

ارزیابی فضایی نوسانات نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام توسط خانوارهای شهری در استان‌های ایران

میینا زارعی*

حسن حیدری**، سید پرویز جلیلی کامجو***

چکیده

هدف این پژوهش ارزیابی تأثیر متغیرهای نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره حقیقی، درآمد سرانه حقیقی، نرخ بیکاری بر مصرف کالاهای بادوام در بین خانوارهای شهری در استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۵ است. این پژوهش از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین-SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور/بوندل-باند به منظور برآورد مدل اقتصادسنجی استفاده خواهد کرد. همچنین برای تعیین ماتریس مجاورت از روش مجاورت و همبستگی در قالب یک ماتریس مربعی ۲۸ در ۲۸ استفاده شد. نتایج نشان داد که نرخ ارز حقیقی با ضریب ۱۱/۳۵- بیشترین تأثیر منفی و درآمد سرانه حقیقی نیز با ضریب ۸/۱۰۲ بیشترین تأثیر مثبت را بر مصرف کالاهای بادوام داشته است. کمترین تأثیر را نرخ بهره حقیقی با ضریب ۰/۱۳- را داشته است و تقریباً مطابق با نتایج تجربی است، زیرا خرید کالاهای بادوام قابل مبادله خارجی مشمول دریافت تسهیلات در سیستم بانکی ایران نیست و سهم تولیدکنندگان داخلی از کالاهای بادوام قابل مبادله در بازار ایران ۲۵ درصد است که دقیقاً این موضوع تأیید کننده تأثیر قوی نرخ ارز بر کاهش مصرف کالاهای بادوام است. زیرا کالاهای بادوام قابل مبادله وارداتی که دقیقاً قیمت آنها با نرخ ارز رشد می‌کند در سال

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)، Mobina.zarei_23@yahoo.com

** استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، h.heidari@urmia.ac.ir

*** استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه آیت الله بروجردی، parviz.jalili@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۶، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۱۸

۱۳۹۸ سهم ۷۵ درصدی از بازار ایران دارند. نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰/۱۰۱- دارای تاثیر منفی بر مصرف است.

کلیدواژه‌ها: مصرف کالای بادوام، نرخ ارز حقیقی، آرلانو- باور/ بوندل - باند دومرحله‌ای، SGMM-DPD فضای دوربین طبقه‌بندی JEL: F31, C23, L68, C33.

۱. مقدمه

کالاهای بادوام سهم بسزایی در سبد مصرفی خانوار دارند و نوسانات قیمت آن‌ها قدرت خرید و رفاه خانوار را شدیداً تحت تأثیر قرار می‌دهد. (اسماگیلوا، گفوروف صفیولین ۲۰۱۴) (Ismagilova G.N., Gafurov I.R., Safiullin L.N 2014). دو ویژگی مهم کالاهای بادوام که آن‌ها را از کالاهای بی‌دوام مجزا می‌کند: یک، آن‌ها به‌جای اینکه به‌طور کامل و به‌یک‌باره مصرف شوند، در طول زمان استفاده می‌شوند. دو، آن‌ها را می‌توان به‌عنوان وثیقه برای اهداف وام استفاده کرد (کانتلمو و ملینا ۲۰۱۸) (G. 2018, & Melina, A., Cantelmo). نوسانات نرخ ارز در اقتصادهای بزرگی مانند ایالات متحده و آلمان که بیشتر روی صادرات کالاهای نهایی متمرکزند و واردکننده کالاهای اولیه هستند از این نوسانات سود می‌برند (آیرس و همکاران ۲۰۲۰) (Ayres, J., Hevia, C., & Nicolini, J. P. (2020)). هنگامی که نرخ ارز واقعی تغییر می‌کند، به دلیل اثر تغییر هزینه، تقاضا برای کالاهای معاملاتی تولیدشده در داخل افزایش می‌یابد (لین و همکاران ۲۰۱۸) (Lin, S., Shi, K., & Ye, H. 2018). افزایش غیرمنتظره نرخ ارز در شرایط عدم اطمینان منجر به افت سریع تولید، اشتغال، سرمایه‌گذاری و نرخ بهره می‌شود (راچاتار نیلاوونگ ۲۰۲۰) (Uddin, R., Michał, R., Nilavongse, G., & S. 2020). نرخ بهره نیز به‌عنوان متغیر تأثیرگذار با اثر افزایشی خود منجر به افزایش پس‌انداز مردم می‌شود و در نتیجه هزینه مصرفی آن‌ها کاهش می‌یابد. تغییرات نرخ بهره به‌عنوان عاملی تأثیرگذار بر تصمیمات مصرفی خانوارهاست (امامی و دربانی، ۱۳۹۰). جان مینارد کینز (۱۹۳۶) در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول؛ قانون روانشناسان بنیادی، را عنوان می‌کند که مردم تمایل دارند به‌عنوان یک قاعده و در مجموع وقتی درآمدشان افزایش می‌یابد مصرفشان را افزایش دهند، اما نه به‌اندازه افزایش درآمدشان (شاکری ۱۳۸۷). بیکاری به‌عنوان عامل تغییردهنده انتظارات درآمدی، مصرف خانوارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (نوفرستی و نصیری ۱۳۹۷). بنابراین با توجه به نوسانات بسیار شدید نرخ ارز و تورم

بخصوص در سال‌های ۹۲-۹۰ و ۹۸-۹۷، بررسی اثر این متغیر بر مصرف کالای بادوام در بین خانوارهای استان ایران به‌عنوان یک متغیر کلان در اقتصاد لازم و ضروری است. باشد که نتایج این پژوهش‌ها بتواند سیاست‌گذاران اقتصادی را در مدیریت هرچه بهتر سیستم ارزی یاری کند. هدف این پژوهش ارزیابی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان مانند نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره حقیقی کوتاه‌مدت، درآمد سرانه حقیقی، نرخ بیکاری بر مصرف کالاهای بادوام در بین خانوارهای شهری استان‌های ایران و در فاصله زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ است. در این پژوهش از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دو مرحله‌ای آرلانو-باور/بوندل-باند است.

۲. مبانی نظری

شواهد آماری نشان می‌دهد که بسته به ماهیت شوک‌های وارد شده به اقتصاد نوع واکنش به مصرف انواع کالاها متفاوت بوده است که به سه گروه «کالاهای بادوام»، «کالاهای بی‌دوام» و «خدمات» تقسیم می‌شوند. در شوک‌های بلندمدت که آثار طولانی‌تری دارند مانند جنگ‌ها، تعدیل ساختاری، تحریم و تغییرات ساختار هر می‌جمعیتی، واکنش مصرف کالاهای بادوام بیش از واکنش خدمات و کالاهای بی‌دوام بوده است که می‌تواند به دلیل دائمی تلقی شدن آن‌ها از سوی مصرف‌کنندگان باشد، اما در شوک‌های کوتاه‌مدت، تغییرات مصرف کالاهای بی‌دوام و خدمات بیشتر است (باقری پرمهر، زیادلو ۱۳۹۵). کالاهای بادوام قیمت بالاتری نسبت به کالاهای بی‌دوام دارند و خانواده‌ها از خدمات ناشی از این کالاها در طول عمر آن‌ها (مخارج مصرفی) استفاده می‌نمایند. در ایران عموماً کالاهای بادوام وارداتی هستند و یا قطعات اصلی آن‌ها وارداتی است. همچنین به دلیل شکاف کیفیتی، سهم کالاهای بادوام خارجی در سبد مصرفی خانوار ایرانی بسیار بیشتر از کالاهای ایرانی است (امامی و دربانی ۱۳۹۰).

۱.۲ قدرت خرید کالای بادوام

تحولات اخیر در اقتصاد ایران منجر به برخی نگرانی‌ها من جمله کاهش قدرت خرید و افزایش فشارهای اقتصادی به قشرهای آسیب‌پذیر جامعه شده است (عبداللهی، موسوی نیک، صادقی، کاویانی ۱۳۹۷). درک رفتار مصرف‌کنندگان در سازمان‌ها می‌تواند مدیران را

در تصمیم‌گیری یاری کند از پیامدهای تغییر رفتار مصرف‌کننده می‌توان به تغییر اندازه و جهت بازار اشاره کرد. بحران‌های اقتصادی باعث به وجود آمدن تهدیدها و فرصت‌ها می‌شود حساسیت افراد نسبت به افزایش قیمت بالا می‌رود، خرید خانوار طولانی‌تر می‌شود و خرید از برخی برندها کاهش می‌یابد (کاتلر و کلر ۲۰۱۲) (Kotler, P., Keller, K.L. 2012). شوکی که از بحران‌های اقتصادی به مصرف‌کنندگان می‌رسد خود را به شکل کاهش سطح درآمد و افزایش بیکاری نشان می‌دهد این دو مورد به همراه آینده‌ای مبهم روی میزان مصرف، مصرف‌کنندگان اثر منفی دارد (کابتاز و گول ۲۰۱۳) (Kaytaz, M., Gul, M.C.) (2013).

۲.۲ اثر نوسانات نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام

نرخ ارز در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۴۲-۱۳۵۶ تک‌نرخ بود و از ۷۶ ریال تا ۷۱ ریال در سال ۱۳۵۶ کاهش داشت. بعد از انقلاب نرخ ارز بازار آزاد با نرخ ارز دولتی متفاوت شد. نرخ ارز در بازار آزاد روند صعودی پر قدرت داشت و تا پایان جنگ ۱۳۶۷ به ۹۶۶ ریال رسید، اما نرخ دولتی دلار تقریباً تا سال ۱۳۷۱ میزان ۷۶ ریال بود اما تقریباً ۱۲ نرخ مختلف برای دلار در اقتصاد ایران وجود داشت. با اجرای یکسازن سازی و آزادسازی نرخ ارز در قالب سیاست‌های تعدیل ساختار اقتصادی و تعدیل گسترده، نرخ ارز در پایان دولت هاشمی (۱۳۶۸-۱۳۷۶) با ۲۹۶ درصد رشد به ۴۷۸۲ ریال رسید. در دوره خاتمی (۱۳۷۶-۱۳۸۴) با ۸۹ درصد رشد نرخ دلار به ۹۰۴۲ ریال رسید. در دوره احمدی‌نژاد (۱۳۸۴-۱۳۹۲) دلار در بازار آزاد با ۲۵۲ درصد رشد به ۳۱۸۳۹ ریال رسید. در نهایت در دوره روحانی (۱۳۹۲-۱۴۰۰) دلار با ۶۱۱ درصد رشد به نرخ ۲۲۶۴۰۰ در تیر ماه ۱۳۹۹ رسیده است.

در ارتباط با نوسانات نرخ ارز و تاثیر آن بر مصرف می‌توان از نظریه اثر انتقالی نرخ ارز^۱ و نظریه جذب (Absorption theory) استفاده کرد. منظور از نظریه انتقالی نرخ ارز یعنی اینکه اگر تمامی افزایش قیمت کالا به خاطر نوسانات نرخ ارز باشد در این صورت فرایند انتقال کامل است ولی چنانچه تمامی افزایش قیمت کالا علاوه بر نوسانات نرخ ارز نشأت گرفته از عوامل دیگر هم باشد در این صورت فرایند انتقال ناقص یا جزئی است (محسنی موسوی و سبحانی پور ۱۳۸۷). در بلندمدت رابطه مثبت بین نوسانات نرخ ارز و مصرف در بخش خصوصی وجود دارد. افزایش نرخ ارز و تنزیل ارزش پول ملی، منجر به گران

شدن کالاهای وارداتی شده و افراد برای حفظ قدرت خرید خود اقدام به خرید کالاهای داخلی می‌کنند که منطبق با نظریه انتقالی نرخ ارز است. ولی در کوتاه‌مدت این رابطه منفی است یعنی با افزایش نرخ ارز مصرف بخش خصوصی کاهش میابد (به این علت که درآمد در کوتاه‌مدت به یک‌باره افزایش نمی‌یابد) بنابراین قدرت خرید مصرف‌کننده کاهش یافته و با گذشت زمان و با تعدیل درآمدها، مصرف‌کنندگان برای رسیدن به همان قدرت خرید قبلی خود مصرف را افزایش می‌دهند (زنوزی و همکاران ۱۳۹۵).

نرخ ارز در ایران تحت تأثیر شوک‌ها بیرونی و درونی است، شوک‌های درونی شامل یکسان‌سازی نرخ ارز، چند نرخ کردن نرخ ارز و... و شوک‌ها بیرونی مانند (تحریم‌های بین‌المللی و شوک‌های قیمت) می‌باشد (ابراهیمی و مدنی زاده ۱۳۹۵). خروج آمریکا از برجام و عدم تأیید آن شوکی را به اقتصاد ایران وارد کرد که بی‌ثباتی بازار ارز را به همراه داشت و از ۴ طریق منجر به افزایش ناگهانی نرخ ارز شد: ۱. انتظار افزایش تحریم‌ها و تکرار تجربه قبلی و تلاش برای حفظ ارزش دارایی‌ها از سوی فعالان اقتصادی، ۲. افزایش خروج سرمایه از کشور، ۳. افزایش تقاضای سفته‌بازی ارز، ۴. کاهش همکاری بانک‌های خارجی با ایران (عبداللهی، موسوی نیک، صادقی، کاویانی ۱۳۹۷). برودا و رومالیس (۲۰۱۱) (Broda and Romalis 2011) در تحقیق خود نشان دادند که نوسانات نرخ ارز تأثیرات متفاوتی بر کالاهای همگن دارد. گایر و اسمالوود (۲۰۰۷) (Grier and Smallwood 2007) نشان می‌دهند که عدم قطعیت نرخ ارز بر کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور تأثیر متفاوت می‌گذارد (لین و همکاران ۲۰۱۸) (Lin, S., Shi, K., & Ye, H. 2018). بهمنی اسکویی و زای (۲۰۱۲) (Bahmani-Oskooee and Xi 2012)، نشان دادند که با افزایش نرخ ارز تورم هم افزایش می‌یابد و این اتفاق می‌تواند منجر به اثرات مثبت و منفی بر مصرف شود از این اختلاف پیش‌بینی، می‌توان به رابطه غیرعادی مصرف-نرخ ارز یاد کرد نوسانات اخیر نرخ ارز باعث شد تا مصرف‌کنندگان بیشتر صرفه‌جویی کرده و هزینه‌های خود را کاهش دهند و در افزایش پس‌انداز محتاط‌تر باشند و با توجه به اینکه نرخ بهره بانکی نیز کاهش یافته است، یکی از اقداماتی که افراد برای حفظ قدرت خرید خود انجام می‌دهند خرید کالاهای بادوام است تا ارزش دارایی‌شان کاهش نیابد که این رفتار در قالب نظریه پول داغ و رجحان نقدینگی، مطرح می‌شود.

اگر مصرف‌کنندگان انتظار افزایش نوسانات نرخ ارز در آینده را داشته باشند و پیش‌بینی کنند که در آینده قیمت‌ها افزایش می‌یابد و این پیش‌بینی به قدری در ذهن و روان آن

ها جا افتاده باشد که آن را انتظار بکشند در آنصورت انتظارات موجب عکس العمل افزایش خرید کالا و بویژه کالاهای بادوام در آنها می شود حتی ممکن است باعث شود مصرف کنندگان، کالاها را خریداری و احتکار کنند. به عکس چنانچه مصرف کننده کاهش نوسانات نرخ ارز در آینده را انتظار داشته باشد و فراوانی کالا و احتمالاً کاهش قیمت‌ها، در آنصورت تا جای ممکن مصرف حال را نیز به تاخیر می اندازد تا قدرت خرید دارایی‌های نقدی خود را افزایش دهد بنابراین، احتمال کاهش نرخ ارز و قیمت‌ها می تواند منجر به کاهش سطح مصرف در جامعه گردد (اخوی ۱۳۸۳). به نظر می آید به علت وابستگی شدید تولید در کشورمان به کالاهای واسطه‌ای وارداتی مخصوصاً در بخش صنعت، افزایش نرخ ارز هزینه تولید را بالا برده بنابراین تولید و عرضه محصولات محدود و بیکاری افزایش پیدا می کند. از طرفی کاهش ارزش پول ملی منجر به افزایش رقابت پذیری کالاهای صادراتی شده بنابراین تقاضای خارجی برای کالاهای صادراتی افزایش پیدا می کند و در صورت تامین زیر ساخت‌های لازم (تولید کالاهای واسطه ای در داخل کشور) تولید افزایش، بیکاری کاهش و قدرت خرید افراد زیاد می شود. نااطمینانی نرخ ارز تاثیر منفی و معنی داری بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران به تفکیک کدهای isic دو رقمی دارد. مطالعات نشان می دهد نا اطمینانی نرخ ارز بر بخش صنعت تاثیر بیشتر نسبت به سایر بخش‌ها (کشاورزی، گردشگری و معدن) دارد. (کوچک زاده و جلالی ۱۳۹۲).

۳.۲ اثر نرخ بیکاری بر مصرف کالای بادوام

نرخ بیکاری کشور طی سال ۱۳۸۵ به ۱۱/۳ درصد رسید. در سال ۱۳۸۶ کمی اوضاع بیکاری رو به بهبود گذاشت و این نرخ به ۱۰/۵ درصد کاهش یافت. وضعیت بیکاری کشور در سال ۱۳۸۷ به ۱۰/۴ درصد و ۱ دهم درصد کمتر از سال ۸۶ رسید. اما در سال ۸۸ به کشور به ۱۱/۹ درصد و بیشتر از مهر و موم‌های ۸۶ و ۸۷ رسید. و سال ۸۹ بیشترین نرخ بیکاری را با ۱۳/۵ درصد در دهه هشتاد دارد که نسبت به سال ۸۸ ۰/۵ درصد افزایش یافته است. روند بیکاری در دهه ۹۰ شمسی به طور کلی رو به افزایش بوده است. با این تفاوت که در ابتدای دهه ۹۰ طی سال‌های ۹۱ و ۹۲ که اتفاقاً اوج تحریم‌های اعمال شده از سوی دولت باراک اوباما بود، شاخص بیکاری به سمت کاهش میل می کرد، اما پس از این سال دوباره تغییر جهت داد و افزایشی شد. افزایشی که تقریباً به طور پیوسته ادامه پیدا کرد تا به پیش‌بینی بیکاری ۱۶/۸ درصدی برای سال جاری بینجامد. مرکز آمار ایران نرخ بیکاری سال

۹۷ را ۱۲ درصد ارزیابی کرده، برای سال جاری هم آخرین نرخ بیکاری اعلام شده از سوی مرکز آمار ایران - که مربوط به تابستان ۹۸ است - تنها ۵/۱۰ درصد محاسبه شده که به نظر نمی‌رسد با پیش‌بینی ۸/۱۶ درصدی صندوق بین‌المللی پول برای کل سال ۹۸ همخوانی داشته باشد.

در زمان نظریه‌پردازی کینز، اقتصاد با بیکاری گسترده‌ای مواجه بود و در چنین شرایطی مشخص نیست که برای افراد درآمدی تحقق پیدا کند یا نه. مسلماً در صورت بیکار بودن، درآمدی به فرد تعلق نمی‌گیرد و دیگر مثل چارچوب کلاسیکی که در آن فرض می‌شد اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل قرار دارد، فرد نمی‌تواند براساس دستمزدهای معین و موجودی زمان و وجود تخصص خاص کاری خود، در مورد مقدار مصرف خود تصمیم بگیرد، بلکه باید پیش‌بینی کند که آیا برای وی کار هست یا خیر (شاگری ۱۳۸۷). اگر بیکاری به‌عنوان شوکی بر درآمد در نظر گرفته شود، این انتظار را باید داشت که با افزایش بیکاری و کاهش درآمد به دلیل شوک وارد شده به درآمد منجر به کاهش مصرف خواهد شد (نوفرستی و نصیری ۱۳۹۷)، برونیگ و کراسلی (۲۰۰۱) (Browning and Crossley 2001) و گروبر (۱۹۹۷) (Gruber 1994)، در مقالات خود نشان دادند که بیکاری سبب کاهش مصرفی خانوارها می‌شود.

۴.۲ تأثیر نرخ بهره حقیقی بر مصرف کالاهای بادوام

از سال (۱۳۶۳-۱۳۶۹) نرخ سود بانکی بین ۸ تا ۹ درصد بود در حالی که از سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۸۴ نرخ سود بانکی برای دوره‌های مدت‌دار بین یک تا پنج ساله تقسیم‌بندی شد. در این مهروموم‌ها این درصد برحسب دوره‌های مختلف بین ۱۳ تا ۱۸/۵ درصد نوسان داشت. از سال ۱۳۸۴ و به روی کار آمدن دولت نهم نرخ سود در دوره‌های مختلف بین ۱۳ تا ۱۷ درصد اعلام شد این نوسان تا سال ۱۳۸۹ ادامه داشت. نرخ سود در سال ۱۳۸۹ بین ۹ و ۱۹ درصد در بانک‌ها تعیین شده بود؛ اما در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ تعیین نرخ سود بانکی در اختیار بانک‌ها قرار گرفت که نرخی بین هفت تا ۲۰ درصد بود. البته این نرخ‌ها چندان در بانک‌ها اجرایی نشد. از سال ۱۳۹۳ مدیریت و کاهش نرخ سود بانکی در دستور کار بانک مرکزی قرار گرفت و از این رو در راستای متناسب‌سازی با نرخ تورم - که در مسیر کاهش قرار گرفته بود - نرخ سود بانکی به ۲۲ درصد سالانه کاهش پیدا کرد و برای کوتاه‌مدت نیز حداکثر ۱۰ درصد تعیین شد. در سال ۱۳۹۴ کاهش نرخ سود بانکی دو

بار اتفاق افتاد که یکبار به ۲۰ و بار دیگر به ۱۸ درصد کاهش پیدا کرد. بانک مرکزی در شهریور سال ۱۳۹۵ طی دستورالعملی بانکها را مکلف کرد که نرخ سود را تا حداکثر ۱۵ درصد کاهش دهند که این نرخ تا سال ۱۳۹۷ باقی ماند.

از عوامل مهم دیگر، نرخ بهره است. نرخ بهره برای کلاسیکها مهمترین عامل مؤثر بود. سطح پس انداز به وسیله نرخ بهره تعیین می شد و بنابراین، مصرف نیز به طور غیرمستقیم تابع نرخ بهره قرار داشت. تأخیر در مصرف با سود سپرده و پس انداز پاداش می گرفت و تعجیل در مصرف با محرومیت از بهره. عامل مؤثر بر تصمیمات افراد اساساً بهره واقعی و در کشور ما سود علی الحساب است. بنابراین، بر اثر افزایش نرخ بهره واقعی که می تواند ناشی از افزایش نرخ بهره بانکی در شرایط ثابت و یا کاهش نرخ تورم باشد پس انداز افزایش یافته، سهم مصرف از درآمد کاهش می یابد و لذا در سطح درآمد قابل تصرف قبلی هزینه مصرفی کمتری انجام می شود (اخوی ۱۳۸۳). ایروینگ فیشر (۱۸۹۶)، تصمیم بین دوره ای مصرف را برای اولین بار مطرح کرد. فیشر نرخ بهره (و نرخ ترجیحات زمانی مصرف) را در تابع مصرف وارد کرد. باین حال نظریه وی (و سایر نظریات بعد از آن) در مورد اثر نهایی نرخ بهره بر مصرف (جاری) نتیجه روشنی را ارائه نمی دهند، زیرا افزایش نرخ بهره دو اثر متضاد جانشینی و درآمدی بر مصرف جاری دارد به نحوی که اثر جانشینی به معنای کاهش مصرف جاری و افزایش مصرف آتی و اثر درآمدی به معنای افزایش مصرف جاری و آتی می باشد (باقری پرمهر و زیادلو ۱۳۹۵). مصرف از دیدگاه کلاسیکی تابعی از نرخ بهره است. وبر (۱۹۷۰) (Weber 1970)، رابطه بین مصرف و نرخ بهره را مورد بررسی قرار داد. نتیجه این شد که با افزایش نرخ بهره مصرف در بلندمدت کاهش می یابد. افزایش نرخ بهره منجر به افزایش پس انداز مردم می شود و در نتیجه هزینه مصرفی آن ها کاهش می یابد. تغییرات نرخ بهره به عنوان عاملی تأثیرگذار بر تصمیمات مصرفی خانوارها است (امامی و دربانی، ۱۳۹۰). در سال ۲۰۱۲، هفت بانک مرکزی با اتخاذ سیاست نرخ بهره منفی، به دنبال تعدیل سیاست پولی بودند. این سیاست منجر به کاهش چشمگیر نوسانات نرخ ارز و ضعیف تر شدن نرخ ارز شد (تورنتون و همکاران ۲۰۱۹) (Thornton, C. 2019, & Vasilakis, J.).

۵.۲ اثر درآمد سرانه بر مصرف کالای بادوام

درآمد ملی سرانه حقیقی که به عنوان متغیری برای سنجش وضعیت رفاه اقتصادی کشورها به کار می‌رود، در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ به ترتیب ۶/۶ و ۷/۲ میلیون تومان است، سال ۸۶ نسبت به سال ۸۵ و ۸۷ افزایش داشته است ولی این مقدار در سال‌های ۸۷ و ۸۸ روند کاهش به خود گرفت و به ۷ میلیون تومان در سال ۸۷ و ۶/۶ میلیون در سال ۸۸ رسید که این میزان به اندازه مقدار سال ۸۵ است، درآمد سرانه پس از افتی که در سال‌های اخیر داشت در سال ۸۹ به میزان ۷/۱ میلیون تومان افزایش پیدا کرد. در سال ۱۳۹۶ به حدود ۵/۶ میلیون تومان به ازای هر نفر ایرانی رسیده است. بعد از افت طی سال‌های نیمه نخست دهه ۱۳۹۰، در سال ۱۳۹۴ به کمترین مقدار خود یعنی ۵/۳ میلیون تومان به ازای هر نفر رسید. اگرچه این رقم طی سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ افزایش یافت، اما همچنان به رقم سال ۱۳۸۳ یعنی ۵/۷ میلیون تومان نرسیده است. آمارهای اخیر بانک مرکزی نشان می‌دهد از سال ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۳۹۶، به طور متوسط سالانه ۴/۵ درصد از سرانه درآمد ملی حقیقی کشور کاسته شده است.

جان مینارد کینز (۱۹۳۶) در کتاب نظریه عمومی خود، تابع مصرف را مطرح کرد. کینز معتقد بود که عوامل مختلفی بر تصمیمات مصرف تأثیرگذار است؛ اما در کوتاه‌مدت مهم‌ترین عامل تأثیرگذار، درآمد واقعی است و مخارج مصرف‌کننده عمدتاً از درآمد جاری وی متأثر است؛ و مصرف‌کننده با افزایش درآمد جاری مصرف کالای بادوام خود را افزایش می‌دهد (منکیو ۱۳۸۳). مدلی که از سوی جیمز دوزنبری (۱۹۴۹) (Dosenbery 1949) ارائه شد، به نظریه درآمد نسبی مشهور است. این نظریه بر دو فرض اثر تقلیدی یا اثر تظاهری (Demonstration Effect) و اثر چرخ‌دنده (Ratchet effect) استوار است. فرد در ابتدا با افزایش درآمد اقدام به خرید کالاهای بادوام می‌کند و پس از یک دوره که درآمد کاهش یافت نمی‌تواند کالای بادوام را بفروشد پس تابع مصرف شکسته شده و رابطه بین قیمت کالای بادوام و مصرف غیرخطی و شکسته است. در فرضیه درآمد دائمی نیز که توسط میلتون فریدمن (۱۹۵۷) به دنیای اقتصاد مطرح شد. فریدمن مصرف و درآمد را به مصرف و درآمد دائمی و زودگذر تقسیم کرد. از نظر وی منظور از درآمد دائمی درآمدی است که شامل کل ثروت یک فرد می‌شود و درآمد زودگذر ماهیانه تصادفی است و می‌تواند بسته به شرایط رونق و رکود، مثبت، منفی و حتی صفر باشد. مصرف دائمی فرد را تابعی از سطح درآمد دائمی او می‌داند و بیان می‌کند که آنچه اتفاق می‌افتد مصرف دائمی نیست بلکه

مصرف جاری و تحقق یافته است و تفاوت مصرف جاری و دائمی مصرف اتفاقی است. خانوار الگوی مصرف خود را بر اساس درآمد دائمی یا بلندمدت تعیین می‌کند؛ و درآمد زودگذر مثبت خود را عمدتاً صرف خرید کالای بادوام می‌کند (راغفر و باباپور ۱۳۹۳). همچنین مادیگلیانی (۱۹۵۰) (Madigliani, 1950) بیان می‌کند مدل کامل تر مبتنی بر سیکل زندگی است که در آن فرد علاوه بر درآمدهای حاصل از کارکردن دارای ثروتی نیز می‌باشد. مصرف، تابعی مستقیم از هر دوی درآمد و ثروت است. با افزایش ثروت، مصرف افزایش می‌یابد و مقدار پس انداز کاسته می‌شود. چنانچه ثروت افزایش یابد سبب افزایش مصرف کالای بادوام می‌شود.

۳. پیشینه پژوهش

امامی و دربانی (۱۳۹۰)، عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در بازه زمانی ۱۳۵۸-۱۳۸۶ و با استفاده از مدل VAR را بررسی کردند و نتایج نشان داد با افزایش ثروت و درآمد مصرف کالای بی‌دوام افزایش می‌یابد. نجار زاده و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از روش SUR به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر رشد متغیرهای تولید حقیقی، سطح قیمت‌ها، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌پردازند. نوسانات پیش‌بینی نشده نرخ ارز از طریق تأثیری که بر صادرات، واردات و تقاضا برای پول داخلی می‌گذارند اجزای تقاضای کل را تحت تأثیر قرار می‌دهند. زنوزی و همکاران (۱۳۹۶)، "اثر نرخ ارز و نااطمینانی آن بر مصرف را در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۷، با مدل GARCH بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد مصرف با نرخ ارز رابطه مثبت و با نااطمینانی آن رابطه منفی دارد. اکبری و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از روش DSGE به بررسی ارجحیت مصرف کالاهای داخلی و نوسانات ارز در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۰ پرداختند. توابع عکس‌العمل آنی نشان داد با وجود ارجحیت در مصرف کالاهای داخلی، در هنگام بروز تکانه‌های برون‌زا، با افزایش نوسانات نرخ ارز از نوسانات مصرف و تورم کاسته می‌شود. تمیزی و شهبازی (۱۳۹۷)، طی سال-های ۱۳۹۴-۱۳۶۰ و با مدل‌ها ARCH/GARCH/ARDL اقدام به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش گردشگری کردند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که بین نوسانات نرخ ارز و گردشگران ورودی به ایران رابطه منفی وجود دارد و هم‌چنین بین نوسانات نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. نوفرستی و نصیری (۱۳۹۷)، اثر بیکاری بر مصرف خانوارهای شاغل را بررسی کردند. نتیجه

آنکه خانوارهای شاغل در مواجهه با افزایش بیکاری، به ازای ۱٪ تغییر در نرخ بیکاری، مصرفشان را به اندازه ۱.۵٪ کاهش می‌دهند. محسنی و صادقی (۱۳۹۸)، به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریز نوسان نرخ ارز بر بازار سرمایه با است. نتایج این پژوهش مؤید وجود پایداری کوتاه‌مدت منفی و پایداری بلندمدت مثبت شوک‌های نرخ ارز بر بازدهی بازار سرمایه است. همچنین سرریزی نوسان به صورت نامتقارن و مثبت از بازار ارز بر بازار سرمایه تأیید می‌شود. میردالا (۲۰۱۲)، Mirdala (2012)، R.، در مطالعه خود با استفاده از روش VAR نشان داد که نوسانات نرخ ارز موجب تغییرات و تعدیل نرخ بهره داخلی کشورها شده است که این امر در کشوری مثل اسلواکی، چندین بار تکرار شده است. راموس (۲۰۱۲) Ramos (2012)، نشان داده است با توجه به اینکه در کشورهای در حال توسعه، مکانیسم انتقال سیاست پولی تا حدودی ضعیف بوده اثر نرخ ارز روی تورم در این کشورها نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، بیشتر است. جورج و همکاران (۲۰۱۵) (N. 2015, & Tsounis, D., Serenis, G., Agiomirgianakis) گردشگری در ایسلند "را با استفاده از مدل‌سازی ARDL بررسی کرده‌اند. نتیجه اینکه این نوسانات بر ورود گردشگران به ایسلند تأثیر منفی دارد. مالیک و محسن (۲۰۱۶)، اثرات شوک‌های تورمی در اقتصاد کشورهای منتخب و با مدل SVEC را ارائه می‌دهند، که تورم بر مصرف (بی‌دوام و بادوام) و درآمد تأثیر منفی می‌گذارد. کیم (۲۰۱۷) KIM (2017) با استفاده از مدل ARDL به بررسی "آیا بی‌ثباتی نرخ ارز روی حجم واردات دریایی کره تأثیر می‌گذارد؟" پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی روی حجم واردات دریایی کره دارد. اسکویی و گلان (۲۰۱۸)، "نوسانات نرخ ارز و عملکرد تجاری بین‌المللی در ۱۲ کشور آفریقایی" را بررسی می‌کنند، نتایج نشان داد که نوسانات نرخ ارز بر روی جریان‌های تجاری بسیاری از کشورها در کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، و اثرات بلندمدت تنها بر صادرات ۵ کشور و واردات یک کشور محدود می‌شود. جوآئوآیرس و همکاران (۲۰۲۰) (J. P. 2020, & Nicolini, C., Hevia, J., Ayres) "نرخ ارز و قیمت کالاهای اولیه" در بازه زمان ۲۰۱۴-۱۹۶۰ و در ۴ کشور را بررسی کردند. نتایج نشان داد که تجزیه و تحلیل نرخ ارز بین اقتصادهای بزرگ که بیشتر روی تجارت بین کالاهای نهایی متمرکزند، می‌تواند از نظر تطابق رفتار نرخ ارز، با در نظر گرفتن تجارت کالاهای اولیه، سود ببرند.

جمع‌بندی: اکثر مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته نوسانات نرخ ارز را بر مصرف و گاهاً صادرات و واردات کالا و در نهایت بر مصرف کالای بی‌دوام مورد بررسی قرار داده‌اند ولی این اثر بر مصرف کالای بادوام خانوار ایرانی و آن‌هم به صورت استانی و فضایی و بر متغیرهایی مانند درآمد سرانه، نرخ بهره و نرخ بیکاری بررسی نشده است. بر این اساس پژوهش حاضر با استفاده از مدل پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور/بوندل-باند به منظور برآورد مدل اقتصادسنجی به ارزیابی عوامل مؤثر بر مصرف کالای بادوام در استان‌های کشور می‌پردازد. بدین ترتیب وجه تمایز پژوهش با سایر مطالعات صورت گرفته در عنوان موضوع و تکنیک بکار رفته در پژوهش است.

۴. مدل، برآورد ضرایب و تفسیر نتایج^۳

برای شروع کار اقتصادسنجی فضایی باید مطمئن شد که مدل مربوطه از نوع فضایی است که آزمون موران انجام می‌شود. بعد از تأیید ممکن است مدل فضایی حالات مختلف زیر را داشته باشد: (۱) مدل خود رگرسیون فضایی (۲) مدل دوربین فضایی (۳) مدل خطای فضایی (۴) مدل خودهمبستگی فضایی (۵) مدل فضایی تعمیم‌یافته با اثرات تصادفی آزمون‌های تشخیصی والد و هاسمن برای مراحل فوق و تعیین مدل نهایی ضروری است (منجذب و نصرتی ۱۳۹۷). برای تخمین مدل ابتدا باید متغیرهای ابزاری به‌کاررفته در مدل مشخص شود. سازگاری تخمین زنده GMM به معنی بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (Arlano-bavar 199) (۱۹۹۵) (Arellano and Bover 1995) آزمون شود. اولی آزمون سارگان (Sargan Test) از محدودیت‌های از پیش تعیین‌شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آماره M2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفضیلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. به عبارتی تخمین زنده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. در این پژوهش از مدل پانل پویای تصادفی (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و تخمین زن‌های آرلانو-باور/بوندل-باند استفاده خواهد شد. در مدل اقتصادسنجی مرسوم مدل

گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) دارای متغیر تأخیری متغیر وابسته است و به همین دلیل به آن مدل داده‌های تابلویی پویا نیز گفته می‌شود. آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بوندل و بوند (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو-بوند و آرلانو-باور/بوندل-بوند بر اساس شیوهایی است که تأثیرات فردی (Individual effect) در مدل لحاظ می‌شود (ندیری، محمدی، ۱۳۹۱). از مزایای روش دوم بر روش اول افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر می‌باشد (Baltagi, 2008). در بخش اقتصادسنجی فضایی نیز با تشکیل ماتریس مجاورت و سپس استاندارد کردن این ماتریس و در نهایت با ضرب ماتریس مجاورت استاندارد شده، در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می‌شود که به آن متغیر تأخیر فضایی یا متغیر وقفه فضایی گفته می‌شود و بدین ترتیب با حضور متغیر تأخیری فضایی، مدل اقتصادسنجی فضایی نیز، به صورت پویا برآورد می‌گردد. به صورت خلاصه تمام مدل‌های فضایی در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) به شکل زیر است:

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

w ماتریس وزنی فضایی است که، معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته است. جزء اخلاص مدل دارای سه بخش است: جزء اخلاص بین گروهی v_{it} ، جزء اخلاص درون گروهی γ_t ، و جزء اخلاص در طول زمان a_i ، به صورتی که جزء اخلاص کل مدل به سه بخش تجزیه شده است.

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n E_{ij} v_{jt} + u_{it} \\ i = 1, \dots, n \\ t = 1, \dots, T \quad (2)$$

به طوری که، u_{it} جمله خطا است که، به صورت نرمال توزیع شده است. W ماتریس فضایی است. اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) را نشان می‌دهد، γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0$ باشد مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau \neq 0$ باشد مدل‌ها پویا خواهند بود یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد

مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم یافته فضایی (SGMM) خواهد بود (یو، جانگ و لی، ۲۰۰۸) (Yu J., de Jong, R. and (Lee, L-F. 2008)

مدل گشتاورهای تعمیم یافته پانلی دوربین SDM با فرض $(\lambda = 0)$ استخراج می گردد:

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

$$v_{it} = u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

که مدل SDM استاندارد نیز با لحاظ قید $\tau = 0$ به دست خواهد آمد. البته در مدل های متداول اقتصادسنجی فضایی بین دو ماتریس W برای وقفه فضایی متغیر وابسته و ماتریس D برای وقفه فضایی متغیرهای مستقل تفاوتی قائل نمی شوند، و این منجر به $W_{ij} = D_{ij}$ و $Z_{it} = X_{it}$ می گردد. بدین ترتیب ماتریس وزنی مکانی به این صورت تعریف می گردد:

$$y_{it} = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} u_{it} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} w = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \dots & w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \dots & w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \dots & 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{n,n-1} & 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

همچنین بر اساس مدل فضایی دوربین (SDM) مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در اقتصادسنجی فضایی به شکل زیر تصریح می گردد:

$$DG_{it} = \alpha + \beta_1 DG_{i,t-1} + \beta_2 RER_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} + \beta_5 U_{i,t} + \rho_1 W_{i,t} RER_{it} + \rho_2 W_{i,t} R_{it} + \rho_3 W_{i,t} Y_{it} + \rho_4 W_{i,t} U_{it} + \alpha_{it} + \gamma_{it} + u_{it} \quad (5)$$

جدول ۱: معرفی متغیرها و پارامترهای مدل اقتصادسنجی متعارف و فضایی

| | |
|---|--------------|
| کالای بادوام حقیقی در هر استان i در زمان $t-1$ | $DG_{i,t-1}$ |
| نوسانات نرخ ارز حقیقی | ERE |
| نرخ بهره حقیقی | R |
| درآمد سرانه حقیقی قابل تصرف در هر استان | Y |
| نرخ بیکاری در بین استان های ایران | U |
| دلالت بر اثرات فردی غیرقابل مشاهده دارد | μ_i |
| جمله اختلال مدل پانل به طوری که $V_{it} = \mu_i + v_{it}$ می باشد | V_{it} |

| | |
|---|--------------------------|
| دالات بر باقیمانده جمله اخلاص یا جز اخلاص حالت ویژه (Idiosyncratic error Term) دارد؛ که به دو بخش جملات اخلاص مقطعی ϵ_{it} و جملات اخلاص سری زمانی ϵ_{it} تقسیم می‌گردد | u_{it} |
| همبستگی فضایی نرخ ارز حقیقی که از ترکیب متغیر نرخ ارز واقعی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین‌کننده همبستگی فضایی نرخ ارز واقعی است استخراج شده است. | $\rho_1 W_{it} ERE_{it}$ |
| همبستگی فضایی نرخ بهره حقیقی | $\rho_2 W_{it} R_{it}$ |
| همبستگی فضایی نرخ بیکاری | $\rho_3 W_{it} U_{it}$ |
| همبستگی فضایی درآمد سرانه | $\rho_4 W_{it} Y_{it}$ |
| عرض از مبدأ | α |
| ضرایب متغیرهای توضیحی به طوری که $K = 1, 2, \dots$ | β_k |

۱.۴ آزمون ایستایی متغیرهای

پیش از برآورد مدل لازم است ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های هریس-تزاوالیس (Harris-Tzavalis unit-root test) و آزمون بریتونگ (Breitung unit-root test) مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به نتایج جدول (۲) در هر دو آزمون متغیرها در سطح ایستا هستند.

جدول (۲) آزمون مانایی هریس-تزاوالیس و بریتونگ

| مانایی | آزمون بریتونگ | | آزمون هریس-تزاوالیس | | | آزمون متغیر | متغیر |
|--------|---------------|--------|---------------------|---------|-------|-------------|-------------------------|
| | احتمال | ضریب | احتمال | آماره Z | ضریب | | |
| $I(0)$ | ۰/۰۲۳ | -۱/۹۹۰ | ۰/۰۰۰ | -۵/۷۲۴ | ۰/۵۱۵ | y | درآمد سرانه حقیقی |
| $I(0)$ | ۰/۰۰۰ | -۴/۶۸۷ | ۰/۰۰۰ | -۷/۰۴۶ | ۰/۴۵۶ | re | نرخ ارز حقیقی |
| $I(0)$ | ۰/۰۰۰ | -۸/۰۵۶ | ۰/۰۰۰ | -۹/۲۷۹ | ۰/۳۵۷ | r | نرخ بهره حقیقی |
| $I(0)$ | ۰/۰۰۰ | -۶/۶۹۴ | ۰/۰۰۰ | -۱۸/۸۴ | ۰/۰۶۸ | u | نرخ بیکاری |
| $I(0)$ | ۰/۰۲۹ | -۱/۸۹۵ | ۰/۰۰۰ | -۶/۵۵۷ | ۰/۴۷۸ | dg | مصرف کالای بادوام حقیقی |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲.۴ نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

قبل از اینکه مدل سنجی فضایی برآورد شود لازم است تا وجود همبستگی فضایی بین جملات اخلاص مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون‌های Moran I و Geary استفاده می‌شود. نتایج آزمون Moran I و Geary در جدول (۳) آمده است. فرض صفر عدم وجود همبستگی فضایی و فرض مقابل وجود همبستگی فضایی را تأیید می‌کند. در اینجا فرض صفر رد شده و وجود همبستگی فضایی تأیید می‌شود و در نتیجه، تأیید تجمع فضایی آن‌ها در یک منطقه را نشان می‌دهد. نتایج جدول در آزمون Moran I وجود همبستگی فضایی مثبت و قوی به میزان ۱/۵۲ را تأیید می‌کند. در اینجا به دلیل تأیید شدن اثرات فضایی در مدل برآورد مدل به صورت تخمین پویایی مصرف کالای بادوام در استان-ها با OLS ناکارآمد است. به همین دلیل در این پژوهش از مدل پویای دوربین فضایی استفاده خواهد شد. در آزمون Geary نیز همانند آزمون موران-آی فرض صفر رد شده و همبستگی فضایی تأیید می‌شود.

جدول (۳): نتیجه آزمون تشخیص همبستگی فضایی

| آزمون | مقدار | آماره Z | احتمال |
|---------|-------|---------|--------|
| Moran I | ۱/۵۲ | ۲۴/۶۷ | ۰/۰۰۰ |
| Geary | ۰/۰۰۰ | -۴/۶۳ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳.۴ برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند گشتاورهای

تعمیم یافته فضایی دوربین (SGMM)

با استفاده از نتایج آزمون ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند، جدول (۴) نشان می‌دهد، وقفه اول فضایی متغیر وابسته (dg.L1) در مدل برآورد شده اعتبار آماری دارد که بیانگر پویایی مدل است و نشان می‌دهد یکی از متغیرهای مؤثر بر خرید کالاهای بادوام، میزان مصرف کالاهای بادوام خانوارها در سال‌های گذشته است. از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر مصرف کالای بادوام، نوسانات نرخ ارز با ضریب ۱۱/۷- است، یعنی با افزایش نرخ ارز مصرف کالای بادوام کاهش می‌یابد به این علت که بسیاری از این کالاهای

بادوام یا خود وارداتی هستند و یا مواد اولیه و قطعات استفاده شده در آنها وارداتی است. در نتیجه افزایش نرخ ارز به صورت مستقیم بر افزایش قیمت این گونه کالاها مؤثر است. البته افزایش قیمت خودرو متأثر از عوامل دیگری من جمله افزایش تعرفه، عدم ثبت سفارش و... نیز می باشد. متغیر درآمد سرانه با ضریب ۸/۸ نیز طبق تئوری ها و سایر تحقیقات صورت گرفته با افزایش خود اثر افزایشی بر مصرف کالای بادوام دارد. نرخ بیکاری نیز به دلیل کاهش درآمد، مصرف افراد را از کالای بادوام به کالای بی دوام سرریز می کند؛ نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰/۱۰۱- اثر منفی بر مصرف کالای بادوام می گذارد. کاهش نرخ بهره باعث کاهش هزینه ها و افزایش مصرف شده و منجر به جایگزینی کالای بی دوام به کالای بادوام می شود. در نتیجه این متغیر با ضریب ۰/۰۱۳- اثر منفی بر مصرف کالای بادوام دارد. لازم به ذکر است که همه متغیرها به جز نرخ بهره دارای اعتبار آماری هستند.

جدول (۴) برآورد ضرایب دومرحله ای آرلانو- باور/ بوندل- باند

| برآورد فاصله ای ۹۵٪ | | احتمال آزمون | آماره t | ضریب | متغیر | |
|---------------------|--------|-----------------|---------|---------|--------|--------------------------------|
| ۰/۱۳۶ | ۰/۲۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۶/۶۰ | ۰/۰۲ | dg.L1 | وقفه اول فضایی متغیر وابسته |
| -۰/۱۶۰ | -۰/۴۱۵ | ۰/۰۰۱ | -۳/۳۴ | -۰/۱۰۱ | u | نرخ بیکاری |
| -۰/۰۳۵ | ۰/۰۰۸ | ۰/۲۲۰ | -۱/۲۳ | -۰/۰۱۳ | r | نرخ بهره حقیقی |
| -۲۲/۸۸۷ | -۰/۵۸۴ | ۰/۰۳۹ | -۲/۰۷ | -۱۱/۸۳۵ | Re | نرخ ارز حقیقی |
| ۸/۷۵۲ | ۸/۸۵۳ | ۰/۰۰۰ | ۳۴۴/۰۸ | ۸/۸۰۲ | y | درآمد سرانه حقیقی |
| متغیرهای دوربین | | | | | | |
| -۰/۱۷۴ | -/۱۱۹ | ۰/۰۰۰ | -۱۰/۴۴ | -۰/۱۴۶ | W1x-u | اثر فضایی نرخ بیکاری |
| -۰/۰۵۸ | -۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۸ | -۲/۳۸ | ۰/۰۱۳ | W1x-r | اثر فضایی نرخ بهره حقیقی |
| ۲۲/۹۳۲ | ۰/۶۱۹۵ | ۰/۰۳۹ | ۲/۱۱ | ۱۱/۷۸۵ | W1x-re | اثر فضایی نرخ ارز حقیقی |
| -۰/۰۱۳۷ | ۰/۰۵۳۹ | ۰/۲۴۴ | ۱/۲۱ | ۰/۰۲۱ | W1x-y | اثر فضایی درآمد سرانه حقیقی |

منبع: یافته های پژوهشگر

به جز درآمد سرانه، تمامی متغیرهای فضایی دوربین معنادار هستند، وجود اعتبار آماری متغیرهای فضایی نشان‌دهنده وجود اثرات فضایی متغیر مستقل بر متغیرهای وابسته است. $W1x-u$ اثر منفی فضایی نرخ بیکاری بر مصرف کالای بادوام خانوار را نشان می‌دهد یعنی با افزایش بیکاری در استان‌های مجاور مصرف خانوار استان موردنظر کاهش می‌یابد. $W1x-r$ اثر فضایی نرخ بهره را نشان می‌دهد که با افزایش نرخ بهره، مصرف استان موردنظر افزایش می‌یابد. اثر فضایی نرخ ارز ($W1x-re$) نیز نشان می‌دهد که با افزایشش می‌تواند مصرف استان موردنظر را افزایش داده و افزایش اثر فضایی درآمد ($W1x-y$) مصرف استان موردنظر را نیز افزایش می‌دهد. برای نشان دادن معتبر بودن متغیر ابزاری در برآورد، از آزمون سارگان استفاده می‌شود. آزمون سارگان (۱۹۵۸) از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. برای اینکه ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آنجا معتبر هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیه صفر می‌تواند شواهدی دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. در جدول (۵) آماره آزمون سارگان نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل است. بدین ترتیب همبستگی معنی‌داری بین متغیرهای ابزاری و جمله خطا وجود ندارد.

جدول (۵) آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

| احتمال | ضریب | نوع آزمون |
|--------|------------|-----------------------------|
| ۰/۰۰۰ | ۳۵۰۰۹۴/۴۷۲ | آزمون والد |
| ۰/۰۰۰ | ۳۸۸۹۳۳/۱۵۴ | آماره فیشر F(9,299) |
| - | ۰/۹۹ | Raw Moments R^2 |
| - | ۰/۹۹۳ | Raw Moments \bar{R}^2 |
| - | ۰/۹۹۹ | (Buse, 1973) R^2 |
| - | ۰/۹۹۹ | (Buse, 1973) \bar{R}^2 |
| - | ۰/۶۰۴ | Root MSE (Sigma) |
| ۱/۰۰۰ | ۲۳/۸۱۲ | آزمون بیش‌شناسایی LM سارگان |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴.۴ آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

در مدل‌های DPD-SGMM-DPD برای نشان دادن وجود اثرات فضایی از سه نوع آزمون استفاده می‌شود. آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص از آزمون‌های مورآن MI عمومی، گری GC عمومی، گتیس-اوردز GO عمومی، مورآن MI جملات اخلاص LM (بوریدج) و استفاده شده است که آماره آزمون حاکی از رد نشدن فرضیه صفر دارد یعنی خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص وجود ندارد ولی در آزمون LM (روبوست) خودهمبستگی فضایی وجود دارد. همچنین در آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته آزمون‌های وقفه LM (آنسلین) فرضیه صفر رد نشده و خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته وجود ندارد ولی وقفه LM (روبوست) وجد خودهمبستگی فضایی را رد نمی‌کند. و در آخر نیز آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته در آزمون LM SAC (LMErr + LMLag_R). فرضیه صفر را رد کرده و وجود خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه در این پژوهش از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته 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 درجه اول وجود دارد و آزمون‌های انجام شده خودهمبستگی بیشتر از یک تفاضل را ارزیابی می‌کنند که در صورت وجود بیشتر از یک تفاضل در خودهمبستگی، ضرایب برآورد شده تورش دار خواهند بود و همچنین کارایی نخواهند داشت.

جدول (۶) آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

| نام آزمون | نماد | آماره | احتمال آزمون | نتیجه آزمون |
|---|----------------------|---------|--------------|---|
| آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص | | | | |
| مورآن MI عمومی | GLOBAL Moran MI | -۰/۰۰۱۸ | ۰/۹۵۸۸ | بجز آزمون LM (روبوست) عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد جملات اخلاص دارای خودهمبستگی فضایی نیستند. |
| گری GC عمومی | GLOBAL Geary GC | ۰/۵۳۴۵ | ۰/۴۴۱۴ | |
| گتیس-اوردز GO عمومی | GLOBAL Getis-Ords GO | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۹۵۸۸ | |
| مورآن MI جملات اخلاص | Moran MI Error Test | ۰/۱۴۲۱ | ۰/۸۷۲ | |

| | | | | |
|--|--------|---------|--------------------------|------------------|
| | ۰/۹۸۹۹ | ۰/۰۰۱۲ | LM Error (Burrige) | LM (بوریدج) |
| | ۰/۰۰۰ | ۳۰۱۸/۹۲ | LM Error (Robust) | LM (روبوست) |
| آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته | | | | |
| آزمون وقفه LM (انسلین) وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته را تأیید نمی‌کند. | ۰/۳۵۳۴ | ۰/۸۲۶۳ | LM Lag (Anselin) | وقفه LM (انسلین) |
| | ۰/۰۰۰ | ۳۰۹/۷۷۷ | LM Lag (Robust) | وقفه LM (روبوست) |
| آزمون خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته | | | | |
| خودهمبستگی فضایی هم‌زمان بین جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته وجود دارد. | ۰/۰۰۰ | ۳۰۹/۷۴۷ | LM SAC (LMErr + LMLag_R) | |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵.۴ آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

همان‌طور که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد در آزمون‌های انگل و وایت فرضیه صفر رد نمی‌شود یعنی ناهمسانی واریانس فضایی وجود ندارد ولی در آزمون‌های هال-پاگان، بروش-گادفری، هاروی، والد، گلچسر، کوک-ویسبرگ فرضیه صفر رد می‌شود که نشان می‌دهد ناهمسانی واریانس فضایی وجود دارد. آزمون‌های انگل و وایت عدم وجود و شش آزمون دیگر وجود ناهمسانی واریانس فضایی را نشان می‌دهد. بدین منظور از سه روش برآوردگرهای وزنی برای رفع ناهمسانی واریانس فضایی استفاده می‌شود: یک استفاده از ماتریس فضایی، دو معکوس ماتریس فضایی و سه معکوس مربعی ماتریس فضایی. در این مطالعه برای برطرف کردن نقض فرض ناهمسانی واریانس فضایی، از معکوس مربعی ماتریس فضایی استفاده شد.

جدول (۷) آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SGMM-DPD

| نماد آزمون | نوع آزمون | آماره آزمون | احتمال آزمون |
|---------------|-----------|-------------|--------------|
| Engle LM ARCH | انگل | ۰/۰۸۷ | ۰/۷۶۶ |
| Hall-Pagan LM | هال-پاگان | ۳/۱۳۶ | ۰/۰۷۶ |

| | | | |
|-------|----------|---------------|-----------------------------|
| ۰/۰۰۰ | ۱۷۹۵/۱۷۶ | هاروی | Harvey LM Test |
| ۰/۰۰۰ | ۴۴۲۵/۵۴۷ | والد | Wald Test |
| ۰/۰۰۰ | ۱۰۴/۲۸۲ | گلچسر | Glejser LM Test |
| ۰/۰۰۷ | ۶/۶۹۸ | بروش - گادفری | Breusch-Godfrey Test |
| ۰/۵۸۴ | ۶/۵۷۱ | وایت | White Test - Koenker(R2) |
| ۰/۰۰۰ | ۱۵۸/۷۵ | کوک - ویسبرگ | Cook-Weisberg LM Test |

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵. نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام در ۲۸ استان ایران و در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ با استفاده از مدل پانل پویای تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافته دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دو مرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل- باند است. روش‌های مختلفی برای برآورد وابستگی فضایی بین مشاهدات وجود دارد ولی در این پژوهش به منظور برآورد مدل پانل فضایی از روش SDM استفاده شده است. برای تعیین ماتریس مجاورت از روش مجاورت و همبستگی استفاده شد. در روش مجاورت و همبستگی با مشخص کردن اینکه کدام مناطق باهم مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌گردد. استان‌هایی که به لحاظ جغرافیایی هم‌جوار بودند در ماتریس یک قرار داده شد و در غیراینصورت صفر، لازم به ذکر است که ارتباط هر استان با خودش صفر است. فقط به دلیل نبود اطلاعات، استان‌های خراسان شمالی و جنوبی و البرز در نظر گرفته نشدند و از داده‌های استان خراسان رضوی استفاده شده است. با توجه به یافته‌های پژوهش در جدول (۲) از دو آزمون هریس- تزاوالیس و آزمون بریتونگ به منظور آزمون ریشه واحد استفاده شده است. در هر دو آزمون متغیرها در سطح ایستا هستند. با استفاده از آزمون‌های Moran I و Geary همبستگی فضایی بررسی می‌شود، با توجه به نتایج جدول (۳)، همبستگی فضایی تأیید شده و برآورد مدل با مدل‌های غیرسنجی فضایی کاذب بوده و ضرایب دقیق و کارا نخواهند بود به همین دلیل در این مطالعه از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. جدول (۴) بیانگر، اثر نوسانات نرخ ارز حقیقی بر مصرف کالای بادوام است که به علت افزایش تورم و افزایش قیمت کالاهای بادوام و کاهش پس‌انداز با

ضریب $11/33$ - در هر استان منفی است. نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر تقاضای کالاهای بادوام وارداتی دارد. در یک بازار رقابت ناقص، پیش‌بینی می‌شود نوسانات نرخ ارز باعث کاهش قیمت نسبی کالاهای بادوام وارداتی شود. این پیش‌بینی با تحقیقات تجربی در مورد واردات ایالات متحده سازگاری دارد که در اینجا تجارت کالای بادوام بیشتر از تجارت کالای بی‌دوام تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به همین دلیل نوسانات نرخ ارز تأثیر چشمگیری بر قیمت این کالاها و در نهایت بر تقاضا و رفاه خانوار خواهد داشت (جاوولی ۱۹۹۹) (Jaewoo Lee 1999). نرخ ارز حقیقی با ضریب $11/35$ - بیشترین تأثیر منفی و درآمد سرانه حقیقی نیز با ضریب $8/102$ بیشترین تأثیر مثبت را بر مصرف کالاهای بادوام داشته است. با افزایش درآمد ملی سرانه، مصرف کالای بادوام افزایش یافته و طبق تئوری مصرف دائمی فریدمن، این درآمد صرف کالاهای بادوام شده است تا مصرف از طریق خدمات ناشی از کالای بادوام در طول زمان هموار گردد. کمترین تأثیر را نرخ بهره حقیقی با ضریب $0/013$ - را داشته است و تقریباً مطابق با نتایج تجربی است، زیرا خرید کالاهای بادوام قابل مبادله خارجی مشمول دریافت تسهیلات در سیستم بانکی ایران نیست و سهم تولیدکنندگان داخلی از کالاهای بادوام قابل مبادله در بازار ایران ۲۵ درصد است که دقیقاً این موضوع تأیید کننده تأثیر قوی نرخ ارز بر کاهش مصرف کالاهای بادوام است. زیرا کالاهای بادوام قابل مبادله وارداتی که دقیقاً قیمت آن‌ها با نرخ ارز رشد می‌کند سهم ۷۵ درصدی از بازار ایران دارند. نرخ بیکاری نیز با ضریب $0/101$ - دارای تأثیر منفی بر مصرف کالای بادوام است. این متغیر نیز طبق تئوری وقتی که بیکاری افزایش می‌یابد، دستمزد، درآمد فرد و در نهایت مصرف فرد کاهش می‌یابد. در بین متغیرهای فضایی دوربین تنها متغیر درآمد سرانه معنادار نیست، که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثرات فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. همچنین آماره آزمون سارگان نشان از انتخاب درست متغیرهای ابزاری مورد استفاده، معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری بکار رفته در مدل و عدم وجود محدودیت بیش شناسایی در تخمین دارد. بدین ترتیب هیچ‌گونه همبستگی معنی‌داری بین متغیرهای ابزاری و اجزای جمله خطا وجود ندارد. به منظور رفع ناهمسانی واریانس فضایی نیز از برآوردهای وزنی با وزن ماتریس فضایی استفاده شد.

به این ترتیب پیشنهاد می‌شود:

۱- با توجه به اینکه نرخ ارز نقش اساسی بر روی سطح عمومی قیمت‌ها و مصرف کالاهای بادوام دارد، نیاز می‌باشد دولت در برنامه‌ریزی و ایجاد توازن منطقه‌ای، دقت

بیشتری داشته باشد و براساس زیان‌های وارده ناشی از افزایش نرخ ارز، تخصیص اعتبارات استانی را انجام دهد. (باید توجه داشت در **استان‌های صنعتی**، مواد اولیه و قطعات مورد استفاده وارداتی می‌باشند، این استان‌ها بیشترین زیان را از کاهش ارزش پول ملی دارند).

۲- به منظور کاهش ضرر و زیان ناشی از افزایش نرخ ارز و وجود تحریم‌ها، می‌بایست سیاست‌های پولی-مالی در راستای افزایش تعداد بنگاه‌های کوچک و متوسط (Small and medium enterprises: SME) باشد. با افزایش این بنگاه‌ها می‌توان مواد اولیه بنگاه‌های بزرگ‌تر را تأمین کرد و از بیکاری ناشی از افزایش نرخ ارز جلوگیری کرد در این راستا می‌بایست ظرفیت‌ها و توانمندی‌های هر استان شناسایی شود تا این بنگاه‌ها با کمترین هزینه تأسیس گردند. همچنین می‌بایست این بنگاه‌ها صادرات محور بوده و ضمن تأمین نیازهای داخلی یک چشم‌انداز مبتنی بر صادرات را برای خود ترسیم نمایند.

۳- پیشنهاد می‌شود به منظور کاهش شوک‌های ایجادشده از افزایش نرخ ارز، سیاست جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از فرصت‌های و اولویت‌های سرمایه‌گذاری معرفی شده‌ی هر استان در دستور کار قرار گیرد.

۴- تجربه گذشته نشان می‌دهد بالاترین نرخ‌های تورم در دوران شوک ارزی بوده است و سیستم چند نرخي موجب حملات سفته‌بازان به بازار ارز می‌شود؛ بنابراین یکسان‌سازی نرخ ارز و از بین بردن انحراف نرخ رسمي و نرخ آزاد بهترین راهکار برای ایجاد ثبات ارزی است.

۵- پیگیری امور مرتبط با استقرار طرح‌های سرمایه‌گذاری از جمله مکان‌یابی با استفاده از لایه‌های اطلاعاتی جغرافیایی (GIS) و استفاده از اطلاعات ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های موجود در استان‌های مختلف کشور.

پی‌نوشت‌ها

۱. اثر انتقالی نرخ ارز ترجمه (Exchange pass through theory) است. البته ترجمه‌های دیگر آن "گذر نرخ ارز"، "ضریب نفوذ نرخ ارز" و "درجه عبور نرخ ارز" میباشد.
۲. درآمد نفتی و تکانه تکنولوژی
۳. برای برآورد مدل از نرم افزار استاتا ۱۵ استفاده شده است.
۴. نرخ بهره حقیقی سپرده بانکی

کتابنامه

- ابراهیمی، سجاد، مدنی‌زاده، سیدعلی. (۱۳۹۵). تغییرات گذر نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ۵(۱۸)، ۱۷۰-۱۴۷.
- اکبری محمد، شریف‌زاده محمدجواد، رنجبرکی علی (۱۳۹۶)؛ ارجحیت مصرف کالاهای داخلی و نوسانات نرخ ارز (با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی) مدل سازی اقتصادی سال یازدهم شماره ۲ (پیاپی ۳۸)، ۸۳-۵۷.
- اخوی محمد (۱۳۸۳)، کتاب اقتصاد کلان کاربردی، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- امامی، کریم و دربانی، سمن، (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵، ۱۱۰-۹۱.
- باقری پرمهر شعله، زیادلو حانیه (۱۳۹۵)؛ طراحی یک مدل کلان‌سنجی برای اقتصاد ایران، معاونت پژوهش‌های اقتصادی.
- تمیزی، علیرضا، شهبازی، ساناز. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش گردشگری ایران. فصلنامه گردشگری و توسعه، ۷(۴)، ۱۷-۱.
- راغفر حسین و باباپور میترا (۱۳۹۳)، تجزیه و تحلیل رفتار بین نسلی هزینه‌ی مصرفی خانوارهای شهری با استفاده از داده‌های شبه تابلویی، فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ۳(۱۰): ۱۷۷-۱۹۹.
- شایسته، کیوان، شبیانی، حسن (۱۳۹۴). بررسی تأثیر کاهش قدرت خرید بر نحوه خرید و استفاده مواد شوینده و پاک‌کننده در میان مصرف‌کنندگان شهر تهران. تحقیقات بازاریابی نوین ۱۴۲-۱۲۱.
- عبداللهی محمدرضا، موسوی نیک سید هادی، صادقی نرگس، کاویانی زهرا (۱۳۹۷)، معاونت پژوهش‌های اقتصادی تحلیل تحولات اخیر اقتصاد ایران.
- محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین، فیضی، سلیمان، موسوی، اکرم. (۱۳۹۶). اثر نرخ ارز و نا اطمینانی نرخ ارز بر مصرف داخلی در ایران، فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۴)، ۲۱۴-۱۹۵.
- محسنی، حسین، صادقی شاهدانی، مهدی. (۱۳۹۸). سرریز نوسان نرخ ارز بر بازار سرمایه در ایران. فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد ۱(۱)، ۹۶-۷۷.
- منجذب محمدرضا و نصرتی رضا (۱۳۹۷)، کتاب مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استتا، موسسه کتاب مهربان نشر.
- منکیو، گریگوری ن (۱۳۸۳). اقتصاد کلان. ترجمه حمیدرضا برادران شرکا و علی پارسائیان، نشر دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.
- موسوی محسنی، ر؛ سبحانی پور، م (۱۳۸۷)، "بررسی گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران". پژوهشنامه اقتصادی (۴)، ویژه‌نامه طرح تعدیل اقتصادی، ۱۴۹-۱۲۹.

ارزیابی فضایی نوسانات نرخ ارز بر مصرف کالای بادوام توسط ... ۱۰۵

نجزارزاده، رضا؛ لطفعلی عاقلی و شهرزاد سادات آل داود (۱۳۹۴)، تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید، قیمت، مصرف و سرمایه‌گذاری در ایران، دومین کنفرانس بین‌المللی اقتصاد، مدیریت و فرهنگ ایرانی اسلامی، اردبیل، موسسه پیشگامان فرهیختگان فرهنگ و اندیشه ولیعصر، اداره کل فرهنگ و ارشاد اسلامی استان اردبیل.

نوفروستی، محمد، نصیری، محمود. (۱۳۹۷). اثر بیکاری بر مصرف خانوارهای شاغل. تحقیقات اقتصادی ۵۳(۴)، ۹۸۷-۹۷۱.

- Agiomirgianakis, G., Serenis, D., & Tsounis, N. (2015). Effects of exchange rate volatility on tourist flows into Iceland. *Procedia Economics and Finance*, 24, 25-34.
- Ayres, J., Hevia, C., & Nicolini, J. P. (2020). Real exchange rates and primary commodity prices. *Journal of International Economics*, 122, 103261.
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2018). Exchange-rate volatility and international trade performance: Evidence from 12 African countries. *Economic Analysis and Policy*, 58, 14-21.
- Bahmani-Oskooee, M., & Xi, D. (2012). Exchange rate volatility and domestic consumption: Evidence from Japan. *Economic Systems*, 36(2), 326-335.
- Barsky, R., Boehm, C., House, C., and Kimball, M. (2016). Monetary Policy and Durable Goods. Working Paper Series WP-2016-18, Feder Reserve Bank of Chicago.
- Browning, M., & Crossley, T. F. (2001). The life-cycle model of consumption and saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22
- Broda, C., & Romalis, J. (2011). Identifying the relationship between trade and exchange rate volatility. In *Commodity Prices and Markets* (pp. 79-110). University of Chicago Press.
- Cantelmo, A., & Melina, G. (2018). Monetary policy and the relative price of durable goods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 86, 1-48.
- Grier, K. B., & Smallwood, A. D. (2007). Uncertainty and export performance: Evidence from 18 countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(4), 965-979.
- Gruber, J. (1994). The consumption smoothing benefits of unemployment insurance (No. w4750). National Bureau of Economic Research
- Ismailova, G. N., Gafurov, I. R., & Safiullin, L. N. (2014). Consumer demand for durable goods under asymmetric information. *Procedia Economics and Finance*, 14, 280-285.
- Kim, C. B. (2017). Does exchange rate volatility affect Korea's seaborne import volume?. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 33(1), 43-50.
- Lee, J. (1999). The effect of exchange rate volatility on trade in durables. *Review of International Economics*, 7(2), 189-201.
- Lin, S., Shi, K., & Ye, H. (2018). Exchange rate volatility and trade: The role of credit constraints. *Review of Economic Dynamics*, 30, 203-222.
- Mirdala, R. (2012). Macroeconomic aspects of real exchange rate volatility in the Central European Countries. *Journal of Applied Economic Sciences (JAES)*, 7(20), 163-178.

- Nilavongse, R., Michał, R., & Uddin, G. S. (2020). Economic policy uncertainty shocks, economic activity, and exchange rate adjustments. *Economics Letters*, 186, 108765.
- Ramos, R. A. (2012). Intersections between exchange rate and inflation policies in IMF recommendations (No. 141).
- Thornton, J., & Vasilakis, C. (2019). Negative policy interest rates and exchange rate behavior: Further results. *Finance Research Letters*, 29, 61-67.
- Voinea, L., Filip, A. (2011). Analyzing the Main Changes in New Consumer Buying Behaviour During Economic Crisis. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 1 (1).
- Weber, W. E. (1970). The effect of interest rates on aggregate consumption. *The American Economic Review*, 60(4), 591-600
- Yu, J., De Jong, R., & Lee, L. F. (2008). Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large. *Journal of Econometrics*, 146(1), 11