فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال سیزدهم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۲ ـ صفحات ۷۸-۵۵

مدل سازی ناخطی شکست های ساختاری تابع تقاضای پول در ایران با نگرش فازی[1]

اسمعیل ابونوری[2]
بهنام شهریار[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۰/۱۹ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۱/۴/۱۸

چکیده

هدف اصلی در این مقاله، پیشنهاد روشی مناسب برای اندازه‌گیری دقیق تر آثار شکست های ساختاری در قالب مجموعه‌های فازی می باشد. بنابراین، روشی توانمندتر جهت مدل سازی درونزای شکست های ساختاری تابع تقاضای پول با نگرش فازی تقدیم شده است.

برای این منظور، پس از بررسی مطالعات انجام شده در زمینه استفاده از مجموعه‌های فازی و توابع انتقال ناخطی به جای متغیرهای مجازی، مبانی نظری مجموعه‌های فازی، توابع عضویت و توابع انتقال مرور گشته است. در ادامه، برای مدل سازی شکست های ساختاری با نگرش فازی از توابع انتقال به جای توابع عضویت فازی استفاده شده است. در این راستا، پس از معرفی یک تابع انتقال جدید، شکست ساختاری سال ۱۳۷۲ تابع تقاضای پول در ایران با متغیر مجازی دوارزشی (کلاسیک) و با توابع انتقال مختلف، مدل سازی شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل ها حاکی از این است که مدل سازی شکست ساختاری فوق با استفاده از تابع انتقال معرفی شده در این مقاله(AS)، به دلیل انعطاف بیشتر، دارای برازش دقیق تر نسبت به توابع انتقال نمایی و لجستیکی و متغیر مجازی دوارزشی(کلاسیک) است. در مجموع، اگر متغیر وابسته در مدل پایا باشد، کاربرد متغیر مجازی دودوای موجب خطای تصریح می شود. اگر متغیر وابسته در مدل ناپایا باشد، به علت افزایشی بودن اثر شوک، کاربرد متغیر مجازی دودوای نادرست می باشد.

واژگان کلیدی: متغیرمجازی دودوای، متغیر مجازی فازی، شکست ساختاری، تابع عضویت، رگرسیون انتقال هموار

طبقه بندی JEL: C10، C52، E41

---

۱. این مقاله از رساله دکترای بهنام شهریار تحت عنوان «معرفی متغیرهای مجازی به عنوان مجموعه‌های فازی در رگرسیون‌های ساختاری» با راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران، استخراج شده است.

۲. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (عهده دار مکاتبات).
Email: esmaiel.abounoori@gmail.com
۳. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، بخش اقتصاد دانشگاه مازندران. Email: shahriarbehnam@gmail.com

۱. مقدمه

در سالهای اخیر، یک بخش مهم از تحقیقات اقتصادی مربوط به تصریح باثبات و استوار مدل های تجربی اقتصادی بویژه در حوزه پولی بوده است. یکی از مهمترین دلایل این بی‌ثباتی اثرات شوک ها، تغییرات و شکست های ساختاری[1] ناشی از حوادث و تحولات سیاسی، اجتماعی (مانند جنگ، انقلاب، اعتصاب، شورش و تحریم) و همچنین تصمیمات و سیاست های اقتصادی می‌باشند. این دلایل منجر به تغییرات اساسی در توابع و روابط اقتصادی و موجب پیچیدگی بیشتر و ناخطی شدن مدل های اقتصادی می شوند. این همان چیزی است که در اقتصاد به نقد لوکاس معروف گشته و حاکی از تغییر ضرایب معادلات ساختاری اقتصادی در طول زمان می‌باشد.

لوکاس[2] (Lucas. R, 1976) تأکید می‌کند، پارامترهای برآورد شده در مدل های اقتصادسنجی برازنده بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی، ضرورتاً برای رفتار آتی آن واحدها صادق نخواهند بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی، این امکان را به وجود می‌آورند که واحدهای اقتصادی درشرایط گوناگون، با توجه به انتظارات عقلایی از رفتار سیاستی دولت، رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. از این رو ممکن است فرض ثبات پارامترها در طول زمان در مدل های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی تلقی نگردد(Hansen, 2001) . پس از طرح نقد لوکاس، مطالعات مختلف با استفاده از روش‌های گوناگون، عدم ثبات پارامترها را مورد تأیید قرار داده‌اند. در همین راستا، آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری فیلیپس- پرون، تخمینهای بازگشتی[3]، مدل های رگرسیونی تغییر رژیم[4] و غیره نیز برای حل این مساله معرفی شدند. پرون مهمترین دلیل ناپایایی متغیرهای سری زمانی اقتصادی را بروز شوک ها و حوادث کیفی می داند (Phillips, et al, 1988).

حال موضوعات فوق چه ارتباطی با منطق فازی دارند؟ در پاسخ باید گفت که لغت فازی به معنای ابهام است (Zadeh, 1965). این ابهام ناشی از عدم قطعیت بوده و این عدم قطعیت می‌تواند از عواملی چون ضعف دانش بشری، ضعف در اندازه‌گیری و عدم شفافیت موضوع (قضاوتی و ارزشی بودن) باشد. در این صورت صفتهایی مانند گرم، سرد، خوب، بد، کم و زیاد با ابهام همراه هستند. به طور مشابه، اثر شوک های سیاستی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی نیز به گونه‌ای دقیق قابل اندازه‌گیری نیستند. در نتیجه، می‌توان با نگرشی فازی به اثرات آنها بر متغیرهای اقتصادی نگریست.

با این تفسیر، همانند آزمون های درونزای تعیین شکست ساختاری (Hansen, 2001)، هدف

---

1. Structural Breaks Or Changes
2. Lucas
3. Recursive Estimates
4. Regime Switching Regression Models

اساسی این مقاله مدل سازی درونزای شکست های ساختاری تابع تقاضای پول با نگرش فازی است. بنابراین در این مقاله سه مفهوم فازی، توابع انتقال و شکست ساختاری با یکدیگر ترکیب شده است. علت استفاده از مفهوم فازی این است که علاوه بر استفاده از توابع انتقال برای تابع عضویت می‌توان از روشهای دیگر نظیر فیلترهای خطی و ناخطی (تابع واکنش آنی، تبدیل فوریه، شبکه عصبی و غیره) نیز برای انتخاب تابع عضویت استفاده نمود. در ضمن، در اینجا از تابع انتقال برای تابع عضویت فازی استفاده شد و تابع عضویت فازی نیز جایگزین متغیر مجازی دو ارزشی[1] (صفر و یک) گشت.

در این راستا، ابتدا مطالعات انجام شده در زمینه استفاده از مجموعه‌های فازی و توابع انتقال ناخطی به جای متغیرهای مجازی بررسی و سپس با بیان مبانی نظری مجموعه‌های فازی، توابع عضویت و توابع انتقال، اقدام به مدل سازی و تحلیل نتایج شده است. علت استفاده از توابع انتقال این است که این توابع ناخطی در واقع همان توابع عضویت فازی در ریاضیات فازی هستند. به طور مثال، تابع عضویت لجستیک همان تابع انتقال لجستیک است که در زیربخش (۳) تشریح می‌گردد.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

در این بخش دو دسته از مطالعات، یکی، در خصوص استفاده از مجموعه‌های فازی به جای متغیرهای مجازی و دیگری، توابع انتقال ناخطی جایگزینی برای متغیرهای مجازی کلاسیک معرفی می شود.

- **مدل سازی بر اساس مجموعه‌های فازی:**

بالیامون در یک مدل رگرسیونی از تابع عضویت لجستیک برای متغیرهای مجازی به طور ضمنی استفاده کرد. البته موضوع و هدف مقاله در ارتباط با مقایسه متغیرهای مجازی کلاسیک و توابع عضویت فازی نبود (Baliamoune, 2000).

اورسو نیز به تشریح نظری رگرسیون‌های فازی با متغیرهای وابسته و توضیحی فازی پرداخت و بیان داشت که می‌توان از روش حداقل مربعات برای رگرسیون های مشتمل بر متغیرهای مستقل فازی و متغیر وابسته کلاسیک[2] استفاده کرد (Urso, 2003).

گیلز و استرومر روش جدیدی را برای استخراج ادوار تجاری سری زمانی تولید ناخالص داخلی ایالات متحده ارائه دادند. در این راستا، با استفاده از خوشه‌بندی c- میانگین[3] اقدام به طبقه‌بندی

1. Binary
2. Crisp Variable
3. C-Mean Clustering

گروه‌های مختلف مشاهدات نموده و بدین نتیجه رسیدند که استفاده از فیلترهای فازی بهتر از فیلتر هودریک - پرسکات و تجربیات مونت کارلو می‌باشد (Giles, et al. 2004).

احمد جعفری صمیمی، بیژن بیدآباد و روح الله محمدی (۱۳۸۷) از متغیرهای توضیحی کیفی فازی و تشکیل سیستم فازی در الگوهای اقتصادسنجی استفاده کرده و بدین نتیجه رسیده اند که استفاده از این متغیرها دارای نتایج بهتری نسبت به متغیرهای مجازی کددهی شده می‌باشند. مشکل این مطالعه، عدم توجه به ویژگی ناپایایی سری های 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 گردد (جعفری صمیمی و همکاران ۱۳۸۷).

جیووانیز از متغیرهای مجازی فازی[1] برای بررسی اثر روزهای خوب بر بازده سهام استفاده نمود. توابع عضویت این متغیرها به صورت مثلثی در نظر گرفته شد. او با فازی‌سازی[2] متغیرهای مجازی دودوای برای روزهای هفته، نشان داد که متغیرهای مجازی فازی دارای نتایج بهتری در مقایسه با متغیرهای مجازی کلاسیک (دودوای صفر و یک) بوده و بنابراین طبقه‌بندی[3] صفر و یک روزهای هفته دارای ضعف می‌باشد (Giovanis, 2009).

- **مدل سازی بر اساس مدل های ناخطی**

مدل های تجربی ساختاری بر پایه سری‌های زمانی اقتصادی، بخصوص سری‌های زمانی اقتصاد کلان و مالی، اغلب دچار بی‌ثباتی پارامترها هستند. این امر که با انتقاد لوکاس در سال ۱۹۷۶ مورد توجه قرارگرفت، موجب معرفی مدل های رگرسیونی با پارامترهای متغیر در طول زمان[4] شد.

یکی از این مدل ها رگرسیون تغییر رژیم[5] با متغیر حالت[6] است. در این مدل، پارامترها به طور گسسته بین تعداد ثابتی از رژیم‌ها حرکت می‌کنند و این تغییر بین رژیم ها توسط یک متغیر حالت کنترل می شود. رگرسیون تغییر رژیم سابقه ای دیرین در اقتصادسنجی دارد و حداقل به کار کوانت[7] باز می‌گردد (Maddala, et al 1998). گلدفلد و کوانت[8] (۱۹۷۳) نسخه بسیار مفیدتری از این مدل را معرفی کردند. این مدل در ادبیات اقتصادسنجی به مدل چرخش مارکوف[9] معروف است، که در آن انتقال رژیم یک زنجیره مارکف است، و در نتیجه رژیم‌ها به طور سریالی وابسته

1. Fuzzy Dummy Variables
2. Fuzzification
3. Classification
4. Time-Varying Parameter Models
5. Regime Switching Regressions
6. State Variable
7. Quandt
8. Goldfeld&Quandt
9. Markov-Switching Regression

هستند. همیلتون[1](۱۹۸۹) با تعمیم این مدل به مدل های سری زمانی، مدل خودرگرسیونی با چرخش مارکوفی[2] را معرفی نمود. مشابه آزمون‌های برونزای تعیین زمان تغییر شکست ساختاری (نظیر آزمون چاو)، مدل های فوق نیز مدل هایی با انتقال رژیم برونزا بودند. این ویژگی رژیم‌های برونزا توسط مادالا و نلسون[3] (۱۹۷۵) مورد انتقاد قرار گرفت. آنها فکر می کردند که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می باید به صورت درونزا تعیین شود. درنتیجه، همگام با توسعه آزمون‌های تعیین زمان شکست به صورت درونزا (نظیر آزمون زیوت و اندریوز)، مدل های تغییر رژیم با تابع انتقال[4] درونزا شکل گرفتند. از جمله این مدل ها، می‌توان به مدل انتقال هموار[5] ترسویرتا[6] (۱۹۹۴) اشاره نمود (Granger, et al. 1993). در این مدل، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر با استفاده از یک تابع پارامتریک لجستیکی، مدل سازی می شود. نکته این است که این مدل ها به علت داشتن پارامترهای متفاوت در رژیم های مختلف، مدل هایی ناخطی[7] هستند، حتی اگر بتوان آنها را با روشهای خطی برآورد نمود.

۳. مبانی نظری معرفی متغیرهای مجازی در قالب مجموعه‌های فازی

۱-۳. معرفی متغیرمجازی فازی

تا اوایل دهه ۶۰ میلادی نظریه ریاضیات کلاسیک، نظریه غالب در اکثر محاسبات و برنامه‌ریزی‌های علمی بود. در دهه هفتاد، لطفی زاده در کنار نظریه کلاسیک، نظریه جدید فازی را مطرح ساخت. وی بر این باور که نظریه کلاسیک بیش از حد ساده بوده و از این رو با سیستم های پیچیده هماهنگ نمی‌باشد، در سال ۱۹۶۵ مفاهیم مجموعه‌های فازی (Zadeh, 1965) و در سال ۱۹۶۸ الگوریتم فازی (Zadeh, 1968) و در سال ۱۹۷۸ مفهوم و کاربرد متغیرهای زبانی برای استدلال تقریبی را معرفی نمود (Zadeh, 1988). بلک(۱۹۷۳) مقاله‌ای در مورد آنالیز منطق به نام" ابهام "را ارائه داد و برای اولین بار مجموعه‌های فازی را با چیزی که امروزه تابع عضویت نامیده می شود، تعریف کرد (Black, 1973).

تاناکا و همکاران(۱۹۸۲) برای اولین بار به مساله رگرسیون‌های فازی در قالب برنامه‌ریزی خطی پرداخته (Tanaka et al 1982) و در ادامه ساویچ و پدریچ (۱۹۹۱) و سلمینس (۱۹۸۷)

1. Hamilton
2. Markov-Switching Autoregressive (MSAR)
3. Maddala And Nelson
4. Transition Or Shift Function
5. Smooth Transition Regressions (STR)
6. Teräsvirta
7. Nonlinear

(Selmins, 1987) مدل های رگرسیون فازی و استفاده از روش حداقل مربعات فازی (برای رگرسیون‌های با متغیر وابسته فازی) را گسترش دادند.

با این تفسیر، می‌توان متغیرهای مجازی دو ارزشی(BD) مورد استفاده در اقتصادسنجی را نیز به صورت یک مجموعه فازی(FD) مطرح ساخت. در ریاضیات کلاسیک یا دو ارزشی، یک کمیت یا به یک مجموعه تعلق دارد و یا ندارد. به عبارت دیگر، اگر X مجموعه مرجع و A زیرمجموعه آن باشد، برای هر $x(x\in X)$، می توان نوشت (زاهدی، ۱۳۷۸، شوندی ۱۳۸۵، طاهری و همکاران۱۳۸۷ و کوره‌پزان دزفولی ۱۳۸۷):

$$I_A(x)=\begin{cases}1, & x\in A\\ 0, & x\notin A\end{cases} \qquad (۱)$$

که در آن، $I_A(x)$ تابع مشخصه[1] کمیت x بوده و در صورت تعلق x به A برابر یک (بودن) و در غیر این صورت برابر با صفر (نبودن) خواهد بود. در مجموعه‌های فازی، $I_A(x)$ به $\mu_A(x)$ (تابع عضویت) تبدیل می گردد و مجموعه $\{0,1\}$ به بازه $[0,1]$ تغییر می یابد؛ یعنی:

$$\mu_A(x)=\begin{cases}1 & x \text{ عضو کامل A است}\\ (0,1) & x \text{ عضو ناکامل A است}\\ 0 & x \text{ عضو A نیست}\end{cases} \qquad (۲)$$

پس به جای عضو بودن یا نبودن x در مجموعه A، درجه عضویت آن بیان می‌گردد. اگر مجموعه A نمایانگر مجموعه دوره‌هایی باشد که حادثه کیفی در آن رخ داده است، طبق ایده متغیرهای مجازی می‌توان نوشت:

$$BD_t=I_A(t)=\begin{cases}1, & t\in A\\ 0, & t\notin A\end{cases} \qquad (۳)$$

که در آن، t متغیر روند (زمان) است. اما نکته با اهمیت، تحلیل فرایند اثرگذاری شوک در مسیر زمانی از دیدگاه نظری است. همان گونه که می‌دانیم، شوک کیفی از طریق متغیرهای مستقل، متغیر وابسته مدل را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درنتیجه، این اثر چه از طریق متغیرهای مستقل حاضر در مدل (اثر در شیب) و چه از طریق متغیرهای حذف شده از مدل (اثر در عرض از مبدأ) باشد، متناسب با ویژگی پایایی یا ناپایایی سری زمانی متغیر وابسته، پس از مدتی افزایش یافته، ثابت مانده یا از بین خواهد رفت. در این راستا، فرض بر آن است که مشاهدات به صورت سری زمانی بوده و جملات اختلال (u_t) دارای کلیه فروض کلاسیک هستند.

---

1. Indicator or Characteristic Function

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma BD_t + u_t \qquad (4)$$

که در آن، اثر شوک کیفی به متغیرهای مستقل حذف شده از مدل در دوره t_0 وارد شده و سپس به Y_t منتقل می‌گردد[1] و سرانجام در دوره t_e به پایان می‌رسد. پس خواهیم داشت:

$$BD_t \in \{0,1\} \quad E(Y_t) = \begin{cases} \alpha_0 + \beta X_t, t < t_0 \\ (\alpha + \gamma) + \beta X_t, t_0 \le t < t_l \end{cases} \qquad (۵)$$

اگر BD_t تابع مشخصه t باشد، می‌توان آن را به تابع عضویت FD_t تبدیل نمود، در این صورت مجموعه $\{0,1\}$ به بازه $[0,1]$ تبدیل می‌گردد. بنابراین، خواهیم داشت:

$$FD_t = \mu_A(t) = \begin{cases} 0, & 0 \le t < t_0 \\ F(t), & t_0 < t \le t_e \\ 0, & t_e < t \end{cases} \qquad (۶)$$

اگر سری زمانی پایا باشد، FD_t کاهشی و اگر سری زمانی ناپایا باشد، FD_t ثابت (معادل BD_t) یا افزایشی خواهـــد بود.

۲-۳. انتخاب تابع عضویت فازی

در ریاضیات فازی، فازی‌سازی یک مجموعه به وسیله ایجاد درجات یا توابع عضویت مشخص می‌گردد. نحوه ایجاد مجموعه‌های فازی و تعریف درجات عضویت (تابع عضویت) مجموعه‌های فازی به زمینه و دامنه کاربردی آنها بستگی دارد (شوندی ۱۳۸۵). اگر تابع یا درجات عضویت تعریف شده برای مجموعه فازی مناسب نباشد، مدل دچار انحراف در نتایج شده و این امر موجب خطای تصریح در مدل می‌گردد (شوندی ۱۳۸۵ و طاهری و همکار۱۳۸۷). چنانچه تاناکا و همکاران (۱۹۸۲) بیان کردند، فازی‌سازی رگرسیون های خطی در شرایط مبهم بودن نحوه ارتباط بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل، خطای تصریح مربوط به خطی نبودن مدل و نادقیق بودن و وجود ابهام در اندازه‌گیری متغیرهای مستقل و وابسته (عدم دقت در اندازه‌گیری مشاهدات) انجام می‌گیرد (طاهری و همکار۱۳۸۷ و Tanaka et al 1982).

در سایر تحقیقات در زمینه رگرسیون‌های فازی، متغیر وابسته فازی مورد توجه قرار گرفته است، و در آنها برآوردهای فاصله‌ای فازی به دست آمده است. نوآوری اساسی در این پژوهش فازی‌سازی متغیرهای مجازی در قالب متغیرهای توضیحی است (Bolotin, 2004 و Giovanis, 2009). در اینجا همانند جیووانیز (۲۰۰۹)، متغیرهای مجازی فازی‌سازی شده و متغیر وابسته به صورت کلاسیک[1] در نظر گرفته شده است.

1. Crisp

برای استخراج توابع و یا درجات عضویت می‌توان از روشهایی نظیر توابع عضویت پارامتریک (نظیر توابع مثلثی، ذوذنقه‌ای، نمایی، لجستیک و ...)، استشهاد[1]، استنباط[2]، نظرات خبرگان در خصوص متغیرهای کلامی (خوب/ بد، سرد/گرم و غیره)، شبکه‌های عصبی[3]، الگوریتم های ژنتیک[4] و غیره استفاده کرد. چون تعریف توابع عضویت منوط به فروض پایایی و ناپایایی متغیر وابسته است، باید ابتدا قواعد فازی[5] مربوط به ویژگی پایایی و ناپایایی را تعریف نمود:

اگر متغیر وابسته پایا باشد، **آنگاه** اثر شوک در طول زمان کاهنده خواهد شد.

اگر متغیر وابسته ناپایا با ریشه واحد باشد، **آنگاه** اثر شوک در طول زمان ثابت خواهدماند.

اگر متغیر وابسته ناپایا با ریشه بزرگتر از واحد باشد، آنگاه اثر شوک در طول زمان فزاینده خواهد شد.

۱) معرفی یک تابع عضویت

این تابع عضویت (یا تابع انتقال) AS[6] را می توان در شکل (۱)، با فرض پایایی سری زمانی متغیر وابسته رگرسیون مشاهده نمود. این تابع عضویت یا انتقال دارای قدرت انعطاف پذیری در فضای مستطیل(فضای شوک) می باشد. اثر شوک بسته به شدت و ضعف آن به صورت یک منحنی محدب، خط راست (قطر مستطیل) یا مقعر نابود می گردد. با این تفسیر، تابع پیشنهادی(AS) برای تابع عضویت یک متغیر پایا را می توان به صورت مجموعه دوره‌های اثرگذاری شوک (زمان های درون بازه $[t_0, t_e]$) در مجموعه مرجع t *(مجموعه مشاهدات)* تعریف نمود:

$$FD_t = \mu_A(t) = \begin{cases} 0, & 0 \le t < t_0 \\ 1-(\frac{t-t_0}{t_0-t_e})^{\lambda}, & t_0 < t \le t_e \\ 0, & t_e < t \end{cases} \qquad (13)$$

که در آن، t_0 و t_e به ترتیب، زمان آغاز و زمان پایان شوک است. در صورتی که متغیر وابسته ناپایا و اثر شوک و شکست ساختاری در طول زمان افزایشی باشد، می‌توان تابع عضویت فوق را به صورت زیر نوشت:

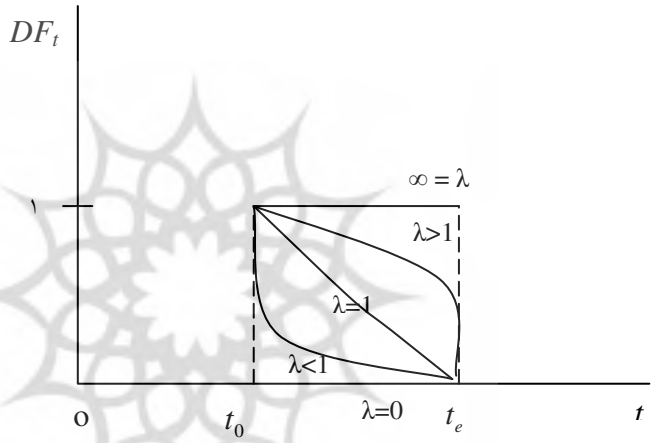
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Intuition
2. Inference
3. Neural Network
4. Genetic Algorithm
5. Fuzzy Rules
6. Abounoori-Shahriar

$$FD_t = \mu_A(t) = \begin{cases} 0, & 0 \le t < t_0 \\ (\dfrac{t - t_0}{t_0 - t_e})^{\lambda}, & t_0 < t \le t_e \\ 0, & t_e < t \end{cases} \qquad (14)$$

مدل رگرسیون با تابع عضویت (انتقال) فوق یک مدل ناخطی است. در معادله (۱۳)، هر چه λ کوچکتر بوده و به صفر نزدیکتر شود، اثر شوک کیفی بر متغیر وابسته کمتر و هر چه به بینهایت نزدیک‌تر شود، اثر شوک بیشتر می‌گردد ($\lambda \in [0, +\infty)$). این موضوع را می توان در شکل (۱) نشان داد.

شکل ۱. نمودار تابع عضویت فازی اثر شوک بر متغیر پایا



۲) توابع عضویت نمایی و لجستیک

این توابع عضویت همانند توابع انتقال در مدل های رگرسیون انتقال هموار[1] به کار می‌روند. این مدل های رگرسیونی مدل هایی ناخطی هستند که می‌توان آنها را تعمیم‌یافته مدل تغییر رژیم کوانت (۱۹۵۸) به حساب آورد[2]. این مدل ابتدا توسط تانگ و چن[3](۱۹۸۶) ارائه شد و توسط بیکن و وات (۱۹۷۱)، مادالا[4] (۱۹۷۷)، گرنجر و تراسویرتا[1] (۱۹۹۳)، تراسویرتا (۱۹۹۸و ۱۹۹۴)، وندیک و

1. Smooth Transition Regression Model (STR)

۲. مدل تغییر رژیم کوانت همان رگرسیون با متغیر مجازی دوارزشی معادله (۴) است.

3. Tong & Chan

4. Madala

فرانسیس[۲] (۲۰۰۰) و وندیک، فرانسیس و تراسویرتا (۲۰۰۲) توسعه یافت (فلاحی و همکاران ۱۳۸۹).

مدل رگرسیون انتقال هموار استاندارد گرنجر و تراسویرتا (۱۹۹۳) و ترسویرتا (۱۹۹۸و ۱۹۹۴) (Granger, et al. 1993 و Maddala, et al 1998) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \phi' Z_t + \theta' Z_t G(\gamma, C, S_t) + u_t$$
$$= \{\phi + \theta G(\gamma, C, S_t)\}' Z_t + u_t \ , \quad t = 1, \ldots, T \qquad (15)$$

که در آن، $Z_t = (w_t', x_t')'$ بردار متغیرهای توضیحی، $w_t' = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})'$ بردار متغیر وابسته با وقفه و $x_t' = (x_{1t}, \ldots, x_{kt})'$ بردار متغیرهای مستقل برونزا هستند. $\phi = (\phi_0, \ldots, \phi_m)'$ و $\theta = (\theta_0, \ldots, \theta_m)'$ بردارهای پارامترها با ابعاد $((m+1)\times 1)$ بوده و u_t عبارت است از: $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$.

تابع انتقال $G(\gamma, C, S_t)$ یک تابع کراندار از متغیر انتقال پیوسته S_t فضای پارامتر برای هر مقدار از S_t بوده، γ شیب تابع و پارامتر $C = (C_1, \ldots, C_K)'$ بردار پارامتر مکان می‌باشد $(C_1 \le \ldots \le C_K)$.

معادله (۱۵) نشان می دهد که مدل فوق می‌تواند به عنوان یک مدل خطی با ضرایب متغیر زمانی[۳] تفسیر شود: $\phi + \theta G(\gamma, C, S_t)$. توابع انتقال متداول که توسط تراسویرتا و گرانجر معرفی شده‌اند، عبارتند از توابع انتقال نمایی و لجستیک. تابع انتقال نمایی به صورت زیر است:

$$G(\gamma, C, S_t) = 1 - \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (S_t - C_k)\right\}, \ \gamma > 0 \qquad (16)$$

تابع انتقال لجستیک نیز به صورت زیر است:

$$G(\gamma, C, S_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (S_t - C_k)\right\}\right)^{-1}, \ \gamma > 0 \qquad (17)$$

با جایگذاری معادلات (۱۶) و (۱۷) در معادله (۱۵)، دو مدل به ترتیب به نامهای رگرسیون انتقال هموار نمایی[۴] (ESTR) و رگرسیون انتقال هموار لجستیک[۵] (LSTR) به دست می آید. در اغلب موارد $K=1$ یا $K=2$ انتخاب می شود. برای $K=1$، پارامترهای $\phi + \theta G(\gamma, C, S_t)$

1. Granger & Teräsvirta
2. Vandijk & Frances
3. Time-Varying Coefficient
4. Exponential Smooth Transition Regression Model (ESTR)
5. Logistic Smooth Transition Regression Model (LSTR)

از ϕ به $\phi+\theta$ به عنوان تابعی از S_t تغییر می‌کنند. برای $K=2$، پارامترها به طور متقارن حول نقطه میانی $(C_1+C_2)/2$ تغییر می‌کنند. در این صورت، تابع لجستیک به نقطه حداقل خود (حول این نقطه) نزدیک می شود. در اینجا S_t عبارت است از متغیر زمان ($S_t \equiv t, C \equiv t_0$).

- **آزمون خطی بودن در مقابل مدل های STR**

فرضیه آزمون خطی بودن مدلی با تابع انتقال (۱۶) و (۱۷)، $H_0 : \gamma = 0$ است. این آزمون فرضیه برای نظریه توزیع مجانبی[1] معتبر نیست. برای رفع این مشکل از بسط تیلور تابع انتقال G حول $\gamma = 0$ استفاده شده است:

$$y_t = \beta_0 z_t + \beta_1 z_t s_t + \beta_2 z_t s_t^2 + \beta_3 z_t s_t^3 + v_t \qquad (18)$$

که در آن، فرض صفر برای آزمون خطی بودن عبارت است از: $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$. فرضیه مقابل به معنای وجود مدل ناخطی اعم از ESTR و LSTR است.

- **آزمون تعیین نوع مدل**

برای تعیین نوع مدل از معادله (۱۸) استفاده نموده و فرضیه های صفر زیر آزمون می شود:

$$H_{04} : \beta_3 = 0$$
$$H_{03} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$$
$$H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

اگر H_{04} یا H_{02} رد شود، مدل LSTR انتخاب می گردد. چنانچه H_{03} رد شود، مدل ESTR انتخاب می شود (تراسویرتا، ۱۹۹۸). اگر کلیه فرضیه ها رد شوند، یا در صورتی که H_{04} یا H_{02} قویاً نسبت به H_{03} رد شود، مدل LSTR انتخاب می شود.

- **آزمون‌های ارزیابی مدل های ESTR ویا LSTR**

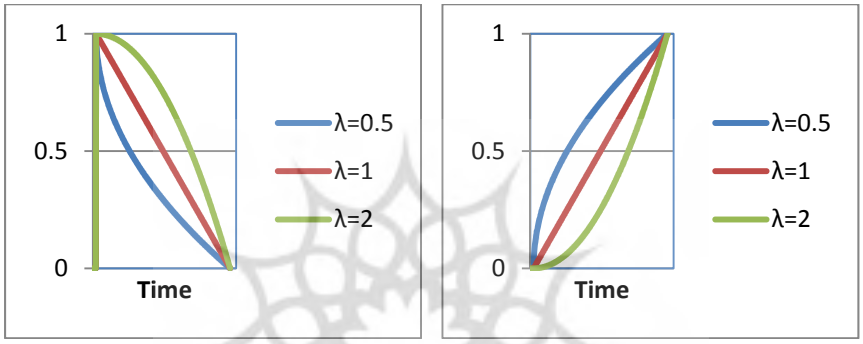
برای ارزیابی مدل های STR از آزمون های "*نبود رابطه ناخطی باقیمانده در جملات پسماند*"[2]، "*آزمون ضریب لاگرانژ عدم وجود خودهمبستگی باقیمانده*"[3] و "*آزمون ثبات پارامترها*"[4] استفاده می‌گردد(ایترهیم و تراسویرتا[5]، ۱۹۹۶). آزمون اول این است که آیا رابطه ناخطی در جملات پسماند باقی مانده است یا نه؟

1. Asymptotic Distribution Theory
2. No Remaining Nonlinearity
3. No Remaining Correlation
4. Parameter Constancy
5. Eitrhiem & Teräsvirta

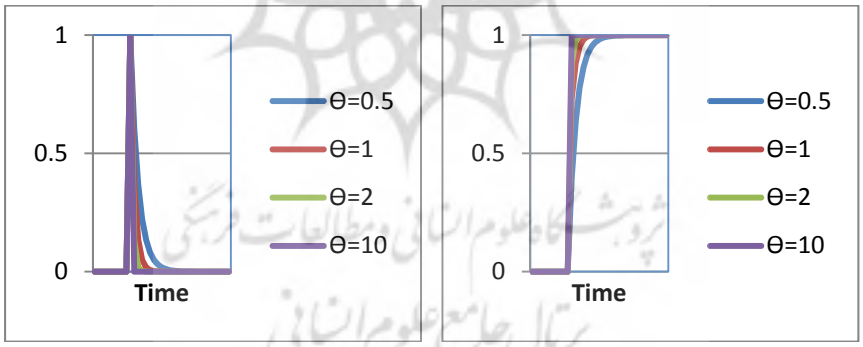
- **مقایسه ویژگی های توابع انتقال از دیدگاه نظری**

برای خلاصه نمودن مقایسه ویژگی های تابع انتقال معرفی شده توسط نویسندگان این مقاله (AS) و توابع انتقال نمایی و لجستیک، شکل‌های (۲) و (۳) رسم شده است. همان گونه که به روشنی مشاهده می شود، تابع انتقال AS دارای انعطاف بیشتری نسبت به توابع انتقال نمایی و لجستیک است. به عبارت دیگر، در تابع AS، نرخ کاهش شوک (مشتق دوم) می‌تواند بزرگتر، کوچکتر و یا مساوی صفر باشد، ولی این نرخ در دو تابع دیگر(نمایی و لجستیک) همواره مثبت و بزرگتر از صفر است.

شکل (۲- الف). تابع **AS** برای متغیرهای ناپایا شکل (۲- ب): تابع **AS** برای متغیرهای پایا



شکل(۳- الف): تابع لجستیک برای متغیرهای ناپایا شکل (۳- ب): تابع لجستیک برای متغیرهای پایا



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل منحنی تابع انتقال نمایی در متغیرهای پایا و ناپایا مشابه با شکل تابع انتقال لجستیک است. درنتیجه از نمایش آن خودداری شده است.

۴. برآورد و مقایسه مدل ها

هدف اصلی از این بخش، مقایسه خوبی برازش مدل های با متغیر مجازی فازی (FD) با یکدیگر و با متغیر مجازی دو ارزشی (BD) است. به عبارت دیگر، استفاده از کدامیک از متغیرها (دو ارزشی، فازی با تابع عضویت AS، فازی با تابع عضویت ESTR و یا LSTR) با نتایج دقیقتری همراه است؟ برای مقایسه مدل ها از شاخص‌های R^2، $\overline{R}^2$ ، آماره F، آماره دوربین– واتسون (D.W)، آزمون خودهمبستگی پیاپی و میانگین مجذور خطای پیش‌بینی برون نمونه‌ای(MSE) استفاده شده است (Gujarati 2003 و Green, 2003).

۴-۱. تصریح تابع تقاضای پول در ایران

در این پژوهش، برای برآورد تابع تقاضای پول در ایران از رابطه زیر استفاده شده است (سامتی و همکار، ۱۳۸۹ و شهرستانی و همکار، ۱۳۸۷)،:

$$M = \beta_0 \cdot G^{\beta_1} \cdot EX^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3(i-\inf)+\varepsilon} \qquad (19)$$

که شکل لگاریتمی آن را می توان به صورت زیر نوشت:

$$LnM = \beta_0 + \beta_1 LnG + \beta_2 LnEX + \beta_3(i-\inf) + \varepsilon \qquad (20)$$

که در آن، M تقاضای واقعی پول، شامل پول در گردش به اضافه سپرده‌های دیداری نزد بانک‌ها یعنی همان M_1، G تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (۱۳۷۶)، EX نرخ ارز اسمی فروش آزاد (نرخ ارز بازار موازی)، INF نرخ تورم به عنوان نرخ بازدهی پول، i نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت پرداختی به بخش خصوصی و ε جمله اختلال است.

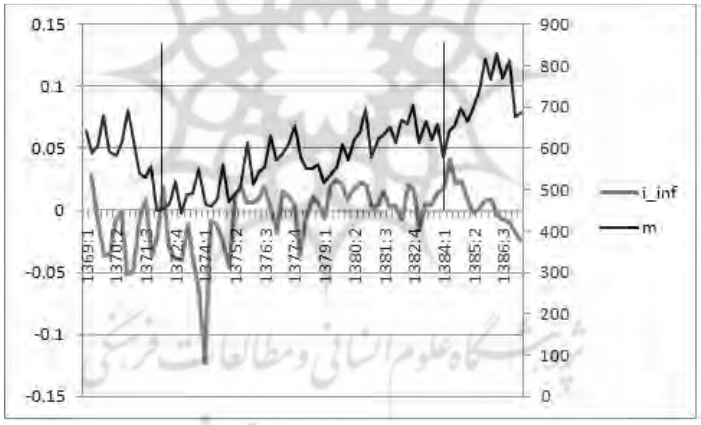
مطالعات در مورد کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد که تابع تقاضای پول با M_1 رفتار بهتری نسبت به M_2 نشان می‌دهد. هرچه نظام بانکی و بازارهای مالی در این کشورها پیشرفت کند، به تدریج استفاده از پول محدود به سمت پول وسیع سوق داده می شود.

متغیر تولید ناخالص داخلی در تابع تقاضای پول، به عنوان معیار سنجش معاملات مربوط به فعالیت‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نظریه های معاملاتی تقاضای پول، سطح درآمد یا تولید ناخالص ملی کشور را به عنوان متغیر مقیاس مورد تأکید قرار داده‌اند، در حالی که نظریه های پرتفوی تقاضای پول، بیشتر ثروت افراد را مورد توجه قرار داده است. هزینه فرصت نگهداری پول تفاوت بین نرخ بازده پول و نرخ بازده دارایی‌های جایگزین پول را نشان می‌دهد. شواهد قابل توجهی درباره کشورهای در حال توسعه وجود دارد که به دلیل محدودیت‌های قانونی نرخ‌های بهره و عدم دسترسی به سیستم بانکی و مؤسسات مالی، رابطه معناداری بین نرخ بهره اسمی و تقاضای پول وجود ندارد. در این مورد، اغلب از نرخ بهره واقعی استفاده می‌گردد. در شرایط اقتصاد باز، هزینه

فرصت نگهداری پول با نرخ ارز و نرخهای بهره خارجی و یا حتی قیمت فلزات گرانبها مانند طلا ارزیابی می شود.

علاوه بر این، برای بررسی پدیده جانشینی در تابع تقاضای پول، ورود متغیر نرخ ارز توجیه پیدا می‌کند[1]. رفتار سری زمانی حجم پول در شکل (۴) مشاهده می شود. با توجه به این روند، می‌توان گفت در سال ۱۳۷۲ (در ابتدای برنامه دوم توسعه اقتصادی)، تزریق درآمدهای نفتی در اقتصاد کشور، بویژه برای بازسازی ویرانی‌های ناشی از جنگ و همچنین حجم بالای واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای، موجب بروز رونق اقتصادی و افزایش مبادلات گشت. این امر باعث شد تا حجم پول واقعی (M) دچار شکست ساختاری شود. افزایش شدید حجم پول واقعی نیز به نوبه خود موجب بروز شکست ساختاری در نرخ تورم و کاهش شدید نرخ سود واقعی در سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ شد. از دیگر موارد شکست ساختاری در تابع تقاضای پول، می‌توان به شکست ساختاری در سال ۱۳۸۴ اشاره نمود که ناشی از افزایش شدید قیمت نفت بود. همان گونه که در شکل (۴) مشاهده می شود، رابطه ای مثبت از سوی سیاست افزایش حجم پول به سمت نرخ تورم وجود دارد و بنابراین، می‌توان انتظار داشت که رابطه نرخ بهره واقعی و حجم پول مثبت باشد.

شکل ۴. روند حجم پول و نرخ بهره واقعی در دوره ۱۳۶۱:۲-۱۳۸۷:۲



مأخذ: محاسبات تحقیق

۱. چون در کشورهای در حال توسعه، بازار ارز خارجی آزادانه عمل نمی‌کند، بازاری موازی در کنار آن شکل می‌گیرد که به تقاضای تجاری افراد به صورت غیررسمی پاسخ می‌دهد.

برای برآورد مدل ها در این تحقیق از داده های سری زمانی فصلی به قیمت های ثابت سال ۱۳۷۶ استفاده شده است. چون متغیرهای مدل به صورت سری زمانی هستند، توجه به پایایی یا ناپایایی متغیرها از اهمیت ویژه برخوردار است. برای بررسی ویژگی پایایی و ناپایایی سری های زمانی، به دلیل وجود شکست ساختاری در متغیرها، از آزمون فیلیپس- پرون استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱) خلاصه آورده شده است. طبق نتایج مندرج در جدول(۱)، تمام سری ها به استثنای نرخ ارز، در سطح معنای ۵ درصد در سطح فاقد ریشه واحد بوده و پایا می باشند.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون فیلیپس-پرون برای بررسی پایایی متغیرها

سری زمانی	آماره P-P	مقادیر بحرانی		
		سطح بحرانی ۱٪	سطح بحرانی ۵٪	سطح بحرانی ۱۰٪
M	-۳/۸۶	-۴/۰۸	-۳/۴۷	-۳/۱۶
Y	-۶/۲۹	-۴/۰۸	-۳/۴۷	-۳/۱۶
I	-۳/۹۷	-۴/۰۸	-۳/۴۷	-۳/۱۶
INF	-۵/۸۴	-۴/۰۸	-۳/۴۷	-۳/۱۶
EX	-۱/۴۲	-۴/۰۸	-۳/۴۷	-۳/۱۶

۴-۲. نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل ها

چون هدف اساسی در این مقاله مدل سازی ناخطی شکست های ساختاری است، متغیر انتقال همان متغیر روند زمانی (t) است. بنابراین، نیازی به طی مراحل متعارف انتخاب متغیر انتقال تراسویرتا(۱۹۹۴)، نیست. از طرف دیگر، با توجه به روش مذکور در معادله (۱۸)، آزمون خطی بودن و همچنین انتخاب مدل از بین مدل های ESTR و LSTR صورت گرفته است. نتایج حاصل از این آزمون ها در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون خطی بودن و انتخاب مدل

نوع آزمون	فرض صفر	آماره F	P-Value
خطی بودن	$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	۱/۸۶	۰/۰۴۵
انتخاب مدل ESTR و LSTR	$H_{04} : \beta_3 = 0$	۱/۷	۰/۱۳۱
	$H_{03} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$	۲/۱۲	۰/۰۵۳
	$H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$	۱/۱۰	۰/۳۷۸

همان گونه که در جدول(۲) مشاهده می‌گردد، اولاً، فرض صفر آزمون خطی بودن در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد شده و این امر، بیانگر آن است که مدل از نوع ناخطی است. ثانیاً، به دلیل پذیرش فرضهای H_{04} و H_{02} و همچنین رد فرض H_{03}، از بین مدل های مذکور، مدل ESTR انتخاب شده است. درنتیجه، این مدل با مدلی که شامل متغیر مجازی فازی AS و مدلی که شامل متغیر مجازی کلاسیک دوارزشی است، مقایسه گشته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تقاضای پول با متغیرهای مجازی کلاسیک و فازی، در جدول(۳) خلاصه شده است. مدل های با متغیر فازی همگی ناخطی بوده (با آزمون خطی بودن سازگار)[۱] و با روش حداقل مربعات ناخطی(NLS) برآورد شده‌اند. در کلیه مدل ها، از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده و تعداد وقفه‌های متغیرها بر اساس معیارهای آکاییک (AIC) و شوارتز (SBC) و همچنین معنی‌داری ضرایب انتخاب شده و پیش از مدل سازی، ابتدا با آزمون چاو، وجود شکست ساختاری آزمون، سپس، در تمام مدل ها، اثر شکست ساختاری ناشی از افزایش حجم پول اسمی در سال ۱۳۷۲ که منجر به نرخ تورم حدود ۵۰ درصدی در سال ۱۳۷۴ گشت (و توسط آزمون چاو تشخیص داده شد)، مدل سازی شده است. چون اثر متغیرهای مجازی در ضرایب زاویه بی‌معنی بوده‌اند، متغیرهای مجازی دوارزشی و فازی در مدل ها تنها در عرض از مبدأ آمده است؛ که این امر می‌تواند ناشی از دستوری بودن تغییرات حجم پول اسمی از سوی بانک مرکزی ایران تلقی شود.

جدول ۳. نتایج برآورد توابع تقاضای پول

متغیر / مدل	CONS.	LOG(M(-1))	LOG(M(-2))	LOG(M(-3))	LOG(M(-4))	LOG(M(-5))	LOG(G(-1))	(I-INF(-1))	LOG(EX(-2))	BD	θ	λ
BINARY	۰/۸۷۸	۰/۵۵۲	۰/۳۸۲	-۰/۴۵۷	۰/۴۹۶	-۰/۵۰۸	۰/۲۴۹	۰/۸۵۳	-۰/۰۱۲	-۰/۱۳۸	_	_
	(۰/۲۷۵)	(۰/۰۶۸)	(۰/۰۷۳)	(۰/۰۷۸)	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۶۹)	(۰/۰۴۲)	(۰/۲۲۵)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۲۵)	_	_
ESTR	۲/۱۰۹	۰/۶۵۹	۰/۴۰۱	-۰/۴۲۵	۰/۵۴۰	-۰/۵۳۱	۰/۲۲۶	۰/۹۵۶	-۰/۰۲۶	_	-۰/۰۰۰۴	_
	(۴۷۲/۱)	(۰/۰۸۰)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۹۲)	(۰/۰۸۵)	(۰/۰۸۱)	(۰/۰۴۴)	(۰/۲۷۷)	(۰/۰۴۷)	_	(۰/۱)	_
AS	۰/۲۱۱	۰/۵۶۲	۰/۴۱۱	-۰/۵۱۷	۰/۴۷۸	-۰/۴۷۴	۰/۲۹۷	۰/۷۴۶	۰/۰۱۱	_	_	۰/۱۴۴
	(۰/۰۴۷)	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۷۴)	(۰/۰۷۹)	(۰/۰۷۳)	(۰/۰۶۹)	(۰/۰۳۸)	(۰/۲۲۸)	(۰/۰۲۲)	_	_	(۰/۰۵۸)

۱. الف) همان گونه که در جدول(۲) مشاهده می شود، آزمون خطی بودن (در مقابل ناخطی بودن)، مبین ناخطی بودن مدل بوده است، در حالی که مدل ESTR حتی در تشخیص ناخطی بودن مدل (که در ابتدا ناخطی بودن آن با آزمونی با «توان آزمون بالا» تأیید شد) مشکل دارد. به عبارت دیگر، بی معنی بودن ضرایب تابع انتقال در مدل ESTR، موجب تقویت هدف این مقاله یعنی دقیق تر بودن مدل پیشنهادی(AS) نسبت به سایر مدل های ممکن می‌باشد.

شاخص / مدل	R^2	$Ad.R^2$	F	D.W	RMSE
Binary	۰/۹۵	۰/۹۴	۱۲۸/۳	۲/۳۲	۴۳/۷۸
ESTR	۰/۹۳	۰/۹۱	۷۳/۳	۱/۹۳	۴۵/۷۵
AS	۰/۹۵	۰/۹۴	۱۱۹/۳	۲/۲۸	۳۶/۵۶

به علت پایایی سری‌زمانی حجم پول واقعی، در مدل AS از معادله (۱۳) به عنوان تابع انتقال استفاده شده است. در مدل های ناخطی AS و ESTR زمان پایان شوک دوره پایانی نمونه می‌باشد. زمان شکست ساختاری در مدل ESTR ، دوره ۹ برآورد شده است.

همان گونه که در جدول (۳) مشاهده می‌گردد، در مدل ESTR ضرایب تابع انتقال در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند(ناسازگار با آزمون خطی بودن)، به طوری که ضریب توان تابع نمایی نیز حدود صفر است. ولی در مدل AS ضرایب تابع انتقال (عضویت) همگی معنی‌دار هستند. در مدل دوارزشی نیز ضریب متغیر مجازی دوارزشی معنی‌دار است. در مجموع، ضریب تعیین R^2 برای مدل AS و دوارزشی بالاتر از مدل ESTR است ولی با توجه به میانگین مجذور خطای پیش بینی، مدل با متغیر مجازی فازی AS در مقایسه با سایر مدل ها دارای خطای تصریح کمتر و پیش‌بینی دقیقتری می‌باشد.

در ادامه، نتایج آزمون عدم وجود خودهمبستگی باقیمانده در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. آزمون عدم وجود خودهمبستگی باقیمانده (P-Value)

تعداد وقفه / مدل	۱	۲	۳	۴	۵
Binary	۰/۱	۰/۱۷	۰/۳۰	۰/۰۹	۰/۰۵
ESTR	۰/۵۱	۰/۴۲	۰/۶۳	۰/۰۲	۰/۰۲
AS	۰/۱۴	۰/۲۸	۰/۴۳	۰/۴۵	۰/۲۳

با مشاهده سطح معنای(P-Value) آماره F آزمون ضریب لاگرانژ در جدول (۵)، می‌توان مشاهده نمود که تنها مدل AS دارای خودهمبستگی پیاپی نمی‌باشد. ولی دو مدل دیگر از وقفه ۴ دچار خود همبستگی پیاپی می‌شوند.

در خصوص آزمون "نبود رابطه ناخطی باقیمانده در جملات پسماند"[1] باید گفت که هدف این مقاله، مدل سازی شکست ساختاری ناشی از سیاست های پولی است، و ممکن است مدل های فوق دارای روابط ناخطی باقیمانده از سوی سایر متغیرها باشند که مدل سازی آنها خارج از اهداف این مقاله می‌باشد. از طرفی "*آزمون ثبات پارامترها*" همان آزمون خطی بودن است با این فرض که $s_t \equiv t$ باشد. چون متغیر t به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است، این آزمون همان آزمون خطی بودن جدول (۲) می‌باشد که حاکی از عدم ثبات پارامترها است.

طبق مدل AS، کشش درآمدی تقاضای پول مثبت و حدود ۰/۳ و کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره واقعی منفی و حدود ۰/۷۴ است (این ضریب با نظریه سازگاری ندارد). همان طور که پیشتر گفته شد، اگرچه اثر نرخ بهره اسمی بر حجم پول واقعی منفی است، اما رابطه حجم پول با نرخ تورم مثبت است. درنتیجه، این ضریب دور از ذهن نمی باشد. کشش تقاضای پول نسبت به نرخ ارز در هیچیک از مدل ها معنی‌دار نیست. این امر مؤید عدم وجود پدیده جانشینی پول است (سامتی و همکار، ۱۳۸۹)[2]. این نتایج در مدل با متغیر مجازی دوارزشی نیز تأییدشده، ولی در مدل دیگر به درستی تأیید نشده است.

نکته حائز اهمیت دراینجا این است که ضریب شدت شوک (λ) در تابع عضویت AS کوچکتر از عدد یک به دست آمده است، یعنی اثر شوک کاهنده بوده و به تدریج در طول زمان از بین می رود. این نتیجه با آزمون فیلیپس- پرون که حاکی از پایا بودن سری زمانی حجم پول واقعی است، سازگار می باشد. سایر مدل ها حاکی از آن هستند که اثر شوک در طول زمان تقریباً ثابت مانده و یا به اندازه ای اندک به صورت نمایی افزایش یافته است که این مغایر با پایا بودن سری تقاضای پول می باشد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

برای ارزیابی اثرات متغیرهای کیفی یا کمی طبقه‌ای در مدل های اقتصادسنجی، از متغیرهای مجازی با دامنه صفر و یک استفاده می شود. کاربرد متغیرهای مجازی با مقادیر صفر (نبود اثر) و یک (وجود اثر) از انعطاف پذیری کافی بر خوردار نبوده و در موارد گوناگون باعث خطای تصریح می‌گردد. این امر در خصوص نقد لوکاس نیز صادق است. همان طور که اشاره شد، نقد لوکاس بر این اساس است که تغییر در سیاست های اقتصادی می تواند انتظارات را تحت تأثیر قرار دهد و بنابراین رفتار مردم قبل و بعد از اعمال سیاست ها متفاوت خواهد بود. درنتیجه، ممکن است

1. No Remaining Nonlinearity

۲. البته عدم وجود این پدیده مربوط به داده‌های استفاده شده در این نوشتار است که تا پایان فصل دوم ۱۳۸۷ را می پوشاند و قابل تعمیم به افزایش تقاضای ارز در سال ۱۳۹۰ نمی‌باشد.

ضرایب ساختاری، پایدار[1] نمانده و پس از اجرای سیاست تغییر کنند.

هدف اساسی در این مقاله، مدل سازی درونزای شکست های ساختاری تابع تقاضای پول با نگرش فازی بوده و برای این منظور، سه مفهوم مجموعه‌های فازی، توابع انتقال و شکست ساختاری با یکدیگر ترکیب شده است. علت استفاده از مفهوم فازی این است که علاوه بر استفاده از توابع انتقال برای تابع عضویت می‌توان از روشهای دیگری نظیر فیلترهای خطی و ناخطی نیز برای انتخاب تابع عضویت استفاده نمود. در این راستا، تابع عضویت به دست آمده از توابع انتقال جایگزین متغیر مجازی دو ارزشی[2] شده و به عبارت دیگر، با نگرش فازی به اثرگذاری شوک ها و شکست های ساختاری، یک تابع انتقال جدید (AS) پیشنهاد شده است.

برای مقایسه و آزمون خوبی برازش مدل ها، اثر شکست ساختاری پولی (افزایش برونزای حجم پول اسمی در برنامه دوم توسعه اقتصادی) سال ۱۳۷۲ (که منجر به نرخ تورم ۵۰ درصدی سال ۱۳۷۴ شد) در تابع تقاضای پول به صورت تجربی مدل سازی شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای پول با روشها یا مدل های مختلف حاکی از آن است که:

۱. مدل رگرسیون با متغیر مجازی فازی AS از دیدگاه نظری دارای انعطاف پذیری بیشتر و از منظر تجربی دارای دقت بالاتر در مقایسه با مدل های قدیمی‌تر است. متغیرهای مجازی که به طور برونزا و قضاوتی کددهی شده و یا بدون توجه به ویژگی پایایی و ناپایایی متغیر وابسته استفاده شوند، موجب خطای تصریح مدل های اقتصادسنجی می‌شوند.

۲. در مدل سازی شکست های ساختاری، باید مدل سازی به صورت درونزا صورت گیرد و مدل سازی باید به گونه‌ای باشد تا ویژگی پایایی و ناپایایی متغیر وابسته در نظر گرفته شود. این امر بدان جهت دارای اهمیت است که اثرات شوک وارده به سری های زمانی پایا پس از مدتی کاهش یافته و از بین می‌رود. این رفتار برای حجم پول واقعی در ایران، که طبق آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون پایا بوده است، به صورت تجربی مشاهده شده است.

۳. در تابع تقاضای پول، نقد لوکاس صادق است. به عبارتی با اجرای سیاست پولی و وجود انتظارات عقلایی، امکان ایجاد شکست ساختاری وجود دارد، لیکن به علت پایایی حجم پول واقعی، این شکست ساختاری پس از مدتی از بین رفته و ضرایب به حالت اول باز می‌گردند و درنتیجه، از شدت نقد لوکاس کاسته می شود. این موضوع می‌تواند تحلیل اقتصاددانان از پیش‌بینی اثرات سیاست های پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان را متاثر سازد. به عبارت دیگر، عدم توجه به انتظارات

1. Stable
2. Binary

عقلایی و یا استفاده از مدل های سخت (بدون انعطاف پذیری لازم)[1] می تواند موجب کاهش دقت در پیش‌بینی و غیرواقعی‌تر شدن آن گردد. که در تحلیل سیاست های اقتصادی، توجه به این نکته ضروری است که مدل های کلان اقتصادسنجی لزوماً با تغییرات همیشگی ضرایب خود روبرو نیستند و استفاده از آنها لزوماً به نتایج اشتباه در طول زمان نمی‌انجامد. این امر به پایایی و ناپایایی متغیرهای درونزای مدل بستگی دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Hard

فهرست منابع

پترجی، براکول و ریچارد دیویس (۱۳۸۴)، مقدمه‌ای بر سریهای زمانی و پیش‌بینی- جلد اول؛ ترجمه: امینی، محمد، بزرگ نیا، ابولقاسم و محمدحسین دهقان؛ زاهدان: نشر المهدی دانشگاه زاهدان.

پورکاظمی، محمد حسین (۱۳۷۸)، ریاضیات عمومی و کاربردهای آن؛ تهران: نشر نی.

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

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

سامتی، مرتضی و مهدی، یزدانی (۱۳۸۹)، تحلیل اقتصادسنجی تابع تقاضای پول در ایران؛ پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۹، صص ۹۹-۱۲۲.

شوندی، حسن (۱۳۸۵)، نظریه مجموعه های فازی و کاربرد آن در مهندسی صنایع و مدیریت؛ تهران: گسترش علوم پایه.

شهرستانی حمید و حسین شریفی رنانی (۱۳۸۷)، تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران؛ تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳، صص ۸۹-۱۱۴.

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

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

فلاحی، فیروز و جلال منتظری شورکچالی (۱۳۸۹)، مصرف فرآورده‌های نفتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران، یک رویکرد غیرخطی؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۴۴، صص ۱۳۳-۱۱۱.

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

گجراتی، دامودار (۱۳۸۳)، مبانی اقتصاد سنجی؛ ترجمه ابریشمی، حمید؛ تهران: دانشگاه تهران.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

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

Andrews, Donald W. K. (1993) Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point; Econometrica, 61: 821-856.

Arango, L. E. and A. Gonzalez (2000) A nonlinear specification of demand for narrow money in Colombia; Banco de la República, Working Paper.

Baliamoune, M. (2000) Economics of Summitry: An Empirical Assessment of the Economic Effect of Summits; Empirica, Vol. 27, pp. 295-314.

Beyer, A. (1998) Modeling money demand in Germany; Journal of Applied Econometrics, Vol. 13, pp. 57-76.

Black, M. (1973) An Exercise in Logical Analysis; Philosophy of Science, Vol. 4, No. 4, pp. 427-455.

Boivin, Jean, and Marc Giannoni (2005) Has Monetary Policy Become More Effective?; Forthcoming, The Review of Economics and Statistics.

Bolotin, A. (2004) Fuzzification of Linear Regression Models with Indicator Variables in Medical Decision Making; Proceedings of the International Conference on Computational Intelligence for Modelling, Control and Automation and International Conference on Intelligent Agents, Web Technologies and Internet Commerce, Vol. 1, pp. 572-576.

Canova, Fabio, Luca Gambetti, and Evi Pappa (2005) The Structural Dynamics of US Output and Inflation: What Explains the Changes?; Universitat Pompeu Fabra, Working Paper No. 921.

Chiang, Kao C. & Chyu, C. (2003) Least-squares estimates in fuzzy regression analysis; European Journal of Operational Research, Vol. 148, pp. 426-435.

Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler (2000) Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory; The Quarterly Journal of Economics, 115(1): 147-180.

Collard, Fabrice, Patrick Fève, and François Langot (2002) Structural Inference and the Lucas Critique; Annales d'Economie et de Statistiques, 67/68: 183.

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

Estrella, Arturo and Jeffrey, C. Fuhrer (2003) Monetary Policy Shifts and the Stability of Monetary Policy Models; The Review of Economics and Statistics, 85(1): 94-104.

Favero, Carlo and David Hendry (1992) Testing the Lucas Critique: A Review; Econometric Reviews, 11(3): 265-306.

Giles, D. & Stroomer, C. (2004) Identifying the Cycle of a Macroeconomic Time-Series Using Fuzzy Filtering; University of Victoria, Working Paper.

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

Granger, C.W.J. and Teräsvirta, T. (1993) Modeling Nonlinear Economic Relationships; London: Oxford University Press.

Green, W. (2003) Econometric Analysis; Fifth Edition, New York: Prentice Hall.

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

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

Hamilton, James D. (1994) Time Series Analysis; Princeton University Press, NJ.

Hansen, Bruce, E. (2001) The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity; Journal of Economic Perspective, Vol. 15, pp.117-128.

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

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

Lucas, Robert E. (1976) Econometric Policy Evaluation: A Critique; Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1: 19-46.

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

Papadopoulos, B. K. & Sirpi, M. A. (2004) Similarities and distances in fuzzy regression modeling; Soft Computing, Vol. 8, pp. 556–561.

Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression; Biometrika, Vol. 75, pp. 335–346.

Roubos, H., Setnes, M. & Abonyi, J. (2000) Learning Fuzzy Classification Rules from Labeled Data; information science, Vol. 150, pp. 77-93.

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

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

Sims, Christopher A. (2002) Solving Linear Rational Expectations Models; Computational Economics, 20 (1-2): 1-20.

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

Tanaka, H., Uejima, S. & Asai, K. (1982) Linear regression analysis with fuzzy model; IEEE Transactions on SMC, Vol.12, pp. 903-907

Urso, P. (2003) Linear regression analysis for fuzzy/crisp input and fuzzy/crisp output data; Computational Statistics & Data Analysis, Vol. 42 , pp. 47-72

Woodford, Michael (2003) Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy; Princeton University Press, NJ.

Wu, H. (2003) Linear regression analysis for fuzzy input and output data using the extension principle; Computer and Mathematics with Application, Vol. 45, No.12, pp. 1849-1859

Zadeh, L. A. (1965) Fuzzy Sets; Information and Control, Vol. 8, No. 3, pp. 338-353.

Zadeh, L. A. (1968) Fuzzy algorithms; Information and Control, Vol. 12, pp. 94-102.
Zadeh, L. A. (1978) Fuzzy Sets as A Basis for a Theory of Possibility; Fuzzy Sets and Systems, No. 1, pp. 3-28.
Zadeh, L. A. (1988) Fuzzy Logic; IEEE Computer Magazine, Vol. 21, No. 4. pp. 177-186.
Zadeh, L. A. (1996) Fuzzy Logic: Computing with Words; IEEE Transactions on Fuzzy Systems, Vol. 4, No. 2, pp. 103-111.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی