فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی
سال چهارم، شماره ۱۳، بهار ۱۳۹۵، صفحات ۱۴۲-۱۱۵

بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه: رهیافت دومرحله‌ای SGMM

ابوالقاسم گل‌خندان
دانشجوی دکترای اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)
golkhandana@gmail.com

صاحبه محمدیان منصور
مربی، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور
mohamadian106@yahoo.com

از دیدگاه مالی، تمرکززدایی انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. بسیاری از اقتصاددانان و به‌ویژه اقتصاددانان توسعه، اجرای تمرکززدایی مالی صحیح را یکی از مهم‌ترین عوامل رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه بیان می‌کنند. در این راستا هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی منتخب کشورهای درحال‌توسعه است. برای نیل به هدف مذکور، از سه شاخص تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج و عدم توازن عمودی و تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) (ارائه‌شده توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸)) استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که اثر تمرکززدایی مالی درآمد و تمرکززدایی مالی مخارج بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه منفی و معنادار است. همچنین، تأثیر شاخص عدم توازن عمودی بر رشد اقتصادی این کشورها بی‌معناست. مهم‌ترین دلایل این نتایج را می‌توان در عدم وجود قوانین شفاف و ساده تمرکززدایی، کمبود تخصص در سطوح مدیریتی و عدم تقویت سیستم‌های کنترل دولت‌های تابع در کشورهای درحال‌توسعه دانست. معناداری و ثبات علامت متغیرهای کنترل به‌همراه آزمون‌های تشخیصی انجام‌شده نیز نشان از تصریح صحیح مدل اقتصادسنجی دارد.

طبقه‌بندی JEL: C23, E62, H7, O4.
واژه‌های کلیدی: کشورهای درحال‌توسعه، تمرکززدایی مالی، رشد اقتصادی، هم‌انباشتگی پانلی، برآوردگر دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM).

* تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/٥/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۱/۱۱

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

۱. مقدمه

در طول سال‌های اخیر بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه به‌پیروی از کشورهای توسعه‌یافته، به سیاست تمرکززدایی مالی روی آورده و به‌نوعی تمرکززدایی مالی را اعمال نموده‌اند. توجه فزاینده به مقوله تمرکززدایی مالی را می‌توان در علل مختلفی مانند افزایش رفاه و کارایی و در نهایت رشد اقتصادی بالاتر جستجو کرد (علیزاده و گل‌خندان، ۱۳۹۳).

در ادبیات اقتصادی نیز تئوری‌های تمرکززدایی در راستای افزایش بهره‌وری و کارایی دولت‌ها و گسترش تعادل و توازن منطقه‌ای مورد توجه قرار گرفته است و آن را به‌عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی بر بازار در کشورهای درحال‌توسعه معرفی می‌کنند (غفاری‌فرد و صادقی‌شاهدانی، ۱۳۹۱).

با این‌حال در کنار منافع حاصل از اعمال تمرکززدایی مالی، این سیاست و عدم اجرای صحیح آن هزینه‌هایی را نیز در بر خواهد داشت که می‌تواند حتی باعث کاهش رشد اقتصادی شود (رودریگز- پوز و ازکورا، ۲۰۱۱).

در این راستا آنچه به‌عنوان پرسش اساسی این تحقیق مطرح می‌شود آن است که آیا اعمال سیاست تمرکززدایی مالی، افزایش رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه را به همراه دارد؟ مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه برای کشورهای یادشده بسیار اندک بوده، بنابراین مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از اطلاعات آماری و اقتصادی ۱۵ کشور درحال‌توسعه که داده‌ها و اطلاعات آماری آن‌ها موجود و در دسترس بوده است در قالب مدل‌های پانل پویا و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)[1] تبیین دقیقی از اثر تمرکززدایی مالی (با استفاده از سه شاخص: تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج و عدم توازن عمودی) بر روی رشد اقتصادی این کشورها ارائه دهد. مقاله حاضر در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است؛ در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و پیشنهادات آمده است.

1. Generalized Method of Moments

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

صاحب‌نظران تعاریف متفاوتی از تمرکززدایی ارائه کرده‌اند. به‌عنوان مثال، گروه کاری بانک جهانی تمرکززدایی را چنین تعریف می‌کند: "انتقال اختیارات و مسئولیت و همچنین انجام وظایف عمومی از طرف دولت مرکزی به دولت‌های محلی، سازمان‌های دولتی نیمه‌مستقل و بخش‌خصوصی" (بانک جهانی، ۲۰۰۱).

به‌عبارت دیگر، تمرکززدایی روشی است که در آن دولت مرکزی اختیار تصمیم‌گیری را به نهادهای محلی واگذار می‌کند. یکی از خصوصیات این نهاد غیرمتمرکز، استقلال نسبی آن از دولت مرکزی در یک یا چند بعد خاص است. بانک‌جهانی برای شناسایی ابعاد مختلف تمرکززدایی، جهت اجرای صحیح، تمرکززدایی را به چهار نوع تقسیم نموده که عبارتند از:

- تمرکززدایی اداری
- تمرکززدایی سیاسی
- تمرکززدایی اقتصادی
- تمرکززدایی مالی (علیزاده، ۱۳۸۹).

در ادامه به مفهوم تمرکززدایی مالی و منافع و هزینه‌های آن به‌عنوان موضوع اصلی تحقیق حاضر می‌پردازیم.

از دیدگاه مالی، تمرکززدایی انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. به‌عبارت دیگر تمرکززدایی مالی، واگذاری اختیارات از دولت مرکزی به دولت‌های محلی به‌منظور ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها برای اجرای وظایف محوله را شامل می‌شود. در تمرکززدایی مالی این اعتقاد وجود دارد که به دولت‌های محلی قدرت وضع مالیات و مسئولیت انجام مخارج مختلف واگذار شود و به آن‌ها اجازه داده شود تا در خصوص میزان و ساختار بودجه‌های خود تصمیم‌گیری نمایند. در این نوع تمرکززدایی، منابع مالی معین برای هزینه‌شدن به سطوح مختلف دولت‌های محلی تخصیص می‌یابد. یکی از اهداف اصلی تمرکززدایی مالی ایجاد رابطه نزدیک‌تر بین دولت و مردم در انجام وظایف اقتصادی است. این امر نیازمند تقویت دولت‌های محلی و کاهش نقش دولت مرکزی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

در کنار بسط و گسترش مطالعات نظری در زمینه تمرکززدایی مالی طی چند دهه اخیر، مطالعات تجربی بسیاری توسط اقتصاددانان مختلف در کشورهای متفاوت نیز انجام گرفته است که در قالب این مطالعات (نظری و تجربی)، به منافع و هزینه‌ها و همچنین عوامل مؤثر بر پیشرفت تمرکززدایی مالی در شرایط متفاوت اشاره شده است. برای مثال مطالعات تجربی باهل و لین (۱۹۹۲)، فوکوساکو و ملو (۱۹۹۷)، مهم‌ترین عامل توسعه برای کشورهای درحال‌توسعه را تمرکززدایی مالی تفسیر می‌کنند. با توجه به مطالعات انجام‌شده در زمینه تمرکززدایی مالی و هزینه‌ها و فایده‌های مرتبط با آن‌ها، در زیر به بخشی از فواید تمرکززدایی مالی که رشد اقتصادی را متأثر می‌کند، به‌طور خلاصه اشاره می‌شود:

۲-۱-۱. افزایش کارایی

یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایه فرضیه گوناگونی[1] یا قضیه تمرکززدایی بنا نهاده شده است. بر این اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همه محل‌ها به‌طور کلی ناکارا است (اوآتس، ۱۹۹۳)؛ زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. ازاین‌رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند (مارتینز وازکوئز و مک ناب، ۲۰۰۳).

۲-۱-۲. افزایش بهره‌وری

تمرکززدایی مالی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با پاسخگویی در آن‌ها دلالت دارد؛ ازاین‌رو نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه با ایجاد نوآوری‌ها و زمینه‌های خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش می‌دهند (اوآتس، ۱۹۹۹).

1. Diversification Hypothesis

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

۲-۱-۳. امکان کاهش رشوه و فساد مالی

از آنجایی‌که به‌واسطه تمرکززدایی مالی پاسخگویی سیاستمداران به مردم افزایش می‌یابد، به‌نظر می‌رسد تمرکززدایی مالی به کاهش بروز رشوه و فساد مالی منجر خواهد شد.[۱]

۲-۱-٤. کاهش هزینه‌ها

تمرکززدایی مالی سبب کاهش سلسله‌مراتب بوروکراتیک می‌شود. از آنجا که در نتیجه تمرکززدایی مالی اداره امور هر منطقه با توجه به امکانات آن منطقه انجام می‌گیرد، هزینه‌های دولت مرکزی کاهش می‌یابد و این به کارایی تولید و رشد اقتصادی بالاتر می‌انجامد (اوآتس، ۱۹۹۹).

۲-۱-۵. کاهش اندازه دولت و عدم کارایی X[۲]

در چارچوب تمرکززدایی مالی و اندازه دولت، فرضیه کاهش اندازه دولت لویاتان، برنان و بوکانان وسیع‌ترین کار نظری است (جین و زو، ۲۰۰۲). برنان و بوکانان (۱۹۸۰) تحت عنوان فرضیه لویاتان استدلال می‌کنند که دولت‌ها با بالا بردن میزان درآمد خود از طریق مالیات، موجب زیان مالیات‌دهندگان خواهند شد. در صورت اجرای سیستم غیرمتمرکز که تمایل به مهاجرت را افزایش می‌دهد، رقابت افقی و عمودی میان سطوح مختلف دولت می‌تواند از بالارفتن مقدار مالیات‌ها جلوگیری نماید. ممکن است دولت‌های رقیب به‌جای افزایش درآمد دولت بر روی اهداف دیگر نظیر کاهش میزان مالیات و تولید بهینه کالاها و خدمات عمومی به‌وسیله محدودیت‌هایی روی درآمد متمرکز شوند. به‌عبارت بهتر با اجرای سیاست تمرکززدایی ممکن است منابع درآمدی دولت‌ها محدود گردد، در نتیجه تعیین اولویت‌های هزینه‌ای با دقت بیشتری به‌عمل می‌آید تا از این طریق اتلاف منابع (عدم کارایی در بخش عمومی) حداقل شود و در نتیجه استفاده بهینه از منابع امکان‌پذیر گردد. بنابراین تمرکززدایی مالی می‌تواند به محدود نمودن میزان بودجه این دولت‌ها کمک نماید و به این طریق اندازه

۱. در زمینه رابطه بین تمرکززدایی مالی و امکان افزایش یا کاهش رشوه و فساد مالی بحث‌های متفاوتی وجود دارد. به‌طور مثال پرادهم (۱۹۹۵) معتقد است که در سطح ملی وسایل ارتباط جمعی، عامل بازدارنده‌ای جهت فساد مالی هستند که این ابزار در سطح محلی کمرنگ هستند. پس تمرکززدایی مالی می‌تواند فساد را افزایش دهد.

2. X-Ineffeinciey

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

بخش دولتی را کنترل کند و از تأمین بیش از اندازه کالاها و خدمات دولتی یا عدم کارایی X در بخش عمومی جلوگیری کند (برنان و بوکانان، ۱۹۸۰).

در کنار منافع ناشی از تمرکززدایی مالی، اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی هزینه‌هایی را نیز در پی دارد که می‌توانند یا ناشی از سطح تمرکززدایی مالی که به‌سبب تشخیص نادرست سطح یا افراد به‌وجود می‌آید، باشند یا این‌که این هزینه‌ها هزینه‌های ساختاری تمرکززدایی‌اند که به‌دلیل عدم انطباق ساختار تمرکززدایی مالی با ساختارهای سیاسی، اقتصادی و فرهنگی یک جامعه به‌وجود می‌آیند. به‌صورت گذرا و طبق نتایج مطالعات انجام‌گرفته، افزایش شکاف درآمدی، به‌خطر افتادن ثبات کلان اقتصادی، شکست بازار و ضعف کارایی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی از پیامدهای منفی تمرکززدایی مالی به‌شمار می‌روند (پرادهم، ۱۹۹۵).

تمرکززدایی مالی و اعمال سیاست‌های مربوط به آن دربردارنده منافع و هزینه‌هایی است که برای تصمیم‌گیری نهایی لازم است تا تحلیل هزینه-فایده از آن انجام گیرد و می‌توان گفت تمرکززدایی مالی در صورتی مناسب است که موجب افزایش رفاه شود. همچنین ممکن است که از ترکیب منافع و هزینه‌های تشکیل دولت‌های محلی، رابطه‌ای غیرخطی بین شاخص تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی به‌دست آید (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳).

۲-۲. مدل ریاضی رابطه تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی

بارو با بسط روش رمزی در مورد رشد اقتصادی بهینه در شرایط قطعیت، اهمیت و جایگاه مخارج دولت در الگوهای رشد درون‌زا را مورد بررسی قرار داد داوودی و همکاران (۱۹۹۸) و داوودی و همکاران (۱۹۹۴) معتقدند نرخ رشد بلندمدت تولید سرانه تابعی از تمرکززدایی مالی است. این مطالعه‌ها نخستین بررسی‌هایی است که رابطه مستقیم تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی را در یک الگوی نظری به‌دست آوردند. فرض می‌شود تابع تولید شامل انباشت سرمایه خصوصی (k) و مخارج دولت (g) است و دو سطح دولت وجود دارد که این مخارج را هزینه می‌کند. مجموع مخارج دولت مرکزی (f) ومخارج محلی (s) برابر با کل مخارج است:

$$f+s=g \qquad (۱)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

تابع تولید به‌صورت CES:

$$\alpha+\beta+\gamma=1 \quad y=\left[\alpha k^{\phi}+\beta f^{\phi}+\gamma s^{\phi}\right]^{\frac{1}{\phi}} \quad ,-\infty \prec \phi \prec 1 \qquad (۲)$$

همچنین فرض می‌شود که مخارج دولت به‌وسیله نرخ مالیات T از تولید تأمین می‌شود:

$$g = Ty \qquad (۳)$$

برای تحلیل رشد اقتصادی بلندمدت می‌بایست مطلوبیت دوران زندگی فرد نماینده با توجه به قیود ماکزیمم شود:

$$\max \int_0^{\infty} \frac{c^{1-\delta}-1}{1-\delta} e^{-\rho t} dt \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق C مصرف کالا، δ عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای و P نرخ تنزیل می‌باشند. قید بودجه پویای مصرف‌کننده برابر است با:

$$\dot{k} = (1-\tau)\left[\alpha k^{\phi}+\beta f^{\phi}+\gamma s^{\phi}\right]^{\frac{1}{\phi}} - C \qquad (۵)$$

مصرف‌کننده باتوجه به نرخ مالیات و مخارج دولت در سطوح مختلف در جهت تعیین مسیر بهینه مصرف $\{c(t) : t \succ= 0\}$ و مسیر بهینه انباشت سرمایه $\{K(t) : t \succ= 0\}$ گام برمی‌دارد. تابع همیلتون[1] مصرف‌کننده خواهد بود:

$$H = \left[\frac{C^{1-\delta}-1}{1-\delta}\right] + \lambda\left\{(1-\tau)\left[\alpha k^{\phi}+\beta f^{\phi}+\gamma s^{\phi}\right]^{\frac{1}{\phi}} - C\right\}, \qquad (۶)$$

شرایط بهینه اول برابر است با:

$$C^{-\delta} = \lambda$$
$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \lambda\alpha(1-\tau)\left[\alpha k^{\phi}+\beta f^{\phi}+\gamma s^{\phi}\right]^{(1-\phi)\phi} K^{\phi-1} K\lambda e^{-pt} \rightarrow 0 \qquad (۷)$$

$$t \rightarrow \infty$$

1. Hamilton

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

با فرض سهم مخارج دولت مرکزی از کل (φ_f) و سهم مخارج دولت محلی از کل (φ_S):

$$\varphi_f = \frac{f}{g} \, , \varphi_s = \frac{s}{g} \qquad (۸)$$

نرخ رشد بلندمدت اقتصادی شامل مالیات، سهم مخارج و دیگر متغیرهای برون‌زا برابر است با:

$$G = \frac{\alpha(1-\tau)}{\delta}\left[\frac{\alpha r^{-\phi}}{\tau^{-\phi} - \beta\varphi_f^{\phi} - \gamma\varphi_s^{\varphi}}\right]^{\frac{1-\phi}{\phi}} - \frac{\rho}{\sigma} \qquad (۹)$$

بر اساس معادله (۹) مخارج عمومی در سطوح مختلف دولت نرخ رشد اقتصادی را متأثر می‌کند. برای نشان‌دادن تأثیر سهم سطوح مختلف دولت بر رشد، از معادله (۹) نسبت به (φ_f) دیفرانسیل می‌گیریم:

$$\frac{dG}{d\varphi_f} = \frac{\alpha(1-T)(1+\phi)\left[\alpha\tau^{\phi}\right]^{-(1+\phi/\phi)}\left[\beta\phi_f^{-(1+\phi)} - \gamma\phi_s^{-(1+\phi)}\right]}{\sigma\left[\tau^{\phi} - \beta\phi_f^{\phi} - \gamma\phi_s^{-\phi}\right]^{\frac{1}{\phi}}} \qquad (۱۰)$$

برای اینکه رابطه (۱۰) مثبت باشد، باید $0 \prec \left[\beta\phi_f^{-(1+\phi)} - \gamma\phi_s^{-(1+\phi)}\right](1+\phi)$ باشد و این شرایط با وجود $\varphi \geq -1$ به‌شرطی برقرار است که:

$$\theta = \frac{1}{1+\phi} \, , \frac{\varphi_f}{\varphi_s} \prec \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^{\theta} \qquad (۱۱)$$

θ همان کشش جانشینی است. بنابراین به‌شرطی که بهره‌وری مخارج f بزرگتر از بهره‌وری مخارج s باشد، آن‌گاه با افزایش سهم مخارج دولت مرکزی، رشد اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. البته با توجه به کشش جانشینی میان f و s، در صورتی افزایش سهم دولت مرکزی نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که سهم اولیه دولت مرکزی بالا نباشد. برای اینکه مشخص شود در نرخ رشد بهینه بلندمدت چه سطوحی از مخارج مختلف دولت و نرخ مالیات می‌بایست وجود داشته باشد، نرخ رشد مصرف فرد نماینده را نسبت به قید بودجه دولت ماکزیمم می‌کنیم:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

$$\max \frac{C^{\circ}}{C} = \frac{\alpha(1-\tau)\left[\alpha k^{\phi} + \beta f^{\phi} + \gamma s^{\phi}\right]^{(1-\phi)/\phi} K^{\phi-1} - \rho}{\sigma} \, s_f \qquad f + s \le \tau\left[\alpha k^{\phi} + \beta f^{\phi} + \gamma s^{\phi}\right]^{\frac{1}{\phi}} \quad (۱۲)$$

با حل معادله‌های فوق نرخ مالیات ماکزیمم‌کننده رشد برابر است با:

$$\frac{\tau^{1-\varphi}}{\tau\varphi+(1-\varphi)} = \beta^{\frac{1}{1-\varphi}} + \gamma \quad (۱۳)$$

سهم مخارج دولت مرکزی و محلی نیز که ماکزیمم‌کننده رشد هستند، برابر خواهد شد:

$$\varphi_s^{\circ} = \frac{\beta^{\frac{1}{1-\varphi}}}{\beta^{\frac{1}{1-\phi}} + \gamma^{\frac{1}{1-\varphi}}} \quad \varphi_f^{\circ} = \frac{\beta^{\frac{1}{1-\varphi}}}{\beta^{\frac{1}{1-\phi}} + \gamma^{\frac{1}{1-\varphi}}} \quad (۱۴)$$

روابط (۱۴) نشان می‌دهد که سهم بهینه مخارج برابر است با نسبت بهره‌وری مخارج سطوح دولت به بهره‌وری کل. اگر سهم مخارج در واقعیت از سهم بهینه مخارج کمتر باشد، می‌توان با تخصیص منابع میان سطوح مختلف دولت رشد اقتصادی را شتاب بخشید.

۲-۳. مطالعات تجربی

در جدول (۱) خلاصه‌ای از مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی آمده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی منتخب انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق

محقق (محققین) و سال تحقیق	مکان و بازه زمانی تحقیق	شاخص(های) تمرکززدایی مالی تحقیق	روش (تکنیک) تحقیق	نتیجه اصلی تحقیق (اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی)
داوودی و زو (۱۹۹۸)	۴۶ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه (۱۹۷۰-۱۹۸۹)	تمرکززدایی درآمد	OLS تلفیقی	کشورهای درحال‌توسعه: منفی و کشورهای توسعه‌یافته، بی‌معنا
لین و لیو (۲۰۰۰)	استان‌های کشور چین (۱۹۹۳-۱۹۸۵)	تمرکززدایی درآمد	اثرات ثابت (FE)	مثبت
آکای و ساکاتا (۲۰۰۲)	۵۰ ایالت کشور آمریکا (۱۹۹۶-۱۹۸۸)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	OLS مقطعی	مثبت و معنادار
تیسن (۲۰۰۳)	۲۶ کشور OECD (۱۹۹۸-۱۹۷۳)	تمرکززدایی مخارج	OLS تلفیقی	
ایمی (۲۰۰۵)	۵۱ کشور منتخب (۲۰۰۱-۱۹۹۷)	تمرکززدایی مخارج	OLS تلفیقی و متغیرهای ابزاری (IV)	مثبت و معنادار
تورنتون (۲۰۰۷)	۱۹ کشور OECD (۲۰۰۰-۱۹۸۰)	تمرکززدایی درآمد	OLS تلفیقی	عدم رابطه معنادار آماری
آکای و همکاران (۲۰۰۷)	۵۰ ایالت کشور آمریکا (۱۹۹۷-۱۹۹۲)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	OLS تلفیقی	U معکوس
رودریگز-پوز و کروجر (۲۰۰۹)	۱۶ کشور اروپای شرقی و مرکزی (۲۰۰۴-۱۹۹۰)	تمرکززدایی مخارج، درآمد و عدم توازن عمودی	اثرات ثابت (FE)	مثبت (تمرکززدایی مالی درآمد) و منفی (تمرکززدایی مالی مخارج و عدم توازن عمودی)
باسکاران و فلد (۲۰۰۹)	۲۳ کشور OECD (۲۰۰۱-۱۹۷۵)	تمرکززدایی درآمد	OLS تلفیقی و اثرات ثابت (FE)	منفی و اندک
رودریگز-پوز و ازکورا (۲۰۱۱)	۲۱ کشور OECD (۲۰۰۵-۱۹۹۵)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	OLS تلفیقی	منفی
کیم (۲۰۱۳)	۲۳۰ شهرداری کشور کره (۲۰۱۱-۱۹۹۰)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE)	مثبت
گمل و همکاران (۲۰۱۳)	۲۳ کشور OECD (۲۰۰۵-۱۹۷۲)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	میانگین گروهی تلفیقی (PMG)	مثبت (تمرکززدایی مالی درآمد) و منفی (تمرکززدایی مالی مخارج)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

ادامه جدول ۱.

محقق (محققین) و سال تحقیق	مکان و بازه زمانی تحقیق	شاخص(های) تمرکززدایی مالی تحقیق	روش (تکنیک) تحقیق	نتیجه اصلی تحقیق (اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی)
چو و ژنگ (۲۰۱۳)	۳۱ استان کشور چین (۲۰۰۵-۱۹۹۶)	مجموع تمرکززدایی مخارج و درآمد	حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS)	مثبت
دوکتا (۲۰۱۴)	مناطق مختلف کشور نپال (۲۰۰۱-۱۹۹۶)	تمرکززدایی مخارج و درآمد	اثرات ثابت (FE)	مثبت
فرزین‌وش و غفاری‌فرد (۱۳۸۵)	کشور ایران (۱۳۸۳-۱۳۵۸)	نسبت بودجه استان‌ها به بودجه عمومی کشور	خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)	مثبت
غفاری‌فرد و صادقی‌شاهدانی (۱۳۹۱)	استان‌های کشور یران (۱۳۸۶-۱۳۷۹)	تمرکززدایی درآمد، تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی از مخارج عمرانی تخصیصی به استان‌ها	حداقل مربعات تعمیم‌یافته(GLS)	مثبت (تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی ملی و تمرکززدایی از اعتبارات عمرانی تخصیصی به استان‌ها) و U شکل (تمرکززدایی درآمد)
غفاری‌فرد و همکاران (۱۳۹۳)	استان‌های کشور ایران (۱۳۸۶-۱۳۷۹)	تمرکززدایی از مخارج عمرانی ملی و تمرکززدایی درآمد	اقتصادسنجی فضایی	مثبت
سامتی و همکاران (۱۳۹۳)	استان‌های کشور ایران (۱۳۸۶-۱۳۷۹)	تمرکززدایی مخارج	اثرات ثابت (FE)	U معکوس

مأخذ: نتایج تحقیق بر اساس مطالعات تجربی.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

با توجه به مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق (مانند مطالعات داوودی و زو (۱۹۹۸) و باسکاران و فلد (۲۰۰۹)) و متون اقتصادی و با استفاده از مدل رشد سولوی تعمیم‌یافته، به‌منظور بررسی واکنش رشد اقتصادی نسبت به تمرکززدایی مالی و دیگر منابع سنتی رشد در کشورهای منتخب درحال‌توسعه، از تابع تولید لگاریتمی اولیه زیر استفاده شده است:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

$$LnGDP_{PC_{it}} = \alpha_0 LnGDP_{PC_{it-1}} + \alpha_1 LnFD_{Ind_{it}} + \alpha_2 (LnFD_{Ind_{it}})^2 + \alpha_3 LnEdu_{E_{it}} + \alpha_4 LnGFC_{it} + \alpha_5 LnOpen_{it} + \alpha_6 LnCPI_{it} + \alpha_7 LnPop_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

که در آن:

$LnGDP_{PC} = Ln(\frac{GDP}{POP})$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه که از نسبت تولید ناخالص داخلی به کل جمعیت به‌دست می‌آید؛ به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی. این متغیر به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ مورد استفاده قرار گرفته است.

$LnFD_{Ind}$: لگاریتم طبیعی شاخص تمرکززدایی مالی. در این مطالعه مانند بسیاری از مطالعات خارجی نظیر: مطالعه جین و زو (۲۰۰۲)، از سه شاخص رایج تمرکززدایی مالی؛ تمرکززدایی مالی درآمد (FDRev) به‌صورت نسبت درآمدهای کل دولت تابع (استانی) به کل درآمدهای دولت، تمرکززدایی مالی مخارج (FDExp) به‌صورت نسبت مخارج کل دولت تابع (استانی) به کل مخارج دولت و عدم توازن عمودی (VerImb) به‌صورت نسبت درآمدهای انتقالی و کمک‌های دولت ملی (مرکزی) به کل مخارج استانی استفاده شده است.

$(LnFD_{Ind})^2$: مجذور لگاریتم طبیعی شاخص تمرکززدایی مالی. علت اصلی ورود این متغیر در مدل تحقیق این است که در برخی از مطالعات تجربی (نظیر مطالعه: سامتی و همکاران (۱۳۹۳)) وجود رابطه غیرخطی بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی به‌صورت U شکل و در برخی دیگر (نظیر مطالعات آکای و همکاران (۲۰۰۷) و تیسن (۲۰۰۳)) وجود این رابطه غیرخطی به‌صورت U معکوس نتیجه‌گیری شده است. همچنین، همان‌طور که در قسمت مبانی نظری توضیح داده شد، ممکن است از ترکیب منافع و هزینه‌های تشکیل دولت‌های محلی، رابطه‌ای غیرخطی بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی به‌دست آید.

$LnEdu_E$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج آموزشی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری سرمایه انسانی.

$LnGFC$: لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری سرمایه فیزیکی.

$LnOpen$: لگاریتم طبیعی باز بودن تجاری که به‌صورت نسبت مجموع صادرات و واردات (سهم تجارت) به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

LnCPI: لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده (۱۰۰=۲۰۰۵).

LnPop: لگاریتم طبیعی میزان جمعیت.

همچنین i نشان‌دهنده کشورهای منتخب درحال‌توسعه ($i=1,\ldots,15$) است؛ (این کشورها که با توجه به در دسترس بودن داده‌ها انتخاب شده‌اند، عبارتند از: اندونزی، مالزی، تایلند، برزیل، کاستاریکا، جمهوری دومینیکن، مکزیک، بحرین، ایران، هند، موریس، آفریقای‌جنوبی، زیمبابوه، بولیوی و آرژانتین)، اثر ثابت کشورها وجزء خطای تصادفی است. t نیز به بازه زمانی مطالعه اشاره دارد. داده‌های متغیرهای این تحقیق به‌صورت سالیانه و طی بازه زمانی (۱۹۹۸-۱۹۸۱) درنظر گرفته شده‌اند؛ زیرا داده‌های مربوط به شاخص‌های تمرکززدایی مالی برای کشورهای جهان فقط طی بازه زمانی (۲۰۰۰-۱۹۷۲) گزارش شده‌اند. در این راستا، داده‌های شاخص‌های یادشده برای بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه تا سال ۱۹۹۸ موجود بوده و به‌منظور افزایش حجم نمونه شروع دوره زمانی از سال ۱۹۸۱ انتخاب شده است. بازه زمانی انتخاب‌شده بسیاری از مطالعات جدید بین‌کشوری در زمینه رابطه تمرکززدایی مالی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی گواه این مطلب است. به‌عنوان مثال مطالعات آشورث و همکاران (۲۰۱۳)، باسکاران (۲۰۱۱) و کاستی و پتی (۲۰۱۰)، علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۳) به‌ترتیب برای دوره‌های زمانی (۲۰۰۰-۱۹۷۶)، (۱۹۹۹-۱۹۸۰)، (۱۹۹۹-۱۹۷۰) و (۱۹۹۸-۱۹۸۱) انجام شده است؛ اما ضرورت بررسی موضوع تحقیق باعث انجام این مطالعات و مطالعه حاضر شده است (لازم به ذکر است که کلیه مطالعات یادشده در زمینه رابطه تمرکززدایی مالی و اندازه دولت انجام شده است).

در این تحقیق، نخست مدل اولیه (رابطه ۱۵) با حضور مجذور لگاریتم طبیعی تمرکززدایی مالی مورد برآورد قرار گرفته است، اما با توجه به عدم معناداری ضریب این متغیر (با استفاده از هر سه شاخص) و رضایت‌بخش نبودن میزان معناداری برخی از متغیرهای کنترل، این متغیر از مدل حذف و مدل نهایی بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه به‌صورت خطی درنظر گرفته شده است:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

$$LnGDP_{PC_{it}} = \alpha_0 LnGDP_{PC_{it-1}} + \alpha_1 LnFD_{Ind_{it}} + \alpha_2 LnEdu_{E_{it}} + \alpha_3 LnGFC_{it} + \alpha_4 LnOpen_{it} + \alpha_5 LnCPI_{it} + \alpha_6 LnPop_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

شایان ذکر است که مدل فوق یک‌بار با حضور تمرکززدایی مالی درآمد (FDRev)، یک‌بار با حضور تمرکززدایی مالی مخارج (FDExp) و یک‌بار نیز با حضور عدم توازن عمودی (VerImb) به‌عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی مورد تخمین و برآورد قرار می‌گیرد؛ پس درمجموع سه مدل تخمینی خواهیم داشت. در جدول (۲) توضیح داده‌های آماری شامل: متغیر مورد بررسی، منابع آماری و علامت مورد انتظار هر متغیر ذکر شده است.

جدول ۲. توضیح داده‌های آماری

متغیر	تعریف	علامت انتظاری ضریب	منبع
Ln(GDPPC)	لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه	منفی وابسته	WDI[1]
Ln(FDRev)	لگاریتم طبیعی تمرکززدایی مالی درآمد	مثبت یا منفی	GFS[2]
Ln(FDExp)	لگاریتم طبیعی تمرکززدایی مالی مخارج	مثبت یا منفی	GFS
Ln(VerImb)	لگاریتم طبیعی عدم توازن عمودی	مثبت یا منفی	GFS
Ln(EduE)	لگاریتم طبیعی نسبت مخارج آموزشی به تولید ناخالص داخلی	مثبت	WDI
Ln(GFC)	لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی	مثبت	WDI
Ln(Open)	لگاریتم طبیعی بازبودن تجاری	مثبت	WDI
Ln(CPI)	لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده	منفی	WDI
Ln(Pop)	لگاریتم طبیعی میزان جمعیت	مثبت یا منفی	WDI

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. World Development Indicator
2. Government Financial Statistics

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

۳-۲. روش تحقیق

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۵)، متغیر وابسته به‌صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به‌درستی برآورد شوند (بالتاجی، ۲۰۰۵). فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های پانل به‌صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \quad (۱۷)$$

که در آن: متغیر وابسته، بردارمتغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به‌کار می‌روند، عامل خطای مربوط به مقاطع و عامل خطای مقطع i ام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده‌های پانل متغیر وابسته به‌صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست (آرلانو و باند، ۱۹۹۱) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و هسیائو (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتیاس و سوستر (۱۹۹۱)، برآوردکننده 2SLS ممکن است به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنادار نباشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله رابطه (۲) به‌صورت زیر:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (۱۸)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به‌صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad s \neq t \quad (۱۹)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

و حالات اولیه از پیش تعیین شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad t \geq 2 \qquad (۲۰)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \qquad (۲۱)$$

یعنی؛ ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را به‌ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقیمانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر، این روش متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (بالتاجی، ۲۰۰۵).

در روش GMMارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما بلوندل و باند (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، بلوندل و باند (۱۹۹۸) تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آنها بنا شده است، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند توسط دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. نخست آزمون سارگان[1] از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی[2] است که به‌وسیله آماره وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که

1. Sargan Test
2. Serial Correlation Test

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده فراهم می‌آورد (باند، ۲۰۰۲) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱).

٤. تخمین و تفسیر نتایج

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این‌رو پیش از استفاده از این داده‌ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل شود. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین (IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول (۳) ارائه شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی

آزمون ایم، پسران و شین (IPS)			
متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول	درجه مانایی
Ln(GDPPC)	−۱/۷۷ (۰/۰۴)	–	I(0)
Ln(FDRev)	−۱/۶۵ (۰/۰۵)	–	I(0)
Ln(FDExp)	۰/۰۴ (۰/۵۳)	−۶/۸۲ (۰/۰۰)	I(1)
Ln(VerImb)	−۲/۷۱ (۰/۰۰)	–	I(0)
Ln(EduE)	−۱/۲۳ (۰/۱۲)	−۵/۲۲ (۰/۰۰)	I(1)
Ln(GFC)	−۸/۷۹ (۰/۰۰)	–	I(0)
Ln(Open)	−۳/۶۷ (۰/۰۰)	–	I(0)
Ln(CPI)	−۰/۷۲ (۰/۲۱)	−۳/۵۸ (۰/۰۰)	I(1)
Ln(Pop)	−۰/۸۷ (۰/۱۹)	−۳/۱۷ (۰/۰۰)	I(1)

* وقفه انتخابی برای آماره IPS توسط معیار شوارتز انتخاب شده و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده نتیجه می‌گیریم که بر اساس آزمون IPS، متغیرهای Ln(GDPPC)، Ln(FDRev)، Ln(VerImb)، Ln(GFC) و Ln(Open) در سطح و سایر متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری در سطح اطمینان ۹۰ درصد مانا هستند.

با توجه به وجود متغیرهای نامانا، باید وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) در بین متغیرهای مدل اثبات گردد. در این مقاله به‌منظور بررسی آزمون هم‌انباشتگی در مدل‌های مورد استفاده از روش‌های ارائه‌شده توسط پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) استفاده شده است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج آزمون پدرونی (۲۰۰۴) با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند در قسمت بالایی جدول (۴) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول مذکور هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در دو آماره پانل PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF در تمام مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز با استفاده از آماره ADF برای هر سه معادله تخمینی، در قسمت پایینی جدول (۴) نشان داده شده است. این نتایج نشان می‌دهدکه فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد می‌شود. بنابراین، بر اساس آماره ADF آزمون کائو نیز هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر سه مدل برقرار است. پس از تأیید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

جدول ٤. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون پدرونی			
آماره	شاخص تمرکززدایی		
	Ln(FDRev)	Ln(FDExp)	Ln(VerImb)
	آماره‌های درون‌گروهی		
Panel *v*-Statistic	۰/۳۲۹ (۰/۳۷)	۰/۰۸۱ (۰/۴۷)	۰/۵۸۷ (۰/۲۸)
Panel rho-Statistic	۰/۲۹۱ (۰/۶۱)	۰/۹۸۵ (۰/۸۴)	۰/۸۰۹ (۰/۷۹)
Panel PP-Statistic	−۲/۴۶۱ (۰/۰۱)	−۲/۵۱۴ (۰/۰۱)	−۲/۵۸۱ (۰/۰۰)
Panel ADF-Statistic	−۲/۶۹۸ (۰/۰۰)	−۲/۷۰۱ (۰/۰۰)	−۲/۷۴۱ (۰/۰۰)
	آماره‌های بین‌گروهی		
Group rho-Statistic	۱/۰۰۵ (۰/۸۴)	۲/۹۱۶ (۰/۹۸)	۲/۲۱۸ (۰/۹۹)
Group PP-Statistic	−۲/۵۷۹ (۰/۰۱)	−۲/۵۲۱ (۰/۰۱)	−۲/۶۹۱ (۰/۰۰)
Group ADF-Statistic	−۱/۹۶۱ (۰/۰۲)	−۱/۷۱۳ (۰/۰۴)	−۱/۹۳۹ (۰/۰۳)
	آزمون کائو		
آماره	شاخص تمرکززدایی		
	Ln(FDRev)	Ln(FDExp)	Ln(VerImb)
ADF	−۱/۵۹۲ (۰/۰۶)	−۱/۵۷۱ (۰/۰۶)	−۱/۷۷۵ (۰/۰۴)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

پیش از تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی[1] (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/}{URSS/NT - K} \qquad (۲۲)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم

1. Pooling Data

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

استفاده از داده‌های تلفیقی و فرضیه مقابل) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل).

بر اساس محاسبات این تحقیق در هر سه مدل مورد بررسی فرضیه صفر مبنی‌بر قابلیت تخمین داده‌ها به‌شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است این مدل‌ها به‌روش داده‌های پانل برآورد شوند که نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند. نتایج تخمین مدل‌های تمرکززدایی مالی و اندازه دولت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول (۵) گزارش شده است. بر اساس نتایج قسمت بالای این جدول در هر سه مدل، کلیه متغیرهای کنترل در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند (به‌جز متغیر درجه بازبودن تجاری که در مدل سوم در سطح اطمینان ۸۷ درصد معنادار است). همچنین علامت ضرایب محاسبه‌شده این متغیرها و ثبات آنها در تمام مدل‌ها با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی و مباحث اقتصادسنجی، انتظار ما را در تخمین این مدل‌ها و صحت آن‌ها برآورده می‌کنند.

بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل‌های تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند (۱۹۹۱) معتبر نبوده است. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنادار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه دوم AR(2) معنادار نباشد (گرین، ۲۰۱۲). بر اساس نتایج پایینی جدول (۵) فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

را می‌توان رد کرد، اما فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین در مدل‌های تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل‌های تمرکززدایی مالی و اندازه دولت به‌روش GMM

متغیرهای مستقل	متغیر وابسته :Ln(GDPPC)		
	ضرایب		
Ln(GDPPC)(-1)	۰/۷۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶۵ (۰/۰۰۰)
Ln(FDRev)	−۰/۰۴۸ (۰/۰۱۲)	−	-
Ln(FDExp)	−	−۰/۰۵۲ (۰/۰۲۸)	−
Ln(VerImb)	−	−	−۰/۰۰۸ (۰/۲۲۳)
Ln(EduE)	۰/۰۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۲ (۰/۰۰۰)
Ln(GFC)	۰/۱۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۲ (۰/۰۰۰)
Ln(Open)	۰/۰۱۸ (۰/۰۸۶)	۰/۰۱۶ (۰/۰۹۱)	۰/۰۱۵ (۰/۱۲۱)
Ln(CPI)	−۰/۰۶۲ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۶۸ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۶۸ (۰/۰۰۰)
Ln(Pop)	−۰/۱۲۵ (۰/۰۲۱)	−۰/۱۲۸ (۰/۰۲۸)	−۰/۱۱۹ (۰/۰۳۱)
	آزمون‌های تشخیصی		
نام آزمون	سطوح احتمال		
والد	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
سارگان	۰/۵۲۵	۰/۲۹۱	۰/۳۸۸
AR(1)	۰/۰۲۵	۰/۰۰۴	۰/۰۴۴
AR(2)	۰/۸۸۲	۰/۸۱۲	۰/۶۴۲

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج جدول (۵)، اثر تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج به‌ترتیب رشد اقتصادی ۰/۰۴۸ و ۰/۰۵۲ درصد کاهش می‌یابد. اثر عدم توازن عمودی نیز بر رشد اقتصادی منفی اما بی‌معناست. با توجه به این نتایج می‌توان گفت که به‌طور کلی تمرکززدایی مالی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه نه‌تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد، بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در عدم وجود

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

تدوین قوانین شفاف و ساده تمرکززدایی به‌منظور تعریف روابط بین لایه‌های مختلف دولتی، کمبود تخصص در سطوح مدیریتی و عدم تقویت سیستم‌های نظارت و کنترل دولت‌های تابع در کشورهای درحال‌توسعه دانست. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر اثر منفی تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات داوودی و زو (۱۹۹۸)، رودریگز – پوز و کروجر (۲۰۰۹) و باسکاران و فلد (۲۰۰۹) دارد. البته نتیجه به‌دست‌آمده با نتایج برخی از مطالعات تجربی نظیر تیسن (۲۰۰۳) و ایمی (۲۰۰۵) مغایرت دارد.

بر اساس نتایج جدول (۵) در مورد سایر متغیرهای کنترل مؤثر بر رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه مورد مطالعه می‌توان گفت: وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار و از لحاظ جبری قابل توجهی روی رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط، به‌طور متوسط رشد اقتصادی را حدود ۰/۷۴ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که ایجاد تغییرات در تولید ناخالص داخلی سرانه در یک دوره تنها به همان دوره ختم نشده و رکود یا رونق در این دوره می‌تواند دوره‌های بعد را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

تأثیر مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی درحال‌توسعه در هر سه مدل مثبت و در سطح بالایی معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر به‌طور متوسط در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها رشد اقتصادی حدود ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. سرمایه‌گذاری آموزشی از یک‌سو قابلیت‌های نیروی انسانی را ارتقا می‌بخشد و از سوی دیگر، نیروی‌کار را برای استفاده بهتر از فناوری جدید تولید مهیا می‌سازد و به این ترتیب باعث افزایش رشد و توسعه اقتصادی می‌شود.

یافته‌های حاصل از برآورد تأثیر سرمایه‌گذاری فیزیکی بر رشد اقتصادی بیانگر آن است که اثر سرمایه‌گذاری فیزیکی بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه مورد بررسی در تمام مدل‌ها مثبت و از لحاظ آماری در سطح بالایی معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر به‌طور متوسط در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها رشد اقتصادی حدود ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد. به‌طور کلی، سرمایه‌گذاری استفاده از کالاهای سرمایه‌ای را افزایش داده و در نتیجه تجهیزات جدید به‌همراه جذب نیروی‌کار بیشتر، کارایی و بازده تولید

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری با افزایش بهره‌وری عوامل تولید، گسترش محدوده بازار، تعادل عرضه و تقاضا، ایجاد اثرات جانبی، ایجاد شرایط رقابتی بهتر و همچنین افزایش سطح رفاه باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود.

در مورد متغیر درجه باز بودن تجاری می‌توان گفت که تأثیر این متغیر در هر سه مدل مثبت، بسیار اندک و در سطوح احتمال پایینی نسبت به سایر متغیرهای کنترل معنادار است؛ در توجیه این نتیجه می‌توان گفت که در بیشتر کشورهای درحال‌توسعه، صادرات کالاها و خدمات فاقد تنوع است. از سوی دیگر مشکل کشورهای درحال‌توسعه وجود شکاف فناوری با کشورهای توسعه‌یافته است که تا این مشکل از درون اقتصاد حل نشود، به‌نظر نمی‌رسد تجارت بتواند موجب تحول و رشد اقتصادی قابل‌توجه کشورهای درحال‌توسعه شود. در مورد متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز می‌توان گفت که علامت آن در تمام مدل‌ها طبق انتظار و منفی است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر به‌طور متوسط در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه حدود ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد.

اثر افزایش جمعیت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه در تمام مدل‌ها منفی و از لحاظ آماری معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر به‌طور متوسط در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها رشد اقتصادی حدود ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. در حالی‌که بر اساس مطالعات تجربی در قالب رشد اقتصادی درون‌زا، رشد اقتصادی رابطه مثبت با جمعیت دارد و اگر از رشد جمعیت در مسیر صحیح استفاده شود موجب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود. اما درخصوص این‌که چرا رشد جمعیت رابطه منفی با رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه مورد مطالعه دارد می‌توان گفت مشکل کشورهای درحال‌توسعه در نوع استفاده از سرمایه انسانی است و چون سیاست‌های کلان اقتصادی این جوامع ناهماهنگ با سیاست‌های آموزشی و پژوهشی است، شاهد تأثیر منفی افزایش جمعیت بر رشد اقتصادی هستیم. بنابراین، کشورهای درحال‌توسعه منتخب باید با اتخاذ سیاست‌های همسوی سیاست‌های پژوهشی و آموزشی با نیازهای حال حاضر در فعالیت‌های دانش‌محور، جمعیت را در تولید و عرضه نوآوری‌های جدید به خدمت گیرند و رشد جمعیت را به‌سوی فعالیت‌های نوآورانه و دانش‌بنیان سوق دهند و منجر به رشد اقتصادی شوند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۵ کشور درحال‌توسعه که داده‌ها و اطلاعات آماری آن‌ها موجود و در دسترس بوده است و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط بین تمرکززدایی مالی و رشد اقتصادی پرداخته است. به این منظور از متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص تمرکززدایی مالی (از سه زاویه درآمد، مخارج و عدم توازن عمودی) و متغیرهای کنترل شامل تولید ناخالص داخلی سرانه با یک وقفه، نسبت مخارج آموزشی به تولید ناخالص داخلی، نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی درجه، بازبودن اقتصاد، شاخص قیمت مصرف‌کننده و میزان جمعیت در قالب سه مدل پانل‌دیتای پویا استفاده شده است. پس از بررسی مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه‌واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای هر سه مدل توسط آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) تأیید شده است. سپس به‌منظور به‌دست‌آوردن این رابطه‌های بلندمدت از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) استفاده شده و صحت این رابطه‌ها توسط آزمون‌های سارگان، خودهمبستگی مرتبه اول و خودهمبستگی مرتبه دوم تأیید شده است. نتایج نشان می‌دهد رابطه تمرکززدایی مالی درآمد، مخارج و عدم توازن عمودی با رشد اقتصادی، به‌ترتیب منفی، منفی و بی‌معناست. نتایج دیگر این تحقیق حاکی از اثر مثبت متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه با یک وقفه، نسبت مخارج آموزشی به تولید ناخالص داخلی، نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی و درجه بازبودن اقتصاد (با تأثیر مثبت اندک نسبت به سایر متغیرها) و اثر منفی متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده و جمعیت بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه است. بر اساس این نتایج می‌توان گفت که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه باعث کاهش رشد اقتصادی شده است. در این راستا، به‌منظور افزایش رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه در اثر اعمال سیاست تمرکززدایی مالی، تدوین قوانین شفاف و مشخص درآمد و مخارج برای تعریف روابط میان لایه‌های مختلف دولتی در چارچوب نظریه‌های مالیه عمومی و ایجاد انگیزه، تخصص و مسئولیت‌پذیری در لایه‌های پایین دولتی (دولت‌های استانی و محلی) پیشنهاد می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

منابع

بانک جهانی (۱۳۷۸)، *نقش دولت در جهان در حال تحول، گروه مترجمین*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

سامتی، مرتضی؛ فرهمند، شکوفه و مریم موسوی (۱۳۹۳)، "تحلیل اثرات تمرکززدایی مالی بر ارتباط متقابل رشد و توزیع عادلانه منابع مالی در استان‌های ایران (۱۳۸۶-۱۳۸۰)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره۳، صص ۲۲-۱.

طیبی، سیدکمیل؛ حاجی‌کرمی، مرضیه و هما سریری (۱۳۹۰)، "تحلیل درجه بازبودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، صص ۶۰-۳۹.

علیزاده، محمد (۱۳۸۹)، *اثر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی ایران*، رساله دکترای دانشگاه مازندران.

علیزاده، محمد و ابوالقاسم گل‌خندان (۱۳۹۳)، "آزمون فرضیه لویاتان برای کشورهای منتخب درحال‌توسعه"، *دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، شماره ۸، صص ۸۰-۵۰.

غفاری‌فرد، محمد و مهدی صادقی‌شاهدانی (۱۳۹۱)"بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف ایران"، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۴، صص ۲۴-۳.

غفاری‌فرد، محمد؛ صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ کمیجانی، اکبر و محمدهادی زاهدی‌وفا (۱۳۹۳)،"تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف ایران (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۱۷، صص ۱۴۲-۱۲۵.

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

نوفرستی، محمد (۱۳۸۹)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، انتشارات رسا.

Akai, N. & M. Sakata (2002), "Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-Level Cross Section Data for the United States", *Journal of Urban Economics*, Vol. 52, PP. 93–108.

Akai, N.; Sakata, M. & Y. Nishimura (2007), "Complimentarity, Fiscal Decentralization and Economic Growth", *Economics of Governance*, Vol. 8, PP. 339-362

Anderson, T.W. & C. Hsiao (1981) ,"Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, PP. 589-606.

Arellano, M. & S. Bond (1991), "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, PP. 277-297.

Arellano, M. & O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 68, PP. 29-51.

Ashworth, J.; Galli, E. & F. Padovano (2013), "Decentralization as a Constraint to Leviathan: a Panel Cointegration Analysis", *Public Choice*, Vol. 156, PP. 491-516.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

Bahl, R. & J. Linn (1992), *Urban Public Finance in Developing Countries*, Oxford University Press, New York.

Baltagi, B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, McGraw-Hill.

Baskaran, T. (2011), "Fiscal Decentralization, Ideology and the Size of the Public Sector ", *European Journal of Political Economy*, Vol. 27, PP. 485-506.

Baskaran, T. & P. Feld (2009), *Fiscal Decentralization and Economic Growth in OECD Countries: Is there a Relationship? Munich: Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich.*

Blundell, R. & S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models ", *Journal of Econometrics*, Vol. 87, PP. 115-143.

Brennan, G. & J. Buchanan (1980), *the Power to Tax: Analytical Foundations Offiscal Constitution*, Cambridge: Cambridge University Press.

Cassette, A. & S. Paty (2010), "Fiscal Decentralization and the Size of Government: "a European Country Empirical Analysis", *Journal of Public Choice*, Vol. 143, PP. 173-189.

Cho, Q. & L. Zheng (2013), "Regional Inequality in Contemporary China", *Annals of Economics and Finance*, Vol. 13, PP. 113-137.

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

Davoodi, H.; Xie, D. & Zou H. (1994), "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States", *Mimeo*, Policy Research Department, World Bank.

Devkota, K. L. (2014), "Effect of Fiscal Decentralization on Economic Growth of Nepal; SWASHASAN, *The Journal of Self-Governance and Rural Development*, Kathmandu, Ministry of Federal Affairs and Local Development.

Fukasaku, F. & L. R. Mello (1997), *Fiscal Decentralization and Macroeconomic Stability: The Experience of Large Developing and Transition Economies*, in: K. Fukasaku, R. Hausmann (Eds.), Democracy, Decentralization and Deficits in Latin America, IDB–OECD, Paris and Washington.

Gemmell, N.; Kneller, R. & I. Sanz (2013), "Fiscal Decentralization and Economic Growth: Spending Versus Revenue Decentralization", *Economic Inquiry*, Vol. 51.

Green, W. H. (2012), *Econometric Analysis. New Jersey*, Upper Saddle River: Pearson International.

Im, K. S.; Pesaran, M. H. & Y. Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, No. 115, PP. 53-74.

Iimi, A. (2005), Decentralization and Economic Growth Revisited: An Empirical Note, *Journal of Urban Economics*, Vol. 57, No. 3, PP. 446-449.

Jin, J. & H. Zou (2002), "How Does Fiscal Decentralization Affect Aggregate, National and Subnational Government Size?, "*Journal of Urban Economics*, Vol. 52, PP. 270–293.

Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, No. 90, PP. 1- 44.

Kim, H. (2013), "Fiscal Decentralization and Economic Growth in Korea", Korea Institute of Public Finance.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

Lin, J. Y. & Z. Liu (2000), "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 49, No. 1, PP. 1-21.

Martinez Vazquez, J. & R. M. Mc Nab (2003), "Fiscal Decentralization and Economic Growth", *World Development*, Vol. 31, No. 9, PP. 1597-1616.

Oates, W. E. (1993), "Fiscal Decentralization and Economic Development", *National Tax Journal*, Vol. 46, No. 2, PP. 237-243.

Oates, W. E. (1999), "An Essay on Fiscal Federalism", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 3, PP. 1120-1149.

Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, Vol. 3, PP. 597-625.

Prud'homme, R. (1995), "On the Dangers of Decentralization", *World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 2, PP. 201-220.

Rodrıguez-Pose, A. & R. Ezcurra (2011), "Is Fiscal Decentralization Harmful for Economic Growth? Evidence from the OECD Countries", *Journal of Economic Geography*, Vol. 11, PP. 619–643.

Rodrigues-Pose, A. & A. Kroijer (2009), "Fiscal Decentralization and Economic Growth in Central and Eastern Europe", *Growth and Change*, Vol. 40, No. 3, PP. 387-417

Thiessen, U. (2003), Fiscal Decentralization and Economic Growth in High Income OECD Countries, *Fiscal Studies*, Vol. 24, No. 3, PP. 237-274.

Thornton, J. (2007), Fiscal Decentralization and Economic Growth Reconsidered, *Journal of Urban Economics*, Vol. 61, No.1, PP. 64-70.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-06-21]