سال نهم، شماره ۳۶، زمستان ۱۴۰۰، صفحات ۲۱۵–۱۸۱

تحریم، متغیرهای عمده اقتصاد کلان و شاخص فلاکت: رویکرد پنل گشتاورهای تعمیم‌یافته (مطالعه موردی استان‌های منتخب کشور)

حسین قربانی
کارشناس ارشد اقتصاد (نویسنده مسئول)
hgh136454@gmail.com
الهام تقوایی
کارشناس ارشد اقتصاد
elhamtaghvayi@yahoo.com
احمد سرلک
استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی اراک
a-sarlak@iau-arak.ac.ir
عباس نوری
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه پیام نور تهران
Abbas.Nouri1365@yahoo.com

شاخص فلاکت، از نماگرهای اقتصادی است که توسط اقتصاددانی به نام آرتور اوکان در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی تعریف شد. این شاخص از جمع جبری متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری حاصل و بر حسب درصد بیان می‌شود. میزان بالای شاخص فلاکت می‌تواند باعث ایجاد مشکلات اقتصادی و اجتماعی شود؛ چراکه از یک سو نرخ تورم و از سوی دیگر نرخ بیکاری افزایش یافته است. به عبارت دیگر، شاخص فلاکت می‌تواند بیانگر وضعیت رکود تورمی در جامعه باشد. بنابراین هدف این تحقیق بررسی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت در استان‌های منتخب کشور (مرکزی، همدان، کرمانشاه، کردستان و لرستان) طی دوره زمانی ۱۳۹۷–۱۳۸۷ است. تأثیر متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری و مالیات و نیز متغیر مجازی تحریم‌های اقتصادی بر متغیر وابسته شاخص فلاکت در یک مدل لگاریتمی، با استفاده از نرم‌افزار Eviews و به روش پنل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شد. بدین منظور داده‌های مربوطه از مرکز آمار ایران و معاونت‌های اقتصادی ادارات کل امور اقتصادی و دارایی استان‌های مذکور جمع‌آوری و پس از انجام آزمون‌های آماری مربوطه، مشخص شد متغیرهای تراز تجاری، تولید ناخالص داخلی و تحریم‌های اقتصادی تأثیر معنادار و مثبت و متغیر مالیات تأثیر معنادار و منفی بر شاخص فلاکت داشتند.

طبقه‌بندی JEL: R10, E24, E31
واژگان کلیدی: شاخص فلاکت، تورم، بیکاری، متغیرهای عمده اقتصاد کلان، تحریم.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۵

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

۱. مقدمه

شاخص فلاکت[1] ازجمله نماگرهای اقتصادی است که به وسیله آرتور اوکان[2] در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی تعریف شد (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۵). این شاخص، از ترکیب دو شاخص مهم اقتصادی یعنی نرخ بیکاری و نرخ تورم به صورت یک ترکیب خطی حاصل می‌شود و با شاخص مشابه دیگری که توسط رابرت بارو[3] ابداع شد، تفاوت دارد، زیرا شامل تولید ناخالص داخلی[4] و نرخ بانکی نیست. میزان بالاتری از این شاخص، باعث ایجاد مشکلات ویرانگر اقتصادی و اجتماعی می‌شود. زیرا از یک طرف، تورم سبب تحمیل هزینه‌های رفاهی از طریق کاهش ارزش دارایی‌های مالی مردم می‌گردد و با ایجاد نااطمینانی در تصمیم‌گیری مؤسسات برای سرمایه‌گذاری و هزینه‌های دیگر، به تولید زیان می‌رساند. همچنین، تخصیص غیربهینه منابع، ناکارایی[5] اقتصادی و به‌هم‌ریختگی اوضاع اجتماعی، فرهنگی و سیاسی جامعه را به دنبال دارد. از طرف دیگر، بیکاری نیز باعث ایجاد آشفتگی در جامعه می‌شود. افراد بیکار به صورت سربار در جامعه ظاهر شده و سهمی در تولید کالاها و خدمات جامعه ندارند. علاوه بر این، بیکاری سبب گرفتار شدن افراد در معضلات و گرفتاری‌های اجتماعی نظیر جرائم، اعتیاد و فساد اخلاقی گردیده و به‌هم‌ریختگی بافت فرهنگی جامعه را به دنبال دارد. به همین خاطر است که بسیاری از صاحب‌نظران، تورم و بیکاری را دو معضل بزرگ اقتصادی می‌دانند. آثار سوء این دو معضل، به حدی است که گاهی شاخص فلاکت کشورها را از مجموع نرخ‌های تورم و بیکاری به دست می‌آورند (سلاطین و همکاران، ۱۳۹۵).

مطالعاتی که تاکنون در زمینه شاخص فلاکت انجام شده است را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم نمود. دسته اول، شامل تحقیقاتی است که عمدتاً مربوط به تأثیر شاخص فلاکت بر دیگر

1. Misery index
2. Arthur Okun
3. Robert Barro
4. gross domestic product
5. Inefficiency

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

متغیرها و عوامل اقتصادی یا اجتماعی است. از این میان، می‌توان به مطالعه تانگ و لین[1] (۲۰۰۹)، ازکان و آسیکالین[2] (۲۰۱۵)، دادگر و نظری (۱۳۹۲)، صمدی (۱۳۹۲)، افقه و منصوری (۱۳۹۴)، دادگر و نظری (۱۳۹۵)، شاه‌آبادی و قربانی گل‌پرور (۱۳۹۵)، راسخی و محمدی (۱۳۹۶) و سلیمانی مقام و همکاران (۱۳۹۹) اشاره کرد. دسته دوم، موضوعاتی را در بر می‌گیرد که به بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر متغیرهای اقتصادی اشاره دارد. مطالعه نیتزان و بیچلر[3] (۲۰۰۹)، خانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، سلاطین و همکاران (۱۳۹۵)، نادمی و همکاران (۱۳۹۶) و کریمی و همکاران (۱۴۰۰) از این دسته هستند. با این وجود، تاکنون به بررسی استانی عوامل مؤثر بر شاخص فلاکت در مطالعات داخلی و خارجی پرداخته نشده است. لذا، نوآوری تحقیق حاضر را می‌توان در بررسی استانی عوامل اثرگذار بر شاخص فلاکت دانست. همچنین، تأثیر مالیات و تراز تجاری بر شاخص فلاکت که در مطالعات پیشین مورد بررسی قرار نگرفته است را می‌توان از دیگر نوآوری‌های این پژوهش به‌حساب آورد.

با توجه به اثرات مخرب اقتصادی و اجتماعی شاخص فلاکت و تأثیر آن بر نارضایتی عمومی نسبت به وضعیت جامعه، تحقیق حاضر به دنبال علل افزایش شاخص فلاکت و راهکارهایی به منظور کاهش آن از طریق شناسایی عوامل مؤثر بر آن است. بدین منظور، در این پژوهش، تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری[4]، تحریم‌های اقتصادی[5] و مالیات بر شاخص فلاکت مورد بررسی قرار گرفته است. تغییرات تولید ناخالص داخلی، تقاضای نیروی کار را تحت تأثیر قرار داده که از این طریق، می‌تواند بیکاری را دستخوش تغییر قرار دهد. لکن، در خصوص چگونگی اثرگذاری آن بر نرخ تورم، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. تراز تجاری نیز از طریق انتقال منحنی تقاضای کل، بر تورم و بیکاری اثرگذار است. به این صورت که تراز مثبت تجاری با

1. Tang and Lean
2. Ozcan and Acikalin
3. Nitzan and Bichler
4. Commerce balance
5. Economic sanctions

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

انتقال منحنی تقاضای کل به سمت راست، سطح عمومی قیمت‌ها و تولید را افزایش و نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد. بالعکس، تراز تجاری منفی با کاهش تقاضای کل، نرخ تورم و تولید را کاهش و نرخ بیکاری را افزایش می‌دهد. همچنین، تحریم‌های اقتصادی از طریق افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه، انتقال منحنی عرضه کل به سمت چپ، می‌تواند زمینه‌ساز افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش تولید و افزایش بیکاری در جامعه باشد. مالیات‌ها نیز از طریق جابجایی منحنی‌های عرضه کل و تقاضای کل، ممکن است نرخ تورم، سطح تولید و میزان اشتغال جامعه را با تغییراتی مواجه سازد.

طبق توضیحات مزبور، هدف تحقیق حاضر، بررسی تأثیر متغیرهای تراز تجاری، مالیات، تحریم و تولید ناخالص داخلی بر شاخص فلاکت، با استفاده از نرم‌افزار Eviews و به روش پنل گشتاورهای تعمیم‌یافته است. با توجه به داده‌های موجود و محدودیت دسترسی به آن‌ها، سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۷ را بازه زمانی مورد بررسی در این پژوهش[1] و استان‌های کردستان، همدان، مرکزی، کرمانشاه و لرستان را جامعه آماری آن تشکیل می‌دهند. بدین منظور، داده‌های مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی از پورتال مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به متغیرهای مالیات و تراز تجاری از طریق مکاتبه با معاونت‌های اقتصادی ادارات کل امور اقتصادی و دارایی استان‌های مذکور جمع‌آوری گردیده‌اند. داده‌های مربوط به متغیر مجازی تحریم نیز با توجه به سال‌های تحت تحریم و غیرتحریمی لحاظ شده است.

در ادامه، مبانی نظری و مدل پیشنهادی تحقیق مطرح می‌شود و به دنبال آن، در بخش پیشینه پژوهش، مروری بر مطالعات داخلی و خارجی انجام‌گرفته در خصوص موضوع مورد بررسی خواهیم داشت. سپس، از طریق انجام آزمون‌های آماری مربوطه، به برآورد مدل می‌پردازیم. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای لازم ارائه خواهد شد.

۱. با توجه به آخرین داده‌های متغیر GDP در پورتال مرکز آمار ایران و به‌منظور ایجاد هماهنگی میان داده‌های متغیرهای مورد بررسی، بازه‌ی زمانی تحقیق حاضر، سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۷ در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

۲. مبانی نظری

با توجه به این که شاخص فلاکت، از جمع جبری دو متغیر نرخ تورم و نرخ بیکاری به دست می‌آید، بنابراین، به‌منظور بررسی چگونگی اثرگذاری متغیرهای توضیحی این تحقیق (تراز تجاری، تحریم‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و مالیات) بر شاخص فلاکت در استان‌های منتخب کشور، تأثیر این متغیرها را بر تورم و بیکاری و بر مبنای مطالعات داخلی و خارجی انجام‌گرفته مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این منظور، مدل پیشنهادی این تحقیق که از مطالعه گدا و همکاران[1] (۲۰۰۵) الهام گرفته شده است، با اعمال تعدیلاتی به صورت زیر معرفی می‌شود که در آن، مجموع نرخ‌های تورم و بیکاری به‌عنوان معیار کلی شاخص فلاکت، متغیر وابسته، تحریم‌های اقتصادی، متغیر مجازی و مالیات، تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری نیز متغیرهای مستقل مدل انتخابی را تشکیل می‌دهند:

$$LMI = c0 + c1\ MI(-1) + c2\ LGDP + c3\ LNX + c4\ LT + c5\ ES + U \quad (۱)$$

برای تبدیل توابع غیرخطی به خطی و تسهیل عملیات ریاضی برای رسیدن به رابطه مورد نظر، می‌توان از لگاریتم استفاده نمود (بشیری و کامران راد، ۱۳۹۰). با توجه به اینکه ضرایب متغیرهای مستقل دارای کشش هستند، استفاده از مدل لگاریتمی در کاهش احتمال مواجه شدن با ناهمسانی واریانس بسیار مؤثر است (ورهرامی و عبداللهی، ۱۳۹۴). مدل لگاریتمی معمولاً مشکل آماری مربوط به تغییر در واریانس جملات خطا را کاهش می‌دهد. لذا، انجام محاسبات با این فرم، سبب برازش بهتر مدل می‌شود. در واقع، قدرت توضیح‌دهندگی با این فرم بالاتر خواهد رفت. علاوه بر این، می‌توان با افزودن متغیرهای مجازی به سمت راست معادله تا حدودی امکان انعطاف در تصریح مدل را به وجود آورد (قلی زاده و همکاران، ۱۳۸۹). همچنین، تاباچنیک و فیدل[2] (۲۰۰۷) برای پیشرفت تبدیل داده‌ها، ریشه دوم، لگاریتم و ریشه دوم وارون را توصیه می‌کنند. به‌طور کلی،

1. Geda et al
2. Tabachnick and Fidell

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

وقتی داده‌ها نرمال نیستند، از روش‌های ریشه دوم، لگاریتم و وارونه کردن برای تبدیل داده‌ها استفاده می‌شود (کریمی، ۱۳۹۴).

مدل لگاریتمی در تحقیقات بسیاری توسط محققین مختلف داخلی و خارجی مورد استفاده قرار گرفته است که از آن میان می‌توان به مطالعات لاوایمی و فوو (۲۰۱۱)، کوهن و همکاران[1] (۲۰۱۴)، تاله و همکاران[2] (۲۰۱۷)، خانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، دادگر و نظری (۱۳۹۵)، شاه‌آبادی و قربانی گل‌پرور (۱۳۹۵) و شاه‌آبادی و حیدرخانی (۱۳۹۹) اشاره داشت. تحقیق حاضر نیز که به روش کتابخانه‌ای انجام گرفته، به‌منظور بررسی چگونگی اثرگذاری متغیرهای مذکور بر شاخص فلاکت، از شکل لگاریتمی استفاده نموده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مدل فوق، مدلی پویا است. مشکل اساسی که در تخمین این‌گونه مدل‌ها وجود دارد، این است که وقفه متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا ارتباط دارد که این مشکل، سبب می‌شود تخمین‌زننده OLS تورش‌دار و ناسازگار شود. همچنین، اثرات تصادفی تخمین‌زننده GLS در یک مدل پویا، تورش‌دار است. لذا، یکی از راه‌حل‌های معمول برای برطرف نمودن این مشکل، یک مرتبه تفاضل‌گیری از متغیرهای معادله و استفاده از تخمین‌زننده‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. بنابراین، در این مطالعه، از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته که توسط آرلانو و بوند[3] (۱۹۹۱) پیشنهاد شده و به صورت کامل‌تر توسط بلاندل و بوند[4] (۱۹۹۸) گسترش یافته، جهت کنترل درون‌زایی در تخمین مدل استفاده گردیده است. تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته در مطالعات تجربی اخیر، به‌خصوص مطالعات اقتصاد کلان و مالی به‌طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است. استفاده از این روش جهت تخمین مدل، مزیت‌های فراوانی دارد. استفاده از این تخمین‌زن جهت برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب است. تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته، با محاسبه تأخیر در مدل که به صورت وارد کردن متغیر وابسته با وقفه، به

1. Cohen et.al
2. Tule et.al
3. Arrellano and Bond
4. Blundell and Bond

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

عنوان متغیر توضیحی در مدل انجام می‌شود، کنترل بهتری بر درون‌زایی متغیرهای توضیحی مدل فراهم می‌کند.

در رابطه ۱، L نشانه استفاده از لگاریتم طبیعی ضرایب متغیرهای مدل است تا تفسیر آن‌ها به‌آسانی صورت پذیرد. زیرا فرم لگاریتمی، درصد تغییر متغیر وابسته را به ازای درصد تغییر در متغیر توضیحی نشان می‌دهد و علاوه بر اینکه ناهمسانی را کاهش می‌دهد، کشش را نیز اندازه‌گیری می‌کند. MI شاخص فلاکت و MI(-1) شاخص فلاکت در یک سال قبل یا همان متغیر وابسته با وقفه است که به عنوان متغیر توضیحی در سمت راست معادله ظاهر می‌شود. زیرا بسیاری از روابط اقتصادی پویا هستند و عامل زمان در تأثیر متغیرهای توضیحی بر آن‌ها نقش دارد. وقفه شاخص فلاکت نیز به دلیل کندی تعدیل در مدل وارد می‌شود تا آن دسته از تغییرات متغیرهای توضیحی که به صورت آنی بر آن اثر نمی‌گذارند و اثرگذاری آن‌ها نیازمند زمان است، در مدل منظور شده باشد (سوری، ۱۳۸۹). c0 عرض از مبدأ ویژه هر مقطع است و c_1 تا c_5 نیز ضرایب هر یک از متغیرهای مدل را تشکیل می‌دهند. U به‌عنوان جزء اخلال مدل در نظر گرفته می‌شود.GDP تولید ناخالص داخلی، NX تراز تجاری، ES تحریم‌های اقتصادی و T مجموع مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم هستند که در ادامه، به معرفی و بررسی چگونگی ارتباط هر یک از آن‌ها با متغیر وابسته می‌پردازیم:

مالیات: افزایش در قیمت تولیدات بخش‌های مختلف و ایجاد درآمد برای دولت، از نتایج مستقیم اخذ مالیات است. مالیات‌ها با انتقال منحنی عرضه کل[1] به سمت چپ، منجر به افزایش قیمت کالاها و خدمات می‌شوند که با توجه به واسطه‌ای یا نهایی بودن کالاها، این افزایش اثرات متفاوتی بر شاخص قیمت تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی خواهد داشت. این تفاوت‌ها به همین‌جا ختم نمی‌شود، بلکه با بالا بردن هزینه تولیدات بخش‌ها، سبب افزایش شاخص‌های قیمت بخش‌های اقتصادی دیگر نیز خواهند شد. با این حال، مالیات بر تولید بخش‌هایی که

1. Aggregate supply

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

محصولات آن‌ها عمدتاً به مصرف نهایی رسیده و یا به مصرف بخش‌هایی می‌رسند که ارتباط کمتری با دیگر بخش‌های تولیدی اقتصاد دارند، اثر محدودتری بر شاخص قیمت‌ها خواهد گذاشت. از سویی، افزایش سطح قیمت‌های ناشی از مالیات‌ها موجب کاهش درآمد واقعی مصرف‌کنندگان و در نتیجه، کاهش مصرف آن‌ها می‌شود. به این ترتیب، مالیات دارای اثرات انقباضی در اقتصاد خواهد بود. از سوی دیگر، مالیات‌ها که از منابع درآمدی دولت محسوب می‌شوند، می‌توانند سبب کاهش کسری بودجه و در نتیجه، مانع استفاده از سیاست‌های پولی انبساطی شوند. معمولاً درآمد حاصل از مالیات‌ها نیز در جهت تأمین مخارج دولت مورد استفاده قرار می‌گیرند. به این ترتیب، در یک جمع‌بندی کلی، در صورتی که دولت اقدام به اخذ مالیات از بخش‌های اقتصادی نماید، دریافت این مالیات سبب کاهش قدرت خرید خانوارها و کاهش مصرف آن‌ها می‌شود. در مقابل، زمانی که دولت مبالغ حاصل از اخذ مالیات‌ها را هزینه می‌کند، این سیاست دارای اثر انبساطی است که موجب افزایش در تقاضای کل[1] جامعه می‌شود. در کوتاه‌مدت، برآیند این دو اثر که دولت همه مالیات‌های دریافتی را هزینه می‌کند، از یک سو، تابع میزان کاهش مصرف خانوارها است که به عواملی چون میل متوسط به مصرف[2] و ترکیب هزینه‌های مصرفی آن‌ها وابسته است و از سوی دیگر، به ترکیب انواع هزینه‌های دولت و تأثیر آن‌ها بر اقتصاد بستگی خواهد داشت. بنابراین، در صورتی که برآیند اثرات انقباضی و انبساطی اعمال این سیاست منجر به افزایش تقاضای کل شود، منحنی تقاضای کل را به سمت راست انتقال می‌دهد. لذا، نتایج این سیاست از طریق تغییر در عرضه کل و تقاضای کل می‌تواند تورم، تولید حقیقی و سطح اشتغال جامعه را متأثر سازد (شریفی، ۱۳۹۰).

تحریم: اعمال جریمه‌های مالی و تجاری یک یا چند کشور علیه کشور هدف را تحریم اقتصادی[3] گویند که می‌تواند شامل ایجاد موانع تجاری، تعرفه‌ها[4]، اعمال محدودیت در معاملات مالی و ...

1. Aggregate demand
2. Average propensity of consumption
3 .E conomic sanction
4.Tariffs

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

باشد (حیدر[1]، ۲۰۱۷). هدف از اعمال تحریم‌ها، تغییر رفتار کشور هدف است. با این حال، اثر تحریم‌ها بسیار قابل بحث است و می‌تواند نتایج غیرعمدی نیز به دنبال داشته باشد (لی[2]، ۲۰۱۸). تحریم‌ها صرف‌نظر از موفقیت و شکست در دستیابی به اهداف اعمال آن، بر بخش‌های مختلف اقتصادی از قبیل تجارت، سرمایه‌گذاری، تورم، اشتغال و رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. لذا، به‌منظور سیاست‌گذاری‌های دقیق در این حوزه‌ها لازم است در کنار کانال‌های اثرگذاری، میزان اثرگذاری تحریم بر این بخش‌ها بر اساس مدل‌های کمی تا حد امکان مورد ارزیابی قرار گیرد (گرشاسبی و دیندارلو، ۱۳۹۵).

به‌منظور سهولت در بررسی اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر نرخ تورم، تحریم‌ها را به دو دسته مالی و نفتی تفکیک کرده‌ایم: ۱- تحریم‌های مالی با اثرگذاری بر اختلال در نقل‌وانتقال ارز، موجب افزایش قیمت ارز در بازار آزاد می‌شود. این افزایش منجر به تغییر در تعهدات ارزی بانک‌ها و نیاز به سرمایه در گردش بیشتر خواهد شد. از این رو، میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، اختلال در نقل‌وانتقال ارز، موجب محدودیت جریان منابع ارزی به داخل کشور می‌شود. در نتیجه این فرآیند، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش پیدا خواهد کرد. ۲- تحریم‌های نفتی نیز موجب کاهش میزان تولید نفت و صادرات آن می‌شود. کاهش درآمدهای نفتی، دولت را مجبور می‌کند به سراغ دریافت تنخواه از بانک مرکزی برای مقاصدی چون تأمین کالاهای اساسی رود. از این رو، میزان بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش پیدا می‌کند. افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی منجر به افزایش پایه پولی[3] و در نهایت، منجر به افزایش نقدینگی[4] می‌گردد که با توجه به وجود رابطه مستقیم بین نقدینگی و تورم، انتظار می‌رود افزایش نقدینگی باعث افزایش تورم شود (سادات اخوی و حسینی، ۱۳۹۶).

1. Haidar
2. Lee
3. Base of money
4. Liquidity

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

افراد زیادی تحت تأثیر تحریم‌های اقتصادی قرار می‌گیرند و از شرایط به وجود آمده آسیب می‌بینند. زیرا در این شرایط، فناوری تولید در راستای خودکفایی به سمت فناوری همراه با مهارت بالای نیروی انسانی حرکت می‌کند که این امر، منجر به تعدیل نیروی انسانی خواهد شد. برخی از سازوکارهای اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر بیکاری به این شرح است: ۱- همواره بخش نفت در اقتصاد کشور، نقش مسلط را ایفا کرده که این امر، موجب شده است که رونق و رکود[1] اقتصادی به میزان قابل توجهی تابع عملکرد آن باشد. بروز رکود در تولید و سرمایه‌گذاری از طریق افزایش بیکاری بر رفاه اجتماعی اثر نامطلوبی می‌گذارد. از سوی دیگر، کاهش درآمد نفت موجب کاهش درآمدهای بودجه عمومی می‌شود و توازن بودجه دولت را برهم می‌زند که نتیجه اجتناب‌ناپذیر آن، افزایش حجم پول و تورم است. با توجه به موارد فوق، می‌توان نتیجه گرفت که در ایران رشد تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال، تورم و در نتیجه رفاه اجتماعی به‌طور مستقیم از عملکرد بخش نفت تأثیر می‌پذیرد. ۲- با توجه به ساختار صنعت کشور و وابستگی به قطعات و کالاهای وارداتی، در دسترس نبودن این امکانات، به معنی صرف هزینه و فرصت بسیار زیادی خواهد بود. همچنین، به دلیل اینکه صادرات نفتی، بخش عمده‌ای از صادرات کشور را تشکیل می‌دهد و منبع مهم تأمین ارز کشور به شمار می‌رود، در اثر تحریم این بخش، درآمدهای ارزی کشور محدود خواهد شد که در نتیجه آن، تولیدکنندگان وابسته به مواد اولیه وارداتی با مشکل روبرو خواهند شد. لذا، به دلیل محدودیت در تخصیص ارز برای واردات، در گام‌های بعدی، تورم پدیده‌ای اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. نرخ تورم، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصاد کلان است، زیرا افزایش نوسانات آن، موجب کاهش قدرت پیش‌بینی نرخ تورم آینده از مسیر مختل کردن خاصیت علامت‌دهی قیمت‌های نسبی در اقتصاد خواهد شد که پیامدهای منفی بر تولید و اشتغال خواهد داشت. ۳- از دست دادن بازارهای جهانی[2] به واسطه اعمال تحریم‌ها، به از دست دادن حق ترانزیت منجر خواهد شد. همچنین، ایران برای جذب شرکت‌های غیرآمریکایی و

1. Downturn
2. Global markets

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

ترغیب آن‌ها به سرمایه‌گذاری در صنایع نفت، گاز و پتروشیمی خود، به‌رغم تحریم‌های آمریکا مجبور است هزینه‌های بیشتری بپردازد (بهروزی‌فر، ۱۳۸۳) و این در حالی است که رشد روزافزون نیروی کار و در نتیجه اشتغال آنان، نیاز به صرف هزینه و سرمایه‌های گزافی دارد. ۴- بزرگ‌ترین بخش درآمد یک کشور صادرکننده نفت، ناشی از فروش نفت است که با تحریم بانک مرکزی، این درآمد مسدود می‌شود. در این صورت، سرمایه‌گذاری در بخش اشتغال بسیار کاهش خواهد یافت (آماده و همکاران، ۱۳۹۳).

در مطالعات انجام‌گرفته در خصوص تأثیر تحریم‌ها بر تورم و بیکاری، می‌توان به پژوهش قربانی دستجردی و همکاران[1] (۲۰۱۸)، با نام ارتباط بین تحریم‌ها و تورم: مطالعه موردی کشور ایران اشاره کرد که برای این منظور، به ایجاد شاخص تحریم‌های مالی و زمانی پرداختند. نتایج این تحقیق، نشان داد زمانی که اقتصاد ایران، تحریم‌های آزاد یا سبک را تجربه می‌کند، تورم کاهش می‌یابد. در حالی که تحریم‌های سنگین، باعث ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز و بازار و افزایش فاصله بین نرخ بازار و نرخ‌های رسمی ارز خواهد شد. به‌علاوه، تحریم‌های اقتصادی باعث افزایش نرخ تورم و تورم انتظاری در بین مردم می‌گردد. همچنین، توزووا و قیوم[2] (۲۰۱۵)، در مقاله وفور نفت جهانی و تحریم‌ها: تأثیر بر روسیه، با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۹ و روش خودرگرسیون برداری (VAR) به بررسی اثر قیمت نفت و تحریم‌ها بر اقتصاد روسیه پرداختند. در این تحقیق، جهت ارزیابی اثر تحریم‌ها، از متغیر مجازی استفاده شده است. نتایج حاصله، نشان داد تغییرات قیمت نفت و تحریم‌ها بر متغیرهای مورد بررسی (نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و GDP) اثرگذار بوده است. پورشهابی و دهمرده[3] (۲۰۱۴) نیز در پژوهشی با عنوان اثر تحریم‌ها و حملات سفته‌بازی بر تورم، با استفاده از رویکرد FMOLS دریافتند که حملات

1. Ghorbani Dastgerdi et al
2. Tuzova and Qayum
3. Pourshahabi and Dahmardeh

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

سفته‌بازی تأثیر مثبت بر تورم دارد، اما تحریم‌ها به‌طور غیرمستقیم از طریق حملات سفته‌بازی، رکود و بیکاری، بحران ارزی، تورم انتظاری و غیره بر نرخ تورم اثرگذار هستند.

تولید ناخالص داخلی: کشورهای درحال‌توسعه[1] به دلیل فشار جمعیت و مهاجرت روستاییان به شهرها و عدم رشد موزون مشاغل با جمعیت در شهرها، همواره با مشکل مازاد نیروی کار[2] و فراوانی جمعیت فعال و در سن کار روبرو هستند که ناتوانی در ایجاد فرصت‌های شغلی متناسب با آهنگ رشد جمعیت فعال، معضل بیکاری در این جوامع را تشدید کرده است. لذا، انتظار می‌رود تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر نرخ بیکاری، رابطه‌ای معکوس با این متغیر داشته باشد، به‌گونه‌ای که کاهش GDP منجر به افزایش نرخ بیکاری گردد. بدیهی است که هرچه توان تولیدی یک کشور بالاتر رود، سطح اشتغال در آن کشور به اشتغال کامل نزدیک‌تر می‌شود و نرخ بیکاری، هرچند با وقفه، کاهش می‌یابد (امینی و مراد زاده، ۱۳۹۴). از طرفی، تولید ناخالص داخلی بر تورم نیز تأثیرگذار است که در این خصوص، نظریات متفاوتی وجود دارد. برخی معتقد هستند با افزایش تولید، با توجه به افزایش عرضه کالا در بازار، به‌منظور افزایش تقاضا و فروش کالاهای عرضه شده، سطح قیمت کالاها کاهش خواهد یافت (نقوی و شاهنوشی، ۱۳۹۴). این در حالی است که عده‌ای دیگر مانند ساختارگرایان[3]، بر این باور هستند که به دنبال افزایش نرخ رشد اقتصادی، یک افزایش مداوم در سطح عمومی قیمت‌ها ایجاد می‌شود. یعنی طرفداران این نظریه، تورم را غیرقابل تفکیک از رشد اقتصادی می‌دانند (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵).

در برخی از مطالعات انجام گرفته نیز به بررسی اثر تولید و درآمد بر شاخص فلاکت پرداخته شده است. به عنوان نمونه، لمسو سماکوش (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای با نام تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص فلاکت در ایران، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ نشان داد

1. Developing countries
2. Labor surplus
3. Structuralisms

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

نقدینگی و مخارج دولت اثر مثبت و معنادار و درآمد سرانه اثر منفی و معنادار بر شاخص فلاکت در ایران دارد. ولی نرخ ارز حقیقی اثر معناداری بر شاخص فلاکت در ایران ندارد. در مطالعه‌ای دیگر، علیزاده کوشکوهی (۱۳۹۴) در تحقیق خود با عنوان اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص فلاکت در اقتصاد ایران، نشان داد متغیرهای ضریب جینی، درآمد سرانه و رشد اقتصادی بر نرخ فلاکت تأثیر مثبت می‌گذارند که در میان آن‌ها، ضریب جینی بیشترین اثر را بر نرخ فلاکت دارد و بیشترین توضیح‌دهندگی خطای پیش‌بینی را بیان می‌کند.

تراز تجاری: تفاوت بین ارزش پولی صادرات و واردات یک کشور در دوره زمانی مشخص را تراز تجاری، تراز بازرگانی و یا خالص صادرات گویند (اسولیوان و شفرین[1]، ۲۰۰۳). واضح است که یکی از مهم‌ترین مشکلات کشورهای درحال‌توسعه و اقتصادهای در حال گذار، تک‌محصولی بودن اقتصاد آن‌ها و به‌ویژه وابستگی آن‌ها به مواد خام و اولیه[2] است که این امر، می‌تواند باعث ایجاد پیامدهای منفی ناگواری بر ساختار سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی این کشورها شود. بدیهی است در چنین شرایطی، سیاست توسعه صادرات می‌تواند مورد توجه برنامه‌ریزان کلان اقتصادی قرار گیرد تا با دستیابی به بازارهای خارجی، امکان استفاده از ظرفیت‌های کامل و تولید با مقیاس اقتصادی را فراهم سازد که این امر، کاهش هزینه‌های تولیدی و تأمین منافع مصرف‌کننده داخلی را از طریق دستیابی به کالاها با قیمت‌های پایین‌تر به دنبال دارد. صادرات، پس از سرمایه‌گذاری، بیشترین اثر را بر تولید و پس از مخارج دولت، بیشترین اثر را بر اشتغال‌زایی در کشور دارد (عسکری و همکاران، ۱۳۹۲). از سوی دیگر، واردات می‌تواند موجب کاهش تولید شود و با توجه به اینکه تابع تقاضا برای نهاده‌های تولید از جمله نیروی کار، مستقیماً از تابع تولید یا شرایط عمومی تولید حاصل می‌گردد (طبیبیان، ۱۳۷۹)، افزایش بیکاری می‌تواند پدیده‌ای مورد انتظار باشد. به بیان کامل‌تر، تراز تجاری از طریق تغییر تقاضای کل، هم بر بیکاری و هم بر تورم اثرگذار است. مازاد تراز تجاری با افزایش تقاضای کل و انتقال منحنی آن به سمت

1. O'Sullivan and Sheffrin
2. Input

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

راست، سطح تولید را افزایش می‌دهد. با افزایش تولید، تقاضای نیروی کار افزایش و بیکاری کاهش پیدا می‌کند. همچنین، فشار تقاضای ایجادشده ناشی از افزایش تراز تجاری، از عوامل افزایش‌دهنده سطح عمومی قیمت‌ها است. با استدلالی مشابه، کسری تراز تجاری منجر به کاهش تقاضای کل و انتقال منحنی آن به سمت چپ می‌گردد که نقطه تعادلی جدید، بیانگر کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش سطح تولید و به‌تبع آن، کاهش میزان تقاضای نیروی کار و افزایش نرخ بیکاری خواهد بود.

بارو و گوردون[1] (۱۹۸۳)، معتقد هستند در یک اقتصاد باز، فشار برای افزایش قیمت‌ها می‌تواند از طریق واردات و در نتیجه، توسط تغییر در تراز پرداخت‌ها کاهش یابد. به بیان دیگر، هرچه اقتصاد بازتر باشد، میزان تغییر در تراز پرداخت‌ها برای از بین بردن فشار تورمی بیشتر خواهد بود. لذا، انتظار می‌رود در اقتصادهای بازتر، تورم کمتری وجود داشته باشد. این استدلال برای یکی از شاخص‌های تأثیرگذار بر فلاکت یعنی تورم بود. در متون تجارت بین‌الملل، نظریات متعددی با استفاده از تفاوت در فراوانی مطلق و نسبی عوامل تولید، تفاوت تکنولوژیک، تجارت استراتژیک، تجارت درون‌صنعتی و بین صنعتی برای توضیح علت تجارت و جریان تجاری میان کشورها شکل گرفته است. اصلی‌ترین نظریه سنتی که به بررسی ارتباط بین تجارت و قیمت نسبی کالاها و قیمت نسبی عوامل تولید در بین کشورها می‌پردازد، نظریه هکچر و اوهلین[2] است. در ساده‌ترین حالت، طبق نظریه هکچر و اوهلین، هر کشور کالایی را صادر می‌کند که در تولید آن، از عامل فراوان‌تر تولید به‌طور نسبی استفاده بیشتری شده باشد. بنابراین، تجارت باعث افزایش قیمت نیروی کار در کشورهایی خواهد شد که دارای فراوانی نسبی نیروی کار هستند (کشورهای درحال‌توسعه) و تولید کالایی که به‌طور نسبی از عامل کمیاب‌تر تولید بیشتر استفاده می‌کند، کاهش می‌یابد. در نهایت، تمایل به سمت برابرسازی جزئی قیمت عوامل تولید در دو کشور، به

1. Barro and Gordon
2. Heckscher and Ohlin

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

کاهش قیمت عامل کمیاب‌تر نسبت به قیمت عوامل فراوان‌تر تولید منجر خواهد شد. لذا، انتظار می‌رود در بلندمدت، با افزایش تجارت و باز بودن اقتصاد یک کشور اشتغال نیز افزایش یابد.

۳. پیشینه تحقیق

دادگر و نظری (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر جرم و جنایت در ایران، با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و همچنین الگوی تصحیح خطا (ECM)، به بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر سرقت و قتل در ایران بین سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۳ در یک مدل نیمه‌لگاریتمی پرداخته و نتیجه گرفتند که ضرایب تابع جرم و جنایت در ایران باثبات است. لذا، سیاست‌گذاران به‌منظور کاهش جرم و جنایت، بهتر است کاهش شاخص فلاکت را در دستور کار خود قرار دهند.

صمدی (۱۳۹۲)، در مقاله تورم، بیکاری و جرائم اقتصادی، با ارائه یک مدل خطی ساده برای بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۶۴ در ایران، با استفاده از آزمون‌های کرانه‌های پسران و همکاران و هم‌جمعی یوهانسن ـ جوسلیوس و روش باردسن برای بررسی رابطه درازمدت و کوتاه‌مدت و آزمون علیت هولمز و هوتون برای بررسی رابطه علی، نتیجه گرفت تورم فقط در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر جرائم اقتصادی دارد. در حالی که بیکاری در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در درازمدت تأثیر منفی بر آن گذاشته است. شاخص فلاکت نیز در هر دو بازه زمانی کوتاه‌مدت و درازمدت تأثیر مثبت و معناداری بر جرائم اقتصادی داشته است. از طرفی، شاخص فلاکت و جرائم اقتصادی دارای رابطه علی دوطرفه‌ای با هم هستند.

افقه و منصوری (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی ارتباط و تأثیر جرائم اخلاقی و اقتصادی بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران با روش MIMIC، در یک مدل خطی ساده طی بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۳ که جامعه آماری آن را کشور ایران تشکیل می‌دهد، نتیجه می‌گیرند افزایش جرائم اخلاقی پنهان موجب افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی خواهد شد. افزایش جرائم فساد اداری و طلاق، افزایش شاخص فلاکت و بی‌سوادی مهم‌ترین علل افزایش جرائم اخلاقی پنهان هستند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

افزایش فساد اداری، طلاق، شاخص باز بودن اقتصاد، بی‌سوادی، حجم دولت و درآمد سرانه نیز مهم‌ترین عوامل رشد اقتصاد زیرزمینی می‌باشند.

خانزادی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با نام بررسی و تحلیل اثرات نامتقارن شوک‌های درآمدهای نفتی بر شاخص فلاکت در ایران با روش تصحیح خطای برداری، به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمدهای نفتی بر شاخص فلاکت در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۰ در یک مدل لگاریتمی پرداخته و نشان دادند شوک‌های مثبت و منفی درآمدهای نفتی اثر معنادار و منفی بر شاخص فلاکت دارند. در حالی که روند بلندمدت درآمدهای نفتی، مخارج دولت، نرخ رشد جمعیت و شاخص باز بودن تجاری دارای رابطه مثبت و معنادار با شاخص فلاکت هستند.

دادگر و نظری (۱۳۹۵)، هدف مقاله خود با عنوان بررسی جرم و جنایت در ایران با استفاده از چند الگوی اقتصادی را بررسی جرم و جنایت در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳ از طریق برخی الگوهای اقتصادی مانند منحنی کوزنتس و شاخص فلاکت می‌دانند. برای این منظور، از داده‌های مربوط به سرقت و قتل عمد به‌عنوان متغیرهای جرم در کنار رشد اقتصادی و شاخص فلاکت، در یک مدل لگاریتمی استفاده نمودند که نتایج، نشان از رابطه معنادار بین جرم و جنایت در ایران با تورم، بیکاری و رشد اقتصادی دارد.

سلاطین و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر بازارهای مالی بر شاخص فلاکت: رهیافت داده‌های تلفیقی، با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته در گروه کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۳ نتیجه گرفتند نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس به‌عنوان شاخص بازار سرمایه، تأثیر معناداری بر شاخص فلاکت در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط ندارد. ولی اعتبارات داخلی تأمین شده در بخش خصوصی از طریق نظام بانکی به‌عنوان شاخص بازار پول، تأثیر معنادار و منفی بر شاخص فلاکت در گروه کشورهای مورد بررسی دارد.

شاه‌آبادی و قربانی گل‌پرور (۱۳۹۵)، در مقاله تأثیر شاخص فلاکت بر هزینه‌های سلامت در ایران، با استفاده از روش کم‌ترین مجذورات معمولی (OLS) و مدل لگاریتمی طی سال‌های

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

۱۳۹۰-۱۳۵۰ در جامعه آماری کشور ایران، نتیجه گرفتند متغیرهای نابرابری درآمد، آموزش و شاخص فلاکت اثر معنادار و منفی و متغیرهای اندازه دولت، نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه اثر معنادار و مثبت بر هزینه‌های سلامت در ایران دارد.

راسخی و محمدی (۱۳۹۶)، در پژوهشی با عنوان اثر گردشگری بر توزیع درآمد در کشورهای دی هشت، از داده‌های تابلویی مجموعه کشورهای گروه دی هشت طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ در یک مدل خطی ساده استفاده نموده و نتیجه گرفتند توسعه گردشگری و باز بودن تجارت اثر مثبت و معنادار بر توزیع درآمد دارند و شاخص فلاکت و بحران اقتصاد جهانی، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهند.

نادمی و همکاران (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان مدل‌سازی اقتصادسنجی تأثیر تحریم‌ها بر بازار ارز و مکانیسم انتقال آن به متغیرهای اقتصاد کلان ایران، به دنبال مدل‌سازی آثار مستقیم تحریم‌ها بر بازار ارز ایران و تأثیر سرریز آن بر متغیرهای تورم و بیکاری در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ هستند. بدین منظور، از طیف متنوعی از مدل‌های اقتصادسنجی شامل مدل‌های ARMAX، GARCHو مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تحقیق، نشان داد تحریم‌ها سه اثر مستقیم بر بازار ارز دارند که عبارتند از: افزایش نرخ ارز، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد و افزایش نوسانات نرخ ارز. همچنین، نتایج برآورد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نشان داد تحریم‌ها به‌طور غیرمستقیم از طریق بازار ارز بر تورم و بیکاری اثر افزایشی داشته‌اند. به عبارت دیگر، افزایش شکاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد، افزایش نوسانات نرخ ارز و افزایش نرخ ارز واقعی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر هر دو نرخ بیکاری و تورم داشته‌اند.

سلیمانی مقام و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی با نام تأثیر شاخص فلاکت بر میزان ارتکاب جرائم در استان‌های ایران، به بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر میزان ارتکاب جرم سرقت در ۳۰ استان کشور در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۷ با استفاده از روش پنل گشتاورهای تعمیم‌یافته در یک مدل خطی ساده پرداخته و نتیجه گرفتند شاخص فلاکت اثر مثبت بر ارتکاب جرم سرقت دارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

شاه‌آبادی و حیدرخانی (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر شاخص فلاکت در کشورهای منتخب، با رویکرد داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در یک مدل لگاریتمی، به بررسی تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر شاخص فلاکت در دو گروه از کشورهای منتخب واقع در سطح توسعه ماقبل نوآورمحوری و نوآورمحور در دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۸ می‌پردازند که نتایج، نشان می‌دهد تمامی مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان شامل مشوق‌های اقتصادی و رژیم نهادی، سیستم ابداع و نوآوری، آموزش و توسعه منابع انسانی و زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات با ضرایب متفاوت و در سطح اطمینان مختلف بر فلاکت اقتصادی در هر دو گروه از کشورهای منتخب، اثر معنادار و منفی دارند. به‌علاوه، تأثیر متغیرهای کنترلی رشد جمعیت و فراوانی منابع طبیعی بر شاخص فلاکت در کشورهای منتخب ماقبل نوآورمحوری مثبت و معنادار و در کشورهای نوآورمحور فاقد معناداری آماری است. همچنین، تأثیر باز بودن اقتصاد بر شاخص فلاکت در هر دو گروه از کشورهای منتخب، منفی و معنادار است.

کریمی و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله بررسی اثر زمانی و شدت تحریم‌های سازمان ملل و ایالات متحده بر شاخص فلاکت کشورهای هدف، با استفاده از داده‌های ترکیبی نامتوازن جدید و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته در یک مدل ساده خطی، نتیجه می‌گیرند که در ارتباط با تأثیر تحریم‌ها بر شاخص فلاکت، اثر زمانی وجود ندارد. به عبارت دیگر، گذشت زمان بر افزایش یا کاهش اثر تحریم‌ها بر شاخص فلاکت اثرگذار نیست. همچنین، تحریم‌های شدید سازمان ملل و تحریم‌های خفیف و شدید ایالات متحده، تأثیر معنادار و مثبت بر شاخص فلاکت دارند.

کشورهای توسعه‌یافته و حتی بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، به دلیل موفقیت چشمگیر در کنترل تورم و بیکاری، کم‌تر با مشکل فلاکت اقتصادی مواجه بوده‌اند. از این رو، در این کشورها فلاکت اقتصادی کم‌تر موضوع مطالعه بوده است. با این حال، در ادامه، برخی از معدود پژوهش‌های خارجی انجام گرفته در این زمینه را مرور می‌کنیم.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

ولسچ[1] (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای تحت عنوان اقتصاد کلان و رضایت از زندگی: بازنگری شاخص فلاکت، به بررسی ارتباط بین وضعیت اقتصاد کلان و سطح رضایت‌مندی افراد از جامعه پرداختند که بدین منظور، از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و مدل حداکثر درستنمایی برای برآورد داده‌ها استفاده گردید. در نهایت، نتایج این تحقیق نشان داد مردم بیش از همه، به تغییر متغیرهای رشد اقتصادی و اشتغال واکنش نشان می‌دهند.

تانگ و لین (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با نام شواهد جدیدی از تأثیر شاخص فلاکت بر جرائم، به بررسی رابطه بین شاخص فلاکت و میزان جرم و جنایات در آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ پرداختند که نتایج نشان از رابطه مثبت بین شاخص فلاکت و میزان جرم در این کشور دارد. همچنین، نتایج آزمون علیت گرنجر، نشان می‌دهد شاخص فلاکت عامل افزایش میزان جرم در آمریکا است.

نیتزان و بیچلر (۲۰۰۹)، در تحقیقی با نام قدرت سرمایه: مطالعه موردی سفارش و سفارش‌دهنده، ارتباط منفی بین شاخص فلاکت و ادغام شرکت‌ها در آمریکا از سال ۱۹۳۰ پیدا کردند. در این تئوری، رکود تورمی[2] شکلی از به‌هم‌ریختگی اقتصاد سیاسی است که توسط شرکت‌ها جهت تبعیض در مالکیت به کار گرفته می‌شود و فرصت مناسبی برای آن‌ها به وجود می‌آورد تا شرکت‌های دیگر را از بازار بیرون کنند.

ازکان و آسیکالین (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با نام ارتباط شاخص فلاکت و بازی‌های شانسی، با استفاده از آزمون جمعی یوهانسون و علیت گرنجر در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۵ نتیجه گرفتند گرایش افراد به انجام بازی‌های قمار با افزایش شاخص فلاکت افزایش می‌یابد.

با مروری بر مطالعات داخلی و خارجی مذکور، به تفاوت پژوهش حاضر و پژوهش‌های صورت گرفته در بررسی استانی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص فلاکت و نیز بررسی تأثیر مالیات و تراز تجاری بر آن پی می‌بریم.

1. Welsech
2. Stagflation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

٤. برآورد مدل

٤-۱. روش تحقیق

از آنجا که در مدل فوق، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با الگوی داده‌های پویا مواجه هستیم که فرم کلی آن‌ها به صورت زیر است:

$$Yit=\alpha Yi(t-1)+\beta X'it+\mu i+\varepsilon it \qquad (۲)$$

که در آن Yit متغیر وابسته، X′it بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به کار می‌روند، μi عامل خطای مربوط به مقاطع و εit عامل خطای مقطع i ام در زمان t است.

هنگامی که در مدل داده‌های تابلویی، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست و باید به روش‌های برآورد دومرحله‌ای 2SLS اندرسون و هسیائو یا گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM آرلانو و باند متوسل شد. ماتیاس و سوستر معتقد هستند برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. لذا روش GMM دومرحله‌ای توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله زیر:

$$Yit-Yi(t-1)=\alpha(Yit-1-Yit-2)+\beta(X'it-X'it-1)+(\varepsilon it-\varepsilon it-1)(۳) \qquad (۳)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon it\varepsilon is]=0 \text{ for } i=1,\ldots,N \text{ and } s\neq t \qquad (۴)$$

و حالات اولیه *Yit* از قبل تعیین شده هستند:

$$E[Yit\varepsilon it]=0 \text{ for } i=1,\ldots,N \text{ and } t\geq 2 \qquad (۵)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Yit(\varepsilon it-\varepsilon it-1)]=0 \text{ for } i=3,\ldots,T \text{ and } s\geq 2 \qquad (۶)$$

یعنی ابتدا تفاضل‌گیری انجام می‌شود تا به این ترتیب، بتوان اثرات مقاطع یا μi را از الگو حذف نمود. سپس، از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

کوواریانس استفاده می‌شود. به بیان دیگر، روش فوق با ایجاد متغیرهای ابزاری، امکان برآوردهای سازگار و بدون تورش را فراهم می‌کند. در روش GMM ارائه شده به وسیله آرلانو و باند، از متغیر وابسته به عنوان ابزار استفاده می‌شود. اما بلوندل و باند نشان دادند که وقفه متغیرها در سطح ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند، تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد دادند که رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته، طبق فروضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که از طریق دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند، آرلانو و بوور و بلوندل و باند آزمون می‌شود. اولی، آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی، آزمون همبستگی سریالی است که به‌وسیله آماره M2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون، شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها را فراهم می‌کند.

٤-۲. آزمون نرمال بودن متغیرها

برای اجرای روش‌های آماری و محاسبه آماره آزمون مناسب و استنتاج منطقی درباره فرضیه‌های پژوهش مهم‌ترین عمل قبل از هر اقدامی، انتخاب روش آماری مناسب برای پژوهش است. برای این منظور، آگاهی از توزیع داده‌ها از اولویت اساسی برخوردار است.

در این تحقیق، برای بررسی این موضوع، از آزمون جارک برا[1] استفاده شده است. با توجه به میزان احتمال آماره که مقدار ۰/۳۴ را نشان داده و بزرگ‌تر از ۵٪ است، فرضیه صفر که حاکی از نرمال بودن توزیع داده‌ها است تأیید می‌شود.

1. Jarque Bera test

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

٤-۳. آمار توصیفی

هنگامی که توده‌ای از اطلاعات کمی برای تحقیق گردآوری می‌شود، ابتدا سازمان‌دهی و خلاصه کردن آن‌ها به طریقی که قابل درک و ارتباط باشند ضروری است. روش‌های آمار توصیفی به همین منظور به کار برده می‌شوند. غالباً، اولین و مفیدترین قدم در سازمان‌دهی داده‌ها، مرتب کردن داده‌ها بر اساس یک ملاک منطقی و سپس استخراج شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است. در یک جمع‌بندی، با استفاده مناسب از روش‌های آمار توصیفی می‌توان دقیقاً ویژگی‌های یک دسته از اطلاعات را بیان کرد. آمار توصیفی همیشه برای تعیین و بیان ویژگی‌های اطلاعات پژوهش‌ها به کار برده می‌شود.

اکنون آمار توصیفی متغیرهای مربوط به استان‌های مورد مطالعه را بررسی می‌کنیم:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

	LGDP	LT	LNX	LMI
میانگین	۱۲۲۹۳۵/۶	۳۳۰۸/۲۶۸	۳۷۵/۲۲۶	۳۱/۵۱۴
میانه	۱۱۰۳۲۲/۸	۲۳۹۱/۸۵	۲۶۳/۲۵	۲۹/۰۵
ماکسیمم	۳۰۰۴۴۱	۱۴۲۰۲/۲	۱۳۸۹/۲	۵۳/۸
مینیمم	۳۳۶۳۳/۹	۶۲۳/۶	۱۱/۹	۱۶/۷
انحراف معیار	۶۸۵۹۵/۷۱	۳۳۱۸/۵۲۶	۳۸۱/۵۶۷۲	۱۰/۲۵۲۱۱
چولگی	۰/۷۵۴۰۳۱	۲/۲۱۳۳۸۹	۱/۱۰۹۸۷۶	۰/۴۷۷۹۳
کشیدگی	۲/۷۸۶۹۸	۷/۳۹۵۲۶	۳/۳۰۸۹۸۵	۲/۰۶۲۴۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

میانگین، به‌عنوان اصلی‌ترین شاخص مرکزی، شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها، نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است که مقدار آن برای متغیر شاخص فلاکت برابر **۳۱/۵۱۴** است. از دیگر شاخص‌های مرکزی، میانه است که توصیف‌کننده وضعیت جامعه است و نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. مقدار میانه برای متغیر شاخص فلاکت برابر با **۲۹/۰۵** است. به‌طور کلی، پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین هستند. از مهم‌ترین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که مقدار آن برای متغیر شاخص فلاکت ۱۰/۲۵ به دست آمد. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. اگر ضریب چولگی صفر باشد، جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه این ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر ضریب منفی باشد چولگی به چپ دارد. مقدار ضریب چولگی شاخص فلاکت، عددی مثبت به دست آمد که نشان می‌دهد توزیع نرمال و دارای کمی چولگی به راست است. میزان کشیدگی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی می‌نامند. اگر کشیدگی حدود صفر باشد، منحنی فراوانی از لحاظ کشیدگی وضع متعادل و نرمالی دارد. اگر این مقدار مثبت باشد منحنی برجسته و اگر منفی باشد منحنی پهن است. برجستگی برای تمام متغیرهای این تحقیق مثبت بود.

٤-٤. آزمون هم‌انباشتگی

ایده اصلی در تجزیه‌وتحلیل هم‌انباشتگی، آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی متغیرهای مدل، مانا و بدون روند تصادفی باشد (مهرآرا و کیخا، ۱۳۸۷). با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی، این روابط بلندمدت کشف می‌شوند. به عبارت دیگر، در صورت صحیح بودن یک نظریه اقتصادی و ارتباط مجموعه‌ای از این متغیرها انتظار داریم که ترکیبی از این متغیرها در بلندمدت ایستا و بدون روند باشند. مانند سری‌های زمانی، بررسی وجود هم‌انباشتگی متغیرها در داده‌های پانلی نیز دارای اهمیت است. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر مقطع به صورت جداگانه است. این آزمون‌ها، حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰).

فروض انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی به صورت زیر است:

$$H0: \gamma<0 \qquad (۷)$$

$$H1: \gamma=0 \qquad (۸)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

فرضیه‌های (۷) و (۸) به ترتیب، عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها در تمام مقاطع و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها را نشان می‌دهند.

در مورد الگوی این تحقیق، از آزمون کائو استفاده و نتایج زیر حاصل شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

Prob	T-Statistic
۰	-۴/۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۲، نشان می‌دهد مدل مد نظر، مطابق روش آزمونی Kao Residual Cointegration Test هم‌انباشته است. لذا، می‌توان گفت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل، رابطه بلندمدت وجود دارد.

٤-۵. برآورد الگو

جدول ۳. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM)

متغیر	مقدار آماره	ضریب تخمین	p-value
MI(-1)	۲/۴۳	۰/۰۷۶	۰/۰۲
GDP	۲/۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵
T	-۹/۴	-۰/۰۰۶	۰
NX	۲/۱۸	۰/۰۰۸	۰/۰۳۷۱
ES	۵/۶۱	۴/۲۴	۰
آزمون تشخیصی			
نام آزمون		p-value	
AR(1)		۰/۳۰۴۹	
AR(2)		۰/۰۸۸۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از ۱ مانند AR(2) نشانگر نبود شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر است. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول، برای حذف اثرات ثابت، در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه ۲ نباشد. بدین منظور، لازم است ضریب خودرگرسیونی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

مرتبه دوم AR(2) معنادار نباشد. نتایج به دست آمده احتمال AR(2) را بزرگ‌تر از ۵٪ نشان می‌دهد که به معنی معنادار نبودن ضریب خودرگرسیونی است.

٤-٦. تحلیل ضرایب رگرسیون

نتایج به دست آمده از جدول فوق، به صورت زیر خلاصه می‌شود:

- همان‌طور که انتظار می‌رفت، ضریب کشش ۴/۲۴ تحریم‌ها، نشان از تأثیر معنادار و مثبت این متغیر مجازی بر شاخص فلاکت دارد. تحریم‌های اقتصادی با افزایش هزینه‌های تولید و اثرگذاری معکوس بر عرضه کل، منجر به افزایش تورم و کاهش تولید می‌شود که کاهش سطح تولید، کاهش تقاضای نیروی کار و افزایش بیکاری را به دنبال دارد. قاعدتاً با افزایش هر دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ تورم، شاخص فلاکت نیز افزایش خواهد یافت که نتایج به دست آمده با نتایج تحقیق پورشهابی و دهمرده (۲۰۱۴)، نادمی و همکاران (۱۳۹۶) و کریمی و همکاران (۱۴۰۰) مطابقت دارد.
- ضریب کشش GDP نیز برابر با ۰/۰۰۰۱ بوده که بیانگر تأثیر معنادار و مستقیم تولید ناخالص داخلی روی شاخص فلاکت در استان‌های مذکور است. طبق مبانی نظری ارائه شده، افزایش GDP منجر به کاهش بیکاری می‌شود، ولی در مورد تأثیر آن بر نرخ تورم، نظرات متفاوتی وجود دارد که با توجه به نتایج حاصله، نظریه ساختارگرایان مبنی بر افزایش نرخ تورم به دنبال افزایش GDP مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین، بیشتر بودن قدر مطلق درصد تغییرات نرخ تورم نسبت به قدر مطلق تغییرات نرخ بیکاری محتمل است، یعنی $|\%\Delta U| < |\%\Delta P|$. شاید عمده تولیدات در استان‌های مورد بررسی، در بخش‌هایی صورت گرفته باشد که فاقد مزیت بوده‌اند. به عنوان مثال، ممکن است بیشترین سهم تولید در استان‌های مورد بررسی، به بخش صنعت اختصاص داشته باشد، در حالی که شاید صرفه اقتصادی، در تولیدات مربوط به بخش یا بخش‌های دیگر مثلاً خدمات یا کشاورزی باشد. همچنین، وجود انحصار در بخش‌های مختلف تولیدی و تأثیر آن بر افزایش تورم و بیکاری، می‌تواند از دیگر دلایل

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

ارتباط مستقیم GDP و شاخص فلاکت باشد. نتایج به دست آمده در این قسمت با پژوهش علیزاده کوشکوهی (۱۳۹۴) مطابقت دارد.

- ضریب ۰/۰۰۶- مالیات، بیان‌کننده تأثیر معنادار و منفی این متغیر بر شاخص فلاکت است. مالیات به عنوان یک سیاست انقباضی در اقتصاد کلان شناخته شده است که افزایش آن باعث کاهش مصرف و در نتیجه، کاهش سطح تقاضای کل می‌گردد. با کاهش تقاضای کل، تورم و تولید کاهش می‌یابند که به دنبال کاهش سطح تولید، تقاضای نیروی کار کاهش و در نتیجه بیکاری افزایش پیدا می‌کند. تأثیر معکوس مالیات بر شاخص فلاکت در این مطالعه، احتمالاً نشان‌دهنده درصد تغییر بیشتر در قدر مطلق نرخ تورم نسبت به قدر مطلق تغییرات نرخ بیکاری در استان‌های مورد مطالعه خواهد بود، یعنی $|\%\Delta U| < |\%\Delta P|$. به عنوان مثال، وقتی میزان مالیات‌های دریافتی افزایش پیدا می‌کند، کاهش قدر مطلق نرخ تورم بیشتر از افزایش نرخ بیکاری است که در این شرایط، شاخص فلاکت کاهش پیدا می‌کند.
- متغیر تراز تجاری نیز با ضریب ۰/۰۰۸ تأثیر مستقیم و معنادار بر شاخص فلاکت دارد. با افزایش میزان تراز بازرگانی، سطح تقاضای کل افزایش و به تبع آن تورم، تولید و تقاضای نیروی کار افزایش و بیکاری کاهش پیدا می‌کند. تأثیر مثبت خالص صادرات بر شاخص فلاکت در این تحقیق، می‌تواند نشان از درصد تغییر بیشتر قدر مطلق نرخ تورم نسبت به قدر مطلق تغییرات نرخ بیکاری در استان‌های یاد شده باشد، یعنی $|\%\Delta U| < |\%\Delta P|$. به عنوان مثال، وقتی میزان تراز بازرگانی افزایش می‌یابد، افزایش نرخ تورم بیشتر از قدر مطلق کاهش نرخ بیکاری خواهد بود که در این شرایط، شاخص فلاکت افزایش پیدا می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

شاخص فلاکت، از شاخص‌های اقتصادی پرکاربرد در مطالعات اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شود. افزایش نرخ این شاخص، بیانگر وجود وضعیت رکود تورمی در جامعه است که اثرات قابل توجهی بر رفاه جامعه خواهد داشت. بنابراین، بررسی و توجه بیشتر به این شاخص و شناخت عوامل مؤثر بر آن، از اهمیت زیادی برخوردار است. در این پژوهش، شاخص فلاکت

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

که از جمع جبری متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری به دست می‌آید متغیر وابسته، تحریم‌های اقتصادی متغیر مجازی و مالیات، تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری نیز متغیرهای مستقل می‌باشند. با توجه به مبانی نظری ارائه شده در این تحقیق، به‌منظور بررسی تأثیر داده‌های پنل متغیرهای مستقل و مجازی بر متغیر وابسته، از مدل لگاریتمی استفاده شده است که پس از انجام آزمون‌های توزیع نرمال، خودهمبستگی و هم‌انباشتگی، مدل فوق به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد تمام ضرایب از لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار هستند. مالیات تأثیر منفی و تراز تجاری، تحریم‌های اقتصادی و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت بر شاخص فلاکت داشتند. با توجه به رابطه معکوس مالیات و شاخص فلاکت، پیشنهاد می‌شود دولت اقدامات لازم در خصوص افزایش نرخ و پایه مالیاتی را به کار گیرد. همچنین، گلوگاه‌های مربوط به فرار مالیاتی را شناسایی و نسبت به رفع آن‌ها اقدام نماید. وضع مالیات بر هر نوع عایدی سرمایه از قبیل فروش سکه، ارز، ملک، خودرو و غیره نیز از دیگر راهکارهایی است که جهت افزایش درآمدهای مالیاتی به دولت توصیه می‌شود. از طرفی، مکلف نمودن مشاغل وابسته به صنوف مختلف به استفاده از دستگاه‌های کارت‌خوان جهت ایجاد شفافیت در تراکنش‌های مالی، می‌تواند به عدالت بیشتر در اخذ مالیات‌ها منجر شود. تحریم‌های اقتصادی، از دیگر عوامل افزایش‌دهنده شاخص فلاکت در این تحقیق بود. پیگیری روند مذاکرات احیای برجام و ادامه آن تا حصول نتیجه با بهره‌گیری از نظرات و پیشنهادهای صاحب‌نظران این حوزه توصیه می‌گردد. در صورت عدم دستیابی به توافق نیز اجرای کامل سیاست‌های اقتصاد مقاومتی و اتکا به ظرفیت‌های داخل، راهکارهایی هستند که می‌توانند تا حدود زیادی اثرات تحریم‌ها را خنثی کنند. کاهش هزینه‌های تولید در بخش‌های تولیدی مختلف از طریق کاهش دستمزدهای واقعی، واردات تجهیزات، ماشین‌آلات و تکنولوژی‌های پیشرفته جهت ارتقای بهره‌وری در تولید و اعطای تسهیلات بانکی کم‌بهره به واحدهای تولیدی منجر به افزایش عرضه کل، کاهش نرخ‌های تورم و بیکاری و در نتیجه کاهش شاخص فلاکت می‌شود. افزایش شاخص فلاکت در نتیجه افزایش تراز تجاری از دیگر یافته‌های این تحقیق است. لذا، اتخاذ تدابیر لازم در خصوص

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

تسهیل شرایط واردات کالاهای اساسی و به‌ویژه نهاده‌های تولیدی مورد نیاز واحدهای تولیدی، علاوه بر کاهش تورم، می‌تواند رونق تولید و ایجاد اشتغال را به دنبال داشته باشد. در این خصوص، بازنگری در شرایط صدور کارت بازرگانی جهت حذف مقررات زائد از آن و افزایش تعداد بازرگانان فعال در زمینه تجارت خارجی در راستای پیشبرد راهکار فوق مؤثر خواهد بود. در نهایت، تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر مثبت بر شاخص فلاکت داشته است. حذف انحصار در بازارها و اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت جلوگیری از ایجاد آن از طریق واردات هدفمند کالاها و خدماتی که تولید آن‌ها در انحصار عده‌ای خاص در داخل است، از سیاست‌های راهگشایی است که می‌توان اجرای آن را به دولت توصیه نمود. در این موارد، حذف تعرفه گمرکی از واردات کالاهایی با شرایط فوق و حتی اعطای مشوق‌های مختلف وارداتی برای آن‌ها بسیار مؤثر ارزیابی می‌گردد. همچنین، تشکیل کارگروه‌های استانی به‌منظور بررسی مزیت‌های تولید در هر سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات با هدف کاهش اتلاف منابع، افزایش بهره‌وری و در نتیجه، کاهش تورم و ایجاد اشتغال، سیاست دیگری است که در زمینه پائین آوردن شاخص فلاکت به مسئولان استانی توصیه می‌گردد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

منابع

آماده، حمید. علیزاده، امیرخادم، بقالیان، محبوبه (۱۳۹۳)، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر سطح اشتغال در ایران، *راهبرد اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۱، ۱۰۴-۷۹.

افقه، مرتضی، منصوری، امین (۱۳۹۴)، بررسی ارتباط و تأثیر جرائم اخلاقی و اقتصادی بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران با روش MIMIC، *اقتصاد مقداری*، سال ۱۲، شماره ۴۵، ۸۶-۵۷.

امینی، علیرضا، مراد زاده، سلاله (۱۳۹۴)، تحلیل تأثیر آزادسازی تجاری بر نرخ بیکاری: مطالعه موردی کشورهای منتخب درحال‌توسعه، *علوم اقتصادی*، سال ۹، شماره ۳۱، ۹۳-۷۷.

بشیری، مهدی، کامران راد، رضا (۱۳۹۰)، به‌کارگیری تخیمن پارامتر برای بهبود شاخص‌های ارتباطی در رگرسیون لجستیک باینری، *مدیریت تولید و عملیات*، سال ۲، شماره ۲، ۲۲-۱.

بهروزی‌فر، مرتضی (۱۳۸۳)، اثر تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا بر اقتصاد بازرگانی ایالات متحده و بازارهای جهانی انرژی، *پژوهشنامه بازرگانی*، سال ۸، شماره ۳۳، ۲۳۹-۱۹۵.

خانزادی، آزاد. مرادی، سارا، حیدریان، مریم (۱۳۹۵)، بررسی و تحلیل اثرات نامتقارن شوک‌های درآمدهای نفتی بر شاخص فلاکت در ایران با روش تصحیح خطای برداری، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۳، شماره ۴، ۱۵۲-۱۲۹.

دادگر، یدالله و نظری، روح‌الله (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر شاخص فلاکت بر جرم و جنایت در ایران، *نامه مفید*، دوره ۹، شماره ۹۹، ۸۶-۶۳.

دادگر، یدالله، نظری، روح‌الله (۱۳۹۵)، بررسی جرم و جنایت در ایران با استفاده از چند الگوی اقتصادی، *تحقیقات حقوقی*، دوره ۱۹، شماره ۷۶۴، ۷۸-۵۹.

راسخی، سعید، محمدی، ثریا (۱۳۹۶)، اثر گردشگری بر توزیع درآمد برای کشورهای دی هشت، *مجلس و راهبرد*، دوره ۲۴، شماره ۹۰، ۳۳۶-۳۰۹.

سادات‌اخوی، محمد، حسینی، شمس‌الدین (۱۳۹۶)، ارزیابی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر تورم اقتصاد ایران، *اقتصاد کاربردی*، دوره ۷، شماره ۲۱، ۵۰-۳۳.

سلاطین، پروانه، قلمزن نیکو، کاملیا، غفاری صومعه، نیلوفر (۱۳۹۵)، تأثیر بازارهای مالی بر شاخص فلاکت: رهیافت داده‌های تلفیقی، *اقتصاد مالی*، سال ۱۰، شماره ۳۵، ۱۴۶-۱۳۱.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

سلیمانی مقام، یحیی، نادمی، یونس، چگنی، مهدی (۱۳۹۹)، تأثیر شاخص فلاکت بر میزان ارتکاب جرائم در استان‌های ایران، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۴۲، ۱۵۷-۱۸۶.

سوری، علی (۱۳۸۹)، *اقتصادسنجی همراه با کاربرد نرم‌افزار Eviews 7*، تهران: انتشارات فرهنگ‌شناسی.

شاه‌آبادی، ابوالفضل، قربانی گل‌پرور، مهیا (۱۳۹۵)، تأثیر شاخص فلاکت بر هزینه‌های سلامت در ایران، *مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۳۳، ۱۵۷-۱۳۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل، حیدر خانی، فاطمه (۱۳۹۹)، تأثیر مؤلفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر شاخص فلاکت در کشورهای منتخب، *برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۲۵، شماره ۳، ۱۱۶-۹۵.

شریفی، نورالدین (۱۳۹۰)، اثرات مالیات غیرمستقیم و مخارج دولت بر اشتغال و تورم: یک تحلیل داده ستاده، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره ۲، ۷۸-۵۹.

صمدی، علی‌حسین (۱۳۹۲)، تورم، بیکاری و جرائم اقتصادی، *رفاه اجتماعی*، سال سیزدهم، شماره ۵۱، ۲۱۴-۱۸۹.

طبیبیان، محمد (۱۳۷۹)، *اقتصاد کلان*، تهران: مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.

عسکری، منصور، آذربایجانی، کریم، طیبی، کمیل، برزانی، محمد واعظ (۱۳۹۲)، اثر سیاست توسعه صادرات بر متغیرهای عمده اقتصاد کلان، *اقتصاد و الگوسازی*، سال ۴، شماره ۱۵، ۱۳۲-۹۷.

علیزاده کوشکوهی، الهام (۱۳۹۴)، *اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص فلاکت در اقتصاد ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشکده امور اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

فطرس، محمدحسن، آقازاده، اکبر، جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰)، تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر: مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو شامل ایران، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۹، شماره ۶۰، ۹۸-۸۱.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

قلی زاده، علی‌اکبر، بهبودی، داود، شکریان، احسان (۱۳۸۹)، مقایسه مدل قیمت هدانیک سنتی و مدل قیمت هدانیک رید در برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن (مطالعه موردی مناطق شهری استان همدان)، *اقتصاد مقداری*، دوره ۷، شماره ۲، ۱۴۷-۱۱۹.

کریمی، رامین (۱۳۹۴)، *راهنمای آسان تحلیل آماری با SPSS*، تهران: انتشارات هنگام.

کریمی، ادریس، فتوره‌چی، زهرا، حسن‌زاده، محمد (۱۴۰۰)، بررسی اثر زمانی و شدت تحریم‌های سازمان ملل و ایالات متحده بر شاخص فلاکت کشورهای هدف، *پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۲، ۱۸۰-۱۵۱.

گرشاسبی، علیرضا، یوسفی دیندارلو، مجتبی (۱۳۹۵)، بررسی اثرات تحریم بین‌المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۸۲-۱۲۹.

لمسو سماکوش، مهدیه (۱۳۹۸)، *تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص فلاکت در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهرا.

مهرآرا، محسن، قبادزاده، رضا (۱۳۹۵)، بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین گیری بیزینی و میانگین گیری حداقل مربعات، *برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۲۱، شماره ۱، ۸۲-۵۷.

مهرآرا، محسن، کیخا، علیرضا (۱۳۸۷)، نهادها، نفت و رشد اقتصادی در کشورهای متکی به نفت طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۵: روش پانل هم‌انباشتگی، *اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۴، ۸۰-۵۵.

نادمی، یونس، جلیلی کامجو، پرویز، خوچیانی، رامین (۱۳۹۶)، مدل‌سازی اقتصادسنجی تأثیر تحریم‌ها بر بازار ارز و مکانیسم انتقال آن به متغیرهای اقتصاد کلان ایران، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، دوره ۲، شماره ۲، ۸۷-۶۱.

نقوی، سمیه، شاهنوشی، ناصر (۱۳۹۴)، استفاده از نقشه علی بیزین برای بررسی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۱، ۲۵۲-۲۱۷.

ورهرامی، ویدا، عبداللهی، مسعود (۱۳۹۴)، بررسی اثر نااطمینانی ناشی از نوسانات حجم اقتصاد بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۱، ۳۶-۷.

https://www.amar.org.ir

Barro, R. J and Gordon, D (1983), A positive theory of monetary policy in a natural rate model, *Journal of political economy*, Vol. 91, No. 4, PP 589-610.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

Cohen, I. K. Ferretti, F and McIntosh, B (2014), Decomposing the Misery Index: A Dynamic Approach, *Cogent Economics & Finance*, *2* (1), 991089.

Geda, A. Jong, N. Kimenyi, M and Mwabu, G (2005), *Determinants of poverty in Kenya: a household level analysis*, department of economics working paper series.

Ghorbani Dastgerdi, H. Yusof, Z.B and Shahbaz, M (2018), Nexus between economic sanctions and inflation: A case study in Iran. *Applied Economics*, *50* (49), PP 5316-34.

Haidar, J. I (2017), Sanctions and export deflection: evidence from Iran, *economic Policy*, 32 (90), PP 319-355.

Lwayemi, A and Fowowe, B (2011), Impact of oil price shocks on selected macroeconomic variables in Nigeria, *Energy Policy*, 39, PP. 603-612.

Lee, Yong Suk (2018), International isolation and regional inequality: evidence from sanctions on North Korea, *journal of urban economics*, Vol. 103, PP. 34-51.

Nitzan, Jonathan and Bichler, Shimshon (2009), Capital as power: A study of order and creorder, *RIPE series in global political economy*, routledge, PP. 384–386.

O'Sullivan, Arthur and Sheffrin, Steven M (2003), *Economics: principles in action*. Upper saddle river, New Jersey: Pearson Prentice Hall.

Ozcan, Suleyman Emre and Acikalin, Sezgin (2015), Relationship between misery index and Lottery games: the case of Turkey, *international journal of humanities and social science*, Vol. 5, No. 7 (1), PP. 159-164.

Pourshahabi, F and Dahmardeh, N (2014), The effects of economic sanctions and speculative attacks on inflation. *Iranian Economic Review*, 18 (3): 45-67.

Tang, Chor Foon and Lean, Hooi Hooi (2009), New evidence from the misery index in the crime function, *economic letters*, Vol. 102 (2), PP. 112-115.

Tule, K. M. Egbuna, E. N. Dada, E and Ebuh, G. U (2017), A Dynamic Fragmentation of the Misery Index in Nigeria, *Cogent Economics and Finance*, *5* (1), 1336295.

Tuzova, Y and Qayum, F (2016), Global oil glut and sanctions: The impact on Putin's Russia, *Energy Policy*, 90: 140-151.

Welsech, A (2007), Macroeconomics and life satisfaction, *the journal of economic oerspectives*, Vol. 14, Issue. 3, PP. 95-114.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

پیوست

داده‌ها:

استان مرکزی

	واحد	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶
شاخص فلاکت	درصد	۳۷.۳	۲۱.۸	۲۲	۳۲.۶	۴۴.۵	۴۴.۱	۲۱.۲	۱۸.۹	۱۶.۷	۱۸
تراز تجاری	میلیون دلار	۹۵.۱	۸۶.۹	۷۴.۷	۲۲۲.۷	۵۵۹.۳	۵۰۰	۵۱۴.۳	۲۹۸.۲	۳۷۸	۵۸۲.۹
مالیات	میلیارد ریال	۲۹۲۲.۷	۳۲۹۸.۴	۳۴۳۵.۷	۳۸۳۸.۵	۵۲۰۹.۸	۷۲۴۵	۱۱۴۴۷.۳	۱۱۷۹۵.۷	۱۳۱۰۴.۳	۱۴۲۰۲.۲
تحریم	*	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
GDP	میلیارد ریال	۶۹۱۵۶.۹	۷۵۴۹۰.۳	۹۲۱۱۴.۴	۱۲۸۰۹۸.۸	۱۶۷۴۳۰.۷	۲۱۴۳۲۶.۲	۲۶۴۵۸۸.۵	۲۷۱۲۰۶	۳۰۰۴۴۱	۳۴۴۱۲۶.۲

استان همدان

	واحد	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶
شاخص فلاکت	درصد	۴۱	۲۸	۲۶.۸	۳۵.۳	۴۴.۳	۳۹.۹	۲۳.۴	۲۰.۸	۱۸.۲	۲۰.۷
تراز تجاری	میلیون دلار	۹۷.۵	۹۵.۲	۱۱۵.۱	۷۳	۹۷.۴	۱۴۰	۱۰۸.۷	۹۸.۸	۱۰۳.۳	۸۸.۹
مالیات	میلیارد ریال	۱۰۲۶.۸	۱۰۸۸.۲	۱۳۶۳.۵	۱۳۷۰.۹	۱۷۲۱.۶	۲۳۴۲	۳۰۸۲	۳۴۸۲	۳۸۵۱	۴۵۴۶
تحریم	*	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
GDP	میلیارد ریال	۴۸۵۵۵	۵۷۹۵۲.۷	۶۸۲۸۶.۶	۹۱۱۴۳.۵	۱۱۲۴۸۹.۸	۱۵۹۰۷۵	۱۸۱۹۶۳.۵	۱۶۵۶۱۱.۵	۱۸۷۴۸۰	۲۳۲۷۵۳

استان کرمانشاه

	واحد	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶
شاخص فلاکت	درصد	۳۴.۸	۲۴.۱	۲۷.۹	۳۹.۱	۴۸.۴	۵۰.۴	۳۱.۷	۲۸.۲	۲۹.۲	۳۱
تراز تجاری	میلیون دلار	۸۲۵.۳	۷۶۳	۸۶۹	۱۳۸۹.۲	۱۳۱۱.۹	۹۴۵	۱۰۱۰	۱۳۰۶	۹۱۰	۹۰۸
مالیات	میلیارد ریال	۱۴۰۳.۸	۱۶۵۲.۳	۱۷۰۲.۷	۱۷۵۲.۴	۲۱۰۱.۱	۲۴۴۱.۷	۳۴۳۰.۲	۴۴۳۱.۹	۴۸۵۱.۵	۴۵۴۱.۲
تحریم	*	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
GDP	میلیارد ریال	۵۳۵۴۹.۳	۶۳۱۳۲	۸۱۳۷۰.۹	۱۰۸۱۵۵.۷	۱۳۵۰۸۰.۱	۱۷۲۳۶۹.۴	۲۱۳۹۶۰.۸	۲۰۰۳۵۰.۵	۲۲۵۱۵۸	۲۸۵۷۸۸.۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

استان لرستان

	واحد	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶
شاخص فلاکت	درصد	۳۷	۲۲.۵	۲۹.۷	۳۷.۳	۴۷.۷	۴۷.۱	۲۴.۸	۲۱	۲۰.۱	۲۳.۱
تراز تجاری	میلیون دلار	۴۱۱.۵	۴۴۷.۳	۵۵۸.۹	۲۴۲.۳	۲۸۴.۲	۴۸۲	۳۴۹	۴۳۷	۳۲۲	۴۲۴
مالیات	میلیارد ریال	۶۲۳.۶	۶۹۴.۵	۷۴۴.۷	۸۷۷.۶	۱۱۰۸.۶	۱۷۱۶.۲	۲۲۶۸.۷	۲۷۳۷.۱	۳۱۹۶	۳۴۴۳.۵
تحریم	*	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
GDP	میلیارد ریال	۳۳۶۳۳.۹	۳۹۴۳۵	۴۶۵۹۲.۶	۶۴۳۴۲.۵	۷۵۶۵۰.۳	۱۰۶۷۶۷.۵	۱۲۱۰۸۳.۴	۱۱۶۳۶۰.۵	۱۲۹۲۲۹	۱۷۲۰۵۹.۲

استان کردستان

	واحد	سال ۸۷	سال ۸۸	سال ۸۹	سال ۹۰	سال ۹۱	سال ۹۲	سال ۹۳	سال ۹۴	سال ۹۵	سال ۹۶
شاخص فلاکت	درصد	۳۷	۲۲.۵	۲۹.۷	۳۷.۳	۴۷.۷	۴۷.۱	۲۴.۸	۲۱	۲۰.۱	۲۳.۱
تراز تجاری	میلیون دلار	۴۱۱.۵	۴۴۷.۳	۵۵۸.۹	۲۴۲.۳	۲۸۴.۲	۴۸۲	۳۴۹	۴۳۷	۳۲۲	۴۲۴
مالیات	میلیارد ریال	۶۲۳.۶	۶۹۴.۵	۷۴۴.۷	۸۷۷.۶	۱۱۰۸.۶	۱۷۱۶.۲	۲۲۶۸.۷	۲۷۳۷.۱	۳۱۹۶	۳۴۴۳.۵
تحریم	*	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
GDP	میلیارد ریال	۳۳۶۳۳.۹	۳۹۴۳۵	۴۶۵۹۲.۶	۶۴۳۴۲.۵	۷۵۶۵۰.۳	۱۰۶۷۶۷.۵	۱۲۱۰۸۳.۴	۱۱۶۳۶۰.۵	۱۲۹۲۲۹	۱۷۲۰۵۹.۲

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

خروجی‌های نرم‌افزاری

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

	LGDP	LT	LNX	LMI
میانگین	۱۲۲۹۳۵/۶	۳۳۰۸/۲۶۸	۳۷۵/۲۲۶	۳۱/۵۱۴
میانه	۱۱۰۳۲۲/۸	۲۳۹۱/۸۵	۲۶۳/۲۵	۲۹/۰۵
ماکسیمم	۳۰۰۴۴۱	۱۴۲۰۲/۲	۱۳۸۹/۲	۵۳/۸
مینیمم	۳۳۶۳۳/۹	۶۲۳/۶	۱۱/۹	۱۶/۷
انحراف معیار	۶۸۵۹۵/۷۱	۳۳۱۸/۵۲۶	۳۸۱/۵۶۷۲	۱۰/۲۵۲۱۱
چولگی	۰/۷۵۴۰۳۱	۲/۲۱۳۳۸۹	۱/۱۰۹۸۷۶	۰/۴۷۷۹۳
کشیدگی	۲/۷۸۶۹۸	۷/۳۹۵۲۶	۳/۳۰۸۹۸۵	۲/۰۶۲۴۰۱

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

Prob	T-Statistic
۰	-۴/۹۷

جدول ۳. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM)

متغیر	مقدار آماره	ضریب تخمین	p-value
MI(-1)	۲/۴۳	۰/۰۷۶	۰/۰۲
GDP	۲/۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵
T	-۹/۴	-۰/۰۰۶	۰
NX	۲/۱۸	۰/۰۰۸	۰/۰۳۷۱
ES	۵/۶۱	۴/۲۴	۰
آزمون تشخیصی			
نام آزمون		p-value	
AR(1)		۰/۳۰۴۹	
AR(2)		۰/۰۸۸۲	

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-27]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.36.181]