دو فصلنامه علمی– پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی، سال هشتم، شماره دوم (پیاپی ١٦)، بهار و تابستان ١٣٩٥، صص ٧-٣٨

تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی منتخب (رهیافت *Cup-FM*)

صاحبه محمدیان‌منصور *

ابوالقاسم گلخندان**

تاریخ دریافت: ٩٤/٠٢/٢٤

تاریخ پذیرش: ٩٤/١٠/٣٠

چکیده

توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن همواره مورد توجه سیاستگذاران و دولت‌ها بوده است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که در دوره‌های رونق این نابرابری کاهش و در دوره‌های رکود افزایش می‌یابد. در این راستا هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی و درحال‌توسعه عضو گروه هشت (D8) طی دوره‌ی زمانی ٢٠١٢-١٩٩٠ است. به این منظور نخست یک مدل بر اساس فرضیه کوزنتس و با حضور متغییرهای اساسی مؤثر بر نابرابری درآمد در کنار متغییر چرخه‌های تجاری طراحی شده است. استخراج چرخه‌های تجاری و مشخصه‌های آن نیز توسط فیلتر میان‌گذر کریستیانو فیتزجرالد (CF) (٢٠٠٣) صورت گرفته است. سپس با توجه به وابستگی مقطعی بین متغییرهای مدل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی استفاده و در آخر نیز رابطه بلندمدت بین متغییرهای مدل به‌وسیله روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (٢٠٠٩)) اندازه‌گیری شده است. نتایج حاکی از تأثیر منفی چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای D8 است؛ به این معنا که در دوره‌های رونق اقتصادی، نابرابری درآمد در کشورهای یادشده کاهش و در دوره‌های رکود اقتصادی این نابرابری افزایش می‌یابد. براساس سایر نتایج، فرضیه کوزنتس در میان اقتصاد کشورهای D8 را نمی‌توان رد کرد. سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اثر برابرگر و سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و تورم اثر نابرابرگر در توزیع درآمد کشورهای یادشده داشته است.

واژگان کلیدی

نابرابری درآمد، چرخه‌های تجاری، وابستگی مقطعی، به روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)، کشورهای گروه هشت (D8)

طبقه‌بندی JEL: C23, D56, E32

* مربی گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور mohamadian106@yahoo.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول) golkhandana@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

توزیع درآمد از جهت ارتباط نزدیکی که با مباحث مربوط به عدالت اجتماعی داشته و نقش آن در تعیین سطح زندگی افراد، همواره مورد توجه کارشناسان اقتصادی و سیاستگذاران بوده است تا بتوانند با تصمیم‌گیری‌های مناسب شکاف‌های اقتصادی و فرهنگی میان سطوح درآمدی مختلف را کاهش دهند. از طرفی تلاش جهت کاهش نابرابری، بدون توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن مفهومی ندارد؛ از این‌رو شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد اهمیت بیشتری به خود می‌گیرد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷).

یکی از مهمترین عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر نابرابری درآمد، چرخه‌های تجاری[۱] است. شواهد به‌دست‌آمده از مطالعات تجربی در کشورهای مختلف نظیر مطالعات: وانلر (Vanlear, 1992)، پارکر (Parker, 1999) و هرزر و کلامپ (Herzer & Klump, 2006) نشان می‌دهد که نابرابری درآمد طی چرخه‌های تجاری دستخوش تغییرات می‌شود. به این‌صورت که دوره‌های رکود تأثیر نابرابرکننده و دوره‌های رونق تأثیر برابرکننده بر درآمد دارند.

در این راستا هدف اصلی از تحقیق حاضر بررسی تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی و درحال‌توسعه گروه دی‌هشت (D8)[۲] طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ است. آنچه به عنوان سوالات اساسی این تحقیق مطرح می‌شود این است که آیا رابطه بلندمدت بین چرخه‌های تجاری و نابرابری درآمد در کشورهای گروه D8 وجود دارد؟ همچنین در بلندمدت، درصورت وجود رابطه بین چرخه‌های تجاری و نابرابری درآمد در کشورهای گروه D8، این رابطه چگونه است؟ در این راستا مطالعات خارجی و داخلی اندکی با استفاده از ابزارها و تحلیل‌های اقتصادسنجی انجام شده است. به این منظور، مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری کشورهای گروه D8 و روش‌ها و آزمون‌های نوین اقتصادسنجی شامل: آزمون‌های وابستگی مقطعی[۳] پسران (Pesaran, 2004)، ریشه واحد

Archive of SID

www.SID.ir

IPS تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷))، آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (Westerlund, 2007) و روش به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[٤] (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (Bai et al., 2004)) سؤالات فوق را در بوته آزمون تجربی قرار دهد.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و پیشنهادات آمده است.

۱. ادبیات موضوع

توزیع درآمد مسأله تازه‌ای در علم اقتصاد نیست.

همان طوری‌که سارل (Sarel, 1997, p. 4) اشاره دارد، توزیع درآمد در مباحث اثباتی[٥] (آنچه است) و هنجاری[٦] (آنچه باید باشد) وجود داشته است.

در کهن‌ترین متون اقتصادی، تبیین تئوری توزیع درآمد یکی از محورهای اصلی نظریات اقتصاددانان را تشکیل داده است. در بررسی توزیع درآمد شخصی تئوری‌های متعددی شکل گرفته است. بر اساس ترتیب تاریخی و ارتباط بین نظریات، ساهاتو (Sahota, 1978) نظریات توزیع درآمد را به نظریه توانایی[٧]، نظریه تصادفی،[٨] نظریه انتخاب فردی،[٩] نظریه سرمایه انسانی،[١٠] نظریات مبتنی‌بر نابرابری تحصیلات،[١١] نظریات مبتنی‌بر ارث،[١٢] نظریات ادوار زندگی،[١٣] نظریات بازتوزیع درآمد عمومی،[١٤] نظریات تکامل یافته[١٥] و نظریات عدالت توزیعی[١٦] تقسیم نموده است. در این راستا بررسی آثار عملکرد اقتصاد کلان[١٧] و شاخص‌ها و سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است.

طبق نظر فلاکی‌گر و زرین‌نژادان (Fluckiger & Zarin-Nejadan, 1994, p. 26) اگرچه توزیع درآمد به‌طور سنتی در مباحث اقتصاد خرد بررسی شده است، اما امروزه

Archive of SID

www.SID.ir

توزیع درآمد به‌طور گسترده در مباحث اقتصاد کلان جای می‌گیرد. همان‌گونه که کاآسا (Kaasa, 2003) اشاره دارد، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناسی،[۱۸] عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم‌بندی کرد.

بررسی اثر رشد و توسعه بر نابرابری با پژوهش کوزنتس (Kuznets, 1955) آغاز شده است. کوزنتس رشد مدرن اقتصادی را به صورت افزایش مداوم درآمد سرانه یا تولید سرانه کارگر که غالباً با افزایش در جمعیت و تغییرات ساختاری گسترده همراه است تعریف کرده است. بر اساس نظر وی افزایش مداوم عرضه کالا و خدمات بوده، پیشرفت تکنولوژی و تطابق به‌کارگیری تکنولوژی جدید و توسعه داخلی آن با شرایط ایدئولوژیک، اقتصادی و اجتماعی کشور لازمه رشد اقتصادی است. بر این پایه طبق فرضیه کوزنتس، نابرابری در توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس هم‌تراز شده و سرانجام کاهش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، رابطه بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان به‌شکل U واژگون است. دو عامل در افزایش نابرابری تا سطح معینی از توسعه اقتصادی مؤثر می‌باشد: یکی تمرکز پس‌انداز در دست بالاترین گروه‌های درآمدی و دیگری ساختار اشتغال به‌صورت فرآیند صنعتی‌شدن و شهرنشینی. بعد از گذشت پنج دهه از مقاله اصلی کوزنتس تعداد زیادی از محققین به بررسی آثار توسعه، رشد اقتصادی و دیگر شاخص‌های اقتصادی بر نابرابری از دیدگاه‌های مختلف پرداخته‌اند[۱۹].

یکی از این شاخص‌ها و متغییرهای کلان اقتصادی چرخه‌های تجاری است. نخست به تبیین مفهوم چرخه‌های تجاری می‌پردازیم. واژه چرخه به دوره‌های مختلف برگشت‌پذیر از حرکت‌های مثبت و منفی دلالت دارد که اغلب قابل اندازه‌گیری دقیق می‌باشد. تعریف چرخه‌های تجاری نیز با این مفهوم سازگار است اما بجای «حرکت»[۲۰] به «انحراف»[۲۱] اشاره دارد (Kydland & Prescott, 1990, p.3).

Archive of SID

www.SID.ir

تعاریف زیادی برای چرخه‌های تجاری ارائه شده است، اما تقریباً تمام تعاریف معنای مشابه دارند؛ یکی از اقتصاددانانی که در رابطه با چرخه‌های تجاری مطالعات فراوانی انجام داده، وزلی میچل[۲۲] دانشمند برجسته آمریکایی است. وی در سال ۱۹۱۳ با انتشار کتاب خود در باب چرخه‌های تجاری با دیدگاهی توصیفی و تجزیه تعداد زیادی از سری‌های زمانی به توالی چرخه‌ها و تقسیم هر چرخه به چهار مرحله مجزا می‌پردازد. اینکار توسط «برنز و میچل» در سال ۱۹٤٦ ادامه یافت. آنها تعریفی علمی از چرخه‌های تجاری به صورت زیر ارائه داده‌اند: «چرخه‌های تجاری نوعی از نوسانات است که در کل فعالیت‌های اقتصادی کشورهایی که اقتصاد خود را اغلب براساس اقتصاد بازار یا فعالیت بنگاه‌های تجاری استوار نموده‌اند، به وجود می‌آیند. یک چرخه با گسترش و رونق تقریباً همزمان در بیشتر فعالیت‌های اقتصادی شروع می‌شود و دوره‌هایی با گستره مشابه رکود عمومی، تنزل و آغاز رونق را به دنبال دارد و دوباره پس از مدتی، به مرحله رونق در چرخه بعدی منتهی می‌شود. این توالی تغییرات، تکرارپذیر، اما فاقد تناوب معین است. از لحاظ دوره، تداوم زمانی چرخه‌های تجاری بیش از یکسال تا ده و یا دوازده سال متغییر است که قابل تقسیم به چرخه‌های کوتاه‌تر با خصوصیات و نوسان‌های مشابه نمی‌باشد» (Burns & Mitchell, 1946, p.3).

دورنبوش و همکاران[۲۳] (Dornbush et al., 2004)، در تعریفی مشابه، ادوار تجاری را فراز ونشیب‌های منظم از رکود و رونق در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. لوکاس (Lucas, 1977) نیز ادوار تجاری را انحرافات تکرارپذیر تولید ناخالص واقعی حول روند بلندمدت آن می‌داند.

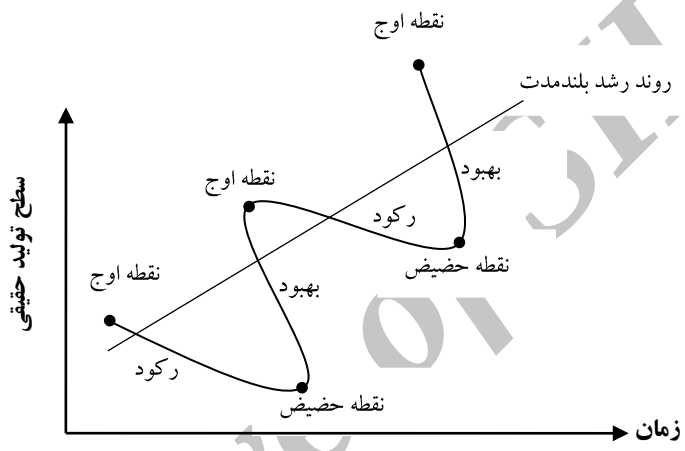
یک چرخه تجاری به‌طور کلی از چهار مرحله تشکیل شده است؛ رونق[۲٤] (بهبود)[۲۵]، نقطهٔ اوج،[۲٦] رکود[۲۷] و نقطهٔ حضیض[۲۸]. در دوره‌ی بهبود، اقتصاد در حال نزدیک شدن به اشتغال کامل است و این حرکت تا مرحله‌ی دوم که مرحله رونق و درحقیقت مرحله آرمانی اقتصاد است، پیش می‌رود. مرحله سوم با کاهش و سیر نزولی

Archive of SID

www.SID.ir

تولید ناخالص ملی آغاز شده و روند یادشده تا مرحله بحران که در حقیقت حضیض تولید ناخالص ملی است، پیش می‌رود (گرجی و اقبالی، ۱۳۸۷، ص ٧٤).

شکل (۱) مراحل چرخه‌های تجاری را نشان می‌دهد. این نمودار نشان‌دهنده انحراف سطح تولید حقیقی از روند بلندمدت آن، به‌صورت تکراری است.



شکل (۱): مراحل چرخه‌های تجاری

هر چند بسیاری سابقه مطالعات در زمینه اثر متغییرهای کلان بر توزیع درآمد را مربوط به مطالعه کوزنتس و منحنی U وارون در سال ۱۹۹۵ می‌دانند، اما تحقیقات در زمینه اثرگذاری چرخه‌های تجاری بر توزیع درآمد به مطالعات مندرشاوسن (Mendershausen, 1946) و کوزنتس (Kuznets, 1953) باز می‌گردد که نشان دادند نابرابری در ایالات متحده از یک الگوی ضددوره‌ای در زمان جنگ اقتصادی پیروی می‌کرده است. این یافته‌ها زمینه‌ساز به‌وجود آمدن تحقیقات قابل توجهی در این خصوص گردید تا با استفاده از طیف گسترده‌ای از روش‌ها و داده‌های مورد استفاده به مطالعه در زمینه رابطه چرخه‌های تجاری با نابرابری درآمد از جوانب مختلف پرداخته شود. در مورد رابطه این دو متغییر انتظار بر آنست که در دوران رونق به‌دلیل افزایش رشد اقتصادی و بهبود شرایط کسب‌وکار نابرابری درآمد کاهش یافته و در دوران رکود

www.SID.ir

با کاهش اشتغال و فشار وارد شده به فعالیت‌های اقتصادی نابرابری افزایش یابد (Burkhard, 2013. p 2).

پارکر (۱۹۹۹) در مقاله خود به بررسی مسائل نظری و شواهد تجربی در رابطه با نابرابری درآمد و چرخه‌های تجاری پرداخته و مشاهده می‌کند که رکودهای دوره‌ای تأثیر نابرابرکننده و رونق‌ها تأثیر برابرکننده بر درآمد دارند. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که افزایش حداقل دستمزد و افزایش بهره‌وری باعث کاهش نابرابری گردیده است.

دیملیس و لیوادا (Dimelis & Livada, 1999) در مطالعه خود با نام نابرابری و چرخه‌های تجاری در ایالات متحده وکشورهای اتحادیه اروپا به بررسی حرکت نابرابری درآمد در طول چرخه‌های تجاری با استفاده از روش کیدلند و پرسکات[۲۹] می‌پردازند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در ایالات متحده و بریتانیا در دوران رونق، نابرابری درآمد کاهش یافته و در دوران رکود، نابرابری افزایش می‌یابد، در حالی‌که در یونان در دوران رونق، نابرابری درآمد افزایش و در دوران رکود کاهش می‌یابد؛ همچنین در ایتالیا نابرابری درآمد طی چرخه‌های تجاری به‌طور ترکیبی حرکت می‌کند. به این معنا که در برخی سال‌های رونق اقتصادی، نابرابری درآمد افزایش یافته و در برخی سال‌ها، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. آنها همچنین نتیجه‌گیری می‌کنند که نه تنها رکودها می‌توانند برای برابری درآمد ایجاد مشکل نمایند، بلکه نابرابری نیز می‌تواند منجر به رکود شود.

بارلوی و تسیدون (Barlevy & Tsiddon, 2006) نیز معتقدند که چرخه‌های تجاری تأثیر یکسانی بر توزیع درآمد نمی‌گذارند. آنها در مقاله خود نشان می‌دهند که رکودها سرعت افزایش یا کاهش نابرابری را افزایش می‌دهند. بدین معنا که اگر نابرابری بلندمدت در دوران رکود کاهش یابد، رکودها سرعت کاهش آن را تشدید می‌کنند و اگر افزایش یابد سرعت آن را بالا می‌برند.

Archive of SID

www.SID.ir

بوورخارد (۲۰۱۳) در تحقیق خود نشان می‌دهد که توزیع درآمد برای اقشار کم درآمد هم‌جهت با چرخه‌های تجاری بوده و برای طبقات ٪۵ بالای درآمدی متغییر است.

از دیگر مطالعات در زمینه نا برابری درآمد وسیکل‌های تجاری می‌توان به هوینس (Hoyness, 1999)، هرزر و کلامپ (۲۰۰٦)، بیرچنال (Birchenal, 2007)، هوور و همکاران (Hoover et al., 2009) و کاماچو و گالیانو (Camacho & Galiano, 2009) اشاره کرد.

در ایران نیز هرچند مطالعه خاصی در زمینه رابطه بین چرخه‌های تجاری و نابرابری درآمد وجود ندارد، اما می‌توان به نمونه مواردی که در آنها رابطه بین متغییرهای کلان اقتصادی و توزیع درآمد بررسی شده است، اشاره کرد.

ابونوری و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیق خود به برآورد الگوی بین کشوری عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با استفاده از اطلاعات ۲۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند. به این منظور الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[۳۰] برآورد گشته است. بر اساس نتایج حاصل، فرضیه کوزنتس در میان اقتصاد کشورهای اسلامی را نمی‌توان رد نمود. سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اثر برابرگر و رشد سالانه جمعیت اثر نابرابرگر در توزیع درآمد کشورهای اسلامی داشته است. سطح معنای سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و تورم به ترتیب با ٪۲٦ و ٪۳۸ اثر افزایشی بر توزیع درآمد داشته‌اند.

تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. طبق نتایج به‌دست آمده با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، فرضیه کوزنتس در بین کشورهای اسلامی قابل رد نیست.

گل‌خندان و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به‌دنبال یافتن پاسخی به این پرسش هستند که آیا جهانی‌شدن سبب نابرابری درآمد در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳٦۰

Archive of SID

www.SID.ir

شده است یا خیر؟ یافته‌های این تحقیق با استفاده از دو روش علیتی آزمون همگرایی باند مبتنی‌بر مدل تصحیح خطای نامقید *(UECM)* و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو نشان‌دهنده رابطه علیت از سمت جهانی‌شدن و ابعاد آن، یعنی جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی به نابرابری درآمد است.

۲. مدل تحقیق

با توجه به ساختار توزیع درآمد در کشورهای اسلامی، مبانی نظری و مدل‌های مطرح‌شده در مطالعات تجربی، می‌توان مدل بین کشوری توزیع درآمد را به‌صورت زیر نوشت:

$$gin_{it} = \beta_1 + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y^2{}_{it} + \beta_4 inf_{it} + \beta_5 ty_{it} + \beta_6 ge_{it} + \beta_7 cycle_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق: gin_{it} ضریب جینی کشور i در سال t (شاخص نابرابری درآمد)، y_{it} درآمد سرآنه (تولید ناخالص داخلی سرآنه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ برحسب دلار ایالات متحده آمریکا)، inf_{it} تورم (درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف کننده)، ty_{it} درصد درآمد مالیاتی از محصول ناخالص داخلی، ge_{it} درصد هزینه‌های دولت از محصول ناخالص داخلی و $cycle_{it}$ چرخه‌های تجاری کشور i در سال t که توسط روش کریستیانو ـ فیتزجرالد[۳۱] (۲۰۰۳) و با استفاده از متغییر تولید ناخالص داخلی حقیقی[۳۲] به‌دست آمده است، می‌باشد.

قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای عضو گروه *D8*، شامل: ایران[۳۳]، اندونزی[۳۴]، مالزی[۳۵]، نیجریه[۳۶]، مصر[۳۷]، ترکیه[۳۸]، پاکستان[۳۹] و بنگلادش[۴۰] است. دوره‌ی زمانی انتخاب‌شده نیز طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ می‌باشد. منبع داده‌های مربوط به تمام متغییرها نیز شاخص‌های توسعه جهانی[۴۱] است.

طبق فرضیه کوزنتس انتظار بر آن است که علامت β_2 مثبت و علامت β_3 منفی باشد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ رشد اقتصادی و تغییر ساختار جمعیتی

Archive of SID

www.SID.ir

(افزایش شهرنشینی)، نابرابری درآمد با شیب کاهشی افزایش یافته، به حداکثر خود خواهد رسید و سپس کاهش خواهد یافت. تورم از مجراهای متفاوت بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد و بسته به مورد، آثار متفاوتی درپی خواهد داشت. به‌طور خلاصه طبق نظر گالی و هایون (Galli & Hoeven, 2001) نرخ‌های تورم کم می‌تواند اثر برابرگر در توزیع درآمد داشته باشد و نرخ‌های تورم بالا، اثر نابرابرگر در توزیع درآمد خواهد داشت.

مالیات‌های تنازلی آثار نامناسب، مالیات‌های تناسبی بی‌اثر و مالیات‌های تصاعدی آثار مطلوبی بر توزیع درآمد دارند. از بین مالیات‌های غیرمستقیم و مستقیم، مالیات‌های مستقیم نقش قابل توجه‌ای در کاهش نابرابری درآمد دارند (مالیات‌های غیرمستقیم به‌دلیل آنکه اغلب طبیعت تنازلی دارند، در نتیجه بار این مالیات بیشتر بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند). مواردی چون فرار مالیاتی، انتقال مالیاتی، مبنای مالیات می‌تواند در تغییر جهت آثار توزیعی مالیات‌ها مؤثر واقع شود.

برای نمونه چیو و همکاران (Chu et al., 2000, p. 10)، معتقدند که مالیات‌ها می‌توانند تلاش کاری افراد را تحت تأثیر قرار دهند؛ نرخ مالیاتی بیش از اندازه بالا، فعالیت‌های اقتصادی را از بخش رسمی به بخش غیررسمی یا خارج از کشور هدایت می‌کند. این پدیده از طریق اثرگذاری بر دیگر متغییرهای اقتصادی (تولید و...) می‌تواند آثار گوناگونی بر توزیع درآمد داشته باشد.

اثر پرداخت‌های انتقالی و هزینه‌های دولتی بر سطح نابرابری می‌تواند در هر جهتی باشد. البته باور آن است که در جهت کاهش نابرابری عمل نماید. اثر هزینه‌های دولتی بر توزیع درآمد بستگی به توزیع این مخارج بین بخش‌ها، مناطق و گروه‌های درآمدی خواهد داشت. مخارج سرمایه‌ای می‌توانند با افزایش بهداشت و آموزش و پرورش از حلقه بهره‌وری نیروی کار بر وضعیت توزیع درآمد آثار مساعدی داشته باشند. به‌عبارت دیگر هزینه‌های (اجتماعی) دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و

Archive of SID

www.SID.ir

خانوارها (برخی از هزینه‌های اجتماعی دولت هم‌چون هزینه برای مدارس ابتدایی به‌صورت با وقفه بر توزیع درآمد اثر دارد) می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک کند. پرداخت‌های انتقالی دولت بدون توجه به توانای‌های افراد به‌طور مستقیم تعدیلاتی در توزیع درآمد به‌وجود می‌آورند. از آن جهت که قسمتی از پرداخت‌های انتقالی به ارگان‌های ذیربط جهت نقل و انتقالات و هزینه‌های اجرایی آن اختصاص می‌یابد، حتی در مورد پرداخت‌های انتقالی نیز ابهام وجود دارد. طبق مطالعات تجربی چیو و *همکاران* (۲۰۰۰) و بلیجر و گایرریو (Blejer & Guerrero, 1990) هزینه‌های دولتی ممکن است به‌دلایل مختلف مانند: روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها، آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشند.

۳. روش تحقیق

الگوی مورد نظر در این مقاله به‌صورت یک معادله پانل (ترکیبی) است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض برآنست که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. درحالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی هم‌چون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲، ص۱۵۹). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروش و پاگان (Breusch and Pagan, 1980) و CD پسران (۲۰۰٤) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰٤) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، بر خلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و

Archive of SID

www.SID.ir

نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (Pesaran, 2004). فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: p_{ij} = p_{ij} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \; for \; all \; i \neq j \qquad (۳)$$

$$H_1: p_{ij} = p_{ij} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \; for \; all \; i \neq j \qquad (٤)$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD پسران (۲۰۰۷) به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۵)$$

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه‌واحد پانلی مانند آزمون‌های لوین و همکاران (Levin et al., 2002) و ایم و همکاران (Im et al., 2003)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی‌ایم و همکاران *(CIPS)* است که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. پسران (۲۰۰۷) جهت فرموله‌کردن این آزمون با درنظرگرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته[۴۲] مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای iامین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره‌های *ADF* مقطعی فردی به صورت زیر است:

Archive of SID

www.SID.ir

$$CIPS(N,T) = \bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \tau_i\,(N,T) \qquad (٦)$$

که در آن، τ_i آماره الگوی *ADF* مقطعی برای هر مقطع انفرادی در پانل است (Pesaran, 2007, p. 276). مقدار آماره فوق با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۷) مقایسه و در صورت بزرگ‌تربودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن) متغییر رد و مانایی متغییر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.

همچنین در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌جمعی پانلی مانند پدرونی (Pedroni, 2003) و کائو (Kao, 1999) احتمال وقوع نتایج هم‌جمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم‌جمعی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش پیشنهادی وسترلوند (۲۰۰۷) از آن جمله است. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این‌که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. این آزمون تصحیح خطا فرآیندی به‌صورت مدل زیر دارد:

$$\Delta Y_{it} = \acute{\delta}_i d_t + \alpha_i(Y_{i,t-1} - \acute{\beta}_i X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij}\Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij}\Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \qquad (٧)$$

در رابطه فوق، d_t دربردارنده اجزای قطعی، Y_{it} و X_{it} به‌ترتیب نشان‌دهنده متغییر وابسته و پارامتر α_i نشان‌دهنده سرعت تعدیل سیستم $Y_{i,t-1} - \acute{\beta}_i X_{t-1}$ به‌سمت تعادل بلندمدت پس از وقوع یک شوک ناگهانی است. اگر $\alpha_i < 0$، مدل تصحیح خطا است و نشان می‌دهد که Y_{it} و X_{it} هم‌انباشته هستند. اگر $\alpha_i = 0$، تصحیح خطا و درنتیجه رابطه بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیه صفر برای تمام مقاطع موجود در پانل عبارت است از: $H_0: \alpha_i = 0$ برای تمام $i = 1, \dots, N$، درحالی‌که فرضیه مقابل برابر است با: $H_0: \alpha_i \neq 0$ برای $i = 1, \dots, N_1$ و $\alpha_i = 0$ برای $i = N_1 + 1, \dots, N$. براساس فرضیه مقابل، α_i در بین مقاطع مختلف، متفاوت است (Eggoh et al., 2011, p. 7413).

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. وسترلوند (۲۰۰۷)، چهار آماره مختلف را به‌منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل پیشنهاد داده است. آماره‌های پانل P_τ و P_α که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند و آماره‌های میانگین گروه G_τ و G_α که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی می‌پردازند (Ibid). وسترلوند (۲۰۰۷) در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت‌استرپ"[۴۳] (خودگردان‌سازی) که توسط چانگ (Chang, 2004) مطرح شده، برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغییرها استفاده نموده است.

با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷)، فقط می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغییرهای مدل پی برد. این آزمون قادر به برآورد ضرایب بلندمدت بین متغییرها نیست. در این راستا، بای و همکاران (۲۰۰۹) برآوردگری به نام به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده *(Cup-FM)* را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده *(FM-LS)* پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر *FM-LS*، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه‌بر این، نسبت به مانایی و نامانایی متغییرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم، یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

که در این رابطه، y_{it}: متغییر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغییر توضیحی نامانا، β: یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}: جمله اخلال معادله رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر ارائه می‌شود (Bai et al., 2009, p. 89):

Archive of SID

www.SID.ir

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} \acute{x}_{it}x_{it}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} x_{it}\, y_{it} \qquad (۹)$$

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن (Philips and Hansen, 1990) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود آمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی که x_{it} به‌طور اکید برون‌زا باشد. در این راستا می‌توان به‌منظور دستیابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر *FM-LS* را به روش فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای داده‌های پانلی ارائه داد (Ibid: 83). از طرفی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران (۲۰۰۹) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن F_t یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $r \times 1$ از وزن‌های عاملی است (Ibid: 83)؛ بنابراین الگوی پانلی رابطه (۵) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it}F_t + u_{it} \qquad (۱۱)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر *Cup-FM* که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}}\, x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i^{+} - T(\hat{\Delta}^{+}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}^{+}_{\eta u})) \qquad (۱۲)$$

$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i\hat{\beta}_{Cup-FM})'\right] \qquad (۱۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از rتا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغییرهای x_i، F، y_i^+ و ui نماینده بردارهای زیر هستند:

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix},\ x_i^+ = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}^+ \\ \acute{x}_{i2}^+ \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}^+ \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} \acute{F}_1 \\ \acute{F}_2 \\ \vdots \\ \acute{F}_T \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱٤)$$

متغییر η نیز جمله اخلال فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (Ibid: 86):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۵)$$

همچنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادله (۷) و (۱۱) برقرار باشد. متغییرهای y_i^+، $\hat{\delta}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix} \Delta\hat{\acute{x}}_{it} \\ \Delta\hat{F}_t \end{bmatrix},\ \hat{\delta}_i = \left(\hat{F}\hat{F}\right)^{-1}\hat{F}\hat{\acute{x}}_i,\quad M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F} \qquad (۱٦)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه T- بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر *Cup-FM* در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و $\hat{F}$ در دو معادله رابطه (۹) به‌دست می‌آید (Ibid, pp. 85-86).

٤. نتایج تجربی

٤-۱. مشخصه چرخه‌های تجاری کشورهای گروه *D8*

برای استخراج چرخه‌های تجاری کشورهای گروه *D8*، سری زمانی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی حقیقی به دو قسمت تجزیه می‌شود. قسمت اول به روند

Archive of SID

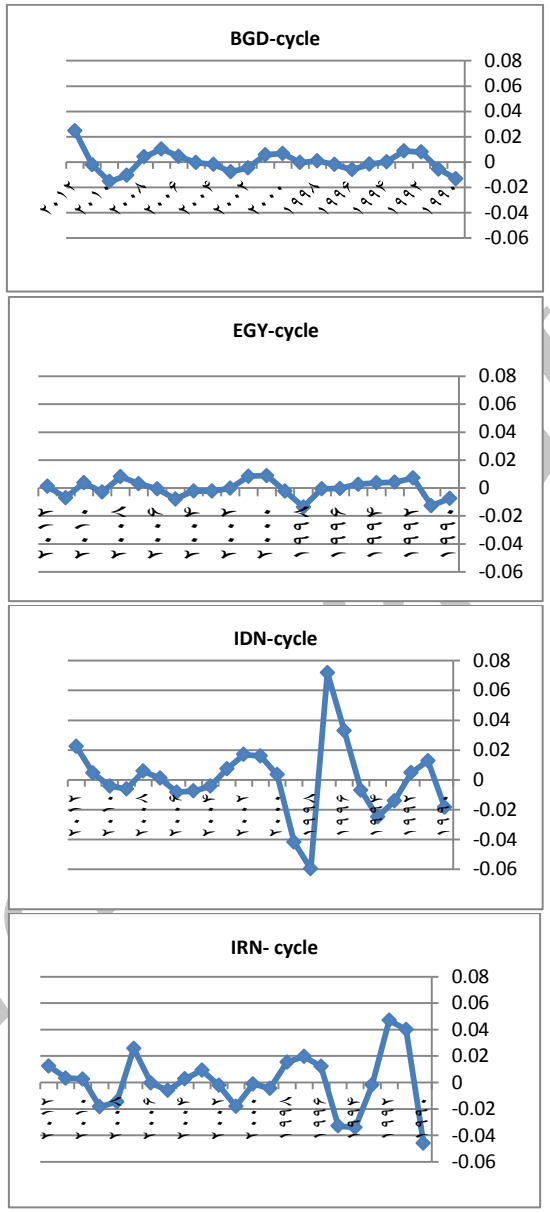
www.SID.ir

بلندمدت سری زمانی مربوط است و قسمت دوم به نوسانات چرخه‌ای؛ یعنی انحرافات از روند بلندمدت باز می‌گردد. روش‌های مختلفی برای تجزیه سری‌ها استفاده می‌شود که در این مطالعه از فیلتر میان‌گذر *(BP)*[44] با تعیین دامنه دوره (تناوب) ۲ تا ۸ سال استفاده شده است. این بدان معناست که متوسط طول چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران بین این دو محدوده محاسبه می‌شود. *BP* فیلتری خطی است که میانگین متحرک وزنی دوگانه از داده‌ها می‌گیرد. این فیلتر با توجه به روشی که برای محاسبه میانگین متحرک انتخاب می‌کند متفاوت است. روش مورد استفاده این فیلتر در این مقاله روش کریستیانو ـ فیتزجرالد *(CF)* (۲۰۰۳) به‌صورت نامتقارن با نمونه کامل[45] است. فیلتر میان‌گذر *(CF)* به‌صورت نامتقارن با نمونه کامل، عمومی‌ترین فیلتر میان‌گذر است که در آن برخلاف فیلترهای متقارن با طول ثابت، وزن، با توجه به طول وقفه و تقدم تغییر می‌کند. پس از اعمال این فیلتر بر روی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی حقیقی، چرخه‌های تجاری کشورهای گروه *D8* طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ محاسبه شده و در شکل شماره (۲) نمایش داده شده است.

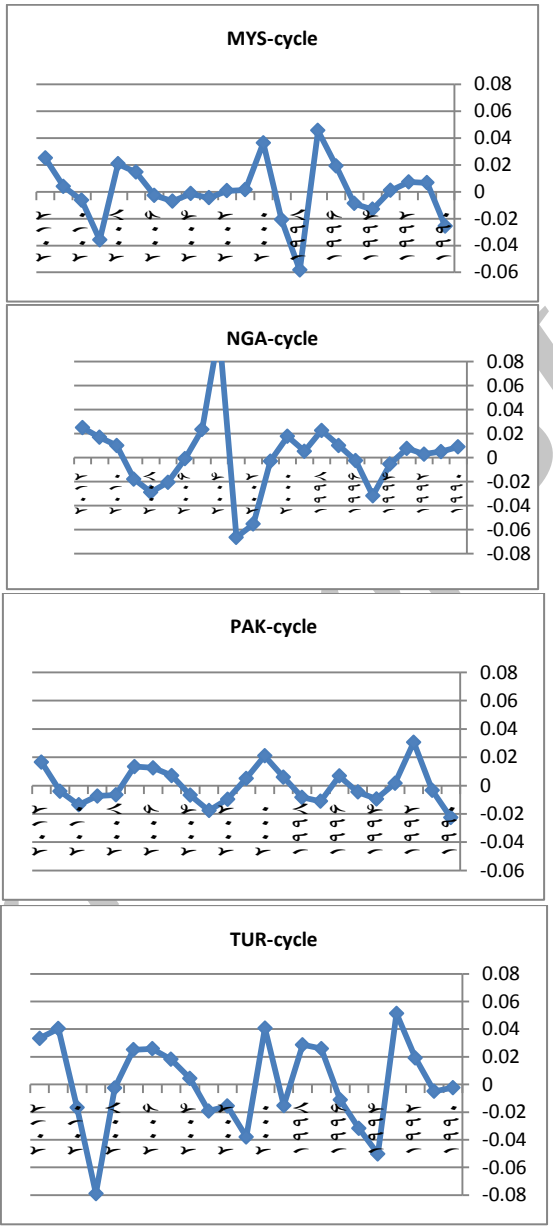
اگر Y_t^c را به عنوان جزء چرخه‌ای *GDP* در نظر بگیریم، زمانی یک رونق اتفاق می‌افتد که در سال t، $Y_t^c - Y_{t-1}^c > 0$ باشد و به طور مشابه رکود زمانی است که در سال t، $Y_t^c - Y_{t-1}^c \leq 0$ باشد. آخرین سال یک رونق مطابق با اوج و آخرین سال یک رکود مطابق با حضیض است. فاصله بین دو نقطه اوج یا حضیض متوالی نیز به عنوان یک چرخه تجاری معرفی می‌شود (Harding and Pagan, 2002). بر این اساس کشور ترکیه با ٦/٥ چرخه، بیشترین تعداد و کشورهای بنگلادش، اندونزی و پاکستان با ٤/٥ چرخه، کمترین تعداد چرخه‌های تجاری را در بین کشورهای گروه *D8* طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی داشته‌اند. تعداد چرخه‌های تجاری کشورهای ایران، مالزی، نیجریه و مصر نیز به‌ترتیب ٥/٥، ٥/٥، ٥ و ٦ بوده است.

Archive of SID

www.SID.ir


BGD-cycle
EGY-cycle
IDN-cycle
IRN- cycle
0.08
0.06
0.04
0.02
0
-0.02
-0.04
-0.06

www.SID.ir



شکل (۲): چرخه‌های تجاری اعضای گروه D8

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

برای تعیین مشخصه‌های اصلی رکودها و رونق‌ها شاخص وضعیت S_t را تعریف می‌کنیم، به این صورت که S_t در طول سال‌های رکود مقدار یک و در طول سال‌های رونق مقدار صفر را اختیار می‌کند، لذا متوسط طول دوره‌های رکود و رونق عبارت است (Gallegati et al., 2004: 7):

$$DUR_{REC} = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t}{\sum_{t=1}^{T}(1-S_{t+1})S_t} \quad DUR_{EXP} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(1-S_t)}{\sum_{t=1}^{T}(1-S_{t+1})S_t} \qquad (۱۷)$$

دامنه[۴۶] نوسان دوره‌های رکود و رونق نیز به صورت قدرمطلق فاصله بین نقطه حضیض تا اوج (یا برعکس) در یک دور تجاری تعریف می‌شود، لذا متوسط دامنه دوره‌های رونق و رکود برابر است با (همان، ص۷):

$$AMP_{REC} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(1-S_t)(TP_t)}{\sum_{t=1}^{T}(1-S_{t+1})S_t} \; AMP_{EXP} = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t(PT_t)}{\sum_{t=1}^{T}(1-S_{t+1})S_t} \qquad (۱۸)$$

به طوری‌که PT_t و TP_t فاصله میان نقطه اوج تا حضیض و حضیض تا اوج (به‌صورت درصد) را به ترتیب اندازه می‌گیرند.

همچنین با تصور یک مرحله از چرخه تجاری به عنوان مثلثی با ارتفاع وسعت و قاعده طول دوره، می‌توان شدت[۴۷] چرخه را با نسبتی از وسعت و طول دوره به‌دست آورد (Ibid: p. 8):

$$STEEPNESS_{REC(EXP)} = \frac{AMPLITUDE_{REC(EXP)}}{DURATION_{REC(EXP)}} \qquad (۱۹)$$

نتایج محاسبه شاخص‌های فوق برای اعضای گروه *D8* در جدول (۱) آمده است. با توجه به نتایج این جدول به‌طور خلاصه می‌توان گفت که در بین اعضای گروه *D8* کشورهای مصر و ترکیه چرخه‌های تجاری کوتاه‌تری نسبت به سایر اعضا دارند. این

Archive of SID

www.SID.ir

در حالی است که کشورهای بنگلادش، اندونزی و پاکستان طولانی‌ترین چرخه‌های تجاری را داشته‌اند. از نظر طول دوره‌ی رکود و رونق، برای اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان و ترکیه دوره‌های رونق طولانی‌تر از دوره‌های رکود محاسبه شده‌اند. برای سایر کشورهای عضو گروه *D8*، دوره‌های رکود طولانی‌تر از دوره‌های رونق است. بررسی شاخص‌های وسعت و شدت دوره‌های رکود و رونق نشان دهنده پائین بودن این شاخص‌ها برای کشورهای مصر و بنگلادش نسبت به سایر کشورهاست. همچنین کشورهای نیجریه و ترکیه وسیع‌ترین و شدیدترین دوره‌های رکود و رونق را میان اعضای گروه *D8* طی دوره مورد بررسی داشته است.

جدول(۱): مقایسه مشخصه‌های چرخه‌های تجاری اعضای گروه D8

کشور	متوسط طول دوره (بر حسب سال)			متوسط دامنه نوسان		متوسط شدت (تندی)	
	مجموع	رونق	رکود	رونق	رکود	رونق	رکود
بنگلادش	٤/٩٠	٢/٤٠	٢/٥٠	٠/٠١٩٩	٠/٠١٦٥	٠/٠٠٨٣	٠/٠٠٦٦
مصر	٣/٦٧	١/٥٠	٢/١٧	٠/٠١٤١	٠/٠١٤٦	٠/٠١٢٢	٠/٠٠٦٧
اندونزی	٤/٨٥	٢/٦٠	٢/٢٥	٠/٠٥٤٥	٠/٠٣٩٦	٠/٠٢٠٩	٠/٠١٧٦
ایران	٣/٩٦	٢/١٦	١/٨٠	٠/٠٤٣١	٠/٠٣٨٤	٠/٠١٩٩	٠/٠٢١٤
مالزی	٣/٩٣	٢/٣٣	١/٦	٠/٠٥٠٠	٠/٠٤١٢	٠/٠٢١٥	٠/٠٢٥٧
نیجریه	٤/٤٠	٢	٢/٤٠	٠/٠٥٦٧	٠/٠٧٤٨	٠/٠٢٨٣	٠/٠٣١٢
پاکستان	٤/٨٥	٢/٦٠	٢/٢٥	٠/٠٣٢٣	٠/٠٣٢٨	٠/٠١٢٤	٠/٠١٤٦
ترکیه	٣/٦١	٢/٣٣	١/٢٨	٠/٠٦٢٩	٠/٠٦١٣	٠/٠٢٦٩	٠/٠٤٧٩

مأخذ: محاسبات تحقیق

٤-٢. برآورد مدل

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این مطالعه، آزمون وابستگی مقطعی پسران

Archive of SID

www.SID.ir

(۲۰۰٤) برای مدل مورد بررسی در کشورهای گروه *D8* انجام شده و مقدار آماره آزمون ۳/۹۱- به‌دست آمده است[٤٨]. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است (و در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به‌ترتیب: ۱/٦٤-، ۱/۹٦- و ۲/۵۷- است)، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغییرهای مدل نتیجه گرفته شده است.

با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره *CIPS* پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک تفاضل در جدول (۲) آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷، صص۲۸۱-۲۸۰).

در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها در سطح نامانا هستند (در سطح ۵ درصد)، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آماره CIPS در کشورهای درحال‌توسعه				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
gin	−۱/۲۱۲	−۱/۰۰٤	−۲/٤۱٤	−۲/۹۱۲	I(1)
y	−۱/٥۱۲	−۲/۲۱۲	−۲/۸۰٤	−۳/۸۳٤	I(1)
y^2	−۰/٤٤٥	−۰/۲۹٥	−۲/٤٥۸	−۲/۹۰۹	I(1)
inf	−۱/۲٦۹	−۱/۸۸٦	−۳/٤۱۲	−٤/۱٤٥	I(1)
ty	−۱/۹۸۸	−۲/٤۱٤	−٤/۰۸	−٤/٤٦٥	I(1)
ge	−۰/۲٤۹	−۱/٥۲۱	−۲/۳۸۹	−۳/۰۰۲	I(1)
cycle	−۰/٥۱۲	−۰/٦۱۲	−۲/۳۸۱	−۲/۹٥۸	I(1)
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح مختلف					
حالت	1%		5%		10%
C	−۲/٦۰		−۲/۳٤		−۲/۲۱
C+T	−۳/۱٥		−۲/۸۸		−۲/۷٤

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و این‌که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است[۴۹]. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغییرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τ و دو آماره پانل P_τ و P_α در سطح ۱درصد رد می‌شود. ستون

Archive of SID

www.SID.ir

چهارم جدول (۳) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را کـه بـه‌وسـیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغییرها به‌دست آمده اسـت را نشـان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشـتگی بـین متغییرهـای مدل در کشورهای درحال‌توسعه، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_τ و G_α و دو آماره پانل P_τ و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بـر اسـاس آزمـون هـم‌انباشـتگی وسـترلوند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغییرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

جدول (۳). نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_τ	−۳/۵۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	−٦/۱۹٤	۰/۹۹۲	۰/۰۰۱
P_τ	−۲٦/۸۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	−۹/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بـر اسـاس جایگـذاری در تعیـین طـول پنجره Bartlett-kernel به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیـز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده که باعث حـذف اثـرات مقطعـی در داده‌هـای پانـل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغییرهای مدل، بدون نگرانی از بـروز مشـکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد.

همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌دلیل وابسـتگی مقطعـی در مـدل تحقیـق، به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش *Cup-FM* اسـتفاده شـده اسـت. نتـایج ایـن تخمین در زیر گزارش شده است[۵۰].

Archive of SID

www.SID.ir

$$gin_{it} = \underset{(3.125)}{0.03} y_{it} - \underset{(-5.54)}{0.0000016} y^2{}_{it} + \underset{(2.25)}{0.018} inf_{it} + \underset{(1.94)}{0.352} ty_{it} - \underset{(-2.01)}{0.288} ge_{it} - \underset{(-4.14)}{0.825} cycle_{it} \quad (۲۰)$$

بر اساس نتایج تخمین به‌دست‌آمده اثر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای گروه *D8* که موضوع اصلی این تحقیق است، منفی و مطابق با مبانی نظری و تئوریکی می‌باشد. به این معنا که افزایش چرخه‌های تجاری و ورود به دوره‌های رونق اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد کشورهای مورد مطالعه و کاهش چرخه‌های تجاری و ورود به دوره‌های رکود اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمد این کشورها شده است. یک واحد افزایش (کاهش) در چرخه‌های تجاری کشورهای گروه *D8* با فرض ثبات دیگر عوامل باعث کاهش (افزایش) نابرابری درآمد در این کشورها به اندازه ۰/۸۲۵ واحد (درصد) خواهد شد. علامت سایر متغییرها نیز مطابق انتظار و مبانی نظری است. هر یک دلار افزایش در درآمد سرانه ۰/۰۳ واحد (در صورت ثبات دیگر عوامل) به نابرابری درآمد می‌افزاید. با توجه به ضریب y^2 (مربع درآمد سرانه) استنباط می‌شود که فرضیه کوزنتس در دوره مورد مطالعه بین کشورهای گروه *D8* پذیرفته می‌شود. بر این پایه می‌توان استنباط نمود که در کشورهای گروه *D8*، رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه ناشی از افزایش پس انداز و سرمایه‌گذاری است؛ به‌همین دلیل تغییرات منفی توزیع درآمد ناشی از تغییرات درآمد سرانه در این کشورها مشهود است. تورم اثر افزایشی بر سطح نابرابری اقتصادی داشته است: هر یک واحد افزایش در تورم ۰/۰۱۸ واحد به نابرابری درآمد می‌افزاید. درصد درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص داخلی سبب افزایش نابرابری شده است. هر یک درصد افزایش در نسبت درآمدهای مالیاتی به میزان ۰/۳۵۲ واحد به سطح نابرابری می‌افزاید. درصد هزینه‌های دولتی از محصول ناخالص داخلی سبب کاهش نابرابری اقتصادی در بین کشورهای گروه *D8*

Archive of SID

www.SID.ir

می‌شود؛ هریک درصد افزایش در نسبت هزینه‌های دولتی سبب ۰/۲۸۸درصد کاهش در ضریب جینی می‌شود.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اساسی در این تحقیق برآورد تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد بین کشورهای عضو گروه *D8* بوده است. برای این منظور ابتدا اطلاعات سری زمانی ضریب جینی، سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، درآمد سرآنه و تورم کشورهای مورد مطالعه به‌همراه چرخه‌های تجاری آنها که توسط فیلتر کریستیانو فیتزجرالد (۲۰۰۳) محاسبه شده، جمع‌آوری و در قالب فرضیه کوزنتس مدل‌سازی شده است. سپس مدل ساخته شده با استفاده از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده *(Cup-FM)* برآورد گشته است. براساس نتایج حاصل، رابطه چرخه‌های تجاری با نابرابری درآمد منفی بوده که با انتظارات تئوریکی و نتایج حاصل از مطالعات پیشین نیز مطابقت دارد؛ چراکه انتظار می‌رود در دوران رونق به‌دلیل افزایش رشد اقتصادی و بهبود شرایط کسب‌وکار نابرابری درآمد کاهش یافته و در دوران رکود با کاهش اشتغال و فشار وارد شده به فعالیت‌های اقتصادی نابرابری افزایش یابد. بنابراین لزوم به‌کارگیری سیاست‌های مناسب به‌خصوص در دوران رکود اهمیت بسیاری را به‌خود می‌گیرد تا بتوان از این طریق آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه را کشورهای عضو گروه *D8* در برابر دوره‌های تجاری کنترل کرد. سایر نتایج نشان می‌دهد که فرضیه کوزنتس در بین کشورهای عضو گروه *D8* را نمی‌توان رد نمود. سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اثر برابرگر و سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و تورم اثر افزایشی بر توزیع درآمد داشته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

یادداشت‌ها

1. Business Cycles
2. Developing 8
3. Cross Sectional Depended
4. Continuously-updated and Fully-Modified
5. Positive
6. Normative
7. The Ability Theory
8. The Stochastic Theory
9. The Individual Choice Theory
10. The Human Capital Theory
11. Theories of Educational Inequalities
12. The Inheritance Theory
13. The Life Cycle Theory
14. Public Income Redistribution Theories
15. More Complete Theories
16. The Theories of Distributive Justic
17. Macroeconomic Performance
18. Demographic Factors

۱۹. برای مطالعه بیشتر در زمینه تحقیقات تجربی درباره فرضیه کوزنتس به مقاله موران (Moran, 2005) مراجعه شود.

20. Departure
21. Deviation
22. Mitchell
23. Dornbush, Fisher & Startz
24. Expansion
25. Recovery
26. Peak
27. Recession
28. Trough
29. Kydland & Prescott
30. GLS
31. Christiano- Fitzgerald
32. GDP
33. Iran (IRN)
34. Indonesia (IDN)
35. Malaysia (MYS)
36. Nigeria (NGA)
37. Egypt (EGY)

Archive of SID

www.SID.ir

38. Turkey (TUR)
39. Pakistan (PAK)
40. Bangladesh (BGD)
32. World Development Indicators (WDI)
42. Augmented Dicky Fuller
43. Bootstrap
44. Band Pass Filter
45. Full Sample Asymmetric
46. Amplitude
47. Steepness

٤٨. ین آزمون در نرم‌افزار STATA به‌راحتی از طریق دستور Xtcsd قابل اجراست.

٤٩. ین آزمون در نرم‌افزار STATA به‌راحتی از طریق دستور Xtwest قابل اجراست.

۵۰. در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به‌طور خودکار ارائه داده نمی‌شود. به هر حال این ضریب اهمیت آماری چندانی ندارد و در صورت لزوم می‌توان آن‌را به‌صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد. همچنین اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقدار آماره t است که نشان می‌دهد کلیه ضرایب در سطح ۵ درصد معنادارند.

کتابنامه

آقایی، مجید، علی قنبری، لطفعلی عاقلی و حسین صادقی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغییره»، *اقتصاد و الگوسازی*، شماره ۹، صص۱۸۵-۱٤۸.

ابونوری، اسماعیل، آرش خوشکار و پدرام داودی (۱۳۸۷)، «شاخص‌های توزیع درآمد در میان کشورهای اسلامی»، مشهد: همایش اقتصاد اسلامی، دانشگاه فردوسی.

تابلی، حمید و اسماء کوچک‌زاده (۱۳۹۲)، «بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، *مطالعات اقتصاد اسلامی*، شماره ۱، صص۱۰٦-۹۱.

گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۸)، «بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران»، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۹، صص۹۷-۷۱.

Archive of SID

www.SID.ir

گل‌خندان، ابوالقاسم، داود گل‌خندان، و مجتبی خوانساری (۱۳۹۳)، «آیا جهانی‌شدن منجر به نابرابری درآمد می‌شود؟ مطالعه موردی اقتصاد ایران با معرفی شاخص جدید و جامع جهانی‌شدن KOF»، تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ١٤، صص ۱۳۰-۹۹.

Bai, J., Kao, C. & S. Ng (2009), "Panel Cointegration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, 149, pp. 82-99.

Barlevy, G. & D. Tsiddon (2006), "Earnings Inequality and the Business Cycle", *European Economic Review*, 50, pp. 55–89.

Birchenal, A. (2007), "Income Distribution and Macroeconomics in Colombia", *Journal of Income Distribution*, 16, pp. 6-24.

Blejer, M.I. & I. Guerrero (1990), "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines", *Review of Economics and Statistics*, 72(3): 414-423.

Breusch, T.S. & A.R. Pagan (1980), "the Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud*, 47, pp. 239–253.

Burkhard, H. (2013), "A Note on the Cyclical Behavior of the Income Distribution", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, (1): pp. 1-7.

Burns, A. & W. Mitchell (1946). "Measuring Business Cycles", *NBER, NY*, p. 3.

Camacho, M. & A. Galiano. (2009), "Income Distribution Changes Across the 1990s Expansion: the Role of Taxes and Transfers", *Economics Bulletin*, (29), pp. 3177-3185.

Chang, Y. (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *J. Econ*, 120, pp. 263-293.

Christiano, L. J. & T. J. Fitzgerald (2003), "The Band-Pass Filter", NBER Working Paper, No. 7257.

Chu, K., Davoodi, H. & S. Gupta (2000), "Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries", IMF working paper 00/62, Washington, International Monetary Fund.

Dimelis, S. & A. Livada (1999), Inequality and Business Cycles in the US and European Union Countries. International Advances in Economic Research, (5), pp. 321-338.

Dornbush, R., Fisher, S. & R. Startz (2004), Macroeconomics, 9th Ed., McGraw Hill.

Eggoh, J.C., Bangake, C. & C. Rault (2011), "Energy Consumption and Economic Growth Revisited in African Countries", Energy Policy, (39), pp. 7408–7421.

Fluckiger. Y. & M. Zarin-Nejadan (1994), "The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income: The Case of Switzerland", *Journal of Income Distribution*, 4(1), pp. 25-39.

Archive of SID

www.SID.ir

Gallegati, M., Gallegati, M. & W. Polasek (2004), "Business Cycles Characteristics of the Mediterranean Area Countries", *Emerging Market*, Finance and Trade, M. E. Sharpe, Inc, 40(6), pp. 28-47.

Galli, R & Hoeven R (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: the Importance of the Initial Rate of Inflation", Employment Paper, 2001/29, ILO.

Harding, D. & A.R. Pagan (2002), "Dissecting the Cycle", A Methodological Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49, pp. 321-365.

Herzer, D. & R. Klump (2006), "Poverty, Government Transfers, and the Business Cycle: Evidence for the United States", Applied Econometrics and International Development. Euro-American Association of Economic Development, (9), pp. 1-33.

Hoover A, G. C & S. Dibaglu (2009), "Income Inequality and the Business Cycle: A Threshold Cointegration Approach", *Economic Systems*, (33), pp. 278–292.

Hoyness, H. (1999), "The Employment, Earnings, and Income of Less Skilled Workers over the Business Cycle", *NBER Working Paper*, (7188), pp. 1-47.

Im, K.S., Pesaran, M.H. & Y. Shin (2003), "Testing for Unit Rroots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.

Kaasa, A. (2003), "Factors Influencing Income Inequality in Transition Economics", University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration.

Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, (90), pp. 1- 44.

Kuznets, S. (1953), "the Shares of upper Income Groups in Income Savings", New York, National Bureau of Economic Research.

Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, (34), pp. 1–28.

Kydland, F.E. & E.C. Precott (1990), "Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), pp. 3-18.

Levin, A., Lin, C.F. & C.J. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, (108), pp. 1-24.

Lucas, R.E. (1977), "Understanding Business Cycle", in Brunner, K. and Meltzer, A. H. (Eds), Stabilization of the Domestic and International Economy, of Carnegie Rochester Series on Public Policy, North-Holland, Amesterdam, 5, pp. 7-29.

Mendershausen, H. (1946), "Changes in Income Distribution during the Great Depression", New York, NBER Working Paper.

Archive of SID

www.SID.ir

Parker, S. C. (1999), "Income Inequality and the Business Cycle: A Survey of the Evidence and Some New Results", *Journal of Post Keynesian Economics*, (21). pp. 201-225.

Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, (3), pp. 597-625.

Pesaran, M.H. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels".

Pesaran, M.H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", Journal *of Applied Econometrics* 22, Pp. 265–312.

Phillips, P.C.B. & B.E. Hansen (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.

Sahota, G.S. (1978), "Theories of Personal Income Distribution: A surver", *Journal of Economic Literature*, 16(1), pp. 1-55.

Sarel, M. (1997), "How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: the Cross-Country Evidence", IMF Working Paper, No. 97/152, Washington, International Monetary Fund.

Vanlear, W. (1992), "Income Distribution and Business Cycles", *Review of Social Economy*, (50), pp. 316-332.

Westerlund, J. (2007), "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69 (6), pp. 709–748.

Archive of SID

www.SID.ir

Islamic Economics Studies, Vol. 8, No. 2 (Serial 16), Spring & Summer 2016

The Impact of the Business Cycles on Income Inequality in Selected Islamic Countries (Cup-FM Approach)

Sahebe Mohammadiyan Mansour [*]
Abolghasem Golkhandan [**]

Received: 05/14/2015
Accepted: 01/20/2016

Income distribution and its deteminants are considered by policymakers and governments. Empirical evidence shows that this inequality reduces in expansion periods and increases in periods of recession. In this context, the main objective of this study is to evaluate the effect of business cycles on income inequality in developing and Islamic countries of the Group Eight (D8) during the period 1990-2012. For this purpose, a model has been designed based on the Kuznets hypothesis and with the presence of fundamental variables affecting income inequality with the business cycles variable. Extraction and characterization of the business cycle is performed by Cristiano Fitzgerald Band-pass filter (CF) (2003). Due to the cross-sectional dependence between the variables the model used the Panel Cointegration with cross-sectional dependence analysis and finally the long-run relationship between the variables is measured by Continuously-updated and Fully-Modified method (Cup-FM) (Provided by Bai et al (2009)). The results show the negative impact of business cycles on income inequality in D8 countries, s. According to other results, Kuznets hypothesis cannot be rejected for the D8 countries' economies. The share of government spending in GDP have equalizer effect and tax revenue share of GDP and inflation has been the unequalizer effect in income distribution for these countries

Keywords: Income Inequality, Business Cycles, Cross-Sectional Dependence, Continuously- updated and Fully- Modified (Cup-FM), D8 Group Countries

Archive of SID

[*] Lecturer, Department of Economics, Payam Noor University, mohamadian106@yahoo.com
[**] PhD. Candidate in Public Sector Economics, Lorestan University (Corresponding Auther), golkhandana@gmail.com

www.SID.ir