فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال دهم، شماره‌ی ۳۷، بهار ۱۴۰۰
صفحات: ۹۹-۱۳۳
DOI: 10.22084/aes.2020.20742.2995

(مقاله پژوهشی)

ارزیابی نابرابری درآمد و خط فقر نسبی بر قدرت خرید کالای بادوام

مبینا زارعی[۱]
حسن حیدری[۲]
سید پرویز جلیلی‌کامجو*[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۰۷

چکیده

در اقتصادهای متمرکز نابرابری جغرافیایی یکی از مهم‌ترین ابعاد نابرابری است که موردتوجه سیاست‌گذاران است. طرح آمایش فضایی سرزمین مهم‌ترین سیاست دولت در اقتصاد ایران به‌منظور کاهش نابرابری و فقر در ابعاد مکانی و جغرافیایی است. هدف این پژوهش ارزیابی تأثیر فضایی متغیرهای نابرابری درآمد، فقر نسبی، رشد درآمد سرانه حقیقی، بیکاری، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره‌ی حقیقی بر قدرت خرید حقیقی کالاهای بادوام با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته خود رگرسیونی فضایی SAR-GMM-DPD با ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند پویای تصادفی در بین استان‌های ایران در دوره‌ی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ است. نتایج نشان‌داد که طبق تئوری نظریه‌ی مصرف دوزنبری، کالاهای بادوام دارای تابع تقاضای شکسته است؛ به‌طوری‌که وقفه‌ی اول متغیر وابسته با ضریب ۰/۰۰۹ دارای تأثیر مثبت بر قدرت خرید کالاهای بادوام است. وقفه‌ی اول فضایی SAR نیز منفی و معنادار ۰/۰۰۷- است که بیانگر وابستگی فضایی منفی بین استان‌های ایران است، یعنی اثرات متغیرهای مستقل‌بر متغیر وابسته دارای تأثیرات غیرمستقیم فضایی و جغرافیایی است. نابرابری درآمد با ضریب ۰/۴۳- تأثیر منفی بر قدرت خرید کالای بادوام خانوارها دارد. خط فقر نسبی با ضریب ۰/۰۶- اثر منفی بر قدرت خرید می‌گذارد و هرچه خط فقر نسبی به سمت دهک‌های بالای درآمدی حرکت می‌کند، قدرت خرید کالای بادوام کاهش می‌یابد.

کلید واژه‌ها: قدرت خرید حقیقی کالای بادوام، نابرابری درآمد، خط فقر نسبی و ضرایب آرلانو- باور/ بوندل- باند دومرحله‌ای، GMM-DPD-SAR.

طبقه‌بندی JEL: L68 , P44, P36, C33,

۱. دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران **Email:** Mobina.zarei_23@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران **Email:** h.heidari@urmia.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه آیت‌الله بروجردی، بروجرد، ایران (*نویسنده مسئول) **Email:** parviz.jalili@abru.ac.ir

۱. مقدمه

کالای بادوام معمولاً به کالایی اطلاق می‌شود که عمر اقتصادی آن بیش از یک‌سال باشد. اتومبیل و لوازم خانه از مثال‌های روشن در این زمینه می‌باشند. به‌طورکلی، هزینه‌های مربوط به کالاهای بادوام با توجه به ماهیت این‌گونه کالاها هزینه‌هایی هستند که معمولاً توسط خانوارها می‌تواند برای مدت‌زمانی به تعویق بیفتد و در نتیجه به‌عنوان جزیی از هزینه‌های مصرفی بسیار متغیر است. اتومبیل و لوازم یدکی مربوط، اسباب و اثاثیه منزل تقریباً درصد بسیار بالایی از هزینه‌های مربوط به کالاهای بادوام را تشکیل می‌دهد (بانک مرکزی، ۱۳۸۷). هم‌چنین کالای بادوام یک کالای مصرفی است که می‌تواند ازطریق استفادهی مکرر در یک بازه‌ی زمانی طولانی، خدمات مفیدی را به مصرف‌کننده ارائه دهد (دویورت[1]، ۲۰۰۹). مطابق سیستم حساب‌های ملی (SNA) آن‌ها می‌توانند به‌طور مکرر یا مداوم مورداستفاده قرار گیرند. کالای بادوام کالایی است که با فرض استفاده‌ی فیزیکی از آن، ممکن است به‌طور مکرر یا مداوم طی یک دوره‌ی بیش از یک‌سال استفاده شود (امندولا و ویکیچی[2]، ۲۰۱۴). برخی از کالاهای بادوام را به‌عنوان دارایی می‌توان درنظر گرفت، به این دلیل که دارای برخی ویژگی‌های کالاهای سرمایه‌ای هستند (اسماگیلوا، گفوروف‌صفیولین[3]، ۲۰۱۴). مخارج مصرفی شامل مصرف کالاهای بی‌دوام و خدمات حاصل از کالاهای بادوام است. به‌این‌ترتیب، تقاضای کالای بادوام و قدرت خرید آن توسط خانوارها به‌دلیل دوره‌ی مصرف بلندمدت و هم‌چنین تأثیر مستمر بر کیفیت زندگی، متغیر مهمی در اندازه‌گیری نابرابری و فقر نسبی است. درصورتی‌که برای اندازه‌گیری فقر مطلق تأکید بر مصرف کالاهای بی‌دوام یا کالاهای مصرفی است. نابرابری یکی از پدیده‌های نامطلوب زندگی اجتماعی و اقتصادی است (خواجه‌وندپور و عباسیان، ۱۳۹۵) و روش‌ها و متغیرهای متعددی به‌منظور اندازه‌گیری نابرابری توسط اقتصاددانان مورداستفاده قرارگرفته است. در اقتصادهای متمرکز نابرابری جغرافیایی یکی از مهم‌ترین ابعاد نابرابری است که موردتوجه سیاست‌گذاران است؛ به‌طوری‌که دولت‌های رفاه به‌دنبال به حداقل رساندن این نابرابری در سطح کشور هستند (همان). به‌علت یکسان نبودن منابع توسعه میان مناطق مختلف کشور، در نتیجه این انتظار نمی‌رود که سطح رفاه و رشد اقتصادی میان تمامی اجزای ساختار فضایی یک کشور به‌صورت برابر باشد (وهابی، ۱۳۷۷). از دید مکاتب اقتصادی طرفدار وجود دولت، یکی از وظایف مهم دولت‌ها کنترل نابرابری درآمد و کاهش آن در مناطق مختلف جغرافیایی است (پیرائی و بلیغ، ۱۳۹۴). در اقتصاد ایران از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها کاهش فقر در فضای بین استانی و به‌خصوص استان‌های محروم و دور از مرکز است؛ بنابراین حمایت اجتماعی دولت‌ها می‌تواند

1. Diewert (2009)
2. Amendola, N. Vecchi, G. (2014).
3. Ismagilova G.N. Gafurov I.R. Safiullin L.N (2014)

به‌عنوان بخشی از مجموعه اقدامات جامع و یکپارچه برای کمک به خروج خانوارها از فقر دانست (تکا[1] و همکاران، ۲۰۱۹)؛ به‌طوری‌که رشد اقتصادی و اعتقاد جدی به رشد همراه با عدالت اقتصادی نیز همواره موردتوجه سیاست‌گذاران بوده است (تاسان و همکاران، ۱۳۹۹). در مناطق مختلف، خانوارها منابع مالی کافی ندارند و برای حفظ سطح زندگی خود متوسل به گرفتن وام می‌شوند و این امر شکاف درآمدی بین اقشار جامعه را افزایش می‌دهد (پاپادوپولوس[2]، ۲۰۱۹). در همین‌راستا، در جهت فقرزدایی، باوجود تلاش‌های صورت گرفته در ایران، این معضل هنوز حل‌نشده است. در دهه‌های گذشته کشور با مشکلات اقتصادی زیادی روبه‌رو بوده است؛ افزایش تورم، نوسانات ارزی، تحریم‌ها، بیکاری و... که عواقب خود را برروی فقر و نابرابری درآمد نشان داده است (فطرس و شهبازی، ۱۳۹۴). به‌منظور کاهش نابرابری‌ها و فقر نسبی در بین استان‌های ایران که بخشی از آن به‌دلیل سیاست‌های متمرکز در پایتخت و برخی استان‌های خاص بوده است، طرح آمایش و ساماندهی سرزمین و فضای جغرافیایی براساس نظریه‌های سرمایه‌گذاری طراحی‌شده است (پاپلی‌یزدی، ۱۳۸۳). طرح آمایش فضایی سرزمین مهم‌ترین سیاست دولت در اقتصاد ایران به‌منظور کاهش نابرابری و فقر در ابعاد مکانی و جغرافیایی است.

حاکمیت نظریه‌های اقتصاد نئوکلاسیک و رشد بر مبانی نظری نظام برنامه‌ریزی به‌وجود بی‌عدالتی‌های منطقه‌ای و درون‌منطقه‌ای دامن‌زده است؛ زیرا اقتصاد نئوکلاسیک رشد اقتصادی را به‌جای توزیع متعادل درآمد و رفع نابرابری‌های شدید جامعه‌ی ترجیح می‌دهد و نابرابری‌های درآمدی را لازمه‌ی رشد اقتصادی کشورها فرض می‌کند (موسوی، ۱۳۹۱). توزیع درآمد، نه‌تنها برای درک اثرات رشد فعلی نابرابری، بلکه برای توضیح دلایل و منشأ رشد اقتصادی فضایی منطقه‌ای بسیار حائز اهمیت است (اسپین‌سانچز[3] و همکاران، ۲۰۱۹)؛ بنابراین، توسعه‌ی ناهمگون اقتصادی در پهنای جغرافیایی کشور باعث بروز نابرابری‌های اجتماعی شده و به‌تبع آن شاخص‌های رفاه از یک نقطه‌به‌نقطه‌ای دیگر تغییر پیدا می‌کند. وجود نابرابری‌های گسترده بین مناطق شهری و روستایی و بین مناطق مختلف جغرافیایی یک کشور ازلحاظ شرایط اقتصادی و فرهنگی نابسامانی‌هایی را به همراه دارد، که نتیجه‌ی آن روند رو به گسترش شهرنشینی، گسترش فساد و جرم و جنایت در مناطق کمتر توسعه‌یافته است. طرز برآوردن نیازها در مناطق مختلف یک کشور باید به یک اندازه و با یک کیفیت و به‌عبارتی عادلانه باشد (خواجوی، ۱۳۸۹). در بیشتر کشورها، بعضی نواحی وجود دارند که به‌خوبی توسعه‌یافته‌اند، درصورتی‌که دیگر نواحی عقب‌مانده یا عقب نگه‌داشته شده هستند. چنین نابرابری‌هایی در توسعه‌ی منطقه‌ای به نابرابری‌های فضایی بین‌منطقه‌ای نسبت داده می‌شود. نابرابری‌های منطقه‌ای به‌طور متداول با دو عامل –درآمد و اشتغال– مرتبط می‌شود، ولی دراین‌ارتباط مقیاس‌های دیگری چون تولید

1. Teka, A. M. Woldu, G. T. & Fre, Z. (2019)
2. Papadopoulos, G. (2019)
3. Espin-Sanchez et al (2019)

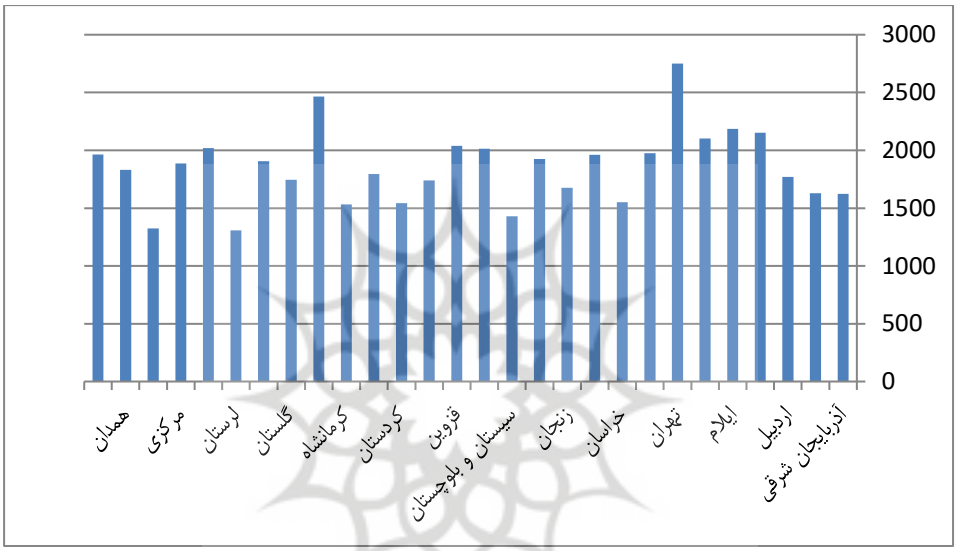
ناخالص منطقه‌ای فضایی، کار و سرمایه‌گذاری، رشد جمعیت، شرایط مسکن و سطح میانگین آمـوزش نیز مهم است (جمالی و همکاران، ۱۳۸۷).

هدف این پژوهش ارزیابی تأثیر متغیرهای نابرابری درآمد، فقر نسبی، رشد درآمد سرانه حقیقی، بیکاری، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره حقیقی بر قدرت خرید حقیقی کالاهای بادوام در دوره‌ی ۱۳۸۵– ۱۳۹۶ با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته‌ی خود رگرسیونی فضایی SAR -GMM- DPD با ضرایب دومرحله‌ای آرلانو– باور/ بوندل– باند پویای تصادفی در بین استان‌های ایران است. علاوه‌بر متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و خط فقر نسبی، متغیر نرخ بیکاری نیز به‌طور مستقیم بر قدرت خرید کالای بادوام تأثیر دارد. بیکاری دارای تأثیرات فضایی و مکانی است و منجر به ایجاد شوک در درآمد و انتظارات درآمدی منطقه‌ای می‌شود (استفان، ۲۰۰۳)، دینارسکی و جوناتن[1] (۱۹۹۷)، نشان‌دادند که این شوک اثرگذاری بیشتری برروی مصرف کالای بادوام نسبت به کالای بی‌دوام دارد و هرچه ثروت خانواده کمتر باشد این اثرگذاری بیشتر است. هم‌چنین تغییرات ناگهانی نرخ ارز در شرایط بحرانی اقتصاد کشور تبعاتی مانند کاهش اشتغال، سرمایه‌گذاری و تولید را به همراه دارد (راچاتار نیلاوونگ[2] ۲۰۲۰). افزایش نرخ ارز و فشار تحریم‌های قریب‌الوقوع موجب ایجاد انتظار افزایش بیشتر نرخ ارز و دشواری تأمین ارز و واردات می‌شود که خود باعث ایجاد انگیزه ازسوی عرضه‌کنندگان و تجار برای احتکار و تعویق عرضه کالاهای خود می‌شود (عبداللهی و همکاران، ۱۳۹۷) و با توجه به این‌که سهم قابل‌توجه کالاهای بادوام در ایران به‌طور مستقیم یا واسطه‌ای تحت‌تأثیر واردات است، نوسان نرخ ارز می‌تواند تأثیر منفی بر قدرت خرید کالاهای بادوام داشته باشد. کاهش نرخ بهره نیز طبق نظریه‌ی مصرف بین دوره‌ای فیشر باعث کاهش هزینه‌ی مصرف‌کننده و انتقال مصرف زمان آینده به زمان حال با خرید اقساطی و اخذ تسهیلات بانکی به‌منظور خرید کالاهای بادوام می‌شود (بوآکز و همکاران، ۲۰۱۱[3]). به این‌دلیل که نرخ بهره ازطریق تورم بر نابرابری درآمد اثرگذار است و مصرف آینده را دست‌خوش تغییر می‌کند (ژنگ[4]، ۲۰۲۰).

حال، با توجه به سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها و شرایط مختلف محل زندگی، تعیین رقم نرخ خط فقر متفاوت است و نمی‌توان برای کشور یک نرخ ثابت را اعلام کرد و آن‌را برای عموم صادق دانست. بُعد دیگر دخیل بر تعیین این رقم، تعداد افراد خانوار است. سال‌های ۸۸ تا ۱۳۹۲ بی‌شک بحرانی‌ترین سال‌هایی بود که مردم و بازار ایران تجربه‌اش کردند. نوسانات پی‌درپی قیمت‌ها و تغییر دقیقه‌ای نرخ ارز از یک‌سو، و پایین بودن درآمد خانواده‌ها و کاهش قدرت خرید مردم ازسوی دیگر، گره کمربند خط

1. Dynarski & Jonathan (1997)
2. Nilavongse, R., Michał, R., & Uddin, G. S. (2020)
3. Bouakez، H. Cardia، E. & Ruge-Murcia، F. J. (2011)
4. Zheng, Z. (2020)

فقر را بیشتر از همیشه کور کرد تا جایی‌که براساس آمارهای غیررسمی، ۶۰درصد از جمعیت ایران در سال ۱۳۹۱ روی خط فقر و پایین‌تر از آن بوده‌اند. اعتقاد نداشتن دولت نهم و به‌ویژه دهم، به انتشار آمارهای کلان اقتصادی باعث شده که هیچ رقم مشخصی از جمعیت زیر خط فقر در این سال‌ها در دسترس نباشد؛ اما با درنظر گرفتن افزایش قیمت اقلام اساسی و درآمدهای خانوارها، می‌توان با قاطعیت گفت که در این ۸ سال جمعیت بیشتری نسبت به دولت‌های گذشته در آستانه‌ی خط فقر قرار گرفتند. در نمودار (۱) خط فقر ناهمگون فضایی بین استانی کاملاً قابل‌مشاهده است.



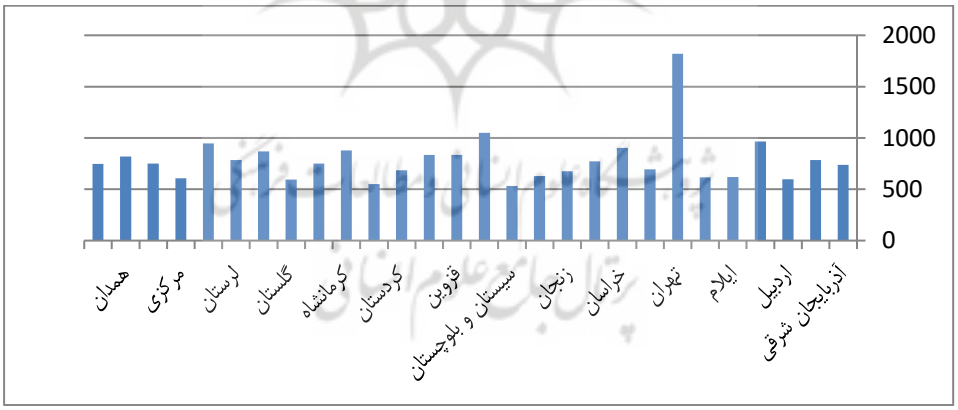
نمودار ۱: نمودار استانی خط فقر نسبی سالیانه خانوار- حقیقی (میلیون ریال)

منبع: محاسبات پژوهش براساس آمار درآمد و هزینه‌ی خانوار مرکز آمار ایران داده‌های قدرت خرید با شاخص قیمت استانی با سال پایه‌ی ۱۳۹۵ حقیقی شده است.

در سال ۱۳۹۴ متوسط هزینه‌های خالص سالانه‌ی یک خانوار شهری ۳۷۴/۶ میلیون ریال بوده که شامل ۳۰۶/۹ میلیون ریال (۸۱/۹ درصد) هزینه‌های غیرخوراکی و ۶۷/۷ میلیون ریال (۱۸/۱ درصد) هزینه‌های خوراکی و دخانی است که نسبت به سال گذشته به‌ترتیب ۱۷/۱ درصد و ۱۱/۰ درصد افزایش را نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۴، از ۳۰۶/۹ میلیون ریال متوسط هزینه‌های خالص سالانه‌ی غیرخوراکی یک خانوار شهری، هزینه‌ی مسکن با حدود ۱۶۲/۱ میلیون ریال (۵۳/۲ درصد) و هزینه‌ی حمل‌ونقل و ارتباطات با حدود ۳۸/۷ میلیون ریال (۱۲/۶ درصد) بیشترین سهم و هزینه‌ی لوازم، اثاثیه، ملزومات و خدمات خانوار معادل ۱۱/۳ میلیون ریال (۳/۷ درصد) کمترین سهم را دارا می‌باشند. در سال ۱۳۹۴

متوسط درآمد سالانه‌ی یک خانوار شهری ۳۷۴/۶ میلیون ریال است که ازمیان منابع تأمین درآمد، درآمدهای متفرقه بیشترین سهم (۵۴/۷ درصد) را به خود اختصاص داده است[۱].

هم‌چنین اطلاعات مرکز آمار ایران نشان می‌دهد پرهزینه‌ترین خانوارهای ایرانی به‌ترتیب در ۳ استان تهران، چهارمحال‌وبختیاری و اصفهان زندگی می‌کنند. به‌طور میانگین هزینه‌ی هر خانوار تهرانی در سال ۱۳۹۴ برابر با ۳۷ میلیون و ۴۷۵ هزار تومان، هر خانوار چهارمحالی ۲۹ میلیون و ۶۰۸ هزار تومان و هر خانوار اصفهانی ۲۷ میلیون و ۹۴۱ هزار تومان بوده است. هم‌چنین کم‌هزینه‌ترین خانوارهای ایرانی به‌ترتیب در استان‌های سمنان، سیستان‌وبلوچستان و اردبیل زندگی می‌کنند. به‌طور میانگین در سال ۱۳۹۴ هر خانوار سمنانی ۱۷ میلیون و ۲۳۰ هزار تومان، هر خانوار سیستان‌وبلوچستانی ۱۷ میلیون و ۸۰۴ هزار تومان و هر خانوار اردبیلی ۱۹ میلیون تومان هزینه‌ی صرف مصارف سالانه‌ی خود کرده‌اند. پردرآمدترین خانوار ایرانی نیز به‌ترتیب در تهران، هرمزگان و البرز زندگی می‌کنند. درآمد هر خانوار تهرانی به‌طور میانگین در سال ۱۳۹۴ معادل ۳۷ میلیون و ۴۶۴ هزار تومان بوده است. درآمد هر خانوار هرمزگانی ۳۱ میلیون و ۷۸۳ هزار تومان بوده است. درآمد هر خانوار استان البرز معادل ۲۸ میلیون و ۹۳۹ هزار تومان بوده است. کم‌درآمدترین خانوار ایرانی نیز به‌ترتیب در استان‌های ایلام با درآمد میانگین سالانه هر خانوار ۱۹ میلیون و ۷۹۸ هزار تومان، کرمان ۲۰ میلیون و ۱۴۵ هزار تومان و کردستان ۲۰ میلیون و ۱۴۵ هزار تومان بوده است. نمودار (۲) قدرت خرید حقیقی متفاوت کالای بادوام استانی در سطح منطقه‌ای فضایی را نشان می‌دهد.



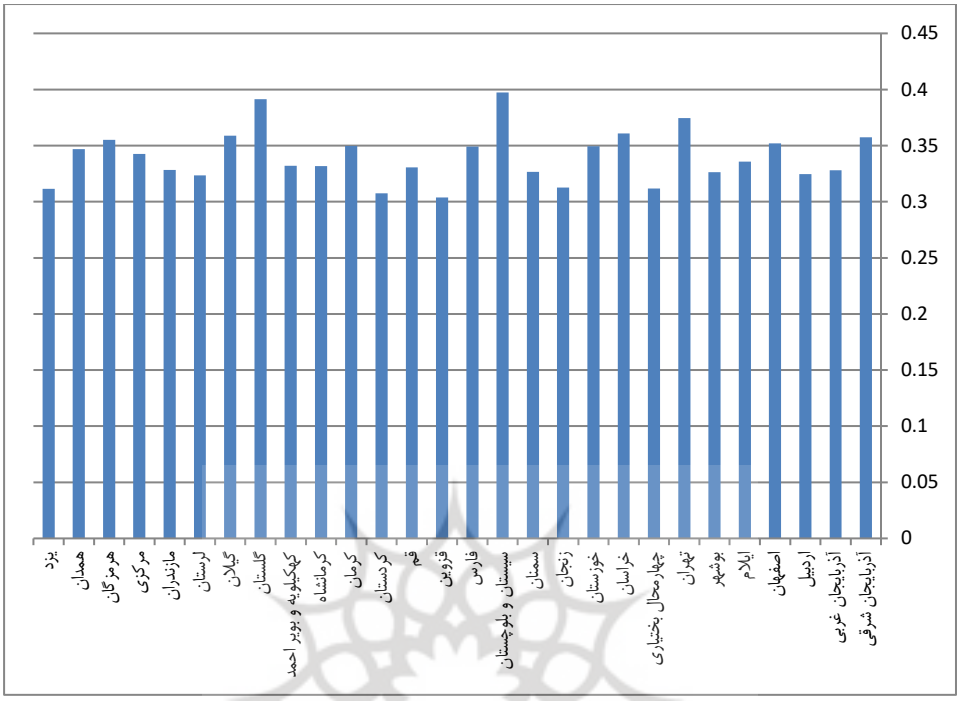
نمودار ۲: قدرت خرید کالای بادوام حقیقی- استانی (هزار ریال)

منبع: سالنامه‌های آماری استانی، داده‌های قدرت خرید با شاخص قیمت استانی با سال پایه‌ی ۱۳۹۵ حقیقی شده است.

۱. منبع: مرکز آمار ایران.

بررسی‌ها نشان می‌دهد، ضریب جینی از سال ۴۸ با نرخ ۰.۴۳ شروع شده و در سال‌های بعد روند صعودی داشته تا این‌که در سال ۱۳۵۴ به رقم بی‌سابقه‌ی ۰.۵ رسیده است. این میزان شکاف طبقاتی و توزیع نابرابر درآمدی در هیچ‌سالی سابقه نداشته است. پس از پیروزی انقلاب اسلامی هرچند نوساناتی در ضریب جینی وجود داشته است، ولی روند بلندمدت این ضریب نزولی بوده و در دهه‌ی اخیر به زیر ۰.۳۶ در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است. شاید در چند سال اخیر به‌دلیل برخی سوء مدیریت‌ها مقداری افزایش پیدا کرده است، اما انتظار می‌رفت روند رو به مثبت کاهشی آن در سال ۹۵ و ۱۳۹۶ محسوس باشد. بررسی شاخص ضریب جینی در ۴۵ سال اخیر نشان می‌دهد، اوج شکاف طبقاتی و توزیع نابرابر درآمد در ایران در سال ۱۳۵۴ با ضریب جینی ۰.۵ بوده است و در این‌سال دهک ثروتمندترین ۳۴ برابر فقرا درآمد داشتند که این نسبت اکنون به ۱۰ برابر کاهش یافته است. یکی از دلایل کاهش ضریب جینی پرداخت یارانه‌ی نقدی ۴۵ هزار و ۵۰۰ تومانی به همه‌ی ایرانیان است که باعث شد قدرت خرید طبقات پایین جامعه را تقویت کند و یک نوع عدالت نسبی در بخش یارانه‌ها در اقشار مختلف جامعه ایجاد کند که نشان از بهتر شدن وضعیت توزیع درآمدی در کشور دارد. یکی از مهم‌ترین آثار سوء تورم، بدتر شدن الگوی توزیع درآمد در جامعه و افزایش شکاف طبقاتی به نفع گروه‌های پُردرآمد است. آمار مربوط به سهم سه دهک پایین درآمدی از کل هزینه‌ی خانوارها در مناطق شهری نیز این یافته را تأیید می‌کند؛ بنابراین تورم بالای سال‌های اخیر ایران هم‌سو با نتایج جهانی، تأثیر نامطلوبی بر توزیع درآمد داشته است. نمودار ۳، نابرابری درآمدی منطقه‌ای فضایی را در استان‌های کشور نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۳: نابرابری درآمد استانی (ضریب جینی استانی)

منبع: وزارت امور اقتصاد و دارایی.

یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی ترکیب مصرفی کالاهای خانوارهای روستایی و شهری است، که هر کشوری برای داشتن سیستم اقتصادی مناسب باید به آن توجه کند. با توجه به این مطالعات می‌توان به اطلاعات جامع و دقیقی درباره‌ی مصرف خانوارها با گروه‌های درآمدی مختلف جامعه رسید؛ و در ارتباط با تولید نتایج بسیار سودمندی در زمینه‌ی مراکز تولید و ماهیت تولیدات به‌دست آورد. هم‌چنین این پژوهش تمرکز خود را برروی یک قسمت ویژه‌ای از کالاهای مصرفی، به‌نام -کالاهای مصرفی بادوام- قرار داده است.

به این‌ترتیب ساختار این پژوهش به این‌شکل است که بخش دوم به مبانی نظری، و بخش سوم پیشینه‌ی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم، مدل پژوهش ارائه می‌شود و نتایج برآورد مدل، بحث می‌شود؛ درنهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

کالاهای بادوام را می‌توان با استفاده از مزایای مصرف مداوم آن در مدت‌زمان طولانی مشخص کرد (تاتاواراتی و موکرجی[1]، ۲۰۱۹). درگذشته، وقتی صحبت از کالاهای بادوام می‌شد، آن‌را به‌عنوان کالایی برای طبقه‌ی بالای جامعه درنظر می‌گرفتند؛ اما اکنون تقریباً در همه‌ی خانه‌ها وجود دارد و استفاده می‌شود (اقبال و شارما[2]، ۲۰۱۸). به‌طورکلی، کالاهای بادوام مانند خودرو، وسایل و مبلمان تأثیر مثبت و معناداری بر سطح زندگی و رفاه خانوارها دارند (اکادولا و ویکیچی[3]، ۲۰۱۴). ترجیحات خرید مصرف‌کننده به‌سرعت در حال تغییر است و به‌سمت محصولات با تکنولوژی بالا حرکت می‌کند. محصولاتی که زمانی کالاهای لوکس محسوب می‌شدند به‌دلیل تغییر سبک زندگی و بالا رفتن سطح درآمد ضروری شده‌اند. با رشد درآمدها، تقاضا برای محصولات رده‌بالا مانند: تلویزیون، ماشین لباسشویی، یخچال و سیستم‌های تهویه‌ی مطبوع به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است (ساتیا و ایندیراجیت، ۲۰۱۸).

با افزایش رشد فضایی بین استانی درآمد ملی سرانه، قدرت خرید خانوارها افزایش‌یافته، هنگامی‌که افراد بخشی از درآمد خود را مصرف نمی‌کنند (یعنی پس‌انداز می‌کنند)، این وجوه را براساس اشکال مختلف دارایی‌ها و ترجیحات خود، به یکی از انواع دارایی‌ها تبدیل می‌کنند. دارایی‌های غیرمنقول (زمین، ساختمان و...)، دارایی‌های منقول (ماشین، کالاهای بادوام نظیر: فرش، طلا، ارز، سپرده بانکی، پول نقد، اوراق قرضه و...) شکل‌های مختلف دارایی هستند که افراد می‌توانند وجوه پس‌انداز خود را برحسب بازده دارایی (که برای دارایی‌های منقول و غیرمنقول، طلا و ارز، تغییرات قیمت و برای سهام، سود و برای سپرده بانکی و اوراق قرضه، بهره و برای پول نقد، صفر است) به یک یا چند شکل نگه‌داری کنند. در کشورهای توسعه‌یافته، که بازارهای پول و سرمایه‌ی گسترده و توسعه‌یافته‌ای دارند و هم‌چنین نرخ تغییر قیمت‌ها (نرخ تورم) روندی بین صفرتا سه درصد دارد، قدرت انتخاب پس‌اندازکنندگان بسیار بیشتر از کشورهایی است که بازارهای مالی ضعیفی دارند و نرخ تغییر قیمت‌ها دورقمی است. در ایران، به‌دلیل محدود و ضعیف بودن بازار سرمایه، ضعیف بودن توسعه‌ی فضایی استانی و امکان نداشتن خریدوفروش اوراق قرضه در بازار سرمایه، پس‌اندازکنندگان بیشترین انتخاب خود را از بین دارایی‌های منقول و غیرمنقول و طلا و ارز و سپرده بانکی انجام می‌دهند؛ ازاین‌رو، پس‌اندازکنندگان ایرانی برای تبدیل وجوه پس‌انداز خود به انواع دارایی‌ها به دو متغیر تغییرات قیمت‌ها (نرخ تورم) و نرخ سود سپرده‌های بانکی توجه می‌کنند و براساس الگوی ریسک‌پذیری‌شان دست به انتخاب می‌زنند. انتظار می‌رود که اگر سود سپرده‌های بانکی در سطح پایین‌تر از نرخ تورم قرار گیرد، این امر موجب جهت‌گیری

---

1. Tatavarthy, A. D. Mukherjee, K. (2019).
2. Iqbal, M. J. & Sharma, P. K. (2018).
3. Amendola, N. Vecchi, G. (2014).

پس‌اندازهای مردم به سمت خرید کالاهایی که قادر به حفظ ارزش پول آن‌ها باشند، شود؛ چراکه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، نه‌تنها قدرت خرید سود سپرده‌های بانکی را کاهش می‌دهد، بلکه قدرت خرید اصل سپرده‌ها را نیز کاهش می‌دهد. نرخ بهره‌ی هزینه‌ی فرصت مالی پولی خانوار را که تصمیم به خرید (یا عدم‌فروش) یک کالای بادوام می‌گیرد را اندازه‌گیری کند (اکادولا و ویکیچی[1]، ۲۰۱۴). فرض کنید بانک مرکزی برای تحریک اقتصاد فضایی بین منطقه‌ای در کشور اعلام کند که نرخ بهره را در آینده‌ای نزدیک کاهش می‌دهد، اگر عوامل اقتصادی نتوانند وام بگیرند و مصرف خود را افزایش دهند، یعنی اثرگذاری نرخ بهره بر مصرف بسیار کم است. ولی اگر آزادسازی مالی فضایی صورت گیرد، مصرف‌کنندگان کمتری محدودیت نقدینگی خواهند داشت؛ بنابراین با افزایش آزادسازی مالی فضایی عکس‌العمل مصرف نسبت به تغییرات نرخ بهره بالا می‌رود (امامی و دربانی، ۱۳۹۰). در نتیجه استفاده از سیاست‌ها پولی و مالی می‌تواند نابرابری درآمد را در فضای کشور افزایش داده و منجر به کاهش رشد اقتصادی شود (فطرس و معبودی، ۱۳۹۵).

بحران‌های فضایی اقتصادی منجر به افزایش مهاجرت نیروی کار به مناطق توسعه‌یافته می‌شود و این امر منجر به افزایش بیکاری در مناطق توسعه‌یافته شده و نااطمینانی در درآمد خانوار را افزایش می‌دهد که نتیجه‌ی آن، افزایش نرخ پس‌انداز در کوتاه‌مدت است. این نااطمینانی درآمد از آینده، نه‌تنها سطح بهینه‌ی مصرف را کاهش می‌دهد؛ بلکه قدرت خرید کالای بادوام خانوار را نیز کمتر می‌کند (احسانی و خلیلی، ۱۳۹۵). افراد برای این‌که به یک سطح حداقلی از رفاه برسند می‌بایست بالاتر از خط فقر مشخص‌شده برای آن جامعه قرارگرفته باشند. افرادی که به این سطح حداقلی دسترسی ندارند به‌عنوان افراد فقیر شناخته می‌شوند؛ و هر فردی که از این خط پایین‌تر باشد را فقیر می‌نامند (راویلیون و مارتین[2]، ۱۹۹۸).

نابرابری فضایی درآمد، یکی از مسائل مهم، علی‌الخصوص در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌نیافته نسبت به کشورهای توسعه‌یافته است (دوگانی و محمدی، ۱۳۹۴). از دهه‌ی ۱۹۹۰ بانک جهانی[3] و سازمان ملل متحد تلاش‌هایی در جهت رسیدن به اجماع در ارتباط با مفهوم فقر و استراتژی‌های کاهش فقر در سطح منطقه‌ای فضایی بین کشوری آغاز کرده‌اند. سازمان ملل متحد مفهوم فقر را از چهار منظر: رویکرد پولی، رویکرد توانمندی، رویکرد محرومیت اجتماعی و رویکرد مشارکتی، موردتوجه و ارزیابی قرار داده است. رویکرد پولی، معمول‌ترین روش برای تعریف و اندازه‌گیری فقر است. در اقتصاد محرومیت از رفاه را فقر می‌نامند، رفاه تابعی از مطلوبیت است و مطلوبیت تابعی از مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام و خدمات است. درواقع این تابع مطلوبیت، ترجیحات افراد را نسبت به سبدهای مختلف

1. Amendola, N. Vecchi, G. (2014)
2. Ravallion, Martin (1998)
3 World Bank Institute (2005).

کالاها و خدمات مشخص می‌کند. سنجش فقر، مستلزم انتخاب ابعادی است که در آن می‌توان فقر (درآمد / مصرف، نیازهای اساسی) را تعریف کرد. ادبیات گسترده درمورد شاخص‌های فقر و نابرابری بیانگر پیچیدگی این موضوع است. در آمریکای لاتین، فقر و نابرابری براساس درآمدهای گزارش‌شده در نظرسنجی‌های خانوار اندازه‌گیری می‌شود که در بین ایالت‌های مختلف آن، فقر و نابرابری فضایی زیاد است (پیتزولیتو[1]، ۲۰۰۵).

درروند توسعه‌ی فضایی اقتصادی بین منطقه‌ای، نابرابری در توزیع درآمد، هم‌چنان یکی از موضوعات مهم اقتصادی است (لو[2] و همکاران، ۲۰۲۰). نابرابری درآمد، نه‌تنها یک مشکل در اقتصادهای پیشرفته مانند ایالات‌متحده است (آمادهو[3]، ۲۰۱۸)؛ بلکه از مهم‌ترین نگرانی‌ها در سطح جامعه‌ی جهانی است (گوو[4]، ۲۰۱۷). نابرابری درآمد نقش مهمی در تحولات اقتصادی و اجتماعی فضایی بلندمدت منطقه‌ای دارد (ژانگ[5] و همکاران، ۲۰۱۹)؛ به‌طوری‌که نابرابری فضایی درآمد در بسیاری از مناطق کشورهای با درآمد متوسط در سطح نگران‌کننده‌ای افزایش‌یافته است (داک هونگ وو[6] و همکاران، ۲۰۱۹). افزایش نابرابری، افزایش رقابت و فشار به مصرف‌کننده را به همراه دارد، که افراد در این شرایط مقادیر بیشتری از درآمد خود را خرج می‌کنند و کمتر به فکر پس‌انداز بوده و بیشتر مقروض می‌شوند. هم‌چنین با بالا رفتن نابرابری درآمد، زمینه برای ایجاد فساد بیشتر شده و ورشکستگی را نیز افزایش می‌دهد (ویلکینسون[7]، ۲۰۱۰). ادموند بریزا و جان مززاروس[8] (۲۰۱۸) معتقدند که افزایش نابرابری باعث افزایش فشار بر روی هنجارهای مصرف‌شده است؛ زیرا افراد خود را با دیگران مقایسه می‌کنند که درآمد بیشتری دارند و به‌دنبال تقلید از الگوی هزینه‌ی آن‌ها هستند. براون[9] (۱۹۹۷) خاطرنشان کرد که افزایش نابرابری درآمد، منجر به افزایش استقراض برای حفظ نرخ مصرف گذشته خواهد شد. کریستن و مورگان[10] (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که نابرابری درآمد تأثیر زیاد و مثبتی‌بر بدهی خانوار دارد، آن‌ها معتقدند که این نتیجه‌ی «مصرف آشکار» است که در آن مصرف‌کنندگان سعی می‌کنند با خرید اقلام لوکس، ثروت و وضعیت خود را به دیگران نشان‌دهند. باربا و پیوتتی[11] (۲۰۰۸)، هم‌چنین اظهار داشتند که نابرابری درآمدی در منطقه و تمایل به ارتقاء سطح زندگی باعث شده است که سطح بدهی، و به‌طور هم‌زمان مصرف افزایش یابد؛ ولی این به‌معنای افزایش قدرت خرید خانوارها نیست. در کشور ایران به‌خاطر:

1. Pizzolitto, G.
2. Le
3. Amadeo
4. Guo
5. Zhang & Ben Naceur
6. Duc Hong Vo & Thang Cong Nguyen & Ngoc Phu Tran and Anh The Vo
7. Wilkinson & Pickett
8. Edmond Berisha & John Meszaros
9. Brown
10. Christen and Morgan
11. Barba and Pivetti

جنگ‌ها، تحریم‌ها، سیاست‌های بد اقتصادی، تورم‌های افسارگسیخته، نوسانات ارزی و شرایط آب و هوایی و جوی (مثل جنوب‌شرقی ایران) و... باعث رشد فقر در ایران و توزیع نامناسب ثروت در مناطق مختلف شده و فقر و نابرابری فضایی درآمد را به‌وجود آورده است (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۷). در صورت واگرایی نابرابری درآمد بین مناطق مختلف کشور، فاصله‌ی طبقاتی و نابرابری در سطح جامعه افزایش خواهد یافت و این نابرابری منجر به کاهش قدرت خرید کالای بادوام خانوار خواهد شد که سیاست‌گذاران جهت افزایش همگرایی توزیع درآمد و بالابردن قدرت خرید خانوارها به‌دنبال توسعه و رشد مناطق فقیر و توسعه‌نیافته هستند تا توزیع عادلانه‌تری نسبت به مناطق غنی داشته باشند؛ به‌طورکلی، افزایش نابرابری فضایی زمانی اتفاق می‌افتد که کشورها از اقتصاد سنتی کشاورزی به اقتصاد صنعتی روی می‌آورند. در نظریه‌ی اقتصاد جغرافیایی هم‌زمان با رشد درآمد ملی، نابرابری‌های منطقه‌ای، به‌دلیل وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس در مناطق مختلف افزایش پیدا می‌کند؛ درنتیجه، بین نابرابری منطقه‌ای و سرعت رشد اقتصادی رابطه‌ی منفی وجود دارد (موران[1]، ۲۰۰۸). پتراکوس[2] در سال ۲۰۰۹ بامطالعه‌ی نابرابری‌های منطقه‌ای فضایی در اتحادیه‌ی اروپا به این نتیجه رسید که مناطقی که از صرفه‌های ناشی از مقیاس، منابع طبیعی و انسانی و موقعیت خوب جغرافیایی برخوردارند توان بالاتری برای رقابت در محیط اقتصادی دارند. به همین‌دلیل مناطق شهری رشد بیشتری نسبت به مناطق روستایی دارند. ازنظر وی، ۱۲ عامل منجر به افزایش نابرابری‌های فضایی می‌شود: صرفه‌های تجمیع، صرفه‌های ناشی از مقیاس، ویژگی جغرافیایی مناسب، یکپارچگی، سرمایه انسانی مطلوب، اندازه‌ی بازار، تنوع فعالیت‌ها، ساختار اقتصادی–سیاسی، سیاست‌های بخشی، سطح توسعه‌ی مناطق و حد آستانه‌ی فعالیت‌های اقتصادی.

در مطالعاتی که در چند دهه‌ی گذشته درباره‌ی روند نابرابری‌های منطقه‌ای فضایی صورت گرفته است، رویکردی تحت‌عنوان «رویکرد بینابینی» است. نظریه‌پردازان این نظریه معتقدند که رابطه‌ی بین رشد اقتصاد و نابرابری منطقه‌ای فضایی در طول زمان به‌میزان سطح توسعه‌یافتگی فضایی مناطق و یا مقیاس آن بستگی دارد. به همین‌دلیل در برخی از مناطق رابطه‌ی رشد و نابرابری مثبت و در برخی مناطق دیگر، این رابطه منفی است. هم‌چنین جانیکاز و ری (۲۰۰۸)[3] ، آرتلاریس و پتراکوس[4](۲۰۱۴)، معتقدند که نابرابری ممکن است، علاوه‌بر نابرابری بین‌منطقه‌ای، درون‌منطقه‌ای هم وجود داشته باشد؛ یعنی ممکن است نابرابری بین منطقه‌ای کاهش یابد، ولی نابرابری درون‌منطقه‌ای افزایش یابد. به‌عبارت‌دیگر، نابرابری در سطح استانی کاهش یابد، ولی در فضای زیر مناطق این نابرابری روندی

1. Moran
2. Petrakos
3. Janikaz and Rey. (2008)
4. Artelaris & Petrakos (2014)

صعودی داشته باشد (زبردست، ۱۳۹۶). چه‌بسی این نابرابری حتی در بالا و پایین‌شهر بودن یک استان هم صدق کند که تغییرات نابرابری درآمد در سطح منطقه‌ای فضایی استان قدرت خرید کالای بادوام خانوارها را نیز دست‌خوش تغییر می‌کند.

تغییرات شدید ماهانه و هفتگی در بازار کالاهای بادوام، تحت‌تأثیر عوامل بیرونی، ازجمله نوسانات نرخ ارز، شوک‌های اقتصادی و تغییرات بازارهای مالی جهانی است (بکی‌حسکوئی و تاجیک، ۱۳۹۱). هم‌چنین ازنظر (آنگ[1]، ۲۰۰۱) بحران‌های اقتصادی ممکن است به‌دلایلی هم‌چون: تنزیل ارزش پول ملی آن کشور، سقوط بازار بورس و شوک‌هایی همانند تغییر قیمت یک کالای اساسی (مثل نوسان قیمت نفت) رخ دهد که درنتیجه‌ی آن، بیکاری و مشکلات زیرساختی اقتصادی به همراه دارد. در شرایط بحرانی‌تر، مصرف‌کنندگان به‌دلیل کاهش شدید قدرت خرید خود به‌ناچار مجبور به فروش دارایی (کالاهای بادوام) و قرض کردن می‌شوند تا بتوانند شرایط رفاهی خود را حفظ کنند؛ در این‌راستا بیمه‌های بیکاری برای گذر از این شرایط سخت کمک زیادی می‌کنند (کایتاز و گول[2]، ۲۰۱۳). در رابطه با کاهش قدرت خرید مطالعه‌ای در لیتوانی صورت گرفته که نشان می‌دهد حساسیت نسل مسن‌تر نسبت به نسل جوان به کاهش قدرت خرید بالاست و به‌سرعت در رفتار مصرفی آن‌ها تأثیر می‌گذارد (اوربوناویسیوس و پیکتورنین[3]، ۲۰۱۰). در مکزیک نیز پس از سقوط ارزش پول ملی در سال ۱۹۹۴ قدرت خرید کاهش یافت، به‌دنبال آن خانواده‌ها اقدام به آموزش خانگی کودکان جهت کاهش هزینه‌های آموزشی خود شدند (مک‌کنزی[4]، ۲۰۰۳). در سال ۱۹۷۴ م. در اثر کاهش قدرت خرید در امریکا، باعث شد تا مصرف‌کنندگان بیشتر به‌دنبال خرید کالاهای ارزان‌قیمت و تخفیف‌خورده باشند و خرید کالاهای بادوام را به تأخیر می‌انداختند (زوراویکی و براودیت[5]، ۲۰۰۵).

۲-۱- روش‌های اندازه‌گیری خط فقر نسبی و نابرابری درآمد

برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد، شاخص‌های ضریب پراکندگی، شاخص تایل، شاخص اتکینسن، واریانس لگاریتم درآمدها، انحراف از میانه نسبی، انحراف از میانگین نسبی و ضریب جینی با استفاده از ریز داده‌های هزینه‌ی خانوار استفاده می‌شود. ولی درمیان شاخص‌های نام‌برده شاخص ضریب جینی ویژگی‌های مطلوب‌تری نسبت به بقیه‌ی شاخص‌ها دارد (ابونوری و ذوقی، ۱۳۹۲). ضریب جینی در بین شاخص‌های دیگر از این‌لحاظ که در بهبود کیفیت زندگی افراد و بالا رفتن سطح رفاه در کشور، رشد اقتصادی و توزیع عادلانه‌ی درآمد نقش بسزایی دارد حائز اهمیت است (وفایی و همکاران، ۱۳۹۶).

1. Ang, S.H.
2. Kaytaz, M. Gul, M.C.
3. Urbonavicius, S. Pikturniene, I.(2010)
4. McKenzie, D.
5. Zurawicki, L. Braidot, N.

ضریب جینی، شاخصی اقتصادی برای محاسبه‌ی توزیع ثروت در میان مردم است. بالا بودن این ضریب در یک کشور معمولاً به‌عنوان شاخصی از بالا بودن اختلاف طبقاتی و نابرابری فضایی درآمدی در این کشور درنظر گرفته می‌شود. شاخص جینی[1] معمولاً براساس منحنی لورنز و به‌صورت درصد بیان می‌شود. عدد صفر نشان‌دهنده‌ی برابری کامل است و بالا رفتن این عدد به معنای نابرابری بیشتر است. از مزیت‌های شاخص این است که می‌توان آن‌را برای مقایسه‌ی توزیع درآمدی در بخش‌های مختلف جامعه و هم‌چنین در کشورها مورداستفاده قرارداد؛ برای مثال، شاخص جینی برای مناطق شهری با مناطق روستایی در بسیاری از کشورها متفاوت است.

ضریب جینی (G) به‌صورت روابط زیر تعریف می‌شود:

$$G=1-\sum_{i=1}^{n}(P_{i+1}-P_i)\ [L_i\ (P)\ +L_{i+1}\ (P)]$$

$$G=\frac{1}{2\mu}\times\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|X_i\ -X_j|}{n^2}=1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n^2\ \mu}[nX_1+(n-1)X_2+(n-2)X_3+\ldots+X_n]$$

که در آن X_i مبلغ درآمد فرد i ام است. درصورتی‌که $(X_1\leq X_2\leq\ldots\leq Xm\leq Xn)$ ، P سهم نسبی تجمعی دارندگان درآمد، L(P) سهم نسبی تجمعی درآمد، μ متوسط درآمد جامعه و n تعداد افراد جامعه است (بیات و حکمتی، ۱۳۹۰).

برای اندازه‌گیری خط فقر دو مفهوم وجود دارد: ۱- خط فقر مطلق، ۲- خط فقر نسبی.

منظور از خط فقر مطلق، حداقل امکاناتی است که اگر برای هر فرد تأمین نشود آن فرد به‌عنوان فقیر شناخته می‌شود؛ خط فقر مطلق در طول زمان ثابت است و با تغییر استاندارد زندگی در جامعه تغییر نخواهد کرد. خط فقر مطلق بیشتر برای سیاست‌هایی مثل کاهش فقر و توسعه و رشد اقتصادی مناسب است. اما خط فقر نسبی میزان درآمدی است که فرد برای داشتن شرایط استاندارد زندگی در جامعه نیاز دارد. خط فقر نسبی در طول زمان ثابت نیست و با تغییر استاندارد زندگی تغییر می‌کند. خط فقر نسبی بیشتر برای کاهش فقر در برابر نابرابری درآمد استفاده می‌شود (خدادادکاشی و حیدری، ۱۳۸۸). در سال‌های اخیر فقر و روش‌های اندازه‌گیری آن در دو حوزه‌ی سیاست‌گذاری و دانشگاهی کشور موردتوجه قرارگرفته است. به‌ویژه از اواخر دهه‌ی ۸۰ و با اجرای برنامه‌ی هدفمندسازی یارانه‌ها که براساس بسیاری از مطالعات انجام‌شده باعث ایجاد تغییرات قابل‌توجهی در روند و الگوی مصرفی خانوارها شد، مسأله اندازه‌گیری و برآورد خط فقر و شاخص‌های نابرابری فضایی اهمیت بالاتری پیدا کرد.

روش محاسبه‌ی خط فقر نسبی تقریباً ساده‌تر است و مبانی‌نظری قوی در این زمینه وجود ندارد (نگهداری و همکاران، ۱۳۹۳). برای اندازه‌گیری فقر نسبی و جدا کردن افراد فقیر از غیرفقیر به خط فقر نسبی نیاز است. این خط یا آستانه براساس واحد پولی تعیین می‌شود. روش‌های[2] ۵۰ یا ۶۶ درصد

1 Gini coefficient

۲. در این پژوهش از خط فقر نسبی ۵۰ درصدی استفاده شده است.

میانگین مخارج خانوارها، روشی است متداول برای تعیین خط فقر نسبی. در بعضی از کشورهای اروپایی ۶۰ درصد میانه به‌کار رفته است (تامپسون و اسمیدینگ[1]، ۲۰۱۳) در روش ۶۶ یا ۵۰ درصد میانگین مخارج خانوارها پس از محاسبه‌ی میانگین مخارج خانوارهای نمونه، ۶۶ یا ۵۰ درصد آن به‌عنوان خط فقر نسبی درنظر گرفته می‌شود (ارضروم‌چیلر، ۱۳۸۴). اما در روش ۶۶ یا ۵۰ درصدی میانه‌ی مخارج خانوارها ابتدا مخارج خانوارها در ۱۰ دهک هزینه‌ای (درآمدی) مرتب می‌شود؛ سپس میانگین مخارج دهک‌های پنجم و ششم به‌عنوان میانه‌ی مخارج خانوارها درنظر گرفته می‌شود که درنهایت ۶۶ یا ۵۰ درصد آن، خط فقر نسبی را نشان می‌دهد (همان). روش ۵۰ درصد میانه، بیشترین کاربرد را در اندازه‌گیری فقر نسبی دارد. اهمیت رو به افزایش آگاهی سیاست‌گذاران از فقر نسبی در جوامع باعث شده است که در سال‌های اخیر در اکثر کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، از خط فقر نسبی بیشتر استفاده شود؛ زیرا به نابرابری درآمد اهمیت می‌دهد (سازمان ملل متحد۲، ۲۰۰۹).

قدرت خرید کالای بادوام خانوار برابر است با متوسط هزینه‌های خالص غیرخوراکی سالانه یک خانوار شهری که شامل (مسکن، لوازم، اثاث و ملزومات و...) است (بانک مرکزی، ۱۳۸۷).

۳- پیشینه‌ی تحقیق

کریم امامی و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ی خود رابطه‌ی مخارج مصرفی کالای بی‌دوام را در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت برداری در بازه‌ی زمانی ۸۶-۱۳۵۸ ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند: زمانی‌که شاخص کالاهای بادوام به بی‌دوام افزایش می‌یابد، مصرف کالاهای بی‌دوام افزایش می‌یابد. ثروت و درآمد برروی مصرف کالاهای بی‌دوام اثر مثبت و معنی‌داری دارد. دهمرده و شکری (۱۳۸۹)، نشان‌دادند که توسعه‌ی مالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰)، در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۸ که نااطمینانی نرخ ارز واقعی اثر منفی بر رشد بخش کشاورزی دارد. یافته‌های جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) دلالت‌بر تأثیر منفی رشد اقتصادی و تورم بر نابرابری درآمد و تأثیر مثبت بهره‌وری نیروی کار، درآمدهای حاصل از نفت و گاز بر نابرابری درآمد دارند. پیرایی و بلیغ (۱۳۹۴)، به رابطه‌ی منفی و خطی بین نابرابری درآمد و توسعه‌ی مالی رسیدند و توسعه‌ی مالی به‌طور معنادار، نابرابری درآمدی را در ایران کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش دوگانی و محمدی (۱۳۹۴)، نشان می‌دهد که ضریب جینی اثری مثبت و معنادار بر مصرف دارد و نرخ بیکاری اثر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی دارد. فطرس و اسدی (۱۳۹۶)، در کار پژوهشی خود نشان‌دادند که آزادسازی اقتصادی اثر منفی و اندازه‌ی دولت اثر مثبت بر نابرابری درآمد دارد. نصراللهی و همکاران (۱۳۹۷)، نشان‌دادند که ارتباط منفی بین نابرابری درآمد و شاخص ترکیبی توسعه پایدار وجود دارد.

1. Thompson and Smeeding (2013)
2. Department of Economic and Social Affairs of the United Nation (2009)

اسماگیلوا[1] و همکاران (۲۰۱۴)، تابع تقاضای مصرف کالای بادوام را در بازارهایی با اطلاعات نامتقارن مورد ارزیابی قرار داده‌اند. هوانگ، سونگ – ولز؛ لی، یونگمین[2] (۲۰۱۷)، نشان‌دادند که با افزایش یک‌درصدی در ضریب جینی مصرف آشکار خانواده‌ها حدود ۵٪ کاهش می‌یابد. ادموند بریزا و جان مززاروس[3] (۲۰۱۸)، در سال‌های ۱۹۲۹ الی ۲۰۰۹ در ایالات‌متحده نشان دادند که افزایش نابرابری درآمدی و مصرف مستقیماً منجر به افزایش بدهی خانوار می‌شود. هم‌چنین ادموند بریزا و همکاران۴(۲۰۱۸)، در مقاله‌ی دیگر خود نشان‌دادند که رابطه‌ی منفی بین نرخ بهره و نابرابری درآمد وجود دارد. آن‌ها نتایج خود را این‌گونه تفسیر می‌کنند که افراد دارای درآمد بالا بخش بیشتری از درآمد خود را ازطریق نرخ بهره به‌دست می‌آورند. بلوو[5] (۲۰۱۸)، در پژوهش خود نشان‌داد که رشد دستمزد ناشی از نقدینگی منجر به کاهش نابرابری و فقر می‌شود. فورکری و همکاران[6] (۲۰۱۸)، به این نتیجه رسیدند که شوک‌های انقباضی سیاست پولی نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. کانتلو و ملینا[7] (۲۰۱۸)، با استفاده از مدل خود بازگشت برداری ساختاری (SVAR) در کشور امریکا و در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۷–۱۹۶۹ اثر سیاست‌های پولی بر قیمت کالای بادوام را مورد ارزیابی قراردادند؛ نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های انبساطی پولی اثر منفی بر قیمت کالای بادوام دارد. یافته‌های داک هونگ وو و همکاران (۲۰۱۹)، نشان می‌دهد اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط منفی است. آریا م. تکا[8] و همکاران (۲۰۱۹)، در این مقاله به ارزیابی فقر و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن و نابرابری درآمدی در جوامع اتیوپی پرداخته‌شده است؛ نتایج نشان‌داد که ۴۷/۶ درصد از خانوارها فقیر هستند و شاخص شکاف فقر ۰/۱۷۸ و شاخص شدت فقر ۰/۰۹۲ است. جنسیت سرپرست خانوار، اندازه‌ی خانواده، داشتن اعتبار خانوادگی، تحرک افراد، شرکت در برنامه‌های شبکه ایمنی و مؤسسات محلی و فاصله از بازار، فقر در منطقه را تعیین می‌کند. ژانگ و چیانگ[9] (۲۰۲۰)، نیز در مطالعه‌ی خود استراتژی قیمت‌گذاری کالای بادوام را مورد ارزیابی قراردادند؛ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد استراتژی قیمت‌گذاری (سودآوری فوری، استراتژی نفوذ) برروی محصول ارائه‌شده، تأثیر مستقیم برروی قدرت خرید کالا در بازار دارد؛ بدین‌صورت که در صورت استفاده از استراتژی نفوذ در مرحله‌ی اول قدرت خرید جامعه برای محصول ارائه‌شده کاهش پیدا می‌کند.

1. Ismagilova G.N. a, Gafurov I.R. b, Safiullin L.N.
2. Hwang, Sung - Ha; Lee, Jungmin
3. Edmond Berisha & John Meszaros
4. Edmond Berisha, John Meszaros, Eric Olson
5. Blau, B. M. (2018)
6. Furceri, D., Loungani, P., Zdzienicka, A.
7. Cantelmo, Melina
8. Araya M. Teka, Gabriel Temesgen Woldu, Zeremariam Fre
9. Jie Zhang & Weiyu Kevin Chiang

اکثر مطالعات صورت گرفته درزمینه‌ی نابرابری درآمد و خط فقر نسبی بیشتر به ارزیابی شاخص توسعه‌ی انسانی، رشد و توسعه اقتصادی، اندازه‌ی دولت، تورم، بهره‌وری نیروی کار و یا مصرف بخش خصوصی و سایر مباحث پرداخته‌اند؛ و به‌نظر می‌رسد مطالعه‌ای درخصوص عوامل مؤثر بر قدرت خرید کالای بادوام، من‌جمله نابرابری و خط فقر بین مناطق استانی کشور وجود ندارد. هم‌چنین مطالعات خارجی شکل‌گرفته نیز بیشتر در مورد نحوه‌ی قیمت‌گذاری کالای بادوام، تابع تقاضای آن اثر سیاست‌های پولی بر قدرت خرید کالای بادوام ارزیابی‌شده است. بر این‌اساس، پژوهش حاضر به ارزیابی عوامل مؤثر بر قدرت خرید کالای بادوام در استان‌های کشور می‌پردازد؛ بدین‌ترتیب، وجه‌تمایز پژوهش با سایر مطالعات صورت‌گرفته در عنوان موضوع و تکنیک به‌کار رفته در پژوهش است.

٤- معرفی داده‌ها و مدل و روش تحقیق

به‌منظور ارزیابی اثرات نابرابری درآمد و پیامدهای ناشی از خط فقر بر قدرت خرید کالای بادوام حقیقی (DG)، برروی استان‌های مجاور، از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. در این مدل، قدرت خرید خانوار به‌عنوان متغیر وابسته و کلیدی این پژوهش به‌شمار می‌رود. به‌منظور تصریح مدل، لازم است متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته براساس مبانی نظری، مانند نابرابری درآمد (cg)، خط فقر نسبی ۵۰ درصد (poor)، نرخ ارز حقیقی (re)، نرخ بهره‌ی حقیقی (r)، نرخ بیکاری (u) و رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی (y) به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل شوند. داده‌ها به‌صورت سالانه و در دوره‌ی ۹۶-۱۳۸۵ است و از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک مرکزی، مرکز آمار و وزارت اقتصاد و دارایی اقتباس شد.

مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM): بسیاری از مدل‌های داده‌های هیأت‌رئیسه در اصل، پویا می‌باشند و ازلحاظ این پویایی‌ها در مدل‌های هیأت‌رئیسه به صحّت و استحکام نتایج به‌دست‌آمده کمک خواهد نمود. در مدل‌های هیأت‌رئیسه با ورود وقفه‌های متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، فرم پویای مدل حاصل می‌گردد. روش هیأت‌رئیسه پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی زمانی کاربرد دارد که در داده‌های هیأت‌رئیسه تعداد مقاطع بیشتر از تعداد سری‌های زمانی باشد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸). وجود وقفه‌ی متغیر وابسته در سمت راست مدل هیأت‌رئیسه منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اخلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود؛ درنتیجه‌ی استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل هیأت‌رئیسه اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (بالتاجی، ۲۰۰۸، آرلانو و بوند[2]، ۱۹۹۱). استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد، یعنی

1. Baltagi
2. Arellano and Bond
3. Generalized Method of Moments

درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجـازه می‌دهد تمام متغیرهای رگـرسیونی حتی با وقفه، اگـر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند، به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (گرین[1]، ۲۰۱۲). کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) با داده‌های هیأت‌رئیسه‌ی پویا (DPD) مزیت‌هایی مانند لحاظ نمودن ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و درنتیجه برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰).

در مباحث منطقه‌ای، مدل‌های سنجی فضایی مختلفی به‌کار می‌رود. در این پژوهش از مدل گشتاور تعمیم‌یافته‌ی خودرگرسیونی فضایی SAR-GMM-DPD با ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند پویای تصادفی استفاده خواهد شد. برای نشان‌دادن فضایی بودن مدل نیاز به ماتریس فضایی است. ماتریس فضایی انواع مختلف دارد که بسته به موضوعی که کار می‌شود متناسب با آن ماتریس انتخاب می‌شود، مدل وقفه‌ی فضایی SAR برای نشان‌دادن ارزیابی وجود و شدت وابستگی فضایی این مدل مناسب‌تر است. این مدل متغیر جدیدی به‌نام وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته را به مدل وارد می‌کند. نام این متغیر همواره کننده‌ی فضایی[2] است، که از حاصل‌ضرب ماتریس وزنی فضایی[3] در بردار متغیر وابسته به‌دست می‌آید. در اینجا از ماتریس مجاورت یا همبستگی به‌عنوان ماتریس وزنی فضایی برای برآورد مدل استفاده شده است. این ماتریس مربعی و متقارن بوده و عناصر روی قطر اصلی صفر است. سایر عناصر براساس مجاور بودن با استان موردنظر یک و در غیراین‌صورت صفر خواهد بود. با ضرب این ماتریس در هر یک از متغیرهای موردنظر متغیر فضایی تأخیری آن متغیر را ایجاد می‌کند، در اینجا به علت استفاده از ۲۸ استان[4] یک ماتریس ۲۸×۲۸ خواهیم داشت. ماتریس فاصله نیز براساس فاصله‌ی بین مشاهدات تعریف می‌گردد، و معمولاً به‌صورت معکوس توان دوم فاصله درنظر گرفته می‌شود. ماتریس وزنی فضایی معمولاً براساس سطر استاندارد می‌گردد؛ به‌گونه‌ای که، حاصل جمع هر سطر آن معادل یک گردد. در این‌صورت، با پیش‌ضرب آن در بردار هر متغیر، مقدار متوسط وزنی آن متغیر در مشاهدات مجاور آن یا مشاهدات بافاصله‌های مختلف به‌دست می‌آید. فرم کلی مدل وقفه‌ی فضایی به شکل زیر است:

$$y = \rho wy + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

1. Green
2. Spatial Smoother
3. Spatial Weight Matrix

۴. استان‌های البزر و خراسان شمالی و جنوبی به‌علت نداشتن اطلاعات در بازه‌ی زمانی مورد نظرحذف شده‌اند؛ زیرا این استان‌ها در سال‌های اخیر تفکیک شده‌اند و در سال‌های گذشته اطلاعات آن‌ها با استان مبدا یکسان است.

w به‌عنوان ماتریس وزنی فضایی و x ماتریس متغیرهای مستقل است. wy متغیر وقفه‌ی فضایی y است و معادله‌ی فوق مدل مختلط رگرسیون- خود رگرسیون فضایی[1] نامیده می‌شود. در این معادله پارامتر ρ نشان‌دهنده‌ی وابستگی فضایی است و معنی‌دار بودن آن، وجود وابستگی فضایی را نشان می‌دهد. مثبت بودن ρ وابستگی فضایی مثبت و منفی بودن ρ نشان‌دهنده‌ی وابستگی فضایی منفی بین مشاهدات است. روشن است که در این رابطه، نتایج تخمین OLS دارای تورش و ناسازگار است.

$$y = (I - \rho w)^{-1} X\beta + (I - \rho w)^{-1} \varepsilon \qquad (۲)$$

تمامی مدل‌های فضایی را می‌توان به‌طور خلاصه به‌شکل زیر هیأت‌رئیسه‌ی پویای تصادفی (SDPD) درآورد:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \qquad (۳)$$

مدل دارای سه جزء اخلال است: جزء اخلال بین گروهی v_{it} ، درون‌گروهی γ_t، و در طول زمان a_i.

چنانچه در مدل‌بالا $(\theta = \lambda = 0)$ باشند به آن مدل گشتاور تعمیم‌یافته پانلی SAR می‌گویند.

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + a_i + \gamma_t + v_{it} \qquad (۴)$$

$$v_{it} = u_{it} \qquad i = 1, \dots, n \qquad t = 1, \dots, T$$

۱-٤- آزمون ایستایی متغیرهای

در جدول (۱) آزمون ایستایی پنل متغیرها قبل از برآورد مدل ارزیابی می‌شود، به‌همین‌منظور از دو آزمون هریس-تزاوالیس[2] و آزمون بریتونگ برای ارزیابی ایستایی متغیرها استفاده شده است. خط فقر در هر دو آزمون با یک اختلاف ایستا شدند، نابرابری درآمد در آزمون هریس-تزاوالیس در سطح ایستا است ولی در آزمون بریتونگ با یک اختلاف ایستا شده است؛ درحالی‌که متغیرهای دیگر در هر دو آزمون در سطح ایستا می‌باشند. اگر متغیرها ایستا نباشند رگرسیون کاذب به‌وجود می‌آید برای این‌که نشان‌داده شود رگرسیون کاذب نیست، از آزمون همگرایی هیأت‌رئیسه استفاده خواهد شد.

جدول ۱: آزمون ایستایی هریس-تزاوالیس و بریتونگ

	آزمون	آزمون هریس-تزاوالیس			ایستایی	آزمون بریتونگ		ایستایی
متغیر	متغیر	ضریب	آماره z	احتمال		ضریب	احتمال	
نابرابری درآمد	Cg	۰/۶۴۴۱	-۲/۸۱۷۳	۰/۰۰۲۴	$I(0)$	-۰/۹۲۶۷	۰/۱۷۷۰	$I(1)$

1. Mixed Spatial Autoregressive – Regressive Model
2. Harris-Tzavalis unit-root test

خط فقر نسبی	Poor	۱/۰۲۲۶	۵/۷۰۵۱	۱/۰۰۰	$I(1)$	۱۰/۶۹۷۹	۱/۰۰۰	$I(1)$
رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی	Y	۰/۵۱۵	−۵/۷۲۴	۰/۰۰۰	$I(0)$	−۱/۹۹۰	۰/۰۲۳	$I(0)$
نرخ ارز حقیقی	Re	۰/۴۵۶	−۷/۰۴۶	۰/۰۰۰	$I(0)$	−۴/۶۸۷	۰/۰۰۰	$I(0)$
نرخ بهره‌ی حقیقی	R	۰/۳۵۷	−۹/۲۷۹	۰/۰۰۰	$I(0)$	−۸/۰۵۶	۰/۰۰۰	$I(0)$
نرخ بیکاری	U	۰/۰۶۸	−۱۸/۸۴	۰/۰۰۰	$I(0)$	−۶/۶۹۴	۰/۰۰۰	$I(0)$
قدرت خرید کالای بادوام حقیقی	Dg	۰/۴۷۸	−۶/۵۵۷	۰/۰۰۰	$I(0)$	−۱/۸۹۵	۰/۰۲۹	$I(0)$

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

۲-٤- آزمون هم‌جمعی تابلویی(پدرونی)

در این مرحله، روابط بلندمدت بین متغیرها ارزیابی می‌شود. نتایج آزمون هم جمعی تابلویی براساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی در جدول (۲) ارائه شده است و نشان می‌دهد که حداقل یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای وجود دارد. هفت آماره‌ی متفاوت توسط پدرونی برای ارزیابی هم‌جمعی بین متغیرها مورداستفاده قرارگرفته شده است که شامل: چهار آماره‌ی درون‌گروهی[1] و سه آماره‌ی بین گروهی[2] است. به آماره‌های حاصل‌شده از روش درون‌گروهی، آماره‌های هم‌جمعی داده‌های ترکیبی گفته می‌شود که با پیشوند *panel* نشان داده شده‌اند. آماره‌های به‌دست‌آمده از روش بین‌گروهی را، آماره‌های هم‌جمعی میانگین گروهی داده‌های ترکیبی[3] نامیده و با پیشوند *group* نمایش داده شده‌اند. همان‌طور که پدرونی[4] (۲۰۰۴) بیان کرده است آزمون‌های adf و t برای نمونه‌های کوچک‌تر مناسب‌تر هستند و تمایل بیشتری به رد فرضیه‌ی صفر مبنی‌بر عدم هم‌جمعی دارند.

جدول ۲: آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدورنی

آماره‌های آزمون	**آماره‌های** Panel	**آماره‌های** Group
V	−۵/۳۰۸	−
rho	۶/۷۵۵	۸/۷۲۱
t	−۱۰/۳۲	−۱۴/۰۴
adf	−۵/۶۴	−۶/۱۵۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

[1]. Within-dimension
[2]. Between-dimension
[3]. Group mean panel cointegration statistics
[4] Pedroni (2004)

*تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال N(0, 1) هستند.

۳-٤- نتایج برآورد به‌روش اقتصادسنجی فضایی

قبل از این‌که مدل‌سنجی فضایی برآورد شود، لازم است تا وجود همبستگی فضایی بین جملات اخلال مورد آزمون قرار گیرد. برای این‌منظور از آزمون‌های Moran I و Geary استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۳) آمده است. فرض صفر، عدم وجود همبستگی فضایی را تأیید می‌کند. در اینجا فرض صفر رد شده و وجود همبستگی فضایی تأیید می‌شود و درنتیجه، تأیید تجمع فضایی آن‌ها در یک منطقه را نشان می‌دهد. از آزمون Moran I در جدول وجود همبستگی فضایی مثبت و قوی به میزان ۱/۶۵ را تأیید می‌شود. در اینجا به‌دلیل تأیید شدن اثرات فضایی در مدل برآورد مدل به‌صورت تخمین پویایی قدرت خرید کالای بادوام در استان‌ها با OLS ناکارآمد است. به همین‌دلیل در این پژوهش از مدل پویای فضایی SAR استفاده خواهد شد. در آزمون Geary نیز همانند آزمون موران–آی فرض صفر رد شده و همبستگی فضایی تأیید می‌شود. برای این‌که بتوان از مدل فضایی استفاده کرد باید خودهمبستگی فضایی تأیید شود، اما پس از برآورد مدل به‌صورت پویا، نباید خودهمبستگی بیشتر از درج یک وجود داشته باشد.

جدول ۳: نتیجه‌ی آزمون تشخیص همبستگی فضایی

آزمون	مقدار	آماره Z	احتمال
Moran I	۱/۶۵	۲۵/۲۴	۰/۰۰۰
Geary	۰/۰۰۰	-۴/۵۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

٤-٤- برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل– باند گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی SAR

همان‌طورکه جدول (۴) نشان می‌دهد، متغیرهای وقفه‌ی اول متغیر وابسته‌ی GMM مثبت و معنادار بوده که بیانگر پویایی مدل است و نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر خرید کالای بادوام خانوارهای ایرانی قدرت خرید آن‌ها در سال‌های گذشته است. وقفه‌ی اول فضایی SAR نیز منفی و معنادار است که نشان می‌دهد یک وابستگی فضایی منفی بین استان‌های ایران وجود دارد؛ یعنی اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته دارای تأثیرات غیرمستقیم فضایی و جغرافیایی است؛ به این معنی که برای مثال، وجود نابرابری درآمد، فقر و بیکاری در استان‌های هم‌جوار یک استان خاص اثرات مکانی، فضایی یا جغرافیایی بر استان مقصد خواهد داشت. به‌بیان‌دیگر فقر، نابرابری درآمد و بیکاری دارای اثرات منطقه‌ای است؛ زیرا عواملی مانند مهاجرت از شهرها و استان‌های هم‌جوار و ایجاد حاشیه‌نشینی در استان مقصد که منجر به افزایش نابرابری درآمدی و شدت فقر نسبی در استان مقصد می‌گردد، هم‌چنین افزایش نرخ بیکاری در استان مقصد به‌دلیل مهاجرت منجر به کاهش قدرت خرید کالاهای

بادوام درمجموع در استان مقصد خواهد شد. هم‌چنین طبق تئوری رشد همگرایی منطقه‌ای مشروط، زمانی‌که رشد اقتصادی در یک حوزه‌ی اقتصادی مانند اتحادیه‌ی اروپا، صرفاً در یک کشور مانند آلمان متمرکز می‌شود، رشد اقتصادی کشورهای حوزه‌ی تحت‌تأثیر تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها قرار می‌گیرد و پس از مدتی سرریز دانش کشور مقصد دارای اثرات فضایی مثبت بر کشورهای اطراف خواهد شد. این اثرات در ژاپن و شرق آسیا نیز در مطالعات مختلف تأیید شده است (کسرایی، ۱۳۸۶)؛ یعنی رشد اقتصاد یک استان طبق تئوری همگرایی منطقه‌ای مشروط منجر به کاهش رشد اقتصاد در استان‌های هم‌جوار و اثرات فضایی منفی برای استان‌های هم‌جوار می‌گردد، درنتیجه رشد اقتصادی یک استان منجر به کاهش قدرت خرید در استان‌های هم‌جوار می‌شود. برای از بین بردن این دوگانگی می‌بایست مناطق کمتر توسعه‌یافته نسبت به مناطق توسعه‌یافته نرخ رشد بالاتری را تجربه کنند تا از خروج نیروی کار از این مناطق جلوگیری شود؛ نابرابری درآمد کاهش یابد و شدت فقر را پایین آورد و درنتیجه‌ی آن، قدرت خرید کالای بادوام مناطق کمتر توسعه‌یافته نیز افزایش می‌یابد (رحمانی و شفیعی، ۱۳۸۹).

نابرابری درآمد با ضریب ۰/۴۳ اثر کاهشی بر قدرت خرید خانوارها دارد و هرچه این نابرابری درآمد بیشتر شود قدرت خرید خانوار کاهش می‌یابد. ازلحاظ نظری رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و مصرف، باعث انتقال نوسانات درآمد به توزیع مصرف می‌شود (فطرس و معبودی، ۱۳۹۵). خط فقر اثر منفی بر قدرت خرید می‌گذارد و هرچه خط فقر افزایش یابد، قدرت خرید خانوار با ضریب ۰/۰۶ کاهش می‌یابد. نرخ ارز هم به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار بیشترین اثر منفی را بر قدرت خرید خانوارها دارد، این متغیر را با ضریب ۵/۷۳ کاهش می‌دهد. به‌این‌علت که کالاهای بادوام یا خود وارداتی هستند و یا قطعات به‌کار رفته در آن وارداتی است؛ بنابراین با افزایش نرخ ارز قیمت این محصولات بالا رفته و توانایی خرید خانوارها کاهش می‌یابد. متغیر رشد درآمد سرانه طبق تئوری‌ها و معادله‌ی مصرف اثری مثبت و معنادار بر قدرت خرید کالای بادوام دارد، چنان‌چه درآمد یک واحد رشد داشته باشد قدرت خرید کالای بادوام با ضریب ۸/۹۲ افزایش می‌یابد. نرخ بیکاری نیز به‌دلیل وجود انتظارات درآمدی و به‌وجود آوردن شوک درآمدی به خانوار قدرت خرید آن‌ها را به‌اندازه‌ی ۰/۱۵ کاهش می‌دهد. کمترین تأثیر را نیز نرخ بهره‌ی حقیقی با ضریب ۰/۰۳- داشته است که نشان می‌دهد طبق نظریه‌ی مصرف بین دوره‌ای فیشر با کاهش نرخ بهره و کاهش هزینه، فرصت خرید کالاهای بادوام مصرف آینده با اخذ تسهیلات بانکی یا خرید اقساطی به زمان حال منتقل می‌شود. لازم به ذکر است که همه‌ی متغیرها دارای اعتبار آماری هستند.

جدول ٤: برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند

متغیر	متغیر	ضریب	آماره‌ی t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵٪	
ضریب ثابت	ضریب ثابت	۵/۶۴	۷/۵۳	۰/۰۰۰	۴/۱۶۲۹	۷/۱۱۰۴

نابرابری درآمد	Cg	-۰/۴۳	-۸/۸۷	۰/۰۰۰	-۰/۵۲۵۸	-۰/۳۳۴۸
خط فقر نسبی	Poor	-۰/۰۶	-۵/۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۸۳۵	-۰/۰۳۷۱
رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی	Y	۸/۹۲	۴۳۰/۶۷	۰/۰۰۰	۸/۸۸۴۸	۸/۹۶۶۳
نرخ ارز حقیقی	Re	-۵/۷۳	-۵/۷۹	۰/۰۰۰	-۷/۶۸۷۷	-۳/۷۸۹۴
نرخ بهره‌ی حقیقی	R	-۰/۰۳	-۵/۳۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۷۲	-۰/۰۲۱۷
نرخ بیکاری	U	-۰/۱۵	-۶/۳۶	۰/۰۰۰	-۰/۱۹۷۶	-۰/۱۰۴۳
	متغیرهای وقفه‌ی اول GMM و وقفه‌ی اول فضایی SAR					
وقفه‌ی اول متغیر وابسته	dg.L1	۰/۰۰۹	۱/۹۶	۰/۰۵۱	-۰/۰۰۰۰۶۱۳	۰/۰۱۸۹۶۰۵
وقفه‌ی اول فضایی	W1y_dg	-۰/۰۰۷	-۵/۵۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۰۳	-۰/۰۰۴۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

شرط سازگار بودن برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل – باند به اعتبار متغیرهای ابزاری مورداستفاده در تخمین دارد (Arellano and Bond, 1991). برای ارزیابی اعتبار این متغیرها از آزمون سارگان استفاده می‌شود، این آزمون دارای توزیع کای‌مربع است. ضرایب نیکوئی برازش فضایی و گشتاوری نشان می‌دهند که مدل به‌درستی تصریح‌شده است. آماره‌ی آزمون سارگان در جدول (۵) بیانگر انتخاب درست متغیرهای ابزاری است، در این‌صورت خودهمبستگی بین متغیرهای ابزاری و جمله خطا وجود ندارد.

جدول ۵: آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

نوع آزمون	ضریب	احتمال
آزمون والد	۱۵۲۸۲۰۳/۰۵	۰/۰۰۰
آماره فیشر F(8, 300)	۱۹۱۰۲۵/۳۸	۰/۰۰۰
Raw Moments R^2	۰/۹۹۳۰	-
Raw Moments $\bar{R}^2$	۰/۹۹۲۹	-
(Buse, 1973) R^2	۰/۹۹۹۸	-
(Buse, 1973) $\bar{R}^2$	۰/۹۹۹۸	-
Root MSE (Sigma)	۰/۶۰۹۵	-
آزمون بیش‌شناسایی LM سارگان	۲۳/۲۰۵	۱/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

۵-٤- آزمون وجود اثرات خودهمبستگی هیأت‌رئیسهی فضایی

در مدل‌های SAR-SGMM-DPD از سه نوع آزمون برای نشان‌دادن وجود اثرات فضایی استفاده می‌شود. در آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال از آزمون‌های مورآن MI عمومی، گری GC عمومی، گتیس–اوردز G0 عمومی، مورآن MI جملات اخلال، LM (بوریدج) و LM (روبوست) استفاده شده است که آماره‌ی آزمون حاکی از رد نشدن فرضیه‌ی صفر دارد؛ یعنی خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال وجود ندارد. هم‌چنین در آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه‌ی اول فضایی متغیر وابسته آزمون‌های وقفه‌ی LM (آنسلین) و وقفه‌ی LM (روبوست) نیز نشان می‌دهند که فرضیه‌ی صفر رد نشده و خودهمبستگی فضایی برای وقفه‌ی اول فضایی متغیر وابسته وجود ندارد و در آخر نیز آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفه‌ی متغیر وابسته در آزمون LM SAC (LMErr + LMLag_R). فرضیه‌ی صفر را رد نکرده که گواه‌بر عدم‌وجود خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته است. با توجه به این‌که در این پژوهش از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی فضایی استفاده شده است، آزمون‌های خودهمبستگی فضایی به آزمون وجود همبستگی فضایی به بیشتر از یک تفاضل می‌پردازند؛ زیرا متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل وارد شده است و مدل با یک تفاضل پویا شده است، طبیعی است که خودهمبستگی از درجه‌ی اول وجود دارد و آزمون‌های انجام‌شده‌ی خودهمبستگی بیشتر از یک تفاضل را ارزیابی می‌کنند که در صورت وجود بیشتر از یک تفاضل در خودهمبستگی، ضرایب برآورد شده تورش‌دار خواهند و هم‌چنین کارآیی نخواهند داشت.

جدول ٦: آزمون وجود اثرات خودهمبستگی هیأت‌رئیسه‌ی فضایی

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال				
مورآن MI عمومی	GLOBAL Moran MI	-۰/۰۱۵۴	۰/۸۰۲۱	عدم رد فرضیه‌ی صفر که نشان می‌دهد جملات اخلال، دارای خودهمبستگی فضایی نیستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۰/۵۵۴۳	۰/۴۵۹۶	
گتیس- اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	۰/۰۱۵۴	۰/۸۰۲۱	
مورآن MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	-۰/۰۰۱۱	۰/۹۹۹۱	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۰/۰۶۴۳	۰/۷۹۹۸	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۰/۶۸۵۵	۰/۴۰۷۷	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه‌ی اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۰/۴۶۶۶	۰/۵۳۰۰	عدم وجود خودهمبستگی فضایی وقفه‌ی متغیر وابسته
وقفه LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۲/۲۸۳۳	۱/۱۵۱۱	
آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفه‌ی متغیر وابسته				

LM SAC (LMErr + LMLag_R)	۱/۲۱۵۴	۰/۵۴۴۶	عدم وجود خودهمبستگی فضایی هم‌زمان

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

٦-٤- آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

در جدول (۷) آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SAR-SGMM-DPD را نشان می‌دهد. در جدول زیر طبق آزمون‌های انگل، بروش–گادفری و وایت، فرضیه‌ی صفر رد نمی‌شود؛ یعنی ناهمسانی واریانس فضایی وجود ندارد، ولی در آزمون‌های هال–پاگان، هاروی، والد، گلچسر، کوک– ویسبرگ فرضیه‌ی صفر رد می‌شود که نشان می‌دهد ناهمسانی واریانس فضایی وجود دارد. به این‌منظور از سه روش برای طرف نمودن واریانس ناهمسانی فضایی استفاده می‌شود: ۱) استفاده از ماتریس فضایی، ۲) معکوس ماتریس فضایی، و ۳) معکوس مربع ماتریس فضایی به‌عنوان وزن در مدل‌های وزنی استفاده می‌گردد؛ که در اینجا از معکوس مربع ماتریس فضایی استفاده شد.

جدول ۷: آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SGMM-DPD

نماد آزمون	نوع آزمون	آماره‌ی آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۰/۰۷۷	۰/۷۸۱۱
Hall-Pagan LM	هال- پاگان	۰/۴۱۷۵	۰/۰۶۶۶
Harvey LM Test	هاروی	۱۲/۳۱۳۷	۰/۰۰۲۱
Wald Test	والد	۱۳/۳۶۷۱	۰/۰۰۰۳
Glejser LM Test	گلچسر	۵/۸۷۲۴	۰/۰۵۳۱
Breusch-Godfrey Test	بروش- گادفری	۲/۱۶۲۴	۰/۱۴۱۴
White Test - Koenker(R2)	وایت	۹/۳۲۵۴	۰/۸۰۹۷
Cook-Weisberg LM Test	کوک- ویسبرگ	۵/۳۵۲۶	۰/۰۲۰۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش، ارزیابی اثرات نابرابری درآمد و خط فقر نسبی بر قدرت خرید کالای بادوام است. مدل‌های متفاوتی برای نشان‌دادن همبستگی فضایی بین مشاهدات وجود دارد، ولی در این پژوهش به‌منظور برآورد مدل هیأت‌رئیسه‌ی فضایی از روش SAR استفاده شده است. طبق جدول (۴) ضرایب دومرحله‌ای آرلانو–باور/ بوندل–باند را نشان می‌دهد؛ متغیرهای وقفه‌ی اول، متغیر وابسته‌ی GMM مثبت و معنادار بوده که بیانگر پویایی مدل است و نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر خرید کالای بادوام خانوارهای ایرانی قدرت خرید آن‌ها در سال‌های گذشته است. وقفه‌ی اول فضایی SAR

نیز منفی و معنادار است که نشان می‌دهد یک وابستگی فضایی منفی بین استان‌های ایران وجود دارد. نابرابری درآمد با ضریب ۰/۴۳ اثر کاهشی بر قدرت خرید خانوارها دارد و هرچه نابرابری درآمد، یعنی فاصله‌ی درآمدی بین حداقل درآمد و حداکثر درآمد بیشتر شود قدرت خرید خانوار کاهش می‌یابد. خط فقر نسبی، اثر منفی بر قدرت خرید می‌گذارد و هرچه خط فقر افزایش یابد، یعنی فاصله‌ی خانوارها تا حداقل درآمد تعیین‌شده بیشتر شود، قدرت خرید خانوار با ضریب ۰/۰۶ کاهش می‌یابد.

نتایج به‌دست‌آمده از مقاله، نشان می‌دهد ارزیابی تأثیر فضایی متغیرهای نابرابری درآمد، فقر نسبی، رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی، بیکاری، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره‌ی حقیقی بر قدرت خرید حقیقی کالاهای بادوام تأثیر دارند. مهم‌ترین یافته‌ی کلیدی تحقیق هم این است که قدرت خرید در استان‌ها تحت‌تأثیر عامل واحد نیست، بلکه عوامل مختلفی در شکل‌گیری قدرت خرید خانوار در استان‌ها مؤثر هستند.

در این رابطه می‌توان با ارزیابی زیرساخت‌ها، ظرفیت‌ها و توانمندی‌های استان‌ها و شناسایی قابلیت‌های صنعتی و جغرافیایی (طرح آمایش فضایی سرزمین)، درآمدهای استان‌ها را به‌صورت متوازن افزایش داد. به‌نظر می‌رسد تمرکز استان‌ها به قابلیت‌های منطقه‌ای و جغرافیایی می‌تواند تحول مهمی در رشد اقتصادی استان‌ها درپی‌داشته باشد. کاهش نابرابری و فقر در ابعاد مکانی و جغرافیایی منجر به کاهش بیکاری و رشد درآمد سرانه‌ی حقیقی منجر به افزایش قدرت خرید کالای بادوام خانوار را به‌همراه خواهد داشت.

در این‌راستا پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد.

– با توجه به وابستگی فضایی منفی بین استان‌های ایران با ارزیابی دقیق و کسب اطلاعات قابل‌اتکا در شناسایی ظرفیت‌ها و توانمندی‌ها استان‌ها (طرح آمایش فضایی سرزمین) به‌دنبال تحقق برابری و عدالت سرزمینی و از بین بردن نابرابری‌های منطقه‌ای در کشور باشیم؛ به‌طوری‌که قدرت خرید تمامی افراد جامعه به یک نسبت افزایش پیداکرده باشد.

– برنامه‌ریزی هدفمند بر سرمایه‌گذاری روی ظرفیت‌ها و پتانسیل‌های موجود در مناطق مختلف کشور و هم‌چنین توجه به اصل توسعه‌ی پایدار می‌تواند منجر به کاهش نابرابری درآمد، کاهش بیکاری و افزایش درآمد در کلیه‌ی مناطق کشور شده که خود باعث به حداقل رساندن نابرابری‌ها در سطح جامعه و تأثیر مثبت بر قدرت خرید کالای بادوام خانوارها می‌شود.

– استفاده از تمامی ظرفیت‌ها، توانمندی‌ها و مزیت‌های کشور می‌تواند باعث افزایش تولید و کاهش واردات شود که این خود موجب جلوگیری خروج ارز از کشور شده و به کاهش نوسانات ارز کمک می‌کند.

– با استفاده از اطلاعات به‌دست‌آمده از آمایش سرزمین می‌توان هزینه‌ی فرصت سرمایه‌گذاری را کاهش داد؛ هر منطقه به فراخور توان بالقوه‌ی خودش که با مدیریت مناسب به‌صورت بالفعل درمی‌آید، جایگاهی را در این زنجیره به خود اختصاص می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابونوری، اسمعیل، ذوقی، الناز. (۱۳۹۲). «برآورد و مقایسه‌ی نابرابری توزیع درآمد با روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، (۱۶)۸، ۳۰-۱۳.

احسانی، محمدعلی و خلیلی اصل، مریم. (۱۳۹۵). «اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی: مطالعه موردی ایران برآورد تابع پس‌انداز ملی در ایران با تأکید بر نا اطمینانی درآمد ملی». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، (۱۶)۸، ۱-۱۹.

ارضروم‌چیلر، نسرین. (۱۳۸۴). ابعاد گوناگون فقر در ایران، بانک مرکزی، اداره‌ی بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی.

اسدی، پریسا و فطرس محمدحسن. (۱۳۹۶)، اثر آزادی اقتصادی بر نابرابری درآمدی کشورهای منتخب منطقه چشم‌انداز. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه بوعلی سینا.

امامی، کریم و دربانی، سمن. (۱۳۹۰). «عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران». *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۵)، ۱۱۰ -۹۱.

آقایی، مجید و رضاقلی زاده، مهدیه. (۱۳۹۷). «رابطه بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی، رشد اقتصادی، نابرابری و فقر در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۷۴)۲۳، ۱۸۹-۹۷.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۷). «گزارش مشروح تجدیدنظر در سال پایه، شاخص کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران»، تهران.

بیات مرضیه، حکمتی محمد. (۱۳۹۰). «اندازه‌گیری نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی استان همدان». *اقتصاد مالی*، (۱۷)۵، ۴۲-۲۳.

بکی حسکوئی، مرتضی و تاجیک، الناز، (۱۳۹۱)،پیش بینی تقاضای کالاهای با نوسان بالا با استفاده از رویکرد اختیار واقعی،سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها، سمنان.

پاپلی‌یزدی، محمدحسین. (۱۳۸۳). «عدالت اجتماعی و توسعه کاربرد فلسفه و ایدئولوژی در آمایش سرزمین». *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، مشهد، ش ۷۴.

پیرائی، خسرو و بلیغ، نفیسه. (۱۳۹۴). «رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۳)۱۵. ۲۱-۱.

تاسان، مونا؛ پیرایی، خسرو؛ نونژاد، مسعود و عبدشاهی، عباس. (۱۳۹۹). «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد به نفع فقیر در ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۳۳)۹.

جمالی، فیروز ؛ قنبری ، ابوالفضل ؛ پور محمدی، محمدرضا. (۱۳۸۷). «نگرشی بر مفهوم نابرابری و مفاهیم مرتبط با آن در مطالعات اجتماعی و اقتصادی». *فصلنامه مدرس، برنامه‌ریزی و آمایش فضا*، دوره چهاردهم، شماره ۲.

جهرمی، یگانه؛خداداد کاشی، فرهاد؛ موسوی پور احمدی، عالمه. (۱۳۹۳). «ارزیابی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعه». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۶۱)۱۹، ۱۴-۱۱۷.

خداداد کاشی، فرهاد و حیدری، خلیل(۱۳۸۸)، اندازه گیری شاخص‌های فقر براساس عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای ایرانی، پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۳(پیاپی ۳۴))۲۳۱-۲۰۵.

خواجویی، محسن. (۱۳۸۹). رفاه اجتماعی و نابرابری‌های جغرافیایی در سایه عدالت، بخش مطالعات اجتماعی.

خواجه‌وندپور، الهام و عزت‌الله عباسیان، (۱۳۹۵)، «عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در ایران، چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری»، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

دوگانی، آزاده، محمدی، حسین. (۱۳۹۴). «تأثیر نابرابری درآمد بر سطح مصرف خصوصی در ایران با تأکید بر درجه باز بودن اقتصاد». *فصلنامه علمی -پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، (۲۸)۷، ۱۷۲-۱۵۷.

دهمرده، نظر و شکری، زینب. (۱۳۸۹).«اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست-های اقتصادی*، ۱۸(۵۴)، ۱۶۴-۱۴۷.

رحمانی تیمور و شفیعی شهرام (۱۳۸۹)، بررسی هم‌گرایی بهره‌وری کل عوامل تولید(TFP) بخض صنعت در استان‌های ایران، تحقیقات اقتصادی، ۴۵(۹۱)، ۹۸-۷۳.

زبردست اسفندیار، حق روستا سمیه. (۱۳۹۶)، گونه‌شناسی رویکردهای نظری و تجربی نابرابری‌های منطقه‌ای. دوفصلنامه دانشگاه هنر.شماره۱۹.۱۶۹-۱۵۳.

عبداللهی محمدرضا، موسوی نیک سید هادی، صادقی نرگس، کاویانی زهرا. (۱۳۹۷)، معاونت پژوهش‌های اقتصادی تحلیل تحولات اخیر اقتصاد ایران.

فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا. (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا». *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۱۹)۵، ۸۲-۵۹.

فطرس، محمدحسن و شهبازی، فاطمه. (۱۳۹۴). «بررسی وضعیت فقر و نابرابری در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های پیش و پس از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌های نقدی (۱۳۹۱-۱۳۸۱)». *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، (۳)۹، ۳۶-۷.

کسرایی، اسرافیل. (۱۳۸۶)، «نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به‌منظور کاربرد)». *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۴،۷۷-۲۷.

موسوی, میرنجف. (۱۳۹۱). «شکل پایدار شهر و عدالت اجتماعی(مطالعه‌ی موردی: شهر میاندوآب)». *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۴۴.

مهرابی بشرآبادی، حسین و جاودان، ابراهیم. (۱۳۹۰). «تأثیر نا اطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی در ایران». *فصلنامه علمی -پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۳(۹)، ۴۶-۲۷.

ندیری محمد، محمدی تیمور. (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا». *مدل‌سازی اقتصادی*. (۵)۵۱. ۱-۲۴.

نصراللهی، زهرا؛ انصاری سامانی، حبیب و روزبهانی، معصومه. (۱۳۹۷). «برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران». *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، (۳۲)۸، ۷۸-۶۱.

نگهداری، ابراهیم؛ پیرایی، خسرو؛ کشاورز حداد، غلامرضا و حقیقت، علی. (۱۳۹۳). «برآورد خط فقر مطلق و نسبی براساس رویکرد صرفه ناشی از مقیاس با مدل استون‌گیری (مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران، دوره ۱۳۹۰- ۱۳۸۵)». *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹ (۱) :۳-۳۰

وفایی، الهام؛ محمدزاده، پرویز؛ فلاحی، فیروز و اصغرپور، حسین. (۱۳۹۶). «بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی». *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، (۲)۴، ۱۰۲-۷۹.

وهابی، بهرام. (۱۳۷۷). «چارچوب نظری توزیع هدف‌های ملی در سطح منطقه». *مجله برنامه‌وبودجه*. (۷)۶۸، ۳۱-۴۵.

Abdullahi, M. R.; Mousavi Nik, S. H.; Sadeghi, N.; Kaviani, Z. (2018), Deputy of Economic Research, Analysis of Recent Developments in Iran's Economy. (in persian).

Abu Nouri, I.; Zoghi, A. (2013). "Estimation and comparison of income distribution inequality with parametric and non-parametric methods". Journal of Macroeconomics, (16) 8, 30-13. (in persian)

Aghaei, M.; Rezagholizadeh, M. (2018). "The relationship between consumption of different energy carriers, economic growth, inequality and poverty in Iran." Iranian Economic Research, (74) 23, 189-97. (in persian) Arzrom Mchiller, N. (2005). Various dimensions of poverty in Iran, central bank, administration of economic studies and policies. (in persian)

Asadi, P. Fotros, M. H. (2017), The effect of economic freedom on income inequality of selected countries in the perspective region. Master Thesis, Bu Ali Sina University. (in persian)

Bayat, Marzieh; Hekmati Mohammad. (2011). "Measuring Income Inequality in Urban and Rural Areas of Hamadan Province". Financial Economics, (17) 5, 42-23. (in persian)

Beki Haskooi, M.; Tajik, E., (2012), Predicting Demand for High Fluctuation Goods Using the Real Authority Approach, Third Conference on Financial Mathematics and Applications, Semnan. (in persian)

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2008). "Detailed revision report in the base year, index of consumer goods and services in urban areas of Iran", Tehran. (in persian)

Dehmardeh, N.; Shokri, Z. (2010). "Effects of financial development on income distribution in Iran". Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 18 (54), 164-147. (in persian)

Dugani, A.; Mohammadi, H. (2015). "The effect of income inequality on the level of private consumption in Iran with emphasis on the degree of openness of the economy." Journal of Agricultural Economics Research, (28) 7, 172-157. (in persian)

Ehsani, Mohammad A.; Khalili Asl, M. (2016). "The Effect of Income Risk on Gross Domestic Savings Rate: A Case Study of Iran Estimating the National Savings Function in Iran with Emphasis on National Income Uncertainty". Economic Policy Making, (16) 8, 19-1. (in persian)

Emami, K.; Darbani, S. (2011). "Factors Affecting Consumption Expenditures of Non-Durable Goods in the Iranian Economy". Economic Modeling Quarterly, 2 (5), 110-91. (in persian)

Fotros, Mohammad H.; Maboudi, R. (2016). "The Effect of Monetary and Financial Shocks on Iran's Economic Growth and Income Distribution: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". Iranian Journal of Applied Economic Studies, (19) 5, 82-59. (in persian)

Fotros, Mohammad H.; Shahbazi, F. (2015). "Study of Poverty and Inequality in Urban and Rural Areas of Iran in the Years Before and After the Implementation of the Law on Targeted Cash Subsidies (2012-2013)". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, (3) 9, 36-7. (in persian)

Jahromi, Y.; Khodadad Kashi, F.; Mousavipour Ahmadi, A. (2014). "Assessing the factors affecting income inequality in society". Iranian Economic Research, (61) 19, 117-14. (in persian)

Jamali, F.; Ghanbari, A.; Poor Mohammadi, M. R. (2008). "An Attitude Towards the Concept of Inequality and Related Concepts in Social and Economic Studies". Modares Quarterly, Planning and Spatial Planning, Volume 14, Number 2. (in persian)

Kasraei, I. (2007), "Theory of Convergence, Spatial Dependence and Regional Growth (Evidence from the Member States of the Organization of the Islamic Conference for Application)". Journal of Economic Research, No. 77, 64-27. (in persian)

Khajehvandpour, E.; Ezatollah, A., (2016), "Factors Affecting Income Inequality in Iran, Fourth International Conference on Applied Research in Management and Accounting", Tehran, Shahid Beheshti University. (in persian)

Khajoui, M. (2010). Social Welfare and Geographical Inequalities in the Shadow of Justice, Department of Social Studies. (in persian)

Khodadad Kashi, F.; Heidari, Kh. (2009), Measurement of Poverty Indicators Based on Nutritional Performance of Iranian Households, Economic Research Journal, 9 (3 (34)) 231-205. (in persian)

Mehrabi Basharabadi, H.; Javadan, I. (2011). "The effect of real exchange rate uncertainty on the growth of the agricultural sector in Iran." Journal of Agricultural Economics Research, 3 (9), 46-27. (in persian)

Mousavi, M. (2012). "Sustainable City Shape and Social Justice (Case Study: Miandoab City)". Human Geography Research, 44. (in persian)

Nadiri, M.; Mohammadi, T. (2011). "Study of the effect of institutional structures on economic growth using the GMM method of dynamic panel data". Economic modeling. (5) 51. 24-1. (in persian)

Nasrollahi, Z.; Ansari Samani, H.; Roozbehani, M. (2018). "Estimating the Impact of Income Inequality on the Sustainable Development Index: Evidence from Iranian Provinces". Journal of Economic Growth and Development Research, (32) 8, 61-78. (in persian)

Negahdari, A.; Piraei, Kh.; Farmer Haddad, Gh.; Haghighat, A. (2014). "Estimation of Absolute and Relative Poverty Line Based on Scale Economy Approach with Stoning Model (Case Study of Urban Urban Households, Volume 1390-1385)". Quarterly Journal of Planning and Budgeting, 19 (1): 3-30. (in persian)

Papliyazdi, M. H. (2004). "Social Justice and the Development of the Application of Philosophy and Ideology in Land Management". Geographical Research Quarterly, Mashhad, Vol. 74. (in persian)

Piraei, Kh.; Baligh, N. (2015). "The Relationship between Financial Development and Income Inequality in Iran". Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development), (3) 15. 21-1. (in persian)

Rahmani, T.; Shafiee, Sh. (2010), Investigating the Convergence of Total Productivity

Factors (TFP) of Industry in Iranian Provinces, Economic Research, 45 (91), 98-73. (in persian)

Tasan, M.; Piraei, Kh.; Nonjad, M.; Abdshahi, A. (2020). "The effect of macroeconomic variables on growth in favor of the poor in Iran", Iranian Journal of Applied Economic Studies, (33) 9. (in persian)

Vafaei, E.; Mohammadzadeh, P.; Fallahi, F.; Asgharpour, H. (2017). "Study of convergence of social welfare of Iranian provinces using nonlinear space star technique". Journal of Applied Theories of Economics, (2) 4, 102-79. (in persian)

Wahhabi, B. (1998). "Theoretical framework for the distribution of national goals at the regional level". Journal of Planning and Budgeting. (7) 31.68-45. (in persian)

Zabardast, E.; Hagh Rosta, S. (2017), Typology of theoretical and experimental approaches to regional inequalities. Bi-Quarterly of the University of Arts. No. 19.169-153. (in persian)

Artelaris, P., & Petrakos, G. (2014). Intraregional Spatial Inequalities and Regional Income Level in the European Union: Beyond the Inverted-U Hypothesis. International Regional Science Review, International Regional Science Review, 39(3), 291-317.

Amadeo, K. (2018). Income Inequality in America. Retrieved from https://www.thebalance.com/incomeinequality-In-america-3306190.

Amendola, N., Vecchi, G. (2014). Durable goods and poverty measurement. The World Bank.

Ang, S.H. (2001). Personality influences on Consumption: In shift from the Asian Economic Crisis, Journal of International Consumer Marketing, 13 (1). 5-20.

Arellano, M., Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. The review of economic studies, 58(2), 277-297.

Baltagi, B. H. (2008). Forecasting with panel data. Journal of forecasting, 27(2), 153-173

Barba, A. & Pivetti, M. (2008). Rising household debt: Its causes and macroeconomic implications– a long-period analysis. Cambridge Journal of Economics, 33(1), 113–137.

Berisha, E., Meszaros, J. (2018). Household Debt, Consumption, and Income Inequality. International Economic Journal, 32(2), 161-176.

Berisha, E. Meszaros, J., Olson, E. (2018). Income inequality, equities, household debt, and interest rates: Evidence from a century of data. Journal of International Money and Finance, 80, 1-14.

Blau, B. M. (2018). Income inequality, poverty, and the liquidity of stock markets. Journal of Development Economics, 130, 113-126.

Bouakez, H. Cardia, E., Ruge-Murcia, F. J. (2011). Durable goods, inter-sectoral linkages and monetary policy. Journal of Economic Dynamics and Control, 35(5), 730-745.

Brown, C. (1997). Consumer credit and the propensity to consume: Evidence from 1930. Journal of Post Keynesian Economics, 19(4), 617–638.

Cantelmo, A., Melina, G. (2018). Monetary policy and the relative price of durable goods. Journal of Economic Dynamics and Control, 86, 1-48.

Christen, M., Morgan, R.M. (2005). Keeping up with the Joneses: Analyzing the effect

of income inequality on consumer borrowing. Quantitative Marketing and Economics, 3(2), 145–173.
Diewert, W. E. (2009), "Durables and Owner-Occupied Housing in a Consumer Price.
Dynarski, S., Jonathan, G. (1997). Can Families Smooth Variable Earnings. Brooking
Espin-Sanchez, J. A., Giraldo-Paez, D., Gil-Guirado, S., & Vickers, C. (2019). Labor Inequality in Pre-Industrial Mediterranean Spain: the city of Murcia in the 18th Century.
Furceri, D., Loungani, P., Zdzienicka, A. (2018). The effects of monetary policy shocks on inequality. Journal of International Money and Finance, 85, 168-186.
Green, W., & Beavis, C. (2012). Literacy in 3D: An integrated perspective in theory and practice. Acer Press.
Guo, J. (2017). Many around the world worry about inequality, especially women. Index" in W. E. Diewert, J.S. Greenlees and C.R. Hulten (eds.), Price Index Concepts and Measurements, University of Chicago Press.
Iqbal, M. J., Sharma, P. K. (2018). Role of family in making purchase decision with regard to Durable Goods: A Study of ohopal City. Journal of Management (JOM), 5(5).
Ismagilova, G. N. Gafurov, I. R., Safiullin, L. N. (2014). Consumer demand for durable goods under asymmetric information. Procedia Economics and Finance, 14, 280-285.
Janikas, M., & Rey, S. (2008). On the Relationships betwwen Spatial Clustering, Inequality and Economic Growth in the United States: 1969-2000. Région et Développement, 27, 13-34.
Kaytaz, M., Gul, M. C. (2014). Consumer response to economic crisis and lessons for marketers: The Turkish experience. Journal of Business Research, 67(1):2701-2706.
Le, T. H., Nguyen, C. P., Su, T. D., Tran-Nam, B. (2020). The Kuznets curve for export diversification and income inequality: Evidence from a global sample. *Economic* Analysis and Policy, 65, 21-39.
McKenzie, D. (2003). How do Households Cope with Aggregate Shocks? Evidence from the Mexican Peso Crisis, World Development, 31 (7). 1179 – 1199.
Mora, T. 2008. "Explaining Within-country Regional Inequality in the European Union".
Nilavongse, R., Michał, R., Uddin, G. S. (2020). Economic policy uncertainty shocks, economic activity, and exchange rate adjustments. Economics Letters, 186, 108765.
Papadopoulos, G. (2019). Income inequality, consumption, credit and credit risk in a data-driven agent-based model. Journal of Economic Dynamics and Control, 104, 39-73.
Pedroni, P. (2004), "Panel Co Integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", Econometric
Petrakos, G. (2009). "Regional growth and inequalities in the European Union". Discussion PaperSeries. No15(2). pp. 23-44.
Pizzolitto, G. (2005). Poverty and inequality in Chile: Methodological issues and a literature review. Documentos de Trabajo del CEDLAS.
Ravallion, Martin (1998). Poverty Lines in Theory and Practice, LSMS, Working Paper No.133, World Bank.
Sathya, P., Indirajith, D. (2018). A Study on Purchase Behavior of Consumer Durable Goods with Special Reference to Tiruvarur District.International Journal of Scientific

Research and Management, 6(02), EM-2018
Sung – Ha. H., Jungmin. L (2017), Conspicuous consumption and income Inequality, Oxford Economic Papers, Vol. 69(4), pp.870-896.
Tatavarthy, A. D., Mukherjee, K. (2019). Payment methods and their effect on durable goods replacement. Journal of Consumer Marketing.
Theory, No. 20, No. 3, PP. 597-625.
Teka, A. M. Woldu, G. T., Fre, Z. (2019). Status and determinants of poverty and income inequality in pastoral and agro-pastoral communities: Household-based evidence from Afar Regional State, Ethiopia. World Development Perspectives, 100123.
Thompson, J. P., Smeeding, T. M. (2013). Inequality and poverty in the United States: the aftermath of the Great Recession.
Urbonavičius, S., Pikturnienė, I. (2010). Consumers in the face of economic crisis: evidence from two generations in Lithuania. Ekonomika ir vadyba, (15):827-834.
Vo, D. H. Nguyen, T. C., Tran, N. P. (2019). What factors affect income inequality and economic growth in middle-income countries? Journal of Risk and Financial Management, 12(1), 40.
Wilkinson, R., Pickett, K. (2010). "The Impact of Income Inequality on Sustainable Development in London". London: London Sustainable Development Commission.
World Bank Institute (2005). Poverty Manual.
Zhang, J., Chiang, W. Y. K. (2020). Durable goods pricing with reference price effects. Omega, 91, 102018.
Zhang, R., Ben Naceur, S. (2019). Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence. International Review of Economics & Finance, 61, 1-16.
Zheng, Z. (2020). Inflation and income inequality in a Schumpeterian economy with menu costs. Economics Letters, 186, 108524.
Zurawicki, L. Braidot, N. (2005). Consumers During Crisis: Responses from the Middle Class in Argentina, Journal of Business Research, 58, 1100 – 1109.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 133

Volume 10, Number 37, Spring 2021

The Effect of Income Inequality and Relative Poverty line on Durable Goods Purchasing Power

Zarei, M.[1], Heydari, H.[2], Jalili kamjo S.P.[3*]

Abstract

The aim of this study was to evaluate the spatial effect of income inequality, relative poverty, real per capita income growth, unemployment, real exchange rate and real interest rate on real purchasing power of durable goods using the generalized SAR-GMM-DPD spatial self-regression torque model with two-stage coefficients. Arellano-Bover / Bundell-Bond is a random dynamic band between provinces of Iran in the period 2006-2017. The results show that according to Dosenbury's theory of consumption theory, durable goods have a broken demand function; Thus, the first interval of the dependent variable with a coefficient of 0.009 has a positive effect on the purchasing power of durable goods. The first spatial interval of SAR is also negative and significant -0.007 which indicates the negative spatial dependence between the provinces of Iran, ie the effects of independent variables on the dependent variable have indirect spatial and geographical effects. Income inequality with a coefficient of -0.43 has a negative effect on the purchasing power of durable goods of households. The relative poverty line with a coefficient of -0.06 has a negative effect on purchasing power, and as the relative poverty line moves to the upper deciles of income, the purchasing power of durable goods decreases.

Keywords: Real purchasing power of durable goods, Income Inequality, Relative Poverty Line and, Arellano-Bover / Bundell-Bond -Two-Step Band Ratio, GMM-DPD-SAR

JEL Classification: P44, P36, C3, L68

1. PhD in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran **Email:** Mobina.zarei_23@yahoo.com
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran **Email:** h.heidari@urmia.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran (* Corresponding Author) **Email:** parviz.jalili@abru.ac.ir