نشریــه علمــی حسابداری مدیریت
پاییز ۱۴۰۲/دوره ۱۶ / شماره ۵۸
صفحه ۱۳۳ تا ۱۵۰

بررسی اثرات اعتبارات تملک دارایی های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران

محمدامین نهال[۱]
بیژن باصری*[۲]
منیژه هادی‌نژاد[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۹

چکیده

نابرابری درآمد، از سیاستهای دولت بویژه تخصیص بودجه به شکلی اساسی اثر می پذیرد. هدف این مقاله بررسی اثرات اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران است. با استفاده از الگوی رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل استار (*PSTR*) در دوره زمانی ۱۳۹۸– ۱۳۷۹ نشان می‌دهد؛ متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت نابرابری درآمد در استان‌های ایران را به صورت مثبت و معنادارکاهش می‌دهند. نتایج این پژوهش هماهنگ با مطالعه میلانویچ، خان و بشیر و وود، دنافریو و همکاران (۲۰۱۹) ، بیشتر فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کند که در آن، افزایش اعتبارات هزینه‌ای و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت در مراحل اولیه توزیع درآمد را بدتر می‌کند. اتخاذ سیاست‌های مکمل از طریق تخصیص منابع مالی و تغییر در سیاستگذاری نابرابری درآمد بین استان ها راکاهش می دهد.علاوه بر اعتبارات هزینه ای و تملک دارایی های سرمایه ای، سطح آموزش(نرخ با سوادی)، نرخ فعالیت نیروی کار به عنوان متغیر مشارکت در تولید،گسترش تجارت بر کاهش نابرابری استانی موثر بوده است. دولت با سیاست گذاری‌های هدفمند در توزیع منافع حاصل از تجارت خارجی میان کارگزاران اقتصادی زمینه بهبود توزیع نابرابر درآمدها را فراهم کند.

کلمات کلیدی: تملک دارایی، اعتبارات، نابرابری درآمدی، استان‌های ایران، مدل رویکرد آستانه‌ای پانل
طبقه‌بندی *JEL* :*E43; G21; O23*

[1] دانشجوی گروه اقتصادی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران *nahalmohammad@gmail.com*
[2] گروه اقتصادی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) *bij.baseri@iauctb.ac.ir*
[3] گروه اقتصادی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران *manijeh_hadinejad@yahoo.com*

۱. مقدمه

یکی از اهداف مهم اجتماعی، اقتصادی و سیاسی دولت‌ها و برنامه‌ریزان کاهش آثار سوء نابرابری‌های منطقه‌ای در ابعاد اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و زیست محیطی، و برقراری عدالت اجتماعی و اقتصادی به عنوان یکی از آرمان‌های متعالی انسان‌ها است. نابرابری‌های استانها به معنای عدم تعادل در ساختار فضایی استانی است و خود را در شرایط متفاوت زندگی، نابرابری‌های اقتصادی و سطح توسعه یافتگی نشان می‌دهد. وجود نابرابری‌های استانی به عنوان یکی از مواردی است که اغلب کشورها و به ویژه کشورهای در حال توسعه با آن روبه رو هستند. برخی از آثار نابرابری های استانی، افزایش رشد و توسعه در برخی استانها، ایجاد و تشدید نابرابری‌های درآمدی و رفاه اجتماعی بین استانهای گوناگون است که آثار سوء اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و زیست محیطی به همراه خواهد داشت و باعث تشدید مهاجرت‌های بی رویه از استانهای کمتر توسعه یافته به استانهای توسعه یافته تر می‌شود. همچنین وجود تفاوتهای استانی به تسلط برخی استانها بر استان‌های پیرامون منجر و باعث ایجاد چالش‌های سیاسی و اقتصادی بسیاری در کشورهای در حال توسعه می‌شود (شاهچراغی و طاهری، ۱۳۹۷). بنابراین، هر چند برقراری تعادل میان استان‌های مختلف کشور، کاهش نابرابریها و رفع محرومیت همواره مورد تاکید اسناد بالادستی کشور از جمله قانون اساسی، سند چشم انداز افق ۱۴۰۴، سیاستهای کلی آمایش سرزمین و برنامه های توسعه کشور بوده است، اما تجربه چهار دهه بعد از انقلاب بیانگر این است که هنوز اقدام عملی مناسب و موثری برای جلوگیری و کاهش شکافهای استانی، محرومیت زدایی و توسعه نامتوازن صورت نگرفته است (جمالی، ۱۳۹۷). بر این اساس، شناسایی نابرابری های استانی و آگاهی از علل و آثار سوء اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی آن، دولت و برنامه ریزان اقتصادی و اجتماعی را قادر خواهد کرد تا برنامه‌ها و سیاست های ویژه ای را برای کاهش شکاف بین استان‌ها دنبال کنند و توجه بیشتری به استان‌های کمترتوسعه یافته و محروم در راستای تحقق اهداف اسناد بالادستی داشته باشند. توجه به توزیع عادلانه امکانات و منابع بین استان‌ها و شناخت نیازها و استعدادهای خاص هر منطقه به منظور برنامه‌ریزی منطقه‌ای ضروری است. از آنجا که توزیع عادلانه امکانات و منابع به معنای توزیع برابر آنها نیست، اهمیت تخصیص بهینه منابع در استان‌ها و اثربخشی تخصیص منابع دولتی آشکار می‌شود. استفاده استان‌ها از اعتبارات تملک دارایی های سرمایه‌ای و هزینه‌ای و سنجش میزان آثار تخصیص منابع بر روند توسعه استان ها از موضوعاتی است که به نظر می رسد بر شاخص های اساسی اقتصادی استان ها تاثیر مهمی داشته باشد. چگونگی استفاده از امکانات و منابع (اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استان‌ها از محل درآمد عمومی) با مناسبات اقتصادی استان ها و شرایط درون هر استان و مولفه های سیاستگذاری محلی بستگی دارد. از آنجا که بعضی مناطق به لحاظ ساختاری دارای عقب ماندگی تاریخی هستند، شناخت استعدادها و توانمندی آن مناطق بر رشد و توسعه تاثیر می‌گذارد. یکی از اهداف مهم توسعه در کشورها حذف عدم تعادل های منطقه‌ای و استانی است. کاهش عدم تعادل‌های استانی موجب کاهش نابرابری، فقر و دسترسی مردم به امکانات گسترده تر و ارتقای سطح کیفیت زندگی آنان می‌شود (اسمیت[1]،۲۰۱۷). برنامه‌ریزی منطقه‌ای و توسعه محلی به طور معمول به عنوان یکی از ابزارهای بنیادی دولت ها در کاهش نابرابری منطقه‌ای و حذف شکاف میان سطح توسعه استان‌ها مورد توجه جدی سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی است. دولت در اقتصاد ایران از طریق تخصیص اعتبارات مالی و بودجه‌ای به طرح های تملک دارایی و اعتبارات هزینه‌ای در جهت‌دهی به روند توسعه استان‌ها نقش ویژه‌ای ایفا می‌کند. وابستگی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز در بودجه دولت موجب تمرکز تصمیم‌گیری و اجرای سیاست‌های متمرکز دولتی در اقتصاد می‌شود. برنامه‌ریزی منطقه‌ای و توسعه متوازن و برخورداری مناطق از آثار رشد اقتصادی و دستیابی به توسعه پایدار در این عرصه، ضرورت بررسی این موضوع را در سطح استان‌ها لازم کرده است (اقبالی،۱۳۹۷). در ادبیات اقتصادی تئوری های تمرکززدایی مالی در جهت افزایش کارایی و بهره وری بخش عمومی و گسترش تعادل و توازن

[1] *Smit*

منطقه ای مورد توجه قرار گرفته است. با ایجاد نظام درآمد هزینه استانی به همراه تشکیل نهادهای اداری و مالی در استان ها طی سال های برنامه سوم و چهارم توسعه تلاش‌هایی در جهت گسترش تمرکززدایی مالی در ایران برداشته شد.

تعدادی از اقتصاددانان رشد درونزا، حضور دولت و عملکرد آثار مخارج دولت بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را آزمون نموده‌اند. آنها با طرح این فرضیه که مخارج عمومی دولت جنبه مولد بودن هزینه‌های جاری که صرف نهاده‌های عمومی تولید می‌شوند و با بهبود روند شرایط موجود و توسعه زیرساخت‌های جامعه، زمینه را برای فعالیت بهتر و موثرتر بنگاه‌های خصوصی فراهم می‌آورند به تبیین موضوع پرداخته اند. مطالعات مختلف در پاسخ به نقش و کارایی مخارج دولت بر رشد اقتصادی و شدت تاثیرگذاری آن در این موضوع کنکاش نموده‌اند. بارو (۱۹۹۱)، کورمندی و مک کوئیر (۱۹۸۵)، گریر و تولوک (۱۹۸۷)، لندز(۱۹۸۳)، برث و بردلی (۱۹۸۷) و بارو (۱۹۸۹) به بررسی تأثیر مخارج سرمایه‌گذاری دولت بر نرخ رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی کشورها پرداختند. در برخی از این تحقیقات قسمتی از مخارج مصرفی (هزینه های صرف شده برای دفاع و تحصیل) نیز به عنوان مخارج مولد در سطح کشورها لحاظ نموده‌اند. در ایران شریفی و علی‌زاده (۱۳۸۱)، سامتی، (۱۳۸۲)، پور مقیم (۱۳۸۳)، تاری و ستاری (۱۳۸۳)، نادران و فولادی (۱۳۸۴)، شفیعی (۱۳۸۵)، گسکری و اقبالی (۱۳۸۶) و عرب زاده و چالاک (۱۳۸۹) در بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد، به تفکیک اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه-ای و هزینه‌ای ارزیابی شده است. برخی از فعالیت های دولت به شکل مستقیم و برخی به شکل غیر مستقیم فرایند رشد و نابرابری درآمد را تحت تاثیر قرار می دهند. قوانین و مقررات، توزیع اعتبارات و تخصیص منابع در زمره عواملی هستند که به طور مستقیم این فرایند را تحت تاثیر قرار می دهند. وجود آثار خارجی، تامین عدالت اجتماعی و عدالت منطقه‌ای از عوامل غیرمستقیم در این زمینه محسوب می شوند. بر همین اساس در این تحقیق، تاثیرگذاری اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر توزیع درآمد موردبررسی واقع می‌شود. همچنین در بخش دوم مطالعه، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری همراه با نگاهی به شرایط بومی اقتصاد کشور ارائه‌شده و مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه بررسی می‌شود. در بخش سوم، روش مورداستفاده تشریح و در بخش چهارم یافته‌های تجربی تحقیق تحلیل می‌شود و در بخش پنجم نتایج تحقیق و جمع‌بندی ارائه می-گردد.

۲. نگاهی بر مصادیق نابرابری درآمدی از دیدگاه و رویکردهای مختلف

۲-۱. بررسی نابرابری در تخصیص اعتبارات بودجه استانی:

نابرابری و جنبه های مختلف آن نشانه های مشخصی از توسعه نیافتگی محسوب می شود. از اینرو، به منظور بررسی میزان نابرابری‌های بین مناطق، معیارهای توسعه آن ها با یکدیگر مقایسه می‌شود. توسعه پایدار دارای ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی، حقوقی و زیست محیطی است که به بهبود تمامی ابعاد زندگی مردم یک جامعه معطوف می‌شود. در این راستا، باید تطبیق نیازهای کنونی با اولویت‌های آینده صورت گیرد. درخصوص نابرابری‌های منطقه‌ای دو دیدگاه مختلف وجود دارد؛ برخی آن را پدیده منفی و برخی دیگر آن را مثبت ارزیابی می کنند. گروه اول، معتقدند که نابرابری بین استان‌ها به دلیل عدم استفاده صحیح از پتانسیل‌ها و قابلیت های مناطق است. گروه دوم، نابرابری‌های استانی را نتیجه منحصربه فرد بودن منابع و قابلیت‌های برخی استانها در مقابل سایر استانها می‌دانند که می‌توانند مزیت‌های رقابتی را برای آنها ایجاد کند. بنابراین، اگر نابرابری‌های استانی نتیجه تخصصی شدن فعالیتها در یک استان باشد، می‌تواند مفید تلقی شود. اما اگر عدم تعادل و نابرابری در سطح استان‌ها منعکس کننده تبعیض یا بی عدالتی باشد در آن صورت تفاوتهای استانی می‌تواند یک عامل تهدید محسوب شود. همچنین براساس نظریه های اقتصادی، بین نابرابری درآمدی استانی و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد. نابرابری درآمدی از سه کانال عمده باعث کاهش منابع تامین بودجه عمومی و به دنبال آن رشد اقتصادی می شود (شیخی، ۱۳۹۷).

- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش فعالیتهای رانتجویانه و کاهش امنیت و حقوق مالکیت خصوصی می شود،
- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش تنش‌های اجتماعی و ناپایداری سیاسی و به دنبال آن افزایش نااطمینانی اقتصادی و درنهایت کاهش سرمایه گذاری و کاهش تولید می شود.
- افزایش نابرابری درآمدی باعث افزایش اختلاف در مهارت‌ها و دانش فنی و به دنبال آن کاهش بهره‌وری و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

رویکردهایی که به تحلیل مساله نابرابری استانی در طول زمان و تحلیل روند آن می‌پردازند، اغلب بر معیارهای اقتصادی تاکید می‌کنند، اما بسیاری از مطالعات تجربی بر سنجش سطح توسعه پایدار استان ها و میزان نابرابری بین آن ها از منظر شاخص ها و متغیرهای اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و زیست محیطی در یک مقطه زمانی خاص متمرکز شده اند. در ادامه به بیان مبانی نظری نابرابری‌های استانی و علل و آثار آن پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱ نظریه U معکوس گرین وود و جوانوایس:

نخستین مکتب رابطه‌ای به شکل U معکوس بین توسعه اقتصادی و توزیع درآمد را ارائه می‌دهد. پیشگامان این مکتب، گرین وود و جوانوایس، رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری را در چارچوب یک مدل رشد درونزا مطرح کردند. اقتصادی را با زنجیره‌ای از عوامل اقتصادی قابل تمایز در دودسته متفاوت (۰ ، ۱) در نظر بگیرید. در دوره t عامل اقتصادی که صاحب ثروت K_t است، برای تخصیص ثروت خود بین مصرف C_t و سرمایه‌گذاری I_t تصمیم‌گیری می‌نماید. به طوری که $K_t = C_t + I_t$ ، شرایط حداکثر مطلوبیت انتظاری در طول زندگی برای یک عامل اقتصادی به صورت زیر خواهد بود:

$$Max \quad E \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t u(C_t) \quad \beta \in (0, 1) \qquad (۲-۲)$$

که β در آن نرخ تنزیل است. دو نوع تکنولوژی تولید در این اقتصاد در دسترس هستند. نخست تولیدی مطمئن با بازگشت نسبتاً اندک δ برای هر واحد سرمایه و دیگری تولیدی با ریسک بالاتر و با ارزش انتظاری بالاتر که می‌تواند به صورت شوک تکنولوژیکی مرکب به شکل ($\theta_t + \varepsilon_t$) نشان داده شود. جایی که($\theta_t \in (\theta , \theta)$ ، ε -) $\varepsilon_t \in$ شوک خاص است که در آن $E(\varepsilon_t)= 0$، افزون بر این فرض می‌شود که حد پایین شوک مرکب مثبت است.

توسعه ابزارها و واسطه‌گران مالی می‌تواند بر مشکل ضعف اطلاعات در سرمایه‌گذاری‌های پر ریسک، از طریق جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات مربوط به تعداد زیادی از پروژه‌ها و در نتیجه پی بردن به میزان صحیح شوک کلی، غلبه نماید. بعلاوه توسعه واسطه‌گری مالی، شوک خاص ε_t را نیز از طریق توزیع ریسک هموار خواهد نمود. بعلاوه همسو با نظر تاون سند[۱] (۱۹۷۸) وضعیت هزینه‌ای بازار مالی از طریق این فرض که هزینه ثابت q برای ورود به بازارهای مالی وجود دارد، به مدل وارد خواهد شد. با در نظر داشتن این هزینه ورود، تمامی عوامل اقتصادی بدون واسطه و فوری در بازار مالی مشارکت نمی‌کنند و مشارکت در بازارهای مالی محدود به عوامل اقتصادی خواهد شد که حجم ثروت آنها برای پوشش سطح اولیه ورود کفایت نماید. بنابراین برای یک دوره زمانی مشخص، تمام عوامل اقتصادی را می‌توان به دو گروه دسته-بندی نمود.عواملی که در حال حاضر در بازار مالی مشارکت دارند و عواملی که در حال حاضر در سیستم مالی مشارکت ندارند.

برای عواملی که در بازارهای مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم به سرمایه‌گذاری بخشی از پورتفولیوی خود ω_t در تکنولوژی پر ریسک در دوره t نمایند، آنگاه حاصل سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره $t+1$ به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$k_{t+1} = i_t \quad \omega_t(\theta_t + \varepsilon_t) + (۱ - \omega_t)\delta \qquad (۳-۲)$$

این رابطه بطور ضمنی نشان می‌دهد که ثروت افرادی که در بازارهای مالی مشارکت نمی‌کنند، به طور قابل توجهی از نااطمینانی مربوط به شوک خاص تاثیر می‌پذیرند. برای عاملان اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت می‌نمایند، یک عامل اقتصادی می‌تواند، بازگشت سرمایه موعود$r(\theta_t)$ به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری در سیستم مالی را بدست آورد و این واسطه‌گران مالی هستند که بین پروژه‌های سرمایه‌گذاری

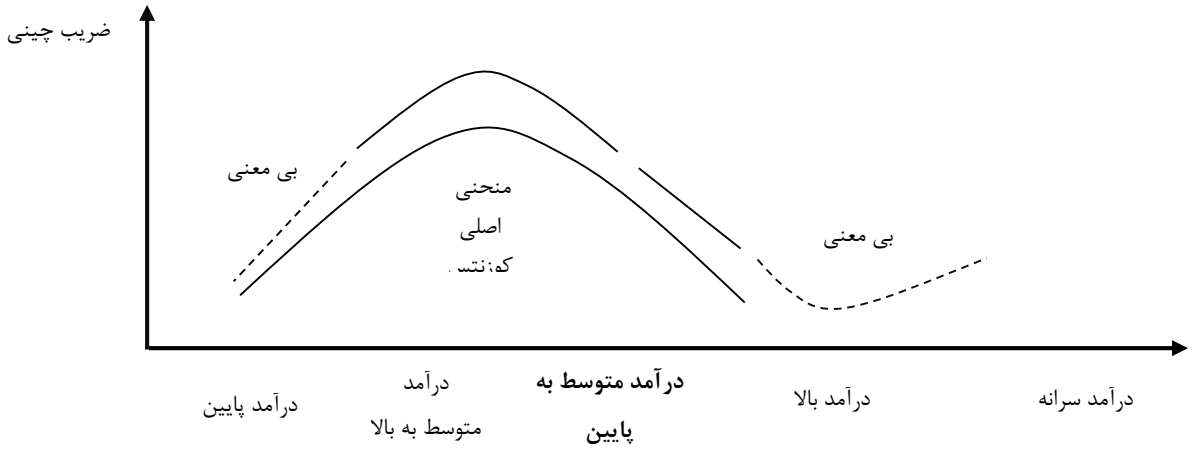
[4]. *Town send*

تصمیم می‌گیرند و تخصیص منابع مالی بر اساس تجزیه وتحلیل پیشرفته آنها از مجموعه اطلاعاتی موجود صورت می-گیرد. بنابراین ثروت یک عامل اقتصادی که حجم سرمایه i_t را در دوره t در بازارهای مالی سرمایه‌گذاری می‌نماید، در دوره $t+1$ عبارت خواهد بود از:

$$K_{t+1} = i_t\, r\,(\theta_t) \quad (۴-۲)$$

باید توجه داشت که در رابطه فوق، تابع بازگشت سرمایه تنها با توجه به شوک کلی (θ_t) نوشته شده است. چرا که شوک خاص ε_t به وسیله واسطه‌های مالی هموار شده است.

در الگوی نظری گرین وود و جوانوایس (۱۹۹۰) رابطه پویایی بین بخش اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد تصویر می‌شود. در سطوح ابتدایی توسعه، زمانیکه واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته‌اند، رشد اقتصادی به آرامی صورت می‌پذیرد، در سطوح میانی توسعه، نابرابری توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی سریعتر و تعمیق و توسعه بخش مالی و تملک دارایی افزایش می‌یابد و هنگامی که ساختار مالی گسترده و کاملا توسعه یافته‌ای حاکم است، میزان نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت و احتمالاً با ثبات می‌شود. بنابراین گرین وود و جوانوایس (۱۹۹۰) پیش‌بینی کردند که رابطه‌ای به شکل U معکوس بین تخصیص دارایی و توزیع درآمد وجود دارد. به طوریکه ممکن است تخصیص دارایی در ابتدا دوره نابرابری را افزایش دهد این امر تا زمانیکه توسعه اقتصادی به مرحله میانی برسد، تمایل به کاهش خواهد داشت و بعد از آن تا مرحله تکمیل توسعه، نابرابری درآمدی کاهش‌خواهد یافت؛ زیرا بیشتر کارگزاران خواهند دید که با افزایش دسترسی آنان به بخش بازارهای مالی، درآمدشان افزایش می‌یابد.وجود قطب های رشد، دوگانگی منطقه ای، افول شهرهای بزرگ، حاشیه نشینی در شهرها، مهاجرت جمعیت و مساله جنوب - شمال بیانگر رشد نامتوازن استانی است که در دهه های اخیر مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. بعد از گرین وود و جوانوایس (۱۹۹۰)، کوزنتس (۱۹۹۵) نیز نظریه مربوط به نابرابری رشد را مطرح کرده است و به رابطه درآمد سرانه با عدالت در طول یک دوره زمانی پرداخته است. براساس این نظریه، در جریان توسعه اقتصادی، ابتدا نابرابری درآمد شخصی افزایش می‌یابد و بعد از آن کاهش معکوس برقرار است. بنابراین، در اولین مراحل U نابرابری افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، فرضیه توسعه، درآمدی که منجر به ایجاد ثروت می‌شود، تنها در اختیار عده کمی قرار می‌گیرد. این انباشت ثروت منجر به تجمع سرمایه و توسعه فعالیت های صنعتی می‌شود. در نهایت توسعه اقتصادی صورت می‌گیرد. در نتیجه، صاحبان ثروت بیشترین منافع را از توسعه خواهند برد. در مراحل آخر توسعه با افزایش دستمزدها، نابرابری های در درآمد اشخاص کاهش می‌یابد.



نمودار (۲-۱): توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی

۲-۱-۲ نظریه رشد نابرابری ویلیامسون:

اصلی ترین نظریه پایه ای که به تحلیل پدیده نابرابری های استانی پرداخته است، نظریه ویلیامسون ۱۹۶۵ است. وی اولین بار بحث نابرابری‌های درآمدی را به مناطق تعمیم داده و معتقد است که ثروت و درآمد در اولین مراحل توسعه در استان خاصی متمرکز بوده و در اواخر مراحل توسعه به طور همگن‌تری بین سایر استانها توزیع می‌شود. بر این اساس، نابرابری‌های استانی به علت تمرکز و سپس توزیع در میان استان ها معکوس می‌شود. وی چهار عامل عمده موجودی منابع طبیعی، مهاجرت نیروی کار، U روند انتقال جریان سرمایه و سیاستهای دولت را در توضیح روند نابرابری استانی ذکر می‌کند و معتقد است که موجودی منابع طبیعی، محرک اولیه گسترش نابرابری در مراحل اول توسعه را فراهم می‌کند. با ادامه روند توسعه، مهاجرت نیروی کار ماهر به سمت استان های توسعه یافته آغاز می‌شود و بعد از آن، انتقال جریان سرمایه به سمت این استان ها صورت می‌گیرد. دولت نیز با اعمال سیاستهای خود به این امر دامن می‌زند و حمایت بیشتری از این استان‌ها صورت می‌دهد. عوامل ذکر شده در مراحل آخر توسعه به کاهش نابرابری ها کمک می‌کنند. ویلیامسون همچنین به صورت تجربی بحث نابرابری درآمد بین ایالتهای آمریکا را با استفاده از آمارهای سری زمانی آمریکا بررسی کرده و به این نتیجه رسیده است که نابرابری درآمد و مساله جنوب -شمال در ابتدای مراحل توسعه، روند افزایشی دارد و در مراحل آخر توسعه این نابرابری کاهش می‌یابد (آکیف دستک و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

۲-۲. پیشینه تحقیق

الف) مطالعات داخلی

غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی روند نابرابری درآمد استانی و اثر تخصیص اعتبارات بودجه استانی بر آن طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۹۷) با استفاده از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در بلندمدت نابرابری در تخصیص اعتبارات هزینه‌های جاری استانی، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای استانی و درنهایت تخصیص اعتبارات کل بودجه استانی، نابرابری توزیع درآمد استان‌ها را تشدید می‌کند. همچنین افزایش رونق اقتصادی در کشور، نابرابری بین مناطق را کاهش می‌دهد هرچند افزایش نرخ تورم این نابرابری را افزایش می‌دهد. بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی جهت کاهش شکاف نابرابری درآمدی میان استان‌های ایران علاوه بر رونق اقتصادی و کنترل نرخ تورم می‌بایست در تخصیص اعتبارات بودجه‌ای میان استان‌ها، میزان نابرابری موجود را کاهش دهند.

وکیلی زارچ و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی (مطالعه موردی استان‌های ایران) طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ و با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم یافته آرلانو و باند (GMM) و (SLS۲) پرداخته‌اند. مطابق نتایج تخمین مدل؛ بیکاری و تجارت با نابرابری توزیع درآمد رابطه مثبت دارند. همچنین افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز، توزیع درآمد در استان های کشور را بهتر می‌کند. لیکن، ضریب کوچک این متغیرها، بیانگر تأثیر جزئی آنها بر روی توزیع درآمد است. علامت منفی وقفه نابرابری توزیع درآمد استانی و علامت مثبت شاخص تجارت نیز نشان از افزایش واگرایی درآمدی بین استان‌های شمالی و جنوبی می‌باشد. در این شرایط منابع سرمایه‌گذاری، رشد و تکنولوژی مدرن در معدودی از استان‌های صنعتی متمرکز شده و بسیاری از استان‌های مرکزی و فاقد مرز مشترک با کشورهای دیگر، از فرایند رشد و تجارت محروم مانده و یا به صورت حاشیه ای در آن شرکت می‌کنند که اغلب در تضاد با منافع آنها می‌باشد. همچنین افزایش رقابت و تعداد شعب بانکی نیز توزیع درآمد را بهتر می‌کند، البته تأثیر افزایش این دو متغیر، بیانگر اهمیت بیشتر بخش بانکی در خصوص استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و افزایش تعداد شعب بانکی برای بهبود عدالت اقتصادی در استان‌های کشور می‌باشد. بنابرین رشد و توزیع عادلانه‌تر درآمد باید در تعامل و ارتباط نزدیک با یکدیگر باشد و از

[1] . *Mehmet Akif Destek, Avik Sinha & Samuel Asumadu Sarkodie*

این-رو ((رشد توأم با باز توزیع)) و ((رشد همراه با برابری بیشتر)) می‌باید در دستور کار برنامه‌ریزان کشور قرار گیرد.
سرخوش سرا و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خود توضیح برداری ساختاری طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شکاف (r-g) ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. همانطورکه عجم اغلو و رابینستون (۲۰۱۵) مطرح می‌کنند، این نتیجه می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری، توسط پیکتی باشد.

ب) مطالعات خارجی:

تورنوفسکی[1] و اراوسکین (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی مخارج مولد دولت و تأثیر آن بر نابرابری درآمد با استفاده از مجموعه داده‌های ۸۰ کشور طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵ پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از ضرایب جینی، پشتیبانی قانع‌کننده‌ای برای تأثیرات متضاد سرمایه‌گذاری دولت بر نابرابری درآمد، پیشنهاد شده توسط مدل‌های نظری زیربنایی، ارائه می‌کند. این یافته‌ها، البته تا حدودی ضعیف‌تر توسط رگرسیون‌هایی که از داده‌های پنجکی استفاده می‌کنند، پشتیبانی می‌شوند. نتیجه گیری کلی ما این است که سرمایه‌گذاری دولت تأثیر متفاوتی بر نابرابری درآمد دارد، نتیجه‌ای که با مطالعات قبلی مطابقت دارد.
رجب اوغلو[2] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی مخارج عمومی، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد: شواهد تجربی از کشورهای مشترک المنافع پرداخت. در این مطالعه که در آن دوره ۱۹۹۸-۲۰۱۹ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، اثرات مخارج عمومی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد با آزمون علیت پانل بوت استرپ تعیین شد. نتایج آزمون علیت پانل بوت استرپ نشان می دهد که یک رابطه علیت یک طرفه از مخارج عمومی تا رشد اقتصادی برای ارمنستان، بلاروس و قزاقستان وجود دارد. از سوی دیگر، رابطه علیت یک طرفه از مخارج عمومی به نابرابری درآمد در بلاروس و قزاقستان و از نابرابری درآمد به مخارج عمومی در قرقیزستان تعیین شده است. با این حال، در مولداوی و روسیه، هیچ رابطه علی بین متغیرها به دست نیامد. ارزیابی کلی یافته‌های به‌دست‌آمده از آزمون‌های علیت پانل به این نتیجه رسید که هزینه‌های عمومی در کشورهای عضو CIS ارتباط نزدیکی با رشد اقتصادی و نابرابری درآمد دارد. کشورهای عضو CIS به مداخلات دولتی نیاز دارند تا سیستم بازار به طور کامل در دوره گذار مستقر شود. با این حال، اجرای سیاست‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های خصوصی را مستثنی نمی‌کنند و به عملکرد اقتصاد بازار آسیب نمی‌رسانند، باید در حین اعمال سیاست‌های هزینه‌های عمومی در این کشورهای در حال گذار، توضیح داده شوند.
آکیف دستک و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه توسعه اقتصادی و نابرابری درآمد در ترکیه طی بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۵۰ و مدل (PCA) پرداختند. علاوه بر شاخص‌های توسعه مالی، تأثیر درآمد واقعی، هزینه‌های دولت و تورم بر نابرابری درآمد با استفاده از روش آزمایش محدود $ARDL$ بررسی شد. نتایج نشان داد که افزایش درآمد واقعی و هزینه‌های دولت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. همچنین در کوتاه مدت تأثیر مثبتی از تورم بر نابرابری درآمد اثبات شد، در حالی که برعکس در بلندمدت. در مورد توسعه مالی، رابطه U شکل معکوس با نابرابری درآمد برای توسعه مالی کلی و توسعه بخش بانکی تأیید شد. نتایج همچنین یک رابطه کاهش یکنواخت بین توسعه بازار سهام و نابرابری درآمد در ترکیه را نشان می‌دهد. بنابرین اجرای سیاست‌هایی که قوانین تبعیض‌آمیز را ریشه‌کن می‌کند و دسترسی برابر به امتیازات مالی را تسهیل می‌کند، موجب برابری و کاهش نتایج نابرابری درآمد خواهد شد.
دنافریو و همکاران[4] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استان‌های کشور ایتالیا با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته آرلانو و باند (GMM) و ($2SLS$) پرداختند. نتایج پژوهش

[1] . *Turnovsky and Erauskin*
[2] . *Mürşit Recepoğlu*
[3] . *Mehmet Akif Destek, Avik Sinha & Samuel Asumadu Sarkodie*
[4] . *Alexandra D'Onofrioa et al, 2019*

نشان می‌دهد که توسعه بانکداری محلی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. با این حال، نابرابری مالی و نابرابری در مناطق نسبتاً پیشرفته ظاهر می‌شود. وقتی تأثیر کانال‌های ساختاری را مورد بررسی قرار می‌دهیم، شواهدی نشان می‌دهد که توسعه بانکی می‌تواند نابرابری را با تأثیرپذیری از تحرک جغرافیایی و شهرنشینی کاهش دهد، در حالی که از طریق توسعه زیر ساخت‌های مادی و سرمایه انسانی دارای تأثیرات اندکی است.

۳. ساختار مدل و داده‌ها

در مطالعه حاضر با پیروی از مطالعه آکیف دستک و همکاران[۱] (۲۰۲۰)، اریک[۲](۲۰۲۰) و دنافریو و همکاران[۳] (۲۰۱۹) به بررسی اثرات اعتبارات تملک دارایی های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۹ و با بکارگیری رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل استار ($PSTR$) در استان‌های کشور شامل؛ مرکزی، گیلان، مازندران، آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، کرمانشاه، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، فارس، کرمان، خراسان‌رضوی، اصفهان، سیستان‌وبلوچستان، کردستان، همدان، لرستان، ایلام، کهگیلویه‌وبویراحمد، بوشهر، زنجان، سمنان، یزد، هرمزگان، تهران، اردبیل، قم، قزوین، گلستان و خراسان‌جنوبی پرداخته می‌شود. در این مطالعه از مدل خودگرسیون انتقال ملایم پانل استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون (۱۹۹۲)[۴] و تراسورتا[۵] (۱۹۹۴) گسترش یافته است. در حقیقت مدل $PSTR$ با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب، ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیون کلی زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (1)$$

که در آن z_t برداری شامل متغیرهای برون‌زای مدل؛ (π') بردار پارامترهای خطی؛ (θ') بردار پارامترهای غیرخطی مدل؛ u_t جزء باقیمانده است که فرض می‌شود به صورت یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت ($u_t \approx iid(0, \sigma^2)$) توزیع‌شده‌اند. همچنین تابع انتقال $\mathrm{F(s_t, \gamma, c)}$ می‌تواند به‌صورت لجستیک[۶] و یا نمایی[۷] در قالب روابط زیر تصریح شود:

$$\mathrm{F}(s_t, \gamma, c) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(s_t - c))} - \frac{1}{2}\right] \qquad (2)$$

$$\mathrm{F}(s_t, \gamma, c) = \left[1 - \exp(-\gamma(s_t - c))^2\right] \qquad (3)$$

به‌طوری‌که رابطه (۲) تابع انتقال لجستیک را به نمایش می‌گذارد و رابطه (۳) بیانگر تابع انتقال نمایی می‌باشد. در توابع فوق s_t بیانگر متغیر انتقال است؛ γ پارامتر شیب را نشان می‌دهد؛ c نشان دهنده‌ی حد آستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است. درصورتی‌که پارامتر شیب γ بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است. اگر ($s_t > c$) باشد، تابع انتقال برابر یک (F=۱) می‌شود. از سوی دیگر درصورتی‌که ($s_t < c$) مقدار تابع انتقال برابر با صفر (F=۰) خواهد بود. همچنین در صورتی‌که مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل $PSTR$ تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد.

بنابراین، مدل تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

(۴)

$$\begin{aligned} CV_{i,\mathrm{t}} = {} & \alpha_0 + \beta_1 GE_{i,\mathrm{t}} + \beta_2 GA_{i,\mathrm{t}} + \beta_3 EDU_{i,\mathrm{t}} + \beta_4 JP_{i,\mathrm{t}} \\ & + \beta_5 TR_{i,\mathrm{t}} + \beta_6 INS_{i,\mathrm{t}} \\ & + \beta_7 P_{i,\mathrm{t}}(\theta_1 GE_{i,\mathrm{t}} + \theta_2 GA_{i,\mathrm{t}} \\ & + \theta_3 EDU_{i,\mathrm{t}} + \theta_4 JP_{i,\mathrm{t}} + \theta_5 TR_{i,\mathrm{t}} \\ & + \theta_6 INS_{i,\mathrm{t}} + \theta_7 P_{i,\mathrm{t}}) F\left(S_{i,\mathrm{t}}, \gamma, c\right) \\ & + u_{i,\mathrm{t}} \\ \{ \quad & t = 1, \dots, T\} \end{aligned}$$

که در آن تابع گذار F برابر است با:

$$F(\gamma, s_t, c) = (1 + GE\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (۵)$$

CV_{it}=معیار نابرابری درآمدی[۸]؛ GE: اعتبارات هزینه‌ای دولت، GA: اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، P: جمعیت فعال اقتصادی استان (به عنوان شاخص اشتغال در استان)، EDU: نرخ با سوادی در استان (به عنوان شاخص

---

[1] . *Mehmet Akif Destek, Avik Sinha & Samuel Asumadu Sarkodie*

[2] *Erik*

[3] . *Alexandra D'Onofrioa et al, 2019*

[۴] . Ter¨asvirta and Anderson

[۵] . Ter¨asvirta, T. 1994

[۶] .*Logistic*

[۷] .*Exponential*

[8] شاخص ضریب جینی

آموزش در استان)، JP: تعداد جواز تاسیس و پروانه بهره برداری صادر شده برای ایجاد کارگاههای صنعتی در استان (به عنوان شاخص توسعه صنعت در استان)، TR: درجه باز بودن اقتصادی استان (نسبت مجموع صادرات و واردات استان به تولید ناخالص داخلی کشور) (به عنوان شاخص درجه باز بودن اقتصادی در استان) و INS: حق بیمه تولید پرداختی در استان (به عنوان شاخص توسعه بازار مالی بیمه در استان) است. همچنین داده‌های مطالعه از پایگاه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج و گردآوری شده است.

نتایج برآورد مدل

۴-۱. آزمون‌های پایایی (ریشه واحد[1])

در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آنست که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی 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 (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 وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) = 0 for\ all\ i \neq j$$
$$H_0: p_{ij} = E(U_{it}V_{it}) \neq 0 for\ all\ i \neq j$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

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

که در آن، $\widehat{p_{ij}}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \propto_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ 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 مانند آزمون‌های لوین و همکاران (۲۰۰۲) (LLC) و ایم و همکاران (۲۰۰۳) (IPS)، 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 i امین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است، به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره $CIPS$ پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است.

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل 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 بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول ۴-۲ ارائه شده است.

[1] .Unit root Test

جدول شماره ۴-۱: آزمون ریشه واحد برای متغیرها

متغیر	علامت اختصاری	استان‌های کشور — آماره CIPS				سطح پایایی
		در سطح		با یک تفاضل		
		C	$C+T$	C	$C+T$	
نابرابری درآمدی	CV	-۱/۱۲۳	-۲/۳۶۵	-۲/۸۹۶	-۳/۶۹۳	$I(1)$
اعتبارات هزینه‌ای دولت	GE	-۱/۳۶۵	-۲/۴۵۸	-۲/۹۶۳	-۳/۸۵۱	$I(1)$
اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	GA	-۱/۵۶۲	-۲/۲۳۶	-۳/۳۲۷	-۳/۷۹۸	$I(1)$
نرخ با سوادی	EDU	-۱/۳۲۵	-۲/۴۸۹	-۳/۴۷۸	-۳/۹۶۷	$I(1)$
جمعیت فعال اقتصادی	P	-۱/۲۱۵	-۲/۵۶۹	-۳/۳۶۸	-۳/۹۱۲	$I(1)$
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	JP	-۱/۴۷۸	-۲/۲۸۷	-۳/۴۲۹	-۳/۷۹۳	$I(1)$
حق بیمه تولید	INS	-۱/۳۶۹	-۲/۳۱۴	-۳/۷۹۴	-۳/۸۳۷	$I(1)$
درجه باز بودن اقتصادی	TR	-۱/۷۸۹	-۲/۴۹۸	-۲/۹۸۱	-۳/۸۰۴	$I(1)$

مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)درسطوح اطمینان مختلف

حالت	٪۱	٪۵	٪۱۰
C	-۲/۶۰	-۲/۳۴	-۲/۲۱
$C+T$	-۳/۱۵	-۲/۸۸	-۲/۷۴

منبع: یافته‌های محقق

۴-۲. آزمون‌های هم انباشتگی پانل[1]

در این مطالعه از آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها استفاده می کنیم. نتایج در جدول ۴-۲ ارائه گردیده است. نتایج این آزمون در جدول ۴-۲ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون چهارم جدول ۴-۲ مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (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 مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_t و G_α و دو آماره پانل P_t و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

جدول ۴-۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره آزمون	استان های کشور — آزمون وسترلوند (۲۰۰۷)		
	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	سطح احتمال قوی
G_t	-۳/۹۸۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۱۵/۶۳۹	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰
P_t	-۲۵/۲۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-۱۸/۳۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

[1] . *Cointegration Test*

منبع: یافته‌های محقق

۴-۳. آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل:

بعد از بررسی پایایی متغیرها، برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی (*PSTR*) آزمون می‌شود. براساس نتایج جدول (۳)، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، فیشر و نسبت درستنمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی بین متغیرهای مطالعه، از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌نماید. به‌منظور انتخاب متغیر انتقال، تمامی متغیرهای موجود در مدل مورد آزمون قرار داده می‌شوند. از میان متغیرهای آزمون شده، هر متغیری که با احتمال بیشتری فرضیه صفر خطی بودن را رد کند به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد. مطابق نتایج جدول (۴)، متغیر انتقال در مدل برآورد شده، اعتبارات هزینه‌ای دولت بوده و فرضیه صفر مبنی برخطی بودن مدل رد شده و مدل (*PSTR*) مرتبه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول (۴-۳) نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل ***PSTR***

فرض صفر	آمارهٔ F	سطح معنی‌داری
b1=b2=b3=b4=0	۳,۹۸۶	۰,۰۰
b1=b2=b3=0	۲,۳۶۸	۰,۰۲
b1=b2=0	۲,۷۸۹	۰,۰۴
b1=0	۲,۶۹۷	۰,۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۴-۴): انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

گروه	مدل پیشنهادی	آماره ***F*۲**	آماره ***F*۳**	آماره ***F*۴**	آماره ***F***	متغیر
استان های کشور	*PSTR*	۰,۸۵۱	۰,۹۸۵	۰,۷۸۵	۰,۶۳۷	*GE (t)*

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴. نتایج برآورد مدل

در مرحله بعدی با استفاده از یک مدل $LPSTR1$ ابتدا مقادیر اولیه برای مقدار پارامتر شیب (γ) و مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (C) انتخاب و سپس با بهره‌گیری از این مقادیر اولیه و با استفاده از الگوریتم نیوتن رافسون (*Newton-Rafson*) پارامترهای مدل به روش حداکثر سازی راست نمایی (*Maximum Likelihood*) برآورد گردید که نتایج در جدول (۵) گزارش‌شده است. نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول) نشان می‌دهد که متغیرهای اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی و جمعیت فعال اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و منجر به کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران می‌شوند. نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل (رژیم دوم) نشان می‌دهد متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و نابرابری درآمد در استان‌های ایران را کاهش می‌دهند. چگونگی توزیع درآمد در جامعه، تحت تأثیر زیر ساخت‌های فرهنگی، اجتماعی، بانکی و متغیرهای بنیادی سیاسی و اقتصادی قرار می‌گیرد که خود برای تغییر، نیاز به زمان دارند و در بیشتر موارد دارای آثار بلند مدت بوده و در نتیجه در کوتاه مدت نمی‌توانند توزیع درآمد در جامعه را تغییر دهند. به عبارت دیگر، تمام عوامل تأثیرگذار بر روی این متغیر لزوماً اقتصادی نیستند. لیکن عوامل اقتصادی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند؛ شامل اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی،

همگی دارای علامت مورد انتظار نظری و قابل پیش‌بینی بر روی نابرابری درآمدی می‌باشند. بطوریکه افزایش اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی، توزیع درآمد در استان‌های کشور را بهتر می‌کنند. لیکن، ضریب کوچک این متغیرها، بیانگر تأثیر جزئی آنها بر روی توزیع درآمد است. باید توجه داشت که مطالعه موردی استان‌های کشور در این زمینه مانند مطالعه‌ای که توسط میلانویچ، خان و بشیر و وود[1]، دنافریو و همکاران[2] (۲۰۱۹) انجام گرفته، بیشتر مؤید فرضیه کوزنتس می‌باشد که در آن، افزایش اعتبارات هزینه‌ای دولت، اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی در مراحل اولیه توزیع درآمد را بدتر می‌کنند، سپس به مرور زمان همراه با سیاست‌های مکمل دولت‌ها، توزیع درآمد بهتر می‌شود. برخی از اقتصاددانان نسبت به جهانی شدن اقتصاد خوش‌بین هستند، زیرا آن‌ها ارزش زیادی برای کارایی مثبت اقتصاد قائل هستند. به‌نظر آنها، هرچه مقیاس بازار جهانی‌تر باشد، تخصیص منابع نیز موثرتر خواهد بود. منابع را می‌توان از جهت‌گیری‌های کم‌ارزش به مصارف سازنده‌تر سوق داد، تعرفه‌های پایین‌تر به کنترل و پایین نگه داشتن تورم و افزایش رقابت کمک می‌کنند. سرمایه‌گذاری خارجی؛ تکنولوژی، نوآوری و مهارت‌های مدیریتی را با خود به ارمغان می‌آورد. مشاغل جدید برای پاسخ‌گویی به بازارهای جهانی پدید می‌آیند. بیکاری صرفاً در بخش‌های ناکارآمد اتفاق می‌افتد، مطابق این دیدگاه، شواهد و بررسی‌ها نشان می‌دهد که اقتصادهای بازار آزاد دو برابر بیشتر از اقتصاد بسته رشد کرده‌اند. از طرفی مطابق دیدگاه بدبینانه و از نظر منتقدین، جهانی شدن عبارت از فرآیندی نابرابر با توزیع نابرابر سودها و زیان‌هاست. این نابرابری و عدم توازن به قطب‌بندی استان‌های ثروتمند و استان‌های فقیر از یک طرف و گروه‌های ثروتمند و فقیر در داخل جوامع که هرچه بیشتر به حاشیه رانده می‌شوند، از طرف دیگر، منجر می‌گردد. برای مثال، در مورد طبقه اجتماعی، عده‌ای[3] ادعا کرده‌اند که جهانی شدن (درجه باز بودن اقتصادی) موجب افزایش امتیازات طبقه ممتاز شده است. فاصله درآمدها تقریباً در همه استان‌ها بیشتر شده است، زیرا محافل ثروتمند بخش عمده منافع ناشی از جهانی شدن را به خود اختصاص می‌دهند. این اتفاق در استان‌های شمال هم روی داده است، ولی استان‌های جنوب طی دوره تسریع جهانی شدن شاهد بیشترین نابرابری‌های درآمد بوده‌اند. در این استان‌ها قشر محدودی در اثر پیوندهای جدید با سرمایه‌داری جهانی به منافع مادی چشمگیری دست یافته‌اند، در حالی که استاندارد زندگی اکثر مردم افت کرده است به این ترتیب، روندهای جهانی شدن، قطب بندی شدن، تمرکز ثروت و حاشیه‌ای شدن به واسطه فرایندهای مشابهی به یکدیگر مرتبط می‌گردند در این فرایند، منابع سرمایه‌گذاری، رشد و تکنولوژی مدرن در معدودی از استان‌های صنعتی متمرکز هستند. بسیاری از استان‌های مرکزی و فاقد مرز مشترک از این فرایند محروم مانده و یا به صورت فرعی و حاشیه‌ای در آن شرکت می‌کنند که اغلب در تضاد با منافع آن‌ها می‌باشد. همین عامل منجر به افزایش نابرابری توزیع درآمد استانی می‌شود که نتایج نابرابری توزیع درآمد استانی گویای این مطلب می‌باشد.

جدول (۴-۵). برآورد الگو به‌وسیله مدل *LPSTR*

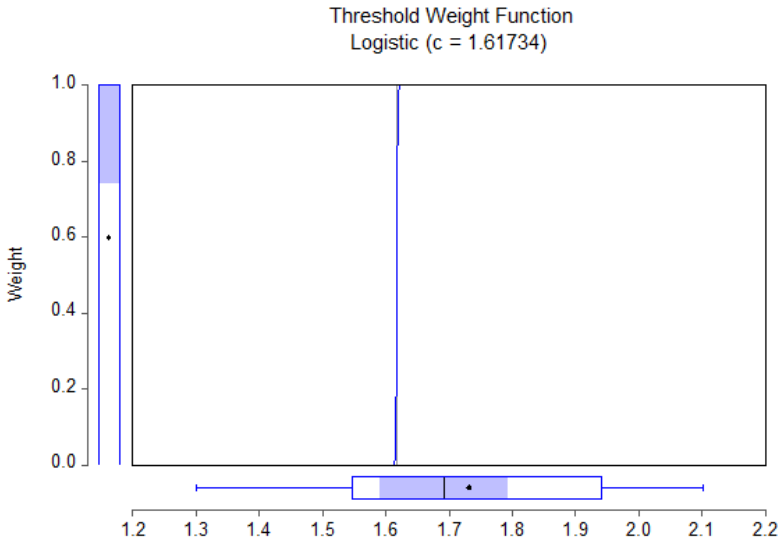
برآورد قسمت خطی مدل					
متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	***CONSTANT***	-۰,۴۵۹۳۹۹	۰,۱۱۵۴۴۶	-۳,۹۷۹۳۲۷	۰,۰۰۰۹
اعتبارات هزینه‌ای دولت	*GE*	-۰,۰۱۲۲۵۵	۰,۰۲۹۶۹۶	-۰,۴۱۲۶۷۸	۰,۶۷۹۸
اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	*GA*	-۰,۳۲۱۸۰۸	۰,۱۲۹۲۶۹	-۲,۴۸۹۴۴۴	۰,۰۱۲۸

[1] . *Wood, A*
[2] . *Alexandra D'Onofrioa et al, 2019*
[3] . شولت، ۱۳۸۲: ۲۹۷

نرخ با سوادی	*EDU*	-۰,۰۱۸۳۹۵	۰,۰۰۱۲۱۴	-۱۵,۱۵۵۴۲	۰,۰۰۰۰
جمعیت فعال اقتصادی	*P*	-۰,۰۶۲۸۹۵	۰,۰۱۵۷۰۶	-۴,۰۰۴۵۲۴	۰,۰۰۰۱
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	*JP*	-۰,۶۷۹۴۶۰	۰,۷۸۲۰۷۳	-۰,۸۶۸۷۹۳	۰,۳۹۳۶
حق بیمه تولید	*INS*	-۰,۰۰۲۸۲۲	۰,۰۰۱۷۸۶	-۱,۵۸۰۲۶۲	۰,۱۱۵۶
درجه باز بودن اقتصادی	*TR*	-۰,۰۶۸۵۶۱	۰,۰۶۱۱۱۲	-۱,۱۲۱۸۹۵	۰,۲۶۱۹
برآورد قسمت غیرخطی مدل					
عرض از مبدأ	***CONSTANT***	-۲,۱۴۶۵۰۴	۰,۰۳۷۱۹۶	-۵۷,۷۰۷۴۲	۰,۰۰۰۰
اعتبارات هزینه‌ای دولت	*GE*	-۰,۱۲۱۹۲۲	۰,۰۳۶۳۰۷	-۳,۳۵۸۰۴۴	۰,۰۰۱۳
اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت	*GA*	-۰,۰۱۰۰۸۷	۰,۰۰۳۸۸۸	-۲,۵۹۴۶۷۰	۰,۰۱۱۷
نرخ با سوادی	*EDU*	-۰,۰۵۹۰۳۴	۰,۰۰۶۱۴۲	-۹,۶۱۱۰۸۷	۰,۰۰۰۰
جمعیت فعال اقتصادی	*P*	-۰,۰۰۱۴۱۱	۰,۰۰۰۳۹۴	-۳,۵۸۲۸۱۱	۰,۰۰۰۷
جواز تاسیس و پروانه بهره برداری	*JP*	-۰,۰۰۱۴۷۰	۰,۰۰۰۲۵۴	-۵,۷۸۴۷۷۳	۰,۰۰۰۰
حق بیمه تولید	*INS*	-۰,۰۰۱۹۱۶	۰,۰۰۱۲۲۷	-۱,۵۶۲۲۴۸	۰,۱۲۱۵
درجه باز بودن اقتصادی	*TR*	-۰,۴۲۷۰۹۴	۰,۰۲۳۶۹۳	-۱۸,۰۲۶۳۵	۰,۰۰۰۰
حد آستانه‌ای(*C*)		۱,۶۱۷۳۴۴	۰,۰۷۵۰۸۱	۲۱,۵۴۱۱۸	۰,۰۰۰۰
پارامتر شیب(*γ*)		۰,۵۱۳۹۴۸	۰,۲۱۹۳۵۲	۲,۳۴۳۰۲۷	۰,۰۲۶۵
ضریب تعدیل‌شده (R^2) = ۰,۸۵					

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در تخمین فوق متغیر انتقال اعتبارات هزینه‌ای دولت می‌باشد که مقدار حد آستانه برآورد شده برای این متغیر برابر با ۱/۶۱ بوده است. بر اساس فاصله اعتبارات هزینه‌ای دولت از این مقدار آستانه الگو از دو رژیم حدی مختلف تبعیت می‌نماید. با مقایسه ضرایب الگو در دو رژیم مختلف ملاحظه می‌گردد که با عبور اعتبارات هزینه‌ای دولت از حد آستانه (۱/۶۱) واکنش مسئولین پولی به تغییرات این متغیر به‌شدت افزایش‌یافته، بدین ترتیب که هر چه رشد اعتبارات هزینه‌ای دولت بیشتر شده است، سیاست‌گذاران و مسئولان تلاش نموده‌اند که با عکس‌العمل بیشتر، رشد نابرابری درآمد را کنترل نمایند.



نمودار ۱. ارتباط بین تابع انتقال و متغیر انتقال انحراف اعتبارات هزینه‌ای دولت از مسیر بلندمدت

۴-۵. آزمون‌های تشخیصی:

۴-۵-۱ آزمون ناهمسانی واریانس

یکی دیگر از فروض استاندارد کلاسیک فرض واریانس همسانی می‌باشد، بدین ترتیب که درصورتی‌که جمله خطا فاقد واریانس ثابت باشد، گفته می‌شود ناهمسانی واریانس وجود دارد. در مطالعه حاضر از آزمون بروش- پاگان- گادفری استفاده می‌شود. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌گردد، نتایج آزمون حکایت از عدم وجود ناهمسانی واریانس دارند.

جدول (۴-۶) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس،

آمارهٔ F	$Prob$	بروش- پاگان- گادفری
۱,۵۸۹۶	۰,۲۶۹۸۵	۱,۲۱۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵-۲ آزمون ثابت ماندن ضرایب بین دو رژیم

از دیگر سنجه‌های مناسب برای ارزیابی کیفیت مدل تخمین زده شده، بررسی تغییرات ضرایب بین دو رژیم است. در صورتی که مدل برآورد شده تخمین مناسبی باشد، انتظار می‌رود ضرایب با تغییر رژیم ثابت و بدون تغییر باقی بمانند. همان‌طور که در جدول نیز مشهود است، آزمون ثابت ماندن ضرایب بین دو رژیم نشان می‌دهد ضرایب در اثر تغییر رژیم تغییر نمی‌کنند و سطح معنی داری بالای ده درصد می‌باشد که نشان از تائید فرضیه صفر ثبات پارامتر انتقال هموار است.

جدول (۴-۷) نتایج آزمون ثبات پارامتر انتقال هموار

فرض صفر	آمار F	$Prob$
$b1=b2=b3=b4=0$	۰,۴۱۲۵	۰,۸۵۶۳
$b1=b2=b3=0$	۰,۴۲۵۳	۰,۸۴۵۶
$b1=b2=0$	۰,۴۳۶۲	۰,۸۲۳۶
$b1=0$	۰,۴۴۲۵	۰,۸۱۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله به‌منظور برآورد اثرات اعتبارات تملک دارایی های سرمایه‌ای و هزینه‌ای بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران از رویکرد حد آستانه‌ای ملایم پانل، بر اساس داده‌های سالانه ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۸ استفاده‌شده است. نتایج نشان از اثرگذاری مثبت متغیرهای اعتبارات هزینه‌ای و اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت، نرخ با سوادی، جمعیت فعال اقتصادی، جواز تاسیس و پروانه بهره برداری و درجه باز بودن اقتصادی در کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران دارد.کاهش نابرابری و رشد درآمد از طریق تعامل و سازگاری متقابل و چندجانبه با هم مرتبط هستند. الگوی رشد در کاهش نابرابری استان ها و بهبود توزیع درآمد نقش دارد.تعیین روش‌هایی که دولت با اتکاء به آن بتواند منابع جامعه را به گونه‌ای اختصاص دهد که موجب کاهش نابرابری درآمدها در جامعه شود اهمیت ویژه ای دارد. نرخ رشد بالای درآمد ملی لزوماً به کاهش فقر نمی‌انجامد. از این‌رو رشد توأم با باز توزیع و رشد همراه با برابری بیشتر از نظر اثربخشی و اولویت سیاستگذاری به تعدیل نابرابری درآمدی در استان ها می انجامد. این یافته ها با یافته های غفاری فرد و همکاران (۱۴۰۰) که به بررسی روند نابرابری درآمد استانی و اثر تخصیص اعتبارات بودجه استانی بر آن طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۹۷) پرداخته هان، همسو می باشد و از طرفی با یافته های تحقیق سرخوش سرا و همکاران (۱۳۹۹) تحت عنوان تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب

دیدگاه‌های توماس پیکتی: همسو نمی باشد که این موضوع می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری، توسط پیکتی باشد.
افزایش جمعیت فعال نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، برای همین دولت باید با اصلاح روش‌های مدیریتی و سیاست‌های صحیح اقتصادی در جهت کاهش بیکاری در جامعه عمل کند. همچنین در صورت بروز بیکاری فزاینده در استان‌های کشور با اتخاذ تدابیری مثل؛ توسعه کارآفرینی و توانمندسازی فقرا و اقشار کم درآمد، توانمند سازی جوانان، زنان، فارغ‌التحصیلان و سایر افراد جویای کار، ایجاد فرصت‌های برابر اجتماعی برای کسب آموزش و مهارت و دسترسی به سرمایه‌های مالی از طریق بازارهای مناسب، افزایش سرمایهٔ انسانی در اقشار کم درآمد و رفع عدم تعادل‌های منطقه‌ای از طریق متعادل نمودن توزیع امکانات عمومی (اجتماعی، فرهنگی، آموزشی) و تأمین حداقل معیشت گروه‌های کم درآمد و اقشار آسیب‌پذیرجامعه، شامل، بهره‌مندی از بهداشت عمومی، برخورداری از آموزش و پرورش عمومی، داشتن حداقل سر پناه قابل قبول و امنیت غذایی نابرابری درآمدی را کاهش و باعث بهبود درآمدی میان اقشار جامعه شود.

سیاست‌های مالی باید به گونه ای تنظیم شود که اعتبارات تخصیص یافته دولت علاوه بر افزایش با عدالت و کارایی بیشتر بین اقشار مختلف جامعه تقسیم شود تا به این صورت با سرمایه گذاری های زود بازده، نابرابری بین گروه های درآمدی مختلف کاهش یابد. همچنین دولت ها باید تمام سیاست های پولی خود را در جهت کاهش تورم به اجرا درآوردند، مثلا با کنترل در قیمت کالاهای وارداتی، کنترل در فشار تقاضا که ناشی از افزایش سریع در هزینه های مصرفی و مخارج سرمایه-گذاری در بخش خصوصی و عمومی است، جلوی رشد نامتناسب نقدینگی بخش خصوصی را که عامل اصلی افزایش تقاضای کل و گسترش و تعمیق فشارهای تورمی است را بگیرد.

بخشی از توزیع اعتبارات در نظام بانکی و عملیاتی نمودن آن توسط بانک مرکزی از سیاست های بودجه ای دولت در قالب تسهیلات تکلیفی یا تخصیص به بخش های خاص اثر می پذیرد، امکان دسترسی تمامی استان ها به بازار سرمایه در بهبود وضعیت مالی آنان و به تبع آن بهبود توزیع درآمد را به دنبال دارد

تاثیر حجم تجاری بر نابرابری درآمد مثبت و معنادار بوده و با یافته های تحقیقات انگ[1]، رهی و کیم[2]، هیشن و همکاران[3] واشرفی پور[4] مطابقت دارد. دولت با سیاست گذاری‌های هدفمند در توزیع منافع حاصل از تجارت خارجی میان کارگزاران اقتصادی زمینه بهبود توزیع نابرابر درآمدها را فراهم کند. در سطوح استانی تمرکز شرکت ها و موسسات بخش خصوصی فعال در بازارهای بین المللی به علت گسترش سطح فناوری و مهارت و توانمندسازی نیروی کار از طریق تجارت به بهبود ظرفیت های اقتصادی و اجتماعی در هر استان منجر می شود.

فهرست منابع:

امامی کریم. لیلا احمدی (۱۳۹۰). تأثیر نااطمینانی مخارج جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران. مدلسازی اقتصادی. دوره ۵، شماره ۱۶، صفحه ۴۱-۵۶.

بابکی روح اله. همایونی فر مسعود، مهدوی عادلی محمد حسین ، مصطفی سلیمی فر. (۱۳۹۶). تأثیر هزینه های جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در دو بخش ماشین‌آلات و ساختمان در اقتصاد ایران (با رویکرد الگوهای خود بازگشت برداری ساختاری). اقتصاد مقداری. دوره ۱۴، شماره ۳ - شماره پیاپی ۵۴،صفحه ۱۰۵-۱۳۵

خلیلی عراقی, منصور, شریفی, حسن. (۱۳۹۷). تاثیر هزینه‌های دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قالب مدل *VAR* و *FAVAR*. فصلنامه علمی - پژوهشی مدلسازی اقتصادی, ۱۲(۴۲), ۹۹-۱۱۷.

[1] *See: Ang, 2008:1-25*
[2] *See: Rhee and Kim ,2019: 1043-1056*
[3] *See: Hsieh and et al, 2019: 450-466*

[4] نک: اشرفی پور،۱۳۹۱: ۲۴-۳۳

جمشیدی رضا. سلیمی فر مصطفی.(۱۳۹۵). الگوسازی توزیع بودجه عمرانی استانی ایران با استفاده از الگوی رگرسیون فضایی. علوم اقتصادی - توسعه اقتصادی. پایان نامه دکتری تخصصی دانشگاه فردوسی مشهد

خداویسی حسن. عزتی شورگلی احمد. (۱۳۹۵). کاوشی در زمینهٔ تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر تولید ناخالص داخلی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت. مجله تحقیقات اقتصادی. دوره ۵۱، شماره ۲ - شماره پیاپی ۱۱۵، صفحه ۳۵۳-۳۲۷

فتحی، زینب و مجید مداح، (۱۳۹۸) مخارج دولت و چرخه های اقتصادی در ایران، دومین کنفرانس ملی مطالعات نوین اقتصاد، مدیریت و حسابداری در ایران، تهران، دانشگاه جامع علمی کاربردی –سازمان همیاری شهرداری ها و مرکز توسعه خلاقیت و نوآوری علوم نوین،

رافعی میثم، صیادی محمد. (۱۳۹۷). سیاست مالی دولت و رفاه اجتماعی در ایران با تأکید بر شاخص آمارتیاسن (رهیافت آزمون *ARDL* کرانه ها).پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی دانشگاه پیام نور. دوره ۸، شماره ۳۲، صفحه ۱۶۸-۱۵۱.

رحمانی فضلی هادی، عرب مازار عباس. (۱۳۹۵). توزیع بهینه منابع بودجه استانی بر پایه یک مدل کنترل بهینه. پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی : دوره ۲۴ ، شماره ۷۹ ؛ از صفحه ۷ تا صفحه ۲۸.

زارع پورارزیزی، نیلا و هانیه همتی شاهگلی، (۱۳۹۷) بررسی رابطه ی بین درآمد و مخارج دولت در ایران: رهیافت *NARDL*، دومین کنفرانس بین المللی مدیریت و کسب و کار، تبریز، گروه مدیریت دانشگاه تبریز

قاسمی محمدرضا، اربابیان شیرین، معینی شهرام، سلیمی بهاره.(۱۳۹۴). نحوه توزیع بودجه تملک دارایی های سرمایه ای در بین استان های ایران (۱۳۹۰-۱۳۷۹). برنامه ریزی و بودجه سال بیستم بهار ۱۳۹۴ شماره ۱ (پیاپی ۱۲۸)

غفاری فرد، محمد، علمدار، غلام عباس، افضلی، غلامرضا. (۱۴۰۰). بررسی روند نابرابری درآمد استانی و اثر تخصیص اعتبارات بودجه استانی بر آن. پژوهش های راهبردی بودجه و مالی، ۲(۲)، ۷۹-۱۰۶.

محمدزاده اعظم. شهیکی تاش محمدنبی. اکبری فریده. (۱۳۹۶). تحلیل اقتصاد سیاسی از الگوی فضایی تخصیص هزینه‌های جاری و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در استان‌های ایران. مجلس و راهبرد. دوره ۲۴، شماره ۸۹، صفحه ۵-۳۴

خلیلی عراقی، منصور، کبیری رنانی، محبوبه و نوبهار، الهام (۱۳۹۶)، تحلیل تاثیر انواع زیرساخت‌ها بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۴، شماره ۱۵، صص ۱۱۹-۱۴۲.

شهیکی تاش، محمدنبی و درویشی، باقر (۱۳۹۲)، سنجش نابرابری درآمدی در بین استان‌های ایران (رویکرد عینی و قیاسی از شاخص‌های ایستای ناپارامتریک، مجله سیاست‌گذاری اقتصادی ایران، شماره ۹۳، بهار، صص۱۳۵-۱۵۳

وکیلی زارچ، محمدحسن، علوی راد، عباس، توتونچی، جلیل، دهقان تفتی، محمد علی. (۱۳۹۹). توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی (مطالعه موردی استان‌های ایران). فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد, ۷(۴), ۱۳۹-۱۶۶. *doi: 10.22034/ecoj.2021.42664.2764*

Alexander Kurov. Raluca Stan (2019). Monetary policy uncertainty and the market reaction to macroeconomic news. Journal of Banking and Finance.86. 127-142

Altunbas, Yener, Thornton, John (2018), "The impact of financial development on income inequality: A quantile regression approach", Economics Letters, pp. 51-56.

Bojanic, A. N. (2016), The Impact of Fiscal Decentralization on Growth, Inflation, and Inequality in the Americas, Tulane Economics Working Paper Series. No. 1610.

Baiardi, Donatella, Morana, Claudio (2018), "Financial development and income distribution inquality in the euro area", Economic Modelling, Vol. 70, pp.40-55

Bagchi, S., & Svejnar, J. (2015). Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty. J. Comp. Econ. 43,505–530.

Blau, F., & Kahn, L. (2015). Immigration and the distribution of incomes. In: Chiswick, B.R., Miller, P.W. (Eds.). Handbook of the

Kavya, T,B,, Shijin, Santhakumar (2019), "Economic development, financial development, and income inequality nexus", Borsa _Istanbul Review /pp. 2214-8450

RECEPOĞLU, M. (2022). Public Expenditures, Economic Growth and Income Inequality: Empirical Evidence from the Commonwealth of Independent States. Journal of Economic Policy Researches, 9(2), 293-314.

Suzana, M. and J. Kiril (2014), Impact of Fiscal Decentralizatio on Price Stability in the European Countries, CEA Journal of Economics, 9(2): 25-34.

Teles, V. K., & Mussolini, C. C. (2014). "Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth, European Economic Review, 66, pp.1-15.

Turnovsky, S. J., & Erauskin, I. (2022). Productive government expenditure and its impact on income inequality: evidence from international panel data. Review of World Economics, 158(1), 331-364.

Economics of InternationalMigration. Elsevier, Amsterdam, pp. 793–843.

Destek, M. A., Sinha, A., & Sarkodie, S. A. (2020). The relationship between financial development and income inequality in Turkey. Journal of Economic Structures, 9(1), 11.

De Haan, Jakob, Sturm, Jan-Egbert (2017), "Finance and income inequality: A review and new evidence", European Journal of Poltical Economy, vol. 50, issue. C, pp. 171-195

D'Onofrio, A., Minetti, R., & Murro, P. (2019). Banking development, socioeconomic structure and income inequality. Journal of Economic Behavior & Organization, 157, 428-451.

Kakar Venoo, Daniels , Gerald Eric (2019), "Role of cash and costs of inflation for different income groups in the U,S", Economic Modelling, Vol. 80, pp. 303-319

Kakar, K. (2011). Impact of Fiscal Variables on Economic Development of Pakistan.Romanian Journal of Fiscal Policy 2, 1-10.

Journal of Management Accounting
Vol. 16, No.58, Autumn 2023

The Impact of Government Budget Allocation (Capital and Recurrent Expenditure) on Income Inequality across the Provinces (Case Study of Iran)

Mohammad Amin Nahal[1]
Bijan Basri*[2]
Manijeh Hadi-Najad[3]

Abstract

The Income inequality in Iran is mainly influenced by government policy, in particular through budget allocation. This study aims to investigate how the government budget (capital and recurrent expenditure) has impacted on income inequality across the provinces in Iran. Data used in this study pertain to period 1379- 1398, corresponding to Gregorian calendar (2000 - 2019), and the same has been utilized by employing the Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR) to analyze the relationship between government budget allocation and income inequality. The results of the model estimation suggest that government budget allocation (capital and recurrent expenditure) has meaningfully reduced income inequality across the provinces in Iran. These findings align with previous research conducted by Milanovich, Khan and Bashir and Wood, D'Onofrioa et al(2019), which support Kuznets' hypothesis that government budget allocation initially exacerbates income inequality, but over time, with the implementation of supplementary policies, income distribution can improve. In addition to government budget, factors such as level of education (literacy rate), labor participation rate, trade expansion (state trading) have a significant equalizing impact on income distribution. By pursuing a well-targeted foreign trade policy in which economic entrepreneurs and stakeholders benefit from trade expansion, government can pave the way for income inequality to mitigate across the provinces.

Key words: *asset acquisition, credits, income inequality, Iranian provinces, panel threshold approach model*

JEL classification*: O23 E43; G21*

[1]*Student of Economics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. nahalmohammad@gmail.com*
[2] *Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. bij.baseri@iauctb.ac.ir*
[3]*Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. manijeh_hadinejad@yahoo.com*