تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۰، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۴ / ص ۷۳۲-۷۰۷

بررسی ماندگاری تورم در ایران با استفاده از روش بوت‌استرپ

فیروز فلاحی*

دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، ffallahi@tabrizu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۷/۱۴

چکیده

با توجه به اینکه برای سیاست‌گذاران آگاهی از ماندگاری یا ماندگارنبودنِ تورم اهمیت دارد، در این تحقیق درجهٔ ماندگاری نرخ تورم کل و نیز تورم در دوازده زیرگروه طی دورهٔ ۱۳۸۱ ــ ۱۳۹۲ بررسی می‌شود. بدین منظور، از مدل‌های AR و مجموع ضرایب (ریشه‌های) این مدل‌ها به عنوان تخمینی از درجهٔ ماندگاری تورم استفاده می‌شود. نخست، برای بررسی ماندگاریِ این نرخ‌های تورم، از آزمون ریشهٔ واحد ADF استفاده می‌شود. با توجه به کاستی‌های این آزمون و سایر آزمون‌های متداول ریشهٔ واحد برای مطالعهٔ ماندگاری متغیرهای سری زمانی (به‌ویژه هنگامی که این متغیرها دارای ریشه‌ای نزدیک به واحدند)، با استفاده از روش بوت‌استرپ ـ که هنسن[1] (۱۹۹۹) آن را ارائه کرده ـ فاصلهٔ اطمینان در سطح ۹۰ درصد برای مجموع ریشه‌ها محاسبه می‌شود. نتایج این روش نسبت به ریشهٔ واحد یا ریشهٔ نزدیک به واحد حساس نیست و در همهٔ موارد صحیح است. نتایج نشان می‌دهد، صرف‌نظر از نحوهٔ تصریح مدل ـ بر اساس آزمون ADF و فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد محاسبه شده به روش بوت‌استرپ ـ نرخ تورم در گروه ارتباطات، گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات، گروه خوراکی‌ها، گروه کالا و گروه حمل و نقل فاقد خاصیت ماندگاری است. در حالی که متغیر تورم در گروه‌های پوشاک، آموزش، بهداشت، تفریح و مسکن و نیز تورم کل در همهٔ موارد دارای ریشهٔ واحد و ماندگار است. بنابراین، اگر شوک قیمتی در این پنج گروه ایجاد شود، آثار این شوک برای همیشه ماندگار است و نرخ تورم این گروه‌ها برای همیشه تغییر می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: E31, C22

واژگان کلیدی: بوت‌استرپ، پایداری، ریشهٔ نزدیک به واحد، فاصلهٔ اطمینان، ماندگاری تورم.

---

* تلفن: ۰۹۱۴۴۱۹۰۴۴۷

1. Hansen

مقدمه

تورم از جملهٔ مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی به‌شمار می‌رود و یکی از اهداف دولت‌ها کنترل آن در حد قابل قبول است. بانک‌های مرکزی برای اخذ تصمیمات مناسب در مورد تورم باید دربارهٔ درجهٔ ماندگاری[1] تورم اطلاعات کافی داشته باشند تا بر اساس آن به بررسی تأثیرات کوتاه‌مدت سیاست‌های پولی بپردازند. ماندگاری، در واقع، سرعت برگشت به روند قبلی بعد از وقوع شوک را نشان می‌دهد. در صورتی که تورم دارای ماندگاری زیادی باشد و شوک معینی را تجربه کند، بانک مرکزی برای کنترل این شوک باید به‌سرعت و به شدت وارد عمل شود. در حالی که فقدان ماندگاری تورم بدین معناست که بانک مرکزی فرصت زیادی برای اجرای سیاست‌های کنترلی در اختیار دارد و به اجرای سیاست‌های شدید نیازی ندارد. به عبارت دیگر، اجرای سیاست‌های کاهش نرخ تورم در کوتاه‌مدت، با وجودِ ماندگاریِ تورم، باعث افت فعالیت‌های واقعی اقتصاد می شود. بنابراین، ماندگاری تورم فاکتور بسیار مهمی در تعیین اندازهٔ هزینه‌های اقتصادی اجرای سیاست های کنترل تورم به‌شمار می‌رود. فیورر و مور[2] (۱۹۹۵) به بررسی مبسوط نظری و عملی این موضوع پرداختند؛ بر اساس نتایج مطالعهٔ آنان، هنگامی که ماندگاری تورم زیادی باشد، نسبت از دست رفته[3]، در مقایسه با ماندگاری تورم کم، بسیار زیاد خواهد بود، زیرا در این صورت فرایند تعدیل طی یک دورهٔ ضدتورمی مستلزم کُندکردن نرخ رشد تقاضای کل خواهد بود. همچنین، چون تعدیل در انتظارات به کُندی صورت می‌گیرد، طول دورهٔ ضدتورمی به احتمال زیاد طولانی خواهد بود (بانک مرکزی ایران).

ماندگاری مورد بحث در اقتصاد را می‌توان تقریباً متناظر با مفهوم اینرسی (لختی) در فیزیک در نظر گرفت؛ یعنی متغیری که خاصیت ماندگاری دارد، در صورت ثبات سایر شرایط، تمایل دارد در نزدیکی وضعیت خود در دورهٔ قبل باقی بماند. به عبارت دیگر، ماندگاری تورم به این صورت تعریف می شود که تورم دورهٔ فعلی به تورم دوره‌های قبل بستگی داشته باشد

1. persistence
2. Fuhrer & Moore
۳. نسبت از دست رفته (sacrifice ratio) زیان انباشته در تولید واقعی را به واسطهٔ یک درصد کاهش دائمی در تورم اندازه‌گیری می‌کند.

که می‌تواند به واسطهٔ عواملی ایجاد شده باشد، از جمله چسبندگی دستمزد و قیمت، انتظارات تورمی، تعدیل قیمت‌های نسبی، تغییر در نهادهایِ سیاست‌گذاریِ نرخِ ارز یا دستمزدها و عدم اعتباری مقامات پولی.[۱] مثلاً، در کشورهایی که دستمزدها بر اساس نرخ تورم شش ماه یا یک سال گذشته تعدیل می‌شود اینرسی یا ماندگاری نرخ تورم ایجاد می‌شود. وجود اینرسی در تورم را می‌توان با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد بررسی کرد. شرط وجود اینرسی این است که تورم یک گام تصادفی و دارای ریشهٔ واحد باشد. برای کاهش ماندگاری تورم می‌توان از استراتژی‌های ضدتورمی مؤثر و مداوم یا سیاست‌هایی که باعث کاهشِ انتظارات تورمی می‌شود بهره گرفت. در عین حال، اگر دلیل ایجاد ماندگاری تورم عدم اعتبار مقامات پولی باشد، باید اعتماد مردم به سیاست‌های پولی جلب شود.

برای بررسی ویژگی‌های سری‌های زمانی می‌توان از روش‌های اقتصادسنجی استفاده کرد؛ این خواص و ویژگی‌ها در پیش‌بینی‌ها و مدل‌سازی نقش اساسی ایفا می‌کنند. ماندگاری از جمله ویژگی های سری زمانی به‌شمار می‌رود و در ادبیات اقتصادی توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است. برای تعیین ماندگاری نرخ تورم معمولاً از آزمون‌های ریشهٔ واحد استفاده می‌شود.[۲] ریشهٔ واحد بدین معناست که تأثیر هرگونه شوک بر نرخ تورم دائمی خواهد بود. اما، در حالتی که متغیر تورم ایستاست، درجهٔ ماندگاری می‌تواند زیاد یا کم باشد؛ در حالت اول آثار شوک به مرور زمان در بلندمدت از بین می‌رود و در حالت دوم این آثار به‌سرعت خنثی می‌شود و متغیر به میانگین و روند طبیعی خود برمی‌گردد. بر این اساس، اصطلاحاً گفته می‌شود متغیر ایستا دارای خاصیت بازگشت به میانگین[۳] است. در عین حال، رابطه‌ای معکوس بین درجهٔ ماندگاری و بازگشت به میانگین وجود دارد.

از طرف دیگر، بررسی ماندگاری نرخ تورم در زیرگروه‌های مورد استفاده در محاسبهٔ نرخ تورم مبتنی بر CPI نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا این بررسی می‌تواند به سیاست‌گذار نشان دهد که کدام زیرگروه در ایجاد ماندگاری تورم نقش بیشتری ایفا

---

۱. در برخی از مطالعات از منحنی فیلیپس برای تبیین ماندگاری تورم استفاده می‌شود (برای مطالعه ← مرزبان و نجاتی، ۱۳۸۸؛ درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹؛ تقی‌لو، ۱۳۹۲).

۲. به طور کلی، دو روش عمده برای بررسی ماندگاری تورم در ادبیات اقتصادی مطرح است: اولی بر اساس برآورد انواع مختلف منحنی فیلیپس است؛ و دیگری استفاده از روش‌های سری زمانی. مطالعهٔ حاضر، با استفاده از رویکرد دوم، در صدد بررسی درجهٔ ماندگاری تورم در ایران است.

3. mean reversion

می‌کند تا با اتخاذ تدابیر مناسب برای کاهش ماندگاری تورم در این زیرگروه به کاهش ماندگاری تورم کل دست یافت.

همان طور که اشاره شد، آزمون های ریشهٔ واحد از متداول‌ترین ابزارها برای بررسی ماندگاری متغیرهای سری زمانی به‌شمار می‌رود. فاصلهٔ اطمینان برای مجموع ریشه‌ها (یا ضرایب مدل AR) یا بزرگ‌ترین ریشه ابزار دیگری است برای این منظور می‌توان استفاده کرد. اگر این فاصله شامل عدد یک (واحد) باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر مورد نظر غیرایستاست و کاملاً ماندگار است. در عین حال، کران پایین فاصلهٔ اطمینان محاسبه‌شده را نیز می‌توان حداقل درجهٔ ماندگاری متغیر تعبیر کرد.

برای بررسی درجهٔ ماندگاری می‌توان از بزرگ‌ترین ریشهٔ مدل AR(k) یا حاصل جمع ضرایب این مدل استفاده کرد. اندروز و چن[1] (۱۹۹۴) بر آن اند که استفاده از حاصل جمع ضرایب[2] مدل AR(k) بهتر از استفاده از بزرگ‌ترین ریشهٔ AR(k) برای بررسی ماندگاری متغیرهاست، زیرا دو فرایند سری زمانی با بزرگ‌ترین ریشهٔ یکسان می‌توانند رفتار متفاوتی از نظر ماندگاری داشته باشند. مثلاً، یک فرایند AR(2) با ریشه‌هایی برابر با ۰٫۷ و ۰٫۶ ماندگاری بیشتری نسبت به فرایند AR(2) دیگری با ریشه‌های ۰٫۷ و ۰٫۲ دارد؛ در حالی که در صورت استفاده از بزرگ‌ترین ریشه، به عنوان شاخص ماندگاری، این دو فرایند از هم تفکیک پذیر نخواهند بود.

در صورت استفاده از حاصل جمع ریشه‌ها، اگر قدر مطلق مجموع ریشه‌ها از عدد یک کمتر باشد، متغیر مورد بررسی ایستا و غیرماندگار خواهد بود؛ در غیر این صورت غیرایستا و ماندگار خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر $|\alpha| = ۱$ باشد، شوک‌ها یا اختلالات[3] اثری دائمی بر متغیر مورد نظر در طی همهٔ دوره‌های زمانی $t = ۱, \ldots, T$ خواهد داشت. برای توجیه استفاده از α، به منزلهٔ شاخص مناسب درجهٔ ماندگاری، می‌توان به ارتباط مستقیم بین α و تابع تجمعی واکنش به شوک‌ها[4] اشاره کرد (هامیلتون[5]، ۱۹۹۴). در حقیقت، واکنش

1. Andrews & Chen
2. α
3. innovations
4. cumulative impulse response function
5. Hamilton

تجمعی به یک شوک خاص برابر است با $(1-\alpha)/1$. بنابراین، افزایشِ α به معنای افزایشِ ماندگاری خواهد بود.

محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان α نیازمند دقت زیادی است، زیرا توزیع مجانبی تخمین‌زننده‌های OLS برای حالتی که متغیر مورد نظر دارای ریشهٔ واحد است متفاوت از زمانی خواهد بود که این متغیر ایستاست. در واقع، اگر متغیر ایستا باشد، می‌توان از فرمول‌های متداول و توزیع نرمال استاندارد یا توزیع t برای ایجاد فاصلهٔ اطمینان (CI) استفاده کرد. در حالی که ریشهٔ نزدیک به واحد باعث می شود تا استفاده از آمارهٔ t برای این کار درست نباشد، زیرا ریشهٔ نزدیک به واحد موجب می‌شود که توزیع t غیراستاندارد شود. به عبارت دیگر، هنگامی که سری زمانی مورد بررسی دارای ریشه‌ای نزدیک به واحد است، باید با احتیاط از قانون اعداد بزرگ و نیز تئوری حد مرکزی[1] استفاده کرد، زیرا در این وضعیت فرایند همگرایی این دو کُند می‌شود و در حالتی که ریشه برابر واحد است، قانون اعداد بزرگ و نیز تئوری حد مرکزی برقرار نیست. بنابراین، در چنین حالت‌هایی فاصلهٔ اطمینان محاسبه‌شده بر اساس روش‌های متداول حتی به صورت مجانبی نیز درست نخواهند بود.[2]

همین موضوع سبب شده است تا محققان به ارائهٔ روش های مبتنی بر ریشهٔ نزدیک به واحد[3] اقدام کنند. هنسن (۱۹۹۹) برای محاسبهٔ CI به روش بوت‌استرپینگ روشی ارائه کرد؛ از این روش می‌توان در مواردی که متغیر مورد بررسی دارای ریشهٔ نزدیک به واحد است نیز استفاده کرد. بدین منظور، این روش در یک دامنه برای α اقدام به محاسبهٔ توزیع t می‌کند و، در نهایت، بر اساس این توزیع‌های محاسبه‌شده، CI به دست می‌آید. در این روش، برآوردها طوری تعدیل می‌شود که α در میانه[4] دارای تورش نباشد.

در این مطالعه صرفاً به بررسی خاصیت ماندگاری در تورم کل و تورم در زیرگروه‌های مختلف می‌پردازیم. بررسی عوامل مؤثر بر درجهٔ ماندگاری فراتر از حیطهٔ مطالعهٔ حاضر است. مطالعهٔ حاضر هم به لحاظ روش مورد استفاده هم کاربردِ داده‌های زیرگروه‌های CPI از سایر

---

1. central limit theorem

۲. همچنین، ریشهٔ نزدیک به واحد باعث می‌شود تا نتایج تخمین به روش OLS دارای تورش منفی باشد و ماندگاری را کمتر از حد نشان دهد (به عنوان نمونه ← اندروز و چن، ۱۹۹۴).

3. local to unity

4. median

مطالعات انجام‌یافته در داخل کشور متمایز است. در واقع، جست وجوی محققان نشان می‌دهد که از روش بوت‌استرپ مورد استفادهٔ این مطالعه در هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور استفاده نشده است.

سازمان‌دهی این مطالعه بدین صورت است: در بخش بعدی به مرور مطالعات تجربی در این زمینه پرداخته می‌شود. سپس، در بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق و ارائهٔ روش مورد استفاده در این مطالعه می‌پردازیم. در بخش چهارم داده‌های مورد استفاده و نتایج حاصل از روش‌های مختلف ارائه می‌شود. و در بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

مطالعات تجربی

پدیدهٔ تورم از جمله موضوعات اقتصادی به‌شمار می‌رود؛ دربارهٔ این پدیده مطالعات بسیار زیادی انجام یافته است. نلسون و شورت[1] (۱۹۷۷)، بایلی[2] (۱۹۸۹)، بال و سچتی[3] (۱۹۹۰) و یوهانسون[4] (۱۹۹۲) در مطالعهٔ کشورهای مختلف به این نتیجه دست یافتند که سطح قیمت در همهٔ موارد دارای دو ریشهٔ واحد است؛ یعنی تورم متغیری غیرایستا و دارای ریشهٔ واحد است. بارسکی[5] (۱۹۸۷) به مطالعهٔ تورم در آمریکا پرداخت و نشان داد که تورم در سال‌های قبل از جنگ جهانی اول فرایندِ نویزِ سفید بوده، اما، در دورهٔ بعد از ۱۹۶۰، تورم در این کشور بسیار ماندگار بوده است. آلگوسکوفیس و اسمیت[6] (۱۹۹۱) نشان دادند که تورم آمریکا در دورهٔ بعد از جنگ جهانی دوم ماندگارتر از تورم در دورهٔ استاندارد طلا (برتون وودز) است. ایمری[7] (۱۹۹۴)، با استفاده از آمار همین کشور، به این نتیجه رسید که تورم را می‌توان نویزی سفید در نظر گرفت. بیلی و همکاران[8] (۱۹۹۶)، با مطالعهٔ دورهٔ بعد از جنگ جهانی، نشان دادند که تورم در این دوره دارای خاصیت بازگشت به میانگین بوده، ولی این پروسه به زمان زیادی نیاز

1. Nelson and Schwert
2. Baillie
3. Ball and Cecchetti
4. Johansen
5. Barsky
6. Alogoskoufis & Smith
7. Emery
8. Baillie, Chung & Tieslau

دارد، زیرا متغیر تورم حافظهٔ طولانی‌مدت[1] دارد. ادواردز[2] (۱۹۹۸)، با مطالعهٔ میزان تورم در کشورهای آمریکای لاتین، نشان داد که میزان تورم در این کشورها دارای ماندگاری بسیار زیادی است. کیم[3] (۲۰۰۰)، با مطالعهٔ داده‌های تورم طی دورهٔ ۱۹۴۸ ــ ۱۹۹۴ و روش‌های جدید، نشان داد که می‌توان تورم در دورهٔ قبل از ۱۹۷۳ را متغیری ایستا در نظر گرفت؛ در حالی که، بعد از سال ۱۹۷۳، تورم به متغیری غیرایستا تبدیل می‌شود. استاک و واتسون[4] (۲۰۰۷)، با استفاده از بزرگ‌ترین ریشهٔ مدل AR به عنوان شاخصی از ماندگاری تورم و محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان در سطح ۹۰ درصد برای آن، نشان دادند که در دوره‌های ۱۹۷۰ ــ ۱۹۸۳ و ۱۹۸۴ ـ ۲۰۰۴ این متغیر دارای ریشهٔ واحد بوده است. پیوتا و ریس[5] (۲۰۰۷)، با بررسی تورم، به این نتیجه رسیدند که بزرگ‌ترین ریشهٔ مدل AR نزدیک به یک است و در طی دورهٔ ۱۹۷۴ ـ ۲۰۰۱ رفتار تورم تقریباً باثبات بوده است. جدول ۱، خلاصه‌وار، چند مورد دیگر از مطالعات صورت‌گرفته در زمینهٔ ماندگاری تورم را نشان می‌دهد.

بررسی‌ها نشان می‌دهد، برخلاف شمار زیاد مطالعات خارجی در این زمینه، شمار مطالعات داخلی دربارهٔ ماندگاری تورم بسیار محدود است. در فصل چهارم مطالعه‌ای که در بانک مرکزی ایران انجام شده و نتایج آن به صورت کتابی با عنوان تحلیل تجربی تورم و قاعدهٔ سیاست‌گذاری پولی در ایران انتشار یافته مفهوم ماندگاری[6] و دلایل ایجاد آن بررسی شده است. سپس، با استفاده از ضریب خودهمبستگی، به منزلهٔ شاخص ماندگاری، ماندگاریِ نرخ تورم آزمون شده است؛ نتایج نشان‌دهندهٔ ماندگاریِ نرخ تورم در کشور ایران است. در مطالعه‌ای دیگر، مرزبان و نجاتی (۱۳۸۸) به بررسی شکست ساختاری در ماندگاری تورم پرداختند. نتایج مطالعهٔ آنان حاکی از ماندگاری تورم در ایران است. درگاهی و شربت‌اوغلی (۱۳۸۹)، با استفاده از داده‌های دورهٔ ۱۳۶۸ ــ ۱۳۸۵، به بررسی ماندگاری تورم در ایران پرداختند. آنان از مجموع ضرایب خودرگرسیونی و تابع واکنش استفاده کردند. نتایج مطالعهٔ

1. long memory
2. Edwards
3. Kim
4. Stock & Watson
5. Pivetta & Reis

۶. در مطالعهٔ مورد نظر، کلمهٔ persistence به معنی «پایداری» ترجمه شده است. در این کتاب دلایل و روش‌های اندازه‌گیری پایداری تورم (در صفحات ۳۵ ـ ۳۹) بررسی شده است. به علاقه‌مندان توصیه می‌شود این مطالب را در این رفرنس (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۵) مطالعه کنند.

آنان نشان داد که تورم در ایران ماندگار است. طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از روش ARFIMA، به بررسی پایداری (ماندگاری) تورم در ایران پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که در دورهٔ ۱۳۵۱ ــ ۱۳۹۰ تورم در ایران ماندگار بوده است. گلستانی و شهروان (۱۳۹۲)، به منظور بررسی امکان تبعیت نرخ تورم از الگوی بازگشت به میانگین از داده‌های ماهانه طی دورهٔ ۱۳۶۹ ـ ۱۳۸۸ و مدل TGARCH استفاده کردند. نتایج نشان‌دهندهٔ تمایل به بازگشت به میانگین در این متغیر به شرط لحاظ‌نمودن شکست ساختاری است. تقی‌لو (۱۳۹۲)، با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ ۱۳۵۴ ــ ۱۳۹۰، با به‌کارگیری روش‌های مجموع ضرایب، آزمون ریشهٔ واحد و خودهمبستگی بین دوره‌ای به این نتیجه رسید که تورم در ایران ماندگار است.[۱]

جدول۱. خلاصه‌ای از مطالعات تجربی

محققان	سال انجام مطالعه	روش مطالعه	نتیجه
Rose	۱۹۸۸	آزمون دیکی- فولر	نرخ تورم ایستا است
Nusser	۱۹۹۱	آزمون‌های هم‌انباشتگی	نرخ تورم ایستا است
Brunner & Hess	۱۹۹۳	آزمون دیکی- فولر و بوت‌استرپینگ	تورم از سال ۱۹۴۷ تا ۱۹۵۹ ایستا و از ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۲ غیرایستا بوده است
Evans & Wachtel	۱۹۹۳	مارکوف سوئیچینگ	تورم انباشته از درجهٔ یک طی دورهٔ ۱۹۶۵ ـ ۱۹۸۵ و ایستا در سایر دوره‌ها
Culver & Papell	۱۹۹۷	آزمون‌های ریشهٔ واحد پانل دیتا	تورم فقط در سه کشور از ۱۳ کشور مورد مطالعه ایستا است
Henry & Shields	۲۰۰۴	آزمون ریشهٔ واحد آستانه‌ای	تورم در آمریکا یک فرایند I(1) است
Ang et al.	۲۰۰۷	مارکوف سوئیچینگ	تورم I(0) است
Tillmann	۲۰۱۰	پنجرهٔ متحرک	ماندگاری تورم در طی زمان کاهنده بوده است
Meller & Nautz	۲۰۱۲	آزمون‌های ریشهٔ واحد fractional	ماندگاری تورم در طی زمان کاهنده بوده است

۱. همهٔ مطالعات انجام‌شده در داخل کشور از داده‌های تورم کل برای بررسی ماندگاری تورم استفاده کرده‌اند و در هیچ مطالعه‌ای به زیرگروه‌ها پرداخته نشده است.

روش‌شناسی تحقیق

ماندگاری عبارت است از مجموع آثار بلندمدت وقوع یک شوک در نرخ تورم. همان طور که اشاره شد، برای مطالعهٔ ویژگی ماندگاری در هر سری زمانی، می‌توان از آزمون‌های ریشهٔ واحد یا محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان برای ضرایب مدل خودرگرسیونی آن متغیر استفاده کرد. در عین حال، با توجه به کم‌بودن توان اغلب آزمون‌های ریشهٔ واحد، این آزمون‌ها در تعیین درستی یا نادرستی ریشهٔ واحد در سری زمانی، به‌ویژه در مواردی که متغیر مورد نظر ریشهٔ نزدیک به واحد دارد، دچار اشتباه می‌شوند. بنابراین، استفاده از روشی جایگزین، مثل محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان، می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدتری نسبت به آزمون ریشهٔ واحد باشد. اگر فاصلهٔ اطمینان محاسبه‌شده شامل عدد یک باشد، متغیر مورد بررسی دارای ریشهٔ واحد است و هرگونه شوک واردشده به آن آثار ماندگاری خواهد داشت. در مقابل، اگر این فاصلهٔ اطمینان شامل عدد یک نباشد، یعنی کران بالای آن کمتر از یک باشد، متغیر مورد نظر ایستاست و ماندگار نیست.

روش‌های متعددی برای ایجاد فاصلهٔ اطمینان وجود دارد؛ متداول‌ترینِ آن‌ها استفاده از تخمین نقطه‌ای ریشه و انحراف معیار محاسبه‌شده است. در این روش کران پایین و بالای فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد عبارت خواهد بود از انحراف معیار ×۱٫۶۴۵± (تخمین نقطه‌ای ریشه).

ولی استفاده از این روش زمانی، که متغیر مورد نظر دارای ریشه‌ای نزدیک به واحد است، صحیح نیست. ضمناً، هنگامی که متغیر دارای ریشهٔ واحد و ناایستاست نمی‌توان از این روش استفاده کرد، زیرا در این شرایط تئوری‌های مجانبی پیوستگی خود را از دست می‌دهند (توروس[1] و همکاران، ۲۰۰۴: ۹۴۳). از طرف دیگر، مروری بر ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که اغلب متغیرهای کلان اقتصادی دارای ریشهٔ واحد یا ریشه‌ای نزدیک به واحدند. بنابراین، روش استاندارد فوق برای ایجاد فاصلهٔ اطمینان عاری از ایراد نخواهد بود. برای فائق‌آمدن بر این ایراد، روش‌های جدیدی برای محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان ارائه شده است تا در صورت وجود ریشه روی دایرهٔ واحد یا نزدیک به آن نیز نتایج درستی داشته باشد.

1. Torous

محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان با استفاده از بوت‌استرپینگ[۱]

برای سادگی بحث مدل AR(1) زیر را در نظر بگیرید.[۲]

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + u_t$$
$$u_t = \alpha u_{t-1} + e_t$$

که e_t به صورت iid توزیع شده است. روش متداول برای تخمین مدل مذکور استفاده از روش OLS و تخمین مدل زیر است:

$$Y_t = \mu_0' + \mu_1' t + \alpha Y_{t-1} + e_t$$

از مقادیر برآوردشدهٔ ضریب Y_{t-1}، که با $\hat{\alpha}$ نشان می‌دهیم و انحراف معیار مربوط به آن، $s(\hat{\alpha})$، می‌توان برای ساختن فاصلهٔ اطمینان این ضریب استفاده کرد. بدین منظور، از تقریب مجانبی N(0, 1) و آمارهٔ t به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$t(\alpha) = \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{s(\hat{\alpha})}$$

---

۱. بوت‌استرپ روشی برای تخمین توزیع یک تخمین‌زننده یا آمارهٔ آزمون با استفاده از بازنمونه‌گیری (resampling) داده‌های موجود است. افران (Efron) اولین بار در سال ۱۹۷۹ این روش را ارائه کرد و امروزه کاربرد بسیار زیادی در همهٔ زمینه‌های علوم دارد. بوت‌استرپینگ به نوعی مشابه شبیه‌سازی است؛ با این تفاوت که در شبیه‌سازی داده‌های مورد استفاده کاملاً تصنعی و ساختگی است؛ در حالی که در روش بوت‌استرپینگ از داده‌های واقعی برای به‌دست‌آوردن خواص تخمین‌زننده‌های تجربی استفاده می‌شود. بدین منظور، نمونه‌های متعددی با جای‌گذاری از داده‌های اصلی استخراج می‌شود. در واقع، می‌توان گفت که بوت‌استرپ روشی است که فارغ از بسیاری از فرضیات، با ایجاد نمونه‌های فراوان، شرایط نمونه را به شرایط جامعه نزدیک می‌کند و با درنظرگرفتن همهٔ حالات تشکیل نمونه می‌توان از صحت برآورد ضرایب و فاصلهٔ اطمینان برای آن‌ها اطمینان حاصل کرد (Efron & Tibshirani, 1993 به نقل از بنی‌اسدی و همکاران، ۱۳۸۵). ضمناً، در این روش نیاز به پیش‌فرض‌های نرمال‌بودن توزیع و نمونهٔ بزرگ نیست و نتایج دارای اعتبار بیشتری خواهد بود. البته، ذکر این نکته لازم است که بوت‌استرپ مورد استفاده در این مقاله کاملاً با بوت‌استرپ معمولی فرق دارد، زیرا روش بوت‌استرپ معمولی در برآورد مدل AR(k) هنگامی که مدل دارای ریشه‌ای نزدیک به واحد است دچار خطای نوع اول می‌شود و خطای سایز آن بیشتر از مقدار خطای مورد پذیرش است. بنابراین، استفاده از روش‌های بوت‌استرپ معمولی برای متغیرهای اقتصادی، که اکثریت آن‌ها دارای ریشهٔ واحد یا نزدیک به واحدند، عاری از ایراد نیست و نتایج گمراه‌کننده ای می‌تواند ایجاد کند. برای حل این مشکل، هنسن، در سال ۱۹۹۹، راه حل جدیدی ارائه کرد؛ در مطالعهٔ حاضر از این روش استفاده شد تا نتایج قابل اتّکاتری به دست آید.

۲. همهٔ مباحث مذکور را می توان برای مراتب بالاتر AR(k) نیز تعمیم داد؛ جزئیات آن را می توان در مقالهٔ اصلی هنسن در سال ۱۹۹۹ مطالعه کرد.

که فقط در صورتی دارای اعتبار و صحیح است که $|\alpha|<1$ باشد. اما، باید توجه کرد که تقریب نرمال فوق در کارهای تجربی، به‌ویژه هنگامی که $|\alpha|$ یک عدد بزرگ است، عملکرد ضعیفی دارد (فولر[1]، ۱۹۹۶: ۴۱۱). بوت‌استرپ یکی از روش‌هایی است که محققان برای رفع این نقص از آن استفاده می‌کنند. در حقیقت، به جای استفاده از توزیع مجانبی نمونهٔ مورد بررسی، محقق با استفاده از بوت‌استرپینگ به توزیع دقیق و واقعی جامعه دست می‌یابد.

روش‌های متعددی برای استفاده از بوت‌استرپینگ وجود دارد؛ یکی از این موارد را افران و تبشیرانی[2] (۱۹۹۳) بر اساس تعمیم روش صدک[3] t ارائه‌شده توسط هال[4] (۱۹۹۲) معرفی کرده اند. در این روش، که بر اساس مدل‌های دارای ریشهٔ نزدیک به واحد[5] طراحی شده است، از مقادیر برآوردشدهٔ ضرایب مدل خودرگرسیونی بر اساس روش OLS به عنوان مقادیر صحیح و واقعی این ضرایب استفاده می شود و بر اساس آن‌ها توزیع نمونه برای آمارهٔ t استخراج و فاصلهٔ اطمینان بر اساس آن محاسبه می‌شود. اما، باید توجه کرد که این روش به طور ضمنی فرض می‌کند که توابع صدک بوت‌استرپ فوق ثابت‌اند؛ در حالی که این فرض، یعنی ثبات توابع صدک بوت‌استرپ، برای مدل AR برقرار نیست، چون در مدل های دارای ریشهٔ نزدیک به یک آمارهٔ t به عدد ثابت c بستگی دارد و با تغییرِ c آمارهٔ مذکور تغییر می‌یابد و توزیع ثابتی نخواهد داشت. بنابراین، نتایج این روش باید بااحتیاط تحلیل شود.

هنسن (۱۹۹۹)، برای حل مشکل مذکور، روش بوت‌استرپ مبتنی بر grid[6] را پیشنهاد می‌کند. در این روش، برخلاف روشی که افران و تبشیرانی ارائه کرده‌اند، از همهٔ اعداد موجود در یک بازه به عنوان مقدار ضریب α استفاده می‌شود و برای هر یک از این اعداد موجود در بازهٔ مورد نظر یک آمارهٔ t و فاصلهٔ اطمینان محاسبه می‌شود. در

1. Fuller
2. Efron &Tibshirani
3. percentile-t
4. Hall
5. local to unity

در مدل‌های دارای ریشهٔ نزدیک به واحد فرض می‌شود که $\alpha=1+c/n$ است که n نشان دهندهٔ اندازهٔ نمونه و c یک عدد منفی و ثابت است.

6. grid bootstrap

نهایت، با جمع‌بندی این فواصل اطمینان به یک فاصلهٔ اطمینان می‌رسد که دارای پوشش آماری مناسب است و نیز خطای نوع اول و دوم آن در سطح قابل قبولی است. به عبارت دقیق‌تر، روشی را که هنسن ارائه کرده می‌توان به شکل زیر مطرح کرد:

فرض کنید نمونهٔ X_n از یک توزیع $G_n(x|\alpha,\eta)=P(X_n\le x\,|\,\alpha,\eta)$ ایجاد شده که به پارامتر $\alpha\in R$ و η وابسته است. α پارامتری است که در صدد تجزیه و تحلیل آن هستیم و η پارامتر مزاحم[1] است که مورد نظر ما نیست، ولی برای بررسی α مجبور به استفاده از آن هستیم و تابعی از α است.

فرض کنید که $S_n(\alpha)$ آمارهٔ آزمون فرضیهٔ زیر باشد که تابعی یکنوا از α است:

$H_0:\alpha_0=\alpha$

مثلاً $S_n(\alpha)$ را می‌توان آمارهٔ t در نظر گرفت. آمارهٔ مذکور دارای توزیعی خواهد بود که به مقادیر (α,η) وابستگی دارد و فرض می‌کنیم به شکل زیر باشد:

$F_n(x|\alpha,\eta)=P(S_n(\alpha)\le x\,|\,\alpha,\eta)$

برای مقادیر ثابت (α,η) می‌توان معکوس توزیع فوق یعنی Fn را با $q_n(\theta|\alpha,\eta)$ نشان داد که در رابطهٔ زیر صدق می‌کند:

$F_n\left(q_n(\theta|\alpha,\eta)|\alpha,\eta\right)=\theta$

در ضمن، چون $q_n(\theta|\alpha,\eta)$ نشان‌دهندهٔ چندک θام توزیع $S_n(\alpha)$ است، می‌توان از آن به عنوان تابع چندک توزیع مورد نظر استفاده کرد.

حال اگر بوت‌استرپ تابع چندک فوق را با $q_n^*(\theta|\alpha,\eta)=q_n(\theta|\alpha,\hat{\eta}(\alpha))$ تعریف کنیم، می‌توانیم فاصلهٔ اطمینان مبتنی بر grid bootstrap در سطح β را به شکل زیر به‌دست آوریم:

$C_g=\left\{\alpha\in R:q_n^*(\theta_1|\alpha)\le S_n(\alpha)\le q_n^*(\theta_2|\alpha)\right\}$

که در فرمول فوق $\theta_1=1-(1-\beta)/2$ و $\theta_2=(1-\beta)/2$ است و $\beta=\theta_2-\theta_1$ است.

برای محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان بر اساس این روش باید مراحل زیر اجرا شود:

---

۱. پارامترهایی که در برآورد مدل باید تخمین زده شوند، ولی هیچ تحلیلی روی آن‌ها انجام نمی‌شود، زیرا در موضوع مورد بررسی به طور مستقیم هیچ نقشی ندارند.

فرض کنید برای مقدار داده‌شدهٔ α، $G_n^*(x|\alpha)=G_n(x\,|\,\alpha,\eta(\alpha))$ نشان دهندهٔ توزیع بوت‌استرپ نمونه باشد که می‌توان از این توزیع یک نمونهٔ تصادفی با عنوان X_n^* ایجاد کرد. نمونه‌های تصادفی (X_n^*ها) را B بار تکرار می‌کنیم و بدین ترتیب B نمونه ایجاد می‌کنیم. در مرحلهٔ بعد، برای هر یک از این نمونه‌ها، X_n^*ها، آمارهٔ مورد نظر یعنی $S_n^*(\alpha)$ را محاسبه و آن‌ها را به‌ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب می‌کنیم. اکنون می‌توان از چندک‌های این آمارهٔ مرتب‌شده به عنوان تخمینی از چندک واقعی آمارهٔ S_n استفاده کرد. دقت برآورد به تعداد نمونه‌های بوت‌استرپ، B، مورد استفاده داشته و با افزایش آن دقت تخمین‌ها بیشتر می شود. در اغلب مطالعات تجربی، انتخاب ۹۹۹ یا ۱۹۹۹ برای B به منظور دستیابی به برآوردهای دقیق کفایت می‌کند.

وجه تمایز روشِ هنسن با بقیهٔ روش‌ها در نحوهٔ تعیین مقدار عددی α است.[۱] برخلاف سایر روش‌ها، هنسن به جای استفاده از مقدار برآوردی α به روش OLS از مقادیر موجود در بازهٔ $A_G=[\alpha_1, \alpha_2,\ldots,\alpha_G]$ در مراحل محاسباتی استفاده می‌کند و آمارهٔ مورد نظر را به دفعات محاسبه می‌نماید.[۲] در کارهای تجربی از هر عددی می‌توان برای G استفاده کرد؛ ولی باید خاطرنشان کرد که افزایش تعداد گریدها به بهبود نتایج برآوردشده منجر می‌شود.

در کل، این روش، نسبت به آزمون‌های ریشهٔ واحد و سایر برآوردهای نقطه‌ای متداول، مزیت‌های عمده‌ای دارد؛ این مزایا به طور خلاصه عبارت‌اند از: نیاز به تعداد کمتری از فروض و شرایط لازم برای استفاده از آن؛ فراهم‌آوردن برآورد فاصله‌ای از پارامتر مورد نظر که میزان تغییر در درجهٔ ماندگاری را نیز بیان می‌کند (برخلاف آزمون های ریشهٔ واحد که فقط تخمین نقطه‌ای ارائه می‌دهند و در مورد نااطمینانی مقدار برآوردشده هیچ اطلاعاتی در اختیار محقق قرار نمی‌دهند)؛ برخلاف آزمون‌های ریشهٔ واحد که دارای توان پایین در تشخیص ایستایی یا ناایستایی (در صورت وجود

---

۱. این موضوع در کارهای تجربی بسیار حائز اهمیت است، چون مطالعات قبلی نشان داده‌اند که مقدار برآوردشدهٔ α به دلیل وجود خودهمبستگی در سری‌های زمانی کمتر از مقدار واقعی اند و نتایج مبتنی بر آن صحیح نخواهند بود.

۲. G بیانگر تعداد نقاط موجود در بازهٔ AG یا به عبارت دیگر تعداد گریدهاست.

ریشهٔ نزدیک به واحد) هستند، این مورد برای نتایج این روش مشکلی ایجاد نمی‌کند؛ ضمناً در نمونه‌های محدود[1] مقدار برآوردشدهٔ پارامتر α کمتر از واقعیت است. بنابراین، اگر این مورد در نظر گرفته نشود، نتایج تورش‌دار خواهند بود. این مورد در روشی که هنسن ارائه کرده لحاظ شده و برآوردها اصطلاحاً فاقد تورش در میانه[2] اند. بنابراین، کاربردِ این روش، نسبت به کاربردِ آزمون‌های ریشهٔ واحد و برآوردهای نقطه‌ای، نتایج قابل اتّکاتری ارائه می‌دهد. بدین ترتیب، این مطالعه بر استفاده از نتایج فاصلهٔ اطمینان تأکید می‌کند؛ آزمون ریشهٔ واحد برای ایجاد نمای کلی از متغیرها آورده شده است.

محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان برای نرخ تورم در ایران

برای بررسی خاصیت ماندگاریِ تورم از آمار فصلی شاخص مصرف‌کنندهٔ کل و زیرگروه‌های اصلی و فرعی آن از فصل اول ۱۳۸۱ تا فصل سوم ۱۳۹۲، بر اساس سال پایهٔ ۱۳۹۰، که مرکز آمار ایران آن را اعلام کرده، استفاده می‌شود؛[3] این شاخص‌ها عبارت‌اند از: شاخص بهای کل کالاها و خدمات (کل)؛ شاخص بهای کالاها (کالا)؛ شاخص بهای خدمات (خدمت)؛ شاخص قیمت مسکن (مسکن)؛ شاخص قیمت آب، برق و سوخت (آبس)؛ شاخص قیمت خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات (خاد)؛ شاخص قیمت خوراکی (خوراک)؛ شاخص قیمت پوشاک و کفش (پوشاک)؛ شاخص قیمت حمل و نقل (حمل و نقل)؛ شاخص قیمت ارتباطات (ارتباطات)؛ شاخص قیمت بهداشت و درمان (بهداشت)؛ شاخص قیمت تفریح و فرهنگ (تفریح)؛ و شاخص قیمت آموزش (آموزش). سری‌های فوق قبل از استفاده در مراحل بعدی با استفاده از روش TRAMO/SEATS تعدیل فصلی می‌شوند.

---

1. finite
2. median-unbiased

در حقیقت، دلیل اینکه مقدار برآوردشدهٔ آلفا کمتر از مقدار واقعی است، چوله‌بودن توزیع به سمت چپ است. هنگامی که توزیع پارامتر دارای چولگی به چپ باشد میانه بزرگ‌تر از میانگین است و استفاده از میانه به عنوان شاخص مرکزی بهتر از استفاده از میانگین است.

۳. در این مطالعه از داده‌های فصلی استفاده می‌شود تا امکان مقایسهٔ نتایج با مطالعات قبلی فراهم شود.

همان طور که در بخش‌های قبل اشاره شد، برای بررسی خاصیت ماندگاری سری‌های زمانی می‌توان از آزمون‌های ریشهٔ واحد استفاده کرد. با توجه به متداول‌بودن آزمون ADF، در مطالعهٔ حاضر از این آزمون برای بررسی ریشهٔ واحد (وجود ماندگاری) در نرخ تورم در ایران استفاده می‌شود. جدول ۲ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد ADF

۱	عرض از مبدا	عرض از مبدأ و روند	هیچکدام
پوشاک و کفش	-۲٫۱۷۱	-۲٫۷۸۵	-۱٫۰۵۳
ارتباطات	-۴٫۸۶۵***	-۴٫۸۱۶***	-۳٫۸۶۵***
آموزش	-۲٫۹۰۲*	-۲٫۹۸۰	-۱٫۱۶۸
خوراکی‌ها، آشامیدنی و دخانیات	-۳٫۸۸۹***	-۴٫۷۹۶***	-۲٫۰۲۴**
خوراکی‌ها	-۳٫۹۹۸***	-۵٫۰۲۶***	-۲٫۰۹۶**
کالاها	-۳٫۰۳۶**	-۳٫۸۱۷**	-۱٫۶۲۱*
بهداشت و درمان	-۲٫۱۱۸	-۲٫۳۶۱	-۰٫۵۳۶
تفریح و فرهنگ	-۲٫۰۱۹	-۴٫۵۸۲***	-۱٫۰۲۷
خدمات	-۲٫۴۴۳	-۲٫۴۰۷	-۰٫۶۸۵
مسکن	-۲٫۶۲۷*	-۲٫۶۴۱	-۰٫۹۹۵
شاخص کل	-۲٫۷۸۴*	-۳٫۱۱۷	-۱٫۰۹۳
حمل و نقل	-۴/۶۱۹***	-۵٫۱۷۳***	-۳٫۰۹۹***
آب، برق و سوخت	-۴٫۸۸۱***	-۴٫۹۹۳***	-۴٫۵۹۶***

* ,** ,***بیانگر معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد است.

بر اساس نتایج این آزمون، می‌توان مشاهده کرد که در گروه ارتباطات، خاد، خوراک، کالا، حمل و نقل و آبس فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد، صرف‌نظر از نحوهٔ تصریح معادلهٔ ADF، رد می‌شود. در حالی که عکس این وضعیت را در مورد نرخ تورم برای گروه پوشاک، بهداشت و خدمت شاهدیم، یعنی وجود ریشهٔ واحد در این دو نوع تورم را نمی‌توان در هیچ یک از حالت‌ها رد کرد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس آزمون ریشهٔ واحد ADF، ارتباطات، خاد، خوراک، کالا، حمل و نقل و آبس گروه هایی هستند که خاصیت ماندگاری ندارند. در مقابل، پوشاک، بهداشت و خدمت

به‌وضوح دارای خاصیت ماندگاری اند و آثار شوک‌ها بر این زیرگروه دائمی خواهد بود. برای سایر متغیرها نتیجهٔ آزمون به نوع تصریح مدل بستگی دارد و به طور قطع نمی‌توان دربارهٔ آن‌ها قضاوت کرد.

مروری بر ادبیات اقتصادسنجی نشان می‌دهد که ریشهٔ نزدیک به واحد[1] باعث کاهش چشمگیر توان آزمون‌های ریشهٔ واحد موجود برای سری‌های زمانی می‌شود و نتایج این آزمون‌ها را اتکاناپذیر می‌سازد. بنابراین، در مرحلهٔ بعد، برای بررسی خاصیت ماندگاری در این متغیرها، فاصلهٔ اطمینان در سطح ۹۰ درصد را برای مجموع ریشه‌های مدل AR(k) با استفاده از روشی که هنسن (۱۹۹۹) ارائه کرده محاسبه می‌کنیم. در صورتی که این فاصلهٔ اطمینان شامل عدد یک باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر مورد نظر دارای خاصیت ماندگاری است. جدول‌های ۳ ـ ۵ نتایج برآورد فواصل اطمینان برای هر یک از متغیرها به همراه مجموع ضرایب برآوردشده، انحراف معیار آن‌ها و مرتبهٔ بهینه AR را نشان می‌دهد. این نتایج با استفاده از ۱۹۹۹ تکرار و بوت‌استرپ (B=۱۹۹۹) و تعداد گرید (G) برابر ۲۰۰ به دست آمده است. همچنین، همانند آزمون ADF، تصریح مدل به سه فرم عرض از مبدأ و روند زمانی، فقط عرض از مبدأ و هیچ کدام صورت گرفته است.

نتایج جدول ۳ با این فرض محاسبه شده است که مدل مناسب برای تبیین متغیرهای مورد بررسی در فرم مدل‌های ADF به شکل زیر باشد:

$$Y_t = \mu_0' + \mu_1' t + \alpha Y_{t-1} + \rho_1 \Delta Y_{t-1} + \ldots + \rho_k \Delta Y_{t-k+1} + e_t$$

یعنی هم عرض از مبدأ و هم روند زمانی در تصریح مدل وارد شده باشد.

فواصل اطمینان محاسبه‌شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که کران بالای فاصلهٔ اطمینان برای نرخ تورم در گروه ارتباطات، خاد، خوراک، کالا، خدمت، حمل و نقل و آبس همگی کمتر از عدد یک است و نشان می‌دهد نرخ تورم در این گروه‌ها خاصیت ماندگاری ندارد. کران پایین این فواصل اطمینان، که نشان‌دهندهٔ حداقل درجهٔ ماندگاری است، مابین گروه‌ها متفاوت است و در بازهٔ ۰/۰۱۳ تا ۰/۶۸۹ قرار دارد. همچنین، ستون مربوط به α نشان دهندهٔ درجهٔ ماندگاری متغیر است که بهداشت، خدمت و مسکن دارای بیشترین درجهٔ

1. local to unity

ماندگاری‌اند. نیز، میانگین درجهٔ ماندگاری زیرگروه‌های مورد مطالعه در این مطالعه برابر ۰٫۴۶۱ است و از درجهٔ ماندگاری شاخص کل بسیار پایین‌تر است.

جدول ۳. فواصل اطمینان محاسبه‌شده به روش بوت‌استرپ با لحاظ‌نمودن عرض از مبدأ و روند در مدل

۲	k	α	انحراف معیار α	فاصلهٔ اطمینان
پوشاک و کفش	۱	۰٫۶۸۷	۰٫۱۱۱	(۰٫۶۱۲ ،۱٫۰۶۲)
ارتباطات	۱	۰٫۲۷۸	۰٫۱۴۸	(۰٫۰۸۵ ،۰٫۵۷۶)
آموزش	۱	۰٫۶۵۲	۰٫۱۱۶	(۰٫۵۴۶ ،۱٫۰۶۲)
خوراکی‌ها، آشامیدنی و دخانیات	۱	۰٫۲۵۱	۰٫۱۵۴	(۰٫۰۵۵ ،۰٫۶۱۳)
خوراکی‌ها	۱	۰٫۲۱۹	۰٫۱۵۴	(۰٫۰۱۹ ،۰٫۵۷۳)
کالاها	۱	۰٫۴۴۷	۰٫۱۴۳	(۰٫۲۸۴ ،۰٫۸۴۴)
بهداشت و درمان	۱	۰٫۷۶۱	۰٫۱۰۰	(۰٫۶۸۹ ،۱٫۰۸۳)
تفریح و فرهنگ	۳	۰٫۵۶۹	۰٫۱۵۹	(۰٫۴۲۸ ،۱٫۱۰۹)
خدمات	۱	۰٫۷۶۳	۰٫۰۹۷	(۰٫۳۵۷ ،۰٫۸۲۳)
مسکن	۱	۰٫۷۲۳	۰٫۱۰۴	(۰٫۶۳۸ ،۱٫۰۷۴)
شاخص کل	۱	۰٫۵۹۸	۰٫۱۲۷	(۰٫۴۷۲ ،۱٫۰۵۹)
حمل و نقل	۱	۰٫۲۱۸	۰٫۱۴۹	(۰٫۰۱۳ ،۰٫۵۰۶)
آب، برق و سوخت	۱	۰٫۲۵۴	۰٫۱۴۸	(۰٫۱۰۶ ،۰٫۵۱۳)

در صورتی که فقط عرض از مبدأ را در تصریح مدل وارد کنیم و متغیر روند زمانی را از مدل فوق حذف کنیم، نتایج به شکل جدول ۴ به‌دست می‌آید. در این حالت، هنوز نرخ تورم در گروه ارتباطات، خاد، خوراک، کالا و حمل و نقل مانند قبل دارای خاصیت ماندگاری نیست. در عین حال، بر اساس تصریح جدید مدل، نرخ تورم در گروه خدمت دارای خاصیت ماندگاری است و اثر شوک ها بر این گروه ماندگار است. به‌جز این پنج گروه، تورم در سایر گروه‌ها ماندگار است. البته، باید توجه کرد که کران بالای گروه کالا عدد ۰٫۹۶ است که بسیار نزدیک به عدد یک است و نشان می‌دهد اگرچه شوک های وارد بر این گروه برای همیشه ماندگار نیستند، چون درجهٔ ماندگاری آن عدد بزرگی است، شوک‌ها در یک دورهٔ طولانی تأثیر خود را حفظ خواهند کرد.

جدول ۴. فواصل اطمینان محاسبه‌شده به روش بوت‌استرپ با لحاظ کردن عرض از مبدأ در مدل

۲	k	α	انحراف معیار	فاصلهٔ اطمینان
پوشاک و کفش	۱	۰٫۸۰۴	۰٫۰۸۹	(۰٫۷۲۵ ،۱٫۰۵۳)
ارتباطات	۱	۰٫۲۷۹	۰٫۱۴۷	(۰٫۰۶۲ ،۰٫۵۲۶)
آموزش	۱	۰٫۶۷۳	۰٫۱۱۱	(۰٫۵۳۷ ،۱٫۰۱۰)
خوراکی‌ها، آشامیدنی	۱	۰٫۴۸۲	۰٫۱۳۲	(۰٫۳۰۲ ،۰٫۷۷۰)
خوراکی‌ها	۱	۰٫۴۵۶	۰٫۱۳۴	(۰٫۲۷۰ ،۰٫۷۴۷)
کالاها	۱	۰٫۶۵۴	۰٫۱۱۳	(۰٫۵۱۵ ،۰٫۹۶۰)
بهداشت و درمان	۱	۰٫۸۰۱	۰٫۰۹۳	(۰٫۷۰۰ ،۱٫۰۶۷)
تفریح و فرهنگ	۳	۰٫۷۳۶	۰٫۱۲۶	(۰٫۶۰۰ ،۱٫۰۹۶)
خدمات	۱	۰٫۷۶۲	۰٫۰۹۶	(۰٫۶۵۴ ،۱٫۰۵۰)
مسکن	۱	۰٫۷۲۹	۰٫۱۰۲	(۰٫۶۰۷ ،۱٫۰۴۱)
شاخص کل	۱	۰٫۷۰۲	۰٫۱۰۶	(۰٫۵۷۶ ،۱٫۰۲۴)
حمل و نقل	۱	۰٫۳۳۶	۰٫۱۴۲	(۰٫۱۲۶ ،۰٫۵۶۵)
آب، برق و سوخت	۱	۰٫۲۸۸	۰٫۱۴۴	(۰٫۱۱۵ ،۰٫۴۷۲)

در نهایت، اگر عرض از مبدأ را نیز از مدل حذف کنیم، فواصل اطمینان زیر حاصل می‌شود (جدول ۵). این نتایج نشان می‌دهد که تورم در گروه ارتباطات، خاد، خوراک، کالا، حمل و نقل و آبس فاقد خاصیت ماندگاری است، زیرا فاصلهٔ اطمینان محاسبه‌شده برای این متغیرها شامل عدد یک نیست. البته، باید دقت کرد که در این جدول، تورم در گروه خاد، خوراک و کالا، به‌رغم اینکه ماناست، درجهٔ ماندگاری آن‌ها زیاد است.

نتایجِ محاسبهٔ فواصل اطمینان را می‌توان به این شکل خلاصه کرد: صرف‌نظر از نحوهٔ تصریح مدل AR مورد استفاده، تورم در گروه ارتباطات، خاد، خوراک، کالا و حمل و نقل فاقد خاصیت ماندگاری است و آثار شوک‌های وارد بر این گروه‌ها دائمی نیست و به مرور زمان از بین خواهند رفت. در مقابل، ماندگاری برای نرخ تورم کل و نرخ تورم در گروه‌های پوشاک، آموزش، بهداشت، تفریح و مسکن، صرف‌نظر از نحوهٔ تصریح مدل

AR، مشاهده می‌شود. بنابراین، شوک‌های وارد بر این گروه‌ها اثر دائمی خواهد داشت. ضمناً، شواهدی مبنی بر فقدان ماندگاری برای تورم‌های محاسبه‌شده برای گروه‌های خدمت و آبس نیز وجود دارد که به نحوهٔ تصریح مدل بستگی دارد. نکتهٔ درخور توجه این است که درجهٔ ماندگاری نرخ تورم مبتنی بر شاخص کل بزرگ‌تر از متوسط درجهٔ ماندگاری تک تک گروه‌هاست.[۱]

جدول ۵. فواصل اطمینان محاسبه‌شده به روش بوت‌استرپ بدون لحاظ‌نمودن عرض از مبدأ و روند در مدل

۲	k	α	انحراف معیار	فاصلهٔ اطمینان
پوشاک و کفش	۱	۰٫۹۳۹	۰٫۰۵۷	(۰٫۸۳۹ ،۱٫۰۶۵)
ارتباطات	۱	۰٫۴۷۶	۰٫۱۳۴	(۰٫۱۶۴ ،۰٫۵۳۹)
آموزش	۱	۰٫۹۲۱	۰٫۰۶۷	(۰٫۷۲۷ ،۱٫۰۵۲)
خوراکی‌ها، آشامیدنی	۱	۰٫۸۲۹	۰٫۰۸۴	(۰٫۵۹۶ ،۰٫۹۲۱)
خوراکی‌ها	۱	۰٫۸۲۰	۰٫۰۸۵	(۰٫۵۷۹ ٫۹۰۴)
کالاها	۱	۰٫۸۸۵	۰٫۰۷۰	(۰٫۷۱۸ ،۰٫۸۴۴)
بهداشت و درمان	۱	۰٫۹۷۶	۰٫۰۴۵	(۰٫۸۷۱ ،۱٫۰۷۸)
تفریح و فرهنگ	۳	۰٫۹۰۷	۰٫۰۸۸	(۰٫۷۲۱ ،۱٫۱۰۴)
خدمات	۱	۰٫۹۷۳	۰٫۰۳۹	(۰٫۸۹۰ ،۱٫۰۶۱)
مسکن	۱	۰٫۹۵۲	۰٫۰۴۸	(۰٫۸۴۲ ،۱٫۰۵۸)
شاخص کل	۱	۰٫۹۴۴	۰٫۰۵۱	(۰٫۸۳۳ ،۱٫۰۵۰)
حمل و نقل	۱	۰٫۶۴۴	۰٫۱۱۴	(۰٫۳۵۲ ،۰٫۷۱۰)
آب، برق و سوخت	۱	۰٫۳۵۰	۰٫۱۴۰	(۰٫۱۰۸ ،۰٫۴۵۲)

درجهٔ ماندگاری نرخ تورم ماهانه از اول سال ۱۳۸۲ تا دی‌ماه ۱۳۹۲ نیز با استفاده از روش های مذکور بررسی شد؛ نتایج آن در ضمیمهٔ این مطالعه آمده است. مقایسهٔ این نتایج با نتایجِ داده‌های فصلی نشان می‌دهد که تفاوت زیادی در نتیجه‌گیری بر اساس

۱. در ادبیات اقتصادی، دلیل این مورد را اثر تجمیع سازی (aggregation effect) می‌نامند.

داده‌های ماهانه نسبت به داده‌های فصلی دیده نمی‌شود و تفاوت فقط در چهار زیرگروه آموزش، تفریح، کالاها و خدمات است. البته، مسکن و شاخص کل بر اساس فاصلهٔ اطمینان برآوردشدهٔ جدید ایستا هستند، ولی باید توجه کرد که کران بالای این دو متغیر حدود ۰/۹۵ است که بیانگر درجهٔ ماندگاری بسیار زیاد است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج این مطالعه می‌توان مشاهده کرد که، صرف‌نظر از نحوهٔ تصریح مدل، نرخ تورم در گروه ارتباطات، خاد (خوراکی‌ها، آشامیدنی ها و دخانیات)، خوراکی‌ها، کالا و حمل و نقل بر اساس آزمون ADF و فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد محاسبه‌شده به روش بوت‌استرپ فاقد خاصیت ماندگاری است. در حالی که متغیر تورم در گروه های پوشاک، آموزش، بهداشت، تفریح و مسکن در همهٔ موارد دارای ریشهٔ واحد بوده و ماندگار است. بنابراین، اگر شوک قیمتی در این پنج گروه ایجاد شود، آثار این شوک برای همیشه ماندگار است و نرخ تورمِ این گروه‌ها برای همیشه تغییر می‌کند. البته، شایان ذکر است که همهٔ این موارد مربوط به اثر یک شوک است و اگر شوک های جدیدی نیز در دوره های آتی رخ دهد، اثر آن‌ها نیز انباشت خواهد شد. در سایر نرخ‌های تورم، نتیجه به نوع آزمون مورد استفاده و نحوهٔ تصریح مدل بستگی دارد.

همان طور که اشاره شد، توان آزمون ADF مانند اغلب آزمون‌های ریشهٔ واحد پایین است. در حالی که روشی که هنسن برای محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان ارائه کرده هم از نظر خطای نوع اول (سایز) هم خطای نوع دوم (توان) عملکرد بهتر و قابل قبول‌تری نسبت به آزمون‌های ریشهٔ واحد دارد و نتایج آن دارای استحکام بیشتری است. بنابراین، می‌توان بر اساس فواصل اطمینان محاسبه‌شده نتیجه‌گیری نهایی کرد. بر اساس نتایجِ محاسبهٔ فاصلهٔ اطمینان برای مجموع ضرایب مدل AR، مشاهده می‌شود که گروه‌های ارتباطات، خاد، خوراک، کالا و حمل و نقل دارای خاصیت ماندگاری نیستند؛ در حالی که نرخ تورم کل و تورم در گروه‌های پوشاک، آموزش، بهداشت، تفریح و مسکن به‌وضوح رفتار ماندگار از خود نشان داده‌اند. نرخ تورم در گروه‌های دیگر به نحوهٔ تصریح مدل بستگی دارد و نتیجه‌گیری قاطع دربارهٔ وجود یا فقدان خاصیت ماندگاری آن‌ها در طی دورهٔ مورد مطالعه ممکن

نیست. بر اساس این نتایج، بانک مرکزی برای کنترل شوک‌های نامطلوب در تورم کل و تورم در گروه‌های پوشاک، آموزش، بهداشت، تفریح و مسکن باید به‌سرعت و با شدت وارد عمل شود، زیرا اثر هر گونه شوک (اعم از شوک های ناشی از اجرای سیاست پولی، شوک بهره‌وری، شوک نفتی و ...) بر تورم کل و نیز تورم در این پنج گروه، با فرض ثبات سایر شرایط، در آینده باقی خواهد ماند و از بین نخواهد رفت.

نتایج مطالعهٔ حاضر راجع به نرخ تورم کل هم‌راستا با یافته‌های مرزبان و نجاتی (۱۳۸۸)، درگاهی و شربت‌اوغلی (۱۳۸۹)، طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲)، گلستانی و شهروان (۱۳۹۲) و تقی‌لو (۱۳۹۲) است. دلایل متعددی به ایجاد ماندگاری تورم منجر می‌شود؛ از جملهٔ این دلایل می‌توان اشاره کرد به: چسبندگی قیمت و دستمزد؛ انتظارات تطبیقی؛ تعدیل دستمزد به اندازهٔ نرخ تورم دورهٔ گذشته؛ بزرگ‌بودن اندازهٔ دولت؛ استقلال نداشتنِ بانک مرکزی و پایین‌بودن درجهٔ اعتبار سیاست‌های پولی؛ نحوهٔ طراحی و اجرای سیاست‌های پولی؛ و تغییرات نرخ ارز. در سطح زیرگروه‌ها نیز می‌توان اشاره کرد به: سرمایه‌گذاری نامناسب در زنجیرهٔ تأمین کالاها در سطح خرده‌فروشی؛ اجرای سیاست کف قیمت همانند قیمت تضمینی خرید؛ تفاوت در نرخ افزایش قیمت در هر زیرگروه؛ و نیز سهم هر زیرگروه از کل مخارج خانوارها. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی نحوهٔ تأثیرگذاری این متغیرها بر ماندگاری تورم بررسی شود.

منابع

۱. بنی‌اسدی، محمد، بابایی، غلامرضا، زراعتی، حجت و معماری، فریدون (۱۳۸۵). به‌کارگیری روش باز نمونه‌گیری بوت‌استرپ در رگرسیون لجستیک و کاربرد آن در تحلیل داده‌های مربوط به بیماران مبتلا به سرطان سینه، مجلهٔ دانشکدهٔ بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی، ۴(۱)، ۹ ـ ۱۸.

۲. تقی‌لو، حجت (۱۳۹۲). پایداری تورم و عوامل مؤثر بر آن در اقتصاد ایران، مقالهٔ کاری شمارهٔ ۹۲۱۹، پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی ایران.

۳. درگاهی، حسن و شربت‌اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). تعیین سیاست پولی در شرایط تورم پایدار در اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه، تحقیقات اقتصادی، ۹۳، ۱ ـ ۲۷.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵). تحلیل تجربی تورم و قاعدهٔ سیاست‌گذاری پولی در ایران، تهران.

۵. طهرانچیان، ا.م، جعفری صمیمی، ا. و بالونژاد نوری، ر. (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۵۱ ـ ۱۳۹۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA، پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی، ۳، ۱۹ ـ ۲۸.

۶. گلستانی، ش. و شهروان، ب. (۱۳۹۲). بررسی پایداری تورم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت‌کننده به میانگین، اقتصاد کلان، ۸، ۱۳ ـ ۳۱.

۷. مرزبان، ح. و نجاتی، م. (۱۳۸۸). شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران، مدل‌سازی اقتصادی، ۳، ۱-۲۶.

8. Alogoskoufis G.S. & Smith R. (1991). The Phillips Curve, the Persistence of Inflation, and the Lucas Critique: Evidence from Exchange-Rate Regimes, American Economic Review, 81, 1254-1275.

9. Andrews, D. & Chen, W.K. (1994). Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models, Journal of Business and Economic Statistics, 12, 187-204.

10. Ang, A., Bekaert, G. & Wei, M. (2007). Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?, Journal of Monetary Economics, 54, 1163-1212.

11. Baillie, R.T. (1989). Commodity Prices and Aggregate Iflation: Would Commodity Price Rule be Worthwhile?, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 31, 185-240.

12. Baillie, R.T., Chung, C.F. & Tieslau, M.A. (1996). Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model, Journal of Applied Econometrics, 11, 23-40.

13. Ball, L. & Cecchetti, S.G. (1990). Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons, Brookings Papers on Economic Activity, 215-254.

14. Barsky, R.B. (1987). The Fisher Hypothesis and the Forecastibility and Persistence of Inflation, Journal of Monetary Economics, 19, 3-24.

15. Brunner, A.D. & Hess, G.D. (1993). Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroscedasticity Approach, Journal of Business & Economic Statistics,11, 187-197.
16. Culver, S. & Papell, D. (1997). Is There A Unit Root inthe Inflation Rate? Evidence from Sequential Break and Panel Data Models, Journal of Applied Econometrics, 12, 435-444.
17. Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
18. Edwards, S. (1998). Two crises: Inflationary Inertia and Credibility, Economic Journal, 108, 680-702.
19. Efron, B. (1979). Bootstrapmethods: Another Look at the Jackknife, Annals of Statistics, 7, 1-26.
20. Efron, B. & Tibshirani, R.J. (1993). An Introduction to the Bootstrap, Chapman & Hall/CRC, CRC Press Inc.
21. Emery, K.M. (1994). Inflation Persistence and Fisher Effects: Evidence of a Regime Change, Journalof Economics and Business, 46, 141-152.
22. Evans, M. & Wachtel, P. (1993). Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty, Journal of Money, Credit, and Banking, 25, 475-511.
23. Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation Persistence, Quarterly Journal of Economics, 110, 127-159.
24. Fuller, W.A. (1996). Introduction to Statistical Time Series, 2nd Ed., New York, Wiley.
25. Hall, P. (1992). The Bootstrap and Edgeworth Expansion, Springer Series in Statistics, New York, Springer-Velrag New York Inc.
26. Hamilton, James D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press.
27. Hansen, B.E. (1999). The Grid Bootstrap and the Autoregressive Model, Review of Economics and Statistics, 81, 594-607.
28. Henry, O.T. & Shields, K. (2004). Is There a Unit Root in Inflation?, Journal of Macroeconomics, 26, 481-500.

29. Johansen, S. (1992). Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data, Journal of Policy Modeling, 14, 313-334.

30. Kim, JY. (2000). Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series, Journal of Econometrics, 95, 97-116.

31. Miller, B. & Nautz, D. (2012). Inflation persistence in the Euro area before and after the European Monetary Union, Economic Modelling, 29, 1170-1176.

32. Nelson, C.R. & Schwert, G.W. (1977). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: on Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest Is Constant, American Economic Review, 67, 478-486.

33. Nusser, K. (1991). Testing the Long-Run Implications of the Neoclassical Growth Model, Journal of Monetary Economics, 27, 3-37.

34. Pivetta, F. & Reis, R. (2007). The Persistence of Inflation in the United States, Journal of Economic Dynamics and Control, 31, 1326-1358.

35. Rose, A. (1988). Is the Real Interest Rate Stable?, Journal of Finance, 43, 1095-1112.

36. Stock, J. & Watson, M.W. (2007). Why Has Inflation Become Harder to Forecast?, Journal of Money, Credit, and Banking, 39, 3-33.

37. Tillmann, P. (2010). The Changing Nature of Inflation Persistencein Switzerland, Empirica, 37, 445-453.

38. Torous, W., Valkanov, R. & Yan, S. (2004). On Predicting Stock Returns with Nearly IntegratedExpanatory Variables, Journal of Business, 44, 937-66.

جدول ضمیمهٔ ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد ADF برای داده‌های ماهانه

۲	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	هیچ کدام
پوشاک و کفش	-۱/۷۴۲	-۲٫۹۷۳	-۰٫۷۳۹
ارتباطات	-۳٫۴۴۱**	-۴٫۰۰۵**	-۱٫۹۶۷**
آموزش	-۷٫۶۷۷***	-۷٫۷۹۰***	-۳٫۹۶۸***
خوراکی‌ها، آشامیدنی و دخانیات	-۲٫۹۷۴**	-۶٫۵۸۹***	-۱٫۲۸۳
خوراکی‌ها	-۳٫۲۵۶**	-۱۰٫۷۵۵***	-۰٫۸۰۳
کالاها	-۲٫۷۹۱*	-۳٫۸۰۵**	-۱٫۵۵۲
بهداشت و درمان	-۰٫۹۶۵	-۱٫۴۷۰	۰٫۱۴۵
تفریح و فرهنگ	-۳٫۶۱۴***	-۴٫۲۵۱***	-۱٫۵۰۶
خدمات	-۲٫۵۹۶*	-۲٫۵۸۵	-۰٫۵۴۰
مسکن	-۳٫۰۳۲**	-۳٫۶۱۳**	-۰٫۸۸۶
شاخص کل	-۱٫۷۵۵	-۲٫۵۷۸	-۰٫۲۶۸
حمل و نقل	-۴٫۴۳۵***	-۸٫۷۵۷***	-۳٫۰۶۶***
آب، برق و سوخت	-۴٫۶۸۵***	-۴٫۷۷۰***	-۴٫۴۳۴***

جدول ضمیمهٔ ۲. فواصل اطمینان محاسبه‌شده به روش بوت‌استرپ با لحاظ‌نمودن عرض از مبدأ و روند در مدل با استفاده از داده های ماهانه

۳	k	α	انحراف معیار α	فاصلهٔ اطمینان
پوشاک و کفش	۳	۰٫۸۱۹	۰٫۰۶۰	(۱٫۰۲۷ و ۰٫۷۶۴)
ارتباطات	۸	۰٫۳۱۲	۰٫۱۹۵	(۰٫۸۸۴ و ۰٫۰۸۸)
آموزش	۲	۰٫۲۲۶	۰٫۰۹۹	(۰٫۳۹۹ و ۰٫۰۸۶)
خوراکی‌ها، آشامیدنی و دخانیات	۴	۰٫۴۱۷	۰٫۱۴۲	(۰٫۷۶۵ و ۰٫۲۶۷)
خوراکی‌ها	۴	۰٫۳۴۶	۰٫۱۴۸	(۰٫۷۰۴ و ۰٫۱۸۲)
کالاها	۴	۰٫۵۹۶	۰٫۱۲۱	(۱٫۰۳۴ و ۰٫۴۶۲)
بهداشت و درمان	۸	۰٫۸۳۲	۰٫۱۱۱	(۱٫۱۴۰ و ۰٫۸۰۴)
تفریح و فرهنگ	۶	۰٫۴۲۳	۰٫۱۲۴	(۰٫۷۴۸ و ۰٫۳۱۹)
خدمات	۶	۰٫۸۹۲	۰٫۰۳۴	(۱٫۰۱۴ و ۰٫۸۵۸)
مسکن	۲	۰٫۷۵۲	۰٫۰۶۸	(۰٫۹۵۰ و ۰٫۶۸۶)
شاخص کل	۸	۰٫۷۸۳	۰٫۰۵۸	(۰٫۹۴۸ و ۰٫۷۱۳)
حمل و نقل	۲	-۰٫۰۲۱	۰٫۱۱۶	(۰٫۱۵۰ و -۰٫۱۸۹)
آب، برق و سوخت	۳	۰٫۴۵۴	۰٫۱۱۳	(۰٫۶۸۰ و ۰٫۳۳۴)