

تأثیر آستانه ای تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)^۱

نریمان محمدی^۲

غلامعلی حاجی^۳

محمدحسن فطرس^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۵

چکیده

رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی، در دهه های اخیر، یکی از موضوعات و مباحث محوری در اقتصاد بوده است. تمرکززدایی مالی، از جمله متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی است که رابطه تنگاتنگ و انکارناپذیری با برنامه های رشد و توسعه اقتصادی و گسترش تعادل و توازن منطقه ای دارد. این مطالعه به منظور بررسی رفتار غیرخطی رشد اقتصادی در دامنه های تمرکززدایی مالی برای استان های کشور در بازه زمانی ۹۵-۱۳۸۳ در چهارچوب مدل اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، به عنوان یکی از برجسته ترین مدل های تغییر رژیم، انجام شده، و در آن، شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی، با استفاده از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی، استخراج و از آن، به عنوان متغیر انتقال، به منظور بررسی تغییرات رشد اقتصادی در مدل غیرخطی مذکور، استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل، ضمن تأیید وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، یک مدل دو رژیمی با حد آستانه ای ۳/۱۹۴۱ و پارامتر شیب ۴/۲۸۶۹ را پیشنهاد می کند که براساس آن، تأثیر تمرکززدایی مالی ترکیبی، بر رشد اقتصادی استان ها نامتقارن است؛ به گونه ای که با افزایش تمرکززدایی در رژیم حادی یکم، رشد اقتصادی مثبت و پس از عبور از حد آستانه ای و ورود به رژیم دوم، به دلیل هزینه های مترتب بر افزایش تمرکززدایی مالی، منفی می شود و از این رو، رابطه بین تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی استان ها، به صورت یک سهمی (U وارون) قابل نمایش می باشد.

واژگان کلیدی: تمرکززدایی مالی ترکیبی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی

طبقه بندی JEL: H72, C33, O47

۱. این مقاله از رساله دکتری نریمان محمدی در رشته اقتصاد در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک با راهنمایی غلامعلی حاجی و مشاوره محمدحسن فطرس، استخراج شده است.
۲. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. n.mohammadi552@yahoo.com
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران (نویسنده مسؤول). g-haji@iau-arak.ac.ir
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. fotros@basu.ac.ir

۱. مقدمه

اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی^۱ در دهه‌های اخیر، به عنوان یکی از اقدامات مالی در جهت توزیع بهینه منابع عمومی و ارتقاء رشد و توسعه اقتصادی در اغلب کشورهای در حال توسعه مورد تأکید و توجه ویژه قرار گرفته است؛ که از دلایل آن، می‌توان به عدم موفقیت سیاست‌های مبتنی بر نظام متمرکز، ارتقاء سطح آگاهی مردم و تقویت روحیه مشارکت در مدیریت مؤثر امور عمومی در نهادهای محلی و نیز مزایا و آثار مثبت تمرکززدایی مالی همچون ارتقاء بهره‌وری و رشد اقتصادی اشاره کرد. در ادبیات اقتصادی، تمرکززدایی مالی، به مفهوم انتقال اختیارات مالی و قدرت تصمیم‌گیری در ترکیب و تخصیص مخارج و درآمدها، به سطوح پایین‌تر از ملی تلقی می‌شود که با هدف ارتقاء رشد و توسعه اقتصادی بویژه مناطق محلی، به اجرا در می‌آید.

از دلایل توجه به رویکرد تمرکززدایی، وجود محدودیت مالی در بودجه دولت‌های مرکزی است که ضرورت توجه ویژه به تمرکززدایی مالی را اجتناب‌ناپذیر نموده است. انتقال قدرت و تفویض اختیار در زمینه‌های مالی و سیاسی به حکومت‌های محلی، با هدف افزایش کارایی و رشد اقتصادی، از چند دهه پیش در اغلب کشورها آغاز شده است؛ به طوری که محاسبه شاخص اقتدار منطقه‌ای یا محلی در سال ۲۰۱۰ برای ۴۲ کشور مردم‌سالار و نیمه مردم‌سالار توسط هوگو و همکاران (Hooghe *et al.*, 2010)، نشان می‌دهد که ۷۰ درصد این کشورها از سال ۱۹۵۰ تمرکززدایی را آغاز، و در برنامه‌های توسعه‌ای خود، به آن توجه کرده‌اند (Martinez-Vazquez *et al.*, 2015).

گرایش فزاینده به اجرای سیاست تمرکززدایی مالی، نشان از مزیت‌های ویژه و متعدد آن در اقتصاد دارد که در صورت اجرای صحیح آن، می‌تواند موجبات بهبود و ارتقاء وضعیت اقتصادی و اجتماعی جوامع محلی را فراهم نماید. تجربه بسیاری از کشورها در زمینه سیاست تمرکززدایی مالی و حرکت در جهت انتقال یا تفویض اختیارات مالی، برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری به دولت‌های محلی، مبین آن است که تمرکززدایی مالی به عنوان ابزاری کارآمد، افزایش کارایی در ارائه خدمات عمومی و تخصیص بهینه منابع عمومی دولت و افزایش نقش مردم در توسعه محلی، افزایش بهره‌وری و در مجموع بهبود عملکرد بخش عمومی را به دنبال داشته است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹: ۷۶).

تمرکززدایی در ایران، با تهیه و تدوین اسناد ملی توسعه استان‌ها در قالب برنامه‌های پنج‌ساله توسعه، ایجاد نظام تنظیم بودجه استان‌ها تحت عنوان آمایش سرزمین و توازن منطقه‌ای در راستای تقویت نظام درآمد-هزینه استان، اختصاص اعتبارات عمرانی استانی به صورت ضربی از درآمد استان و همچنین واگذاری اختیار تعیین و توزیع اعتبارات فعالیت‌های عمرانی به نهادهای استانی همچون شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان و کمیته برنامه‌ریزی شهرستان، مورد توجه قرار گرفته است.

به طور ویژه، ساماندهی توسعه منطقه‌ای نظام درآمد- هزینه به منظور تمرکززدایی و افزایش اختیارات در جهت توسعه و عمران استان‌ها در برنامه پنجم توسعه، و واگذاری توزیع ۳۰ درصد از اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای کشور به شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان، تهیه سند آمایش سرزمین ملی و استانی به منظور رقابت پذیرکردن عدالت بین منطقه‌ای و سرزمینی و تقویت خوداتکایی، از مبانی قانونی برنامه ششم توسعه است که در راستای عملیاتی کردن سیاست‌های تمرکززدایی، هدف گذاری شده است. طی سه دهه گذشته، پژوهش‌های متعددی، رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی را در قالب مطالعات مبتنی بر داده‌های سری‌های زمانی و داده‌های تلفیقی، مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند که نتایج متفاوتی را به دست داده است، و از دلایل تفاوت و تنوع نتایج، می‌توان به موارد و عوامل اجتناب ناپذیری همچون تفاوت در متغیرهای مورد استفاده، رویکردهای اقتصادسنجی، دوره زمانی مورد مطالعه و مواردی از این قبیل اشاره کرد.

اما صرف نظر از این عوامل، در بخش عمده‌ای از این مطالعات، فرض خطی بودن این رابطه، منظور شده است که بر پایه تحلیل‌های نظری و به دلایلی همچون وجود تعادل‌های چندگانه، تغییر سیاست‌ها و رفتار متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین بروز بحران‌ها و شوک‌های اقتصادی، باور تبعیت رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی از یک الگوی غیرخطی را تقویت می‌کند. بررسی روابط غیرخطی موجود در برخی دیگر از این مطالعات نیز مبتنی بر مدل‌های چندجمله‌ای شامل مجذور شاخص تمرکززدایی مالی است. این دسته از مدل‌ها که نوع خاص و محدودکننده‌ای را بر متغیرها تحمیل می‌کند، نمی‌تواند دیگر اشکال غیرخطی محتمل میان متغیرها را شناسایی و تبیین نمایند.

از این رو در این مطالعه، با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، رابطه میان تمرکززدایی مالی ترکیبی^۲ و رشد اقتصادی استان‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد تا از این طریق، ایرادهای مذکور موجود در مطالعات پیشین، به میزان قابل ملاحظه‌ای رفع و نتایج قابل اعتمادتری ارائه گردد. این رویکرد، از انعطاف پذیری بالایی در الگوسازی رابطه غیرخطی میان متغیرها برخوردار بوده و در آن، رابطه غیرخطی با استفاده از تابع انتقال به شیوه‌ای پیوسته، الگوسازی می‌شود.

افزون براین، همان‌گونه که جود (Jude, 2010) در اشاره به مزایای این مدل، عنوان می‌کند، مدل PSTR، به ضرایب تخمینی اجازه می‌دهد تا برای مقاطع (استان‌ها) و حتی در طول زمان تغییر

1. Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR)

۲. تمرکززدایی مالی ترکیبی با بکارگیری پنج متغیر تمرکززدایی مالی و استفاده از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی، به منظور بهبود متغیرهای تمرکززدایی مالی و بویژه رفع همبستگی آنها استخراج و در مدل به کار گرفته می‌شود.

یابند که این ویژگی، راه حل ساده و مناسبی را برای رفع ناهمگنی بین مقاطع در مدل داده‌های تابلویی فراهم می‌کند.

ادامه مقاله، بدین شرح تنظیم شده است: بخش بعدی به تبیین مبانی نظری و تحلیلی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی و بررسی پیشینه تجربی تحقیق می‌پردازد؛ بخش سوم، در قالب روش شناسی تحقیق، به معرفی تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ به عنوان وجه تمایزی از این تحقیق و تبیین مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) اختصاص دارد؛ در بخش چهارم، نتایج تخمین مدل ارائه می‌شود و در نهایت، مقاله با تحلیل نتایج و ارائه پیشنهادهای به پایان می‌رسد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

رشد اقتصادی به لحاظ آثار مطلوبی که در وضعیت معیشت آحاد جامعه، پیشرفت فناوری و نوآوری، شکوفایی استعدادها و به کارگیری قوه ابتکار و خلاقیت در زمینه علوم مختلف و مشارکت عمومی در صحنه‌های سیاسی و اقتصادی دارد، برای هر نظام اقتصادی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ به همین دلیل، بررسی و شناخت دقیق تر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، از مهمترین موضوعات اقتصادی به شمار می‌رود. تأکید بر تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی بر مبنای نیازها و سلیق افراد در مناطق و نواحی مختلف کشورها، از عمده‌ترین سیاست‌های اقتصادی دهه‌های اخیر است که اغلب، به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است.

گسترش حوزه فعالیت‌های بخش عمومی و ضرورت ارائه بهینه خدمات عمومی، دولت‌های مرکزی را برآن داشته است تا با هدف بهبود ارائه خدمات، پاسخگویی و مشارکت مردمی مؤثر و نیز توسعه اقتصادی و اجتماعی، بخشی از اختیارات خود را با ساز و کارهای قانونی، به دولت‌های محلی واگذار نمایند. تمرکززدایی در اغلب کشورها، تغییرات اساسی در نحوه مدیریت و بهبود متغیرهای بخش عمومی و در نتیجه، رشد اقتصادی ایجاد کرده است.

در مدل‌های رشد درونزا که بر نیروهای درونی اقتصاد تأکید دارند، علاوه بر نیروی انسانی و سرمایه‌های فیزیکی به عنوان عوامل کلیدی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، ضرورت بررسی عوامل دیگر، اقتصادی یا غیراقتصادی مؤثر بر رشد و توسعه اقتصادی، بیش از پیش افزایش یافته است و بنابراین، نظریه‌های رشد درونزا، سبب طرح و بررسی مباحث جدیدی همچون تحقیق و توسعه و زیرساخت‌های اجتماعی، ثبات سیاسی و اقتصادی و جنبه‌های متفاوت منابع انسانی و فیزیکی در مدل‌های مذکور گردید. هم‌اکنون نقش دولت، سیاست‌ها و ساختار سیاسی و اقتصادی آن در این

1. Principal Component Analysis (PCA)

مدل‌ها، به عنوان سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، موضوع مطالعات متعددی را به خود اختصاص داده است.

بر اساس تعریف بانک جهانی، تمرکززدایی به معنی انتقال اختیارات و مسئولیت انجام وظایف بخش عمومی از جمله سیاست‌گذاری، برنامه‌ریزی، تأمین منابع مالی و اجرای سیاست‌ها، از دولت مرکزی به دولت‌های محلی و سازمان‌های دولتی نیمه مستقل یا بخش خصوصی است. بنابراین، تمرکززدایی در واقع، روشی از مدیریت و حکومت است که بر تغییر ساختار دولت در ارائه خدمات به شهروندان دلالت دارد. به عبارت دیگر، با تقسیم قدرت دولت مرکزی در مناطق مختلف، به گونه‌ای از تصدی‌گری و انحصار دولت مرکزی در راستای بهبود شرایط اقتصادی، کاسته شده و ظرفیت‌های محلی و توانایی‌های منطقه‌ای، شناسایی و ارزیابی می‌شود و در این راستا، دولت‌های محلی در چهارچوب برنامه‌های توسعه ملی در زمینه تخصیص منابع و نحوه اجرای فعالیت‌های اقتصادی در حوزه‌های خود، تصمیم‌گیری می‌کنند، که این امر، می‌تواند تقویت‌سازگاری برنامه‌های توسعه ملی و نیازهای محلی و همچنین تجهیز منابع مالی و انسانی در مناطق را فراهم نماید.

در ادبیات نظری، هسته اصلی و از ابعاد مهم تمرکززدایی، تمرکززدایی مالی است که در ادبیات اقتصادی، به عنوان نیروی محرک، این باور گسترده را ایجاد کرده است که می‌تواند ابزاری توانمند در کنترل بی‌رویه رشد بخش عمومی و بهبود کارایی هزینه‌های عمومی تلقی شود.

تایسن (Thießen, 2005)، تمرکززدایی مالی را به مفهوم اعطای اختیار به نهادهای دولتی زیرمجموعه دولت مرکزی (دولت‌های محلی، شهرداری‌ها و ...) با برخورداری از اختیارات افزایش درآمدهای مالیاتی و اتخاذ تصمیم در زمینه هزینه‌ها، با ابتکار عمل خود در قالب یک چهارچوب قانونی، تعریف کرده است.

بر اساس برنامه توسعه ملل متحد^۱ (UNDP)، بر چهار عنصر مهم زیر به عنوان ارکان تمرکززدایی مالی تأکید شده است: ۱- واگذاری مسئولیت هزینه‌ها به دولت‌های محلی؛ ۲- تخصیص منابع درآمدی؛ ۳- طراحی و تدوین انتقالات بین دولت‌های محلی؛ ۴- سازماندهی استقراض یا بدهی ایالت‌ها یا دولت‌های محلی.

بر این مبنای، با واگذاری مسئولیت منابع مالی به دولت‌های محلی، قدرت و اختیار کسب درآمد و تصمیم‌گیری در خصوص مخارج در قلمرو دولت‌های محلی، تفویض می‌شود. در واقع این سیاست، به یک سازوکار دولتی اشاره دارد که در آن، توازن قدرت به سمت دولت‌های محلی گرایش دارد؛ به گونه‌ای که قدرت متمرکز برای مالیات و تولید درآمد، بین سایر سطوح دولت توزیع می‌شود.

گرایش بیشتر به امر تمرکززدایی مالی، ریشه در موارد مختلفی دارد. ابتدا، تقویت و گسترش این باور است که تمرکززدایی مالی، ابزاری مؤثر برای افزایش کارایی هزینه‌های عمومی است؛ هرچند که این امکان وجود دارد که خطراتی را متوجه اهداف دولت‌های ایالتی همچون بروز عدم توازن‌های مالی افقی^۱ و بی‌ثباتی اقتصادی نماید. دیگر آنکه، حرکت به سوی تمرکززدایی می‌تواند به عنوان یک واکنش به شکست دو دهه گذشته دیوانسالاری عظیم متمرکز تحت رژیم‌های سیاسی متفاوت در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار^۲ تلقی شود. علاوه بر این، تمرکززدایی، راهی برای شکستن قدرت دولت مرکزی در اقتصاد، از طریق انتقال قدرت مالی به دولت‌های ایالتی است (Martinez-Vazquez & McNab, 2003).

افزون بر این، بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول، بیش از ۶۰ کشور را شناسایی کرده‌اند که در آنها تمرکززدایی، عامل مهمی از استراتژی توسعه است. با این حال، روند رو به رشد پیاده سازی تمرکززدایی مالی، نشان می‌دهد که نتایج واقعی از کشوری به کشور دیگر، متفاوت است و بسیاری از کشورها، از اجرای فرایندهای سیاست تمرکززدایی، سود برده اند (Liu, 2007).

با توسعه بخش عمومی و به دنبال آن، بروز مشکلات متعدد در انجام وظایف دولت‌ها، توجه جدی و گریزناپذیر به امر تمرکززدایی رو به فزونی نهاده است؛ به گونه‌ای که اکثر اقتصاددانان و محققان این حوزه، از ضرورت اعمال سیاست‌ها و فرایندهای تمرکززدایی اثربخش در راستای رشد و توسعه جوامع یاد می‌کنند و آن را امری اجتناب‌ناپذیر می‌دانند. به عنوان نمونه، مارتینز-وازکز و مکناب (Martínez-Vazquez & McNab, 2003)، ضمن توصیه به دولت‌ها به این مهم، به نقل از تایلانت (Taillant, 1994)، می‌نویسند که امروزه دیگر مسأله این نیست که تمرکززدایی در کشور باید انجام شود یا خیر، بلکه مسأله این است که بهترین روش‌های انجام فرایند تمرکززدایی در کشور چیست؟

در ادبیات اقتصادی، تئوری‌های تمرکززدایی در راستای افزایش بهره‌وری و کارایی دولت‌ها و گسترش تعادل و توازن منطقه‌ای، مورد توجه قرار گرفته است و آن را به عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی بر بازار در کشورهای در حال توسعه، معرفی می‌کنند (غفاری فرد و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱: ۴).

ماسگرایو (Musgrave, 1959) از پایه‌گذاران جریان تمرکززدایی مالی، سه وظیفه یا کارکرد اقتصادی شامل توزیع عادلانه و مؤثر درآمد و ثروت، ثبات اقتصادی و تخصیص بهینه منابع برای

۱. عدم توازن مالی افقی، به عدم توازن و تعادل در درون یک استان یا ناحیه اشاره دارد (Horizontal Fiscal Imbalances).

2. Transitional Countries

دولت، تعیین و بر ضرورت حضور دولت در سطوح مختلف تأکید کرده است. وی کارکردهای اول و دوم را به سطح ملی اختصاص داده و از وظایف دولت مرکزی برمی‌شمارد؛ اما معتقد است، تخصیص منابع به لحاظ آثار مثبت آن بر رشد و توسعه مناطق، به دولت‌های محلی واگذار شود. استدلال تأثیر تمرکززدایی بر رشد اقتصادی، متشکل از سه فرضیه متفاوت است: نخست، فرضیه گوناگونی^۱ یا قضیه تمرکززدایی مالی^۲، دوم، فرضیه لویاتان^۳ و سوم، فرضیه افزایش بهره‌وری (Slavinskaite, 2016).

آتس (Oates, 1972) در قالب فرضیه گوناگونی، استدلال می‌کند که کارآمدتر شدن منابع و افزایش کارایی اقتصادی، از مهمترین نتایج مورد انتظار اجرای سیاست تمرکززدایی مالی است. ارتقاء کارایی و به تبع آن، افزایش رشد اقتصادی مبتنی بر این پیش فرض است که دولت‌های محلی به واسطه نزدیک بودن به کانون‌های نیاز و برخورداری از دانش بیشتر در زمینه ترجیحات و خواسته‌های شهروندان، می‌توانند منابع بیشتری برای تأمین نیازمندی‌های مناطق فراهم کنند و نیازها را برآورده نمایند.

کاهش نقش دولت مرکزی در عرضه و ارائه کالاها و خدمات عمومی، به عبارت دیگر، کاهش تصدی‌گری‌های دولت بویژه در دولت‌های محلی، از دیگر اثرات مثبت تمرکززدایی مالی است که در قالب فرضیه لویاتان ارزیابی می‌شود.

برویس و ال (Breuss & Eller, 2004)، در استدلال‌های خود پیرامون تبیین ارتباط رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی، بر رشد اقتصادی به عنوان هدف اصلی تمرکززدایی و کارایی در تخصیص منابع بخش عمومی، تأکید کرده و تمرکززدایی مالی را عامل سازگاری سیاست‌ها در راستای افزایش پایدار درآمد سرانه، معرفی کرده‌اند.

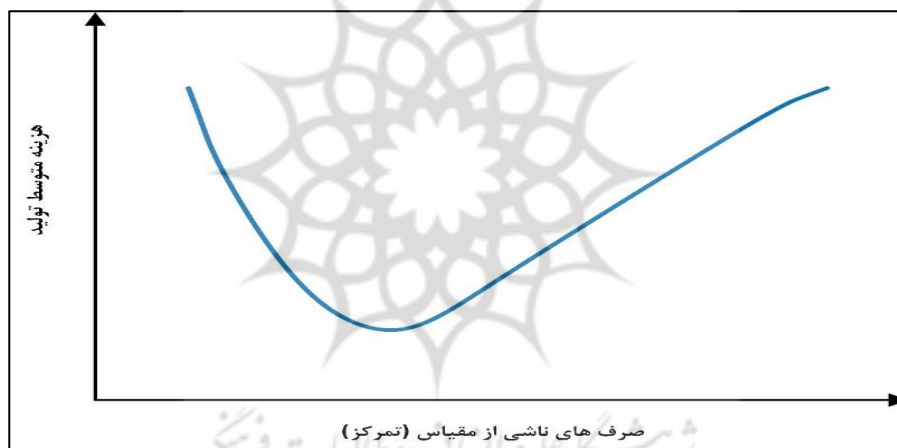
مقوله تمرکززدایی در قالب اقتصاد خرد نیز قابل تحلیل و بررسی است. در حوزه اقتصاد خرد، مدیریت، نهاده‌ای است که حتی در بلندمدت نیز غیرقابل تغییر است. با بزرگ شدن مقیاس تولید، هزینه متوسط به دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس، کاهش می‌یابد اما در سطح معینی از تولید، هزینه متوسط به دلیل از بین رفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس، به تدریج صعودی می‌شود. علت از بین رفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس یا صعودی شدن هزینه متوسط کل بلندمدت، ثابت بودن نهاده مدیریت است که می‌توان آن را با تمرکززدایی که به مفهوم تأسیس بنگاه یا بنگاه‌های دیگری با اختیارات مدیریتی مستقل است، تغییر داد. بنابراین، حد بهینه‌ای برای تمرکز اختیارات در یک بنگاه تولیدی قابل تصور است که با افزایش مقیاس تولید به سطحی مشخص، مدیریت موجود، قادر به

-
1. Diversification Hypothesis
 2. Decentralization Theorem
 3. Leviathan Hypothesis

پاسخگویی نیازهای مدیریتی نبوده و ناکارایی پدید می‌آید. تولید کالای عمومی نیز به همین منوال است؛ اختیارات مانند نهاده ثابتی بوده، و تمرکززدایی به معنای تغییرپذیری آن است (نمودار ۱). سیاست تمرکززدایی از این دیدگاه، بر تغییر نهاده مدیریت تأکید دارد و در واقع، تمرکززدایی به منزله ایجاد فضای رقابت از طریق ایجاد بنگاه‌های دیگری با اختیارات مدیریتی مستقل از جمله برنامه ریزی و تصمیم‌گیری می‌باشد. تولید و ارائه کالاها و خدمات عمومی نیز از این قاعده پیروی می‌کند؛ به طوری که با ایجاد دولت‌های محلی و فراهم شدن امکان رقابت، کارایی و اثربخشی فعالیت‌ها در مناطق محلی، افزایش یافته و سبب شتاب حرکت در راستای وضع بهینه اجتماعی (تابع مطلوبیت اجتماعی) می‌گردد.

دامنه و حوزه عمل تمرکززدایی مالی به عنوان یک اصلاح اقتصادی، در کشورها و بویژه در کشورهای در حال توسعه، بیش از پیش در حال گسترش است و در واقع، به عنوان راهبردی در راستای افزایش کارایی و رشد اقتصادی مناطق و گریز از سقوط در دام نابرابری‌های اقتصادی ارزیابی می‌شود.

نمودار ۱. هزینه متوسط تولید و تمرکز



مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، منافع تمرکززدایی مالی و فرایند تأثیر آن بر رشد اقتصادی را به اجمال مورد بررسی قرار می‌دهیم:

۱-۲. منافع تمرکززدایی مالی

- افزایش کارایی

بر پایه نظریه سنتی تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی در تخصیص منابع، از مهمترین مزایای تمرکززدایی مالی است. نتیجه اولیه اجرای سیاست تمرکززدایی مالی، تجهیز منابع است. با واگذاری منابع مالی و خودگردانی مالی، دولت‌های محلی، به تجهیز منابع و تأمین کالاها و خدمات عمومی در حوزه قلمرو خود وادار می‌شوند که از انتظار برای پاسخ به نیازها و خواسته‌های محلی و یا تأمین کالاها و خدمات عمومی از طریق دولت مرکزی، بهتر است. این امر، به کارایی اقتصادی بیشتر در نواحی و یا مناطق یک کشور می‌انجامد (Rodriguez-pose & Ezcurra, 2010).

دلیل دیگر، سازوکار مبتنی بر قضیه تمرکززدایی مالی است. بر مبنای قضیه تمرکززدایی مالی، دولت‌های محلی با توجه به برخورداری از مزیت‌های اطلاعاتی و آگاهی بهتر و بیشتر در زمینه ترجیحات شهروندان، توانایی و صلاحیت بیشتری نسبت به دولت مرکزی در تأمین کالاها و خدمات عمومی دارند. علاوه بر این، رقابت‌های منطقه‌ای، متضمن آن است که دولت‌های محلی کالاهای عمومی محلی را به طور کارا تأمین می‌کنند. پس اگر قرار است تخصیص کاملاً کارای منابع درون یک نظام غیرمتمرکز، محقق گردد، خانوارها باید کاملاً قادر به جابه‌جایی بوده و به طور کارا در مناطق توزیع شوند تا سلايق و ترجیحات آنها کاملاً تأمین گردد (Oates, 1993).

- افزایش پاسخگویی و مسؤولیت پذیری

میزان تمرکززدایی مالی تحت تأثیر مسؤولیت مالی محلی است؛ تصمیم‌گیری محلی نیز می‌باید مبتنی بر نظرات، ایده‌آل‌ها و خواسته‌های محلی باشد؛ زیرا شهروندان به رابطه بین پرداخت‌های خود و خدمات ارائه شده، توجه دارند و لذا این امر، بر شفافیت هزینه‌ها و منافع ناشی از تصمیمات محلی تأکید دارد و این انتظار وجود دارد که همه افرادی که تحت تأثیر این تصمیم‌ها قرار می‌گیرند، از این فرصت برخوردار باشند که بر تصمیمات اثر بگذارند؛ و بنابراین، با واگذاری اختیارات مالی و تصمیم‌گیری و افزایش توان مدیریت بودجه دولت‌های محلی، بر میزان پاسخگویی و مسؤولیت‌پذیری مقامات محلی در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی منطقه و بویژه هزینه‌ها و منافع ناشی از اجرای پروژه‌ها در قبال شهروندان محلی، افزوده می‌شود.

بررسی نتایج مطالعات محققان در این حوزه، نشان می‌دهد که تمرکززدایی سیاسی، اداری و مالی، مشارکت‌های مردمی در فرایندهای تصمیم‌گیری را افزایش می‌دهد و به ارتقاء پاسخگویی مقامات رسمی در برآورده کردن نیازها و خواسته‌های آنان از واحدها و نهادهای عمومی ذی‌ربط کمک می‌کند (Bojanic, 2016).

– کاهش عدم کارایی X

تمرکززدایی به مثابه مقررات زدایی و انتقال مسؤولیت، از دولت مرکزی به دولت های محلی است. افزایش میزان تمرکززدایی مالی، فضای رقابت در فعالیت های محلی را توسعه می دهد و موجب تخصیص بهینه منابع و کاهش هزینه های تولید و ارائه کالاها و خدمات عمومی می گردد. تمرکززدایی، افزایش کارایی در تخصیص منابع و تولید را به همراه دارد. دولت های غیرمتمرکز، به دلیل افزایش رقابت میان دولت های محلی، از لحاظ اقتصادی کاراترند. تمرکززدایی، ظرفیت استفاده از منابع استفاده نشده را افزایش داده و رقابت میان دولت های محلی، کارایی تولید را افزایش می دهد. نتیجه کلی این بحث، آن است که تمرکززدایی از دو طریق ظرفیت ساز در مناطق و رقابت میان دولت ها، به افزایش بهره وری در سطح مناطق منجر می شود. تمرکززدایی با افزایش رقابت میان سطوح مختلف دولت و جلوگیری از به وجود آمدن دولت لویاتان، باعث تولید در اندازه بهینه و کاهش هزینه های اضافی تولید شده که در مجموع ناکارایی X را در بخش عمومی کاهش می دهد (سامتی و همکاران، ۱۳۸۶، به نقل از برنان و بوکانان (Brennan and Buchanan, 1980)).

– افزایش بهره وری و توسعه فناوری و نوآوری

نتیجه تمرکززدایی مالی و انتقال مسؤولیت ها به دولت های محلی، ایجاد فضای رقابت بین مناطق مختلف در فعالیت های اقتصادی و اجتماعی است و از این رو، مقامات رسمی محلی را بر آن می دارد در تولیدات و ارائه خدمات، از فناوری های برتر و کاراتر در مقایسه با گذشته استفاده نمایند و در نتیجه، تمرکززدایی مالی، غالباً با کارایی و اثربخشی^۱ بیشتر و در مجموع با بهره وری بالاتر همراه است.

تمرکززدایی مالی، به انتقال مسؤولیت همراه با پاسخگویی به دولت های محلی اشاره دارد. این امر، می تواند انگیزه هایی برای آنها فراهم آورد که نه تنها اولویت های محلی ساکنان را در نظر بگیرند بلکه به دنبال نوآوری و خلاقیت در تولید و عرضه کالاها و خدمات عمومی باشند. با بروز خلاقیت و نوآوری، هزینه های تولید و قیمت کالاها و خدمات عمومی کاهش می یابد و کیفیت آنها نسبت به روش یکسان تولید و تأمین کالاها و خدمات عمومی (حالت متمرکز)، بهتر است (Thießen, 2003). تمرکززدایی مالی برای مقامات رسمی محلی، فرصت های لازم را برای نظارت و ارزیابی عملکرد پروژه های عمرانی و فعالیت های اقتصادی فراهم می کند؛ افزون بر این، ظرفیت ها و قابلیت های توسعه حوزه های مختلف اقتصادی و اجتماعی در راستای ارتقاء استفاده مطلوب و بهینه از آنها، شناسایی و در فرایند برنامه ریزی و توسعه مناطق قرار می گیرد.

کاهش هزینه ها

تمرکززدایی مالی، سبب کاهش سلسله مراتب بوروکراتیک و مقررات دست و پاگیر می شود. با اجرای سیاست های تمرکززدایی، هر منطقه ای با توجه به امکانات، توانایی ها و ظرفیت های آن منطقه، با اولویت بندی فعالیت های اقتصادی و اجتماعی، اداره می شود و دولت مرکزی، از اجرای بسیاری از وظایف که می تواند توسط مقامات و حوزه های اداری محلی انجام شود، آزاد می گردد و بنابراین، با واگذاری اداره امور به دولت های محلی، هزینه های دولت مرکزی کاهش می یابد.

از دیگر منافع تمرکززدایی، می توان به مواردی همچون شفاف بودن جریان اطلاعات، کاهش رشوه و فساد مالی، بهبود فرایند بودجه ریزی، ارتقاء سطح توانایی ها و ظرفیت های محلی، افزایش نظارت همزمان دولت ملی و محلی بر جریان فعالیت ها، تقویت سرمایه اجتماعی، ایجاد زمینه های بیشتر برای اجرای سیستم ارزیابی و ارزشیابی، افزایش مردم سالاری و نقش مردم و نظارت آنان در توسعه محلی، اشاره کرد.

از سوی دیگر، تمرکززدایی مالی به رغم برخورداری از مزایای متعدد، ممکن است همواره کارآمد نباشد و با برخی پیامدهای منفی همراه گردد، به گونه ای که دستیابی به اهداف و نتایج اثربخش را دشوار و چه بسا با اجرای آن، نظام اقتصادی و اجتماعی را با زیان های جبران ناپذیری روبرو نماید.

۲-۱-۲. زیان های ناشی از تمرکززدایی مالی**افزایش شکاف درآمدی و نابرابری های منطقه ای**

تمرکززدایی مالی به طور فزاینده ای، توزیع درآمدها را تحت تأثیر قرار می دهد و سبب نابرابری بیشتر در مناطق می شود. در این زمینه، ادبیات مالیه عمومی نشان می دهد که به دو دلیل، توزیع مجدد درآمد توسط دولت های محلی با مشکلاتی مواجه خواهد شد. نخست آنکه، تلاش دولت های محلی برای جبران نابرابری های درآمدی، ناعادلانه به نظر می رسد؛ زیرا فقر در مناطق ثروتمندتر آسان تر از نواحی محروم مرتفع می گردد. خانوارهای مناطقی که قبل از توزیع مجدد از درآمد یکسانی برخوردار بوده اند، پس از توزیع مجدد، درآمدهای متفاوتی خواهند داشت که می تواند به دلیل تفاوت درآمدی بین مناطق، اختلاف سیاست های توزیع مجدد، تفاوت در درآمد و یا سیاست های توزیع مجدد مناطق، باشد. دوم اینکه، توزیع مجدد درآمد توسط دولت های محلی، خود به خود، به شکست می شود منجر؛ زیرا این امر، مستلزم افزایش مالیات بر ثروتمندان و حمایت بیشتر از فقرا خواهد بود که در پی آن، ثروتمندان، مناطق با مالیات بالا را ترک و فقرا نیز به مناطقی که دارای منافع بیشتری است، مهاجرت می کنند. در نتیجه، دولت های محلی قادر به تثبیت سیاست های خود نخواهند بود. افزون بر این، جابه جایی افراد فقیر از سایر مناطق به نواحی مورد نظر، شکاف منطقه ای را تشدید

خواهد کرد و در نهایت، سبب شکست سیاست‌های توزیع درآمد توسط دولت‌های محلی می‌گردد (Prud'homme, 1995)

علاوه بر این، از کورا و پاسکال (Ezcurra & Pascual, 2008)، استدلال می‌کنند که نابرابری‌های منطقه‌ای، باعث ایجاد تفاوت در ظرفیت‌های افزایش درآمد در میان مناطق و ایجاد شکاف درآمد می‌شود و عدم تمرکز مالی، توانایی دولت مرکزی برای اجرای سیاست مالی متعادل را تضعیف می‌کند.

– خطرات بی‌ثباتی کلان اقتصادی

تأثیر دولت‌های محلی بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون میزان تقاضای کل، کنترل بودجه، قیمت‌های جهانی که زمینه لازم برای ثبات اقتصادی را فراهم می‌کنند، بسیار ناچیز است. علاوه بر این، تأثیر دولت‌های محلی بر اقتصاد کلان، بیشتر در خارج از حوزه قدرتی آنها بوده و به دلیل بازتر بودن اقتصاد منطقه‌ای نسبت به اقتصاد ملی، هزینه‌های زیادی را تحمیل می‌کند و در نهایت، ممکن است سیاست‌های ثبات اقتصادی تحت تمرکززدایی مالی، با سیاست‌های مالی دولت مرکزی سازگاری نداشته باشد.

– نارسایی یا شکست بازار

در تدارک کالاهای عمومی، از یک سو به علت وجود اثرات سرریز، هر یک از دولت‌های محلی سعی می‌کنند با استفاده از سواری مجانی، از کالاهای عمومی مورد نظر با پرداخت حداقل هزینه استفاده نمایند. همچنین وجود مواردی از قبیل آثار خارجی مثبت و منفی، ارائه کالاهای عمومی خالص^۲، صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس و ناتوانی بخش خصوصی در تدارک منابع مالی در طرح‌های بزرگ اقتصادی و همچنین فعالیت‌های با ریسک بالا، از جمله مواردی هستند که در نهایت، به شکست بازار منجر می‌گردند. از سوی دیگر، دولت‌های محلی به سبب ضعف مالی و ریسک‌پذیری پایین‌تر، توان یا تمایل کافی در خصوص اجرای چنین پروژه‌هایی را ندارند (Prud'homme, 1994).

برخی دیگر از هزینه‌های ناشی از تمرکززدایی مالی که عمدتاً به هزینه‌های ساختاری، هزینه‌های ناشی از عدم انطباق ساختار تمرکززدایی با ساختارهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی، اشاره دارد، عبارت از افزایش فساد اداری و مالی، افزایش نابرابری‌ها و تعارضات افقی، کاهش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اجتماعی و کاهش بهره‌وری اقتصاد ملی می‌باشد. به رغم انتقاد به اجرای سیاست‌های تمرکززدایی بویژه در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار، بیشتر کارشناسان اقتصاد منطقه‌ای، به طور ضمنی، تأثیر بالقوه تمرکززدایی مالی بر رشد و

-
1. Spillover Effects
 2. Pure Public Goods

ثبات اقتصادی را به رسمیت شناخته، و نشان داده اند که اعمال تمرکززدایی مالی، تأثیر بالقوه ای بر افزایش کارایی اقتصادی، برابری توزیع منابع بین مناطق، ثبات کلان اقتصادی و تقویت حکومت دمکراتیک خواهد داشت (فرزین وش و همکاران، ۱۳۸۸: ۳۷-۳۶).

بنابراین براساس نظرات پژوهشگران، تمرکززدایی مالی، رشد اقتصادی را به طور مستقیم و یا غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می دهد، و به عبارت دیگر، تمرکززدایی مالی، می تواند رشد اقتصادی را افزایش یا کاهش دهد. در این زمینه، به پیروی از صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۳)، می توان مسیرهای مؤثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی را بر پایه نظرات صاحب نظران و پژوهشگران این حوزه، به شرح جدول زیر دسته بندی نمود:

جدول ۱. مسیرهای مؤثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی

| ردیف | فرایند تأثیر تمرکززدایی بر رشد اقتصادی ^۱ | تغییرات GDP |
|------|---|-------------|
| ۱ | تمرکززدایی مالی ← تنوع سازی، مزیت های اطلاعات ← کارایی مصرف کننده | ↑ |
| ۲ | تمرکززدایی ← کاهش سلسله مراتب بوروکراتیک ← کاهش هزینه ها | ↑ |
| ۳ | تمرکززدایی مالی ← رقابت و پاسخگویی میان حکمرانان محلی ← افزایش انگیزه برای ایجاد نوآوری ← کارایی تولید کننده | ↑ |
| ۴ | تمرکززدایی مالی ← افزایش رقابت و مهاجرت افراد در مناطق ← بودجه سخت دولت های محلی ← عدم عرضه بیش از حد کالاهای عمومی ← کاهش عدم کارایی در بخش عمومی ← استفاده کارا و مؤثر از منابع | ↑ |
| ۵ | تمرکززدایی مالی ← کاهش قدرت سیاسی دولت مرکزی ← افزایش مشارکت های مردمی ← کاهش منافع گروه های خاص ← بهبود دمکراسی و توسعه | ↑ |
| ۶ | تمرکززدایی مالی ← افزایش نابرابری های منطقه ای ← تفاوت در ظرفیت های افزایش درآمد ← نابرابری های اجتماعی ← عدم کارایی در تولید و ارائه کالاهای عمومی | ↓ |
| ۷ | تمرکززدایی مالی ← ضعف نیروی انسانی کارآمد و فنی ← ضعف ادارات محلی ← کاهش کیفیت کالاهای و خدمات عمومی | ↓ |
| ۸ | تمرکززدایی مالی ← عدم تعادل در سطوح دولت (مرکزی، منطقه ای و استانی) ← سوءاستفاده در کسب درآمد بویژه مالیات گیری ← بی ثباتی اقتصاد کلان | ↓ |

مأخذ: Breuss & Eller, 2004; Oates, 1993; Bojanic, 2016; Prud'homme, 1994; Thießen, 2003

۱. (←) به معنای "منجر و نتیجه فرایند" و (↑) و (↓) به ترتیب، به معنای افزایش و کاهش می باشد.

۲-۲. بررسی تحلیلی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی^۱

بارو (Barro, 1990)، با ارائه الگوی رشد درونزا با تأکید بر مخارج دولتی، ارتباط بین فعالیت‌های دولت و نرخ رشد بلندمدت در اقتصاد را مورد بررسی و تحلیل قرار داد. از نظر بارو، خدمات دولت، نقش مهمی در تابع تولید بخش خصوصی دارد و از این رو، مخارج دولت باید به صورت یک نهاده در تابع تولید منظور شود.

پیرو کار بارو (Barro, 1990)، داوودی و زو (Davoodi & Zou, 1998) و داوودی و همکاران (Davoodi et al., 1999)، مدل رشد درونزا شامل یک تابع تولید با دو نهاده سرمایه خصوصی و مصارف عمومی است که در آن، تابع تولید نسبت به نهاده‌ها، دارای بازدهی ثابت به مقیاس است. فرض می‌کنیم دو سطح دولت وجود دارد، دولت مرکزی و دولت‌های محلی که با f و l نشان داده شده‌اند.

در اینجا، $f + l = g$ بر اساس نظریات بارو، عوامل در تابع تولید شامل سرمایه خصوصی و مصارف عمومی است. فرض کنید، y تولید سرانه، k سرمایه خصوصی، g کل مصارف دولت، f مصارف دولت مرکزی و l هزینه‌های دولت محلی باشد. تابع تولید کاب - داگلاس، عبارت است از:

$$y = k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} \quad (1)$$

که در آن، $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ، $0 < \alpha < 1$ ، $0 < \beta < 1$ و $0 < \gamma < 1$. همچنین داریم:

$$f = \theta_f g, \quad l = \theta_l g, \quad \theta_f + \theta_l = 1, \quad 0 < \theta_i < 1, \quad i = f, l \quad (2)$$

در اینجا، θ_f سهم دولت مرکزی و θ_l سهم دولت محلی در کل مصارف است. فرض کنیم، تعداد بسیار زیادی خانوار شبیه به هم وجود دارد که دارای تابع مطلوبیت $U[c(t)]$ می‌باشند. تابع مطلوبیت خانوار با هدف همگرایی در اقتصاد به سمت مسیر رشد متعادل را به صورت رابطه (۳) در نظر می‌گیریم (رومر، ۱۳۸۹):

$$U(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad \sigma > 0 \quad (3)$$

که در آن، σ میزان تمایل خانوار به انتقال مصرف بین دوره‌ای را مشخص می‌کند و در واقع، عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای است؛ به گونه‌ای که هرچه σ کوچک‌تر باشد، کشش جانشینی بیشتر خواهد بود و مردم، با افزایش انتقال بخش بیشتری از مصرف به آینده، بر حجم پس‌انداز خود

۱. در صورت لزوم، به مقاله محمدی و همکاران (۱۳۹۹: ۸۶-۸۴) مراجعه شود که به دلیل صرفه جویی از ارائه تفصیلی آن، خودداری شده است.

می‌افزایند و لذا سرمایه انباشت شده اقتصاد، سریع‌تر به وضعیت پایدار گرایش خواهد داشت (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۶۱).

ارزش فعلی مطلوبیت خانوار با جایگذاری تابع مطلوبیت رابطه (۳) در رابطه (۴)، ارائه شده است:

$$u = \int_0^{\infty} \left[\frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] e^{-\rho t} dt \quad (4)$$

که در آن، C مصرف سرانه و ρ نرخ تنزیل است.

فرض می‌شود که دولت، از شرایط بودجه متوازن برخوردار است و با هیچگونه مازاد یا کسری بودجه مواجه نیست و لذا کل مصارف دولت براساس نرخ مالیات ثابت τ تأمین مالی می‌شود؛ یعنی $g = \tau y$ ، که در نتیجه، محدودیت بودجه پویا، به صورت رابطه (۵) است.

$$\frac{dk}{dt} = k^{\circ} = (1 - \tau)y - c = (1 - \tau)k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} - c \quad (5)$$

بنابراین، مسأله بهینه سازی پویا به شرح رابطه (۶) خواهد بود:

$$\max u = \int_0^{\infty} \left[\frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] e^{-\rho t} dt \quad (6)$$

$$s.t: \quad \frac{dk}{dt} = (1 - \tau)y - c = (1 - \tau)k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} - c$$

در اینجا، $k(t)$ متغیر وضعیت بوده که در هر زمان، وضعیت موجود را نشان می‌دهد. این متغیر از نوع متغیرهای انباشت است و متغیر مصرف، $c(t)$ ، متغیر کنترل از نوع متغیرهای جریان^۲ است. تابع همیلتون مسأله به شکل رابطه (۷) است:

$$H = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} + \lambda [(1 - \tau)k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} - c] \quad (7)$$

λ را متغیر هم وضعیت^۳ یا متغیر الحاقی^۴ گویند که معادل ضریب لاگرانژ در بهینه سازی ایستا است.

اصل ماکزیمم، بیان می‌کند که برای اینکه $C(t)^*$ ، $k(t)^*$ و $\lambda(t)^*$ مسیر بهینه برای مسأله فوق باشد، باید شرایط مرتبه اول (F.O.C) برقرار باشد. از حل معادلات مرتبه اول، مسیرهای بهینه $c(t)$ و $k(t)$ به دست می‌آیند. بنابراین، خواهیم داشت:

$$\frac{c^{\circ}}{c} = \frac{1}{\sigma} [(1 - \tau)\alpha k^{\alpha-1} f^{\beta} l^{\gamma} - \rho] \quad (8)$$

1. Stock Variables
2. Flow Variables
3. Costate Variable
4. Adjoint Variable

از تابع تولید، با جایگذاری مقادیر معادل f و l داریم:

$$y = \tau^{1-\alpha/\alpha} k \theta_f^{\beta/\alpha} \theta_l^{\gamma/\alpha} \quad (9)$$

برای رسیدن به نرخ رشد بلندمدت یکنواخت، نرخ رشد تولید باید با نرخ رشد مصرف و نرخ رشد تشکیل سرمایه بخش خصوصی برابر باشد، یعنی: $y(t) = c(t) + k^\circ(t)$. با توجه به مقدار γ محاسبه شده در بالا و معادلات مرتبه اول، نرخ رشد سرانه تولید از مسأله کنترل بهینه به دست می‌آید.

$$\frac{dy}{dt} = \frac{1}{\sigma} [(1-\tau)\tau^{1-\alpha/\alpha} \alpha \theta_f^{\beta/\alpha} \theta_l^{\gamma/\alpha} - \rho] \quad (10)$$

این معادله نشان می‌دهد که نرخ رشد بلندمدت تولید سرانه، تابعی از نرخ مالیات و سهم مصارف دولت مرکزی و محلی (استانی) از کل هزینه‌های دولت است. در واقع، مخارج عمومی در دو سطح مرکزی و استانی، نرخ رشد تولید سرانه یا نرخ رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و ارتباط بین تمرکززدایی مالی و نرخ رشد اقتصادی را شکل می‌دهد.

۲-۳. پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در زمینه رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در داخل و خارج انجام شده است که در این بخش، به بیان نتایج مطالعاتی می‌پردازیم که با موضوع این تحقیق مرتبط بوده و این رابطه را با استفاده از روش داده‌های تابلویی، مورد بررسی و تحلیل قرار داده‌اند.

۲-۳-۱. مطالعات خارجی

کوروتن و همکاران (Korotun *et al.*, 2020) در پژوهشی، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای اروپای شرقی و مرکزی در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ بر اساس روش پانل دیتای نامتوازن، مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این بررسی، نشان از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی هزینه‌ای و منفی تمرکززدایی مالی درآمدی و مالیاتی بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای مذکور، دارد. ما و مائو (Ma & Mao, 2018) در مطالعه‌ای، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصاد محلی در چین در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۱ با استفاده از روش داده‌های تابلویی و با هدف ارزیابی اصلاحات تمرکززدایی مالی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق، نشان می‌دهد که تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، مثبت و قابل ملاحظه است. همچنین این تأثیر، به کیفیت نهادها ارتباط دارد؛ به طوری که در مناطق با کیفیت بالاتر، بیشتر مشخص می‌شود.

اسلاوینس کایت (Slavinskaite, 2016) در مقاله‌ای، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته این اتحادیه برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۵ بر اساس روش رگرسیون چندگانه در چهارچوب مدل اثرات ثابت، پرداخته است. نتایج این بررسی، نشان می‌دهد که تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، مثبت و برای کشورهای توسعه یافته، بی‌ارتباط می‌باشد.

فیلیپتی و ساچی (Filippetti & Sacchi, 2016) در پژوهشی، ارتباط تمرکززدایی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش قدرت منطقه‌ای برای ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ را مورد ارزیابی و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که رشد ناشی از تمرکززدایی، بستگی به قدرت دولت‌های محلی دارد؛ به گونه‌ای که تأثیرگذاری تمرکززدایی مالیاتی بر رشد اقتصادی بویژه در مناطقی که تمرکززدایی سیاسی و اداری بیشتر باشد، مثبت است. علاوه بر این، تأثیر این نوع از تمرکززدایی در مناطقی که کسب درآمد به صورت منطقه‌ای صورت می‌گیرد، بیشتر است.

لوزانو و جولینو (Lozano & Julio, 2015)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی محلی کلمبیا را برای ۲۴ منطقه کلمبیا در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ و با رویکرد داده‌های تابلویی به روش میانگین گروهی تعمیم یافته پرداخته‌اند. یافته‌ها دلالت بر وجود رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در این مناطق دارد؛ به گونه‌ای که انتقال اختیارات مالی به مناطق محلی، سبب تقویت رشد اقتصادی می‌شود.

مرشد و بدی (Murshed & Bedi, 2015) در مطالعه‌ای، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای با استفاده از پنل دیتای پویا و اطلاعات دوره ۲۰۰۷-۱۳ در ده ایالت ساماترای اندونزی را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق، حاکی از آن است که اجماع جامعی درخصوص رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در مناطق ۱۰ گانه ساماترا وجود ندارد.

آساتریان (Asatryan, 2010) در مقاله‌ای، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) شامل ۲۴ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۵ با استفاده از روش پانل دیتا مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزی را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده است. نتایج این بررسی، نشان می‌دهد که تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، منفی است؛ به گونه‌ای که این تأثیر در بلندمدت، تشدید می‌گردد.

آکای و همکاران (Akai *et al.*, 2007)، رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی براساس داده‌های ۵۰ ایالت آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۲-۹۷ را در قالب یک مدل ریاضی مورد بررسی قرار

داده و نشان داده اند که این رابطه، غیرخطی و به صورت یک تابع سهمی (کوهانی شکل) یا به صورت U وارون است که با نتایج نظری آنان سازگار بود که در نتیجه، رشد اقتصادی در درجه‌ای از تمرکززدایی مالی به حداکثر مقدار خود می‌رسد و از این رو، با توجه به فاصله میزان شاخص تمرکززدایی مالی از حد بهینه آن بر افزایش میزان تمرکززدایی مالی، برای رسیدن به حداکثر رشد اقتصادی تأکید کرده اند.

تایسن (Thießen, 2003)، تمرکززدایی و رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در دوره زمانی ۹۸-۱۹۷۳ را به روش پانل دیتا، مورد بررسی و مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق، نشان دهنده وجود یک رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی به صورت یک رابطه غیرخطی محدب (U وارون) است و از این رو، رشد اقتصادی در میزان معینی از تمرکززدایی مالی، به حداکثر مقدار خود می‌رسد.

داوودی و زو (Davoodi & Zou, 1998) در پژوهشی، رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در ۴۶ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۷۰ را براساس یک مدل پانل دیتا، مورد بررسی قرار دادند. نتایج این بررسی، بر تأثیر منفی تمرکززدایی مالی مخارج (نسبت مخارج دولت محلی به کل مخارج دولت) بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه دلالت دارد؛ اما برای کشورهای توسعه یافته، رابطه مشخصی، به دست نیامده است.

۲-۳-۲. مطالعات داخلی

غفاری فرد و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور را در دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی با مدل رگرسیون، مورد بررسی و تحلیل قرار داده اند. نتایج این تحقیق، نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی مشتمل بر تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی درآمدی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد (غفاری فرد و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۳۹-۱۳۸، ۱۲۵).

عباسی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه و رشد اقتصادی استان‌های کشور در دوره ۱۰ ساله ۹۰-۱۳۸۱ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداخته اند. نتایج، بر تأثیر مثبت و معنادار تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌ها، دلالت دارد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۶-۱۷).

صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای، اثر تمرکززدایی مالی نسبی (نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی به کل اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت) بر رشد اقتصادی استان‌های ایران را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق که در دوره زمانی

۱۳۷۹-۸۶ و با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی پانل دیتا انجام شده است، نشان می‌دهد که رابطه تمرکززدایی مالی نسبی با رشد اقتصادی استان‌ها، غیرخطی سهمی شکل (U وارون) بوده که بیانگر وجود حد بهینه در این رابطه در اقتصاد ایران است (صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار، ۱۳۹۳: ۱۸۳-۱۸۲).

جعفری صمیمی و همکاران (Jafari Samimi et al., 2010)، رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۱ و در چهارچوب مدل رشد بارو برای ۳۰ استان کشور را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش که با استفاده از مدل پنل دیتا با اثرات ثابت غیرخطی به انجام رسیده است، نشان می‌دهد که بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌های ایران، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (Jafari Samimi et al., 2010).

غفاری فرد و صادقی شاهدانی (۱۳۹۱) در پژوهشی دیگر، تأثیر تمرکززدایی مالی با لحاظ سه شاخص تمرکززدایی درآمدی، تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی از مخارج عمرانی تخصیصی به استان‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۷۹-۸۶ را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج، نشان از وجود یک رابطه خطی بین تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی ملی و تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی تخصیصی استانی و رشد اقتصادی دارد، اما رابطه بین تمرکززدایی درآمدی و رشد اقتصادی استان‌ها، غیرخطی است (غفاری فرد و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱: ۲۱-۱۹، ۳).

محمدی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌ها با استفاده از تخمین زنده‌های میان‌گروهی (MG)، میان‌گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (FED) پرداخته‌اند. یافته‌های این بررسی، حاکی از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی ترکیبی منتج از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی بر رشد اقتصادی و وجود یک رابطه غیرخطی به شکل تابع سهمی (U وارون) بین تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی استان‌ها است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹: ۹۳-۸۶).

سعیدی و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران براساس رویکرد اقتصادسنجی فضایی در چهارچوب داده‌های تابلویی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۹۳ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که تأثیرگذاری تمرکززدایی درآمدی بر رشد اقتصادی مثبت، اما تمرکززدایی مالی مخارج، منفی بوده است (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۱۷-۲۱۰).

از مرور مطالعات گذشته و جدول خلاصه مطالعات مرتبط، ملاحظه می‌شود که اغلب مطالعات، بر پایه مدل‌های خطی و بخش اندکی نیز براساس الگوهای غیرخطی مبتنی بر مدل‌های چندجمله‌ای (توان دوم متغیر تمرکززدایی مالی)، به بررسی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند که در مجموع، نتایج متفاوتی را در پی داشته است. همان‌گونه که پیش‌تر (بخش مقدمه)

عنوان شد، در این مطالعه، تلاش شده است که با هدف ارائه نتایج قابل اعتمادتر، رابطه مذکور با استفاده از مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، مورد بررسی و تحلیل قرار گیرد. الگوسازی رابطه مذکور بر مبنای مدل PSTR، برای اولین بار، به عنوان وجه تمایزی از این تحقیق در مقایسه با مطالعات انجام شده در این زمینه، موجب می شود که ضمن آنکه شکل تابعی ویژه و محدودکننده بر روابط بین متغیرها تحمیل نشود بلکه رابطه غیرخطی محتمل بین متغیرها با استفاده از تابع انتقال و مبنای مشاهدات متغیر آستانه ای به شیوه ای پیوسته، مدل سازی شود. افزون بر این، مشکلات ناهمگنی در واحدهای مقطعی و ابعاد زمانی با توجه به امکان تغییر ضرایب تخمینی، مرتفع می شود. نکته دیگری که متفاوت از مطالعات پیشین مدنظر قرار بوده است، استفاده از داده هایی است که نتایج را تا حد زیادی معتبر می کند.

در این زمینه، به منظور بهبود و بویژه رفع همبستگی بین متغیرهای تمرکززدایی مالی، با استفاده از پنج متغیر تمرکززدایی مالی و بهره گیری از تکنیک تحلیل مؤلفه های اصلی، شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی، به عنوان نماینده آنها استخراج و در مدل، مورد استفاده قرار می گیرد.

۳. روش شناسی تحقیق

در این بخش، به اجمال به بررسی روش پژوهش شامل تحلیل مؤلفه های اصلی و مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) می پردازیم.

۳-۱. تحلیل مؤلفه های اصلی

تحلیل مؤلفه های اصلی، یکی از روش های آماری چند متغیره است که به منظور کاهش ابعاد مجموعه داده ها و رفع همبستگی بین آنها مورد استفاده قرار می گیرد. در این روش، مجموعه ای از متغیرهای همبسته به مجموعه کوچکتری از مؤلفه های ناهمبسته و متعامد تبدیل می شود که بیشترین تغییرات در داده ها را تبیین می نمایند. هر یک از این مؤلفه ها، ترکیبی خطی از متغیرهای اولیه است و با این ویژگی مرتب می شوند که اولین مؤلفه اصلی استخراج شده، دارای بیشترین مقدار واریانس در داده ها می باشد و دومین مؤلفه، علاوه بر آنکه با مؤلفه اول همبسته نیست، بیشترین مقدار واریانس داده ها، پس از مؤلفه اول را ارائه می کند و به همین ترتیب، آخرین مؤلفه پس از مؤلفه های قبلی، دارای حداکثر مقدار واریانس (کمترین واریانس داده های اولیه) بوده و با آنها همبستگی ندارد (محمدی، ۱۳۸۱: ۳-۲).

در اقتصادسنجی، از این روش برای رفع هم خطی به واسطه تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل ها و اغلب با هدف شاخص سازی بویژه در تحلیل های مالی و پولی استفاده می شود. محاسبه شاخص

قیمت دارایی‌ها و شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، نمونه‌هایی از موارد کاربرد این رهیافت در مدل‌های اقتصادسنجی است.

برای محاسبه مؤلفه‌های اصلی در این مطالعه، پنج متغیر تمرکززدایی مالی شامل تمرکززدایی مالی هزینه‌ای (FDE)، نسبت اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استان به کل کشور)، درآمدی (FDY)، نسبت درآمدهای استان به کل کشور)، مالیاتی (FDT)، نسبت میزان مالیات‌های استان به کل کشور)، قدرت خودگردانی مالی (FDA)، نسبت درآمدهای استان به هزینه‌های استان) و عدم توازن مالی عمودی (FDV)، نسبت درآمدهای انتقالی و کمک‌های دولت مرکزی به استان به کل اعتبارات استان) استفاده و نسبت به استخراج شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی، اقدام گردید. این متغیرها بسته به نوع بررسی و تحقیق، در فعالیت‌های پژوهشی محققان خارجی همچون مارتینز-وازکوز و مکناب (Martínez-Vazquez & McNab, 2003)، تایسن (ThieBen, 2003)، جین و زو (Jin & Zou, 2002) و نیز پژوهشگران داخلی مورد استفاده قرار گرفته است. در این روش، ابتدا با محاسبه ماتریس همبستگی، جدول (۲)، ملاحظه می‌کنیم که همبستگی بالایی بین هریک از متغیرهای اولیه وجود دارد؛ علاوه بر این، مقدار دترمینان این ماتریس برابر ۰,۰۰۰۰۱۵ می‌باشد که بسیار به صفر نزدیک است و نشان از وجود همبستگی قوی بین متغیرها دارد و بنابراین، انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای استخراج شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی را هموارتر می‌گردد.

جدول ۳. نتایج آزمون بارتلت

| | |
|---------|----------------|
| ۲۹۴,۴۰۷ | آماره χ^2 |
| ۱۰ | درجه آزادی |
| ۰/۰۰۰ | ارزش احتمال |

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرها

| | FDE | FDY | FDT | FDA | FDV |
|-----|--------|--------|--------|--------|-------|
| FDE | ۱/۰۰۰ | | | | |
| FDY | ۰/۶۷۵ | ۱/۰۰۰ | | | |
| FDT | ۰/۶۲۰ | ۰/۹۹۶ | ۱/۰۰۰ | | |
| FDA | ۰/۴۸۵ | ۰/۹۶۶ | ۰/۹۵۷ | ۱/۰۰۰ | |
| FDV | -۰/۴۰۵ | -۰/۲۷۲ | -۰/۲۳۷ | -۰/۲۸۷ | ۱/۰۰۰ |

مأخذ: محاسبات تحقیق Determinant=1.50E-5

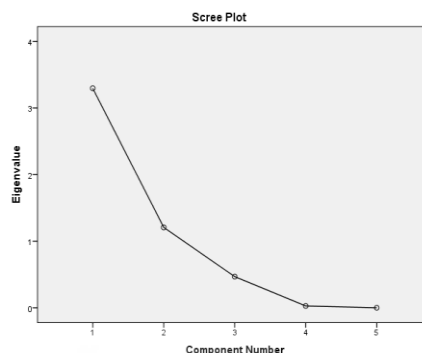
در ادامه، انجام آزمون گرویت بارتلت^۲ مندرج در جدول (۳) حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی بین متغیرها، رد و فرض وجود همبستگی قوی بین متغیرها تأیید می‌شود. در مرحله بعد، با تشکیل ماتریس واریانس کواریانس متغیرها، مقادیر ویژه برای پنج مؤلفه اصلی مطابق جدول (۴) محاسبه می‌شود. مؤلفه اول که مقدار ویژه یا واریانس آن بیشتر از یک و

۱. در اینجا به عنوان نمونه، فرایند استخراج مؤلفه‌های اصلی برای سال ۱۳۸۵ ارائه شده است.

2. Bartlett's Test of Sphericity

برابر ۳/۴۹۷ است، حدود ۷۰ درصد کل واریانس داده‌ها را توضیح می‌دهد؛ علاوه بر این، نمودار (۲)، (Scree Plot) نیز نشان می‌دهد که مؤلفه اول C_1 که مقدار ویژه آن از یک بیشتر است، بهترین انتخاب است.

نمودار ۲. مقادیر ویژه- سال ۱۳۸۵



جدول ۴. مقادیر ویژه و میزان تبیین کل

| مؤلفه | مقادیر ویژه | | کل | واریانس - درصد | واریانس تجمعی - درصد |
|-------|-------------|-------------------|--------|-------------------|----------------------------|
| | کل | واریانس - درصد | | | |
| ۱ | ۳/۵۶۵ | ۷۱/۳۰۶ | ۷۱/۳۰۶ | ۷۱/۳۰۶ | ۷۱/۳۰۶ |
| ۲ | ۰/۹۴۲ | ۱۸/۸۴۲ | ۹۰/۱۴۸ | ۱۸/۸۴۲ | ۹۰/۱۴۸ |
| ۳ | ۰/۴۴۸ | ۸/۹۵۸ | ۹۹/۱۰۶ | ۸/۹۵۸ | ۹۹/۱۰۶ |
| ۴ | ۰/۰۴۴ | ۰/۸۸۹ | ۹۹/۹۹۶ | ۰/۸۸۹ | ۹۹/۹۹۶ |
| ۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۴ | ۱۰۰/۰۰ | ۰/۰۰۴ | ۱۰۰/۰۰ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

نهایتاً ضرایب مؤلفه‌های اصلی محاسبه و در جدول (۵) ارائه شده است. هر ستون از این ماتریس، در واقع، بردارهای ویژه متناظر با مقادیر ویژه ماتریس همبستگی است و نشان می‌دهد که هر مؤلفه اصلی، ترکیبی خطی از متغیرهای اولیه است:

$$C_1 = 0.41 \text{ FDE} + 0.519 \text{ FDY} + 0.509 \text{ FDT} + 0.504 \text{ FDA} - 0.223 \text{ FDV}$$

$$C_2 = -0.265 \text{ FDE} + 0.186 \text{ FDY} + 0.233 \text{ FDT} + 0.187 \text{ FDA} + 0.898 \text{ FDV}$$

$$C_3 = 0.865 \text{ FDE} - 0.192 \text{ FDY} - 0.163 \text{ FDT} - 0.278 \text{ FDA} + 0.374 \text{ FDV}$$

$$C_4 = 0.095 \text{ FDE} - 0.29 \text{ FDY} - 0.533 \text{ FDT} + 0.787 \text{ FDA} + 0.063 \text{ FDV}$$

$$C_5 = 0.073 \text{ FDE} - 0.777 \text{ FDY} + 0.613 \text{ FDT} + 0.12 \text{ FDA} - 0.002 \text{ FDV}$$

در اینجا هر مؤلفه C_i برداری ستونی با ۳۰ سطر (تعداد استان‌ها) است و در مجموع ماتریس مؤلفه‌های اصلی (C) ماتریسی با ۳۰ سطر (تعداد استان‌ها) و ۵ ستون (تعداد متغیرها) می‌باشد. در نتیجه، مؤلفه اول (C_1) که برداری ستونی با ۳۰ سطر است، به عنوان شاخص تمرکززدایی مالی، ترکیبی برای سال ۱۳۸۵ در نظر گرفته می‌شود.

جدول (۵): ماتریس ضرایب مؤلفه‌های اصلی

| متغیر | C_1 | C_2 | C_3 | C_4 | C_5 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| FDE | ۰/۴۱۰ | ۰/۲۶۵- | ۰/۸۶۵ | ۰/۰۹۵ | ۰/۰۷۳ |
| FDY | ۰/۵۱۹ | ۰/۱۸۶ | ۰/۰۹۲- | ۰/۲۹۰- | ۰/۷۷۷- |
| FDT | ۰/۵۰۹ | ۰/۲۳۳ | ۰/۱۶۳- | ۰/۵۳۳- | ۰/۶۱۳ |
| FDA | ۰/۵۰۴ | ۰/۱۸۷ | ۰/۲۷۸- | ۰/۷۸۷ | ۰/۱۲۰ |
| FDV | ۰/۲۳۳- | ۰/۸۹۸ | ۰/۳۷۴ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۰۲- |

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲-۳. مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

در این پژوهش، به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) بهره‌گیری شده است. مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی هستند که به وسیله هانسن (Hansen, 1999) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها، ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها، با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند، به چند گروه یا رژیم همگن^۱ تقسیم می‌شوند. البته باید توجه داشت که در این مدل‌ها، مشاهداتی بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز، در دو گروه متفاوت قرار می‌گیرند و از این رو، نحوه تأثیرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است (Chiou et al., 2011). برای فائق آمدن بر این مشکل، فوک و همکاران (Fok et al., 2004)، گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2005) و کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006) مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی را ارائه کردند و توسعه دادند که در حقیقت، شکل گسترش یافته و عمومی مدل رگرسیون آستانه‌ای پانل^۲ (PTR) با لحاظ تابع انتقال، بوده و در آن، شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت تعدیل است، تغییر ضرایب رگرسیونی از یک رژیم به رژیم دیگر را تعیین می‌کند.

یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2005)، به صورت معادله (۱۱) تصریح شده است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad \& \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

1. Homogenous
2. Panel Threshold Regression (PTR) Model

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} جزء اختلال است که فرض می شود، شرط $u_{it} = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می کند. علاوه بر این، تابع انتقال لجستیک^۲ g ، تابعی پیوسته از مقادیر قابل مشاهده q_{it} است که با نرمال سازی کراندار و بین صفر و یک، محدود می شود. این تابع، انتقال ملایم بین رژیم ها را نشان می دهد.

گونزالز و همکاران (Gonzalez et al, 2005) با اقتباس از مدل های خودرگرسیون انتقال ملایم^۳ (STAR) ارائه شده توسط گرنجر و تراسویرتا (Granger & Terasvirta, 1993) برای سری های زمانی، تابع انتقال برای داده های تابلویی را به صورت معادله (۱۲) تصریح کرده اند:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)\right) \right]^{-1} \quad \gamma > 0, \quad c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (12)$$

در این تابع، γ پارامتر شیب و بیان کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه ای است. همچنین $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)'$ نشان دهنده یک بردار m بعدی از پارامترهای حد آستانه ای یا مکان های وقوع تغییر رژیم است. پارامتر m نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می دهد. براساس مطالعه کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006)، می توان از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته و یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث نظری با مدل مورد مطالعه مرتبط و عامل ایجاد ارتباط غیرخطی باشد را انتخاب نمود. نظر به مبانی نظری و هدف این مطالعه مبنی بر بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در طول رژیم های مختلف، از شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی، به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است.

گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2005)، بیان می دارند که در عمل، به طور معمول در نظر گرفتن یک یا دو حد آستانه ای ($m = 1$) و ($m = 2$)، برای تبیین تغییرپذیری پارامترها کفایت می کند. با برقراری هر یک از حدود آستانه ای مذکور، ویژگی کراندار و پیوستگی تابع انتقال، مورد بحث قرار می گیرد. اگر $m = 1$ ، در این صورت یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. حال چنانچه پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند ($\gamma \rightarrow \infty$)، خواهیم داشت:

۱. متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان (Independent and Identically Distributed)

2. Logistic Transition Function

3. Smooth Transition Atuo Regressive (STAR)

$$\lim_{\gamma \rightarrow \infty} g(q_{it}; \gamma, c) = \lim_{\gamma \rightarrow \infty} (1 + \exp(-\gamma(-\gamma(q_{it} - c_1)))^{-1} \quad (13)$$

$$= \begin{cases} 1 & \text{اگر } q_{it} > c_1 \\ 0 & \text{اگر } q_{it} < c_1 \end{cases}$$

در واقع در چنین حالتی، تابع انتقال، به یک تابع مشخصه تبدیل می شود که دو مقدار صفر و یک را اختیار می کند. با فرض $m = 2$ ، تابع انتقال در نقطه $\frac{c_1+c_2}{2}$ به حداقل خود می رسد و در این حالت، داریم:

$$\lim_{\gamma \rightarrow \infty} g(q_{it}; \gamma, c) = \lim_{\gamma \rightarrow \infty} [1 + \exp(-\gamma(q_{it} - c_1)((q_{it} - c_2))]^{-1} \quad (14)$$

$$= \begin{cases} 1 & \text{اگر } q_{it} > c_1 \text{ و } c_2 \text{ یا } q_{it} < c_1 \text{ و } c_2 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

در اینجا تابع انتقال، سه رژیم خواهد بود، به طوری که دو رژیم بیرونی همسان و متفاوت از رژیم میانی است. به عبارت دیگر، برای مقادیر بزرگتر و کوچکتر از متغیر انتقال، تابع انتقال دارای مقدار عددی یک $g = 1$ و در غیر این صورت، مقدار این تابع، صفر است. سرانجام برای هر مقدار m ، وقتی $\gamma \rightarrow 0$ ، تابع انتقال، مقدار ثابتی را اختیار می کند و در نتیجه، مدل PSTR، به یک مدل رگرسیون پانل خطی با اثرات ثابت تبدیل می شود (Ibid: 3). با توجه به مباحث مطرح شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب، به صورت پیوسته بین دو حالت حدی $g = 1$ و $g = 0$ تغییر می یابند که این دو حالت حدی، به شرح زیر تصریح می گردند:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 x_{it} + u_{it} \dots & g = 0 \\ \mu_i + \beta_0 x_{it} + (\beta_0 + \beta_1) x_{it} + u_{it} \dots & g = 1 \end{cases} \quad (15)$$

شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به نام مدل فزاینده، به صورت رابطه (۱۶) تصریح می شود:

$$y_{it} = \mu_t + \beta_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_1 x_{it} g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + u_{it}] \quad (16)$$

که در آن، $g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$ و $j = 1, \dots, r$ نشانگر توابع انتقال از نوع لجستیکی می باشد. اگر $m = 1$ باشد، آنگاه $q_{it}^{(j)} = q_{it}$ و چنانچه $\gamma_j \rightarrow \infty$ برای همه $j = 1, \dots, r$ ، مدل تعمیم یافته (۱۶) به مدل PTR با $r + 1$ رژیم تبدیل خواهد شد و از این رو، مدل فزاینده PSTR می تواند به عنوان حالت عمومی مدل آستانه ای تابلویی چندرژیمی مطرح شده در مقاله هانسن (Hansen,)

(1999) در نظر گرفته شود. همچنین γ بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می باشد و سایر موارد نیز قبلاً تعریف شده اند (Ibid: 4).

۳-۲-۱. فرایند تخمین مدل PSTR

براساس مطالعات انجام شده توسط فوک و همکاران (Fok et al., 2004)، گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2005)، کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006) و جود (Jude, 2010)، تخمین مدل PSTR را می توان در سه مرحله به شرح زیر، دسته بندی کرد:

الف) آزمون همگنی یا خطی بودن

آزمون خطی بودن در مدل PSTR را می توان با توجه به معادله (۱۱) و تابع انتقال (۱۲) براساس آزمون فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ و یا $H_0: \beta_1 = 0$ انجام داد؛ اما همان گونه که گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2005)، عنوان کرده اند، آزمون های مرتبط، غیراستاندارد هستند؛ زیرا تحت هر دو فرضیه، مدل PSTR دارای پارامترهای مزاحم و نامعین است. به طور ویژه، پارامترهای مکان، c ، تحت هر دو فرضیه نامعین هستند، افزون بر این، این حالت برای β_1 تحت فرض H_0 و γ تحت فرض H_0 برقرار است. از این رو، آنان با تأسی از لووکونن و همکاران (Luukkonen et al., 1988) برای آزمون خطی بودن با استفاده از فرضیه $H_0: \gamma = 0$ ، به جای تابع $g(q_{it}; \gamma, c)$ در معادله (۱۱) تقریب مرتبه اول تیلور حول $\gamma = 0$ را پیشنهاد نموده اند که به صورت رابطه زیر می باشد:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (17)$$

در این رابطه، بردار پارامترهای β_1^* ، β_2^* ، ... و β_m^* ضرایبی از γ و $u_{it}^* = u_{it} + x_{it}$ در $R_m \beta_1^*$ است؛ جایی که R_m باقیمانده بسط تیلور می باشد؛ بنابراین، آزمون $H_0: \gamma = 0$ در معادله (۱۱) هم ارز با فرضیه صفر $\beta_1^* = \beta_2^* = \dots = \beta_m^* = 0$ در معادله (۱۴) است. رد این فرضیه، به معنی وجود رابطه غیرخطی و عدم رد آن، تصریح خطی از مدل را پیشنهاد می کند. برای این آزمون، کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006)، آماره های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست نمایی^۲ را به شرح زیر ارائه کرده اند (Colletaz & Hurlin, 2006):

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1)/Km]}{[SSR_0/(TN - N - mK)]}$$

1. Wald Lagrange Multiplier
2. Fischer Lagrange Multiplier
3. Likelihood Ratio

که در آن، SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده مدل پانل خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده غیرخطی PSTR است. K تعداد متغیرهای توضیحی منظور شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه ای می باشد. تحت فرضیه صفر آماره LM_W دارای توزیع $\chi^2(mK)$ و آماره LM_F دارای توزیع $F(mK, TN - N - mK)$ است. سرانجام آزمون نسبت درست نمایی به صورت زیر تعریف می شود که در اینجا نیز تحت فرضیه صفر، دارای توزیع $\chi^2(mK)$ است:

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)]$$

دو نکته در باره آزمون همگنی قابل توجه است. نخست آنکه، می توان از این آزمون برای انتخاب متغیر انتقال مناسب، q_{it} ، در مدل PSTR استفاده کرد؛ در این حالت، آزمون برای مجموعه ای از متغیرهای انتقال منتخب، اجرا می شود و هر متغیری که به نحو قویتری آزمون خطی را رد کند، به عنوان متغیر انتقال انتخاب می شود. دوم اینکه، این آزمون می تواند برای تعیین تعداد مناسب حدهای آستانه ای، m ، در تابع انتقال لجستیکی یا تعیین شکل تابع انتقال، مورد استفاده قرار گیرد.

ب) تخمین پارامترها

تخمین پارامترهای $\theta = (\beta_0, \beta_1, \gamma, c)'$ در مدل PSTR معادله (۱۱) در دو مرحله انجام می شود. ابتدا، اثرات فردی یا مقطعی μ_i با حذف میانگین های مقطعی از بین می رود و سپس، این مدل با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل برآوردکننده حداکثر درست نمایی^۲ (ML) است، تخمین زده می شود. در تخمین مدل PSTR، نکته قابل توجه، تعیین مقادیر شروع مشخصی برای γ و c است. برای مدل انتقال ملایم، اغلب پیشنهاد می شود که مقادیر شروع معقول را می توان با استفاده از جستجوی شبکه‌ای بر روی پارامترها در تابع انتقال، $g(q_{it}; \gamma, c)$ ، به دست آورد (Gonzalez et al., 2005).

ج) ارزیابی مدل

ارزیابی مدل PSTR تخمینی، بخش اصلی در ساختار مدل محسوب می شود. بدین منظور، آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده که به وسیله ایترهیم و تراسویرتا (Eitrheim & Terasvirta, 1995) برای مدل های STAR تک متغیره کاربرد داشته و مناسب برای چهارچوب تابلویی حاضر است، انجام می گیرد. به پیروی از بالتاجی و لی (Baltagi & Li, 1995) با استفاده از آزمون نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده ها، تعداد رژیم ها در مدل PSTR تعیین می شود (خداویسی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۷).

1. Non-Linear Least Squares
2. Maximum Likelihood

هدف از اجرای آزمون نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده‌ها دوگانه می‌باشد و براساس آن، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای توضیحی مورد آزمون قرار می‌گیرد و افزون بر این، تعداد رژیم‌ها تعیین می‌گردد. این آزمون، آزمونی با تصریح نامناسب است اما ابزار مفیدی برای تعیین تعداد انتقالات در مدل می‌باشد. فرایند زیر برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد:

۱- تخمین یک مدل خطی یا همگن و آزمون همگنی (خطی بودن) در سطح معنادار از پیش تعیین شده‌ای مانند α .

۲- در صورت رد فرضیه صفر خطی بودن، تخمین یک مدل PSTR دو رژیمی.

۳- آزمون فرضیه نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده‌های این مدل که در صورت رد این فرضیه، مدل PSTR با دو تابع انتقال، تخمین زده می‌شود.

۴- تداوم این فرایند تا پذیرش فرضیه صفر و عدم وجود ناهمگنی باقیمانده‌ها (Gonzalez *et al.*, 2005).

۲-۲-۳. تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این مطالعه، به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور درباره زمانی ۹۵-۱۳۸۳، با استفاده از روش اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، به شیوه‌ای ایستا و با رویکرد غیرخطی مدل سازی می‌شود. از این رو، مدل کلی پژوهش با توجه به مبانی نظری و تحلیلی موضوع تحقیق در قالب یک مدل رشد کلاسیک تعمیم یافته، شامل انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی و تمرکززدایی مالی، به صورت رابطه (۱۷) معرفی می‌شود:

$$GDP = f(FD, K, L, ED) \quad (17)$$

که در آن، GDP تولید ناخالص داخلی، FD شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی، K موجودی سرمایه، L نیروی کار و ED مخارج آموزشی است. به تبعیت از مطالعات گونزالز و همکاران (Gonzalez *et al.*, 2005) و کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006)، مدل PSTR به صورت رابطه (۱۸) تصریح می‌گردد:

$$LGDP_{it} = \mu_i + \alpha_1 FD_{it} + \alpha_2 LK_{it} + \alpha_3 LL_{it} + \alpha_4 LED_{it} + \alpha_5 FD_{it} g(FD_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (18)$$

$$i = 1, \dots, N \quad \& \quad t = 1, \dots, T$$

که در این رابطه، t نشان دهنده آمین واحد مقطعی و i نشان دهنده آمین دوره زمانی است. فرض می‌شود، حداکثر N واحد مقطعی و T دوره زمانی وجود دارد. در این مدل، $LGDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LK_{it} موجودی سرمایه، LL_{it} لگاریتم نیروی کار، FD_{it} شاخص تمرکززدایی مالی

ترکیبی (متغیر انتقال) و LED_{it} لگاریتم مخارج آموزشی است، همچنین $g(FD_{it}; \gamma, c)$ تابع انتقال در مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی است و به صورت رابطه (۱۹)، تعریف می‌شود:

$$g(FD_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^m (FD_{it} - c_j)\right) \right]^{-1} \quad \gamma > 0, \quad c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (19)$$

اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مذکور از طرح حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری مرکز آمار ایران، سازمان برنامه و بودجه کشور، بانک مرکزی و وزارت امور اقتصاد و دارایی (سازمان امور مالیاتی) برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۳ به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ گردآوری و سپس متغیرهای تحقیق با استفاده از صفحه گسترده (Excel) تلخیص و طبقه بندی، و محاسبات بر اساس کد گونزالز و همکاران (Gonzalez et al., 2017) که تصریح شده کد کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006) می‌باشد، استفاده شده است. از نرم افزار آماری SPSS نسخه ۲۲ برای محاسبه متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی و برای برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نهایی، از نرم افزارهای اقتصادسنجی و آماری، از نسخه های جدید Eviews و Matlab، استفاده شده است.

۴. نتایج و برآورد مدل

۴-۱. آزمون های ریشه واحد تابلویی

پدیده رگرسیون ساختگی، از عمده ترین مشکلات رگرسیون سری های زمانی است. در این گونه رگرسیون ها، به رغم وجود ضریب تعیین بالا، رابطه معنادار و با مفهومی بین متغیرها وجود ندارد. از این رو، با توجه به امکان بروز رگرسیون ساختگی برای مدل های تلفیقی و تابلویی، همچون مدل های سری زمانی، پیش از تخمین مدل، بررسی مانایی یا عدم تأثیرپذیری میانگین، واریانس و کواریانس متغیرها از عامل زمان، امری ضروری است. به منظور بررسی مانایی متغیرها، در این مطالعه، از آزمون های ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو (Levin, Lin & Chu, 2002)، ایم، پسران و شین (Im, Pesaran & Shin, 2003)، فیلیپس و پرون (Philips & Perron, 1988) و آزمون دیکی فولر (Dickey Fuller, 2001) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون ها، بیانگر نامانایی متغیرها یا وجود ریشه واحد است. نتایج این آزمون ها، در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد تابلویی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

| متغیرها | طول وقفه | آماره آزمون LLC | آماره آزمون IPS | آماره آزمون ADF | آماره آزمون PPF |
|---------|----------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| FD | * | *-۱۶/۷۱۲۵ (۰/۰۰۰۰) | -۱۲/۷۵۰۶ (۰/۰۰۰۰) | ۲۴۸/۳۷۶ (۰/۰۰۰۰) | ۳۰۲/۳۶۵ (۰/۰۰۰۰) |
| LED | * | -۶/۸۳۶۲ (۰/۰۰۰۰) | -۳/۵۷۲۵ (۰/۰۰۰۰) | ۱۰۰/۰۹۹ (۰/۰۰۰۰) | ۹۹/۸۶۸۶ (۰/۰۰۰۰) |

| | | | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---|------|
| ۲۳۵/۹۵۰ (۰/۰۰۰۰) | ۱۳۲/۷۵۷ (۰/۰۰۰۰) | -۵/۷۷۷۳ (۰/۰۰۰۰) | -۱۰/۲۲۸۹ (۰/۰۰۰۰) | * | LGDP |
| ۱۰۵/۱۸۸ (۰/۰۰۰۳) | ۹۶/۴۹۵۴ (۰/۰۰۰۲) | -۳/۶۴۸۱ (۰/۰۰۰۱) | -۶/۶۷۱۶ (۰/۰۰۰۰) | * | LK |
| ۱۴۶/۲۰۴ (۰/۰۰۰۰) | ۱۲۹/۸۴۱ (۰/۰۰۰۰) | -۴/۰۰۲۳ (۰/۰۰۰۰) | -۵/۶۵۰۵ (۰/۰۰۰۰) | * | LL |

* اعداد بالا، ضرایب آماره آزمون های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز، احتمال آنها می باشد.
مأخذ: نتایج تحقیق

بررسی مقادیر آماره های محاسبه شده و سطوح احتمال آنها، نشان می دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، در سطح مانا بوده و با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خود کوواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد خواهد شد. بنابراین، کلیه متغیرهای مورد استفاده در تحقیق در سطح مانا بوده و از این رو، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، می توان نسبت به تخمین مدل اقدام نمود.

۲-۴. نتایج تخمین مدل PSTR

پیرو مباحث مطرح شده در بخش پیشین بویژه فرایند تخمین مدل PSTR، به منظور انتخاب مدل PSTR بهینه، ابتدا وجود رابطه خطی یا غیرخطی بین متغیرهای مدل بررسی می شود. برای این منظور، فرضیه صفر مبنی بر وجود رابطه خطی در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن تمرکززدایی مالی ترکیبی در مدل رشد اقتصادی به عنوان متغیر انتقال، براساس آماره های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست نمایی (LR)، مورد آزمون قرار گرفته، که نتایج آن در جدول (۷) گزارش شده است. نتایج حاصل با توجه به آماره های ضرایب مذکور و نسبت درست نمایی، برای یک یا دو حد آستانه ای ($m=2$) و ($m=1$)، نشان از پیروی متغیرهای مدل از یگ الگوی غیرخطی دارد؛ به عبارت دیگر، نتایج، فرض خطی بودن را رد کرده و بر وجود رابطه غیرخطی دلالت دارد.

جدول ۷. آزمون های وجود رابطه غیر خطی

| متغیر انتقال | آزمون فرضیه | $m=1$ | | | $m=2$ | | |
|------------------------|--------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| | | LM_W | LM_F | LR | LM_W | LM_F | LR |
| تمرکززدایی مالی ترکیبی | $H_0: r=0$ $H_1: r=1$ | ۵/۳۱۹ (۰/۰۲۹) | ۴/۳۰۲ (۰/۰۰۶) | ۵/۳۲۲ (۰/۰۰۱) | ۷/۷۲۵ (۰/۰۰۲) | ۳/۳۶۴ (۰/۰۱۳) | ۱۱/۹۰۴ (۰/۰۰۰) |

توجه: m و r به ترتیب، بیانگر تعداد مکان های آستانه ای و تعداد توابع انتقال بوده و مقادیر داخل پرانتز، احتمال مربوط به هر آماره را نشان می دهد.
مأخذ: نتایج تحقیق

در ادامه و پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای تحقیق، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، می‌باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال، مورد بررسی قرار داد. از این رو با این هدف، به پیروی از گونزالز و همکاران (Gonzalez *et al.*, 2005) و کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006)، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال، مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است. نتایج حاصل از آماره‌های والد، فیشر و نسبت درست‌نمایی، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک یا دو حد آستانه‌ای برای مدل، رد نشده است.

بنابراین با لحاظ نمودن یک تابع انتقال، هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت و تنها لحاظ یک تابع انتقال، قادر به تصریح رفتار غیرخطی بین تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی بوده، و لازم به ذکر می‌باشد که نتایج به دست آمده در مدل برآوردی، برقرار است.

جدول ۸. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها

| متغیر انتقال | فرضیه آزمون | $m = 1$ | | | $m = 2$ | | |
|---------------------------|--------------|-----------------|-----------------|---------|-----------------|-----------------|---------|
| | | LM _W | LM _F | LR | LM _W | LM _F | LR |
| تمرکززدایی مالی ترکیبی | $H_0: r = 0$ | ۴/۴۷۹ | ۱/۰۱۱ | ۴/۵۰۵ | ۵/۷۴۵ | ۰/۶۴۳ | ۵/۷۸۸ |
| | $H_1: r = 1$ | (۰/۳۴۵) | (۰/۴۰۳) | (۰/۳۴۲) | (۰/۶۷۶) | (۰/۷۴۱) | (۰/۶۷۱) |

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از آزمون‌های خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی، اکنون باید حالت بهینه میان توابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای، انتخاب گردد. در این پژوهش، به پیروی از کولیتاز و هارلین (Colletaz & Hurlin, 2006) و جود (Jude, 2010)، یک مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها، مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز^۱ و معیار اطلاعات آکائیک^۲ به عنوان معیارهای تعیین کننده تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم برای تصریح بهترین مدل، محاسبه شده است. ملاک تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای بدین صورت است که برای هر کدام از حدود آستانه‌های ($m = 1$) و ($m = 2$)، آن حد آستانه‌ای که معیار مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به عنوان آستانه انتخاب می‌گردد، همچنین هرگاه این معیار برای هر دو حد آستانه‌ای یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حد آستانه بهینه، حداقل معیار آکائیک خواهد بود. در جدول (۹)، معیارهای عنوان شده برای مدل PSTR، ارائه شده است. نتایج، نشان دهنده یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای تحقیق می‌باشد.

1. Schwarz Criterion
2. Akaike Information Criterion

جدول ۹. تعیین تعداد مکان های آستانه ای در یک تابع انتقال

| متغیر انتقال | $m = 1$ | | | $m = 2$ | | |
|------------------------|--------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------|--------------------------|
| | معیار شوارتز | معیار آکائیک | مجموع مجذور باقیمانده‌ها | معیار شوارتز | معیار آکائیک | مجموع مجذور باقیمانده‌ها |
| تمرکززدایی مالی ترکیبی | -۵/۲۲۹ | -۵/۳۳۰ | ۰/۳۴۲۰ | -۵/۲۲۱ | -۵/۳۳۳ | ۰/۶۷۱۰ |

مأخذ: نتایج تحقیق

با انتخاب مدل PSTR، با یک تابع انتقال و یک حد آستانه که بیانگر یک مدل دو رژیمی (قسمت های خطی و غیرخطی مدل) است، مقدمات برآورد مدل مذکور فراهم می گردد. جدول (۱۰) نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR دو رژیمی و یا معادله "اثرات تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی" را نشان می دهد. در معادله رشد اقتصادی، پارامتر شیب تمرکززدایی مالی ترکیبی، به عنوان متغیر انتقال، که مبین سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل $4/2869$ برآورده شده است. همچنین حد آستانه ای تمرکززدایی مالی ترکیبی به عنوان مکان وقوع تغییر رژیم و متمایزکننده دو رژیم در مدل "رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی ترکیبی"، برابر $3/1941$ می باشد، و به عبارت دیگر، زمانی که مقدار تمرکززدایی مالی ترکیبی برابر $3/1941$ است، جهت یا شدت تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی، تغییر می کند و این تغییر رژیم، با سرعتی معادل $4/2869$ صورت می گیرد.

اگر مقدار عددی تمرکززدایی مالی ترکیبی در معادله برآوردی کمتر از حد آستانه ای $3/1941$ باشد، رفتار متغیرها مطابق رژیم حدی نخست و در غیر این صورت، براساس رژیم حدی دوم (رژیم غیرخطی مدل) صورت خواهد گرفت.

نظر به ویژگی مدل PSTR مبنی بر ارائه ضرایب تخمینی متفاوت برحسب مقاطع و در طول زمان، در نتیجه ضرایب متغیرها و پارامتر شیب با توجه به مقدار متغیر انتقال (تمرکززدایی مالی ترکیبی) از رژیم حدی نخست به رژیم حدی دوم، تغییر می یابند و برای استان های مختلف و در طول زمان در داده های تابلویی، یکسان نمی باشند، از این رو، نمی توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۱۰) را مستقیماً تفسیر نمود و لذا، صرفاً علائم ضرایب رگرسیونی، شدت و تغییرات آنها، مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل PSTR (متغیر انتقال: تمرکززدایی مالی ترکیبی)

| متغیرها | قسمت خطی مدل | قسمت غیرخطی مدل |
|------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| تمرکززدایی مالی ترکیبی | * $0/134$ ** $(4/8748)$ | - $0/212$ ** $(-3/1551)$ |

| متغیرها | قسمت خطی مدل | قسمت غیرخطی مدل |
|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| لگاریتم نیروی کار | ۰/۰۴۶۷ *** (۲/۶۲۸۰) | -۰/۰۶۱۲ ** (-۳/۰۲۵۱) |
| لگاریتم موجودی سرمایه | ۰/۸۸۵۶ ** (۳/۸۲۰۱) | ۰/۹۶۲۳ ** (۳/۰۳۸۲) |
| لگاریتم مخارج آموزشی | ۰/۰۶۷۰ ** (۳/۰۶۹۳) | ۰/۱۴۰۹ ** (۳/۷۹۸۶) |
| پارامتر شیب | ۴/۲۸۶۹ | |
| مکان وقوع تغییر رژیم | ۳/۱۹۴۱ | |

* اعداد بالا، نشان دهنده ضرایب و اعداد داخل پرانتز، آماره t متغیره است ** معناداری در سطح ۱ درصد و *** معناداری در سطح ۵ درصد است.
مأخذ: نتایج تحقیق

به منظور ارائه درک واضح و روشن تری از نتایج به دست آمده، دو رژیم حدی موجود، مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرند. رژیم حدی نخست، متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (تمرکززدایی مالی ترکیبی) در مدل "اثرات تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی"، کمتر از حد آستانه ای (محل تغییر وقوع رژیم) است که در این حالت، مقدار عددی تابع انتقال، برابر صفر است و به صورت رابطه (۲۰) تصریح می‌گردد:

$$LGDP_{it} = 0.0134FD_{it} + 0.8856LK_{it} + 0.0467LL_{it} + 0.0670LED_{it} \quad (20)$$

رژیم حدی دوم نیز متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (تمرکززدایی مالی ترکیبی)، بزرگ‌تر از حد آستانه ای باشد که در این حالت، تابع انتقال، مقدار عددی یک دارد و به صورت رابطه (۲۱) تصریح می‌گردد:

$$LGDP_{it} = -0.0078FD_{it} + 1.8479LK_{it} - 0.0145LL_{it} + 0.2079LED_{it} \quad (21)$$

همان گونه که ملاحظه می‌شود، متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی در رژیم یکم، تأثیر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی در استان‌های ایران دارد؛ اما با عبور از حد آستانه ای و ورود به رژیم دوم، تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی منفی می‌شود، به گونه ای که مقدار این متغیر از ۰/۰۱۳۴ به -۰/۰۰۷۸ - تغییر یافته است که به خوبی، بیانگر رفتار متفاوت رشد اقتصادی، در سطوح متفاوت تمرکززدایی مالی می‌باشد. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف، رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهد. این نتیجه، به وضوح نشان دهنده رابطه نامتقارن تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی استان‌ها در سطوح مختلف تمرکززدایی مالی می‌باشد.

همچنین از جدول (۱۰) مشاهده می شود که افزایش موجودی سرمایه در هر دو رژیم حدی، باعث افزایش رشد اقتصادی می شود؛ اما میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم، بیشتر است. متغیر نیروی کار در رژیم حدی یکم، تأثیر مثبت و در رژیم حدی دوم، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد که بیانگر رفتار و تأثیر نامتقارن آن بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف تمرکززدایی مالی می باشد. تأثیر متغیر مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی نیز در هر دو رژیم، مثبت است؛ لیکن در رژیم حدی دوم، این تأثیرگذاری به میزان قابل ملاحظه ای، افزایش می یابد که به گونه ای، بر ارتقاء کیفیت سرمایه انسانی به عنوان مؤلفه ای مؤثر بر رشد اقتصادی، دلالت دارد.

۵. بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

رشد اقتصادی پایدار، همواره از مهمترین دغدغه های سیاست گذاران، دولتمردان و اقتصاددانان بوده است. از این رو، به کارگیری مؤثرترین سیاست ها و گسترش و تقویت عوامل تأثیرگذار بر رشد و توسعه اقتصادی در عمده کشورها بویژه در کشورهای در حال توسعه، از اهمیت ویژه ای برخوردار است. تمرکززدایی مالی که بر واگذاری قدرت برنامه ریزی و تصمیم گیری نسبت به ترکیب هزینه ها و درآمدها از دولت مرکزی به دولت های محلی (استان ها) دلالت دارد، یکی از عوامل مهم در فرایند رشد و توسعه منطقه ای به شمار می رود.

در این پژوهش، با استفاده از داده های ۳۰ استان کشور در فاصله زمانی ۹۵-۱۳۸۳، تأثیر غیرخطی متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان ها مورد بررسی قرار گرفت. همان گونه که در بخش روش شناسی تحقیق اشاره شد، به منظور حذف همبستگی شاخص های تمرکززدایی با هدف پرهیز از بروز خطا در برآوردها، بر اساس تکنیک تحلیل مؤلفه های اصلی، نسبت به استخراج شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی و انتخاب آن به عنوان متغیر انتقال و سپس تخمین الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) اقدام گردید.

نتایج تخمین الگوی مذکور، نشان می دهد که فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان ها، تأیید می گردد. نتایج آزمون های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده ها براساس آماره های والد، فیشر و نسبت درست نمایی و نیز معیارهای تعیین حدود آستانه ای، بر وجود یک مدل دو رژیمی با یک تابع انتقال و یک حد آستانه ای یا مکان تغییر رژیم جهت تصریح کامل رفتارهای غیرخطی دلالت دارد. در مدل PSTR نهایی، مقدار برآورد پارامتر شیب برابر ۴/۲۸۶۹ بوده که نشان از سرعت آرام تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر دارد. مکان وقوع تغییر رژیم یا حد آستانه ای نیز معادل ۳/۱۹۴۱ برآورد شده است.

نتایج مربوط به متغیرهای موجود در مدل، نشان می‌دهد که تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی در رژیم حدی یکم، مثبت بوده، لیکن با عبور از حد آستانه ای، ۳/۱۹۴۱، این تأثیر، منفی می‌شود. وجود رابطه غیرخطی میان تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی، دلالت بر وجود حد بهینه تمرکززدایی مالی دارد، و در واقع، سطوح اولیه تمرکززدایی مالی (رژیم حدی یکم) هم راستا با افزایش رشد اقتصادی است، زیرا در مراحل اولیه، به نسبت، بسترهای لازم برای استقرار سیاست‌های تمرکززدایی مالی فراهم است و از این رو، با توجه به فاصله میزان شاخص تمرکززدایی مالی از حد بهینه آن، افزایش میزان تمرکززدایی مالی، به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود؛ اما با افزایش تمرکززدایی مالی بیش از حد آستانه ای (آغاز بازدهی نزولی)، به دلیل عدم انطباق ساختار تمرکززدایی مالی با ساختارهای سیاسی، اقتصادی و فرهنگی و نیز تشخیص نادرست سطح تمرکززدایی و یا افراط در آن، هزینه‌های ناشی از تمرکززدایی که از طریق عواملی همچون افزایش شکاف درآمدی و نابرابری‌های منطقه‌ای، به خطر افتادن ثبات کلان اقتصادی، نارسایی بازار، ضعف کارایی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی کارآمد و فنی روی می‌دهد، سبب اتلاف منابع و کاهش سطح رفاه عمومی می‌گردد و درنهایت، کاهش رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

این نتیجه، مبین تأثیر نامتقارن تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور می‌باشد. به عبارت دیگر، این امر بر وجود رابطه نامتقارن بین تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی دلالت دارد. این رابطه، به شکل سهمی (U وارون) بوده و با یافته‌های مطالعات داخلی و خارجی مبتنی بر مدل‌های غیرخطی چند جمله‌ای (توان دوم متغیر تمرکززدایی مالی)، همچون صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۳: ۱۵۹، ۱۸۳)، جعفری صمیمی و همکاران (Jafari Samimi et al., 2010)، محمدی و همکاران (۱۳۹۹: ۹۳)، تاپسن (Thießen, 2003) و آکای و همکاران (Akai et al., 2007) سازگاری دارد.

بنابر این با تأیید تأثیرگذاری غیرخطی تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، در اتخاذ سیاست‌های مؤثر بر تمرکززدایی مالی، این نکته را نباید از نظر دور داشت که تغییرات تمرکززدایی مالی در دامنه‌های مختلف، اثر یکسانی بر رشد اقتصادی نداشته و بسته به رژیمی که در آن قرار دارد، متفاوت است. به بیانی دیگر، انتقال قدرت تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی به لایه‌های پایین‌تر دولت، منابع را به مناطق مستعد و دارای قابلیت رشد و توسعه، هدایت کرده و موجبات رشد اقتصادی استان‌ها را فراهم می‌نماید؛ اما برخورد افراطی در میزان و سطح تمرکززدایی مالی، به واسطه هزینه‌های ناشی از آن، به کاهش رشد اقتصادی استان‌ها منجر خواهد شد.

بررسی نتایج تخمین مدل برای سایر متغیرها، نشان می‌دهد که در رژیم حدی یکم، تأثیر کلیه متغیرهای کنترل شامل نیروی کار، موجودی سرمایه و مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی، مثبت

می باشد؛ اما با افزایش تمرکززدایی مالی ترکیبی و عبور از مقدار آستانه ای ۳/۱۹۴۱ و ورود به رژیم حدی دوم، تأثیرگذاری متغیرهای موجودی سرمایه و مخارج آموزشی، مثبت ولی تأثیر نیروی کار بر رشد اقتصادی استان ها، منفی می شود. این مطلب مبین آن است که افزایش تمرکززدایی مالی ترکیبی از سطح آستانه ای آن، افزون بر آنکه کاهش رشد اقتصادی را به دنبال دارد، به تبع آن، سبب کاهش یا افزایش میزان تأثیرگذاری سایر متغیرها بر رشد اقتصادی می گردد.

مثبت و معنادار بودن ضرایب مخارج آموزشی در هر دو رژیم و نیز تأثیر مثبت و منفی نیروی کار در رژیم های یکم و دوم را می توان به نقش عمده و تأثیرگذار سرمایه انسانی در فرایند رشد و توسعه اقتصادی نسبت داد؛ اما اثرگذاری منفی نیروی کار در رژیم دوم، به دلیل ضعف نیروی انسانی با دانش و کارآمدی لازم، مؤید این نکته است که توسعه آموزش، چندان کارا و اثربخش و همچنین همراستا با سیاست های توانمندسازی نیروی انسانی، صورت نگرفته است.

نکته دیگر، تأثیر مثبت سرمایه بر رشد اقتصادی استان ها است که به نقش تعیین کننده آن در فرایند رشد اقتصادی اشاره دارد؛ در واقع، از مهمترین شروط موفقیت و پیشبرد سیاست های تمرکززدایی مالی، برخورداری از منابع مالی کافی در اجرای فعالیت های مختلف در مناطق و دولت های محلی است؛ به گونه ای که دستیابی به دستاوردهای اثربخش برنامه های تمرکززدایی در مناطق محلی، به طور مستقیم به وجود منابع اعتباری لازم و اختیار تخصیص و هزینه این منابع، وابسته است.

با توجه به نتایج حاصل از این بررسی، برخی توصیه های سیاستی به شرح زیر پیشنهاد می شود: در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار، تأمین منابع لازم برای حکومت های محلی، اغلب از طریق انتقال منابع از دولت مرکزی به صورت پارانه و یا انتقال مالیات های دریافتی صورت می گیرد؛ به طوری که دولت های محلی، به دلیل این وابستگی و ضعف مالی در اجرای برنامه های خود، کارآیی لازم را نداشته و اغلب به صورت بهینه عمل نمی کنند. بنابراین، واگذاری تأمین بخشی از منابع مالی دولت های محلی به آنها، بویژه از طریق ایجاد نظام مالیات گیری غیرمتمرکز و اعطای اختیارات قانونی در این زمینه، می تواند روند اتکاء دولت های محلی به دولت مرکزی را کاهش داده و بر میزان اثربخشی سیاست های تمرکززدایی مالی بیفزاید.

دولت به عنوان بزرگترین نهاد اقتصادی فعال، با افزایش سرمایه گذاری زیربنایی در حوزه آموزش و هدایت و ساماندهی آن در راستای انتقال مهارت و کارآمدی نیروی انسانی، بستر مناسبی را برای ارتقاء سرمایه انسانی و در نتیجه، رشد اقتصادی استان ها فراهم نماید.

تدوین و ارائه برنامه عملیاتی تأمین منابع مالی در مناطق با هدف تضمین دستیابی به اهداف، از عناصر حائز اهمیت در برنامه های تمرکززدایی مالی است و از این رو، پیشنهاد می شود، به منظور

ترغیب مقامات محلی در تولید ثروت و درآمد، سیستم حمایت مالی دولت مرکزی، با میزان درآمد کسب شده توسط مقامات محلی، مرتبط و متناسب شود.

اساساً تمرکززدایی مترادف با توزیع قدرت و تفویض اختیارات به نهادهای محلی بوده، و گسترش وظایف و اختیارات شوراها و مقامات محلی، ایجاد نهادها و سازمان های محلی و تقویت و توسعه آنها از جمله سازمان های مردم نهاد^۱، گروه های اجتماعی و سیاسی، سازمان های تجاری و خصوصی و همچنین تقویت سرمایه اجتماعی به عنوان سیاست های مکمل که به جنبه های دیگر تمرکززدایی اشاره دارد، ضمن بسترسازی، مؤید دستیابی به اهداف اثربخش تمرکززدایی و بویژه تمرکززدایی مالی است.

تدریجی بودن فرایند تمرکززدایی مالی، ضرورت توجه و تأکید بر فراهم کردن الزامات و پیش شرط های استقرار این سیاست را دوچندان می کند. بنابراین، در این فرایند، به برنامه ریزان، سیاست گذاران و دولتمردان، توصیه می شود که ایجاد و استقرار الزاماتی همچون ظرفیت سازی و ایجاد نهادهای محلی، توانمندسازی نیروی انسانی و بویژه تدوین سازوکارهای تأمین و تخصیص منابع مالی و نیز نظارت دولت مرکزی به منظور ثبات کلان اقتصادی و هماهنگی در سیاست های مختلف اقتصادی، همواره مد نظر قرار گیرد.

با توجه به ابعاد متنوع تمرکززدایی، در اجرای موفقیت آمیز تمرکززدایی مالی، تأکید بر ایجاد بسترهای مناسب مشارکت و فراهم کردن شرایط لازم برای ارائه ترجیحات واقعی شهروندان، بهره گیری از نهادها و سازمان های غیردولتی و تقویت روابط متقابل دولت های محلی (استان ها)، بخش خصوصی و جامعه (مردم)، از امور قابل توجه و ضروری به شمار می آیند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ

- خداویسی، حسن؛ نجارقابل، سمیه و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین جهانی شدن و نابرابری درآمدی: کاربردی از مدل انتقال ملایم آستانه ای پانلی. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، شماره ۱، بهار ۹۶: ۶۱-۸۷.
- دلالی اصفهانی، رحیم؛ واعظ برزانی، محمد و زارعیان، سعید (۱۳۹۳). تأثیر ترجیح زمانی بر رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره سوم: ۱۷۹-۱۵۵.
- رومر، دیوید (۱۳۸۹). *اقتصاد کلان پیشرفته*. ترجمه: مهدی تقوی. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، جلد اول (نظریه رشد).
- سامتی، مرتضی؛ رنای، محسن و معلمی، مژگان (۱۳۸۶). تمرکززدایی و منافع تشکیل دولت های محلی از منظر افزایش کارایی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۸، بهار: ۱۲۳-۱۵۱.
- سعیدی، نادر؛ حبیبی، فاتح و قادری، سامان (۱۳۹۸). بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در استان های کشور با استفاده از اقتصادسنجی فضایی. *دوفصلنامه مطالعات و سیاست های اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱، بهار و تابستان: ۱۹۵-۲۲۴.
- صادقی شاهدانی، مهدی و آقاجانی معمار، احسان (۱۳۹۳). اثر تمرکززدایی مالی نسبی بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۰: ۱۹۱-۱۵۹.
- فرزین‌وش، اسدالله؛ صادقی شاهدانی، مهدی و غفاری فرد، محمد (۱۳۸۸). تمرکززدایی مالی و عملکرد اقتصادی آن. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۴۹: ۴۰-۱۹.
- عباسی، ابراهیم؛ رستگاری، فاطمه و حسینی، مهدی (۱۳۹۴). بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها. *فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۲: ۲۰-۳.
- غفاری فرد، محمد و صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۱). بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، سال هفدهم، شماره ۴: ۲۴-۳.
- غفاری فرد، محمد؛ صادقی شاهدانی، مهدی؛ کمیجانی، اکبر و زاهدی وفا، محمدهادی (۱۳۹۳). تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف ایران (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۱: ۱۴۲-۱۲۵.
- محمدی، نریمان؛ حاجی، غلامعلی و فطرس، محمدحسن (۱۳۹۹). تأثیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان های ایران. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دهم، شماره سی و هشتم، بهار: ۷۵-۹۸.
- محمدی، نریمان (۱۳۸۱). *روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و کاربرد آن در رتبه‌بندی*. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان کرمانشاه.
- Akai, N.; Nishimura, Y. & Sakata, M. (2007). Complementarity, fiscal decentralization and economic growth. *Economics of Governance*, 8(4): 339-362.
- Asatryan, Z. (2010). Fiscal Decentralisation and Economic Growth in OECD Countries: A Bayesian Model Average Approach.

www.aea.am/files/papers/w1101.

- Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98: 108-125.
- Bojanic, A. N. (2016). The Impact of Fiscal Decentralization on Growth, Inflation, and Inequality in the Americas, Tulane Economics Working Paper Series. No. 1610.
- Breuss, F. & Eller, M. (2004). Fiscal decentralisation and economic growth: Is there really a link? CES ifo DICE Report. *Journal for Institutional Comparisons*" Vol. 2, No. 1, Spring: 3-9.
- Chiou, J. S.; Wu, P. S. & Huang, B. Y. (2011). How derivative trading among banks impacts SME lending. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, 1(4): 1-11.
- Colletaz, G. and Hurlin, C. (2006). Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach. Working Paper, 1/2006, LEO, Université d'Orléans: 1-39.
- Davoodi, H. & Zou, H. (1998). Fiscal decentralization and economic growth: A Cross-Country study. *Journal of urban Economics*, 43(2): 244-257.
- Davoodi, H.; Xie, D. & Zou, H. (1999). Fiscal decentralization and economic growth in the United States. *Journal of urban Economics*, 45 (2): 228-239.
- Ezcurra, Roberto & Pascual, Pedro (2008). Fiscal decentralization and regional disparities: Evidence from several European Union countries. *Environment and Planning A*, Vol. 40: 1185-1201.
- Filippetti, A. and Sacchi, A. (2016). Decentralization and economic growth reconsidered: The role of regional authority. *Environment and Planning C: Government and Policy* 34(8): 1793-1824.
- Fok, D.; Van Dijk, D. and Franses, P. (2004). A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors. Working Paper, University of Rotterdam: 1-26.
- Gemmell, N.; Kneller, R. & Sanz, I. (2013). Fiscal decentralization and economic growth in OECD Countries: Spending versus revenue decentralization. *Economic Inquiry* 51: 1915-31.
- Gonzalez, A.; Terasvirta, T. and Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604: 1-33.
- Gonzalez, A.; Terasvirta, T. and Van Dijk, D. (2017). Panel Smooth Transition Regression Models", SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604 Stockholm School of Economics, revised 11 Oct. 2017.
- González, Andrés; Teräsvirta, Timo; Van Dijk, Dick & Yang, Yukai (2005). Panel Smooth Transition Regression Models," SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604, Stockholm School of Economics, revised 11 Oct. 2017.
- Granger, C.W. and Terasvirta, T. (1993). *Modelling Non Linear Economic Relationships*. Oxford University Press.

- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in Non-Dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368.
- Jafari Samimi, A. J.; Lar, K. P.; Haddad, G. K. & Alizadeh, M. (2010). Fiscal decentralization and economic growth: A nonlinear model for provinces of Iran. *Iranian Economic Review*, 15(2): 125-133.
- Jin, j. & Zou, H. (2002). How does fiscal decentralization affect aggregate, national, and subnational government size?. *Journal of Urban Economics* 52: 270-293.
- Jude, E. (2010). Financial development and growth: A panel Smooth Regression approach. *Journal of Economic Development*, 35: 15-33.
- Korotun, V. et al. (2020). The Impact of fiscal decentralization on economic growth in central and Eastern Europe. *European Journal of Sustainable Development*, 9, 3: 215-227.
- Lozano, I. & Julio, J. M. (2015). Fiscal Decentralization and Economic Growth: Evidence from Regional-Level Panel Data for Colombia. Borradores de Economía 865i, Banco de la Republica de Colombia.
- Liu, Chih-hung (2007). *What Type of Fiscal Decentralization System Has Better Performance?*. University of Maryland.
- Luukkonen, R.; Saikkonen, P. and Terasvirta, T. (1988). Testing Linearity against Smooth Transition AutoRegressive Models. *Biometrika*, 75: 491-499.
- Ma, G. & Mao, j. (2018). Fiscal decentralisation and local economic growth: Evidence from a fiscal reform in China. *Fiscal Studies*, 39(1): 159-187.
- Martinez-Vazquez, J. & McNab, R. M. (2003). Fiscal decentralization and economic growth. *World Development*, 31: 1597-1616.
- Martínez-Vazquez, J. & McNab, R. M. (2006). Fiscal decentralization, macrostability, and growth. *Hacienda Pública Española /Revista de Economía Pública*, 179: 25-49.
- Martinez-Vazquez, J. Santiago, L. & Sacchi, A. (2015). *The Impact of Fiscal Decentralization: A Survey*. GEN-Governance Economic Research Network. Georgia State University.
- Murshed, M. & Bedi, A. S. (2015). Fiscal Decentralization and Regional Economic Growth in Sumatera, Indonesia. *The Hague, the Netherlands*.
- Musgrave, R. A. (1959). *The Theory of Public Finance*. McGraw Hill, New York.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal Federalism*. Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- Oates, W. E. (1993). Fiscal decentralization and economic development. *National Tax Journal*, 46(2): 237-243.
- Prud'homme, R. (1995). The dangers of decentralization. *The World Bank Research Observer*, Vol. 10, No. 2, August: 201-220.
- Prud'homme, R. (1994). On the Dangers of Decentralization. Policy Working Paper 1252, The World Bank, Washington, D.C.

- Rodriguez-Pose, A. and Ezcurra, R. (2010). Is fiscal decentralization harmful for economic growth? Evidence from the OECD countries. *Journal of Economic Geography* 11: 619-643.
- Rondinelli, D. (1981). Government Decentralisation in Comparative Perspective: Theory & practice in developing countries. *International Review of Administrative Science* 47(2): 133-145.
- Slavinskaite, N. (2016). Fiscal decentralization and economic growth in selected European countries. *Journal of Business Economic and Management*, 18(4): 745-757.
- Thießen, U. (2003). Fiscal decentralization and economic growth in high income OECD countries. *Fiscal Studies*, 24(3): 237-274.
- Thießen, U. (2005). Fiscal decentralization and economic growth in 'rich' OECD countries: Is there an optimum?. *Economic Bulletin*, 41(5): 175-182.

