فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۲

سال بیست و پنجم، تابستان ۱۳۹۶، صفحات ۱۳۷ - ۱۱۱

سنجش تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان‌های ایران (رهیافت Cup-FM)

ابوالقاسم گل‌خندان

دانشجوی دکتری اقتصاد بخش‌عمومی دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)

golkhandana@gmail.com

مجید بابائی آغ اسمعیلی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه

babayi_majid1367@yahoo.com

رقیه محسنی‌نیا

کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز

leila.mohseni.nia@gmail.com

مقاله حاضر سعی دارد تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی (از دو منظر: تمرکززدایی مالی مخارج و تمرکززدایی مالی درآمد) را بر روی اندازه دولت استانی، با استفاده از اطلاعات آماری و اقتصادی ۳۰ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۱ بررسی کند. به این منظور از متغیرهای کنترل: تولید ناخالص داخلی سرانه، تجارت و جمعیت نیز استفاده شده است. نتایج این تحقیق با تأکید بر مسأله وابستگی مقطعی و با استفاده از روش اقتصادسنجی به روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (۲۰۰۹)) نشان می‌دهد که اثر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت استانی به‌شکل منحنی U معکوس می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که بیش‌تر استان‌های کشور در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند. همچنین، نتایج برآورد پارامترهای متغیرهای کنترل نشان‌دهنده تأثیرپذیری مثبت و معنادار اندازه دولت استانی از تولید ناخالص داخلی سرانه، تجارت و جمعیت است.

طبقه‌بندی JEL: C23; H5; H7

واژگان کلیدی: تمرکززدایی مالی، اندازه دولت استانی، فرضیه لویاتان، روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM).

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲/۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر ایده «تمرکززدایی مالی»[1] به معنای انتقال قدرت تصمیم‌گیری نسبت به ترکیب مخارج و درآمدها از دولت مرکزی به نهادهای محلی، در میان اقتصاددانان مورد توجه قرار گرفته است و مطالعات تجربی متعددی به بررسی تأثیر آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی از پرداخته‌اند. در این راستا، بسیاری از اقتصاددانان بخش عمومی، رهیافت تمرکززدایی مالی را در راستای کاهش نقش دولت در تأمین کالاها و خدمات عمومی و دادن قدرت بیشتر به بازار و قدرت‌های محلی، در افزایش کارایی و کاهش اندازه دولت مثبت ارزیابی می‌کنند (جین و زو[2]، ۲۰۰۲).

اقتصاد ایران در چند دهه گذشته گرایشی پیوسته به تمرکز یافتن و افزایش نقش دولت در اقتصاد داشته است. با افزایش شدید درآمدهای نفتی در نیمه اول دهه ۱۳۵۰، از یک‌سو، مالیات‌ها موضوعیت خود را به‌عنوان منبع اصلی درآمدهای دولت از دست داد و از سوی دیگر، بخش خصوصی نوپا برای سرمایه‌گذاری به دولت وابسته‌تر شد و نتوانست در عرصه فعالیت‌های اقتصادی به‌صورت مستقل عمل نماید. گرچه پس از پیروزی انقلاب، به دلیل وقوع جنگ تحمیلی کم‌وبیش این سیاست دنبال شد، اما در دوره پس از جنگ، در برنامه‌های دوم، سوم و چهارم پنج‌ساله توسعه کشور، بحث تمرکززدایی به‌عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی بر بازار مطرح و به‌عنوان عامل مهم در افزایش رشد اقتصادی و کارایی بخش دولتی (کاهش اندازه دولت) تلقی شده است و با ایجاد شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان‌ها و نظام درآمد- هزینه استانی در برنامه سوم و چهارم توسعه کشور، گام‌های اساسی در جهت گسترش تمرکززدایی در ایران برداشته شد. البته بایستی توجه کرد که تدوین آیین‌نامه‌های اجرایی متناسب با ظرفیت‌های استانی و نیز، تقویت یا تأسیس نهادهای تصمیم‌سازی، تصمیم‌گیری اجرایی و مشورتی در لایه‌های پایین‌تر از دولت ملی یا مرکزی، شرط لازم برای تمرکززدایی مالی است. حال سؤالی که مطرح می‌شود آن است که آیا اعمال سیاست

1. Fiscal Decentralization
2. Jin and Zou

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

تمرکززدایی مالی در اقتصاد ایران، کاهش اندازه دولت استانی را به همراه دارد؟ با پاسخ‌گویی به این سؤال، اگر تمرکززدایی مالی، به‌طور مثبت و یا منفی بر اندازه دولت استانی اثرگذار باشد و یا از طریق غیرخطی بر آن تأثیر بگذارد، سیاست‌گذاران اقتصادی بایستی در هنگام اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی، به این روابط توجه لازم را داشته باشند. با توجه به این توضیحات و اهمیت موضوع و منافع ناشی از آن، در این مقاله بر آن شدیم تا مکانیسم‌های تأثیرگذاری تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت را در چارچوب ادبیات نظری و تجربی بررسی کرده و تأثیرگذاری آن را بر اندازه دولت در استان‌های مختلف کشور مورد ارزیابی تجربی قرار دهیم.

این مطالعه حداقل از حیث دو جنبه مهم با معدود مطالعات داخلی گذشته در زمینه موضوع آن متفاوت است. اولین جنبه به بررسی تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت استانی مربوط می‌شود. چراکه مطالعات تجربی جدید انجام‌شده نظیر: بوشر[1] (۲۰۱۰) و آدام و همکاران[2] (۲۰۱۴) نشان داده‌اند که بین شاخص‌های تمرکززدایی مالی و شاخص اندازه دولت یک رابطه غیرخطی به‌شکل U معکوس وجود دارد. جنبه مهم دیگر تفاوت این تحقیق، توجه به مسأله وابستگی مقطعی در تحلیل‌های تجربی و اقتصادسنجی است. عدم توجه به این مسئله، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای را به‌همراه داشته باشد (هویس و سارافیدیس[3]، ۲۰۰۶). به این منظور، از روش‌ها و آزمون‌های نوین اقتصادسنجی شامل: آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) پسران[4] (۲۰۰۴)، ریشه واحد IPS تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند[5] (۲۰۰۷) استفاده شده است. به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت نیز از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[6] (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران[7] (۲۰۰۹)) استفاده شده است.

1. Buser
2. Adam et al.
3. Houos and Sarafidis
4. Pesaran
5. Westerlund
6. Continuously-Updated and Fully-Modified
7. Bai et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

صاحب‌نظران تعاریف متفاوتی از تمرکززدایی ارائه کرده‌اند. به‌عنوان نمونه، 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 بخش خصوصی" (بانک جهانی[1]، ۲۰۰۱). به‌عبارت‌دیگر، 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. بانک جهانی برای شناسایی ابعاد مختلف تمرکززدایی، جهت اجرای صحیح، تمرکززدایی را به چهار نوع تقسیم نموده که عبارت است از: الف) تمرکززدایی اداری؛ ب) تمرکززدایی سیاسی؛ ج) تمرکززدایی اقتصادی؛ د) تمرکززدایی مالی (علیزاده، ۱۳۸۹). در ادامه به مفهوم تمرکززدایی مالی و منافع و هزینه‌های آن 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، مربوط به 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 هزینه شدن، به سطوح مختلف دولت‌های محلی تخصیص می‌یابد. یکی از اهداف اصلی از تمرکززدایی مالی ایجاد رابطه نزدیک‌تر بین دولت و مردم در انجام وظایف اقتصادی است؛ که نیازمند تقویت دولت‌های محلی و کاهش نقش دولت مرکزی است.

1. World Bank

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

در کنار بسط و گسترش مطالعات نظری درزمینه‌ی تمرکززدایی مالی در طی چند دهه اخیر، مطالعات تجربی بسیاری توسط اقتصاددانان مختلف در کشورهای متفاوت نیز انجام‌گرفته 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. مثلاً مطالعات تجربی باهل و لین[1] (۱۹۹۲)، فوکوساکو و ملو[2] (۱۹۹۷)، مهم‌ترین عامل توسعه برای کشورهای درحال‌توسعه را تمرکززدایی مالی تفسیر می‌کنند. با توجه به مطالعات انجام‌شده درزمینه تمرکززدایی مالی و هزینه‌ها و فایده‌های مرتبط با آن‌ها، بخشی از فواید تمرکززدایی مالی به‌طور خلاصه عبارت‌اند از: الف) افزایش کارایی؛ ب) کاهش اندازه دولت و عدم کارایی X ؛ ج) افزایش بهره‌وری؛ د) کاهش هزینه‌ها؛ هـ) امکان کاهش رشوه و فساد مالی. افزون بر موارد فوق، کاهش فشار سیاسی برای یکدست شدن جامعه و همچنین امکان کسب اطلاعات دقیق‌تر در مورد سیستم مالی دولت را می‌توان از دیگر منافع تمرکززدایی مالی برشمرد (گل‌خندان و محمدیان، ۱۳۹۵).

در کنار منافع ناشی از تمرکززدایی مالی، اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی هزینه‌هایی را نیز به دنبال دارد که این هزینه‌ها می‌توانند یا ناشی از سطح تمرکززدایی مالی که به سبب تشخیص نادرست سطح یا افراد به وجود می‌آید، باشند و یا این‌که این هزینه‌ها، هزینه‌های ساختاری تمرکززدایی‌اند که به دلیل عدم انطباق ساختار تمرکززدایی مالی با ساختارهای سیاسی، اقتصادی و فرهنگی یک جامعه به وجود می‌آیند. به‌صورت گذرا و طبق نتایج مطالعات انجام‌گرفته، افزایش شکاف درآمدی، به خطرافتادن ثبات کلان اقتصادی، شکست بازار و ضعف کارایی تخصیص و محدودیت نیروی انسانی از پیامدهای منفی تمرکززدایی مالی به‌شمار می‌روند (پرادهم[3]، ۱۹۹۵). لذا همان‌طور که عنوان شد، تمرکززدایی مالی و اعمال سیاست‌های مربوط به آن دربردارنده منافع و هزینه‌هایی است که برای تصمیم‌گیری نهایی لازم است تا تحلیل هزینه ـ فایده از آن انجام گیرد و

1. Bahl and Linn
2. Fukasaku and Mello
3. Prud'homme

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

می‌توان گفت که تمرکززدایی مالی در صورتی مناسب است که سبب افزایش رفاه شود (صادقی و همکاران، ۱۳۸۷).

همان‌گونه که گفته شد یکی از فواید تمرکززدایی مالی، کاهش اندازه دولت است. در چارچوب تمرکززدایی مالی و اندازه دولت، فرضیه کاهش اندازه دولت لویاتان برنان و بوکانان وسیع‌ترین کار نظری است (جین و زو، ۲۰۰۲: ۲۷۲). برنان و بوکانان[1] (۱۹۸۰) تحت عنوان فرضیه لویاتان[2] 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 بالا رفتن 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. به عبارت بهتر با اجرای سیاست تمرکززدایی ممکن است منابع درآمدی دولت‌ها محدود گردد، درنتیجه تعیین اولویت‌های هزینه‌ای با دقت بیشتری به عمل می‌آید تا از این طریق اتلاف منابع (عدم کارایی در بخش عمومی) حداقل شود و درنتیجه استفاده بهینه از منابع امکان‌پذیر گردد. بنابراین تمرکززدایی مالی می‌تواند به محدود نمودن میزان بودجه این دولت‌ها کمک نماید و به این طریق اندازه بخش دولتی را کنترل کند و از تأمین بیش‌ازاندازه کالاها و خدمات دولتی و یا عدم کارایی X در بخش عمومی جلوگیری کند. لذا رقابت میان سطوح مختلف دولت سبب می‌شود که نرخ‌های پایین مالیاتی و تولید کاراتر کالاهای عمومی در شرایطی که محدودیت درآمدی وجود دارد، اتفاق بیفتد (برنان و بوکانان، ۱۹۸۰). به‌عبارتی‌دیگر، تمرکززدایی مالی را می‌توان به‌عنوان محدودیتی روی رفتار دولت‌های بیشتر کننده بودجه در نظر گرفت. درحالی‌که دولت‌ها به‌صورت یک بیشتر کننده بودجه عمل می‌کنند، رقابت افقی و عمودی میان سطوح مختلف دولت به توزیع بودجه آن‌ها انجامیده و اندازه کلی بخش عمومی را محدود می‌کند (صادقی و همکاران، ۱۳۸۷).

1. Brennan and Buchanan
2. Leviathan Hypothesis

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

البته اگر زمینه‌های اولیه حقوقی، اقتصادی، فرهنگی، سیاسی و اجتماعی در کشور فراهم نباشد، نتایج تمرکززدایی مالی ممکن است موجب گسترش اندازه دولت شود (پرادهم، ۱۹۹۵).

مطالعات اقتصاد بخش عمومی در مورد شناسایی اثر تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت، به ایده‌پردازی برنان و بوکانان منتهی نشده و پس‌ازآن نیز، نظریه‌های متعددی بالأخص درزمینه شرایط و عوامل مؤثر برای کاهش اندازه دولت در اثر اجرای این سیاست ارائه‌شده است. به‌عنوان نمونه، پرادهم (۱۹۹۵) بیان می‌کند که کمبود تخصص در تمام سطوح مدیریتی و اتخاذ سیاست‌های ناکارآمد دولت ملی و شفاف‌نبودن قوانین تمرکززدایی موجب می‌شود که تفسیرهای گوناگونی از قانون به عمل آید و مقامات دولتی از طریق سازوکارهای غیرقانونی و لابی‌گری با مقامات ملی یا مرکزی و گروه‌های منطقه، استان یا محل، در اندیشه تثبیت و گسترش قدرت و اندازه خود باشند. بوکانان در نظریه انتخاب عمومی برای کاهش این اثر، شاخص نهادهای دموکراتیک را بیان می‌کند (استین[1]، ۱۹۹۹). نظر به این‌که بهبود کارایی از طریق برابری منافع نهایی مصرف‌کنندگان با هزینه نهایی عرضه کالاها و خدمات عمومی (MB=MC) به دست می‌آید، بنابراین واگذاری حق رأی و اختیار عزل و نصب مقامات محلی و منطقه‌ای به مردم همان منطقه، در کارایی اقتصادی بخش عمومی و محدود نمودن آن نقش مهمی دارد (جین و زو، ۲۰۰۲: ۲۷۲). یا این‌که استین (۱۹۹۹) و کونگ و انگویت (۲۰۰۲) به ترتیب ارتقای شاخص‌های تخصیص مخارج[2] و توان مدیریت بودجه‌ای دولت‌های محلی را در کاهش اندازه دولت، تحت اعمال تمرکززدایی مالی مهم بیان می‌کنند.

بر اساس توضیحات فوق می‌توان گفت که نتیجه اعمال تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. همچنین ممکن است که از ترکیب این نتایج، یک رابطه غیرخطی بین تمرکززدایی مالی و اندازه دولت به‌وجود آید. به این‌صورت که با اعمال تمرکززدایی مالی در مراحل اولیه، به‌دلیل عوامل و آثار منفی آن، هم‌چون: فراهم نبودن زمینه‌های اولیه حقوقی، اقتصادی،

1. Stein

۲. شاخص تخصیص (Expenditure Assignment) مخارج مشخص می‌کند که مسئولیت هر بخش از مخارج دولتی را کدام لایه دولتی به‌عهده دارد (استین، ۱۹۹۹).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

فرهنگی، سیاسی و اجتماعی تمرکززدایی مالی در کشور و کمبود تخصص در سطوح مدیریتی و اتخاذ سیاست‌های ناکارآمد دولت ملی و همچنین شفاف‌نبودن قوانین تمرکززدایی، اندازه دولت افزایش یافته و پس از رسیدن به یک سطح مشخص به‌نام سطح آستانه به‌دلیل ایجاد شرایط لازم و ظهور آثار مثبت آن، اندازه دولت کاهش یابد.

۲-۲. مروری بر مطالعات انجام‌شده

در این قسمت از تحقیق، اهم مطالعات انجام‌شده در زمینه موضوع آن به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی در ادامه آمده است.

ملو[1] (۱۹۹۹) اثر تمرکززدایی مالی روی اندازه دولت را در استان‌های کشور مالدیو طی سال۱۹۹۸ بررسی کرده است. یافته‌های وی با استفاده از روش اقتصادسنجی OLS مقطعی، حاکی از رابطه مثبت بین تمرکززدایی مالی و اندازه دولت استانی است.

جین و زو (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به دنبال یافتن پاسخی برای این سؤال هستند که چگونه تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت‌های جمعی، ملی و تابع اثر می‌گذارد؟ نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل ۳۲ کشور صنعتی و درحال‌توسعه نشان می‌دهد که اولاً، تمرکززدایی در مخارج منجر به بزرگ شدن دولت‌های تابع و جمعی و کوچک شدن دولت ملی می‌شود. ثانیاً، تمرکززدایی در درآمد اندازه دولت تابع را افزایش و اندازه دولت‌های ملی و جمعی را کاهش می‌دهد. ثالثاً، عدم توازن عمودی، اندازه هر سه دولت استانی، ملی و جمعی را افزایش می‌دهد.

فیوا[2] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای اثر تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج را بر روی اندازه دولت در ۱۸کشور OECD طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۵ بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پولینگ و پانل‌دیتا، نشان‌دهنده اثر مثبت تمرکززدایی مالی مخارج (عدم‌تأیید فرضیه لویاتان) و اثر منفی تمرکززدایی مالی درآمد (تأیید فرضیه لویاتان) بر روی اندازه دولت است.

1. Mello
2. Fiva

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

پروهل و اشنایدر[1] (۲۰۰۹) اثر تمرکززدایی مالی را بر روی اندازه دولت ۲۹کشور OECD طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۷۸ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) نشان می‌دهد که تمرکززدایی در درآمد و مخارج باعث کاهش اندازه دولت کشورهای موردمطالعه و درنتیجه تأیید فرضیه لویاتان برای این کشورهاست.

کاستی و پتی[2] (۲۰۱۰) اثر تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت را در ۱۵ کشور اروپایی طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پانل‌دیتا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی درآمد، اندازه دولت‌های تابع، مرکزی و جمعی را به ترتیب افزایش، کاهش و افزایش می‌دهد. این در حالی است که شاخص عدم توازن عمودی[3] اندازه هر سه دولت، تابع، مرکزی و جمعی را افزایش می‌دهد.

باسکاران[4] (۲۰۱۱) اثر تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج را بر روی اندازه دولت در دو نمونه شامل ۱۸ کشور OECD طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۸۰ و ۴۴ کشور OECD و غیر OECD طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۸۰ بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پانل‌دیتا، نشان می‌دهد که در هر دو نمونه، تمرکززدایی در درآمد و مخارج اندازه دولت را افزایش می‌دهد.

وو و لین[5] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر اندازه دولت در ۳۰ استان کشور چین، طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۶ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پانل‌دیتا و روش‌های اقتصادسنجی اثرات ثابت، اثرات تصادفی و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی اعم از درآمد و مخارج باعث گسترش اندازه دولت می‌شوند.

1. Prohl and Schneider
2. Cassette and Paty
۱. عدم توازن عمودی (Vertical Imbalances) به مفهوم نسبت درآمدهای انتقالی و کمک‌های دولت ملی یا مرکزی به‌کل مخارج استانی است (جین و زو، ۲۰۰۲: ۲۷۶ و استین، ۱۹۹۸: ۳۷۲).
4. Baskaran
5. Wu and Lin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

آشورث و همکاران[1] (۲۰۱۳) با استفاده از شاخص تمرکززدایی درآمد، به آزمون فرضیه لویاتان برای نمونه‌ای شامل ۲۸ کشور OECD و غیر OECD طی سال‌های ۲۰۰۰- ۱۹۷۶ پرداخته‌اند. آن‌ها در این مطالعه با استفاده از یک مدل پانل دیتا و روش‌های اقتصادسنجی OLS کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) به این نتیجه رسیده‌اند که فرضیه لویاتان برای کشورهای مورد مطالعه صادق نیست.

آدام و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر بهره‌وری بخش‌عمومی در ۲۱ کشور OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بین تمرکززدایی مالی و بهره‌وری بخش عمومی در بخش‌های سلامت و آموزش یک رابطه غیرخطی به‌شکل U معکوس وجود دارد.

تاکنون مطالعات داخلی معدودی درزمینه تمرکززدایی مالی و اندازه دولت انجام شده است. یکی از این مطالعات، مطالعه رنانی و همکاران (۱۳۸۵) است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اولاً، رابطه تمرکززدایی مالی مخارج با اندازه دولت جمعی و ملی منفی است، ولی با اندازه دولت استانی مثبت است. دوماً، رابطه میان تمرکززدایی مالی درآمد و اندازه دولت استانی معنی‌دار نیست. سوماً، رابطه میان متغیر نهادی عدم توازن عمودی و اندازه دولت استانی، ملی و جمعی مثبت است.

علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۴) رابطه بین تمرکززدایی مالی (از دو منظر: تمرکززدایی مالی مخارج و تمرکززدایی مالی درآمد) و اندازه دولت (از سه منظر: دولت استانی (تابع)، دولت ملی و دولت جمعی) را با استفاده از اطلاعات آماری و اقتصادی ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۵ بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق در قالب مدل‌های تابلویی پویا و با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد که اثر تمرکززدایی مالی مخارج بر روی اندازه دولت استانی، ملی و جمعی به ترتیب مثبت، بی‌معنا و مثبت و اثر تمرکززدایی مالی درآمد بر روی اندازه دولت استانی، ملی و جمعی به ترتیب مثبت، منفی و مثبت است.

1. Ashworth et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، این مطالعه حداقل از حیث دو جنبه مهم با این مطالعات داخلی متفاوت است. اولین جنبه به بررسی تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت استانی مربوط می‌شود. جنبه مهم دیگر، توجه به مسأله وابستگی مقطعی در تحلیل‌های تجربی و اقتصادسنجی است. عدم توجه به این جوانب، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای را به‌همراه داشته باشد.

۳. مدل و روش تحقیق

۱-۳. معرفی مدل و داده‌ها

در این تحقیق، با توجه به مبانی نظری موجود در مورد علل تبیین‌کننده اندازه دولت و مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق (بالاخص مطالعه: وو و لین (۲۰۱۲) برای استان‌های کشور چین، با اندکی تغییرات) و همچنین ساختار اقتصاد ایران و توجه به معناداری ضرایب برآوردی متغیرها، به‌منظور بررسی اثر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت استانی در ایران با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی، از مدل نیمه لگاریتمی زیر استفاده شده است:

(۱)

$$(G.Size)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln\,(GDPpc)_{it} + \beta_2 (F.D)_{it} + \beta_3 \left[(F.D)_{it}\right]^2 + \beta_4 Ln\,(POP)_{it} + \\ + \beta_5 (OPEN)_{it} + \varepsilon_{it}\,,\ i = 1,2,...,30,\ t = 1381,1382,...,1391$$

در رابطه فوق،

G.Size: اندازه دولت استانی (متغیر وابسته)؛ به‌طور کلی، اندازه لایه‌ای دولت از سه منظر: دولت جمعی، دولت مرکزی یا ملی و دولت‌های تابع (منطقه‌ای، استانی و محلی) قابل‌بررسی است (جین و زو، ۲۰۰۲: ۲۷۰). با توجه به این‌که در این مطالعه هدف اصلی، بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت استانی است، به‌منظور اندازه‌گیری اندازه دولت استانی، از نسبت کل مخارج استانی به تولید ناخالص داخلی استانی (بر حسب درصد)، استفاده شده است.

F.D: تمرکززدایی مالی؛ به‌طورکلی به‌منظور اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی از سه شاخص: تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج و عدم توازن عمودی استفاده می‌شود (جین و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

زو، ۲۰۰۲). در این مقاله برای بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر روی اندازه دولت استانی، از دو شاخص تمرکزدایی مالی درآمد (F.DRev) و مخارج (F.DExp)، به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$F.D_{Rev} = \frac{\text{درآمد استانی}}{\text{کل مخارج استانی}} \times 100 \;,\; F.D_{Exp} = \frac{\text{اعتبارات عمرانی هر استان}}{\text{کل بودجه عمرانی کشور}} \times 100 \qquad (۲)$$

$(F.D)^2$: مجذور تمرکززدایی مالی؛ بر اساس ضرایب شاخص تمرکززدایی مالی و مجذور آن، حالت‌های گوناگونی برای شکل نوع وابستگی اندازه دولت استانی و تمرکززدایی مالی قابل پیش‌بینی است. اگر $\beta_2 = \beta_3 = 0$ باشد، به معنی عدم ارتباط بین اندازه دولت استانی و تمرکززدایی مالی در مدل است. اگر $\beta_3 = 0$ و $\beta_2 \neq 0$ باشد، به معنی وجود ارتباط خطی بین متغیرهای مذکور است، که چنانچه $\beta_2 > 0$ این ارتباط خطی افزایشی و چنانچه $\beta_2 < 0$ این ارتباط خطی کاهشی است. اگر $\beta_3 \neq 0$ و $\beta_2 \neq 0$ باشد، تابع درجه دو است. در این حالت چنانچه $\beta_3 > 0$ و $\beta_2 < 0$ باشد، به معنی ارتباط U شکل بین اندازه دولت استانی و تمرکززدایی مالی است. در حالی‌که اگر $\beta_3 < 0$ و $\beta_2 > 0$ باشد، نشان‌دهنده ارتباط U شکل معکوس بین متغیرهای مذکور و تأیید فرضیه تحقیق است. در این حالت می‌توان نقطه بازگشت (ماکزیمم) تابع را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\overset{*}{F.D} = \left[-\frac{\beta_2}{2\beta_3} \right] \qquad (۳)$$

Ln(GDPpc): لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی استانی (متغیر کنترل)؛ این متغیر شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی و از مهم‌ترین متغیرهای کنترل تأثیرگذار بر اندازه دولت است که در بسیاری از مطالعات تجربی گذشته به‌کار گرفته شده است. با ورود این متغیر به مدل می‌توان به بررسی قانون واگنر نیز پرداخت. بر اساس این قانون، مخارج دولت معلول حجم فعالیت‌های اقتصادی است. به‌عبارت‌دیگر، سهم درحال‌رشد دولت از تولید ناخالص داخلی نتیجه پیشرفت اقتصادی است (مولایی و گل‌خندان، ۱۳۹۲: ۱). به‌منظور محاسبه تولید ناخالص داخلی سرانه هر استان، از نسبت تولید ناخالص داخلی آن استان به‌قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به جمعیت استان یادشده، استفاده شده است.

Ln(POP): لگاریتم طبیعی جمعیت استانی (متغیر کنترل)؛ با ورود این متغیر به مدل می‌توان به بررسی تأثیر تحولات جمعیتی بر روی اندازه دولت استانی پرداخت. در زمینه نحوه اثرگذاری جمعیت بر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

اندازه دولت دو دیدگاه کلی وجود دارد: دیدگاه اول بیان می‌دارد که با افزایش جمعیت و تراکم آن، شهرنشینی گسترش‌یافته و پدیده ازدحام خارجی را به همراه می‌آورد. نظر به این‌که این پیامدها راه‌حل خصوصی و غیردولتی ندارند، منجر به مداخله بیشتر دولت و درنهایت، افزایش اندازه دولت می‌شود (گوپتا[1]، ۲۰۰۰: ۷-۶). در مقابل، بر اساس دیدگاه دوم، جمعیت در تابع تقاضای رأی‌دهندگان میانه از طریق خنثی‌کردن تأثیرات مصارف مشترک و کاهش سهم مالیاتی رأی‌دهندگان میانه، وارد تابع تقاضای رأی‌دهندگان میانه می‌شود. با فرض کشش قیمتی صفر و فرض هزینه نهایی ثابت، برای کالاها و خدماتی که به‌صورت عمومی فراهم شده‌اند، جمعیت بیشتر مستلزم مخارج عمومی کمتری به‌عنوان سهمی از GDP می‌باشد، زیرا کالاهایی که توسط بخش عمومی فراهم شده در بین افراد بیشتری تقسیم می‌شود (آلسینا و واژیارگ[2]، ۱۹۹۸: ۳۰۹-۳۰۸). بنابراین نمی‌توان در مورد ضریب تخمینی این متغیر از پیش قضاوت قطعی را داشت.

OPEN: درجه بازبودن اقتصادی؛ که به‌صورت نسب مجموع صادرات و واردات (سهم تجارت) استان به تولید ناخالص داخلی آن استان تعریف شده است. در مورد نحوه تأثیر درجه بازبودن اقتصاد بر اندازه دولت مطالعات تجربی جدید مانند درهر[3] (۲۰۰۶) و گمل و همکاران[4] (۲۰۰۸)، در بررسی‌ها و تحلیل‌های خود بر روی دو فرضیه متمرکز شده‌اند: فرضیه کارایی و فرضیه جبران. در فرضیه کارایی استدلال می‌شود که جهانی‌شدن اقتصاد وظایف تصدی‌گری دولت را کاهش می‌دهد و شرایط اقتصادی را با حضور بیشتر بخش‌خصوصی رقابتی‌تر می‌کند، لذا از هزینه‌های دولت کاسته خواهد شد و ترکیب مخارج دولت در جهت تولیداتی که توسط بخش‌خصوصی مولدترند، تجدید ساختار شده و دولت کارآمدتر می‌شود؛ که این به‌معنی کوچک‌ترشدن اندازه دولت است. در مقابل در فرضیه جبران، استدلال می‌شود که جهانی‌شدن اقتصاد خطراتی را برای جامعه و اقتصاد ملی ایجاد و موجب وارد آوردن فشارهایی به دولت‌ها برای گسترش بخش عمومی است. دولت‌ها برای مقابله و کاهش

1. Gupta
2. Alesina and Wacziarg
3. Dreher
4. Gemmell et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

این خطرات آماده هزینه‌کردن بیشتر، به‌ویژه در بخش بیمه‌های اجتماعی هستند. لذا هزینه‌های دولت در تعامل با جهانی‌شدن روند افزایشی را دنبال خواهد کرد که این به‌معنی بزرگ‌تر شدن اندازه دولت است. تأثیر مثبت درجه بازبودن اقتصاد بر اندازه دولت در ادبیات اقتصادی به فرضیه رودریک (۱۹۹۸) معروف است.[۱]

همچنین: β_0: عرض از مبدأ، t: دوره زمانی (۱۳۹۱-۱۳۸۱)، i: تعداد مقاطع (استان‌های کشور شامل ۳۰ استان)[۲] و ε_{it} جزء خطا است. منبع جمع‌آوری داده‌ها نیز، بانک مرکزی ج.ا.ا، سالنامه آماری استان‌ها و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور می‌باشد. به‌منظور برآورد مدل و انجام آزمون‌های اقتصادسنجی لازم نیز از نرم‌افزارهای STATA و GAUSS استفاده شده است.

۲-۳. روش تحقیق

الگوی مورد نظر در این مقاله به‌صورت یک معادله پانل (ترکیبی) است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی[۳] دارند. در حالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۹). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروش و پاگان[۴] (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، بر خلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به

۱. رودریک این فرضیه را بیان می‌کند که «مخارج دولتی در اقتصادهایی که در معرض ریسک بیرونی زیادی واقع شده‌اند، نقش کاهنده ریسک را بازی می‌کند». بنابراین با افزایش درجه بازبودن اقتصاد اندازه دولت افزایش می‌یابد.

۲. تعداد استان‌های کشور طی بازه زمانی تحقیق ۳۰

3. Cross- Sectional Independence

4. Breusch and Pagan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). برای پانل های متوازن آماره ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\widehat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۴)$$

که در آن، $\widehat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS) است که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. پسران جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای iامین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است.[۱] همچنین در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌جمعی پانلی، احتمال وقوع نتایج هم‌جمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم‌جمعی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش پیشنهادی وسترلوند (۲۰۰۷) از آن جمله است. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این‌که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. وسترلوند (۲۰۰۷)،

۱. به‌منظور آشنایی بیشتر با این آزمون به پسران (۲۰۰۷) مراجعه کنید که به دلیل صرفه‌جویی از ارائه آن خودداری شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

چهار آماره مختلف را به‌منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل پیشنهاد داده است. آماره‌های پانل P_τ و P_α که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند و آماره‌های میانگین گروه G_τ و G_α که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی می‌پردازند (همان). وسترلوند (۲۰۰۷) در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت‌استرپ"[1] (خودگردان‌سازی) که توسط چانگ[2] (۲۰۰۴) مطرح شده، برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نموده است.

به‌منظور برآورد مدل، بای و همکاران (۲۰۰۹) برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده (FM-LS) پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر FM-LS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه بر این، نسبت به مانایی و نامانایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم، یک الگوی پانل به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

که در این رابطه، y_{it}: متغیر وابسته، x_{it}: مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β: یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و $\mathbf{e_{it}}$: جمله اخلال معادله رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به‌صورت زیر ارائه می‌شود (بای و همکاران، ۲۰۰۹: ۸۹):

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} \acute{x}_{it}x_{it}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} x_{it}\, y_{it} \qquad (۶)$$

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن[3] (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود آمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی که x_{it} به‌طور اکید برون‌زا باشد. در این راستا می‌توان به‌منظور دست‌یابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر FM-LS را به روش فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای داده‌های پانلی ارائه داد (همان: ۸۳). از طرفی، فرض استقلال

1. Bootstrap
2. Chang
3. Phillips and Hansen

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران (۲۰۰۹) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۷)$$

که در آن F_t یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $r \times 1$ از وزن‌های عاملی است (همان).

بنابراین الگوی پانلی رابطه (۴) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۸)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود، به این دلیل که اگر برخی از اجزای x_{it} مانا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}} x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} {y_i}^{+} - T(\hat{\bar{\Delta}}^{+}{}_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \acute{} \hat{\bar{\Delta}}^{+}{}_{\eta u}))$$
$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i \hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i \hat{\beta}_{Cup-FM})\acute{}\right] \qquad (۹)$$

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک‌طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به‌صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای x_i، F، ${y_i}^{+}$ و ui نماینده بردارهای زیر هستند:

$${y_i}^{+} = \begin{bmatrix} {y_{i1}}^{+} \\ {y_{i2}}^{+} \\ \vdots \\ {y_{iT}}^{+} \end{bmatrix},\ {x_i}^{+} = \begin{bmatrix} {\acute{x}_{i1}}^{+} \\ {\acute{x}_{i2}}^{+} \\ \vdots \\ {\acute{x}_{iT}}^{+} \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} \acute{F}_1 \\ \acute{F}_2 \\ \vdots \\ \acute{F}_T \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

متغیر η نیز جمله اخلال فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است (همان: ۸۶):

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۱)$$

همچنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i\eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلال دو معادله (۷) و (۱۱) برقرار باشد. متغیرهای y_i^+، $\hat{\bar{\delta}}_i$ و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix}\Delta\hat{\bar{x}}_{it}\\ \Delta\hat{F}_t\end{bmatrix},\ \hat{\bar{\delta}}_i = \left(\hat{F}'\hat{F}\right)^{-1}\hat{F}'\hat{\bar{x}}_i,\quad M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\hat{F}\hat{F}' \qquad (۱۲)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه T- بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و $\hat{F}$ در دو معادله رابطه (۹) به‌دست می‌آید (همان: ۸۶-۸۵).

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای مدل‌های مورد بررسی انجام شده و مقدار آماره این آزمون در جدول (۱) آمده است. با توجه به نتایج این جدول و مقادیر بحرانی آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) که از توزیع نرمال برخوردار است (و در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به‌ترتیب، ۱/۶۴-، ۱/۹۶- و ۲/۵۷- است)، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود وابستگی مقطعی در هر دو مدل در سطح ۱ درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون وابستگی مقطعی در مدل‌های تحقیق

مدل	
مدل با شاخص تمرکزدایی مالی درآمد	مدل با شاخص تمرکزدایی مالی مخارج
مقدار آماره محاسباتی CD پسران (۲۰۰۴)	
-۴/۰۰۱	-۲/۸۵۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل‌ها، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول (۲) آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها در سطح ۵ درصد در سطح نامانا هستند، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
G.Size	-۲/۰۰۱	-۲/۱۵۱	-۴/۵۵۸	-۵/۱۸۱	**I(1)**
Ln(GDPpc)	-۰/۷۷۲	-۱/۴۵۴	-۲/۹۴۲	-۳/۲۲۵	**I(1)**
$F.D_{Rev}$	-۰/۵۸۵	-۱/۱۴۲	-۳/۹۵۲	-۳/۸۸۴	**I(1)**
$(F.D_{Rev})^2$	-۰/۰۲۶	-۰/۱۶۶	-۳/۰۸۶	-۳/۲۴۹	**I(1)**
$F.D_{Exp}$	-۱/۸۸۵	-۱/۹۹۲	-۳/۲۲۶	-۳/۸۸۶	**I(1)**
$(F.D_{Exp})^2$	-۱/۰۱۶	-۱/۴۴۵	-۳/۱۴۵	-۳/۲۱۵	**I(1)**
Ln(POP)	-۰/۱۵۲	-۰/۴۴۱	-۲/۵۸۵	-۲/۹۹۲	**I(1)**
OPEN	-۱/۹۱۶	-۲/۰۰۴	-۳/۸۸۴	-۴/۴۱۲	**I(1)**

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف

حالت	1%	5%	10%
C	-۲/۵۱	-۲/۲۵	**-۲/۱۲**
C+T	-۳/۳۰	-۲/۹۴	**-۲/۷۶**

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰) و سایر محاسبات نتایج تحقیق.

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل‌های مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و این‌که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τ و دو آماره پانل P_τ و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلوند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_τ و G_α و دو آماره پانل P_τ و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل را می‌توان پذیرفت.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره	مدل با شاخص تمرکززدایی مالی درآمد			مدل با شاخص تمرکززدایی مالی مخارج		
	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی	مقدار آماره	احتمال	**احتمال قوی**
G_τ	-۳/۲۵۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۳/۵۱۲	۰/۰۰۰	**۰/۰۰۰**
G_α	-۱۰/۲۱۲	۰/۸۴۱	۰/۰۰۱	-۹/۵۸۵	۰/۹۲۱	**۰/۰۰۰**
P_τ	-۲۲/۰۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۲۵/۳۶۴	۰/۰۰۰	**۰/۰۰۰**
P_α	-۹/۲۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۹/۵۵۲	۰/۰۰۰	**۰/۰۰۰**

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل‌ها را برآورد کرد. قبل از تخمین مدل به‌روش به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

شده (Cup-FM)، 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:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N-1}{URSS/NT-K-N} \qquad (۱۳)$$

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 (H_0) این آزمون آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این تحقیق احتمال پذیرش فرضیه صفر را در مدل‌های تحقیق (مدل با شاخص تمرکززدایی درآمد: ۰/۰۰۸ و مدل با شاخص تمرکززدایی مخارج: ۰/۰۱۱) به‌دست آورده است، لذا فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین مدل‌ها به‌شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است که این مدل‌ها به‌روش داده‌های پانل برآورده شود. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌دلیل وابستگی مقطعی در مدل‌های یادشده، به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده است. نتایج این تخمین در رابطه‌های زیر گزارش شده است.[2] در این رابطه‌ها، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقدار آماره t می‌باشد که حاکی از معناداربودن کلیه ضرایب تخمینی در سطح ۵ درصد است. همچنین علامت تمام متغیرهای کنترل، در هر دو مدل تخمینی از ثبات لازم برخوردار بوده‌اند و با تغییر شاخص‌های تمرکززدایی مالی این علامت‌ها تغییر نکرده‌اند؛ که این خود صحت نتایج به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

1. Pooling Data

۲. در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به‌طور خودکار ارائه داده نمی‌شود. به هر حال این ضریب اهمیت آماری چندانی ندارد و در صورت لزوم می‌توان آن‌را به‌صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

$$(G.Size)_{it} = \beta_0 + \underset{(3.181)}{1.482}(F.D.Rev)_{it} - \underset{(2.211)}{0.198}[(F.D.Rev)_{it}]^2 + \underset{(4.085)}{0.272}\,Ln(GDPpc)_{it} + \underset{(3.284)}{0.882}\,Ln(POP)_{it} + \underset{(1.992)}{0.125}(OPEN)_{it}, R^2 = 0.842 \quad (۱۴)$$

$$(G.Size)_{it} = \beta_0 + \underset{(3.081)}{1.224}(F.D.Exp)_{it} - \underset{(2.522)}{0.00591}[(F.D.Exp)_{it}]^2 + \underset{(4.448)}{0.258}\,Ln(GDPpc)_{it} + \underset{(3.552)}{0.748}\,Ln(POP)_{it} + \underset{(2.101)}{0.128}(OPEN)_{it}, R^2 = 0.808 \quad (۱۵)$$

بر اساس نتایج رابطه فوق، با توجه به معنادار بودن ضرایب شاخص‌های تمرکززدایی مالی و مجذور این شاخص‌ها و مثبت و منفی بودن این ضرایب (به‌ترتیب)، وجود ارتباط به‌شکل منحنی U معکوس بین تمرکززدایی مالی و اندازه دولت استانی در ایران تأیید می‌شود. به این معنا که با اعمال تمرکززدایی مالی در ایران، نخست اندازه دولت استانی افزایش می‌یابد و با رسیدن به یک سطح مشخص به نام سطح آستانه، از این سطح به بعد با اعمال تمرکززدایی مالی، اندازه دولت استانی کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده همسو با نتایج مطالعات: بوشر (۲۰۱۰) و آدام و همکاران (۲۰۱۴) است. حال نقطه بازگشت این منحنی را با توجه به شاخص‌های تمرکززدایی مالی محاسبه می‌کنیم:

$$\overset{*}{F.D.Rev} = \left[-\frac{\beta_2}{2\beta_3}\right] = \left[-\frac{1.482}{2(-0.198)}\right] = 3.742\% \quad (۱۶)$$

$$\overset{*}{F.D.Exp} = \left[-\frac{\beta_2}{2\beta_3}\right] = \left[-\frac{1.224}{2(-0.00591)}\right] = 103.553\% \quad (۱۷)$$

با توجه به نقاط بازگشت به‌دست‌آمده و با توجه به این‌که میزان شاخص‌های تمرکززدایی درآمد و مخارج در بیش‌تر استان‌های ایران در حال حاضر کمتر از این مقدار است، می‌توان گفت که بیشتر استان‌های کشور به نقطه بازگشت منحنی نرسیده‌اند و در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند. این نتیجه به آن معناست که اعمال تمرکززدایی مالی در شرایط فعلی باعث گسترش اندازه دولت در استان‌های ایران می‌شود و این خود مؤید نتایج مطالعات علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۴) و رنانی و همکاران (۱۳۸۵) می‌باشد که در مطالعات خود با استفاده از مدل‌های خطی به این نتیجه رسیده‌اند که تمرکززدایی مالی باعث افزایش اندازه دولت استانی در ایران شده است. اما می‌توان انتظار داشت که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

با گذر از این سطوح، اعمال تمرکززدایی مالی اندازه دولت را در استان‌های کشور کاهش دهد. بر اساس سایر نتایج به‌دست‌آمده نیز می‌توان گفت که افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت و سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی در استان‌های کشور، با افزایش و گسترش اندازه دولت استانی طی دوره مورد بررسی همراه بوده است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در طول سال‌های اخیر بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه 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، کارایی و رشد اقتصادی جستجو کرد. در این زمینه یکی دیگر از منافع تمرکززدایی مالی که توسط برنان و بوکانان (۱۹۸۰) تحت عنوان فرضیه لویاتان مطرح‌شده است، محدود کردن اندازه بخش عمومی است. بر اساس این فرضیه تمرکززدایی مالی باعث کاهش اندازه دولت می‌شود. در این راستا تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی ۳۰ استان کشور و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط غیرخطی بین تمرکززدایی مالی و اندازه دولت استانی و آزمون فرضیه لویاتان پرداخته است. به این منظور از متغیرهای شاخص اندازه دولت استانی، شاخص تمرکززدایی مالی (از دو زاویه: درآمد و مخارج) و متغیرهای کنترل شامل: تولید ناخالص داخلی سرانه، تجارت و جمعیت در قالب دو مدل پانل‌دیتا استفاده‌شده است. پس از تأیید مسأله وابستگی مقطعی بین متغیرهای هر دو مدل، به‌منظور تخمین رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها، از روش‌های نوین در داده‌های پانل که وابستگی بین مقاطع را در نظر می‌گیرند، از قبیل آزمون‌های ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)، هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) و برآوردگر به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (۲۰۰۹))، استفاد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین تمرکززدایی مالی و اندازه دولت استانی در ایران یک رابطه به شکل منحنی U معکوس وجود دارد. به این معنا که با اعمال تمرکززدایی مالی در ایران، نخست اندازه دولت استانی افزایش می‌یابد و با رسیدن به یک سطح مشخص به نام سطح آستانه، از این سطح به بعد با اعمال تمرکززدایی مالی، اندازه دولت استانی کاهش می‌یابد. با توجه به مقدار نقاط بازگشت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

به‌دست‌آمده و با توجه به این‌که میزان شاخص‌های تمرکززدایی درآمد و مخارج در بیش‌تر استان‌های ایران در حال حاضر کمتر از این مقدار است، می‌توان گفت که بیشتر استان‌های کشور به نقطه بازگشت منحنی نرسیده‌اند و در قسمت صعودی این منحنی قرار دارند. نتایج دیگر این تحقیق حاکی از اثر مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه، تجارت و جمعیت بر روی اندازه دولت استانی در ایران است. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی در ایران با توجه به شرایط فعلی باعث افزایش اندازه دولت استانی شده است.

در این راستا، به‌منظور افزایش کارایی بخش عمومی و کاهش اندازه دولت استانی در ایران 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 qjerp.ir on 2026-10-31]

منابع

آقایی، مجید؛ قنبری، علی؛ عاقلی، لطفعلی و حسین صادقی (۱۳۹۱)؛ "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره"، *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، شماره ۹، صص ۱۸۵-۱۴۸.

رنانی، محسن؛ سامتی، مرتضی و حسن فرازمند (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه تمرکززدایی مالی و اندازه دولت در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، صص ۱۵۱-۱۲۵.

صادقی، حسین؛ صباغ کرمانی، مجید و وحید شقاقی‌شهری (۱۳۸۷)؛ "بررسی اثرات تمرکززدایی مالی بر کنترل فساد"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۵.

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

علیزاده، محمد و ابوالقاسم گلخندان (۱۳۹۴)، "آزمون فرضیه لویاتان برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)"، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال چهارم، شماره ۱۴، صص ۱۳۰-۱۰۷.

گل‌خندان، ابوالقاسم و صاحبه محمدیان‌منصور (۱۳۹۵)، "بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه: رهیافت دومرحله‌ای SGMM"، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، شماره ۱۳، صص ۱۴۲-۱۱۵.

مولایی، محمد و ابوالقاسم گلخندان (۱۳۹۲)، "رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد آزمون باند و علیت تودا و یاماموتو"، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، صص ۱۳۰-۱۰۷.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

Adam, A.; Delis, M. D. and P. Kammas (2014), "Fiscal Decentralization and Public Sector Efficiency: Evidence from OECD Countries", *Economics of Governance*, No.15, pp. 17-49.

Alesina, A. and R. Wacziarg (1998), "Openness, Country Size and Government", *Journal of Public Economics*, 69(3), pp. 305 321.

Ashworth, J.; Galli, E. and F. Padovano (2013), "Decentralization as a Constraint to Leviathan: a Ppanel Cointegration Analysis", *Public Choice*, No. 156, pp. 491-516.

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

Bai, J.; Kao, C. and S. Ng (2009), "Panel Cointegration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, No. 149, pp. 82-99.

Baskaran, T. (2011), "Fiscal Decentralization, Ideology, and the Size of the Public Sector", *European Journal of Political Economy*, No. 27, pp. 485-506.

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

Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud*, No. 47, pp. 239-253.

Buser, W.D. (2010), "The Impact of Public Sector Fiscal Decentralization on Economic Performance and Government Size across High Income OECD Countries: An Institutional Approach", *A Dissertation submitted to the Department of Economics in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy*.

Cassette, A. and S. Paty (2010), "Fiscal Decentralization and the Size of Government: a European Country Empirical Analysis", *Journal of Public Choice*, No. 143, pp. 173-189.

Chang, Y. (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *J. Econ*, No. 120, pp. 263–293.

Coung, V. and H.T. Nguyet (2002), "East Asia Decentralization Country Studied: The Case of Vietnam", avalailable in: http://www.word bank.org/.

Dreher, A. (2006), "Does Globalization Affect Growth? Empirical Evidence from a New Index", *Applied Economics*, 38(10), pp. 1091-1110.

Fiva, J. (2006), "New Evidence on the Effects of Fiscal Decentralization on the Size and Composition of Government Spending", *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 62(2), pp. 250-280.

Fukasaku, F. and 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. and I. Sanz (2008), "Foreign Investment, International Trade and the Size and Structure of Public Expenditures", *European Journal of Political Economy*, 24(1), pp. 151–171.

Gupta, K. (2000), *An Inquiry in to Determinants of Size in Developing Countries and Related Issues of Socioeconomic Development*, State University New York at Stony Brook.

Hoyos, R. E. and V. Sarafidis (2006), "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models", *Stata Journal*, 6(4), pp. 484-496.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]

Jin, J. and H. Zou (2002), "How Does Fiscal Decentralization Affect Aggregate, National, and Subnational Government Size?" *Journal of Urban Economics*, No. 52, pp. 270-293.

Mello, L. D. (1999), "Fiscal Federalism and Government Size in Transition Economies: the Case of Moldova", *IMF Working Paper*, No. 176.

Pesaran, M. H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, No. 22, pp. 265–312.

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

Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, No. 57, pp. 99-125.

Prohl, S. and F. Schneider (2009), "Does Decentralization Reduce Government Size? A Quantitative Study of the Decentralization Hypothesis", *Public Finance Review*, 37(6), pp. 639-664.

Prud'homme, R. (1995), "On the Dangers of Decentralization", *World Bank Economic Review*, 10(2), pp. 201-220.

Rodrik, D. (1998), "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?", *Journal of Political Economy*, 106(5), pp. 997-1032.

Stein, E. (1999), "Fiscal Decentralization and Government Size in Latin America", *Journal of Applied Economics*, 2(2), pp. 357-391.

Westerlund, J. (2007), "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp. 709–748.

World Bank (2001), *World Development Report 2000/2001: Entering the 21st Century*, New York: Oxford University Press.

Wu, A.M. and L. Lin (2012), "Determinants of Government Size: Evidence From China", *Journal of Public Choice*, No. 151, pp. 255-270.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-31]