تحلیل اقتصاد سیاسی از الگوی فضایی تخصیص هزینه‌های جاری و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در استان‌های ایران

اعظم محمدزاده،* محمدنبی شهیکی تاش و فریده اکبری*****

تاریخ دریافت ۱۳۹۴/۱۲/۲	تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۷/۲۰

بودجه‌های جاری و عمرانی استانی از مهم‌ترین ابزارهای اقتصادی بخش عمومی است که با کمک آن می‌توان نابرابری‌ها و ناتوازنی‌های منطقه‌ای را در کشور کاهش داد. در این پژوهش به بررسی ابعاد مختلف این موضوع و میزان اثرگذاری متغیرهای مختلف اقتصادی بر میزان پراکندگی و توزیع بودجه‌های جاری و عمرانی در استان‌های کشور پرداخته شده است. متغیرهای توضیحی سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت، سهم نفت در تولید ناخالص داخلی، تراکم جمعیت و مجموع مخارج عمرانی تخصیص‌یافته به استان‌های کشور است. به این منظور با استفاده از داده‌های پانل دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۴ به برآورد مدل تجربی پرداخته شده است. ضمن بررسی مدل از حیث اثرات ثابت یا متغیر و تخمین آزمون هاسمن، نتایج نشان می‌دهد بین متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت، تراکم جمعیتی و مجموع مخارج عمرانی تحقق‌یافته استان‌ها رابطه مثبت برقرار است. سهم نفت در تولید ناخالص داخلی بر اعتبارات استانی اثر منفی و معناداری دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه بیانگر کشش درآمدی بودجه‌های عمومی استانی است و درواقع نشان‌دهنده تبادل کارایی -برابری در مدل است. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر ۰/۳۵۹ است. به این معنا که هرچند رفتار بودجه‌ریزی دولت در ایران به‌طور مطلق کارایی‌محور نیست؛ اما بیشتر متمایل به تخصیص به استان‌هایی است که تولید بالاتر دارند تا استان‌هایی که از فقر بیشتر رنج می‌برند.

کلیدواژه‌ها: بودجه؛ توزیع بودجه‌های جاری و عمرانی؛ تولید ناخالص داخلی سرانه؛ تراکم جمعیتی؛ مخارج عمرانی

---

* دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)؛
Email: az.mohammadzadeh@gmail.com

** دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ Email: mohammad-tash@eco.usb.ac.ir

*** دانش‌آموخته علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان؛
Email: faraakbari73@gmail.com

مقدمه

نتایج مطالعات مختلف درخصوص شاخص‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، فرهنگی و فضایی ایران حاکی از آن است که کشورمان دارای ساختار فضایی مرکز ـ پیرامون چه در مقیاس ملی و چه در مقیاس منطقه‌ای و محلی است (بختیاری، دهقانی‌زاده و حسین‌پور، ۱۳۸۵؛ احمدی پور و همکاران، ۱۳۸۶؛ جعفری ثانی و بخشوده، ۱۳۸۷؛ ابونوری؛ خوشکار و داودی، ۱۳۸۹). عدم تعادل منطقه‌ای آثار و عواقب زیان‌بار فراوانی برای کشور به دنبال دارد که از جمله آنها می‌توان به افزایش فرایند تمرکزگرایی، افزایش بسترهای نارضایتی اقتصادی ـ اجتماعی، ادامه روند مهاجرت و حاشیه‌نشینی، افزایش فرایند واگرایی و مرکزگریزی در مناطق مختلف، افزایش احساس تبعیض و فاصله طبقاتی، گسستگی پیوند ارگانیک بین بخش‌های مختلف اقتصادی و مناطق مختلف کشور، افزایش تخریب محیط زیست و فشارهای اکولوژیکی به‌ویژه در اثر رشد بی‌رویه شهرهای بزرگ، عدم بهبود در وضع اشتغال و ادامه روند بیکاری، توزیع نامتوازن جمعیت و تخلیه مناطقی از کشور اشاره کرد.

بودجه‌های جاری و عمرانی استانی از مهم‌ترین ابزارهای اقتصادی بخش عمومی است که با کمک آن می‌توان نابرابری‌ها و بی‌توازنی‌های منطقه‌ای را در ایران کاهش داد. بودجه دولت که سند تخصیص هزینه‌های دولت برای پوشش دادن به برنامه‌ها و اهداف عالیه جامعه است، اصلی‌ترین سند تخصیص منابع در جامعه است. این سند ازیک‌طرف تخصیص منابعی را برعهده دارد که مستقیم در اختیار دولت است و ازطرف‌دیگر تخصیص منابع بخش خصوصی را که به دنبال تخصیص‌های بودجه‌ای دولت به سمت‌وسوهای خاصی است را برعهده دارد. در اقتصاد ایران سهم بسیار بزرگی از تخصیص منابع به صورت مستقیم در اختیار دولت است. یک نگاه ساده به رقم بودجه مصوب دولت و شرکت‌های دولتی کشور در هر سال و مقایسه آن با تولید ناخالص ملی همان سال نشان می‌دهد در ایران نسبت زیادی از تولید ناخالص ملی را دولت تولید یا هدایت می‌کند و نقش بخش خصوصی در این زمینه اندک است. با این سطح وسیع دخالت، هرگونه انحرافی در بودجه عواقب زیان‌بار و غیرقابل جبرانی به‌وجود خواهد آورد. بنابراین تخصیص بهینه و عادلانه بودجه یک انتظار کارشناسانه و یک اصل عقلی است. به این

منظور سعی شده است با استفاده از آمار بانک مرکزی و مرکز آمار ایران با توجه به اوضاع اقتصادی و اجتماعی استان‌های کشور به بررسی نحوه توزیع استانی بودجه‌های سالانه بپردازیم. ازاین‌رو، عوامل مؤثر بر روند تحقق عمده‌ترین خدمت دولت در جهت برنامه‌ریزی امور اقتصادی و عملیاتی یعنی تخصیص بودجه استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ براساس داده‌های سالانه مدنظر قرار خواهد گرفت. به‌عبارت‌دیگر این تحقیق به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که نحوه توزیع و تخصیص بودجه در استان‌های کشور به چه صورتی است؟ و چه عواملی بر این تخصیص مؤثر است؟

۱. پیشینه تحقیق

در زمینه موضوعات مرتبط با بودجه‌ریزی ملی و استانی و عوامل مؤثر بر آن و رابطه آن با متغیرهای کلان اقتصادی تحقیقات اندکی توسط محققان داخلی در سطح کشور انجام گرفته است. در زیر به مهم‌ترین تحقیقات و نتایج آنها پرداخته شده است.

۱-۱. مروری بر مطالعات انجام شده در داخل کشور

انتظاری (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به تحلیل عملکرد تخصیص بودجه به دانشگاه‌های دولتی ایران از دو منظر هزینه و درآمد پرداخته است. برای این منظور، ابتدا الگوی رفتاری جدیدی با عنوان «مرز تصادفی بودجه» با رویکرد «تخصیص مبتنی‌بر ستانده» ارائه شده است؛ این الگوی رفتاری از دو منظر هزینه و درآمد، با استفاده از داده‌های ۵۲ دانشگاه دولتی وابسته به وزارت علوم، تحقیقات و فناوری در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷، تخمین زده و تحلیل شده است. تخمین‌ها و تحلیل‌های «مرز تصادفی بودجه» نشان می‌دهد که در هر دو الگوی درآمد و هزینه، فرضیه صفر درخصوص ضرایب کمیت و کیفیت بیشتر ستانده‌ها رد نمی‌شود؛ به این معنا که در حال حاضر متغیرهای یاد شده نقشی در تخصیص بودجه به دانشگاه‌ها بازی نمی‌کنند. فرضیه صفر ناکارایی در الگوی هزینه رد می‌شود، اما این فرضیه در الگوی درآمد رد نمی‌شود. از یافته‌های به‌دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که اولاً، رویکرد «تخصیص مبتنی‌بر ستانده» در ایران به‌طور جامع اجرا

نمی‌شود؛ ثانیاً، اگر بودجه با رویکرد «تخصیص مبتنی‌بر ستانده» به‌منظور جبران هزینه‌های یک دانشگاه پرداخت شود، تخصیص بودجه ناکارا خواهد بود، اما اگر بودجه به‌مثابه درآمد حاصل از «خرید تضمینی ستانده‌های دانشگاه توسط دولت» پرداخت شود، تخصیص بودجه کارا خواهد بود.

میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل کمّی الگوی اقتصاد سیاسی تخصیص بودجه‌های استانی در ایران» تلاش کرده‌اند تا با شناخت الگوی اقتصاد سیاسی بودجه‌ریزی منطقه‌ای، به بررسی کمّی متغیرهای اقتصادی و سیاسی مؤثر بر شیوه تخصیص بودجه‌های جاری، عمرانی و کل استانی در ایران بپردازند. به همین جهت اثرگذاری دو دسته متغیرهای برنامه‌ای و تاکتیکی در قالب مدل‌های داده‌های تلفیقی و در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۹ را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق مذکور بیانگر این مطلب است که رفتار بودجه‌ریزی استانی در ایران کارایی‌محور و نه برابری‌محور است. افزون بر این، دو متغیر سرمایه اولیه استانی و تراکم جمعیت دارای رابطه منفی با میزان بودجه‌های سرانه تخصیص یافته می‌باشند. نتایج متغیرهای سیاسی نیز نشان می‌دهد که دولت در سال برگزاری انتخابات ریاست جمهوری، بودجه‌های بیشتری را به استان‌های با مشارکت انتخاباتی کمتر و با رأی‌دهندگان مردد و با نوسان هدایت کرده است.

خلیلیان اشکذری و آزادی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «منابع مالی و معیارهای تخصیص بودجه در دولت اسلامی» با استفاده از روش استنباط فقهی، به استخراج معیارهای تخصیص منابع مالی در دولت اسلامی پرداخته‌اند. بنا به فرضیه مقاله، تخصیص بودجه دولت اسلامی باید براساس معیارهای نیاز، کار، مصلحت، کارایی و عدالت صورت گیرد. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که تخصیص هریک از بودجه‌های جاری و عمرانی، تابع معیارهای خاص خود است. معیار تخصیص بودجه جاری، در بیشتر موارد کار و نیاز است. بودجه عمرانی نیز باید براساس معیار نیاز، کارایی و مصلحت تخصیص یابد. معیار عدالت نیز که همچون چتری بر همه اقسام توزیع بیت‌المال و تخصیص بودجه سایه افکنده، رعایت آن شرط اصلی تخصیص بهینه آنها از دیدگاه اسلامی است. یکی از مسائل مهم در این زمینه، اولویت‌بندی معیارها در صورت بروز تزاحم در تخصیص بودجه است. در این زمینه،

می‌توان به مواردی چون تقدم عدالت بر کارایی و اولویت مصالح اجتماعی بر مصالح فردی اشاره کرد.

۲-۱. مروری بر مطالعات انجام شده در خارج کشور

فوزارد[1] (۲۰۰۱) در تحقیقی با عنوان «مسائل اصلی در بودجه‌بندی: روش تخصیص منابع در بخش عمومی و پیامدهای آن برای بودجه‌بندی به نفع قشر کم‌درآمد» به این مسئله پرداخته است که چه مقدار هزینه‌های عمومی می‌بایست برای هدف توزیع مجدد صرف شده و چگونه این منابع درون جامعه توزیع شوند. متأسفانه نظریات اقتصادی دستورالعمل‌های کمّی را درخصوص این مسئله ارائه داده زیرا هیچ نوع توافقی در ارتباط با سطح بهینه یا توزیع عادلانه درآمد و دارایی وجود ندارد. این مسئله می‌بایست در حیطه سیاسی حل شود. این موارد نیازمند این است که سیاستگذاران جدی به قضاوت بپردازند تا پرداخت‌کنندگان مالیات آماده پرداخت هزینه‌های توزیع مجدد باشند. هر چند بسیاری از سیاستگذاران اذعان دارند از سیاست‌های بازتوزیع به‌ویژه مواردی که به دنبال کاهش چشمگیر نابرابری و فقر است، به دنبال کسب منفعت از خدمات و انتقال سرمایه از طریق مالیات‌ها هستند. در تأمین این اهداف متناقض، گرایشی در بین سیاستگذاران برای افزایش کسب منفعت وجود دارد به شکلی که برنامه‌ها از هدفمندی محدود به هدفمندی گسترده به پیش رفته و تأثیر بازتوزیع را کاهش می‌دهند.

سوله ـ اوله[2] (۲۰۰۹) به دو دسته استراتژی‌های کارایی‌محور و برابری‌محور اشاره می‌کند که هریک ممکن است مورد توجه دولتی باشد که قصد دارد با استراتژی برنامه‌ای اقدام به توزیع بودجه‌های عمومی کند. تخصیص کارایی‌محور به معنای تخصیص بودجه به‌سوی مناطقی است که مصرف‌کنندگان بیشتری از زیرساخت‌ها وجود دارند (مانند ماشین‌ها، کامیون‌ها و ... به‌عنوان استفاده‌کنندگان از جاده‌ها). این استراتژی درنهایت توجیه‌کننده سرمایه‌گذاری در استان‌های غنی و ثروتمند است که به‌منظور تأمین نیازهای کنونی یا جبران کمبودهای آنها صورت می‌گیرد. در مقابل این استراتژی، تخصیص

1. Fozzard
2. Sole-Olle

برابری‌محور قرار دارد که سعی در توزیع یکسان امکانات در کشور دارد و توجه عمده خود را معطوف استان‌های کم‌درآمد می‌کند. آنچنان که کاستلز و نویسندگان اعتقاد دارند، اگر قواعد کارایی‌محور در باز توزیع منابع حاکم باشد، سرمایه‌گذاری زیرساختی به تناسب درآمد منطقه‌ای (تولید ناخالص منطقه‌ای) صورت می‌پذیرد؛ درحالی‌که براساس قواعد مبتنی‌بر برابری، سرمایه‌گذاری با تناسبی کمتر یا حتی برعکس نسبت‌های درآمدی، به‌سوی مناطق کمتر توسعه‌یافته سرازیر می‌شود. بنابراین کشش درآمدی سرمایه‌گذاری نشان‌دهنده استراتژی دولت در تبادل کارایی ـ برابری است.

۲. مبانی نظری

مطالعات درباره با الگوهای تخصیص و توزیع منطقه‌ای هزینه‌ها و برنامه‌های عمومی، به‌طور عمده برمبنای دو دسته متغیرها و استراتژی‌های تاکتیکی[1] و برنامه‌ای[2] بنا شده است. بهترین الگوهای نظری درخصوص بازتوزیع تاکتیکی را لیندبک و ویبول[3] (۱۹۸۷) و دیکزیت و لاندرگان[4] (۱۹۹۸) طراحی کرده‌اند. این محققان فرض می‌کنند که سیاستگذاران و برنامه‌ریزان تمایل به حفظ جایگاه خود دارند ازاین‌رو، آنها منابع عمومی را به‌گونه‌ای در حوزه‌های انتخاباتی توزیع می‌کنند که پیروزی در انتخابات را برایشان تضمین کند. نتایج تجربی این مطالعات نشان می‌دهد که دولتمردان به حوزه‌هایی بیشتر توجه می‌کنند که رأی‌دهندگان مردد و نوسان‌دار[5] هستند. این رأی‌دهندگان در صورت مشاهده منافع اقتصادی حاضرند به نامزد یا حزب مورد نظر رأی دهند. حوزه‌های انتخاباتی که نامزدها یا احزاب در آنها با فاصله اندک رأی می‌آورند یا رأی نمی‌آورند یا حوزه‌هایی که در سابقه تاریخی خود نوسان‌های زیادی داشته‌اند، دارای تعداد زیادی از رأی‌دهندگان مردد هستند (Case, 2001).

در مقابل نظریات گفته شده، مدل کاکس و مک کوبینز[6] (۱۹۸۶) بر این مبنا قرار دارد

1. Tactical
2. Programmatical
3. Lindbeck and Weibull
4. Dixit and Londregan
5. Swing Voters
6. Cox and McCubbins

که سیاست‌مداران ریسک‌گریزند و اگر چه تمایل به برد در انتخابات دارند؛ ولی سرمایه‌گذاری بر رأی‌دهندگان مصمم، ثابت و وفادار[1] را ترجیح می‌دهند. شناخت این افراد نیز بسیار ساده است. معمولاً حوزه‌های انتخابی که سیاست‌مداران بیشترین رأی را از آنجا کسب کرده‌اند، صاحب رأی‌دهندگان وفادار بیشتری هستند.

هریک از نظرات فوق، موافقان و مخالفانی دارند و مطالعات تجربی متعددی بر صحت یکی و رد دیگری نگاشته شده است (Rodden and Wilkinson, 2004). استرومبرگ[2] (۲۰۰۲) و کاستلز[3] و سوله ـ اوله (۲۰۰۵) مدل‌های ریاضی را برای توزیع تاکتیکی طراحی کرده‌اند که به‌طور عمده بر محوریت بودجه‌های عمرانی نگاشته شده‌اند. البته به نظر می‌رسد این مدل بیشتر برای نظام‌های پارلمانی طراحی شده است که در آن مجلس دولت را انتخاب می‌کند. در این مدل، حزب یا گروه حاکم در دولت مرکزی به‌گونه‌ای بودجه عمرانی را در میان j حوزه انتخابی توزیع می‌کند که بیشترین تعداد نمایندگان منتخب را از آن خود سازد. بنابراین، مسئله توزیع بودجه عمرانی را می‌توان به صورت زیر نگاشت:

$$Max \quad e = \sum_j e_j \qquad s.t. \quad \sum_j i_j n_j = \bar{\imath} \qquad \{i_j, K, i1\} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق $\bar{\imath}$ مقدار منابع کل عمرانی، i_j مقدار بودجه سرانه تخصیص داده شده به منطقه j و n_j و e_j به‌ترتیب نشان‌دهنده جمعیت و تعداد نمایندگان منطقه j است. شرط مرتبه اول رابطه بالا عبارت است از:

$$\left(\frac{\partial e_j}{\partial v_j}.\frac{\partial v_j}{\partial u_j}\right)\left(\frac{\partial u_j}{\partial y_j}.\frac{\partial y_j}{\partial c_j}.\frac{\partial c_j}{\partial i_j}\right) - \lambda u_j = 0 \quad \forall j \qquad (۲)$$

در رابطه فوق v_j بیانگر تعداد رأی‌های به‌دست آمده در حوزه j، F_j تابع توزیع رأی به متصدیان قدرت با چگالی f_j ، u_j تابع مطلوبیت رأی‌دهندگان در منطقه j، θ_j شاخص بهره‌وری تلاش‌های حزب حاکم در حوزه j و λ ضریب لاگرانژ است. تابع مطلوبیت رأی‌دهندگان نیز تابعی است از درآمد فرد (y_j) که خود تابعی است از سهم سرانه سرمایه‌های منطقه‌ای (c_j)، شاخص بهره‌وری نیز در صورتی بالا می‌رود که متصدیان، دانش دقیقی درخصوص تقاضای حوزه مورد نظر برای زیرساخت‌ها داشته باشند.

1. Core Voters, Strongholds
2. Stromberg
3. Castells

رابطه (۲) بیان می‌کند که زیرساخت‌ها باید به نحوی توزیع شود که اثر نهایی بر نمایندگان تمام حوزه‌ها یکسان شود. این اثر نهایی از ضرب دو عامل به‌دست می‌آید: اول اثر تغییر در مطلوبیت رأی‌دهندگان بر انتخاب نمایندگان و دوم اثر سرمایه‌گذاری بر مطلوبیت. با فرض اینکه تابع F_j دارای توزیع یکنواخت در بازه $[-\eta_j, +\eta_j]$ است در اینجا از دو تابع بسیار ساده مطلوبیت و تولید زیر استفاده شده است:

$$u_j = k + \frac{{y_j}^{1+\varepsilon}}{1+\varepsilon} \quad , \quad y_j = a_j {c_j}^{\alpha_j} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق $\varepsilon \leq 0$ پارامتری است که تحدب تابع مطلوبیت نهایی نزولی درآمد را تضمین می‌کند. a_j ضریب بهره‌وری مخصوص هر حوزه و α_j توان سرمایه‌های زیرساختی در تابع تولید است که از حوزه‌ای به حوزه دیگر تغییر می‌کند. با دانستن $\frac{\partial c_j}{\partial i_j} = 1$ و تعریف $\frac{\partial e_j}{\partial v_j} = \mu$، شرط مرتبه اول را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\mu_j \theta_j \eta_j \alpha_j \frac{{y_j}^{1+\varepsilon}}{c_j} - \lambda = 0 \qquad (۴)$$

با لگاریتم گرفتن و مرتب کردن اجزای رابطه فوق، رابطه زیر به‌دست می‌آید که میزان حجم سرمایه‌های زیرساختی مطلوب هر منطقه را توضیح می‌دهد:

$$lnc_j = \beta_j + \sigma \, ln\, y_j + ln\psi_j \qquad (۵)$$

در رابطه فوق، $\beta_j = ln\alpha_j - ln\lambda$ و $\sigma = 1 + \varepsilon$ و $ln\psi_j = ln\mu_j + ln\theta_j + ln\eta_j$.

بنابراین مقدار مطلوبیت سرانه زیرساختی در منطقه jبا افزایش درآمد سرانه و قدرت سیاسی ψ افزایش می‌یابد. قدرت سیاسی نیز در صورتی بالاست که الف) رأی‌های کمتری برای برد نماینده‌ای دیگر لازم باشد (μ_j)، ب) بهره‌وری منابعی که توسط متصدیان به‌سوی مناطق مورد نظر سرازیر می‌شود (θ_j) بالاتر باشد و ج) چگالی نهایی رأی‌دهندگان (η_j) که بیانگر سهم رأی‌دهندگان مردد و با نوسان یا رأی‌دهندگانی است که ایدئولوژیک و آرمان‌گرا نیستند، بالاتر باشد.

در مقابل استراتژی تاکتیکی، استراتژی برنامه‌ای قرار دارد. ناعادلانه است اگر بگوییم تمامی بودجه‌ریزی و سرمایه‌گذاری زیرساختی دولت در قالب بازتوزیع تاکتیکی قابل تفسیر است. دولت‌ها همواره در کنار اهداف سیاسی خود، به واقعیت‌های اقتصادی منطقه

نیز توجه می‌کنند. افزون بر آن، همواره قیود قانونی ناشی از قانون اساسی یا دیگر قوانین مصوب، دست و پای دولت را در توزیع خودخواسته بودجه می‌بندد. همچنین دولت باید در مقابل حامیان سیاسی خود و دیگر مردم رأی‌دهنده، توجیه کافی برای چگونگی تخصیص بودجه‌ها داشته باشد. بنابراین خواسته یا ناخواسته، ترجیحات رأی‌دهندگان، ایدئولوژی و عقاید حزب حاکم، قیودی عملی را بر دولتمردان تحمیل می‌کنند.

بازتوزیع مبتنی‌بر برنامه، نیازمند سازوکار استوار شده بر قواعدی معین است. بنابراین یکی از سؤالات مهم این است که چه اصول و قواعدی برای بازتوزیع برنامه‌ای منابع قابل تصور است؟ سوله ـ اوله (۲۰۰۹) به دو دسته استراتژی‌های کارایی‌محور و برابری‌محور اشاره می‌کنند که هریک ممکن است مورد توجه دولتی باشد که قصد دارد با استراتژی برنامه‌ای اقدام به توزیع بودجه‌های عمومی کند. تخصیص کارایی‌محور به معنای تخصیص بودجه به مناطقی است که مصرف‌کنندگان بیشتری از زیرساخت‌ها دارند (مانند ماشین‌ها، کامیون‌ها و ... به‌عنوان استفاده‌کنندگان از جاده‌ها). این استراتژی در نهایت توجیه‌کننده سرمایه‌گذاری در استان‌های غنی و ثروتمند است که به‌منظور تأمین نیازهای کنونی یا جبران کمبودهای آنها صورت می‌گیرد در مقابل این استراتژی، تخصیص برابری‌محور قرار دارد که سعی در توزیع یکسان امکانات در کشور دارد و توجه عمده خود را معطوف به استان‌های کم‌درآمد می‌کند.

کاستلز و سوله ـ اوله (۲۰۰۵) اعتقاد دارند، اگر قواعد کارایی‌محور در بازتوزیع منابع حاکم باشد، سرمایه‌گذاری زیرساختی به تناسب درآمد منطقه‌ای (تولید ناخالص منطقه‌ای) صورت می‌پذیرد؛ درحالی‌که براساس قواعد مبتنی‌بر برابری، سرمایه‌گذاری با تناسبی کمتر یا حتی برعکس نسبت‌های درآمدی، به‌سوی مناطق کمتر توسعه‌یافته سرازیر می‌شود. بنابراین کشش درآمدی سرمایه‌گذاری نشان‌دهنده استراتژی دولت در تبادل کارایی ـ برابری است.

تمایلات دولت در توزیع مبتنی‌بر کارایی یا برابری، به قانون اساسی کشورها بستگی دارد (Wibbels, 2005). قوانین اساسی دمکراتیک را می‌توان قراردادی میان رأی‌دهندگان در نظر گرفت که در آن درخصوص بازتوزیع منابع در شرایط نامطمئن آتی تصمیم‌گیری شده است (Persson and Tabellini, 1996; Bodenstein and Ursprung, 2005). این قرارداد نه تنها قواعد و ضروریاتی را در هر بازتوزیع عمومی می‌گنجاند؛ بلکه در قالب

قوانین انتخاباتی نسبت به نظام‌های غیردمکراتیک، قدرت بیشتری را به مردم یا مناطق فقیر و کم‌درآمد می‌دهد (Meltzer and Richard, 1981; Boix, 2003; Rodden, 2009). همچنین قانون اساسی را می‌توان به‌مثابه قراردادی بین مناطق مختلف کشور در نظر گرفت که در آن مناطق برای نحوه توزیع منافع و هزینه‌ها با یکدیگر به چانه‌زنی می‌پردازند.

کاستلز و سوله ـ اوله (۲۰۰۵) یک مدل ریاضی برای بازتوزیع برنامه‌ای مبتنی‌بر قانون اساسی پیشنهاد می‌دهند. در اینجا تابع هدف، حداکثرسازی رفاه اجتماعی با استفاده از بودجه‌های سرمایه‌ای است که می‌تواند در مناطق مختلف توزیع شوند.

$$Max \;\; w = \left(\sum_j n_j u(y_j)^{\varphi(\varsigma)}\right)^{1-\varphi(\varsigma)} \quad s.t. \;\; \sum_j i_j n_j = \bar{\imath} \quad \{i_j, K, i1\} \qquad (۶)$$

که n_j نشان‌دهنده جمعیت منطقه j است. تابع رفاه اجتماعی فوق از نوع توابع CES است که مقدار φ نشان‌دهنده درجه پرهیز و مخالفت با نابرابری‌های تولید منطقه‌ای است و مقدار آن از $-\infty$ تا یک در حال نوسان است. هرچه مقدار φ منفی‌تر شود، درجه مخالفت با نابرابری افزایش می‌یابد. اگر $\varphi \to -\infty$ گرایش یابد، تابع به تابع برابری مطلق تبدیل می‌شود و اگر $\varphi \to 1$ متمایل شود، رابطه به مدلی تبدیل می‌شود که در آن دغدغه اصلی دولت، کارایی است. در این حالت، w برابر مجموع مطلوبیت مناطق مختلف می‌شود. مقدار φ تابعی است از بردار متغیرهای ς که نشان‌دهنده قیود موجود در قانون اساسی کشور درخصوص درجه گریز از نابرابری است. شرط مرتبه اول رابطه فوق به صورت زیر است.

$$\left(\frac{\partial w_j}{\partial u_j}\right)\left(\frac{\partial u_j}{\partial y_j}.\frac{\partial y_j}{\partial c_j}.\frac{\partial c_j}{\partial i_j}\right) - \lambda u_j = 0 \quad \forall j \qquad (۷)$$

با توجه به اشکال تابع تولید و مطلوبیت در رابطه (۳)، رابطه زیر برای بازتوزیع سرمایه‌های زیرساختار در مناطق مختلف قابل استخراج است:

$$lnc_j = \beta_j + \varphi(\varsigma)\sigma \, ln\, y_j \qquad (۸)$$

تفاوت رابطه فوق با رابطه (۵) آن است که در اینجا از متغیرهای قدرت سیاسی نشانی نیست و به جای آن، قیود قانون اساسی به‌صورت ضریب تولید منطقه‌ای در مدل نمایان شده است. اگر در رابطه فوق σ مقداری ثابت در گذر زمان و مکان در نظر گرفته شود، نوسان‌های کشش تولیدی ذخیره سرمایه‌ای منطقه، می‌تواند نشان‌دهنده درجه گریز از نابرابری یا همان تبادل کارایی ـ برابری باشد که در φ تجمیع یافته است.

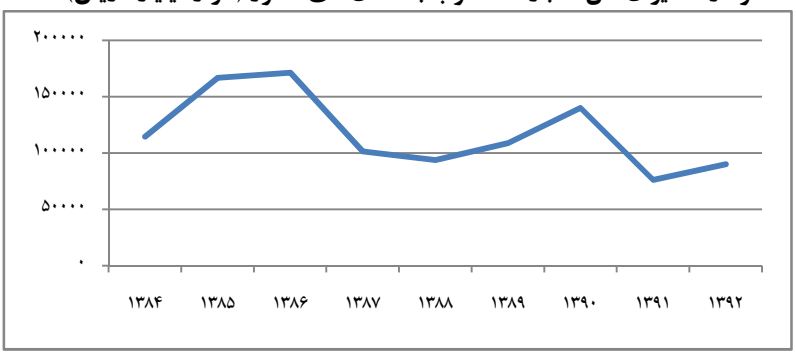
۳. متغیرها و داده‌های پژوهش

داده‌های این تحقیق از منابع مختلف معتبر استخراج شده است. برای این کار از اطلاعات منتشر شده دایره آمارهای استانی اداره اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اطلاعات مربوط به حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۹۲ منتشره مرکز آمار ایران و همچنین اطلاعات سالنامه‌های آماری هریک از استان‌ها از طریق مرکز ملی آمار ایران استفاده شده است. داده‌های مورد کاربرد در این تحقیق به‌صورت سالانه و طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ گردآوری شده است.

۱-۳. کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه‌های استان

بخشی از بودجه عمومی دولت، اعتبارات استانی است. عوامل مختلفی در اعتبارات مصوب به استان‌های مختلف کشور مبنا قرار می‌گیرند که طیفی از ضرایب محرومیت استان‌ها و سطح توسعه آن‌ها، جهت‌گیری سیاست‌های دولت تا چانه‌زنی‌های سیاسی و ارتباطات نمایندگان و مسئولان استانی را دربرمی‌گیرد. میزان کل اعتبارات مصوب به تمامی استان‌های کشور در سال ۱۳۸۴ برابر ۱۱۴۴۸۹ هزار میلیارد ریال بوده که در پایان سال ۱۳۹۲ به رقمی بالغ بر ۹۰۰۰۶ هزار میلیارد ریال کاهش پیدا کرده است. روند تغییرات این متغیر در نمودار ۱ نشان داده شده است.

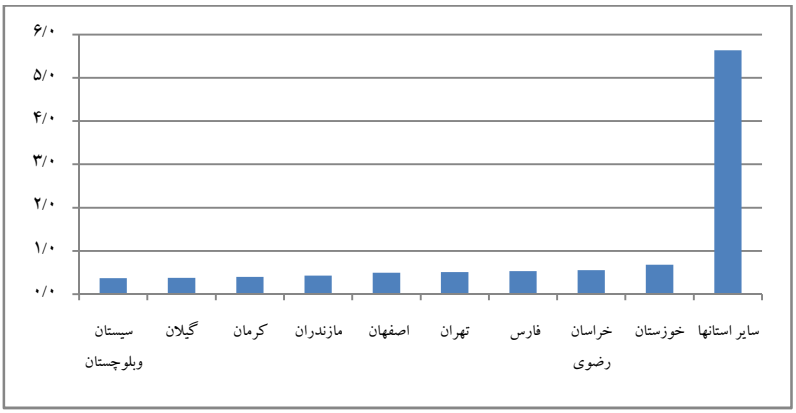
نمودار ۱. میزان کل اعتبارات مصوب به استان‌های کشور (هزار میلیارد ریال)



مأخذ: سالنامه آماری کل کشور سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲.

براساس اطلاعات سالنامه آماری کشور در سال ۱۳۹۲، در بین استان‌های کشور پنج استان سمنان، قزوین، چهارمحال و بختیاری، ایلام و خراسان جنوبی دارای پایین‌ترین میزان اعتبارات مصوب در زمینه اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای بوده به‌طوری‌که مجموع سهم این پنج استان از کل میزان اعتبارات در حدود ۶ درصد است. ازسوی‌دیگر در سال ۱۳۹۲ استان‌های خوزستان، خراسان رضوی، فارس، تهران و اصفهان بالاترین سهم را از کل اعتبارات مصوب در بین استان‌ها داشته‌اند. مقایسه آمار اعتبارات مصوب استانی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ نشان می‌دهد سهم استان‌هایی که بیشتر از این اعتبارات برخوردار بودند به‌طور نسبی کاهش یافته است. به‌طور مثال کل اعتبارات تهران در سال ۱۳۸۴ معادل ۱۰/۱ درصد بوده که در سال ۱۳۹۲ به ۵/۱۲ درصد کاهش یافته است. نمودار ۲، درصد سهم استان‌های کشور از کل اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای را در سال ۱۳۹۲ نشان می‌دهد.

نمودار ۲. سهم استان‌های کشور از کل اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در سال ۱۳۹۲ (درصد)



مأخذ: سالنامه آماری کل کشور سال ۱۳۹۲، محاسبات تحقیق.

۲-۳. سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها

تولید ناخالص داخلی یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی است که آمار مربوط به آن و همچنین روند تغییرات آن طی سال‌های مختلف چه در سطح ملی و چه در سطح استانی

می‌تواند نشان‌دهنده میزان رفاه و درآمدهای اقتصادی باشد. در این تحقیق از آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان‌ها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر میزان کل اعتبارات مصوب به استان‌های کشور استفاده شده است. در نظر نگرفتن نفت در میزان تولید ناخالص داخلی استان‌ها به علل زیر می‌باشد:

الف) بخش عمده‌ای از درآمد نفت که در قوانین داخلی، جزئی از انفال و متعلق به دولت است، به حساب دولت مرکزی در ایران ریخته می‌شود.

ب) براساس مطالعات مختلف بخش نفت دارای پیوندهای پسین و پیشین ضعیفی است و اساساً حضور آن موهبتی برای استان‌های میزبان نیست (میرشجاعیان حسینی و رهبر، ۱۳۹۱). آلودگی‌های زیست‌محیطی، سرریز نیروهای غیربومی به منطقه، گسترش انواع جرایم اجتماعی به‌دلیل تنوع قومی و مذهبی و فقر تاریخی با وجود دارا بودن منابع گسترده هیدروکربنی، نمونه‌ای از تبعاتی است که استان‌های میزبان از این صنعت پذیرفته‌اند.

بنابراین در تحلیل ما بهتر است تا این بخش از تولید ناخالص داخلی استان‌ها حذف شود تا نمایی دقیق‌تر از درآمدهای استانی به‌دست آید. روند تغییرات سرانه تولید ناخالص داخلی در کل کشور طی سال‌های ۱۳۹۲ ـ ۱۳۸۴ نشان می‌دهد در تمامی سال‌ها این متغیر دارای روندی صعودی و فزاینده بوده است. میزان سرانه تولید ناخالص داخلی کشور بدون نفت در سال ۱۳۸۴ معادل ۲۱۶۳۵ هزار ریال بوده که در پایان سال ۱۳۹۲ به رقم ۱۱۳۸۷۲ هزار ریال افزایش یافته است. بنابراین در این مدت سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت تقریباً ۵ برابر شده است.

در بین استان‌های کشور کمترین سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت در سال ۱۳۸۴ مربوط به پنج استان سیستان و بلوچستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان و آذربایجان غربی و بیشترین سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت متعلق به پنج استان تهران، مرکزی، بوشهر، سمنان و اصفهان بوده است. در سال ۱۳۹۲، کمترین سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت مربوط به پنج استان سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی، کردستان و خراسان جنوبی و بیشترین سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت متعلق به پنج استان بوشهر، یزد، تهران، سمنان و اصفهان بوده است.

۳-۳. سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان‌ها

تأثیرات ناشی از درآمدهای ایجاد شده نفتی و فرآورده‌های مشتق شده از نفت در روند بودجه‌ریزی و سیاستگذاری‌های ملی و استانی، از جمله مباحثی است که در بررسی علل تأثیرگذار بر روند بودجه‌های مصوب استانی می‌تواند مورد ملاحظه قرار گیرد. بررسی اطلاعات موجود نشان می‌دهد، طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ سهم نفت در تولید ناخالص داخلی کشور از میزان ۲۲/۷ درصد به رقمی معادل ۱۲/۸ درصد کاهش یافته است.

براساس اطلاعات موجود در سال ۱۳۸۴ کمترین سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان‌ها به پنج استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی، کردستان، سیستان و بلوچستان و اردبیل مربوط است که نفت در تولید این استان‌ها در سال مذکور تقریباً هیچ سهمی نداشته به‌طوری‌که درمجموع تقریباً ۰/۰۱ درصد از تولید ناخالص داخلی این استان‌ها مشمول درآمدهای نفتی می‌شود. همچنین پنج استان کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام، بوشهر و هرمزگان به‌دلیل دسترسی به منابع نفتی و واقع شدن آنها در موقعیت جغرافیایی خاص از بیشترین سهم نفت در تولید ناخالص داخلی برخوردارند.

نتایج اطلاعات سال ۱۳۹۲ تقریباً همانند سال ۱۳۸۴ است با این تفاوت که سهم نفت در تولید ناخالص داخلی پنج استان بالایی کشور که بیشترین سهم نفت را در تولید ناخالص استانی دارند، کاهش پیدا کرده است. به‌طوری‌که سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۸۴ برابر ۹۰ درصد بوده که در سال ۱۳۹۲ به رقم ۷۲ درصد کاهش یافته است. این وضعیت در استان‌های خوزستان، ایلام، بوشهر و هرمزگان نیز مشاهده می‌شود. همچنین از نقطه‌نظری دیگر می‌توان گفت مقایسه سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ بیانگر کاهش وابستگی استان‌ها به درآمدهای نفتی در نتیجه توسعه بیشتر بخش‌ها و فعالیت‌های دیگر اقتصادی نظیر صنعت و خدمات بوده است (لحاظ نشدن سهم سایر استان‌های کشور در نمودار زیر به‌دلیل پایین بودن سهم این استان‌ها از درآمد نفتی است).

۴-۳. تراکم جمعیت استان‌ها

یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر میزان اعتبارات مصوب به استان‌های کشور، تراکم

جمعیت هریک از استان‌هاست. این متغیر از مطالعه بیل (۱۹۸۹) استخراج و توسط دیگر محققان استفاده شده است. وی در گزارش خود به کمیسیون کشورهای اروپایی به دو رهیافت جمعیت‌محور و فضامحور در سرمایه‌گذاری زیرساختی اشاره می‌کند. سرمایه‌گذاری جمعیت‌محور براساس تعداد جمعیت و ساکنان در منطقه صورت می‌پذیرد. از این نوع سرمایه‌گذاری می‌توان به مواردی مانند بیمارستان‌ها، مدارس، مراکز فرهنگی و ... اشاره کرد که باید متناسب با تعداد جمعیت صورت پذیرد. برخی دیگر از سرمایه‌گذاری‌ها فضامحور هستند که متأثر از تراکم جمعیتی در واحد فضاست و متناسب با میزان پراکندگی جمعیت تعریف می‌شوند. سرمایه‌گذاری‌های شبکه‌محور مانند جاده‌ها، خطوط لوله، شبکه‌های آب و شبکه‌های عرضه و توزیع انرژی از جمله سرمایه‌گذاری‌های فضامحور هستند. برای گنجاندن فضا و جمعیت در مدل از متغیر تراکم جمعیت استفاده شده است. فرضیه مطرح این است که افزایش تراکم جمعیت به معنای افزایش نیازهای جمعیتی و به‌تبع آن افزایش هر دو نوع سرمایه‌گذاری جمعیت‌محور و فضامحور است. در صورتی که این فرضیه رد شود می‌توان بیان داشت که دولت در بودجه‌های مصوب استانی به نیازهای جمعیتی استانی توجه ندارد.

بررسی اطلاعات موجود در این زمینه بیانگر این است که طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ در کل کشور، تراکم جمعیت از رقم ۴۲/۶ نفر در هر کیلومتر مربع در سال ۱۳۸۴ با روندی صعودی و افزایشی به ۴۷/۲ نفر در هر کیلومتر مربع در سال ۱۳۹۲ رسیده است. به‌عبارت‌دیگر در سال ۱۳۸۴ به‌طور متوسط تعداد بیش از ۴۲ نفر در هر کیلومتر مربع جمعیت وجود داشت که در سال ۱۳۹۲ این تعداد به بیش از ۴۷ نفر افزایش یافته است.

۵-۳. مخارج عمرانی استان‌ها

یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر روند بودجه‌های مصوب سالانه استانی به خصوص در زمینه اعتبارات تملک دارایی سرمایه‌ای، مخارج عمرانی هر استان و همچنین میزان برخورداری استان از منابع زیرساختی و موجودی سرمایه است. آنچه که بسیاری از استان‌های کشور را رنج می‌دهد این است که اختصاص بودجه‌های سالانه در زمینه مخارج عمرانی و سرمایه‌ای در استان‌هایی که با فقر زیرساختی بیشتری مواجه هستند، تا حدود

زیادی مورد غفلت واقع شده است که این امر گاهی سبب افزایش بروز نارضایتی ناشی از عدم برقراری عدالت در تخصیص بودجه را به دنبال دارد. براساس اطلاعات موجود در سال ۱۳۸۴ میزان کل مخارج عمرانی در سطح کشور برابر ۳۰۵۴۸ هزار میلیارد ریال بوده که در سال ۱۳۹۲ به رقم ۳۹۲۵۵ هزار میلیارد ریال افزایش یافته است.

در سال ۱۳۹۲ نحوه ترکیب و رتبه‌بندی استان‌های کشور درخصوص وضعیت آنها از جهت میزان مخارج عمرانی، در مقایسه با سال ۱۳۸۴ تغییر یافته است. در سال ۱۳۹۲ پنج استان سمنان، چهارمحال و بختیاری، قزوین، مرکزی و خراسان جنوبی دارای پایین‌ترین سهم از مخارج عمومی در بین سایر استان‌ها می‌باشند. سهم استان‌های مذکور درمجموع در حدود ۶/۸ درصد برآورد می‌شود. همچنین درباره میزان مخارج عمرانی، پنج استان خوزستان، خراسان رضوی، فارس، اصفهان و بوشهر با بیشترین میزان در بین سایر استان‌های کشور هستند. که مجموع مخارج عمرانی این پنج استان در حدود ۲۷ درصد از کل مخارج عمرانی کشور است.

۴. آزمون قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های تابلویی (آزمون آثار ثابت فردی)

برای تخمین مدل، ابتدا آزمون‌هایی برای تعیین نوع مدل پانلی انجام می‌شود. از آزمون اثرات ثابت فردی برای تشخیص پانل[1] یا ترکیبی[2] بودن مدل استفاده می‌شود. در اینجا از آماره F مربوط به رگرسیون مقید در مقابل رگرسیون غیرمقید، با استفاده از مجموع مجذورات پسماندها و یا ضریب تعیین استفاده می‌شود. فروض آماری در این آزمون‌ها به صورت زیر است:

H_0: عرض از مبدأ تمام استان‌ها برابر است (تمام اثرات ثابت برابر با صفر است) (مدل ترکیبی).

H_1: حداقل برای یکی از استان‌ها، عرض از مبدأ متفاوت از سایر کشورهاست (مدل پانل).

آماره آزمون توسط گرین[3] (۲۰۰۲) براساس ضریب تعیین به صورت زیر است:

$$F\ (N-1, NT-N-K) = \frac{\left(R^2_{LSDV}-R^2_{Pooled}\right)/_{N-1}}{1-R^2_{LSDV}/_{(NT-N-K)}} \qquad (۹)$$

1. Panel
2. Pooled
3. Greene

در رابطه فوق، R^2_{LSDV} ضریب تعیین مدل غیرمقید (FEM) و R^2_{Pooled} ضریب تعیین مدل مقید (ترکیبی)، N تعداد کل استان‌ها، T تعداد دوره‌های مورد مطالعه و K تعداد متغیرهای توضیحی است. محققانی همچون والدریج[1] (۲۰۰۱) و بالتاجی[2] (۲۰۰۵) آزمون F را براساس مجموع مربعات پسماندها ارائه می‌دهند. نتایج این دو آزمون و آزمون معرفی شده توسط گرین بسیار نزدیک به هم خواهد بود و نتایج نهایی برای هر سه آزمون معرفی شده، از نظر رد یا قبول فرضیه‌ها دقیقاً یکی است. در این تحقیق، به‌ترتیبی که در ادامه می‌آید، ما از آزمون F ارائه شده توسط والدریج یا گرین برای بررسی وجود اثرات ثابت فردی استفاده می‌کنیم؛ ابتدا رگرسیون مقید و رگرسیون با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود و با استفاده از مجموع مجذورات پسماندها، آماره F محاسبه می‌شود. در صورت برقراری فرضیه صفر، مدل رگرسیونی پانل با پارامترهای برابر و به صورت یک مدل رگرسیونی مرکب تصریح و برآورد می‌شود که به آن مدل ترکیبی گفته می‌شود. درحالی‌که اگر فرضیه صفر رد شود، مدل یاد شده را پانل می‌نامیم و در این مدل، الگوی رفتاری متغیر وابسته برای استان‌های مختلف متفاوت خواهد بود، حال این تفاوت می‌تواند ثابت یا تصادفی باشد، که با آزمون هاسمن سنجیده می‌شود. در این آزمون، فرض صفر برابر بودن عرض از مبدأ برای کلیه استان‌ها و فرض مقابل آن متفاوت بودن عرض از مبدأ برای حداقل دو استان است. که ریشه این تفاوت در عرض از مبدأ، اثرات خاص استان‌هاست. با به‌کارگیری پسماندهای رگرسیون حداقل مربعات معمولی[3] حاصل از مدل ترکیبی و پسماندهای حاصل از به‌کارگیری مدل مقید[4] برای مدل رگرسیون اثرات ثابت[5]، تابع نمونه‌ای آزمون به صورت شکل زیر تعریف می‌شود:

$$F = \frac{(e_r^* e_r - e_u^* e_u)/(N-1)}{e_u^* e_u/(N.T-K-N)} \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، $e_r^* e_r$: مجموع مجذورات پسماندهای[6] مدل مقید (ترکیبی)، $e_u^* e_u$: مجموع مجذورات پسماندهای مدل غیرمقید، N: تعداد مقاطع (استان‌ها)، K: تعداد متغیرهای توضیحی، T: تعداد دوره زمانی است. نکته مهم این است که اگر مقدار محاسبه

1. Wooldridge
2. Baltagi
3. Ordinary Least Squares (OLS)
4. Least Squares Dummy Variables (LSDV)
5. Fixed
6. Sum Squared Resid

شده F براساس رابطه (۱۰)، از F جدول با درجه آزادی *(N-1)* و *N(T-1)-K* بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و در غیر این صورت، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون F برای استان‌های مورد نظر در این تحقیق، در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. آزمون وجود اثرات ثابت فردی برای مدل پانل (نتایج آزمون F)

فرض صفر؛	آماره F	معناداری
ترکیبی بودن مدل	$F = \frac{(2.53E+16-1.21E+16)/(31-1)}{1.21E+16/(279-4-31)} = \frac{4.41E+14}{4.95E+13} = 8.90$	رد فرضیه صفر

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

براساس نتایج به‌دست آمده از آزمون F که نشان داده شده است، مقدار آماره F محاسبه شده معنادار است، بنابراین فرض صفر مبنی‌بر ترکیبی بودن مدل‌های پانل به نفع پانل بودن رد می‌شود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که هر استان دارای عرض از مبدأ خاص خود می‌باشد و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدأ برای هر استانی که در این تحقیق مورد مطالعه قرار گرفته است، مناسب نیست.

۵. آزمون LM

حال که ارجحیت مدل اثرات ثابت[1] نسبت به مدل ترکیبی اثبات شد، می‌توان تصادفی بودن این اثرات خاص فردی[2] را در مقابل ترکیبی بودن اثرات، براساس آزمون LM معرفی شده توسط بروش و پاگان[3] (۱۹۸۰) را بررسی کرد؛ این آزمون براساس پسماندهای حاصل از مدل مقید قرار دارد. آزمون به‌صورت زیر است:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}[\sum_{t=1}^{T} e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2} - 1\right]^2 \approx \chi^2 \qquad (۱۱)$$

فرض صفر و مقابل در این آزمون به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 = \sigma_u^2 = 0 \\ H_0 = \sigma_u^2 \neq 0 \end{cases}$$

1. The Fixed Effects Model (FEM)
2. The Random Effects Model (REM)
3. Breusch and Pagan

تحت فرض صفر، LM دارای توزیع خی ـ دو[1] با یک درجه آزادی است (Greene, 2002) میزان آماره خی ـ دو با درجه آزادی ۱ نیز برابر با ۳/۸۴ می‌باشد. لذا اگر مقدار محاسبه شده برای LM برحسب پسماندهای حاصل از مدل مقید بزرگ‌تر از ۳/۸۴ باشد، فرض صفر مبنی‌بر ترکیبی بودن مدل پانل، به نفع تصادفی بودن اثرات فردی رد می‌شود.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون LM در هر مدل

مقدار آماره خی دو χ^2	درجه آزادی	میزان احتمال	معناداری
۵۳/۸۱	۳۰	۰/۰۰	رد فرضیه صفر

مأخذ: همان.

نتایج آزمون LM که در جدول بالا آمده است، قویاً فرض صفر مبنی‌بر مقید بودن مدل را در هر مدل رد کرده و نشان می‌دهد مدل تصادفی به مدل مقید ارجحیت دارد.

۶. آزمون تعیین اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

نتایج قسمت‌های پیشین نشان می‌دهد که دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی بهتر از مدل مقید هستند و به این معنا که در هر صورت، در نظر گرفتن عرض از مبدأ خاص هر استان بهتر از در نظر گرفتن یک عرض از مبدأ مشترک برای همه آنهاست. این امر می‌تواند به‌دلیل تفاوت‌هایی در برخورداری از ویژگی‌های فرهنگی، اجتماعی، ساختارهای اقتصادی و سیاسی و فرایندهای تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی خاص هر استان باشد که به دلایلی از جمله غیرکمّی بودن، در مدل گنجانده نشده‌اند. حال باید دید که از بین این دو مدل، کدام‌یک گزینه بهتری است. برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن[2] استفاده می‌شود.

آزمون هاسمن به صورت زیر تنظیم می‌شود:

H_0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد (اثرات خاص فردی تصادفی است).

1. Chi-squared Distribution
2. Hausman Test

H_1: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد (اثرات خاص فردی ثابت است).

آماره آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$H = \left(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}\right)' \left(VAR\left(\hat{\beta}_{FE}\right) - VAR\left(\hat{\beta}_{RE}\right)\right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}\right) \approx \chi^2 \qquad (۱۲)$$

در این رابطه، $\hat{\beta}_{FE}$ ضریب مدل اثرات ثابت، $\hat{\beta}_{RE}$ ضریب مدل اثرات تصادفی و VAR علامت واریانس است. اگر مقدار به دست آمده از آزمون هاسمن، بیشتر از مقدار آماره کای ـ دو با K درجه آزادی باشد، (K تعداد متغیرهای توضیحی است)، مدل اثرات ثابت سازگار و کارا و مدل اثرات تصادفی ناسازگار خواهند بود. اما اگر مقدار به‌دست آمده برای آزمون هاسمن کمتر از مقدار آماره کای ـ دو باشد، برآوردگرهای اثرات تصادفی سازگار و کارا، و برآوردگرهای اثرات ثابت سازگار اما ناکارا خواهند بود (Johnston and Dinardo, 1997).

در اینجا، ابتدا رگرسیون را با اثرات تصادفی تخمین زده و سپس از آزمون هاسمن برای آزمودن ثابت بودن اثرات فردی در مقابل تصادفی بودن اثرات رگرسیون استفاده می‌شود. فرض صفر در آزمون هاسمن مبنی‌بر تصادفی بودن اثرات فردی است. اگر مقدار آماره محاسبه شده در ناحیه بحرانی واقع شود، فرض تصادفی بودن اثرات به نفع ثابت بودن اثرات فردی رد می‌شود. نتایج این آزمون در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن برای اثرات ثابت یا تصادفی بودن مدل پانل

مقدار آماره خی دو χ^2	درجه آزادی	میزان احتمال	معناداری
۱۴۷/۸۴	۴	۰/۰۰	رد فرضیه صفر

مأخذ: همان.

با توجه به نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین ثابت بودن اثرات فردی و تصادفی بودن این اثرات که در جدول فوق نشان داده شده است، فرض صفر مبنی‌بر تصادفی بودن اثرات فردی به نفع ثابت بودن این اثرات قویاً رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و این به معنای مناسب بودن مدل

اثرات ثابت است. لذا در قسمت نتایج تحقیق، مدل‌های پانل با اثرات ثابت فردی برآورد می‌گردند و نتایج آنها تفسیر می‌شود.

۷. نتایج برآورد مدل

همچنان که در بخش‌های قبل گزارش شد، نتایج آزمون‌های تشخیصی F و هاسمن نشان می‌دهد که مدل پانلی در این تحقیق دارای اثرات فردی ثابت است. مدل برآوردی به‌صورت رابطه زیر است و نتایج حاصل از برآورد این مدل‌ها در جدول زیر آمده است.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x1_{it} + \beta_2 x2_{it} + \beta_3 x3_{\ it} + \beta_4 x4_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۳)$$

در آن متغیر وابسته y_{it} بیانگر کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه‌های استان i ام در زمان t ام است که از مجموع اعتبارات جاری و عمرانی در هر استان به‌دست آمده است. همچنین متغیرهای مستقل استفاده شده در این مدل را می‌توان به‌صورت زیر معرفی کرد: $x1_{it}$: سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت استان i ام در زمان t ام، $x2_{it}$: سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان i ام در زمان t ام، $x3_{\ it}$: تراکم جمعیت استان i ام در زمان tام و $x4_{it}$: مجموع مخارج عمرانی مصوب استان i ام در زمان t ام.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل پانل با اثرات ثابت فردی

متغیرها	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
$x1$: سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت در هر استان	۰/۳۹۰	۰/۴۴۴	۸/۸۳۸	۰/۰۰۰
$x2$: سهم نفت در تولید ناخالص داخلی در هر استان	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	-۴/۹۱۳	۰/۰۰۰
$x3$: تراکم جمعیت در هر استان	۱/۳۸۳	۰/۵۰۵	۲/۷۳۹	۰/۰۰۶
$x4$: مجموع مخارج عمرانی مصوب هر استان	۰/۷۳۹	۰/۰۱۳	۰/۱۴۱	۰/۰۰۰
ضریب تعیین : R^2= ۰/۸۰ ضریب تعیین تعدیل شده : $\bar{R}^2$= ۰/۸۰				
آماره دوربین – واتسون : D.W=۲/۰۵				
آماره F : (prob F-statistic=0/000) F=1016/47				

مأخذ: همان.

همان‌طور که در جدول فوق نشان داده شده است، متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت، سهم نفت در تولید ناخالص داخلی، تراکم جمعیت، مجموع مخارج عمرانی تخصیص‌یافته تأثیر معناداری (سطح اطمینان ۹۹ درصد)، بر میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه استان‌های کشور دارند. این متغیرهای توضیحی قدرت توضیح‌دهندگی بالایی در رفتار اعتبارات مصوب در استان‌ها دارند (حدود ۸۰ درصد) همچنان که نشان داده شده است، مقدار آماره دوربین ـ واتسون در محدوده قابل قبول خود است و این می‌تواند نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی متغیر وابسته باشد (حدود ۲/۰۵). با توجه به آماره‌های دوربین ـ واتسون فرض رد خودهمبستگی در اجزای اخلال رگرسیون‌ها بسیار محتمل‌تر است و لذا ضرایب به دست آمده سازگار است.

براساس نتایج تحقیق طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت در استان‌ها تأثیر مثبت و معناداری (در سطح خطای ۱ درصد) بر افزایش کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور دارد. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۰/۳۵۹ به‌دست آمده است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش در سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت باعث افزایش ۰/۳۵۹ درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور می‌شود. به‌عبارت‌دیگر اگر تولید سرانه کل یک استان و درآمد سرانه مردم آن دو برابر شود، بودجه کل استان ۳۵ درصد افزایش می‌یابد. به این معنا که اگرچه رفتار بودجه‌ریزی دولت در ایران به‌طور مطلق کارایی‌محور نیست؛ اما در زمینه تخصیص بودجه‌های جاری و عمرانی، بیشتر تمایل به تخصیص بودجه به استان‌هایی است که درآمدسرانه و تولید سرانه بالاتری دارند. این امر نشان می‌دهد استان‌هایی بیشتر از بودجه‌های جاری و عمرانی برخوردارند و سهم بیشتری دارند، که دارای توسعه‌یافتگی بیشتری هستند و در این خصوص استان‌های کمتر برخوردار به میزان کمتری از بودجه مصوب بهره‌مند می‌شوند. همچنین براساس نتایج تحقیق، افزایش سهم نفت در تولید ناخالص داخلی هر استان تأثیر منفی و معناداری (در سطح خطای ۱ درصد) بر افزایش کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور دارد. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۰/۰۰۲- است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش سهم نفت در تولید ناخالص

داخلی هر استان باعث کاهش ۰/۰۰۲- درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور داشته است. در نتیجه استان‌هایی که دارای منابع نفتی گسترده بوده و سهم نفت در تولید ناخالص داخلی آن استان زیاد است، میزان اعتبارات مصوب در قالب اعتبارات جاری و عمرانی در آن استان‌ها کمتر خواهد بود. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد، افزایش تراکم جمعیت در هر استان تأثیر مثبت و معناداری (در سطح خطای ۱ درصد) بر افزایش کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور دارد. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۱/۳۸۳ به‌دست آمده است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش تراکم جمعیت باعث افزایش ۱/۳۸۳ درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور داشته است. بنابراین ازآنجاکه هدف نهایی بخش عمومی، تأمین نیازهای مردم و ساکنان یک کشور است، تخصیص بودجه‌های دولت باید تابعی مستقیم از میزان یا تراکم جمعیت باشد. به‌طور قطع هنگامی که جمعیت در یک محدوده فضایی افزایش می‌یابد، نیاز به خدمات و زیرساخت‌ها نیز افزایش می‌یابد. ازاین‌رو انتظار می‌رود میان تراکم جمعیت و بودجه‌های استانی رابطه‌ای مستقیم برقرار باشد که نتایج این تحقیق نیز مؤید این مطلب است. همچنین مجموع مخارج عمرانی مصوب هر استان با کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور رابطه مثبت و معناداری دارد. به‌طوری‌که براساس نتایج به‌دست آمده، ۱ درصد افزایش در مجموع مخارج عمرانی باعث افزایش ۰/۷۳۹ درصدی میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور می‌شود.

۸. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی تأثیر چهار متغیر اقتصادی (متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت، سهم نفت در تولید ناخالص داخلی، تراکم جمعیتی و کل مخارج عمرانی) بر کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه‌های سالانه برای استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ و به‌صورت داده‌های سالانه پرداخته شد. اصلی‌ترین متغیر اقتصادی که در این تحقیق مورد ملاحظه قرار گرفت، متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی سرانه است که ضریب

تخمین زده شده برای این متغیر، بیانگر کشش درآمدی بودجه‌های عمومی استانی است و در واقع نشان‌دهنده تبادل کارایی ـ برابری در مدل است. کشش‌های مثبت نشان‌دهنده گرایش دولت به استراتژی کارایی‌محور و کشش‌های منفی بیانگر گرایش دولت به استراتژی برابری‌محور است. براساس نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل تحقیق مشخص شد ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۰/۳۵۹ است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش در سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت باعث افزایش ۰/۳۵۹ درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور می‌شود. به این معنا که رفتار بودجه‌ریزی دولت در ایران به‌طور مطلق کارایی‌محور نیست و بیشتر متمایل به تخصیص به استان‌هایی است که تولید بالاتر دارند تا استان‌هایی که از فقر بیشتر رنج می‌برند.

همچنین نتایج پژوهش دربردارنده این مطلب است که افزایش سهم نفت در تولید ناخالص داخلی استان‌ها یکی از عواملی است که سبب کاهش میزان اعتبارات مصوب در قالب بودجه‌های استانی می‌شود. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۰/۰۰۲- به‌دست آمده است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش سهم نفت در تولید ناخالص داخلی هر استان باعث کاهش ۰/۰۰۲- درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور داشته است. البته میزان اهمیت این متغیر در تخصیص بودجه‌های استانی با توجه به مقدار ضریبی که برای آن در این تحقیق برآورد شده است، در مقایسه با سایر متغیرها، رقم بسیار پایینی را از خود نشان می‌دهد. این امر شاید به این دلیل است که بودجه‌های سالانه کشوری تا حدود زیادی وابسته به درآمدهای نفتی بوده و این مسئله بر بودجه‌های مصوب استان‌ها اثرگذار است. البته در سال‌های اخیر به‌دلیل فشارهای زیادی که بر دولت و مجلس مبنی‌بر اختصاص ناعادلانه بودجه به استان‌هایی که منابع نفتی دارند و درآمدهای نفتی کشور را تأمین می‌کنند، تحت تأثیر قرار گرفته است. البته مهم‌ترین دلیل منفی بودن این ضریب را می‌توان اختصاص ۲ درصد از درآمدهای نفتی به مناطق نفت‌خیز دانست که باعث شده تا این اعتبار جایگزین اعتبار عمومی شود و به نوعی بودجه عمومی استان‌های نفت‌خیز کاهش داشته باشد.

ازسوی‌دیگر برمبنای برآوردهای صورت گرفته در این تحقیق مشخص شد تراکم جمعیتی یکی از متغیرهای اثرگذار بر میزان بودجه‌های مصوب استانی بوده که هرچه میزان

تراکم جمعیتی در استان‌های کشور افزایش یابد، میزان بودجه مصوب آن استان افزایش خواهد یافت. ضریب به‌دست آمده برای این متغیر معادل ۱/۳۸۳ به‌دست آمده است. به‌عبارت‌دیگر ۱ درصد افزایش تراکم جمعیت باعث افزایش ۱/۳۸۳ درصدی در میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور داشته است. این امر بیانگر تغییر نگاه دولت در تخصیص بودجه به استان‌های پرجمعیت به‌جای استان‌های با مساحت بیشتر است. در نهایت براساس نتایج برآورد مدل می‌توان نتیجه گرفت هرچه در استانی مخارج عمرانی تحقق‌یافته افزایش یافته باشد، به مراتب بودجه‌های سالانه مصوب و حجم اعتبارات آن استان افزایش پیدا می‌کند به‌طوری‌که براساس نتایج به‌دست آمده، ۱ درصد افزایش در مجموع مخارج عمرانی باعث افزایش ۰/۷۳۹ درصدی میزان کل اعتبارات مصوب در قالب بودجه در استان‌های کشور می‌شود. سیاست‌ها و برنامه‌های عمرانی و زیربنایی دولت، از طریق بودجه عمرانی به‌عنوان سندی مهم و جامع اعمال شده و به اجرا درمی‌آید. بودجه عمرانی در توسعه امور زیربنایی و زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی نقش مهمی ایفا می‌کند. پیشنهادهایی که برگرفته از نتایج این پژوهش است را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

۱. سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان و در رأس آنها مجلس شورای اسلامی و هیئت محترم دولت، برنامه‌ها و سیاست‌های اقتصادی را به نحوی تدوین کنند که افزایش تولید و درآمد را در استان‌های کشور به‌خصوص استان‌های کمتر توسعه‌یافته و محروم در پی داشته باشد. در این زمینه توجه به اطلاعات به‌دست آمده از طرح‌ها و پژوهش‌های استانی و طرح آمایش استان می‌تواند در شناسایی پتانسیل‌های استان و بالفعل کردن آنها بسیار راهگشا باشد.

۲. با توجه به تأثیر مثبت سرانه تولید ناخالص داخلی بر میزان جذب اعتبارات استانی پیشنهاد می‌شود دولت با ابزار اطلاعاتی که درخصوص شهرک‌های صنعتی و همچنین وضعیت بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر کشاورزی، بازرگانی، صنعت و معدن و ... دارد، به شناسایی موانع موجود بر سر راه تولید و توسعه فعالیت‌های این بخش‌ها پرداخته و گام‌های مؤثری در جهت رفع موانع بردارد. در این زمینه ایجاد کمیته‌ای ویژه برای رسیدگی به مشکلات فعالان اقتصادی به‌خصوص فعالان بخش خصوصی در جهت ایجاد رونق اقتصادی در هریک از استان‌های کشور با تکیه بر مزیت‌های رقابتی و نسبی آن استان می‌تواند اثرگذار باشد.

منابع و مآخذ

آقا نظری، حسن (۱۳۹۰). *مبانی بخش عمومی در اقتصاد اسلامی*، پژوهشگاه حوزه و دانشگاه.

ابونوری، اسمعیل، آرش خوشکار و پدرام داودی (۱۳۸۹). «تجزیه شاخص نابرابری تایل برحسب استان‌های ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، ش ۱.

احمدی‌پور، زهرا، حسین مختاری هشی، عبدالرضا رکن‌الدین افتخاری و نرگس وزین (۱۳۸۶). «بررسی روند شتاب توسعه‌یافتگی فضاهای سیاسی ـ اداری کشور؛ مطالعه موردی استان‌های ایران در برنامه‌های اول تا سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۶۸)»، فصلنامه *ژئوپلیتیک*، سال سوم، ش ۱.

انصاری، شاهرخ (۱۳۸۱). *بودجه و بودجه‌ریزی دولتی در ایران*، چاپ دوم، تهران، یکان.

انتظاری، یعقوب (۱۳۸۹). «تحلیل عملکرد تخصیص بودجه به دانشگاه‌های دولتی»، *پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، دوره ۱۶، ش ۳ (۵۷).

بابایی، حسین (۱۳۸۱). *بودجه‌ریزی دولتی «از نظریه تا سیاست»*، چاپ دوم، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

بختیاری، صادق، مجید دهقانی‌زاده و سیدمجتبی حسین‌پور (۱۳۸۵). «بررسی جایگاه استان‌های کشور ازمنظر شاخص توسعه انسانی»، مجله *دانش و توسعه*، ش ۱۹.

بلالی، اسماعیل (۱۳۸۹). «طرد اجتماعی اقوام در آیینه آمار: بررسی بودجه‌های استان‌های ترکنشین و کردنشین»، مجله *مطالعات اجتماعی ایران*، دوره ۴، ش ۲.

پناهی، علی (۱۳۸۶)، *بودجه عملیاتی* (در نظریه و عمل)، چاپ اول، دفتر مطالعات برنامه و بودجه مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران.

جعفری‌ثانی، مریم و محمد بخشوده (۱۳۸۷). «بررسی توزیع مکانی فقر و ناامنی غذایی خانوارهای شهری و روستایی به تفکیک استانی در ایران»، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۶، ش ۶۱.

خلیلیان اشکذری، محمدجمال و محمدهادی آزادی (۱۳۹۳). «منابع مالی و معیارهای تخصیص بودجه در دولت اسلامی»، *معرفت اقتصاد اسلامی*، سال پنجم، ش ۲ (پیاپی ۱۰).

دانش‌فرد، کرم‌اله و صفدر شیراوند (۱۳۹۱). «موانع استقرار بودجه‌ریزی عملیاتی در حوزه درمان وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی»، مجله علمی *دانشگاه علوم پزشکی گرگان*، دوره ۱۴، ش ۲.

دانش‌فرد، کرم‌اله و حاجیه رجبی فرجاد (۱۳۸۹). «بررسی موانع تحقق بودجه عمرانی استان‌های تهران طی چهار سال برنامه چهارم توسعه (مطالعه موردی سازمان‌های عمرانی: اداره کل راه و ترابری، اداره

نوسازی و توسعه مدارس، سازمان مسکن و شهرسازی، سازمان صنایع و معادن)»، پژوهشنامه *اقتصاد و کسب‌وکار*، دوره ۱، ش ۲.

قادری، محمدرضا (۱۳۸۶). *بودجه‌ریزی نوین دولتی*، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

کریمی، علی‌اکبر (۱۳۹۳/۱۰/۱۶). «نگاهی به بودجه ۹۴ از پنجره اقتصاد مقاومتی»، خبرگزاری *فارس*.

عزیزی، غلامرضا (۱۳۸۵). *فراگرد تنظیم و کنترل بودجه دولتی*، چاپ سوم، تهران، شهرآشوب.

عظیمی، حسین (۱۳۹۱). *اقتصاد ایران: توسعه، برنامه‌ریزی، سیاست و فرهنگ*، تهران، نشر نی.

علوی طبری، سیدحسین (۱۳۸۱). *اصول تنظیم و کنترل بودجه دولتی*، چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه الزهرا.

مردوخی، بایزید (۱۳۸۸). *بودجه‌ریزی و نظام تدبیر در ایران*، مرکز تحقیقات استراتژیک مجمع تشخیص مصلحت نظام، گروه پژوهش اقتصادی.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۳). «بررسی لایحه بودجه سال ۱۳۹۴ کل کشور، ۱۴ تحلیلی بر مصارف بودجه (ویرایش اول)»، مرکز پژوهش‌های مجلس، گزارش شماره ۱۴۰۶۵.

_____ (۱۳۹۴). بررسی لایحه بودجه سال ۱۳۹۴ کل کشور، ۱ نکات مهم و محورهای تصمیم‌گیری (ویرایش اول)، گزارش شماره ۱۴۰۴۱.

_____ (۱۳۹۱). «بررسی لایحه بودجه سال ۱۳۹۲ با نگاهی بر بودجه‌های استانی»، دفتر مطالعات برنامه و بودجه، گزارش شماره ۱۲۹۰۱.

میرشجاعیان حسینی، حسین و فرهاد رهبر (۱۳۹۱). «تحلیل کمی الگوی اقتصاد سیاسی تخصیص بودجه‌های استانی در ایران»، *جستارهای اقتصادی ایران*، سال نهم، ش ۱۷.

نمازی، محمد و کاملیا کمالی (۱۳۸۱). «بررسی نحوه تخصیص اعتبارات بودجه با استفاده از مدل برنامه‌ریزی آرمانی مطالعه موردی: استان فارس»، نشریه *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۹، ش ۳۰.

Anton, T. (1982). "The Regional Distribution of Federal Expenditures, 1971-1980", *National Tax Journal*, Vol. 12.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd^{ed}, England, John Wiley and Sons, Ltd.

Biehl, D. (1989). *The Contribution of Infrastructure to Regional Development*, Final Report of the Infrastructure Study Group, Commission of the European Communities, Brussels.

Bodenstein, M. and H. Ursprung (2005). "Political Yardstick Competition, Economic Integration and Constitutional Choice in a Federation", *Public*

Choice, Vol. 124, Issue 3.

Boix, C. (2003). *Democracy and Redistribution*, Cambridge, Cambridge University Press.

Breitung, J. (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", in: B. Baltagi (editor), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, *Advances in Econometrics*, Vol.15.

Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1980). "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, Econometrics Issue.

Case, A. (2001). "Election Goals and Income Distribution: Recent Evidence from Albania", *European Economic Review 45*.

Castells, A. and A. Solé-Ollé (2005). "The Regional Allocation of Infrastructure Investment: the Role of Equity, Efficiency and Political Factors", *European Economic Review*, Vol. 49.

Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money Finance*, Vol. 20.

Cox, G. W. and M. McCubbins (1986). "Electoral Politics as a Redistributive Game", *The Journal of Politics*, Vol. 48, Issue 2.

Dixit, A., J. Londregan (1998). "Ideology, Tactics, and Efficiency in Redistributive Politics", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, Issue 2.

Fozzard, A. (2001). "The Basic Budgeting Problem: Approaches to Resource Allocation in the Public Sector and their Implications for Pro-Poor Budgeting", Centre for Aid and Public Expenditure, Overseas Development Institute, London.

Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

Heald, D. (1994). "Territorial Public Expenditure in the United Kingdom", *Public Administration*, Vol. 72.

Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115.

Johnston, J. and J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*, McGraw-Hill, New York.

Lambrinidis, M., Y. Psycharis and E. Kazazis (1998). *Regional Allocation and Regional Effects of Public Investment in Greece*, Panteion University, Research Committee, Athens.

Levin, A.; C., F. Lin and C. S. J. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol.108.

Lindbeck, A. and J. Weibull (1987). "Balanced-Budget Redistribution as the Outcome of Political Competition", *Public Choice*, Vol. 52.

Mackay, R. R. and J. Williams (2005). "Thinking About Need: Public Spending on the Regions", *Regional Studies*, Vol. 39.

Maddala, G. S. and S. Wu (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests

with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61.

McLean, I. and A. McMillan (2003). "The Distribution of Public Expenditure Across the UK Regions", *Fiscal Studies*, Vol. 24.

Meltzer, A. H. and S. F. Richard (1981). "A Rational Theory of the Size of Government", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, Issue 5.

Persson, T. and G. Tabellini (1996). "Federal Fiscal Constitutions: Risk Sharing and Redistribution", *Journal of Political Economy*, Vol.104, Issue 5.

Rodden, J. (2009). "The Political Economy of Regional Fiscal Flows", in: Bosch et al. (eds.), The Political Economy of Inter-Regional Fiscal Flows: Measurement, Determinants, and Effects on Country Stability, Edward Elgar, Forthcoming.

Rodden, J. and S. Wilkinson (2004). "The Shifting Political Economy of Redistribution in the Indian Federation", Paper Prepared for the Annual Meeting of the International Society for New Institutional Economics, at: http://dspace.mit.edu/handle/1721.1/18135.

Solé-Ollé, A. (2009). "Inter-Regional Redistribution Through Infrastructure Investment: Tactical or Programmatic?", No.XREAP2009-13, Working Papers from Xarxa de Referència en Economia Aplicada (XREAP).

Stromberg, D. (2002). "Optimal Campaigning in Presidential Elections: The Probability of Being Florida", Seminar Paper 706, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.

Wibbels, E. (2005). "Decentralized Governance, Constitution Formation, and Redistribution", *Constitutional Political Economy*, Vol. 16, Issue. 2.

Wooldridge, J. M. (2001). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", The MIT Press.