

## اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران

عباس شاکری<sup>۱</sup>

اسفندیار جهانگرد<sup>۲</sup>

سمیه اقلامی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۵/۴

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۲۵

### چکیده

نابرابری درآمد از جمله مشکلاتی است که کشور های در حال توسعه با آن دست به گریبان هستند. در ادبیات اقتصادی، تورم به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد شناخته شده است. بنابراین با توجه به اینکه ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه غالباً با نرخ‌های تورم بالا و پر نوسان مواجه بوده، بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در آن از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. با وجود اهمیت مساله، معدود مطالعاتی نیز که به این موضوع پرداخته‌اند، به نتیجه واحدی نایل نشده و تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در ایران همچنان به صورت یک معما باقی مانده، اما مطالعاتی که در دهه اخیر توسط اقتصاددانان صورت گرفته است، وجود رابطه غیرخطی میان تورم و نابرابری درآمد را تأیید می‌کند. در این پژوهش سعی شده با الهام از این مطالعات به بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ پرداخته شود. همچنین رابطه علیت گرنجری میان نابرابری درآمد و تورم طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰، با استفاده از دو روش «تودا و یاماموتو» و «تصحیح خطا» بررسی شده است.

واژگان کلیدی: تورم، نابرابری درآمد

طبقه بندی JEL: E31, D63

E-mail: Shakeri@atu.ac.ir

E-mail: Ejahngard@gmail.com

E-mail: Sm.aghlami@gmail.com

۱ - استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی:

۲ - استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی:

۳ - کارشناس ارشد علوم اقتصادی:

## مقدمه

در دهه ۱۹۵۰، اقتصاددانان توسعه بر ایجاد رشد اقتصادی و تسریع آن بخصوص در کشورهای فقیر تأکید داشتند و معتقد بودند که هرچه درآمد و تولیدکل افزایش یابد، سهم بیشتری نصیب افراد جامعه خواهد شد. حتی نابرابری شدید درآمدها لازمه رشد اقتصادی شمرده می‌شد و این‌گونه استدلال می‌گردید که ثروتمندان درصد قابل توجهی از درآمدهای خود را پس‌انداز می‌نمایند و انباشت پس‌اندازهاست که می‌تواند به نوبه خود سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را امکان‌پذیر سازد.

توجیه دیگر توسط کوزنتس (Kuznets, 1955) ارائه شد. طبق فرضیه وی، نابرابری در توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس هم‌تراز شده و سرانجام کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، رابطه بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان به شکل U واژگون است. همین طرز تفکر موجب بی توجهی نسبت به مساله نابرابری درآمد شد. اما بسیاری از کشورهای جهان سوم که در دهه ۱۹۶۰ در مقایسه با استانداردهای تاریخی نرخ‌های رشد اقتصادی نسبتاً بالایی داشتند، به تدریج تشخیص دادند که چنین رشدی فواید بسیار کمی برای مردم فقیر در بر داشته است و گروه‌های کم درآمد این کشورها نه تنها از مزایای رشد تولید کالاها و خدمات، اشتغال، ارتقای سطح زندگی و ... بهره‌ای نداشته‌اند بلکه فاصله و شکاف درآمدی بین آنان و ثروتمندان جامعه افزایش یافته است. بنابراین، این نتیجه حاصل شد که توزیع عادلانه درآمد چیزی نیست که به خودی خود حاصل شود، بلکه نیاز به دخالت دولت و ایجاد تمهیداتی دارد و این سرآغازی برای توجه اقتصاددانان به این قبیل مسائل شد.

یکی از مهم‌ترین و در عین حال بحث برانگیزترین عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد، تورم می‌باشد. بنابراین با توجه به آثار نامطلوبی که نابرابری درآمد می‌تواند بر اقتصاد کشور داشته باشد و نیز وضعیت تورم در کشور ایران، بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با وجود اهمیت مساله، متأسفانه مطالعات اندکی بر رابطه میان این دو متغیر تمرکز نموده‌اند. به علاوه، در این تحقیقات رابطه میان تورم و نابرابری درآمد توسط روابط خطی توضیح داده شده است، در حالی که مطالعاتی که در دهه اخیر توسط بالر (Bulir, 2001)، گالی و واندرهون (Galli and Vander Hoeven, 2001) و امورندام (Amornthum, 2004) صورت گرفته، شواهدی از وجود رابطه غیرخطی را تأیید می‌کنند.

بنابراین از آنجا که تاکنون مطالعه‌ای در این خصوص در ایران صورت نگرفته است، در این تحقیق به بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد می‌پردازیم. همچنین تلاش می‌شود تا صحت فرضیه‌های زیر مورد ارزیابی قرار گیرد: ۱- تورم تأثیر غیرخطی بر نابرابری درآمد در ایران دارد. ۲- بین نابرابری درآمد و تورم علیت دوطرفه وجود دارد.

بدین منظور در این مقاله، ابتدا مبانی نظری موضوع مورد مطالعه بررسی شده است. بخش دوم، به مطالعات تجربی اختصاص یافته است. در بخش سوم، نتایج تجربی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد مورد تحلیل قرار گرفته و در بخش چهارم، نتایج دو روش «تودا و یاماموتو» و «تصحیح خطا»، برای بررسی رابطه علیت گرنجری میان تورم و نابرابری درآمد ارائه شده است. در بخش پایانی نیز نتایج پژوهش، به طور مختصر آورده شده است.

### ۱- مبانی نظری

تورم یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد است اما رابطه میان نابرابری درآمد و تورم به لحاظ نظری روشن نیست (Volsch, 2004: 8). گالی و واندرهون (Galli and Vander Hoeven, 2001) و امورندام (Amornthum, 2004) در مقاله خود برای نخستین بار به بررسی اثرات دوگانه تورم بر نابرابری درآمد پرداخته‌اند:

\* نخستین امر مسلم این است که تورم قدرت خرید پول را کاهش می‌دهد که این مساله می‌تواند حداقل از چهار طریق بر نابرابری اثر بگذارد:

۱- تأثیر بر درآمد حقیقی: اگر دستمزدهای اسمی ثابت باشد، درآمد حقیقی با افزایش تورم کاهش می‌یابد و صاحبان درآمدهای ثابت و کلیه افرادی که نمی‌توانند درآمدهای خود را متناسب با افزایش قیمت‌ها تغییر دهند (مانند کارمندان دولت، کارگران و حقوق‌بگیرانی که دستمزدشان با تورم شاخص بندی نشده است)، متضرر می‌گردند و قدرت خرید واقعی آنها کاهش می‌یابد. این اثر برای همه یکسان نیست. چرا که برخی از افراد (مخصوصاً صاحبان درآمدهای بالا)، ممکن است درآمد ثابتی دریافت نکنند و درآمد اسمی آنها با تورم افزایش یابد<sup>۱</sup>، در حالی که درآمد اسمی طبقه پایین درآمدی بدون تغییر می‌ماند. بنابراین از این کانال نابرابری درآمد با تورم افزایش می‌یابد. بررسی نتایج شیلر (Shiller, 1996) و فیشر و استرلی (Easterly and Fisher, 2001) نشان می‌دهد اهمیت این تأثیر در عمل چگونه است (Amornthum, 2004: 2-3).

۲- تأثیر بر ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی: تورم، ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی دولت (مانند یارانه‌های نقدی و بیمه‌های بیکاری) را کاهش می‌دهد. از آنجا که دریافت کنندگان

۱ - به عنوان نمونه با استمرار تورم صاحبان سرمایه‌های تولیدی و غیر تولیدی در موقعیتی قرار می‌گیرند که می‌توانند از طریق مالکیت خصوصی ابزار تولید قیمت کالاهای خود را افزایش دهند و از این رو، سود آنها بالا می‌رود. لیکن چون حقوق بگیران از مالکیت شخصی ابزار تولید برخوردار نیستند، در وضعیت نامطلوبی قرار می‌گیرند و قدرت خرید آنها با تداوم تورم شدید به شدت کاهش می‌یابد. تحت این شرایط، توزیع درآمد به نفع گروه درآمدی سود (سرمایه‌داران) و به ضرر گروه درآمدی ثابت (حقوق بگیران) تغییر پیدا می‌کند و نابرابری افزایش می‌یابد (تفضلی، ۱۳۷۵: ۱۸).

پرداخت‌های انتقالی به طور معمول جزء فقیرترین بخش جمعیت هستند (چنانچه این پرداخت‌های انتقالی با تورم تعدیل نشود) تورم از این طریق نیز موجب افزایش نابرابری می‌شود (Galli and Vander Hoeven, 2001: 6).

۳- تأثیر بر ارزش حقیقی دارایی‌های پولی: قدرت اقشار مختلف برای جبران کاهش قدرت خرید ناشی از تورم متفاوت است. معمولاً اقشار ثروتمند قابلیت بیشتری برای محافظت کردن از خود در مقابل شوک‌های ناشی از تورم را دارند. این افراد معمولاً روی سبدهای مختلف (مانند سهام، زمین، املاک، مستغلات و جواهرات) سرمایه‌گذاری می‌کنند و به این ترتیب، اثر تورم را پوشش می‌دهند. این کار برای افراد با درآمد پایین چندان راحت نیست؛ چرا که ورود به این فعالیت‌ها معمولاً نیازمند حداقلی از دارایی است که این افراد نمی‌توانند آن را تأمین کنند. بنابراین فقرا در مقایسه با ثروتمندان، نسبت بیشتری از دارایی‌های خود را به شکل پول نقد نگه می‌دارند و لذا بیشتر در معرض کاهش قدرت خرید ناشی از تورم قرار دارند. بنابراین افزایش تورم با کاهش ارزش حقیقی دارایی‌های پولی موجب افزایش نابرابری می‌شود (همان: ۶).

۴- تأثیر بر ارزش حقیقی بدهی‌های اسمی: 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. از آنجا که فقرا معمولاً به طور متوسط بدهکار خالص هستند، افزایش تورم از این کانال به طور متوسط به نفع فقرا بوده و نابرابری را کاهش می‌دهد. رومر و رومر (Romer and Romer, 1998) در مقاله خود تأیید می‌کند که فقرا در حقیقت بدهکار هستند. اما از آنجا که این مقدار بدهی (حداقل به طور متوسط) خیلی بزرگ نیست، اهمیت اقتصادی این تأثیر ممکن است ناچیز باشد (Amornthum, 2004: 5).

\* کاهش تورم می‌تواند با ایجاد ثبات در اقتصاد کلان و بنابراین تحریک سرمایه‌گذاری، رشد بلندمدت را افزایش دهد. اگرچه ارتباط میان نابرابری درآمد و رشد به لحاظ تجربی و نظری روشن نیست ولی اصولاً انتظار می‌رود رشد بلندمدت بالاتر، 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<sup>۱</sup>) مربوط می‌شود. در اقتصادهایی با تورم متوسط و پایین، غیر محتمل 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 مؤید این امر هستند.

فیشر (Fischer, 1993) نشان می‌دهد که تورم بسیار بالا با رشد مستمر سازگار نیست، در عین حال تورم پایین هم برای دستیابی به نرخ رشد بالا ضروری نیست؛ به طوری که برخی از کشورها با تورم مداوم بین ۳۰-۱۵ درصد (اغلب به همراه شاخص بندی‌های وسیع)، موفق شده‌اند به رشد مستمر نایل آیند. سارل (Sarel, 1996) اثرات غیرخطی تورم بر رشد اقتصادی را بررسی نمود و به شواهدی از شکست ساختاری در نرخ تورم حدود ۸ درصد دست یافت (Galli and Vander Hoeven, 2001:6).

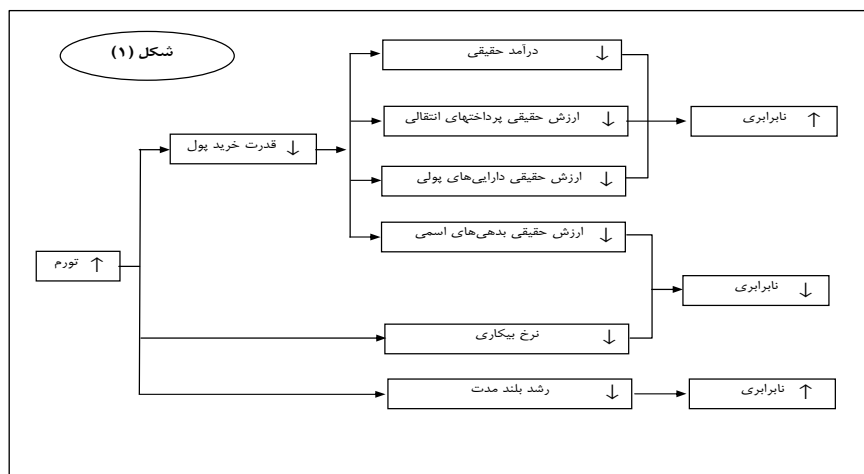
\* شوک‌های مکرر تورمی ممکن است نابرابری درآمد را افزایش دهد. بدین علت که نوسانات بالای اقتصادی می‌تواند عدم اطمینان را افزایش دهد و در نتیجه موجب کاهش سرمایه‌گذاری شده و رشد را به تأخیر بیندازد. به عنوان نمونه، رومر و رومر (Romer and Romer, 1998) در مطالعه خود نشان دادند که کشورهایی با انحراف معیار بالاتر رشد GDP، ضریب‌جینی بزرگ‌تری دارند. همچنین مطالعه بارو (Barro, 1997) نشان می‌دهد که کشورهایی با نرخ‌های تورم بالا، نوسانات بالاتری از تورم نیز دارند. بنابراین بر طبق این بند از بحث، ارتباط مستقیمی میان تورم‌های بالا و نابرابری وجود دارد.

\* طبق منحنی فیلیپس، در کوتاه‌مدت انتظار داریم کاهش نرخ تورم منجر به افزایش بیکاری شود. بنابراین به علت اینکه افراد کم درآمد با احتمال بالاتری بیکاری را تجربه می‌کنند، افزایش بیکاری از طریق افزایش شمار کم درآمدها به تشدید نابرابری درآمد کمک می‌کند. (Amornthum, 3: 2004) به علاوه با فرض اینکه هزینه‌های اخراج و استخدام به‌طور کلی برای کارگران ماهر نسبت به کارگران بی‌تجربه بیشتر است (بیکاری بر کارگران کم مهارت بیشتر اثر می‌گذارد)، افزایش بیکاری موجب می‌شود نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت افزایش یابد. افزایش نرخ بیکاری می‌تواند با وجود انعطاف ناپذیری به سمت پایین در دستمزدهای اسمی تقویت شود (کاهش تورم در صورت وجود انعطاف ناپذیری به سمت پایین در دستمزدهای اسمی به دستمزدهای حقیقی بالاتر و در نتیجه نرخ بیکاری بالاتر منجر می‌شود) که باز هم عمدتاً به کارگران کم مهارت آسیب می‌رساند و موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. چنانچه انعطاف ناپذیری دستمزدهای اسمی مداوم باشد (یا حتی تحت شرایط خاص اگر موقتی هم باشد) ممکن است به مبادله دائمی میان تورم و بیکاری و در نتیجه بین تورم و نابرابری درآمد بینجامد (Galli and Vander Hoeven, 2001: 5-7).

شکل (۱) به طور خلاصه اثرات دوگانه تورم پیش‌بینی‌شده بر نابرابری درآمد را نشان می‌دهد. در نگاه نخست، اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد مبهم به نظر می‌رسد؛ اما می‌توان گفت که برخی از این کانال‌ها عمدتاً (یا حتی فقط) در اقتصادهای با تورم بالا فعال می‌شوند. به دلایل روشن می‌توان انتظار داشت که چهار کانالی که به کاهش قدرت خرید پول مربوط می‌شوند، در اقتصادهای با تورم

بالا اثر مهم‌تری بر نابرابری درآمد نسبت به اقتصادهای با تورم پایین دارند. به علاوه، همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، اثرات کاهش تورم بر رشد اقتصادی تنها هنگامی رخ می‌دهند که تورم اولیه بالا باشد.

شکل (۱) اثرات دوگانه تورم پیش‌بینی‌شده بر نابرابری درآمد



(مأخذ: مطالعات پژوهش)

از سوی دیگر، مبادله میان تورم و بیکاری در نرخ‌های پایین تورم اهمیت می‌یابد؛ به علت اینکه کارگران نسبت به کاهش‌های واقعی در دستمزدهای اسمی در مقایسه با کاهش دستمزدهای حقیقی (که زمانی اتفاق می‌افتد که دستمزد اسمی کمتر از تورم افزایش یابد) حساسیت بیشتری نشان می‌دهند. دیکنز و پری (Dickens and Perry, 1996) به وسیله شبیه‌سازی برآورد نمودند که در تورم ۲ درصد، نرخ تعادلی بلندمدت بیکاری ۶/۱ درصد است؛ در حالی که در نرخ تورم ۱ درصد به ۶/۵ درصد و در تورم صفر (ثبات قیمت‌ها) به ۷/۶ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین به علت وجود انعطاف ناپذیری به سمت پایین در دستمزد اسمی، کاهش تورم به سطوح پایین‌تر از سطوح ملایم می‌تواند بیکاری و در نتیجه نابرابری درآمد را افزایش دهد.

این امر همچنین توسط وایپلز (Wyplosz, 2000) تأیید می‌شود که شواهدی در خصوص وجود رابطه غیرخطی میان تورم و بیکاری حالت پایدار<sup>۱</sup> در ۵ کشور اروپایی منتخب پیدا کرد. بنابراین به نظر می‌رسد که اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد در بلندمدت به نرخ اولیه تورم بستگی دارد. چنانچه نرخ تورم بالا باشد، کاهش تورم می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد. بر عکس، 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 میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد.

## ۲- مطالعات تجربی

مطالعات صورت گرفته در مورد اثر تورم بر نابرابری درآمد به نتیجه یکسانی نایل نشده‌اند. به عنوان نمونه شولتز (Schultz, 1969) تورم را عاملی در جهت تشدید نابرابری دانسته، ابونوری (Abounoori, 2003) و بلیندر و ایساک (Blinder and Esaki, 1978) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که تورم، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و کول و تاول (Cole and Towe, 1996) دریافتند که رابطه میان تورم و نابرابری درآمد معنادار نیست. در ایران نیز زیبایی (۱۳۸۴) و نیلی و فرحبخش (۱۳۷۷) به این نتیجه دست یافتند که تورم منجر به بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد می‌شود، جرجر زاده و اقبالی (۱۳۸۴) در مطالعه خود نشان دادند که تورم توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد. کفایی و درستکار (۱۳۸۶) و سپهری (۱۳۷۰) نیز دریافتند که ارتباط میان این دو متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست.<sup>۲</sup>

لازم به ذکر است که در این تحقیقات، رابطه بین این دو متغیر توسط روابط خطی توضیح داده شده است؛ درحالی که مطالعاتی که اخیراً در سطح جهان صورت گرفته، شواهدی از وجود رابطه غیرخطی را تأیید می‌کنند:

بارو (Barro, Robert.j, 1997) استدلال می‌کند که سطح بالای تورم از طریق رکود اقتصادی شدید می‌تواند باعث افزایش نابرابری شود. از سوی دیگر، سطح بسیار پایین تورم همچنین می‌تواند اقتصاد را به سمت رکود ببرد و نابرابری را افزایش دهد. هنگامی که نرخ تورم بسیار پایین باشد، مصرف کنندگان انتظار دارند که قیمت‌ها در آینده کاهش یابد، بنابراین بخشی از مصرف خود را به

### 1 - Steady state unemployment

۲. اخذ نتایج متفاوت توسط این پژوهشگران شاید به دلیل دوره زمانی خاصی باشد که مورد مطالعه قرار داده‌اند. زیرا همان گونه که اشاره شد، خالص اثرات تورم بر نابرابری درآمد به نرخ اولیه تورم بستگی دارد. بنابراین دوره مورد مطالعه، می‌تواند در نتیجه پژوهش تأثیر بسزایی داشته باشد.

آینده موکول می‌کنند تا بتوانند از قیمت‌های احتمالاً پایین‌تر سود ببرند. در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد و اقتصاد به سوی رکود می‌رود.

بالر (Bulir, Ales, 2001) در مقاله خود، با استفاده از داده‌های مقطعی ۷۵ کشور طی ۲۲ سال (۱۹۷۰-۱۹۹۱) نشان می‌دهد که تورم به شکل غیر خطی بر نابرابری اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر، کاهش تورم از سطوح تورم حاد به طور چشمگیری نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد؛ در حالی که کاهش بیشتر به سمت سطح بسیار پایین تورم موجب افزایش ناچیزی در ضریب جینی می‌شود. وی با استفاده از متغیرهای مجازی، نمونه خود را به سه گروه تقسیم می‌کند: تورم حاد (سالانه بیشتر از ۳۰۰ درصد)، تورم بالا (سالانه بین ۴۱ و ۳۰۰ درصد) و تورم پایین (A) (سالانه کمتر از ۴۰ درصد). وی سپس گروه آخر کشورها را دو قسمت می‌کند: کشورهایی با تورم بین ۵ و ۴۰ درصد به طور سالانه (تورم پایین (B)) و کشورهایی با تورم زیر ۵ درصد (تورم بسیار پایین) و نتیجه می‌گیرد: اولاً، تورم حاد به طور چشمگیری توزیع درآمد را بدتر می‌کند و ثانیاً، بیشترین بهبود در توزیع درآمد در گروه کشورهای با تورم سالانه بین ۵ و ۴۰ درصد می‌باشد و کشورهایی با تورم بسیار پایین، کمتر از ثبات قیمت واقعی سود می‌برند.

گالی و واندروهن (Galli and Vander Hoeven, 2001) در پژوهشی این فرضیه را که بین تورم و نابرابری درآمد رابطه‌ای غیرخطی وجود دارد در دو نمونه ایالات متحده آمریکا (با استفاده از داده‌های سری زمانی در طول دوره ۱۹۶۷-۱۹۹۹) و نیز ۱۵ کشور عضو OECD (با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره ۱۹۷۳-۱۹۹۶ شامل ۶۰ مشاهده) آزمون کردند و دریافتند که رابطه‌ای U شکل میان این دو متغیر وجود دارد؛ به طوری که هنگامی که تورم از نرخ‌های بالا به نرخ‌های پایین‌تر حرکت می‌کند، نابرابری درآمد بهبود می‌یابد و با کاهش تورم از مقادیر آستانه‌ای به نرخ‌های پایین‌تر نابرابری افزایش می‌یابد.

امورندام (Amornthum, 2004) نیز مانند بالر در مقاله خود به بررسی تأثیر غیر خطی تورم بر نابرابری درآمد (برای ۷ کشور آسیایی: هنگ‌کنگ، سنگاپور، کره جنوبی، تایوان، تایلند، مالزی و فیلیپین) می‌پردازد؛ اما روش او به طور قابل ملاحظه‌ای از بالر متمایز است. وی نشان می‌دهد که با اضافه کردن عبارت درجه دوم تورم فیلتر شده با HP (تورم پیش‌بینی‌شده) به مدل، معنی داری نتایج بهتر می‌شود. به اعتقاد او، نقاط شکستی که توسط بالر برای تورم در نظر گرفته شده مشکوک و غیر مستدل می‌باشد.

کمر و چین (Camera and Chien, 2011) در مقاله خود استدلال می‌کنند که در تعادل ایستا تورم به صورت غیر خطی توزیع درآمد درونزا را تغییر می‌دهد و نشان می‌دهند که یک انحراف کوچک از تورم صفر بیشترین اثر را بر توزیع درآمد دارد. آنها معتقدند که سه ویژگی تعیین



می‌کند که چگونه تورم بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد: ساختار مالی، تداوم شوک و انعطاف‌پذیری عرضه نیروی کار.

با توجه به موارد فوق، در این پژوهش قصد داریم تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران را مورد بررسی قرار دهیم.

### ۳- بررسی نتایج تجربی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران

#### ۳-۱- تصریح مدل

همان گونه که تشریح شد، دلایل نظری وجود دارد که انتظار می‌رود ارتباط بین نابرابری درآمد و تورم پیش‌بینی شده غیرخطی باشد. بنابراین، در این پژوهش این فرض را با استفاده از مدل ذیل (به پیروی از امورندام (Amornthum, 2004)) در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ آزمون می‌نماییم:

$$GINI_t = C + a_1(Y P_t) + a_2(INF_t) + a_3(INF_t)^2 + bX_t + e_t \quad (1)$$

که در آن  $GINI_t$  ضریب‌جینی (معیار نابرابری درآمد)،  $YP_t$  تولید ناخالص داخلی سرانه،  $INF_t$  نرخ تورم،  $X_t$  مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل، و  $e_t$  جمله اخلاص (خطا) می‌باشد. اندیس  $t$  هم زمان را نشان می‌دهد. متغیرهای کنترل که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرند، شامل متوسط سال‌های تحصیل شاغلان (SCHOOL)، نرخ بیکاری (UR) و سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی (INV) می‌باشد.

به منظور هموار نمودن سری‌های تورم در این تحقیق، فیلتر هدریک و پرسکات (Hodrick and Prescott, 1981) (فیلتر HP) به کار گرفته می‌شود و از تورم فیلتر شده با HP (HPINF) به عنوان جانشینی برای تورم پیش‌بینی شده استفاده می‌گردد. اختلاف میان نرخ‌های تورم پیش‌بینی شده (HPINF) و تورم کل (TINF)، شکاف تورم (GAPINF) نامیده می‌شود که فرض شده جزء پیش‌بینی نشده تورم باشد. برای تأیید فرضیه تحقیق، انتظار می‌رود ضریب  $INF_t$  منفی و ضریب مجذور  $INF_t$  مثبت باشد ( $a_3 < 0$  و  $a_2 > 0$ )؛ به این معنی که هنگامی که تورم از نرخ‌های پایین به سمت نرخ‌های متوسط حرکت می‌کند، نابرابری کاهش می‌یابد و وقتی که تورم از یک آستانه معین فراتر می‌رود، نابرابری افزایش می‌یابد. ثابت  $C$  نیز بیانگر سایر متغیرهایی است که بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارند و ما آنها را در مدل لحاظ نکردیم.

#### ۳-۲- پایه‌های آماری

یکی از شاخص‌های مهم که نابرابری توزیع درآمد را در یک کشور نشان می‌دهد، ضریب‌جینی یا ضریب تمرکز در منحنی لورنز است. که مقدار آن از صفر تا یک تغییر می‌کند. هرچه عدد

ضریب‌جینی به یک نزدیک‌تر می‌شود، نشان‌دهنده این است که نابرابری در جامعه بیشتر می‌باشد. آمار مربوط به ضریب‌جینی در این پژوهش از سایت بانک مرکزی ایران<sup>۱</sup> (طرح بررسی بودجه خانوار مناطق شهری کشور، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) اخذ شده است. ذکر چند نکته در مورد این متغیر در این قسمت ضروری به نظر می‌رسد:

۱- در این پژوهش به علت اینکه آمار مربوط به ضریب‌جینی کل کشور، توسط مراجع مختلف<sup>۲</sup> محاسبه شده و تنها تا سال ۱۳۸۱ در دسترس است، لذا به منظور استفاده از داده‌های همگن و با قابلیت اعتماد بیشتر از ضریب‌جینی مناطق شهری کل کشور که تا سال ۱۳۸۶ توسط بانک مرکزی محاسبه شده است و به عنوان یک جانشین مناسب برای ضریب‌جینی کل کشور استفاده می‌شود. همبستگی بالا بین این دو متغیر در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۵۰، صحت این مطلب را تأیید می‌کند.

۲- محاسبات انجام شده توسط بانک مرکزی بر مبنای هزینه خانوارها می‌باشد. دلیل این انتخاب این بوده است که خانوارها معمولاً به پرسش در مورد درآمدشان صحیح پاسخ نمی‌دهند و معمولاً کم‌گوئی می‌نمایند لذا هزینه خانوار می‌تواند نشانه خوبی از درآمد آنها باشد؛ هرچند توزیع درآمد بر مبنای هزینه خانوار دارای اشکالاتی نیز می‌باشد، چرا که خانوارها معمولاً همه درآمد خود را هزینه نمی‌کنند و از طرف دیگر، برخی از خانوارها ممکن است هزینه کنند ولی درآمد آنها کمتر از هزینه‌شان باشد (از فروش دارائی یا پس‌انداز هزینه می‌نمایند) (فردریک ملک، ۱۳۸۶: ۲).

۳- با توجه به فقدان ضریب‌جینی سال ۱۳۶۰ در محاسبات بانک مرکزی (به علت عدم جمع‌آوری اطلاعات مربوط به بودجه خانوار)، در این پژوهش ضریب‌جینی مربوط به این سال از طریق درون‌یابی محاسبه شده است.

۴- خانوارها دارای بعد خانوار متفاوتی هستند. دو خانوار با بُعد خانوار متفاوت و با درآمد (هزینه) یکسان می‌توانند دارای سطح زندگی متفاوتی باشند ولی در این محاسبات، یکسان فرض شده‌اند. یک روش دیگر برای محاسبه ضریب‌جینی این است که هزینه خانوارها با بعد آنها تعدیل شوند و به طور سرانه این محاسبات انجام گیرد و در اصطلاح خانوارها با اندازه یکسان با هم مقایسه شوند. با توجه به موارد فوق، ضریب‌جینی به طور مطلق دقیق نمی‌باشد ولی به طور نسبی قابل اعتماد است (همان: ۲).

1- <http://tsd.cbi.ir>

۲- سالهای ۵۹-۱۳۴۶ توسط سهرابی و سلمانی آقاچانزاده (۱۳۶۱)، دفتر برنامه‌ریزی اجتماعی و نیروی انسانی مرکز آمار ایران؛ سالهای ۶۵-۶۱، مدیریت آمارهای مالی و محاسبات ملی، مرکز آمار ایران (۱۳۶۶)؛ سالهای ۷۵-۶۵، دفتر حسابهای اقتصادی، مرکز آمار ایران (۱۳۷۷)؛ سالهای ۸۱-۷۴، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۸۳).

همچنین اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم (شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی) و سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی، از ترازنامه و گزارش اقتصادی سال‌های مختلف بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

شاخص متوسط سال‌های تحصیل شاغلان در حقیقت بیان می‌کند که به طور متوسط شمار سال‌های تحصیل هر فرد شاغل از یک کشور معین چند سال است. در حال حاضر معتبرترین بانک اطلاعاتی مربوط به سرمایه انسانی که به عنوان مأخذ در پژوهش‌های بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرد، بانک اطلاعاتی بارو و لی (Barro and Lee, 2000) می‌باشد که در آن متوسط سال‌های تحصیل به عنوان شاخص سرمایه انسانی مورد استفاده قرار گرفته، شاخصی که برای نخستین بار در ایران توسط نیلی و نفیسی (۱۳۸۲)، برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵ محاسبه شده است. از آنجا که برخی از اطلاعات مورد نیاز برای انجام محاسبات مربوط به سال ۱۳۸۶ قابل دسترسی نبود و نیز لزوم به‌کارگیری این روش برای سال‌های بین دو سرشماری به منظور حداقل نمودن خطای محاسباتی، در این پژوهش متوسط سال‌های تحصیل شاغلین برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۵ با استفاده از روش نیلی و نفیسی (۱۳۸۲) محاسبه شده و آمار و اطلاعات مورد نیاز از منابع آماری معتبری مانند آمار تفصیلی سال‌های مختلف آموزش و پرورش، آمار سال‌های مختلف آموزش عالی کشور، اداره کل فناوری اطلاعات و ارتباطات دانشگاه آزاد اسلامی، سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۷۵ حاصل شده است. سری زمانی نرخ بیکاری نیز از محاسبات دفتر کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور اتخاذ شده است.

### ۳-۳- برآورد الگو

در این پژوهش از روش ARDL به منظور برآورد ضرایب بلند مدت متغیرها استفاده شده است. بدین ترتیب که ابتدا وضعیت پایایی و ناپایایی متغیرهایی که در مدل وجود دارند، مورد بررسی قرار گرفته (جدول ۴) و سپس رابطه بلند مدت برآورد شده است. از مزیت‌های روش ARDL این است که علاوه بر ارایه برآورد بدون تورش از پارامتر بلند مدت به همراه آماره  $t$  معتبری از آن این روش صرف نظر از اینکه رگرسورها  $I(0)$  یا  $I(1)$  باشند، می‌تواند به کار برده شود.

بنابراین با توجه به روش برآورد، الگوی (۱) در شکل پویای آن به صورت زیر در نظر گرفته شده

است:

$$\begin{aligned}
 &ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (2) \\
 &GINI = C + \sum_{j=1}^p \phi_j (GINI)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_1} b_{1j} (YP)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_2} b_{2j} (HPINF)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_3} b_{3j} (HPINF^*)_{t-j} \\
 &+ \sum_{j=1}^{q_4} b_{4j} (SCHOOL)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_5} b_{5j} (UR)_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_6} b_{6j} (INV)_{t-j} + V_t
 \end{aligned}$$

که در آن، تعریف متغیرها همانند قبل است. حال با استفاده از نرم‌افزار 4.1 Microfit الگوی فوق را با قرار دادن  $m = 2$  (حداکثر طول وقفه) برآورد می‌نماییم. با توجه به حجم کم نمونه (کمتر از ۱۰۰) در این بررسی، از معیار شوارز-بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده می‌شود. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود.

پیش از تحلیل نتایج به دست آمده از برآورد مدل، ضروری است تا به منظور بررسی صحت برازش الگو، نتایج آزمون‌های تشخیصی که در خروجی برآورد الگو به روش ARDL قرار دارند بررسی شود. نتایج این آزمون‌ها که حاکی از تأمین فروض کلاسیک می‌باشد، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون‌های تشخیصی

واربانس همسانی		نرمال بودن جملات پسماند		شکل تبیی صحیح		عدم وجود خود همبستگی		شرح آزمون
F.Stat [Prob]	LM.Stat [Prob]	F.Stat [Prob]	LM.Stat [Prob]	F.Stat [Prob]	LM.Stat [Prob]	F.Stat [Prob]	LM.Stat [Prob]	
۰/۷۳۰۸۸ (۰/۳۹۹)	۰/۷۵۹۳۲ (۰/۳۸۴)	---	۰/۹۹۴۳۰ (۰/۶۰۸)	۰/۰۲۴۷۵۴ (۰/۸۷۶)	۰/۰۴۰۰۳۱ (۰/۸۴۱)	۰/۵۵۳۸۵ (۰/۴۶۵)	۰/۸۷۳۶۶ (۰/۳۵۰)	

مأخذ: محاسبات پژوهش

در مرحله بعد، با اطمینان از صحت برازش الگو، ضروری است تا پس از برآورد الگو، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی گردد. بدین منظور در این پژوهش از روشی که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) ارائه شده است، استفاده می‌شود.

در این روش برای بررسی رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو در رابطه (۳)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ( $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0$ ) را در برابر فرضیه مخالف ( $\delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \dots, \delta_7 \neq 0$ ) با استفاده از آماره F آزمون می‌نماییم (از آنجا که داده‌ها سالانه است، حداکثر وقفه را ۲ در نظر گرفتیم).

(۳)

$$\begin{aligned}
 DGINI_t = & a_1 + \sum_{i=1}^7 b_i DGINI_{t-i} + \sum_{i=1}^7 c_i DYP_{t-i} + \sum_{i=1}^7 d_i DHPINF_{t-i} + \\
 & \sum_{i=1}^7 e_i DHPINF_{t-i}^* + \sum_{i=1}^7 f_i DSCHOOL_{t-i} + \sum_{i=1}^7 g_i DUR_{t-i} + \sum_{i=1}^7 h_i DINV_{t-i} + \\
 & \delta_1 GINI_{t-1} + \delta_2 YP_{t-1} + \delta_3 HPINF_{t-1} + \delta_4 HPINF_{t-1}^* + \delta_5 SCHOOL_{t-1} + \delta_6 UR_{t-1} + \delta_7 INV_{t-1} + u_t
 \end{aligned}$$

آماره F محاسباتی برای آزمون معنادار بودن تمام ضرایب برابر با ۹/۲۵۷۴ به دست می‌آید. حد پایین مقدار بحرانی آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد، برابر با ۳/۲۶۷ و حد بالای مقدار بحرانی ۴/۵۴ می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار محاسباتی (۹/۲۵۷۴) فراتر از محدوده بالایی قرار گرفته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. بنابراین با توجه به تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیر ضریب‌جینی و متغیرهای توضیحی، می‌توان با اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به توضیح و تفسیر نتایج پرداخت. همان گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، تعداد وقفه بهینه متغیرها ( $p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6$ ) با استفاده از معیار شوارز بیزین برابر با (۰, ۱, ۱, ۱, ۰, ۲, ۰) به دست آمده است.

همچنین تمام ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادار و علامت‌های آنها مورد انتظار می‌باشد. از سوی دیگر، مقدار بالای ضریب تعیین ( $R^2 = ۰/۹۳$ ) نشان می‌دهد که ۹۳ درصد تغییرات

ضریب‌جینی با متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود و ۷ درصد بقیه را عواملی که ما وارد مدل نکردیم، توضیح می‌دهند. در مورد آماره  $F$  نیز همان طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر بودن همزمان تمامی ضرایب رد می‌شود. در این قسمت از پژوهش به تفسیر نتایج رابطه بلندمدت می‌پردازیم.

نتایج مندرج در جدول (۲) نشان می‌دهد که علامت متغیر تورم پیش‌بینی شده HPINF منفی و علامت مجذور آن مثبت می‌باشد و هر دوی این متغیرها در سطح بالای اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشند؛ که نشان می‌دهد با شروع از تورم صفر، ضریب‌جینی حداکثر تا آستانه تورم (که در حدود ۱۸/۶ درصد تخمین زده شده<sup>۱</sup>)، کاهش می‌یابد (برابری بیشتر) و پس از آن، افزایش باز هم بیشتر تورم به نابرابری بیشتر (افزایش ضریب‌جینی) می‌انجامد. بنابراین میان تورم و نابرابری درآمد، ارتباط غیرخطی وجود دارد که حاکی از تأیید صحت فرضیه تحقیق می‌باشد. همچنین نتایج حاصل با یافته‌های مطالعات بالر (۲۰۰۱) برای ۷۵ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته، گالی و واندرهون (Galli and Vander Hoeven, 2001) در مورد ایالات متحده آمریکا و کشورهای منتخب OECD و نیز امورندام (Amornthum, 2004) برای ۷ کشور آسیایی در خصوص تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد مطابقت دارد. با وجود این، نرخ آستانه تورم در ایران برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ تقریباً ۲/۹ برابر آمریکا، ۱/۵ برابر کشورهای منتخب OECD (در مطالعه گالی و واندرهون) و ۳/۷ برابر هفت کشور منتخب آسیایی (در مطالعه امورندام) به دست آمده است که این امر می‌تواند ناشی از عوامل متعددی از جمله تفاوت در سطوح تورم و ساختار اقتصادی در کشورهای فوق باشد. به عنوان مثال، متوسط نرخ تورم در طول سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۷۳ در ایالات متحده آمریکا ۵/۷۱ درصد بوده است، در حالی که در ایران برای سال‌های مورد بررسی متوسط نرخ تورم ۱۷/۷۶ درصد یعنی ۳/۱۱ برابر متوسط نرخ تورم در آمریکا می‌باشد.

۱. لازم به ذکر است که آستانه تورم محاسبه شده، در حقیقت آستانه تورم پیش‌بینی شده در خصوص نابرابری درآمد است. به عبارت دیگر، حداقل نابرابری درآمد طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ در نرخ تورم ۱۸/۶ درصد حاصل شده است اما با توجه به اینکه تورم بجز هزینه‌های توزیعی، آثار منفی بسیاری در پی دارد لذا باید در سیاستگذاری‌ها جانب احتیاط را رعایت کرد. به علاوه همان گونه که در قسمت "پایه‌های آماری" استدلال شد، استفاده از ضریب‌جینی برای تحلیل نابرابری درآمد، دارای معایبی است و ممکن است برای توضیح رابطه بین تورم و نابرابری درآمد ناکافی یا ناقص باشد. همچنین عوامل متعددی (از جمله عوامل ساختاری، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی) بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارند که لحاظ نمودن همه آنها در مدل میسر نمی‌باشد. بنابراین به دلیل وجود محدودیت‌های یاد شده، نتیجه به دست آمده در مورد آستانه تورم را باید با دیده احتیاط نگریست.

## جدول ۲. نتایج برآورد مدل با استفاده از معیار شوارز بیزین

ARDL(۰, ۱, ۱, ۱, ۰, ۲, ۰)

متغیر وابسته : ضریب جینی	متغیر توضیحی	ضریب	آماره آزمون t
	YP	۰.۰۱۳۴۹۱	۳.۳۰۸۳
	HPINF	-۰.۰۳۳۸۴۱	-۲.۸۶۵۲
	HPINF <sup>2</sup>	۰.۰۰۰۹۰۹۳	۲.۸۱۹۵
	SCHOOL	-۰.۰۳۸۷۷۱	-۳.۹۸۱۵
	UR	۰.۰۰۹۵۶۲۸	۲.۷۱۱۱
	INV	-۰.۰۰۰۸۲۹۴	-۲.۳۸۴۲
	C	۰.۷۶۷۱۸	۵.۹۲۳۳
	R <sup>2</sup>	۰.۹۲۹۶۲	
	F-STAT	۲۶.۴۱۷۹	

مأخذ: محاسبات پژوهش

از سوی دیگر، علامت ضریب متغیر درآمد سرانه مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. بنابراین، یک ارتباط بلندمدت مثبت میان درآمد سرانه و ضریب جینی وجود دارد. باید توجه داشت که در اکثر کشورهای جهان رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه ناشی از افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است؛ در حالی که در ایران به علت ساختار متفاوت اقتصادی، افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی، ناشی از افزایش درآمد نفتی است<sup>۱</sup>. بنابراین نتیجه به دست آمده، قابل توجه و مطابق با انتظار می‌باشد.

میانگین سال‌های تحصیل تقریباً در سطح ۱۰۰ درصد معنادار است و علامت منفی آن حاکی از وجود رابطه منفی بین ضریب جینی و این متغیر می‌باشد. در حقیقت تحصیلات از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده کارآیی و بهره‌وری نیروی کار است و از آنجا که نیروی کار، دستمزدی متناسب با بهره‌وری نهایی خود دریافت می‌کند، هرچه سطح تحصیلات فرد بالاتر باشد، درآمد نسبی او نیز بیشتر خواهد بود. لذا طبقه کم درآمد جامعه از طریق کسب بیشتر تحصیلات می‌تواند بهره‌وری خود را ارتقاء داده و موقعیت خود را در بازار کار بهبود بخشند.

در مورد متغیر بیکاری، علامت ضریب تخمین زده شده مثبت است و این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه مورد انتظار بوده و مطالعات تجربی فراوانی مؤید آن

۱. جرجزاده و اقبالی (۱۳۸۴) در مقاله خود نشان داده‌اند که درآمدهای نفتی سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد می‌شود. آدلمن (۱۹۸۵) نیز در تحلیل خود به تأثیر منفی درآمد حاصل از صادرات نفت بر توزیع درآمد کشورهای نفتی تأکید کرده است.

هستند. بلیندر و ایساکي (Blinder and Esaki, 1978)، نولان (Nolan, 1986)، وان و یچک (Van Wijek, 1992)، بالر و گالد (Bulir and Gulde, 1995) در مطالعات خود برای تعدادی از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نشان دادند که بیکاری موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. مطالعات صورت گرفته در ایران نیز (مانند نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷) کفایي (۱۳۷۸)، زیبایي (۱۳۸۴)، احمدی و مهرگان (۱۳۸۴)) این نتیجه را تأیید می‌نمایند. در بررسی تأثیر بیکاری بر نابرابری درآمدها این نکته شایان ذکر است که در هر اقتصاد و در هر سطحی از توسعه‌یافتگی، افزایش بیکاری از طریق افزایش شمار کم درآمدها به تشدید نابرابری درآمد کمک می‌کند.

سرانجام بر اساس جدول (۲) سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی با ضریب‌جینی رابطه منفی دارد و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه نیز با انتظار ما مطابقت دارد چرا که سرمایه‌گذاری بستر مناسبی برای تولید و اشتغال فراهم می‌آورد و از این طریق موجبات کاهش نابرابری درآمدها را فراهم می‌کند. مطالعه امورندام (Amornthum, 2004) نیز مؤید این امر است.

در مرحله بعد ما تورم پیش‌بینی نشده را به مدل اضافه می‌نماییم (مدل ۱). همان گونه که در ستون دوم جدول (۳) ملاحظه می‌شود، علامت متغیر تورم پیش‌بینی نشده مثبت است که نشان می‌دهد با افزایش این متغیر، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد اما به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.<sup>۱</sup> همچنین ملاحظه می‌شود که با اضافه نمودن متغیر تورم پیش‌بینی نشده، معناداری سایر متغیرها تغییر چندانی نکرده و همچنان تمام متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. مطالعه امورندام نیز این نتیجه را تأیید می‌کند.

۱. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت شکاف تورم معمولاً بر اقتصاد حقیقی در کوتاه‌مدت تأثیر دارد، در حالی که نابرابری درآمد یک موضوع متوسط تا بلندمدت در نظر گرفته شده است. بنابراین اگرچه شوک‌های تورمی می‌تواند اقتصاد حقیقی را تحت تأثیر قرار دهد، تأثیر آن قوی نیست یا به قدر کافی برای مدت طولانی پایدار نیست تا نابرابری درآمد را تغییر دهد.



جدول ۳. نتایج برآورد مدل

متغیر وابسته : ضریب-جینی	متغیر توضیحی	مدل ۱ ARDL(0,1,1,1,0,0,2,0)		مدل ۲ ARDL(0,1,2,0,0,0)		مدل ۳ ARDL(0,1,0,0,0,0)	
		ضریب	آماره آزمون t	ضریب	آماره آزمون t	ضریب	آماره آزمون t
		YP	-۰/۰۱۳۳۹۹	۳/۲۱۰۱	-۰/۰۱۱۱۸۸	۲/۴۵۷۷	-۰/۰۱۷۹۱۴
HPINF	-۰/۰۲۲۷۷۶	-۲/۶۱۸۴	-۰/۰۰۲۰۱۳۵	-۱/۶۵۴۳	---	---	
HPINF <sup>2</sup>	۰/۰۰۰۸۷۹۳	۲/۵۶۷۱	---	---	---	---	
GAPINF	-۰/۰۰۰۹۳۲۴	-۰/۳۱۷۵۶	---	---	---	---	
TINF	---	---	---	---	۰/۰۰۰۱۰۷۳	۰/۳۸۴۴۹	
SCHOOL	-۰/۰۳۸۳۴	-۳/۸۲۰۴	-۰/۰۱۴۴۹۹	-۴/۴۳۶۲	-۰/۰۱۲۰۴۳	-۶/۴۴۴۳	
UR	-۰/۰۰۹۳۶۷۵	۲/۵۶۳۸	-۰/۰۰۴۶۸۶۲	۱/۸۰۴۷	-۰/۰۰۲۰۷۷۱	-۰/۹۹۶۳۳	
INV	-۰/۰۰۰۸۰۲۴	-۲/۱۹۶۵	-۰/۰۰۰۳۵۴۳	-۰/۹۳۶۶۲	-۰/۰۰۰۷۸۴۶	-۲/۱۱۶۴	
C	۰/۷۵۷۸۴	۵/۵۹۳۷	۰/۴۲۵۵۵	۸/۳۰۴۲	۰/۳۸۶۲۵	۱۰/۹۳۶۵	

مأخذ: محاسبات پژوهش

سپس به منظور مقایسه نتایج، جزء مجذور تورم پیش‌بینی شده را از مدل حذف می‌کنیم (مدل ۲). نتایج در ستون سوم جدول (۳) ارائه شده‌اند و همان گونه که ملاحظه می‌شود معناداری متغیر تورم پیش‌بینی شده، تغییر محسوسی نموده و چندان معنی‌دار نمی‌باشد. در مرحله آخر، در مدل (۳) تورم کل (TINF) را جایگزین HPINF می‌نماییم. با ملاحظه نتایج در جدول (۳) مشاهده می‌شود این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه، نتایج مطالعاتی که حاکی از عدم تأثیرگذاری معنادار تورم بر ضریب‌جینی می‌باشند را تأیید می‌نماید. بنابر نتایج فوق، وجود رابطه غیرخطی میان تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد به طور قوی تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

نتیجه	وقفه بهینه	مقدار بحرانی مکینون	آماره آزمون	روند	عرض از مبدأ	متغیر
ناپایا	۰	-۲/۹۴۷۲	-۱/۹۷	x	✓	GINI
	۰	-۳/۵۴۲۶	-۲/۴۵۷۳	✓	✓	
پایا	۰	-۲/۹۴۹۹	-۶/۹۶۷۵	x	✓	DGINI
	۰	-۳/۵۴۶۸	-۶/۹۵۷۴	✓	✓	
پایا	۰	-۲/۹۴۷۲	-۳/۵۵۵۱	x	✓	TINF
ناپایا	۰	-۳/۵۴۲۶	-۲/۴۷۰۵	✓	✓	
پایا	۱	-۳/۵۴۶۸	-۶/۳۶۶۷	✓	✓	DTINF
پایا	۱	-۲/۹۴۷۲	-۲/۰۹۲۴	x	✓	HPINF
ناپایا	۱	-۳/۵۴۲۶	-۲/۲۰۸۵	✓	✓	
پایا	۱	-۳/۵۴۶۸	-۵/۵۳۰۷	✓	✓	DHPINF
پایا	۱	-۲/۹۴۷۲	-۵/۲۴۰۲	x	✓	GAPINF
	۱	-۳/۵۴۲۶	-۵/۱۵۸۴	✓	✓	
پایا	۱	-۲/۹۴۷۲	-۴/۲۴۰۹	x	✓	HPINF2
	۱	-۳/۵۴۲۶	-۴/۳۲۲۵	✓	✓	
ناپایا	۱	-۲/۹۴۷۲	-۱/۵۳۴۸	x	✓	YP
	۱	-۳/۵۴۲۶	-۱/۳۱۶۳	✓	✓	
پایا	۰	-۲/۹۴۹۹	-۲/۵۰۴۹	x	✓	DYP
	۰	-۳/۵۴۶۸	-۳/۷۵۷۶	✓	✓	
پایا	۱	-۳/۵۴۲۶	-۴/۹۹۶۲	✓	✓	INV
ناپایا	۰	-۲/۹۴۷۲	-۲/۳۳۸۴	x	✓	UR
	۰	-۳/۵۴۲۶	-۲/۳۹۹۸	✓	✓	
پایا	۰	-۲/۹۴۹۹	-۵/۱۱۲۴	x	✓	DUR
	۰	-۳/۵۴۶۸	-۵/۰۴۸۲	✓	✓	
ناپایا	۰	-۲/۹۴۹۹	۰/۱۱۱۲	x	✓	SCHOOL
	۰	-۳/۵۴۶۸	-۲/۳۹۴۸	✓	✓	
پایا	۰	-۲/۹۵۲۸	-۵/۰۶۱۹	x	✓	DSCHOOL
	۰	-۳/۵۵۱۴	-۴/۹۶۸۸	✓	✓	

مأخذ: محاسبات پژوهش

## ۴. آزمون‌های علیت

تا اینجا، صرفاً به بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد پرداختیم. اما مطالعاتی (مانند بیتسما و واندرپلاگ (Beetsma and Van der Ploeg, 1996)، المرهوبی (Al-Marhubi, 1997) و دلمس (Dolmas, 2000) یک علیت نسبتاً معکوس را می‌پذیرند. آنها استدلال نموده‌اند که اقتصاد

دارای نابرابری بزرگ‌تر منجر به داشتن نرخ تورم بالاتر می‌شود. همچنین امورندام (Amornthum, 2004) نشان می‌دهد که تنها جزء پیش‌بینی شده تورم، تغییرات در نابرابری را موجب می‌شود و عکس آن وجود ندارد.

بنابراین در این قسمت، با استفاده از روش تودا و یاماموتو (Toda and Yamamoto, 1995) رابطه علیت گرنجری بین نابرابری درآمد و تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار خواهد گرفت. این روش ساده بوده و در آن نیازی به بررسی خواص همجمعی بین متغیرها نیست. به علاوه در صورتی که وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده اثبات شود، یک مدل تصحیح خطا نیز برآورد می‌گردد تا نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه شوند. متغیرهای مورد استفاده در الگوها شامل ضریب‌جینی (GINI)، تورم پیش‌بینی شده (HPINF)، جزء پیش‌بینی نشده تورم (GAPINF) و تورم کل (TINF) می‌باشد.

#### ۴-۱. نتایج روش تودا و یاماموتو

در این روش، نخست با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم یافته به بررسی درجه پایایی متغیرهای الگو می‌پردازیم. نتایج این آزمون در جدول (۴) خلاصه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود حداکثر درجه پایایی تمام متغیرها یک می‌باشد.

به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری میان نابرابری درآمد و تورم کل از یک مدل خود توضیح برداری نظیر روابط (۴) و (۵) و با تعداد دو وقفه استفاده می‌نماییم. این تعداد وقفه در این روش از جمع رتبه مدل خود توضیح برداری و حداکثر درجه پایایی حاصل شده است. رتبه مدل خود توضیح برداری با توجه به معیار شوارز-بیزین (SBC) برابر با یک می‌باشد.

$$GINI = C_{\gamma} + \sum_{i=1}^{\gamma} \alpha_{\gamma i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^{\gamma} \beta_{\gamma i} TINF_{t-i} + \varepsilon_{\gamma t} \quad (4)$$

$$TINF = C_{\gamma} + \sum_{i=1}^{\gamma} \alpha_{\gamma i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^{\gamma} \beta_{\gamma i} TINF_{t-i} + \varepsilon_{\gamma t} \quad (5)$$

جدول (۵) نتایج آزمون والد در خصوص معناداری ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در روابط فوق را نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می‌شود در مورد رابطه (۴) آماره آزمون  $0/24704$  و حداقل سطح معناداری  $0/884$  به دست آمده است و فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب با وقفه تورم کل پذیرفته می‌شود. بنابراین رابطه علیت گرنجری از تورم به نابرابری درآمد وجود ندارد. در مورد رابطه (۵) نیز با توجه به آماره آزمون و حداقل سطح معناداری به دست آمده، فرضیه صفر

مبنی بر صفر بودن ضرایب با وقفه ضریب جینی پذیرفته می‌شود. از این رو، رابطه علیت گرنجری میان تورم کل و نابرابری درآمد وجود ندارد.

#### جدول ۵. نتایج آزمون تودا و یاماموتو : تورم کل (TINF) و ضریب جینی (GINI)

نتیجه	آماره والد ( $\chi^2$ )	فرضیه $H_0$	متغیر تأثیر گذار	متغیر وابسته
TINF $\nrightarrow$ GINI	۰/۲۴۷۰۴ (۰/۸۸۴)	TINF $\nrightarrow$ GINI $\beta_{1i} = 0$	TINF	GINI
GINI $\nrightarrow$ TINF	۲/۵۷۱۷ (۰/۲۷۶)	GINI $\nrightarrow$ TINF $\alpha_{2i} = 0$	GINI	TINF

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین نابرابری درآمد و تورم پیش‌بینی شده، از مدل خود توضیح برداری با دو وقفه استفاده می‌نماییم:

$$GINI_t = C_{\tau} + \sum_{i=1}^{\tau} \alpha_{\tau i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^{\tau} \beta_{\tau i} HPINF_{t-i} + \varepsilon_{\tau t} \quad (۶)$$

$$HPINF_t = C_{\varepsilon} + \sum_{i=1}^{\tau} \alpha_{\varepsilon i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^{\tau} \beta_{\varepsilon i} HPINF_{t-i} + \varepsilon_{\varepsilon t} \quad (۷)$$

همان گونه که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، در مورد روابط فوق با توجه به آماره آزمون و حداقل سطح معنی‌داری، یک رابطه علیت دو سویه میان تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد وجود دارد. بنابراین، می‌توان گفت که تغییر در نابرابری درآمد نیز می‌تواند بر تورم پیش‌بینی شده اثر بگذارد.

#### جدول ۶. نتایج آزمون تودا و یاماموتو : تورم پیش‌بینی شده (HPINF) و ضریب جینی (GINI)

نتیجه	آماره والد ( $\chi^2$ )	فرضیه $H_0$	متغیر تأثیر گذار	متغیر وابسته
HPINF $\rightarrow$ GINI	5/447 (۰/۰۶۶)	HPINF $\rightarrow$ GINI $\beta_{3i} = 0$	HPINF	GINI
GINI $\rightarrow$ HPINF	7/1279 (۰/۰۲۸)	GINI $\rightarrow$ HPINF $\alpha_{4i} = 0$	GINI	HPINF

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج بررسی رابطه علیت گرنجری میان شکاف تورمی و نابرابری درآمد در جدول (۷) ارائه شده است. با ملاحظه آماره‌های آزمون و حداقل سطح معنی‌داری، در می‌یابیم که میان شکاف تورم و نابرابری درآمد هیچ رابطه علیتی وجود ندارد.

$$GINI_t = C_{\alpha} + \sum_{i=1}^k \alpha_{\alpha i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{\alpha i} GAPINF_{t-i} + \varepsilon_{\alpha t} \quad (8)$$

$$GAPINF_t = C_{\beta} + \sum_{i=1}^k \alpha_{\beta i} GINI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{\beta i} GAPINF_{t-i} + \varepsilon_{\beta t} \quad (9)$$

**جدول ۷. نتایج آزمون تودا و یاماموتو: شکاف تورم (GAPINF) و ضریب جینی (GINI)**

نتیجه	آماره والد ( $\chi^2$ )	فرضیه $H_0$	متغیر تأثیر گذار	متغیر وابسته
$GAPINF \rightarrow GINI$	0.83436 (0.659)	$GAPINF \rightarrow GINI$ $\beta_{5i} = 0$	GAPINF	GINI
$GINI \rightarrow GAPINF$	0.60653 (0.738)	$GINI \rightarrow GAPINF$ $\alpha_{6i} = 0$	GINI	GAPINF

مأخذ: محاسبات پژوهش

**۲-۴. نتایج روش تصحیح خطا**

پیش از به کارگیری روش تصحیح خطا، باید با استفاده از روش ARDL رابطه بلندمدت بین متغیرها را بررسی نماییم. این روش توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) برای تعیین رابطه همجمعی بین متغیرها ارائه شده است و برخلاف روش یوهانسون نیازی به دانستن درجه همجمعی متغیرهای موجود در مدل نیست، ضمن اینکه تعداد بردارهای همجمعی نیز تعیین می شود. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تورم و ضریب جینی، معادلاتی به شکل زیر را برآورد می نماییم:

$$DGINI_t = a_{\gamma} + \sum_{i=1}^k b_{\gamma i} DGINI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{\gamma i} DTINF_{t-i} + \sigma_{\gamma} GINI_{t-1} + \sigma_{\gamma} TINF_{t-1} + \varepsilon_{\gamma t} \quad (10)$$

$$DTINF_t = a_{\nu} + \sum_{i=1}^k b_{\nu i} DGINI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{\nu i} DTINF_{t-i} + \omega_{\nu} GINI_{t-1} + \omega_{\nu} TINF_{t-1} + \varepsilon_{\nu t} \quad (11)$$

که در آن،  $\varepsilon_t$  جمله اختلال و ضرایب  $a, b, c, \sigma$  و  $\omega$  پارامترهای قابل برآوردند. سپس در رابطه (۱۰) فرضیه صفر که عبارت است از نبود رابطه بلندمدت میان متغیرها ( $H_0: \sigma_{\gamma} = \sigma_{\nu} = 0$ ) را در برابر فرضیه مخالف مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ( $H_1: \sigma_{\gamma} \neq 0, \sigma_{\nu} \neq 0$ ) آزمون می کنیم. در این آزمون از آماره F که آن را  $F_{GINI}(GINI|TINF)$  می نامیم، استفاده می کنیم. همان گونه که در جدول (۸) مشاهده می شود، آماره F محاسباتی در حالت  $F_{GINI}(GINI|TINF)$  کمتر از حد پایین ارزش بحرانی در سطح ۹۵ درصد می باشد و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی توان رد کرد؛ لذا TINF متغیر محرک بلندمدت برای تشریح GINI نیست. در مورد سایر معادلات نیز این رویه را تکرار می کنیم که نتایج

آن در جدول (۸) ارائه شده است. حال به منظور بررسی جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌نماییم.

جدول ۸. بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

آماره F	نتیجه
$F_{GINI} (GINI   TINF) = 2/4373$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.
$F_{TINF} (TINF   GINI) = 3/9264$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.
$F_{GINI} (GINI   HPINF) = 6/5606$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.
$F_{HPINF} (HPINF   GINI) = 1/9421$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.
$F_{GINI} (GINI   GAPINF) = 1/7200$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.
$F_{GAPINF} (GAPINF   GINI) = 6/8794$	فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

مأخذ: محاسبات پژوهش

\* محدوده مقادیر بحرانی در حالت وجود عرض از مبدأ و بدون روند در سطح ۹۵ درصد:  $I(0) = 4/934$ ,  $I(1) = 5/764$

جدول ۹. نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

آزمون علیت کوتاه‌مدت <sup>۱</sup>	آزمون علیت بلندمدت		H <sub>0</sub>	DGINI
	آزمون توأم <sup>۳</sup>	ECM <sup>۲</sup>		
DHPINF	DHPINF & ECM <sub>t-1</sub>	ECM <sub>t-1</sub>	$\gamma_i = 0, \lambda = 0$	
$\gamma_i = 0$	$\gamma_i = 0, \lambda = 0$	$\lambda = 0$		
$\delta/9228 (0/052)$	$14/9241 (0/002)$	$-3/8259 (0/001)$		

مأخذ: محاسبات پژوهش

- ۱- آزمون معنی داری ضرایب با وقفه متغیرها با استفاده از آزمون والد؛
- ۲- آزمون معنی داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t؛
- ۳- آزمون معنی داری ضرایب با وقفه متغیرها توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد.

برای تبیین رابطه نابرابری درآمد و تورم پیش‌بینی شده، ابتدا مدل تصحیح خطای ذیل را برآورد

می‌نماییم:

$$DGINI = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i DGINI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i DHPINF_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

جدول (۹) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاهمدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله (۱۲)، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار شوارز-بیزین برابر با (۲،۱) به دست آمده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، معنی‌دار بودن ضریب متغیر DHPINF نشان می‌دهد، در کوتاهمدت یک رابطه علیت یک طرفه از تورم پیش‌بینی شده به ضریب‌جینی وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه  $ECM_{t-1}$  حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد که این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب (DHPINF و  $ECM_{t-1}$ ) با آماره ( $\chi^2$ ) تأیید می‌شود.

به منظور بررسی رابطه بین شکاف تورمی و ضریب‌جینی، ابتدا مدل تصحیح خطای زیر برآورد

گردید:

$$DGAPINF = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i DGAPINF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i DGINI_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

جدول (۱۰) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاهمدت و بلندمدت را با استفاده از معادله بالا نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (n و m) با استفاده از معیار شوارز-بیزین برابر با (۰ و ۲) به دست آمد. نتایج نشان می‌دهند که در کوتاهمدت با توجه به عدم معناداری ضریب متغیر DGINI نابرابری درآمد علیت گرنجری شکاف تورمی نیست. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه ( $ECM_{t-1}$ ) حاکی از این است که در بلندمدت، علیت یک طرفه از نابرابری درآمد به شکاف تورمی وجود دارد که این نتیجه، با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب DGINI و  $ECM_{t-1}$  تأیید می‌شود.

## جدول ۱۰. نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

آزمون علیت کوتاه‌مدت	آزمون علیت بلندمدت		H <sub>0</sub>	تفسیر
	ECM	آزمون توأم		
DGINI	ECM <sub>t-1</sub>	DGINI & ECM <sub>t-1</sub>		
$\gamma_i = 0$	$\lambda = 0$	$\gamma_i = 0, \lambda = 0$	H <sub>0</sub>	
۰/۱۴۹۷۸ (۰/۶۹۹)	-۵/۱۸۱۲ (۰/۰۰۰)	۲۶/۸۸۰۳ (۰/۰۰۰)		DGAPINF

## ۵. جمع‌بندی

در این پژوهش با استفاده از روش ARDL، به بررسی نتایج تجربی تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران پرداختیم. براساس نتایج رابطه بلندمدت، علامت ضریب تورم پیش‌بینی شده منفی و علامت مجذور آن مثبت و معنادار می‌باشد که این امر صحت فرضیه تحقیق را تأیید می‌نماید. بنابراین رابطه غیرخطی بین تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد وجود دارد. همچنین این نتیجه حاصل شد که افزایش میانگین سال‌های تحصیل و سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمد را بهبود می‌بخشد؛ اما افزایش بیکاری و تولید ناخالص داخلی سرانه، نابرابری درآمد را بدتر می‌کند. سپس به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین نابرابری درآمد و تورم در ایران از دو روش تودا و یاماموتو و تصحیح خطا استفاده نمودیم. مقایسه نتایج این دو روش نشان می‌دهد که:

۱. در هر دو روش بین تورم کل و ضریب‌جینی هیچ رابطه علیت گرنجری وجود ندارد که مؤید نتیجه بخش اول مبنی بر معنادار نبودن متغیر تورم کل در مدل می‌باشد.
۲. با توجه به روش تودا و یاماموتو، یک رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین تورم پیش‌بینی شده و ضریب‌جینی وجود دارد، در حالی که بر طبق روش تصحیح خطا در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تنها یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از تورم پیش‌بینی شده به ضریب‌جینی وجود دارد که با نتایج بخش اول مطابقت دارد.
۳. طبق روش تصحیح خطا، در اینجا تنها در بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از ضریب‌جینی به تورم پیش‌بینی نشده وجود دارد، در حالی که نتایج روش تودا و یاماموتو هیچ رابطه علیت گرنجری را بین این دو متغیر نشان نمی‌دهند.



## فهرست منابع

- آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۴) بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۴.
- آماده، حمید و قاضی، مرتضی و عباسی‌فر، زهره (۱۳۸۸) بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶.
- ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶) اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۱.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه و گزارش اقتصادی، سال‌های مختلف.
- بگ، دیوید و فیشر، استانی و دورنبوش، رودیگر (۱۳۷۶) اقتصاد کلان؛ ترجمه: حمید رضا علی پورشیرسوار؛ آستارا: نشر مرسا.
- پورداد، علی (۱۳۷۸) بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit؛ تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.
- تفضلی، فریدون (۱۳۷۵) تورم و تورم بسیار شدید و چند نمونه تاریخی؛ وزارت تعاون، تودارو، مایکل (۱۳۷۸) توسعه اقتصادی در جهان سوم؛ ترجمه: غلامعلی فرجادی؛ تهران: مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه.
- جررزاده، علی رضا و علی رضا اقبالی (۱۳۸۴) بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران؛ فصلنامه پژوهشی رفاه اجتماعی، سال چهارم، شماره ۱۷.
- خوارزمی، ابوالقاسم (۱۳۸۴) بررسی رابطه علیت بین گردشگری و تجارت در ایران (۸۰-۱۳۳۸)؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۷.
- داری، نرجس (۱۳۸۱) تأثیر تورم بر توزیع درآمد خانوارهای شهری ایران طی سال‌های ۷۸-۱۳۵۸؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا، دانشکده ادبیات و علوم انسانی.
- دانشگاه آزاد اسلامی، اداره کل فناوری اطلاعات و ارتباطات، آمار دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی، سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۵.
- زراء نژاد، منصور و انصاری، الهه (۱۳۸۷) بررسی رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش عالی در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۷.
- زیبایی، حسن (۱۳۸۴) ارزیابی سهم عوامل تعیین کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران؛ مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۱.
- سپهری، عباس (۱۳۷۱) تأثیر سیاست‌های کلان بر توزیع درآمد؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.

- صمدی، سعید (۱۳۷۱) بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.
- عسگری، علی (۱۳۷۰) نظری اجمالی به تورم و توزیع درآمد در کشور؛ ماهنامه بررسی‌های بازرگانی، شماره ۵۱.
- فردریک ملک (۱۳۸۶) شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری کشور (۱۳۸۵-۱۳۴۸)؛ گزارش پژوهش‌های اقتصادی، مرکز تحقیقات استراتژیک، معاونت پژوهش‌های اقتصادی.
- کفایی، سید محمدعلی و درستکار، عزت‌اله (۱۳۸۶) تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۰.
- مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن (نتایج تفصیلی)، سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵.
- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری سال ۱۳۸۶، تهران: مرکز آمار ایران.
- مهربانی، وحید (۱۳۸۷) تأثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها؛ تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲.
- نفیسی، شهاب (۱۳۸۱) رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تاکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار، مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی؛ تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷) ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد؛ مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۵ و ۳۴.
- نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب (۱۳۸۲) رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تاکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۷.
- وزارت آموزش عالی، آمار آموزش عالی کشور، سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵.
- وزارت آموزش و پرورش، آمار آموزش و پرورش، سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۵.
- Abounoori, E. (2003) Unemployment, Inflation and Income Distribution: A Cross-country Analysis; Journal of Iranian Economic Review, Vol. 8, No. 9.
- AL-Marhubi, F (1997) A Note on the Link between Income Inequality and Inflation; Economic Letters (55).
- Amornthum, S (2004) Income Inequality, Inflation and Nonlinearity: The Case of Asian Economies; University of Hawaii, Economic Research Organization Lecture note No. 601
- Barro, R., and J.w. Lee. (2000). International Data on Educational Attainment: Updates and Implications. NBER, Working Paper, 7911.
- Barro, Robert j. (1997) Determinant of Economic Growth: A Cross- country Empirical Study; MIT Press, Cambridge.
- Blinder, Alan and Howard Esaki (1978) Macroeconomic Activity and Income

- Distribution in the Postwar United States; The Review of Economics and Statistics, Vol. 60.
- Bulir, Ales (2001) Income Inequality: Does Inflation Matter?; IMF Staff Paper, International Monetary Funds, Vol. 48, No. 1.
- Bulir, Ales and Anne-Marie Gulde (1995) Inflation and Income Distribution: Further Evidence on Empirical Links; IMF Working Paper (WP/95/86).
- Camera, C. and Chien, Y. (2011) Understanding the Distributional Impact of Long-Run Inflation; Purdue University.
- Cole, Jeffrey and Christopher Towe (1996) Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States; IMF Working Paper (WP/96/97).
- Easterly, William and Stanley Fisher (2000) Inflation and the Poor; Policy Research Working Paper (2335).
- Easterly, William and Stanley Fisher (2001) Inflation and the Poor; Journal of Money, credit and Banking, Vol. 33, No. 2.
- Galli, Rossana and Rolf Van der Hoeven (2001) Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation; Employment Paper (29).
- Minarik, Joseph j. (1979) The Size Distribution of Income during Inflation; The Review of Income and Wealth, Series 25.
- Nolan, Brian (1986) Comment on Cyclical and Secular Influences on the Size Distribution of Personal Income in the UK: Some Econometric Tests by G.Weil; Applied Economics, Vol. 18.
- Romer, C. D. and Romer, D. H. (1998) Monetary Policy and the Well-Being of the Poor; NBER Working Paper 6793, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- Schultz, T. Paul (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.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995), Statistical Inference in Vector Auto regressions with Possibly Integrated Processes, Journal of Econometrics, No.66.
- Van Wijek, Peter (1992) Cyclical and Political Influences on the Size Distribution of Income in the US (1959-1989); Applied Economics, Vol. 24.
- Volsch, T. (2004) Income Distribution in 14 OECD Nations, 1967-2000: Evidence from the Luxembourg Income Study; Working Paper, No. 386.