

تأثیر آستانه‌ای تورم بر نابرابری درآمد در ایران:

مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)

ابوالقاسم گلخندان*

چکیده

تورم یکی از عوامل مهم در نابرابری درآمد می‌باشد که تأثیر آن از لحاظ نظری و تجربی مبهم و نامشخص است. در این راستا مطالعه حاضر تلاش کرده است به بررسی اثرگذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران بپردازد. به این منظور از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل STR، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی تورم بلندمدت بر نابرابری درآمد، نشان داده که نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیم با مقدار آستانه‌ای ۱۴/۶۸ درصد، بر نابرابری درآمد اثر گذاشته است؛ به گونه‌ای که نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد در ایران گذاشته، در حالی که در رژیم دوم این اثر مثبت می‌باشد. لذا فرضیه اثرگذاری U شکل تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران رد نمی‌شود.

واژگان کلیدی: تورم، نابرابری درآمد، مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR).

طبقه‌بندی JEL: E31, D63

۱. مقدمه

توزیع درآمد از جهت ارتباط نزدیک با مباحث مربوط به عدالت اجتماعی و نقش آن در تعیین سطح زندگی افراد، همواره مورد توجه کارشناسان اقتصادی و سیاست‌گذاران بوده است تا بتوانند با تصمیم‌گیری‌های مناسب، شکاف‌های اقتصادی و فرهنگی میان سطوح درآمدی مختلف را کاهش دهند. البته تلاش جهت کاهش نابرابری، بدون توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن مفهومی ندارد؛ از این رو شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد اهمیت فراوانی دارد (اقبالی و همکاران، ۱۳۹۲، ص ۱۸۸). در این راستا یکی از مهم‌ترین و در عین حال بحث‌برانگیزترین عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد، تورم است؛ زیرا مطالعات درباره آن، به نتیجه واحدی دست نیافته‌اند. این مطالعات را می‌توان در چهار دسته کلی زیر قرار داد:

نتایج مطالعه گروهی از اقتصاددانان مانند شولتز^۱ (۱۹۶۹)، بولیف^۲ (۱۹۹۸)، تالاسینوس و همکاران^۳ (۲۰۱۲) و نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) نشان می‌دهد که تورم، نابرابری درآمد را تشدید می‌کند (دسته اول)؛ در مقابل، اقتصاددانانی نظیر بلیندر و ایساکي^۴ (۱۹۷۸)، ابونوری^۵ (۲۰۰۳) و جرج‌زاده و اقبالی (۱۳۸۴) به این نتیجه رسیده‌اند که تورم، توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد (دسته دوم)؛ بعضی از مطالعات تجربی نیز مانند مطالعات کول و تاو^۶ (۱۹۹۶) و کفایی و درستکار (۱۳۸۶) ارتباط معناداری بین این دو متغیر نیافته‌اند (دسته سوم).

در کنار این مطالعات به تازگی دسته دیگری از مطالعات، مانند گالی و واندرهون^۷ (۲۰۰۱)، آمورتام^۸ (۲۰۰۴) و مونین^۹ (۲۰۱۴) بر اساس ترکیب دسته اول و دوم مطالعات یاد شده، شکل گرفته که بیان می‌کند به لحاظ نظری تأثیر تورم بر نابرابری درآمد به صورت U شکل می‌باشد و در قالب چارچوب‌های خطی نمی‌توان به تبیین ارتباط بین تورم و نابرابری درآمد پرداخت (دسته چهارم). این دسته از مطالعات معتقدند که افزایش تورم تا یک سطح مشخص به نام سطح آستانه^{۱۰}، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و بعد از رسیدن به این سطح، نابرابری درآمد با افزایش تورم زیاد می‌شود.

نظر به اینکه ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه در سالیان گذشته با نرخ‌های تورم بالا دست به گریبان بوده است و از طرفی به‌عنوان یک کشور اسلامی تأکید ویژه‌ای بر رفع فقر و نابرابری درآمد در آن می‌شود و با توجه به اثرپذیری توزیع درآمد از تورم، بررسی تأثیر تورم

1. Schultz

3. Thalassinos et al.

5. Abounoori

7. Galli & Vander Hoeven

9. Monnin

2. Bulif

4. Blinder & Esaki

6. Cole & Towe

8. Amornthum

10. Threshold Level

بر نابرابری درآمد در ایران اهمیت زیادی دارد. با وجود اهمیت مسئله، متأسفانه مطالعات داخلی اندکی بر رابطه بین این دو متغیر تمرکز کرده‌اند. به‌علاوه، در بیشتر این تحقیقات تأثیر تورم بر نابرابری درآمد توسط روابط خطی بررسی شده است؛ در حالی که در مطالعات دهه اخیر که به آنها اشاره شد، شواهدی از وجود رابطه غیرخطی وجود دارد. البته در مطالعات داخلی بسیار اندکی در سال‌های اخیر مانند مطالعات نظری و مظاهری (۱۳۹۰) و شاکری و همکاران (۱۳۹۱)، تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران بررسی شده است. مطالعات یاد شده از مجذور نرخ تورم به منظور ایجاد رابطه غیرخطی استفاده کرده‌اند که البته به نتایج متناقض رسیده‌اند. اما این مطالعات به دلیل تحمیل یک فرم محدودکننده، قادر به بررسی دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه بین متغیرها نیستند. به این منظور در مقاله حاضر تلاش می‌شود تا با به‌کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم^۱ (STR) و داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۸-۱۳۹۲، ایرادهای موجود در مطالعات قبلی تا حدود زیادی رفع و نتایج قابل اعتمادتری ارائه شود.

مدل STR استفاده شده در این مقاله به‌عنوان برجسته‌ترین مدل تغییر رژیم^۲، نه تنها یک شکل تابعی خاص و محدودکننده را بر رابطه بین متغیرها تحمیل نمی‌کند؛ بلکه رابطه غیرخطی محتمل بین متغیرها را با استفاده از تابع انتقال^۳ و مبنای مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. گفتنی است که سه ویژگی اساسی مدل‌های STR نسبت به مدل‌های متعارف باعث می‌شود تا موضوع تحقیق با دقت بیشتری بررسی شود. این سه ویژگی عبارتند از: نحوه اثرگذاری نرخ تورم بر نابرابری درآمد به وضعیت سیستم بستگی دارد و رابطه بین آنها می‌تواند ثابت نباشد و به رژیم و وضعیتی بستگی داشته باشد که اقتصاد در آن قرار دارد؛ در مدل STR تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به‌صورت درون‌زا از طریق مدل مشخص می‌شود. بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست؛ مدل STR افزون بر اینکه قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد.

1. Smooth Transition Regression

2. Regime-Switching

3. Transition Function

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

توزیع درآمد مسئله تازه‌ای در علم اقتصاد نیست. همان‌طور که سارل^۱ (۱۹۹۷، ص ۴) اشاره دارد، توزیع درآمد در مباحث اثباتی^۲ (آنچه است) و هنجاری^۳ (آنچه باید باشد) وجود داشته است. در کهن‌ترین متون اقتصادی، تبیین تئوری توزیع درآمد یکی از محورهای اصلی نظریات اقتصاددانان را تشکیل داده است. در بررسی توزیع درآمد شخصی تئوری‌های متعددی شکل گرفته است. بر اساس ترتیب تاریخی و ارتباط بین نظریات، ساهاتو^۴ (۱۹۷۸) نظریات توزیع درآمد را به نظریه توانایی^۵، نظریه تصادفی^۶، نظریه انتخاب فردی^۷، نظریه سرمایه انسانی^۸، نظریات مبتنی بر نابرابری تحصیلات^۹، نظریات مبتنی بر ارث^{۱۰}، نظریات ادوار زندگی^{۱۱}، نظریات بازتوزیع درآمد عمومی^{۱۲}، نظریات تکامل یافته^{۱۳} و نظریات عدالت توزیعی^{۱۴} تقسیم کرده است. در این راستا بررسی آثار عملکرد اقتصاد کلان^{۱۵} و شاخص‌ها و سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. طبق نظر فلاکی‌گر و زرین‌نژادان^{۱۶} (۱۹۹۴، ص ۲۶) اگرچه توزیع درآمد به‌طور سنتی در مباحث اقتصاد خرد بررسی شده است، اما امروزه توزیع درآمد به‌طور گسترده در مباحث اقتصاد کلان جای می‌گیرد. همان‌گونه که کااسا^{۱۷} (۲۰۰۳) اشاره دارد، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناسی^{۱۸}، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم‌بندی کرد.

یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد تورم است؛ اما نوع تورم بر نابرابری درآمد به لحاظ نظری مشخص نیست (ولسج،^{۱۹} ۲۰۰۴). پاره‌ای از اقتصاددانان برآنند که یک تورم ملایم در سیستم اقتصادی، اثر مثبتی بر وضعیت توزیع درآمد می‌گذارد. در این دیدگاه، ادعا می‌شود که: الف) هنگامی که نرخ تورم افزایش می‌یابد، ارزش حقیقی بدهی‌های اسمی کاهش می‌یابد. بنابراین توزیع مجدد درآمد از بستانکاران به بدهکاران صورت می‌گیرد و به عبارت دیگر، بدهکاران از تورم نفع می‌برند؛ زیرا دیونی را پرداخت می‌کنند که قدرت خرید واقعی آنها کاهش یافته است.

1. Sarel

3. Normative

5. The Ability Theory

7. The Individual Choice Theory

9. Theories of Educational Inequalities

11. The Life Cycle Theory

13. More Complete Theories

15. Macroeconomic Performance

17. Kaasa

19. Volsch

2. Positive

4. Sahota

6. The Stochastic Theory

8. The Human Capital Theory

10. The Inheritance Theory

12. Public Income Redistribution Theories

14. The Theories of Distributive Justice

16. Fluckiger & Zarin-Nejadan

18. Demographic factors

از آنجا که فقیران معمولاً به‌طور متوسط بدهکار هستند، افزایش تورم از این کانال به‌طور متوسط به نفع آنها است و نابرابری را کاهش می‌دهد. اما رومر و رومر^۱ (۱۹۹۸) در مقاله خود تأکید می‌کنند می‌کنند که هرچند فقیران در حقیقت بدهکار هستند؛ ولی از آنجا که این مقدار بدهی خیلی بزرگ نیست، اهمیت اقتصادی این تأثیر ممکن است ناچیز باشد (آمورنتام، ۲۰۰۴، ص ۵).

ب) بر پایه مدل و منحنی فیلیپس، رابطه‌ای معکوس بین بیکاری و تورم فرض شده است؛ به‌گونه‌ای که سطوح بالای تورم، موجب کاهش بیکاری می‌شود. با توجه به اینکه بیکاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح و میزان فقر در جامعه است، بالا رفتن نرخ تورم می‌تواند به واسطه کاهش نرخ بیکاری به بهبود وضع توزیع درآمد و کاهش فقر کمک کند. این مدل که برای کشورهای صنعتی و پیشرفته طراحی شده بود بر پایه شواهد تجربی رد شد (نظری و مظاهری، ۱۳۹۰، ص ۲۰۸). اما برجسته‌ترین داوری‌ها درباره ارتباط تورم و فقر و توزیع درآمد، بدبینانه است. بر این اساس:

الف) اگر دستمزدهای اسمی ثابت باشد، درآمد حقیقی با افزایش تورم کاهش می‌یابد و صاحبان درآمدهای ثابت و تمامی افرادی که نمی‌توانند درآمدهای خود را متناسب با افزایش قیمت‌ها تغییر دهند (مانند کارمندان دولت، کارگران و حقوق‌بگیرانی که دستمزدشان با تورم شاخص‌بندی نشده است)، متضرر می‌گردند و قدرت خرید واقعی آنها کاهش می‌یابد. این اثر برای همه یکسان نیست. چراکه برخی از افراد (به‌خصوص صاحبان درآمدهای بالا)، ممکن است درآمد ثابتی دریافت نکنند و درآمد اسمی آنها با تورم افزایش یابد؛ در حالی که درآمد اسمی طبقه پایین درآمدی بدون تغییر می‌ماند. بنابراین از این کانال نابرابری درآمد با افزایش تورم زیاد می‌شود. بررسی نتایج شیلر^۲ (۱۹۹۸) و استرلی و فیشر^۳ (۲۰۰۱) نشان می‌دهد اهمیت این تأثیر در عمل چگونه است (آمورنتام، ۲۰۰۴، ص ۳۲)؛

ب) توانایی اقشار مختلف برای جبران کاهش قدرت خرید ناشی از تورم متفاوت است. به‌طور معمول اقشار ثروتمند قابلیت بیشتری برای محافظت کردن از خود در مقابل شوک‌های ناشی از تورم را دارند. این افراد معمولاً روی سبدهای از دارایی‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌کنند و به این ترتیب، اثر تورم را پوشش می‌دهند. این کار برای افراد با درآمد پایین چندان راحت نیست؛ چراکه ورود به این فعالیت‌ها معمولاً نیازمند حداقلی از دارایی است که این افراد نمی‌توانند آن را تأمین کنند. بنابراین فقیران در مقایسه با ثروتمندان، نسبت بیشتری از دارایی‌های خود را به شکل پول نقد نگهداری می‌کنند و لذا بیشتر در معرض کاهش قدرت خرید ناشی از تورم قرار دارند.

1. Romer & Romer

2. Shiller

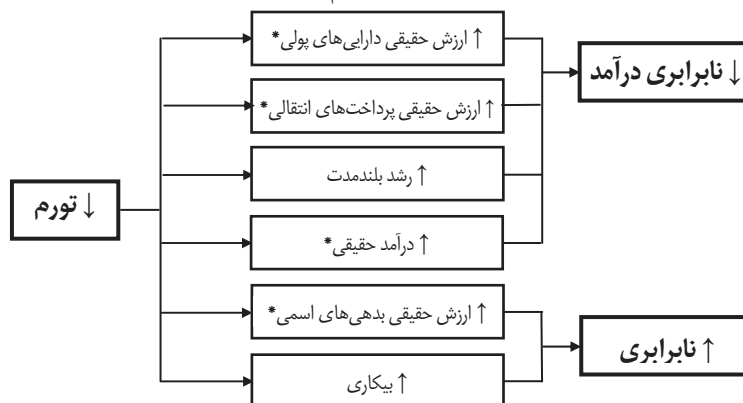
3. Easterly & Fisher

بنابراین افزایش تورم با کاهش ارزش حقیقی دارایی‌های پولی موجب افزایش نابرابری می‌شود (شاکری و همکاران، ۱۳۹۱، ص ۳۰)؛

ج) تورم، ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی دولت (مانند یارانه‌های نقدی و بیمه‌های بیکاری) را کاهش می‌دهد. از آنجا که دریافت‌کنندگان پرداخت‌های انتقالی به‌طور معمول جزء فقیرترین بخش جمعیت هستند (چنانچه این پرداخت‌های انتقالی با تورم تعدیل نشود) تورم از این طریق نیز موجب افزایش نابرابری می‌شود (گالی و واندرهون، ۲۰۰۱، ص ۶)؛

د) کاهش تورم می‌تواند با ایجاد ثبات در اقتصاد کلان و بنابراین تحریک سرمایه‌گذاری، رشد بلندمدت را افزایش دهد. اگرچه ارتباط بین نابرابری درآمد و رشد به لحاظ نظری و تجربی مشخص نیست، ولی انتظار می‌رود رشد بلندمدت پایدار، نابرابری درآمد را کاهش دهد. لذا پیش‌بینی می‌شود که با افزایش تورم، به دنبال کاهش رشد بلندمدت، نابرابری افزایش یابد؛ اما اثر مثبت کاهش تورم بر رشد تنها به کشورهایی با تورم اولیه بالا (معمولاً ابر تورم^۱) مربوط می‌شود. در اقتصادهایی با تورم متوسط و پایین غیرمحتمل است که تورم درجه‌ای از بی‌ثباتی اقتصاد کلان را به وجود آورد که سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد بلندمدت را کاهش دهد. مطالعات تجربی فراوانی نظیر مطالعه فیشر^۲ (۱۹۹۳) مؤید این امر هستند (همان).

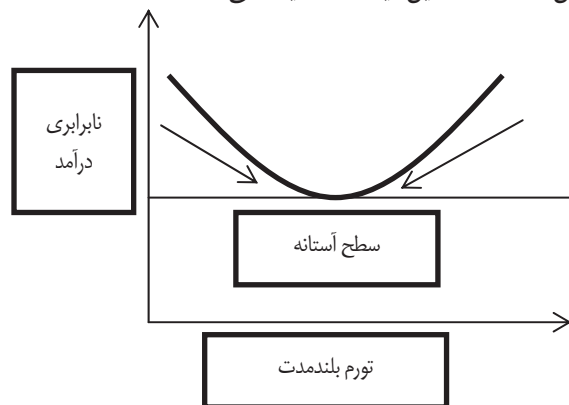
شکل (۱) به‌طور خلاصه کانال‌ها و آثار مثبت و منفی (آثار دوگانه) تورم بلندمدت (پیش‌بینی شده) را بر نابرابری درآمد نشان می‌دهد. شایان ذکر است که کانال‌هایی که با علامت ستاره مشخص شده‌اند و به کاهش قدرت خرید پول مربوط می‌شوند، در اقتصادهای با تورم بالا اثر مهم‌تری بر نابرابری درآمد نسبت به اقتصادهای با تورم پایین دارند.



شکل ۱: آثار دوگانه تورم بلندمدت بر نابرابری درآمد

مأخذ: گالی و واندرهون (۲۰۰۱، ص ۳۵) با اندکی تغییرات

با توجه به توضیحات بالا، اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد در بلندمدت مبهم به نظر می‌رسد. در این راستا، گالی و واندرهون (۲۰۰۱) معتقدند که اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد در بلندمدت به نرخ اولیه تورم بستگی دارد. چنانچه نرخ تورم بالا باشد، کاهش تورم از طریق آثار مثبت آن می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد. برعکس، اگر نرخ تورم پایین باشد، احتمال دارد منافع توزیع ناشی از کاهش تورم ناچیز باشد؛ در حالی که احتمال مواجه شدن با مبادله تورم و بیکاری بیشتر است که نابرابری درآمد را بدتر می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که یک رابطه غیرخطی به صورت شکل (۲) (U شکل) بین تورم و نابرابری درآمد وجود دارد. نتایج مطالعات تجربی نظیر آمورتنام (۲۰۰۴) و مونین (۲۰۱۴) از این دیدگاه حمایت می‌کنند.



شکل ۲: رابطه غیرخطی تورم و نابرابری درآمد

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس مبانی نظری

۲-۲. مطالعات تجربی

در این قسمت از مقاله منتخبی از مطالعات خارجی و اهم مطالعات داخلی در زمینه موضوع تحقیق به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی آمده است.

بالر^۱ (۲۰۰۱) در مقاله خود با استفاده از داده‌های ۷۵ کشور جهان طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۱ و طبقه‌بندی کشورها بر اساس متغیرهای مجازی به سه گروه تورم حاد، تورم بالا و تورم پایین، نتیجه گرفته است که رابطه بین تورم و نابرابری درآمد به صورت غیرخطی است.

گالی و واندرهون (۲۰۰۱) در مقاله‌ای تأثیر غیرخطی تورم را بر روی نابرابری درآمد در دو نمونه شامل ایالات متحده آمریکا (با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۶۷-۱۹۹۹) و

1. Bulir

۱۵ کشور OECD (با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های ۱۹۶۶-۱۹۷۳) بررسی کرده‌اند. معادله (۱)، مدل استفاده شده در این مقاله را نشان می‌دهد:

$$Gin_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 \pi_{it}^2 + \gamma y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در این معادله، Gin ضریب جینی (به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد)، π نرخ تورم بلندمدت، y رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) حقیقی بلندمدت، ε جزء خطا، i مقاطع و t دوره زمانی است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین نرخ تورم و نابرابری درآمد رابطه‌ای U شکل وجود دارد؛ به‌گونه‌ای که هنگامی که تورم از نرخ‌های بالا به نرخ‌های پایین‌تر حرکت می‌کند، نابرابری درآمد بهبود می‌یابد و با کاهش نرخ تورم از مقادیر آستانه‌ای به نرخ‌های پایین‌تر، نابرابری افزایش می‌یابد.

آمورتنام (۲۰۰۴) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ۷ کشور آسیایی هنگ‌کنگ، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان، تایلند، مالزی و فیلیپین پرداخته است. وی در این مقاله نشان داده است که با اضافه کردن عبارت درجه دوم تورم فیلتر شده (پیش‌بینی شده) به مدل، ضمن افزایش معناداری مدل، رابطه‌ای به شکل U بین تورم و نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه به دست می‌آید.

جورجیو^۱ (۲۰۱۰) با بهره‌گیری از اطلاعات داده‌های ترکیبی، پژوهشی با عنوان تورم و توزیع درآمد در کشورهای اروپای غربی در دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۶ انجام داده است. نتایج پژوهش وی گویای آنست که تورم، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد؛ به این صورت که در سطوح پایین تورم، با افزایش نرخ تورم، نابرابری درآمد سریع‌تر از حالتی که در سطوح بالای تورم قرار دارد، افزایش می‌یابد.

تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲) تأثیر تورم بر روی نابرابری درآمد را در ۱۳ کشور اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۹ و با استفاده از روش اقتصادسنجی رگرسیون داده‌های ترکیبی بررسی کرده‌اند. به این منظور از ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد و متغیر وابسته و از متغیرهای نرخ تورم، نرخ رشد، سطح اشتغال و باز بودن اقتصاد به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد تورم تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد کشورهای مورد مطالعه داشته است.

مونین (۲۰۱۴) تأثیر غیرخطی تورم را بر نابرابری درآمد ۱۰ کشور OECD، طی دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۰ بررسی کرده است. به این منظور از مجذور نرخ تورم پیش‌بینی شده و روش اقتصادسنجی رگرسیون داده‌های تلفیقی استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان از وجود رابطه U شکل بین نرخ تورم و نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه است؛ به‌گونه‌ای که افزایش

1. Georgiou

نرخ تورم تا سطح ۱۳/۳ درصد، باعث کاهش در نابرابری درآمد و بعد از رسیدن نرخ تورم به این سطح، افزایش آن، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه تأثیر تورم بر نابرابری درآمد انجام شده است. البته در بیشتر آنها ارتباط تورم و نابرابری درآمد موضوع اصلی تحقیق نبوده است. ابونوری (۲۰۰۳) و جرجزاده و اقبالی (۱۳۸۴) در مطالعه خود به این نتیجه رسیده‌اند که تورم نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. زیبایی (۱۳۸۴) و نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) به این نتیجه دست یافته‌اند که تورم منجر به بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد می‌شود. کفایی و درستکار (۱۳۸۶) و سپهری (۱۳۷۱) نیز دریافته‌اند که ارتباط بین این دو متغیر از لحاظ آماری معنادار نیست. تمام این مطالعات در قالب مدل‌های خطی برای اقتصاد ایران انجام شده است. اما محدود مطالعات داخلی که تأثیر تورم بر نابرابری درآمد را در قالب مدل‌های غیرخطی بررسی کرده‌اند، به صورت مفصل‌تر در ادامه آمده است:

نظری و مظاهری (۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین تورم و توزیع درآمد (رابطه U شکل) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۷ پرداخته‌اند. به این منظور از مجذور نرخ تورم و روش اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده کرده‌اند. بر پایه نتایج، فرضیه U شکل بودن رابطه بین تورم و توزیع درآمد تأیید نشده است. همچنین، نتایج بررسی نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص ملی باعث کاهش نابرابری و تورم، بیکاری و یارانه‌های دولتی باعث افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌شود.

شاکری و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای اثر غیرخطی تورم را بر روی نابرابری درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. به این منظور از مجذور نرخ تورم پیش‌بینی شده و روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق حاکی از وجود رابطه U شکل بین نرخ تورم و نابرابری درآمد در ایران است. نقطه مینیمم‌کننده نابرابری درآمد نیز در این مطالعه در سطح نرخ تورم معادل ۱۸/۶ درصد به دست آمده است.

در جمع‌بندی مطالعات یاد شده می‌توان گفت که بیشتر مطالعات داخلی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد را در قالب مدل‌های خطی بررسی کرده‌اند؛ در حالی که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی اخیر انجام شده در دنیا ممکن است این رابطه غیرخطی باشد. محدود مطالعات داخلی اشاره شده در بالا که اثر غیرخطی تورم را بر نابرابری درآمد بررسی کرده‌اند از مجذور نرخ تورم استفاده کرده‌اند که این مطالعات به دلیل تحمیل یک فرم محدودکننده، قادر به بررسی دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه میان متغیرها نیستند؛ البته این مطالعات به نتایج یکسانی نیز دست نیافته‌اند. لذا انجام پژوهش‌های بیشتر در این زمینه (اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد)، آن هم با استفاده از ابزارهای نوین اقتصادسنجی که مشکلات پژوهش‌های قبلی را رفع کند، ضروری است. مطالعه حاضر تلاشی در این راستاست.

۳. روش تحقیق و معرفی متغیرها

۳-۱. مدل و روش تحقیق

در این مطالعه، به منظور بررسی تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. در مدل STR، لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نیستند و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها، انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک^۱ یا تابع نمایی^۲ تبیین می‌شود. بر این اساس و به پیروی از تراسورتا^۳ (۲۰۰۴) و چکریتا وستفال و رادر^۴ (۲۰۱۲) الگوی STR زیر برای بررسی اثرگذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد لحاظ شده است:

$$INIt = G(\gamma, c, s_t) u_t \quad (2)$$

که در آن شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد، ω_t برداری از متغیرهای INF (نرخ تورم) و مقادیر وقفه‌دار آن به انضمام مقادیر وقفه‌دار INI است. $\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. u_t جزء اخلاص است که فرض می‌شود شرط $u_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. در ضمن تابع G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کران‌دار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد:

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر K نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. به منظور بررسی ویژگی‌های مدل LSTR، مطابق روش ون دیک^۵ (۱۹۹۹)، فرض می‌کنیم متغیر وابسته y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در این صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی داریم:

$$y_t = (\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p}) + \quad (4)$$

$$(\phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p}) G(\gamma, c, s_t) + u_t$$

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}}$$

این مدل یک مدل LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که پارامتر مکان، c ، نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی $G(\gamma, c, s_t) = 0$ و $G(\gamma, c, s_t) = 1$ را نشان می‌دهد که $G(\gamma, c, s_t) = 0.5$ است.

1. Logistic Function

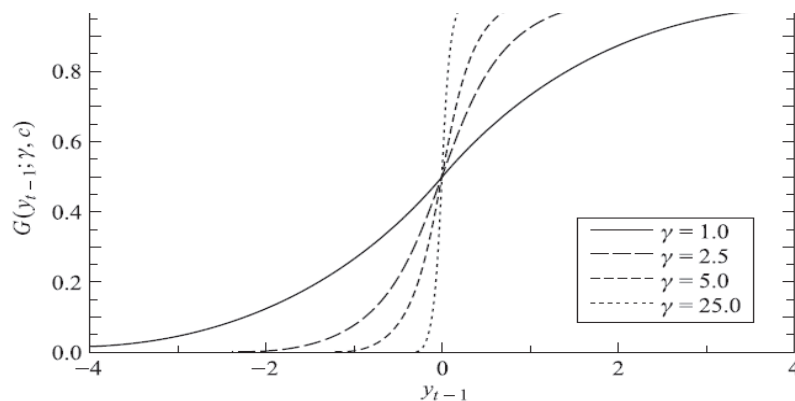
2. Exponential Function

3. Terasvirta

4. Checherita-Westphal & Rother

5. Van Dijk

γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها و مقادیر بیشتر γ بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد. شکل (۳) نمونه‌ای از تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر مختلف γ را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مشخص است با $\gamma = 1$ انتقال بین دو رژیم به آرامی و با افزایش مقادیر آن به $2/5$ ، 5 و 25 سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر سریع‌تر می‌شود. هنگامی که $\gamma \rightarrow \infty$ و $S_t > c$ آنگاه $G = 1$ بوده و زمانی که $S_t < c$ است، $G = 0$ خواهد بود؛ بنابراین رابطه (۳) به یک مدل آستانه‌ای^۱ (TR) تبدیل می‌شود. هنگامی که $\gamma \rightarrow 0$ رابطه (۳) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.



شکل ۳: تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقدار آستانه‌ای $c = 0$

منبع: ون دیک (۱۹۹۹، ص ۹)

به‌طور کلی برآورد مدل STR سه گام اساسی دارد: گام اول تشخیص مدل است. شروع این گام با تنظیم یک مدل خطی AR است که به‌عنوان نقطه شروع برای تحلیل استفاده می‌شود. ادامه این گام شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب S_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم است. در این مرحله به منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون تقریبی زیر بر اساس بسط تیلور تابع انتقال رابطه (۳) به‌کار برده می‌شود:

$$INI_t = \beta_0 \omega_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j \tilde{\omega}_t^j S_t^j \quad (5)$$

که در آن: $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t)$ است. اگر S_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$INI_t = \beta_0 \omega_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j \omega_t^j S_t^j \quad (6)$$

فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است که آماره آزمون

1. Threshold Regression

مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آنکه فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها رد شد باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی سلسله آزمون‌های زیر بر روی مدل کمکی رابطه (۵) انجام گیرد:

1. $H_{04}: \beta_3 = 0$
2. $H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$
3. $H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر یاد شده به ترتیب با F_4 ، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03} ، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دو بار تغییر رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید می‌شود که با آزمون فرضیه صفر $C_1 = C_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل STR تخمین مدل است که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون^۱ و روش حداکثر درست‌نمایی می‌باشد.

مرحله آخر برآورد مدل STR، ارزیابی مدل است. این مرحله معمولاً شامل آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها می‌باشد.

۳-۲. معرفی و توصیف متغیرها

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران از آمار سالانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۲ و متغیرهای زیر استفاده شده است:

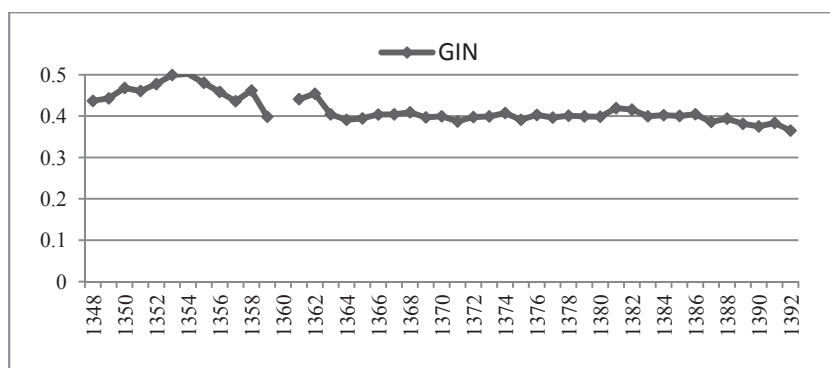
ضریب جینی: متداول‌ترین شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد (IND) است که در مطالعات گسترده‌ای در زمینه موضوع تحقیق استفاده شده است. مقدار این شاخص بین دو عدد صفر و یک است که هر چقدر نزدیک به عدد صفر باشد، برابری بیشتر در توزیع درآمد را نشان می‌دهد و برعکس، هر چقدر ضریب جینی نزدیک به عدد یک باشد، توزیع نابرابرتر درآمد را مشخص می‌کند.

شکل (۴) روند ضریب جینی در ایران را طی دوره زمانی مورد بررسی نشان می‌دهد.^۲ بررسی

1. Newton-Raphson

۲. مقدار این ضریب در سال ۱۳۶۰ گزارش نشده است.

این شکل نشان می‌دهد که این شاخص در نیمه اول دهه ۱۳۵۰ دارای بیشترین مقدار و در سال‌های بعد از آن تقریباً در حدود رقم ۰/۴۰ در نوسان بوده است.



شکل ۴: روند ضریب جینی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۴۸ - ۱۳۹۲

مأخذ: بانک مرکزی ایران.

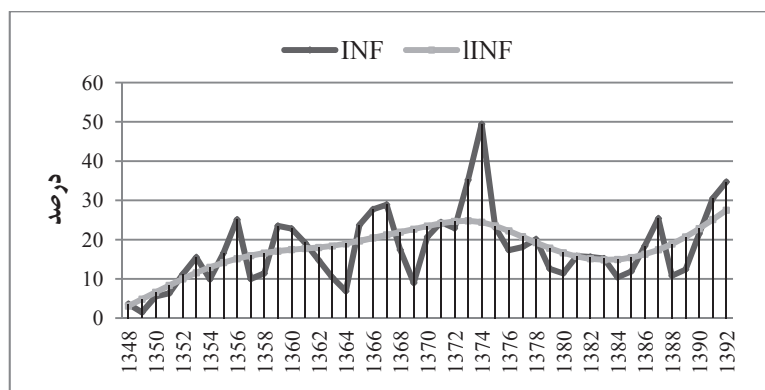
نرخ تورم بلندمدت: به منظور هموار کردن سری‌های تورم (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰) در این مقاله، همانند مطالعات نظیر گالی و وندرهوون (۲۰۰۱)، مونیون (۲۰۱۴) و شاکری و همکاران (۱۳۹۱) از تورم فیلتر شده به وسیله فیلتر هادریک-پرسکات^۱ (HP) به صورت زیر، به عنوان جانشینی برای تورم بلندمدت (LINF) (پیش‌بینی شده) استفاده می‌شود.

پارامتر λ در رابطه بالا «پارامتر هموارسازی»^۲ نامیده می‌شود که مقدار آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ در نظر گرفته می‌شود. اختلاف بین نرخ‌های تورم پیش‌بینی شده (LINF) و تورم کل (INF)، شکاف تورم (GAPINF) نامیده می‌شود که فرض شده جزء پیش‌بینی نشده تورم باشد.

شکل (۵) روند نرخ‌های تورم پیش‌بینی شده (LINF) و تورم کل (INF) را در ایران طی دوره زمانی مورد بررسی نشان می‌دهد. بررسی این شکل نشان می‌دهد که نرخ تورم کل تلاطم و نوسان زیادی طی دوره مورد بررسی دارد. این نرخ در اواخر نیمه دوم دهه ۱۳۴۰ کمترین مقدار را داشته است. این در حالی است که بالاترین نرخ‌های تورم طی دوره مورد بررسی به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ با مقداری حدود ۴۹/۴ و ۳۵/۲ درصد بوده است. همچنین تورم در سال‌های اخیر روندی افزایش داشته و به مقدار قابل توجه ۳۴/۷ درصد رسیده است.

1. Hodrick & Prescott

2. Smoothing Parameter



شکل ۵: روند نرخ تورم کل و نرخ تورم بلندمدت (فیلتر شده) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۲

مأخذ: بانک مرکزی ایران و محاسبات تحقیق.

۴. برآورد مدل و نتایج تجربی

اولین گام در برآورد یک مدل STR، تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل است. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک^۱، شوارتز^۲ و حنان کوئین^۳ انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات نسبتاً کم، معیار شوارتز که از اصل صرفه‌جویی^۴ پیروی می‌کند و برای این تعداد داده مناسب است، به‌عنوان ملاک تعیین وقفه بهینه در نظر گرفته شده است که بر اساس این معیار، وقفه بهینه برای متغیرهای نابرابری درآمد و نرخ تورم بلندمدت به ترتیب ۲ و ۵ تعیین می‌شود. در گام بعدی وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها آزمون شده و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره‌های آزمون F ، F_2 ، F_3 و F_4 تعیین شود. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نوع مدل و متغیر انتقال

مدل پیشنهادی	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	ارزش احتمال آماره F	متغیر انتقال
Linear	۰/۳۲۱	۰/۰۳۱	۰/۰۰۱	۰/۱۲۲	INI(t-1)
Linear	۰/۰۵۲	۰/۰۳۸	۰/۰۸۱	۰/۰۸۲	INI(t-2)
LSTR1	۰/۰۰۱	۰/۱۱۲	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	LINF(t)
LSTR1	۰/۰۰۰	۰/۴۲۱	۰/۰۲۲	۰/۰۰۱	LINF(t-1)
LSTR1*	۰/۰۰۰	۰/۴۴۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	LINF(t-2)
Linear	۰/۰۰۰	۰/۱۱۲	۰/۲۸۴	۰/۳۵۱	LINF(t-3)
Linear	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۵	۰/۲۸۸	LINF(t-4)
LSTR1	۰/۰۰	۰/۰۸۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	LINF(t-5)

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Akaike info criterion
2. Schwarz criterion
3. Hannan-Quinn criterion
4. Parsimony

با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول (۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای متغیرهای وقفه اول و دوم نابرابری درآمد (INI) و وقفه‌های سوم و چهارم نرخ تورم بلندمدت (INF) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای سایر متغیرها پذیرفته می‌شود.

گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکنه برای مدل غیرخطی می‌باشد. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ کرد؛ اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به جدول (۱) وقفه دوم نرخ تورم ($INF(t-2)$) تعیین می‌شود.

انتقال الگوی مناسب برای متغیر انتقال وقفه دوم نرخ تورم با توجه به آماره‌های F_2 ، F_3 و F_4 گام بعدی در تخمین مدل می‌باشد. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۱) و توضیحات ارائه شده در بخش روش تحقیق، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال ($INF(t-2)$) مدل LSTR1، یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب شود؛ زیرا ارزش احتمال آماره‌های F_2 ، F_3 و F_4 برای متغیر انتقال ($INF(t-2)$) به ترتیب $۰/۰۰۲$ ، $۰/۴۴۲$ و $۰/۰۰۰$ محاسبه شده است.

مرحله دوم در مدل‌سازی یک مدل STR، مرحله تخمین است. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل شروع می‌شود. با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوی نیوتن-رافسون و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در قالب جدول (۲) گزارش شده‌اند.^۱

جدول ۲: نتایج تخمین مدل

متغیر	ضریب تخمینی	آماره t	ارزش احتمال
بخش خطی			
CONST	۰/۰۲	۳/۳۵	۰/۰۰۲
INI(t-1)	-۰/۱۴	-۲/۰۱	۰/۰۴۶
LINF(t)	-۱/۲۵	-۱/۸۳	۰/۰۷۵
LINF(t-1)	۰/۸۴	۴/۱۵	۰/۰۰۰
LINF(t-2)	۰/۴۲	۱/۸۱	۰/۰۷۸
LINF(t-3)	-۰/۱۷	-۳/۷۸	۰/۰۰۱

۱. گفتنی است که وقفه دوم نابرابری درآمد و وقفه‌های چهارم و پنجم تورم از بخش خطی و عرض از مبدأ، وقفه اول نابرابری درآمد و وقفه‌های چهارم و پنجم تورم از بخش غیرخطی به دلیل اینکه به لحاظ آماری حتی در سطوح بالا هم معنادار نبوده‌اند از مدل برآورد شده حذف شده‌اند.

متغیر	ضریب تخمینی	آماره t	ارزش احتمال
بخش غیرخطی			
INI(t-2)	-۰/۱۲	-۲/۵۱	۰/۰۱۸
LINF(t)	۱/۶۸	۳/۰۹	۰/۰۰۴
LINF(t-1)	-۱/۱۲	-۴/۰۸	۰/۰۰۰
LINF(t-2)	-۰/۳۵	-۱/۷۵	۰/۰۸۹
LINF(t-3)	۰/۲۱	۳/۸۸	۰/۰۰۱
R ² = 0.72			

مآخذ: محاسبات تحقیق

مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ)، $۳/۱۸$ و برای مقدار آستانه‌ای تورم (C)، $۱۴/۶۸$ است. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(3.18, 14.68, LINF_{t-2}) = (1 + \exp\{-3.18(LINF_{t-2} - 14.68)\})^{-1}$$

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول $G=0$ و در رژیم دوم $G=1$ است. بنابراین برای رژیم اول داریم:

$$INI_t = 0.02 - 0.14INI_{t-1} - 1.25LINF_t + 0.84LINF_{t-1} + 0.42LINF_{t-2} - 0.17LINF_{t-3}$$

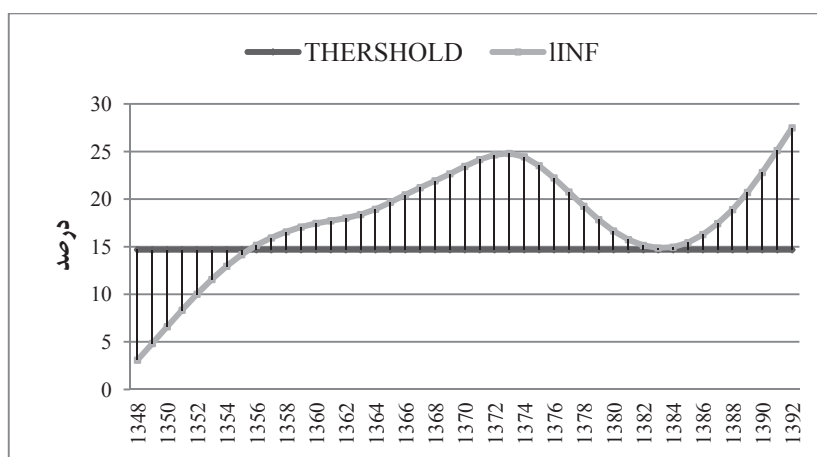
و برای رژیم دوم خواهیم داشت:

$$LINI_t = 0.02 - 0.14INI_{t-1} - 0.12INI_{t-2} + 0.43LINF_t - 0.28LINF_{t-1} + 0.07LINF_{t-2} + 0.04LINF_{t-3}$$

بر اساس معادلات رگرسیون برآورد شده و با توجه به اینکه مجموع ضرایب نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با $-۰/۱۶$ و $۰/۲۶$ می‌باشد، می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش نرخ تورم بلندمدت طی دوره مورد بررسی اثر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد تا سطح آستانه یعنی $۱۴/۶۸$ درصد داشته است؛ اما در رژیم دوم (هنگامی که نرخ تورم بلندمدت بیش از مقدار آستانه‌ای یعنی $۱۴/۶۸$ بوده است) این اثرگذاری مثبت و بر شدت آن افزوده شده است. بنابراین می‌توان گفت که وجود رابطه U شکل بین نرخ تورم بلندمدت و نابرابری درآمد در ایران طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود.

نتیجه به دست آمده با نتیجه مطالعه شاکری و همکاران (۱۳۹۱) همسو و با نتیجه مطالعه نظری و مظاهری (۱۳۹۰) مغایرت دارد. به‌طور کلی نتیجه به دست آمده مبنی بر وجود رابطه U شکل بین تورم و نابرابری درآمد با نتایج مطالعات تجربی نظیر گالی و واندرهون (۲۰۰۱)، آمورتنام (۲۰۰۴) و مومین (۲۰۱۴) همسویی نزدیکی دارد.

شکل (۶) دوره‌های مربوط به رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای نشان می‌دهد. همان‌طور که از این شکل پیداست سال‌های بعد از ۱۳۵۵ در رژیم دوم و تنها سال‌های قبل از آن، در رژیم اول واقع شده است. بر این اساس می‌توان گفت که غالباً تورم طی دوره مورد بررسی در جهت افزایش نابرابری درآمد عمل کرده است. این خود می‌تواند دلیل قابل قبولی برای تأیید نتایج مطالعات تجربی داخلی که از مدل‌های خطی استفاده کرده‌اند و به اثر مثبت تورم بر نابرابری درآمد رسیده‌اند، باشد.



شکل ۶: روند نرخ تورم بلندمدت و مقدار آستانه‌ای آن طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

مرحله سوم و به عبارتی مرحله بعد از تخمین مدل، مرحله ارزیابی آن است. اولین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی می‌باشد. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون به ترتیب برابر با ۰/۲۵، ۰/۴۲، ۰/۷۲، ۰/۳۸، ۰/۳۴، ۰/۲۲، ۰/۴۴ و ۰/۶۸ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود.

دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به ارزش احتمال آزمون F برآورد شده (۰/۵۸)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. لذا مدل به‌طور کلی توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون مورد بررسی دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. ارزش

احتمال آماره F این آزمون ۰/۰۱ برآورد شده که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود. از آزمون‌های دیگر که به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین در مدل STR می‌پردازند می‌توان به آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera اشاره کرد که به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به کار برده می‌شوند. بر اساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۷۲ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیون (ARCH) در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. در ضمن ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، ۰/۶۸ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. به طور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت بحث اثرگذاری تورم بر نابرابری درآمد و مناقشات نظری و تجربی در این زمینه، مقاله حاضر تلاش کرده است با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۲ به بررسی اثرگذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران بپردازد. نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که تورم بلندمدت به صورت غیرخطی و در قالب یک ساختار دو رژیم (با سطح آستانه ۱۴/۶۸) بر نابرابری درآمد در ایران اثر گذاشته است. با توجه به اینکه مجموع ضرایب نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول و دوم به ترتیب ۰/۱۶- و ۰/۲۶ برآورد شده است، می‌توان چنین استنباط کرد که طی دوره مورد بررسی افزایش نرخ تورم تا سطح آستانه اثر برابری در درآمد و پس از گذشت از این سطح باعث تشدید نابرابری درآمد شده است. به عبارت دیگر وجود رابطه U شکل بین نرخ تورم بلندمدت و نابرابری درآمد در ایران طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود. در پایان باید گفت که با توجه به اینکه اقتصاد ایران در سال‌های پس از ۱۳۵۵ در رژیم دوم قرار گرفته است و مقدار تورم بلندمدت طی این سال‌ها بیشتر از سطح آستانه بوده است، استفاده از سیاست‌هایی که به کاهش تورم در داخل کشور بینجامد، می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد.

منابع و مأخذ

۱. اقبالی، علیرضا؛ علیرضا جرجزاده، و معصومه کیانی (۱۳۹۲)، «بررسی اثر سیکل‌های تجاری بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵۶، ص ۱۸۷-۲۰۳.
۲. جرجزاده، علیرضا و علیرضا اقبالی (۱۳۸۴)، «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه رفاه اجتماعی، شماره ۱۷.
۳. زیبایی، حسن، (۱۳۸۴). "ارزیابی سهم عوامل تعیین‌کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران"، برنامه و بودجه، شماره ۹۱.
۴. سپهری، عباس (۱۳۷۱)، تأثیر سیاست‌های کلان بر توزیع درآمد، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.
۵. شاکری، عباس؛ اسفندیار جهانگرد و سمیه اقلامی (۱۳۹۱)، «اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۴، ص ۲۷-۵۳.
۶. کفایی، محمدعلی و عزت‌الله درستکار (۱۳۸۶)، «تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۹، ص ۷۱-۹۷.
۷. گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۸)، «بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۹، ص ۷۱-۹۷.
۸. نظری، روح‌الله و لیلا مظاهری (۱۳۹۰)، «ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران»، مجله اطلاعات سیاسی اقتصادی، شماره ۲۸۴، ص ۲۰۶-۲۲۱.
۹. نیلی، مسعود و علی فرح‌بخش (۱۳۷۷)، «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد»، فصلنامه برنامه و بودجه، شماره ۳۴ و ۳۵.
10. Abounoori, E. (2003), "Unemployment, Inflation and Income Distribution: A Cross-country Analysis", *Journal of Iranian Economic Review*, Vol. 8, No. 9.
11. Amornthum, S. (2004), *Income Inequality, Inflation and Nonlinearity: The Case of Asian Economies*, University of Hawaii, Economic Research Organization Lecture note, No. 601.

12. Blinder, Alan & H. Esaki (1978), "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60.
13. Bulif, A. (1998), "Income Inequality: Does Inflation Matter?", *IMF Working Paper*, WP/98/7.
14. Bulir, A. (2001), "Income Inequality: Does Inflation Matter?", *IMF Staff Paper*, International Monetary Funds, Vol. 48, No. 1.
15. Cole, J. & C. Towe (1996), "Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States", *IMF Working Paper*, 1-32.
16. Checherita, W. C. & P. Rother (2012), "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area", *European Economic Review*, 56(7): 1392-1405.
17. Easterly, W. & S. Fisher (2001), "Inflation and the Poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33: 160-178.
18. Fluckiger, Y. & M. Zarin-Nejadan (1994), "The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income: The Case of Switzerland", *Journal of Income Distribution*, 4(1), pp. 25-39.
19. Galli, R & R. Vander Hoeven (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation", *Employment Paper*, 2001/29, ILO.
20. Georgiou, M. (2010), *Income Distribution and Inflation: An Empirical Analysis for Western Europe (1995-2006)*, From Sterling University.
21. Kaasa, A. (2003), *Factors Influencing Income Inequality in Transition Economics*, University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration.
22. Monnin, P. (2014), "Inflation and Income Inequality in Developed Economies", *CEP Working Paper*.
23. Romer, C. & D. Romer (1998), "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor", Papers and proceedings of a Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City.
24. Sahota, G.S. (1978), "Theories of Personal Income Distribution: A server", *Journal of Economic Literature*, 16(1), pp. 1-55.

25. Sarel, M. (1997), "How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: the Cross-Country Evidence", *IMF Working Paper*, No. 97/152, Washington, International Monetary Fund.
26. Schultz, T. P. (1969), "Secular Trend and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-1965", *National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth*, Vol. 33.
27. Shiller, R. J. (1998), "Human Behavior and the Efficiency of the Financial System", in John Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1C, 1305-1340.
28. Terasvirta, T. (2004), "Smooth Transition Regression Modeling, in H. Lütkepohl and M. Kratzig (eds)", *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, Vol. 17.
29. Thalassinou, E., Uğurlu, E. & Y. Muratoğlu (2012), "Income Inequality and Inflation in the EU", *European Research Studies*.
30. Van Dijk, D. (1999), *Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference*, PhD Thesis, Erasmus University Rotterdam.
31. Volsch, T. (2004), "Income Distribution in 14 OECD Nations, 1967-2000: Evidence from the Luxembourg Income Study", *Working Paper*, No. 386.