فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هشتم، بهار ۱۳۹۹ (۹۸-۷۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 38, March 2020 (75-98)

تأثیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران

نریمان محمدی[۱]، *غلامعلی حاجی[۲]، محمدحسن فطرس[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

۲. استادیار، گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۳/۸ پذیرش: ۱۳۹۸/٤/٥)

The Impact of Combined Fiscal Decentralization on Economic Growth in Proviences of Iran

Nariman Mohammadi[1], *Gholamali Haji[2], Mohammad Hassan Fotros[3]

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics, Arak Branch, Islamic Azad University, Arak, Iran
3. Professor, Faculty of Economics & Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(Received: 29/May/2019 **Accepted:** 25/Jun/2019**)**

چکیده:

در دهه‌های اخیر تمرکززدایی مالی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد و ارتقای بهره‌وری در اقتصاد و گسترش تعادل و توازن منطقه‌ای، بیش از پیش مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. هدف از این پژوهش بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران از زاویه‌ای متفاوت و به طور مشخص، مبتنی بر رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اصلی و روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی در دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۳ است. مدل مبتنی بر رشد درون‌زای این تحقیق، بر پایه تخمین زننده‌های میان گروهی (MG)، میان گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (FED) برآورد و الگوی مناسب با استفاده از آزمون هاسمن تعیین شده است. با اجرای آزمون‌های هم‌انباشتگی تابلویی، روابط بلندمدت به لحاظ وابستگی مقطعی، از طریق روش‌های برآورد حداقل مربعات به طور کامل اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS)، استخراج شده و سپس روابط علّیت با بهره‌گیری از رهیافت تصحیح خطای‌برداری (ECA) مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های این بررسی بر اساس داده‌های ۳۱ استان کشور، حاکی از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی ترکیبی منتج از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی بر رشد اقتصادی و وجود یک رابطه غیرخطی و حد بهینه بین شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی منطقه‌ای است به گونه‌ای که این رابطه با افزایش تمرکززدایی مالی ترکیبی در سطوح پایین، مثبت و پس از عبور از نقطه اوج، به‌دلیل هزینه‌های ناشی از تمرکززدایی، منفی می‌شود. همچنین رابطه علّیت بلندمدت از سمت متغیرهای مستقل و به‌ویژه تمرکززدایی مالی و مجذور آن بر روی تولید تأیید می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تمرکززدایی مالی ترکیبی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، تخمین‌زن میان گروهی (MG)، تخمین‌زن میان گروهی تلفیقی (PMG)، هم‌انباشتگی پانلی، وابستگی مقطعی.

طبقه‌بندیJEL: E62، H77 ، O47.

Abstract:

In recent decades, fiscal decentralization as one of the most important factors affecting growth and improve productivity in the economy and balance of the regional more than ever is underlined by economists. The purpose of this study is to investigate the impact of fiscal decentralization on economic growth in provinces of iran from a different angle and specifically based on the principal components analysis (PCA) using econometrics method of panel data in the period of 2004 -2015. The model based on the endogenous growth of this research was estimated based on Mean Group (MG), Poold Mean Group (PMG) and Fixed Effect Dynomic (FED) estimators, and a suitable pattern is determined using the Hausman test. By executing of panel co- integration tests, long- term relationships in terms of cross-sectional approach through fuly-Modified Ordinary Least Square (FMOLS) and Dynomic Ordinary Least Square (DOLS) estimation methods has extracted and then, causality relations have investigated using the vector error correction approach (ECA). the findings of this study, based on data of 31 provinces of the country, show the positive effect of combined financial decentralization as a result of PCA technique on economic growth and the existence of a nonlinear relationship and the optimum level between combined fisical decentralization index and regional economic growth, so that this relationship with increasing combined fiscal decentralization is positive at low evels, and will be negative due to the costs of decentralization after crossing the peak point. Also, the long- term causality relation from independent variables, especially fiscal decentralization and it's squaring on production, is confirmed.

Keywords: Combined Fiscal Decentralization, Principal Component Analysis, Mean Group (MG) Stimator, POOLD Mean Group (PMG) Estimator, Panel Co-integration, Cross - Sectional Dependence.
JEL: E62, H77, O47.

* **نویسنده مسئول:** غلامعلی حاجی
E-mail: g-haji@iau-arak.ac.ir

*Corresponding Author: Gholamali Haji

۱- مقدمه

سیاست تمرکززدایی مالی در دهه‌های اخیر در بسیاری از کشورها به ویژه کشورهای توسعه یافته و به تبع آنها در کشورهای در حال توسعه به عنوان راهبردی مؤثر در راستای دستیابی به ارتقای رشد و توسعه اقتصادی مورد تأکید و توجه ویژه قرار گرفته است.

تمرکززدایی مالی به مفهوم اعطای نهادهای دولتی تحت دولت مرکزی (دولت‌های محلی، شهرداری‌ها) با برخورداری از اختیارات افزایش درآمدهای مالیاتی و اتخاذ تصمیم در زمینه هزینه‌ها با ابتکار عمل خود در قالب یک چارچوب قانونی است (تایسن[1]، ۲۰۰۵: ۱۷۵). بر اساس تعریف بانک جهانی نیز تمرکززدایی به معنی انتقال اختیارات و مسئولیت انجام وظایف بخش عمومی از جمله سیاست‌گذاری، برنامه‌ریزی، تأمین مالی و اجرای سیاست‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی و سازمان‌های دولتی نیمه مستقل یا بخش خصوصی است.

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 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 مردم سالار و نیمه مردم سالار توسط "هو و همکاران" نشان می‌دهد که ۷۰ درصد این کشورها از سال ۱۹۵۰ تمرکززدایی را آغاز و در برنامه‌های توسعه‌ای خود قرار داده‌اند (مارتینز-وازکوز و همکاران[2]، ۲۰۱۵: ۲).

گرایش فزاینده به اجرای سیاست تمرکززدایی مالی نشان از مزیت‌های ویژه و متعدد آن در اقتصاد داشته که در صورت اجرای صحیح آن می‌تواند موجبات بهبود و ارتقای وضعیت اقتصادی و اجتماعی جوامع 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 بدنبال داشته است. استدلال تأثیر مثبت تمرکززدایی بر رشد اقتصادی متشکل از سه فرضیه متفاوت است: ۱- فرضیه گوناگونی[3] یا قضیه تمرکززدایی مالی[4] ۲- فرضیه لویاتان[5] و ۳- فرضیه افزایش بهره‌وری (اسلاوینس کیت[6]، ۲۰۱۶: ۷۴۶). 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 جابجایی بوده و به طور کارا در مناطق توزیع شوند تا سلایق و ترجیحات آنها کاملاً تأمین گردد (اتس[7]، ۱۹۹۳: ۲۳۷).

کاهش نقش دولت مرکزی در عرضه و ارائه کالاها و خدمات عمومی به عبارت دیگری کاهش تصدی‌گری‌های دولت از دیگر اثرات مثبت تمرکززدایی مالی در قالب فرضیه لویاتان ارزیابی می‌شود. تمرکززدایی مالی و انتقال مسئولیت‌ها به دولت‌های محلی، سبب ایجاد رقابت شده و از این رو مقامات رسمی محلی را بر آن می‌دارد در تولیدات و ارائه خدمات از فناوری‌های برتر و کاراتر در مقایسه با گذشته بهره‌گیری نمایند در نتیجه تمرکززدایی مالی غالبا با کارایی و اثربخشی[8] بیشتر و در مجموع با بهره‌وری بالاتر همراه است.

تمرکززدایی در ایران با تهیه و تدوین اسناد ملی توسعه استان‌ها در قالب برنامه‌های پنج ساله توسعه، ایجاد نظام تنظیم بودجه استان‌ها تحت عنوان در چارچوب 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 ویژه قرار گرفته است.

این مطالعه در پی بررسی تأثیر شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی استان‌ها و تعیین حد بهینه

1. Thießen (2005)
2. Martinez-Vazquez et al. (2015)
3. Diversification Hypothesis
4. Decentralization Theorem
5. Leviathan Hypothesis
6. Slavinskaite (2016)
7. Oates (1993)
8. Effectiveness

تمرکززدایی مالی است. تمرکززدایی مالی ترکیبی با استفاده از روش‌های آماری چند متغیره استخراج و در مدل به کار گرفته می‌شود.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه، در بخش دوم به تبیین مبانی نظری، پیشینه تجربی تحقیق و موضوع تمرکززدایی در ایران می‌پردازد، بخش سوم در قالب روش شناسی تحقیق به معرفی تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] به عنوان وجه تمایزی از این تحقیق و تبیین اجمالی مبانی ریاضی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی اختصاص دارد، در بخش چهارم تبیین مدل و نتایج تخمین ارائه می‌شود و در نهایت مقاله با تحلیل نتایج وارائه پیشنهادها به پایان می‌رسد.

۲-ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

رشد و توسعه اقتصادی از طریق تمرکززدایی در امور، در دهه‌های اخیر در کانون توجه سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و پژوهشگران حوزه‌های علوم اقتصادی و اجتماعی قرار دارد. تمرکززدایی با هدف گسترش دموکراسی و مشارکت بیشتر مردم و نهادهای محلی در تصمیم‌گیری‌های عمومی و به تبع آن افزایش کارایی فعالیت‌های بخش عمومی در کشورها اجرا می‌گردد. هسته اصلی و از ابعاد مهم تمرکززدایی، تمرکززدایی مالی است که ابزاری توانمند در کنترل رشد بخش عمومی و بهبود کارایی ارائه خدمات دولتی به شمار می‌رود.

بر اساس برنامه پیشرفت و توسعه ملل متحد[2] تمرکززدایی مالی چهار رکن زیر را شامل می‌شود:

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 مبنا با واگذاری بودجه به دولت‌های محلی قدرت و اختیار ایجاد درآمد و تصمیم‌گیری در خصوص مخارج در قلمرو دولت‌های محلی، تفویض می‌شود.

منطق اساسی در تمرکززدایی آن است که دولت‌های محلی اطلاعات گسترده‌ای از استعدادها، توانایی‌ها و ظرفیت‌های محلی را در اختیار دارند که آنها را قادر می‌سازد منابع موجود را در راستای پاسخگویی به ترجیحات شهروندان و اولویت‌بندی منطقه‌ای بکار گیرند؛ از این رو دولت‌های محلی می‌توانند با تصمیم‌گیری در مورد منابع درآمدی، مالیات‌ها و انجام مخارج و ترکیب آنها موجبات رفاه بیشتر شهروندان را فراهم نمایند.

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[3] 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[4] تلقی شود. علاوه بر این تمرکززدایی راهی برای شکستن قدرت دولت مرکزی در اقتصاد، از طریق انتقال قدرت مالی به دولت‌های ایالتی است (مارتینز-وازکوز و مکناب، ۲۰۰۳: ۱۵۹۸).

با توسعه بخش عمومی و بدنبال 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 محققین این حوزه بر اعمال سیاست‌ها و فرایندهای تمرکززدایی بر مبنای مناسب و اثربخش‌ترین روش‌ها تأکید دارند.

در ادبیات نظری و تجربی اقتصاد بخش عمومی در حوزه تمرکززدایی مالی یا فدرالیسم مالی، دو تفکر یا جریان، بسته به شرایط تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی، تحت عنوان نسل‌های اول و دوم تمرکززدایی مالی[5] قابل تفکیک می‌باشد. جریان اول یا نظریه کلاسیک تمرکززدایی مالی بر این باور است که دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی به مردم هر منطقه توانایی و دانش بیشتری در شناسایی موارد شکست بازار و ترجیحات عمومی و به طور کلی از نیازهای اساسی مناطق از نقطه نظر کیفیت و کمّیت دارند و از این رو تولید و عرضهٔ کالاهای عمومی توسط دولت‌های محلی، سطح رفاه بالاتری را به ارمغان می‌آورد و رفاه اجتماعی را بهتر از دولت مرکزی بهینه می‌سازد.

---

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

4. Transitional Countries

5. First & Second Generation Theory

1. Principal Component Analysis (PCA)

2. United Nations Development Program (UNDP,2007)

ساموئلسن[1] (۱۹۵۴: ۳۸۹-۳۸۷)، ماسگریو[2] (۱۹۵۹: ۲۷-۳) و آرو[3] (۱۹۶۹: ۱۶-۱) سه تن از اقتصاددانان این جریان و به عنوان پایه‌گذاران نسل اول تمرکززدایی مالی شناخته می‌شوند.

ماسگریو سه وظیفه یا کارکرد اقتصادیِ توزیع عادلانه و مؤثر درآمد و ثروت، ثبات اقتصادی و تخصیص بهینه منابع برای 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.

ساموئلسن در سال ۱۹۵۴ با ارائه مقاله‌ای با عنوان "نظریه محض مخارج عمومی"، طبقه‌ای از کالاها که در نظام بازار به میزان لازم تولید نمی‌شوند را به نام کالای عمومی به اقتصاد وارد و با لحاظ برخی فرضیات الگوی تعادل عمومی را در چارچوب بهینه پارتو ارائه نمود. آرو نیز در سال ۱۹۶۹ از دیدگاه مفهومی وظایف دولت و بخش خصوصی را تبیین و تشریح نمود.

بر مبنای دیدگاه اقتصاددانان این جریان در جایی که بازار به دلایلی همچون وجود قدرت انحصاری، پیامدهای جانبی، کاستی‌های اطلاعاتی[4] و به‌ویژه تولید و ارائه کالاها و خدمات عمومی با شکست مواجه می‌شود و در تخصیص منابع به صورت کارا عمل نمی‌کند، به گونه‌ای که برخی کالاها کمتر یا بیشتر از حد بهینه اجتماعی تولید می‌شود، بخش عمومی باید وارد شود و با برنامه‌ریزی و اعمال سیاست‌های مؤثر از جمله تقسیم مسئولیت‌ها بین دولت مرکزی و دولت‌های محلی اینگونه نارسایی‌ها را مرتفع نماید.

تئوری سنتی تمرکززدایی و ارتباطات مالی بین دولتی توسط اوتس (۱۹۷۲، ۱۹۹۳: ۲۴۳-۲۳۷، ۱۹۹۹: ۱۱۲۲-۱۱۲۰) و همچنین برنان و بوکانان[5] (۱۹۸۰: ۳۲-۳۱) بسط و توسعه یافت (اسلاوینس‌کیت، ۲۰۱۶: ۷۴۶).

ایده تایبوت[6] (۱۹۵۶: ۴۱۶) در رابطه با رقابت‌های درون منطقه‌ای، نظریات اوتس و برنان و بوکانان مقدمات شکل‌گیری نسل دوم تمرکززدایی مالی را که مبتنی بر نظریه انتخاب عمومی است، فراهم نمود.

اوتس با طرح فرضیه گوناگونی بر توجه به ترجیحات و نیازها و سلایق متفاوت و شرایط ویژه و متمایز در دولت‌های محلی، ارائه خدمات عمومی مبتنی بر ساختار تمرکززدایی که عموماً رفاه بیشتر شهروندان را در پی دارد تأکید کرده است. این امر با توجه به امکان استفاده مطلوب از پتانسیل‌ها، موجب ارتقای کارایی اقتصادی در دولت‌های محلی شده و به تبع آن به افزایش رشد اقتصادی می‌انجامد. بدیهی است که این مکانیزم با رأی‌گیری و تمرکززدایی سیاسی بهبود می‌یابد.

برنان و بوکانان (۱۹۸۰: ۳۲-۳۱) تحت فرضیه محدودیت لویاتان که بر مبنای آن تمرکززدایی مالی به مفهوم کاهش اندازه دولت در راستای مسدود کردن رفتارهای ناکارای آن است، استدلال کردند که تمرکززدایی مالی سازوکاری برای محدود کردن گرایش به گسترش دولت‌ها است. بر پایه این رویکرد دولت مرکزی با هدف کنترل خود بر منابع اقتصادی، شبیه انحصارگر عمل کرده و رفاه اجتماعی را حداکثر نمی‌کند. نیسکانن[7] (۲۰۰۷: ۴۲-۳۶) از نظریه پردازان فدرالیسم مالی معتقد است نهادهای بخش عمومی به دلایل مختلفی به دنبال حداکثر کردن بودجه‌های خود هستند و همچون یک بنگاه اقتصادی، تلاش می‌کنند که هر چه بیشتر با افزایش نفوذ خود در حوزه‌های بخش عمومی بر میزان منافع خود بیافزایند.

نظریه‌پردازان این جریان از نقطه نظر اقتصاد سیاسی معتقدند که مقامات رسمی، رأی دهندگان و شهروندان در پی بیشینه سازی منافع خود هستند و توجه چندانی به منافع عمومی ندارند، گروه‌های فشار می‌توانند فرایندهای سیاسی را تحت تأثیر قرار دهند و دولت‌ها در سطوح مختلف خیرخواه نیستند، همچنین از منظر رفتار اقتصادی بر این باورند که بازیگران اقتصادی انگیزه‌های غیر اقتصادی دارند (فریتس[8]، ۲۰۱۰: ۱۹).

بدین ترتیب نقش خیرخواهانه دولت‌ها (مرکزی و محلی) در زمینه ارتقای سطح رفاه اجتماعی که در نظریات نسل اول تمرکززدایی مالی بر آن تأکید می‌شد از دیدگاه اقتصاددانان نظریه جدید تمرکززدایی مالی مردود شناخته شد.

اوتس (۲۰۰۵: ۳۷۳-۳۴۹) و کیان و وینگاست[9] (۱۹۹۷: ۹۲-۸۳) بر این باورند که در نظریه نسل دوم تمرکززدایی مالی باید ساز و کارهای انگیزشی مناسب برای حصول اطمینان در این زمینه که دولت محلی مشوق‌های کافی برای تأمین کالاها

1. Samuelson (1954)
2. Musgrave (1959)
3. Arrow (1969)
4. Information Failures
5. Brennan & Buchanan (1980)
6. Tiebout (1956)
7. Niskanen (2007)
8. Frits (2010)
9. Qian & Weingast (1997)

و خدمات عمومی کارا را در اختیار دارد طراحی شود. موضوع دیگری که نظریه‌پردازان جریان جدید تمرکززدایی مالی بر توجه به آن تأکید ویژه دارند و پیش از این کمتر مورد نظر بوده است وجود اطلاعات نامتقارن در مبادلات اقتصادی است. در واقع عدم تقارن اطلاعات، رفتار وتصمیم‌گیری عاملین اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و آنها را با دو پدیده کژگزینی[1] (پنهان بودن اطلاعات) و کژمنشی[2] (پنهان نمودن اطلاعات) روبه‌رو می‌نماید. وجود اطلاعات نامتقارن، هزینه مبادلات اقتصادی را افزایش می‌دهد. این مهم از موضوعاتی است که باید در فرایند تمرکززدایی مالی جدید مد نظر قرار بگیرد.

در نهایت تمرکززدایی مالی که به عنوان یک اصلاح اقتصادی[3] با هدف افزایش کارایی و رشد اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان است و هر چند که با اقبال اغلب کشورها روبه‌رو بوده و دامنه و میزان آن در حال گسترش است، لیکن توجه لازم به شرایط و الزامات اساسی تحقق تمرکززدایی اثربخش که عمده بخش‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جوامع را در برمی‌گیرد، امری ضروری است. در مجموع می‌توان گفت که وضعیت مطلوب و مؤثر تمرکززدایی در مسیری بین تمرکز بالا و عدم تمرکز صرف در راستای نظام مختلط پیش می‌رود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

ما و مائو[4] در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصاد محلی در چین در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۱ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق که به منظور ارزیابی اصلاحات تمرکززدایی مالی، انجام شده است نشان می‌دهد که تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مثبت و قابل ملاحظه بوده است؛ همچنین این تأثیر به کیفیت نهادها بستگی داشته به طوری که در مناطق با کیفیت بالاتر، بیشتر مشخص می‌شود (ما و مائو، ۲۰۱۸: ۱).

اسلاوینس کایت تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی را در کشورهای عضو اتحادیه اروپا در دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته این اتحادیه برای دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۵ بر اساس روش رگرسیون چندگانه در چارچوب مدل اثرات ثابت مورد تحلیل و بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و عدم ارتباط برای کشورهای توسعه یافته می‌باشد (اسلاوینس کایت، ۲۰۱۶: ۷۴۵).

حسنوف و همکاران[5] در بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی غیر نفتی در کشور آذربایجان برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۲ نشان می‌دهند که سهم هزینه‌ها و درآمدهای محلی یا تمرکززدایی مالی، تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی غیر نفتی دارد (حسنوف و همکاران، ۲۰۱۶: ۸۷).

لوزانو و جولیو[6] در مقاله‌ای تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی محلی کلمبیا را بررسی کرده‌اند. این بررسی برای ۲۴ منطقه کلمبیا در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ و با رویکرد داده‌های تابلویی به روش میانگین گروهی تعمیم یافته[7] صورت گرفته است؛ یافته‌ها نشان از وجود رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در مناطق کلمبیا داشته و دلالت بر آن دارد که انتقال اختیارات مالی به مناطق موجب تقویت رشد اقتصادی می‌شود (لوزانو و جولیو، ۲۰۱۵: ۱۷-۱۶).

زاروسکا[8] تأثیر تمرکززدایی مالی بر توسعه اقتصادی ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵را با استفاده از روش پانل دیتای پویا مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان دهنده تأثیر مثبت تمرکززدایی هزینه، اثر منفی تمرکززدایی درآمدی و تأثیر منفی و معنادار تمرکززدایی مالیاتی بر توسعه اقتصادی ۲۱ کشور مذکور می‌باشد (زاروسکا، ۲۰۱۵: ۱۳۶).

مرشد و بدی[9] در مقاله‌ای با عنوان "تمرکززدایی مالی و رشد اقتصاد منطقه‌ای در ساماترا، اندونزی" تأثیر تمرکززدایی مالی با استفاده از پنل دیتای پویا و اطلاعات دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۷ در ده ایالت ساماترای اندونزی را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که اجماع جامعی در خصوص رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در مناطق ۱۰ گانه ساماترا وجود ندارد (مرشد و بدی، ۲۰۱۵: ۲۶-۲۵).

گمیل و همکاران[10] در مطالعه بر روی ۲۳ کشور عضو OECD در فاصله زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۲ با استفاده از تکنیک

1. Adverse Selection
2. Moral Hazard
3. Economic Reform
4. Ma & Mao (2018)
5. Hassanof et al. (2016)
6. Lozano & Julio (2015)
7. Augmented Mean Group
8. Szarowska (2015)
9. Murshed & Bedi (2015)
10. Gemmell et al. (2013)

PMG[1] دریافتند که تأثیر تمرکززدایی مالی هزینه‌ای، رشد اقتصادی را کاهش اما تمرکززدایی درآمدی رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (گمیل و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۹۱۵).

فلیپ و ایسا[2] تأثیر تمرکززدایی مالی را در چارچوب مدل بارو و با روش OLS بر رشد اقتصادی کشور نیجریه در سه دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۰، ۲۰۰۹-۱۹۹۱ و ۱۹۹۰-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این بررسی نشان از تأثیر منفی تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی در این کشور داشته است (فلیپ و ایسا، ۲۰۱۲: ۱۴۸).

آساتریان[3] در مقاله‌ای تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) شامل ۲۴ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۵ را با استفاده از روش پانل دیتا مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزی مورد بررسی قرار داده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها داشته به گونه‌ای که این تأثیر در بلندمدت تشدید یا برجسته‌تر می‌گردد (آساتریان، ۲۰۱۰: ۲۵-۲۴).

بسکران و فلد[4] در مقاله‌ای به مطالعه رابطه میان تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی ۲۳ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در طول دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۱ با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که در حالی که تخمین‌های اولیه به این نتیجه رسید که تمرکززدایی مالی علت رشد اقتصادی پایین است اما این نتیجه با توجه به تصریح‌های دیگر قوی نبود. همچنین ارتباط منفی در برخی از بررسی‌ها بدست نیامده است. نتیجه نهایی این مقاله آن است که تمرکززدایی مالی با رشد اقتصادی نامرتبط است (بسکران و فلد، ۲۰۰۹: ۲).

رودریگز- پوز و کرویجر[5] در مقاله‌ای با عنوان "تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در اروپای شرقی و مرکزی" به بررسی ارتباط تمرکززدایی مالی و نرخ رشد اقتصادی در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ در ۱۶ کشور و با استفاده از شاخص‌های تمرکززدایی هزینه‌ای و مالیاتی و بکارگیری رویکرد پنل دیتا با اثرات پویا پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی رابطه منفی معناداری وجود دارد اما تمرکززدایی درآمدی اثر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی کشورهای مذکور داشته است (رودریگز- پوز و کرویجر، ۲۰۰۹: ۳۱-۲۸).

آکای و همکاران[6] در قالب یک مدل ریاضی ارتباط بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که این رابطه غیرخطی و به صورت یک تابع سهمی به شکل u وارون است به گونه‌ای که درجه‌ای از تمرکززدایی مالی وجود دارد که رشد اقتصادی را حداکثر می‌کند. آنها برای اثبات این فرضیه از داده‌های۵۰ ایالت آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۲ استفاده کرده و مشاهده کردند که رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی غیر خطی محدب (کوهانی شکل) است که با نتایج نظری آنها سازگار بود. علاوه بر این با توجه به فاصله میزان شاخص تمرکززدایی مالی از حد بهینه آن توصیه کردند که برای رسیدن به حداکثر رشد اقتصادی میزان تمرکززدایی مالی افزایش یابد (آکای و همکاران، ۲۰۰۷: ۳۴۳-۳۴۲، ۳۵۶-۳۵۲).

تایسن نیز در مطالعه‌ای با عنوان تمرکززدایی و رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) به یک رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و تمرکززدایی مالی دست یافته است و در واقع نشان می‌دهد که این ارتباط در کشورهای صنعتی به صورت یک رابطه غیرخطی محدب (کوهانی شکل) یا u وارون است و با توجه به امکان برقراری رابطه غیرخطی (سهمی شکل) بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی، وجود حد بهینه‌ای از تمرکززدایی مالی قابل تصور است که در آن سطح رشد اقتصادی به حداکثر می‌رسد (تایسن، ۲۰۰۳: ۲۷۰-۲۶۰).

داوودی و زو[7] بر پایه یک مدل پنل دیتا رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی در ۴۶ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۷۰ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر آن بود که تمرکززدایی مالی (نسبت مخارج دولت محلی به کل مخارج دولت) بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تأثیر منفی دارد اما برای کشورهای توسعه یافته رابطه‌ای بدست نیاوردند (داوودی و زو، ۱۹۹۸: ۲۴۴).

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

عباسی و همکاران در مطالعه‌ای تأثیر تمرکززدایی مالی را بر اندازه و رشد اقتصادی استان‌های کشور با استفاده از روش داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این بررسی

1. Poold Mean Group
2. Philip & isah (2012)
3. Asatryan (2010)
4. Baskaran & Feld (2009)
5. Rodriguez-Pose & Kroijer (2009)
6. Akai et al. (2007)
7. Daoodi & Zou (1998)

نشان از تأثیر مثبت و معنادار تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی دارد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۷-۱۶).

غفاری‌فرد و همکاران در مقاله‌ای تأثیر تمرکززدایی مالی و درآمدی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور را با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی با مدل رگرسیونی در دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ ارزیابی نموده‌اند. در این تحقیق تمرکززدایی مالی با دو شاخص تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی درآمدی تعریف شده است. نتایج نشان می‌دهد بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (غفاری‌فرد و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۳۹-۱۳۸، ۱۲۵).

صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار در مطالعه‌ای اثر تمرکززدایی مالی نسبی (نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی به کل اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت) بر رشد اقتصادی منطقه‌ای ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق مبتنی بر تخمین داده‌های تابلویی نشان می‌دهد تمرکز زدایی مالی نسبی دارای یک رابطه غیر خطی به شکل محدب با رشد اقتصاد منطقه‌ای است که نشان دهنده وجود حد بهینه این رابطه در اقتصاد ایران است (صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار، ۱۳۹۳: ۱۸۳-۱۸۲، ۱۵۹).

غفاری‌فرد و صادقی شاهدانی در مقاله‌ای دیگر با عنوان "بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف ایران" تأثیر تمرکززدایی مالی را با محاسبه سه شاخص تمرکززدایی درآمدی، تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی از مخارج عمرانی تخصیصی به استان‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج بیانگر آن است که بین تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی ملی و تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی تخصیصی استانی و رشد اقتصادی یک رابطه خطی، اما بین تمرکززدایی درآمدی و رشد اقتصادی استان‌ها، رابطه غیرخطی برقرار است (غفاری فرد و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱: ۲۱-۱۹، ۳).

جعفری صمیمی و همکاران در چارچوب مدل رشد بارو و استفاده از مدل پنل دیتا با اثرات ثابت غیرخطی رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی را در ایران در دوره زمانی (۲۰۰۷-۲۰۰۱) برای ۳۰ استان کشور مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی استان‌های ایران رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (جعفری صمیمی و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۳۱، ۱۲۵).

مرور مطالعات نشان می‌دهد که حداکثر سه شاخص تمرکززدایی مالی هزینه‌ای (سهم هزینه‌ای دولت محلی)، تمرکززدایی درآمدی (سهم درآمدهای دولت محلی) و تمرکززدایی مالیاتی (سهم دولت محلی از کل درآمدهای مالیاتی) مورد استفاده قرار گرفته است. مزیت این تحقیق نسبت به گذشته افزودن دو شاخص عمده دیگر، شاخص توازن عمودی (نسبت درآمدهای انتقالی و کمک‌های دولت مرکزی به استان به کل اعتبارات استان) و شاخص قدرت خودگردانی (نسبت درآمدهای استان به هزینه‌های استان) به مجموعه شاخص‌ها و استخراج شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی بر اساس تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی است که به منظور بهبود متغیرهای تمرکززدایی و به‌ویژه رفع همبستگی آنها با توجه به ساختار اقتصاد ایران صورت می‌گیرد.

۲-۳- تمرکززدایی در ایران

تفکر و اندیشه تمرکززدایی با شکل‌گیری سازمان برنامه در دهه ۱۳۲۰ در امور عمرانی، برنامه‌ریزی و توسعه منطقه‌ای به تدریج در قالب برنامه‌های توسعه به منصه ظهور رسید.

در برنامه عمرانی دوم (۱۳۴۱-۱۳۳۴)، ماده ۷ بر تقسیم عملیات عمرانی بین استان‌ها و شهرستان‌ها با توجه به اوضاع و احوال محلی و استعداد و امکانات طبیعی تأکید گردید. به دنبال آن در برنامه عمرانی سوم (۱۳۴۶-۱۳۴۱)، در راستای ایجاد عدم تمرکز در برنامه‌ریزی و اجرا، دفاتر فنی در مراکز استان‌ها و فرمانداری‌های کل ایجاد شدند. این دفاتر وظیفه بررسی نیازهای عمرانی مناطق را برعهده داشتند. در ماده ۱۷ این برنامه، مقررشده بود که سازمان برنامه، برنامه‌های عمرانی استان‌ها و فرمانداری‌های کل را با توجه به نظر استانداران و فرمانداران کل تهیه و تدوین نماید و به آنان ابلاغ تا مطابق مقررات سازمان برنامه اجرا نمایند.

ایجاد دفاتر برنامه‌ریزی در مراکز استان‌ها با هدف مشارکت در مطالعه و تهیه برنامه‌های منطقه‌ای در برنامه چهارم عمرانی (۵۱-۱۳۴۷) مورد توجه قرارگرفت اما در عمل این روند تمرکززدایی به طور کامل دنبال نشد و همه اقدامات و طرح‌های ناشی از مطالعات منطقه‌ای به اجرا در نیامد. در سال‌های پیش از انقلاب اسلامی، برنامه پنجم عمرانی (۵۶-۱۳۵۲) از نظر عدم تمرکز و توسعه منطقه‌ای نقطه عطف محسوب می‌شود. در این برنامه برای نخستین بار سازمان برنامه و بودجه، دفاتر برنامه‌ریزی را به عنوان نهاد برنامه‌ریزی در استان تأسیس نمود و در عمل بخشی از تصمیم‌گیری‌های مربوط به توسعه و عمران مناطق را به این دفاتر واگذار نمود (تاجگردون، ۱۳۸۱: ۴۹۴).

پس از پیروزی انقلاب اسلامی، با توجه به جایگاه شورا و مشورت در فرهنگ و سنن اسلامی و به عنوان بستری مناسب در راستای تمرکززدایی عمومی، سیاست‌های تمرکززدایی مورد توجه دولتمردان و سیاستمداران کشور قرار گرفت. در قانون اساسی جمهوری اسلامی بر تشکیل شوراها همچون شوراهای استان، شهرستان، شهر و روستا به عنوان ارکان تصمیم‌گیری و اداره امور کشور تصریح و تأکید شده است. اصل یکصد و سوم مقرر می‌دارد "استانداران، فرمانداران، بخشداران و سایر مقامات کشوری که از طرف دولت تعیین می‌شوند، در حدود اختیارات شوراها ملزم به رعایت تصمیمات آنها هستند". در مجموع می‌توان گفت که اصول متعددی از این قانون به راهکارهایی اختصاص یافته است که به طور مستقیم یا غیرمستقیم به عدم تمرکز امور محلی و تصمیم‌گیری توسط نهادهای محلی ارتباط دارد. تصویب قانون تشکیل شوراهای اسلامی کشور در سال ۱۳۶۱ و اصلاح آن در سال ۱۳۶۵ و همچنین قانون تشکیلات، وظایف و انتخابات شوراها و شهرداری‌ها در سال ۱۳۷۵ از جمله اقداماتی است که در جهت تمرکززدایی و واگذاری امورعمومی به حوزه‌های محلی انجام شده است.

در بند الف تبصره ۲ قانون برنامه دوم توسعه، دولت موظف گردید نسبت به اجرای برخی امور در تنظیم لوایح بودجه سالانه در جهت اجرای سیاست‌های تمرکززدایی و افزایش نقش استان‌ها در برنامه‌های توسعه اقدام نماید که از آن جمله می‌توان به تعیین سهم هر یک از شهرستان‌ها از اعتبارات عمرانی به تفکیک فصل توسط کمّیته برنامه‌ریزی استان‌ها، حذف طرح‌های با ماهیت استانی از فهرست طرح‌های ملی و اختصاص اعتبار آنها به استان‌ها، تفکیک درآمدهای عمومی و اختصاصی ملی و استانی و اختصاص درآمدهای استانی برای تأمین هزینه دستگاه‌های اجرایی محلی و طرح‌های عمرانی استان‌ها اشاره کرد.

در برنامه سوم توسعه کشور (۱۳۸۳-۱۳۷۹) که بر اصلاحات ساختاری و نهادسازی تأکید داشت بسترهای لازم برای ایجاد نظام غیرمتمرکز برنامه‌ریزی و توسعه منطقه‌ای فراهم گردید؛ که به تبع آن موجبات استفاده مطلوب از توانایی‌ها، قابلیت‌ها و استعدادهای درونی هر منطقه را با هدف ایجاد زمینه حضور و مشارکت منطقه در امور برنامه‌ریزی تقویت فراهم نمود.

تمرکززدایی در زمینه وظایف عمرانی دولت، وابسته کردن اعتبار عمرانی استانی هر استان به درآمد آن استان و واگذاری اختیار تعیین اولویت‌های سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف به نهادهای استانی سه رویکرد مهم در نظام برنامه‌ریزی و بودجه‌ریزی کشور به شمار می‌آیند که در قانون برنامه سوم توسعه تحت عنوان نظام درآمد- هزینه استان تجلی یافته است (فرزین وش و غفاری‌فرد، ۱۳۸۵: ۱۵).

در برنامه چهارم توسعه علاوه بر سه رویکرد فوق مواردی همچون تهیه و تدوین اسناد ملی توسعه استان‌ها، ایجاد نظام تنظیم بودجه استان تحت عنوان آمایش سرزمین و توازن منطقه‌ای در راستای تقویت نظام درآمد- هزینه استان مورد توجه قرار گرفت.

بر اساس ماده ۷۸ قانون برنامه چهارم، نسبت معینی از درآمدهای واریز شده به خزانه معین هر استان، در قالب بودجه سالانه به تأمین بودجه استان (هزینه‌ای و سرمایه‌ای) همان استان اختصاص یافت. همچنین در ماده ۷۹ برنامه سوم و نیز موادی از برنامه چهارم توسعه وظایف هدایت و تصمیم‌گیری در زمینه فعالیت‌های عمرانی و اولویت‌های سرمایه‌گذاری در چارچوب اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استان در سطوح استان و شهرستان به شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان و کارگروه‌های زیر مجموعه آن و کمّیته برنامه‌ریزی شهرستان واگذار گردید که به برنامه‌های پنجم و ششم توسعه تسری یافته است. علاوه بر آن در فصل ششم برنامه پنجم توسعه با عنوان توسعه منطقه‌ای نظام درآمد-هزینه به منظور تمرکززدایی و افزایش اختیارات در جهت توسعه و عمران استان‌ها ساماندهی گردید. در برنامه ششم، بند "ح" ماده ۷، با هدف عملیاتی کردن و توسعه رویکرد تمرکززدایی و اثربخشی مدیریت اجرایی استان‌ها، توزیع ۳۰ درصد از اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای کشور به شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان‌ها واگذار شده است. تهیه سند آمایش سرزمین ملی و استانی به منظور رقابت پذیرکردن عدالت بین منطقه‌ای و سرزمینی و تقویت خوداتکایی از دیگر مبانی قانونی برنامه ششم توسعه است که در راستای عملیاتی کردن سیاست‌های تمرکززدایی هدف‌گذاری شده است.

۳- روش شناسی تحقیق

در این بخش به اجمال به بررسی روش پژوهش شامل تحلیل مؤلفه‌های اصلی و مبانی ریاضی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی می‌پردازیم.[۱]

۱. مباحث تفصیلی و محاسبات نزد نویسندگان موجود است.

۳-۱- تحلیل مؤلفه‌های اصلی

تحلیل مؤلفه‌های اصلی یکی از روش‌های آماری چند متغیره است که عمدتاً به منظور تلخیص داده‌ها و رفع همبستگی بین آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی جدید به نام مؤلفه‌های اصلی که ناهمبسته هستند جایگزین نمود (تاک، ۱۳۹۲: ۳۴۵-۳۱۷).

هدف اصلی در این روش تبدیل متغیرهای توضیحی به مجموعه کوچک‌تری است که بیشترین تغییرات در داده‌ها را تبیین می‌نمایند. در واقع این روش در پی ایجاد ترکیباتی خطی از متغیرهای اولیه است که ناهمبسته بوده و اهمیت آنها بر حسب اطلاعی است که ارائه می‌کنند. این مؤلفه‌ها به گونه‌ای مرتب می‌شوند که اولین مؤلفه اصلی استخراج شده دارای بیشترین مقدار واریانس در داده‌ها می‌باشد و دومین مؤلفه علاوه بر آنکه 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 همبستگی ندارد (محمدی، ۱۳۸۱: ۳-۲). بنابراین با حذف مؤلفه‌های آخر، اطلاعات زیادی از دست نمی‌رود و بدین ترتیب امکان کاهش تعداد متغیرهای توضیحی و ایجاد متغیرهای جدید (مؤلفه‌های اصلی) ناهمبسته فراهم می‌گردد. در اقتصادسنجی از این روش برای رفع هم خطی در مدل‌ها به‌دلیل تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل و اغلب با هدف شاخص‌سازی به‌ویژه در تحلیل‌های مالی و پولی استفاده می‌شود. محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها و شاخص بی‌ثباتی اقتصادی نمونه‌هایی از موارد کاربرد این رهیافت در مدل‌های اقتصادسنجی است.

در این بررسی متغیرهای اولیه تمرکززدایی مالی FDE، FDY، FDT، FDA و FDV به ترتیب تمرکززدایی مالی هزینه‌ای (نسبت اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استان به کل کشور)، درآمدی (نسبت درآمدهای استان به کل کشور)، مالیاتی (نسبت میزان مالیات‌های استان به کل کشور)، قدرت خودگردانی (نسبت درآمدهای استان به هزینه‌های استان) و توازن مالی عمودی (نسبت درآمدهای انتقالی و کمک‌های دولت مرکزی به استان به کل اعتبارات استان) می‌باشند که توسط اغلب اقتصاددانان این حوزه همچون مارتینز-وازکوز و مکناب (۲۰۰۳: ۱۶۰۲)، تایسن (۲۰۰۳: ۲۴۷)، جین و زو[1] (۲۰۰۲: ۲۷۶) و نیز محققین داخلی مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به وجود همبستگی بین متغیرهای مذکور و احتمال بروز خطا در برآورد مدل، با استفاده از این تکنیک و نرم‌افزار SPSS، شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی برای هر یک از سال‌های مورد بررسی استخراج و در الگو به کار گرفته شده است.

فرایند استخراج مؤلفه‌های اصلی، به عنوان نمونه برای سال ۱۳۹۲، به شرح زیر است:

۱- محاسبه ماتریس همبستگی: جدول شماره (۱) نشان از وجود همبستگی بالا بین هر یک از متغیرهای اولیه دارد؛ علاوه بر این مقدار دترمینان این ماتریس برابر ۰/۰۰۰۰۲۵۴۷ می‌باشد که به صفر نزدیک است و به نوعی این همبستگی را تأیید می‌کند.

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرها

	FDE	FDY	FDT	FDA	FDV
FDE	۱/۰۰۰				
FDY	۰/۵۷۷	۱/۰۰۰			
FDT	۰/۵۸۱	۰/۹۹۹	۱/۰۰۰		
FDA	۰/۵۱۶	۰/۹۸۵	۰/۹۸۴	۱/۰۰۰	
FDV	-۰/۳۷۵	-۰/۲۶۶	-۰/۲۵۴	-۰/۲۳۵	۱/۰۰۰

Determinant=2.547E-5

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲- آزمون بارتلت: جدول شماره (۲) حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی بین متغیرها رد و فرض وجود همبستگی قوی بین متغیرها تأیید می‌شود. با توجه به این میزان از همبستگی، امکان استفاده از تکنیک مؤلفه‌های اصلی برای کاهش تعداد متغیرها و تعیین شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی فراهم می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون بارتلت-Bartlett's Test

آماره χ^2	۲۹۰،۸۹۶
درجه آزادی	۱۰
ارزش احتمال	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳- محاسبه مقادیر ویژه:

بر اساس جدول شماره (۳) پنج مقدار ویژه برای پنج مؤلفه اصلی استخراج شده است؛ کل واریانس متغیرهای اولیه توسط

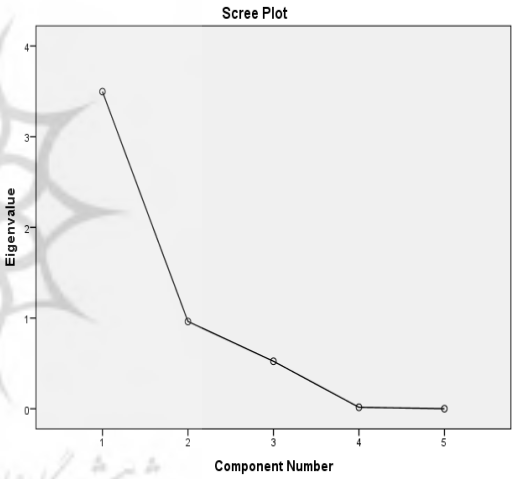
1. Jin & Zou (2002)

این مؤلفه‌ها تبیین می‌شود. مؤلفه اول که مقدار ویژه یا واریانس آن بیشتر از یک و برابر ۳/۴۹۷ است حدود ۷۰ درصد کل واریانس داده‌ها را توضیح می‌دهد؛ علاوه بر این نمودار شماره (۱)، نیز نشان می‌دهد که مؤلفه اول (C1) که مقدار ویژه آن از یک بیشتر است بهترین انتخاب است.

جدول ۳. مقادیر ویژه و میزان تبیین کل واریانس

مولفه	مقادیر ویژه		
	کل	واریانس- درصد	واریانس تجمعی- درصد
۱	۳/۴۹۷	۶۹/۹۳۵	۶۹/۹۳۵
۲	۰/۹۶۲	۱۹/۲۴۵	۸۹/۱۸۱
۳	۰/۵۲۴	۱۰/۴۷۶	۹۹/۶۵۷
۴	۰/۰۱۶	۰/۳۲۶	۹۹/۹۸۲
۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	۱۰۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۱. مقادیر ویژه سال ۱۳۹۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

٤- محاسبه ضرایب مؤلفه‌های اصلی: در جدول شماره (۴) ضرایب مؤلفه‌های اصلی 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:

C۱ =۰/۳۸۱ FDE + ۰/۵۲۲ FDY + ۰/۵۲۲ FDT + ۰/۵۱۳ FDA – ۰/۲۱۸ FDV

C۲ = - ۰/۳۳۲ FDE + ۰/۱۹۱ FDY + ۰/۲۰۱ FDT + ۰/۲۲۲ FDA + ۰/۸۷۴ FDV

C۳ =۰/۸۵۹ FDE – ۰ /۱۲۶ FDY - ۰/۱۰۹ FDT - ۰/۲۱۵ FDA + ۰/۴۱۳ FDV

C۴ = ۰/۰۷۸ FDE – ۰/۴۲۲ FDY – ۰/۴۱۶ FDT + ۰/۸۰۲ FDA + ۰/۰۱۵ FDV

C۵ = ۰/۰۰۰۱ FDE + ۰/۷۰۵ FDY – ۰/۷۰۹ FDT + ۰/۰۰۰۳ FDA + ۰/۰۰۱۱ FDV

در اینجا هر مؤلفه Ci برداری ستونی با ۳۱ سطر (تعداد استان‌ها) است و در مجموع ماتریس مؤلفه‌های اصلی (C) ماتریسی با ۳۱ سطر (تعداد استان‌ها) و ۵ ستون (تعداد متغیرها) می‌باشد. در نتیجه مؤلفه اول (C1) که برداری ستونی با ۳۱ سطر است به عنوان شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی برای سال ۱۳۹۲ در نظر گرفته می‌شود.

جدول ٤. ماتریس ضرایب مؤلفه‌های اصلی

متغیر	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5
FDE	۰/۳۸۱	-۰/۳۳۲	۰/۸۵۹	۰/۷۸	۰/۰۰۰۱
FDY	۰/۵۲۲	۰/۱۹۱	-۰/۱۲۶	-۰/۴۲۲	۰/۷۰۵
FDT	۰/۵۲۲	۰/۲۰۱	-۰/۱۰۹	-۰/۴۱۶	۰/۷۰۹
FDA	۰/۵۱۳	۰/۲۲۲	-۰/۲۱۵	۰/۸۰۲	۰/۰۰۰۳
FDV	-۰/۲۱۸	۰/۸۷۴	۰/۴۱۳	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۲- مبانی ریاضی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی

نظریه ریاضی پس‌انداز رمزی[1] نقطه آغاز مباحث رشد بهینه در اقتصاد محسوب می‌شود. وی در بحبوحه مواجهه کشورهای غربی با رکود بزرگ، در تعیین میزان پس‌انداز لازم اقتصاد، در چارچوب مبانی اقتصاد خرد یک الگوی بهینه سازی پویا را ارائه کرد که به قاعده عمومی رمزی[2] شهرت دارد. این دستاورد در سال ۱۹۶۵ توسط کاس و کوپمنز با عنوان "مدل رشد بهینه رمزی-کاس-کوپمنز[3]" به مدل رشد نئوکلاسیک وارد گردید.

از دهه ۱۹۸۰ به بعد مدل‌های رشد درون‌زا در پاسخ به کاستی‌های الگوی رشد نئوکلاسیک و در رأس آنها الگوی رشد سولو[4]، با بهره‌گیری از الگوی رمزی و مبتنی بر بهینه سازی پویا طراحی و ارائه شده‌اند.

بارو[5] (۱۹۹۰: ۱۲۵-۱۰۸) 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

1. Ramsey (1928)
2. Ramsey General Rule
3. Ramsey Cass Koopmans
4. Solow (1956)
5. Barro (1990)

دارد و از این رو مخارج دولت باید به صورت یک نهاده در تابع تولید منظور شود.

پیرو کار بارو (همان منبع)، داوودی و زو (۱۹۹۸: ۲۵۵–۲۴۴) و داوودی، ایکس و زو (۱۹۹۹: ۲۳۹–۲۲۸) مدل رشد درون‌زا شامل یک تابع تولید با دو نهاده سرمایه خصوصی و مصارف عمومی را ارائه داده‌اند 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:

(۱)

$$y = k^{\alpha} f^{\beta} l^{\gamma}$$

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

(۲)

$$f = \theta_f g. \; l = \theta_l g. \; \theta_f + \theta_l = 1. \; 0 < \theta_i < 1. \; \mathrm{i} = \mathrm{f}. \; \mathrm{l}$$

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 زیر در نظر می‌گیریم: (رومر[1]، ۲۰۰۱: ۶۷):

(۳)

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

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 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:

(۴)

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

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 بر اساس نرخ مالیات ثابت τ تأمین مالی می‌شود یعنی $g = \tau y$، که در نتیجه محدودیت بودجه پویا به صورت زیر است.

(۵)

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

بنابراین مسئله بهینه سازی پویا به شرح زیر خواهد بود:

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

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

در اینجا $k(t)$ متغیر وضعیت بوده که در هر زمان وضعیت موجود را نشان می‌دهد. این متغیر از نوع متغیرهای انباشت[2] است و متغیر مصرف، $c(t)$، متغیر کنترل از نوع متغیرهای جریان[3] است. تابع همیلتون مسئله به شکل زیر است:

(۶)

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

λ را متغیر هم وضعیت[4] یا متغیر الحاقی[5] 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 مسئله فوق باشد باید شرایط مرتبه اول (F.O.C) برقرار باشد. از حل معادلات مرتبه اول مسیرهای بهینه $c(t)$ و $k(t)$ بدست می‌آیند. بنابراین خواهیم داشت:

(۷)

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

رابطه (۷) معادله اولر[1] نامیده می‌شود. این معادله نرخ تغییر

1. Romer (2001)

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

مصرف در هر لحظه از زمان را نشان می‌دهد (پورکاظمی، ۱۳۹۳: ۷۶-۴۷).

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

(۸)

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

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 مسئله کنترل بهینه بدست می‌آید.

(۹)

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

این معادله نشان می‌دهد که نرخ رشد بلندمدت تولیدسرانه 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. از این رو این انتظار وجود دارد که با افزایش سهم مصارف دولت‌های محلی تمرکززدایی مالی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. به عبارتی دیگر:

$$\theta_i \uparrow \rightarrow \quad \frac{\partial\left(y^{\circ}/y\right)}{\partial\theta_i} > 0 \;\; ، \;\; i = l, f$$

برای پاسخ به اینکه چه مقادیری از سهم مخارج سطوح دولت رشد اقتصادی را حداکثر می‌کند، می‌توان نرخ رشد تولید سرانه را نسبت به محدودیت $\theta_f + \theta_l = 1$ ماکزیمم نمود که در نتیجه خواهیم داشت:

$$\theta_l = \frac{\gamma}{\beta+\gamma} \;\; و \;\; \theta_f = \frac{\beta}{\beta+\gamma}$$

بنابراین با افزایش سهم مخارج سطوح مختلف دولت نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و این روند تا زمانی‌که سهم‌های مذکور به مقدار ماکزیمم خود نرسیده باشند، ادامه خواهد داشت.

٤- تبیین و تخمین مدل

همانگونه که گفته شد تمرکززدایی مالی بر اساس یک مدل رشد کلاسیک تعمیم یافته شامل انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی و تمرکززدایی، رشد اقتصادی را به طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد و از این رو با توجه به این رابطه و مبانی نظری تحقیق برای تخمین رابطه بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی بر اساس روش پانل دیتا از مدل زیر استفاده شده است. به عبارت دیگر در این تحقیق، با بهره‌گیری از فرم تابع تولید کاب-داگلاس علاوه بر نیروی کار (L) و سرمایه فیزیکی (K)، متغیرهای تمرکززدایی مالی و مجذوز آن و بجای متغیر وابسته (Y) نیز، تولید ناخالص داخلی (LGDP) جایگزین می‌گردد. به عبارت دیگر داریم:

(۱۰)

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_1} L_{it}^{\alpha_2} \exp(\alpha_3 FD_{it} + \alpha_4 FDSQ_{it}).$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین، خواهیم داشت:

(۱۱)

$$\begin{aligned} log(Y_{it}) = {} & log(A_{it}) + \alpha_1 log(K_{it}) \\ & + \alpha_2 log(L_{it}) + \alpha_3 FD_{it} \\ & + \alpha_4 FDSQ_{it} \end{aligned}$$

(۱۲)

$$LGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LI_{it} + \alpha_2 LL_{it} + \alpha_3 FD_{it} + \alpha_4 FDSQ_{it}$$

در این رابطه، i نشان دهنده i امین واحد مقطعی و t نشان دهنده t امین دوره زمانی است. فرض می‌شود، حداکثر N واحد مقطعی و T دورهٔ زمانی وجود دارد. در این مدل، $LGDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LI_{it} لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی به عنوان جانشین شاخص اندازه‌گیری سرمایه فیزیکی، FD_{it} شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی و $FDSQ_{it}$ مجذور شاخص تمرکززدایی مالی ترکیبی است.

اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مذکور از طرح حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری مرکزآمار ایران، سازمان برنامه و بودجه کشور، بانک مرکزی و وزارت امور اقتصاد و دارایی (سازمان امور مالیاتی کشور) برای دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۳ گردآوری و استفاده شده است.

رهیافت اقتصادسنجی مورد استفاده متفاوت از مطالعات پیشین در این زمینه در کشور، تخمین‌زننده‌های میان گروهی تلفیقی[2] (PMG(PANEL-ARDL، میان گروهی[3] MG و اثرات ثابت پویا[4] FED هستند و نهایتاً جهت اطمینان از نتایج کسب شده، روابط بلندمدت میان متغیرها پس از اجرای آزمون‌های هم‌انباشتگی مناسب، بر اساس رهیافت‌های

1. Euler Equation

2. Poold Mean Group
3. Mean Group
4. Fixed Effect Dynomic

FMOLS و DOLS مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد.

در روش اثرات ثابت پویا (FED)، این فرض همگنی منظور می‌شود که تمامی ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز واریانس خطاها به گونه‌ای مقید می‌شوند تا در طول مقاطع یکسان باشند. از سوی دیگر تخمین‌زننده میان گروهی (MG) برای هر مقطع (در اینجا هر استان) رگرسیونی جداگانه برآورد می‌شود. در این روش شیب‌ها و عرض از مبدأها در بین مقاطع متغیر هستند و میانگین ضرایب به‌دست آمده، به‌عنوان تخمین‌زننده میان گروهی معرفی می‌شود. برآوردگر PMG که توسط پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹: ۶۳۴-۶۳۱) ارائه شد روش میانی مفیدی بین دو روش حدی مذکور یعنی MG و FED است. در روش PMG این امکان فراهم می‌شود که ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاها در طول مقاطع متفاوت اما ضرایب بلندمدت همگن باشند. خانواده تخمین‌زننده PMG (شامل MG و FED) اساساً بر مبنای مدل‌های ناهمگن بنا می‌شوند و مفهوم عدم تجانس در فرایند تخمین را مد نظر دارند (همان منبع؛ منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷: ۲۱۹-۲۱۳) در نهایت برای انتخاب مدل بهینه از میان رهیافت‌های مذکور از آزمون هاسمن که در شرایط ناهمگنی نیز سازگار است استفاده می‌شود.

به منظور اطمینان از درستی نتایج کسب شده، روابط بلندمدت میان متغیرها پس از اجرای آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی، کائو و وسترلاند و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، بر اساس رهیافت‌های حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[1] (FMOLS) و حداقل مربعات پویا[2] (DOLS) بررسی و ارزیابی می‌شود. تخمین‌زن FMOLS روشی ناپارامتری است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به منظور تصحیح خود همبستگی پیاپی را محاسبه می‌کند و تخمین‌زن OLS را به صورت ناپارامتری تصحیح می‌کند (فیلیپس و هانسن[3]، ۱۹۹۰: ۱۲۵-۹۹). لازم به ذکر است روش رگرسیون هم انباشتگی DOLS از تکنیک‌های برآورد بردار بلندمدت، توسط استاک و واتسون[4] (۱۹۹۳: ۸۲۰-۷۸۳) با تعمیم روش OLS و با هدف برآورد رابطه بین متغیرهای نامانا ارائه شد. منظور از پویا بودن در این روش آن است که الگوی زمانی واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای توضیحی مورد توجه قرار می‌گیرد. کائو و چیانگ[5] (۲۰۰۰: ۱۷۸-۱۶۱) این روش را برای داده‌های پانلی توسعه دادند و نشان دادند که DOLS برآوردگرهایی با توزیع مجانبی با میانگین صفر را بدست می‌دهد.

تخمین‌زننده حداقل مربعات پویا (DOLS) از تعدیل‌های پارامتری، برای بهبود وضعیت اجزای خطا استفاده می‌کند و مقادیر گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به عنوان متغیر اضافی در فرایند تخمین در نظر می‌گیرد (مرادی و مستشاری، ۱۳۹۶: ۳۲).

مهمترین مزیت این تخمین‌زننده که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد دارد آن است که از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌نماید و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (کائو و چیانگ[6]، ۲۰۰۰: ۱۷۸-۱۶۱). علاوه بر این، مزیت آن نسبت به روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر و یوهانسن این است که مقید به مانا بودن متغیرها از یک درجه معین، نیست و در واقع برای حالت‌هایی که درجه هم‌انباشتگی متغیرهای توضیحی یکسان نباشد نیز به کار می‌رود.

ذکر این نکته ضروری است که، به رغم اینکه تخمین زننده‌های PMG برای مدل‌های با T و N به نسبت بزرگ کاربرد و موضوعیت بیشتری دارند؛ لیکن پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹: ۶۳۴-۶۳۱) در مطالعه خود شرایط خاصی برای N و T قید نکرده‌اند.[7]

در جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل (۱۲)[8] به روش PANEL-ARDL(1,1,1) یا به عبارت دیگر PMG و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مربوطه و سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلندمدت و همچنین نتایج برآورد روش‌های MG و FED گزارش شده است. در بخشی از این جدول نتایج آزمون هاسمن، جهت انتخاب مدل بهینه بین رهیافت PMG و MG و همچنین بین MG و FED گزارش شده است. آماره این آزمون، بر اساس تفاضل ضرایب دو الگوی مورد مقایسه

1. Fully Modified Ordinary Least Square
2. Dynomic Ordinary Least Square
3. Philips & Hansen (1990)
4. Stock & Watson (1993)

5. Kao & Chiang (2000)

۶. تخمین زننده DOLS راهکاری برای کاهش مشکل حجم نمونه‌ای است (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷: ۲۱۵) و اصولاً دو رهیافت انباشتگی FMOLS و DOLS به صرف حصول اطمینان و تأیید نتایج حاصل از رهیافت PMG گزارش شده است.

۷. در مطالعه حاضر به لحاظ مشکلات جمع آوری داده‌ها که گریبانگیر اکثر مطالعات داخلی است امکان دستیابی به مشاهدات بیشتر میسر نبوده است.

۸. برآورد مدل و آزمون‌های ذیربط، در محیط نرم‌افزار Stata13 و نتایج مدل PMG با کمک نرم‌افزار Eviews 10 انجام شده است.

مانند میان گروهی و میان گروهی تلفیقی به شکل زیر است: $m = \hat{q}'_1[VAR(\hat{q}_1]^{-1}\hat{q}_1 \ , \hat{q} = \hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{PMG}$

جدول ۵. نتایج برآورد مدل غیرخطی به روش میان گروهی (MG)، میان گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (FED)

$LGDP_{it} = A_{it} + \alpha_1 LI_{it} + \alpha_2 LL_{it} + \alpha_3 FD_{it} + \alpha_4 FDSQ_{it}$									
مدل بلندمدت								هاسمن MG-PMG	هاسمن MG-FED
PMG		MG		FED					
متغیرها	ضریب	ارزش احتمال	ضریب	ارزش احتمال	ضریب	ارزش احتمال	آماره آزمون $\chi^2_{(2)}$	ارزش احتمال	آماره آزمون $\chi^2_{(2)}$	ارزش احتمال
LI	۰/۱۲۴۵	۰/۰۰۰	۰/۴۹۵۹	۰/۲۶۱	۰/۰۸۳۳	۰/۱۱۵	۰/۱۷	۰/۹۹۶	۰/۰۵	۰/۹۹۹
LL	۱/۹۹۲۴	۰/۰۰۰	۱۸/۷۳۲	۰/۱۵۴	−۰/۲۳۹	۰/۸۹۹				
FD	۱۱/۸۴۲۳	۰/۰۰۰	۵۳/۷۱۷۲	۰/۰۶۸	−۶/۷۰۴	۰/۰۷۷				
FDSQ	−۵/۴۸۵۱	۰/۰۰۰	−۲۴۸/۵۲۴	۰/۰۸۶	۲/۸۴۷	۰/۰۶۷				
مدل کوتاه‌مدت										
ضریب تصحیح خطا	−۰/۳۵۸۲	۰/۰۰۰	−۰/۳۴۰۷	۰/۱۳۵	−۰/۲۷۳۶	۰/۰۰۲	نتیجه آزمون: مدل PMG تخمین کاراتری نسبت به مدل MG ارائه می‌کند.		نتیجه آزمون: مدل MG تخمین کاراتری نسبت به مدل FED ارائه می‌کند.	
ΔLI	۰/۰۲۲۳	۰/۱۲	−۰/۰۱۱۶	۰/۶۹۳	۰/۰۴۶۲	۰/۰۰۰				
ΔLL	−۰/۱۷۶۴	۰/۹۴۴	−۵/۱۳۸۸	۰/۲۴۵	−۲/۵۳۳۴	۰/۰۰۰				
ΔFD	۰/۷۲۲۳	۰/۷۰۳	−۱۱/۰۷۹۱	۰/۰۱۲	−۱/۶۴۲۹	۰/۰۰۱				
ΔFDSQ	۱/۰۰۴	۰/۹۰۶	۶۹/۴۵۲	۰/۰۷۹	۰/۸۶۲۲	۰/۰۰۰				
عرض از مبدأ	−۵/۰۱۸	۰/۰۰۰	−۲۳۷/۷۱۶	۰/۳۶۸	۴/۶۰۳۵	۰/۴۵۹				
۳۱=تعداد مقاطع ۳۴۱=تعداد مشاهدات ۱ = تعداد وقفه PMG Loglikelihood=579/1										

مأخذ: یافته‌های تحقیق-کلیه برآوردها در نرم افزار Stata15 انجام شده است

در اینجا، عدم رد فرضیه صفر به این مفهوم است که تخمین‌زننده میان گروهی تلفیقی کاراتر از روش میان گروهی است و برعکس. مشابه همین روش برای مقایسه بین روش میان گروهی و اثرات ثابت پویا نیز به کار می‌رود. آماره آزمون هاسمن، در هر دو حالت دارای توزیع $\chi^2_{(2)}$ می‌باشد. بر اساس نتایج بالا، آزمون هاسمن به منظور انتخاب مدل بهینه بین رهیافت میان گروهی تلفیق (PMG) و میان گروهی (MG)، با توجه به آنکه سطح معنی‌داری مربوط به آزمون هاسمن برای مقایسه دو مدل، بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است و فرضیه صفری که بیان می‌کند مدل میان گروهی تلفیقی(PMG) بهینه است، تأیید می‌شود. همچنین مدل میان گروهی نیز بر رهیافت اثرات ثابت پویا ارجحیت دارد زیرا سطح معناداری مربوط به آزمون هاسمن، در مقایسه دو مدل، کوچک‌تر از ۰/۰۵ است و فرضیه صفری که بیان می‌کند رهیافت اثرات ثابت پویا بهتر از روش میان گروهی است به لحاظ آماری رد می‌شود، در نتیجه و نهایتاً مدل میان گروهی تلفیقی (PMG) انتخاب می‌شود.

پس از اجرای رهیافت تخمین‌زننده‌های MG، FED، PANEL-ARDL، PMG مدل مناسب بر اساس آزمون هاسمن، PMGARDL (1,1,1) شناخته شد و نتایج بدست آمده از آن، گویای این موضوع بود که متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری دولتی، تمرکززدایی مالی ترکیبی و مجذور آن، تولید ناخالص داخلی را در استان‌های ایران در طول دوره مورد بررسی به ترتیب با ضرایب ۱/۹، ۰/۱۲، ۱۱/۸۴ و ۵/۴۸- تحت تأثیر قرار داده‌اند. افزون بر این، نتایج مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد، در هر دوره ۳۵ درصد از عدم تعادل تولید ناخالص داخلی تصحیح گردیده است.

٤-۱- آزمون استقلال مقطعی

از مهمترین موضوعاتی که در اقتصادسنجی داده‌های تابلویی می‌باید از ابتدا مدنظر قرار گیرد، بررسی استقلال مقطعی[1] داده‌های مورد استفاده، می‌باشد. وابستگی مقطعی در حالت کلی می‌تواند در اثر مواردی همچون ارتباطات منطقه‌ای و خارجی مقاطع بوجود آید.

1. Cross- Sectional Independence.

آزمون‌های متعددی از جمله آزمون فریدمن (۱۹۳۷: ۷۰۱-۶۸۵)، آزمون بریوش-پاگان (۱۹۸۰: ۲۵۳-۲۳۹) و آزمون CD پسران (۲۰۰۴: ۳۷-۱) در متون ذیربط برای این منظور پیشنهاد شده است. در این مقاله از آزمون CD پسران(همان منبع) بهره‌گیری می‌شود چرا که برای داده‌های تابلویی متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک از خصوصیات مطلوبی برخوردار است.

این آزمون بر خلاف رهیافت بریوش-پاگان، در حالتی که تعداد مقاطع (N) بیشتر از بُعد زمانی (T) است، نیز نتایج قابل قبولی ارائه می‌کند و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی (مقطعی) مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴: ۳۷-۱). فرضیه صفر و رقیب در این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \quad for\ all\ i \neq j$$
$$H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0\ for\ some\ i \neq j$$

آماره آزمون CD برای داده‌های تابلویی متوازن به صورت زیر قابل محاسبه است:

(۱۳)

$$CD = \sqrt{\frac{2\,T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right)$$

که در این رابطه $\hat{\rho}_{ij}$، ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی تابلویی به فرم $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. در این آزمون چنانچه آماره CD محاسباتی در سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد[1] بیشتر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و در نتیجه وجود وابستگی مقطعی تأیید خواهد شد.

در جدول شماره (۶) نتایج آزمون[2] وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴: ۳۷-۱) برای متغیرهای مربوطه گزارش شده است. فرضیه صفر در این آزمون، عدم وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است. بر مبنای نتایج بدست آمده فرضیه صفر رد شده و کلیه متغیرها دارای وابستگی مقطعی هستند.

٤-٢- آزمون ریشه واحد CIPS

مانایی یا عدم تأثیرپذیری میانگین، واریانس و کواریانس متغیرها از عامل زمان، با وجود وابستگی مقطعی موضوعی است که بررسی آن در مدل‌های پانلی ضروری است. با تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی، استفاده از رهیافت‌های مرسوم ریشه واحد تابلویی مانند آزمون‌های لوین، لین و چو (LCC) و ایم، پسران و شین (IPS) سبب افزایش احتمال وقوع ریشه واحد کاذب می‌گردد. هرچند که می‌توان با استفاده از روش میانگین‌زدایی[3]، مشکل همبستگی مقطعی را برطرف کرده و این آزمون‌ها را بکار گرفت، اما راهکار بهتر استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تابلویی نسل دوم، مانند آزمون ریشه واحد CIPS پسران (۲۰۰۷: ۳۱۲-۲۶۵) است. پسران (همان منبع) با تبدیل آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS) و ADF و در نظرگرفتن مفهوم وابستگی مقطعی، آزمون دیکی فولر گسترش یافته مقطعی (CADF) را معرفی و آماره‌ای برای بررسی وجود ریشه واحد در قالب آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم ارائه کرد که به آزمون CIPS پسران شهرت دارد. آماره این آزمون از رابطه زیر بدست می‌آید.

(۱۴)

$$CIPS(N.T) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\tau_{it}\,(N.T)$$

جدول ٦. آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)، بین متغیرهای تحقیق

متغیر	آماره آزمون پسران	ارزش احتمال
LGDP (لگاریتم تولید ناخالص داخلی)	۴۳/۸۰۰۴	۰/۰۰۰
LI (لگاریتم سرمایه‌گذاری)	۶۳/۹۲	۰/۰۰۰
LL (لگاریتم نیروی کار)	۳۳/۸	۰/۰۰۰
FD (تمرکززدایی مالی ترکیبی)	۲۶/۶۳	۰/۰۰۰
FDSQ (مجذور تمرکززدایی مالی ترکیبی)	۱۲/۸۲۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق-کلیه برآوردها در نرم‌افزار Eviews 10 انجام شده است.

در رابطه ۱۴، τ_i، آماره آزمون ریشه واحد ADF تعمیم یافته به صورت مقطعی، برای هر مقطع انفرادی به صورت پانل است. در صورت بزرگ‌تر بودن مقدار آماره در این رابطه مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۰-۲۸۱) نامانا بودن متغیر رد و فرضیه مانایی پذیرفته می‌شود. علاوه بر این چنانچه ارزش احتمال کمتر از ۰،۰۵ باشد فرضیه صفر مبنی بر

۱. مقادیر بحرانی در سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر ۱/۶۴، ۱/۹۶ و ۲/۵۷ است.

۲. کلیه محاسبات مربوط به این آزمون در محیط نرم‌افزار Eviews 10 صورت گرفته است.

3. Demeaning

وجود ریشه واحد رد و مانایی متغیرها را نتیجه خواهد داد. نتایج این آزمون، جدول (۷) نشان می‌دهد که برخی از متغیرهای مورد بررسی در هر دو حالت یعنی زمانی که هر داده مقطعی دارای عرض از مبدأ و نیز در حالتی که علاوه بر عرض از مبدأ دارای روند نیز می‌باشد دارای ریشه واحد هستند. از این رو می‌باید آزمون همگرایی بلندمدت برای متغیرهای مورد بررسی انجام شود.

جدول ۷. آزمون ریشه واحد تابلویی CIPS برای متغیرهای مورد بررسی در طول دوره ۹۴-۱۳۸۳

متغیر	آزمون با عرض از مبدأ			آزمون با عرض از مبدأ و روند		
وقفه	صفر	یک	دو	صفر	یک	دو
LGDP (لگاریتم تولید ناخالص داخلی)	۰/۷۰۳ (۰/۷۵۹)	۲/۶۳۹ (۰/۹۹۶)	۴/۶۵۵ (۱/۰۰۰)	۱/۷۵۶ (۰/۹۶۰)	۲/۱۹۹ (۰/۹۸۶)	۱۹/۸۶۳ (۱/۰۰۰)
LI (لگاریتم سرمایه‌گذاری)	-۳/۹۷۹ (۰/۰۰۰)	-۲/۸۶۴ (۰/۰۰۲)	-۲/۹۹۷ (۰/۰۰۱)	-۲/۴۷۳ (۰/۰۰۷)	-۰/۶۶۱ (۰/۲۵۴)	۱۹/۸۶۳ (۱/۰۰۰)
LL (لگاریتم نیروی کار)	۶/۶۳۶ (۱/۰۰۰)	-۳/۷۳۱ (۰/۰۰۰)	۳/۷۵۰ (۱/۰۰۰)	۷/۴۶۹ (۱/۰۰۰)	۰/۲۴۶ (۰/۷۵۹)	۱۹/۸۶۳ (۱/۰۰۰)
FD (تمرکززدایی مالی ترکیبی)	-۳/۲۳۰ (۰/۰۰۱)	۱/۶۶۸ (۰/۹۵۲)	۳/۷۵۰ (۱/۰۰۰)	-۵/۲۹۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۸۴۷ (۰/۱۹۹)	۱۹/۸۶۳ (۱/۰۰۰)
FDSQ (مجذور تمرکززدایی مالی ترکیبی)	۱/۳۲۸ (۰/۹۰۸)	۶/۰۱۵ (۱/۰۰۰)	۴/۲۶۵ (۱/۰۰۰)	۳/۸۶۴ (۱/۰۰۰)	۸/۲۹۹ (۱/۰۰۰)	۳/۹۴۸ (۱/۰۰۰)

برای هر متغیر اعداد ردیف اول آماره Z[t-bar] و اعداد داخل پرانتز در ردیف دوم نیز، ارزش احتمال مربوطه است.
کلیه برآوردها در نرم افزار Stata15 انجام شده است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳- تحلیل هم‌انباشتگی

برای پرهیز از استخراج نتایج بر مبنای رگرسیون جعلی، آزمون هم‌انباشتگی جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که برای کاهش احتمال وقوع نتایج کاذب هم‌انباشتگی بر مبنای رهیافت‌های مرسوم پدرونی[1] (۱۹۹۹: ۶۶۸-۶۵۳)، کائو[2] (۱۹۹۹: ۴۴-۱) و وسترلاند (۲۰۰۵: ۳۱۶-۲۹۷)[3] می‌توان داده‌ها را میانگین‌زدایی نموده و پس از رفع مشکل وابستگی مقطعی به اجرای آزمون‌های مذکور پرداخت.

آزمون کائو بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌ای بوده و بر مبنای آماره ADF اجرا می‌شود و همگنی اجزای پنل را در انجام آزمون دو مرحله‌ای در نظر می‌گیرد. فرضیه صفر در این آزمون عبارت از عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی است.

در آزمون هم‌انباشتگی پدرونی (۲۰۰۴: ۶۲۵-۵۹۷)، ناهمگنی بین اجزای انفرادی تابلویی (ناهمگنی در عرض از مبدأ و شیب) منظور می‌شود و از این رو این رهیافت از اعتبار بیشتری برخوردار است. پدرونی هفت آماره مختلف را به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی ارائه کرده است که چهار مورد آن بر اساس داده‌های ادغام شده[4] است، که به صورت میان گروهی[5] گزارش می‌شود و سه مورد دیگر آن بین گروهی[6] است. در هر دو نوع این آزمون‌ها، فرضیه صفر نشان دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است. اختلاف بین این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل است. نتیجه این آزمون بیانگر آن است که میان متغیرهای مورد بحث رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی وجود دارد.[7]

آماره آزمون نسبت واریانس وسترلاند (۲۰۰۵: ۳۰۲) به صورت $\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{E}_{it}^{2}\ \hat{R}_{it}^{-1}$ محاسبه می‌شود که در آن $\hat{E}_{it}=\sum_{j=1}^{t}\hat{e}_{it}$، $R_i=\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{it}^{\,2}$ و $\hat{e}_{it}$ پسماندهای مدل رگرسیون داده‌های تابلویی است.

فرضیه صفر این آزمون بر فرایند خودرگرسیون مرتبه اول $\hat{e}_{it}=\rho_i\hat{e}_{it-1}+u_{it}$ استوار است. همانگونه که در جدول شماره (۱۰) ملاحظه می‌شود، نتیجه این آزمون گویای وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق است.

1. Pedroni (1999)
2. Kao (1999)
3. Westerlund (2007)
4. Pooling
5. Within Dimension
6. Between Dimension
۷. نحوه گزارش خروجی‌های دو آزمون کائو و پدرونی در نرم‌افزارهای Eviews و Stata متفاوت است.

جدول ۸. آزمون هم‌انباشتگی تابلویی کائو (داده‌های میانگین زدایی شده)

فرضیه: H_0 : رابطه هم‌انباشتگی وجود ندارد		
نام آزمون	آماره	ارزش احتمال
دیکی-فولر اصلاح شده t	۲/۵۰۷۹	۰/۰۰۶۱
دیکی-فولر t	۱/۷۸۸۷	۰/۰۳۶۸
دیکی-فولر افزوده شده t	۲/۲۵۲۵	۰/۰۱۲۱
دیکی-فولر اصلاح شده تعدیل نشده	-۱/۵۳۷۴	۰/۰۶۲۱
دیکی-فولر تعدیل نشده t	-۱/۸۶۸۱	۰/۰۳۰۹

کلیه برآوردها در نرم‌افزار Stata15 انجام شده است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. آزمون هم‌انباشتگی تابلویی پدرونی (داده‌های میانگین زدایی شده)

فرضیه: H_0: رابطه هم انباشتگی وجود ندارد		
آزمون تابلویی	آماره	ارزش احتمال
آزمون میان گروهی		
فیلیپس-پرون اصلاح شده t	۷/۹۳۸۲	۰/۰۰۰
فیلیپس-پرون t	-۶/۴۹۸۳	۰/۰۰۰
دیکی-فولر افزوده شده t	-۵/۶۷۳۸	۰/۰۰۰

کلیه برآوردها در نرم افزار Stata15 انجام شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند (۲۰۰۵) (دادهای میانگین زدایی شده)

فرضیه: H_0: رابطه هم‌انباشتگی وجود ندارد، $(\rho_i = 1 \text{ for all } i)$		
نسبت واریانس (VR)	آماره	ارزش احتمال
	۳/۹۷۹	۰/۰۰۰

کلیه برآوردها در نرم افزار Stata15 انجام شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٤- برآورد مدل به روش‌های FMOLS و DOLS

اکنون با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی، بردار هم‌انباشتگی بلندمدت بر اساس رهیافت‌های حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS) برآورد می‌گردد که در جدول شماره (۱۱) ارائه شده است. نتایج این برآوردها نشان از تأثیر مستقیم، مثبت و معنادار تمرکززدایی مالی ترکیبی و معکوس مجذور تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی دارد و مهم‌تر آنکه نتایج، الگوی PMG را تأیید می‌کند.

٤-٥- بررسی رابطه علّیت[1] میان متغیرهای تحقیق بر اساس رهیافت PMG

وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها و به تبع آن امکان برآورد مدل تصحیح خطا، بررسی رابطه‌های علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت، مبتنی بر توصیه برخی صاحبنظران این حوزه (مارتینز- وازکوز و مکناب، ۲۰۰۶: ۴۳) فراهم می‌گردد.

از آنجایی که متغیرهای پیش گفته در سطح مانا نیستند، نمی‌توان بر اساس آزمون علّیت گرنجری ساده به بررسی روابط میان متغیرها پرداخت. لیکن نظر به هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان بر مبنای مدل تصحیح خطای PMG[2]، روابط علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها را مورد بررسی قرار داد. در واقع در پنل میان گروهی، ضریب تصحیح خطای علّیت بین متغیرها و روند حرکتی آنها را برای همگرا شدن نشان می‌دهد. مدل تصحیح خطای تابلویی برآوردی[3] در رهیافت PMG به صورت زیر است:

(۱۵)

$$\Delta LGDP_{it} = \beta_1 + \sum_{k=1}^{p} \beta_{11\,ik}\,\Delta LGDP_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{12\,ik}\Delta LI_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{13\,ik}\Delta LL_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{14\,ik}\Delta FD_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{15\,ik}\Delta FDSQ_{it-k} + \lambda_i ECT_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۱۶)

$$\Delta FD_{it} = \beta_1 + \sum_{k=1}^{p} \beta_{11\,ik}\,\Delta FD_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{12\,ik}\,\Delta LI_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{13\,ik}\,\Delta LL_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{14\,ik}\,\Delta LGDP_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{15\,ik}\,\Delta FDSQ_{it-k} + \lambda_i ECT_{it} + \varepsilon_{it}$$

نماد Δ بیانگر عملگر[4] تفاضل مرتبه اول بوده و وقفه بهینه مدل (P) نیز بر اساس معیار شوارتز-بیزین[5] انتخاب می‌شود. همچنین عبارت ECM در هر معادله، نشانگر جمله تصحیح خطا است که معنی‌داری آن می‌تواند گویای وجود رابطه علّیت بلندمدت از سمت متغیرهای مستقل در هر معادله به سمت متغیر وابسته باشد. مثلاً معنی‌داری ضریب تصحیح خطا در معادله (۱۵) می‌تواند بیانگر وجود رابطه علّیت بلندمدت از سمت

1. Casuality Relationship
2. Error Correction Model (ECM)
۳. کلیه محاسبات مربوط به برآوردها در محیط نرم‌افزار Eviews 10 صورت گرفته است.
4. Operator
5. Schwarz Bayesian Criterion

سرمایه‌گذاری (LI)، نیروی کار (LL) و تمرکززدایی مالی (FD) و مجذور آن (FDSQ) بر روی تولید ناخالص داخلی (LGDP) باشد. پس وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت علّیت می‌تواند بر اساس سطح معنی‌داری مربوط به جمله تصحیح خطا مشخص گردد. همچنین برای بررسی علّیت کوتاه‌مدت میان متغیرها نیز می‌توان با توجه به معنی‌داری آماری ضرایب برآوردی متغیرهای مستقل در هر معادله قضاوت کرد. مثلاً در معادله (۱۵) معنی‌داری ضرایب $\beta_{14\,ik}$ و $\beta_{15\,ik}$ (ضرایب متغیرهای FD و FDSQ) بر اساس معنی‌داری ضریب مورد نظر در الگوی برآوردی تصحیح خطای PMG، می‌تواند نشانگر این باشد که آیا رابطه علّیت در کوتاه‌مدت از سوی متغیرهای مربوطه به سمت متغیر وابسته یعنی تولید ناخالص داخلی موجود است یا خیر. اگر این ضرایب معنی‌دار نباشند، می‌توان پذیرفت که هیچ رابطه علّیتی در کوتاه‌مدت از سمت این متغیرها به طرف متغیر وابسته در هر معادله، وجود ندارد. در جدول شماره (۱۲) نتایج حاصل از این آزمون‌ها گزارش شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود ضریب تصحیح خطای هر دو مدل برآوردی به لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار و منفی بوده و به لحاظ قدرمطلق بین صفر و یک قرار دارند؛ به گونه‌ای که در هر دوره، انحراف هر یک از تعادل بلندمدت، به ترتیب معادل ۳۵ و ۱۱ درصد تعدیل می‌شود و بین متغیرها همگرایی بوجود می‌آید.

جدول ۱۱. برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل (میانگین زدایی شده)

متغیروابسته :لگاریتم تولیدناخالص داخلی						
متغیر	روش DOLS			روش FMOLS		
	ضریب	آماره t	ارزش احتمال	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
LI (لگاریتم سرمایه‌گذاری)	۰/۰۳۴۱	۱/۹۷	۰/۰۴۹۵	۰/۰۳۶۹۶	۴/۰۴۷	۰/۰۰۰۱
LL (لگاریتم نیروی کار)	۱/۰۱۵	۷۷/۰۹۱۸	۰/۰۰۰۰	۹/۰۱۷۴	۱۰/۲۵۳۶	۰/۰۰۰۰
FD (تمرکززدایی مالی ترکیبی)	۲/۵۱۴۷	۳/۸۱۸۶	۰/۰۰۰۲	۸/۶۹۳۷	۵/۷۱۹۷	۰/۰۰۰۰
FDSQ (مجذور تمرکززدایی مالی ترکیبی)	−۱/۵۴۴	−۲/۹۳۷	۰/۰۰۳۷	−۵۱/۴۴۰	−۴/۹۴۱	۰/۰۰۰۰

کلیه برآوردها در نرم‌افزار Eviews 10 انجام شده است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

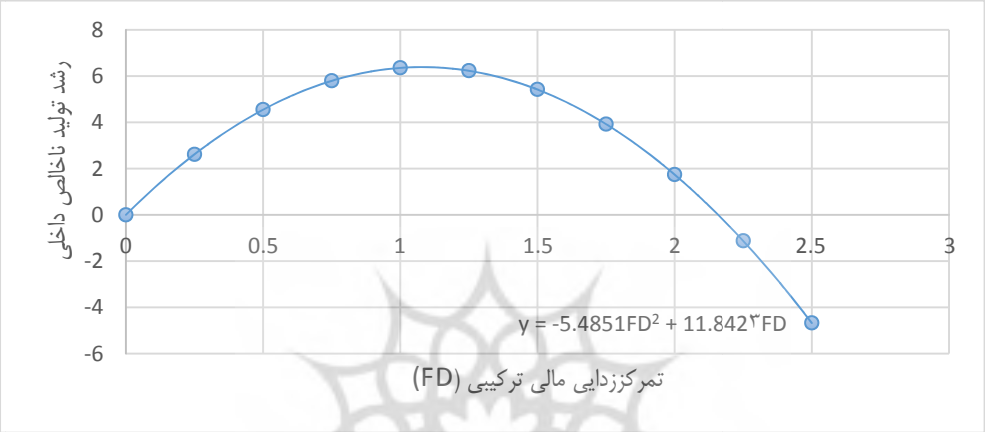
جدول ۱۲. نتایج آزمون علیّت بر اساس الگوی تصحیح خطای PMG

نام متغیر	نتایج برآورد مدل (۱۵) با متغیر وابسته LGDP (تولید ناخالص داخلی)		نتایج برآورد مدل (۱۶) با متغیر وابسته FD (تمرکز زدایی مالی)	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
$\Delta LGDP$	-----	------	۰/۰۱۹۳	۰/۰۲۳
ΔLI	۰/۰۲۲۳	۰/۱۲	−۰/۰۰۱۵	۰/۰۲۰
ΔLL	−۰/۱۷۶۴	۰/۹۴۴	−۰/۲۲۴۹	۰/۴۴۵
ΔFD	۰/۷۲۲۳	۰/۷۰۳	-----	------
ΔFDSQ	۱/۰۰۴۱	۰/۹۰۶	۵/۷۸۱۳	۰/۰۰۰۰
ECT (ضریب تصحیح خطا)	−۰/۳۵۸۲۸	۰/۰۰۰۰	−۰/۱۱۷۶	۰/۰۰۰۰
C (عرض از مبدأ)	−۵/۰۱۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اما با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد مدل (۱۵) و معنی‌داری ضریب تصحیح خطای بلندمدت این مدل می‌توان نتیجه گرفت که وجود علّیت بلندمدت از سمت نیروی کار، سرمایه‌گذاری، تمرکززدایی مالی و مجذور آن بر روی تولید تأیید می‌گردد. از سوی دیگر تغییرات متغیرهای مورد نظر (که با نماد Δ نشان داده شده است) در معادله (۱۵) هیچ یک به

لحاظ آماری معنی‌دار نیستند. به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت هیچ رابطه علّیت معنی‌داری بین متغیرهای مربوطه و تولید ناخالص داخلی وجود نداشته و در واقع در کوتاه‌مدت این متغیرها، تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۶) نشان می‌دهدکه رابطه علّیت بلندمدت از سمت تولید، نیروی کار و سرمایه و مجذور تمرکززدایی مالی به طرف تمرکززدایی مالی تأیید می‌گردد. یعنی در بلندمدت این متغیرها تمرکززدایی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین وجود علّیت کوتاه‌مدت از سمت تولید ناخالص، سرمایه‌گذاری و مجذور تمرکززدایی مالی به سمت تمرکززدایی مالی نیز با توجه به معنی‌داری ضریب آن در معادله (۱۶) تأیید می‌گردد. یعنی در کوتاه‌مدت، این متغیرها، تمرکززدایی مالی را تغییر داده و افزایش می‌دهند. لازم به ذکر است در اجرا و تفسیر نتایج این رهیافت‌ها، اساساً نگرانی به جهت $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها وجود ندارد.



نمودار ۲. رابطه بین تمرکززدایی مالی ترکیبی و رشد اقتصادی ۹۴-۱۳۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

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 با هدف ارتقای رشد و بهره‌وری مورد توجه اغلب صاحبنظران و اقتصاددانان قرار گرفته است. نگاهی تاریخی به سیر تکامل تمرکززدایی مالی بر مبنای اسناد و قوانین برنامه‌های توسعه نشان از توجه رو به رشد دولتمردان و برنامه‌ریزان در اجرای این سیاست در کشور در راستای اثربخشی مدیریت حوزه‌های محلی و استانی و توسعه و تعادل منطقه‌ای دارد. ارزیابی نتایج عملیاتی شدن بخشی از جنبه‌های تمرکززدایی مالی می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاستمداران را در برنامه‌ریزی‌های آتی و گسترش ابعاد مؤثر این سیاست یاری نماید. در این پژوهش تأثیر متغیر تمرکززدایی مالی ترکیبی با استفاده از داده‌های ۳۱ استان کشور در فاصله زمانی ۹۴-۱۳۸۳ بر رشد اقتصادی استان‌ها مورد بررسی قرار گرفت. همانگونه که در بخش روش شناسی تحقیق اشاره شد شاخص تمرکززدایی ترکیبی به‌دلیل همبستگی پنج شاخص تمرکززدایی مالی و به منظور پرهیز از بروز خطا در برآوردها، بر اساس تکنیک تحلیل مولفه‌های اصلی، استخراج و در مدل مورد استفاده قرارگرفت.

نتایج الگوی میان گروهی تلفیقی PMG و الگوی هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد GDP، تأیید می‌گردد. ضریب تمرکززدایی مالی ترکیبی دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است که مبین ایجاد انباشت لازم طی دوره مورد بررسی برای اجرای سیاست تمرکززدایی می‌باشد. این نتیجه منطبق بر یافته سایر مطالعات همچون لوزانو و جولیو (۲۰۱۵: ۱۷)، عباسی و همکاران (۱۳۹۴: ۱۷-۱۶)، جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۰: ۱۲۵، ۱۳۱) می‌باشد. همچنین ضریب ۵/۴۸- برای متغیر مجذور تمرکززدایی مالی ترکیبی نشان می‌دهد که این متغیر با تولید ناخالص داخلی ارتباط معکوس دارد. این رابطه به شکل سهمی (U وارون) بوده و با یافته‌های مطالعات داخلی و خارجی همچون صادقی شاهدانی و آقاجانی معمار (۱۳۹۳: ۱۵۹،۱۸۳)، جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۰: ۱۲۵،۱۳۱)، تایسن (۲۰۰۳: ۲۶۰) و آکای، نیشی مورا و ساکاتا (۲۰۰۷: ۳۵۶-۳۵۵) سازگار است (نمودار شماره ۲).

از سوی دیگر بر مبنای نتایج مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد مشخص می‌شود که در هر دوره ۳۵ درصد عدم تعادل تولید ناخالص داخلی که ناشی از نوسانات متغیرهای تمرکززدایی مالی، مجذور آن و متغیرهای نیروی کار و سرمایه می‌باشد و به صورت تفاضل این متغیرها در جدول شماره (۵) ارائه شده است تصحیح می‌گردد و مدل به کندی به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. نکته مهم در این زمینه آن است که هر چه قدر مطلق ضرایب تصحیح خطا به عدد یک نزدیک‌تر باشد سرعت تصحیح خطا بیشتر و هر چه به عدد صفر نزدیک‌تر باشد سرعت تصحیح خطا کمتر است.

در ادامه پس از تأیید وجود وابستگی متقابل میان استان‌ها که به نوعی ناشی از آثار سرریز و بازخوردی میان استان‌ها است بر مبنای رهیافت هم‌انباشتگی وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تحقیق تأیید گردید و این رابطه بر اساس رهیافت حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS) نتایج مدل میان گروهی تلفیقی (PMG) را تأیید می‌کند، به عبارت دیگر تمرکززدایی مالی با رشد اقتصادی رابطه مثبت داشته و با مجذور آن رابطه عکس دارد. همچنین در تمامی مدل‌های برآوردی، نیروی کار و سرمایه‌گذاری دولتی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی تولید ناخالص داخلی هستند. بر مبنای روش‌های حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS) به ترتیب به ازای هر یک درصد تغییر در تمرکززدایی مالی ترکیبی، تولید به میزان ۸/۶۹ و ۲/۵۱ درصد تغییر خواهد کرد.

بر مبنای یافته‌های پژوهش وجود رابطه علّیت بلندمدت دو جانبه بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تمرکززدایی مالی تأیید می‌شود. این بدان مفهوم است که افزایش هر یک از این دو متغیر یعنی تولید یا تمرکززدایی مالی می‌تواند سبب افزایش دیگری گردد. یک نکته مهم در این پژوهش لحاظ بحث وابستگی مقطعی است که می‌تواند اثرات سرریز و وابستگی متقابل میان استان‌ها را در فرایند مدل سازی لحاظ نموده و سبب ساز رشد پایدار و هم‌فزا گردد. همچنین روش اجرای آزمون علّیت نیز در این پژوهش بر مبنای روش PMG است که اطمینان بیشتری به لحاظ نتایج اخذ شده از روش‌های مبتنی بر علّیت گرنجری (که از وجود ریشه واحد در متغیرها و طول وقفه بسیار تأثیر پذیر هستند) دارد.

نظر به تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی ترکیبی بر رشد اقتصادی بر مبنای نتایج این تحقیق، ضرورت واگذاری اختیارات بیشتر به نهادهای استانی در سیاست‌گذاری و تدارک و تأمین کالاها و خدمات عمومی بیش از پیش مورد تأکید است. بر این اساس تقویت مفهوم تمرکززدایی مالی همراه با فراهم کردن پیش نیازها و شرایط لازم برای عملیاتی کردن این سیاست، می‌تواند سبب بهبود تولید و رشد اقتصادی و خلق ثروت و رفاه در استان‌های کشور گردد. اما وجود رابطه غیرخطی میان تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی دلالت بر وجود حد بهینه تمرکززدایی مالی دارد، به بیان دیگر تمرکززدایی مالی بیش از حد بهینه به دلیل هزینه‌های ناشی از تمرکززدایی که از طریق عواملی همچون افزایش نابرابری‌های منطقه‌ای و ضعف نیروی انسانی کارآمد و فنی روی می‌دهد، تأثیری معکوس بر تولید و رشد خواهد داشت و از این رو سبب اتلاف منابع و کاهش سطح رفاه عمومی خواهد شد. در واقع سطوح اولیه تمرکززدایی مالی هم راستا با افزایش رشد اقتصادی است اما پس از عبور از نقطه اوج، افزایش تمرکززدایی مالی به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود. بر این اساس پیشنهاد می‌گردد تحقیقات دیگری بر مبنای مدل‌هایی همچون مدل‌های تابلویی انتقال ملایم و مدل‌های مارکف‌سوییچینگ تابلویی حد بهینه اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی مشخص گردیده و مدنظر سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان استانی قرار گیرد تا از وارد شدن به دامنه تأثیرگذاری منفی آن بر تولید جلوگیری گردد. همچنین می‌توان بر اساس رهیافت‌های خودرگرسیونی برداری تابلویی تأثیر شوک‌های وارده از سوی تمرکززدایی مالی را در میان مقاطع مختلف مورد بررسی قرار داد.

نظر به اینکه مزیت استان‌ها برای دستیابی به رشد اقتصادی متفاوت است و رشد اقتصادی یک استان نه تنها مبتنی بر عملکرد اقتصادی خود است بلکه تحت تأثیر استان‌های مجاور یا منطقه قرار می‌گیرد لذا شناسایی بخش‌های کلیدی و اثرگذار در رشد اقتصادی استان‌ها از الزامات اساسی اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی است. این یافته مبتنی بر نظریه رشد غیرمتوازن است که در آن توصیه می‌شود بخش‌هایی که از توان بیشتری در ایجاد رشد در کل اقتصاد برخوردار باشند باید در اولویت‌های سرمایه‌گذاری قرار گیرند. بدین ترتیب با تعیین سطح مشخصی از تمرکززدایی برای هر استان، تمرکززدایی مالی بر پایه اهداف معین و مبتنی بر قابلیت‌ها و ظرفیت‌های استان‌ها عملیاتی و از برخورد مشابه و یکسان در این زمینه خودداری می‌شود.

از سوی دیگر 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) و بخش خصوصی از امور قابل توجه و ضروری به شمار می‌آیند.

تمرکززدایی مالی به طور عمده ناظر به واگذاری اختیارات تأمین منابع مالی از طریق توسعه بخش‌های مستعد کسب درآمد و خلق ثروت به‌ویژه بهره‌گیری از ظرفیت‌های مالیاتی توسط دولت‌های محلی است و لذا سازگاری وظایف و مسئولیت‌های دولت‌های محلی (استان‌ها) با اختیارات و منابع مالی آنها امری ضروری است. از این رو در چارچوب تمرکززدایی مالی، واگذاری مسئولیت اخذ برخی از مالیات‌ها همچون مالیات‌های مستقیم، به لحاظ وابستگی اندازه و مقدار این مالیات‌ها به کارکردهای محلی به استان‌ها، می‌تواند موجبات ارتقای اثربخشی بیشتر سیاست تمرکززدایی مالی را فراهم نماید.

منابع

پورکاظمی، محمدحسین (۱۳۹۳). "بهینه سازی پویا، کنترل بهینه و کاربردهای آن". *انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.*

تاجگردون، غلامرضا (۱۳۸۱). "تمرکززدایی و توسعه منطقه‌ای". *مجموعه مقالات همایش چالش‌ها و چشم‌اندازهای توسعه ایران*، جلد اول، ۵۰۶-۴۹۱.

تاک، ژاک (۱۳۹۲). "روش‌های تحلیل چند متغیری در روانشناسی، علوم اجتماعی و تربیتی از مسئله تا تحلیل". ترجمه: محمود بحرانی، *انتشارات دانشگاه شیراز.*

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 (۲۰۰۱). "اقتصاد کلان پیشرفته". ترجمه: مهدی تقوی، انتشارات *دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات*، جلد اول (نظریه رشد).

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان سمنان (۱۳۹۶). "تمرکززدایی مالی با تأکید بر درآمد و هزینه استان‌ها". *سازمان برنامه و بودجه کشور، مرکز اسناد، مدارک و انتشارات.*

صادقی شاهدانی، مهدی و آقاجانی معمار، احسان (۱۳۹۳). "اثر تمرکززدایی مالی نسبی بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲۰، ۱۹۱-۱۵۹.

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

فرزین‌وش، اسدالله و غفاری‌فرد، محمد (۱۳۸۵). "بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد و ثبات اقتصادی در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، ۲۶-۱.

محمدی، نریمان (۱۳۸۱). "روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و کاربرد آن در رتبه‌بندی". *انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان کرمانشاه.*

مرادی، علیرضا و مستشاری، فرهنگ (۱۳۹۶). "تأثیر مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران (۱۳۹۳-۱۳۸۴)". *مجله علمی – پژوهشی مدیریت و سلامت*، شماره ۷۲، ۴۱-۲۹.

منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). "مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا". *نشر مهربان*، جلد اول.

Abachi, P. T. & Salamatu, I. (2012). "An Analysis of the Effect of Fiscal Decentralization on Economic Growth in Nigeria". *International Journal of Humanities and Social Science*, 8, 141-149.

Akai, N., Nishimura, Y. & Sakata, M. (2007) "Complementarity, Fiscal Decentralisation and Economic Growth". *Economics of Governance*, 8(4), 339-362.

Arrow, k. (1969). "The Organization of Economic Activity: Issues Pertinent to the Choice of Market Versus Non-Market Allocation". *The PBB-System, Joint Economic Committee*, 91st Cong., 1st sess.

Asatryan, Z. (2010). "Fiscal Decentralisation and Eeconomic 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.

Baskaran, T. & Feld, L .P. (2009). "Fiscal Decentralization and Economic Growth in OECD Countries: Is there a Relationship?". *CESifo Working Paper Series*, NO. 2721.

Brennan, G. & Buchanan, J. (1980). "The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution". *Cambridge University Press*.

Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics". *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.

Daoodi, H., Xie, D. & Zou, H. (1999). "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States". *Journal of Urban Economics*, 45 (2), 228-239.

Davoodi, H. & Zou, H. (1998). "Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross- Country Study". *Journal of Urban Economics*, 43(2), 244-257.

Friedman, M. (1937). "The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance". *Journal of the American Statistical Association*, 32(200), 675-701.

Frits, B. (2010). "Fiscal Decentralisation in the Netherlands, History, Current Practice and Economic Theory". *CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis*.

Gemmell, N., Kneller, R. & Sanz, I. (2013). "Fiscal Decentralization and Economic Growth in OECD Countries: Spending versus Revenue Decentralization". *Economic Inquiry*, 51, 1915–1931.

Hassanof, F, Mikayilov, G, Yusifov, S. E. & Ailiyef, K. (2016). "Impact of Fiscal Decentralization on Non-Oil Economic Growth in a Resource-Rich Economy". *Eurasian Journal of Business and Economics*, 9(17), 87-108.

Jafari Samimi, A., Lar, K. P., Haddad, G. K., & Alizadeh, M. (2010). "Fiscal Decentralisation 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.

Kao, C. & Chiang, M. H. (2000). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data". Advances in Econometrics, 15, 179–222

Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data". *Journal of Econometrics North-Holland*, 90(1), 1-44.

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.*

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.*

Niskanen, W. (2007). "Bureaucracy and Representative Government". *Aldine Transaction; one edition.*

Oates, W. E. (1972). "Fiscal Federalism". New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Oates, W. E. (1993). "Fiscal Decentralization and Economic Development". *National Tax Journal*, 46(2), 237-243.

Oates, W. *E. (1999). "An Essay on Fiscal Federalism". Journal of Economic Literature, 37(3), 1120-1149.*

Oates, W. E. (2005). "Toward A Second-Generation Theory of Fiscal Federalism". *International Tax and Public Finance*, 12(4), 349-373.

Pedroni, P. (1999). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics Current Version*: July 25.

Pedroni, P. (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test with an Application to the ppp Hypothesis". *Econometric Theory*, 20: 597–625.

Pesaran, M. H. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels". *Working Paper, Trinity College, Cambridge*. 2004.

Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross – Section Dependence". *Journal of Applied Econom*trics, 22, 265–312.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels". *Journal of American Statistical Association*, 94, 621-634.

Philips, P. C. & Hansen, B. E. (1990). "Statistical Inference in Imstrumental Variable Regression with I(1) Processes". *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

Qian, Y. & Weingast, B. R. (1997). "Federalism as a Commitment to Reserving Market Incentives". *Journal of Economic Perspectives, 11(4), 83-92.*

Rodriguez-Pose, A. & Kroijer, A. (2009). "Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth in Central and Eastern Europe". *Growth and Change LEQS Paper*, No. 12.

Samuelson, P. (1954). "The Pure Theory of Public Expenditure". *The Review of Economics and Statistics*, 36(4), 387-389.

Slavinskaite, N. (2016). "Fiscal Decentralization and Economic Growth in Selected European Countries". *Journal of Business Economic and Management*, 18(4), 745–757.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993). "A Simple Estimator of Co-Integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, 61, 783-820.

Szarowská, I. (2015). "Impact of Fiscal of Decentralization on Economic Development in the European Union". aak.slu.cz/pdf/2/2015/Szarowska.pdf.

Thießen, U. (2003). "Fiscal Decentralization and Economic Growth in High Income OECD Countries". *Fiscal Studies*, 24(3), 237–274.

Thießen, U. (2005). "Fiscal Decentralisation and Economic Growth in 'Rich' OECD Countries: Is there an Optimum?". *Economic Bulletin*, 41(5), 175–182.

Tiebout, C. M. (1956). "A Pure Theory of Local Expenditures". *Journal of Political Economy*, 64, 416-424.

Westerlund, J. (2005). "New Simple Tests for Panel Cointegration". *Econometric Reviews*, 24(3), 297–316.