیزه‌کردن، ϕ^j را به اعداد فاصلهٔ [۰,۱] تبدیل کرد.

۲. چون هدف این نوشتار ارزیابی متغیرهای مجازی فازی در مقابل کلاسیک و نقد لوکاس است، برای تمرکز بر اهداف از مدل‌های ساده استفاده شده است.

3. Stable

داد که اگر در اثر سیاست‌گذاری انتظارات تغییر کنند احتمال تغییر ضرایب ساختاری نیز وجود دارد[1]. وی فرم خلاصه‌شدهٔ قابل مشاهدهٔ اقتصاد را مانند زیر در نظر گرفت:

$$Y_{t+1} = F(Y_t, X_t, \theta, u_t) \quad (17)$$

که Y، X، θ و u به ترتیب بردار متغیرهای اقتصادی، بردار ابزارهای سیاست‌گذاری، بردار پارامترها و شوک‌های تصادفی‌اند. قاعدهٔ سیاست‌گذاری برای ایجاد ابزار سیاستی (Xها) می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$X_t = G(Y_t, X_t, g, \varepsilon_t) \quad (18)$$

که g و ε به ترتیب بردار ضرایب سیاسی و شوک تصادفی اند. لوکاس (۱۹۷۶) بیان کرد که باید تغییرات در g را با در نظر گرفتن «انتظارات عاملان اقتصادی از نتایج سیاستی آینده» آزمون کرد. وی بیان کرد که تغییرات در سیاست (در g) به دو صورت در رفتار سیستم اثر می‌گذارند: ۱. تغییر رفتار سری زمانی $[X_t]$؛ ۲. تغییر و عوض‌شدن پارامترهای رفتاری $[\theta(g)]$. اثر اول آثار مستقیم آشکار تغییر در قاعدهٔ سیاستی در پویایی‌های سیستم است. اثر دوم همان آثار انتظاراتی نسبت به آینده است که می‌تواند فرم خلاصه‌شدهٔ پویای اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. این حساسیت‌پذیری فرم خلاصه‌شده به آثار انتظاراتی تغییرات سیاست ساختاری جوهرهٔ نقد لوکاس است. این اثر انتظاراتی می‌تواند در مدل تئوریکی کینزی‌های جدید آزمون شود[2]. ابتدا مدل انتظاراتی زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t = \beta_y[(1-\mu_y)y_{t-1} + \mu_y E_{t-1}(y_t)] - \beta_r r_{t-1} + \eta_t \quad (19)$$

$$r_{t-1} = (1-\mu_r)(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \mu_r E_{t-1}(i_t - \pi_t) \quad (20)$$

$$\pi_t = (1-\mu_\pi)(\pi_{t-1} + \mu_\pi E_{t-1}\pi_t + \alpha_y y_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (21)$$

i_t: نرخ بهرهٔ اسمی — $E_{t-1}(*)$: پیش‌بینی در دورهٔ t-1 برای دورهٔ t

η_t: شوک محصول تصادفی — y_t: شکاف محصول

ε_t: شوک تصادفی تورمی — r_t: نرخ بهرهٔ واقعی

π_t: نرخ تورم

1. (Lucas, 1976)
2. (Rudebusch, 2005)

می‌توان با جایگذاری معادلات بالا در یکدیگر به قاعده‌ای مانند تیلور رسید:

$$i_t = g_\pi \pi_t + g_y y_t + \xi_t \qquad (۲۲)$$

فرم خلاصه‌شدهٔ تابع عرضهٔ محصول به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \theta_y y_{t-1} + \theta_i i_{t-1} + \theta_\pi \pi_{t-1} + \eta_t \qquad (۲۳)$$

$$\theta_y = \left[\frac{\beta_y(1-\mu_y) - \beta_r\mu_r\left(\frac{\alpha_y}{1-\mu_\pi}\right)(g_\pi - 1)}{1-\beta_y\mu_y+\beta_r\mu_r g_y}\right],\quad \theta_i = \left[\frac{\beta_r(1-\mu_r)}{1-\beta_y\mu_y+\beta_r\mu_r g_y}\right],\quad \theta_\pi = \left[\frac{\beta_r(1-\mu_r g_\pi)}{N}\right]$$

اگر $\mu_\pi = \mu_r = \mu_y = 0$ باشد، مدل کاملاً عقب‌نگر[1] و نقد لوکاس بدون کاربرد می‌شود. در غیر این صورت مدل پیش‌نگر[2] خواهد بود. در صورتی که μ غیر صفر باشد، مقادیر پارامترهای فرم خلاصه‌شده به پارامترهای سیاست‌گذاری g_y و g_π وابسته خواهند بود و لذا معادلهٔ محصول پس‌نگر (عقب‌نگر)، در قواعد سیاست پولی مختلف، پایدار نخواهد بود. از دیدگاه لوکاس، فرم خلاصه‌شدهٔ بالا به دو دلیل اساسی ممکن است، مدل پایدار باشد:

۱. تغییرات g_π و g_y بسیار ناچیز باشد.

۲. $\partial\theta/\partial\gamma$ بسیار کوچک و رابطهٔ θ و γ ضعیف باشد.

اما همان‌گونه که در بخش بعد نشان خواهیم داد دلیل سوم پایایی متغیر y است.

با توجه به اینکه هدف اساسی در این مقاله تمرکز بر کاربرد متغیرهای مجازی است و داده‌های آماری به صورت فصلی‌اند، مدل تابع عرضهٔ محصول را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{4}\theta_{y,t-i}y_{t-i} + \theta_r rr_t + \theta_d D_t + \theta'_d D'_t + \theta''_d D''_t + \eta_t \qquad (۲۴)$$

که در آن θ پارامتر مدل و η_t، D_t، D'_t و D''_t نیز به ترتیب جملهٔ اختلال، متغیر مجازی مربوط به شکست ساختاری ناشی از شوک سیاست پولی انبساطی به صورت اثر در عرض از مبدأ و شیب‌های تابع‌اند. این متغیرهای مجازی را می‌توان به صورت‌های فازی یا کلاسیک (دودویی) در نظر گرفت.

1. Backward looking
2. Forward looking

۲.۳.۳. مدل تابع تقاضای پول

تابع تقاضای پول از متداول‌ترین مدل‌های اقتصادسنجی است. فرم عمومی تابع تقاضای پول به صورت زیر است:

$$M = F(G, EX, i - inf, D_M) \qquad (۲۵)$$

که در آن M تقاضای واقعی پول، شامل پول در گردش به اضافهٔ سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها یعنی همان M_1 است. G تولید ناخالص داخلی واقعی، EX نرخ ارز اسمی بازار آزاد (نرخ ارز بازار موازی)، inf نرخ تورم به‌منزلهٔ نرخ بازدهی پول، i نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت پرداختی به بخش خصوصی و ε جملهٔ اختلال است. متغیر D_M نیز بردار متغیرهای مجازی مربوط به شکست‌های ساختاری است. در اینجا برای برآورد تابع تقاضای پول در ایران از رابطهٔ زیر استفاده شده است[۱]:

$$M = \delta \cdot G^{\beta_1} \cdot EX^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3(i-inf)+\varepsilon} \qquad (۲۶)$$

که فرم لگاریتمی این تابع به صورت زیر است:

$$LnM = \beta_0 + \beta_1 LnG + \beta_2 LnEX + \beta_3(i - inf) + \varepsilon \qquad (۲۷)$$

از آنجا که تابع تقاضای پول با متغیرهای متفاوتی برآورد می‌شود، انتخاب تعریف درستی از پول، متغیر مقیاس و متغیر هزینهٔ فرصت داخلی و خارجی پول می‌تواند در تصریح درست تابع تقاضای پول نقش مهمی ایفا کند. می‌توان دیدگاه‌های مختلف دربارهٔ مفهوم پول در قالب نظریات تقاضای پول را به دو دیدگاه معاملاتی تقاضای پول $(\beta_1 LnG)$ و سفته‌بازی تقاضای پول $(\beta_2 LnEX + \beta_3(i - inf))$ تقسیم‌بندی کرد.

علت انتخاب این تابع این است که تابع تقاضای پول مبنای مهمی در مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به شمار می‌آید، بنابراین، باید از ثبات کافی برخوردار باشد.

---

۱. (سامتی، مرتضی و یزدانی، مهدی، ۱۳۸۹) و (شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین، ۱۳۸۷).

۴. تحلیل تجربی داده‌ها، برآورد و مقایسهٔ مدل‌ها

هدف اصلی از این بخش مقایسهٔ خوبی برازش مدل با متغیر مجازی فازی (FD) و دیگری با متغیر مجازی دوارزشی (BD) است. به عبارت دیگر، اندازه گیری اینکه کدامیک از متغیرها (دوارزشی یا فازی) با نتایج دقیق‌تری همراه است؟ برای مقایسهٔ مدل‌ها از شاخص‌های R^2، $\overline{R}^2$، آمارهٔ F، آمارهٔ دوربین– واتسون (D.W) و میانگین مربع خطای پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای استفاده می‌شود.

شاخصی دیگر برای ارزیابی خطای تصریح، کواریانس بین متغیرهای توضیحی مجازی (فازی و دودویی) و جملات پسماند است: در صورت خطای اندازه گیری در متغیر توضیحی (ابهام و نادقیق‌بودن متغیر مستقل)، کواریانس بین متغیرهای توضیحی و جملات پسماند بزرگ‌تر از صفر خواهد شد[۱].

۱.۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها

متغیرها در تابع عرضهٔ کل اقتصاد ایران که بر اساس داده‌های فصلی دورهٔ ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۸۷:۲ برآورد شده است، عبارت‌اند از: رشد محصول واقعی (GG)، نرخ بهرهٔ اسمی (I) و نرخ تورم (INF)[۲].

متغیرها در تابع تقاضای پول عبارت‌اند از: حجم پول واقعی (M)، محصول واقعی (G)، نرخ تورم (INF) و نرخ اسمی ارز بازار آزاد (EX).

کلیهٔ متغیرهای بالا به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ و مأخذ داده‌ها بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

برای بررسی ویژگی پایایی و ناپایایی سری‌های زمانی، از آزمون فیلیپس- پرون استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱ آمده است.

برای تعیین نقاط شکست ساختاری حجم پول واقعی و تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ از آزمون لامسداین و پاپل (۱۹۹۷) استفاده شده است. در این راستا، با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار Eviews، مقاطع زمانی رخداد شکست‌های ساختاری با فرض دو شکست ساختاری برای لگاریتم سری زمانی حجم پول واقعی، برآورد و نتایج در جدول ۲ خلاصه شده است.

---

۱. (گجراتی، دامودار، ۱۳۸۳)، (Green, 2003) و (Enders, 2003).

۲. برای محاسبهٔ نرخ تورم از نرخ رشد شاخص ضمنی تولید استفاده شده است.

جدول ۱. آزمون فیلیپس- پرون برای بررسی پایایی متغیرها[1]

سری زمانی	آمارهٔ P-P	مقادیر بحرانی		
		سطح بحرانی ۱ درصد	سطح بحرانی ۵ درصد	سطح بحرانی ۱۰ درصد
GG	-۱۸/۴۷	-۴/۰۷	-۳/۴۶	-۳/۱۶
INF	-۵/۹۷	-۴/۰۷	-۳/۴۶	-۳/۱۶
G	-۶/۲۹	-۴/۰۷	-۳/۴۶	-۳/۱۶
M	-۳/۸۶	-۴/۰۷	-۳/۴۶	-۳/۱۶
EX	-۷/۹۷	-۴/۰۷	-۳/۴۶	-۳/۱۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۲. آزمون تعیین نقاط شکست ساختاری لامسداین- پاپل سری زمانی لگاریتم حجم پول واقعی

سری زمانی	μ	β	θ	γ	ω	ψ	α	TB۱ TB۲
M	۴/۸۵۴	-۰/۰۴۹	-۰/۱۱۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۶۲	۰/۰۱۱	-۰/۷۵۵	۱۳۷۱:۲
t_{stat}	۵/۱۴۶	-۲/۲۷۴	-۲/۷۷۹	-۱/۳۹۸	۲/۰۲	۲/۲۰۹	-۵/۱۶۹	۱۳۷۴:۳
G	۶/۹۳۰	-۰/۱۱۹	-۰/۰۰۰۷	-۰/۲۲۲	-۰/۱۵۴	-۰/۰۹۴	-۰/۵۷۲	۱۳۷۱:۱
t_{stat}	۵/۶۴۶	-۱/۷۳	-۰/۰۰۵	-۲/۲۳۷	-۲/۹۷۷	-۱/۳۳۷	-۵/۳۳۲	۱۳۷۱:۳

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج آزمون لامسداین و پاپل در جدول ۲ نشان می‌دهد که در تابع تقاضای پول، آماره‌های t برای ضرایب متغیرهای مجازی، به غیر از ضریب متغیر مجازی روند شکست اول، در سطح ۵ درصد معنی‌دارند. از آنجا که ضریب عرض از مبدأ شکست اول و هر دو ضریب شکست دوم در سطح ۵ درصد معنی‌دارند، لذا دو شکست ساختاری در سری زمانی حجم پول واقعی تأیید می‌شود.

در تابع عرضهٔ کل اقتصاد، ضرایب متغیرهای مجازی روند و عرض از مبدأ به ترتیب برای شکست اول و دوم، در سطح ۵ درصد معنی‌دارند. از آنجا که زمان رخداد شکست

۱. متغیر نرخ بهرهٔ اسمی دستوری و سیاست‌گذاری است، خواص یک سری زمانی پویا را در بر ندارد و مانند متغیر مجازی کددهی‌شده عمل می‌کند، بنابراین نتایج آزمون پایایی آن بررسی نشده است.

اول و دوم تقریباً بر یکدیگر منطبق‌اند، لذا در اینجا فقط یک شکست ساختاری را در سری زمانی محصول واقعی در نظر می‌گیریم.

این ضرایب بایستی در توابع تقاضای پول و عرضهٔ کل نیز تأیید شوند. نقطهٔ شکست اول در سری زمانی حجم پول واقعی و دو شکست تابع عرضهٔ کل اقتصاد ایران مربوط به سیاست‌های تعدیل اقتصادی، کاهش درآمدهای نفتی همراه ناتوانی دولت در مهار نرخ ارز و دو برابرشدن یکبارهٔ هزینه‌های دولت به علت افزایش هزینه های ناشی از بازسازی جنگ در برنامهٔ اول توسعهٔ اقتصادی و نقطهٔ شکست دوم تابع تقاضای پول واقعی مربوط به تکانهٔ حاصل از اجرای سیاست‌های انبساطی پولی و مالی و حرکت به سمت تک‌نرخی کردن ارز و آزادسازی واردات است. اثر شکست ساختاری ناشی از تکانهٔ اول موجب کاهش حجم پول واقعی مستقل و در شیب روند تابع اثری نداشته است. ضرایب شکست ساختاری دوم در عرض از مبدأ و شیب روند تابع معنی‌دار نبوده‌اند. نقطهٔ شکست ساختاری دوم نیز مربوط به افزایش شدید نرخ تورم در سال ۱۳۷۴ است.

۲.۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

۱.۲.۴. مدل تابع عرضهٔ کل

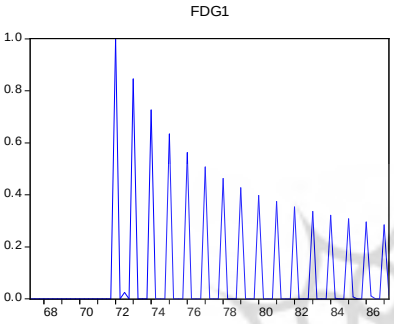
برای استخراج درجات عضویت متغیر مجازی فازی در رگرسیون‌های سری زمانی، از تابع واکنش آنی نامحدود آن (تجزیهٔ طیفی خطی) استفاده شده است. در این راستا، ابتدا تشخیص (تعیین وقفه) و برآورد مدل سری زمانی ARMA(p, q) صورت گرفته است. برای تعیین تعداد وقفه‌های مدل‌ها از معیارهای آکاییک (AIC)[1] و شوارتز- بیزین (SBC)[2] استفاده شده است. نتایج حاصل از این برآوردها برای سری زمانی GG در جدول ۳ ارائه شده است. تابع واکنش استخراج‌شده مطابق روش مذکور در بخش‌های قبل به صورت شکل های (۲- الف) و (۲- ب) است. در واقع، این تابع همان درجات عضویت متغیر مجازی فازی است[3].

1. Akaike Information Criterion, AIC
2. Schwarz – Bayesian Information Criterion, SBC
۳. از آنجا که درجات عضویت نمی‌توانند منفی باشند و تابع واکنش آنی شامل مقادیر مثبت و منفی است، لذا ما می‌توانیم دو متغیر فازی را برای مقادیر مثبت و منفی تعریف کنیم. در این صورت دو متغیر مجازی فازی داریم که هر دو دارای مقادیر مثبت‌اند. از آنجا که ضرایب وقفه‌های ۱ تا ۳ مدل ARMA بی‌معنی‌اند، لذا تعریف

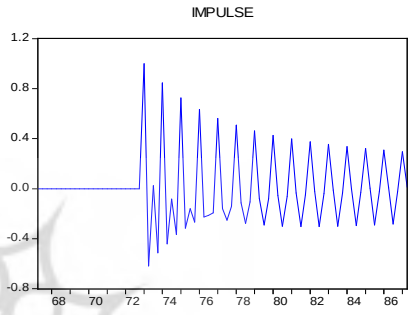
جدول ۳. نتایج برآورد مدل ARMA سری زمانی رشد محصول

مدل	ضرایب									
	عرض از مبدأ	روند	AR(۱)	AR(۲)	AR(۳)	AR(۴)	MA(۱)	MA(۲)	MA(۳)
ARMA (۴،۳)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۴۵	-۰/۱۷۴	-۰/۰۴۹	۰/۷۹۶	-۰/۵۷۳	۰/۵۷۳	-۰/۱۷۰
	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۸۶)	(۰/۰۷۴)	(۰/۱۳۲)	(۰/۰۹۳)	(۰/۱۰۷)

مأخذ: محاسبات پژوهش



شکل (۲- الف). تابع واکنش آنی سری زمانی رشد محصول حقیقی



شکل (۲- ب). درجات عضویت فازی سری زمانی رشد محصول حقیقی

نتایج برآورد مدل تابع عرضهٔ اقتصاد با متغیرهای مجازی کلاسیک و فازی، در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد تابع عرضهٔ اقتصاد ایران

تابع عرضه	عرض از مبدأ	$\theta_{y,t-1}$	$\theta_{y,t-2}$	$\theta_{y,t-3}$	$\theta_{y,t-4}$	θ_i	θ_{inf}	θ_d	θ'_d	θ''_d
با متغیر مجازی کلاسیک	۰/۳۵۲	-۰/۵۱۷	-۰/۵۲۴	-۰/۴۷۰	۰/۴۶۲	-۱۸/۴۰	-۰/۰۳۹	-۰/۲۳۸	۱۴/۱۹۹	-۰/۱۸۱
tStat	۲/۵۳	-۴/۵۷	-۴/۶۴	-۴/۲۳	-۴/۱۳	-۲/۱۴	-۰/۲۱۴	-۱/۴۶	-۱/۴۵	-۰/۸۴۶
با متغیر مجازی فازی	۰/۵۵۱	-۰/۶۲۴	-۰/۳۷۴	-۰/۴۳۹	۰/۴۳۹	-۵/۴۲۴	-۰/۲۴۴	-۰/۱۵۶	۳/۱۰۰	۰/۷۷۳
tStat	۵/۳۰	-۵/۴۷	-۳/۴۳	-۳/۹۲	-۳/۹۲	-۱/۵۰	-۲/۱۷	-۲/۱۶	۱/۲۳	۲/۳۲

متغیر مجازی فازی برای مقادیر منفی موجب بی‌معنی‌شدن ضریب این متغیر فازی خواهد شد. بنابراین، درجات عضویت در خصوص آثار مثبت تعریف می‌شوند.

ادامه جدول ۴. نتایج برآورد تابع عرضهٔ اقتصاد ایران

تابع عرضه	R۲	Ad.R۲	F	D.W	RMSE	COV [۱]
با متغیر مجازی کلاسیک	۰/۹۴۸	۰/۹۴۲	۱۳۸/۴	۲/۱۸	۰/۰۱۸	1.15E-16
با متغیر مجازی فازی	۰/۹۵۷	۰/۹۵۱	۱۶۷/۵	۱/۸۹	۰/۰۱۶	5.61E-18

مأخذ: محاسبات پژوهش

۲.۲.۴. برآورد تابع پول تقاضای

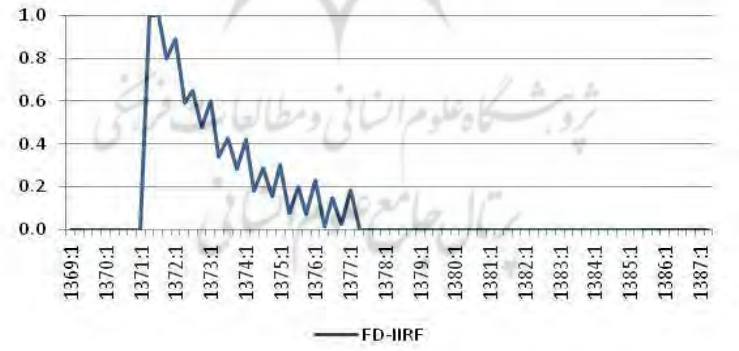
همانند زیربخش قبل، در این زیربخش اقدام به استخراج درجات عضویت فـازی از روش تابع واکنش آنی نامحدود (IIRF) می‌کنیم. نتایج برآورد مدل ARMA(p,q) سری زمانی حجم پول واقعی (M) در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل ARMA سری زمانی تقاضای پول واقعی

مدل	ضرایب								
	Cons.	Trend	AR(۱)	AR(۲)	AR(۳)	AR(۴)	MA(۱)	MA(۲)	MA(۳)
ARMA(۴, ۳)	۴۵۳/۶	۳/۷	-۰/۱۴	-۰/۰۷	-۰/۰۸	۰/۸۵	۱/۱۳۸	۱/۰۰۹	۱/۱۵۶
	(۶۶/۶۲)	(۱/۳۲)	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۳۸)	(۰/۰۳۶)	(۰/۰۴۱)	(۰/۱۲۰)	(۰/۱۳۳)	(۰/۱۲۹)

مأخذ: محاسبات پژوهش

درجات عضویت استخراج‌شده از روش IIRF برای شکست ساختاری بالا، در شـکل ۳ مشاهده می‌شود.



شکل ۳. درجات عضویت فازی تابع تقاضای پول (تابع واکنش آنی نامحدود)

۱. در رابطهٔ بالا اصطلاح COV بیانگر قدر مطلق کوواریانس بین متغیر مجازی و جملات پسماند حاصل از برآورد است.

نتایج برآورد مدل تقاضای پول با متغیرهای مجازی کلاسیک (دودویی) و فازی در جدول ۶ ارائه شده است[۱].

جدول ۶. نتایج برآورد مدل اقتصادسنجی ARDL (۵،۱،۱،۰) تابع تقاضای پول

نوع مدل	Cons.	LOG(M(-1))	LOG(M(-2))	LOG(M(-3))	LOG(M(-4))	LOG(M(-5))	LOG(G)	LOG(G(-1))	I-INF	I(-1)-INF(-1)	LOG(EX)	D
با متغیر مجازی کلاسیک	۰/۹۵	۰/۵۱	۰/۴۲	-۰/۴۵	۰/۴۸	-۰/۵۰	-۰/۰۲	۰/۲۶	-۰/۱۳	۰/۸۶	۰/۰۰	-۰/۱۴
tStat	۳/۴۳	۵/۵۲	۳/۲۵	-۵/۵۷	۵/۴۲	-۶/۸۰	-۰/۳۵	۴/۳۲	-۰/۵۲	۳/۲۹	-۰/۲۰	-۵/۴۴
با متغیر مجازی فازی	۰/۹۵	۰/۵۵	۰/۴۰	-۰/۳۹	۰/۴۷	-۰/۴۶	-۰/۰۲	۰/۲۴	-۰/۱۵	۰/۸۶	-۰/۰۷	-۰/۱۴
tStat	۳/۳۸	۵/۹۶	۳/۰۲	-۴/۷۶	۵/۲۷	-۶/۰۱	-۰/۴۳	۳/۹۹	-۰/۶۱	۳/۲۲	-۴/۸۱	-۵/۱۸

ادامهٔ جدول ۶. نتایج برآورد توابع تقاضای پول

نوع مدل	R۲	Ad.R۲	F	D.W.	RMSE	COV
با متغیر مجازی کلاسیک	۰/۹۵	۰/۹۴	۱۰۱/۱	۲/۲۶	۵۷/۹۵	-1.86E-15
با متغیر مجازی فازی	۰/۹۵	۰/۹۴	۹۷/۸	۲/۱۹	۴۴/۳۸	-1.36E-16

مأخذ: محاسبات پژوهش

۳.۴. مقایسهٔ نتایج برآورد مدل‌ها

۱.۳.۴. مدل عرضهٔ کل

تمامی ضرایب در مدل دوم (شامل متغیرهای مجازی فازی) به غیر از ضریب متغیر مجازی فازی اثر شوک در ضریب نرخ بهرهٔ اسمی، از منظر آماری معنی‌دارند، حال آنکه در مدل اول (مدل با متغیرهای مجازی کلاسیک)، ضریب نرخ تورم و کلیهٔ ضرایب متغیرهای مجازی (چه اثر در شیب و چه عرض از مبدأ) بی‌معنی‌اند.

---

۱. در کلیهٔ مدل‌ها، از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده شده است. برای تعیین تعداد وقفه‌های متغیرها بر اساس معیار شوارتز- بیزین (SBC) که در انتخاب وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، اقدام به برنامه‌نویسی در Eviews شده است. بر اساس این معیار مدل اقتصادسنجی ARDL(5,1,1,0) انتخاب و برآورد شده است. سپس، در کلیهٔ مدل‌ها، اثر شکست ساختاری ناشی از کاهش حجم پول اسمی در سال ۱۳۷۱، مدل‌سازی شده است.

اگرچه به علت استفاده از وقفه‌های متغیر GG، R2، R2 تعدیل‌شده و آمارهٔ F برای هر دو مدل مشابه‌اند، اما میانگین مجذور خطای پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای ۱۰ مشاهدهٔ آخر و کوواریانس بین متغیرهای مجازی (فازی و دوارزشی) و جملات پسماند حاصل از برآورد، حاکی از برتری مدل دوم است (پیوست (۵)). در واقع، این معیارها نشان می دهند که خطای تصریح تابع عرضه با متغیر مجازی فازی کمتر است.

در هر دو مدل، اثر شوک سیاست پولی در رشد مستقل محصول منفی است. در مدل اول (با متغیر مجازی کلاسیک)، اثر این سیاست در ضریب نرخ بهرهٔ اسمی مثبت و در ضریب نرخ تورم منفی است. این در حالی است که در مدل دوم (با متغیر مجازی فازی)، این اثر هم در ضریب نرخ بهرهٔ اسمی و هم در ضریب نرخ تورم مثبت است. به عبارت دیگر، در مدل دوم، برای سالی که شوک وارد شده، سیاست پولی موجب شده است که آثار منفی نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورم در رشد محصول به ترتیب به اندازهٔ ۳/۱ و ۰/۷۷ کاهش یابد، اما در مدل اول، این سیاست موجب شده است که آثار منفی نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورم در رشد محصول به ترتیب ۱۴/۲ کاهش و ۰/۱۸ افزایش یابند. نکتهٔ جالب توجه این است که در مدل دوم، تأثیر این شوک طی زمان از بین می‌رود. علت این است که مدل دوم با استفاده از خواص ناخطی[1] و پویایی سری زمانی رشد محصول برآورد شده است.

۲.۳.۴. مدل تقاضای پول

در تابع تقاضای پول با متغیر مجازی فازی، می‌توان گفت که تمامی ضرایب به غیر از ضرایب لگاریتم تولید ناخالص داخلی و نرخ بهرهٔ واقعی (در سطح وقفهٔ صفر متغیر)، در سطح ۱ درصد معنی‌دار است و به علت منفی‌بودن و معنی‌داری ضریب لگاریتم نرخ اسمی ارز، پدیدهٔ جانشینی پول تأیید می‌شود. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ ارز و تضعیف پول ملی، تقاضا برای پول داخلی کاهش می یابد. نکتهٔ دیگر این است که ضریب متغیر مجازی فازی در سطح ۱ درصد معنی‌دار و معادل ۰/۱۴- است.

در مدل با متغیر مجازی کلاسیک، کشش محصول دورهٔ قبل مثبت و معنی‌دار است. از طرفی کشش نرخ بهرهٔ واقعی مثبت و به عبارتی کشش نرخ تورم دورهٔ قبل منفی و معنی‌دار است. کشش تقاضای پول نسبت به محصول دورهٔ قبل به طور متوسط در

1. Nonlinearity

حدود ۰/۲۶ بوده و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهرهٔ واقعی مثبت و به طور متوسط معادل ۰/۸۶ است. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت، اثر تقاضای سفته بازی پول بیشتر از تقاضای معاملاتی پول است. کشش نرخ اسمی ارز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار نیست و بنابراین در این مدل پدیدهٔ جانشینی پول تأیید نمی‌شود. علامت ضریب متغیر مجازی دوارزشی BD منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که تکانهٔ حاصل از کاهش حجم پول در ابتدای سال ۱۳۷۱، موجب کاهش سطح تقاضای پول واقعی شده است.

۵. نتیجه‌گیری

نتایج اصلی از برآورد دو مدل بالا، با متغیر مجازی کلاسیک و فازی، حاکی از آن است که:

۱. به متغیرهای مجازی باید با دید فازی نگریست. متغیر دودویی (دوارزشی ۰ و ۱) یکی از بی‌شمار حالت متغیر مجازی فازی محسوب می‌شود.

۲. استفاده از متغیرهای مجازی که به طور برون‌زا و قضاوتی کددهی شده اند یا اینکه به ویژگی پایایی و ناپایایی متغیر وابسته توجه نمی‌کنند، موجب خطای تصریح مدل‌های اقتصادسنجی می‌شوند. در مدل‌سازی شکست‌های ساختاری، باید مدل‌سازی به صورت درون‌زا صورت گیرد و باید به گونه ای باشد تا ویژگی پایایی و ناپایایی متغیر وابسته را در نظر گیرد. این امر بدان جهت حائز اهمیت است که آثار تکانهٔ وارده به سری‌های زمانی پایا پس از مدتی کاهش می یابد و از بین می‌رود. به بیان واضح تر، می‌توان گفت که مدل های رگرسیونی مبتنی بر متغیر مجازی فازی در مدل‌سازی تکانه های کیفی و شکست های ساختاری می‌توانند دارای خطای تصریح کمتری نسبت به مدل‌سازی مبتنی بر متغیر مجازی کلاسیک باشند. در حقیقت ایدهٔ اساسی این پژوهش یعنی «جایگزینی متغیر مجازی فازی به جای متغیر مجازی کلاسیک، متناسب با ویژگی پایایی و ناپایایی متغیر وابستهٔ رگرسیون ساختاری» تقویت می‌شود.

۳. همان‌گونه که گفته شد، در صورتی که انتظارات عقلایی از قواعد سیاستی پولی و مالی و به تبع آن نقد لوکاس وجود داشته باشد، با اجرای سیاست‌های اقتصادی و انتظارات عقلایی، امکان ایجاد شکست ساختاری وجود خواهد داشت. بنابراین، اگر متغیر هدف (مانند نرخ تورم) پایا باشد، این شکست ساختاری پس از مدتی از بین می‌رود و ضرایب به حالت اول باز می‌گردند و لذا می‌توان گفت که از شدت نقد لوکاس کاسته

می‌شود. این موضوع می‌تواند تحلیل اقتصاددانان از پیش بینی آثار سیاست‌های اقتصادی در اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار دهد. به عبارت دیگر، از یک طرف، همان‌گونه که لوکاس (۱۹۷۶) بیان کرد، بی‌توجهی به انتظارات عقلایی یا مدل‌سازی با ضرایب ثابت موجب می‌شود تا پیش‌بینی آنان غیرواقعی‌تر شود و از طرف دیگر، در تحلیل سیاست های اقتصادی، مدل‌سازی نامنعطف[1] موجب می‌شود تا مدل‌های کلان اقتصادسنجی لزوماً با تغییرات دائمی ضرایب خود روبه رو نباشند و استفاده از این مدل‌ها لزوماً به نتایج اشتباه طی زمان نینجامد. این امر به ویژگی پایایی و ناپایایی متغیرهای درون‌زای معادلات بستگی دارد.

منابع

۱. ابونوری اسمعیل و بهنام شهریار. (۱۳۹۲)، مدل‌سازی ناخطی شکست‌های ساختاری تابع تقاضای پول در ایران با نگرش فازی، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی، (۴): ۵۵- ۷۸.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۵). تحلیل تجربی تورم و قاعدهٔ سیاست گذاری پولی در ایران. تهران.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش حساب‌های ملی ایران (سال‌های مختلف). تهران.

۴. بانک مرکزی جمهوری سالامی ایران. گزارش شاخص بهای مصرف‌کننده (سال‌های مختلف). نشریهٔ دوره‌ای. تهران.

۵. پترجی، براکول و دیویس، ریچارد. (۱۳۸۴). مقدمه‌ای بر سری‌های زمانی و پیش بینی، برگردان: امینی، محمد، بزرگ‌نیا، ابوالقاسم و دهقان، حسین، زاهدان: نشرالمهدی دانشگاه زاهدان.

۶. جعفری صمیمی، احمد، بیدآباد، بیژن و محمدی، روح‌الله. (۱۳۸۷). کاربرد متغیرهای کیفی پیوسته در الگوهای اقتصادسنجی با رویکرد فازی. بابل: دانشگاه صنعتی بابل.

1. Hard

۷. جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا و صادقی، علی. (۱۳۸۵). بررسی ثبات تابع تقاضای پول در ایران: کاربرد روش جوهانسون- جوسیلیوس. (۷۲): ۱۹۱- ۲۲۵.

۸. حسینی، سیدصفدر و بخشی، محمدرضا. (۱۳۸۵). تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیع‌شده. پژوهش‌های اقتصادی ایران (۲۸): ۱- ۱۳.

۹. دهمرده، نظر و ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۸۸). بررسی تابع تقاضای پول در ایران. (۳۳): ۱۵۳- ۱۶۹.

۱۰. زاهدی، مرتضی. (۱۳۷۸). تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن. تهران: نشر کتاب دانشگاهی.

۱۱. سامتی، مرتضی و یزدانی، مهدی. (۱۳۸۹). تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران. پژوهش‌نامهٔ اقتصادی (۳۹): ۹۹- ۱۲۲.

۱۲. شوندی، حسن. (۱۳۸۵). نظریهٔ مجموعه‌های فازی و کاربرد آن در مهندسی صنایع و مدیریت. تهران: گسترش علوم پایه.

۱۳. شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین. (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران. تحقیقات اقتصادی (۸۳): ۸۹- ۱۱۴.

۱۴. طاهری، محمود و ماشین‌چی، مشاالله. (۱۳۸۷). مقدمه‌ای بر احتمال و آمار فازی. کرمان: دانشگاه باهنر کرمان.

۱۵. غضنفری، محمود و رضایی، مهدی. (۱۳۸۵). مقدمه‌ای بر نظریه مجموعه‌های فازی. تهران: دانشگاه علم و صنعت.

۱۶.کلباسی، ناهید. (۱۳۸۵). موضوعاتی در پول و بانک. تهران: مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

۱۷.کمیجانی، اکبر و بوستانی، رضا. (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران. تحقیقات اقتصادی (۶۷): ۲۳۵- ۲۵۸.

۱۸.کوره‌پزان دزفولی، امین. (۱۳۸۷). اصول تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن در مدل‌های مسائل مهندسی آب. تهران: جهاد دانشگاهی (دانشگاه صنعتی امیرکبیر).

۱۹.گجراتی، دامودار. (۱۳۸۳). مبانی اقتصادسنجی؛ برگردان ابریشمی، حمید. تهران: دانشگاه تهران.

۲۰. نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران: مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

۲۱. هادیان، ابراهیم و نجاتی، مهدی. (۱۳۸۸). نقد لوکاس و منحنی فیلیپس: مورد مطالعه ایران (۱۳۴۰- ۱۳۸۶). پژوهش‌نامهٔ علوم اقتصادی (۳۵): ۱۲۷- ۱۴۰.

22. Andrews, D. W. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. 61: 821-856.

23. Andrews, D. W., & Fair, R. C. (1988). Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change. 55: 615-639.

24. Andrews, D. W., & Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. 62: 1383-1414.

25. Bahmani-Oskooee, M., & Pourheydarian, M. (1990). Exchange rate sensitivity of demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies. Applied Economics , 22: 917-925.

26. Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. 18: 1-22.

27. Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. 66: 47-78.

28. Baliamoune, M. (2000). Economics of Summitry: an Empirical Assessment of the Economic Effect of Summits. 27: 295-314.

29. Becker, R., Enders, W., & Hurn, S. (2004). Modeling Structural Change in Money Demand Using a Fourier-Series Approximation. Working Paper.

30. Black, M. (1973). an Exercise in Logical Analysis. 4 (4), 427-455.

31. Boivin, J., & Giannoni, M. (2005). Has Monetary Policy Become More Effective? 88(3): 445–462.

32. Bolotin, A. (2005). Fuzzification of Linear Regression Models with Indicator Variables in Medical Decision Making. International Conference on Computational Intelligence for Modelling, Control and Automation. Ben-Gurion University of the Negev.

33. Bolotin, A. (2004). Replacing Indicator Variables by Fuzzy Membership Functions in Statistical Regression Models: Examples of Epidemiological Studies. Biological and Medical Data Analysis , 3337: 251 - 258.

34. Bolotin, A. (2005). Uncertain categories in medical data analysis. Working paper.

35. Box, G. E., & Tiao, G. C. (1975). Intervention Analysis with Application to Economic and Environment Problems. Journal of the American Statistical Association , 70 (349): 70-79.

36. Canova, F., Luca, G., & Pappa, E. (2005). The Structural Dynamics of US Output and Inflation: What Explains the Changes? Working Paper (921).

37. Chiang, K. C., & Chyu, C. (2003). Least-squares estimates in fuzzy regression analysis. European Journal of Operational Research , 148, 426–435.

38. Clarida, R., Jordi, G., & Mark, G. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. the Quarterly Journal of Economics , 115 (1): 147-180.

39. Clements, M., & Hendry, D. (1999). Forecasting Non-stationary Economic Time Series. New Jersy: the MIT Press.

40. Collard, F., Patrick, F., & François, L. (2002). Structural Inference and the Lucas Critique. 67 & 68, 183-2002.

41. Dahmardeh, N., & Izadi, H. R. (2011). Demand for Money in Iran by an Autoregressive Distributed Lag Approach. Middle-East Journal of Scientific Research , 9 (5): 687-690.

42. Davies, R. B. (1978). Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative - Linear Model Case. 64: 247-254.

43. Enders, W. (2003). Applied Econometric Time Series. Alabama: Wiley.

44. Estrella, A., & Fuhrer, J. C. (2003). Monetary Policy Shifts and the Stability of Monetary Policy Models. 85 (1), 94-104.

45. Favero, C., & Hendry, D. (1992). Testing the Lucas Critique: A Review. 11 (3): 265-306.

46. Fisher, A. (1939). Production: Primary, Secondary and Tertiary. Economic Record , 15: 24-38.

47. Giles, D., & Stroomer, C. (2004). Identifying the Cycle of a Macroeconomic Time–Series Using Fuzzy Filtering. Working Paper.

48. Giovanis, E. (2009). Bootstrapping Fuzzy-GARCH Regressions on the Day of the Week Effect in Stock Returns: Applications in MATLAB. Working Paper.

49. Granger, C. J., & Teräsvirta, T. (1994). The Combination of Forecasts Using Changing Weights. International Journal of Forecasting , 10: 47-57.

50. Granger, C., & Teräsvirta, T. (1993). Modeling Nonlinear Economic Relationships. London: Oxford University Press.

51. Green, W. (2003). Econometric Analysis. New York: Prentice Hall.

52. Gujarati, D. (2003). Basic Econometrics. New York: McGraw-Hill.

53. Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis. New Jersey: Princeton University Press.

54. Hansen, B. (2001). The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. 15: 117-128.

55. Harvey, A. (1989). Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter. Cambridge: Cambridge University Press.

56. Ireland, P. N. (2001). Sticky-Price Models of the Business Cycle: Specification and Stability. 47: 3-18.

57. Kapetanios, G., & Tzavalis, E. (2004). Modelling Structural Breaks. Working Paper.

58. Komeyjani, A., & Boustani, R. (2004). Constancy of Money Demand in Iran. Economic Researchs , 68: 235-258.

59. Korner, R., & Nather, W. (1998). Linear regression with random fuzzy variables: extended classical estimates, best linear estimates, least square estimates. Information Sciences , 109: 95-118.

60. Leeper, E. M., & Zha, T. (2003). Modest Policy Interventions. Journal of Monetary Economics , 50: 1673-1700.

61. Lin, C., & Teräsvirta, T. (1994). Testing the Constancy of Regression Parameters Againest Continuous Structural Change. Journal of Econometrics , 62, 211-228.

62. Lindé, J. (2001). Testing for the Lucas Critique: A Quantitative Investigation. American Economic Review , 91 (4), 986-1005.

63. Lubik, T. A., & Surico, P. (2004). The Lucas Critique and the Stability of Empirical Models. Working Paper.

64. Lucas, R. E. (1976). Econometric Policy Evaluation: a Critique. Carnegie-Rochester , 1: 19-46.

65. Lumsdaine, R., & Papell, D. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. Review of Economics and Statistics , 79 (2): 212-217.

66. Maddala, G., & Kim, I. (1998). Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. London: Cambridge University Press.

67. Nelson, C. R., Piger, J., & Zivot, E. (n.d.). Unit Root Tests in the Presence of Markov Regime-Switching. Working Paper .

68. Papadopoulos, B. K., & Sirpi, M. A. (2004). Similarities and distances in fuzzy regression modeling. Applied Soft Computing , 8: 556-561.

69. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. 57: 1361-1401.

70. Pesaran, M., & Shin, Y. (1995). an Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration and Analysis. DAE Working Paper (9159).

71. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika , 75: 335-346.

72. Rosenberg, B. (1973). The Analysis of a Cross-Section of Time Series by Stochastically Convergent Parameter Regression. Annals of Economic and Social Measurement , 2 (4): 399-428.

73. Rudebusch, G. D. (2005). Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models. Journal of Money, Credit and Banking , 37 (2): 245-272.

74. Rudebusch, G. D., & Svensson, L. E. (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. Monetary Policy Rules, ed. by John B. Taylor. , 203-246.

75. Samimi, A. j. (2010). Simulation of Continuous Qualitative Variables in EconometricModels Using Fuzzy Functions and Numbers. 4 (10): p. 4780.

76. Savic, D., & Pedrycz, W. (1991). Evaluation of Fuzzy Regression Models. Fuzzy Sets and Systems , 39: 51-63.

77. Selmins, A. (1987). Least Squares Model Fitting To Fuzzy Vector Data. Fuzzy Sets and Systems , 8: 903-908.

78. Shahrestani, H., & Sharifi-Renani, H. (2007). Demand for money in Iran: An ARDL approach. Working Paper .

79. Shapiro, A. (2004). Fuzzy Regression and the Term Structure of Interest Rates Revisited. AFIR , 1-17.

80. Sims, C. (2002). Solving Linear Rational Expectations Models. Computational Economics , 20 (1-2): 1-20.

81. Sivanandam, S., Sumathi, S., & Deepa, S. (2007). Introduction to Fuzzy Logic using MATLAB. New York: Springer.

82. Stock, J., & Watson, M. (2002). Has the Business Cycle Changed and Why? NBER Macroeconomics Annual , Working Paper.

83. Svensson, L. (1997). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. European Economic Review , 41, 1111-1146.

84. Tabesh, H. (2000). Demand for money and the black market exchange rate expectations: further empirical evidence. Journal of Economics , 26: 1-9.

85. Tanaka, H., Uejima, S., & Asai, K. (1982). Linear Regression Analysis With Fuzzy Model. IEEE Transactions on SMC , 12: 903-907.

86. Timothy, J. (2004). Fuzzy Logic with Engineering Applications. London: Wiley.

87. Urso, P. (2003). Linear regression analysis for fuzzy/crisp input and fuzzy/crisp output data. Computational Statistics & Data Analysis , 42: 47 – 72.

88. Watson, M. W., & Engle, R. F. (1984). Testing for Regression Coefficient Stability with a Stationary AR(1) Alternative.

89. Woodford, M. (2003). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. New Jercy: Princeton University Press.

90. Wu, H. (2003). Linear regression analysis for fuzzy input and output data using the extension principle. Computer and Mathematics with Application , 45 (12): 1849-1859.

91. Zadeh, L. (1968). Fuzzy Algorithms. Information and Control, 12: 94–102.

92. Zadeh, L. (1996). Fuzzy Logic = Computing with Words. IEEE Transactions on Fuzzy Systems , 4 (2), 103-111.

93. Zadeh, L. (1988). Fuzzy Logic. IEEE Computer Magazine, 21 (4): 177-186.

94. Zadeh, L. (1965). Fuzzy Sets. Information and Control, 8 (3): 338–353.

95. Zadeh, L. (1978). Fuzzy Sets as a Basis for a Theory of Possibility. Fuzzy Sets and Systems, 1: 3-28.

96. Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics , 10: 251-270.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

۱. نتایج آزمون شکست ساختاری لامسداین و پاپل

Dependent Variable: D(LOG(M))
Method: Least Squares
Date: 11/29/12 Time: 20:48
Sample (adjusted): 1370Q3 1387Q2
Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.854879	0.943427	5.146006	0.0000
@TREND	-0.049250	0.021651	-2.274720	0.0267
LOG(M(-1))	-0.755565	0.146154	-5.169656	0.0000
DU1	-0.116970	0.042080	-2.779697	0.0073
DT1	-0.006072	0.004342	-1.398444	0.1673
DU2	0.062316	0.030845	2.020269	0.0480
DT2	0.010933	0.004947	2.209993	0.0311
DM(-2)	0.000399	0.000206	1.937558	0.0576
DM(-3)	0.000208	0.000194	1.071342	0.2885
DM(-4)	0.001301	0.000160	8.137952	0.0000
DM(-5)	0.000558	0.000255	2.185639	0.0329

R-squared	0.782584	Mean dependent var	0.002422
Adjusted R-squared	0.748847	S.D. dependent var	0.094575
S.E. of regression	0.047396	Akaike info criterion	-3.125488
Sum squared resid	0.130292	Schwarz criterion	-2.799090
Log likelihood	116.2666	Hannan-Quinn criter.	-2.996159
F-statistic	23.19666	Durbin-Watson stat	1.457207
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: DLOG(G)
Method: Least Squares
Date: 11/16/12 Time: 21:20
Sample (adjusted): 1370Q3 1387Q2
Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.937146	1.228477	5.646949	0.0000
@TREND	-0.119882	0.069498	-1.724970	0.0900
LOG(G(-1))	-0.571618	0.107114	-5.336554	0.0000
DU1	0.000737	0.122840	0.005996	0.9952
DT1	0.221658	0.099071	2.237360	0.0292
DU2	-0.154970	0.052055	-2.977051	0.0043
DT2	-0.094304	0.070488	-1.337875	0.1863
DG(-2)	-7.34E-07	2.82E-06	-0.260561	0.7954
DG(-3)	-1.93E-06	2.84E-06	-0.679386	0.4996
DG(-4)	8.86E-06	2.89E-06	3.068373	0.0033
DG(-5)	1.83E-06	3.00E-06	0.609060	0.5449

R-squared	0.943776	Mean dependent var	0.012269
Adjusted R-squared	0.933912	S.D. dependent var	0.188934
S.E. of regression	0.048570	Akaike info criterion	-3.064533
Sum squared resid	0.134468	Schwarz criterion	-2.705495
Log likelihood	115.1941	Hannan-Quinn criter.	-2.922271
F-statistic	95.68002	Durbin-Watson stat	1.878165
Prob(F-statistic)	0.000000		

۲. نتایج برآورد مدل تابع عرضه کل و تابع تقاضای پول واقعی اقتصاد ایران

۱.۲. مدل تابع عرضه کل

مدل فازی

Dependent Variable: GG
Method: Least Squares
Date: 06/04/11 Time: 21:38
Sample (adjusted): 1368Q2 1387Q2
Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GG(-1)	-0.517097	0.113064	-4.573491	0.0000
GG(-2)	-0.524402	0.113232	-4.631201	0.0000
GG(-3)	-0.470471	0.111883	-4.205026	0.0001
GG(-4)	0.461684	0.112798	4.093013	0.0001
I	-18.40401	8.612701	-2.136846	0.0363
INF	-0.039683	0.182272	-0.217715	0.8283
BD	-0.238834	0.163338	-1.462204	0.1484
BDI	14.19911	9.788730	1.450557	0.1516
BDINF	-0.180686	0.214613	-0.841915	0.4028
C	0.351816	0.139876	2.515210	0.0143

R-squared	0.948972	Mean dependent var	0.015423
Adjusted R-squared	0.942118	S.D. dependent var	0.168572
S.E. of regression	0.040556	Akaike info criterion	-3.451626
Sum squared resid	0.110202	Schwarz criterion	-3.147236
Log likelihood	142.8876	Hannan-Quinn criter.	-3.329872
F-statistic	138.4459	Durbin-Watson stat	2.181402
Prob(F-statistic)	0.000000		

مدل کلاسیک

Dependent Variable: GG
Method: Least Squares
Date: 06/04/11 Time: 22:35
Sample (adjusted): 1368Q2 1387Q2
Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GG(-1)	-0.550974	0.104031	-5.296249	0.0000
GG(-2)	-0.624339	0.114431	-5.456037	0.0000
GG(-3)	-0.374439	0.109056	-3.433458	0.0010
GG(-4)	0.439001	0.112317	3.908581	0.0002
I	-5.424336	3.604192	-1.505008	0.1370
INF	-0.244962	0.112317	-2.180980	0.0327
FDG1	-0.156609	0.072435	-2.162051	0.0342
FDGI	-3.100473	2.424687	-1.278711	0.2054
FDGINF	0.773266	0.332312	2.326929	0.0230
C	0.151189	0.064757	2.334720	0.0226

R-squared	0.957455	Mean dependent var	0.015423
Adjusted R-squared	0.951740	S.D. dependent var	0.168572
S.E. of regression	0.037032	Akaike info criterion	-3.633423
Sum squared resid	0.091883	Schwarz criterion	-3.329033
Log likelihood	149.8868	Hannan-Quinn criter.	-3.511670
F-statistic	167.5322	Durbin-Watson stat	1.891349
Prob(F-statistic)	0.000000		

۲.۲ مدل تابع تقاضای پول واقعی

مدل کلاسیک

Dependent Variable: LOG(M)
Method: Least Squares
Date: 06/27/12 Time: 23:08
Sample(adjusted): 1370:2 1387:2
Included observations: 69 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.947826	0.276270	3.430796	0.0011
LOG(M(-1))	0.513805	0.093076	5.520277	0.0000
LOG(M(-2))	0.420460	0.129502	3.246748	0.0020
LOG(M(-3))	-0.447008	0.080320	-5.565340	0.0000
LOG(M(-4))	0.479065	0.088406	5.418940	0.0000
LOG(M(-5))	-0.501773	0.073776	-6.801327	0.0000
LOG(G)	-0.019778	0.056192	-0.351970	0.7262
LOG(G(-1))	0.255779	0.059172	4.322630	0.0001
I-INF	-0.127146	0.246135	-0.516569	0.6075
I(-1)-INF(-1)	0.861569	0.261890	3.289808	0.0017
LOG(EX)	-0.002909	0.014327	-0.203055	0.8398
BD	-0.142342	0.026178	-5.437468	0.0000

R-squared	0.951253	Mean dependent var	6.386143
Adjusted R-squared	0.941845	S.D. dependent var	0.152925
S.E. of regression	0.036878	Akaike info criterion	-3.605615
Sum squared resid	0.077521	Schwarz criterion	-3.217075
Log likelihood	136.3937	F-statistic	101.1175
Durbin-Watson stat	2.267903	Prob(F-statistic)	0.000000

مدل فازی

Dependent Variable: LOG(M)
Method: Least Squares
Date: 06/27/12 Time: 23:14
Sample(adjusted): 1370:2 1387:2
Included observations: 69 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.950773	0.281128	3.381993	0.0013
LOG(M(-1))	0.554577	0.092978	5.964632	0.0000
LOG(M(-2))	0.397434	0.131482	3.022726	0.0037
LOG(M(-3))	-0.385321	0.080937	-4.760775	0.0000
LOG(M(-4))	0.474388	0.089986	5.271811	0.0000
LOG(M(-5))	-0.460272	0.076559	-6.011985	0.0000
LOG(G)	-0.024604	0.057094	-0.430934	0.6681
LOG(G(-1))	0.237863	0.059669	3.986349	0.0002
I-INF	-0.153294	0.250522	-0.611899	0.5430
I(-1)-INF(-1)	0.857359	0.266138	3.221489	0.0021
LOG(EX)	-0.073435	0.015255	-4.813951	0.0000
FD	-0.141433	0.027291	-5.182394	0.0000

R-squared	0.949678	Mean dependent var	6.386143
Adjusted R-squared	0.939967	S.D. dependent var	0.152925
S.E. of regression	0.037469	Akaike info criterion	-3.573823
Sum squared resid	0.080025	Schwarz criterion	-3.185283
Log likelihood	135.2969	F-statistic	97.79117
Durbin-Watson stat	2.190611	Prob(F-statistic)	0.000000

۳. نتایج پیش بینی

۱.۳. نتایج پیش بینی سری زمانی رشد اقتصادی

مدل فازی

Forecast: GGFD2
Actual: GG
Forecast sample: 1385Q3 1387Q2
Included observations: 8

Root Mean Squared Error	0.016472
Mean Absolute Error	0.012089
Mean Abs. Percent Error	12.83438
Theil Inequality Coefficient	0.067450
Bias Proportion	0.006967
Variance Proportion	0.207662
Covariance Proportion	0.785371

مدل کلاسیک

Forecast: GGBD2
Actual: GG
Forecast sample: 1385Q3 1387Q2
Included observations: 8

Root Mean Squared Error	0.017826
Mean Absolute Error	0.015705
Mean Abs. Percent Error	17.34884
Theil Inequality Coefficient	0.070937
Bias Proportion	0.000643
Variance Proportion	0.000243
Covariance Proportion	0.999114

۲.۳. نتایج پیش بینی سری زمانی حجم پول واقعی

مدل فازی

Forecast: MF_FD_IIRF
Actual: M
Sample: 1381:2 1387:2
Include observations: 25

Root Mean Squared Error	44.38461
Mean Absolute Error	36.94110
Mean Abs. Percent Error	5.214386
Theil Inequality Coefficient	0.032488
Bias Proportion	0.075249
Variance Proportion	0.142224
Covariance Proportion	0.782527

مدل کلاسیک

Forecast: MF_BD
Actual: M
Sample: 1381:2 1387:2
Include observations: 25

Root Mean Squared Error	57.95349
Mean Absolute Error	46.59054
Mean Abs. Percent Error	6.687636
Theil Inequality Coefficient	0.042247
Bias Proportion	0.020171
Variance Proportion	0.001804
Covariance Proportion	0.978025