فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

سال ششم، شماره ۲۲، تابستان ۱۳۹۷، صفحات ۲۱۷– ۱۸۹

دوره‌های تجاری و نقش آن در نابرابری درآمد در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان

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

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۴۸ است. به این منظور نخست یک مدل با حضور متغیرهای اساسی مؤثر بر نابرابری درآمد در کنار متغیر دوره‌های تجاری طراحی شده است. سپس دوره‌های تجاری توسط سه فیلتر: هودریک پرسکات (HP)، باکستر کینگ (BP) و کریستیانو فیتزجرالد (CF) استخراج شده اند. در آخر نیز رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به وسیله روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شده است. نتایج حاکی از تأثیر منفی دوره‌های تجاری بر شاخص‌های نابرابری درآمد در ایران است؛ به این معنا که در دوره‌های رونق اقتصادی، نابرابری درآمد کاهش و در دوره‌های رکود اقتصادی این نابرابری افزایش یافته است. بر این اساس لزوم به‌کارگیری سیاست‌های مناسب، به‌خصوص در دوران رکود اهمیت بسیاری دارد؛ تا بتوان از این طریق آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه را در این دوران کنترل کرد. بر اساس سایر نتایج، متوسط سال‌های تحصیل شاغلان و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، اثر برابرگر و درآمد سرانه و تورم، اثر نابرابرگر در توزیع درآمد در ایران داشته است.

طبقه‌بندی JEL: C13, D31, E32.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمد، دوره‌های تجاری، فیلترینگ، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، ایران.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۵/۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

۱. مقدمه

توزیع درآمد به دلیل 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 بین سطوح درآمدی مختلف را کاهش دهند. از طرفی تلاش جهت کاهش نابرابری، بدون توجه به عوامل تأثیرگذار بر آن مفهومی ندارد؛ از این رو شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد اهمیت زیادی به خود می‌گیرد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷).

در مطالعات تجربی گذشته، به‌طور گسترده‌ای به بررسی عوامل و متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر نابرابری درآمد، نظیر درآمد سرانه، تورم، هزینه‌های دولت، درآمدهای مالیاتی، بهره‌وری، حداقل دستمزد، بیکاری، توسعه مالی و ... پرداخته شده است. در این راستا، یکی از مهم‌ترین عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر نابرابری درآمد که در مطالعات تجربی گذشته کمتر به آن توجه شده، دوره‌های تجاری[1] است (بورخارد، ۲۰۱۳: ۲).

شواهد تجربی به‌دست‌آمده از مطالعات انجام‌شده در کشورهای مختلف جهان، نظیر مطالعات: وانلر (۱۹۹۲)، پارکر (۱۹۹۹)، بارلوی و تیسیدون (۲۰۰۶) و هرزر و کلامپ (۲۰۰۶) حاکی از آن است که نابرابری درآمد، طی دوره‌های تجاری دست‌خوش تغییرات و نوسان می‌شود. به این صورت که دوره‌های رکود، تأثیر نابرابرکننده بر توزیع درآمد و دوره‌های رونق تأثیر برابرکننده بر توزیع درآمد دارند. نظر به این‌که ایران به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه در سالیان گذشته دوره‌های تجاری گوناگونی را پشت سر گذاشته و از طرفی به‌عنوان یک کشور اسلامی تأکید ویژه‌ای بر رفع نابرابری درآمد در آن می‌شود، بررسی تأثیر دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در ایران به لحاظ اتخاذ تصمیم‌گیری در زمینه کنترل این دوره‌ها به‌خصوص در دوران رکود اهمیت بسیاری دارد؛ تا بتوان از این طریق آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه را در این دوران کنترل کرد.

1. Business Cycles

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۴۸ است. آنچه به‌عنوان سؤالات اساسی این تحقیق مطرح می‌شوند، آن است که آیا رابطه بلندمدت بین دوره‌های تجاری و نابرابری درآمد در ایران وجود دارد؟ و در صورت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای دوره‌های تجاری و نابرابری درآمد، این رابطه چگونه است؟ در این راستا مطالعات 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 کشور ایران و روش‌ها و آزمون‌های معتبر اقتصادسنجی، سؤالات فوق را در بوته آزمون تجربی قرار دهد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مفهوم دوره‌های تجاری

واژه سیکل (چرخه) به دوره‌های مختلف برگشت‌پذیر از حرکت‌های مثبت و منفی دلالت دارد که اغلب قابل اندازه‌گیری دقیق است. تعریف دوره‌های تجاری نیز با این مفهوم سازگار است، اما به‌جای «حرکت»[1] به «انحراف»[2] اشاره دارد (کیدلند و پرسکات، ۱۹۹۰: ۳۰). تعاریف زیادی برای دوره‌های تجاری ارائه شده است، اما تقریباً تمام تعاریف معنای مشابه دارند؛ یکی از اقتصاددانانی که در رابطه با دوره‌های تجاری مطالعات فراوانی انجام داده، میچل دانشمند برجسته آمریکایی است. وی در سال ۱۹۱۳ با انتشار کتاب خود در باب دوره‌های تجاری با دیدگاهی توصیفی و تجزیه تعداد زیادی از سری‌های زمانی به توالی دوره‌ها و تقسیم هر دوره به چهار مرحله مجزا می‌پردازد. این کار توسط «برنز و میچل» در سال ۱۹۴۶ ادامه یافت. آن‌ها تعریفی علمی از دوره‌های تجاری به‌صورت زیر ارائه داده‌اند:

1. Departure
2. Deviation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

«دوره‌های تجاری نوعی از نوسانات است که در کل فعالیت‌های اقتصادی کشورهایی که اقتصاد خود را اغلب بر اساس اقتصاد بازار یا فعالیت بنگاه‌های تجاری استوار کرده‌اند، به وجود می‌آیند. یک دوره 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 دوره‌های تجاری بیش از یک سال تا ده و یا دوازده سال متغیر است که قابل تقسیم به دوره‌های کوتاه‌تر با خصوصیات و نوسان‌های مشابه نیست» (برنز و میچل، ۱۹۴۶: ۳).

دورنبوش و همکاران (۲۰۰۴) در تعریفی مشابه، دوره‌های تجاری را فراز و نشیب‌های منظم از رکود و رونق در فعالیت‌های اقتصادی، پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. لوکاس (۱۹۷۷) نیز دوره‌های تجاری را انحرافات تکرارپذیر تولید ناخالص واقعی حول روند بلندمدت آن می‌داند.

یک دوره تجاری به طور کلی از چهار مرحله تشکیل شده است: رونق[1]، نقطه اوج[2]، رکود[3] و نقطه حضیض[4]. در دوره‌ی رونق، اقتصاد در حال نزدیک شدن به اشتغال کامل است و این حرکت تا مرحله‌ی دوم که نقطه اوج و در حقیقت مرحله آرمانی اقتصاد است، پیش می‌رود. مرحله سوم با کاهش و سیر نزولی 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: ۷۴).

۲-۲. نابرابری درآمد و دوره‌های تجاری

توزیع درآمد مسئله تازه‌ای در علم اقتصاد نیست. همان‌طور که سارل (۱۹۹۷: ۴) اشاره دارد، توزیع درآمد در مباحث اثباتی[5] (آنچه است) و هنجاری[6] (آنچه باید باشد) وجود داشته است. در کهن‌ترین متون اقتصادی، تبیین تئوری توزیع درآمد یکی از محورهای اصلی نظریات اقتصاددانان

1. Expansion
2. Peak
3. Recession
4. Trough
5. Positive
6. Normative

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

را تشکیل داده است. در بررسی توزیع درآمد شخصی تئوری‌های متعددی شکل گرفته است. بر اساس ترتیب تاریخی و ارتباط بین نظریات، ساهاتو (۱۹۷۸) نظریات توزیع درآمد را به نظریه توانایی[1]، نظریه تصادفی[2]، نظریه انتخاب فردی[3]، نظریه سرمایه انسانی[4]، نظریات مبتنی بر نابرابری تحصیلات[5]، نظریات مبتنی بر ارث[6]، نظریات ادوار زندگی[7]، نظریات بازتوزیع درآمد عمومی[8]، نظریات تکامل‌یافته[9] و نظریات عدالت توزیعی[10] تقسیم کرده است. در این راستا بررسی آثار عملکرد اقتصاد کلان[11] و شاخص‌ها و سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. طبق نظر فلاکی‌گر و زرین‌نژادان (۱۹۹۴: ۲۶)، اگرچه توزیع درآمد به‌طور سنتی در مباحث اقتصاد خرد بررسی شده است، اما امروزه توزیع درآمد به‌طور گسترده در مباحث اقتصاد کلان جای می‌گیرد. همان‌گونه که کاآسا (۲۰۰۳) اشاره می‌کند، این عوامل را می‌توان در پنج گروه: رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناسی[12]، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم‌بندی کرد.

بسیاری سابقه مطالعات در زمینه اثر متغیرهای کلان بر روی توزیع درآمد را مربوط به مطالعه کوزنتس (۱۹۵۵) و بررسی اثر رشد و توسعه بر نابرابری می‌دانند. کوزنتس رشد مدرن اقتصادی را به‌صورت 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، پیشرفت تکنولوژی و تطابق به‌کارگیری تکنولوژی جدید و توسعه داخلی آن با

1. The Ability Theory
2. The Stochastic Theory
3. The Individual Choice Theory
4. The Human Capital Theory
5. Theories of Educational Inequalities
6. The Inheritance Theory
7. The Life Cycle Theory
8. Public Income Redistribution Theories
9. More Complete Theories
10. The Theories of Distributive Justice
11. Macroeconomic Performance
12. Demographic factors

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

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. به عبارت دیگر، رابطه بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان به شکل U واژگون است. دو عامل در افزایش نابرابری تا سطح معینی از توسعه اقتصادی مؤثر است: یکی تمرکز پس‌انداز در دست بالاترین گروه‌های درآمدی و دیگری ساختار اشتغال به‌صورت فرایند صنعتی شدن و شهرنشینی. بعد از گذشت پنج دهه از مقاله اصلی کوزنتس تعداد زیادی از محققین به بررسی آثار توسعه، رشد اقتصادی و دیگر متغیرهای اقتصادی بر نابرابری از دیدگاه‌های مختلف پرداخته‌اند.[۱] یکی از این متغیرهای کلان اقتصادی، دوره‌های تجاری است.

تحقیقات در زمینه اثرگذاری دوره‌های تجاری بر توزیع درآمد به مطالعات: مندرشاوسن (۱۹۴۶) و کوزنتس (۱۹۵۳) بازمی‌گردد که نشان داده‌اند، نابرابری درآمد در ایالات متحده از یک الگوی ضددوره‌ای در زمان جنگ اقتصادی پیروی می‌کرده است. این یافته‌ها، زمینه‌ساز به وجود آمدن تحقیقات قابل‌توجهی در این خصوص شد تا با استفاده از طیف گسترده‌ای از روش‌ها و داده‌های مورد استفاده، به مطالعه در زمینه رابطه دوره‌های تجاری با نابرابری درآمد از جوانب مختلف پرداخته شود. بر اساس این مطالعات تجربی و مبانی نظری، در مورد رابطه این دو متغیر انتظار بر آن است که در دوران رونق به دلیل افزایش رشد اقتصادی و بهبود شرایط کسب‌وکار، نابرابری درآمد کاهش یافته و در دوران رکود با کاهش اشتغال و فشار واردشده به فعالیت‌های اقتصادی، نابرابری افزایش یابد (بورخارد، ۲۰۱۳: ۲). در این راستا پارکر (۱۹۹۹) نیز در مقاله خود به بررسی مسائل نظری و شواهد تجربی در رابطه با نابرابری درآمد و دوره‌های تجاری پرداخت و مشاهده کرد که رکودهای دوره‌ای تأثیر نابرابرکننده و رونق‌ها، تأثیر برابرکننده بر درآمد دارند.

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

در موضوع رابطه بین نوسانات رشد اقتصادی که باعث به وجود آمدن دوره‌های تجاری می‌شود و نابرابری درآمد سه دیدگاه نظری وجود دارد:

الف) دیدگاه تنظیم دستمزد: اقتصادی را در نظر بگیرید که به‌صورت تصادفی در آن تکانه‌هایی شکل می گیرد. در این شرایط نوسانی، تولید نهایی نیروی کار و به تبع آن دستمزد حقیقی نیروی کار با نوسان همراه می‌شود. بر مبنای نظریه تصمیم، درآمد متوسط نیروی کار ریسک‌گریز کاهش می‌یابد؛ چون افراد ریسک‌گریز تمایل خواهند داشت، درآمدی کمتر ولی ثابت را جایگزین درآمد بیشتر اما نامطمئن کنند. نیروی کار که اغلب ریسک‌گریز است، در محیطی که میزان دریافتی، به‌شدت کم یا زیاد شود، ترجیح می‌دهد با حقوق ثابت و قراردادهای کاری بلندمدت مشغول به کار شود. به این ترتیب در اقتصاد متلاطم، کارفرما سهم بزرگ‌تری از درآمد را به دست خواهد آورد. بر این اساس، کارولی و گارسیا (۲۰۰۲) معتقدند که نوسانات رشد اقتصادی، منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

ب) دیدگاه عوامل تولید: در مطالعه گارسیا و ترنفسکی (۲۰۰۵) برای تبیین رابطه نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد بین عوامل تولید از یک الگوی رشد درون‌زای تصادفی استفاده شده است. آن‌ها نشان می‌دهند که با فرض ریسک‌گریزی در بین نیروی کار، انگیزه آن‌ها برای پس‌انداز افزایش می‌یابد. نیروی کار می‌خواهد درآمد آینده خود را افزایش دهد؛ به این ترتیب میزان عرضه‌ی نیروی کار افزایش می‌یابد و نرخ بازدهی سرمایه، بیشتر و توزیع درآمد بین عوامل تولید به نفع سرمایه تغییر می‌کند. طبق دیدگاه گارسیا و ترنفسکی (۲۰۰۵) در شرایط نوسان اقتصادی، توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر می‌کند. این نتیجه به‌نوعی مکمل دیدگاه تنظیم دستمزد است که در بالا به آن اشاره شد.

ج) دیدگاه سرمایه انسانی: دیدگاه سوم که نقش نوسانات رشد اقتصادی بر انباشت سرمایه انسانی و به دنبال آن توزیع درآمد را بررسی می‌کند، بیش از دو دیدگاه قبلی مورد توجه پژوهش‌گران قرار گرفته است. این رابطه ابتدا که در مقاله گالور و زیرا (۱۹۹۳) معرفی شد، اراث را به مثابه نوعی بیمه در مقابل نوسانات رشد اقتصادی تعریف می‌کند. بیمه‌ای که هدف آن پوشش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

ریسک سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی است. در زمانی که نوسانات رشد اقتصادی اندک است، مردم برای انباشت سرمایه انسانی نیاز چندانی به ارثیه ندارند؛ اما وقتی‌که رشد اقتصادی با نوسانات شدید روبه‌روست، تنها آن دسته از مردم می‌توانند سرمایه‌گذاری مناسبی در زمینه آموزش انجام دهند که از ثروت غیرکاری[1] برخوردار باشند. ثروتی که گالور و زیرا (۱۹۹۳) آن را در ارث[2] خلاصه می‌کنند. در حقیقت نوسانات رشد اقتصادی، ریسکی است که متوجه آموزش و انباشت سرمایه انسانی می‌شود و ارث مانند نوعی بیمه برای پوشش آن عمل می‌کند. دیدگاه گالور و زیرا (۱۹۹۳) توسط مطالعه چچی و گارسیا (۲۰۰۴) بسط یافت. نتیجه این مطالعه نشان داد که با افزایش تلاطم اقتصادی، برای سرمایه‌گذاری در آموزش به ثروت غیرکاری یا ارثیه بیشتری نیاز است. متوسط سال‌های تحصیل در بین افرادی که صاحب ثروت نیستند، کاهش خواهد یافت؛ بنابراین افزایش نوسانات رشد اقتصادی، به کاهش متوسط سال‌های تحصیل می‌انجامد. اختلاف سطح تحصیلات به اختلاف سطح درآمد منجر می‌شود؛ بنابراین، نوسانات رشد اقتصادی، اثر مثبتی بر افزایش نابرابری درآمد خواهد داشت (مؤتمنی، ۱۳۹۴).

۲-۳. مطالعات تجربی

دیملیس و لیوادا (۱۹۹۹)؛ در مطالعه خود با عنوان «نابرابری و دوره‌های تجاری در ایالات متحده و کشورهای اتحادیه اروپا» به بررسی حرکت نابرابری درآمد در طول دوره‌های تجاری با استفاده از روش کیدلند و پرسکات[3] پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داده است که در ایالات متحده و بریتانیا در دوران رونق، نابرابری درآمد کاهش و در دوران رکود، نابرابری افزایش یافته است؛ در حالی که در یونان در دوران رونق، نابرابری درآمد افزایش و در دوران رکود کاهش می‌یابد. همچنین، در ایتالیا نابرابری درآمد طی دوره‌های تجاری به‌طور ترکیبی حرکت می‌کند. به

1. Non-labor wealth

۲. نمونه کلاسیک چنین ثروتی، بیمه عمر است که برای بازماندگان به ارث گذاشته می‌شود. در اقتصادهای با تورم بالا، انباشت ثروت، شکل‌های متنوعی مانند خرید زمین و ساختمان پیدا می‌کند.

3. Kydland & Prescott

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

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 نه‌تنها رکودها می‌توانند برای برابری درآمد ایجاد مشکل نمایند، بلکه نابرابری نیز می‌تواند منجر به رکود شود.

بارلوی و تیسیدون (۲۰۰۶)؛ نیز معتقدند که دوره‌های 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. هوور و همکاران (۲۰۰۹)؛ در مطالعه‌ای تأثیر دوره‌های تجاری را بر روی نابرابری درآمد در کشور آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. این محققان با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی آستانه‌ای[1] نشان داده‌اند که دوره‌های رکود، تأثیر نابرابرکننده در توزیع درآمد و دوره‌های رونق تأثیر برابرکننده در توزیع درآمد داشته‌اند؛ اما شدت این اثرگذاری یکسان نبوده و به‌صورت نامتقارن است.

بوورخارد (۲۰۱۳)؛ در تحقیق خود نشان می‌دهد که توزیع درآمد برای اقشار کم‌درآمد هم‌جهت با دوره‌های تجاری بوده و برای طبقات ٪۵ بالای درآمدی متغیر است. هانگ و همکاران (۲۰۱۵)؛ رابطه نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد را برای ایالت‌های مختلف آمریکا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴- ۱۹۴۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نکته مهم این مقاله، رابطه نامتقارن نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد است. آن‌ها نشان دادند که نوسانات رشد اقتصادی، تنها زمانی که رشد اقتصادی مثبت باشد، موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. اما در دوره‌ای که رشد اقتصادی منفی است، نوسانات رشد اقتصادی، اثر معناداری بر نابرابری درآمدی آمریکا نداشته است.

از دیگر مطالعات انجام‌شده در زمینه نابرابری درآمد و دوره‌های تجاری می‌توان به مطالعات: هوینس (۱۹۹۹)، هرزر و کلامپ (۲۰۰۶)، بیرچنال (۲۰۰۷) و کاماچو و گالیانو (۲۰۰۹) اشاره کرد.

1. Threshold Co-integration Approach

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

در معدود مطالعه داخلی انجام‌شده، محمدیان منصور و گل خندان (۱۳۹۵)؛ تأثیر دوره‌های تجاری را بر روی نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی و درحال‌توسعه عضو گروه هشت (D8) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. در این تحقیق با توجه به وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی استفاده و در آخر نیز رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به‌وسیله روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[1] (Cup-FM) اندازه‌گیری شده است. نتایج این تحقیق حاکی از تأثیر منفی دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای D8 است. بر اساس سایر نتایج، فرضیه کوزنتس در میان اقتصاد کشورهای D8 را نمی‌توان رد کرد.

ضروری به نظر می‌رسد که برای ارائه توصیه سیاستی مناسب در مورد کشور ایران، به‌صورت تک‌کشوری، به بررسی رابطه دوره‌های تجاری و نابرابری درآمد پرداخته شود. علاوه بر این، مطالعه حاضر از حیث نوع مدل‌سازی و روش استخراج دوره‌های تجاری با مطالعه فوق کاملاً متفاوت است. در زمینه مطالعات داخلی، می‌توان به مطالعات منتخب زیر، که در آن‌ها رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و توزیع درآمد بررسی شده است، اشاره کرد:

ابونوری و همکاران (۱۳۸۷)؛ در تحقیق خود به برآورد الگوی بین‌کشوری 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 تعمیم‌یافته[2] (GLS) برآورد گشته است. بر اساس نتایج حاصل، فرضیه کوزنتس در میان اقتصاد کشورهای اسلامی را نمی‌توان رد کرد. همچنین، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی اثر برابرگر و رشد سالانه جمعیت اثر نابرابرگر در توزیع درآمد کشورهای اسلامی داشته است. سطح معناداری سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی و تورم به ترتیب با حدود ۲۶٪ و ۳۸٪ اثر افزایشی بر توزیع درآمد در کشورهای یادشده داشته‌اند.

1. Continuously-updated and Fully-Modified
2. Generalized Least Square

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

دهمرده و شکری (۱۳۸۹)؛ در مطالعه‌ای به بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) پرداخته‌اند. در این مطالعه، ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP، به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از مدل، توسعه مالی، نابرابری درآمد را در ایران کاهش می‌دهد.

گل‌خندان و همکاران (۱۳۹۳)؛ در مطالعه‌ای به دنبال یافتن پاسخی به این پرسش هستند که آیا جهانی‌شدن سبب نابرابری درآمد در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۶۰ شده است یا خیر؟ یافته‌های این تحقیق با استفاده از دو روش علیتی آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید[2] (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.

فطرس و شهبازی (۱۳۹۴)؛ در مطالعه‌ای به بررسی وضعیت فقر و نابرابری در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های پیش و پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌های نقدی (۱۳۹۱-۱۳۸۱) پرداخته‌اند. نتایج محاسبات دلالت بر آن دارد که فقر و نابرابری درآمد همواره در مناطق روستایی بیشتر از مناطق شهری است.

گل‌خندان (۱۳۹۵)؛ در مطالعه‌ای به بررسی اثرگذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۸ پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون انتقال ملایم[3] (STR)، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی تورم بلندمدت بر نابرابری درآمد، نشان داده که نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیمی با مقدار آستانه‌ای ۱۴/۶۸ درصد، بر نابرابری درآمد اثر گذاشته است؛ به گونه‌ای که نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد در

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Unrestricted Error Correction Model
3. Smooth Transition Regression

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

ایران گذاشته، در حالی که در رژیم دوم این اثر مثبت است. لذا فرضیه اثرگذاری U شکل تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران رد نمی‌شود. همچنین، اقتصاد ایران طی سال‌های مورد بررسی، بیشتر در رژیم دوم قرار گرفته است.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

با توجه به ساختار توزیع درآمد در ایران، مبانی نظری و مدل‌های استفاده شده در مطالعات تجربی و بالأخص مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه توزیع درآمد، نظیر مطالعات دهمرده و شکری (۱۳۸۹) و شاکری و همکاران (۱۳۹۲) و ارائه تعدیلاتی در این مدل‌ها، ازجمله اضافه کردن متغیر دوره‌های تجاری و همچنین با توجه به معناداری ضرایب برآوردی و رضایت‌بخش بودن آزمون‌های تشخیصی مدل، می‌توان مدل توزیع درآمد را به‌صورت زیر نوشت:

$$(\mathrm{ini})_t = \beta_1 + \beta_2(y)_t + \beta_3(\mathrm{ge})_t + \beta_4(\mathrm{inflation})_t + \beta_5(\mathrm{school})_t + \beta_6(\mathrm{cycles})_t + \beta_7(\mathrm{war}) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق:

ini: نابرابری درآمد (که به‌وسیله دو شاخص: ضریب جینی (برحسب درصد) (gini) و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین (دهک بالا) به ۱۰ درصد فقیرترین (دهک پایین) (sid) اندازه‌گیری شده است (بدون واحد))، y: درآمد سرانه (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و برحسب هزار ریال)، ge: درصد هزینه‌های دولت از تولید ناخالص داخلی، inflation: نرخ تورم (درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۰۰=۱۳۸۳)، school: متوسط سال‌های تحصیل شاغلان، cycles: دوره‌های تجاری (برحسب درصد) که توسط سه فیلتر: هودریک و پرسکات (۱۹۹۷)، باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) و با استفاده از متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) حقیقی (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و برحسب میلیارد ریال) به دست آمده است، war: متغیر مجازی سال‌های جنگ تحمیلی، ε_t: جزء خطای تصادفی و t: دوره زمانی (۱۳۹۴-۱۳۴۸) است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

متغیر متوسط سال‌های تحصیل شاغلان، به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی، در حقیقت بیان می‌کند که به‌طور متوسط شمار سال‌های تحصیل هر فرد شاغل از یک کشور معین چند سال است. منبع داده‌های این متغیر، مطالعه تجربی نیلی و نفیسی (۱۳۸۲) است. منبع داده‌های سایر متغیرها نیز سایت بانک مرکزی ج.ا.ا است. شایان ذکر است که با توجه به این‌که در تحقیق حاضر از دو شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد استفاده شده است و دوره‌های تجاری نیز توسط سه فیلتر استخراج شده‌اند، در مجموع ۶ مدل تخمینی خواهیم داشت. بر این اساس می‌توان حساسیت و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نیز مورد آزمون قرار داد.

در مورد تأثیر متغیرهای کنترل به کار گرفته‌شده، بر روی نابرابری درآمد، به اختصار می‌توان گفت:

در خصوص تأثیر درآمد سرانه بر توزیع درآمد، یکی از مهم‌ترین نظریه‌ها، فرضیه کوزنتس است. این فرضیه بیان می‌کند که در مراحل اولیه توسعه، شکاف درآمدی افزایش و در مراحل بالاتر توسعه، نابرابری کاهش می‌یابد. اساس مبانی فرضیه کوزنتس این است که نسبت پس‌انداز به درآمد، در گروه‌های درآمدی، به‌طور متناسب افزایش می‌یابد. از این رو، جامعه در مراحل اول توسعه، که به حجم بالای سرمایه‌گذاری نیاز دارد، به‌ناچار می‌بایست درجه‌ای از تمرکز در درآمدها را بپذیرد تا به‌تدریج پس از توسعه ظرفیت‌ها و افزایش منابع، امکان اعمال سیاست‌های توزیعی فراهم شود (دهمرده و شکری، ۱۳۸۹: ۱۵۵).

در مورد تورم می‌توان گفت که این متغیر اقتصادی از مجراهای متفاوت بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد و بسته به مورد، آثار متفاوتی نیز در پی خواهد داشت. به‌طور خلاصه طبق نظر محققانی نظیر گالی و هوون (۲۰۰۱)، نرخ‌های تورم کم می‌تواند اثر برابرگر در توزیع درآمد داشته باشد و نرخ‌های تورم بالا، اثر نابرابرگر در توزیع درآمد خواهد داشت.

اثر هزینه‌های دولتی بر سطح نابرابری درآمد می‌تواند در هر جهتی باشد. البته باور غالب آن است که این هزینه‌ها در جهت کاهش نابرابری درآمد عمل می‌کنند. به‌طور خلاصه طبق مطالعات تجربی نظیر چیو و همکاران (۲۰۰۰) و بلیجر و گایررو (۱۹۹۰)، هزینه‌های دولتی ممکن است به

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

دلایل مختلف مانند روش‌های تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و چگونگی توزیع این مخارج بین بخش‌ها، مناطق و گروه‌های درآمدی، آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد در یک اقتصاد داشته باشند.

تحصیلات از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده کارایی و بهره‌وری نیروی کار است و از آنجا که نیروی کار، دستمزدی متناسب با بهره‌وری نهایی خود دریافت می‌کند، هر چه تحصیلات فرد بالاتر باشد، درآمد نسبی او نیز بیشتر خواهد بود. لذا طبقه کم‌درآمد جامعه از طریق کسب بیشتر تحصیلات می‌توانند بهره‌وری خود را ارتقا داده و موقعیت خود را در بازار کار بهبود بخشند (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۱).

در جدول (۱)، خلاصه مفیدی از شاخص‌های آماری متغیرهای اصلی این تحقیق نظیر کمینه، بیشینه، متوسط و انحراف معیار آمده است. همچنین، بر اساس مقدار آماره جارک‌برا (که در آن فرضیه صفر نشان‌دهنده نرمال بودن متغیر مورد بررسی است) و سطوح احتمال به‌دست‌آمده، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح ۱۰ درصد، بین متغیرهای اصلی تحقیق، تنها دوره‌های تجاری استخراج‌شده توسط فیلتر HP، از توزیع نرمال برخوردار می‌باشند و سایر متغیرها توزیع نرمال ندارند.

جدول ۱. شاخص‌های آماری متغیرهای اصلی تحقیق (۱۳۹۴-۱۳۴۸)

متغیر	کمینه	بیشینه	متوسط	انحراف معیار	آماره جارک‌برا (احتمال)
gini	۳۷/۵۰	۵۰/۲۰	۴۱/۶۴	۳/۲۵	۱۰/۹۹ (۰/۰۰۴)
sid	۱۲/۲۰	۳۳/۸۰	۱۸/۱۴	۵/۱۷	۱۷/۱۳ (۰/۰۰۰)
cycles(HP)	-۲۵/۴۶	۲۳/۷۲	۱۲e-۳/۳۶	۹/۲۲	۴/۲۶ (۰/۱۳۵)
cycles(BP)	-۱۶/۶۵	۱۱/۱۸	۰/۴۲	۵/۵۲	۱۷/۲۴ (۰/۰۰۰)
cycles(CF)	-۱۵/۱۱	۱۱/۷۱	۰/۰۲۵	۵/۴۴	۴/۸۸ (۰/۰۸۷)

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews.9.0.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

۳-۲. روش تحقیق

در این تحقیق پس از استخراج دوره‌های تجاری به روش فیلترینگ، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معرفی‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای بررسی هم‌انباشتگی و همچنین تخمین روابط بلندمدت استفاده است. روش ARDL نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم اینکه، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بانرجی و همکاران، ۱۹۹۳). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴: ۱۰۲) و درنهایت اینکه استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است (آلام و کوازی، ۲۰۰۳: ۹۳). به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر هستیم:

(۲)

$$\begin{aligned}\Delta(\mathrm{ini})_t = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^{p} b_i \Delta(\mathrm{ini})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} c_i \Delta(\mathrm{gdppc})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} d_i \Delta(\mathrm{ge})_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^{q_3} e_i \Delta(\mathrm{inflation})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} f_i \Delta(\mathrm{school})_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} f_i \Delta(\mathrm{cycles})_{t-i} \\ &+ +\delta_1(\mathrm{ini})_{t-1} + \delta_2(\mathrm{gdppc})_{t-1} + \delta_3(\mathrm{ge})_{t-1} + \delta_4(\mathrm{inflation})_{t-1} \\ &+ \delta_5(\mathrm{school})_{t-1} + \delta_6(\mathrm{cycles})_{t-1} + \theta W_t + \mu_t\end{aligned}$$

که در رابطه فوق: $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5, \delta_6$ ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، W بردار اجزاء برون‌زا مثل متغیرهای مجازی و ...، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلال و p، q_1، q_2، q_3، q_4 و q_5 تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا $\bar{R}^2$ تعیین می‌شود (گل‌خندان، ۱۳۹۵). مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$

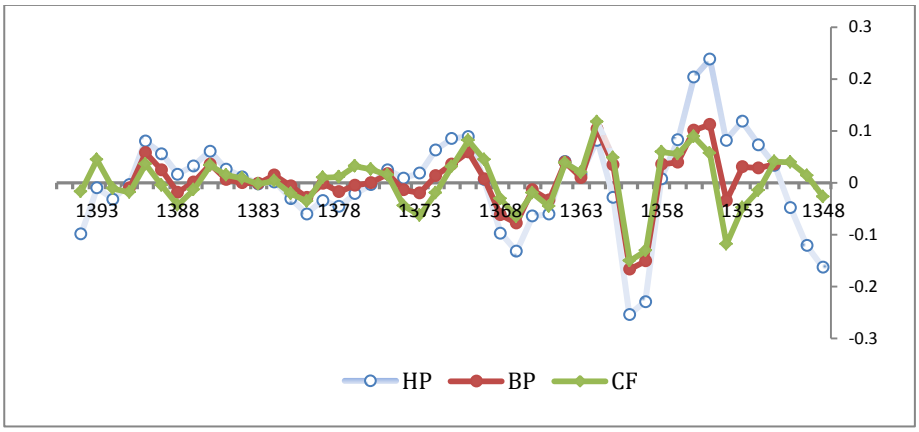
در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری‌های I(0). چنانچه مقدار آماره F محاسبه‌شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۹۰). وقتی‌که وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات گردید در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴: ۱۰۳).

شایان ذکر است که به‌منظور برآورد مدل و انجام تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews.9.0 و Excel استفاده شده است.

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

برای استخراج دوره‌های (سال‌های) تجاری، سری زمانی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (GDP) حقیقی به دو قسمت تجزیه می‌شود: قسمت اول به روند بلندمدت سری زمانی مربوط است و قسمت دوم به نوسانات چرخه‌ای؛ یعنی انحرافات از روند بلندمدت بازمی‌گردد. پس از اعمال فیلترهای HP، BP و CF بر روی لگاریتم طبیعی GDP حقیقی، دوره‌های تجاری کشور ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۴۸ به دست آمده و در شکل (۱) نمایش داده شده است. همان‌طور که شکل (۱) نشان می‌دهد، دوره‌های تجاری به‌دست‌آمده از هر سه فیلتر، از لحاظ حرکتی شباهت زیادی به یکدیگر دارند و همچنین، نشان‌دهنده این موضوع هستند که بیشترین نوسانات در روند GDP حقیقی مربوط به دوره‌های ابتدایی بازه‌ی زمانی مورد بررسی تحقیق است و با گذشت زمان، این نوسانات کاهش یافته است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]



مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.9.0.

شکل ۱. دوره‌های تجاری اقتصاد ایران (۱۳۹۴-۱۳۴۸) با استفاده از فیلترهای HP، BP و CF

طبق تعریف هاردینگ و پاگان (۲۰۰۲)، 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. طبق این تعریف، دوره‌های رکود و رونق بر اساس سه فیلتر: HP، BP و CF تعیین[1] و نتایج آن در جدول (۲) آمده است. در این جدول علامت‌های + نشان‌دهنده دوره‌های رونق و علامت – نشان‌دهنده دوره‌های رکود است.

جدول ۲. دوره‌های رکود و رونق اقتصاد ایران (۱۳۹۴-۱۳۴۹) طبق فیلترهای HP، BP و CF

سال	HP	BP	CF	سال	HP	BP	CF	سال	HP	BP	CF
۱۳٤۹	+		+	۱۳٥۰	+		+	۱۳٥۱	+		+
۱۳٥۲	+	–	–	۱۳٥۳	+	+	–	۱۳٥٤	–	–	–
۱۳٥٥	+	+	+	۱۳٥٦	–	–	+	۱۳٥۷	–	–	–
۱۳٥۸	–	–	+	۱۳٥۹	–	–	–	۱۳٦۰	–	–	–
۱۳٦۱	+	+	+	۱۳٦۲	+	+	+	۱۳٦۳	–	–	–
۱۳٦٤	+	+	+	۱۳٦٥	–	–	–	۱۳٦٦	–	+	+

۱. طول وقفه‌ها و تقدّم‌های سری در فیلتر BP، معمولاً عدد ۳ انتخاب می‌شود. لذا سه مشاهده ابتدایی و انتهایی در این فیلتر حذف می‌شوند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

سال	HP	BP	CF	سال	HP	BP	CF	سال	HP	BP	CF
۱۳٦۷	−	−	−	۱۳٦۸	+	+	+	۱۳٦۹	+	+	+
۱۳۷۰	+	+	+	۱۳۷۱	−	−	−	۱۳۷۲	−	−	−
۱۳۷۳	−	−	−	۱۳۷٤	−	+	+	۱۳۷۵	+	+	+
۱۳۷٦	−	−	+	۱۳۷۷	−	−	+	۱۳۷۸	−	−	−
۱۳۷۹	+	+	−	۱۳۸۰	−	−	−	۱۳۸۱	+	+	+
۱۳۸۲	+	+	+	۱۳۸۳	−	−	−	۱۳۸٤	+	+	+
۱۳۸۵	+	+	+	۱۳۸٦	+	+	+	۱۳۸۷	−	−	−
۱۳۸۸	−	−	−	۱۳۸۹	+	+	+	۱۳۹۰	+	+	+
۱۳۹۱	−	−	−	۱۳۹۲	−		+	۱۳۹۳	+		+
								۱۳۹٤	−		−

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews.9.0 و Excel.

بر اساس نتایج جدول (۲) می‌توان گفت که هر سه فیلتر: HP، BP و CF، به‌جز موارد معدودی، در شناسایی سال‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران، هماهنگ عمل کرده و نتایج مشابهی را ارائه کرده‌اند. اهمیت این موضوع در آن است که عدم شناسایی صحیح دوره‌های رونق و رکود و وجود اختلاف فاحش بین فیلترهای یادشده در این شناسایی، نتایج ضرایب برآوردی متغیر دوره‌های تجاری را با نااطمینانی روبه‌رو می‌کند. چراکه این، به آن معناست که داده‌های متغیر دوره‌های تجاری به‌منظور ورود به مدل، به‌خوبی تعریف و اندازه‌گیری نشده‌اند. در این راستا، به‌منظور بررسی دقیق‌تر میزان هماهنگی فیلترها در شناسایی دوره‌های تجاری، هاردینگ و پاگان (۲۰۰۲) شاخصی به نام هم‌زمانی دوره‌های تجاری به‌صورت زیر ارائه کرده‌اند:

$$C_{ij} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} S_{it}S_{jt} + (1 - S_{it})(1 - S_{jt}) \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، S_{jt} و S_{it} به ترتیب شاخص‌های وضعیت دو فیلتر j و i هستند که در سال‌های رکود مقدار عددی صفر و در سال‌های رونق مقدار عددی یک را می‌پذیرند. نتایج محاسبه این شاخص بین فیلترهای استفاده‌شده، در جدول (۳) آمده است. بر اساس این نتایج نیز، میزان هم‌زمانی بین دوره‌های تجاری در فیلترهای مختلف، قابل توجه و بالا محاسبه شده است. به هر حال به دلیل اختلافات جزئی در این فیلترها در شناسایی دوره‌های تجاری و به دست آوردن نتایج

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

دقیق‌تر، دوره‌های تجاری به‌دست‌آمده از هر سه فیلتر؛ به‌طور جداگانه وارد مدل می‌شوند و مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرند.

جدول ۳. میزان شاخص هم‌زمانی دوره‌های تجاری بین فیلترهای مورد استفاده

	HP	BP	CF
HP	–	۰/۹۲۵۰	۰/۷۸۲۶
BP	۰/۹۲۵۰	–	۰/۸۵۰۰
CF	۰/۷۸۲۶	۰/۸۵۰۰	–

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Excel.

حال به برآورد رابطه تعادلی بین متغیرهای مدل می‌پردازیم. قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی، باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از I(1) نیستند. در حالی که متغیرها انباشته از درجه دو، یعنی I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، قابل‌اعتماد نیست (آنگ، ۲۰۰۷: ۴۷۷۵). بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون، درجه مانایی متغیرها تعیین شود.

در این مقاله به‌منظور تعیین درجه مانایی متغیرها، از آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1]، فیلیس‌پرون[2] (PP) و الیوت، روتنبرگ و استوک[3] (ERS) و در حالتی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی است، استفاده شده است. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) آمده است. بر اساس این نتایج (سطوح احتمال محاسبه‌شده در آزمون‌های ADF و PP و مقدار آماره t در آزمون ERS)، شاخص‌های نابرابری درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه، در سطح ۵ درصد نامانا بوده‌اند؛ اما پس از یک‌بار

1. Augmented Dicky Fuller
2. Philips & Peron
3. Elliot, Rothenberg & Stock

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. سایر متغیرها نیز در سطح مانا می‌باشند. لذا کلیه متغیرها مانا از مرتبه I(0) یا I(1) هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	نام آزمون			درجه مانایی
	ADF(Prob)	PP(Prob)	ERS(t-Statistic)	
gini	۰/۴۸۱۴	۰/۲۹۱۵	-۱/۹۵۷۷	I(1)
Δgini	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۶/۴۸۱۹	
Sid	۰/۳۳۸۴	۰/۰۵۸۱	-۲/۱۱۸۸	I(1)
Δsid	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۹۲۹	
y	۰/۷۰۸۱	۰/۴۶۵۲	-۱/۶۲۱۱	I(1)
Δy	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۵	-۵/۲۴۳۲	
Inflation	۰/۰۴۴۱	۰/۰۱۲۵	-۴/۰۲۱۱	I(0)
ge	۰/۰۲۵۱	۰/۰۲۸۲	-۳/۷۹۴۲	I(0)
school	۰/۰۱۰۵	۰/۰۱۶۱	-۳/۲۸۸۴	I(0)
cycles(HP)	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۱۳۹	-۳/۸۸۳۱	I(0)
cycles(BP)	۰/۰۲۲۸	۰/۰۱۳۲	-۵/۰۰۲۵۶	I(0)
cycles(CF)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	-۷/۷۶۱۶	I(0)

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون‌ها توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت Δ، به تفاضل اشاره دارد.

* مقادیر بحرانی آزمون ERS در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب عبارتند از: ۳/۷۷- و ۳/۱۹- و ۲/۸۹-

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.9.0.

حال با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)، به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر ۶ مدل تخمینی مقاله می‌پردازیم. بر اساس آماره‌های F محاسبه‌شده این مدل‌ها و مقادیر بحرانی کرانه‌ها که در بخش پایینی جدول (۵) آمده است، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر ۶ مدل، در سطح احتمال ۱۰ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه‌شده تمام مدل‌ها، بزرگ‌تر از حد بالایی مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح احتمال ۱۰ درصد است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)

مدل تخمینی		طول وقفه بهینه مدل	آماره F
شاخص نابرابری درآمد	فیلتر استخراج دوره‌های تجاری		
gini	HP	(۳،۳،۱،۰،۳،۳)	۳/۴۶۳۷**
gini	BP	(۳،۳،۳،۱،۲،۳)	۳/۱۸۱۵*
gini	CF	(۳،۳،۳،۰،۳،۳)	۳/۱۰۰۶*
Sid	HP	(۳،۳،۲،۰،۳،۰)	۵/۸۲۵۱***
sid	BP	(۳،۳،۳،۰،۲،۳)	۳/۰۵۵۱*
sid	CF	(۳،۲،۳،۰،۳،۳)	۳/۶۸۲۱**
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)			
سطح معناداری		کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
10%		۲/۰۸	۳/۰۱
5%		۲/۳۹	۳/۳۸
1%		۳/۰۶	۴/۱۵

* علامت‌های***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.9.0.

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر ۶ مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌توان مدل‌ها را برآورد کرد. نتایج برآورد این مدل‌ها در بلندمدت (با توجه به فیلتر استخراج‌کننده دوره‌های تجاری و شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد) و به روش ARDL در جدول (۶) آمده است. همان‌طور که نتایج این جدول نشان می‌دهد، کلیه ضرایب برآوردشده در سطح احتمال ۱۰ درصد از معناداری لازم برخوردار بوده‌اند (به‌جز متغیر میانگین سال‌های تحصیل شاغلان، که در مدل‌هایی که شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد، ضریب جینی بوده، در سطح احتمال ۱۵ درصد معنادار است) و علامت جبری آن‌ها مطابق انتظار است. نکته مهم آن است که علامت و معناداری ضرایب برآوردی متغیرهای مستقل، به تغییر شاخص‌های اندازه‌گیری‌کننده نابرابری درآمد و فیلترهای استخراج‌کننده دوره‌های تجاری، حساسیت نشان

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

نداده و ثابت مانده‌اند. این نتیجه صحت و استحکام نتایج را نشان می‌دهد. لذا ضرایب برآوردی قابل اطمینان و تفسیر هستند.

جدول ۶. نتایج برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به روش ARDL

متغیر مستقل	متغیر وابسته: gini				متغیر وابسته: sid			
	ضریب برآوردی با توجه به فیلتر استخراج‌کننده دوره‌های تجاری			میانگین ضریب	ضریب برآوردی با توجه به فیلتر استخراج‌کننده دوره‌های تجاری			میانگین ضریب
	HP	BP	CF		HP	BP	CF	
y	۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۴ (۰/۰۴۱۴)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۳
ge	−۰/۱۸۰۲ (۰/۰۰۰۱)	−۰/۱۲۴۳ (۰/۰۴۸۱)	−۰/۱۵۸۷ (۰/۰۷۲۱)	−۰/۱۵۴۴	−۰/۰۴۷۲ (۰/۰۱۵۹)	−۰/۱۱۸۵ (۰/۰۰۹۱)	−۰/۰۶۷۱ (۰/۰۰۱۸)	−۰/۰۷۷۶
inflation	۰/۱۰۴۷ (۰/۰۲۹۲)	۰/۰۵۵۹ (۰/۰۱۹۱)	۰/۰۷۹۴ (۰/۰۴۸۲)	۰/۰۸۰۰	۰/۰۳۳۸ (۰/۰۹۱۱)	۰/۱۱۰۶ (۰/۰۵۲۲)	۰/۰۷۳۱ (۰/۰۰۹۱)	۰/۰۷۲۵
school	−۰/۰۷۱۱ (۰/۱۲۱۸)	−۰/۱۱۵۲ (۰/۱۰۷۲)	−۰/۱۴۲۶ (۰/۱۴۱۱)	−۰/۱۰۹۶	−۰/۱۶۸۱ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۱۳۸۵ (۰/۰۱۵۸)	−۰/۱۵۲۸ (۰/۰۰۰۲)	−۰/۱۵۳۱
cycles	−۰/۳۹۷۱ (۰/۰۰۱۱)	−۰/۲۷۰۱ (۰/۰۰۵۵)	−۰/۴۸۶۸ (۰/۰۲۵۵)	−۰/۳۸۳۴	−۰/۰۶۵۹ (۰/۰۵۴۴)	−۰/۰۸۹۱ (۰/۰۸۴۱)	−۰/۱۶۴۱ (۰/۰۸۲۸)	−۰/۱۰۶۳
war	۰/۱۰۱۱ (۰/۰۲۱۱)	۰/۰۸۲۱ (۰/۰۰۵۲)	۰/۱۴۴۸ (۰/۰۴۲۲)	۰/۱۰۹۳	۰/۰۴۲۱ (۰/۰۴۸۵)	۰/۰۵۲۸ (۰/۰۸۹۱)	۰/۱۲۲۶ (۰/۰۶۶۱)	۰/۰۷۲۵
Constant	۳۱/۷۴۳۱ (۰/۰۰۰۰)	۳۲/۸۷۴۵ (۰/۰۰۰۲)	۳۹/۷۳۵۳ (۰/۰۰۰۵)	۳۴/۷۸۴۳	۲۰/۵۸۴۲ (۰/۰۰۰۰)	۲۴/۱۳۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۲۱/۴۳۴۱ (۰/۰۰۰۰)	۲۲/۰۵۲۲
ECM	−۰/۴۰۲۲ (۰/۰۰۱۷)	−۰/۴۸۱۱ (۰/۰۰۰۴)	−۰/۴۱۵۲ (۰/۰۸۶۱)	−۰/۴۳۲۸	−۰/۵۵۱۲ (۰/۰۰۰۳)	−۰/۵۱۴۸ (۰/۰۰۰۳)	−۰/۴۴۱۶ (۰/۰۰۰۴)	−۰/۵۰۲۵

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.9.0.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۶):

اثر دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در ایران، که موضوع اصلی این تحقیق است، در تمام مدل‌ها، منفی و مطابق با مبانی نظری و تئوریکی است. به این معنا که افزایش دوره‌های تجاری و ورود به دوره‌های رونق اقتصادی، باعث کاهش نابرابرای درآمد و کاهش دوره‌های تجاری و ورود به دوره‌های رکود اقتصادی، باعث افزایش نابرابرای درآمد در ایران شده است. نتیجه

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

به‌دست‌آمده هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات تجربی نظیر پارکر (۱۹۹۹)، هرزر و کلامپ (۲۰۰۶) و محمدیان منصور و گل‌خندان (۱۳۹۵) دارد.

افزایش در درآمد سرانه (در صورت ثبات دیگر عوامل)، باعث افزایش ضریب جینی و سهم دهک بالا به دهک پایین در ایران شده است. به عبارتی دیگر، رشد اقتصادی در خلال سال‌های مورد مطالعه، به نفع طبقات پردرآمد و به ضرر طبقات محروم جامعه در جریان بوده است. از نظر تئوریکی انتظار بر آن است که افزایش درآمد سرانه در شرایط ناعادلانه بودن توزیع درآمد، نابرابری را افزایش دهد؛ زیرا باعث می‌شود که درآمد افراد ثروتمند به میزان بیشتری نسبت به درآمد افراد فقیر جامعه افزایش یافته و توزیع درآمد ناعادلانه‌تر شود. باید توجه داشت که در اکثر کشورهای جهان، رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه ناشی از افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است؛ در حالی که در ایران به علت ساختار متفاوت اقتصادی، افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی، ناشی از افزایش درآمدهای نفتی است.[1] بنابراین نتیجه به‌دست‌آمده، قابل توجیه و مطابق با انتظار است.

درصد هزینه‌های دولتی از محصول ناخالص داخلی سبب کاهش نابرابری درآمد در ایران شده است؛ هر یک درصد افزایش در نسبت هزینه‌های دولتی، به‌طور متوسط و به ترتیب باعث کاهش ضریب جینی و سهم دهک بالا به دهک پایین در ایران به اندازه مقداری حدود، ۰/۱۵ درصد و ۰/۰۸ شده است.

تورم اثر افزایشی بر سطح نابرابری درآمد داشته است؛ به‌طور متوسط و به ترتیب این متغیر باعث افزایش ضریب جینی و سهم دهک بالا به دهک پایین در ایران به اندازه مقداری حدود، ۰/۰۸ درصد و ۰/۰۷ شده است. تورم برای برخی از مردم به منزله مالیات و برای برخی دیگر سودمند است. تورم به افرادی که درآمد اسمی ثابت دارند، به‌شدت صدمه می‌زند و از قدرت

۱. محققان متعددی نظیر صاحب‌هنر و ندری (۱۳۹۲) و جرجزاده و اقبالی (۱۳۸٤) در مقاله خود نشان داده‌اند که درآمدهای نفتی سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد در ایران می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

واقعی آن‌ها می‌کاهد. تورم به افرادی که دارای ذخایر دارایی‌های غیرنقدی هستند، سود می‌رساند؛ زیرا قیمت این نوع دارایی‌ها در نتیجه تورم، پیوسته و به‌سرعت افزایش می‌یابد. بنابراین، تورم باعث تغییر توزیع درآمد به ضرر گروه‌های درآمدی ثابت یا حقوق‌بگیران می‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت تورم بر نابرابری درآمد، هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی بسیاری نظیر دهمرده و شکری (۱۳۸۹) و گل‌خندان (۱۳۹۵) است.

متوسط سال‌های تحصیل شاغلان نیز مطابق انتظار در تمام مدل‌ها تأثیر منفی بر شاخص‌های نابرابری درآمد در ایران داشته است و با نتایج مطالعه: شاکری و همکاران (۱۳۹۲) هم‌سو است. همچنین، همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهد، متغیر مجازی مربوط به سال‌های جنگ در تمام مدل‌ها دارای ضرایب تخمینی مثبت است، که نشان می‌دهد در سال‌های جنگ، به دلیل تغییر در معیارهای سیاست‌گذاری و قرار داشتن کشور در وضعیت بحرانی، تبعات اقتصادی و اجتماعی نامطلوبی بر کشور تحمیل شده که موجب افزایش نابرابری درآمد در جامعه شده است.

ضریب تصحیح خطای مدل (ECM) در تمام مدل‌ها، مطابق انتظار منفی و معنادار است. میانگین این ضریب در مدل‌های تخمینی، زمانی که شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد، ضریب جینی است، برابر با مقداری حدود ۰/۴۳- و زمانی که شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد، سهم دهک بالا به دهک پایین است، حدود ۰/۵۰- است؛ که نشان می‌دهد در هر سال به ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۵۰ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در شاخص‌های نابرابری درآمد، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل در هر دو حالت، با سرعت نسبتاً بالایی صورت می‌گیرد. بر اساس آزمون‌های آسیب‌شناسی، در تمام مدل‌ها فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری کل رگرسیون (با استفاده از آماره F) را می‌توان و فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد؛ که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس ضرایب تعیین تعدیل‌شده، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های تخمینی در سطح قابل قبولی است. بر اساس آزمون ثبات ساختاری الگو نیز، نمودارهای

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

پسماند تجمعی[1] (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی[2] (CUSUMQ) تمام مدل‌ها بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند؛ که این نتیجه بیانگر پایداری تمام مدل‌ها در بلندمدت است.[3]

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اساسی این تحقیق برآورد تأثیر دوره‌های تجاری بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴- ۱۳۴۸ بوده است. برای این منظور ابتدا اطلاعات سری زمانی متغیرهای: ضریب جینی و سهم دهک بالا به دهک پایین (شاخص‌های نابرابری درآمد)، درآمد سرانه، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، تورم و متوسط سال‌های تحصیل شاغلان به همراه دوره‌های تجاری که توسط فیلترهای HP، BP و CF استخراج شده، جمع‌آوری و سپس یک مدل رگرسیونی بین آن‌ها طراحی شده است. سپس، مدل طراحی‌شده با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، رابطه دوره‌های تجاری با شاخص‌های نابرابری درآمد، منفی بوده که با انتظارات تئوریکی و نتایج حاصل از مطالعات پیشین نیز مطابقت دارد؛ چراکه انتظار می‌رود در دوران رونق به دلیل افزایش رشد اقتصادی و بهبود شرایط کسب‌وکار، نابرابری درآمد کاهش یافته و در دوران رکود با کاهش اشتغال و فشار واردشده به فعالیت‌های اقتصادی، نابرابری افزایش یابد. سایر نتایج نشان می‌دهد که سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی و متوسط سال‌های تحصیل شاغلان، اثر برابرگر و درآمد سرانه و تورم اثر نابرابرکننده بر توزیع درآمد داشته‌اند. با توجه به نتیجه اصلی این تحقیق مبنی بر تأثیر منفی دوره‌های رونق بر نابرابری درآمد و تأثیر مثبت دوره‌های رکود بر نابرابری درآمد، لزوم به‌کارگیری سیاست‌های مناسب به‌خصوص در دوران رکود اهمیت بسیاری دارد؛ تا بتوان از این

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Square
۳. نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل‌ها، به‌منظور صرفه‌جویی و کم‌اهمیت بودن در تحلیل نتایج، ارائه نشده‌اند و نزد نویسندگان مقاله قرار دارند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

طریق آسیب‌پذیری طبقات پایین جامعه را در برابر دوره‌های تجاری کنترل کرد. همچنین، بر اساس سایر نتایج تحقیق، استفاده از سیاست‌هایی که به کاهش تورم و افزایش متوسط سال‌های تحصیل شاغلان و سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی (بالأخص مخارج عمرانی) در داخل کشور بیانجامد، می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد.

منابع

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

جرجزاده، علیرضا و علیرضا اقبالی (۱۳۸۴). «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران». *فصلنامه رفاه اجتماعی*. شماره ۱۷.

دهمرده، نظر و زینب شکری (۱۳۸۹). «اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. شماره ۴. صص ۵۳-۲۷.

شاکری، عباس؛ جهانگرد، اسفندیار و سمیه اقلامی (۱۳۹۲). «اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. شماره ۵۴. صص ۱۶۴-۱۴۷.

صاحب‌هنر، حامد و کامران ندری (۱۳۹۲). «تحلیل اقتصادی افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد با رویکرد BVAR: مطالعه موردی ایران». *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*. شماره ۹. صص ۱۴۹-۱۱۵.

فطرس، محمدحسن و فاطمه شهبازی (۱۳۹۴). «بررسی وضعیت فقر و نابرابری در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های پیش و پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌های نقدی (۱۳۹۱-۱۳۸۱)». *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*. شماره ۹. ۳۶-۷.

گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۸). «بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران». *فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی*. شماره ۹. صص ۹۷-۷۱.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). «تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟)». *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*. شماره ۱۵. صص ۸۹-۱۱۴.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۵). «تأثیر آستانه‌ای تورم بر نابرابری درآمد در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)». دو *فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*. شماره ۲۵. صص ۹۵-۷۵.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ گل‌خندان، داود و مجتبی خوانساری (۱۳۹۳). «آیا جهانی‌شدن منجر به نابرابری درآمد می‌شود؟ مطالعه موردی اقتصاد ایران با معرفی شاخص جدید و جامع جهانی‌شدن KOF». *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*. شماره ۱۴. صص ۱۳۰-۹۹.

محمدیان منصور، صاحبه و ابوالقاسم گل‌خندان (۱۳۹۵). «تأثیر چرخه‌های تجاری بر نابرابری درآمد در کشورهای اسلامی منتخب (رهیافت Cup-FM)». *دو فصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی*. شماره ۱۶. صص ۳۸-۷.

مؤتمنی، مانی (۱۳۹۴). «بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم جمعی کانونی»، دو *فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*، شماره ۲۳. صص ۱۷۹-۱۶۳.

نیلی، مسعود و شهاب نفیسی (۱۳۸۲). «رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. شماره ۱۷.

Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). "Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh", *Review of Applied Economics*, Vol. 17, PP. 85-103.

Ang, J.B. (2007). "CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France", *Energy Policy*, Vol. 35, PP. 4772-4778.

Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993). "Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data", Oxford University Press.

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

Baxter, M., & King, R.G. (1999). "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81(4), PP. 575-593.

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

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

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

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

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

Caroli, E. & García, P. C. (2002). "Risk Aversion and Rising Wage Inequality", *Economic Letter*, Vol. 77, PP. 21–26.

Checchi, D. & García, P. C. (2004). "Risk and the Distribution of Human Capital", *Economic Letter*, Vol. 82, PP. 53–61.

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

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

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

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

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

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

Galor, O. & Zeira, J. (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, PP. 35–52.

García, P. C. & Turnovsky, S.J. (2005). "Production Risk and the Functional Distribution of Income in a Developing Economy: Tradeoffs and Policy Responses", *Journal of Development Economy*, Vol. 76, PP. 175–208.

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

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

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money*, Credit and Banking, Vol. 29, PP. 1-16.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

Hoover A, Rotten, G.C, & Dibaglu, S. (2009). "Income Inequality and the Business Cycle: A Threshold Co-integration Approach", *Economic Systems*, Vol. (33), PP. 278–292.

Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh. C. (2015). "The effect of Growth Volatility on Income Inequality", *Economic Modelling*, Vol. 45, PP. 212-222.

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

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*, Vol. (34), PP. 1–28.

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

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, Vol. 5, PP. 7-29.

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

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2004). "Estimating Income and Price Elasticity's of Imports for Fiji in a Co-integration Framework", *Economic Modelling*, Vol. 22, PP. 423-438.

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

Pesaran, M.H, Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289-326.

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

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

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-18]