فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال هشتم/ شماره ۲۷/ تابستان ۱۳۸۵/ صفحات۶۵- ۸۷

تورّم، بهره‌وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران ۱۳۳۸-۱۳۸۰

علی حسین صمدی*
دکتر علی حقیقت**
کاظم امین‌زاده***

تاریخ ارسال: ۱۳۸٤/۳/۱۱ تاریخ پذیرش:۱۳۸٤/۷/۱۲

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی ارتباط بلندمدت بین بهره‌وری و تورّم در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۸۰ است. برای رسیدن به این هدف از روش همجمعی گری‌گوری-هانسن استفاده شده است. این مقاله از سه جنبه با سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران تفاوت دارد: توجّه به رابطهٔ (بلندمدت) بین بهره‌وری و تورّم در قالب یک الگوی چندمتغیّره، توجّه به مسئلهٔ شکست ساختاری در آزمونهای ریشه واحد و همجمعی و توجّه به تخمین درون‌زای نقطه شکستگی. نتایج نشان داده است که یک رابطه بلندمدت (و منفی) بین بهره‌وری و تورّم وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL : C32 ، E31 ، E24 ، O47

واژگان کلیدی: بهره‌وری، تورّم، شکست ساختاری، نقطهٔ شکستگی، آزمون همجمعی گری‌گوری-هانسن، حدّاقل مربعات معمولی پویا (DOLS).

---

* عضو هیئت علمی دانشگاه شیراز و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان
e-mail: asamadi@rose. shirazu.ac.ir
** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز
*** کارشناس ارشد اقتصاد

مقدمه

یکی از سؤالات مهم در بحث سیاستهای تثبیت اقتصادی این است که برای مبارزه با تورّم از چه ابزارهایی باید استفاده کرد و جواب این سؤال را باید در سیاست‌های پولی جستجو کرد (Cameron, Hum & Simpson, 1996). مسئولین پولی اکثر کشورهای جهان خصوصاً مسئولین بانکهای مرکزی برای رسیدن به یک تورّم پایین و همچنین، حفظ آن در سطوح پایین از تعهّد بلندمدت خود صحبت می‌کنند. زیرا، اعتقاد دارند که تورّم تأثیر معکوس بر اکثر متغیّرهای کلان اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد. تورّم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمتهای نسبی و منحرف کردن علائم و نشانه‌های قیمتی شده و بنابراین، برنامه‌های سرمایه‌گذاری را غیرکارآ می‌نماید. این عمل باعث خواهد شد که کارگزاران اقتصادی نتوانند به صورت کارآ عمل کنند و بنابراین، تورّم تأثیر معکوسی بر بهره‌وری خواهد گذاشت[۱].

یک سیاست ضدتورّمی چهار اثر بالقوه دارد که می‌توان از آنها با عناوین اثر رکوردی[۲]، اثر انباشت سرمایه[۳]، اثر تخصیص بهبود یافته[۴] و اثر رشد بهره‌وری[۵] یاد کرد. تورّم تأثیر معکوسی بر سطح تولید دارد و اعتقاد براین است که سیاست ضدتورّمی اثر منفیِ موقّتی بر سطح تولید است. همچنین، تورّم باعث کاهش موقّتی در مخارج سرمایه‌گذاری و بنابراین، کاهش انباشت سرمایه می‌شود. امّا این اثر یک اثر پایدار و مداوم خواهد بود. یک سیاست ضدتورّمی منجر به بهبود در تخصیص منابع می‌شود و بنابراین، سطح تولید را بهبود خواهد بخشید، و این اثر دائمی خواهد بود. امّا بهبود در فرایند نوآوری باعث خواهد شد که سیاست ضدتورّمی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری داشته باشد.

تلاش برای کاهش تورّم و افزایش بهره‌وری همواره مد نظر تصمیم‌گیرندگان کشور بوده است. با این وجود، تورّم بالا و بهره‌وری پایین طی سه دهه اخیر از ویژگیهای برجستهٔ اقتصاد ایران بوده است. از طرف دیگر، متون تجربی بسیار زیادی در اقتصاد ایران وجود دارد که به بحث تورّم و بهره‌وری به صورت مجزا پرداخته‌اند. تعداد این مطالعات بیش از ۳۰۰ مقاله و کتاب بوده است[۶]. امّا در هیچ‌کدام از این مطالعات، رابطهٔ بین بهره‌وری و تورّم بررسی نشده است. هدف اصلی این مقاله، پر کردن این شکاف و بررسی رابطهٔ بلندمدت بین تورّم و بهره‌وری در اقتصاد ایران است.

این مقاله از سه جنبه با سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران تفاوت دارد:

۱. توجّه به رابطهٔ بلندمدت بین متغیّرهای تورّم و بهره‌وری در قالب یک الگوی چندمتغیّره

---

۱. به منبع شمارهٔ ۲۱ و ۲۷ مراجعه کنید.

2. recession effect
3. capital stock effect
4. improved allocation effect
5. productivity growth effect

۶. این بررسی با استفاده از بانک اطلاعات مقاله‌ها و داده‌های اقتصاد ایران (مرکز تحقیقات اقتصاد ایران- دانشگاه علامه طباطبائی) صورت گرفته است.

۲. توجّه به مسئلهٔ شکست (تغییر جهت) ساختاری[1] در آزمونهای ریشه واحد و همجمعی: در اکثریت قریب به اتفاق مطالعات انجام یافته و در بررسی روابط بلندمدت بین متغیّرهای اقتصادی از آزمونهای همجمعی یوهانسن- جوسلیوس استفاده شده است که در صورت بروز شکست ساختاری، کارایی این روش زیر سؤال می‌رود. در مطالعهٔ حاضر از روش همجمعی گری‌گوری-هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است.

۳. توجّه به تخمین درون‌زای نقطهٔ شکستگی: در اکثر مطالعات از آزمون ریشه واحد پرون (Perron, 1980) استفاده شده است. در این آزمون، نقطهٔ شکستگی به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. در مطالعهٔ حاضر از آزمون پرون و پیش‌آزمون گری‌گوری-هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است.

این مقاله در چهار قسمت تنظیم شده است. در قسمت اوّل یافته‌های تجربی در ارتباط با رابطهٔ بین تورّم و بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته ارائه می‌گردد. مبانی نظری تحقیق و روشهای اقتصادسنجی موردنظر در قسمت دوم آورده شده است. نتایج تجربی حاصل از بررسی رابطهٔ بین دو متغیّر تورّم و بهره‌وری در اقتصاد ایران در قسمت سوم و جمع‌بندی و پیشنهادها در قسمت چهارم آورده شده است.

۱. پیشینه تحقیق

بیش از ۱۸۰ مقاله در ارتباط با بهره‌وری و بیش از ۱۲۰ مقاله در مورد با تورّم در اقتصاد ایران وجود دارد.[2] آمار پایان‌نامه‌ها، پروژه‌های تحقیقاتی و سایر اسناد منتشر شده را باید به این ارقام افزود. طبق بررسیهای نگارندگان این مقاله، مطالعه‌ای در مورد بررسی رابطهٔ بلندمدت بین تورّم و بهره‌وری در اقتصاد ایران وجود ندارد. امّا در سایر کشورهای جهان مطالعات متعددی صورت گرفته است که به نتایج برخی از آنها در زیر اشاره می‌شود:

در جدول (۱) برخی از مطالعات انجام‌یافته در کشورهای پیشرفته به نقل از سایر مطالعات آورده شده است. این مطالعات با داده‌های سری زمانی و مقطع عرضی در سطح بخشهای اقتصادی و کلّ اقتصاد و بین کشوری انجام یافته‌اند. نتیجهٔ، کلّی حاصل از این مطالعات این است که یک رابطهٔ منفی بین تورّم و بهره‌وری وجود دارد. تنها استثناء مطالعات مربوط به اسبوردون و کاتنر (Sbordone and Kuttner, 1994) برای گروهی از کشورها و فری‌من و یرگر (Freeman and Yerger, 1997) برای کشور آلمان است. در این مطالعات رابطهٔ منفی مشاهده نشده است و ارتباط این دو متغیّر جعلی[3] شناخته شده است.

---

1. structural breaks

۲. این بررسی با استفاده از بانک اطلاعات مقاله‌ها و داده‌های اقتصاد ایران [۳] توسط نگارندگان مقاله صورت گرفته است. این مقالات نزد نویسنده موجود است.

3. spurious

جدول-۱.

کمرون و همکاران (Cameron, et. al., 1996) با به‌کارگیری داده‌های فصلی و سالیانه طی سالهای ۱۹۵۳-۱۹۹۲ برای کشورهای کانادا، ایالات متّحده، انگلستان و آلمان غربی و با استفاده از تکنیک همجمعی[1] انگل-گرنجر و آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر افزوده (ADF) بیان می‌کنند که هیچ ارتباطی بین تورّم و سطح بهره‌وری در این کشورها وجود ندارد. امّا هنگامی که از متغیّرهای تورّم و رشد بهره‌وری استفاده می‌شود، یک رابطهٔ قوی بین آنها مشاهده می‌شود. این نتیجه نیز بیانگر این است که ارتباط بین تورّم و بهره‌وری یک رابطهٔ جعلی است. البتّه عدم استفاده از آزمونهای قوی‌تر برای ریشهٔ واحد و همجمعی از معایب این مقاله است و بنابراین نتایج حاصل از آن محکم[2] نخواهد بود.

هوندروییانیس و پاپاپترو (Hondroyiannis and Papaetrou, 1998) رابطهٔ بین قیمت و بهره‌وری در ۸ کشور عضو OECD دارای تورّم پایین (کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، ایالات متّحده و انگلستان) را بررسی کرده‌اند. این پژوهشگران براساس داده‌های سالهای ۱۹۶۰-۱۹۹۵ و با به‌کارگیری آزمونهای ریشهٔ واحد دیکی فولر افزوده (ADF)، فیلیپس-پرون (PP)، پرون (P) و KPSS و آزمون همجمعی انگل- گرنجر و یوهانسن-جوسلیوس و الگوسازی اصلاح خطای برداری (VECM) به این نتیجه می‌رسند که رابطهٔ بین دو متغیّر تورّم و بهره‌وری یک رابطهٔ جعلی است. به این دلیل که پیش‌آزمونهای ریشه واحد نشان می‌دهند که درجهٔ جمع بستگی[3] این متغیّرها متفاوت است. امّا هنگامی که کلّ فعّالیتهای اقتصادی و سیاست پولی کنترل می‌شود، رابطهٔ علیّت بین دو متغیّر حدّاقل در یک جهت به دست می‌آید.

وقتی یک وضعیّت چندمتغیّره‌ای (VECM) در نظر گرفته می‌شود در کوتاه‌مدت رابطهٔ علّی معناداری از تورّم به بهره‌وری و برعکس برای کلیّهٔ کشورها به جز دانمارک و ایتالیا ملاحظه می‌شود. همچنین بیتروس و پنس (Bitros and Panas, 2001) به بررسی تأثیر تورّم بر بهره‌وری کلّ عوامل در قالب یک تابع هزینهٔ ترانسلوگ و با استفاده از داده‌های بخش صنایع کارخانه‌ای یونان طّی سالهای ۱۹۶۳-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حکایت از این دارد که افزایش تورّم در دورهٔ مورد مطالعه منجر به کاهش معنادار در بهره‌وری کلّ عوامل ۱۶ صنعت از ۲۰ صنعت شده است. این نتیجهٔ کلّی به دست آمده است که یک بده-بستان بین تورّم و بهره‌وری کلّ عوامل وجود دارد. پاپاپترو (Papapetrou, 2001) از همان روش‌شناسی مورد استفاده در مقالهٔ قبلی خود (مشترک با Hondroyiannis) و داده‌های دورهٔ ۱۹۶۲-۱۹۹۷ کشور یونان استفاده کرده و به این نتیجه رسیده است که رابطهٔ بین دو متغیّر تورّم و بهره‌وری یک رابطهٔ جعلی است. امّا هنگامی که نوسانات اقتصادی و سیاست پولی کنترل می‌شود، تخمین VECM نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری و تورّم، متغیّرهای

1. cointegration
2. Robustness
3. order of integration

درون‌زا هستند. این نتیجه به این معنی است که رابطهٔ علّی دوطرفه‌ای بین تورّم و رشد بهره‌وری وجود دارد.

از بررسی مطالعات اخیر می‌توان به این نکته پی برد که در نظر نگرفتن برخی مسائل از جمله مسائل اشاره شده در زیر می‌تواند منجر به یک استنباط جعلی از روابط بین متغیّرهای بهره‌وری و تورّم شود:

۱. بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تنها با دو متغیّر تورّم و بهره‌وری و در نظر گرفتن حالتهای چندمتغیّره

۲. عدم توجّه به مسائل شکست ساختاری و آزمونهای آماری مناسب برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت با وجود این تغییر جهت‌ها.

۲. مبانی نظری الگوها و روشهای مورد استفاده

۲-۱. رابطهٔ بین بهره‌وری وتورّم

از نمودار (۱) روشن است که انتقال به سمت بالا در منحنی عرضهٔ کار (بر اثر تقاضای دستمزد بیشتر) تمایل دارد که منحنی عرضهٔ اقتصاد را به سمت بالا انتقال داده وموجب بروز تورّم ناشی از فشار هزینه شود. انتقال به سمت بالا در منحنی تقاضای کار که از افزایش بهره‌وری نهایی نیروی کار حاصل می‌شود، تمایل خواهد داشت که منحنی عرضهٔ اقتصاد را به سمت پایین انتقال دهد،به طوری که این دو تغییر (تغییر دستمزد و تغییر بهره‌وری) سعی در خنثی کردن اثرات یکدیگر دارند. این امر نشان دهندهٔ افزایش غیر تورّمی دستمزدها و هم سرعت بودن افزایش دستمزدهای حقیقی با افزایش بهره‌وری است،که اشتغال تعادلی را در سطح $N0$ و سطح قیمتهای تعادلی را در وضعیّت $P0$ بدون تغییر باقی می گذارد.به عنوان نتیجه باید گفت که در صورت ثابت ماندن سطح قیمت واشتغال هنگام افزایش تولید،بهره‌وری و نرخ دستمزد،اقتصاد در حالت تعادل باقی خواهد ماند.[۱] تضعیف بهره‌وری به‌وسیلهٔ تورّم نیز شکل می‌گیرد، زیرا هنگامی که قیمتها به سرعت تغییر می‌کنند، اطلاعات در بازارهای مختلف به سرعت تغییر می‌کنند وآگاهی از این تغییرات محدود می‌گردد و تصمیمات تولیدی را دچار اختلال کرده و ارتباط بین خریدار و فروشنده و کارگر وکارفرما را آشفته می‌سازد.

به طور خلاصه می‌توان تأثیر بهره‌وری بر تورّم و رابطهٔ بالعکس را به صورت زیر توجیه کرد:[۲]

با افزایش بهره‌وری نیروی کار، تقاضا برای نیروی کار افزایش یافته و این باعث خواهد شد که منحنی عرضهٔ کلّ اقتصاد به سمت راست منتقل شود. با فرض ثبات عدم انتقال منحنی تقاضای کلّ

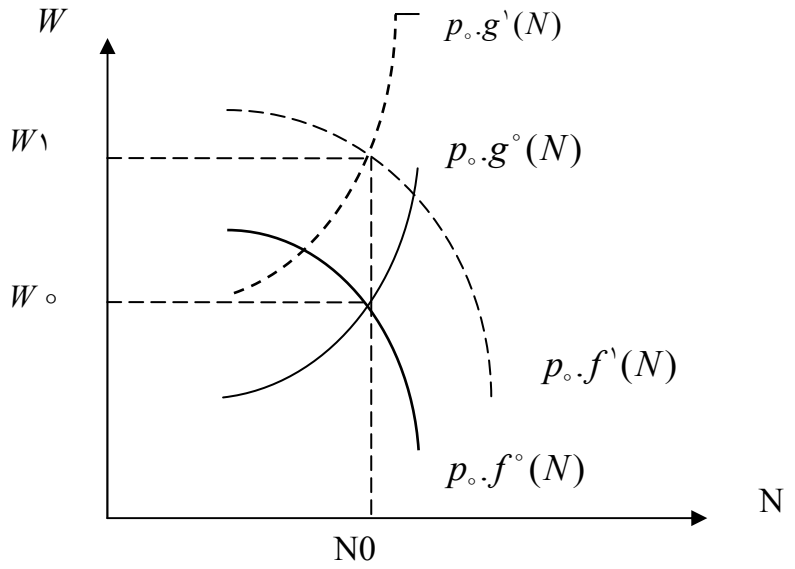
---

۱. برانسون (۱۳۸۰)

۲. برای مطالعه بیشتر ارتباط بین بهره‌وری و تورّم به کتب اقتصاد کلان، مراجعه فرمایید. فصل نوزدهم برانسون بحث بسیار خوبی در این زمینه دارد.

اقتصاد و یا انتقالی کمتر از میزان انتقال عرضهٔ کل، این امر باعث ایجاد مازاد عرضه و بنـابراین، کـاهش سطح عمومی قیمتها خواهد شد.

نمودار -۱. بهره‌وری و تورّم



تورّم نیز می‌تواند تأثیر معکوسی بر بهره‌وری داشته باشد. تورّم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمتهای نسبی و منحرف کردن علائم و نشانه‌های قیمتی شده و بنابراین، برنامه‌های سرمایه‌گذاری را غیرکارآ می‌نماید. این عمل باعث خواهد شد که کارگزاران اقتصادی نتوانند به صورت کارآ عمل کنند. پس، تورّم تأثیر معکوسی بر بهره‌وری خواهد گذاشت.

۲-۲. مباحث اقتصادسنجی

نقطهٔ آغازین کلیّه مطالعات اقتصادسنجی خصوصاً مطالعات براساس روشهای همجمعی، بررسی وضعیّت مانایی[1] متغیّرهای استفاده شده در الگو است. آزمون دیکی- فولر افزوده (ADF) یکی از مرسـوم‌تـرین آزمونهای مورد استفاده در متـون تجربـی اسـت. امّـا پـرون (Pe ron, 1989)، بـا کـار پیـشرو خـود

1. stationary

نشان داد که وجود تغییر جهت ساختاری در سریهای زمانیِ مانا می‌تواند موجب پدید آمدن ریشه‌های واحد صوری گردد. هندری و نیلی (۱۹۹۱) نیز براساس آزمایشات مونت‌کارلو نشان دادند که حتّی شکستگیهای کوچک در تابع روند می‌تواند قدرت آزمونهای متعارف ریشهٔ واحد را به شدّت کاهش دهد.

در مطالعات پرون (۱۹۹۰و ۱۹۸۹) و راپاپورت و ریچلین (۱۹۹۸)، (Rappoport & Reichilin) تاریخ تغییر جهت به صورت برون‌زا تعیین شده است. امّا این فرض را کریستانو (۱۹۹۲)، (Christano) با نرجی، لامسداین و استوک (۱۹۹۲)، زیوت و اندریوز (۱۹۹۳) و برخی پژوهشگران دیگر به شدت مورد انتقاد قرار دادند و روشهایی برای تعیین درون‌زای این تاریخ پیشنهاد شد. فیلتر کالمن، برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی[1] نیونس و همکاران (۱۹۹۵)، پیش‌آزمون گری‌گوری-هانسن (۱۹۹۶) روشهایی هستند که براساس آنها می‌توان تنها یک تاریخ تغییر جهت را تعیین کرد. امّا مقالات بای (۱۹۹۷)، بای و همکاران (۱۹۹۸)، بای و پرون (۱۹۹۸) و لی (۱۹۹۶) برخی مقالاتی هستند که در آنها روشهایی برای تخمین چند نقطهٔ شکستگی پیشنهاد شده است.

هرگاه براساس آزمونهای بالا، وجود تغییر جهت‌های ساختاری به اثبات برسد، باید از آزمونهای ریشهٔ واحد و همجمعی با وجود تغییر جهت ساختاری استفاده کرد. روشهای پرون (۱۹۸۹)، سیلواپالی (۱۹۹۶)، لی و همکاران (۱۹۹۷)، آمسلر و لی (۱۹۹۵)، آزمون نقطهٔ بهینه[2] دافور و کینگ (۱۹۹۱)، وانگ و اشمیت (۱۹۹۶)، پرون وو گل‌سنگ (۱۹۹۲)، برخی از آزمونهایی هستند که با استفاده از آنها می‌توان آزمون ریشه‌های واحد با وجود تغییر جهت‌های ساختاری را انجام داد. آزمونهای کامپوس، اریکسون و هندری (۱۹۹۶)، گری‌گوری، نیسون و وات (۱۹۹۶) و آزمون گری‌گوری- هانسن (۱۹۹۶) نیز آزمونهای همجمعی معتبر باوجود تغییر جهت‌ساختاری هستند.

در این مقاله از آزمونهای پرون و روش همجمعی گری‌گوری-هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. در قسمت بعدی، مبانی نظری روش همجمعی گری‌گوری- هانسن توضیح داده خواهد شد. ذکر این نکته ضروری است که این روش یک آزمون براساس جملات پسماند[3]الگوهای رگرسیونی همجمعی است.

۱-۲-۲. روش همجمعی گری گوری – هانسن

دراین آزمون به فرم بسیار کلّی همجمعی توجّه شده و وجود یک تغییر جهت ساختاری دربردار همجمعی جایزشمرده شده است . فرضیهٔ صفراین آزمون (یعنی عدم وجودرابطهٔ همجمعی) همانندآزمونهای مرسوم بوده، ولی فرضیهٔ رقیب آن باسایر آزمونها تفاوت دارد . ازمزایای بارز این آزمون این است که نقطهٔ تغییرجهت (تاریخ شکستگی) را به‌صورت درون‌زا تخمین می‌زند.

---

1. Quasi- maximum Likelihool Estimater
برای مطالعهٔ بیشتر این روش به نیونس و همکاران [۱۸] مراجعه فرمایید.
2. point optimal test
3. residual-based test

گری گوری – هانسن (۱۹۹۶) به منظور استخراج آمارهٔ آزمون خود از رگرسیون همجمعی متعارف زیر استفاده کرده اند:

$$y_{۱t} = \alpha + \beta\, y_{۲t} + e_t \qquad , t = ۱,۲,...,T \qquad (۱)$$

که درآن، $y_{۲t}$ یک بردار m متغیّره و $I(۱)$ (در این مقاله متغیّرهای نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف کننده) بوده و e_t یک متغیّر $I(۰)$ فرض می‌شود. متغیّر وابسته نیز بهره‌وری کلّ عوامل تولید در نظر گرفته شده است.

دراین آزمون اشکال مختلفی جهت الگوبندی تغییرجهت ساختاری درنظر گرفته شده است که به‌صورت زیر است:

$$(C): \quad y_{۱t} = \alpha_۰ + \alpha_۱ D_{tb} + \beta y_{۲t} + e_t \qquad , \quad t = ۱,۲,...,T \qquad (۲)$$

$$(C/T): \quad y_{۱t} = \alpha_۰ + \alpha_۱ D_{tb} + \beta y_{۲t} + \gamma\, t + e_t \qquad , \quad t = ۱,۲,...,T \qquad (۳)$$

$$(C/S): \quad y_{۱t} = \alpha_۰ + \alpha_۱ D_{tb} + \beta_۱ y_{۲t} + \beta_۲ y_{۲t} D_{tb} + e_t \qquad , \quad t = ۱,۲,...,T \qquad (۴)$$

معادلهٔ (۲) به الگوی تغییردرسطح[1] ، معادلهٔ (۳) به الگوی تغییر درسطح به همراه روند[2] ومعادلهٔ (۴) به الگوی تغییررژیم (تغییر جهت ساختاری)[3] معروف است. D_{tb} متغیّر مجازی است و چنانچه $t < [\lambda T]$ مقدارصفر و درغیر این‌صورت مقدار یک به خود می‌گیرد.

گری گوری- هانسن (۱۹۹۶) برای ردیابی روابط همجمعی باوجوداحتمالی تغییرجهت ساختاری و همچنین، تخمین نقطهٔ شکستگی ازجملات پسماند هرکدام ازمعادلات ۲ تا ۴ (بسته به فرضیهٔ رقیب) استفاده کرده وآماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی – فولر افزوده (ADF) را تغییر داده وآمارهٔ جدیدی را به‌صورت زیر پیشنهادکرده‌اند که به شرح مفصّل آن می‌پردازیم:

برای هرنقطهٔ شکستگی (b) ، یکی از الگوهای ۲ تا ۴ راباروش حدّاقل مربعات معمولی (OLS) (بسته به فرضیهٔ رقیب) تخمین زده وجملات پسماندآن را $\left(\hat{e}_{tb}\right)$ محاسبه می‌کنیم. براساس این جملات پسماند، ضریب همبستگی پیاپی مرتبهٔ اوّل[1] را به‌صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

---

1. level shift model
2. level shift with trend
3. regim shift model

$$\hat{\rho}_b = \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{tb}\, \hat{e}_{(t+1)b} \Big/ \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{tb}^{\,2} \qquad (۵)$$

با اصلاح اُریب این ضریب ، آمارهٔ آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) راتغییر می‌دهیم. جملات پسماند مرحلهٔ دوم به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{v}_{tb} = \hat{e}_{tb} - \hat{\rho}_b\, \hat{e}_{(t-1)b} \qquad (۶)$$

این اصلاح همچنین شامل تخمین زیر ازمجموع موزون خودکوواریانسها است:

$$\hat{\lambda}_b = \sum_{j=1}^{M} w\left(\frac{j}{M}\right) \hat{\gamma}_b(j) \qquad (۷)$$

که درآن، $M=M(T)$ مقداربهینهٔ و پارامتر وقفهٔ برشی و یا پارامتر (Bandwidth)[۲] و w(.) تابع وزن کرنل[۳] بوده وهرکدام به شیوهٔ خاصی تعیین می گردند .

برای تعیین طول بهینهٔ پارامتر وقفهٔ برشی (Bandwidth) ، اندریوز (۱۹۹۱) واندریوز ومونـاهـان (۱۹۹۲) برآورد گر خودکار Bandwidth[۴] را به‌صورت زیر پیشنهادکرده اند[۵]:

$$\hat{M}_b = ۱/۳۲۲۱ \left[\hat{\alpha}(۲).T\right]^{\frac{۱}{۵}} \qquad (۸)$$

دراین معادله $\hat{\alpha}(۲)$ تابعی ازتابع چگالی طیف نامعلوم از e_t بوده و به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

---

1. first order serial correlation model

۲. اصطلاح Bandwidth درمتون مربوط به تحلیل طیفی (spectral analysis) معادل باوقفهٔ برشی (truncation lag) است(Lee and Mossi , 1996).

3. Kernel Weight Function

4. Automatic Bandwidth Estimator

۵. برای هرکرنل ازفرم خاصی استفاده می شودکه دراینجا ازکرنل طیف درجهٔ دوم استفاده شده است. برای مطالعهٔ بیشترنحوهٔ تخمین این برآوردگر، واریانس بلندمدت ومسائل جنبی آنها به اندریوز(۱۹۹۱)و اندریوز و موناهان (۱۹۹۲) مراجعه فرمایید .

$$\hat{\alpha}(2)=\sum_{a=1}^{\rho} w_a \left(\frac{4\hat{\rho}_a^{\,2}\hat{\sigma}_a^{\,4}}{\left(1-\hat{\rho}_a\right)^8} \right) \Bigg/ \sum_{a=1}^{\rho} w_a \left(\frac{\hat{\sigma}_a^{\,4}}{\left(1-\hat{\rho}_a\right)^4} \right) \qquad (9)$$

دراین رابطه، $\hat{\rho}_a, \hat{\sigma}_a^{\,2}$ به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو وواریانس ابداعی[1] و w_a وزن است. معمولاً پیشنهاد شده است که درمعادلات رگرسیون برای پارامتر ثابت وزن صفر وبرای بقیهٔ متغیّرها وزن یک انتخاب شود.

پارامتر واریانس ابداعی σ_ξ^2 مجموع مربعات جملات خطای ناشی ازرگرسیون زیر است[2]:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \xi_t \qquad (10)$$

در محاسبهٔ تابع وزن کرنل نیز از کرنلهای نرمال به‌صورت زیر استفاده می‌شود[3]:

$$w\left(\frac{j}{M}\right) = (2\pi)^{\frac{-1}{2}} \exp\left[\left(-\frac{1}{2}\right)\left(\frac{j}{M}\right)^2\right] \quad , \quad j = 1,2,...,M \qquad (11)$$

درمعادلهٔ (۷) میزان $\hat{\gamma}_b(j)$ به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\gamma}_b(j) = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T} \hat{v}_{(t-j)b}\,\hat{v}_{tb} \qquad (12)$$

---

1. innovation variance

۲. هنگامی که جملات خطا خود همبسته باشند، توزیعهای آمارهٔ دیکی ـ فولر به طور مجانبی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و این وابسته به دو پارامتر مزاحم (nuisance parameter): واریانس ابداعی $\sigma_\xi^2 = LimT^{-1}\sum \xi_t^2$ و واریانس بلندمدت $\sigma^2 = LimT^{-1}\left(\sum \xi_t\right)^2$ پارامتر واریانس بلندمدت (Long – run Variance) نیز مطابق معادلهٔ (۱۶) قابل محاسبه است.

۳. برای مطالعهٔ بیشتر به (Lee and Mossi , 1996) مراجعه کنید.

براساس توضیحات بالا، تخمین ضریب همبستگی پیاپی مرتبهٔ اوّل با اُریب اصلاح شده به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\hat{\rho}_b^{*} = \sum_{t=1}^{T-1}\left(\hat{e}_{tb}\,\hat{e}_{(t+1)b} - \hat{\lambda}_b\right) \Big/ \sum_{t=1}^{T-1}\hat{e}_{tb}^{2} \qquad (۱۳)$$

آمارهٔ آزمون فیلیپس را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

$$Z_\alpha(b) = T\left(\hat{\rho}_b^{*} - 1\right) \qquad (۱۴)$$

$$Z_t(b) = \left(\hat{\rho}_b^{*} - 1\right) \Big/ \hat{S}_b \qquad (۱۵)$$

که در آن:

$$\hat{S}_b^{2} = \hat{\sigma}_b^{2} \Big/ \sum_{t=1}^{T-1}\hat{e}_b^{2}$$

و $\hat{\sigma}_b^{2}$ واریانس بلند مدت $\hat{\nu}_b$ است و به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\hat{\sigma}_b^{2} = \hat{\gamma}_b(0) + 2\hat{\lambda}_b \qquad (۱۶)$$

آمارهٔ دیگر، آمارهٔ t ضریب $\hat{e}_{(t-1)b}$ درمعادلهٔ رگرسیون زیر است که با ADF(b) نشان داده می‌شود:

$$\Delta\hat{e}_{tb} = \alpha + \beta\hat{e}_{(t-1)b} + \gamma_1\Delta\hat{e}_{(t-1)b} + \ldots\ldots + \gamma_M\Delta\hat{e}_{(t-M)b} + \xi_t$$

و بنابراین:

$$\text{ADF(b)} = \text{t}_{\text{آماره}}\left(\hat{e}_{(t-1)b}\right) \qquad (۱۷)$$

گری گوری ـ هانسن بیان می‌کنند که آماره‌های آزمون(۱۴) ، (۱۵) و (۱۷) ابزارهای متعارف برای تحلیل روابط همجمعی بدون وجود تغییر جهت ساختاری (تغییررژیم) هستند و آمارهٔ پیشنهادی آنها

باوجود احتمالی این تغییر جهت‌ها، کوچکترین مقادیر آماره‌های (۱۴) ، (۱۵) و (۱۷) درکلیّه نقاط ممکن شکستگی است. بنابراین آمارهٔ پیشنهادی گری گوری - هانسن به‌صورت زیر است[۱]:

$$\begin{cases} z_{\alpha}^{*} = \inf\ Z_{\alpha}(b) \\ b \in t \\ z_{t}^{*} = \inf\ Z_{t}(b) \\ b \in t \\ ADF^{*}(b) = \inf\ ADF(b) \\ b \in t \end{cases} \qquad (۱۸)$$

نقطهٔ شکستگی (تاریخ تغییرجهت) رانیز سال مربوط به این آماره‌ها مشخص می‌کند[۲].

۳. نتایج تجربی

۳-۱. تخمین نقطهٔ شکستگی: پیش‌آزمون گری‌گوری- هانسن (۱۹۹۶)

به منظور تعیین نقطهٔ شکستگی، ۱۵ درصد مشاهدات ابتدایی و انتهایی را کنار گذاشته و برای سایر سالها متغیّر مجازی تعریف کرده و جملات پسماند آنها را حساب می‌کنیم. سپس، از آزمون ADF استفاده کرده و سالی را که دارای کمترین آمارهٔ ADF باشد، به عنوان سال شکست ساختاری تعیین می‌کنیم. این مراحل برای هر سه الگوی (C)، (C/T) و (C/S) انجام می‌شود. در مقالهٔ حاضر ۷ (=۱۵٪×۴۳) مشاهدهٔ اوّل و آخر را در نظر نمی‌گیریم. نتایج حاصل از این محاسبات در جدول (۲) و نمودار (۲) آورده شده است. در این جدول و نمودار واضح است که براساس الگوی (C) (تغییر در سطح) سال ۱۳۵۸ و براساس الگوهای (C/T) و (C/S) [به ترتیب الگوهای تغییر در سطح به همراه روند و تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری)] سال ۱۳۶۰ سال شکست ساختاری در این الگوها است. این نتایج در جدول (۳) خلاصه شده است.

---

۱. مقادیر بحرانی مجانبی این آماره ها درسطوح ۱٪ و۲/۵ ٪ و۵٪ و۱۰٪ برای ۱ تا ۴ رگرسور درمقالهٔ گری گوری ـ هانسن (۱۹۹۶) ص ۱۰۹ آورده شده است.

۲. شورت (Schwert , 1987) نشان داده است که عملکرد نمونهٔ کوچک آمارهٔ ADF ممکن است که ضعیف باشد (WU , 1997)

۲-۳. نتایج آزمونهای ریشهٔ واحد: آزمون پرون (۱۹۹۰)

همچنان‌که قبلاً نیز اشاره شد، برای انجام آزمون ریشهٔ واحد پرون که یک آزمون معتبر باوجود تغییر جهت‌های ساختاری است، نقطهٔ شکستگی به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. در این مقاله به جهت کاهش خطاهای آماری، در ابتدا، از روش پیش‌آزمون گری‌گوری- هانسن این نقطه برآورد و در آزمون پرون استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در سه حالت پیشنهادی پرون در جدول (۴) آورده شده است. نتایج ارائه شده نشان می‌دهند که کلیّهٔ متغیّرها در سطوح خود نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری به متغیّرهای مانا تبدیل می‌شوند. این نتیجه اجازهٔ بررسی روابط بلندمدت بین متغیّرهای موردنظر را به دست خواهد داد.

۳-۳. نتایج آزمون همجمعی گری‌گوری- هانسن (۱۹۹۶)

در جدول (۵) و نمودار (۳) نتایج حاصل از آزمون همجمعی گری‌گوری- هانسن ارائه شده است. در این جدول آماره‌های آزمون تغییریافته Z_α و Z_t پیشنهادی فیلیپس (۱۹۷۸) و آمارهٔ دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) ارائه شده است. خلاصهٔ این نتایج به همراه تخمین الگوی (C/S) با استفاده از روش حدّاقل مربعات معمولی پویا (DOLS) در جدول (۶) آورده شده است.

در الگوهای رگرسیونی فرض بر این است که مقدار ثابت و ضریب شیب ثبات زمانی دارند. گری‌گوری- هانسن (۱۹۹۶) بحث می‌کنند که رابطهٔ همجمعی خطی ممکن است به موجب تغییر در بردار همجمعی در طول دوره مورد نظر باشد و بنابراین، امکان دارد که بردار همجمعی ثبات زمانی نداشته باشد. در چنین حالتی از الگوی (C/S) استفاده می‌شود که در آن a_0، β_0، β_1 و β_2 ثابت و ضرایب شیب همجمعی قبل از تغییر ساختاری است و a_1، γ_0، γ_1، γ_2 و γ_3 به تغییر در مقدار ثابت و ضریب شیب در زمان انتقال دلالت دارد. براین اساس در مقالهٔ حاضر، آماره‌های Z_a و Z_t وADF تنها برای الگوی (C/S) محاسبه شده است. نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان دهندهٔ آن است که وجود رابطهٔ همجمعی براساس تمامی آماره‌ها تأیید می‌گردد. همچنین، نتایج حاصل از تخمین الگوی (C/S) با استفاده از روش حدّاقل مربعات معمولی پویا (DOILS) نشان داده است که کلیّهٔ ضرایب اختلاف معناداری از صفر دارند. این نتیجه نیز این حقیقت را نشان می‌دهد که تغییر جهت ساختاری منجر به تغییر در جملهٔ ثابت و شیب تابع شده است و دلیل دیگری بر استفاده از آماره‌های پیشنهادی گری‌گوری- هانسن تنها برای الگوی (C/S) است.

براساس تخمین حدّاقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، ملاحظه می‌شود که یک رابطهٔ منفی معنادار بین بهره‌وری و تورّم وجود دارد.

جدول-۲. نتایج پیش آزمون گری گوری – هانسن

سال	ADF(C)	ADF (C/T)	ADF (C/S)
۱۳۴۵	-۲/۱۲	-۱/۸	-۱/۵۲
۱۳۴۶	-۲/۳۶	-۲/۰۷	-۱/۵۶
۱۳۴۷	-۲/۳۸	-۲/۲۶	-۱/۵
۱۳۴۸	-۲/۵۸	-۲/۳۷	-۱/۸
۱۳۴۹	-۲/۲۷	-۲/۱۷	-۱/۵
۱۳۵۰	-۲/۵	-۲/۳۲	-۱/۶۴
۱۳۵۱	-۲/۵۱	-۲/۴۹	-۲/۲۲
۱۳۵۲	-۲/۱۸	-۲/۴۵	-۲/۲۵
۱۳۵۳	-۲/۴۱	-۲/۴۴	-۲/۲۸
۱۳۵۴	-۲/۹۵	-۱/۷۷	-۱/۵۸
۱۳۵۵	-۲/۵۵	-۲/۰۸	-۱/۸۳
۱۳۵۶	-۲/۵۱	-۲/۴۶	-۲/۳
۱۳۵۷	-۳/۴۹	-۲/۶۱	-۲/۴۱
۱۳۵۸	-۳/۶۴ **	-۲/۳	-۲/۴۸
۱۳۵۹	-۳/۴۵	-۲/۴۴	-۲/۷۹
۱۳۶۰	-۲/۳۶	-۳/ ۳۴ **	-۳/۳۸ **
۱۳۶۱	-۲/۰۸	-۲/۶	-۲/۴۵
۱۳۶۲	-۲/۰۷	-۲/۷۷	-۲/۲۹
۱۳۶۳	-۲/۱۴	-۲/۳۵	-۲/۱۵
۱۳۶۴	-۲/۰۹	-۲/۳۶	-۱/۶۸
۱۳۶۵	-۲/۱۳	-۱/۸۵	-۱/۴۹
۱۳۶۶	-۲/۰۶	-۱/۷۹	-۱/۱۴
۱۳۶۷	-۲/۰۶	-۱/۴۷	-۱/۲۹
۱۳۶۸	-۲/۰۹	-۱/۷۹	-۱/۳
۱۳۶۹	-۲/۲	-۱/۷۶	-۱/۶۶
۱۳۷۰	-۲/۰۷	-۱/۸۳	-۱/۸۶
۱۳۷۱	-۲/۰۵	-۲/۲۴	-۱/۸۴
۱۳۷۲	-۲/۵۱	-۲/۱۶	-۱/۶
۱۳۷۳	-۲/۷۶	-۱/۹	-۱/۷
۱۳۷۴	-۲/۷	-۱/۸۶	-۱/۷۵

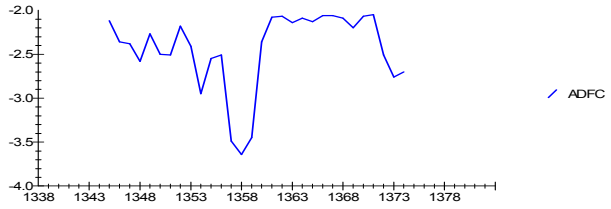
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول -۳. نتایج پیش آزمون همجمعی گری گوری-هانسن (۱۳۳۸-۱۳۸۰)

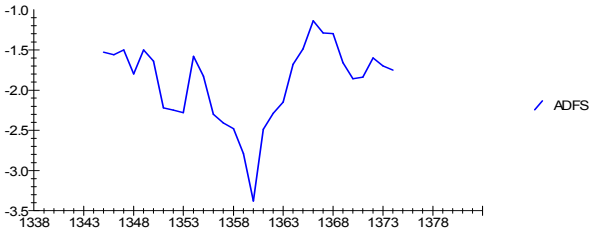
الگوی C/S آمارهٔ ADF	الگوی C/T آمارهٔ ADF	الگوی (C) آمارهٔ ADF
-۳/۴۵ [۱۳۶۰]	-۳/۳۴۵ [۱۳۶۰]	-۳/۶۴[۱۳۵۸]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

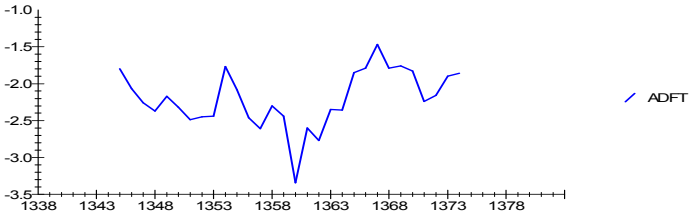
نمودار -۲. نمودار نتایج پیش آزمون همجمعی گری گوری- هانسن



سال



سال



سال

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول -۴. نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد باوجودتغییرجهت ساختاری:آزمون پرون

متغیّر	آماره t حالت اوّل	آمارهٔt حالت دوم	آمارهٔt حالت سوم	مرتبهٔ جمع بستگی
LCPI	-/۴۴۱	-۲/۰۴	-۳/۲۴	I(۱)
DLCPI	*-۳/۶۲	*-۴/۰۷	* -۴/۳۸	I(۰)
LPPOD	-۲/۶	-۳/۶۸	-۴/۳۷	I(۱)
DLPROD	*-۴/۳۲	* -۵/۳	* -۶/۵	I(۰)
INTER	-۳/۳۷	-۲/۷۹	-۴/۰۸	I(۱)
DINTER	* -۶/۲	* -۷/۴	*-۶/۸	I(۰)
LGDP	-۱/۹	-۲/۸	-۳/۳	I(۱)
DLGDP	×-۶/۱	×-۵/۸	×-۷/۶	I(۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توضیحات:

۱. علامت * نشانگر رد فرضیهٔ صفر $(H_{\circ})$ (وجود ریشهٔ واحد درمتغیّرمورد نظر) و معنی‌دار در سطح ۵ درصد است.

۲. درجدول بالا INTER,LPROD,LCPI و LGDP به ترتیب نمایانگر لگاریتم شاخص قیمتها ، لگاریتم بهره‌وری کلّ عوامل تولید ، نرخ بهرهٔ بانکی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی است.

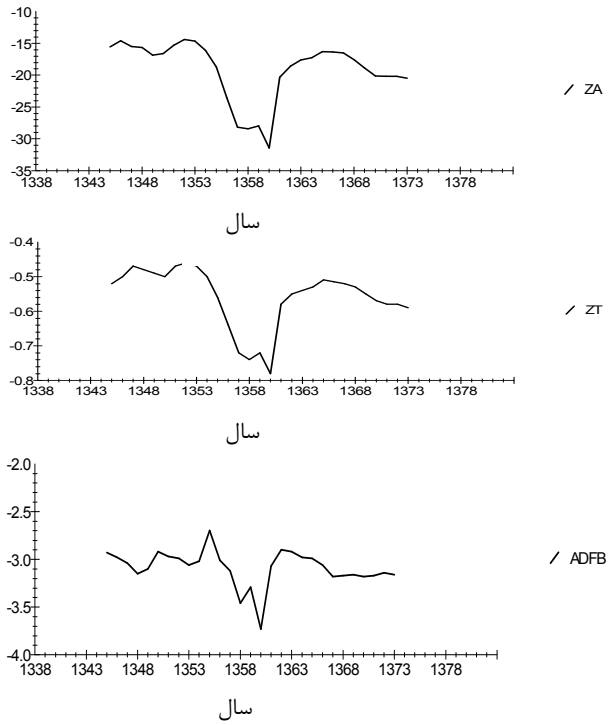
۳- حرف D جلوی هرمتغیّری نشان دهندهٔ تفاضل مرتبه اوّل آن متغیّر است.

جدول -۵. نتایج آزمون همجمعی گری گوری – هانسن

سال	Za	Zt	ADF (C/S)
۱۳۴۵	-۱۵/۵۵۷	-/۵۲	-۲/۹۳
۱۳۴۶	-۱۴/۶۳	-/۵	-۲/۹۸
۱۳۴۷	-۱۵/۵	-/۴۷	-۳/۰۴
۱۳۴۸	-۱۵/۶۸	-/۴۸	-۳/۱۵
۱۳۴۹	-۱۶/۸۹	-/۴۹	-۳/۱
۱۳۵۰	-۱۶/۶	-/۵	-۲/۹۲
۱۳۵۱	-۱۵/۳۲	-/۴۷	-۲/۹۷
۱۳۵۲	-۱۴/۴	-/۴۶	-۲/۹۹
۱۳۵۳	-۱۴/۶۴	-/۴۷	-۳/۰۶
۱۳۵۴	-۱۶/۱۱	-/۵	-۳/۰۲
۱۳۵۵	-۱۸/۷۵	-/۵۶	-۲/۷
۱۳۵۶	-۲۳/۵۹	-/۶۴	-۳/۰۱
۱۳۵۷	-۲۸/۱۸	-/۷۲	-۳/۱۲
۱۳۵۸	-۲۷/۲۴	-/۷۴	-۳/۱۸
۱۳۵۹	-۲۷/۹۷	-/۷۲	-۳/۲۹
***۱۳۶۰	-۳۱/۴۱	-/۷۸	-۳/۷۳
۱۳۶۱	-۲۰/۳۶	-/۵۸	-۳/۰۷
۱۳۶۲	-۱۸/۵۹	-/۵۵	-۲/۹
۱۳۶۳	-۱۷/۶۵	-/۵۴	-۲/۹۲
۱۳۶۴	-۱۷/۲۸	-/۵۳	-۲/۹۸
۱۳۶۵	-۱۶/۳	-/۵۱	-۲/۹۹
۱۳۶۶	-۱۶/۳۶	-/۵۱۵	-۳/۰۶
۱۳۶۷	-۱۶/۵۱	-/۵۲	-۳/۱۸
۱۳۶۸	-۱۷/۵۶	-/۵۳	-۳/۱۷
۱۳۶۹	-۱۸/۸۶	-/۵۵	-۳/۱۶
۱۳۷۰	-۲۰/۱۵	-/۵۷	-۳/۱۸
۱۳۷۱	-۲۰/۱۸	-/۵۸	-۳/۱۷
۱۳۷۲	-۲۰/۲۱	-/۵۸	-۳/۱۴
۱۳۷۳	-۲۰/۵	-/۵۸	-۳/۱۶
۱۳۷۴	-۲۰/۶۴	-/۶۱	-۳/۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار-۳. نتایج آزمون همجمعی گری گوری - هانسن



جدول-۶. نتایج آزمون همجمعی گری گوری - هانسن (۱۳۸۰-۱۳۳۸):الگوی (C/S)

$\frac{Z_a^*}{-۳۱/۴۱[۱۳۶۰]}$		$\frac{Z_t^*}{-۰/۷۸[۱۳۶۰]}$		$\frac{ADF^*}{-۳/۷۳[۱۳۶۰]}$		
تخمین ضرایب براساس DOLS						
$\alpha_۰$	$\alpha_۱$	$\beta_۰$	$\beta_۱$	$\gamma_۰$	$\gamma_۱$	$R^۲$
-/۱۲	۰/۵۳	-/۲۶	/۰۲	-۰/۰۷۴	-۰/۰۲	۰/۷۷
(-۲/۵)[۲]	(۴/۶)[۳]	(-۲/۴)[۲]	(۴/۵)[۳]	(-۴/۴۹)[۳]	(-۳/۰۷)[۳]	

مأخذ: محاسبات تحقیق

توضیحات:

۱. معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

۲. معنی‌دار در سطح ۵ درصد

۲. معنی‌دار در سطح ۱ درصد

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

در متون نظری (و تجربی) رابطهٔ منفی بین بهره‌وری و تورّم (برای اکثر کشورهای توسعه یافته و برخی کشورهای در حال توسعه) تأیید شده است. زیرا، اعتقاد براین است که تورّم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمتهای نسبی و منحرف کردن علائم و نشانه‌های قیمتی شده و بنابراین، برنامه‌های سرمایه‌گذاری را غیرکارآ می‌نماید. این عمل باعث ناکارایی کارگزاران اقتصادی شده و بنابراین، تأثیر معکوس بر تورّم خواهد گذاشت. از طرف دیگر، با افزایش بهره‌وری، تقاضا برای عامل افزایش یافته و منحنی عرضهٔ کلّ اقتصاد به سمت راست منتقل می‌شود که حتّی با فرض انتقال منحنی تقاضای کلّ اقتصاد به میزانی کمتر از میزان انتقال عرضهٔ کل، این امر باعث ایجاد مازاد عرضه و کاهش سطح عمومی قیمتها خواهد شد.

طبق بررسیهای به عمل آمدهٔ نگارندگان مقاله بیش از ۳۰۰ مقاله در اقتصاد ایران در ارتباط با تورّم و بهره‌وری وجود دارد، اما در هیچ‌کدام از آنها رابطهٔ بلندمدت بین بهره‌وری و تورّم با ویژگیهای متمایز اشاره شده در مقدمهٔ این مقاله بررسی نشده است. هدف این مطالعه پر کردن این شکاف و پرداختن به دو مقوله و معضل بسیار مهم در اقتصاد ایران بوده است.

همچنین، در اکثر مطالعات موجود در اقتصاد ایران به مسئلهٔ شکست ساختاری در داده‌ها و الگوها توجّه اندکی شده است و به جرأت می‌توان گفت که در بررسی روابط بلندمدت بین متغیّرها به این مسئله تقریباً توجّهی نشده است. حتّی در صورت توجّه، نقاط شکستگی به صورت برون‌زا فرض شده است. این مقاله با این ویژگیها متمایز از سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران است.

برای رسیدن به هدف مقاله از روش همجمعی گری‌گوری-هانسن (۱۹۹۶) و آزمونهای ریشهٔ واحد پرون (۱۹۹۰) و داده‌های سالهای ۱۳۳۸-۱۳۸۰ استفاده شده است. یافته‌های این مقاله حکایت از این دارد که یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین بهره‌وری و تورّم وجود دارد. نتایج تخمین الگو به روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز نشان داده شده است که یک رابطهٔ منفی بین تورّم و بهره‌وری وجود دارد.

براساس یافته‌های این مقاله پیشنهاد می‌شود که:

– برای مقابله با تورّم، یکی از راهها افزایش دادن بهره‌وری کلیّهٔ عوامل خصوصاً بهره‌وری نیروی کار است. بنابراین باید زمینه‌های لازم برای افزایش بهره‌وری نیروی کار فراهم شود.

– مطالعات دیگری با استفاده از روشهای متفاوت در اقتصادسنجی سریهای زمانی صورت گیرد تا از جعلی نبودن نتایج مربوط به یک روش اطمینان حاصل شود.

منابع

برانسون، ویلیام. اچ. (۱۳۸۰). *نظریه و سیاستهای اقتصاد کلان*. ترجمه عباس شاکری، نشر نی، تهران.

رائو، باسکارا. (۱۳۷۷). *همگرایی و کاربردهای اقتصادی آن*. ترجمهٔ علی حسین صمدی، نشر ساسان، شیراز.

مرکز تحقیقات اقتصاد ایران. (۱۳۸۲). *بانک اطلاعات مقاله‌ها و داده‌های اقتصادی ایران* (نسخه ۲). دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

Amsler, C. and Junsoo, Lee. (1995). An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Structural Change. *Econometric Theory*, No. 11, PP. 359-368.

Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*. No. 61/4, PP. 821-859.

Andrews, D. W. K. and Monahan, J. C. (1992). An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*, No. 60/4, PP. 953-366.

Andrews, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. *Econometrica*, No. 59/3, PP. 817-858.

Bai, J. and P. Perron. (1998). Estimation and Testing Linear Model with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, No. 66.1, PP. 47-78.

Bai, J., Lumsdaine, R. L. and Stock, G. H. (1998) Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series. *Review of Economic Studies*, No 65, PP. 395-432.

Banerjee, A., Lumsdaine, RL. and Stock, J. H. (1992). Recursive and Sequential Tests of Unit Root and Trend Break Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 10, PP. 271-287.

Bitros, G. C., and Panas, E. E. (2001). Is there an Inflation-Productivity Trade-off? Some Eridence from the Manufacturing Sector in Greece. *Applied Economics*, Vol. 33, PP. 1961-1969.

Cameron, N., Hum, D. and Simpson, W. (1996). Stylized Facts and Stylized Illusions: Inflation and Productivity Revisited. *Canadian Journal of Economcis*, Vol. XXIX, No. l, PP. 152-162.

Campos. J., Ericsson, N. R. and Hendry, D. F. (1996). Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks. *Journal of Econometrics*, No. 70, PP. 187-220.

Christiano. L. J. (1992). Searching for Breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 10. PP. 237-250.

Dufour. J. M. and King, M. L. (1991). Optimal Invariant Tests for the Autocurrelated Coefficient in Linear Regressions with Stationary or Nonstationary AR (1) Errors. *Journal of Econometrics*, No. 47, PP. 115-143.

Gregory A. W. and Hansen, B. E. (1996). Residual- Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shift. *Journal of Econometrics*, No. 70, PP. 99-126.

Gregory, A. W., Nason, J. M. and Watt, D. G. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships. *Journal of Econometrics*, No. 71. PP. 321-341.

Hall. S. G. (1993). Modelling Structural Change Using the Kalman Fiter. *Economics of Planning*. No. 26, PP. 1-13.

Hendery. D. F and Neale, A. J. (1991). *A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots, in P. Hackle and A. A. Westlond (Eds)*. Economic Structural Change: Analysis and Forecasting, Springer-Verlag, Berlin.

Hondroyiannis, G. and Papapetrou, E. (1998). Temporal Causality and the Inflaction-Productivity Relationship: Evidence from Eight Low inflacion OECD Contries. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 7, No.?, PP. 117-135.

Hwang. J. and Schmidth, P. (1996). Alternative Methods Detrending and the Power of Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, No. 71, PP. 227-248.

Lee, Jim. (1996). Testing for a Unit Roots in Time Series with Terend Breaks. *Journal of Macroeconomics*, No. 18/3, PP.503-519.

Lee, Junso, Hwang, C. J. and Shin, Y. (1997). On Stationary Tests in the Presence of Structural Breaks. *Economic Letters*, No. 55, PP. 165-172.

Lee, Junsoo and Mossi, D. (1996). On Improvement of Philips-Petton Unit Root Tests Using Optimal Bandwidth Estimates. *Applied Economics Letters*, No. 3, PP. 197-200.

Nunes L. C., Kuan, C. M. and Newbold, P. (1995) Spurious Break. *Econometric Theory*, No. 11, PP. 736-746.

Papapetrou, E. (2001). Bivariate and Multivariate Tests of the Inflation-Productivity Granger-Temporal Causal Relationship: Evidence from Greece. *Journal of Economic Studies*, Vol 28, No . 3, PP. 213-226.

Perron, P. (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 8, PP.153-162.

Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992). Testing for a Unit Root with a Chaging Mean: Corrections and Extensions. *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 10, PP. 467-470.

Perron. P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, No. 57, PP.1361-1401.

Rappoport. P. and Reichilin, L. (1998). Segmented Trends and Nonstationary Time Series. *Economic Journal*, No. 99, PP. 77-168.

Sbordone, A. and Kuttner, K. (1999). Does Inflation Reduce Productivity? *Economic Perspective*, Vol. 18, No. 6, Fedral Reserve Bank of Chicago, IL, PP. 2-14.

Silvapulle. R. (1996). Testing for a Unit Root in a Time Series with Mean Shifts, *Applied Economics Letters*, No. 3, PP. 629-635.

Zivot. E. and Andrews, D. W. K (1992). Further Evidence on Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 10, PP. 251-270.