فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال دهم/ شماره سی‌وهشتم/ تابستان ۱۴۰۰

اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد بهره‌وری با تأکید بر سرمایه‌ی انسانی و کیفیت نهادی در ایران؛ کاربردی از آنالیز موجک پیوسته

فاطمه السادات علوی
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
Alavi_eghtesad@yahoo.com

نظر دهمرده
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول)
nazar@hamoon.usb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۹/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۰/۰۹

چکیده

بررسی رابطه‌ی میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد بهره‌وری کل عوامل یکی از مباحث مناقشه‌آمیز در اقتصاد است. بهره‌وری کل عوامل از مهم‌ترین منابع تامین‌کننده رشد اقتصادی در بسیاری از کشورها است اما در اقتصاد ایران از سطح پایینی برخوردار است. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با انتقال فناوری به شرط وجود ظرفیت‌های جذب کننده در کشور میزبان می‌تواند در افزایش بهره‌وری موثر باشد. بنابراین بررسی این ایده که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تعامل با سرمایه‌ی انسانی و کیفیت نهادی، به عنوان ظرفیت‌های جذب کننده، اثرگذاری قابل توجهی بر رشد بهره‌وری دارد، ضرورت دارد. برای این منظور، در این پژوهش از داده‌های سری زمانی دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۷ در ایران و آنالیز موجک پیوسته در نرم افزار متلب ۲۰۱۸b استفاده شد تا با تحلیل در حوزه‌ی زمان – فرکانس بینش جدیدی در این خصوص ایجاد شود. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تنهایی در افق کوتاه‌مدت و میان‌مدت به صورت محدود رشد بهره‌وری را تحریک می‌کند. با در نظر گرفتن سرمایه‌ی انسانی و کیفیت نهادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افق بلندمدت (بیش‌تر از ۶ سال) اثرگذاری مستقیم و شدیدی بر رشد بهره‌وری دارد. با تحلیل نتایج تحقیق، سرمایه انسانی ماهر و اصلاحات نهادی برای جذب سرمایه خارجی و اثرگذاری آن بر بهره‌وری ضرورت دارد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد بهره‌وری کل عوامل، سرمایه انسانی، کیفیت نهادی، آنالیز موجک پیوسته.

۱- مقدمه

موضوع تامین و تجهیز منابع مالی خارجی از جمله جذب سرمایه‌گذاری خارجی[۱] از جمله موضوعاتی است که طی سنوات گذشته، مورد توجه سیاست‌گذاران و مسئولین ارشد کشورها بوده است. به گونه‌ای که در سومین کنفرانس سازمان ملل متحد در بروکسل در سال ۲۰۰۱، برای کمک به کشورهای کمتر توسعه یافته[۲] جهان اجماعی تشکیل و منجر به معرفی اصطلاح "برنامه اقدام کشورهای کمتر توسعه‌یافته برای دهه ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۰ " شد. بر اساس این برنامه کشورهای عضو سازمان ملل متوجه شدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، منبع مهمی برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته می‌باشد تا از کانال‌هایی مانند انباشت سرمایه، انتقال فناوری و دانش، ایجاد اشتغال و فرصت‌های تجاری بهره‌مند شوند. همچنین توسعه منابع انسانی و نهادی از دیگر اولویت‌های تعیین شده برای این کشورها بود (سایت سازمان ملل متحد[۳]). کشورهای کمتر توسعه‌یافته از آن زمان به طور فعال ورود جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل را گسترش دادند و در طی یک دهه گذشته حدود ۱۵٪ در سال به رشد جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی این کشورها اضافه شده است (لی و تانا[۴] ،۲۰۱۷).

در میان روش‌های مختلف تامین مالی خارجی، صاحبنظران معتقد هستند که روش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از کارآمدترین روش ها است. در کنار برخی معایب و اشکالاتی که برای این روش ذکر شده است، وجود آثار مثبت فراوان آن نظیر دسترسی به بازارهای صادراتی جدید، ارتقا سطح رقابت‌پذیری، انتقال دانش فنی و مدیریتی به بنگاه میزبان و ایجاد امنیت اقتصادی بر کسی پوشیده نیست. در عین حال سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند اثر منفی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری داشته باشد. هنگامی که شرکت‌های خارجی وارد کشوری می‌شوند، غالبا رقبای داخلی را نابود می‌کنند و امید فعالان اقتصادی را که می-خواهند صنعت داخلی به پا کنند را به یاس تبدیل می‌کنند. کشورهای در حال توسعه معمولا برای کارفرمایی به خارجیان متکی هستند و از دانش فنی و سریزهای فناوری به دلیل عدم وجود بسترهای مناسب جذب (سرمایه انسانی و کیفیت نهادی) بهره نمی‌برند.

بر اساس متاآنالیز اخیر که توسط دمنا و ون برجیک[۵] (۲۰۱۷) انجام شده است، فقط حدود ۲۰٪ از ۶۹ مطالعه تجربی که طی سال‌های ۱۹۸۳-۲۰۱۳ منتشر شده به طور موثری شرایط کشور میزبان را کنترل نموده-اند. بیشتر مطالعات اثر ظرفیت‌های جذب‌کننده نظیر توسعه مالی، سرمایه انسانی، کیفیت نهادی، باز بودن تجارت در ارزیابی رشد اقتصادی و نه رشد بهره‌وری کنترل نموده‌اند. سوال مهمی که مطرح می‌شود این است که آیا افزایش اخیر ورود FDI به کشورهای در حال توسعه باعث افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی آنها خواهد شد؟ هدف پژوهش حاضر ارائه شواهد تجربی در مورد رابطه بین FDI و رشد بهره‌وری کل عوامل[۶] در ایران با تاکید بر سرمایه انسانی و کیفیت نهادها در دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۷ است. روش جدید تبدیل موجک پیوسته و تحلیل در حوزه‌ی زمان – فرکانس، پژوهش حاضر را از مطالعات مشابه با موضوع، متمایز می‌سازد. با استفاده از روش مذکور، امکان ترسیم رابطه‌ی علّی به صورت پویا و تغییرات آن در طول زمان از لحاظ شدت و جهت، تحلیل کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت فراهم شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه موضوع

۲-۱- مبانی نظری

الف)اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری

FDI می‌تواند بر رشد اقتصادی از دو طریق اثر بگذارد: ۱-کانال انباشت سرمایه ۲-کانال بهره‌وری کل عوامل تولید (وانگ و ونگ[۷] ۲۰۰۹، دی ملو[۸] ۱۹۹۹). منطق ساده در مورد کانال انباشت سرمایه این است که FDI علاوه بر افزایش خالص سرمایه‌گذاری داخلی سبب افزایش سرمایه‌گذاری کل، در اقتصاد کشور میزبان می‌شود. کانال TFP فرض می‌کند که شرکت‌های چند ملیتی نوعی فناوری برتر را با خود به ارمغان می‌آورند که منجر به اثرات سرریز برای شرکت‌های داخلی می‌شود و آنها را در بهبود بهره‌وری کمک می‌کند. (هرزر و همکاران[۹] ، ۲۰۱۸)

بعضی از مطالعات در سطح شرکت‌ها در کشورهای در حال توسعه از اثر FDI بر افزایش رشد TFP پشتیبانی نمی‌کنند و برخلاف ادبیات مربوط به کشورهای توسعه یافته، اکثر مطالعات سطح کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که سرریز بهره‌وری ناشی از FDI بر شرکت‌های داخلی ناچیز و یا حتی منفی است (هارسیون و همکاران[۱۰] ، ۲۰۱۰). یکی از توضیحات در این باره این است که شرکت‌های چندملیتی به دلیل برخی مزیت‌های خاص شرکت، هزینه‌های نهایی کمتری دارند و این امر باعث می‌شود تقاضا را از شرکت‌های داخلی به سمت خود جذب کنند. بنابراین شرکت‌های داخلی مجبور به کاهش تولید خود می‌شوند. توضیح احتمالی دیگر برای اثر ناچیز FDI بر TFP این است که شرکت‌های داخلی به علت فناوری تولید ضعیف وکارگران کم مهارت قادر به یادگیری از شرکت‌های چند ملیتی نیستند و یا شرکت‌های چند ملیتی قادر به محافظت موثر از دانش خاص شرکت خود هستند (گرک و گرینوی[۱۱]، ۲۰۰۴).

بالتابیو[۱۲] (۲۰۱۴) بیان داشت FDI بر روی رشد TFP اثر مثبت دارد و استدلال کرد که بهبود بهره‌وری از طریق FDI برای کشورهایی که شکاف تکنولوژی بزرگتری دارند موثرتر است. خولدی[۱۳] (۱۹۹۵) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را علت رشد اقتصادی می داند او در ادامه نشان داد که FDI با انتقال فناوری موجب بهبود بهره‌وری در صنایع می‌گردد و از این کانال، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. این نتیجه در مطالعه لی و لیو[۱۴] (۲۰۰۵) و لین[۱۵] (۲۰۰۸) تکرار شده است. امینی و دیگران (۲۰۱۰) نشان دادند که FDI از جمله عوامل موثر بر بهره‌وری است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به طور مستقیم با افزایش اشتغال و سرمایه‌گذاری و به طور غیرمستقیم از طریق کاربرد تکنولوژی‌های پیشرفته و روش‌های نوین مدیریت (به دلیل تکنولوژی‌های سطح بالاتر بنگاه‌های اقتصادی چندملیتی) بر اقتصاد اثر می‌گذارد. آنها معتقدند که در قالب الگوی رشد درونزا بهبود بهره‌وری ناشی از FDI به رشد اقتصادی منجر می‌شود.

ب) اثرگذاری بهره‌وری بر FDI

رشد بهره‌وری کل عوامل موجب کاهش هزینه‌های تولید و افزایش قدرت رقابت تولیدکننده در بازار می‌شود. زیرا رشد بهره‌وری عوامل تولید موجب کاهش سطح قیمت عوامل تولید می‌شود که منجر به کاهش هزینه متوسط تولید کالاها و خدمات در بازار و افزایش میزان سوددهی محصولات در واحدهای تولیدی خواهد شد.

پیامد چنین تحولی تاثیر چشم‌گیر افزایش تقاضا و از همه مهم‌تر افزایش توان رقابت فعالیت‌های اقتصادی در بازارهای خارجی خواهد شد و در نتیجه حجم سرمایه‌گذاری جدید افزایش یافته و متعاقبا استفاده از ابداعات و فناوری‌های جدید را گسترش می‌دهد که خود این عامل موثر بر رشد بهره‌وری برای مراحل بعدی خواهد بود (شاه آبادی، ۱۳۸۲). از طرف دیگر رشد اقتصادی می‌تواند موجب جذب بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود چرا که سرمایه‌گذاران خارجی ترجیح می‌دهند تا مقصدی را انتخاب کنند که از رشد اقتصادی قابل قبولی برخوردار باشد (موتمنی و زروکی،۱۳۹۱). رشد بهره وری اثر نهایی خود را در رشد بخش اقتصاد و رشد اقتصاد کلان نشان خواهد داد که خود از عوامل جذب کننده FDI در یک کشور است. برخی از مطالعات نشان دادند که شرکت‌های چند ملیتی تمایل دارند در کشورهایی که رشد اقتصادی و بهره وری بالایی دارند مستقر شوند. در نتیجه FDI در کشورهایی که رشد اقتصادی بالایی دارند جذب می شوند (احمدی و همکاران ۱۳۹۰).

هرزر[۱۶](۲۰۱۱) علیت بین FDI و TFP رو بررسی کرد. وی به این نتیجه رسید که افزایش موقت در TFP منجر به کاهش موقت در FDI می‌شود. علت این نتیجه می‌تواند این باشد که بخش بزرگی از FDI در کشورهای در حال توسعه عمودی (FDI کارایی محور) است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی به دنبال تفاوت بین قیمت‌های بین المللی عوامل تولید است. این امر زمانی اتفاق می‌افتد که یک شرکت تولید خود را در سطح بین المللی تکه تکه کند و هر مرحله از تولید را در کشوری که می‌تواند با کمترین هزینه انجام شود، قرار دهد.

رابطه FDI وTFP در مطالعات مختلف مبهم بوده است. در این پژوهش تلاش می‌شود، جهت رفع این ابهام با وارد کردن اثر سرمایه انسانی و کیفیت نهادی به عنوان ظرفیت‌های جذب کننده FDI رابطه بین این دو متغیر روشن گردد. در ادامه به تاثیر این دو متغیر در رابطه بین FDI و بهره‌وری می‌پردازیم .

ج)تاثیر سرمایه انسانی و کیفیت نهادی در رابطه میان بهره‌وری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

سرمایه انسانی اساسا از طریق افزایش بهره‌وری سرمایه فیزیکی، افزایش بهره وری، ایجاد فرصت‌های اشتغال و توسعه فناوری و گسترش آن رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (کک مک و همکاران[۱۷]، ۲۰۰۵). سرمایه انسانی وابسته به سرمایه‌گذاری بر روی ظرفیت‌های فردی، آموزش بنیادی و حرفه ای افراد است. علاوه بر این سهم سرمایه انسانی از نظر توسعه فناوری یک کشور از اهمیت بالایی برخوردار است (آی و همکارن[۱۸]، ۲۰۰۷). در نتیجه سرمایه انسانی مطلوب در کشورهای میزبان بر جذب FDI و دانش فنی حاصل از آن موثر است و FDI از این کانال منجر به رشد بهره‌وری می‌گردد. به طوری که لوکاس کمبود سرمایه انسانی در کشورهای کمتر توسعه یافته را مانع ورود سرمایه خارجی می‌داند (نوربخش و همکاران،۲۰۰۱). برونزتن و همکاران[۱۹] (۱۹۹۸) تاثیر سرمایه انسانی را در رابطه بین FDI و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بررسی کرده و دریافتند که FDI تنها در شرایطی که کشور میزبان از حداقل سطح آستانه نیروی انسانی برخوردار باشد به رشد کمک می‌کند.

علاوه بر این FDI می‌تواند فعالیت‌های تولیدی داخلی را تحت تاثیر قرار دهد. بنگاه‌های محلی می‌توانند با آموختن و تعامل با شرکت‌های خارجی فرصت توسعه فعالیت‌های خود را داشته باشند. FDI همچنین باعث افزایش کیفیت سرمایه انسانی کشور میزبان و مهارت‌های مدیریتی شرکت‌های محلی می شود (بانگوا و

همکاران[۲۰] ، ۲۰۰۳). مشاهده شده که سرمایه انسانی در کشورهای میزبان علاوه بر اینکه جذب FDI را تحت تاثیر قرار می‌دهد، خود منجر به انباشت سرمایه انسانی در کشورهای میزبان می‌شود.

در سال‌های اخیر حکمرانی خوب (شاخصی مناسب برای محاسبه کمی کیفیت حکمرانی است) معیاری برای نشان دادن کیفیت نهادها در کشورها می‌باشد. دانیل کافمن و همکاران[۲۱] با استفاده از یافته‌های موسسات مختلف بین المللی نظیر EIU[۲۲] ، ICRG[۲۳]، بنیاد هریتیج[۲۴] و خانه آزادی[۲۵] پیرامون وضعیت اقتصادی، سیاسی، اجتماعی کشورها و ادغام آنها، شاخص کلی و جدیدی تحت عنوان شاخص حکمرانی معرفی نمودند (برادران شرکا،۱۳۸۷). شاخص‌های مورد نظر عبارتند از: حق اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت،کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون،کنترل فساد.

تحقیقات انجام شده در سال‌های اخیر عمدتا با تکیه بر مفهوم نهادها، رابطه میان امنیت و سرمایه‌گذاری را ثابت کرده اند(حسین زاده بحرینی،۱۳۸۳). رابطه بین حکمرانی و جریان FDI اولین بار توسط لوکاس(۱۹۹۰) مطرح شد. وی استدلال کرد که وجود برخی روابط غیراقتصادی از جمله مخاطرات اقتصادی، روابط استعماری، قوانین و مقررات بی‌ثبات و غیرقابل اعتماد، رشوه و فساد ادارای موجب ریسک بالای سرمایه‌گذاری در کشورهای فقیر شده و بنابراین بازده سرمایه در این کشورها نسبت به کشورهای غنی در سطح بالاتری قرار نمی‌گیرد. بر این اساس نمی‌توان انتظار داشت جریان سرمایه از کشورهای غنی به کشورهای فقیر سرازیر شود. اقتصاددانان نهادگرا مانند مارو[۲۶] (۱۹۹۵)، نک و کیفر[۲۷] (۱۹۹۷،۱۹۹۵)، بارو[۲۸] (۱۹۹۹)، هال و جونز[۲۹] (۱۹۹۹) بر این ایده که تغییرات نهادی عامل تعیین‌کننده مهمی در توسعه اقتصادی و رشد سرمایه‌گذاری است تاکید کردند (شپتیلو[۳۰]،۲۰۰۶). کشورهای فقیر به دلیل وجود نهادهای ناکارآمد قادر به جذب سرمایه نیستند (نک و کیفر،۱۹۹۷). همچنین هال و جونز به این نتیجه رسیدند که معیارهای حکمرانی و نهادها به عنوان عاملی که بهره‌وری نیروی انسانی اثر می‌گذارد از عوامل مهم تعیین‌کننده رشد است.

اخیرا سلزمن و همکاران[۳۱] (۲۰۱۵) شواهد محکمی ارایه دادند که نشان می‌دهد ورود سرمایه‌های خارجی از جمله FDI در کشورهایی که دارای نهادهایی با کیفیت بالا هستند تاثیر مثبتی در رشد اقتصادی دارد در حالی که در کشورهایی که زیر سطح آستانه مشخص شده از کیفیت نهادی قرار دارند اثرات منفی یا آماری بی‌اهمیتی دارند. امینی و همکاران(۲۰۱۱)، عنوان کردند که FDI علاوه بر اینکه منبع تامین سرمایه است، می‌تواند منبع انتقال تکنولوژی‌های جدید، مهارت‌های مدیریتی و سازماندهی و شبکه‌های بازاریابی نیز باشد، لذا فراهم کردن بسترهای مناسب برای جذب FDI حائز اهمیت است. در این راستا توسعه بازار مالی، تعامل سازنده فعال موثر با جهان بهبود زیر ساخت‌ها، نیروی انسانی ماهر، اصلاح کارکرد نهادها در جهت جذب FDI و رشد بهره‌وری دارای اهمیت هستند.

از مطالب بیان شده مشخص می‌گردد که سرمایه انسانی و کیفیت نهادی در کشور میزبان می‌تواند نقش موثری در جذب FDI و به دنبال آن رشد بهره‌وری داشته باشند. بنابراین مطالعه حاضر تلاش می‌کند با توجه به اهیمت سرمایه انسانی و کیفیت نهادی به عنوان ظرفیت‌های جذب کننده، رابطه بین FDI-TFP روشن‌تر از گذشته شود.

۲-۲- پیشینه موضوع

ژانگ[۳۲] (۲۰۰۲)، تاثیر ورود FDI به ۲۸ استان چین را بر روی بهره‌وری و رشد اقتصادی در دوره ۱۹۸۴-۱۹۹۷ مورد بررسی قرار داده است. سرمایه‌گذاری فیزیکی داخلی، نیروی کار، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متغیرهای مدل هستند که به روش انگل و گرانجر برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد FDI اثر مثبت و معناداری بر رشد بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. همچنین افزایش سرمایه فیزیکی (سرمایه‌گذاری کل روی دارای های ثابت)، نیروی کار(کل اشتغال) و سرمایه انسانی (نرخ ثابت نام دوره متوسطه) تاثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد.

پسوا (۲۰۰۵)[۳۳] در پژوهشی اثرFDI بر TFP برای ۱۶ کشور عضو OECD در سال های ۱۹۸۳-۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده است. او متغیرهای FDI (از طریق دانش و اثرات سرریز)، حق امتیاز و هزینه مجوز و متغیری شامل تحصیلات، تحقیق و توسعه ، زیر ساخت ها، کیفیت مدیریت و کارفرمایی و نهادهای مناسب را بر بهره‌وری کل عوامل موثر می‌داند. برای برآورد تاثیر هر یک از متغیرها بر TFP از روش های تابلویی استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که ورود FDI اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل کشور میزبان دارد که ممکن است به دلیل انتشار تکنولوژی در سطح بین المللی از طریق FDI باشد.

الگیو و همکاران[۳۴] (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نقش محیط نهادی و اقتصاد کلان در دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۶ برای کشورهای در حال توسعه با روش حداقل مربعات معمولی و گشتاور تعمیم یافته پرداختند و به این نتیجه رسیدندکه کشورهای میزبان باید مجموعه‌ای از سیاست‌هایی را توسعه دهند که نه تنها بر افزایش سرمایه‌گذاری خارجی بیافزاید ، بلکه چارچوب اقتصادی و سیاسی آنها را نیز توسعه دهد.

سلزمن و همکاران(۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های مقطعی در ۸۰ کشور متشکل از اقتصادهای پیشرفته، بازارهای نوظهور و کشورهای در حال توسعه با استفاده از یک مدل از رگرسیون آستانه و در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ استدلال کردند، نهادها با کیفیت بهتر به نمایندگی از قدرت حاکمیت قانون، کنترل فساد و دموکراسی نه تنها در ورود سرمایه خارجی تاثیر می‌گذارد بلکه تاثیرات این سرمایه بر شرکت‌ها و اقتصادهای مبتکرانه را تسهیل می‌کند.

لی و همکاران[۳۵] (۲۰۱۷) در پژوهش خود با استفاده از داده‌های ۱۲۸ کشور در حال توسعه که شامل کشورهای کم درآمد و با در آمد متوسط بودند و با استفاده از تکنیک گشتاور تعمیم یافته در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۳ به این نتیجه رسیدند که نهادهای سیاسی دارای اهمیت هستند و عوامل موثر در ورود FDI، به کشورهای در حال توسعه را با تمرکز بر تاثیر جنگ داخلی بررسی کردند. آنها مجموعه‌ای غنی از متغیرهای اقتصادی و نهادی را کنترل کردند که می‌تواند میزان ورود FDI را تعیین کند شامل جمعیت، تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری، تغییر پذیری نرخ ارز، تورم، ساختار حکومتی کشور میزبان را با استفاده از داده-های ICRG و نوع رژیم از طریق داده های دموکراسی-خودکامگی را وارد مدل کردند. در بین متغیرهای نهادی

ثبات دولت و کنترل فساد در مقایسه با نوع رژیم، قانون و نظم، کیفیت بوروکراسی از اهمیت بیشتری برخوردار بودند.

هرزر و همکاران[۳۶] (۲۰۱۶) به بررسی اثر بلندمدت FDI بر TFP برای ۴۹ کشور برای دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۱ با استفاده از تکنیک داده‌های پانل و علیت پرداختند و مشخص شد که (۱) FDI به طور متوسط تاثیر بلندمدت منفی بر TFP در کشورهای درحال توسعه دارد. (۲) رابطه علی بلندمدت فقط در یک جهت و از FDI به TFP وجود دارد. (۳) در کوتاه مدت TFP تاثیر منفی بر FDI دارد و (۴) اثر بلندمدت FDI روی TFP بین گروه‌های مختلف کشورها متفاوت است. در حالی که ضرایب بلندمدت FDI-TFP همواره برای کشورهایی که سطح سرمایه انسانی، توسعه مالی و بازبودن تجارت پایین تر است نسبتا بزرگ و منفی می باشد برای کشورهایی که از سطح بالاتری از سرمایه انسانی، توسعه مالی و باز بودن تجارت برخوردار هستند اندک یا به طور قابل توجهی معنادار و مثبت است.

کوری و همکاران[۳۷] (۲۰۱۷)، ضمن تمرکز بر نقش موسسات سیاسی و آزادسازی تجاری در بررسی عوامل تعیین کننده میزان مشارکت نیروی کار، در ۴۸ کشور صحرای آفریقا و در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۵ با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته متوجه شدند که کشورهایی که نهادهای سیاسی قوی تری دارند منافع حاصل از آزادی تجاری را تقویت می‌کنند که از این طریق به عنوان مکمل برای افزایش فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای کم درآمد عمل می‌کند. در سال ۲۰۱۴ با استفاده ار داده‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰ در آسیای جنوبی به بررسی اثر سرمایه انسانی تفکیک شده بر اساس جنسیت بر رشد اقتصادی پرداختند و با استفاده از مدل رشد سولو و روش گشتارو تعمیم یافته و مدل حداقل مربعات نشان دادند که تحصیلات متوسط مردان نسبت به زنان اثر مثبت بر رشد اقتصادی در سطوح بالای باز بودن تجاری داشته است.

حسینی و مولایی (۱۳۸۵)، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی روی رشد اقتصادی در ایران را بررسی کرده-اند. برای این منظور از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۳۵۷-۱۳۸۱ استفاده کرده و سه الگوی اقتصادسنجی برآورد شد. با توجه به متغیرهای سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری داخلی، سرمایه انساتی و درصد باز بودن اقتصاد یک الگوی اقتصادسنجی پایه، تدوین و در الگوی دوم به ترتیب اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌گذاری داخلی، سرمایه انسانی و تجارت خارجی و در الگوی سوم اثر تورم، مالیات و مخارج دولت به عنوان شاخص‌هایی از ساختار اقتصادی بررسی گردید. نتایج این الگوها بیانگر تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی می‌باشد و بیانگر آن است که سرمایه انسانی آن را تقویت می‌کند. از سوی دیگر تورم، مالیات و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی درایران اثر منفی دارند.

مهرآرا و اسدیان (۱۳۸۸) تاثیر حکمرانی خوب بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای ۱۵ کشور با درآمد متوسط (شامل ایران) بین سال های ۱۹۹۶-۲۰۰۵ را برآورد کردند. در این بررسی به روش داده‌های پانلی و آزمون گرنجر مشخص شد که حکمرانی خوب، تولید ناخالص داخلی و زیرساخت‌ها اثر مثبت و معنی دار و تورم اثر منفی و معنی دار بر FDI دارند.

امینی و ریسمانچی و فرهادی‌کیا (۱۳۸۹) در پژوهشی عوامل موثربر بهره‌وری کل عوامل با تاکید بر سرمایه-گذاری مستقیم خارجی در ایران و ۲۳ کشور دیگر در دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۶ را بررسی کردند. بهره‌وری کل عوامل را از روش دیویژیا اندازه‌گیری و عوامل موثر بر آن را با استفاده از تکنیک‌های داده‌های تابلویی شناسایی کردند. عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل در الگوی برآورد شده عبارتند از انباشت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، انباشت هزینه های تحقیق و توسعه، نرخ ثبت نام ناخالص دوره دانشگاهی، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ بهره-برداری از ظرفیت. نتایج نشانگر اثر مثبت و معنادار تمامی عوامل یاد شده بر بهره‌وری کل عوامل تولید است. بنابراین پیشرفت فنی از راه‌های مختلف (هزینه‌های تحقیق و توسعه داخلی، تجارت خارجی، FDI) بر ارتقای بهره‌وری موثر بوده است. در بین عوامل یاد شده نرخ بهره‌برداری از ظرفیت بیشترین تاثیر و انباشت سرمایه-گذاری مستقیم خارجی کمترین تاثیر را در ارتقای بهره‌وری کل عوامل داشته است.

معتمدی و رحمانی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تشکیل سرمایه و بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. برای بررسی فرضیه تحقیق مبنی بر تاثیر مثبت FDI از طریق افزایش بهره‌وری بر رشد اقتصادی از داده‌های ترکیبی(پانل) در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵ در قالب سه معادله به صورت سیستم معادلات همزمان برای سه گروه مختلف از ۱۱۱ کشور در حال توسعه و با استفاده روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در این گروه از کشورها بهره-وری تاثیر بیشتری بر رشد اقتصادی نسبت به تشکل سرمایه داشته است. بنابراین فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه FDI از طریق افزایش بهره‌وری بر رشد اقتصادی اثر مثبت می‌گذارد تایید شد.

در این مقاله ما از داده‌های سری زمانی استفاده می‌کنیم تا تاثیرات نسبی سرمایه انسانی و کیفیت نهادی اقتصاد ایران را در هدایت منافع رشد بهره‌وری ناشی از ورود FDI را بررسی کنیم. اهمیت در نظر گرفتن رشد بهره‌وری به جای تولید به عنوان پیامد رشد FDI (و عموما ورود سرمایه خارجی) بر این استدلال استوار است که همانطور که در ادبیات رشد بحث شده است، رشد اقتصادی بیشتر از طریق رشد TFP تا انباشت سرمایه تقویت می‌شود. استفاده از داده‌های کل کشور در این زمینه به تقویت درک ما از اهمیت چنین عواملی در اقتصاد برای آشکار شدن سهم FDI در رشد بهره‌وری مفید است. روش جدید تبدیل موجک پیوسته و تحلیل در حوزه‌ی زمان – فرکانس، پژوهش حاضر را از مطالعات مشابه با موضوع، متمایز می‌سازد. با استفاده از روش مذکور، امکان ترسیم رابطه‌ی علّی به صورت پویا و تغییرات آن در طول زمان از لحاظ شدت و جهت، تحلیل کوتاه‌مدت، میان-مدت و بلندمدت فراهم شده است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

۱) سرمایه انسانی بر رابطه میان بهره‌وری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثرگذار است.

۲) کیفیت نهادی بر رابطه میان بهره‌وری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثرگذار است.

۳) رابطه میان بهره‌وری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افق‌های زمانی و در گستره زمانی متفاوت است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

آنالیز موجک با اکثر روش‌های متداول ریاضی مانند روش‌های دامنه زمانی (تجزیه و تحلیل همبستگی، علیت گرنجر و ...) که نمی‌توانند روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین سری زمانی را مشخص کنند کاملا متمایز است. آزمون علیت گرنجر[۳۸] (۱۹۸۰) روابط موجود بین متغیرهای تحت بررسی و جهت علیت بین آن را تعیین می‌کند. در این روش، از مقادیر وقفه‌دار متغیرها برای بررسی علیت استفاده می‌شود و در نتیجه احتمال حذف اثرات آنی وجود خواهد داشت. برای رفع این مشکل، آنالیز طیفی[۳۹] به کمک تکنیک‌های متعارف پارامتریک می‌آید. تبدیل فوریه[۴۰] یکی از مباحث پرکاربرد در تحلیل طیفی است که به منظور آشکارسازی روابط موجود بین سری‌های زمانی در فرکانس[۴۱]های (بسامد و یا تواتر) مختلف استفاده می‌شود که بنا به ماهیت نوسانی همبستگی میان برخی از سری‌های زمانی اقتصادی، در تجزیه و تحلیل بررسی پویایی رابطه‌ی علیت قابل استفاده است (ون[۴۲]، ۲۰۰۵). با این حال عیب اصلی نظریه فوریه این است که برای مطالعه سری‌های پایا مناسب است به عبارت بهتر یکی از فروض اساسی این روش، پایا بودن مورد بررسی است. این در حالی است که در بسیاری از کاربردها انحراف از رفتار پایایی به طور دقیق همان اطلاعاتی است که باید از سری استخراج کرد.بسیاری از سری های زمانی به علت پویایی های اقتصاد ناپایا بوده و بسیاری از ویژگی های آن ها مانند روند، تغییرات ناگهانی و زمان شروع و پایان رخدادها در طول زمان تغییر می کند. با توجه به این محدودیت، تبدیل موجک[۴۳] به عنوان جایگزینی مفید برای تبدیل فوریه در کشف روابط علّی محسوب می‌شود. از ویژگی‌مهم تبدیل موجک می‌توان به توانایی آن در تجزیه‌ی یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا اصطلاحاً تحلیل زمان-فرکانس سری زمانی اشاره کرد.

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر[۴۴] شناخته می‌شوند) از یک تابع تکی - موجک مادر[۴۵] $\psi_{u,s}(t)$ - که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته[۴۶] و گسسته[۴۷] قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t)=\frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۱)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر هستند (یعنی $\psi(.)\in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه‌ی (۱) $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2=1$، می‌باشد. u پارامتر انتقال[۴۸] بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع[۴۹] (اندازه‌ی مقیاس تابع) می‌باشد که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشره شدن موجک است. از آن‌جا که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا

کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا است.

کاربرد تبدیل موجک پیوسته در هر زمینه و موضوعی نخست نیازمند انتخاب موجک مناسب برای عملی ساختن فرایند تبدیل است. بسته به مقاصد و علوم مختلف، انواع موجک مادر متفاوتی نظیر هار[۵۰]، مورلت[۵۱]، داوبیچیز[۵۲]، آتروس[۵۳]، کلاه مکزیکی[۵۴] و ... قابل استفاده است. متداول‌ترین موجک مادر قابل استفاده به منظور استخراج خصوصیات سری‌های زمانی، موجک مورلت می‌باشد که نخستین بار توسط گوپیلود[۵۵]، گراسمن[۵۶] و مارلت (۱۹۸۴) معرفی شده است. تابع موجک پیوسته‌ی مورلت به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\psi^{M}(t)=\frac{1}{\pi^{1/4}}\left(e^{i\omega_0 t}-e^{-\omega_0^2/2}\right)e^{-t^2/2} \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، $\psi^{M}(t)$ تابع موجک پیوسته‌ی مورلت، t عامل زمان و ω_0 عامل فرکانس (فرکانس مرکزی موجک) را نشان می‌دهند. با ثابت نگه‌داشتن فرکانس در یک مقدار مشخص و بهینه (برابر با شش) از پارامتر انتقال مقیاس زمانی برای تفکیک دوره‌های زمانی استفاده می‌شود. در این کاربرد از تحلیل موجک می‌توان با باز و بسته کردن موجک (تغییر پارامتر مقیاس) در طول زمان نتایج حاصل از دوره‌های زمانی مختلف را قیاس کرد. بر این اساس و با برابر قرار دادن ω_0 در رابطه‌ی (۲)، جزء $e^{-\omega^2/2}$ قابل اغماض بوده و فرم خلاصه شده‌ی آن توسط رابطه‌ی (۳) بیان شده است:

$$\psi^{M}(t)=\frac{1}{\pi^{1/4}}e^{i\omega_0 t}e^{-t^2/2} \qquad (۳)$$

بر این اساس موجک مورلت حول $(0, w_0/2\pi)$ در دامنه‌ی زمان-فرکانس متمرکز می‌شود (اگیر–کانراریا و همکاران، ۲۰۰۸).

تبدیل موجک سری زمانی $x(t)$ به صورت ضرب داخلی در یک تابع موجک نظیر $\psi^{M}(t)$ تعریف می‌شود (روآ و نونز[۵۷]، ۲۰۰۹ و وچا و بورونیک[۵۸]، ۲۰۱۱):

$$W_x(u,s)=\int_{-\infty}^{\infty}x(t)\frac{1}{\sqrt{s}}\psi^{*}\left(\frac{t-u}{s}\right)dt \qquad (۴)$$

که در آن $W_x(u,s)$ تبدیل موجک پیوسته‌ی سری زمانی $x(t)$ با استفاده از مزدوج مختلط[۵۹] تابع موجک، $\psi^{*}(.)$، می‌باشد. مزیت و کاربرد تبدیل موجک پیوسته در توانایی تجزیه و سپس بازنمایی یک سری زمانی نظیر $x(t)\in L^2(\mathbb{R})$ است به گونه‌ای که:

$$x(t)=\frac{1}{C_\psi}\int_0^\infty\left[\int_{-\infty}^\infty W_x(u,s)\psi^*_{u,s}(t)du\right]\frac{ds}{s^2},\quad s>0 \tag{۵}$$

شایان ذکر است که ویژگی اصلی تبدیل موجک، حفظ توان در سری‌های زمانی انتخابی است. این ویژگی برای تحلیل طیف توان[۶۰] که واریانس را مطابق رابطه‌ی (۶) مشخص می‌کند به کار گرفته می‌شود:

$$\left\|x^2\right\|=\frac{1}{C_\psi}\int_0^\infty\left[\int_{-\infty}^\infty\left|W_x(u,s)^2\right|du\right]\frac{ds}{s^2} \tag{۶}$$

باید توجه داشت که هنگامی که از یک تبدیل استفاده می‌شود تا از منظر بهتری به خواص سری زمانی نگریسته شود، ضروری است از این نکته که یک سری زمانی کاملاً می‌تواند از شکل بازنمایی یافته بازسازی شود اطمینان حاصل کرد. از طرف دیگر بازنمایی می‌تواند کاملاً یا نسبتاً بی‌معنی باشد. برای تبدیل موجک، شرط بازسازی – که به آن شرط مقبولیت[۶۱] گفته می‌شود - عبارت است از:

$$C_\psi=\int_{-\infty}^\infty\frac{\left|\psi(\omega)\right|^2}{\left|\omega\right|}\,d\omega<\infty \tag{۷}$$

که $\psi(\omega)$، تبدیل فوریه‌ی موجک می‌باشد. برای این‌که موجک شرط بالا را داشته باشد بایستی:

$$\psi(\omega)=\int_{-\infty}^\infty\psi(t)dt=0 \tag{۸}$$

به این معنی که موجک تابعی نوسانی با مقدار متوسط صفر است. علاوه بر این باید به ازای $|\omega|\to\infty$ و $|\omega|\to 0$ دارای مقدار صفر باشد. پس $\psi(t)$ باید پاسخ ضربه‌ای میان‌گذر باشد. از آن‌جایی که یک پاسخ ضربه شبیه یک موج کوچک است، این تبدیل با عنوان تبدیل موجک شناخته می‌شود (تورنس و کامپو[۶۲]، ۱۹۹۸ و دابیچز، ۱۹۹۲).

توان موجک[۶۳]

توان موجک معیاری برای اندازه گیری گستره نوسانات سری زمانی بوده و برای سری زمانی $x(t)$ به صورت $|W_n^x|^2$ نشان داده می شود و امکان اندازه‌گیری واریانس محلی[۶۴] و گستره‌ی نوسانات سری زمانی را فراهم می-کند. معناداری آماری توان موجک با فرضیه‌ی صفر پایایی سری زمانی (پیروی آن از یک فرآیند AR(0) یا AR(1)) با توان طیفی p_f آزمون می‌شود (گریستید و همکاران[۶۵]، ۲۰۰۴). تورنس و کامپو (۱۹۹۸)، بر اساس

شبیه‌سازی مونت کارلو[۶۶] از طریق محاسبه‌ی نوفه‌ی سفید[۶۷] و نوفه‌ی براونی[۶۸] (یا قرمز) توان موجک، نشان دادند تابع احتمال توزیع توان موجک از طریق رابطه‌ی (۹) به دست می‌آید:

$$D\left(\frac{\left|W_n^X(s)\right|^2}{\sigma_X^2} < p\right) \Rightarrow \frac{1}{2} P_f \chi_\nu^2 \qquad (۹)$$

که در آن n و s به ترتیب زمان و مقیاس توان موجک و χ^2 و σ_X^2 به ترتیب نشان‌دهنده‌ی تابع توزیع توان موجک و واریانس سری زمانی می‌باشند. احتمال معناداری توان موجک به صورت بزرگ بودن توان محاسباتی از p جدول مورد آزمون واقع می‌شود.

همبستگی موجک[۶۹] و اختلاف فاز[۷۰]

همبستگی موجک دو سری زمانی $x = \{x_n\}$ و $y = \{y_n\}$ توسط ضرایب همبستگی محلی آن دو در فضای زمان-فرکانس تعریف می‌شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). همبستگی موجک به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف می‌شود که توسط طیف توان موجک هموار شده[۷۱] برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است:

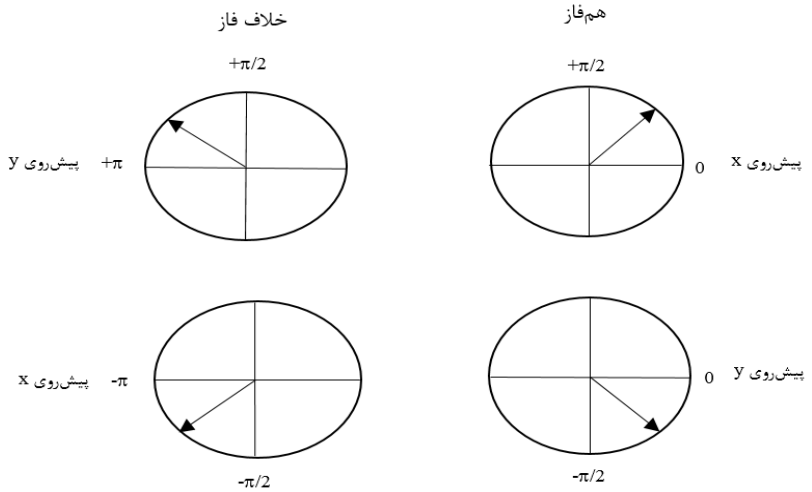
$$R^2(u,s) = \frac{\left|S\left(s^{-1}W_{xy}(u,s)\right)\right|^2}{S\left(s^{-1}\left|W_x(u,s)\right|^2\right) S\left(s^{-1}\left|W_y(u,s)\right|^2\right)} \qquad (۱۰)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[۷۲] در هر دو مؤلفه‌ی زمان و فرکانس است و به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به دست می‌آید (تورنس و وبستر[۷۳]، ۱۹۹۸). به علت این‌که در صورت عدم هموارسازی، هم‌بستگی موجک در تمام فرکانس‌ها برابر با واحد خواهد بود، از هموارسازی استفاده می‌شود. با هموارسازی توسط عمل‌گر S، همبستگی موجک مربع[۷۴]، بین صفر (عدم همبستگی) و یک (همبستگی کامل) $0 \le R^2(u,s) \le 1$، در فضای زمان فرکانس خواهد بود[۷۵] (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). به این ترتیب، همبستگی موجک امکان تحلیل سه بعدی[۷۶] را فراهم می‌کند که به طور هم‌زمان شدت همبستگی و ترکیب زمان و فرکانس را توضیح می‌دهد (لا[۷۷]، ۲۰۱۳). بنابراین ابزاری قدرت‌مند و مفید برای تحلیل رابطه‌ی پویا بین سری‌های زمانی به شمار رفته و هدف پژوهش حاضر را به خوبی تأمین می‌کند.

از آن‌جایی که همبستگی موجک مربع بین صفر و یک قرار دارد، نمی‌توان همبستگی منفی و مثبت را تشخیص داد. برای رفع این معضل، ابزار اختلاف (یا زاویه‌ی) فاز به کار می‌آیند. اختلاف فاز بین دو سری زمانی، $\phi_{x,y}$، رابطه‌ی فازی بین آن‌ها را بیان کرده و اطلاعات مفیدی در رابطه با جریان علّی فراهم می‌کند. این مقدار برای دو سری زمانی x و y عبارت است از:

$$\phi_{x,y} = tan^{-1}\left(\frac{\Im\{W_n^{xy}\}}{\Re\{W_n^{xy}\}}\right), with\, \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi] \qquad (11)$$

که در آن $\Im$ و $\Re$ به ترتیب بخش موهومی و حقیقی مبدل متقاطع موجک هموار شده هستند. در پژوهش حاضر، به پیروی از اگیر–کانراریا و همکاران (۲۰۰۸)، مقادیر $\phi_{x,y}$ متفاوت بر حسب فلش‌های زاویه‌دار تفسیر می‌شوند. شکل زیر به همراه توضیحات آن بیان روشنی از اختلاف فاز و نحوه‌ی تحلیل آن ارائه می‌دهد:



شکل (۱): اختلاف فاز و تعیین جهت علیت بین دو سری زمانی در فضای همبستگی موجک

منبع: برگرفته از اگیر–کانراریا و سوارز[۷۸] (۲۰۰۹)

اختلاف فاز صفر نشان می‌دهد دو سری زمانی هماهنگ با یکدیگر حرکت می‌کنند (مشابه با کوواریانس مثبت). اگر $\phi_{x,y} \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$ باشد، دو سری زمانی هم‌فاز بوده و سری زمانی x پیش‌رو[۷۹] است (علیت از x به y). اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$ باشد دوسری حرکت هم‌فاز با پیش‌روی y دارند (علیت y از به x). اختلاف فاز π (و یا $-\pi$) بیان‌گر رابطه‌ی خلاف فاز است (مشابه با کوواریانس منفی). در صورتی که $\phi_{x,y} \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$ باشد، دو سری زمانی حرکت خلاف فاز با پیش‌روی y دارند (علیت y از به x). نهایتاً اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$ باشد، حرکت خلاف فاز بوده و سری زمانی x پیش‌رو است[۸۰] (علیت از x به y) (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷).

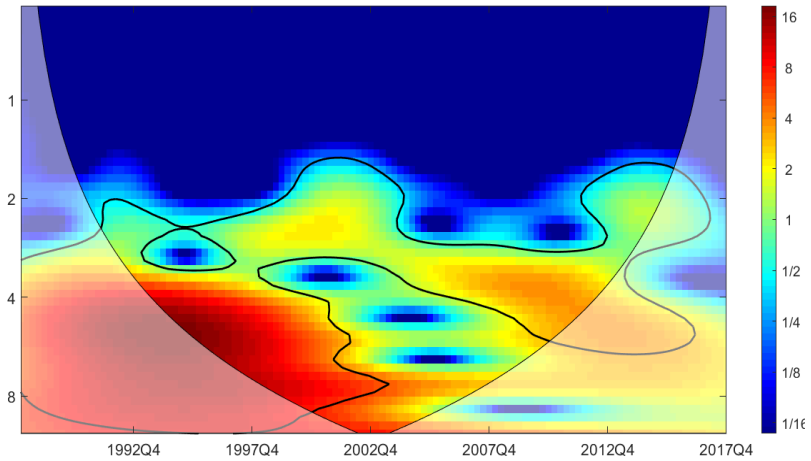
۵- یافته های پژوهش

۵-۱- معرفی متغیرها

در تحقیق حاضر از رشد بهره‌وری ، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه انسانی و شاخص کیفیت نهادی استفاده شده است. به پیروی از لی و تنا (۲۰۱۸) از رشد درآمد سرانه به عنوان شاخصی برای رشد بهره‌وری[۸۱] استفاده شده است . سرمایه انسانی با نرخ ناخالص ثبت نام دوره متوسطه و کیفیت نهادی با سه شاخص دموکراسی، نظم و قانون و کنترل فساد کمی سازی شد. متغیرها، به جز کیفیت نهادی که از ICRG استخراج شده، از سایت بانک جهانی گرفته شده است.

۵-۲- آنالیز موجک

شکل‌های (۲) و (۳) طیف توان موجک را برای متغیرهای به‌کار رفته در تحقیق به نمایش گذاشته است. همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، طیف توان موجک اطلاعات مفیدی در رابطه با واریانس محلی متغیرها و نتیجتاً نوسانات آن‌ها در گستره‌ی زمانی فراهم می‌کند. در شکل‌های (۲) و (۳)، محور افقی زمان، محور عمودی سمت چپ مقیاس زمانی (بر حسب سال) و محور عمودی سمت راست توان موجک (بیان‌کننده‌ی نوسانات) را نشان می‌دهند. با افزایش مقیاس زمانی، تحلیل در دوره‌ی بلندمدت صورت گرفته و در مقابل با کاهش آن، نوسانات دوره‌ی کوتاه‌مدت را مورد بررسی قرار می‌دهد. برای تفسیر کوتاه‌مدت، مقیاس ۰ تا ۱ سال، برای تفسیر میان-مدت، مقیاس ۱ تا ۴ سال و برای تفسیر بلندمدت، مقیاس بیش‌تر از ۸ سال در نظر گرفته می‌شوند. همان‌طور که محور عمودی سمت راست نشان می‌دهد، رنگ قرمز توان نوسانات شدید و رنگ قرمز نوسانات اندک سری-های زمانی را نشان می‌دهند که در شکل‌های (۲) و (۳) در هر موقعیت زمانی و در هر مقیاس امکان اندازه‌گیری آن فراهم شده است. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه[۸۲] شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر[۸۳] گفته می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل زمان-مقیاس مبدل موجک در نواحی لبه غیرقابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). برای این منظور فضای قابل تفسیر در شکل‌های (۲) و (۳) و تمامی اشکال بعد از آن، توسط خط سیاه نازک، به شکل یک سهمی مرزبندی شده‌اند. افزون بر این در سهمی مذکور، تنها مناطقی قابل تفسیراند که توسط خطوط مشکی پررنگ احاطه شده باشند. مناطق مذکور، محدوده‌ی قابل اطمینان آماری تخمین در فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ معناداری می‌باشند که با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو حاصل شده‌اند.



شکل (۲): طیف توان موجک برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

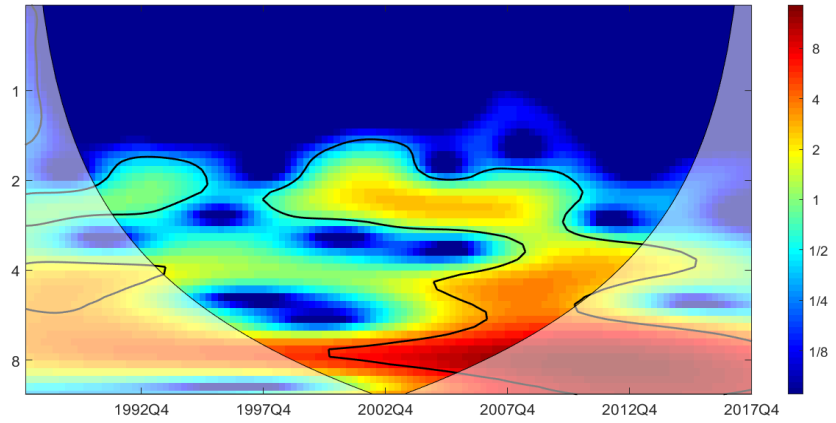
منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس آن‌چه مطرح شد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افق میان‌مدت (۱ تا ۴ سال) و بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال) نوسانات شدیدی داشته است. با این توضیح که در این نوسانات شدت پیدا می‌کند. با تحلیل در حوزه زمان مشخص می‌شود شدیدترین نوسانات در دوره‌ی ۲۰۰۲ – ۱۹۹۲ رخ داده است. می‌توان دلیل این نوسانات پایان جنگ تحمیلی و شروع دوران سازندگی و نیاز کشور به سرمایه‌گذاری و متعاقب تصویب قانون برنامه دوم توسعه دانست. به طوریکه سرمایه‌گذاری خارجی مجددا مورد اقبال سیاستگذاران و مسئولین کشور قرار گرفت، به گونه ای که تنها طی چهار سال از ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۸ منجر به جذب قریب به ۸۷۰ میلیون دلار سرمایه خارجی به کشور شد. این روند پس از فراز و فرودهایی نهایتا با تصویب قانون تشویق و حمایت سرمایه-گذاری خارجی و آیین‌نامه اجرایی آن در سال ۱۳۸۱ با آهنگ نسبتا با ثبات رو به افزایش گذاشت اگر چه هیچگاه عملکردی متناسب با ظرفیت ها و اندازه اقتصاد کشور نداشته است.

مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره‌وری نیز در کوتاه‌مدت (کم‌تر از یک سال) با نوسان روبه‌رو نبوده است. در میان مدت و بلندمدت، نوسانات بهره‌وری در محدوده‌ی معنی‌دار قرار دارد. با ورود به مقیاس بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال)، نوسان بهره‌وری بیش‌تر می‌شود. تحلیل در حوزه‌ی زمان حاکی از آن است که از سال ۲۰۰۰ به بعد، شدیدترین نوسانات متغیر مذکور رخ داده است.

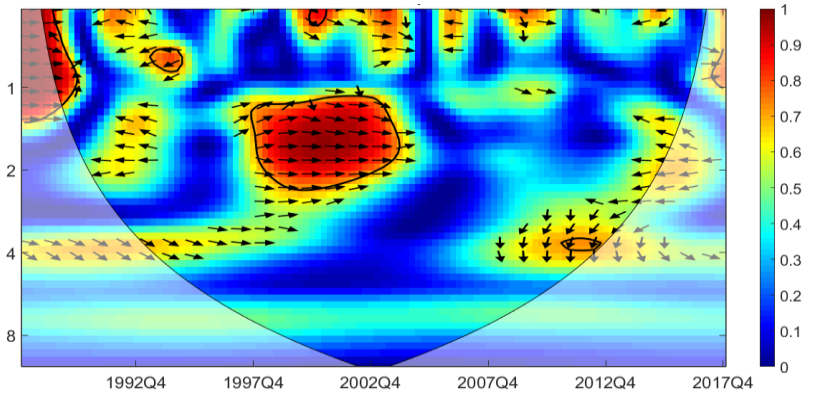
طیف توان موجک ابزار مناسبی برای تحلیل گستره‌ی سری‌های زمانی و رفتار نوسانی آن‌ها به شمار می‌رود اما اطلاعاتی درباره‌ی همبستگی متقابل و رابطه‌ی علّی ارائه نمی‌دهد. در ادامه با استفاده از ابزار همبستگی موجک و اختلاف فاز (شکل‌های (۴) تا (۶))، پویایی‌های رابطه‌ی علیت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بهره‌وری و هم‌چنین ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌ی انسانی و کیفیت نهادی با رشد بهره‌وری تحلیل می‌شوند. در شکل‌های (۴) تا (۶)، محور افقی زمان، محور عمودی سمت چپ مقیاس زمانی (بر حسب

سال) و محور عمودی سمت راست ضریب هم‌بستگی موجک را نشان می‌دهند. تقسیم‌بندی کوتاه‌مدت، میان-مدت و بلندمدت همانند شکل (۳) می‌باشد. رنگ قرمز (آبی) حداکثر (حداقل) ضریب هم‌بستگی، یعنی یک(صفر)، را بیان می‌کند. علاوه بر این، همانند شکل‌های (۲) و (۳) تنها مناطقی که داخل محیط سهمی مانند، توسط خطوط تیره احاطه شده‌اند، قابل تحلیل‌اند. جهت فلش‌های زاویه‌دار نشان‌دهنده‌ی متغیر پیش‌رو بوده و مانند شکل (۱)[۸۴] تفسیر می‌شوند. به این ترتیب، نتایج پژوهش در قالب شکل‌های شبه سه‌بعدی، تحلیل در دامنه‌ی زمان و دامنه‌ی فرکانس و هم‌چنین شدت همبستگی را میسر کرده و تصویر جامعی از تغییرات ساختاری سری‌های زمانی در اختیار قرار می‌دهد.



شکل (۳): طیف توان موجک برای رشد بهره‌وری

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۴): فضای همبستگی موجک و اختلاف فاز میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد بهره‌وری

منبع: یافته‌های پژوهش

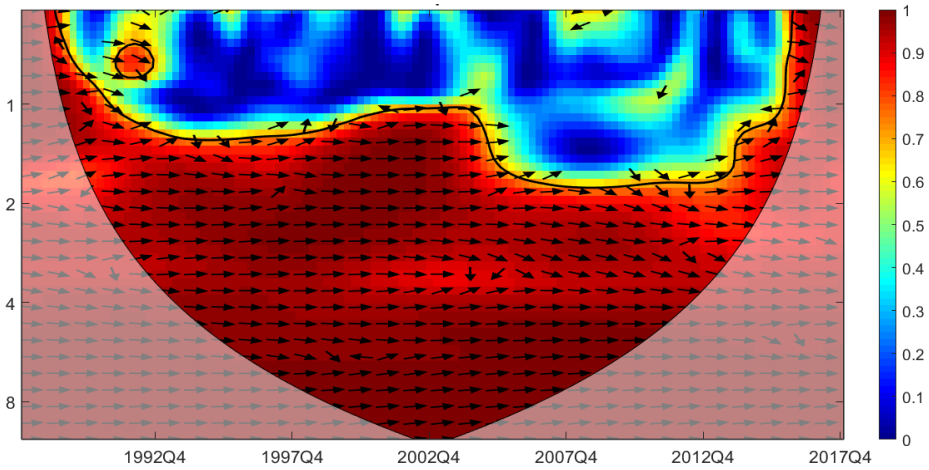
شکل (۴) به بررسی رابطه‌ی علّی میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد بهره‌وری اختصاص دارد. اولین نکته‌ای که جلب توجه می‌کند، تغییر رابطه‌ی میان دو متغیر مذکور در افق‌های مختلف و در گستره‌ی زمان است. این مطلب، اهمیت تحلیل فرکانسی را می‌رساند.

در افق کوتاه‌مدت، طی دوره‌های ۱۹۹۱ – ۱۹۹۰، ۱۹۹۳ – ۱۹۹۲ و ۲۰۰۰ – ۱۹۹۹ در محدوده‌ی معنی-دار قرار دارد و نسبتاً شدید است. بنابراین، همبستگی میان دو متغیر در گستره‌ی زمان افق کوتاه‌مدت محدود است. طی سال‌های ۱۹۹۱ – ۱۹۹۰، رشد بهره‌وری متغیر پیش‌رو بوده و جریان علّیت هم‌فاز و خلاف فاز به چشم می‌خورد. در دوره‌ی ۱۹۹۳ – ۱۹۹۲، علّیت خلاف فاز از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد بهره‌وری وجود دارد. در خلال سال‌های ۲۰۰۰ - ۱۹۹۹، رشد بهره‌وری متغیر پیش‌رو بوده و جریان علّیت هم‌فاز است. به این معنی که با افزایش (کاهش) رشد بهره‌وری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش (کاهش) پیدا می‌کند.

در میان‌مدت (افق ۱ تا ۴ سال)، رابطه‌ی میان دو متغیر در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۳ – ۱۹۹۷ در منطقه‌ی معنی-دار قرار دارد و از شدت قابل توجهی برخوردار است. در تمام این بازه، جریان علّیت هم فاز می‌باشد. در ابتدای دوره، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متغیر پیش‌رو است و در انتهای دوره جریان علّیت از رشد بهره‌وری به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد. می توان رابطه قوی این دو متغیر را به سیاست‌های اقتصادی و سیاسی آن دوران در ایران نسبت داد: اصلاح ساختارها، اصلاح مالیات بر شرکت ها، یکسان سازی نرخ ارز، تصویب و اجرای سیاستگذاری خارجی (که باعث افزایش ۴,۱ میلیارد دلاری سرمایه خارجی شد)، ایجاد بانک های خصوصی، ایجاد بیمه های خصوصی، ایجاد حساب ذخیره ارزی حاصل از درآمد نفت خام به منظور ایجاد ثبات درآمدهای ارزی و ریالی و همینطور حساب ذخیره ریالی به منظور سرمایه‌گذاری در امور تولیدی، خصوصی سازی به منظور ارتقای کارایی و بهره‌وری منابع مادی و انسانی کشور، سیاست تنش زدایی و گفتگوی تمدن ها، اعتمادسازی و توسعه همه جانبه.

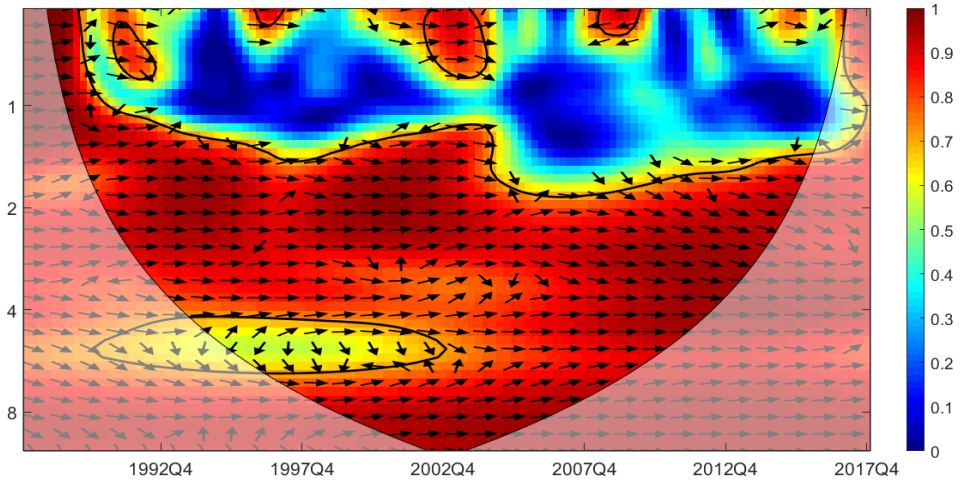
شکل‌های (۵) و (۶) به ترتیب رابطه‌ی پویا میان ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌ی انسانی با رشد بهره‌وری و ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت نهادی با رشد بهره‌وری را به تصویر کشیده‌اند.

شکل (۵) نشان می‌دهد ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌ی انسانی باعث می‌شود اثرگذاری سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد بهره‌وری در افق میان‌مدت و بلندمدت به شدت افزایش پیدا کند[۸۵]. اما، در کوتاه-مدت، سرمایه‌ی انسانی اثری بر رابطه‌ی میان دو متغیر مذکور ندارد. در افق‌های بیش‌تر از ۶ سال، جریان علّیت به پایداری می‌رسد. به طوری که علّیت هم فاز از ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی به رشد بهره‌وری وجود دارد. بر این اساس سرمایه انسانی بستری مهم جهت جذب دانش فن آوری موجود در FDI است تا رشد بهره وری از این کانال افزایش یابد. بورنزتن و همکاران (۱۹۹۸) نیز بر اهمیت سرمایه انسانی در رشد FDI تاکید کرده اند. لین و همکاران و لیو و همکاران دریافتند که سطح بالاتری از سرمایه انسانی منجر به اثرات سرریزی بیشتر FDI ناشی از رشد بهره وری در شرکت های چینی می شود.



شکل (۵): فضای همبستگی موجک و اختلاف فاز میان ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌ی انسانی با رشد بهره‌وری

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل (۶): فضای همبستگی موجک و اختلاف فاز میان ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت نهادی با رشد بهره‌وری

منبع: یافته‌های پژوهش

مانند شکل (۵)، در کوتاه‌مدت لحاظ کردن کیفیت نهادی نمی‌تواند اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد بهره‌وی را تحت تأثیر قرار دهد. اما، در میان‌مدت و بلندمدت به شدت رابطه‌ی میان سرمایه‌گذاری

مستقیم خارجی و رشد بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در میان‌مدت (بین ۴ تا ۶ سال)، جریان علّیت ناپایدار است. با گسترش افق زمانی (بیش‌تر از ۶ سال)، یک جریان علّی قوی و هم‌فاز از ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد بهره‌وری وجود دارد. استدلال اساسی این است که نهادها انگیزه ای قوی برای افراد و سیستم بازار ایجاد می‌کنند تا در فاکتورهای تولید سرمایه‌گذاری کنند، در نتیجه تاثیر مثبتی بر بهره وری و رشد اقتصادی از طریق بهبود کارایی تخصصی دارد. سیلزمن و همکارن نیز بر اهمیت کیفیت نهادی به عنوان یک فاکتور آستانه در ارزیابی تاثیر ورود سرمایه بر رشد اقتصادی تاکید کردند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در حالی که شواهد زیادی در رابطه با تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی وجود دارد، توجه کمتری به تاثیر آن روی رشد بهره‌وری، از طریق بهبود کارایی اقتصادی شده است. این موضوع برای کشورهای در حال توسعه که در رقابت برای جذب بیشتر سرمایه‌گذاری خارجی هستند، بیشتر حائز اهمیت است. شرایط محلی از طریق انتقال بهتر دانش و انتشار فناوری مرتبط با جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کشورها را در جذب بهتر FDI و مزایای بهره‌وری بهره‌مند می‌سازد. ما با ارئه شواهد جدید، در مورد رابطه رشد FDI-TFP و تمرکز بر نقش سرمایه انسانی و نهادها که شرایط محلی(ظرفیت های جذب کننده) به حساب می-آیند به ادبیات موضوع کمک می‌کنیم. در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی سالهای ۲۰۱۷-۱۹۸۹ در ایران و به کارگیری آنالیز موجک پیوسته و تحلیل در حوزه‌ی زمان – فرکانس تلاش شد، بینش جدیدی در این خصوص ایجاد شود.

نتایج تجربی ما با استفاده ازآنالیز موجک نشان داد، ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌ی انسانی و کیفیت نهادی در کوتاه مدت نمی‌تواند اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد بهره‌وری را تحت تأثیر قرار دهد. ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه‌ی انسانی باعث می‌شود اثرگذاری سرمایه-گذاری خارجی بر رشد بهره‌وری در افق میان‌مدت و بلندمدت به شدت افزایش پیدا کند در افق‌های بیش‌تر از ۶ سال، جریان علّیت به پایداری می‌رسد. به طوری که علّیت هم فاز از ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد بهره‌وری وجود دارد. ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با کیفیت نهادی باعث می‌شود اثرگذاری سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد بهره‌وری در میان‌مدت (بین ۴ تا ۶ سال) به شدت افزایش یابد وجریان علّیت ناپایدار است. با گسترش افق زمانی (بیش‌تر از ۶ سال)، یک جریان علّی قوی و هم‌فاز از ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد بهره‌وری وجود دارد.

سطح نیروی انسانی پایین و نهادهای ضعیف موانع اساسی برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بهره‌مندی از اثرات آن بر رشد بهره‌وری است. پیشنهادهای زیر جهت هموارسازی مسیر ورود FDI به داخل کشورمی تواند راه گشا باشد :

۱) مقررات‌زدایی به مفهوم بررسی کلیه مقررات و حذف مقررات گوناگون و پیچیده‌ای که اگرچه ظاهرا مرتبط با سرمایه‌گذاری خارجی نیستند، اما در این فرآیند اثر گذارند. مانند قوانین تجارت، صادرات، واردات، تملک افراد بیگانه، حقوق کنسولی، حقوق بیمه ای و ... .

۲) ساده‌سازی شرایط جذب FDI و ارکان درگیر در این فرآیند، از طریق ایجاد پنجره واحد خدمات که فعالین FDI همه سرویس‌های مورد نیاز خود را با تقاضا از یک مرکز بدست آورند. تدوین و اجرای ساز و کارهای اطمینان بخش در خصوص تضمین امنیت آورده اولیه و عوامل ثانویه بنگاه‌های محصول FDI.

۳) ارتقا کیفیت اطلاع‌رسانی و آموزش طرف سرمایه‌فرست و سرمایه‌پذیر از طریق کارگاه‌های آموزشی. آشنایی طرف سرمایه‌پذیر با اکوسیستم و اتمسفر FDI در سایر کشورها، برای تلاش جهت پیشی گرفتن از آن کشورها در فرآیند مطلوب‌سازی محیط سرمایه‌پذیری. همچنین آموزش‌های مهندسی شده از مجراهای مورد قبول طرف‌های سرمایه‌فرصت به منظور آشنایی آنها با واقعیت چارچوب فرهنگی و اجتماعی و قانونی کشور و نیز مزایای نهفته و بالقوه غنی فرهنگی، طبیعی، ژئواکونامیک و ژئواستراتژیک کشور و رفع آثار سوء تبلیغات اسلام و ایران هراسی.

۴) استفاده و فعال‌سازی نهادهای واسط یا کارگزاران و شتاب دهنده‌ها برای بهم‌رسانی متقاضیان FDI و فعالان اقتصادی کشور و تجدید ساختار و اقدامات نوآورانه در نهادهای مرتبط.

۵) فعال‌سازی دائمی نسخه مجازی نهادهای خدمات دهنده به FDI به زبان و فرهنگ های مختلف.

۶) بهره‌گیری از شیوه بنچ مارک یا عملیات‌سازی گونه‌های موفق جهانی بومی شده و ارتقا کیفی منابع انسانی از طریق توانمندسازی آنها با اعزام به کشورها و مجامع دارای تجربیات نو و موفق.

۷) ساده‌سازی و بهسازی مشوق‌های FDI به گونه‌ای که در مقایسه با سایر کشورهای منطقه ساده‌تر و انگیزاننده‌تر طراحی شود.

۸) توانمندسازی و روزآمدی منابع انسانی از طریق دوره‌های مهارت محور منطبق با زمینه‌های مورد نیاز در جذب دانش فنی حاصل شده از FDI .

فهرست منابع

* احسانی، محمدعلی و طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۷). کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی‌های رابطه‌ی علّی بین نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهنده‌ی آن با تورم؛ مطالعه‌ی موردی اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره۵۳، شماره۲، ۲۷۸ -۲۳۵.

* احمدی، علی؛ دهنوی، جلال و حق نژاد، امین (۱۳۹۰). رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه؛ یک تجربه و تحلیل مبنی بر داده های پانلی. پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۱، شماره۲ ، ۱۸۰-۱۵۹.

* امینی، علیرضا؛ ریسمانچی، هستی و فرهادی‌کیا، علیرضا. تحلیل نقش سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI)در ارتقای بهره‌وری کل عوامل(TFP) ؛ یک تحلیل داده های تابلویی بین کشوری. فصلنامه پژوهش-های اقتصادی ایران، دوره ۱۳، شماره ۴۳، ۸۰-۴۳.
* برادران شرکا، حمیدرضا و ملک الساداتی، سعید (۱۳۸۷). تاثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب. فصلنامه راهبرد، دوره ۱، شماره ۴۹، ۵۲-۲۷.
* حسین زاده بحرینی، محمدحسین (۱۳۸۳). عوامل موثر بر امنیت سرمایه‌گذاری در ایران. فصلنامه جستارهای اقتصادی، دوره ۱، شماره۲، ۱۵۶-۱۰۹.
* حسینی، سید صفدر و مولایی، مرتضی (۱۳۸۵). تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش اقتصادی، دوره ۶ ، شماره ۲۱، ۷۹-۵۷.
* شاه آبادی، ابوالفضل(۱۳۸۲). بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران. فصلنامه مفید، دوره ۹، شماره ۳۸ ، ۵۸-۲۷.
* رحمانی، تیمور و معتمدی، سیما (۲۰۱۸). تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تشکیل سرمایه، بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۳۲-۱۱۷.
* مهرآرا، محسن و اسدیان، زینب (۱۳۸۸). تاثیر حکمرانی خوب بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورها با درآمد متوسط. مجله مطالعات اقتصاد بین الملل، دوره۲۰، شماره ۲ ،۲۰-۱.
* موتمنی، مانی و شهریار، زروکی(۱۳۹۱). تحلیل علیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با تاکید بر ناهمسانی رفتار در داده‌های تابلویی. مجله اقتصاد مقداری، دوره ۹، شماره ۴ ، ۶۶-۴۵.
* نوربخش، فرهاد(۱۳۸۳). رابطه سرمایه انسانی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه: شواهد تجربی جدید. فصلنامه اقتصاد سیاسی، شماره ۲،دوره ۶، ۴۴-۶.
* Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M.J. (2008). Using wavelets to decompose the time-frequency effects of monetary policy. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 387, 2863–2878.
* Aguiar-Conraria L., & Soares M.J. (2011). The Continuous Wavelet Transform: A Primer. NIPE Working Paper Series.
* Alfaro, L., Kalemli-Ozcan, S., and Sayek, S. (2009). FDI, Productivity and Financial Development. The World Economy 32 (1), 111-35.
* Ay, A., & Yardimci, P. (2007). The role of trade and human capital in endogenous economic growth and technological change of Turkey (1963-2002): A cointegration analysis of Peseran's bound test. Journal of Economics Business and Finance, 22(252), 99-115.
* Baltabaev B (2014) FDI and total factor productivity growth: new macro evidence.World Econ 37(2):311–334.
* Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. Journal of international Economics, 45(1), 115-135.
* Çakmak, E., & Gümüş, S. (2005). Human capital and economic growth in Turkey: an econometric analysis (1960-2002). Ankara Üniversity SBF Journal, 60(1), 59-72.

* Cooray, A., Mallick, S., & Dutta, N. (2014). Gender-specific Human Capital, Openness and Growth: Exploring the Linkages for S outh A sia. Review of Development Economics, 18(1), 107-122.
* Cooray, A., Dutta, N., & Mallick, S. (2017). Trade openness and labor force participation in Africa: the role of political institutions. Industrial Relations: A Journal of Economy and Society, 56(2), 319-350.
* Daubechies, I. (1992). "Ten lectures on wavelets". CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics, 61, Philadelphia: SIAM.
* Demena, B. A., & van Bergeijk, P. A. (2017). A meta-analysis of FDI and productivity spillovers in developing countries. Journal of Economic Surveys, 31(2), 546-571.
* De Mello, L. R. (1999). Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data. Oxford economic papers, 51(1), 133-151.
* Görg, H., & Greenaway, D. (2004). Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment?. The World Bank Research Observer, 19(2), 171-197.
* Goupillaud, P., Grossman, A., & Morlet, J. (1984). "Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis". Geoexploration, 23, 85–102.
* Grinsted, A., Moore, J.C., Jevrejeva, S., (2004). "Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series". Nonlinear Processes in Geophysics, 11, 561–566.
* Harrison A, Rodríguez-Clare A (2010) Trade, foreign investment, and industrial policy for developing countries. In: Rodrik D, Rosenzweig MR (eds) Handbook of development economics, vol 5. Elsevier,Amsterdam, pp 4039–4214.
* Herzer, D. and Klasen, S. (2008) 'In search of FDI-led Growth in Developing Countries: The Way Forward'. Economic Modelling 25 (5), 793-810.
* Herzer, D. (2011). The long-run relationship between outward foreign direct investment and total factor productivity: Evidence for developing countries. The Journal of Development Studies, 47(5), 767-785.
* Herzer, D., & Donaubauer, J. (2018). The long-run effect of foreign direct investment on total factor productivity in developing countries: a panel cointegration analysis. Empirical Economics, 54(2), 309-342.
* Kaufmann, D., A. Kraay and P. Zoido-Lobatón (1999), Aggregating Governance Indicators, Washington DC: World Bank Policy Research Department Working Paper, No. 2195.
* Kholdy, S. (1995). Causality between foreign investment and spillover efficiency. Applied economics, 27(8), 745-749.
* Knack, S., & Keefer, P. (1997). Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. The Quarterly journal of economics, 112(4), 1251-1288.
* Li, C., Murshed, S. M., & Tanna, S. (2017). The impact of civil war on foreign direct investment flows to developing countries. The Journal of International Trade & Economic Development, 26(4), 488-507.
* Li, C., Murshed, S. M., & Tanna, S. (2017). The impact of civil war on foreign direct investment flows to developing countries. The Journal of International Trade & Economic Development, 26(4), 488-507.
* Li, C., & Tanna, S. (2019). The impact of foreign direct investment on productivity: New evidence for developing countries. Economic Modelling, 80, 453-466.

* Lin, C. H., Lee, C. M., & Yang, C. H. (2011). Does foreign direct investment really enhance China's regional productivity? The Journal of International Trade & Economic Development, 20(6), 741-768.
* Liu, Z. (2008). Foreign direct investment and technology spillovers: Theory and evidence. Journal of Development Economics, 85(1-2), 176-193.
* Liu, W. S., Agbola, F. W., & Dzator, J. A. (2016). The impact of FDI spillover effects on total factor productivity in the Chinese electronic industry: a panel data analysis. Journal of the Asia Pacific Economy, 21(2), 217-234.
* Loh, L. (2013). Co-movement of Asia–Pacific with European and US stock market returns: a cross-time-frequency analysis. Research in International Business and Finance, 29, 1–13.
* Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of monetary economics, 22(1), 3-42.
* Pessoa, A (2005). FDI and TFP in OECD countries: evidence from aggregate data.FEP working papers, n.188,Universidade do Porto, Faculdade de Economia do Porto.
* Roueff, F., & Sachs, R. (2011). Locally stationary long memory estimation. Stochastic Processes and their Applications, 121(4), 813–844.
* Rua, A. and Nunes, L.C. (2009). "International comovement of stock market returns: A wavelet analysis". Journal of Empirical Finance, 16, 632-639.
* Shepotylo, O. (2006), Regional Governance Infrastructure: the Positive Externality on the Inflow of Foreign Direct Investment, University of Maryland.
* Slesman, L., Baharumshah, A. Z., and Wohar, M. E. (2015). Capital Inflows and Economic Growth: Does the Role of Institutions Matter?. International Journal of Finance & Economics 20 (3), 253-275.
* Smarzynska Javorcik, B. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. American economic review, 94(3), 605-627.
* Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics 70 (1), 65-94.
* Tanna, S., Li, C., and De Vita, G. (2018). The Role of External Debt in the Foreign Direct Investment - Growth Relationship. International Journal of Finance & Economics 23 (4), 393–412.
* Torrence, C., & Compo, G. (1998). A practical guide to wavelet analysis. Bulletin of the American Meteorological Society, 79: 61–78.
* Torrence, C., & Webster P. J. (1998). The annual cycle of persistence in the El Niño Southern Oscillation. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 124, 1985–2004.
* Wang, M., & Wong, M. S. (2009). Foreign direct investment and economic growth: The growth accounting perspective. Economic Inquiry, 47(4), 701-710.
* Wen, Y. (2005). Understanding the inventory cycle. Journal of Monetary Economics. 52(8), 1533-1555.
* Zhang, K. (2001). Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Evidence form East Asia and Latin America. Contemporary Economic Policy, 19(2), 175-185.
* https://www.un.org/ldcportal/comprehensive-programmes-of-action-for-ldcs/

یادداشت‌ها

[1] Foreign Direct Investment (FDI)
[2] Least Developd Countries (LDCs)
[3] https://www.un.org/ldcportal/comprehensive-programmes-of-action-for-ldcs/
[4] li & tanna (2017)
[5] Demena & Van Bergeijk (2017)
[6] Total Factor Productivty (TFP)
[7] Wang & Wong (2009)
[8] De mello (1999)
[9] Herzer et al. (2018)
[10] Harison et al. (2010)
[11] Grack & Green way (2004)
[12] Baltabaev (2014)
[13] Kholdy (1995)
[14] Li & Liu (2005)
[15] Lin (2008)
[16] Herzer et al. (2011)
[17] Cakmak et al. (2005)
[18] Ay et al. (2007)
[19] Borenztein et al. (1998)
[20] Bangoa et al. (2003)
[21] Kufman et al. (1999)
[22] Economist Intelligence Unit
[23] International Country Risk Group
[24] Heritage Foundation
[25] Freedom House
[26] Mauro (1995)
[27] Knack & Keefer (1997)
[28] Barro(1999)
[29] Hall & Jones (1999)
[30] Shepotylo (2006)
[31] Selsman et al. (2015)
[32] Zhang (2002)
[33] Pessoa (2005)
[34] Alguacil el at.
[35] Li et al. (2017)
[36] Herzer et al. (2016)
[37] Coory et al. (2017)
[38] Granger Causality
[39] Spectral Analysis
[40] Fourier Transform
[41] Frequency
[42] Wen
[43] Wavelet Transform
[44] Wavelet Daughters
[45] Mother Wavelet
[46] Discrete
[47] Continuous
[48] Location Parameter
[49] Dilatation Parameter
[50] Haar
[51] Morlet
[52] Daubechies

[53] Atrous
[54] Mexican hat
[55] Goupillaud
[56] Grossman
[57] Rua and Nunes
[58] Vacha and Barunik
[59] Complex Conjugation
[60] Power Spectrum
[61] Admissibility
[62] Torrence and Compo
[63] Wavelet Power
[64] local variance
[65] Grinsted et al
[66] Monte Carlo Simulation
[67] White Noise
[68] Brownian Noise
[69] Wavelet Coherence
[70] Phase Difference
[71] Smoothed Cross-Wavelet Spectra
[72] Smoothing Operator
[73] Torrence and Webster
[74] Squared Wavelet Coherency

[۷۵] لازم به ذکر است با توجه به این‌که تابع توزیع احتمال برای همبستگی موجک مربع تعریف نشده است، برای تعیین فاصله‌ی اطمینان و معناداری آماری از روش مونت کارلو استفاده می‌شود.

[76] Three-Dimensional
[77] Loh
[78] Aguiar-Conraria and Soares
[79] Leading

[۸۰] در صورتی که فلش حالت عمودی به خود بگیرد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم جهت بوده و علیت از x(y) به y(x) با وقفه‌ی $\frac{\pi}{2}$ می‌باشد. به طور کلی با حرکت از حالت افقی به حالت عمودی، وقفه‌ی اثرگذاری بیش‌تر شده و از صفر به $\frac{\pi}{2}$ می‌رسد.

[۸۱] برای تبدیل تواتر متغیرها از روش Denton تناسبی استفاده شده است.

[82] Edge Effect
[83] Cone of Influence

[۸۴] سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ترکیب سرمایه‌گذاری مستیم خارجی با سرمایه‌ی انسانی و ترکیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با کیفیت نهادی سری زمانی x و رشد بهره‌وری سری زمانی y در نظر گرفته شده است.

[۸۵] این نتیجه با مقایسه دو شکل (۳) و (٤) به دست می‌آید.