فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و یکم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۴۰۰ ـ صفحات ۱۰۷-۶۷

تأثیر آستانه ای تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)[1]

نریمان محمدی[2]
غلامعلی حاجی[3]
محمدحسن فطرس[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۳

چکیده

رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی، در دهه های اخیر، یکی از موضوعات و مباحث محوری در اقتصاد بوده است. تمرکززدایی مالی، ازجمله 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 ۹۵-۱۳۸۳در چهارچوب مدل اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، به عنوان یکی از برجسته ترین مدل های تغییر رژیمی، 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 رژیمِ حدی یکم، رشد اقتصادی مثبت و پس از عبور از حد آستانه ای و ورود به رژیمِ 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

۱. مقدمه

اجرای سیاست های تمرکززدایی مالی[1] 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 قرارگرفته است؛ که از دلایل آن، می توان به عدم موفقیت سیاست های 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 بهره وری 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 می شود که با هدف ارتقاء رشد و توسعه اقتصادی بویژه مناطق محلی، به اجرا در می آید.

از دلایل توجه به رویکرد تمرکززدایی، وجود محدودیت مالی در بودجه دولت‌های مرکزی است که ضرورت توجه ویژه به تمرکززدایی مالی را اجتناب ناپذیر نموده است. انتقال قدرت و تفویض اختیار در زمینه‌های مالی و سیاسی به حکومت‌های محلی، با هدف افزایش کارآیی 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 مردم سالار و نیمه مردم سالار 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 کارآیی 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 پنج ساله 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 ضریبی 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.

1. Fiscal Decentralization

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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، هدف‌گذاری شده است. طی سه دهه گذشته، پژوهش های متعددی، رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی را در قالب مطالعات مبتنی بر داده های سری های زمانی و داده های تلفیقی، مورد بررسی و آزمون قرار داده اند که نتایج متفاوتی را به دست داده است، و از دلایل تفاوت و تنوع نتایج، می توان 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 عمده ای از این مطالعات، فرض خطی بودن این رابطه، منظور شده است که بر پایه تحلیل های نظری و به دلایلی همچون وجود تعادل های چندگانه، تغییر سیاست ها و رفتار متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین بروز بحران ها و شوک های اقتصادی، باورِ تبعیتِ رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی از یک الگوی غیرخطی را تقویت می کند. بررسی روابط غیرخطی موجود در برخی دیگر از این مطالعات نیز مبتنی بر مدل های چندجمله ای شامل مجذور شاخص تمرکززدایی مالی است. این دسته از مدل ها که نوع خاص و محدودکننده ای را بر متغیرها تحمیل می کند، نمی تواند دیگر اشکالِ غیرخطی محتمل میان متغیرها را شناسایی و تبیین نمایند.

از این رو در این مطالعه، با بهره گیری از رویکرد اقتصادسنجی مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی[1](PSTR)، رابطه میان تمرکززدایی مالی ترکیبی[2] و رشد اقتصادی استان ها مورد بررسی قرار می گیرد تا از این طریق، ایرادهای مذکورِ موجود در مطالعات پیشین، به میزان قابل ملاحظه ای 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 شیوه ای پیوسته، الگوسازی می شود.

افزون براین، همان گونه که جود (Jude, 2010) در اشاره به مزایای این مدل، عنوان می کند، مدل PSTR، به ضرایب تخمینی اجازه می‌دهد تا برای مقاطع (استان ها) 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 مؤلفه های اصلی، به منظور بهبود متغیرهای تمرکززدایی مالی و بویژه رفع همبستگی آنها استخراج و در مدل به کار گرفته می شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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[1] 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 پیشنهادها به پایان می‌رسد.

۲. ادبیات موضوع

۱-۲. 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 صحنه های سیاسی و اقتصادی دارد، برای هر نظام اقتصادی، از اهمیت ویژه ای برخوردار است؛ به همین دلیل، بررسی و شناخت دقیق تر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، از مهمترین موضوعات اقتصادی به شمار می رود. تأکید بر تصمیم گیری و برنامه ریزی بر مبنای نیازها و سلایق افراد در مناطق و نواحی مختلف کشورها، از عمده ترین سیاست های اقتصادی دهه های اخیر است که اغلب، به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است.

گسترش حوزه فعالیت های بخش عمومی و ضرورت ارائه بهینه خدمات عمومی، دولت های 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 دولت های محلی واگذار نمایند. تمرکززدایی در اغلب کشورها، تغییرات اساسی در نحوه مدیریت و بهبود متغیرهای بخش عمومی و درنتیجه، رشد اقتصادی ایجاد کرده است.

در مدل های رشد درونزا که بر نیروهای درونی اقتصاد تأکید دارند، علاوه بر نیروی انسانی و سرمایه های فیزیکی به عنوان عوامل کلیدی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، ضرورت بررسی عوامل دیگر، اقتصادی یا غیراقتصادیِ مؤثر بر رشد و توسعه اقتصادی، بیش از پیش افزایش یافته است و بنابراین، نظریه های رشد درونزا، سبب طرح و بررسی مباحث جدیدی همچون تحقیق و توسعه و زیرساخت های اجتماعی، ثبات سیاسی و اقتصادی و جنبه های متفاوت منابع انسانی و فیزیکی در مدل های مذکور گردید. هم اکنون نقش دولت، سیاست ها و ساختار سیاسی و اقتصادی آن در این

1. Principal Component Analysis (PCA)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

مدل ها، به عنوان سایر عوامل مؤثرِ بر رشد اقتصادی، موضوع مطالعات متعددی را به خود اختصاص داده است.

بر اساس تعریف بانک جهانی، تمرکززدایی به معنی انتقال اختیارات و مسؤولیت 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 گونه ای از تصدی گری و انحصار دولت مرکزی در راستای بهبود شرایط اقتصادی، کاسته شده و ظرفیت های محلی و توانایی های منطقه ای، شناسایی و ارزیابی می شود و در این راستا، دولت های محلی در چهارچوب برنامه های توسعه ملی در زمینه تخصیص منابع و نحوه اجرای فعالیت های اقتصادی در حوزه های خود، تصمیم گیری می کنند، که این امر، می تواند تقویت سازگاری برنامه های 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 نیرویی محرک، این باور گسترده را ایجاد کرده است که می تواند ابزاری توانمند در کنترل بی رویه رشد بخش عمومی و بهبود کارآیی هزینه های عمومی تلقی شود.

تایسن (Thießen, 2005)، تمرکززدایی مالی را به مفهوم اعطای اختیار به نهادهای دولتی زیرمجموعهٔ 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[1](UNDP)، بر چهار عنصر مهم زیر به عنوان ارکان تمرکززدایی مالی تأکید شده است: ۱- واگذاری مسؤولیت 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 مبنا، با واگذاری مسؤولیت منابع مالی به دولت‌های محلی، قدرت و اختیار کسب درآمد و تصمیم‌گیری درخصوص مخارج در قلمرو دولت‌های محلی، تفویض می‌شود. در واقع این سیاست، به یک سازوکار دولتی اشاره دارد که در آن، توازن قدرت به سمت دولت های محلی گرایش دارد؛ به گونه ای که قدرت متمرکز برای مالیات و تولید درآمد، بین سایر سطوح دولت توزیع می شود.

1. United Nations Development Program

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 کارآیی هزینه‌های عمومی است؛ هرچند که این امکان وجود دارد که خطراتی را متوجه اهداف دولت‌های ایالتی همچون بروز عدم توازن‌های مالی افقی[1] 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[2] 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 براین، 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 می دهد 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 تمرکززداییِ اثربخش در راستای رشد و توسعه جوامع یاد می کنند و آن را امری اجتناب ناپذیر می دانند. به عنوان نمونه، مارتینز-وازکوز و مکناب (Martínez-Vazquez & McNab, 2003)، ضمن توصیه به دولت ها به این مهم، به نقل از تای‌لانت (Taillant, 1994)، می نویسند که امروزه دیگر مسأله این نیست که تمرکززدایی در کشور باید انجام شود یا خیر، بلکه مسأله این است که بهترین روش های انجام فرایند تمرکززدایی در کشور چیست؟

در ادبیات اقتصادی، تئوری های تمرکززدایی در راستای افزایش بهره وری و کارآیی دولت ها و گسترش تعادل و توازن منطقه ای، 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 می کنند (غفاری فرد و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱: ۴).

ماسگریو (Musgrave, 1959) از پایه گذاران 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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، فرضیهٔ گوناگونی[1] یا قضیهٔ تمرکززدایی مالی[2]، دوم، فرضیهٔ لویاتان[3] و سوم، فرضیهٔ افزایش بهره‌وری (Slavinskaite, 2016).

اُتس (Oates, 1972) در قالب فرضیه گوناگونی، استدلال می کند که کارآمدتر شدن منابع و افزایش کارآیی اقتصادی، از مهمترین نتایج مورد انتظار اجرای سیاست تمرکززدایی مالی است. ارتقاء کارآیی و به تبع آن، افزایش رشد اقتصادی مبتنی بر این پیش فرض است که دولت های محلی به واسطه نزدیک بودن به کانون‌های نیـاز و برخورداری از دانش بیشتر در زمینه ترجیحات و خواسـته هـای شـهروندان، می توانند منابع بیشتری برای تأمین نیازمندی های 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 دولت های محلی، از دیگر اثرات مثبت تمرکززدایی مالی است که در قالب فرضیهٔ لویاتان ارزیابی می‌شود.

برویس و الر (Breuss & Eller, 2004)، در استدلال های خود پیرامون تبیین ارتباط رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی، بر رشد اقتصادی به عنوان هدف اصلی تمرکززدایی و کارآیی در تخصیص منابع بخش عمومی، تأکید کرده و تمرکززدایی مالی را عامل سازگاری سیاست ها در راستای افزایش پایدار درآمد سرانه، معرفی کرده اند.

مقوله تمرکززدایی در قالب اقتصاد خرد نیز قابل تحلیل و بررسی است. در حوزه اقتصاد خرد، مدیریت، نهاده ای 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 می شود. علت از بین رفتن صرفه‌های ناشی از مقیاس یا صعودی شدن هزینه متوسط کل بلندمدت، ثابت بودن نهاده مدیریت است که می توان آن را با تمرکززدایی که به مفهوم تأسیس بنگاه یا بنگاه های دیگری با اختیارات مدیریتی مستقل است، تغییر داد. بنابراین، حد بهینه ای 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

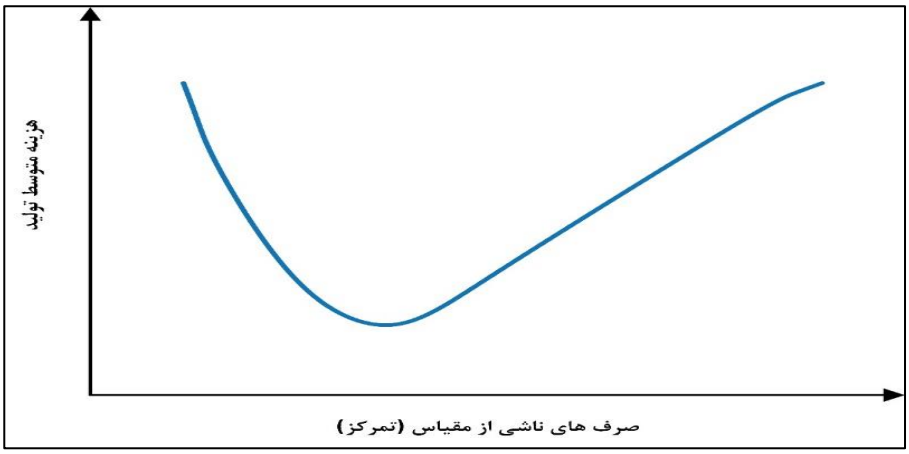
[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

پاسخگویی نیازهای مدیریتی نبوده و ناکارآیی 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 بنگاه های دیگری با اختیارات مدیریتی مستقل از جمله برنامه ریزی و تصمیم گیری می باشد. تولید و ارائه کالاها و خدمات عمومی نیز از این قاعده پیروی می کند؛ به طوری که با ایجاد دولت های محلی و فراهم شدن امکان رقابت، کارآیی و اثربخشی فعالیت ها در مناطق محلی، افزایش یافته و سبب شتاب حرکت در راستای وضع بهینه اجتماعی (تابع مطلوبیت اجتماعی) می گردد.

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 کارآیی و رشد اقتصادی مناطق و گریز از سقوط در دام نابرابری های اقتصادی ارزیابی می شود.

نمودار ۱. هزینه متوسط تولید و تمرکز



مأخذ: یافته های تحقیق

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

۱-۱-۲. منافع تمرکززدایی مالی

- افزایش کارآیی

برپایه نظریه سنتی تمرکززدایی مالی، افزایش کارآیی 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، دولت های محلی، به تجهیز منابع و تأمین کالاها و خدمات عمومی در حوزه قلمرو خود وادار می شوند که از انتظار برای پاسخ به نیازها و خواسته های محلی و یا تأمین کالاها و خدمات عمومی از طریق دولت مرکزی، بهتر است. این امر، به کارآیی اقتصادی بیشتر در نواحی و یا مناطق یک کشور می انجامد (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 جابه جایی بوده و به طور کارا در مناطق توزیع شوند تا سلایق و ترجیحات آنها کاملاً تأمین گردد (Oates, 1993).

- افزایش پاسخگویی و مسؤولیت پذیری

میزان تمرکززدایی مالی تحت تأثیر مسؤولیت مالی محلی است؛ تصمیم گیری محلی نیز می باید مبتنی بر نظرات، ایده آل ها و خواسته های محلی باشد؛ زیرا شهروندان به رابطه بین پرداخت های خود و خدمات ارائه شده، توجه دارند و لذا این امر، بر شفافیت هزینه ها و منافع ناشی از تصمیمات محلی تأکید دارد و این انتظار وجود دارد که همه افرادی که تحت تأثیر این تصمیم ها قرار می گیرند، از این فرصت برخوردار باشند که بر تصمیمات اثر بگذارند؛ و بنابراین، با واگذاری اختیارات مالی و تصمیم‌گیری و افزایش توان مدیریت بودجه دولت های محلی، بر میزان پاسخگویی و مسؤولیت پذیری مقامات محلی در فعالیت های اقتصادی و اجتماعی منطقه و بویژه هزینه ها و منافع ناشی از اجرای پروژه ها در قبال شهروندان محلی، افزوده می شود.

بررسی نتایج مطالعات محققان در این حوزه، نشان می دهد که تمرکززدایی سیاسی، اداری و مالی، مشارکت های مردمی در فرایندهای تصمیم گیری را افزایش می دهد و به ارتقاء پاسخگویی مقامات رسمی در برآورده کردن نیازها و خواسته های آنان از واحدها و نهادهای عمومی ذی ربط کمک می کند (Bojanic, 2016).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

- کاهش عدم کارآیی 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 کارآیی 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، کارآیی 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 ناکارآیی 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

نتیجهِ تمرکززدایی مالی و انتقالِ 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 درنتیجه، تمرکززدایی مالی، غالباً با کارآیی و اثربخشی[1] بیشتر و در مجموع با بهره وری بالاتر همراه است.

تمرکززدایی مالی، به انتقال مسؤولیت همراه با پاسخگویی به دولت‌های محلی اشاره دارد. این امر، می‌تواند انگیزه‌هایی برای آنها فراهم آورد که نه تنها اولویت‌های محلی ساکنان را در نظر بگیرند بلکه به دنبال نوآوری و خلاقیت در تولید و عرضه کالاهای 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.

1. Effectiveness

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

- 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 نتایجِ 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 نابرابری‌های منطقه‌ای

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 آسان‌تر از نواحی محروم مرتفع می‌گردد. 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، مناطقِ با مالیاتِ بالا را ترک و فقرا نیز به مناطقی که دارای منافع بیشتری است، مهاجرت می‌کنند. درنتیجه، دولت‌های محلی قادر به تثبیت سیاست‌های خود نخواهند بود. افزون بر این، جابه جایی افراد فقیر از سایر مناطق به نواحی مورد نظر، شکاف منطقه‌ای را تشدید

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

خواهد کرد و در نهایت، سبب شکست سیاست های توزیع درآمد توسط دولت های محلی می گردد (Prud'homme, 1995)

علاوه بر این، ازکورا و پاسکال (Ezcurra & Pascual, 2008)، استدلال می کنند که نابرابری های منطقه ای، باعث ایجاد تفاوت در ظرفیت های افزایش درآمد در میان مناطق و ایجاد شکاف درآمد می شود و عدم تمرکز مالی، توانایی دولت مرکزی برای اجرای سیاست مالی متعادل را تضعیف می کند.

- خطرات بی ثباتی کلان اقتصادی

تأثیر دولت های محلی بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون میزان تقاضای کل، کنترل بودجه، قیمت های جهانی که زمینه لازم برای ثبات اقتصادی را فراهم می کنند، بسیار ناچیز است. علاوه بر این، تأثیر دولت های محلی بر اقتصاد کلان، بیشتر در خارج از حوزه قدرتی آنها بوده و به دلیل بازتر بودن اقتصاد منطقه ای نسبت به اقتصاد ملی، هزینه های زیادی را تحمیل می کند و در نهایت، ممکن است سیاست های ثبات اقتصادی تحت تمرکززدایی مالی، با سیاست های مالی دولت مرکزی سازگاری نداشته باشد.

- نارسایی یا شکست بازار

در تدارک کالاهای عمومی، از یک سو به علت وجود اثرات سرریز[1]، هر یک از دولت های محلی سعی می کنند 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[2]، صرفه جویی های ناشی از مقیاس و ناتوانی بخش خصوصی در تدارک منابع مالی در طرح های بزرگ اقتصادی و همچنین فعالیت های با ریسک بالا، از جمله مواردی هستند که در نهایت، به شکست بازار منجر می گردند. از سوی دیگر، دولت های محلی به سبب ضعف مالی و ریسک پذیری پایین تر، توان یا تمایل کافی درخصوص اجرای چنین پروژه هایی را ندارند (Prud'homme, 1994).

برخی دیگر از هزینه های ناشی از تمرکززدایی مالی که عمدتاً به هزینه های ساختاری، هزینه های 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 سرمایه گذاری در زیرساخت های اجتماعی و کاهش بهره‌وری اقتصاد ملی می باشد.

به رغم انتقاد به اجرای سیاست های تمرکززدایی بویژه در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار، بیشتر کارشناسان اقتصاد منطقه ای، به طور ضمنی، تأثیر بالقوه تمرکززدایی مالی بر رشد و

1. Spillover Effects
2. Pure Public Goods

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

ثبات اقتصادی را به رسمیت شناخته ، و نشان داده اند که اعمال تمرکززدایی مالی، تأثیر بالقوه ای بر افزایش کارآیی 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[1]	تغییرات GDP
۱	تمرکززدایی مالی ← تنوع سازی، مزیت های اطلاعات ← کارآیی مصرف کننده	↑
۲	تمرکززدایی ← کاهش سلسله مراتب بورکراتیک ← کاهش هزینه ها	↑
۳	تمرکززدایی مالی ← رقابت و پاسخگویی میان حکمرانان محلی ← افزایش انگیزه برای ایجاد نوآوری ← کارآیی 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 کارآیی 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 کارآیی در تولید و ارائه کالاهای عمومی	↓
۷	تمرکززدایی مالی ← ضعف نیروی انسانی کارآمد و فنی ← ضعف ادارات محلی ← کاهش کیفیت کالاها 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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:

$$y = k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} \qquad (۱)$$

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

$$f = \theta_f g, \qquad l = \theta_l g, \qquad \theta_f + \theta_l = 1, \qquad 0 < \theta_i < 1, \qquad \mathrm{i = f.l} \qquad (۲)$$

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):

$$U(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \ ، \ \sigma > 0 \qquad (۳)$$

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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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

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

$$u = \int_0^{\infty} \left[\frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}\right] e^{-\rho t}\, dt \qquad (۴)$$

که درآن، 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 درنتیجه، محدودیت بودجه پویا، به صورت رابطه (۵) است.

$$\frac{dk}{dt} = k^{\circ} = (1-\tau)y - c = (1-\tau)k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} - c \qquad (۵)$$

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

$$max \quad u = \int_0^{\infty} \left[\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right] e^{-\rho t}\, dt \qquad (۶)$$

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

در اینجا، $k(t)$ متغیر وضعیت بوده که در هر زمان، وضعیت موجود را نشان می‌دهد. این متغیر از نوع متغیرهای انباشت[1]است و متغیر مصرف، $c(t)$، متغیر کنترل از نوع متغیرهای جریان[2] است. تابع همیلتون مسأله به شکل رابطه (۷) است:

$$H = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} + \lambda\left[(1-\tau)k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma} - c\right] \qquad (۷)$$

λ را متغیر هم وضعیت[3] یا متغیر الحاقی[4] 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:

$$\frac{c^{\circ}}{C} = \frac{1}{\sigma}\left[(1-\tau)\alpha k^{\alpha-1} f^{\beta} l^{\gamma} - \rho\right] \qquad (۸)$$

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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

$$y = \tau^{1-\alpha/\alpha}\, k\, {\theta_f}^{\beta/\alpha} {\theta_l}^{\gamma/\alpha} \qquad (۹)$$

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 y محاسبه شده در بالا و معادلات مرتبه اول، نرخ رشد سرانه تولید از مسأله کنترل بهینه به دست می آید.

$$\frac{\frac{dy}{dt}}{y} = \frac{1}{\sigma}\left[(1-\tau)\tau^{1-\alpha/\alpha}\ \alpha\, {\theta_f}^{\beta/\alpha} {\theta_l}^{\gamma/\alpha} - \rho\right] \qquad (۱۰)$$

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.

۳-۲. 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 می پردازیم که با موضوع این تحقیق مرتبط بوده و این رابطه را با استفاده از روش داده های تابلویی، مورد بررسی و تحلیل قرار داده اند.

۱-۳-۲. 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 داده اند. یافته های این بررسی، نشان از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی هزینه ای و منفی تمرکززدایی مالی درآمدی و مالیاتی بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای مذکور، دارد.

ما و مائو (Ma & Mao, 2018) در مطالعه ای، 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 داده اند. نتایج این تحقیق، نشان می دهد 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

اسلاوینس کایت (Slavinskaite, 2016) در مقاله ای، 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 می دهد که تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، مثبت و برای کشورهای توسعه یافته، بی ارتباط می‌باشد.

فیلیپتی و ساچی (Filippetti & Sacchi, 2016) در پژوهشی، ارتباط تمرکززدایی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش قدرت منطقه ای برای ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ را مورد ارزیابی و تحلیل قرار داده اند. نتایج این مطالعه، نشان می دهد که رشد ناشی از تمرکززدایی، بستگی به قدرت دولت های محلی دار ؛ به گونه ای 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 منطقه ای صورت می گیرد، بیشتر است.

لوزانو و جولیو (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[1] پرداخته اند. یافته‌ها دلالت بر وجود رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در این مناطق دارد؛ به گونه ای که انتقال اختیارات مالی به مناطق محلی، سبب تقویت رشد اقتصادی می‌شود.

مرشد و بدی (Murshed & Bedi, 2015) در مطالعه ای، تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای با استفاده از پنل دیتای پویا و اطلاعات دوره ۱۳-۲۰۰۷ 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 می دهد که تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، منفی است؛ به گونه ای که این تأثیر در بلندمدت، تشدید می‌گردد.

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

1. Augmented Mean Group

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 درنتیجه، رشد اقتصادی در درجه ای از تمرکززدایی مالی به حداکثر مقدار خود می رسد 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 ازتمرکززدایی 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

غفاری‌فرد 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 رگرسیونی، مورد بررسی و تحلیل قرار داده اند. نتایج این تحقیق، نشان می دهد که تمرکززدایی مالی مشتمل بر تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی درآمدی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد (غفاری‌فرد 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 استان ها، دلالت دارد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۷-۱۶).

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 استان های ایران را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق که در دوره زمانی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

۸۶-۱۳۷۹ و با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی پانل دیتا انجام شده است، نشان می دهد که رابطه تمرکززدایی مالی نسبی با رشد اقتصادی استان ها، 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، ۱۵۹).

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 داده اند. نتایج حاصل از این پژوهش که با استفاده از مدل پنل دیتا با اثرات ثابت غیرخطی به انجام رسیده است، نشان می دهد که بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌های ایران، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (Jafari Samimi *et al.*, 2010).

غفاری‌فرد 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 سال های ۸۶-۱۳۷۹ 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 استان ها با استفاده از تخمین زننده های میان گروهی (MG)، میان گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (FED) پرداخته اند. 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 استان ها است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹: ۹۳-۸۶).

سعیدی و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان های ایران براساس رویکرد اقتصادسنجی فضایی در چهارچوب داده های تابلویی در بازه زمانی ۹۳-۱۳۸۵ پرداخته اند. نتایج این مطالعه، نشان می دهد 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 می شود که اغلب مطالعات، بر پایه مدل های خطی و بخش اندکی نیز براساس الگوهای غیرخطی مبتنی بر مدل های چندجمله ای (توان دوم متغیرتمرکززدایی مالی)، به بررسی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی پرداخته اند که در مجموع، نتایج متفاوتی را در پی داشته است. همان گونه که پیش تر (بخش مقدمه)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 متغیرتمرکززدایی 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 مؤلفه‌های اصلی و مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) می‌پردازیم.

۳-۱. تحلیل مؤلفه‌های اصلی

تحلیل مؤلفه‌های اصلی، یکی از روش‌های آماری چند متغیره است که به منظور کاهش ابعاد مجموعه داده ها و رفع همبستگی بین آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش، مجموعه ای از متغیرهای همبسته به مجموعه کوچکتری از مؤلفه های ناهمبسته و متعامد تبدیل می شود که بیشترین تغییرات در داده‌ها را تبیین می‌نمایند. هریک از این مؤلفه ها، ترکیبی خطی از متغیرهای اولیه است و با این ویژگی مرتب می‌شوند که اولین مؤلفه اصلی استخراج شده، دارای بیشترین مقدار واریانس در داده‌ها می‌باشد و دومین مؤلفه، علاوه برآنکه با مؤلفه اول همبسته نیست، بیشترین مقدار واریانس داده‌ها، پس از مؤلفه اول را ارائه می‌کند و به همین ترتیب، آخرین مؤلفه پس از مؤلفه‌های قبلی، دارای حداکثر مقدار واریانس (کمترین واریانس داده‌های اولیه) بوده و با آنها هبستگی 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 شاخص‌سازی بویژه در تحلیل‌های مالی و پولی استفاده می‌شود. محاسبه شاخص

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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

برای محاسبه مؤلفه های 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 فعالیت های پژوهشی محققان خارجی همچون مارتینز- وازکوز و مکناب (Martínez-Vazquez & McNab, 2003)، تایسن (Thießen, 2003)، جین و زو (Jin & Zou, 2002) و نیز پژوهشگران داخلی مورد استفاده قرار گرفته است.

در این روش، ابتدا[1] با محاسبه ماتریس همبستگی، جدول (۲)، ملاحظه می کنیم که همبستگی بالایی بین هریک از متغیرهای اولیه وجود دارد؛ علاوه بر این، مقدار دترمینان این ماتریس برابر ۰,۰۰۰۰۱۵ می باشد که بسیار به صفر نزدیک است و نشان از وجود همبستگی قوی بین متغیرها دارد و بنابراین، انجام تحلیل مؤلفه های اصلی برای استخراج شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی را هموارتر می گردد.

جدول۲. 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

جدول۳. نتایج آزمون بارتلت

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه، انجام آزمون کُرَوِیّت بارتلت[2] 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 می شود. در مرحله بعد، با تشکیل ماتریس واریانس کواریانس متغیرها، مقادیر ویژه برای پنج مؤلفه اصلی مطابق جدول (۴) محاسبه می شود. مؤلفه اول که مقدار ویژه یا واریانس آن بیشتر از یک و

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

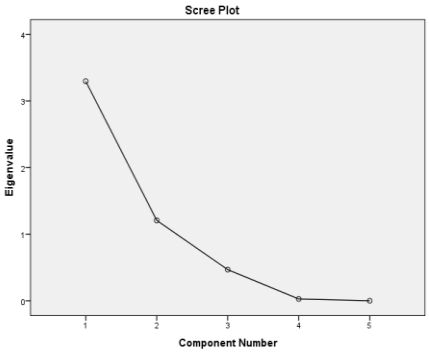
2. Bartlett's Test of Spherecity

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 واریانس

مؤلفه	مقادیر ویژه		
	کل	واریانس- درصد	واریانس تجمعی- درصد
۱	۳/۵۶۵	۷۱/۳۰۶	۷۱/۳۰۶
۲	۰/۹۴۲	۱۸/۸۴۲	۹۰/۱۴۸
۳	۰/۴۴۸	۸/۹۵۸	۹۹/۱۰۶
۴	۰/۰۴۴	۰/۸۸۹	۹۹/۹۹۶
۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۴	۱۰۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

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

C۱ =۰/۴۱ FDE + ۰/۵۱۹ FDY + ۰/۵۰۹ FDT + ۰/۵۰۴ FDA – ۰/۲۲۳ FDV

C۲ = - ۰/۲۶۵ FDE + ۰/۱۸۶ FDY + ۰/۲۳۳ FDT + ۰/۱۸۷ FDA + ۰/۸۹۸ FDV

C۳ =۰/۸۶۵ FDE – ۰ /۰۹۲ FDY - ۰/۱۶۳ FDT - ۰/۲۷۸ FDA + ۰/۳۷۴ FDV

C۴ = ۰/۰۹۵ FDE – ۰/۲۹ FDY – ۰/۵۳۳ FDT + ۰/۷۸۷ FDA + ۰/۰۶۳ FDV

C۵ = ۰/۰۷۳ FDE - ۰/۷۷۷ FDY + ۰/۶۱۳ FDT + ۰/۱۲ FDA - ۰/۰۰۲ FDV

در اینجا هر مؤلفه Ci 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. درنتیجه، مؤلفه اول (C1) که برداری ستونی با ۳۰ سطر است، به عنوان شاخص تمرکززدایی مالی، ترکیبی برای سال ۱۳۸۵ در نظر گرفته می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

جدول (۵) : ماتریس ضرایب مؤلفه‌های اصلی

متغیر	$C_۱$	$C_۲$	$C_۳$	$C_۴$	$C_۵$
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	۰/۲۲۳-	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 آستانه ای تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) بهره گیری شده است. مدل های رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، نمونه اولیه از طیف مدل های رگرسیونی مبتنی بر داده های تابلویی هستند که به وسیله هانسن (Hansen, 1999) ارائه شده اند. در این مدل ها، ضرایب رگرسیونی می توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و مشاهدات تابلویی در این مدل ها، با توجه به متغیر آستانه ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه ای تعیین شده باشند، به چند گروه یا رژیم همگن[1] تقسیم می شوند.

البته باید توجه داشت که در این مدل ها، مشاهداتی بسیار نزدیک به مقدار آستانه ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز، در دو گروه متفاوت قرار می گیرند 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 آستانه ای پانل[2](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 می کند.

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:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it} g(q_{it};\ \gamma, c) + u_{it} \qquad i = 1, \dots, N \ \ \& \ \ t = 1, \dots, T \qquad (۱۱)$$

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 $u_{it} = iid(0,\sigma^2)$[1] را تأمین می کند. علاوه بر این، تابعِ انتقالِ لجستیک[2] 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 خودرگرسیونی انتقال ملایم[3](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:

$$g(q_{it};\ \gamma, c) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right]^{-1} \qquad \gamma > 0,\ \ c_1 \leq c_2 \leq \cdots \leq c_m \qquad (۱۲)$$

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 کرانداری 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 ($\gamma \longrightarrow \infty$)، خواهیم داشت:

---

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

2. Logistic Transition Function

3. Smooth Transition Atuo Regressive (STAR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

$$\lim_{\gamma\to\infty} g(q_{it};\gamma,c) = \lim_{\gamma\to\infty}(1+\exp(-\gamma(-\gamma(q_{it}-c_1))^{-1} = \begin{cases}1 & \text{اگر} \quad q_{it}>c_1\\ 0 & \text{اگر} \quad q_{it}<c_1\end{cases} \tag{۱۳}$$

در واقع در چنین حالتی، تابع انتقال، به یک تابع مشخصه[1]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:

$$\lim_{\gamma\to\infty} g(q_{it};\gamma,c) = \lim_{\gamma\to\infty}[1+\exp(-\gamma(q_{it}-c_1)((q_{it}-c_2)]^{-1} = \begin{cases}1 & \text{اگر} \quad q_{it}>c_1 \text{ و } c_2 \quad \text{یا} \quad q_{it}<c_1 \text{ و } c_2\\ 0 & \text{در غیر این صورت}\end{cases} \tag{۱۴}$$

در اینجا تابع انتقال، سه رژیمی 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 $\gamma\longrightarrow 0$ ، تابع انتقال، مقدار ثابتی را اختیار می کند و درنتیجه، 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 $g=0$ و $g=1$ تغییر می یابند که این دو حالت حدی، به شرح زیر تصریح می گردند:

$$y_{it} = \begin{cases}\mu_i + \acute{\beta}_0 x_{it} + u_{it} \dots\dots & g=0\\ \mu_i + \acute{\beta}_0 x_{it} + (\acute{\beta}_0+\acute{\beta}_1)x_{it} + u_{it} \dots\dots & g=1\end{cases} \tag{۱۵}$$

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

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \sum_{j=1}^{r}\left[\acute{\beta}_1 x_{it} g_j\left(q_{it}^{(j)};\gamma_j,c_j\right) + u_{it}\right] \tag{۱۶}$$

که در آن، $g_j\left(q_{it}^{(j)};\gamma_j,c_j\right)$ 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 $\gamma_j\longrightarrow\infty$ 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,

1. Indicator Function

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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).

۱-۲-۳. 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 $\acute{H}_0: \beta_1 = 0$ 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 $\acute{H}_0$ 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:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_0{}^* x_{it} + \acute{\beta}_1{}^* x_{it} q_{it} + \cdots + \acute{\beta}_m{}^* x_{it} q_{it}{}^m + u_{it}{}^* \qquad (۱۷)$$

در این رابطه، بردار پارامترهای $\beta_1{}^*$ ، $\beta_2{}^*$ ، ... و $\beta_m{}^*$ ضرایبی از γ و $u_{it}{}^* = u_{it} + x_{it} R_m \acute{\beta}_1$ است؛ جایی که R_m باقیمانده بسط تیلور می باشد؛ بنابراین، آزمون $H_0: \gamma = 0$ در معادله (۱۱) هم ارز با فرضیه صفر $H_0{}^*: \beta_1{}^* = \beta_2{}^* = \cdots = \beta_m{}^* = 0$ 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[1]، ضریب لاگرانژ فیشر[2] و نسبت درست نمایی[3] را به شرح زیر ارائه کرده اند (Colletaz & Hurlin, 2006):

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

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 خی دو $\chi^2(mK)$ 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 خی دو $\chi^2(mK)$ 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 انتقالِ 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 تابعِ انتقالِ لجستیکی یا تعیین شکل تابع انتقال، مورد استفاده قرار گیرد.

ب) تخمین پارامترها

تخمین پارامترهای $\theta = (\acute{\beta}_0, \acute{\beta}_1, \gamma, \acute{c})'$ 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[1](NLS) که معادل برآوردکننده حداکثر درست نمایی[2] (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 می‌توان 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

هدف از اجرای آزمون نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده ها دوگانه می باشد و براساس آن، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای توضیحی مورد آزمون قرار می گیرد و افزون بر این، تعداد رژیم ها تعیین می گردد. این آزمون، آزمونی با تصریح نامناسب است اما ابزار مفیدی برای تعیین تعداد انتقالات در مدل می باشد. فرایند زیر برای این منظور مورد استفاده قرار می گیرد:

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

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

۳- آزمون فرضیه نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده های این مدل که درصورت رد این فرضیه، مدل PSTR با دو تابع انتقال، تخمین زده می شود.

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

۲-۲-۳. تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این مطالعه، به منظور بررسی تأثیر آستانه ای تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان های کشور دربازه زمانی ۹۵-۱۳۸۳، با استفاده از روش اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، به شیوه ای ایستا و با رویکرد غیرخطی مدل سازی می شود. 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 می شود:

$$GDP = f(FD,\ K,\ L, ED) \qquad (۱۷)$$

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 می گردد:

$$\begin{aligned} LGDP_{it} = \mu_i + \alpha_1 FD_{it} + \alpha_2 LK_{it} + \alpha_3 LL_{it} + \alpha_4 LED_{it} \\ + \alpha_5 FD_{it} g(FD_{it};\ \gamma, c) + u_{it} \\ i = 1, \dots, N \ \ \& \ \ t = 1, \dots, T \end{aligned} \qquad (۱۸)$$

که در این رابطه، i نشان دهنده iامین واحد مقطعی و t نشان دهنده tامین دوره زمانی است. فرض می‌شود، حداکثر N واحد مقطعی و T دورهٔ 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 می شود:

$$g(FD_{it};\ \gamma, c) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^{m} (FD_{it} - c_j)\right]^{-1} \quad \gamma > 0,\ \ c_1 \le c_2 \le \cdots \le c_m \qquad (۱۹)$$

اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مذکور از طرح حساب های منطقه‌ای و سالنامه آماری مرکزآمار 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) می باشد، 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

۱-۴. 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. به‌منظور 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 (Dicky 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	۰	*-۱۶/۷۱۲۵ (۰/۰۰۰۰)	-۱۲/۷۵۰۶ (۰/۰۰۰۰)	۲۴۸/۳۷۶ (۰/۰۰۰۰)	۳۰۲/۳۶۵ (۰/۰۰۰۰)
LED	۰	-۶/۸۳۶۲ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۵۷۲۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۰۰/۰۹۹ (۰/۰۰۰۰)	۹۹/۸۶۸۶ (۰/۰۰۰۰)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

LGDP	۰	-۱۰/۲۲۸۹ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۷۷۷۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۲/۷۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۵/۹۵۰ (۰/۰۰۰۰)
LK	۰	-۶/۶۷۱۶ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۶۴۸۱ (۰/۰۰۰۱)	۹۶/۴۹۵۴ (۰/۰۰۲۰)	۱۰۵/۱۸۸ (۰/۰۰۰۳)
LL	۰	-۵/۶۵۰۵ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۰۰۲۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۹/۸۴۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۶/۲۰۴ (۰/۰۰۰۰)

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

مأخذ: نتایج تحقیق

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و سطوح احتمال آنها، نشان می‌دهد 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 درنظرگرفتن 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. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی

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 مکان‌های آستانه ای و تعداد توابع انتقال بوده و مقادیر داخل پرانتز، احتمال مربوط به هر آماره را نشان می دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

در ادامه و پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای تحقیق، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، می باید 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 قرارگرفته که نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است. نتایج حاصل از آماره های والد، فیشر و نسبت درست نمایی، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک یا دو حد آستانه ای 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 می باشد 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	$H_0: r=0$ $H_1: r=1$	۴/۴۷۹ (۰/۳۴۵)	۱/۰۱۱ (۰/۴۰۲)	۴/۵۰۵ (۰/۳۴۲)	۵/۷۴۵ (۰/۶۷۶)	۰/۶۴۳ (۰/۷۴۱)	۵/۷۸۸ (۰/۶۷۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از آزمون‌های خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی، اکنون باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه ای، 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 آستانه ای تخمین زده شده و برای هرکدام از آنها، مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز[1] و معیار اطلاعات آکائیک[2] به عنوان معیارهای تعیین کننده تعداد مکان‌های آستانه ای لازم برای تصریح بهترین مدل، محاسبه شده است. ملاک تعیین تعداد حدهای آستانه ای بدین صورت است که برای هرکدام از حدود آستانه‌های ($m=2$) و ($m=1$)، آن حد آستانه ای که معیار مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به عنوان آستانه انتخاب می‌گردد، همچنین هرگاه این معیار برای هر دو حد آستانه ای یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حدآستانه 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 آستانه ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای تحقیق می‌باشد.

1. Schwarz Criterion
2. Akaike Information Criterion

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 می‌دهد. 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 ۴/۲۸۶۹ 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 ۳/۱۹۴۱ می‌باشد، و به عبارت دیگر، زمانی که مقدار تمرکززدایی مالی ترکیبی برابر ۳/۱۹۴۱ است، جهت یا شدت تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی، تغییر می کند و این تغییر رژیم، با سرعتی معادل ۴/۲۸۶۹ صورت می گیرد.

اگر مقدار عددی تمرکززدایی مالی ترکیبی در معادله برآوردی کمتر از حد آستانه ای ۳/۱۹۴۱ 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، درنتیجه ضرایب متغیرها و پارامتر شیب با توجه به مقدار متغیر انتقال (تمرکززدایی مالی ترکیبی) از رژیم حدی نخست به رژیم حدی دوم، تغییر می‌یابند و برای استان‌های مختلف و در طول زمان در داده های تابلویی، یکسان نمی‌باشند، از این رو، نمی‌توان 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	۰/۰۱۳۴ * (۴/۸۷۴۸)**	-۰/۰۲۱۲ (-۳/۱۵۵۱)**

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 می گیرند. رژیم حدی نخست، متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی نهایت 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:

$$LGDP_{it} = 0.0134FD_{it} + 0.8856LK_{it} + 0.0467LL_{it} + 0.0670LED_{it} \quad (۲۰)$$

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:

$$LGDP_{it} = -0.0078FD_{it} + 1.8479LK_{it} - 0.0145LL_{it} + 0.2079LED_{it} \quad (۲۱)$$

همان گونه که ملاحظه می شود، متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی در رژیم یکم، تأثیر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی در استان های ایران دارد؛ اما با عبور از حد آستانه ای و ورود به رژیم دوم، تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی منفی می شود، 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 می باشد. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی در رژیم های مختلف، رفتار متفاوتی از خود نشان می دهد. این نتیجه، به وضوح نشان دهنده رابطه نامتقارن تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی استان ها در سطوح مختلف تمرکززدایی مالی می باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 داده‌های ۳۰ استان کشور در فاصله زمانی ۹۵-۱۳۸۳، تأثیر غیرخطی متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌ها 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 مؤلفه‌های 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 می‌دهد که فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان ها، تأیید می‌گردد. نتایج آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

نتایج مربوط به متغیرهای موجود در مدل، نشان می دهد 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 می شود. 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 سیاست های 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 می شود؛ 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 کارآیی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی کارآمد و فنی روی می‌دهد، سبب اتلاف منابع و کاهش سطح رفاه عمومی می گردد و درنهایت، کاهش رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

این نتیجه، مبین تأثیر نامتقارن تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در استان های کشور می باشد. 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 مدل های غیرخطی چند جمله ای (توان دوم متغیرتمرکززدایی مالی)، همچون صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۳: ۱۵۹، ۱۸۳)، جعفری صمیمی و همکاران (Jafari Samimi *et al.*, 2010)، محمدی و همکاران (۱۳۹۹: ۹۳)، تایسن (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 سیاست های مؤثر برتمرکززدایی مالی، این نکته را نباید از نظر دور داشت که تغییرات تمرکززدایی مالی در دامنه های مختلف، اثر یکسانی بر رشد اقتصادی نداشته و بسته به رژیمی که در آن قرار دارد، متفاوت است. به بیانی دیگر، انتقال قدرت تصمیم گیری و برنامه ریزی به لایه های پایین تر دولت، منابع را به مناطق مستعد و دارای قابلیت رشد و توسعه، هدایت کرده و موجبات رشد اقتصادی استان ها را فراهم می نماید؛ اما برخورد افراطی درمیزان و سطح تمرکززدایی مالی، به واسطه هزینه های ناشی از آن، به کاهش رشد اقتصادی استان ها منجر خواهد شد.

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 هردو 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؛ درواقع، 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 یارانه 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 به‌عنوان 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 درنتیجه، 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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[1]، 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، بهره‌گیری از نهادها و سازمان‌های غیردولتی و تقویت روابط متقابل دولت‌های محلی (استان‌ها)، بخش خصوصی و جامعه (مردم)، از امور قابل توجه و ضروری به شمار می‌آیند.

1. Non governmental Organization

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

منابع و مآخذ

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؛ رنانی، محسن و معلمی، مژگان (۱۳۸۶). تمرکززدایی و منافع تشکیل دولت های محلی از منظر افزایش کارآیی. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۸، بهار: ۱۵۱-۱۲۳.

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: ۲۲۴-۱۹۵.

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 پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۴۹: ۴۰-۱۹.

عباسی، ابراهیم؛ رستگارنیا، فاطمه و حسینو، مهدی (۱۳۹۴). بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت و رشد اقتصادی استان‌ها. *فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۲: ۲۰-۳.

غفاری‌فرد، 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.

غفاری‌فرد، 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 پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دهم، شماره سی و هشتم، بهار: ۹۸-۷۵.

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 Eeconomic Growth in OECD Countries: A Bayesian Model Average Approach.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 eeconomic 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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 affectaggregate, 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 Economia 865i, Banco de la Republica de Colombia.

Liu, Chih-hung (2007). *What Type of Fisical 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 Economia Publica*, 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]

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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.3.1.3]