دوره‌ی ۵۷، شماره ۱، بهار ۱۴۰۱ **شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹**

تأثیر مخارج اقتصادی دولت در طی دوره‌های رکود و رونق بر رفاه اجتماعی ایران (رهیافت NARDL)/ نرگس احمدوند، محمد علیزاده، محمدحسن فطرس، محبوبه دلفان ۱

مدل‌سازی اقتصادی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو): رهیافت پویایی‌شناسی سیستم / میثم حداد، سید کمیل طیبی، علیمراد شریفی، مهدی نیرومند ۲۵

طراحی مدل تعیین حق بیمه بهینه بدنه اتومبیل با تأکید بر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در تابع تقاضا / مریم رستمیان، غلامحسین گل ارضی ۵۹

تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت/ شهریار زروکی، سحر نصرنژاد نشلی، علی توسلی‌نیا ۸۵

اثر حذف نرخ ارز ترجیحی کالاهای اساسی خوراکی بر توزیع درآمد در مناطق شهری ایران بر اساس شبیه سازی داده‌های خرد با استفاده از مدل EASI / علی‌اصغر سالم، معصومه عزیزخانی، جواد عرب‌یارمحمدی ۱۲۵

اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی / محمدرضا منجذب، عباس خندان، حمید شاه بهرامی ۱۵۷

کارگر شمالی، روبروی بیمارستان شریعتی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
علی سوری

سردبیر
جعفر عبادی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، محسن بهمنی اسکویی (استاد دانشگاه ویسکانسین - میلواکی آمریکا)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزه‌ای (دانشیار دانشگاه تهران)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نژاد (استاد دانشگاه تهران)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، سعید مهدوی (استاد دانشگاه تگزاس آمریکا)، عباس میرآخور (استاد، مدیر اجرایی- صندوق بین‌المللی پول)، محمد نقی‌زاده (استاد دانشگاه میجی گاکوین، ژاپن).

داوران این شماره:
محسن ابراهیمی، کریم آذربایجانی، ابوالفضل پاسبانی صومعه، فرهاد خدادادکاشی، علی دهقانی، علی سوری، لطفعلی عاقلی، عزت اله عباسیان، حمید کردبچه، علی نصیری اقدم، کوثر یوسفی

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین‌نامه‌ی تأیید اعتبار و تشخیص ضرورت انتشار مجلات و نشریات علمی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمی‌کشور مجله‌ی تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی- پژوهشی شناخته شد.
چاپ مقاله‌های این نشریه به‌معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (*JEL*). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, e-*JEL*, and EconLit.

We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your 2004 issues. Although it is not a requirement, we would appreciate a copy of the Table of Contents with suggested classifications noted for each article. The classification system used in *JEL* can be found at http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html. Please use the three-character codes, which represent the most specific level of detail.

This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed an information form and instructions concerning the provision of abstracts for the AEA indexes. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Sincerely yours,

Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

Professor Mansour Khalili Araghi
Faculty of Economics
Journal Office
University of Tehran
PO Box 14155-6445, Tehran

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

شرایط قبول مقاله‌ها

الف: از لحاظ محتوا

۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

۴- قبلاً برای هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی ارسال و یا در هیچ یک از آن‌ها چاپ نشده باشد. (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این مجله از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمایید. در غیراین صورت از پذیرش مقالات بعدی معذوریم)

ب: از لحاظ شکل ظاهری

۱- مقاله باید حاوی نام و نام خانوادگی، وابستگی شغلی (Affiliation)، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. هم‌چنین باید نویسنده مسئول به‌صورت پانویس مشخص گردد.

۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارس و انگلیسی و با حداقل ۸۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه آورده شود.

۳- پس از چکیده، واژه‌های کلیدی و طبقه‌بندی JEL (فارسی و انگلیسی) آورده شود. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.

۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌نازنین ۱۳ و لاتین Time New Roman11 و فاصله سطرها ۰/۹۵ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و مقاله در صفحه A4 و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۵/۵cm و پایین ۶cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به‌جای ممیز استفاده نشود.

۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود.

برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide

الف) کتاب تالیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ب) کتاب تالیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مولف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام ونام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).

د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات

هـ) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

۶- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.

۷- برای دریافت اصلاحات بیش‌تر به سایت http://jte.ut.ac.ir/ مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

مقاله‌های تالیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از داورآن‌که به‌وسیله هیأت تحریریه مشخص می‌شوند، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در صورت تعارض نظرات داوران، مقاله توسط داور سوم ارزیابی می‌شود. پذیرش نهایی مقاله منوط به موافقت قطعی هیأت تحریریه است.

نحوه‌ی ارسال مقاله

خواهشمند است مقاله‌های خود را تنها در سایت مجله با آدرس http://jte.ut.ac.ir بارگذاری نمایید. برای این امر لازم است تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند. ترتیب اثر داده نخواهد شد.

این نشریه در پایگاه داخلی اطلاعات علمی دانشگاه تهران (Journals.ut.ac.ir)، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور (magiran.com)، کتابخانه منطقه‌ای علوم و تکنولوژی شیراز (srlst.com) و در پایگاه‌های بین‌المللی AEA (aeaweb.org) و Econlit (Econlit.org) نمایه می‌شود.

آدرس: تهران- خ کارگر شمالی- دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران - مجله تحقیقات اقتصادی
تلفن: ۸۸۰۲۶۴۱۹ فاکس دفتر مجله: ۸۸۰۲۹۰۳۸ فاکس دانشکده: ۸۸۶۳۲۴۷۲ Email: tahghighat@ut.ac.ir

فهرست مطالب

عنوان صفحه

تأثیر مخارج اقتصادی دولت در طی دوره‌های رکود و رونق بر رفاه اجتماعی ایران (رهیافت NARDL)/ نرگس احمدوند، محمد علیزاده، محمدحسن فطرس، محبوبه دلفان ۲۳-۱

مدل‌سازی اقتصادی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو): رهیافت پویایی‌شناسی سیستم / میثم حداد، سید کمیل طیبی، علیمراد شریفی، مهدی نیرومند ۵۸-۲۵

طراحی مدل تعیین حق بیمه بهینه بدنه اتومبیل با تأکید بر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در تابع تقاضا / مریم رستمیان، غلامحسین گل ارضی ۸۴-۵۹

تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت/ شهریار زروکی، سحر نصرنژاد نشلی، علی توسلی‌نیا ۱۲۳-۸۵

اثر حذف نرخ ارز ترجیحی کالاهای اساسی خوراکی بر توزیع درآمد در مناطق شهری ایران بر اساس شبیه سازی داده‌های خرد با استفاده از مدل EASI / علی‌اصغر سالم، معصومه عزیزخانی، جواد عرب‌یارمحمدی ۱۵۶-۱۲۵

اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی / محمدرضا منجذب، عباس خندان، حمید شاه بهرامی ۱۸۸-۱۵۷

چکیده لاتین

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۲۳-۱

تأثیر مخارج اقتصادی دولت در طی دوره‌های رکود و رونق بر رفاه اجتماعی ایران (رهیافت NARDL)*

DOI: 10.22059/JTE.2022.329351.1008526

نرگس احمدوند[۱]، محمد علیزاده[۲]**، محمدحسن فطرس[۳]، محبوبه دلفان[۴]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران، narges.ahmadvand.4630@gmail.com

۲. دانشیار گروه مدیریت و اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران، alizadeh.m@lu.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، fotros.fotros@basu.ac.ir

۴. استادیار گروه مدیریت و اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران، delfan.m@lu.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۰

چکیده

از اهداف دولت تحقق تعادل‌های اقتصادی با هدف حذف نوسانات و بهبود رفاه اجتماعی شهروندان است. هدف از پژوهش حاضر بررسی آثار مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن در طی ادوار تجاری بر شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران است. در مطالعه از مدل خود توضیح غیرخطی با وقفه‌های گسترده (NARDL) جهت برآورد داده‌های سری زمانی در طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۵۲ بهره گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان‌دهنده آن است که در اقتصاد ایران شوک‌های مثبت مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول کشاورزی، منابع آب، صنعت و معدن، بازرگانی و تعاون، انرژی، مسکن و عمران و محیط‌زیست و شوک‌های منفی مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول منابع آب، فناوری اطلاعات، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل و انرژی در طی ادوار تجاری موجب افزایش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار شده‌اند. همچنین، شوک‌های مثبت مخارج دولت در فصل فناوری اطلاعات در طی دوره‌های رونق و فصل حمل و نقل در طی دوره‌های رکود به ترتیب موجب افزایش و کاهش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار شده‌اند. شوک‌های منفی مخارج دولت در فصول مسکن و عمران و صنعت و معدن به ترتیب در دوره‌های رکود و رونق موجب افزایش رفاه اجتماعی شده و در فصل محیط‌زیست در دوره‌های رونق موجب کاهش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار شده است.

طبقه‌بندی JEL: J16, J21, E24, O55

واژه‌های کلیدی: امور اقتصادی، ادوار تجاری، شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن، اقتصاد ایران، NARDL

---

*. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است، دکتر محمد علیزاده و محمد حسن فطرس استادان راهنما و خانم دکتر محبوبه دلفان استاد مشاور رساله می باشند.

**. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۵۵۲۱۷۳۲

۱- مقدمه

برنامه توسعه سازمان ملل متحد[1] (۲۰۰۶) دستیابی به رشد همراه با عدالت را چالشی برای توسعه بشر می‌داند، بنابراین ضروری است بهزیستی شهروندان به‌طور مداوم بهبود یابد تا آن‌ها بتوانند انتخاب‌های خود را گسترش دهند. در این انتخاب‌ها سیاست‌های عمومی دولت نقش به سزایی دارند (ثریا و همکاران[2]، ۲۰۱۴).

به‌طوری‌که در بسیاری از مطالعات تجربی دیده شده است، سیاست‌های دولت در زمینه نحوه تخصیص مخارج در بخش‌های مختلف اقتصادی در طی دوره‌های رکود و رونق بر رفاه شهروندان مؤثر بوده است. جانسون و همکاران[3] (۲۰۰۹)، اوماری و موتوری[4] (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که درآمد فقرا در برابر شوک‌ها بسیار آسیب‌پذیر است و این شوک‌ها همچون بی‌ثباتی سیاسی، شوک‌های اقتصادی مانند تورم بالا به طرز چشمگیری بر درآمد افراد فقیر تأثیر می‌گذارند، اما آنچه حائز اهمیت بوده آن است که در نحوه تخصیص مخارج دولت در طی دوره‌های رکود و رونق برخی از فاکتورهای اقتصادی و سیاسی موجب کاهش اثربخشی بودجه‌ریزی دولت در راستای افزایش رفاه اجتماعی می‌شوند، به‌طوری‌که در مقابل دیدگاه بالداسی و همکاران[5] (۲۰۰۹) که نشان می‌دهند اقدامات دولت از طریق سیاست‌های مالی می‌توانند به تحریک تقاضای کل منجر شده و طول بحران را کاهش دهند، دیدگاه تورنل و لانی[6](۱۹۹۸)، عاصم اوغلو و همکاران[7] (۲۰۰۵) آن بوده که نهادهای ضعیف و نبود تقارن اطلاعات عاملی مخرب در کاهش اثر بخشی سیاست‌های دولت در طی زمان است، به‌طوری‌که، با توجه به رتبه ۱۴۶ ایران در فساد اداری و اقتصادی بر اساس گزارش شفافیت بین‌الملل[8] (۲۰۲۰)، وجود فساد که ناشی از نهادهای ضعیف بوده، دلیل محکمی در کاهش اثر بخشی مخارج دولت و شکل‌گیری رفتار موافق ادواری در ایران می‌باشد. علاوه بر این، خصوصیت وقفه در تأثیرگذاری سیاست‌های مالی، مسئله حضور ادوار تجاری را هنگام بررسی کارایی سیاست‌های مالی حائز اهمیت می‌کند، به‌طوری‌که ممکن است سیاست اعمال شده برای دوره‌های رکود (سیاست مالی انبساطی)، به‌دلیل وجود وقفه، در دوره‌های رونق بر

1. UNDP
2. Sourya, K., Sainasinh, S., & Onphanhdla, P.
3. Janson, P., Mango, N., Krishna, A., Rademy, M., & Johnson, N.
4. Omari, L.V., & Muturi, W.
5. Baldacci E., Gupta, S., & Mulas-Grandos, C.
6. Tornell, A., & Lane, P.
7. Acemoğlu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A.
8. Transpaerency International

اقتصاد اثرگذار باشد (غلامی و هژبر کیانی، ۱۳۹۳). به‌عبارت‌دیگر، سیاستی که برای ثبات اقتصادی (رفتار ضد ادواری) برنامه‌ریزی شده بود، موجب رفتار موافق ادوار تجاری شود. کیدلند و پرسکات[1] (۱۹۹۰)، در این زمینه تأکید می‌کنند که مسئله تأخیر زمانی سبب کاهش اثر بخشی سیاست‌های مالی اختیاری برای پیشبرد اهداف کلان اقتصادی از جمله اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی می‌شود.

ایران نیز از این قاعده مستثنی نبوده و وجود نوسانات و بی‌ثباتی‌ها در اقتصاد سبب شده اهداف برنامه‌های رفاه اجتماعی برای تحقق عدالت و ایجاد فرصت‌های برابر همچنان بر اساس گزارشات و مستندات از حد مطلوب خود فاصله داشته باشد، به‌طوری‌که بر اساس مطالعات احمدوند و همکاران (۱۳۹۹)، روند شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن[2] از سال ۱۳۸۶ به بعد در کشور نزولی شده، به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۸ به کمترین میزان خود در ۳۰ سال اخیر رسیده است.

بر اساس داده‌های موجود در جداول کلان منابع و مصارف در لایحه بودجه[3]، باتوجه به این‌که مخارج اقتصادی دولت پس از مخارج اجتماعی و فرهنگی بیشترین بودجه را به خود اختصاص داده است از این رو، بررسی اثرات مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری ایران حائز اهمیت بوده و هدف پژوهش حاضر قرار گرفته است. به‌کارگیری مدل خود رگرسیون غیرخطی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی اثرگذاری مخارج دولت در طی ادوار تجاری برای امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن از جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر است. بر این اساس، پژوهش به پنج بخش تنظیم شده است. در بخش اول پس از بیان مقدمه، مبانی نظری در ارتباط با دخالت دولت و نقش آن در افزایش رفاه اجتماعی مورد بحث قرار گرفته است. در بخش سوم به پیشینه پژوهش پرداخته شده و در بخش چهارم، الگوی اقتصادسنجی و یافته‌ها ارائه شده است. در نهایت بخش پایانی، به بحث و پیشنهادها اختصاص داده شده است.

۲- مبانی نظری

دولت می‌تواند با ارائه خدمات اقتصادی و امکانات زیربنایی توانایی‌های انسانی را افزایش، هزینه معاملات را کاهش، رشد اقتصادی را تسریع و رفاه اجتماعی را افزایش

1. Kydland, F.E., & Prescott, E.C.
2. Amartya Sen Social Welfare Index
۳. ناشر: معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس جمهور، مرکز داده‌ورزی و اطلاع رسانی.

دهد (اصغر و همکاران[1]، ۲۰۱۲). برای مثال تخصیص مخارج دولت در بخش کشاورزی با تهیه مواد غذایی با هزینه بسیار کم و تهیه مواد اولیه صنعتی سطح بیکاری و فقر را کاهش می‌دهد. زیرا این بخش بدون توجه به اختلاف سنی قادر به استخدام افراد در حجم انبوه است (اومودرو[2]، ۲۰۱۹).

ساگیس[3] (۲۰۰۵)، یادآوری می‌کند که نبود خدمات انرژی، با عناصر اصلی فقر از جمله سطح پایین آموزش، محدودیت در فرصت برای زندگی مناسب و فعالیت‌های معیشتی که نتیجه آن کاهش رفاه بوده در ارتباط مستقیم است (ادمه و همکاران[4]، ۲۰۱۷). در سایر حوزه‌های اقتصادی همچون مسکن اوریاوته و اکاوه[5] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که همکاری دولت با بخش خصوصی جهت پوشش هزینه‌های ساخت پروژه‌های ساختمانی عاملی برای کاهش سطح فقر و جلوگیری از رکودهای اقتصادی آینده است. سیتانه و همکاران[6] (۲۰۰۹)، حمل و نقل و ارتباطات را عامل کاهش فقر شهری و افزایش رفاه دانسته‌اند.

بنابراین، آنچه در مطالعات تجربی دیده می‌شود، اهمیت مخارج اقتصادی دولت در افزایش رفاه اجتماعی است. اما نکته حائز اهمیت چگونگی اثرگذاری این نوع مخارج بر رفاه اجتماعی می‌باشد، به‌طوری‌که، بر اساس منحنی آرمی[7] U شکل ارائه شده توسط آرمی (۱۹۹۵)، که رابطه غیرخطی میان دو متغیر رشد و مخارج دولت را نشان می‌دهد، این امکان وجود دارد که ارتباط مخارج دولت و رفاه اجتماعی نیز در طول زمان غیرخطی باشد. جوینی[8] (۲۰۱۸)، منشأ اثرات غیرخطی و نامتقارن مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رفاه اجتماعی را دوره‌های رکود و رونق عنوان می‌کنند.

دلیل اثرات نامتقارن سیاست‌های مالی دولت در طی ادوار تجاری به دو دیدگاه کلی برمی‌گردد. دیدگاه اول مربوط دیدگاه کینزین‌ها مبنی بر اعمال سیاست‌های ضد ادواری دولت بوده که در آن سیاست‌های دولت موجب کاهش طول بحران‌ها و نوسانات اقتصادی می‌شود (انتظار و نجفی، ۱۳۹۷). دیدگاه دوم مربوط به دیدگاه کلاسیک‌ها

1. Asghar, N., Hussain, Z., & Rehman, H.U.
2. Omodero, C.O.
3. Saghis, J.
4. Edeme, R. K., Nkalu, C. N., & Ifelunini, I. A.
5. Oriavwote, E.., & Ukawe, A.
6. Seetanah, B., Ramessur, S., & Rojid, S.
7. Armey Curve
8. Jouini, J.

مبنی بر اعمال سیاست‌های موافق ادواری بوده، که در آن سیاست‌های دولت موجب افزایش نوسانات اقتصادی و کاهش رفاه جوامع می‌شود (صندوق بین‌المللی پول[1]، ۲۰۰۹). دیدگاه کینزین‌ها در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته به تحقق پیوسته و در برخی کشورهای در حال توسعه خلاف آن عملی شده است (آلسینا و همکاران[2]، ۲۰۰۸). فرانکل و همکاران[3] (۲۰۱۱)، وگ و ولتین[4](۲۰۱۱)، خاطر نشان می‌کنند در بسیاری از کشورهای در حال ظهور و در حال توسعه که با محدودیت منابع مواجه هستند، سیاست مالی به‌صورت موافق ادواری اجرا شده، در حالی که اقتصادهای توسعه یافته سیاست‌های مالی اغلب به شکل ضد ادواری می‌باشند. گاوین و پروتی[5](۱۹۹۷)، از دلایل موافق ادواری بودن سیاست‌های مالی را وجود محدودیت در استقراض هنگام مواجه شدن با رکود اقتصادی، ناتوانی دولت و کاهش مخارج دولت در طی دوره‌های رکود مطرح می‌کنند. همچنین، آلسینا و همکاران (۲۰۰۸)، نظام‌های سیاسی ناکارآمد و فساد در دستگاه‌های اداری و سیاسی را موجب رفتار موافق ادواری می‌دانند. در این زمینه ساعدی سارخانلو و درگاهی (۱۴۰۰) اشاره می‌کنند، رفتار موافق چرخه‌ای سیاست‌های مالی دولت در کشورهای در حال توسعه دارای مبانی اقتصاد سیاسی می‌باشد. آنها بیان می‌کنند که چرا در کشورهای در حال توسعه در شرایط رونق ذخیرهٔ انباشت صورت نمی‌گیرد تا در شرایط رکود با محدودیت استقراض مواجه نشوند؟ همچنین، چرا بخش خصوصی در این کشورها با وجود اطلاع از اینکه قرض به دولت در شرایط رکود می‌تواند بهینه باشد، از دادن قرض به دولت امتناع می‌کنند؟ به نظر آن‌ها علت مهم پدیده رفتار مالی موافق چرخه‌ای دولت، مسئلهٔ کارگزاری (نمایندگی) سیاسی است. رأی‌دهندگان ممکن است با دولت‌های فاسدی مواجه باشند که بخشی از درآمدهای مالیاتی را صرف مصارف عمومی غیرمولد یا رانت‌های سیاسی در مسیر علایق دولت می‌کنند. این مسئله به دلیل نبود تقارن اطلاعات است، زیرا رأی‌دهندگان وضعیت اقتصادی را مشاهده می‌کنند ولی شرایط دولت را به دلیل غیرشفاف بودن ناترازی‌های بودجه نمی‌بینند. بنابراین، رأی‌دهندگان در شرایط رونق اقتصادی، بیشترین مطلوبیت را برای خود به شکل کاهش مالیات و کالاهای عمومی بهتر تقاضا می‌کنند، که این موضوع

1. International Monetary Fund.
2. Alesina, A., Campante, F., & Tabellini, G.
3. Frankel, J.A., Vegh, C.A., & Vuletin, G.
4. Vegh, C.A., & Vuletin, G.
5. Gavin, M., & Perotti, R.

به مخارج دولت فشار می‌آورد و به استقراض بیشتر دولت، افزایش نوسانات اقتصادی و در نتیجه آن توزیع نامناسب منابع و کاهش رفاه منجر می‌شود. نکته مهم آن است که رفتار موافق چرخه دولت نه به علت تقاضای غیرعقلایی رأی‌دهندگان، بلکه بر اساس اطلاعات ناقص آن‌ها نسبت به سیاست‌های اقتصادی است، که در شرایط فساد اقتصادی و نبود شفافیت سیاسی، به‌عنوان راه حل بهینه دوم، به‌جای تغییر دولت، تقاضاهای خود را افزایش می‌دهند، شکل می‌گیرد، بنابراین در نظر گرفتن نقش ادوار تجاری در سیاست‌های مالی دولت موجب اعمال سیاست‌های درست، به‌موقع و مناسب در راستای اهداف اقتصادی از جمله افزایش رفاه اجتماعی می‌شود.

۳- پیشینه پژوهش

پژوهش‌های انجام گرفته توسط بختیاری و همکاران (۱۳۹۳)، حسینی و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی اهمیت اثرگذاری مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه بر رشد اقتصادی و شاخص توسعه انسانی اشاره داشته‌اند. در این پژوهش‌ها با بهره‌گیری از روش‌های خطی، نقش ادوار تجاری در شکل‌گیری رفتار نامتقارن و اثرات غیرخطی اجزای مخارج دولت نادیده گرفته شده است. در پژوهش‌های صورت گرفته به‌وسیله انیسان اکینلو و اولایمی جمیلو (۲۰۱۸)، پراقیدیس و همکاران (۲۰۱۸)، گرودویک گنیپ (۲۰۱۴)، بااوام و کوستر (۲۰۱۱)، ممی‌پور و همکاران (۱۳۹۷)، از روش‌های غیرخطی بهره گرفته شده است. در این مطالعات منشأ رابطه غیرخطی بین مخارج دولت و متغیرهای کلان اقتصادی دوره‌های رکود و رونق در نظر گرفته شده است. از این رو، تمامی این مطالعات سهم عمده‌ای در تمرکز پژوهش حاضر برای بررسی رابطه غیرخطی اجزای مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری داشته‌اند. اما سهم قابل توجه در نوآوری پژوهش حاضر مربوط به مطالعه انیسان اکینلو و اولایمی جمیلو (۲۰۱۸) است. در این مطالعه آثار غیرخطی و نامتقارن تولید بر مخارج دولت به روش خود توضیح غیرخطی با وقفه‌های توزیعی بررسی شده و نتایج حاصل از مطالعه نشان داده شکاف مثبت و منفی تولید آثار متفاوتی بر مخارج دولت از خود بر جای گذاشته است.

اما نکته حائز اهمیت در تمامی مطالعات آن است که در هیچ یک از پژوهش‌ها به‌طور همزمان بر نقش ادوار تجاری در اثرگذاری غیرخطی مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن بر رفاه اجتماعی به روش خود توضیح با وقفه‌های

توزیعی تمرکز نشده است. در نهایت، برجسته‌ترین نوآوری پژوهش حاضر آن است که در کار شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) فرض بر آن است که متغیر یا متغیرهای آستانه‌ای که به دو نیم تقسیم شده در طی دوره‌های رکود و رونق دارای اثرات ثابتی هستند. در حالی که، یکی از بارزترین ویژگی‌های اقتصادهای در حال توسعه وجود نوسانات اقتصادی یا به‌عبارت‌دیگر دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد است. با توجه به اینکه بسیاری از مطالعات این عامل مهم را در اثرگذاری سیاست‌های دولت در نظر نمی‌گیرند؛ پژوهش حاضر یک قدم فراتر رفته و اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت را در طی دوره‌های رکود و رونق به شکلی متفاوت فرض کرده و به بررسی آن می‌پردازد. از این رو، پژوهش حاضر از جنبه‌های مختلف دارای نوآوری است.

۴- ارائه روش و توصیف مدل

در پژوهش حاضر با توجه به درون‌زا بودن برخی از متغیرهای مستقل از جمله شاخص درجه باز بودن اقتصاد، که از محدودیت‌های پژوهش حاضر بوده و نامانا بودن متغیر توضیحی اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه از روش خود رگرسیون غیرخطی با وقفه‌های توزیعی ارائه شده به‌وسیله شین و همکاران (۲۰۱۴) بهره گرفته شده است. در این روش با فرض متغیر وابسته، W؛ رفاه اجتماعی آمارتیاسن و متغیر مستقل، EXP ؛ مخارج دولت که به‌صورت آستانه‌ای بوده، رابطه زیر بر اساس مطالعه گرنجر و یون[2] (۲۰۰۲) تعریف می‌شود:

$$W_t = \beta^+ EXP_t^+ + \beta^- EXP_t^- \; u_t \qquad (۱)$$

$$W_t = EXP_0 + EXP_t^+ + EXP_t^- \qquad (۲)$$

به‌گونه‌ای که

$$EXP_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta EXP_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta EXP_j . 0) \qquad (۳)$$

$$EXP_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta EXP_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta EXP_j . 0)$$

بر اساس روابط بالا، پژوهش حاضر به پیروی از مطالعه شودرت[3] (۲۰۰۱) در زمینه رابطه غیرخطی بین بیکاری و تولید به مدل‌سازی نامتقارن به شکل تجزیه مجموع تجمعی مؤلفه مخارج دولت به مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی می‌پردازد.

1. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M.
2. Granger, C. W., & Yoon, G.
3. Schorderet

حال با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مثبت و منفی که از رابطه (۳) استخراج شده است و وارد کردن آن در یک مدل ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q)، به‌صورت زیر خواهیم رسید:

$$w_t = \sum_{j=1}^{P} \varphi_j w_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\beta_j^+ EXP_{t-j}^+ + \beta_j^- EXP_{t-j}^-) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j، ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، β_j^- و β_j^+ ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و u_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت (همسان) می‌باشد.

افزون بر این، در فرم زیر که در حقیقت فرم مورد نظر است، یک زیر مجموعه از رگرسورها نیز به‌صورت متقارن وارد رابطه شده است:

$$W_t = \varphi_1 W_{t-1} + \beta^+ EXP_t^+ + \beta^- EXP_t^- + \lambda_w Z_t + u_t \qquad (۵)$$

که در آن، W_{t-1}، وقفه اول متغیر وابسته رفاه اجتماعی، $EXP_t = EXP_0 + EXP_t($ $EXP_t^+ + EXP_t^-)$ یک بردار $k \times 1$ شامل رگرسورهای نامتقارن و Z_t یک بردار $g \times 1$، شامل رگرسورهای متقارن در مدل هستند.

بر اساس رابطه (۵)، مدل‌های پژوهش به‌صورت زیر خواهد بود:

$$W_t = \varphi_1 W_{t-1} + \beta^+ Exp_t^+ + \beta^- Exp_t^- + \lambda_1 In_t + \lambda_2 Urban_t + \qquad (۶)$$
$$\lambda_3 Open_t + \lambda_4 literacy_t + \lambda_5 Other - Exp_t + \lambda_6 Subsidy_t + u_t$$

در مدل بالا، ضرایب Exp، β^+ و β^-؛ اثرات شوک‌های مثبت و منفی متغیر مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن بر اساس پژوهش شین و همکاران (۲۰۱۴) می‌باشد. که شوک‌های منفی و مثبت مخارج دولت بر اساس پژوهش شین و همکاران در پژوهش حاضر به ترتیب از روابط

$$Shock_{EXP_t^-} = \sum_{j=1}^{t} \Delta EXP_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta EXP_j . 0)$$

و

$$Shock_{EXP_t^+} = \sum_{j=1}^{t} \Delta EXP_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Min(\Delta EXP_j . 0)$$

حاصل شده، که نشان‌دهنده اثر تجمعی منفی و مثبت تغییرات (Δ) مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه در هر سال نسبت به سال قبل می‌باشند. حال با توجه به اینکه شین و همکاران (۲۰۱۴)، اثر دوره‌های رکود و رونق را در شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت ثابت فرض کرده است، در پژوهش یک قدم فراتر رفته و با حاصل ضرب متغیرهای مجازی رکود و رونق در شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت، اثرات دوره‌های رکود و رونق را در شوک‌های مذکور متفاوت فرض کرده است.

در این راستا، در استخراج دوره‌های رکود و رونق از فیلتر هودریک- پرسکات بهره گرفته شده است. در این روش با تفاضل‌گیری مقدار واقعی رشد تولید ناخالص داخلی

با نفت از نوسانات یا فیلتر تولید ناخالص داخلی که به‌وسیله نرم افراز Eviwes حاصل شده، انحراف از روند طبیعی یا به‌عبارت‌دیگر، شکاف مثبت و منفی تولید که به ترتیب نشان‌دهنده دوره‌های رونق و رکود اقتصادی بوده است، حاصل می‌شود.

بنابراین، در مدل نهایی با در نظر گرفتن ادوار تجاری خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}\mathrm{Log}(W_t) = {} & \varphi_1 \log(W_{t-1}) + \beta_0^{+} \log\left(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{+}} * \mathrm{Rececion}\right) \\ & + \beta_1^{+} \log\left(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{+}} * \mathrm{Boom}\right) + \beta_2^{-} \log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{-}} * \mathrm{Recesoin}) \\ & + \beta_3^{-} \log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{-}} * \mathrm{Boom}) + \lambda_1 \log(\mathrm{In}_t) + \lambda_2 \log(\mathrm{Urban}_t) \\ & + \lambda_3 \log(\mathrm{Open}_t) + \lambda_4 \log(\mathrm{literacy}_t) + \lambda_5 \log(\mathrm{Other} - \mathrm{Exp}_t) \\ & + \lambda_6 \mathrm{Subsidy}_t + u_t\end{aligned} \qquad (۷)$$

در روابط بالا، $\mathrm{Log}(W_t)$: لگاریتم شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن بوده که از رابطه $W = \mu(1 - G)$ حاصل شده است. در این رابطه μ: میانگین هزینه‌های خانوارهای شهری به شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت ۱۳۹۵ بر حسب هزار ریال، G : مقادیر ضریب جینی و $\mathrm{og}(W_{t-1})$: وقفه اول رفاه اجتماعی است.

$\log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{+}} * \mathrm{Rececion})$: اثر شوک‌های مثبت لگاریتم مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مورد بررسی در دوره‌های رکود بوده، که مقادیر آن برای دوره‌های رکود برابر با حاصل ضرب اثر تجمعی مثبت تغییرات (Δ) مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه در هر سال نسبت به سال قبل و برای رونق برابر با صفر است.

$\log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{+}} * \mathrm{Boom})$: اثر شوک‌های مثبت لگاریتم مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مورد بررسی در دوره‌های رونق بوده که مقادیر آن برای دوره‌های رونق برابر با حاصل ضرب اثر تجمعی مثبت تغییرات (Δ) مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه در هر سال نسبت به سال قبل و برای رکود برابر با صفر است.

$\log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{-}} * \mathrm{Recesoin})$: اثر شوک‌های منفی لگاریتم مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مورد بررسی در دوره‌های رکود بوده که مقادیر آن برای دوره‌های رکود برابر با حاصل ضرب اثر تجمعی منفی تغییرات (Δ) مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه در هر سال نسبت به سال قبل و برای رونق برابر با صفر است.

$\log(\mathrm{Shock}_{\mathrm{EXP}_t^{-}} * \mathrm{Boom})$: اثر شوک‌های منفی لگاریتم مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مورد بررسی در دوره‌های رونق بوده، که مقادیر آن برای دوره‌های رونق برابر با حاصل ضرب اثر تجمعی منفی تغییرات (Δ) مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه در هر سال نسبت به سال قبل و برای رکود برابر با صفر است.

متغیرهای کنترلی اثرگذار بر رفاه اجتماعی در مدل‌ها که بر اساس پژوهش‌های صورت گرفته به‌وسیله هالیه و نینو زرزوا (۲۰۱۸) و خانزادی و همکاران (۱۳۹۴) انتخاب شده‌اند، عبارتند از:

$\log(In_t)$: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت، $\log(Urban_t)$: لگاریتم نسبت شهرنشینی، که از نسبت جمعیت ساکن در مراکز شهری یک کشور یا منطقه در یک مقطع زمانی معین به کل جمعیت همان کشور یا منطقه در همان مقطع زمانی حاصل می‌شود. $\log(Open_t)$: لگاریتم شاخص درجه باز بودن اقتصاد، که بر اساس نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. $Log(Literacy_t)$: لگاریتم نرخ باسوادی، که به شکل درصدی از جمعیت ۱۵ تا ۲۴ سال که قادر به درک، خواندن و نوشتن هستند، تعریف می‌شود. $\log(Other - Exp_t)$: لگاریتم مخارج دولت در سایر امور و فصول به‌جزء امور و فصول مورد برآورد، که از تفاوت کل مخارج دولت با امور یا فصول مورد بررسی حاصل می‌شود. $Subsidy_t$: متغیر مجازی هدفمندسازی یارانه‌ها، که مقدار این متغیر از سال ۱۳۸۹ به بعد برابر یک و در سایر سال‌ها، صفر می‌باشد.

به‌منظور برآورد اثرات اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی بر رفاه اجتماعی، داده‌های پژوهش برای محاسبه متغیر رفاه اجتماعی از پایگاه‌های مرکز آمار ایران و بانک مرکزی، متغیر نرخ باسوادی و نرخ شهرنشینی از بانک جهانی داده‌ها [1]، متغیر شاخص درجه باز بودن اقتصاد از بانک مرکزی و متغیرهای مربوط به اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی از طریق مکاتبه با وزارت اقتصاد و امور دارایی گردآوری شده‌اند. همچنین، بر اساس اینکه تمام متغیرها به شکل لگاریتم در مدل‌ها لحاظ شده‌اند، واحد آن‌ها بر اساس درصد بیان خواهد شد.

در نهایت، بر اساس مدل پایه در رابطه (۷) ده مدل جداگانه مورد برآورد قرار گرفته است. در تمام مدل‌ها متغیرهای کنترلی نرخ تورم، نرخ باسوادی، شاخص درجه باز بودن اقتصاد، نرخ شهرنشینی و یارانه‌ها ثابت بوده و تنها متغیرهای مربوط به شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت در طی ادوار تجاری بر اساس این‌که کدام یک از فصول امور اقتصادی مورد برآورد قرار می‌گیرند، تغییر می‌کند.

1. WDI

۵- نتایج برآورد مدل‌ها

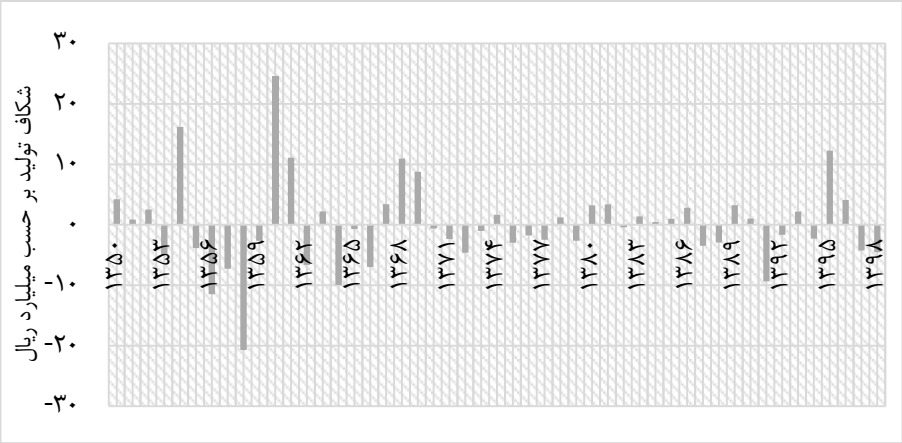
پیش از برآورد مدل‌ها لازم به ذکر این نکته است که در مدل‌های برآوردی به روش NARDL، به‌دلیل ماهیت ادوار تجاری و نقش آن‌ها در اجرای سیاست‌های مالی، هدف پژوهش، شناخت اثرات کوتاه‌مدت مخارج دولت در دوره‌های رکود و رونق بوده است. بنابراین، لزومی به ذکر نتایج بلندمدت و الگوی تصحیح خطا نخواهد بود.

مدل‌سازی سری‌های زمانی بر فرض مانایی متغیرها استوار است. برای بررسی مانایی متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون دیکی فولر با در نظر گرفتن شکست ساختاری استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای لحاظ شده در مدل‌ها به‌جزء مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول کشاورزی، منابع آب، صنعت و معدن، مسکن و عمران، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل، فناوری اطلاعات، محیط‌زیست و انرژی، مانا هستند. متغیرهای ذکر شده نیز با یکبار تفاضل‌گیری در سطح I(1)، مانا می‌شوند. همچنین، نتایج آزمون‌های تشخیص عدم وجود خودهمبستگی و نرمال بودن باقیمانده‌ها را در تمام مدل‌ها نشان می‌دهند. شواهد آماری نشان می‌دهد، ناهمسانی واریانس در تمام الگوها وجود دارد. به‌منظور برطرف کردن این مشکل در این مدل‌ها، ماتریس واریانس-کواریانس به‌صورت مقاوم[1] نسبت به واریانس برآورد شده است.

پیش از برآوردها ادوار تجاری، از فیلتر هودریک- پرسکات در طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۹۸، استخراج و نتایج آن در نمودار (۱) منظور شده است.

بر اساس نمودار (۱) سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۵۰، ۱۳۵۴، ۱۳۶۱-۱۳۶۰، ۱۳۶۳، ۱۳۶۹-۱۳۶۷، ۱۳۷۴، ۱۳۷۸، ۱۳۸۱-۱۳۸۰، ۱۳۸۶-۱۳۸۳، ۱۳۹۰-۱۳۸۹، ۱۳۹۳، ۱۳۹۶-۱۳۹۵، با وجود شکاف تولید مثبت، به‌عنوان «دوره‌های رونق» شناخته می‌شوند. همچنین سال‌های ۱۳۵۳، ۱۳۵۹-۱۳۵۵، ۱۳۶۲، ۱۳۶۶-۱۳۶۴، ۱۳۷۳-۱۳۷۰، ۱۳۷۷-۱۳۷۵، ۱۳۷۹، ۱۳۸۲، ۱۳۸۸-۱۳۸۷، ۱۳۹۲-۱۳۹۱، ۱۳۹۴، ۱۳۹۸-۱۳۹۷، با وجود شکاف تولید منفی، به‌عنوان «دوره‌های رکود» شناخته می‌شوند.

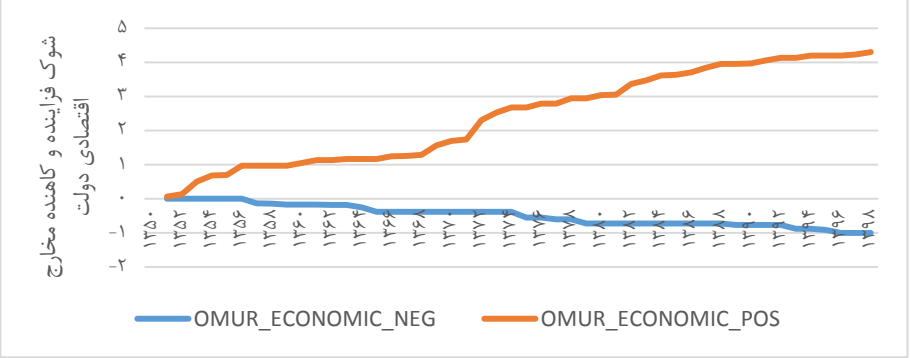
1. Robust



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. ادوار تجاری ایران بر اساس فیلتر هودریک- پرسکات در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۰

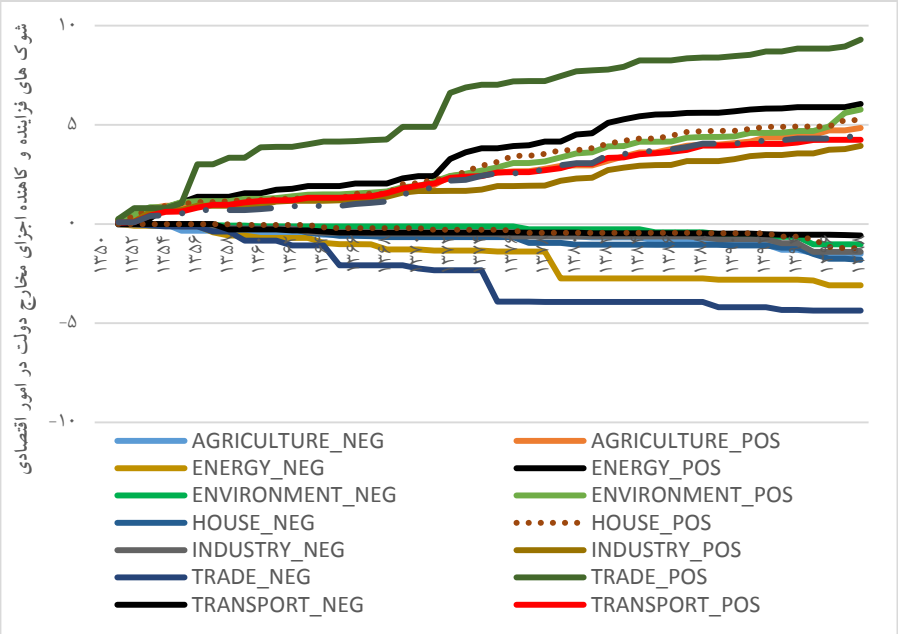
پس از استخراج ادوار تجاری بر اساس فیلتر هودریک پرسکات، باید به بررسی متفاوت بودن ضرایب اثرگذاری اجزای مخارج دولت در طی دوره‌های رکود و رونق پرداخته شود، اما پیش از انجام آزمون والد نیاز به استخراج شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت می‌باشد[۱].



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت در امور اقتصادی

۱. در برآورد شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت در نرم افزار ایویوز از دستور زیر استفاده شده است:
View- Lable-Asyvars



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت در زیر فصول مربوط به امور اقتصادی

جدول ۱. آزمون برابری ضرایب (والد)

متغیر کنترلی مخارج دولت در مدل‌ها	شوک‌های مثبت		شوک‌های منفی	
	آماره F	سطح معناداری	آماره F	سطح معناداری
امور اقتصادی	۱۲۸/۰۷۰	۰/۰۰۰	۹۲/۰۳۳	۰/۰۰۰
کشاورزی	۰/۵۴۴	۰/۴۶۶	۰/۳۵۷	۰/۵۵۴
منابع آب	۰/۱۰۶	۰/۷۴۶	۰/۱۹۰	۰/۶۶۶
صنعت و معدن	۳/۴۸۹	۰/۰۷۰	۱/۵۲۹	۰/۲۲۵
فناوری اطلاعات	۶/۹۸۲	۰/۰۱۲	۴/۶۱۷	۰/۰۳۹
بازرگانی و تعاون	۳/۰۶۱	۰/۰۸۹	۱/۶۱۴	۰/۲۱۵
مسکن و عمران	۰/۲۸۵	۰/۵۹۷	۱/۰۵۸	۰/۳۱۱
حمل و نقل	۱/۸۱۰	۰/۱۸۸	۳۹/۲۷۹	۰/۰۰۰
محیط‌زیست	۲/۳۱۷	۰/۱۳۷	۲۰/۲۷۶	۰/۰۰۰
انرژی	۲/۱۱۴	۰/۱۵۵	۰/۷۱۷	۰/۴۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج برآورد اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی بر رفاه اجتماعی

اثرات متغیرهای توضیحی مدل‌ها	متغیر وابسته: رفاه اجتماعی LOG(W)				
	اثرات مدل‌های مربوط به مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه				
	امور اقتصادی (EAG)	کشاورزی (AG)	منابع آب (WRG)	صنعت و معدن (IMG)	فناوری‌اطلاعات (ITG)
وقفه رفاه (WL)	۰/۴۷۲***	۰/۴۱۷***	۰/۵۰۰***	۰/۳۹۸***	۰/۳۷۳***
عرض از مبدأ (α)	−۱۰/۷۰۰***	-۸/۵۰۳***	-۸/۷۲۷**	-۷/۲۴۱**	-۸/۴۵۲**
لگاریتم نرخ تورم Log(In)	-۰/۰۸۲***	-۰/۰۷۷***	-۰/۰۷۳***	-۰/۰۶۶***	-۰/۰۶۸***
لگاریتم نرخ باسوادی Log(Literacy)	-۲/۳۰۷***	-۲/۵۷۵***	-۲/۶۰۶***	۱/۶۰۴***	۳/۱۹۵***
لگاریتم شاخص درجه باز بودن اقتصاد $Log(Open_t)$	۰/۱۸۱***	۰/۱۹۲***	۰/۲۱۷***	۰/۱۰۵***	۰/۱۱۹***
لگاریتم نرخ شهرنشینی $Log(Urban_t)$	۱۰/۷۲۶***	۹/۹۰۸***	۹/۷۶۰***	۸/۰۶۰***	۱۰/۷۳۰***
لگاریتم مخارج دولت در سایر امور و فصول به‌جزء امور یا فصل مربوطه (Other_Exp) Log	۰/۲۵۴***	۰/۰۰۳	۰/۰۸۵**	۰/۰۸۲***	۰/۰۱۳*
یارانه‌ها $(Subsidy_t)$	۰/۰۰۲	۰/۰۱۷	۰/۰۲۰***	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۰***
شوک‌های مثبت در رکود $(Shock_{EXP_t^+} * Recesion)$	۰/۰۷۳***	۰/۰۹۸***	۰/۰۵۴***	۰/۲۰۵***	۰/۰۱۲
شوک‌های مثبت در رونق $(Shock_{EXP_t^+} * Boom)$	۰/۱۰۴***	۰/۱۰۷***	۰/۰۵۵***	۰/۲۲۰***	۰/۰۱۸**
شوک‌های منفی در رکود $(Shock_{EXP_t^-} * Recesoin)$	۰/۳۴۱***	-۰/۰۵۳	۰/۰۵۶*	۰/۰۱۶	۰/۰۱۱*
شوک‌های منفی در رونق $(Shock_{EXP_t^-} * Boom)$	۰/۴۷۲***	-۰/۰۲۳	۰/۰۴۸***	۰/۰۵۵***	۰/۰۲۰**
روند زمانی (Time trend)	-۰/۰۴۸***	-۰/۰۵۱***	-۰/۰۴۴***	-۰/۰۵۳***	-۰/۰۴۳***

ادامه جدول ۲. نتایج برآورد اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی بر رفاه اجتماعی

اثرات متغیرهای توضیحی مدل‌ها	متغیر وابسته: رفاه اجتماعی LOG(W)				
	اثرات مدل‌های مربوط به مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوطه				
	بازرگانی و تعاون (CTG)	مسکن و عمران (CHG)	حمل ونقل (TG)	محیط‌زیست (ENG)	انرژی (EG)
وقفه رفاه (WL)	۰/۳۳۳***	۰/۳۵۲***	۰/۳۲۸***	۰/۴۹۲***	۰/۵۷۱***
عرض از مبدأ (α)	-۱۳/۲۷۷**	-۱۰/۳۸۵**	-۸/۹۰۴**	-۹/۰۳۳***	-۱۲/۱۸۰***
لگاریتم نرخ تورم Log(In)	-۰/۰۶۶***	-۰/۰۶۷***	-۰/۰۶۳***	-۰/۰۶۶***	-۰/۰۷۳***
لگاریتم نرخ باسوادی Log(Literacy)	-۲/۳۵۵***	-۳/۴۸۹***	-۳/۵۱۵***	-۲/۴۷۲***	-۳/۲۰۰***
لگاریتم شاخص درجه باز بودن اقتصاد $Log(Open_t)$	۰/۰۵۸***	۰/۱۳۵***	۰/۱۲۳***	۰/۲۱۴***	۰/۲۵۰***
لگاریتم نرخ شهرنشینی $Log(Urban_t)$	۱۲/۶۹۰***	۱۲/۲۱۸***	۱۱/۴۷۴***	۹/۷۶۲***	۱۲/۲۶۱***
لگاریتم مخارج دولت در سایر امور و فصول به‌جزء امور یا فصل مربوطه Log(Other_Exp)	۰/۰۹۱***	۰/۰۸۰***	۰/۰۰۸	۰/۰۶۷***	۰/۱۳۷**
یارانه‌ها$(Subsidy_t)$	۰/۰۱۷***	۰/۰۲۶***	۰/۰۱۲	۰/۰۱۳***	-۰/۰۱۱
شوک‌های مثبت در رکود $(Shock_{EXP_t^+} * Recesion)$	۰/۰۵۵***	۰/۰۵۳**	-۰/۰۳۸***	۰/۰۵۴***	۰/۰۶۰***
شوک‌های مثبت در رونق $(Shock_{EXP_t^+} * Boom)$	۰/۰۵۱***	۰/۰۵۲**	۰/۰۰۳	۰/۰۵۴***	۰/۰۶۷***
شوک‌های منفی در رکود $(Shock_{EXP_t^-} * Recesoin)$	۰/۱۱۴***	۰/۰۲۹**	۰/۰۲۵***	۰/۰۰۳	۰/۱۶۷***
شوک‌های منفی در رونق $(Shock_{EXP_t^-} * Boom)$	۰/۱۰۶***	۰/۰۲۰	۰/۰۵۹***	-۰/۰۱۲***	۰/۱۷۴***
روند زمانی (Time trend)	-۰/۰۵۴***	-۰/۰۵۴***	-۰/۰۴۴***	-۰/۰۴۶***	-۰/۰۴۹***

*معناداری در سطح یک درصد، ** معنادار در سطح پنج درصد،* معنادار در سطح ده درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۱) به‌استثنای امور اقتصادی و فصل فناوری اطلاعات در شوک‌های مثبت و امور اقتصادی و فصول حمل و نقل و محیط‌زیست در شوک‌های

منفی، اثر مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره رکود و رونق با یکدیگر تفاوت معنادار آماری ندارند.

بر اساس جدول (۲)، که شامل ده برآورد جداگانه از اثرات مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن شامل؛ فصل کشاورزی، منابع آب، صنعت و معدن، فناوری اطلاعات، بازرگانی و تعاون، مسکن و عمران، حمل و نقل، محیط‌زیست و انرژی بر رفاه اجتماعی بر اساس مدل پایه (۷) می‌باشد، نتایج نشان می‌دهد. که اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت در امور اقتصادی بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. برخلاف انتظار، شوک‌های کاهنده مخارج دولت در این امور به‌خصوص در دوره‌های رونق در مقایسه با شوک‌های فزاینده تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته‌اند. در مدل مربوط به فصل کشاورزی، اثر شوک‌های فزاینده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است، این در حالی است که اثر شوک‌های کاهنده مخارج دولت در فصل کشاورزی بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق منفی و غیر معنادار بوده است. بنابراین، شوک‌های فزاینده مخارج دولت به‌خصوص در دوره‌های رونق در فصل کشاورزی در مقایسه با شوک‌های کاهنده تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته‌اند. در مدل مربوط به فصل منابع آب اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. همچنین، شوک‌های کاهنده مخارج دولت در دوره‌های رکود در مقایسه با سایر شوک‌ها تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته است. در مدل مربوط به فصل صنعت و معدن اثر شوک‌های فزاینده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. این در حالی است که اثر شوک‌های کاهنده مخارج دولت در فصل صنعت و معدن بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق، مثبت و به ترتیب غیرمعنادار و معنادار بوده است. بنابراین، بر اساس انتظار، شوک‌های فزاینده مخارج دولت در فصل صنعت و معدن به‌ویژه در دوره‌های رونق در مقایسه با سایر شوک‌ها، از جمله شوک‌های کاهنده، تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی دارند. در مدل مربوط به فصل فناوری اطلاعات، اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق، مثبت و به‌استثناء شوک فزاینده مخارج دولت در دوره‌های رکود معنادار بوده است. همچنین، اثر شوک کاهنده مخارج دولت در فصل فناوری اطلاعات در دوره‌های رونق در مقایسه با سایر شوک‌ها تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته است. در مدل مربوط به فصل بازرگانی و تعاون، اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. برخلاف انتظار، شوک‌های کاهنده مخارج دولت در فصل

بازرگانی و تعاون، به‌ویژه در دوره‌های رکود در مقایسه با سایر شوک‌ها تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته است. در مدل مربوط به فصل مسکن و عمران اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق، مثبت و به‌استثناء شوک کاهنده مخارج دولت در دوره رونق معنادار بوده است. در نتیجه، شوک‌های فزاینده مخارج دولت در فصل مسکن و عمران به‌ویژه در دوره‌های رکود در مقایسه با شوک‌های کاهنده تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی داشته‌اند. در مدل مربوط به فصل حمل و نقل اثر شوک‌های فزاینده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود، منفی و معنادار و در دوره‌های رونق مثبت و غیرمعنادار بوده، این در حالی است که شوک کاهنده مخارج دولت در دو دوره رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. اثر شوک کاهنده مخارج دولت در فصل حمل و نقل در دوره‌های رونق در مقایسه با سایر شوک‌ها تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی در ایران دارد. در مدل مربوط به فصل محیط‌زیست، اثر شوک‌های فزاینده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دو دوره رکود و رونق مثبت و معنادار بوده، این در حالی است که شوک کاهنده مخارج دولت در طی دوره‌های رکود مثبت و غیرمعنادار و در دوره‌های رونق منفی و معنادار بوده است، این موضوع دو یافته مهم در بردارد: اول، اینکه شوک‌های فزاینده مخارج دولت در فصل محیط‌زیست در مقایسه با شوک‌های کاهنده تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی دارند. دوم، اثر شوک فزاینده مخارج دولت در فصل محیط‌زیست در هر دو دوره رکود و رونق بر رفاه اجتماعی در مقایسه با سایر شوک‌ها در ایران به یک میزان می‌باشد. در مدل مربوط به فصل انرژی اثر شوک‌های فزاینده و کاهنده مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در دوره‌های رکود و رونق مثبت و معنادار بوده است. در این فصل شوک‌های کاهنده، مخارج دولت، به‌ویژه در دوره‌های رونق در مقایسه با شوک‌های فزاینده تأثیر بیشتری بر رفاه اجتماعی دارند.

در ارتباط با سایر متغیرهای کنترلی مدل می‌توان گفت در مدل‌های برآوردی اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری اثرگذاری متغیرهای کنترلی نرخ تورم و نرخ باسوادی در تمامی مدل‌ها بر رفاه اجتماعی، منفی و معنادار بوده است. همچنین، در تمامی مدل‌ها، اثرگذاری متغیرهای کنترلی شاخص درجه باز بودن اقتصاد و نرخ شهرنشینی، مخارج دولت در سایر امور و فصول به‌جزء امور یا فصل مربوطه به‌استثناء فصول کشاورزی، حمل و نقل، انرژی مثبت و معنادار بوده‌اند. متغیر هدفمندی یارانه‌ها نیز تنها در فصول منابع آب، صنعت و معدن، فناوری‌اطلاعات، بازرگانی و تعاون، محیط‌زیست و مسکن و عمران دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رفاه اجتماعی بوده است.

۶- بحث و پیشنهادها

ارتقاء سطح کیفی زندگی شهروندان از وظایف دولت است. با توجه به سیر نزولی رفاه اجتماعی و نبود پژوهش لازم در زمینه بررسی اثرات مخارج دولت در امور اقتصادی و فصول مربوطه بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری ایران، این هدف، موضوع پژوهش حاضر قرار گرفته است. به این منظور از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به‌منظور تخمین مدل‌ها برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۵۲ بهره گرفته شده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران شوک‌های مثبت مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول کشاورزی، منابع آب، صنعت و معدن، بازرگانی و تعاون، انرژی، مسکن و عمران و محیط‌زیست و شوک‌های منفی مخارج دولت در امور اقتصادی، فصول منابع آب، فناوری اطلاعات، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل و انرژی در طی ادوار تجاری، موجب افزایش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار شده‌اند. همچنین، شوک‌های مثبت مخارج دولت در فصل فناوری اطلاعات در طی دوره‌های رونق و فصل حمل و نقل در طی دوره‌های رکود به ترتیب موجب افزایش و کاهش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار شده‌اند. در شوک‌های منفی مخارج دولت نیز فصول مسکن و عمران و صنعت و معدن به ترتیب در دوره‌های رکود و رونق موجب افزایش رفاه اجتماعی شده و فصل محیط‌زیست در دوره‌های رونق کاهش رفاه اجتماعی به‌طور معنادار را سبب شده است. اثرگذاری مثبت مخارج دولت بر رفاه اجتماعی در برخی از فصول در طی ادوار تجاری می‌تواند ناشی از اثرات ضریب فزاینده کینزی در جهت افزایش درآمد در نتیجه افزایش سرمایه انسانی، فیزیکی و تقارن‌های فنی و زیر ساختی باشد. همچنین، مخارج دولت در فصول یاد شده با ایجاد پتانسیل بر عملکرد و ارتقاء صنایع شیرخوار در اقتصاد منجر به کاهش نرخ بیکاری، تثبیت قیمت‌های عمومی در اقتصاد، کاهش نرخ فقر و افزایش سطح کیفی زندگی مردم می‌شود. تأثیر منفی شوک‌های منفی مخارج دولت در فصل محیط‌زیست در طی دوره‌های رونق می‌تواند ناشی از این امر باشد که افزایش و کاهش مخارج دولت برای حفظ ثبات نوسانات اقتصادی بیشتر با کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای همراه بوده تا هزینه‌های جاری، زیرا کاهش سطح هزینه‌های جاری همواره دشوار است و این مخارج معمولاً به‌طور دائمی افزایش می‌یابند و این امر تأثیرات منفی بر رفاه اجتماعی در فصل مذکور از خود بر جای گذاشته است. از سوی دیگر، با در نظر گرفتن شوک مثبت مخارج دولت فصول مسکن و عمران، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل دارای اثرگذاری بیشتر در طی دوره رکود و امور اقتصادی و فصول صنعت و معدن، کشاورزی، منابع آب،

فناوری اطلاعات، محیط‌زیست و انرژی دارای اثرگذاری بیشتر در دوره رونق بر رفاه اجتماعی بوده‌اند. همچنین، با در نظر گرفتن شوک‌های منفی مخارج دولت، فصول کشاورزی، منابع آب، بازرگانی و تعاون و مسکن و عمران دارای اثرگذاری بیشتر در دوره‌های رکود و امور اقتصادی و فصول صنعت و معدن، فناوری اطلاعات، حمل و نقل، انرژی و محیط‌زیست دارای اثرگذاری بیشتر در دوره‌های رونق بر رفاه اجتماعی بوده‌اند. در نتیجه، اجزای مخارج دولت در امور اقتصادی و زیر فصول مربوط به آن دارای اثرات نامتقارن بر رفاه اجتماعی در طی ادوار تجاری می‌باشند. این تفاوت در میزان و جهت اثرگذاری را می‌توان ناشی از وقفه‌های طولانی‌مدت در سیاست‌های مالی دولت، فساد اداری و نظام سیاسی ناکارآمد، بازارهای ناکافی سرمایه و افزایش محدودیت نقدینگی دولت به‌ویژه در دوره‌های رکود، وجود اثرات برون‌رانی کلاسیک‌ها در طی ادوار تجاری، اعتماد به درآمدهای نفتی، رشد ناچیز هزینه‌های دولت در زمینه تشکیل سرمایه‌های ثابت در طی ادوار تجاری اقتصاد که ماهیت کوتاه‌مدت داشته است، دانست. این عوامل سبب می‌شود در کوتاه‌مدت تأثیرگذاری اجزای مخارج در حوزه‌هایی مانند فصل محیط‌زیست در دوره‌های رونق و فصل حمل و نقل در دوره‌های رکود غیرمولد با اثر بخشی کمتری همراه باشد.

به این منظور بر اساس شرایط اقتصادی حاکم و نتایج حاصل از مطالعه، پیشنهادهای زیر در قالب جدول (۳) ارائه می‌شود:

جدول ۳. پیشنهادهای سیاستی بر اساس وضعیت اقتصادی

هدف	افزایش رفاه اجتماعی			
وضعیت اقتصاد	دوره‌های رکود		دوره‌های رونق	
سیاست اتخاذی در مخارج دولت	شوک‌های مثبت	شوک‌های منفی	شوک‌های مثبت	شوک‌های منفی
پیشنهادها سیاستی در اولویت‌بندی بودجه در فصول مربوط به امور اقتصادی	فصول صنعت و معدن، کشاورزی، انرژی، بازرگانی و تعاون، منابع آب، محیط‌زیست، مسکن و عمران	فصول صنعت و معدن، کشاورزی، انرژی، منابع آب، محیط‌زیست، مسکن و عمران، بازرگانی و تعاون، فناوری اطلاعات	فصول انرژی، بازرگانی و تعاون، منابع آب، مسکن و عمران، حمل و نقل و فناوری اطلاعات	فصول انرژی، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل، صنعت و معدن، منابع آب و فناوری اطلاعات

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- جمع‌بندی

برنامه‌ریزی دولت در تخصیص بودجه با هدف افزایش رفاه اجتماعی شهروندان، تابعی از وضعیت اقتصادی حاکم بر جامعه است. در برآوردهای غیرخطی به روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشان داده شده است در طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۲، اگر اقتصاد ایران در شرایط رکود اقتصادی به سر ببرد، دولت با اعمال شوک‌های مثبت به ترتیب در فصول صنعت و معدن، کشاورزی، انرژی، بازرگانی و تعاون، منابع آب، محیط‌زیست، مسکن و عمران و در شرایط رونق اقتصادی به ترتیب در فصول صنعت و معدن، کشاورزی، انرژی، منابع آب، محیط‌زیست، مسکن و عمران، بازرگانی و تعاون، فناوری اطلاعات موجب افزایش رفاه اجتماعی خواهد شد. همچنین، اگر اقتصاد در شرایط رکود اقتصادی به سر برده و دولت به دلیل کمبود منابع مالی قصد اعمال شوک-های منفی را داشته باشد، باید مخارج خود را به ترتیب صرف فصول انرژی، بازرگانی و تعاون، منابع آب، مسکن و عمران، حمل و نقل و فناوری اطلاعات و در شرایط رونق اقتصادی به ترتیب صرف فصول انرژی، بازرگانی و تعاون، حمل و نقل، صنعت و معدن، منابع آب و فناوری اطلاعات کند.

منابع

۱. احمدوند، نرگس، علیزاده، محمد، فطرس، محمدحسن، دلفان، محبوبه (۱۳۹۹). حصول سهم بهینه مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی با هدف حداکثرسازی رفاه اجتماعی (با تأکید بر امور و فصول بودجه عمومی دولت). *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۲۰(۷۹)، ۱۹۵-۱۵۳.

۲. انتظار، الناز و نجفی، مینا (۱۳۹۷). تبیین آثار غیرخطی مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران در ادوار تجاری (رهیافت مدل چرخشی مارکوف با ضرایب متغیر). *فصلنامه مهندسی تصمیم*، ۲(۷)، ۱۳۳-۱۱۶.

۳. بختیاری، صادق، مؤید فر، رزیتا و سرخوش سرا، علی (۱۳۹۳). تحلیل تأثیر اجزاء مخارج دولتی بر توسعه و رفاه : مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب توسعه یافته و درحال توسعه. *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۱(۸). ۲۴-۴۸.

۴. حسینی، سید مهدی، عبدی، علیرضا، غیبی، علیرضا و فدایی، ایمان (۱۳۸۷). ترکیب اجزای مخارج دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی با امور و فصول بودجه عمومی دولت، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۶(۴۸)، ۶۳-۳۷.

۵. خانزادی، آزاد، فتاحی، شهرام و مرادی، سارا (۱۳۹۴). بررسی اثرات مخارج بهداشت و درمان دولت بر توسعه انسانی در ایران. *اقتصاد و الگوسازی دانشگاه شهید بهشتی*، ۷(۲۵)، ۱۴۹-۱۳۰.

۶. ساعدی سارخانلو، علیرضا و درگاهی، حسن (۱۴۰۰). تبیین عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران با تأکید بر مؤلفه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱(۲۶)، ۳۲-۳.

۷. غلامی، الهام و هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۹۳). بررسی موقعیت چرخهٔ تجاری در ایران و تأثیر آن بر کارآیی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۱۲)، ۲۷۱-۲۵۳.

۸. ممی پور، سیاب، جعفری، صغری، ساسانیان اصل، زیبا (۱۳۹۷). اثر سیاست‌های پولی و مالی بر پویایی ادوار تجاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۵). ۲۰۳-۱۶۷.

9. Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J.A. (2005). *Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth*. Handbook of Economic Growth, 1, 385-472.
10. Alesina, A., Filipe, C., & Guido, T. (2008). Why Is Fiscal Policy Often Pro-cyclical? *Journal of the European Economic Association, 6*(5), 1006-1036.
11. Armey, R. (1995). *The Freedom Revolution*. Washington, DC: Rognery Publishing.
12. Asghar, N., Hussain, Z., & Rehman, H.U. (2012). The Impact of Government Spending on Poverty Reduction: Evidence from Pakistan 1972 to 2008. *African Journal of Business Management, 6*(3), 845-853.
13. Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S., & Cui, Q. (2008). Social Spending, Human Capital, and Growth in Developing Countries. *World Development*, 36(8), 1317–1341.
14. Baum, A., & Koester, G. B. (2011). The Impact of Fiscal Policy On Economic Activity Over the Business Cycle Evidence from A Threshold VAR Analysis. *Discussion Paper: Economic Studies*.
15. Bank for International Settlements (2003). Fiscal Issues and Central banking in Emerging Economies. *BIS Papers, 20*(1), 1-9.

16. Dankumo, A.M., Ishak, S., Bani, Y., & Hamza, H.Z. (2018). The Relationship Between Public Expenditure, Corruption and Poverty in Nigeria. *Journal of Economic Dan Study Pembangunan*, 11(1), 76-89.
17. Edeme, R. K., Nkalu, C. N., & Ifelunini, I. A. (2017). Distributional Impact of Public Expenditure on Human Development in Nigeria. *International Journal of Social Economics, 44*(12), 1683-1693.
18. Frankel, J.A., Vegh, C.A., Vuletin, G. (2011). On Graduation From Fiscal Procyclicality. *Journal of Development Economics, Elsevier, 100*(1), 32-47.
19. Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal Policy in Latin America, in B. Bernanke and J. Rotemberg, eds. *NBER Macroeconomics Annual*.
20. Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden Integration. *Economics Working Paper Series,* No.654, 100-123.
21. Grdović Gnip, A. (2014). The Power of Fiscal Multipliers in Croatia. *Financial Theory and Practice,* 38(2), 173-219.
22. Haile, F., & Nino-Zarazua, M. (2018). Dose Social Spending Improve Welfare in Low-Income and Middle Income Countries? *Journal of International Development, 30*, 367–398.
23. Janson, P., Mango, N., Krishna, A., Rademy, M., & Johnson, N. (2009). Understanding Poverty Dynamics in Kenya. *Journal of International Development*.
24. Jouini, J. (2018). Measuring The Macroeconomic Impacts of Fiscal Policy Shocks in The Saudi Economy: A Markov Switching Approach. Romanian. *Journal of Economic Forecasting*, *Xxi* (4), 55-70.
25. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business Cycles: Real Fact and Monetray Myth. *Federal reserve Bank of minneapolise Qaretly reviwe, 14*(1), 3-18.
26. Omari, L. V., & Muturi, W. (2016). The Effect of Government Sectoral Expenditure on Poverty Level in Kenya. *Global Journal of Human-Social Scince: E Economics, 16*(2), 1-10.
27. Omodero, C.O. (2019). Government Sectoral Expenditure and Poverty Alleviation in Nigeria. *Research in World Economy,10*(1), 80-90.
28. Oriavwote, E., & Ukawe, A. (2018). Government Expenditure and Poverty Reduction in Nigeria. *Journal of Economics and Public Finance*, 34(2),156-163.
29. Pragidis, I. C., Tsintzos, P., & Plakandaras, B. (2018). Asymmetric Effects of Government Spending Shocks During the Financial Cycle. *Economic Modelling, 68*, 372-387.
30. Seetanah, B., Ramessur, S., & Rojid, S. (2009). Does Infrastructure Alleviate Poverty in Developing Countries*? International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, 6* (2), 17-36.
31. Schorderet, Y. (2001). Revisiting Okuns Law: An Hysteric Perspective. *Unpublished Manuscript*, University of California San Diego, No.1765.

32. Sourya K., Sainasinh, S., & Onphanhdla, P. (2018). Public Spending, Aid Effectiveness and Poverty Reduction in Lao PDR, *Journal of International Cooperation Studies,* 21(2&3), 163-186.

33.Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Co Integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Springer*, 281–314.

34. Transparency International. (2020). The Global Coalition Against Corruption. Transparency International Report.

35. Tornell, A., & Lane, P. (1999). The Voracity Effect. *American Economic Review,* 89, 22-46.

36. UNDP. (2006). *Human development report. New York*, *USA*.

37. Vegh, C.A., & Vuletin, G. (2012). How Is Tax Policy Conducted Over The Business Cycle? *NBER Working Paper*, 17753, 2-38.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۵۸-۲۵

مدل‌سازی اقتصادی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو): رهیافت پویایی‌شناسی سیستم

DOI: 10.22059/JTE.2022.347749.1008711

میثم حداد[۱]، سید کمیل طیبی*[۲]، علیمراد شریفی[۳]، مهدی نیرومند[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، m.haddad@ase.ui.ac.ir

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، alimorad@ase.ui.ac.ir

۴. دانشیار گروه مهندسی برق، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، mehdi_niroomand@eng.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۶

چکیده

باتوجه به رشد روزافزون تقاضای برق و مسائل مربوط به عرضه آن از قبیل افزایش هزینه‌های اجتماعی سوخت‌های فسیلی و همچنین عدم توانایی دولت‌ها در تأمین منابع مالی لازم برای ایجاد و افزایش واحدهای تولیدی، مباحث مربوط به اقتصاد سیستم‌های قدرت بیش از پیش مورد توجه دولت‌ها و کارشناسان اقتصاد انرژی قرار گرفته است، تا تخصیص منابع کاراتری را اعمال کنند، بنابراین در مقاله حاضر هدف این است که ادغام منطقه‌ای بازارهای برق در بین کشورهای منتخب عضو اکو (ایران، ترکیه، آذربایجان، پاکستان و افغانستان) با رویکرد پویایی‌شناسی سیستم و با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۸۰ به‌منظور بیشینه‌سازی پایایی عرضه برق، مدل‌سازی شود. برای این منظور دو سناریو شامل سناریوی بازار ملی برق (سناریو خودکفایی) و سناریوی بازار ادغام منطقه‌ای (سناریو آزاد) از طریق تصریح و برآورد یک الگوی سری‌های زمانی ساختاری تا سال ۲۰۳۰، شبیه‌سازی شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی دو سناریو حاکی از آن است که کشور ایران با ذخیره نهایی بیشتر از یک و کم‌ترین قیمت در بین کشورهای منطقه بیشترین صادرات برق را دارد، و در مقابل افغانستان با ذخیره نهایی کمتر از یک، در بین کشورهای منطقه، بیشترین واردات برق را به خود اختصاص می‌دهد. از دیگر نتایج حاصل از این شبیه‌سازی می‌توان به کاهش قیمت برق به دلیل کاهش هزینه‌های تولید اشاره کرد. از مهم‌ترین یافته‌های این مقاله نیز می‌توان ایجاد بازار منطقه‌ای برق میان کشورهای عضو اکو نام برد که در آن نااطمینانی در تأمین و پایایی عرضه برق مورد نیاز در بین کشورهای عضو اکو کاهش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: L94، F15، Q41، C33، C61

واژه‌های کلیدی: بازار برق، ادغام منطقه‌ای، کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو)، پویایی سیستم، الگوی سری‌های زمانی ساختاری

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۳۱۱۷۹۳۵۲۴۲

۱- مقدمه

از بین حامل‌های انرژی، برق برای اقتصاد دنیا یک عامل بسیار اساسی است؛ تا آنجا که برای تعیین وضعیت اقتصادی کشورها و سطح رفاه آن‌ها از شاخص‌های تولید و مصرف سرانه‌ی برق استفاده می‌شود. رشد تقاضای برق متأثر از عوامل گوناگونی همچون تولید ناخالص داخلی (GDP)، قیمت حامل‌های انرژی، رشد جمعیت، دما، تغییرات ساختاری در اقتصاد، توسعه‌ی صنایع انرژی‌بر و بهبود کارایی می‌باشد. پاسخگویی به این رشد در تقاضا می‌تواند به توسعه‌ی بخش عرضه به‌منظور تأمین این تقاضا بیانجامد. در این وضعیت، به همان نسبتی که تقاضا بالا می‌رود، ظرفیت نصب شده در بخش عرضه در داخل یا خارج از کشور باید افزایش یابد (باتچاریا[1]، ۲۰۱۹). اما ممکن است از یک‌سو دولت‌ها در سرمایه‌گذاری و توسعه بخش عرضه برق با محدودیت تأمین مالی روبرو بوده و از سوی دیگر، برخی از کشورها با توجه به تقاضای محدود داخلی در مواقعی از سال با مازاد تولید برق مواجه باشند، بدین منظور ایجاد بازار برق یکپارچه بین کشورهای یک منطقه برای پاسخگویی به تقاضا و همچنین فروش مازاد برق تولیدی، ضروری است.

در سال‌های اخیر با اجرای سیاست‌های تجدید ساختار در بازار برق، گامی برای خصوصی‌سازی و تجارت آزاد برق در جهان برداشته شده است، به‌گونه‌ای که با تفکیک محصول برق (به‌عنوان کالای نهایی) از خدمات برق، تجارت بین‌المللی آن با سرعت زیادی روبه افزایش گذاشته، تا حتی براساس ادغام بازارهای برق و هم براساس رقابت انجام شود. سازمان منطقه‌ای صنعت برق[2] در مبحث سیاست‌گذاری کنونی در بسیاری از نقاط جهان در مورد ادغام بازار برق نقش مهمی دارد (راماس[3]، ۱۹۹۹). از نیمه دوم دهه‌ی ۱۹۹۰، کشورهای اروپایی با هدف ایجاد بازار برق، فرآیند آزادسازی صنایع تأمین انرژی خود را آغاز کرده‌اند (پلینی[4]، ۲۰۱۲). بازار برق اروپا برای دستیابی به اهداف بلندمدت انرژی اتحادیه اروپا، به دنبال ابزارهای کلیدی از قبیل رقابت‌پذیری، پایداری و تأمین امنیت که در اسناد سیاست انرژی اتحادیه اروپا در دو دهه گذشته گنجانده شده، بوده است (به‌عنوان مثال EC، ۱۹۹۵، ۲۰۰۷، ۲۰۱۰).

---

1. Bhattacharyya
2. Spatial Organization of the Electricity Industry
3. Ramos
4. Pellini

ادغام منطقه‌ای بازار برق به دلیل تخصیص بهتر تولید میان کشورها براساس اصل هزینه‌های نسبی،کارایی در تأمین برق را بهبود می‌بخشد. همچنین افزایش کارایی می‌تواند به‌دلیل افزایش مقیاس تولید داخلی و خارجی، افزایش رقابت و قابلیت اطمینان (پایایی) تحقق یابد، بنابراین هزینه‌های تولید و در نتیجه قیمت برق کاهش یافته و به دلیل ایجاد رقابت، استانداردهای خدمات آن افزایش می‌یابد. همچنین در پی نگرانی جهانی برای افزایش تغییرات آب و هوایی، ادغام برق منطقه‌ای می‌تواند با توجه به بهبود کارایی، راهی مؤثر برای کاهش انتشار کربن باشد (ژای[1]، ۲۰۱۰).

لازم به ذکر است پیشرفت‌های واقعی ادغام منطقه‌ای بازار برق، در بین قاره‌ها و مناطق تجاری باتوجه به پتانسیل‌های تولید برق، قیمت برق و هزینه‌های تولید آن متفاوت است، بنابراین بررسی و مطالعه‌ی این مشاهدات پیامدهای مهمی برای توسعه ادغام منطقه‌ای بازار برق در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو) دارد.

تأمین برق در کشورهای عضو اکو از نیروگاه‌های سوخت‌های فسیلی، برق آبی و تجدید پذیر صورت می‌گیرد. بیشتر منابع تولید برق کشورهای مورد مطالعه سوخت‌های فسیلی است. تولید برق از نیروگاه‌های برق آبی متأثر از تغییرات آب و هوایی می‌باشد، به‌طوری‌که در خشک‌سالی‌های اخیر سبب خاموشی در ساعات پیک تابستان در بسیاری از کشورها شده است. همچنین انرژی‌های تجدیدپذیر دارای منحنی تولید متفاوت با نیروگاه‌های فسیلی و برق‌آبی می‌باشد، به‌طوری‌که استفاده از این انرژی‌ها می‌تواند بدون ذخیره‌سازی برق تولیدی، تقاضای بخشی از برق روزانه را تأمین کند و در مدیریت بار به کشورهای عضو اکو کمک کند. به‌عنوان مثال انرژی خورشیدی با توجه به پتانسیل تولید، جزء اصلی‌ترین منبع انرژی تجدیدپذیر در بین اکثر اعضای اکو می‌باشد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین مطالعه و بررسی انرژی‌های تجدیدپذیر یک نوآوری در این مقاله است که در مطالعات گذشته در مورد ادغام منطقه‌ای بازار برق یا نادیده گرفته شده و یا به آن‌ها توجه زیادی نشده است.

همچنین قیمت برق خورشیدی و یارانه‌هایی که برای این نوع برق تولیدی در کشورها در نظر گرفته می‌شود ممکن است سبب گمراهی در ادغام منطقه‌ای شود.

1. Zhai

بنابراین مطالعه و بررسی تأثیرات حمایت از انرژی‌های تجدیدپذیر و یارانه‌های اعطایی به این نوع برق تولیدی در کشورهای منتخب عضو اکو، دارای اهمیت می‌باشد.

با توجه به ویژگی‌های منحصربه‌فرد برق نظیر عدم دسترسی کشورهای مورد مطالعه به تکنولوژی‌های مقرون به صرفه برای ذخیره‌سازی در مقیاس بالا، نیاز به سیستم فیزیکی و استراتژیک بودن آن، مقاله حاضر به دنبال پاسخگویی به این سئوالات است: آیا می‌توان برق را به‌عنوان یک محصول تجاری متفاوت در بین کشورهای عضو اکو در نظر گرفت؟ آیا با ایجاد یک بازار منطقه‌ای یکپارچه و انعقاد قراردادهای مبادله‌ای، تجارت برق بین کشورهای عضو اکو به سهولت انجام می‌شود؟ بدین لحاظ، با توجه به عدم وجود بازار یکپارچه برق در بین کشورهای منتخب عضو اکو، برای مدل‌سازی اقتصادی ادغام بازار برق، روش شبیه‌سازی با استفاده از اطلاعات گذشته و به کمک رویکرد پویایی سیستم، می‌توان نحوه یکپارچگی بازار برق بین این کشورها را طراحی و سناریوهای مناسبی را برای ادغام منطقه‌ای بازار برق در این منطقه ارائه کرد.

هدف اصلی این مقاله تحلیل ساختاری بازارهای ملی برق کشورهای عضو اکو، تبیین روابط علّی و معلولی بین مجموعه متغیرهای اقتصادی در شکل‌گیری ادغام بازار برق بین کشورهای عضو اکو و ارزیابی سناریوهای ادغام منطقه‌ای بازار برق در بین کشورهای عضو اکو با تأکید بر قیمت برق است. در ادامه و در قسمت دوم، مبانی نظری، و در قسمت سوم مروری بر پیشینه تحقیق انجام می‌پذیرد. روش‌شناسی در قسمت چهارم، بحث و نتایج رویکرد پویایی سیستم، مدل‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق در بین کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و نتیجه‌گیری و پیشنهادها به ترتیب در قسمت‌های پنجم و ششم ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری ادغام منطقه‌ای بازارهای برق

۲-۱- نقش عرضه و تقاضا در ادغام منطقه‌ای بازار برق

عرضه‌ی برق شرایط ویژه‌ای دارد که خدمات مرتبط با آن را در مقایسه با سایر موارد در صنعت منحصربه‌فرد می‌سازد. محصول نهایی باید بلافاصله و به میزان تقاضای مصرف‌کننده تحویل گردد؛ مگر اینکه با سیستم‌های ذخیره‌سازی، بخشی از آن برای شرایط پیک شبکه و کمبود در عرضه ذخیره‌سازی شود. کمبود ظرفیت و ظرفیت مازاد

پیامد منفی[1] از جنبه‌های فنی، اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی را به‌دنبال دارند (محقر و نجف‌زاده، ۱۳۹۶)، بنابراین، برنامه‌ریزی درست به‌منظور تأمین به‌موقع برق، جلوگیری از فروپاشی شبکه و در پی آن جلوگیری از مخاطره‌های اقتصادی دارای اهمیت ویژه‌ای است. یکی از راه حل‌های دستیابی به شبکه پایدار برق که در نقطه مقابل افزایش ظرفیت تولید و خودکفایی است، انعقاد قرارداد تجاری برق و ایجاد بازار یکپارچه برق بین کشورهای منطقه به‌منظور استفاده از مزیت‌های تجاری در این زمینه می‌باشد.

به‌طورکلی در زمینه معاملات بین‌المللی برق (TIE)، چارچوب عرضه و تقاضا بر اساس پویایی تجارت بین دو کشور واردکننده و صادرکننده ارائه می‌شود. در بیشتر مطالعات مانند گوگلر و هاگزی‌موسی (۲۰۱۹)، ردوندو و همکاران (۲۰۱۸) و اوسینی و پالوت (۲۰۱۶)، از مبانی نظری ارائه شده در زیر که براساس محاسبه سود خالص است، استفاده می‌شود.

در نمودار (۱) موجود در پیوست (۱)، منحنی عرضه با تقاضای ثابت D در نظر گرفته می‌شود. در محل تقاطع منحنی عرضه و تقاضا، قیمت بدون در نظر گرفتن صادرات نشان داده شده است. در سمت چپ نمودار (۱)، تقاضای D+Exp با مجموع تقاضای کشور صادرکننده و تقاضای واردات کشور واردکننده مطابقت دارد. تقاطع بین منحنی عرضه و خط مستقیم D+Exp قیمت برق با صادرات را نشان می‌دهد، که بالاتر از قیمت برق بدون صادرات است، بنابراین، برای کشور صادرکننده برق، سود حاصل قسمت هاشور خورده در سمت چپ نمودار (۱) می‌باشد، که به معنی افزایش تولید و افزایش قیمت است، بنابراین تولیدکنندگان برای پوشش تقاضای خارجی برق مجبور به کاهش هزینه‌های مرتبط با تولید هستند. در همین حال، در سمت واردکننده (سمت راست نمودار ۱)، یک تقاضای جدید D-Imp وجود دارد که تفاوت بین تقاضای ملی (برق تولیدی در کشور) و تقاضای واردات را نشان می‌دهد. تقاطع بین منحنی عرضه و خط مستقیم D-Imp قیمت برق وارداتی را نشان می‌دهد که کمتر از قیمت برق بدون واردات است. بنابراین، برای کشور واردکننده، سود حاصل قسمت هاشور خورده در سمت راست نمودار (۱) است، که به معنای کاهش قیمت در بازار برق می‌باشد.

1. Negative externality

نمودار (۲)، موجود در پیوست (۱)، زیان حاصل از معاملات بین‌المللی برق را نشان می‌دهد.کشور صادرکننده باید چگونگی افزایش قیمت داخلی بازار برق را جبران کند، در حالی که کشور واردکننده زیان‌هایی را در بخش تولیدکنندگان خود دارد، زیرا آن‌ها تولید و قیمت برق را در بازار داخلی که در آن سود دریافت می‌کردند کاهش داده‌اند، اگرچه هزینه‌های آن ثابت مانده است. در نمودار (۳) موجود در پیوست (۱)، سود خالص به‌صورت هاشور خورده نشان داده شده است. سود خالص به کمک تفاوت بین سود و زیان تعیین می‌شود. در این نمودار مشاهده می‌شود که برای هر دو کشور سود خالص مثبت است، بنابراین تمایل به انجام معاملات بین‌المللی برق را توجیه می‌کند.

تعامل بالای اجزای عرضه و تقاضا در ادغام منطقه‌ای بازار برق به‌صورت علت و معلول، پیچیدگی بالایی را بر این بخش تحمیل کرده است. به‌دلیل زمان‌بر بودن اجرای پروژه‌های مربوط به حوزه‌ی برق و انرژی، کاهش ذخایر سوخت‌های فسیلی، اثرات زیست‌محیطی استفاده از این سوخت‌ها، نیاز به ابزارهایی برای شبیه‌سازی، سیاست‌گذاری و پاسخ‌دهی به مشکلات پیچیده وجود دارد. ماهیت بخش برق به‌گونه‌ای است که در به‌کارگیری رویکردی چون پویایی سیستم‌ها به‌دلیل لحاظ شدن دیدگاه‌های علت و معلولی و با به‌کارگیری متغیرهای حالت و جریان در بررسی سیستم‌های پیچیده‌ی پویا و بازخوردها بسیار مستعد است (صادقی و همکاران، ۱۳۹۶). بدین منظور اهمیت این مقاله با استفاده از رویکرد پویایی سیستم، این است که می‌تواند با طراحی بازار برق یکپارچه در بین کشورهای منتخب عضو اکو، یک راه حل مناسب برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در حوزه برق ارائه دهد و منجر به تأمین به‌موقع برق با قیمت مناسب در بین اعضا شود[۱].

۲-۲- روش‌های مدیریت ازدحام شبکه[۲]

طبق مقررات مربوط به معاملات بین‌المللی برق، در بازار واردات، انرژی خریداری شده از خارج از کشور با قیمت بازار داخلی پرداخت می‌شود، در حالی که در بازار صادرات این انرژی توسط ژنراتورها به قیمت بازار داخلی شناسایی می‌شود (سالازار و آرگوئلو[۳]، ۲۰۰۶). به این ترتیب اختلافی ایجاد می‌شود که به آن اجاره ازدحام[۱]

---

۱. در بخش روش‌شناسی پژوهش به معرفی رویکرد پویایی سیستم پرداخته خواهد شد.

2. Netwrok Congestion Management Methods

3. Salazar & Argüello

می‌گویند. لازم به ذکر است که قبل از محدودیت‌های فیزیکی یا امنیتی باید ازدحام را مدیریت کرد و کاهش داد، زیرا ظرفیت انتقال بین کشورهای مختلف محدود است و بنابراین، باید برای تصمیم‌گیری و داوری، مکانیزم‌هایی ایجاد شود. در اپراتورهای سیستم انتقال اروپا (۱۹۹۹)، روش‌های مدیریت ازدحام در بازارهای منطقه‌ای به‌صورت محدودیت براساس ظرفیت انتقال خالص منتشر شده[۲]، حراج صریح[۳]، تقسیم بازار[۴] و ارسال مجدد[۵] ارزیابی می‌شود.

افزون بر روش‌های مدیریت ازدحام در بازارهای منطقه‌ای ارائه شده توسط اپراتورهای سیستم انتقال اروپا (۱۹۹۹)، روش حراج ضمنی[۶] به‌عنوان کوپلینگ[۷] (پیونددهنده) بازار برق ارائه می‌شود. روش حراج ضمنی تضمین می‌کند برق از مناطق با قیمت پایین و با مازاد جریان به مناطق با قیمت بالاتر با کسری جریان مبادله شود و به دنبال همگرایی قیمت است. در حراج‌های ضمنی هدایت جریان داخلی بر اساس داده‌های بازار انجام می‌شود، اما در حراج صریح، معاملات به‌طور جداگانه و مستقل از داده‌های بازار در محل حراج برق انجام می‌شود. به این ترتیب می‌توان گفت که حراج‌های صریح در کوتاه‌مدت کارآیی بیشتری دارند، در حالی که حراج‌های ضمنی مکانیسم کارآمدی برای معاملات چندین ماه یا یک سال به بعد هستند، همان‌طورکه سالازار و آرگوئلو (۲۰۰۶) نشان داده‌اند.

تقسیم بازار و روش‌های کوپلینگ بازار، از انواع حراج ضمنی می‌باشد. کوپلینگ بازار روشی برای مدیریت ازدحام است که چندین بازار برق را باهم ادغام می‌کند و توسط نهادهای مختلف مدیریت شده و ماهیت مستقل هر بازار را حفظ می‌کند. کوپلینگ بازار با تقسیم بازار کمی متفاوت است. روش تقسیم بازار، تبادل انرژی در بازار، از طریق مناطقی با قیمت‌های مختلف انجام می‌شود، در حالی که کوپلینگ بازار به‌طور مشترک بازارهای جداگانه در یک منطقه را به هم پیوند می‌دهد. با این حال، دارای اثرات یکسان هستند. کوپلینگ بازار می‌تواند با از بین بردن ریسک غیرضروری مذاکرات انرژی و ظرفیت کوتاه‌مدت، نقدینگی را تقویت بخشد، بازارهای لحظه‌ای را

---

1. Congestion Rent
2. Restriction on the basis of published net transfer capacity
3. Explicit Auction
4. Market Splitting
5. Redispatch
6. Implicit Auction
7. Coupling

قوی کند و به همه فعالان بازار لحظه‌ای این امکان را دهد از معاملات مرزی بهره‌مند شوند. در صورت وجود ظرفیت کافی، کوپلینگ بازار می‌تواند اختلاف قیمت را به حداقل رسانده و به همگرایی بازار دست یابد (سالازار و آرگوئلو، ۲۰۰۶). باتوجه به نزدیک بودن کاربرد روش کوپلینگ بازار به اهداف مقاله حاضر، برای ادغام منطقه‌ای بازارهای برق کشورهای منتخب اکو از این روش استفاده می‌شود.

۲-۳- لزوم توافق‌نامه تجارت برق منطقه‌ای

اگر جنبه‌ی محصول بودن برق مورد توجه قرار گیرد، به دلیل ویژگی‌های خاص آن نظیر عدم ذخیره‌سازی در مقیاس زیاد، نمی‌توان بدون توافق قبلی برای ایجاد یک منطقه‌ی آزاد تجاری، آن را به‌راحتی مبادله کرد. وجود یک توافق‌نامه تجارت برق منطقه‌ای می‌تواند منجر به ایجاد یک رژیم تجاری منطقه‌ای، کاهش موانع تجاری ممکن و کاهش زمان برنامه‌ریزی در تأمین برق شود. مشکل زمانی به وجود می‌آید که قوانین سازمان تجارت جهانی به‌اندازه کافی تجارت برق را در نظر نگیرد، زیرا قوانین این سازمان تنها ترکیب کردن کالاها (تولید) و خدمات (انتقال) را درنظرگرفته و به سایر اهداف سیاستی مربوط به محیط‌زیست و امنیت انرژی توجهی نمی‌کند. توافقنامه تجارت آزاد بین کشورها منجر به ایجاد اطمینان مورد نیاز برای ترویج و توسعه یک معاهده برق منطقه‌ای می‌شود (اوسینی و پالوت[1]، ۲۰۱۶).

در صورت نادیده گرفتن شرایط، قوانین و مقررات ادغام منطقه‌ای، تجارت بین‌الملل برق ممکن است به دلیل متکی شدن به واردات برق، سبب ایجاد ریسک تغییرات قیمت‌های برق شده که این خود امنیت انرژی را با مشکل روبرو می‌کند. براساس تئوری تجارت هکشر-اوهلین اگر دو کشور تجارت برق را شروع کنند، به‌طور معمول هزینه بیمه در برابر شوک‌های بزرگ را به قیمت‌های برق اضافه می‌کنند. با این حال به دلیل قیمت بالای برق در کشور صادرکننده، احتمال وجود بی‌ثباتی‌های قیمت واردات و وقوع شوک‌های بزرگ عرضه و تقاضا در کشور واردکننده وجود خواهد داشت؛ که می‌تواند در شرایط بدون تجارت (خودکفایی) وجود نداشته باشد، بنابراین ادغام منطقه‌ای می‌تواند با وضع قوانین و مقررات و رفع محدودیت‌های تعرفه‌ای، این مشکلات را برطرف کند (اوسینی و پالوت، ۲۰۱۳).

1. Oseni and Pollitt

اکنون ممکن است این سئوال مطرح شود که چرا شبکه‌های تبادل انرژی و توان (Power Pools) در اروپا و آمریکای شمالی به‌صورت فعال عمل می‌کنند و محدودیتی در خصوص قوانین مبادله تجاری ندارند و مهم‌ترین محدودیت آن‌ها در بعضی اوقات محدودیت فیزیکی انتقال نیرو است؟ در پاسخ باید به این نکته توجه کرد که این کشورها عضو یک اتحادیه تجاری بزرگ مانند اتحادیه اروپا هستند و قوانین آن اتحادیه‌ها بر بازار انرژی نیز حاکم است.

با توجه به اهمیت رشد و توسعه تجارت در اقتصاد و همچنین افزایش تعداد کشورهای ملحق شده به بازارهای برق منطقه‌ای، بررسی ایجاد یک بازار منطقه‌ای برق مابین کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و تأثیر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله صنعت برق، ضروری است. کشور ایران به دلیل داشتن ذخایر فراوان نفت و گاز می‌تواند به تولید کالاهایی روی آورد که به انرژی بیشتری نیاز دارد. از یک‌سو تولید برق را می‌توان به‌عنوان یک محصول در نظر گرفت، به‌گونه‌ای که با ایجاد بازار منطقه‌ای، می‌تواند جزء صادرکنندگان این بخش در منطقه باشد و از سوی دیگر برق به‌عنوان انرژی ثانویه، یکی از عوامل تولید به حساب آید که به نوبه خود می‌تواند تولید کالاهای نیازمند برق را افزایش دهد.

۳- پیشینه پژوهش

ادبیات اقتصادی در حال رشدی در مورد ادغام بازار برق وجود دارد که می‌توان در سه جریان اصلی خلاصه شود. جریان اول شامل کارهای نظری است که تأثیر ادغام بر قیمت برق و قدرت بازار را تحلیل می‌کند. جریان دوم شامل کارهای تجربی است که ناکارآمدی ساز و کار حراج صریح را برای تخصیص ظرفیت‌های اتصال بین مرزی بررسی می‌کند و جریان سوم، تحلیل تجربی از تأثیر ادغام بازار و ظرفیت انتقال اضافی مرزی بر رفاه اجتماعی بازارهای تازه ادغام شده را بیان می‌کند. در ادامه مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته در زمینه ادغام منطقه‌ای بازار برق مرور می‌شود و سپس مورد نقد قرار می‌گیرد.

چن و همکاران[1] (۲۰۲۲)، در ارزیابی اثرات اصلاح و ادغام بخش برق در چین به بررسی اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی با طراحی سه سناریوی برنامه‌ریزی، بازار استانی

1. Chen et al.

و بازار منطقه‌ای می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که افزایش بالقوه رفاه حاصل از ایجاد بازارهای استانی، ۱۴/۳ میلیارد یوان است، که می‌تواند با ادغام بازارهای استانی در یک بازار منطقه‌ای به ۲۱ میلیارد یوان افزایش یابد. همچنین میانگین قیمت عمده فروشی در بازار منطقه‌ای و بازار استانی به ترتیب ۲۳/۵ و ۲۲/۷ درصد قابل کاهش است. انتشار کربن را می‌توان در حدود ۱۲/۴ میلیون تن (۲/۴ درصد) در سناریوی بازار استانی و ۱۶/۶ میلیون تن (۳/۲ درصد) در سناریوی بازار منطقه‌ای کاهش داد. گوگلر و هاگزی-موسی[1] (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های ساعتی بازارهای برق آلمان و فرانسه نشان داده‌اند که ادغام بازارهای برق آلمان و فرانسه به ترکیب تکنولوژی و ویژگی‌های بازارهای همجوار بستگی دارد. تنها زمانی‌که که بازارهای برق آلمان و فرانسه از ترکیب تولید مشابه استفاده می‌کنند؛ اختلاف قیمتی افزایش می‌یابد و احتمال تراکم جریان برق به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد. باتالا و همکاران[2] (۲۰۱۹)، با استفاده از مدل جاذبه نشان داده‌اند که تعیین‌کننده‌های تجارت انرژی مشابه تجارت محصول است و همچنین مفاهیم استاندارد اقتصاد بین‌الملل مانند مزیت رقابتی در اقتصاد انرژی پدیدار می‌شود. جریان تجارت انرژی به دلیل افزایش فعالیت اقتصادی و توافق‌های نهادی در زمینه ادغام انرژی، به‌طور عمده توسط نیاز واردکننده هدایت می‌شود.

ردوندو و همکاران[3] (۲۰۱۸)، برای ادغام بازار برق دو کشور کلمبیا و اکوادور مدل کوپلینگ[4] بازار را پیشنهاد کرده‌اند که با مدل‌سازی بازارهای ملی با استفاده از روش پویایی سیستم شروع می‌شود. نتایج حاکی از آن است که، رفتار مورد انتظار سیستم به‌جز در مورد صادرات، به دلیل فرض ظرفیت انتقال نامتناهی بین کشورها، از واقعیت موجود در بازار فراتر است. کار ارائه شده در این مطالعه امکان آزمایش برای تدوین قوانین بازی در ادغام منطقه‌ای بازارها را فراهم می‌آورد. دیاس و جورج[5] (۲۰۱۷)، با شبیه‌سازی برای ادغام بازار برق عمده فروشی (MIBEL) نشان داده‌اند که چگونه اعمال قدرت بازار با ادغام کامل منطقه‌ای تکامل می‌یابد. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد، همان‌طورکه انتظار می‌رود، قدرت بازار پس از ادغام کامل، کمتر شده است. با این حال، حتی پس از ادغام کامل، قدرت بازار هنوز هم به‌عنوان یک ویژگی بازار وجود دارد.

1. Gugler & Haxhimusa
2. Batalla et al.
3. Redondo et al.
4. Coupling
5. Dias and Jorge

ازآنجایی‌که قیمت عمده فروشی همچنان بالاتر از هزینه‌های نهایی است، مزایای کامل آزادسازی و ادغام توسط مصرف‌کنندگان به دست نمی‌آید. آپرگیس و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در بررسی ادغام منطقه‌ای بازار برق در استرالیا از روش فیلیپس و سول[2] (۲۰۰۷، ۲۰۰۹) برای آزمایش همگرایی قیمت عمده فروشی برق در ایالت‌های استرالیا استفاده کرده‌اند. یافته‌ها ضمن تعیین میزان همگرایی، انتظارات نظری را تأیید می‌کند. سرانجام، نقشی را که رژیم مالیات کربن در فرآیند همگرایی ایفا کرده است؛ را نشان می‌دهد. اوسینی و پالوت (۲۰۱۶)، به بحث در مورد تئوری همکاری‌های تجاری بین‌المللی در زمینه برق، با این هدف که چه پیش شرط‌هایی می‌تواند در تسهیل تجارت گسترده در سراسر مرزهای ملی مهم باشد، پرداخته‌اند. با توجه به تئوری و شواهدی که ارائه شده است، آموخته‌های کلیدی از قبیل زمینه‌هایی از پیش شرط‌های تجارت، ترتیبات سازمانی لازم و عملیات زمان‌بندی بیان کرده‌اند. آنها از مهم‌ترین موارد پیش شرط‌های تجارت به این موارد اشاره کرده‌اند که، هم تجارت برق دوجانبه و هم یکپارچگی بازارهای برق به تعهدات گسترده‌تری برای تجارت آزاد برای موفقیت‌آمیز بودن، نیاز دارند. همچنین ظرفیت انتقال کافی برای تجارت برق ضروری است. بنابراین، توافق‌نامه‌های گسترش ظرفیت انتقال یکپارچه در توسعه یک بازار برق بین‌المللی، مورد نیاز است. آنها به‌منظور بررسی ترتیبات سازمانی و عملیات زمان‌بندی به این نتیجه رسیده‌اند که بر نقش مؤسسات قوی، کارآمد و مستقل در حصول اطمینان از عملکرد مؤثر بازار قدرت یکپارچه نمی‌توان بیش از حد تأکید کرد. همچنین به‌دست آوردن ترکیب مناسبی از مقررات و طراحی بازار برای ادغام بازار برق دارای اهمیت است. استفاده از بازارهای آتی و بازارهای لحظه‌ای سبب تسهیل تجارت بیشتر و کارایی بیشتر بازار می‌شود. مارتینز و همکاران[3] (۲۰۱۳)، متغیرهای اثر ظرفیت انتقال برون مرزی بر هزینه‌های توزیع، کاهش نیاز به منابع انرژی تجدیدپذیر، کاهش خروج گاز CO_2 و امنیت عرضه انرژی (در دوره‌هایی که انرژی ذخیره نمی‌شود) با استفاده از مدل حداقل هزینه توزیع مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که گسترش ظرفیت اضافی انتقال برون مرزی بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۵ منجر به کاهش هزینه‌های توزیع سالانه، بالا بردن سطح امنیت عرضه انرژی، کاهش نیاز به استفاده از منابع

1. Apergis et al.
2. Phillips and Sul
3. Martínez et al.

تجدیدپذیر و پاسخ‌گویی مناسب به‌سطح تقاضای رشد یافته، خواهد شد. ساروها و ورما[1] (۲۰۱۳)، به شبیه‌سازی بازار انرژی مناطق آسیا جنوبی طی ۵۰ سال پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یکپارچگی بازار برق در این منطقه منجر به کشف قیمت شفاف و دستیابی به عرضه مطمئن و با کیفیت خواهد شد. جانرت و دورمان[2] (۲۰۱۳)، در بررسی سیستم قدرت در اروپای شمالی در سال ۲۰۱۰ از یک مدل بازار قدرت تنظیم شده در حال گسترش استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که همگرایی بازار برق و ایجاد یک بازار برق یکپارچه در این مناطق منجر به فواید اقتصادی مطلوب می‌شود. شنگ و همکاران[3] (۲۰۱۲)، به این نتیجه رسیده‌اند که کشورهای درگیر یکپارچگی بازار انرژی رشد اقتصادی سریع‌تر، درآمد نسبتاً بالاتر و قیمت‌های انعطاف‌پذیر را در بلندمدت تجربه خواهند کرد. همچنین در کوتاه‌مدت انعطاف‌پذیری قیمت‌ها کاهش می‌یابد که در حقیقت با همگرایی بازار انرژی از فشار ناشی از افزایش تقاضا در بازارهای داخلی و خارجی کاسته خواهد شد. نپال و جاماسب[4] (۲۰۱۲) دریافته‌اند که ادغام بازار برق ایرلند و بریتانیای کبیر یک روش کارآمد برای رقابت‌پذیری بازار محسوب می‌شود. اگرچه این مطالعه نشان می‌دهد که یکپارچگی فقط ۱۷ درصد در بهبود ظرفیت اتصال مؤثر می‌باشد. همچنین نقدینگی یک عامل تعیین‌کننده در فرآیند یکپارچه‌سازی بازار است. بالاگوئر[5] (۲۰۱۱)، بازارهای عمده فروشی در سوئیس و دانمارک به نسبت بالایی همگرا هستند که این امر منجر به نشان دادن رفتار رقابتی در این بازارها شده است. همچنین همگرایی مرزی کشورها در سطوح اضافه بها و رفتار قیمتی صادرکنندگان سوئیسی ایجاد یک کارایی مطلوب در این بازار را نتیجه می‌دهد. مومدو و همکاران[6] (۲۰۰۵)، با ادغام بازار برق در کشور نیجریه، نرخ رشد سالانه مرکب شده و نرخ رشد اقتصادی که نقاط اهرم قدرت در این کشور در نظر گرفته شده است، بهبود می‌یابد. جنانسونو و دونگ[7] (۲۰۰۴)، در مقاله خود به ادغام منطقه‌ای بازار برق در شرق چین بر پایه استراتژی توسعه آینده سیستم تولید برق و ارزیابی فواید بالقوه بازار یکپارچه برق طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. گزاره‌های مدل شامل طراحی و بهره‌برداری از

1. Saroha and Verma
2. Jaehnert and Doorman
3. Sheng et al.
4. Nepal and Jamasb
5. Balaguer
6. Momodu et al.
7. Gnansounou and Dong

بازار، پیش‌بینی تقاضای برق، حداقل هزینه گسترش سیستم‌های تولید بوده است. نتایج نشان می‌دهد که ایجاد یک بازار برق یکپارچه برای منطقه شاندونگ و شانگ‌های سودآور است.

در مطالعات داخلی نیز صادقی و همکاران (۱۳۹۶)، امکان ایجاد ادغام سیستم‌های قدرت در شش کشور ایران، پاکستان، ترکیه، قزاقستان، روسیه و عمان با استفاده از مدل پویایی سیستم طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۰ را مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور رفتار پویای سناریوهای خودکفایی و بازار آزاد با استفاده از نرم‌افزار شبیه‌سازی Vensim تا سال ۲۰۳۰ را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از مقایسه دو سناریوی خودکفایی و بازار آزاد حاکی از آن است که ایجاد بازار یکپارچه در منطقه مورد بررسی منجر به کاهش قیمت برق به دلیل کاهش هزینه‌های ظرفیت می‌شود.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۸۸)، تأثیر الحاق به سازمان جهانی تجارت بر صادرات برق ایران به کشورهای ترکمنستان، آذربایجان و ارمنستان را مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۳ استفاده شده است. نتایج برآورد جداگانه مدل پویای بلندمدت با توجه بـه هر یک از سه کشور مذکور وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. بر این اساس در بلندمدت تأثیر شاخص ادغام در تجارت جهانی بر صادرات برق منفی به‌دست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که این ضریب نسبت به سایر متغیرهای توضیحی مدل، بر صادرات برق اثر کمتری دارد. نتایج مدل کوتاه‌مدت نیز میان متغیرهای توضیحی مدل و صادرات برق رابطه‌ای منفی را نشان می‌دهد.

با توجه به مطالعات اشاره شده در این بخش، ادغام منطقه‌ای بازار برق بین کشورهای عضو برای هر منطقه متناسب با شرایط کشورهای موجود در آن متفاوت است، و این‌که تفاوت در متغیرهای ظرفیت نصب شده، ظرفیت در حال ساخت، تقاضا و قیمت برق در کشورهای عضو آن منطقه قابل بررسی بوده است. با این حال، وجه تمایز اصلی این مقاله علاوه بر منطقه‌ی مورد مطالعه (کشورهای عضو اکو)، متغیرهای وارد شده در مدل مانند تلفات توزیع و در نظر گرفتن ویژگی‌های مربوط به بخش هزینه‌ی ظرفیت نصب شده برق است. به دلیل هزینه‌های بالای ادغام بازار برق منطقه‌ای نمی‌توان بدون شبیه‌سازی و کسب اطمینان از امکان ایجاد بازار یکپارچه، دست به ایجاد بازار یکپارچه منطقه‌ای زد. همچنین شبیه‌سازی با روش‌هایی انجام می‌شود که دنیای واقعی را با خطای کمتر نمایش دهد. برای این منظور در پژوهش حاضر از رویکرد

پویایی سیستم استفاده خواهد شد تا بتوان با استفاده از روابط علّی و معلولی، شبیه‌سازی نزدیک به واقعیت داشت. از دیگر ویژگی‌های این مقاله نحوه‌ی به‌دست آوردن ضرایب توابع مربوط به معادلات روش پویایی سیستم است که با استفاده از سری‌های زمانی ساختاری برآورد می‌شود.

۴- روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- رویکرد پویایی سیستم

همان‌طورکه در بخش قبلی بحث شد، اهمیت استفاده از رویکرد پویایی سیستم در آن است که می‌تواند با طراحی بازار برق یکپارچه در بین کشورهای منتخب عضو اکو، یک راه حل مناسب برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در حوزه برق ارائه دهد و منجر به تأمین به‌موقع برق با قیمت مناسب در بین اعضا شود. بدین منظور در اینجا به معرفی نظری این رویکرد پرداخته می‌شود.

رویکرد پویایی سیستم نخستین بار توسط فارستر[1] (۱۹۶۱) برای شناسایی و تبیین رفتار سیستم‌های پیچیده و چگونگی تعامل آن‌ها با یکدیگر مطرح شده است. وی معتقد بوده که این روش براساس روابط علّی و معلولی و فرآیند بازخورد قادر به شناخت و تبیین روابط بین سیستم‌های مختلف می‌باشد. در این روش فرض می‌شود که رفتار سیستم براساس شبکه به هم پیوسته‌ای از حلقه‌های بازخورد تعیین می‌شود و با شناسایی روابط علّی و معلولی بین متغیرهای مؤثر بر ادغام بازار برق، اثرگذاری این متغیرها را بر یکدیگر در قالب متغیرهای حالت و جریان جهت پیش‌بینی رفتار سیستم مدل‌سازی می‌کند. متغیرهای حالت وضعیت دائمی سیستم را نشان می‌دهد، اما متغیرهای جریان تغییرات متغیرهای حالت را در طول زمان نشان می‌دهند (استرمن[2]، ۲۰۰۰). در رویکرد پویایی سیستم، وضعیت فعلی سیستم با توجه به روندها و رفتارهای گذشته مدل می‌شود تا درک بهتری از رفتار سیستم واقعی حاصل شود. از این روش برای درک رفتار سیستم‌های پیچیده استفاده می‌شود. بدین ترتیب در این مقاله به تبیین نظری و تجربی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق بین کشورهای عضو اکو، با استفاده از رویکرد پویایی سیستم پرداخته می‌شود.

1. Forester
2. Sterman

بر این اساس، گام اول مدل‌سازی در این مقاله برای پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا ادغام منطقه‌ای بین کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی امکان‌پذیر است؟ بدین منظور از داده‌های کشورهای منتخب منطقه اکو شامل ایران، پاکستان، ترکیه، افغانستان و آذربایجان- به دلیل داشتن مرز مشترک با ایران و داشتن روابط تجاری در سال‌های اخیر- طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ استفاده خواهد شد. به‌منظور اتخاذ تصمیم در مورد ادغام یا عدم ادغام بازارهای ملی و نحوه تجارت برق بین کشورهای منطقه، دو سناریو در نظر گرفته‌شده است. در سناریو اول، که سیاست خودکفایی است، هر کشور تقاضای برق را از بازار داخلی تأمین می‌کند و سناریوی دوم، که سیاست آزاد نامیده می‌شود، ادغام بازارهای برق همه کشورها می‌باشد. در سناریو اول ظرفیت انتقال برق بین کشورها محدود در نظر گرفته شده است و به همین دلیل در خطوط انتقال همیشه ازدحام وجود دارد. در این سناریو واردات برق از کشورهای عضو، محدود و هیچ کشوری از طریق واردات بر تأمین رشد تقاضای خود تکیه نمی‌کند. در سناریوی دوم که امکان تکیه بر شبکه برای حفظ امنیت عرضه را در نظر می‌گیرد، فرض می‌شود که امنیت عرضه بر اتصال داخلی و ظرفیت تولید کشورهای منتخب عضو اکو متکی است و در این سناریو فرض بر نامحدود بودن ظرفیت انتقال برق بین کشورها می‌باشد. ارزیابی سناریوهای مطرح شده با استفاده از نتایج شبیه‌سازی صورت خواهد گرفت. گام دوم در مدل‌سازی، رفتار پویای مدل یا رفتار مرجع متغیرهای مورد نظر بررسی شده با استفاده از نمودارهای علّی و معلولی می‌باشد.

بر این اساس ابتدا به مدل‌سازی بازارهای برق ملی در هر کدام از کشورهای عضو اکو پرداخته می‌شود، به‌طوری‌که نتایج حاصل به‌عنوان سناریو خودکفایی شناخته می‌شود. سپس برای رسیدن به شرایط واقعی، مدل باید توسعه یابد، بدین معنا که با اجرای برخی کدها و شروط، برای ادغام بازار بین کشورهای مورد بررسی که هدف این مقاله است، شبیه‌سازی انجام شده و نتایج دقیق‌تری نمایش داده می‌شود. برای این منظور از ساختار شرطی استفاده می‌شود. توسعه‌ی نمودارهای علّی و معلولی و حالت و جریان در سناریوی آزاد با استفاده از سیستم چهار بعدی ظرفیت تولید نصب شده، قیمت، ظرفیت تولید در حال ساخت و تقاضا برای برق، از معادلات دیفرانسیل مرتبه اول به‌دست می‌آید.کالیبراسیون و اعتبارسنجی مدل با استفاده از داده‌های سالیانه کشورهای منتخب عضو اکو طی دوره‌ی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ انجام می‌شود.

حال با توجه به ظرفیت‌های نصب شده موجود در هر کشور، اگر در هر یک از کشورهای عضو، کمبود برق وجود داشته باشد برای سادگی مدل دو حالت وجود خواهد داشت. اول این‌که با توجه به کمبود، روال توسعه را ادامه خواهد داد (ظرفیت‌های جدید نصب کرده یا شبکه‌های موجود را گسترش می‌دهد) و دوم این‌که از کشورهای دیگر وارد می‌کند (وارد بازار برق ادغام شده در بین کشورهای عضو اکو می‌شود) که این مورد نیز دارای شرایطی است: اولاً قیمت انرژی ورودی مناسب باشد و ثانیاً کشورهای موجود در بازار دارای مازاد باشند. با این وجود با توجه به شرایط موجود نتایج مربوط به دو متغیر ذخیره نهایی و قیمت برق مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت.

۴-۲- مدل‌سازی بازار ملی برق (سناریو خودکفایی)

۴-۲-۱- نمودار علی و معلولی

در تحقیقات داینر و همکاران (۲۰۱۱) و ردوندو (۲۰۱۳)، مدل‌های سه بعدی ریاضی با رویکرد پویایی سیستم برای طراحی بازار برق ملی ارائه شده است. در نمودار (۴) موجود در پیوست (۱)، فرضیه‌های پویا، برای طراحی مدل براساس ایده‌های ارائه شده توسط داینر و همکاران (۲۰۱۱)، قابل مشاهده است و در ادامه توضیح داده می‌شود. لازم به ذکر است که قسمت‌هایی برای گسترش مدل و بر حسب نیاز پژوهش به مدل داینر و همکاران (۲۰۱۱) اضافه شده است. گسترش مدل شامل تفکیک هزینه‌ها به سه گروه نیروگاه‌های برق آبی، تجدیدپذیر و حرارتی و همچنین عوامل مؤثر بر تقاضا است.

همان‌طورکه در نمودار (۴)، مشاهده می‌شود، سیستم با دو حلقه‌ی بازخورد منفی طراحی شده است. حلقه‌ی بازخورد سمت چپ نشان‌دهنده تقاضا و حلقه‌ی سمت راست نشان‌دهنده عرضه برق در بازار برق ملی است. فرضیه‌های پویای مدل که حلقه‌های بازخورد را ایجاد می‌کنند، شامل موارد زیر می‌باشند:

H_1: ذخیره نهایی[1]، قیمت برق پرداختی مصرف‌کننده را تعیین می‌کند؛ به‌طوری‌که اگر ذخیره نهایی افزایش یابد، قیمت کاهش می‌یابد. ذخیره نهایی ارتباط دهنده‌ی بین عرضه برق توسط نیروگاه‌های تولیدی (به‌وسیله ظرفیت نصب‌شده در بازار) و تقاضای مصرف‌کننده است.

1. Reserve Margin

H_2: افزایش قیمت برق منجر به کاهش تقاضا با یک وقفه‌ی زمانی می‌شود. چون از یک‌سو صورتحساب مشتریان به‌صورت دو ماه یک‌بار است و از سوی دیگر تغییر الگوی مصرف زمان‌بر است، بنابراین مصرف‌کنندگان بلافاصله تغییرات قیمت بازار را درک نمی‌کنند.

H_3: افزایش تقاضای بازار موجب کاهش ذخیره نهایی می‌شود.

H_4: افزایش قیمت برق منجر به افزایش در بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری[1] در نیروگاه‌های تولیدی می‌شود.

H_5: افزایش در بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری منجر به افزایش سرمایه‌گذاری‌ها[2] در نیروگاه‌های تولیدی می‌شود.

H_6: افزایش سرمایه‌گذاری‌ها منجر به افزایش ظرفیت تولید برق در حال ساخت می‌شود.

H_7: افزایش ظرفیت تولید در حال ساخت، ظرفیت تولید نصب شده را پس از یک وقفه زمانی افزایش می‌دهد.

H_8: یک افزایش در ظرفیت تولید نصب شده سبب افزایش ذخیره نهایی می‌شود.

آرانگو و همکاران[3] (۲۰۰۲)، رفتار پویا در بازارهای برق را با تمرکز بر توسعه ظرفیت‌های تولید برق نصب‌شده توصیف می‌کنند. این دیدگاه جمعی نشان می‌دهد که تقاضای برق به جمعیت و تولید ناخالص داخلی و همچنین به کشش تقاضای برق بستگی دارد. قیمت بالای برق سبب تحریک سرمایه‌گذاری در تأسیسات تولید برق می‌شود که به ظرفیت بالاتر و در نتیجه به سود نهایی بیشتر منتهی می‌شود. مهم‌ترین متغیر از بین متغیرها، انگیزه برای سرمایه‌گذاری است. این متغیر نشان می‌دهد که برنامه‌ریزی، تصویب و فرآیندهای ساخت و ساز، افزایش واقعی ظرفیت را به تأخیر می‌اندازد.

۴-۲-۲- *نمودار جریان- حالت*

در مطالعه‌ی رودندو (۲۰۱۳)، نمودار جریان-حالت برای سیستم سه بعدی رسم شده است، به‌گونه‌ای که سعی می‌شود یک سیستم چهار بعدی همانند نمودار (۵)

1. Expected Return
2. Investments
3. Arango et al.

موجود در پیوست (۱) و براساس نمودار علّی- معلولی ارائه شده در نمودار (۴)، طراحی شود. لازم به ذکر است قسمت‌های زیادی از جمله تلفات توزیع، مدل‌سازی هزینه‌های تولید برق، دما، جمعیت و درآمد اضافه شده است.

با توجه به نمودار (۵)، متغیرهای حالت در مدل پیشنهادی شامل؛ ظرفیت تولید نصب‌شده (IC)، ظرفیت تولید در حال ساخت (BC)، تقاضای برق (D) برحسب مگاوات و تأخیر در قیمت (DP) بر حسب دلار آمریکا بر کیلووات ساعت است. باتوجه به نمودار جریان- حالت، روند توسعه معادلات از متغیرهای حالت ایجاد می‌شود. اما متغیر جریان از طریق نمایش تغییرات حاصل در متغیر حالت بیانگر فعالیت سیستم است و از طریق مشتق‌گیری از متغیر حالت در طول زمان به‌دست می‌آید.

از نمودار جریان- حالت، معادلات مربوط به متغیرهای حالت بهتر درک می‌شوند. برای این منظور از معادلات مورد استفاده در مطالعه رودندو و همکاران (۲۰۱۸) و بازنگری در برخی از این معادلات براساس رفتار تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان کشورهای مورد مطالعه بهره گرفته شده است. در این مقاله نرخ تغییرات در ظرفیت تولید نصب شده از معادله (۱) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{IC} = \mathrm{PT} - \mathrm{Dep} \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که PT نسبت بین ظرفیت تولید در حال ساخت BC و متوسط زمان مورد نیاز (برحسب سال) برای ساخت نیروگاه‌های جدید تولید برق است که از معادله (۲) به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{PT} = \frac{\mathrm{BC}}{\mathrm{TEC}} \qquad (۲)$$

Dep ظرفیت تولیدی که از سیستم خارج می‌شود، یعنی استهلاک ظرفیت تولید نصب شده را نشان می‌دهد. استهلاک به‌عنوان نسبت بین ظرفیت تولید نصب شده IC و متوسط عمر مفید از ظرفیت اندازه‌گیری شده برحسب سال VU از معادله (۳) به‌دست می‌آید،

$$\mathrm{Dep} = \frac{\mathrm{IC}}{\mathrm{VU}} \qquad (۳)$$

PT و Dep بر حسب مگاوات در سال اندازه‌گیری می‌شود.

نرخ تغییرات ظرفیت تولید در حال ساخت از معادله (۴) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{BC} = \mathrm{Inv} - \mathrm{PT} \qquad (۴)$$

Inv جریان سرمایه‌گذاری در ظرفیت تولید است. در اینجا سرمایه‌گذاری توسط تابع حداکثر، بین صفر و حاصل‌ضرب بازده مورد انتظار برای سرمایه‌گذاری RE در استهلاک Dep و ω محاسبه می‌شود، همان‌طورکه معادله (۵) نشان می‌دهد:

$$\mathrm{Inv} = \max\left\{0, \mathrm{RE}.\,\mathrm{Dep}.\,\mathrm{e}^{\omega}\right\} \qquad (۵)$$

پارامتر ω پارامتر بدون بعدی است که انگیزه سرمایه‌گذاران را بر اساس یک طرح تشویقی نشان می‌دهد و سعی دارد افت انرژی ناشی از خروجی سیستم تولید (استهلاک) را جبران کند. پارامتر ω یک سیگنال جدی در جریان Inv است، که نشان‌دهنده تمایل سرمایه‌گذار برای استفاده از همه فرصت‌های تجاری می‌باشد. سیگنال e^{ω} را می‌توان با n^{ω} که $\mathrm{n} \in \mathrm{R}^{+}$، و حتی با ضرب در ω جایگزین کرد، با برآورد همان اثر در پویایی سیستم، تنها تفاوت در مقادیر کالیبراسیون ω است.

متغیر کمکی بدون بعد بازده مورد انتظار (RE) به‌عنوان تفاوت قیمت برق P و هزینه برق C تقسیم بر قیمت برق توسط معادله (۶) تعریف می‌شود:

$$\mathrm{RE} = \frac{\mathrm{P}-\mathrm{C}}{\mathrm{P}} \qquad (۶)$$

به‌طور کلی، بازده مورد انتظار یک درصد از سود است. هزینه، مقدار پولی است که باید توسط تولیدکننده برق پرداخت شود و شامل هزینه‌های ثابت و متغیر می‌باشد.

قیمت برق P دلار آمریکا برکیلووات ساعت و تابعی از ذخیره نهایی MR می‌باشد. به‌طور معمول ذخیره نهایی به‌عنوان تفاوت بین ظرفیت تولید نصب شده و تقاضای برق تعریف می‌شود، بنابراین واحد آن مگاوات است. با این حال، در مدل به مقادیر بدون بعد نیاز است تا از ثبات مدل جلوگیری شود، بنابراین ذخیره نهایی توسط معادله (۷) به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{MR} = {}^{\mathrm{IC}}/_{\mathrm{D}} \qquad (۷)$$

تعیین ذخیره نهایی به این شکل، تغییرات مقدار تعادلی را به‌طوری‌که مازاد و کسری صفر دارد، نسبت به مورد مدنظر تعریف می‌کند. قیمت P به‌عنوان یک تابع سیگموئید از ذخیره نهایی MR مدل‌سازی شده است. قیمت یک تابع نزولی از ذخیره نهایی است، یعنی برای مقادیر بالای ذخیره نهایی، قیمت برق به یک مقدار کف (پایین) متمایل می‌شود، که به آن حداقل قیمت برق $\mathrm{P}_{\min}$ گفته می‌شود و بر حسب دلار آمریکا برکیلووات ساعت است. برای مقادیر پایین ذخیره نهایی، قیمت برق به یک مقدار

محدود،که توسط تنظیم‌کننده[1] برای حمایت از مصرف‌کننده تعریف شده است، متمایل می‌شود. این حداکثر قیمت به‌عنوان مجموع حداقل قیمت برق P_{min} و بالاترین افزایش قیمت برق ΔP_{max} تعریف می‌شود که به دلار آمریکا برکیلووات ساعت است. بیان ریاضی به معادله شکل (۸) است:

$$P = \frac{\Delta P_{max}}{1+e^{MR}} + P_{min} \qquad (۸)$$

مدل‌سازی قیمت با این روش نشان‌دهنده توسعه سیستم می‌باشد. سپس، هنگامی‌که ذخیره نهایی افزایش پیدا می‌کند، قیمت کاهش می‌یابد و هنگامی‌که کاهش پیدا می‌کند، قیمت به همان اندازه که برای اطمینان از تزریق سرمایه برای ایجاد ظرفیت بیشتر لازم است، رشد می‌کند.

نرخ رشد تقاضا به‌صورت معادله (۹) تعریف می‌شود:

$$\frac{d}{dt} D = CD \qquad (۹)$$

CD، تقاضا ایجاد شده است. تقاضا ایجاد شده نشان‌دهنده نرخ تغییرات تقاضای انرژی ناشی از تأثیر جمعیت، تأثیر دما، تأثیر درآمد و تأثیر قیمت بر تقاضا (EPSD) می‌باشد. بیان ریاضی تقاضا به‌صورت معادله (۱۰) است:

$$CD = k\,.\,(D - D_{ref})\,.\,EPSD \qquad (۱۰)$$

که در آن k ضریب مربوط به میانگین رشد سالیانه تقاضا در سال‌های گذشته است، D_{ref} نشان‌دهنده میزان تقاضای مبنا است و چون در حالت مبنا مصرف‌کننده به هر قیمتی حاضر به خرید برق برای رفع نیازهای اساسی است سبب می‌شود تقاضا به رفتار قیمت وابسته نباشد، بنابراین، میزان تقاضای برق مبنا بسیار کمتر از تقاضای برق سیستم است.

تأثیر قیمت بر تقاضا (EPSD)، یک تابع بدون بعد است که به قیمت مصرف‌کننده بستگی دارد و مشاهده رابطه بین قیمت مصرف‌کننده و تقاضای برق را امکان‌پذیر می‌کند: وقتی قیمت پایین است، مصرف برق افزایش می‌یابد، اما وقتی قیمت افزایش می‌یابد، تقاضای برق کمتر می‌شود. عبارت ریاضی ارائه شده برای تأثیر قیمت بر تقاضا به‌صورت معادله (۱۱) است:

$$EPSD = \left(\frac{PC}{PC_{ref}}\right)^{-\varepsilon} \qquad (۱۱)$$

1. Regulator

که در آن PC متغیر حالت قیمت مصرف‌کننده است PC_{ref} یک پارامتر مثبت می‌باشد که نشان‌دهنده قیمت مبنای مصرف‌کننده برحسب دلار آمریکا برکیلووات ساعت است و $\varepsilon > 0$ یک مقدار بدون بعد است که کشش تقاضا را با توجه به قیمت پرداخت شده توسط مصرف‌کنندگان نشان می‌دهد. نرخ تغییرات در قیمت مصرف‌کننده توسط معادله (۱۲) به‌دست می‌آید:

$$\frac{d}{dt}PC = CP \qquad (۱۲)$$

CP تغییر میانگین قیمت برحسب (دلار آمریکا برکیلووات ساعت) در سال است که به‌عنوان تفاوت بین قیمت تولیدکننده برق و قیمت مصرف‌کننده تقسیم بر زمان تعدیل قیمت TAP به‌صورت معادله (۱۳) تعریف می‌شود:

$$CP = \frac{P-PC}{TAP} \qquad (۱۳)$$

زمان تعدیل قیمت، پارامتری است که بیانگر میانگین سال‌هایی است که مصرف‌کننده بین قیمت برق و تصمیم مشروط برای کاهش مصرف برق سپری می‌کند.

مدل کامل ریاضی عرضه و تقاضا در بازار ملی برق با استفاده از معادلات (۱۳) به‌دست آمده است. همان‌طورکه در مجموعه معادله (۱۴) نشان داده شده است:

$$\begin{cases} \frac{d}{dt}IC = \frac{BC}{TEC} - \frac{IC}{VU} \\ \frac{d}{dt}BC = -\frac{BC}{TEC} + \max\left\{0, e^{\omega}.\ \frac{IC}{VU}.\left(1 - \frac{C(1+e^{IC/D})}{\Delta P_{max}+(1+e^{IC/D})*P_{min}}\right)\right\} \\ \frac{d}{dt}D = k.(D - D_{ref}).\left(\frac{PC}{PC_{ref}}\right)^{-\varepsilon} \\ \frac{d}{dt}PC = \frac{1}{TAP}\left(\frac{\Delta P_{max}}{1+e^{IC/D}} + P_{min} - PC\right) \end{cases} \qquad (۱۴)$$

۴-۲-۳- مدل‌سازی ادغام منطقه‌ای بازار برق (سناریو آزاد)

مدلی که در این بخش ارائه خواهد شد، برای ادغام n کشور براساس طرح بازار کوپلینگ و با اقتباس از مطالعه رودندو و همکاران (۲۰۱۸)، تهیه شده است و مدل عرضه و تقاضای برق در بازار ملی برق ارائه شده در بخش قبل را به‌عنوان نمونه ارائه می‌دهد. مهم‌ترین فرضی که از این منظر باید به آن توجه شود، این است که خطوط انتقالی که بازارهای برق کشورهای مختلف را به هم متصل می‌کند بایستی دارای ظرفیت بی‌نهایت باشد و در نتیجه مدلی توسعه داده می‌شود که امکان استفاده از نتایج بخش قبلی را داشته باشد.

تعداد n کشور در طرح ادغام منطقه‌ای بازار برق مفروض است، باید ذخیره نهایی i امین کشور تعیین شود $i = 1, \dots, n$، با توجه به موارد زیر:

۱- مازاد عرضه برق و قیمت پایین i امین کشور در مقابل کسری در عرضه برق و قیمت بالاتر کشور k ام. در این حالت، کشور i به کشور k برق صادر می‌کند. ذخیره نهایی باید با توجه به مجموع تقاضاهای کشورهای i و k تعریف شود. به‌عبارت‌دیگر،

$$MR_i = \frac{IC_i}{D_i + D_k} \qquad (۱۵)$$

۲- کسری برق و قیمت بالاتر کشور i ام، در مقابل مازاد عرضه برق و قیمت پایین‌تر کشور j ام. در این حالت، کشور i ام از کشور j ام برق وارد می‌کند. به این ترتیب، با در نظر گرفتن عرضه به‌عنوان مجموع ظرفیت‌های نصب شده کشورهای i ام و j ام، ذخیره نهایی تعریف می‌شود. به‌عبارت‌دیگر:

$$MR_i = \frac{IC_i + IC_j}{D_i} \qquad (۱۶)$$

۳- سایر موارد، یعنی مواردی که برای ادغام نیاز به صادرات یا بهترین قیمت همراه با مازاد ندارد. در این حالت، ذخیره نهایی فصل قبل برای یک بازار ملی تعریف شده است:

$$MR_i = \frac{IC_i}{D_i} \qquad (۱۷)$$

برای دستیابی به ادغام بین کشورهای دیگر غیر از منطقه، متغیرهای تصمیم‌گیری زیر نیز باید تعریف شوند:

- ذخیره نهایی مبنا در i امین کشور MRri، که ذخیره نهایی در نظرگرفته شده برای یک کشور واحد است.

$$MRr_i = \frac{IC_i}{D_i} \qquad (۱۸)$$

- (Exj)، مازاد کشور j ام، اگر کشور j ام مازاد داشته باشد، یعنی $MRr_i > 1$، این به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Ex_i = \begin{cases} 0, & \text{if } MRr_j \le 1 \\ IC_j, & \text{if } MRr_j > 1 \end{cases} \qquad (۱۹)$$

- j بهترین قیمت و مازاد در دسترس PED_j را دارد و نشان‌دهنده این واقعیت است که j ام کشور دارای مازاد است، بهترین قیمت را به PC ارائه می‌دهد. تابع به‌صورت معادله (۲۰) نمایش داده می‌شود:

$$\mathrm{PED_j}=\begin{cases}0, & \text{if } \min\{\mathrm{PC_i}\}\neq \mathrm{PC_j}\ ,\ \ \text{con i}=1,\dots,\mathrm{j},\dots\\ \mathrm{Ex_j}, & \text{if } \min\{\mathrm{PC_i}\}= \mathrm{PC_j}\ ,\ \ \text{con i}=1,\dots,\mathrm{j},\dots\end{cases} \qquad (۲۰)$$

$\mathrm{exporta_j}$، یک متغیر تصمیم‌گیری است که مجوز صادرات از کشور j امین را صادر می‌کند، به‌طوری‌که کشور i ام دچار کسری در عرضه برق باشد. به‌صورت معادله (۲۱) است:

$$\mathrm{exporta_j}=\begin{cases}0, & \text{if } \ \mathrm{MRr_i}\geq 1\\ \mathrm{PED_j}, & \text{if } \ \mathrm{MRr_i}<1\end{cases} \qquad (۲۱)$$

به این ترتیب می‌توان تعریف ذخیره نهایی کشور i ام را به‌صورت معادله (۲۲) بازنویسی کرد:

$$\mathrm{MR_i}=\begin{cases}\frac{\mathrm{IC_i}}{\mathrm{D_i}+\mathrm{D_k}}, & \text{if } \mathrm{MRr_i}>1,\ \mathrm{MRr_k}<1,\ \mathrm{PC_i}<\mathrm{PC_k}\\ \frac{\mathrm{IC_i}+\mathrm{exporta_j}}{\mathrm{D_i}}, & \text{if } \mathrm{MRr_i}<1,\ \mathrm{MRr_j}>1,\ \mathrm{PC_i}>\mathrm{PC_k}\\ \frac{\mathrm{IC_i}}{\mathrm{D_i}}, & \text{All other cases}\end{cases} \qquad (۲۲)$$

بنابراین، بر اساس طرح کوپلینگ بازار، برق از مناطق کم قیمت با مازاد، به مناطق با قیمت بالاتر و دارای کسری برق جریان می‌یابد.

اکنون می‌توان سیستمی از معادلات دیفرانسیل معمولی مرتبه اول نوشت که با استفاده از آن ادغام منطقه‌ای n کشور تحت مدل کوپلینگ بازار با فرض یک ظرفیت انتقال بی‌نهایت بین کشورها پیشنهاد کند، همان‌طورکه در مدل زیر نشان داده شده است:

$$\begin{cases}\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{IC_i}=\frac{\mathrm{BC_i}}{\mathrm{TEC_i}}-\frac{\mathrm{IC_i}}{\mathrm{VU_i}}\\ \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{BC_i}=-\frac{\mathrm{BC_i}}{\mathrm{TEC_i}}+\max\left\{0,\left(1-\frac{\mathrm{C_i}\left(1+\mathrm{e}^{\frac{\mathrm{MR_i}}{\mathrm{D_i}}}\right)}{\Delta\mathrm{P_i^{max}}+\left(1+\mathrm{e}^{\frac{\mathrm{MR_i}}{\mathrm{D_i}}}\right)*\mathrm{P_i^{min}}}\right).\left(\frac{\mathrm{IC_i}}{\mathrm{VU_i}}\right)^{\omega}_{\mathrm{i}}\right\}\\ \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{D_i}=\mathrm{k_i}.\left(\mathrm{D_i}-\mathrm{D_i^{ref}}\right).\left(\frac{\mathrm{PC_i}}{\mathrm{PC_i^{ref}}}\right)^{-\varepsilon_i}\\ \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{dt}}\mathrm{PC_i}=\frac{1}{\mathrm{TAP_i}}\left(\frac{\Delta\mathrm{P_i^{max}}}{1+\mathrm{e}^{\mathrm{MR_i/D_i}}}+\mathrm{P_i^{min}}-\mathrm{PC_i}\right)\end{cases} \qquad (۲۳)$$

به‌طوری‌که $\mathrm{MR_i}$ در معادله (۲۲) تعریف شده است. معادله (۲۳) یک سیستم ۴ بعدی است، و در آن n تعداد کشور است. در بخش بعدی نتایج شبیه‌سازی‌های ظرفیت

نصب شده، ظرفیت تولید در حال ساخت، تقاضا و قیمت براساس دو سناریو خودکفایی و آزاد ارائه می‌شود. سیستم معادلات برای هر کشور نقطه تعادل ناپایدار $(0.0.\mathrm{D_i^{ref}}.\frac{\Delta \mathrm{P_i^{max}}}{2}+\mathrm{P_i^{min}})$ دارد.

نمودار (۶)، موجود در پیوست (۱)، مدل‌سازی ادغام منطقه‌ای بازار برق را به‌صورت فرضی بین دو کشور الف و ب نشان می‌دهد. این نمودار براساس رویکرد کوپلینگ و با استفاده از معادلات (۱۸)، (۱۹)، (۲۰)، (۴) و (۲۲) به ادغام بازارهای برق منطقه‌ای می‌پردازد. در قسمت بحث و نتایج، به بحث و بررسی ادغام کشورهای منتخب عضو اکو با این رویکرد پرداخته می‌شود. خطوط یکپارچه سیاه نشان‌دهنده انتقال انرژی، خطوط نقطه چین نشان‌دهنده انتقال اطلاعات و خطوط ادامه‌دار با رنگ قرمز نشان‌دهنده انتقال انرژی در داخل هر کشور است.

۵- بحث و نتایج

در این مقاله از داده‌های سری‌های زمانی سالانه کشورهای منتخب اکو طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ استفاده می‌شود. ماهیت روش پویایی سیستم، به‌کارگیری داده‌های گذشته برای شبیه‌سازی و مدل‌سازی است. هرچقدر تعداد داده‌های مربوط به گذشته‌ی متغیرها بیشتر باشد، درجه‌ی آزادی مدل، افزایش و همچنین مدل‌سازی با تورش کمتر صورت می‌گیرد (گجراتی و پارتر[1]، ۲۰۰۹). داده‌های متغیرها از منابع انتشار یافته آماری مانند بانک جهانی[2]، آژانس بین‌المللی انرژی[3]، گزارش‌های منتشر شده در زمینه‌ی آمار برق و انرژی[4] مربوط به کشورهای مورد مطالعه استفاده شده است. همچنین نرم‌افزار Vensim PLE برای شبیه‌سازی و نرم‌افزار OxMetrics برای برآورد ضرایب توابع و معادلات به‌کار رفته است.

در ادامه برای برآورد ضرایب، از روش سری‌های زمانی ساختاری[5] (STSM) استفاده شده است که سلیقه در تابع تقاضا را به‌عنوان یک جزء غیرقابل مشاهده و به‌صورت ضمنی در تابع تقاضا وارد می‌کند تا ضرایب مدل بدون تورش برآورد شود. در

1. Gujarati & Porter
2. World Bank
3. International Energy Agency
۴. وزارت نیرو، شبکه آمار و اطلاعات
5. Structural Time Series Models

این روش برای هر سری زمانی یک جزء روند[1]، سیکلی[2] و نامنظم[3] وجود دارد، بنابراین در کنار عوامل اقتصادی نظیر درآمد و قیمت، عوامل دیگری مانند تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان، ساختار اقتصادی، کارائی تکنیکی و یا عوامل غیراقتصادی که قابل مشاهده نیستند، می‌توانند اثر قوی و زیادی بر تقاضای برق داشته باشد. ممکن است آثار مزبور در طول زمان دارای روند معینی نباشند و عدم مدل‌سازی صحیح آن‌ها می‌تواند منجر به وجود تورش در تخمین شود. این روش در برآورد جزء روند بین این عوامل با عوامل اقتصادی تفاوت قائل می‌شود. جزء روند دارای دو جزء سطح و شیب است که واریانس این دو جزء ابر پارامترهای[4] مدل را نشان می‌دهند که نقش بسیاری در ماهیت روند دارند و بسته به ثابت، صفر و تصادفی بودن این ابر پارامترها، مدل‌ها حالت‌های مختلف به خود می‌گیرند.

از متغیرهای مهم مورد استفاده در مدل‌سازی اقتصادی بازارهای برق می‌توان به زمان، کشش‌های قیمتی، درآمدی تقاضای برق و ضرایب متغیرهای دما و جمعیت اشاره کرد. در این قسمت ابتدا با استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری تابع تقاضای برق هریک از کشورهای منتخب عضو اکو برآورد می‌شود. جدول (۱)، موجود در پیوست (۲)، نتایج حاصل از برآورد تقاضای برق را به روش سری‌های زمانی ساختاری گزارش می‌کند. متغیرهای LP، LY، LT، LPOP و LC(-1)، به ترتیب لگاریتم قیمت برق، لگاریتم تولید ناخالص ملی (به‌عنوان متغیر درآمد)، لگاریتم دما، لگاریتم جمعیت و لگاریتم متغیر وابسته (مصرف برق) با یک وقفه زمانی است. برای برآورد سری‌های زمانی ساختاری از نرم‌افزار STAMP 8.3 که در بسته نرم‌افزار OxMetrics 6.3 تعبیه شده، استفاده می‌شود.

همان‌طورکه از جدول (۱) مشخص است، باتوجه به آزمون t همه ضرایب معنادار هستند. همچنین علامت ضرایب در همه کشورها با مبانی نظری تابع تقاضا همخوانی دارند. در این مدل از لگاریتم متغیرها استفاده شده و بنابراین ضرایب نشان‌دهنده کشش تقاضا است. به‌عنوان مثال با افزایش یک درصد قیمت برق در ایران، تقاضای برق ۰/۴۳ درصد کاهش می‌یابد.

---

1. Trend
2. Cyclical
3. Irregular
4. Hyper Parameters

در ادامه جدول (۱)، نتایج حاصل از آزمون‌های خوبی برازش مدل‌های سری‌های زمانی ساختاری در کشورهای منتخب آورده شده است. باتوجه به آماره ضریب تعیین تعدیل شده، متغیرهای مستقل سطح بالایی از متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. مطابق با آماره دوربین واتسون، مشکل خودهمبستگی باقیمانده‌ها در الگوی کشورها مشاهده نمی‌شود. جزء سطح، جزء شیب و جزء نامنظم، معرفی و سپس مدل مناسب براساس این اجزاء برای هر کشور انتخاب شده است.

براساس مدل‌سازی بازار ملی برق ارائه شده در بخش قبل، بازار برق ملی برای پنج کشور منتخب عضو اکو (ایران، ترکیه، آذربایجان، پاکستان و ترکیه) تا افق سال ۲۰۳۰ مطابق با سیاست‌های پیشنهادی شبیه‌سازی می‌شود. از دلایل عمده انتخاب بازه ده ساله برای پیش‌بینی، بررسی بلندمدت روند متغیر قیمت و تصمیم‌گیری براساس اطلاعات بیشتر است. جدول‌های (۲) تا (۶) موجود در پیوست (۲)، نتایج حاصل از شبیه‌سازی بازار برق ملی (سناریو خودکفایی) و داده‌های مورد استفاده در کالیبراسیون و اعتبارسنجی از منابع مختلف همچون بانک جهانی و سازمان جهانی انرژی درکشورهای مورد مطالعه را طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ نشان می‌دهد.

براساس جداول (۲) تا (۶)، داده‌های ظرفیت خالص مؤثر به‌عنوان ظرفیت تولید نصب شده، تقاضای ملی برق، رشد تقاضای سالانه برق، میانگین قیمت برق و ظرفیت تولید در حال ساخت، در اعتبارسنجی مدل ملی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین شبیه‌سازی بازار برق ملی با داده‌های مذکور در این جداول آورده شده است. به‌منظور اعتبارسنجی مدل از مقایسه شبیه‌سازی انجام گرفته با داده‌ها و اطلاعات هر قسمت که از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ به وقوع پیوسته، استفاده شده است. نمودارهای (۷) تا (۱۱) موجود در پیوست (۱)، اعتبارسنجی نتایج شبیه‌سازی شده‌ی ظرفیت نصب شده، تقاضا، میانگین قیمت و ظرفیت تولید در حال ساخت برای کشورهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

همان‌طورکه در نمودارهای (۷) تا (۱۱) نشان داده می‌شود، مقادیر شبیه‌سازی به داده‌های موجود بسیار نزدیک است و می‌توان بدون نگرانی از نتایج حاصل از شبیه‌سازی برای مدل‌سازی اقتصادی بازارهای برق ملی و همچنین ادغام منطقه‌ای بازارهای برق استفاده کرد. کالیبراسیون به‌طور عمده شامل یافتن مقادیر تقاضای مبنا و انگیزه سرمایه‌گذار، بر اساس اطلاع از میانگین سایر پارامترها است، بنابراین، مشخص است که تقاضای مبنا مقدار تقریبی تقاضای ارائه شده می‌باشد و انگیزه سرمایه‌گذار باید حداقل

با سه مقدار تقاضای برق، قیمت برق و ظرفیت تولید نصب شده برآورد شود. در مورد اعتبار سنجی با داده‌های کشورهای مورد مطالعه، مقادیر پارامترها در جدول (۷) موجود در پیوست (۲)، نشان داده شده است. مقادیر در نظر گرفته شده به‌عنوان پارامتر در این جدول با ارزش‌های موجود در بازار (IEA، بانک جهانی و آمار و اطلاعات برق در هر کشور) و مقادیر تعدیل منحنی‌ها مطابقت دارد.

در این بخش تحلیل نتایج شبیه‌سازی‌های انجام شده برای ادغام بازار برق پنج کشور مورد مطالعه به روش کوپلینگ[۱] در این مقاله ارائه می‌شود. جزئیات نحوه اجرای معادلات (۱۸)، (۱۹)، (۲۰)، (۴) و (۲۲) در شکل (۶) در بخش مدل‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق نشان داده شده است. در وهله اول، شبیه‌سازی با مقادیر استفاده شده در کالیبراسیون و اعتبارسنجی مدل بازار ملی، در جداول (۲) تا (۷) انجام شده است، در وهله دوم، پنج کشور ادغام می‌شود. فاصله زمانی شبیه‌سازی از ۰ تا ۲۰ سال، به‌عبارت‌دیگر از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۳۰ سال است، به‌طوری‌که نتایج شبیه‌سازی از سال ۲۰۱۰ برای اعتبار سنجی و کالیبراسیون مدل استفاده می‌شود و از سال ۲۰۲۰ تا ۲۰۳۰ برای پیش‌بینی است. برای شبیه‌سازی از یکپارچه کننده مرتبه چهارم رانگ-کوتای[۲] با مقیاس ۰/۰۶۲۵ استفاده شده است. نتایج با توجه به قیمت در بازار ملی برق، ذخیره نهایی، صادرات و قیمت در ادغام منطقه‌ای بازار برق هر کشور در نمودارهای (۱۲)، (۱۳)، (۱۴) و (۱۵) موجود در پیوست (۱)، ارائه شده است.

همان‌طورکه در بخش قبل بیان شد، قیمت برق عامل مهم در ادغام منطقه‌ای بازارهای برق است. باتوجه به نمودار (۱۲)، قیمت برق در بازار ملی برق کشورهای مورد مطالعه به‌جز کشور ترکیه در حال افزایش است. لازم به ذکر است این قیمت نشان‌دهنده قیمت تولیدکننده است و ممکن است به‌جز کشور ترکیه قیمت مصرف‌کننده به دلیل پرداخت یارانه یا دریافت مالیات متفاوت باشد.

روند قیمت برق ایران از سال ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۵، کاهش و سپس افزایش می‌یابد که مطابق با آنچه در نمودار (۱۳) مشاهده می‌شود، به دلیل افزایش ذخیره نهایی می‌باشد. بنابر نتایج حاصل از شبیه‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق با رویکرد پویایی سیستم،

---

۱. همان‌طور که در قسمت مبانی نظری بیان شد این روش یکی از روش‌های مدیریت ازدحام است و باتوجه به ویژگی‌های این روش برای ادغام منطقه‌ای بازارهای برق در این مطالعه از آن استفاده شد.

۲. پرکاربردترین روش‌های حل معادلات دیفرانسیل معمولی، روش رانگ-کوتای مرتبه چهارم است. Runge-Kutta

از سال ۲۰۲۱ به بعد قیمت برق در ایران پایین‌ترین قیمت در بین کشورهای مورد مطالعه است. براساس روش کوپلینگ با مقایسه قیمت و ذخیره نهایی، صادرات برق ایران در سال ۲۰۲۱ از حدود ۴/۵۰۰ گیگاوات، شروع شده و به‌صورت افزایشی تا حدود ۶/۵۰۰ گیگاوات در سال می‌باشد.

روند قیمت برق ترکیه از سال ۲۰۲۰ تا پایان دوره شبیه‌سازی کاهشی است، و همان‌طورکه در نمودار (۱۳) مشاهده می‌شود به دلیل افزایش ذخیره نهایی می‌باشد. براساس نتایج حاصل از شبیه‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق با رویکرد پویایی سیستم، از سال ۲۰۲۰ تا پایان دوره مورد مطالعه پایین‌ترین قیمت برق را در بین کشورهای منطقه ندارد. براساس روش کوپلینگ با مقایسه قیمت و ذخیره نهایی، صادرات برق ترکیه طی دوره شبیه‌سازی شده صفر خواهد بود و دلیل آن بالا بودن قیمت برق شبیه‌سازی شده طی دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۳۰ در این کشور نسبت به کشورهای دیگر با وجود ذخیره نهایی بزرگ‌تر از یک است.

روند قیمت برق آذربایجان در طول دوره شبیه‌سازی افزایشی است و همان‌طورکه در نمودار (۱۳) مشاهده می‌شود، به‌دلیل کاهش ذخیره نهایی می‌باشد. بنابر نتایج حاصل از شبیه‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق با رویکرد پویایی سیستم، سال ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ قیمت برق در آذربایجان پایین‌ترین قیمت برق در بین کشورهای مورد مطالعه است. براساس روش کوپلینگ و مقایسه قیمت و ذخیره نهایی، صادرات برق آذربایجان در ابتدای سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۷۳۳ گیگاوات و در انتهای سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۷۹۹ گیگاوات خواهد بود.

روند قیمت برق پاکستان و افغانستان در طول دوره شبیه‌سازی افزایشی است و همان‌طورکه در نمودار (۱۳) مشاهده می‌شود به دلیل کاهش ذخیره نهایی می‌باشد. بنابر نتایج حاصل از شبیه‌سازی ادغام منطقه‌ای بازارهای برق با رویکرد پویایی سیستم، از سال ۲۰۲۰ تا پایان دوره مورد مطالعه کشور پاکستان و افغانستان پایین‌ترین قیمت برق را در بین کشورهای منطقه ندارند. براساس روش کوپلینگ و مقایسه قیمت و ذخیره نهایی، صادرات برق پاکستان و افغانستان طی دوره شبیه‌سازی شده صفر خواهد بود.

طبق نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل ادغام منطقه‌ای بازار برق، ادغام منطقه‌ای بین کشورهای مورد مطالعه براساس معیار قیمت برق و ذخیره نهایی دارای توجیه است. دو کشور ایران و آذربایجان به‌عنوان صادرکننده برق در این بازار شناخته شده و کشور

ترکیه با توجه به ذخیره نهایی مطلوب، اما قیمت برق بالا به‌عنوان صادرکننده با روش کوپلینگ نیست و می‌تواند به‌عنوان صادرکننده در ساعات اوج مصرف و با به‌کارگیری روش‌های دیگر مانند روش حراج صریح یا بازارهای قرارداد روز قبل به صادرات برق بپردازد. همچنین کشور پاکستان اگر با تمام ظرفیت تولید نصب شده برق تولید کند تا سال ۲۰۲۶ قادر به تأمین برق خود و حتی مازاد برق است، اما به دلیل بالا بودن قیمت برق، قادر به صادرات بین کشورهای مورد مطالعه نیست. این کشور از سال ۲۰۲۶ به بعد با کمبود عرضه مواجه است و بایستی از ایران برق وارد کند. کشور افغانستان به دلیل ذخیره نهایی کمتر از یک در طی دوره شبیه‌سازی، برای تأمین برق مورد نیاز مجبور به واردات برق کشور آذربایجان در سال ۲۰۲۰ و از کشور ایران از سال ۲۰۲۱ تا سال ۲۰۳۰ است، بنابراین کشور ایران در بین کشورهای مورد مطالعه به‌عنوان کشور اصلی در زمینه صادرات برق به دلیل مازاد تولید برق از طریق به‌کارگیری تمام ظرفیت تولید نصب شده و همچنین پایین بودن قیمت برق تولیدی می‌باشد. لازم به ذکر است در شبیه‌سازی صورت گرفته استفاده از تمامی ظرفیت نصب شده مدنظر است و عدم استفاده از کل ظرفیت نصب شده به دلایل پیش بینی نشده، در مدل‌سازی لحاظ نشده است.

با گذشت زمان احتمال وابستگی به واردات برق وجود دارد و ممکن است توسعه و امکانات تولید داخلی محدود شود و در صورت خودداری کشور صادرکننده از صادرات برق، کشور واردکننده می‌تواند با مشکلات جدی مواجه شود. در حقیقت این وضعیت از ریسک ناشی از وابستگی تجاری منشأ می‌گیرد. لازم به‌ذکر است که چنین ریسک امنیتی انرژی دو طرفه است، زیرا کشور صادرکننده هم ممکن است به همان اندازه وابسته به درآمد از صادرات برق باشد (اوسینی و پالوت، ۲۰۱۶)، بنابراین انعقاد قراردادهای تجاری به‌عنوان یک عامل مؤثر در اجرایی سازی ادغام بازار برق بوده و طبق این قراردادها هم کشور صادرکننده و هم کشور واردکننده باید به تعهدات خود عمل کنند تا خطر فروپاشی، بازار را تهدید نکند، بنابراین در این قسمت قیمت برق در ادغام منطقه‌ای بازار برق (سناریو آزاد) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودار (۱۵) موجود در پیوست (۱)، نتایج شبیه‌سازی قیمت برق در ادغام منطقه‌ای را نشان می‌دهد.

باتوجه به نمودار (۱۵)، قیمت برق در ایران از سال ۲۰۲۱ به دلیل استفاده از تمام ظرفیت تولید به‌منظور صادرات برق و بالا بودن قیمت برق در کشور واردکننده، افزایش می‌یابد. قیمت برق در ترکیه به دلیل عدم صادرات نسبت به قبل از ادغام، ثابت می‌ماند.

قیمت برق آذربایجان در سال ۲۰۲۰ به دلیل صادرات به افغانستان، افزایش و سپس برابر با قیمت قبل از ادغام و معادل قیمت برق در بازار ملی می‌شود. قیمت برق پاکستان از سال ۲۰۲۶ به دلیل واردات از ایران، کاهش و معادل قیمت برق ایران در قبل از ادغام می‌شود. همچنین قیمت برق افغانستان در سال ۲۰۲۰ برابر قیمت برق آذربایجان و از سال ۲۰۲۱ تا ۲۰۳۰ معادل قیمت برق ایران قبل از ادغام خواهد شد.

۶- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از رویکرد پویایی سیستم به شبیه‌سازی بازارهای برق کشورهای منتخب عضو اکو (کشورهای ایران، ترکیه، آذربایجان، پاکستان و افغانستان) پرداخته شده است. وجه تمایز اصلی این مقاله با سایر مطالعات علاوه بر منطقه‌ی مورد مطالعه (کشورهای عضو اکو)، متغیرهای وارد شده در مدل مانند تلفات توزیع و در نظر گرفتن ویژگی‌های مربوط به بخش هزینه‌ی ظرفیت نصب شده برق است. همچنین به دلیل هزینه‌های بالای ادغام بازار برق منطقه‌ای نمی‌توان بدون شبیه‌سازی و کسب اطمینان از امکان ایجاد بازار یکپارچه، دست به ایجاد بازار یکپارچه منطقه‌ای زد. افزون بر این شبیه‌سازی با روش‌هایی انجام می‌شود که دنیای واقعی را با خطای کمتر نمایش دهد. برای این منظور در مقاله حاضر از رویکرد پویایی سیستم استفاده شده است و با کاربرد روابط علّی و معلولی، شبیه‌سازی نزدیک به واقعیت ارائه شده است. از دیگر ویژگی‌های این مقاله نحوه‌ی به‌دست آوردن ضرایب توابع مربوط به معادلات روش پویایی سیستم می‌باشد که با استفاده از سری‌های زمانی ساختاری برآورد شده است.

در ادامه دو سناریو خودکفایی و آزاد (ادغام) برای این کشورها طراحی شده است. در سناریو اول، بازارهای ملی برق در هر کشور با استفاده از نمودارهای علی و معلولی و جریان-حالت براساس بیان مسئله (مبانی نظری) به شبیه‌سازی پرداخته شده است. سپس با استفاده از داده‌های هر کشور به کالیبراسیون و اعتبارسنجی مدل پرداخته شده است. سپس شبیه‌سازی طی دوره زمانی ۲۰۲۰ تا ۲۰۳۰ به‌صورت سالانه انجام گرفته و متغیرهای حالت که شامل قیمت، تقاضا، ظرفیت تولید نصب شده و ظرفیت در حال ساخت است مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوی اول حاکی از این است که قیمت برق در بازار ملی برق کشورهای مورد مطالعه به‌جز کشور ترکیه در حال افزایش است. همچنین از سال ۲۰۲۱ به بعد قیمت برق در ایران پایین‌ترین قیمت در بین کشورهای مورد مطالعه است (حدود ۰/۱۰۴ تا ۰/۱۰۶ دلار

آمریکا بر هر کیلووات ساعت)، به‌طوری‌که از سال ۲۰۲۰ تا پایان دوره مورد مطالعه، ترکیه پایین‌ترین قیمت برق را در بین کشورهای منطقه ندارد. در سال ۲۰۲۰ قیمت برق در آذربایجان پایین‌ترین قیمت برق در بین کشورهای مورد مطالعه است (حدود ۰/۱۰۴ دلار آمریکا بر هر کیلووات ساعت). روند قیمت برق پاکستان و افغانستان در طول دوره شبیه‌سازی افزایشی است و براین اساس از سال ۲۰۲۰ تا پایان دوره مورد مطالعه کشور پاکستان و افغانستان پایین‌ترین قیمت برق را در بین کشورهای منطقه ندارند (در پایان دوره شبیه‌سازی قیمت برق در پاکستان به ۰/۱۳ و در افغانستان به ۰/۱۷ دلار آمریکا بر هر کیلووات ساعت می‌رسد).

در سناریوی دوم با توجه به روش کوپلینگ و با اولویت قرار دادن قیمت برق به‌عنوان مهم‌ترین عامل اقتصادی و ذخیره نهایی به کمک توسعه مدل به‌کار گرفته شده در مطالعه رودندو و همکاران (۲۰۱۸)، به ادغام بازارهای برق کشورهای مورد مطالعه پرداخته شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی ادغام منطقه‌ای بازار برق (سناریو آزاد) کشورهای مورد مطالعه حاکی از آن است که کشورهای ایران و آذربایجان با توجه به عامل قیمت و ذخیره نهایی قابلیت صادرات برق در این بازار را دارند. کشور ترکیه در طول دوره شبیه‌سازی دارای ذخیره نهایی بیشتر از یک و حتی دارای مازاد برق بیشتر از ایران و آذربایجان است، اما به‌دلیل بالا بودن قیمت برق تولیدی نمی‌تواند با روش کوپلینگ برق را در بازار منطقه‌ای صادر کند، اما با روش‌های حراج صریح و قرارداد روز قبل در ساعات اوج (پیک) کشورهای منطقه می‌تواند برق را به فروش برساند و صادرات برق داشته باشد. کشور افغانستان به دلیل ذخیره نهایی کمتر از یک در طول دوره شبیه‌سازی و قیمت بالای برق در این کشور، واردکننده برق از دو کشور ایران و آذربایجان است. مطلوب است در سال ۲۰۲۰ برق صادراتی از آذربایجان را از طریق ایران و از سال ۲۰۲۱ تا ۲۰۳۰ از ایران برق وارد کند (صادرات برق آذربایجان در ابتدای سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۷۳۳ گیگاوات و در انتهای سال ۲۰۲۰ حدود ۱/۷۹۹ گیگاوات خواهد بود). کشور پاکستان نیز تا سال ۲۰۲۶ قادر به تأمین برق مورد نیاز خود می‌باشد، اما بعد از این سال تا پایان دوره شبیه‌سازی باتوجه به استفاده کامل از ظرفیت نصب شده باید برای تأمین برق مورد نیاز، از ایران برق وارد کند (صادرات برق ایران به پاکستان از ۴/۵۴۰ گیگاوات در سال ۲۰۲۱ به حدود ۶/۵۱۸ گیگاوات در سال ۲۰۳۰ خواهد رسید)، بنابراین یکی از اهداف این پژوهش که بیشینه‌سازی پایایی عرضه برق در

بین کشورهای مورد مطالعه است، از طریق صادرات و واردات با تمرکز بر قیمت و ذخیره نهایی حاصل شده است. در حقیقت واردات و صادرات با توجه به قیمت برق و ذخیره نهایی در بین کشورهای مورد مطالعه، شاخصی برای پایایی عرضه برق است.

باتوجه به نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوی آزاد، کشور ایران از سال ۲۰۲۱ تا ۲۰۳۰ به افغانستان و از سال ۲۰۲۶ تا ۲۰۳۰ به پاکستان برق صادر می‌کند. همچنین در سال ۲۰۲۰ آذربایجان برق را از طریق ایران به افغانستان صادر می‌کند. از مهم‌ترین استفاده‌های نتایج این پژوهش کمک به ایجاد بازار منطقه‌ای برق میان کشورهای عضو اکو، برنامه‌ریزی و مدیریت عرضه برق به‌منظور کاهش ریسک و عدم اطمینان در تأمین و امنیت برق مورد نیاز در بین کشورهای عضو اکو و ایجاد محیط رقابتی در بازار برق با ادغام بازارهای منطقه‌ای و به دنبال آن کاهش تعرفه برق است. همچنین توصیه می‌شود برای برنامه‌ریزی صنعت برق در کشورهای مورد مطالعه ابتدا به ویژگی‌های کشورهای منطقه توجه شود و باتوجه به پتانسیل‌های موجود تصمیم‌ها اتخاذ شود. به‌عنوان مثال در کشور ایران به دلیل پایین بودن قیمت انرژی و پایین بودن هزینه نهایی برق تولیدی، سرمایه‌گذاری در احداث ظرفیت‌های تولید برق پیشنهاد می‌شود تا از طریق صادرات، ارزآوری بیشتری داشته باشد، اما در کشوری مانند افغانستان به دلیل بالا بودن هزینه‌های تولید برق، واردات آن از کشورهای منطقه به جای افزایش ظرفیت تولید توصیه می‌شود.

منابع

۱. احمدی، معین، ودادی کانتر، سعید و کیقبادی، مهدی (۱۳۹۸). ارائه مدل مطلوب شکل‌گیری بازار برق منطقه‌ای کشورهای عضو اکو با الگوبرداری از مدل بازار برق یکپارچه اتحادیه اروپا. اندیشکده حکمرانی انرژی و منابع ایران، تهران، ۲(۱۲)، ۱۳-۳۴

۲. صادقی، زین العابدین، بهادرمایوان، سحر و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). شبیه‌سازی یکپارچگی بازار برق (سیستم‌های قدرت) در کشورهای هم‌مرز ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۶(۲۴)، ۱۴۹-۱۲۳.

۳. لطفعلی‌پور، محمدرضا، نوروزی، روح الله، آشنا، ملیحه و ذبیحی، مریم (۱۳۸۸). بررسی تأثیر الحاق به سازمان جهانی تجارت بر صادرات برق ایران. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۳)، ۲۰۲- ۱۷۷.

۴. محقر، علی و نجف‌زاده، کیان (۱۳۹۶). مدل مبتنی بر پویایی سیستم برای توسعه‌ی ظرفیت تولیدی برق در کشور. *فرآیند مدیریت توسعه*، ۳۰(۲)، ۱۷۲-۱۴۵.

5. Apergis, N., Fontini, F., & Inchauspe, J. (2017). Integration of regional electricity markets in Australia: A price convergence assessment. *Energy Economics, 62*, 411-418.
6. Arango, S., Smith, R.A., Dyner, I., & Osorio, S. (2002). *A System Dynamics Model to Analyze Investments in Power Generation in Colombia*.
7. Balaguer, J. (2011). Cross-Border Integration in the European Electricity Market: Evidence from the Pricing Behavior of Norwegian and Swiss Exporters. *Energy Policy, 39 (9),* 4703-4712.
8. Batalla, J., Paniagua, J., & Trujillo, E. (2019). Energy Market Integration and Electricity Trade: A gravity model. *Working Papers in Applied Economics*.
9. Bhattacharyya, Subhes C. (2019). Energy Economics, Concepts, Issues, Markets and Governance, *Springer, Second Edition.*
10. Chen, H., Cui, J., Song. F., & Jiang, Z. (2022). Evaluating the impacts of reforming and integrating China's electricity sector. *Energy Economics, 108*, 1-14.
11. Dias, F., & Jorge, S. (2017). Market Power and Integrated Regional Markets of Electricity: A Simulation of The MIBEL. *International Journal of Economic Sciences, 5(2)*, 45-67.
12. Dyner, I., Olivar, G., & Redondo, JM. (2011). A non smooth model of national energy market for the regional energy integration, *Conference Proceedings International Conference of the System Dynamics Society in Washington*, (29), 1-18.
13. Forester, J. (1961). *Industrial Dynamics*. Boston, Massachusetts: MIT Press.
14. Gnansounou, E., & Dong, J. (2004). Opportunity for Inter-Regional Integration of Electricity Markets: The Case of Shandong and Shanghai in East China. *Energy Policy, 32 (15),* 1737-1751.
15. Gugler, K., & Haxhimusa, A. (2019). Market integration and technology mix: Evidence from the German and French electricity markets. *Energy Policy, 126*, 30-46.
16. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). Basic Econometrics, *Douglas Reiner, Fifth Edition*.
17. Jaehnert, S., & Doorman, G. L. (2012). Assessing the Benefits of Regulating Power Market Integration in Northern Europe, *International Journal of Electrical Power & Energy Systems, 43(1)*, 70-79.
18. Martínez-Anido, C. B., Vandenbergh, M., De Vries, L., Alecu, C., Purvins, A., Fulli, G., & Huld, T. (2013). Medium-Term Demand for European Cross-Border Electricity Transmission Capacity. *Energy Policy, 61*, 207-222.

19. Momodu, A. S., Oyebisi, T. O., & Obilade, T. O. (2012). Modelling the Nigeria's Electric Power System to Evaluate its Long-Term Performance. *In Proceedings International Conference of the System Dynamics Society*, (30), 1-31.
20. Nepal, R., & Jamasb, T. (2012). Interconnections and Market Integration in the Irish Single Electricity Market. *Energy Policy, 51*, 425-434.
21. Oseni, M., & Pollitt, M. (2016). The promotion of regional integration of electricity markets: Lessons for developing countries. *Energy Policy, 88*, 628–638.
22. Oseni, M., & Pollitt, M. (2013). The Economic Costs of Unsupplied Electricity: Evidence from Backup Generation among African Firms. *EPRG Working Paper, 1351*.
23. Pellini, E. (2012). Measuring the impact of market coupling on the Italian electricity market. *Energy Policy, 48*, 322-333.
24. Ramos, A. (1999). Modeling competition in electric energy markets by equilibrium constraints. *Util Policy, 7(4)*, 233–242.
25. Redondo, J., Olivar, G., Ibarra-Vega, D., & Dyner, I. (2018). Modeling for the regional integration of electricity markets. *Energy for Sustainable Development, 43*, 100-113.
26. Redondo, JM. (2013). *Modelado de Mercados de Electricidad*. Doctoral thesis. Colombia: Univers idad Nacional de Colombia Facultad de Ingeniería Manizales.
27. Salazar, G., & Argüello, G. (2006). Rentas de congestion en las transacciones internacionales de electricidad; analisis para las transacciones ecuador-colombia.
28. http://biblioteca.cenace.org.ec/jspui/bitstream/123456789/200/1/rte07-01.pdf.
29. Saroha, S., & Verma, R. (2013). Cross-Border Power Trading Model for South Asian Regional Power Pool. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems, 44 (1)*, 146 152.
30. Sheng, Y., Shi, X., & Zhang, D. (2013). Economic Development, Energy Market Integration and Energy Demand: Implications for East Asia. *Energy Strategy Reviews, 2 (2),* 146-152.
31. Sterman, J. D. (2000). *Business Dynamics: Systems Thinking and a Modeling for a Complex World*, McGraw Hill.
32. Zhai, Y. (2010). Energy sector integration for low carbon development in greater Mekong sub-region: towards a model of south-south cooperation. *World Energy Congress 9*.
33. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
34. https://www.iea.org/
35. https://isn.moe.gov.ir/

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۸۴-۵۹

طراحی مدل تعیین حق بیمه بهینه بدنه اتومبیل با تأکید بر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در تابع تقاضا

DOI: 10.22059/JTE.2022.330206.1008538

مریم رستمیان*[۱]، غلامحسین گل ارضی[۲]

۱. دکتری تخصصی مدیریت صنعتی- مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران، maryamrostamian@semnan.ac.ir

۲. استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده اقتصاد، مدیریت علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران، g_golarzi@semnan.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۰۷

چکیده

تعیین حق بیمه منصفانه یکی از مسائل اساسی شرکت‌های بیمه است. بیشتر مدل‌های تعیین حق بیمه، مبتنی بر تحلیل ریسک یا مبتنی بر رفتار بازار هستند. مدل‌های مبتنی بر تحلیل ریسک به مدل‌های قیمت‌گذاری پیشین و قیمت‌گذاری پسین تقسیم‌بندی می‌شوند که از اطلاعات فراوانی و شدت خسارت برای تحلیل ریسک استفاده می‌کنند. مدل‌های مبتنی بر رفتار بازار موجود نیز تنها برخی از متغیرهای مؤثر بر تابع تقاضا را برای تعیین حق بیمه در مدل خود گنجانده‌اند، حال آن‌که شرکت‌های بیمه با ریسک غیربیمه‌پذیر مثل ریسک‌های اقتصادی در بیمه بدنه اتومبیل مواجه هستند و حق بیمه یک شرکت بیمه به‌علت رقابتی بودن بازار بیمه به قیمت رقبا نیز وابسته است، بنابراین در تعیین حق بیمه بهینه لازم است متغیرهای کلان اقتصادی در تابع تقاضا لحاظ شود. این پژوهش برای اولین بار حق بیمه بهینه را با گنجاندن ضریب نفوذ بیمه در تابع تقاضا محاسبه کرده است. به‌منظور تحقق هدف، محقق، یک شرکت خصوصی فعال در صنعت بیمه را به‌عنوان بستر تحقیق انتخاب نموده است. روش مورد استفاده مبتنی بر برنامه‌ریزی پویای تصادفی می‌باشد. معادله سرمایه شرکت بیمه براساس فرآیند مارکوف مشخص شد و تابع هدف مدل به شکل درجه دوم تعریف شده است. تابع تقاضا تابعی از پارامترهای کلان اقتصادی مانند کشش درآمدی تقاضا، نرخ تورم، ضریب نفوذ بیمه در نظر گرفته شده و سپس برای سطوح مختلف حق بیمه بازار حق بیمه بهینه محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که هر چه متوسط حق بیمه بازار بیشتر می‌شود، حق بیمه بهینه کمتر می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: B22، C61، E21

واژه‌های کلیدی: اختلال تصادفی، برنامه‌ریزی پویای تصادفی، حق بیمه بهینه، متغیرهای کلان اقتصادی، متوسط حق بیمه بازار

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۸۹۹۵۸۳۹۶

۱- مقدمه

اقتصاد خرد، مبنایی برای تحلیل اغلب رفتارهای اقتصادی است. رفتارهای اقتصادی مبتنی بر بهینه‌یابی هستند که طبق آن، فعالان اقتصادی در هر فعالیتی هدف و محدودیت‌هایی دارند. این فعالان به‌دنبال حداکثرسازی تابع هدف از قبیل مطلوبیت، سود با توجه به قیود مربوطه می‌باشند. بدیهی است آن‌ها در فضای کسب و کار خاص خود اقدام به تصمیم‌گیری می‌کنند، لذا تعریف توابع مذکور در فضای مربوطه صورت می‌گیرد. براین اساس، فعالانی که در بازار بیمه فعالیت می‌کنند، شامل بیمه‌گر و بیمه‌گذار هستند. این دو می‌توانند وارد فعالیتی در بازار بیمه شوند که در آن بیمه‌نامه خرید و فروش می‌شود. بیمه‌گر، فروشنده بیمه‌نامه و بیمه‌گذار، خریدار آن است. بدیهی است بیمه‌گر به‌دنبال کسب سود از طریق جذب بیمه‌گذار است و بیمه‌گذار نیز برای رهایی از نااطمینانی و تقلیل ریسک به‌دنبال خرید بیمه‌نامه می‌باشد، لذا این دو وارد یک فعالیت سودآور می‌شوند. این فعالیت، ویژگی‌های خاص خود را دارد (سوری، ۱۳۹۰).

یک مسئله مهم در اقتصاد بیمه بررسی طرح بهینه بیمه است. روش معمول محاسبه حق بیمه، ترکیب امید مورد انتظار فراوانی خسارت به شرط هزینه مورد انتظار خسارت، با توجه به ویژگی‌های ریسک قابل مشاهده می‌باشد (داوید[1]، ۲۰۱۵). در این مدل‌ها تقاضای بازار در نظر گرفته نمی‌شود و نرخ‌ها با افزودن ضریب سربار[2] ریسک محاسبه می‌شوند. تحقیقات انجام گرفته روی بازارهای بیمه نشان می‌دهد که سطح تقاضای بیمه در یک اقتصاد می‌تواند به‌وسیله تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر پذیرد (پانتلوس و پاسالیدو[3]، ۲۰۱۵). براین اساس ارائه مدلی مبتنی بر تغییرات تقاضا به‌منظور تعیین نرخ بیمه ضروری به‌نظر می‌رسد. به‌عبارت‌دیگر با توجه به این‌که محیط اقتصادی تأثیر زیادی بر رشد صنعت بیمه دارد، خلأ برآورد مدلی که متغیرهای کلان اقتصادی و نیز حق بیمه متوسط بازار را در تابع تقاضا وارد کرده و از آن طریق حق بیمه بهینه را محاسبه کند، وجود دارد. در این پژوهش تأثیر رقابت بازار در تعیین حق بیمه بدنه اتومبیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین از متوسط حق بیمه بازار

1. David
2. Loading Coefficient
3. Pantlous & Passalidou

به‌عنوان شاخصی برای سنجش رقابت بازار استفاده می‌شود. فرضیه این پژوهش تأثیر رقابت بازار در تعیین حق بیمه بهینه بدنه اتومبیل است (پانتلوس و پاسالیدو، ۲۰۱۵).

در این مقاله ابتدا مقدمه و مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش ارائه شده است. سپس در قالب روش‌شناسی تحقیق مدل‌سازی مسأله و عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر تقاضا توضیح داده می‌شوند. در بخش تحلیل داده‌ها، نتایج به‌کارگیری مدل معرفی شده در این پژوهش و یافته‌های پژوهش ارائه شده و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها آمده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

چالش اصلی در حرفه آکچوئری[1]، اندازه‌گیری و طراحی یک ساختار تعرفه‌گذاری عادلانه می‌باشد و این هدف اصلی فرآیند قیمت‌گذاری است. قیمت‌گذاری ریسک براساس مشخصات ویژه بیمه‌گذار سابقه طولانی در علوم آکچوئرال دارد. مک کلناهن[2](۲۰۰۱) مشاهده کرده است که نرخ بیمه‌های آتش‌سوزی خانه‌ها در قرن ۱۸ در آمریکا بر پایه نوع سقف و نحوه ساخت خانه‌های تحت پوشش و نرخ بیمه‌ها برای بیمه دریایی به‌عنوان قدیمی‌ترین نوع بیمه نیز بر پایه نوع طراحی و ویژگی‌های حفاظ داخلی کشتی‌ها بوده است (آنتونیو و والدز[3]، ۲۰۱۰). بر این اساس مدل‌های اقتصادسنجی، که هدف آن‌ها تعیین احتمال وقوع ریسک و همچنین تعیین فراوانی و هزینه مطالبات خسارات می‌باشد، به‌وجود آمده‌اند.

از نظر تاریخی علم آکچوئری محدود به استفاده از رگرسیون خطی استاندارد به‌منظور کمی کردن اثر متغیرهای برون‌زا بر پدیده مورد نظر می‌باشد. هر چند مدل خطی پیشنهادی توسط لجندر و گاوس[4] در قرن نوزدهم در اقتصادسنجی طرفداران فراوانی دارد، ولی به‌کارگیری آن در حوزه بیمه با مشکلاتی مواجه می‌باشد. در حقیقت این مدل خطی بر یک سری از فرضیات دلالت دارد که با واقعیت فراوانی و هزینه خسارت‌های تولید شده در صورت وقوع ریسک، ناسازگار است. فرضیات مدل خطی چگالی احتمال گوسی، خطی بودن پیشگو و واریانس ناهمسانی می‌باشد. یک نقطه

1. Actuary
2. McClenahen
3. Antonio & Valdez
4. Legender & Gauss

عطف مهم در توسعه قیمت‌گذاری بیمه غیرزندگی، روش حداقل اریبی[1] ایجاد شده توسط بایلی و سیمون[2] (۱۹۶۰) می‌باشد. در ابتدا، رگرسیون خطی برای ارزیابی تأثیر متغیرهای توضیحی بر ریسک به‌کار رفته که با شروع سال ۱۹۸۰ توسط مدل‌های خطی تعمیم یافته[3] جایگزین شده است (داوید، ۲۰۱۵). تعدادی از مسائل علوم آکچوئرال دارای مدل‌های خطی تعمیم یافته هستند. در این مدل‌ها به جای فرض توزیع نرمال خطا انواع دیگری از توزیع‌های تصادفی مثل توزیع پواسون، گاما و دوجمله‌ای در نظر گرفته می‌شود و نیز مقدار مورد انتظار متغیرهای وابسته ممکن است برحسب رگرسورها خطی نباشد و توابعی به شکل خطی از کوواریانس‌ها مانند لگاریتم مدل‌های چندگانه باشند، که مناسب تعداد زیادی از موقعیت‌های بیمه هستند (کاس[4]، ۲۰۰۸). نرخ‌گذاری بیمه غیرزندگی، براساس توزیع فراوانی مطالبات و توزیع شدت خسارت می‌باشد. فراوانی مطالبات به‌صورت تعداد مطالبات معوق هر واحد در معرض خطر است و متوسط شدت خسارت، متوسط پرداختی هر مطالبه معوق می‌باشد. حق بیمه خالص از ضرب متوسط فراوانی مطالبات در متوسط شدت خسارت به دست می‌آید (دنویت و همکاران[5]، ۲۰۰۷). آنتونیو و والدز (۲۰۱۰)، مدل پواسون را به‌صورت الگوی اولیه فراوانی خسارت معرفی کرده‌اند. برطبق مطالعات دایونه و واناسه[6] (۱۹۸۹، ۱۹۹۲)، دنویت و لانگ[7] (۲۰۰۴) گوریو و جاسیاک[8] (۲۰۰۴)، مدل پواسون ابزار مناسبی برای مدل‌سازی فراوانی خسارت در بیمه غیرزندگی است. برای مدل‌سازی هزینه خسارت در بیمه اتومبیل، پینکت[9] (۱۹۹۷)، مدل پارامتریک ساده اما واقعی را براساس توزیع گاما تعریف کرده که تعمیم دیگری از خانواده نمایی است.

تیلور[10] (۱۹۸۶)، اولین فردی است که رابطه بین رفتار بازار رقابتی و تعیین حق بیمه را با استفاده از بیشینه‌سازی ثروت بیمه‌گر در یک افق زمانی متناهی بررسی کرده

1. Minimum Bias
2. Bailey & Simon
3. Generalized Linear Models
4. Kass
5. Denuitt et.al.
6. Dionne & Vanasse
7. Denuit & Lang
8. Gourieroux & Jasiak
9. Pinquet
10. Taylor

است. سپس امس و هابرمن[1] (۲۰۰۵)، حق بیمه را با نظریه کنترل بهینه و بیشینه‌سازی سرمایه نهایی شرکت بیمه تحت قانون تقاضا محاسبه کرده‌اند. امس و همکاران[2] (۲۰۰۷) متوسط حق بیمه بازار را به‌صورت فرآیند براونی هندسی و متوسط حق بیمه بازار آینده را نیز دارای توزیع لاگ نرمال و مثبت در نظر گرفته‌اند. امس (۲۰۰۸)، دو شکل استراتژی تصادفی شامل عدم اطمینان متوسط حق بیمه آینده بازار و عدم‌اطمینان در سطح حق بیمه نسبی را توصیف کرده است. سپس حق بیمه بهینه را با استفاده از برنامه‌ریزی پویا تعیین و با برنامه‌ریزی قطعی مقایسه نموده است. امس (۲۰۱۱)، به قیمت‌گذاری بیمه در یک بازار رقابتی و واکنشی پرداخته و امس در مقاله خود مدلی کنترلی ارائه داده و در آن واکنش بازار به استراتژی قیمت‌گذاری بیمه را بررسی کرد. در این مدل خسارت با استفاده از یک توزیع لاگ‌نرمال، تعیین و نرخ اندازه خسارت نامیده شد. با توجه به مطالعه هوانگ و همکاران[3] (۲۰۱۳)، افراد یا شرکت‌ها معمولاً در بیمه غیرزندگی با ریسک‌های قابل بیمه و غیرقابل بیمه مواجه می‌شوند. ریسک‌های قابل بیمه شامل آتش‌سوزی ساختمان، آسیب به اتومبیل و سقوط هواپیما است، درحالی‌که ریسک‌های غیرقابل بیمه شامل نوسانات بازده سهام، تغییرات در شرکت‌ها یا درآمد فردی و تغییر در شرایط اقتصادی می‌باشد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود در مدل‌های نظری موجود تعیین حق بیمه بهینه، تأثیر این ریسک غیرقابل بیمه در بازار رقابتی لحاظ نشده است، که تأثیر قابل توجهی در تابع تقاضای بازار بیمه غیرزندگی خواهد داشت. تحقیقاتی که رقابت بازار را در نظر می‌گیرند به دو دسته تقسیم می‌شوند، در ابتدا تحقیقاتی بیان می‌شود که در آن متغیرهای اقتصادی لحاظ نشده‌اند و در نهایت تحقیقاتی عنوان می‌گردد که عوامل اقتصادی را هم در نظر گرفته‌اند.

داوید (۲۰۱۵)، به محاسبه حق بیمه اتومبیل با استفاده از مدل‌های خطی تعمیم یافته پرداخته است. وی به‌منظور تعیین حق بیمه خالص، تجزیه و تحلیل مدل‌های خطی تعمیم یافته با توجه به‌خصوصیات بیمه‌شدگان را در نظر گرفته است. در مرحله اول، فراوانی مطالبات را از طریق مدل رگرسیون پواسون برآورد و سپس با استفاده از مدل گاما، میانگین سطح هزینه مطالبه مربوط به هر طبقه از بیمه‌شدگان را تخمین زده

1. Emss & Haberman
2. Emss et al.
3. Huang et al.

است. در نهایت نتایج تحقیقات نشان داده است که برای مشتریان جدید، حق بیمه، ضمن در نظرگرفتن مجموعه‌ای از عوامل ریسک، مانند سن و حرفه بیمه شده و استفاده از وسیله نقلیه بر حسب ضریب پاداش- جریمه و مدت قرارداد بیمه تعیین می‌شود، بنابراین در پرتفوی بیمه مورد تجزیه و تحلیل، حق بیمه خالص همراه با افزایش سن بیمه شده و مدت قرارداد بیمه و همچنین افزایش ضریب پاداش- جریمه[1] کاهش یافته است.

بونن و همکاران[2] (۲۰۱۸)، به بررسی بازی‌های پویای غیر مشارکتی[3] در بازار بیمه غیرزندگی پرداخته‌اند. از نگاه آن‌ها در صنعت بیمه، تعداد بیمه‌نامه‌های یک محصول خاص از شرکت‌های مختلف به‌طور قابل توجهی افزایش یافته، رقابت شدید بازار، تقاضای حق بیمه رقابتی را افزایش داده است و در علم اکچوئری، هنوز ادبیات کمی در مورد چگونگی تأثیر رقابت در محاسبه و چرخه‌های حق بیمه شرکت وجود دارد. در این مقاله، از طریق بازی‌های دیفرانسیلی، پویایی حق بیمه تعادلی در یک بازار رقابتی مدل سازی می‌شود و برای تعیین حق بیمه تعادلی نش[4] حلقه باز از روش نظریه کنترل بهینه استفاده می‌کند. قدرت بازار هر شرکت بیمه با پارامتر حساس به قیمت مشخص می‌شود و حجم قراردادها توسط نسبت توانگری تحت تأثیر قرار می‌گیرد. دو مدل در این مطالعه بررسی می‌شود. با توجه به متوسط حق‌بیمه‌های بازار، اولین مدل، رابطه نمایی بین استراتژی‌های حق بیمه و حجم بیمه نامه‌ها را مطالعه می‌کند. مدل دوم در ابتدا مشخص‌کننده رقابت بین هر جفت بیمه‌گر انتخاب شده است و سپس همه رقابت‌های جفت شده را در بازار تجمیع می‌کند. نمونه‌های عددی پویایی حق بیمه و این‌که چرخه‌های حق بیمه ممکن است در تعادل باشند را نشان می‌دهند.

آسموسن و همکاران[5] (۲۰۱۹)، استراتژی حق بیمه تعادل نش را برای رقابت رانشی- کششی[6] در یک بازار بیمه غیرزندگی اصطکاکی ارائه داده‌اند. آن‌ها دو شرکت بیمه I_1، I_2 با ذخایر $R_1(t)$، $R_2(t)$ را در نظر گرفته‌اند که برای جذب مشتریان در بازی دیفرانسیل تصادفی مناسب، رقابت می‌کنند، هدف شرکت کوچک‌تر I_2 با $R_2(0) < R_1(0)$

1. Bouns-malus System
2. Boonen et al.
3. Non-Cooperative Dynamic Games
4. Nash
5. Asmussen et al.
6. Push – Pull

حداقل رساندن $R_1(t) - R_2(t)$ با استفاده از حق بیمه p_2، به‌عنوان کنترل و هدف شرکت بیمه بزرگ‌تر I_1 در به حداکثر رساندن آن با استفاده از p_1 است. وابستگی ذخایر به حق بیمه با مدل‌سازی صریح از مسأله مشتری، اصول حسابداری اولویت مشتریان بازار، منعکس‌کننده تفاوت در هزینه جستجو و تغییر، کسب اطلاعات و پردازش اطلاعات یا ترجیحات تعیین شده است. فرض آن‌ها این بوده که اولویت مشتریان تصادفی باشد، با شبیه‌سازی مقادیر بهینه p^*_1، p^*_2 حق بیمه را محاسبه و تعادل نش را برای بتا توزیع اولویت مشتریان ارائه داده‌اند. تجزیه و تحلیل براساس تقریب انتشار یک فرآیند ریسک استاندارد کرامر-لاندبرگ انجام شده که این فرآیند سبب گسترش سرمایه‌گذاری در دارایی بدون ریسک می‌شود.

لی و همکاران[1] (۲۰۲۰)، بیمه بهینه غیرزندگی در مدل چرخه زندگی یک فرد را مطالعه کرده‌اند که در آن تشکیل عادت[2] درونی فرد به نمایش گذاشته شده است. نظریه تشکیل عادت به‌طور گسترده‌ای در علم مالی به کار می‌رود. این نظریه بیان می‌کند که مطلوبیت مصرف‌کنندگان به تاریخچه مصرف آن‌ها بستگی دارد. در حقیقت تابع مطلوبیت لحظه‌ای به مصرف لحظه‌ای به‌علاوه عادت مصرف یا همان متوسط وزنی مصرف گذشته وابسته است. آن‌ها نشان داده‌اند که خسارت بهینه تحت اصل حق بیمه مورد انتظار کاستنی[3] است و با فرض نمایی بودن توابع مطلوبیت، استراتژی‌های بهینه را به‌دست آورده و به این نتایج رسیده‌اند که برای هر دو نوع بیمه کاستنی و متناسب[4] افراد با افزایش سن، به‌تدریج پوشش خود را افزایش می‌دهند، تشکیل عادت سبب کاهش پوشش بیمه می‌شود و فردی که تنها بیمه متناسب خریداری کرده است ممکن است در سنین پایین از بازار خارج شود. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تشکیل عادت و بازار بیمه غیرکامل که در آن افراد بتوانند بیمه متناسب خریداری کنند سبب پدیده کمتر بیمه‌گی[5] جهانی می‌شود. در حقیقت مدل آن‌ها پتانسیلی را برای توضیح درباره پدیده کمتر بیمه‌گی جهانی ارائه می‌دهد. در نهایت چند مثال عددی و تحلیل حساسیت[6] را برای برجسته کردن نتایج نظری ارائه کرده‌اند.

---

1. Li et al.
2. Habit Formation
3. Deductible
4. Proportional
5. Underinsurance
6. Sensitivity analysis

موردوکوتاس و همکاران[1] (۲۰۲۱)، به مطالعه بازی[2] تصادفی یک دوره‌ای برای تعیین استراتژی حق بیمه بهینه غیرزندگی در بازار بیمه رقابتی پرداخته‌اند. به‌طور خاص این استراتژی حق بیمه بهینه را توسط تعادل نش به‌صورت یک بازی با n بازیکن تعیین کرده‌اند. آن‌ها فرض کرده‌اند هر بازیکن مطلوبیت مورد انتظار سرمایه نهایی را بیشینه می‌کند. سرمایه نهایی تصادفی است، زیرا تعداد بیمه نامه‌ها و اندازه خسارت‌ها نیز تصادفی هستند. کل زیان هر بیمه‌گر با مدل ریسک جمعی توصیف شده، تعداد مورد انتظار بیمه‌نامه تحت تأثیر همه حق بیمه‌ها قرار گرفته و دو تابع تقاضا معرفی شده است. هر دو مدل به شکل نمایی می‌باشد که توسط بازار و پارامترهای حساسیت به قیمت مشخص بندی شده است. تقاضا در مدل اول برای حق بیمه بالای یک حد مفروض صفر است، در حالی که مدل دوم این محدودیت را ندارد. استراتژی خالص حق بیمه تعادل نش با حل مسائل بهینه‌سازی مقید حل شده است. برای اولین مدل آن‌ها وجود و یکتایی استراتژی خالص تعادل نش را ارائه دادند، در حالی‌که برای مدل دوم فرمولی برای زمانی‌که وجود دارد مشخص کردند. آن‌ها اثبات کردند که هیچ بیمه‌گری انگیزه ندارد، حق بیمه را برابر کران‌های بالای دامنه استراتژی بگیرد. کران پایین، حق بیمه بی‌تفاوتی بیمه‌گر است و کران بالا هیچ خریدار بیمه‌ای ندارد. در نهایت دو مثال عددی برای نمایش یافته‌های مطالعه ارائه کردند.

پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵)، مدل غیرخطی را با بیشینه‌سازی تابع غیرخطی سرمایه طراحی کرده‌اند. معادله سرمایه آن‌ها تصادفی است که برحسب اختلال تصادفی تعریف شده است. میانگین این اختلال تصادفی صفر است و کوواریانس آن تابع درجه دوم از پارامترهایی مثل کشش درآمدی تقاضا، تعداد اتومبیل‌های موجود، نرخ تورم و اعتبار شرکت در نظر گرفته شده است. تابع مطلوبیت درجه دوم مرتبط به ارزش فعلی سرمایه و همچنین مطلوبیت نهایی قراردادهای بیمه است و در نهایت با استفاده از اطلاعات بیمه بدنه اتومبیل حق بیمه بهینه را محاسبه کرده و به این نتیجه دست یافته‌اند که حق بیمه بهینه در کنار سایر عوامل، به سرمایه شرکت نیز بستگی دارد به این ترتیب که هر چه سرمایه شرکت بیشتر شود، حق بیمه بهینه کمتر می‌شود. مدل پژوهش حاضر گسترش مطالعه پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵) است و متغیر ضریب نفوذ

1. Mourdoukoutas et al.
2. Game

بیمه که یکی از شاخص‌های توسعه مالی بخش بیمه می‌باشد به متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر تابع تقاضا مدل پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵) اضافه شده است. در ادامه متغیرهای مؤثر بر تابع تقاضا که در مدل از آن‌ها استفاده شده است معرفی می‌شود.

درآمد، یکی از متغیرهای مؤثر و ضروری در همه مدل‌های تقاضا می‌باشد (دراگوس[1]، ۲۰۱۴). اهمیت بررسی رابطه خرید بیمه و درآمد ملی به‌دلیل سهم بیشتر صنعت بیمه در بخش مالی در حال افزایش است و این اهمیت در حجم تقاضای شرکت‌های بیمه نمود پیدا می‌کند.

مطالعات شردن[2] (۱۹۸۴)، بینستاک و همکاران[3] (۱۹۸۸)، اوترویل[4] (۱۹۹۰)، براون و همکاران[5] (۲۰۰۰)، اشو و همکاران[6] (۲۰۰۴)، تریراتانپان[7] (۲۰۱۱)، پارک و لمایر[8] (۲۰۱۱a)، رابطه مثبت بین تقاضا و درآمد را اثبات کرده‌اند. پارک و لمایر (۲۰۱۱b) در کشورهای با تولید ناخالص داخلی[9] بالاتر از ۲۰۰۰۰ دلار به رابطه منفی بین تقاضا و درآمد دست یافته‌اند.

لی و چیو[10] (۲۰۱۲)، اثر درآمد واقعی بر حق بیمه را بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد که تغییر در درآمد واقعی یکی از عواملی است که سبب تغییرات ساختاری در رابطه بین حق بیمه و درآمد می‌شود. لی و همکاران[11](۲۰۱۳)، اثر ریسک کشور شامل ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی را بر کشش درآمدی تقاضا مطالعه و رابطه معناداری بین آن‌ها را نتیجه گرفته‌اند. به‌عبارت دیگر این ریسک‌ها بر تعیین استراتژی حق بیمه از طریق کشش درآمدی تقاضا تأثیر می‌گذارند. خلاصه مطالعات در مورد رابطه مثبت و منفی بین درآمد و تقاضا در جدول ۱ آمده است.

1. Dragos
2. Sherden
3. Beenstock et al.
4. Outreville
5. Browne et al.
6. Esho et al.
7. Treerattanapun
8. Park & Lemaire
9. Gross Domestic Product
10. Lee & Chiu
11. Lee et al.

جدول ۱. متغیر درآمد و رابطه آن با تقاضا

متغیر	رابطه مثبت با تقاضا	رابطه منفی با تقاضا
درآمد	شردن (۱۹۸۴)، بینستاک، دیکینسون و خواجوریا (۱۹۸۸)، اوترویل (۱۹۹۰)، براون، چونگ و فریز (۲۰۰۰)، اشو، کریفسکی، وارد و زوربروگ (۲۰۰۴)، تریراتانپان (۲۰۱۱)، پارک و لمایر (۲۰۱۱a)	پارک و لمایر (۲۰۱۱b)

منبع: دراگوس (۲۰۱۴)

پژوهش‌های گوناگونی تأثیر تورم را بر صنعت بیمه اموال و مسئولیت بررسی کرده است. کریو[1](۲۰۰۹)، نشان داده است که اگرچه تورم و حاشیه سود تعهدی در طی سال‌های ۲۰۰۶ -۱۹۷۷ همبستگی منفی معنی‌داری ندارند، نرخ بازده سرمایه‌گذاری و تغییر سال به سال در حاشیه سود تعهدی هر دو به‌طور منفی همبسته با نرخ تورم در آن دوره هستند. لوو و وارن[2] (۲۰۱۰)، تأثیر منفی تورم را بر هزینه‌های خسارت بیمه‌گران، ذخایر خسارت و پرتفوی دارایی‌ها توصیف می‌کنند. به‌عبارت دیگر، بیمه‌گران اموال و مسئولیت تحت تأثیر تورم در چندین مورد قرار می‌گیرند، روشن‌ترین تأثیر هزینه مطالبات آینده بیمه‌نامه‌های فعلی طبق پژوهش اهلگریم و دی ارسی[3] (۲۰۱۲) می‌باشد. تورم می‌تواند به‌طور چشمگیری ذخیره شرکت را تغییر دهد و نیز منعکس کننده کاهش قدرت خرید به ازای هر واحد پول یا از دست دادن ارزش واقعی می‌باشد. علاوه بر تأثیر تورم بر هزینه مطالبات آتی در بیمه‌نامه‌های فعلی، بیمه‌گران اموال و مسئولیت ممکن است در صورت افزایش تورم، اثر نامطلوب را در ذخایر زیان تجربه کنند. بوباکر و اسقایر[4] (۲۰۱۴)، در مطالعه خود با عنوان «چگونه نرخ بهره و نرخ تورم حق بیمه غیرزندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند»، براساس مدل داده‌های پانل غیرخطی به مطالعه تجربی، تأثیر نرخ بهره و نرخ تورم در حق بیمه غیرزندگی برای ۱۴ کشور توسعه یافته در طول دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نرخ بهره و نرخ تورم تأثیر متفاوتی بر روی حق بیمه غیرزندگی با توجه به مقدار نرخ تورم دارند.

1. Krivo
2. Lowe &Warren
3. Ahlgrim & D'Arcy
4. Bobacker & Sghaier

مطالعات نشان می‌دهد که همبستگی بین توسعه مالی و توسعه بازار بیمه وجود دارد. یکی از شاخص‌های اقتصادی توسعه مالی که در اصطلاح ضریب نفوذ بیمه[1] نامیده می‌شود، نسبت حق بیمه تولیدی شرکت‌های بیمه به تولید ناخالص داخلی است و می‌تواند نشان‌دهنده ارتباط مأنوس یا غیرمأنوس فعالیت صنعت بیمه و اقتصاد یک کشور باشد، بنابراین لحاظ کردن این متغیر در تابع تقاضا ضروری به نظر می‌رسد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

مدل مورد استفاده در تحقیق مبتنی بر برنامه‌ریزی پویا به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Max\ Z = [\int_{t_0}^{T} I(t, x, u)dt + F(x(T), T)]$$

$$s.t. \qquad dx = (t.x, u)\ dt + \sigma\ (t.x, u)\ dw \qquad (۱)$$

$$x(t_0) = x_0\ ,\quad z(T, x(T)) = F(x(T), T)$$

در این رابطه $x(t)$ متغیر وضعیت[2]، $u(t)$ متغیر کنترل[3] و $w(t)$ حرکت براونی[4] است (برتسکاس، ۲۰۰۵). هاگن (۲۰۱۶)، تابع انتقال وضعیت[5] را در برنامه‌ریزی پویای قطعی $x_{k-1}=t_k(x_k, d_k)$ و تصادفی $x_{k-1}=t_k(x_k, d_k, \xi_k)$ در نظر می‌گیرد و ارزش مورد انتظار تابع مطلوبیت را به‌شکل زیر بیان می‌کند:

$$E[U(\xi)]=\int u(\xi)f(\xi)d\xi \qquad (۲)$$

در این رابطه، ξ_k متغیر تصادفی، $u(\xi)$ تابع مطلوبیت، $f(\xi)$ تابع چگالی، $E[U(\xi)]$ مطلوبیت مورد انتظار است.

از آن‌جا که حق بیمه بدنه اتومبیل در بازه زمانی یک‌سال تعیین می‌شود، به‌منظور تعیین میزان بهینه حق بیمه از روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی در حالت گسسته استفاده شده است. تابع هدف پژوهش بیشینه‌سازی سرمایه است. برای محاسبه سرمایه شرکت نیاز است تا درآمدها و هزینه‌های شرکت محاسبه شود. کل درآمد سالیانه یک شرکت بیمه شامل مجموع درآمد بیمه‌گری و درآمد سرمایه‌گذاری می‌باشد. درآمد سرمایه‌گذاری مبلغی است که شرکت بیمه از سرمایه‌گذاری حق بیمه‌ها و سرمایه‌گذاری دوباره عواید به‌دست می‌آورد و به‌عبارتی، معادل خالص هزینه‌های سرمایه‌گذاری

1. Insurance Penetration Coefficient
2. Status Variable
3. Control Variable
4. Brownie Motion
5. Transformation Function

می‌باشد. درآمد بیمه‌گری از تفاوت میان حق بیمه و هزینه‌های مرتبط طی یک‌سال اندازه‌گیری می‌شود (برادفورد، ۱۹۹۸). براساس ادبیات پژوهش رابطه ۳ برگرفته از مطالعات پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵) می‌باشد، بنابراین معادله سرمایه شرکت بیمه که حاصل تفاوت درآمد و هزینه در سال $[k,k+1]$ است و از فرآیند مارکوف[1] پیروی می‌کند به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$w_{k+1} = -a_k w_k + (p_k - \pi_k)V_k \qquad (۳)$$

در این رابطه w_{k+1} سرمایه شرکت بیمه در سال $[k,k+1]$، V_k تقاضای بیمه (تعداد بیمه‌نامه صادره) در سال $[k,k+1]$، π_k حق بیمه سر به سر در سال $[k,k+1]$، p_k حق بیمه مطالبه‌شده از بیمه‌گذار در سال $[k,k+1]$، $-a_k w_k$ هزینه نگهداشت[2] سرمایه است.

این مسئله یک قید تصادفی دارد که شامل معادله دیفرانسیل تصادفی تابع تقاضا ذکر شده در مدل یعنی V_k می‌باشد. تابع تقاضای تصادفی براساس تعداد بیمه‌نامه‌های شده در سال گذشته، حق بیمه شرکت به‌عنوان متغیر کنترل و نیز اختلال تصادفی خطی یا متغیرهای تصادفی مرتبط با تابع تقاضا تعریف شده است. با توجه به ساده‌سازی‌های انجام گرفته، مسئله بهینه‌سازی تصادفی در رابطه ۳ به‌صورت رابطه ۴ بازنویسی می‌شود.

$$w_{k+1} = -a_k w_k + m_k + Z_k \tilde{p}_k + \mathrm{sign}(f_k) f_k(w_k, \tilde{p}_k, \theta_k) \qquad (۴)$$

در این رابطه، $f_k(w_k, \tilde{p}_k, \theta_k)$ تابع تصادفی، $\tilde{p}_k = \frac{1}{p_k}$، $Z_k = -V_{k-1}\bar{p}_k \pi_k$، $m_k = V_{k-1}\bar{p}_k$ متغیرهای تصادفی مرتبط با تابع تقاضای بیمه‌گر در سال $[K,K+1]$، $\mathrm{sign}(f_k)$ علامت تابع تصادفی $f_k(w_k, \tilde{p}_k, \theta_k)$ است که می‌تواند مقدار مثبت یا منفی داشته باشد. $\bar{p}_k$ در روابط m_k و Z_k متوسط حق بیمه بازار و تصادفی است، بنابراین m_k و Z_k، هر دو تصادفی فرض می‌شوند. مقدار مورد انتظار m_k و Z_k در روابط زیر تعریف می‌شوند.

$$E(m_k) = V_{k-1}E(\bar{p}_k) \qquad (۵)$$

$$E(Z_k) = -V_{k-1}E(\bar{p}_k)\pi_k = -E(m_k)\pi_k \qquad (۶)$$

تابع هدف مقدار مورد انتظار مطلوبیت سرمایه مجموع ارزش فعلی سرمایه از سال صفر تا N-1 ضربدر $\frac{1}{2}$ به‌علاوه ارزش فعلی سرمایه در سال N ضربدر $\frac{1}{2}$ به‌صورت رابطه ۷ تعریف می‌شود:

1. Markov Process
2. Cost of holding

$$E\left[\sum_{k=0}^{N-1} U(w_k, k)\right] = E\left[\sum_{k=0}^{N-1} \frac{1}{2}\nu_k W_k^2 + \frac{1}{2}\nu_N W_N^2\right] \quad (۷)$$

در رابطه ۷، $U(w_k, k)$ مطلوبیت سرمایه w_k، N افق زمانی، عامل $\nu = \frac{1}{1+r}$ تنزیل سرمایه شرکت بیمه و r نرخ بازده سهامداران است.

طبق مطالعه جاکوبسن (۱۹۷۴)، پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵)، فروض زیر برای سیستم‌های کنترل گسسته غیرخطی تصادفی با ضابطه تابع هدف درجه دوم در نظر گرفته می‌شوند:

فرض ۱، بیان می‌کند که مقدار مورد انتظار تابع تصادفی صفر است.

$$f_k(w_k; \tilde{p}_k) = E[f_k(w_k, \tilde{p}_k, \theta_k)] = 0$$

فرض ۲، بیان می‌کند که امید مورد انتظار تابع تصادفی درجه دوم برحسب متغیرهای کشش درآمدی تقاضا، نرخ تورم، ضریب نفوذ بیمه و تعداد اتومبیل‌های موجود در کشور است.

$$F_k(w_k; \tilde{p}_k) = E[f2_k(w_k, \tilde{p}_k, \theta_k)]$$

$$F_k(w_k; \tilde{p}_k) = B_k\left(\frac{1}{2}W_k^2 C_k + \tilde{p}_k \gamma_k W_k + \frac{1}{2}\tilde{p}_k^2 M_k\right)$$

در فرض ۲، $F_k(w_k; \tilde{p}_k)$ تابعی از پارامترهای کلان اقتصادی، $\tilde{p}_k$ حق بیمه مطالبه شده بازار بیمه در سال [K,K+1]، C_k نرخ تورم در سال [K,K+1]، M_k تعداد اتومبیل‌ها در سال [K,K+1]، g_k ضریب نفوذ بیمه و B_k کشش درآمدی تقاضا در سال [K,K+1] است.

فرض ۳، برای هر تابع کوواریانس $F_k(w_k; \tilde{p}_k)$ به ازای $w_k, \tilde{p}_k \in \mathbb{R}$ برقرار است.

$$F_k(w_k; \tilde{p}_k) \geq 0 \quad \forall w_k, \tilde{p}_k \in \mathbb{R}$$

فرض ۴، بیان می‌کند که اگر همه شرکت‌های بیمه به ارائه یک بیمه‌نامه بپردازند، شرکت بیمه برای سودآوری باید در جهت کاهش صدور بیمه‌نامه عمل کند، چون در این حالت بازار رقابتی است و قیمت‌ها کاهش می‌یابد، بنابراین کشش مثبت قیمتی تابع تقاضا وجود دارد. فرض ۵ و ۶ به ترتیب بیان می‌کنند که افق زمانی متناهی و تقاضا در سال k+1 نسبتی از تقاضای سال k می‌باشد.

این پژوهش برای محاسبه حق بیمه بهینه، قیود $\tilde{u}_k$، $\tilde{a}_k$، $\tilde{m}_k$، S_k، d_k، e_k را براساس مدل جاکوبسن (۱۹۷۴)، برای سیستم‌های زمان گسسته غیرخطی با تابع هدف درجه دوم به شکل زیر معرفی کرده است:

$$\tilde{u}_k = 2V_{k-1}^2\pi_k^2 E(\bar{p}_k^2)S_{k+1} + B_k M_k S_{k+1} \quad (۸)$$

$$\tilde{a}_k = 2a_k V_{k-1}\pi_k E(\bar{p}_k)S_{k+1} + B_k g_k S_{k+1} \quad (۹)$$

$$\tilde{m}_k = -2V_{k-1}^2\pi_k E(\bar{p}_k^2)S_{k+1} - V_{k-1}\pi_k E(\bar{p}_k)d_{k+1} \quad (۱۰)$$

$$S_k = \nu_k + 2a_k^2 S_{k+1} + B_k C_k S_{k+1} - \tilde{u}_k^{-1}a_k^2, \qquad S_N = \nu_N \quad (۱۱)$$

$$d_k = -2a_k V_{k-1}E(\bar{p}_k)S_{k+1} - d_{k+1}a_k - \tilde{u}_k^{-1}\tilde{a}_k - \tilde{m}_k \quad d_N = 0 \quad (۱۲)$$

$$e_k = V_{k-1}^2 E(\bar{p}_k^2)S_{k+1} + V_{K-1}E(\bar{p}_k)d_{k+1} \quad (۱۳)$$

$$+e_{k+1} - \frac{1}{2}\tilde{u}_k^{-1}m_k^2, \qquad e_N = 0$$

$$\tilde{u}_k \geq 0 \qquad k \in \{0, \dots, N-1\} \quad (۱۴)$$

زمانی‌که مسئله بهینه‌سازی دارای قید به‌صورت معادله دیفرانسیلی باشد و این معادله شامل فرآیند تصادفی براونی باشد، دیگر نمی‌توان این‌گونه مسائل را با استفاده از روش حساب تغییرات و اصل ماکزیمم حل کرد و باید از روش برنامه‌ریزی پویا استفاده کرد، لذا در اینجا چون مسئله در رابطه ۴ دارای قید تصادفی $f_k(w_k, \tilde{\boldsymbol{p}}_k, \theta_k)$ می‌باشد، باید از روش برنامه‌ریزی پویا که استفاده از معادله بلمن می‌باشد، استفاده کرد. کمترین مقدار عبارت رابطه ۷ به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\frac{1}{2}w_0^2 S_0 + d_0 w_0 + e_0 \quad (۱۵)$$

تابع هدف درجه دوم به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$J_k(w_k) \triangleq \max E\left[\sum_{i=k}^{N-1}\frac{1}{2}W_i^2\nu_i + \frac{1}{2}W_N^2\nu_N\right] \quad (۱۶)$$

بیشینه‌سازی تابع هدف به مسأله کمینه‌سازی مشابه مطالعه جاکوبسن تبدیل می‌شود تا مسأله به راحتی مدل‌سازی شود.

$$J_k(w_k) \triangleq -\min E\left[\sum_{i=k}^{N-1} -\frac{1}{2}W_i^2\nu_i - \frac{1}{2}W_N^2\nu_N\right] \quad (۱۷)$$

معادله بلمن به‌صورت زمان گسسته در رابطه ۱۸مشخص شده است.

$$J_k(w_k) \triangleq -\min\left[\sum_{i=k}^{N-1} -\frac{1}{2}W_k^2\nu_k - E[J_{k+1}(w_{k+1})]\right] \quad (۱۸)$$

$J_N(w_N) \triangleq \frac{1}{2}w_N^T\nu_N$ به ازای k=N

با توجه به معادله بلمن رابطه ۱۸، لازم است رابطه زیر با استقرا اثبات شود.

$$J_k(w_k) @ \frac{1}{2}S_k w_k^2 + d_k w_k + e_k \quad (۱۹)$$

با توجه به این‌که رابطه ۱۹ برای k=N درست است، بنابر استقرا فرض می‌شود رابطه ۱۹ برای k+1 نیز صحیح است برای k هم این رابطه به شکل زیر اثبات می‌شود. بنابراین برای اثبات رابطه ۱۹ در رابطه ۱۸ عبارت J_{k+1} (w_{k+1}) را جایگزین کرده و رابطه ۲۰ به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$-\min\{-\frac{1}{2}w_k^2\nu_k \qquad (۲۰)$$
$$-E\left[-a_kW_k - V_{k-1}\pi_k\bar{p}_k\tilde{p}_k + V_{k-1}\bar{p}_k + \text{sign}(f_k)f_k(W_k,\tilde{p}_k,\theta_k)\right]^2 s_{k+1}$$
$$-E[-a_kW_k - V_{k-1}\pi_k\bar{p}_k\tilde{p}_k + V_{k-1}\bar{p}_k + \text{sign}(f_k)f_k(W_k,\tilde{p}_k,\theta_k)]d_{k+1}$$
$$- e_{k+1}\}$$

سپس نسبت به متغیر کنترل $\tilde{p}_k$ مشتق گرفته مساوی صفر قرارداده می‌شود. با جایگزینی مقدار بهینه متغیرهای کنترل در معادله بلمن مسئله و حل این معادله مقادیر نهایی و بهینه متغیرهای کنترل به‌صورت رابطه ۲۱ به‌دست می‌آید.

$$\tilde{p}_k^* = \left[\frac{\tilde{a}_kw_k+\tilde{m}_k}{\tilde{u}_k}\right] \qquad (۲۱)$$

زمانی که رابطه ۲۱ در رابطه ۲۰ جایگزین شود، عبارت زیر حاصل می‌شود.

$$\frac{1}{2}w_k^2\left[\nu_k + 2a_k^2S_{k+1} + B_kC_kS_{k+1} - \tilde{u}_k^{-1}\tilde{a}_k^2\right]$$
$$+w_k[-2a_kV_{k-1}E(\bar{p}_k)S_{k+1} - d_{k+1}a_k - \tilde{u}_k^{-1}\tilde{a}_k^2] \qquad (۲۲)$$
$$+[V_{k-1}^2E(\bar{p}_k^2)S_{k+1} + V_{k-1}E(\bar{p}_k)d_{k+1} + e_{k+1} -$$
$$\frac{1}{2}\tilde{u}_k^{-1}\tilde{m}_k^2$$

با جایگذاری روابط ۸، ۹و۱۰ در رابطه ۲۲ عبارت رابطه ۱۹ اثبات می‌شود. مشاهده می‌شود که مقدار بهینه حق بیمه در رابطه ۲۱ به متغیرهای $\tilde{u}_k$، $\tilde{m}_k$،$\tilde{a}_k$ و w_k بستگی دارد. در مرحله تجزیه و تحلیل داده‌ها با قراردادن مقادیر پارامترها در روابط ۸، ۹ و ۱۰ مقادیر $\tilde{u}_k$، $\tilde{m}_k$،$\tilde{a}_k$ به دست می‌آید و در نهایت با قراردادن مقادیر این روابط در رابطه ۲۱ و عدد فرضی سرمایه شرکت، مقدار حق بیمه بهینه محاسبه می‌شود.

۴- تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

برای تجزیه و تحلیل نتایج به محاسبه متغیرها با استفاده از اطلاعات بیمه نامه‌های بدنه اتومبیل سامانه سنهاب بیمه مرکزی و شرکت خصوصی مورد نظر پرداخته می‌شود. اطلاعات دریافت شده از سامانه سنهاب بیمه مرکزی شامل اطلاعات مربوط به تاریخ شروع و پایان یک بیمه نامه، مبلغ خسارت پرداختی، سال ساخت، نوع اتومبیل، تعداد

سال تخفیف، سرمایه (ارزش اتومبیل) و حق بیمه پرداختی توسط بیمه‌گذار است. اطلاعات دریافت شده از شرکت خصوصی جزئیات بیشتری از بیمه نامه‌ها را در بردارد و گزارشات خسارت و صدور آن به‌صورت مجزا در اختیار محقق قرار داده شده است. پس از بررسی اولیه داده‌های شرکت خصوصی مورد مطالعه، مشخص شده است که برای نمونه‌گیری بهتر است اتومبیل‌های با ارزش متوسط انتخاب شود، تا این‌که ارزش اتومبیل‌ها فراوانی مناسبی را در هر سال مورد مطالعه داشته باشند و بتوان مدل را با دقت بهتری تخمین زد، بنابراین اتومبیل‌هایی با ارزش ۳۰۰ میلیون ریال و ۶۰۰ میلیون ریال برای بررسی انتخاب شده‌اند. با توجه به این‌که اساس تعیین حق بیمه بدنه اتومبیل براساس ارزش اتومبیل، سال ساخت و مدل اتومبیل می‌باشد و نیز اطلاعات بیمه نامه‌ها براساس سال صدور در اختیار محقق قرار گرفته است، از بیمه‌نامه‌های صادر شده طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۴ اتومبیل‌های با ارزش ۳۰۰ میلیون ریالی و ۶۰۰ میلیون ریالی استخراج شده است. به عبارت دیگر اتومبیل‌هایی که سال ساخت آن‌ها با سال صدور یکی بوده (اتومبیل‌های صفر کیلومتر) برای بررسی انتخاب شده‌اند. با استفاده از اطلاعات بیمه‌نامه‌های همه شرکت‌های بیمه در بازار بیمه بدنه اتومبیل سامانه سنهاب بیمه مرکزی، به ترتیب برای اتومبیل‌هایی با ارزش ۳۰۰ میلیون ریال، ۶۰۰ میلیون ریال و صفر کیلومتر، تعداد بیمه نامه‌های صادر شده و مجموع حق بیمه بازار به تفکیک سال‌های مورد بررسی در جدول ۲ آمده است که برای محاسبه متوسط حق بیمه بازار در جدول ۴ مورد استفاده قرار می‌گیرد. اطلاعات تعداد بیمه‌نامه صادره و حق بیمه شرکت بیمه مورد مطالعه نیز در جدول ۳ آمده است که برای برآورد سهم شرکت از بازار بیمه بدنه اتومبیل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جدول ۲. تعداد بیمه نامه‌های صادره و مجموع حق بیمه بازار

سال	ارزش اتومبیل (۳۰۰ میلیون ریال)		ارزش اتومبیل (۶۰۰ میلیون ریال)	
	تعداد بیمه نامه صادره	مجموع حق بیمه	تعداد بیمه نامه صادره	مجموع حق بیمه
۱۳۹۴	۶۵۲۵	۲۴۰۴۷۱۰۱۵۷۹	۱۲۷۸	۸۸۷۴۱۷۹۳۴۱
۱۳۹۵	۵۶۴۷	۲۱۳۶۶۸۹۳۶۷۱	۱۰۷۵	۷۰۹۶۴۵۲۹۴۴
۱۳۹۶	۶۷۹۰	۲۳۹۸۹۳۸۸۷۶۶	۲۶۵۴	۱۵۳۱۰۶۵۹۳۹۳
۱۳۹۷	۶۱۳۸	۲۱۶۶۸۶۴۱۶۸۴	۸۲۴۶	۵۲۳۸۸۶۹۰۷۹۳
۱۳۹۸	۷	۲۰۴۸۰۱۳۷۷	۱۳۴۹	۴۷۷۲۶۴۶۹۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. تعداد بیمه نامه‌های صادره و مجموع حق بیمه بازار

سال	ارزش اتومبیل (۳۰۰ میلیون ریال)		ارزش اتومبیل (۶۰۰ میلیون ریال)	
	تعداد بیمه نامه صادره	حق بیمه	تعداد بیمه نامه صادره	حق بیمه
۱۳۹۴	۱۰۸۱	۳۹۷۸۱۹۱	۲۱۳	۷۲۰۵۲۷۴
۱۳۹۵	۶۶۴	۳۸۵۶۲۱۲	۱۹۵	۶۸۰۸۶۷۳
۱۳۹۶	۸۴۰	۳۳۴۸۲۶۶	۴۵۷	۵۴۷۹۴۷۰
۱۳۹۷	۳۰۱	۳۲۹۸۱۲۴	۷۹۳	۶۳۰۱۱۴۳
۱۳۹۸	۱	۳۸۶۲۶۸۸	۴۶۸	۶۳۵۲۰۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲ مشاهده می‌شود که تعداد بیمه نامه‌های صادره و مجموع حق بیمه بازار اتومبیل‌های ۳۰۰ میلیون ریالی و ۶۰۰ میلیون ریالی صفر کیلومتر از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ بسیار کاهش یافته است که دلیل آن نوسانات افزایشی ارزش اتومبیل در سال ۱۳۹۸ می‌باشد که تعداد اتومبیل‌های صفر کیلومتر را به شدت کاهش داده است. در جدول ۳ تعداد اتومبیل‌هایی که سال صدور آن‌ها ۱۳۹۸ بوده و سال ساخت این اتومبیل‌ها نیز ۱۳۹۸ است نزدیک به صفر می‌باشد، که این امر طبیعی به نظر می‌رسد، چون در سال ۱۳۹۸ ارزش اتومبیل‌ها بسیار افزایش یافته و نمی‌توان عدد بیشتری از تعداد بیمه نامه صادره انتظار داشت. سپس متوسط حق بیمه بازار در هر سال را به‌صورت روابط زیر، برآورد شده که در جدول ۴ آمده است.

$$E(\bar{p})=\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{K} b_{i,n}p_{i,n} \qquad b_{i,n}=V_{i,n}(\sum_{i=1}^{K} V_{i,n})^{-1}$$

جدول ۴. محاسبه متوسط حق بیمه بازار

سال	ارزش اتومبیل (۳۰۰ میلیون ریال)	ارزش اتومبیل (۶۰۰ میلیون ریال)
	متوسط حق بیمه بازار(ریال)	
۱۳۹۴	۳۶۸۵۳۸۰	۶۹۴۳۸۰۲
۱۳۹۵	۳۷۸۳۷۶۰	۶۶۰۱۳۵۲
۱۳۹۶	۳۵۳۳۰۴۷	۵۷۶۸۹۰۰
۱۳۹۷	۳۵۳۰۲۴۵	۶۳۵۳۲۲۵
۱۳۹۸	۵۸۰۹۹۶۳	۵۸۵۶۰۰۹
متوسط حق بیمه بازار	۴۰۶۸۴۷۹	۵۸۴۱۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۴ مشاهده می‌شود، متوسط حق بیمه بازار برای اتومبیل‌های ۳۰۰ میلیون ریالی و ۶۰۰ میلیون ریالی به ترتیب به میزان ۴۰۶۸۴۷۹ ریال و ۵۸۴۱۰۳۹ ریال در سال‌های مورد بررسی محاسبه شده است. در ادامه برای محاسبه حق بیمه سر به سر، ابتدا دو متغیر فراوانی و شدت خسارت با استفاده از اطلاعات جدول ۵ برآورد شده و سپس در جدول ۶ به محاسبه حق بیمه سر به سر پرداخته می‌شود.

جدول ۵. میانگین فراوانی و شدت خسارت

سال	ارزش اتومبیل (۳۰۰ میلیون ریال)		ارزش اتومبیل (۶۰۰ میلیون ریال)	
	میانگین فراوانی	شدت خسارت	میانگین فراوانی	شدت خسارت
۱۳۹۴	۰/۱۲	۱۵۶۱۱۸۳۴	۰/۱۳	۲۹۷۳۹۶۴۴
۱۳۹۵	۰/۱۳	۱۵۶۴۹۳۵۵	۰/۱۲	۳۹۴۲۶۱۷۳
۱۳۹۶	۰/۱۳	۱۷۲۲۳۴۲۳	۰/۱	۱۶۶۲۷۷۸۱۶
۱۳۹۷	۰/۱۴	۱۶۱۳۶۸۷۱	۰/۰۷	۳۲۷۶۷۹۹۷
۱۳۹۸	۰/۱۸	۱۸۳۹۲۰۸۲	۰/۱۳	۲۹۷۰۰۷۶۱

جدول ۵، میانگین فراوانی و شدت خسارت را برای اتومبیل‌های ۳۰۰ میلیون ریالی و ۶۰۰ میلیون ریالی در سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۴ برآورد کرده است. از ضرب میانگین فراوانی و شدت خسارت حق بیمه سر به سر در جدول ۶ حق بیمه سربه‌سر محاسبه شده است.

$$\text{حق بیمه} = \text{شدت} * \text{فراوانی} = \frac{\text{خسارات}}{\text{تعداد در معرض خطرها}}$$

$$\text{فراوانی} = \frac{\text{تعداد مطالبات خسارات}}{\text{تعداد در معرض خطرها}}$$

$$\text{شدت} = \frac{\text{خسارات}}{\text{تعداد مطالبات خسارات}}$$

جدول ۶. محاسبه حق بیمه سر به سر

سال	ارزش اتومبیل (۳۰۰ میلیون ریال)	ارزش اتومبیل (۶۰۰ میلیون ریال)
	حق بیمه سر به سر(ریال)	
۱۳۹۴	۱۸۹۳۴۹۱	۳۷۵۲۳۰۵
۱۳۹۵	۲۰۴۱۱۵۰	۴۷۶۸۳۰۶
۱۳۹۶	۲۲۰۳۳۰۳	۱۷۵۴۷۷۲
۱۳۹۷	۲۲۳۳۳۲۳	۲۲۲۳۸۸۰
۱۳۹۸	۳۲۹۲۶۳۹	۳۸۳۳۹۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

با وارد کردن متغیرهای کلان اقتصادی نیاز به برآورد پارامترهای گوناگونی وجود دارد که باید مقادیر عددی آن‌ها استخراج شود. در ابتدا لازم است برخی از پارامترهای مدل مقداردهی (کالیبراسیون) شوند. در مطالعات مختلف خارجی و داخلی در این زمینه به‌طور معمول از مقادیر عددی محاسبه شده در سایر مطالعات استفاده می‌شود. استفاده از این مقادیر که ممکن است برآورد تقریبی از پارامترهای اصلی باشد، خللی در روند اصلی مطالعه ایجاد نمی‌کند، چرا که جایگزینی مقادیر حاصل از مطالعات موجود، در مسیرهای به‌دست آمده و انجام تحلیل حساسیت به راحتی قابل انجام است (غفاری و دیگران، ۱۳۹۵). بنابراین مقادیر s_{k+1}، d_{k+1} از پژوهش پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵) و کشش درآمدی تقاضا B_k از پایان‌نامه احسانی فر با عنوان برآورد تابع تقاضای بیمه بدنه اتومبیل در کل صنعت بیمه ایران (۱۳۹۱) به‌کار گرفته شده و در جدول ۷ نمایش داده شده است.

جدول ۷. کالیبراسیون پارامترها

سال	s_{k+1}	d_{k+1}	B_k
۱۳۹۴	۰/۱	۱/۸۵	۳/۹۱
۱۳۹۵	۰/۲	۱/۹	۳/۹۱
۱۳۹۶	۰/۳	۱/۹۵	۳/۹۱
۱۳۹۷	۰/۴	۲	۳/۹۱
۱۳۹۸	۰/۵	۲/۱	۳/۹۱

کشش درآمدی در این تحقیق برابر ۳/۹۱ می‌باشد و نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، به ازای هر ریال افزایش (کاهش) درآمد ملی تقاضای بیمه بدنه اتومبیل به اندازه ۳/۹۱ (افزایش) کاهش می‌یابد. از آن‌جا که در تابع گاپ داگلاس ضرایب لگاریتمی نشان‌دهنده کشش هستند، کشش درآمدی تقاضا ۳/۹۱ می‌باشد و بیان‌کننده این است که بیمه بدنه اتومبیل کالایی غیرضروری (لوکس) است.

در ادامه مقدار مورد انتظار متوسط حق بیمه بازار و واریانس متوسط حق بیمه بازار از اطلاعات سامانه سنهاب بیمه مرکزی و مقادیر a_k، W_k به‌صورت فرضی استخراج شده است و در جدول ۸ آمده است.

جدول ۸. مقادیر پارامترها

پارامتر	$\tilde{a}_k$	W_k	$E(\bar{p}_k)$	$Var(\bar{p}_k)$
مقادیر	۰/۰۰۲	۴۰۰۰۰۰۰۰۰۰	۴۰۶۸۴۷۹	۲۴۱۵۴۲۴۴۶۰۸۳

ضریب نفوذ بیمه g_k، از سالنامه آماری بیمه مرکزی، نرخ تورم C_k، از پایگاه داده‌های بانک مرکزی و تعداد اتومبیل‌ها در هر سال M_k از سالنامه آماری بیمه مرکزی دریافت و در جدول ۹ ارائه شده است. لازم به یادآوری است که نحوه محاسبه تعداد اتومبیل‌ها به این صورت انجام شده است که تعداد بیمه نامه‌های صادر شده در سالنامه آماری بیمه مرکزی در عدد ۱۰۰ و در درصد اتومبیل‌های دارای بیمه بدنه در هر سال ضرب شده است تا این‌که تعداد اتومبیل‌های موجود در هر سال محاسبه شود.

جدول ۹. مقادیر متغیرهای کلان اقتصادی و تعداد اتومبیل‌های کشور

سال	g_k	C_k	M_k
۱۳۹۴	۱/۸	۱۱/۹	۲۰۰۰۰۰۰۰
۱۳۹۵	۱/۹	۹	۲۲۱۴۲۸۵۷
۱۳۹۶	۱/۹۹	۹/۶	۲۵۰۰۰۰۰۰
۱۳۹۷	۲/۰۳	۳۱/۲	۲۵۷۱۴۲۸۶
۱۳۹۸	۲/۱	۴۱/۲	۲۶۴۲۸۵۷۱

با توجه به اینکه مقدار بهینه حق بیمه در رابطه ۲۰ به متغیرهای $\tilde{u}_k$، $\tilde{m}_k$، $\tilde{a}_k$ و w_k بستگی دارد، با جایگذاری مقادیر پارامتر جدول ۷، ۸ و ۹ در روابط ۸، ۹ و ۱۰ و سپس استفاده از رابطه ۲۰، مقدار حق بیمه بهینه محاسبه می‌شود. به عبارتی در کد نویسی نرم‌افزار پایتون، متغیرهای مندرج در جداول مذکور، معرفی و حق بیمه بهینه محاسبه و مقدار حق بیمه بهینه ۳۲۹۳۹۹۷ ریال به دست آمده است مشاهده می‌شود که حق بیمه بهینه به دست آمده کمتر از متوسط حق بیمه بازار، عدد ۴۰۶۸۴۷۹ ریال است. مقدار حق بیمه بهینه، برای سطوح مختلف متوسط حق بیمه بازار در جدول ۱۰ آمده است.

جدول ۱۰. حق بیمه بهینه برای سطوح حق بیمه بازار (ریال)

حق بیمه بهینه	متوسط حق بیمه بازار
۳۲۹۳۹۹۷	۴۰۶۸۴۷۹
۳۲۹۳۹۹۳	۴۰۷۸۴۷۹
۳۲۹۳۹۹۰	۴۰۸۸۴۷۹
۳۲۹۳۹۸۶	۴۰۹۸۴۷۹
۳۲۹۳۹۸۲	۴۱۰۸۴۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه روابط $\tilde{u}_k$، $\tilde{m}_k$، $\tilde{a}_k$ همگی بر حسب متغیر متوسط حق بیمه بازار می‌باشند، یافته‌ها نیز وابسته بودن حق بیمه بهینه به متوسط حق بیمه بازار را براساس جدول ۱۰ نشان می‌دهند. در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود که هر چه میزان متوسط حق بیمه بازار بیشتر می‌شود، حق بیمه بهینه کمتر می‌شود. این نتیجه بیان می‌کند که با افزایش متوسط حق بیمه بازار که نماد رقابت بازار است، اگر شرکت بیمه حق بیمه خود را ثابت نگه دارد، تقاضای شرکت کاهش پیدا می‌کند، بنابراین شرکت باید حق بیمه خود را کمتر در نظر بگیرد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این پژوهش طراحی مدل ریاضی محاسبه حق بیمه بهینه با بیشینه‌سازی مقدار مورد انتظار مطلوبیت کل تتزیل شده سرمایه، لحاظ کردن متغیرهای کلان اقتصادی در تابع تقاضا و رقابت بازار بیمه بدنه اتومبیل است. مدل‌های قیمت‌گذاری

براساس رفتار بازار با مطالعه تیلور (۱۹۸۶) آغاز شده و تابع تقاضای مدل وی تنها براساس تقاضای سال قبل، متوسط حق بیمه بازار و یک اختلال تصادفی و حق بیمه مطالبه شده از بیمه‌گذار بوده که در مطالعات محققان بعدی این مدل بسط پیدا کرده تا اینکه در مدل پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۳) اختلال تصادفی برآورد و براساس آن استراتژی تعیین حق بیمه و میزان حق بیمه بهینه تعیین شده است. پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵)، با وارد کردن متغیرهای کلان اقتصادی مانند متغیرهای تورم، کشش درآمدی تقاضا و نیز اعتبار شرکت تابع تقاضا را بسط داده‌اند. در مدل آن‌ها متغیر ضریب نفوذ بیمه که یکی از شاخص‌های توسعه مالی غیر بانکی است و بر توسعه صنعت بیمه تأثیر دارد، لحاظ نشده است. با توجه به اینکه متغیر ضریب نفوذ بیمه، شاخص کارایی صنعت بیمه در اقتصاد است، اضافه کردن ضریب نفوذ بیمه، در تابع تقاضا مدل پانتلوس و پاسالیدو (۲۰۱۵) ضروری به نظر می‌رسد، لذا پژوهش حاضر به دنبال پوشش این خلأ تئوریکی و نوآوری پژوهش حاضر با اضافه کردن متغیر ضریب نفوذ بیمه به مدل است، بنابراین تابع تقاضا برحسب متغیرهای مانند کشش درآمدی تابع تقاضا، نرخ تورم، تعداد اتومبیل‌های موجود در کشور و ضریب نفوذ بیمه تعریف شده است. این متغیرها تحلیل و تأثیر آن‌ها بر تابع تقاضا توضیح داده شده و در نهایت، حق بیمه بهینه با استفاده از برنامه‌ریزی پویای تصادفی در قالب زمان گسسته با بیشینه‌سازی مقدار مورد انتظار مطلوبیت تنزیل شده سرمایه محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که هر چه میزان متوسط حق بیمه بازار بیشتر شود، حق بیمه بهینه کمتر می‌شود. وجه تمایز روش ارائه شده در این مقاله برای محاسبه حق بیمه شرکت‌های بیمه در مقایسه با روش‌های متداول آن است که در این تحقیق معادله تابع تقاضا بر حسب متغیرهایی که در مدل وارد نشده‌اند و انتظار می‌رود بر تقاضای بیمه تأثیرگذار باشند، تعریف شده و با توجه به پویایی‌های مدل، حق بیمه بهینه براساس تابع تقاضای شرکت بیمه به‌دست آمده است، لذا حق بیمه بهینه محاسبه شده این پژوهش با فرض ثابت بودن سایر شرایط محاسبه نشده است و این یکی از نقاط قوت روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی می‌باشد که اطمینان بیشتر به حق بیمه محاسبه شده، را سبب می‌شود. به شرکت‌های بیمه توصیه می‌شود، براساس مدل این تحقیق و با در نظر گرفتن رقابت بازار و متوسط حق بیمه بازار، متغیرهای کلان اقتصادی مانند کشش درآمدی تقاضا، نرخ تورم و ضریب نفوذ بیمه در تابع تقاضا، حق بیمه بهینه را محاسبه کنند و به جذب مشتریان در بازار بپردازند. به عبارتی قرار دادن ضریب نفوذ بیمه به‌عنوان یکی از

شاخص‌های توسعه مالی غیر بانکی و به نوعی نشان‌دهنده میزان تقاضای بیمه در مدل به تعیین حق بیمه بهینه دقیق‌تر کمک می‌کند، لذا به شرکت‌های بیمه پیشنهاد می‌شود که شاخص ضریب نفوذ بیمه را به‌عنوان شاخص کارایی صنعت بیمه در اقتصاد در مدل به کار بگیرند. همچنین به محققان پیشنهاد می‌شود، در مطالعات آتی به نوسانات ارزش اتومبیل توجه داشته باشند تا مدل آن‌ها با این محدودیت سازگار شود و اتومبیل‌هایی با ارزش بیشتر را انتخاب کنند به علت این‌که با گذشت زمان اتومبیل‌های صفر کیلومتر سال به سال ارزش بیشتری پیدا می‌کنند. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی از متغیرهای کلان اقتصادی دیگری مثل نرخ بهره که رابطه تنگاتنگی با نرخ تورم دارد و نیز تولید ناخالص داخلی استفاده شود. با توجه به این‌که یکی از متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای بیمه‌نامه بدنه اتومبیل، وضعیت امنیت در سطح شهر است که خود متأثر از عوامل کلان اقتصادی نظیر نرخ بیکاری می‌باشد، بنابراین می‌توان در تابع تقاضا از نرخ بیکاری استفاده کرد.

منابع

۱. احسانی‌فر، مریم (۱۳۹۱). برآورد تابع تقاضای بیمه بدنه اتومبیل در کل صنعت بیمه ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران.

۲. براد فورد، دیوید اف. (۱۹۹۸). اقتصاد بیمه اموال و مسئولیت. ترجمه رضا افقی و امیر یوسفیان پور (۱۳۹۳). تهران: *انتشارات پژوهشکده بیمه*.

۳. غفاری، هادی، یونسی، علی، حسین‌پور کاظمی، محمد و خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۹۵). نرخ رشد بهینه مخارج دولت: تئوری کنترل بهینه پویا. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۳)، ۱۴۵-۱۶۳.

۴. وامبا، آچیم، ریس، رای (۲۰۰۸). اقتصاد خرد بیمه، ترجمه علی سوری (۱۳۹۰). تهران: *انتشارات پژوهشکده بیمه وابسته به بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران*.

5. Ahlgrim, K.C., & D'Arcy, S.P. (2012). The Effect of Deflation or High Inflation on the Insurance Industry. *Casualty Actuarial Society, Canadian Institute of Actuaries and Society of Actuaries*.

6. Antonio, K., & Valdez, E. A. (2010). Statistical concepts of a priori and a posteriori risk classification. *Amsterdam: University of Amsterdam*, Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=1665463.

7. Asmussen, S., Christensen, B., & Thogerson, J. (2019). Nash Equilibrium Premium Strategies for Push-Pull Competition in a Frictional Non-Life Insurance Market. *Insurance: Mathematics and Economics*.
8. Bailey, R.A., & Simon, L.R.J. (1960). Two Studies in Automobile Insurance Ratemaking. *ASTIN Bulletin*, 1(4), 192-217.
9. Beenstock, M., Dickinson, G., & Khajuria, S. (1988). The Relationship between property-liability insurance penetration and income: An international analysis. *The Journal of Risk and Insurance*, 55, 259–272.
10. Bertsekas, D. P. (2005). Dynamic programming and suboptimal control: A survey from ADP to MPC. *European Journal of Control*, 11(4), 310-334.
11. Boonen, T.J., Pantelous, A.A., & Wu, R. (2018). Insurance: Non-Cooperative Dynamic Games for General Insurance Markets. *Insurance*: *Mathematics and Economics*.
12. Boubaker, H., & Sghaier, N. (2012). How Do the Infation Rate and the Interest Rate Affect the Non-Life Insurance Premiums January Bulletin trimestriel de l'Institut des actuaires français. Institut des actuaires français, Paris Vol. n°12(Juillet -Décembre): 87- 111.
13. Bradford, D-F. (1998). The economics of property-casualty insurance (translators: Reza Ofoghi & Amir Yosefianpour (2014). Tehran: *Publications of the Insurance Research Institute*.
14. Browne, M., Chung, J. W., & Frees, W. (2000). International property-liability insurance consumption. *The Journal of Risk and Insurance*, 67, 73–90.
15. David, M. (2015). Auto insurance premium calculation using generalized linear models, *Procedia Economics and Finance* 20, 147 – 156.
16. Denuit, M., & Lang, S. (2004). Nonlife Ratemaking with Bayesian GAM's. *Insurance: Mathematics and Economics*, 35(3), 627-647.
17. Denuit, M., Maréchal, X., Pitrebois, S., & Walhin, J. F. (2007). Actuarial Modeling of Claim Counts: Risk Classification, Credibility and Bonus-Malus Scales. Wiley, New York.
18. Dionne, G., & Vanasse, C. (1989). A Generalization of Automobile Insurance Rating Models: the Negative Binomial Distribution with a Regression Component. *ASTIN Bulletin*, 19(2), 199-212.
19. Dionne, G., Vanasse, C. (1992). Automobile Insurance Ratemaking in the Presence of Asymmetrical Information. *Journal of Applied Econometrics*, 7(2), 149-165.
20. Dragos, S. L. (2014). Life and non-life insurance demand: the different effects of influence factors in emerging countries from Europe and Asia *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27(1), 169–180.
21. Emms, P., & Haberman, S. (2005). Pricing general insurance using optimal control theory. *ASTIN Bulletin*, 35(2), 427–453.

22. Emms, P., Haberman, S., & Savoulli, I. (2007). Optimal strategies for pricing general insurance.*Insurance: Mathematics and Economics*, 40(1), 15–34.
23. Emms, P. (2008). A stochastic demand model for optimal pricing of non-life insurance policies. *Mathematical Control Theory and Finance, Springer-Verlang Berlin Heidelberg*, 113–136.
24. Emms, P. (2011). Pricing general insurance in a reactive and competitive market. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 236(6), 1314–1332.
25. Esho, N., Kirievsky, A., Ward, D., & Zurbruegg, R. (2004). Law and the determinants of property-casualty insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 71, 265–283.
26. Gourieroux, C., & Jasiak, J. (2004). Heterogeneous Model with Application to Car Insurance. *Insurance: Mathematics and Economics*, 34(2), 177-192.
27. Haugen, K-K. (2016). Stochastic Dynamic Programming. ISBN printed edition (print on demand): 978-82-15-02670-1, ISBN electronic pdf-edition: 978-82-15-02671-8.
28. Huang, H-H. , Shiu Y-M., & Wang C-P. (2013). Optimal insurance contract with stochastic background wealth. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2, 119-13.
29. Jacobson, D.H. (1974). A General result in stochastic Optimal Control of Nonlinear Discrete-Time Systems with Quadratic Performance Criteria. *Journal of Mathematical Analysis and Applications*, 47, 153-161.
30. Kaas, R., Goovaerts, M., Dhaene, J., & Denuit, M. (2008), Modern Actuarial Risk Theory Using R*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg*.
31. Kjosevski, J. (2012). The determinants of life insurance demand in central and southeastern Europe. *International journal of Economics and Finance*, 4(3), 237-247.
32. Krivo, R. (2009). An Update to D'Arcy's 'A Strategy for Property-Liability Insurers in Inflationary Times', *Casualty Actuarial Society E-Forum*.
33. Lee, C-C. Chiu, Y-B. (2012). The impact of real income on insurance premiums: Evidence from panel data, *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 246–260.
34. Lee, C-C. , Chiu, Y-B., & Chang, C-H. (2013). Insurance demand and country risks: A nonlinear panel data analysis, *Journal of International Money and Finance*, 36, 68-85.
35. Li, W., & Seng Tan, K., & Wei, P. (2020). Demand for non-life insurance under habit formation (2020). *Insurance: Mathematics and Economics*.
36. Lowe, S., & Warren, R. (2010). Post-Recession Inflation: An Emerging Risk for P&C Insurers, Emphasis 3, 24-29.

37. McClenahan, C.L. (2001). Ratemaking. 4th ed. Foundations of Casualty Actuarial Science, *Casualty Actuarial Science*.
38. Mourdoukoutas, F., Boonen, T., & Koo, B Pantelous, A I. (2021). Pricing in a competitive stochastic insurance market. *Insurance: Mathematics and Economics*, 97, 44-56.
39. Outreville, F. (1990). The economic significance of insurance markets in developing Countries.*The Journal of Risk and Insurance*, 57, 487–498.
40. Pantelous, A.A., & Passalidou, E. (2013). Optimal premium pricing policy in a competitive insurance market environment. *Annals of Actuarial Science*, 7(2), 175–191.
41. Pantelous, A.A., & Passalidou, E. (2015). Optimal premium pricing strategies for competitive general insurance markets. *Applied Mathematics and Computation*, 259, 858–874.
42. Pantelous, A.A., & Passalidou, E. (2015). Optimal Premium Pricing Strategy of General insurance in a competitive market with quadratic criteria 16th ASMDA Conference Proceedings, 30 June–4 July, Piraeus, Greece.
43. Pantelous, A.A., & Passalidou, E. (2016). Optimal strategies for a Non-linear premium-reserve model in a competitive insurance Market.*Annals of Actuarial Science*, 11(1), 1–19.
44. Park, S. C., & Lemaire, J. (2011a). The impact of culture on the demand for non-life insurance. Insurance and Risk Management. Working paper presented at The Wharton School, University of Pennsylvania.
45. Park, S. C., & Lemaire, J. (2011b). Culture matters: Long-term orientation and the demand for life insurance. Philadelphia, PA: Wharton School, University of Pennsylvania.
46. Pinquet, J. (1997). Allowance for Cost of Claims in Bonus-Malus Systems. *ASTIN Bulletin*, 27(1), 33-57.
47. Sherden, W. (1984). An analysis of the determinants of the demand for automobile insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 51, 49–62.
48. Taylor, G.C. (1986). Underwriting strategy in a competitive insurance environment. *Insurance: Mathematics and Economics*, 5(1), 59–77.
49. Treerattanapun, A. (2011). The impact of culture on non-life insurance consumption. Paper presented at Wharton Research Scholars Project, The University of Pennsylvania.
50. https://www.cbi.ir/Inflation/Inflation_FA.aspx

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۱۲۳-۸۵

تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی در ایران با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت

DOI: 10.22059/jte.2022.346438.1008695

شهریار زروکی*[۱]، سحر نصرنژاد نشلی[۲]، علی توسلی نیا[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران ، بابلسر، ایران، sh.zaroki@umz.ac.ir

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران، saharnasr1990@gmail.com

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران، alitavassoli1994@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۱۲

چکیده

در سال‌های اخیر به دلیل افزایش تحریم‌های اقتصادی، دولت به تمرکززدایی از نظام وابسته به درآمدهای نفتی و جایگزینی آن با درآمدهای مالیاتی ترغیب شده است. با توجه به چنین ضرورتی هدف پژوهش حاضر بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی با تأکید بر ابزارهای سیاست مالی دولت در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. بدین منظور ابتدا حجم اقتصاد زیرزمینی به روش میمیک برآورد شده و نتایج نشان داده است که طی ۴۸ سال، میانگین اندازه نسبی حجم اقتصاد زیرزمینی ۱۵/۱۹ درصد است. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در دو قالب بر مبنای رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی حاکی از آن است که اندازه کل، جاری و عمرانی دولت با اثری معکوس و بار مالیاتی کل و بار مالیات غیرمستقیم با اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی همراه بوده و مالیات مستقیم اثر معناداری ندارد. با توجه به روند کاهشی در اندازه دولت و روند تقریباً افزایشی در بار مالیاتی، می‌توان اذعان داشت که کاهش در اندازه دولت و افزایش در بار مالیاتی، بر روند افزایشیِ اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی مؤثر بوده است. همچنین نرخ ارز غیررسمی و نرخ تورم نیز اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی دارند، ولی از نظر اندازه، نرخ تورم کم‌کشش است، لذا با توجه به کشش بالای اقتصاد زیرزمینی به بار مالیاتی، دولت می‌بایست ترکیب مناسبی از اجزای مالیاتی را با توجه به کشش آن‌ها درنظر بگیرد و با تعریف دقیق وظایف دولت و کاهش هزینه‌های جاری و اختصاص هزینه‌های بیشتر عمرانی بتواند اقتصاد زیرزمینی را، کنترل و تا حدودی کاهش دهد.

طبقه‌بندی JEL: C23، G21، I32.

واژهای کلیدی: سیاست مالی، اقتصاد زیرزمینی، روش میمیک، ایران

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۱۶۲۵۶۵۷۲

۱- مقدمه

ازآنجاکه اقتصاد زیرزمینی آن بخش از فعالیت‌های اقتصادی است که از دید ناظران رسمی دور می‌ماند و آمار مربوط به آن در حساب‌های ملی و آمارهای رسمی عنوان نمی‌شود؛ می‌تواند ریشه بسیاری از نابسامانی‌های اقتصادی و اجتماعی (همچون تخصیص ناکارای درآمدها و سیاست‌گذاری نادرست و کاهش رفاه اجتماعی) تلقی شود. به همین دلیل شناخت ابعاد و جنبه‌های مختلف اقتصاد زیرزمینی به‌منظور طراحی سیاست‌های مناسب جهت کاهش و یا جلوگیری از گسترش این پدیده پیچیده ضرورت دارد. با توجه به گزارش صندوق بین‌المللی پول (۲۰۰۲)، حجم اقتصاد زیرزمینی در کشورهای درحال‌توسعه حدود ۴۴-۳۵ درصد از تولید ناخالص داخلی است. به‌بیان‌دیگر حدود ۴۴-۳۵ درصد از فعالیت‌های رسمی اقتصاد صرف فعالیت‌های نامولد زیرزمینی می‌شود. به نظر می‌رسد وجود این حجم وسیع از اندازه اقتصاد زیرزمینی که بخش بزرگی از آن ناشی از ویژگی‌های کشورهای درحال‌توسعه از جمله نظام مالیاتی ناکارا، وجود تورم و بیکاری فزاینده، وابستگی شدید به منابع طبیعی (به‌ویژه نفت) و گسترش فساد و رانت جویی، ضعف کیفیت نهادی، فقدان بسترهای جذب سرمایه‌گذاری مؤثر خارجی، وجود محدودیت‌های تجاری گسترده و درآمد سرانه پایین است، سبب ایجاد شکاف عمیق در نسبت اقتصاد غیررسمی به اقتصاد رسمی کشورهای موردنظر شده است و بدین طریق اثربخشی انواع مختلف سیاست‌ها را کاهش می‌دهد. با توجه به این‌که شکل‌گیری اقتصاد زیرزمینی تابعی از ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی کشورها است و این خصوصیات از یک ساختار اقتصادی به ساختار اقتصادی دیگر متفاوت است، دلایل ایجاد اقتصاد زیرزمینی نیز در ساختارهای اقتصادی مختلف (به‌عنوان‌مثال در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته) متفاوت می‌باشد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۹)؛ بنابراین به‌منظور کاهش شکاف نسبت اقتصاد زیرزمینی به اقتصاد رسمی کشورها، باید عوامل مؤثر بر اندازه اقتصاد زیرزمینی آن‌ها شناسایی شود؛ بنابراین در جهت کنترل این فعالیت‌ها باید در راستای دستیابی به رشد و توسعه پایدار قدم نهاد. در سال‌های اخیر مطالعات بسیاری در مورد برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران توسط خلعتبری (۱۳۶۹)، گرمارودی (۱۳۷۷)، عرب مازار (۱۳۸۰)، شکیبایی و رئیس‌پور (۱۳۸۶)، خواجوی و همکاران (۱۳۸۹)، علیزاده و غفاری (۱۳۹۲)، تقی‌نژاد عمران و نیک پور (۱۳۹۲)، فطرس و میلان (۱۳۹۲)، پیرایی و رجائی (۱۳۹۴)، ابونوری و نیک پور (۱۳۹۳)، حسنوند و همکاران (۱۳۹۵)، شاه‌آبادی و

همکاران (۱۳۹۹) و شریفی و همکاران (۱۴۰۱) انجام گرفته است. هدف پژوهش حاضر تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت بر اقتصاد زیرزمینی می‌باشد. دولت‌ها برای انجام وظایف عمومی خود نیاز به منبع مالی باثبات و مطمئن دارند و از دیرباز مالیات یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی دولت‌ها برای انجام وظایفشان بوده است. لا و همکاران[1] (۱۹۹۹)، استدلال می‌کنند که سختگیری در اجرای مالیات منعکس‌کننده کیفیت دولت‌های محلی می‌باشد و تأثیر اندازه دولت محلی و فرار مالیاتی توسط شرکت‌ها را محاسبه کرده‌اند. ازلحاظ نظری، اندازه دولت می‌تواند تأثیر مثبت یا منفی بر فرار مالیاتی داشته باشد. از یک‌سو، توسعه اندازه دولت هزینه‌های اجرایی را افزایش می‌دهد و بر روی بودجه مالی فشار می‌آورد که ممکن است دولت را مجبور کند تا نرخ‌های مالیاتی را بالا ببرد (آسم اغلو[2]، ۲۰۰۵) و شرکت‌ها را وادار به فرار از مالیات کند. علاوه بر این، یک دولت بزرگ‌تر ممکن است منجر به فساد بیشتری شود (بانرجی[3]، ۱۹۹۷؛ گول و نلسون[4]، ۱۹۹۸) و فساد معمولاً منجر به فرار از مالیات می‌شود. از سوی دیگر، اندازه دولت منعکس‌کننده ظرفیت دولتی می‌باشد (بیسلی و پرسون[5]، ۲۰۱۰، ۲۰۰۹). یک دولت با ظرفیت قوی توانایی اجرای قانون را دارد، همچنین یک اندازه بزرگ دولتی می‌تواند با جمع‌آوری مالیات و اجرای قانون که به‌طور بالقوه فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد، هم‌بسته باشد. افزون بر این، یک ظرفیت دولتی قوی نیز به این معنی است که خدمات عمومی باکیفیت بالا در اختیار شهروندان و شرکت‌ها قرار دهد. تنظیم قوانین مالیاتی و بهره‌مندی از خدمات عمومی به گزینه جذاب‌تر برای شرکت‌ها در پرداخت مالیات تبدیل‌شده است و از میزان فرار مالیاتی کاسته می‌شود؛ بنابراین، اندازه دولت باید اثر منفی بر فرار مالیاتی داشته باشد. سطح بالاتر مالیات، انگیزه بیشتری برای شرکت در فعالیت‌های اقتصادی زیرزمینی و فرار مالیاتی است. بااین‌حال هیچ تضمینی وجود ندارد که تغییرات مالیاتی به‌طور متقارن بر فعالیت اقتصادی زیرزمینی تأثیر بگذارد؛ بنابراین درحالی‌که عوامل ممکن است به‌سرعت وارد بخش زیرزمینی شوند تا از افزایش فشار مالیاتی جلوگیری کنند، در صورت عدم شناسایی، کاهش نرخ مالیات

1. La Porta, et al.
2. Acemoglo
3. Banergee
4. Geol & Nelson
5. Besley & Persson

ممکن است تأثیر کمی بر فعالیت‌های زیرزمینی داشته باشد (زیگلس و همکاران[1]، ۱۹۹۹).

امکان پاسخ نامتقارن اقتصاد زیرزمینی به تغییرات در نرخ مالیات مؤثر برخی از پیامدهای مهم سیاست است. از یک‌سو، هرچه نرخ مالیات بیشتر باشد، انگیزه برای شرکت در فعالیت‌های زیرزمینی و فرار مالیاتی بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، سطح بالای فعالیت در اقتصاد زیرزمینی، فشار را برای افزایش هزینه‌های دولت و پرداخت‌ها تحریک می‌کند، درحالی‌که نرخ پایین مالیات، مالیات موردنیاز برای افزایش درآمد دولت را افزایش می‌دهد (کریستوپولوس[2]، ۲۰۰۳). انواع مختلف مالیات‌ها ممکن است اثرات یکسانی بر اندازه اقتصاد سایه نداشته باشند، زیرا اول، حساسیت جامعه به افزایش انواع مختلف مالیات‌ها یکسان نمی‌باشد، دوم، راه‌حل‌های عملی فرار مالیاتی در مورد انواع مالیات‌ها یکسان نیست. در نتیجه، فهم اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها (جایگزین‌سازی مالیات‌ها) بر اندازه بخش اقتصاد سایه می‌تواند راهنمای مؤثری برای تعدیل ترکیب مالیات‌ها باهدف محدودسازی این بخش باشد (فراهتی، ۱۳۹۹). در تئوری مالیه عمومی، اثرات کارایی مالیات مصرف در مقایسه با مالیات بر درآمد سال‌هاست که بررسی شده است. بررسی‌های اولیه برای مالیات مصرف عمومی نشان می‌دهد که اثرات منفی کمتری نسبت به مالیات بر درآمد و اینکه در انتخاب بین حال و آینده مصرف کمتر دخالت می‌کند. مالیات بر مصرف بخشی از ذخیره درآمد ملی را بیشتر افزایش می‌دهد و بنابراین منجر به تشکیل سرمایه بیشتر و رشد اقتصادی بالاتر می‌شود (واترین و اولمان[3]، ۲۰۰۸). با توجه به تأثیرات مختلف ابزارهای مالی و ترکیب آن‌ها بر اقتصاد سایه، هدف این مقاله بررسی عوامل مؤثر بر اقتصاد سایه به‌خصوص تأثیر نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (و اجزای آن، نسبت اعتبارات هزینه‌ای دولت و نسبت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به تولید ناخالص داخلی) و نسبت کل مالیات به تولید ناخالص داخلی (و اجزای آن، نسبت مالیات مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی)، برای داده‌های سری زمانی ۱۳۵۲ الی ۱۴۰۰ با استفاده از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی[4] می‌باشد. برای این منظور در ادامه و بعد از مقدمه، در بخش دوم به ادبیات نظری تحقیق پرداخته می‌شود. سپس بخش سوم، به‌مرور مختصری از مطالعات

1. ZGiles, et al.
2. Christoupo
3. Watrin & Ullmann
4. Auto Regressive Distributed Lag

تجربی اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، به‌تصریح الگوی تحقیق و توصیف داده‌ها پرداخته می‌شود. در بخش پنجم، تحلیل نتایج تجربی صورت می‌گیرد و در نهایت، جمع‌بندی و پیشنهادهای تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات نظری پژوهش

۲-۱- مفهوم اقتصاد زیرزمینی

مطالعه متون اقتصادی که به پدیده اقتصاد زیرزمینی و مسائل مربوط به آن پرداخته‌اند، بیانگر این هستند که واژه‌های گوناگونی برای نشان دادن این حیطه از فعالیت‌های اقتصادی به‌کار برده شده است. بیشتر تعاریف ذکرشده در اقتصاد زیرزمینی پیچیده و کلی می‌باشند. دشواری تعریف اقتصاد زیرزمینی ناشی از طبیعت متفاوت فعالیت‌های اقتصادی مربوط به آن است. این مسئله زمانی اهمیت می‌یابد که پژوهشگر بخواهد از میزان دقت محاسبه تولید ملی آگاهی پیدا کند. ازجمله کاستی‌های موجود در ادبیات اقتصاد زیرزمینی، در چارچوب مفهوم طراحی‌شده برای اندازه‌گیری این پدیده، به‌کارگیری واژه‌های بسیار متنوع مانند؛ زیرزمینی[۱]، پنهان[۲]، سایه‌ای[۳]، غیرقانونی[۴]، غیرقابل مشاهده[۵]، گزارش نشده[۶]، ثبت‌نشده[۷]، غیررسمی[۸] و موازی[۹] می‌باشد (اسفندیار و جمال منش، ۱۳۸۱). توماس[۱۰] (۱۳۷۶)، اقتصاد زیرزمینی را به‌طور کامل فعالیت‌هایی که به عللی در حساب‌های ملی گزارش نمی‌شوند، تعریف می‌کند. در ادامه فعالیت‌های اقتصادی زیرزمینی را به چهار بخش تفکیک کرده و به تعریف هرکدام از آن‌ها به ترتیب زیر پرداخته است. بخش نخست بخش خانوار است. این بخش کالا و خدماتی را تولید می‌کند که در همین بخش مصرف می‌شود. ویژگی بخش خانوار این است که محصولات آن کمتر به بازار عرضه می‌گردد و فقدان قیمت برای کالاهای تولیدی در آن سبب دشواری ارزیابی ارزش کالاها شده و درنتیجه در حساب‌های ملی نادیده گرفته می‌شود.

1. Underground
2. Hidden
3. Shadow
4. Illegal
5. Unobservable
6. Unreported
7. Unrecorded
8. Informal
9. Parallel
10. Thomas

در تمام کشورها فعالیت‌های بدون مزدی که در خانه انجام می‌شود، نظیر خدمات خانم خانه، به‌طورکلی اغلب در حساب‌های ملی نادیده گرفته می‌شود. دومین بخش، بخش غیررسمی است. در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، علاوه بر تولیدات خانگی در کنار تولیدات سنتی (اغلب در بخش کشاورزی) و بخش صنعتی مدرن، بخش دیگری نیز وجود دارد که موردتوجه اقتصاددانان می‌باشد. این همان بخش غیررسمی می‌باشد، که معمولاً شامل تولیدکنندگان جزء و کارکنان آن‌ها و همچنین کسبه و پیشه‌وران بدون کارگر و کارکنان خدمات تجاری، حمل‌ونقل و دیگر خدمات غیررسمی است، ولی کارگاه‌های کوچک بدون کارگر که اغلب در خانه‌ها قرار دارد. (کارگاه‌های خانگی)، ازنظر تعداد، دارای اهمیت بیشتری می‌باشد. نکته قابل‌توجه در مورد بخش غیررسمی این است که کالاها و خدمات تولیدی توسط این بخش و نیز مصرف آن‌ها منع قانونی ندارد و مجاز است؛ و علت کنار گذاشتن بخش غیررسمی از حسابداری ملی، دشوار و پرهزینه بودن جمع‌آوری اطلاعات آماری در این بخش می‌باشد. بخش نامنظم، سومین بخش است. تمام فعالیت‌های طبقه‌بندی‌شده در این بخش کم‌وبیش نوعی از ماهیت غیرقانونی بودن مثل فرار از مالیات، فرار از مقررات (نظیر مقررات کار و رعایت تدابیر ایمنی در کارگاه) و تقلب در بیمه اجتماعی و امثال آن را دارند. به‌تازگی توجه به این‌گونه فعالیت‌ها در کشورهای پیشرفته رو به افزایش بوده و نتیجه آن متداول شدن واژه‌های متفاوتی برای بیان این پدیده است و به‌طور مثال در انگلستان و برخی از کشورهای اروپایی به اقتصاد سیاه و در امریکا به اقتصاد زیرزمینی شهرت یافته است. ویژگی عمده فعالیت‌های این بخش این است که باوجود قانونی و مجاز بودن اصل تولید کالا و خدمت، در نحوه تولید و توزیع آن کاری خلاف و غیرقانونی صورت گرفته است. چون کالاهای تولیدشده در بخش نامنظم، جزو کالاها و خدمات مجاز است و فقط در نحوه تولید یا توزیع آن قانون‌شکنی شده است، لذا هدف مقامات مملکتی، جلوگیری از تولید آن‌ها نیست، بلکه تلاش آن‌ها مقابله با قانون‌شکنی‌هایی است که در جریان تولید صورت می‌گیرد. بخش چهارم، بخش غیرقانونی است. تولیدات بخش غیرقانونی شامل فعالیت‌ها و تولید کالاها و خدمات خلاف قانون نظیر مال دزدی، اخاذی، تولید و خریدوفروش مواد افیونی، فحشا (در برخی کشورها) و غیره می‌باشد. با توجه به اینکه خلاف‌کاران و جنایتکاران، عمل خلاف خود را گزارش نمی‌کنند، بدیهی است از پرداخت مالیات هم فرار می‌کنند (توماس و همکاران، ۱۳۷۶).

۲-۲- علل پیدایش اقتصاد پنهان

شکل‌گیری و پیدایش اقتصاد پنهان تابعی از خصوصیات و شرایط اقتصادی کشورها می‌باشد که از یک ساختار اقتصادی به ساختار دیگر متفاوت است، بنابراین دلایل ایجاد این پدیده نیز در ساختارهای اقتصادی مختلف، متفاوت می‌باشد. درباره علل پیدایش اقتصاد پنهان در مطالعات گذشته عوامل مختلفی بیان‌شده است که در این پژوهش به برخی از مهم‌ترین آن‌ها به‌عنوان متغیرهای علل اشاره می‌شود. بار مالیاتی: در متون اقتصاد پنهان یکی از مهم‌ترین علل اقتصاد پنهان و فرار مالیاتی، نرخ مالیاتی بالا می‌باشد. وضع مالیات و عوارض به شکل‌های مختلف توسط دولت، این زمینه را فراهم می‌سازد تا بسته به انسجام و کارآمدی نظام مالیاتی، فرهنگ مالیاتی موجود در جامعه و نیز نرخ مالیات و عوارض دریافتی، پنهان‌سازی فعالیت‌های اقتصادی به‌منظور گریز از پرداخت مالیات و عوارض، صورت پذیرد. از نظر اشنایدر و انست[1] (۲۰۰۰). نرخ مالیات بر انتخاب میزان فراغت و عرضه نیروی کار در اقتصاد سایه یا بخشی از اقتصاد که بر آن مالیات وضع نمی‌شود، تأثیرگذار است؛ زیرا هر چه شکاف بین هزینه پرداختی بنگاه به نیروی کار در بخش رسمی با غیررسمی بیشتر باشد (مالیات بیشتری گرفته شود) یا بنگاه سهم بیشتری برای تأمین اجتماعی پرداخت کند، هم بنگاه و هم نیروی کار انگیزه بیشتری برای فعالیت در بخش پنهان خواهند داشت. همچنین، بر اساس یافته‌های گیلز و تدز[2] (۲۰۰۲)، یک کاهش ۱۰ درصدی در نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی (نرخ مالیاتی کل)، اقتصاد پنهان کانادا را به‌اندازه ۲ درصد تولید ناخالص داخلی کاهش می‌دهد. در نتیجه، می‌توان این فرضیه ساده را مطرح کرد که افزایش بار مالیاتی موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان در ایران خواهد شد.

درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (درآمدهای نفتی): در مطالعات پیشین ایران به اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد پنهان کمتر توجه شده است. ارزیابی اثر این متغیر بر اقتصاد پنهان با توجه به نقش آن در اقتصاد ایران می‌تواند بااهمیت تلقی شود. با افزایش درآمدهای نفتی، بودجه جاری دولت افزایش می‌یابد. این امر تورم را نیز افزایش می‌دهد. با افزایش تورم تعداد خانوارهایی که زیر سطح فقر قرار خواهند گرفت افزایش می‌یابد، در نتیجه تمایل به شرکت در فعالیت‌های زیرزمینی نیز زیاد می‌شود. با

1. Schneider & Enste
2. Giles & Tedds

افزایش درآمدهای نفتی، بودجه عمرانی دولت نیز افزایش می‌یابد. این امر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دولتی را افزایش داده و در صورت ضعف کیفیت نهادی و فرهنگی در جامعه، سودهای حاصله به‌سوی رانت‌های قانونی جاری می‌شود. در نتیجه، از این کانال نیز افزایش حجم اقتصاد پنهان تشدید می‌گردد (صامتی و همکاران، ۱۳۸۸). در نتیجه، با افزایش درآمدهای نفتی انتظار بر این است که حجم اقتصاد پنهان نیز افزایش یابد و بالعکس.

درآمد سرانه: افزایش درآمد سرانه و تأمین حداقل منابع لازم برای زندگی می‌تواند انگیزه پذیرش ریسک اعمال غیرقانونی و غیررسمی را کاهش داده و موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان شود. شواهد تجربی نیز حکایت از آن دارد که با افزایش درآمد سرانه کشورها، حجم اقتصاد پنهان در آن‌ها کاهش می‌یابد. به‌عنوان‌مثال، بر اساس یافته‌های اشنایدر (۲۰۱۲)، تولید ناخالص داخلی سرانه پایین‌تر در یک کشور، انگیزه بالاتری برای فعالیت در اقتصاد سایه را فراهم می‌کند؛ به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه که تولید ناخالص داخلی سرانه پایین‌تری را نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دارند، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه بیشتر است.

حجم دولت: بر اساس مطالعه آیگنر و همکاران[1] (۱۹۸۸)، افزایش در اندازه بخش عمومی یا درجه مقررات سیستم اقتصادی، گرایش وارد شدن به فعالیت‌های بخش اقتصاد پنهان را افزایش می‌دهد. نتیجه انتظار بر این است که با افزایش این متغیر اندازه اقتصاد پنهان نیز افزایش پیدا کند.

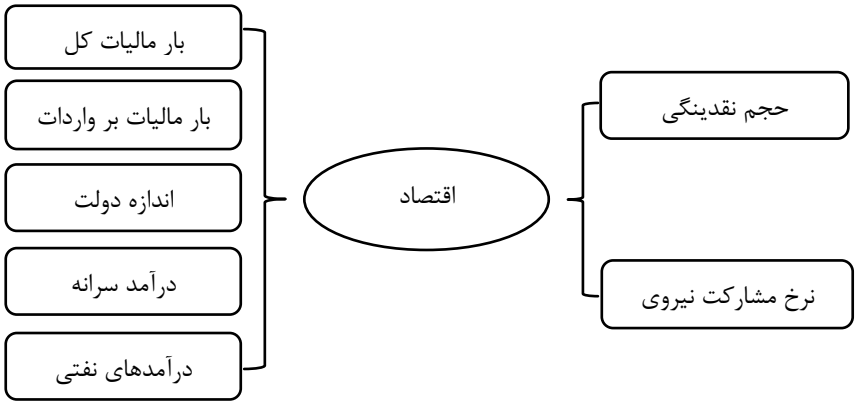
۲-۳- آثار اقتصاد پنهان

در زمینه آثار اقتصاد پنهان در این پژوهش به دو اثر مهم آن به‌عنوان متغیرهای واکنش اشاره می‌شود.

الف- تقاضای پول در گردش: بسیاری از مطالعات در ایران و جهان برای اندازه‌گیری اقتصاد پنهان با استفاده از روش‌های پولی بر این فرض استوار بوده است که عاملان فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی ترجیح می‌دهند تا معاملات خود را با پول نقد انجام دهند (صامتی و همکاران، ۱۳۸۸). بر این اساس، انتظار می‌رود با افزایش اندازه اقتصاد پنهان، نسبت پول در گردش نیز افزایش یابد.

1. Aigner, et al.

ب- نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد: هر زمان که اقتصاد سایه افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود نیروی کار بیشتری از اقتصاد رسمی خارج شوند و به اقتصاد سایه روی آورند (نصراللهی و همکاران،۱۳۹۰).



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱. ساختار اقتصاد زیرزمینی در ایران با توجه به مدل میمیک

۲-۴- عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی

بار مالیاتی: اشنایدر و انست (۲۰۰۰)، مالیات‌ها را از مهم‌ترین عوامل رشد اقتصاد زیرزمینی می‌دانند. به اعتقاد آنها مالیات‌ها بر انتخاب میزان فراغت و عرضه نیروی کار در اقتصاد زیرزمینی یا بخشی از اقتصاد که بر آن مالیات وضع نمی‌شود، تأثیرگذار است؛ زیرا هرچه اختلاف میان هزینه پرداختی بنگاه به نیروی کار در بخش رسمی با زیرزمینی بیشتر باشد (مالیات بیشتری گرفته شود) یا بنگاه سهم بیشتری برای تأمین اجتماعی پرداخت کند، هم بنگاه و هم نیروی کار انگیزه بیشتری برای فعالیت در بخش زیرزمینی خواهند داشت (ابونوری و نیک‌پور، ۱۳۹۳). باور رایج این است که مالیات‌های مستقیم نسبت به مالیات‌های غیرمستقیم نقش بیشتری در گسترش اقتصاد زیرزمینی دارند (نادران و صدیقی، ۱۳۸۷). در بیشتر کشورها مالیات‌های مستقیم شامل مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم شامل مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات است. ازنظر کاراگاتا و گیلز[1] (۲۰۰۰)، فرار

1. Caragata & Giles

مالیاتی در مورد مالیات‌های مستقیم (مالیات بر درآمد) نسبت به مالیات‌های غیرمستقیم بیشتر است. به اعتقاد آنها درآمد را نسبت به فروش راحت‌تر می‌توان پنهان کرد؛ چراکه افراد فرصت‌های بیشتری برای پنهان نگه‌داشتن درآمد در مقایسه با فروش دارند و منابع درآمدی شخص پرداخت‌کننده مالیات معلوم است، درصورتی‌که خریدها در فروشگاه‌هایی انجام می‌شود که تحت تملک و مدیریت افرادی هستند که پرداخت‌کنندگان مالیات با آن‌ها هیچ‌گونه ارتباط شخصی ندارند. با توجه به اینکه فرار مالیاتی یکی از عوامل اصلی بزرگ‌تر شدن اندازه اقتصاد زیرزمینی شناخته می‌شود، انتظار می‌رود جایگزینی مالیات مستقیم (مالیات بر درآمد)، برای مالیات‌های غیرمستقیم منجر به گسترش بخش زیرزمینی شود.

از سوی دیگر به اعتقاد کسلمن[1] (۱۹۹۳)، اگر فرار مالیاتی در صنایع خاصی متمرکز شود و افرادی که از پرداخت مالیات بر درآمد اجتناب می‌کنند، به همان میزان از پرداخت مالیات‌های غیرمستقیم (مالیات بر فروش) نیز اجتناب دارند. آنگاه تغییر در ترکیب مالیاتی مستقیم – غیرمستقیم احتمالاً اثر کوچک یا ناچیزی بر فرار مالیاتی خواهد داشت. ازآنجاکه در بخش زیرزمینی همانند بخش رسمی اقتصاد، کالاها و خدمات مصرف می‌شوند؛ بنابراین راهی برای فرار از پرداخت مالیات‌های غیرمستقیم در بخش زیرزمینی وجود ندارد، این در حالی است که برای بعضی از عاملان اقتصادی، مالیات‌های درآمدی (شامل مالیات بر درآمد اشخاص و مالیات بر شرکت‌ها) انگیزه اصلی فعالیت در بخش زیرزمینی محسوب می‌شوند. پس بنابراین حتی زمانی که هیچ‌گونه ارتباط تجربی میان مالیات مستقیم و اندازه اقتصاد زیرزمینی وجود ندارد، با توجه به امکان دریافت مالیات غیرمستقیم از بخش زیرزمینی و عدم امکان دریافت مالیات‌های درآمدی از این بخش، تغییر ترکیب مالیاتی توصیه می‌شود (طیب نیا و محمدی، ۲۰۰۸).

اشنایدر[2] (۲۰۰۴) و بوهن[3] و همکاران (۲۰۰۹)، بر این باورند که چون مالیات روی انتخاب ساعت کار اثر دارد، عرضه‌ی کار در اقتصاد زیرزمینی را تحریک می‌کند. تانزی[4] (۲۰۰۸)، بیان می‌دارد هنگامی‌که مالیات موجود نمی‌باشد و یا مالیات سرانه تقریباً ثابت

1. Kesselman
2. Schneider
3. Buhn
4. Tanzi

است و یا اینکه مالیات احتمالی و مربوط به فعالیت‌های بسیار آشکار می‌باشد، فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی ناشی از مالیات وجود ندارد. همچنین گیلس و تدس[1] (۲۰۰۲)؛ کریستوپولوس[2] (۲۰۰۳)؛ دل الآنو و هالیچی اوغلو[3] (۲۰۱۰)؛ نتیجه‌ای مشابه در مطالعات خود داشته‌اند که علت اصلی اقتصاد زیرزمینی، بار مالیاتی و یا اجزای آن عنوان شده است. (به‌عنوان‌مثال، مالیات غیرمستقیم، مالیات مستقیم، کمک‌های اجتماعی و مالیات بر سرمایه). بر این اساس علامت مثبتی در این ضرایب قابل‌انتظار است. همان‌طورکه اشنایدر و ویلیامز[4] (۲۰۱۳) اظهار داشتند، کاهش رژیم مالی به‌احتمال‌زیاد منجر به کاهش در اقتصاد زیرزمینی خواهد شد. این فرضیه توسط چندین مطالعه دیگر نیز اثبات شده است.

اندازه دولت: دلا و همکاران (۱۹۹۹)، استدلال می‌کنند که سخت‌گیری در اجرای مالیات منعکس‌کننده‌ی کیفیت دولت‌های محلی است. آنها تأثیر اندازه دولت محلی و فرار مالیاتی توسط شرکت‌ها را محاسبه کرده‌اند. ازلحاظ نظری، اندازه دولت می‌تواند تأثیر مثبت یا منفی بر فرار مالیاتی داشته باشد. از یک‌سو، توسعه اندازه دولت، هزینه‌های اجرایی را افزایش می‌دهد و بر روی بودجه مالی فشار می‌آورد که ممکن است دولت را مجبور کند تا نرخ‌های مالیاتی را بالا ببرد (آسم اغلو، ۲۰۰۵) و شرکت‌ها را وادار به فرار از مالیات کند. افزون بر این، یک دولت بزرگ‌تر ممکن است منجر به فساد بیشتری شود (بانرجی، ۱۹۹۷؛ گول و نلسون، ۱۹۹۸) و فساد معمولاً منجر به فرار از مالیات می‌شود. از سوی دیگر، اندازه دولت منعکس‌کننده ظرفیت دولتی است (بیسلی و پرسون، ۲۰۰۹، ۲۰۱۰). یک دولت با ظرفیت قوی توانایی اجرای قانون را دارد، همچنین یک اندازه بزرگ دولتی می‌تواند با جمع‌آوری مالیات و اجرای قانون که به‌طور بالقوه فرار مالیاتی را کاهش می‌دهد، هم‌بسته باشد. افزون بر این، یک ظرفیت دولتی قوی نیز به این معنی است که خدمات عمومی باکیفیت بالا در اختیار شهروندان و شرکت‌ها قرار دهد. تنظیم قوانین مالیاتی و بهره‌مندی از خدمات عمومی به گزینه جذاب‌تر برای شرکت‌ها در پرداخت مالیات تبدیل‌شده است و از میزان فرار مالیاتی کاسته می‌شود؛ بنابراین، اندازه دولت باید اثر منفی بر فرار مالیاتی داشته باشد. از نگاه یک شهروند،

1. Giles & Tedds
2. Christopoulos
3. Dell'Anno & Halicioglu
4. Schneider & Williams

مالیات، قیمت پرداختی برای خدمات عمومی ارائه‌شده دولت است. خدمات عمومی بهتر، رضایت بیشتر شهروندان را سازگار با وظیفه مالیاتی‌شان به همراه دارد؛ بنابراین انگیزه گزارش فعالیت‌ها برای پرداخت مالیات بیشتر می‌شود (تقی نژاد و نیک پور، ۱۳۹۲).

ویلیام و هورودنیک[1] (۲۰۱۷)، استدلال می‌کنند نارضایتی مردم از سیستم بهداشتی و ناکافی بودن زیرساخت‌های جاده‌ای از مهم‌ترین شکست‌هایی است که با افزایش درک مالیات‌دهندگان از ناعادلانه بودن سیستم مالیاتی، روحیه مالیات را کاهش می‌دهد. ازجمله عوامل اثرگذار بر میزان فرار مالیاتی، اندازه دولت است. رابطه بین اندازه دولت و فرار از پرداخت مالیات را از جهات مختلفی می‌توان بررسی کرد؛ گاه دولت با اتخاذ برخی از سیاست‌های حمایتی مالیاتی و معافیت‌های مالیاتی، راه فرار مالیاتی را باز می‌کند و درصورتی‌که سیستم اطلاعاتی کارآمد در نظام مالیاتی برقرار نباشد، فرار مالیاتی گسترده‌تر خواهد شد، اما نکته‌ای که وجود دارد یک نظام مالیاتی کارآمد در کنار یک دولت قدرتمند شکل می‌گیرد (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲).

دیدگاه آلم و مارتینز وازکوئز[2] (۲۰۰۰) بیانگر این نکته است که اگر دولت به‌عنوان یک نهاد رسمی مؤثر، بتواند بر هنجار اجتماعی تمکین تأثیر مثبت بگذارد، تصمیم سازی‌های آن را می‌توان ابزاری کارآمد در مقابله با افرادی که از پرداخت مالیات فرار می‌کنند، قلمداد کرد .اگر شهروندان مشاهده کنند که ترجیحاتشان به‌درستی در نهادهای دولتی ارائه‌شده است و میزان عرضه کافی از کالاهای عمومی را دریافت می‌کنند، رفتار خود را با دولت هماهنگ کرده و تمایل به همکاری با دولت را افزایش می‌دهند .درنتیجه انگیزه‌ای برای ورود به اقتصاد سایه‌ای نخواهند داشت. افزون بر این، در یک اقتصاد که فساد شایع است، شهروندان اعتماد کمتری به نهادهای دولتی دارند و انگیزه آن‌ها برای فعال بودن در اقتصاد سایه‌ای افزایش می‌یابد (تورگلر و اشنایدر[3]، ۲۰۰۷).

امبای[4] (۲۰۰۷)، در تحقیق خود به این نتیجه رسیده‌اند که اگر مالیات‌دهندگان در قبال مالیات پرداختی خود از دولت خدمات منصفانه دریافت کنند و رفاه آن‌ها بالا برود، اعتماد آن‌ها به دولت بیشتر خواهد شد و فرار از پرداخت مالیات کاهش می‌یابد و برعکس

1. Horodnic & William
2. Alm & Martinez - Vazquez
3. Torgler & schneider
4. Embaye

اگر دولت مالیات جمع‌آوری‌شده از مردم را به‌دلیل فساد و سایر ناکارآمدی‌ها هدر دهد، اعتماد مردم را ا ز دست خواهد داد و تمایل به فرار مالیاتی افزایش خواهد یافت. در این مقاله تعریف ما از اندازه دولت، هزینه مصرف نهایی بخش دولتی نسبت به تولید ناخالص داخلی است؛ و انتظار بر این است که با افزایش هزینه مصرف نهایی بخش دولتی، فرار مالیاتی کاهش یابد.

تورم: بالا بودن رشد قیمت کالاها به‌ویژه کالاهای مصرفی موجب می‌شود که افراد بیشتری در زیرخط فقر قرار گیرند و برای گذران زندگی مجبور به روی آوردن به فعالیت‌های غیرقانونی شوند. در توجیه این مطلب می‌توان گفت که اگر نرخ رشد قیمت کالاها به‌ویژه کالاهای مصرفی افراد، بیشتر از نرخ رشد درآمد در بخش رسمی باشد؛ میان هزینه‌های زندگی و درآمد خانوار شکاف پدید می‌آید. برای پوشش این شکاف، کارکنان به شغل دوم روی می‌آورند، زیرا امکان حضور همزمان یک فرد در دو شغل رسمی وجود ندارد، لذا افراد مجبور به فعالیت در بخش غیررسمی می‌شوند (تقی‌نژاد و نیک پور، ۱۳۹۲).

نرخ ارز بازار غیررسمی: نرخ ارز بازار غیررسمی در بلندمدت سبب افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی می‌شود؛ ارتباط بین نرخ ارز در بازار غیررسمی و تجارت غیرقانونی، ازلحاظ نظری نشان داده‌شده است. در چنین محیطی مقدار صادرات را کمتر گزارش می‌کنند و میزان ارز گزارش نشده از صادرات خود را در بازار غیررسمی برای به دست آوردن سود بیشتر به فروش می‌رسانند. کانال‌های مهم دیگر تأمین ارز در بازار غیررسمی، کانال واردات بیش از صورتحساب‌های ارائه‌شده است (بیسواس و مارجیت[1]، ۲۰۰۷)

بیکاری: بوهن و همکاران (۲۰۰۷)، بیان کرده‌اند که بیکاری بالا انگیزه برای فعالیت‌های خوداشتغالی را بیشتر کرده و از این راه اقتصاد زیرزمینی را افزایش می‌دهد. (شکیبایی و رئیس پور، ۱۳۸۶)، از یک‌سو اقتصاد زیرزمینی از رشد تولید ناخالص داخلی کم کرده، که این خود به بیکاری می‌انجامد و از سوی دیگر برخی از افرادی که در بخش رسمی شاغل‌اند، قسمتی از اوقات خود را در مشاغل غیررسمی مشغول می‌شوند. پس ارتباط میان بیکاری و اقتصاد زیرزمینی مبهم است.

1. Biswas & Marjit

۳- ادبیات تجربی پژوهش

در زمینه اندازه و علت‌های بروز اقتصاد زیرزمینی در دهه‌های اخیر پژوهش‌های گوناگونی در کشورهای مختلف صورت گرفته است. این پژوهش‌ها که با استفاده از متغیرهای گوناگون و با به‌کارگیری روش‌های متفاوت صورت پذیرفته، نتایج نامشابه و در بعضی اوقات تناقضی را به همراه داشته است که به خلاصه برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

آبادا و همکاران[1] (۲۰۲۱)، این مطالعه ماهیت رابطه بین اندازه اقتصاد زیرزمینی و نرخ بیکاری در کشور نیجریه را با استفاده از روش تودا-یاماتو[2]، طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کرده و نتایج نشان داده است که یک ارتباط قوی و مثبت بین نرخ بیکاری و اقتصاد زیرزمینی وجود دارد که توانایی اقتصاد زیرزمینی را به‌منظور جذب کارگران بیکار از اقتصاد رسمی تأیید می‌کند.

فرزانگان و بادرلدیان[3] (۲۰۲۰)، این مطالعه رابطه بین آزادسازی اقتصادی و اندازه اقتصاد زیرزمینی در کشور مصر را با استفاده از داده‌های سری زمانی بین سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۳ بررسی کرده است. در این راستا نتایج نشان می‌دهد، سیاست‌هایی که تجارت و آزادسازی اقتصادی را تقویت می‌کنند، قادر هستند گسترش اقتصاد زیرزمینی در مصر را تعدیل کنند.

دلانو و داویدسکو[4] (۲۰۱۸)، با استفاده از روش شاخص‌های چندگانه و علل چندگانه، این مقاله تخمین اقتصاد زیرزمینی کشور تانزانیا را برای دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۵ و آزمایش روابط آماری بین اقتصاد زیرزمینی و علل و شاخص‌های بالقوه آن را بررسی کرده‌اند. در این راستا نتایج نشان می‌دهد که برای کاهش اندازه اقتصاد زیرزمینی، دولت باید تورم و بیکاری را باگذشت زمان ثابت نگه دارد تا هزینه‌های دولت را کاهش دهد؛ زیرا به‌دلیل محدود بودن پایه مالیات، فشار بر جمع‌آوری مالیات را ایجاد می‌کند.

گاسپرنینه و همکاران[5] (۲۰۱۶)، این مقاله باهدف ارزیابی تأثیر عوامل تعیین‌کننده اقتصاد زیرزمینی بر دامنه اقتصاد زیرزمینی در کشور اوکراین طی سال‌های ۲۰۰۵ تا

1. Abada, et al.
2. Toda-Yamamoto
3. Farzanegan & Badreldin
4. Dellanno & Davidescu
5. Gaspareniene, et al.

۲۰۱۲ انجام شده است. بدین منظور نتایج نشان داده است که ۹۹ درصد اقتصاد زیرزمینی در کشور اوکراین با تعیین عوامل تعیین‌کننده نرخ مالیات، اشتغال کلی، نرخ واردات کالا و خدمات، تولید ناخالص داخلی و مشارکت افراد در سن کار، تأثیر دوسویه‌ای بر دامنه اقتصاد زیرزمینی در این کشور دارد.

الخاندرو و دوبره[1] (۲۰۱۱)، هدف این مقاله تخمین اندازه اقتصاد زیرزمینی در کشور رومانی برای دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ با استفاده از رویکرد تقاضای ارز و ارزیابی اینکه آیا رابطه‌ای بین اقتصاد زیرزمینی و نرخ بیکاری در مورد رومانی وجود دارد، انجام شده است، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اقتصاد زیرزمینی طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۱۹۹۹ به‌طور مداوم رشد می‌کند تا اینکه در پایان سال ۱۹۹۹ به حداکثر میزان خود می‌رسد. سپس، به‌آرامی کاهش می‌یابد و حدود ۲۷ درصد از تولید ناخالص داخلی رسمی را تثبیت می‌کند. به‌طورکلی تجزیه‌وتحلیل نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی نرخ بیکاری، به کاهش اقتصاد زیرزمینی در ۸ دوره بعدی کمک می‌کند.

در پژوهش‌های داخلی، بیشتر مطالعه‌های انجام‌شده در جهت برآورد و شناسایی اقتصاد زیرزمینی صورت گرفته و به تدریج به بررسی علل و آثار اقتصاد زیرزمینی پرداخته‌شده است و در ادامه تکمیل این تحقیقات، با مدل‌سازی اقتصاد کلان و تفکیک دو بخش اقتصاد رسمی و اقتصاد زیرزمینی به بررسی تکانه‌های اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی پرداخته شده است. برخی از پژوهشگران برای اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی از روش نسبت نقد یا تقاضا برای پول استفاده کرده‌اند. با این استدلال که افرادی که در بخش زیرزمینی فعالیت می‌کنند، برای پنهان‌کاری و کتمان درآمدهای خود از پول نقد استفاده می‌کنند. بیشتر فعالیت‌هایی که در ایران با روش تقاضای پول نقد برای برآورد اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی انجام‌شده است شامل پژوهش‌های خلعتبری (۱۳۶۹)، محمدی (۱۳۷۷)، باقری گرما رودی (۱۳۷۷)، حسن‌پور و صباغی (۱۳۷۸)، آذرمند (۱۳۷۸) و امین خاکی (۱۳۹۰)، می‌باشد. نتایج کلی این مطالعات نشان داده است که حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در طول زمان روندی افزایشی داشته است. امیدی پور و همکاران در مطالعه‌ای اندازه و روند اقتصاد زیرزمینی و اندازه فرار مالیاتی در ایران را با روش نسبت نقد

1. Alexandru & Dobre

برآورد کرده‌اند. در این تحقیق از طریق روش پولی تانزی (تابع تقاضای پول) با استفاده از روش اقتصادسنجی VAR و VECM حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران در بازه زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۲ برآورد شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی برآوردی طی دوره مورد بررسی، روندی صعودی دارد.

تعدادی دیگر از پژوهشگران از روش‌های مبتنی بر علل و آثار به‌منظور اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی استفاده کرده‌اند که شامل روش‌هایی از قبیل رهیافت تقاضا برای پول و روش شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه می‌باشد. در این پژوهش برای محاسبه اقتصاد زیرزمینی از روش شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه استفاده‌شده است. در این روش‌ها در قالب یک چارچوب واحد، اطلاعات مربوط به علل و آثار مختلف اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی به‌طور هم‌زمان مورد بررسی قرار می‌گیرد که در این راستا می‌توان به پژوهش‌های شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹)، عباس‌زاده دیزجی (۱۳۹۷) و پیرایی و رجائی (۱۳۹۴) اشاره کرد. در این راستا شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹)، حجم اقتصاد زیرزمینی را در کشورهای منتخب درحال‌توسعه دارای فراوانی منابع طبیعی برای دوره زمانی ۲۰۰۴ الی ۲۰۱۵ به روش علل چندگانه – آثار چندگانه محاسبه کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بیکاری، وفور منابع طبیعی، آزادی اقتصادی، شاخص باز بودن اقتصادی، جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درآمد سرانه ازجمله عوامل مؤثر بر اندازه اقتصاد زیرزمینی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه می‌باشند که در این میان نرخ بیکاری بیش‌ترین اثر مثبت و شاخص باز بودن اقتصادی بیش‌ترین اثر منفی را بر اقتصاد زیرزمینی دارند، درحالی‌که نرخ تورم، بار مالیات مستقیم، نرخ بهره واقعی اثر معنی‌داری در پیدایش این پدیده در کشورهای منتخب ندارند. همچنین از بین دو متغیر آثار اقتصاد رسمی و تقاضای پول در گردش، بیش‌ترین تأثیر اقتصاد زیرزمینی بر بازار محصول (اقتصاد رسمی) است.

عباس‌زاده دیزجی (۱۳۹۷)، در این مطالعه با استفاده از روش شاخص چندگانه - علل چندگانه، اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران را برای دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ برآورد شده و مهم‌ترین علل ایجادکننده اقتصاد زیرزمینی و مهم‌ترین آثار ناشی آمده از آن در قالب معادلات ساختاری و به‌صورت هم‌زمان موردبررسی قرار گرفته است. این پژوهش بیانگر اثر مثبت متغیرهای مرتبط با حجم اقتصاد زیرزمینی شامل، نرخ تورم، نرخ تعرفه، مالیات، نابرابری درآمدها و نرخ ارز رسمی در ایران بر حجم نسبی اقتصاد

زیرزمینی می‌باشد. پیرایی و رجائی (۱۳۹۴) نیز به بررسی ابعاد اقتصاد زیرزمینی و علـل و آثـار آن در طـول دوره زمـانی ۱۳۵۳ الی ۱۳۹۲ پرداخته‌اند، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد کـه بیشترین تأثیر اقتصاد زیرزمینی بـر بـازار پـول اسـت. از بـین علت‌های پیـدایش اقتصـاد زیرزمینـی، شـاخص بهـای کـالا و خدمات مصرفی بیشترین اثر مثبت بر اقتصـاد زیرزمینـی را دارا است.

شریفی و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر توسعه مالی و فرار مالیاتی بر اندازه اقتصاد زیرزمینی پرداخته‌اند. بدین منظور در این پژوهش از الگوی خود رگرسیون‌برداری عامل افزوده شده برای داده‌های سری زمانی ۱۳۵۰ الی ۱۳۹۴ استفاده شده است و نتایج نشان می‌دهد که پویایی اقتصاد زیرزمینی در پاسخ به یک شوک به‌اندازه یک انحراف معیار در توسعه مالی، مسیر نزولی خواهد داشت. همچنین، یک شوک به‌اندازه یک انحراف معیار در درآمد مالیاتی سبب افزایش اقتصاد زیرزمینی در طی زمان خواهد شد.

عسگری و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی به بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر اندازه اقتصاد غیررسمی در ایران در طی دوره زمانی ۱۳۵۷ الی ۱۳۹۸ به روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند. آنچه در این مطالعه به دست آمده است نشان می‌دهد که ابعاد مختلف تحریم شامل طول دوره تحریم، تعداد تحریم‌ها و یا چندجانبه بودن آن‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر اندازه اقتصاد غیررسمی ایران گذاشته است. همچنین دیگر متغیرها از قبیل شکاف نرخ ارز، درآمد مالیاتی، نقدینگی و درآمد نفت و گاز، اثری مثبت بر میزان اقتصاد غیررسمی دارند و متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، باز بودن تجارت، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، تأثیر منفی و معناداری بر میزان اقتصاد غیررسمی دارند.

قاسم‌نژاد و رضازاده (۱۳۹۹)، این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم به‌عنوان یکی از مدل‌های تغییر رژیمی، تأثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد زیرزمینی و نابرابری درآمد در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول افزایش اقتصاد زیرزمینی، تأثیر مثبت و افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد. در رژیم دوم نیز اقتصاد زیرزمینی و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تأثیر متفاوت از حالت قبل بر نابرابری درآمد دارند. به‌عبارت‌دیگر با افزایش اندازه دولت، اقتصاد زیرزمینی تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارند.

نصراللهی و حسینی (۱۳۹۶)، در پژوهش خود برای اقتصاد ایران رابطه بین توسعه بخش مالی و اقتصاد زیرزمینی را با استفاده از معادلات ساختاری و روش شاخص چندگانه- علل چندگانه در دوره ۱۳۵۲ الی ۱۳۹۱ بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که گشایش در توسعه مالی یکی از عوامل اثرگذار بر عملکرد این بخش است و توسعه مالی سبب کاهش هزینه‌های اعتباری و کاهش انگیزه برای فعالیت در بخش زیرزمینی می‌شود. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که به‌طور متوسط به ازای یک واحد افزایش در توسعه مالی، اندازه اقتصاد زیرزمینی به مقدار ۵ درصد کاهش می‌یابد.

فطرس و دلائی میلان (۱۳۹۵)، به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و تکانه‌های مالی (مانند تغییر نرخ مالیاتی) بر اقتصاد رسمی و اقتصاد زیرزمینی و همچنین فرار مالیاتی برای دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹ در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. آنها نتیجه گرفته‌اند که تکانه مثبت نرخ مالیات شرکتی، مالیات بر درآمد و سهم تأمین اجتماعی منجر به کاهش تولید رسمی، افزایش تولید زیرزمینی و افزایش فرار مالیاتی شده است.

حسنوند و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد زیرزمینی برای ۶۷ کشور درحال‌توسعه، طی دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۹، با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداخته‌اند و بر این اساس نتایج حاصل از این رویکرد نشان داده است که در کشورهای موردمطالعه نرخ بیکاری تأثیری مثبتی بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد.

ابونوری و نیک‌پور (۱۳۹۳)، در پژوهش خود به بررسی اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۵ بر اساس رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند. بر این اساس نتایج گام اول نشان داده است که بار مالیاتی، اندازه دولت و محدودیت تجاری، عوامل اصلی پیدایش اقتصاد پنهان در ایران هستند. همچنین نتایج گام دوم نیز نشان می‌دهد که رشد بار مالیات بر واردات، موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان می‌شود و رشد بار مالیات کل، حجم اقتصاد پنهان را کاهش می‌دهد. درمجموع، اثر نهایی متغیر بار مالیاتی بر اندازه اقتصاد پنهان مثبت و معنادار می‌باشد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا، به بررسی ارتباط متقارن میان اقتصاد زیرزمینی و مالیات‌ها در

ایـران پرداختـه‌انـد. آن‌هـا نتیجه گرفته‌اند تأثیر مالیات‌های غیرمستقیم بر گسـترش اقتصـاد زیرزمینی در ایران از تأثیر مالیات‌های مسـتقیم در کوتـاه‌مـدت بیشتر و در مقابل، تأثیر مالیات‌هـای مسـتقیم بر افـزایش اندازه اقتصـاد زیرزمینـی در بلندمـدت، بیشتر اسـت.

۳- الگو پژوهش و روش برآورد

۳-۱- ارائه الگوی پژوهش

ارائه الگوی شاخص چندگانه – علل چندگانه با هدف برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی

مدل معادلات ساختاری[1] رابطه بین متغیر پنهان غیرقابل مشاهده و شاخص‌ها و علل مشاهده شده (MIMIC) را نشان می‌دهد. این مدل به‌صورت گسترده در بسیاری از علوم اجتماعی و اقتصاد کاربرد دارد. در اقتصاد یکی از اولین تحقیقات در زمینه کاربرد روش SEM توسط گلدبرگر[2] در سال ۱۹۷۹ انجام شده است. در مطالعه وی شکل خاصی از معادلات ساختاری بنام شاخص چندگانه و علل چندگانه استفاده شده است. مدل میمیک دو جزء اصلی دارد، یک معادله ساختاری و یک معادله اندازه‌گیری. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل مشاهده متناظر است:

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i \qquad (۱)$$

که Y_i نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده اقتصاد زیرزمینی (رشد حجم نقدینگی و نرخ مشارکت نیروی کار در اقتصاد) می‌باشد. η متغیر پنهان (اقتصاد زیرزمینی) u_i خطاهای تصادفی و λ پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\eta = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \cdots + \gamma_p X_p + v \qquad (۲)$$

که در آن X_p نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علی قابل مشاهده از قبیل بار مالیات کل، بار مالیات بر واردات، اندازه دولت، نرخ رشد درآمد سرانه، سهم درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. γ_p پارامترهای ساختاری مدل، v جز اخلال و η متغیر پنهان (اقتصاد زیرزمینی) می‌باشد. معادلات فوق به‌صورت زیر قابل بازنویسی می‌باشد:

$$Y = \lambda \eta + u \qquad (۳)$$

1. Structural Equation Model
2. Goldberger

$$\eta = \square X + v \quad (۴)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا همبستگی وجود ندارد، یعنی:

$$E(uv) = 0 \text{ و } E(v^2) = \sigma^2 \text{ و } E(u'u) = \theta^2 \quad (۵)$$

برای به‌دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۴) را در معادله (۳) برای حل مدل جایگزین کرد:

$$Y = \square X + u \quad (۶)$$

در حقیقت معادله بالا شکل کاهش یافته مدل MIMIC می‌باشد. فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران به‌صورت زیر می‌باشد. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به‌صورت زیر است:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{pmatrix} (\eta) + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix}$$

برای انتخاب مدل برتر از بین مدل‌های پیشنهاد شده برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک - هانمان[1] است که بر اساس آن اولویت در انتخاب مدل برتر، سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی مدل می‌باشد. رویکرد انتخاب مدل نهایی در این پژوهش رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد ابتدا مدل‌های سازگار با مبانی نظری انتخاب شده‌اند و سپس از بین آنها مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی در وضعیت بهتری قرار دارد، به‌عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

ارائه الگو پژوهش با هدف بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی

در پژوهش‌های اقتصادی دو قالب به‌طور پیش‌فرض وجود دارد. قالب اول، شامل مدل‌های خرد بنیان است که به‌طور معمول مورد استفاده نئوکلاسیک‌ها می‌باشد و در قالب دوم، مدل‌ها پایه‌ی اقتصادسنجی و اقتصاد کلان را مدنظر قرار می‌دهند. با در نظر گرفتن مطالعات زیادی که انجام شده مانند مطالعه‌ی نادران و صدیقی (۱۳۸۷)، صمیمی و اکبری (۱۳۹۲) و فراهتی (۱۳۹۹) از قالب دوم $AD - HOC$ استفاده شده است. با مرور مطالعات موجود و با توجه به اهدافی که پژوهش حاضر در پی آن می‌باشد،

1. Fery & Weck - Hannemann

الگوی پژوهش در دو قالب بر اساس رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی تصریح می‌شود. در قالب نخست، نسبت کل مالیات و نسبت کل مخارج دولت به همراه دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر اقتصاد زیرزمینی لحاظ شده است. در قالب دوم نیز نسبت کل مالیات به دو قسمت نسبت مالیات مستقیم و غیرمستقیم و نسبت مخارج کل دولت نیز به دو قسمت نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه جاری یا هزینه‌های مصرف نهایی بخش) دولت و نسبت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (مخارج عمرانی یا تشکیل سرمایه ثابت بخش) دولت تفکیک و در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی، در الگو لحاظ می‌شود.

- الگوی پژوهش- قالب اول

قالب اول از الگوی پژوهش بر مبنای معادله (۷) است که در آن UE به‌عنوان متغیر وابسته بیانگر نسبت حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص دخلی به قیمت پایه می‌باشد. برای محاسبه این متغیر از رهیافت پول تانزی (تابع تقاضا پول) استفاده شده است. TT، نسبت کل مالیات به تولید ناخالص داخلی، GE نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی، IFExR نرخ ارز (دلار) بازار آزاد، UnEm نرخ بیکاری و Inf نرخ تورم است.

$$\Delta UE_t = \alpha UE_{t-1} + \beta TT_t + \Delta GE_{t-1} + \rho \Delta IFExR_{t-1} + \UnEm_t \qquad (۷)$$
$$+\phi Inf_t + \sum_{I=1}^{p-1} \alpha_i \Delta UE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i TT_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} _i \Delta GE_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{s-1} \rho_i \Delta IFExR_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} _i UnEm_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \phi_i Inf_{t-i} + U_t$$

- الگوی پژوهش- قالب دوم

قالب دوم از الگوی پژوهش بر مبنای معادله (۸) است که در آن متغیرهای یکسان از تعریفی مشابه برخوردار است. تفاوت این قالب با قالب اول، در تفکیک مخارج کل و کل مالیات می‌باشد، به‌طوری‌که نسبت کل مالیات به دو بخش نسبت مالیات مستقیم و نسبت مالیات غیرمستقیم، تقسیم و نسبت مخارج دولت (اندازه دولت) نیز به دو بخش نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه جاری) و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (مخارج عمرانی) دولت به تولید ناخالص داخلی تفکیک شده است.

$$\Delta UE_t = \alpha UE_{t-1} + \delta DT_t + \eta InDT_t + \Omega GC_{t-1} + \mu GI_{t-1} + \rho IFExR_{t-1} \quad (۸)$$

$$+\text{UnEm}_t + \phi \text{Inf}_t + \sum_{I=1}^{p-1} \alpha_i \Delta \text{UE}_{t-i} \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i \text{DT}_{t-i} + \sum_{i=0}^{d-1} \eta_i \text{InDT}_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{r} \Omega_i \Delta \text{GC}_{t-i} + \sum_{i=0}^{Y} \mu_i \Delta \text{GI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \rho_i \Delta \text{IFExR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{v} \text{UnEm}_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{w} \phi_i \text{Inf}_{t-i} + U_t$$

لازم به توضیح است که داده‌های موردنیاز از درگاه بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران استخراج شده است.

۳-۲- توصیف داده‌های پژوهش

جهت تبیین داده‌ها، میانگین متغیرهای اصلی پژوهش در کل دوره و ۸ زیر دوره محاسبه شده است که به شرح جدول (۱) می‌باشد. مطابق با این جدول در دوره قبل از انقلاب اسلامی، میانگین کل مالیات، مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید به ترتیب برابر با ۷/۲۰؛ ۳/۸۰ و ۳/۴۰ درصد می‌باشد. میانگین کل مخارج به تولید و اعتبارات هزینه‌ای دولت به تولید و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به تولید به ترتیب برابر با ۳۹/۵۰ ؛ ۲۱/۵۰ و ۱۸ درصد است. میانگین دلار غیررسمی نیز ۸۳/۸۵ ریال می‌باشد. میانگین اندازه اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی ۶/۵۹ می‌باشد. در دوره جنگ تحمیلی و برنامه اول کاهش میانگین تمامی متغیرها به غیر از نرخ دلار غیررسمی نسبت به دوره قبل از انقلاب اسلامی مشاهده می‌شود. در دوره جنگ تحمیلی که دوران رکود اقتصادی کشور است، نسبت مخارج دولت به‌طور چشم‌گیری کاهش می‌یابد و میانگین این متغیر در این دوره به ۲۸/۹۰ درصد می‌رسد که نسبت به دوره قبل ۲۶/۸۳- درصد کاهش می‌یابد و این امر منجر به کوچک‌تر شدن اندازه دولت می‌شود. در دوره جنگ، میانگین مالیات کل نسبت به تولید به عدد ۶ درصد کاهش می‌یابد. و در نهایت میانگین اندازه اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی نسبت به دوران قبل جنگ روند افزایشی داشته و دارای میانگین ۱۰/۲۸ در این دوره می‌باشد. با شروع برنامه اول توسعه در این دوره ۵ ساله که با شروع کار دولت سازندگی همراه است به سبب بازسازی زیرساخت‌های اقتصادی کشور پس از جنگ موجب کاهش مخارج دولت نسبت به تولید می‌شود. میانگین مخارج دولت ۲۰/۵۰ درصد می‌باشد که نسبت به دوره قبل ۲۹/۰۶-

کاهش یافته است. در این دوره میانگین مالیات کل به تولید ۴/۶۰ درصد می‌باشد که نسبت به دوره قبل کاهش داشته است. همچنین سیاست باز اقتصادی دولت را می‌توان ازجمله عوامل مؤثر در افزایش روزافزون نرخ ارز غیررسمی در آن دوران دانست. در سال ۱۳۷۳ و به دنبال فشار بیش‌ازپیش تورم داخلی شاهد جهش ناگهانی در نرخ ارز مشاهده می‌شود که بیش از ۴۵ درصد است و این جهش ارزی در سال اول برنامه دوم توسعه ادامه داشته و نرخ ارز جهشی بالاتر از ۵۲ درصد را تجربه می‌کند. در برنامه دوم که با کاهش شدید رشد اقتصادی همراه بوده، میانگین تمامی متغیرها دارای روندی صعودی می‌باشد، در این دوره کاهش شدید رشد اقتصادی باوجود کاهش رشد مخارج دولت سبب بزرگ‌تر شدن نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی و افزایش اندازه دولت در طی این دوره می‌شود. در این دوره میانگین مخارج دولت به تولید ۲۲/۳۰ درصد است که نسبت به برنامه اول ۸/۷۸ درصد رشد داشته است. همچنین میانگین مالیات کل به تولید در این دوره ۵/۹۰ درصد می‌باشد که روندی افزایشی نسبت به برنامه اول دارد. میانگین حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید در این دوره ۱۷/۷۶ درصد می‌باشد که نسبت به دوره اول به میزان ۳/۱۰ درصد کاهش داشته است. در برنامه سوم میانگین متغیرها به‌غیراز نرخ دلار بازار غیررسمی و نسبت مالیات مستقیم به تولید روندی نزولی نسبت به دوره دوم توسعه دارد. در برنامه دوم و سوم توسعه نرخ ارز غیررسمی دارای روندی تکراری است و تأکید دولت برای حفظ نرخ ارز رسمی موجب افزایش حدود ۳۰۰ درصدی نرخ ارز غیررسمی در برنامه دوم توسعه نسبت به برنامه اول توسعه و همین‌طور افزایش ۵۰ درصدی این متغیر در برنامه سوم توسعه نسبت به برنامه دوم توسعه می‌شود. رونق اقتصادی طی دوره برنامه سوم توسعه با وجود رشد بالای مخارج دولت موجب کاهش اندازه دولت در سطوح دولت مرکزی و دولت عمومی در این دوره می‌شود. میانگین مخارج کل دولت به تولید و میانگین مالیات کل به تولید در این دوره به ترتیب برابر ۲۱/۴۰ و ۵/۴۰ درصد می‌باشد که نسبت به دوره قبل به ترتیب ۴/۳۶- و ۸/۴۷- درصد رشدشان کاهش یافته است. میانگین اقتصاد زیرزمینی به تولید در این دوره ۱۸/۶۰ درصد می‌باشد، که نسبت به دوره دوم افزایش داشته است. باوجود تحریم‌ها در برنامه چهارم توسعه، میانگین مالیات کل به تولید، مالیات مستقیم به تولید و نرخ دلار بازار غیررسمی نسبت به برنامه سوم توسعه افزایش و میانگین مالیات غیرمستقیم به تولید، مخارج کل دولت به تولید، اعتبارات هزینه‌ای دولت به تولید و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به تولید نسبت به دوره سوم توسعه، کاهش یافته

است. میانگین مالیات کل به تولید و مخارج دولت به تولید به ترتیب، ۶/۵۰ و ۲۰/۳۰ می‌باشد. میانگین مالیات کل در دوره چهارم ۱۲/۶۳ درصد نسبت به برنامه سوم رشد داشته است. میانگین مخارج کل در دوره چهارم ۵/۱۴- درصد نسبت به برنامه سوم کاهش داشته است. میانگین نرخ ارز ۹۶۴۵/۳۳ ریال می‌باشد که همچون دوره‌های قبل سیر صعودی دارد. میانگین حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید ۲۰/۹۵ درصد می‌باشد که نسبت به برنامه سوم ۱۲/۶۳ درصد رشد چشمگیری داشته و بالاترین میانگین نسبت اندازه اقتصاد زیرزمینی به تولید نسبت به‌تمامی دوره‌ها با توجه به افزایش مالیات کل و کاهش اندازه دولت نسبت به دوره قبل، که متغیرهای تأثیرگذار بر زیرزمینی دارند، را داشته است.

جدول ۱. میانگین متغیرهای پژوهش (درصد)

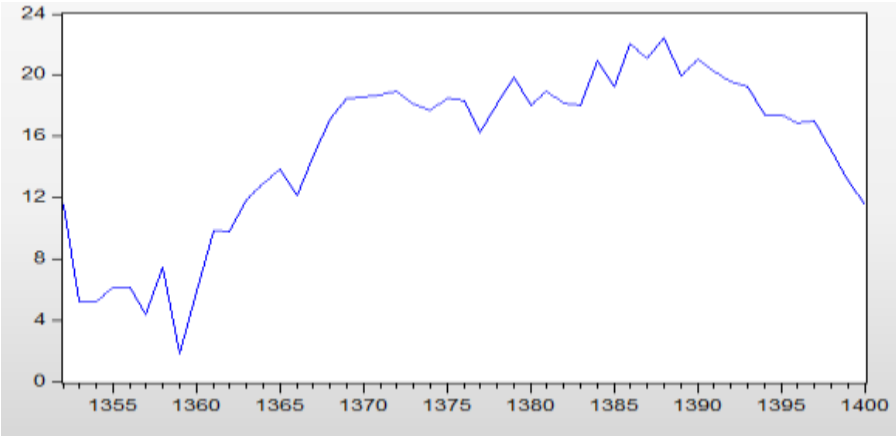
زیر دوره	اقتصاد زیرزمینی به تولید (درصد)	کل مالیات به تولید (درصد)	مالیات مستقیم به تولید (درصد)	مالیات غیرمستقیم به تولید (درصد)	مخارج دولت به تولید (درصد)	اعتبارات هزینه‌ای به تولید (درصد)	تملک دارایی به تولید (درصد)	نرخ دلار غیررسمی (تومان)
قبل از انقلاب	۶/۵۹۷	۷/۲۰	۳/۸۰	۳/۴۰	۳۹/۵	۲۱/۵	۱۸	۸۳/۸۵
جنگ تحمیلی	۱۰/۲۸۹	۶	۳/۱۰	۲/۹۰	۲۸/۹۰	۱۷/۴۰	۱۱/۵۰	۵۷۳/۶۶
برنامه اول	۱۸/۳۲۲	۴/۶۰	۲/۶۰	۲	۲۰/۵۰	۱۲/۱۰	۸/۵۰	۱۶۶۳/۱۰
برنامه دوم	۱۷/۷۶۴	۵/۹۰	۳/۳۰	۲/۵۰	۲۲/۳۰	۱۲/۶۰	۹/۷۰	۵۶۷۳/۲۰
برنامه سوم	۱۸/۶۰۰	۵/۴۰	۲/۹۰	۲/۶۰	۲۱/۴۰	۱۲/۳۰	۹/۱۰	۸۲۲۳/۴۰
برنامه چهارم	۲۰/۹۵۷	۶/۵۰	۴/۳۰	۲/۳۰	۲۰/۳۰	۱۱//۷۰	۸/۷۰	۹۶۴۵/۳۳
برنامه پنجم	۱۹/۱۴۴	۶/۴۰	۳/۵۰	۲/۹۰	۱۷/۸۰	۱۱/۴۰	۶/۴۰	۲۹۲۰۱/۳۳
۱۳۹۶-۱۴۰۰	۱۴/۷۱۳	۸/۲۰	۴/۲۰	۴	۱۷/۲۰	۱۲	۵/۱۰	۱۵۹۲۹۳/۶۰
میانگین دوره	۱۵/۱۹۸	۰/۰۶۲	۰/۰۳۴	۰/۰۲۸	۰/۲۴۳	۰/۱۴۳	۰/۱۰۰	۲۲۷۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در برنامه پنجم، میانگین تمامی متغیرها به‌غیراز مالیات غیرمستقیم به تولید و نرخ دلار بازار غیررسمی کاهش یافته است. در این دوران به‌دلیل اعمال محدودیت‌های ناشی

از تحریم و نگرانی‌های حاصل از آن، با توجه به اینکه میانگین مخارج کل دولت به تولید ۱۷/۸۰ درصد می‌باشد و نسبت به برنامه چهارم ۱۲/۳۱ درصد کاهش داشته است و میانگین مالیات کل به تولید ۶/۴۰ درصد می‌باشد که نسبت به برنامه چهارم ۱/۵۳ درصد کاهش‌یافته است. از سویی باوجود تحریم‌ها و کاهش درآمد دولت نرخ ارز غیررسمی دچار جهشی دیگر شده است. میانگین نرخ ارز غیررسمی در برنامه پنجم توسعه به عدد چشمگیر ۲۹۲۰۱/۳۳ ریال می‌رسد که در مقایسه با برنامه چهارم افزایش بسیار زیادی داشته است. میانگین حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید ۱۹/۱۴ درصد می‌باشد؛ که این متغیر نسبت به دوره چهارم ۸/۶۳ درصد کاهش داشته است. در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۶ با توجه به اینکه نسبت مالیات کل به تولید ۸/۲۰ درصد و نسبت به دوره پنجم افزایش داشته و مخارج کل به تولید ۱۷/۲۰ درصد و نسبت به دورهٔ پنجم کاهش داشته، اما میانگین نرخ ارز در این دوره ۱۵۹۲۹۳/۶ ریال می‌باشد، که نسبت به دورهٔ پنجم رشد چشمگیر داشته است. اما در این زیر دوره نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید ۱۴/۷۱ درصد می‌باشد که ۲۳/۱۴ درصد نسبت به دوره پنجم کاهش کاهش یافته است.

به‌منظور درک بهتر روند حرکتی، نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید در نمودار (۱) ترسیم شده است. با توجه به نمودار (۱)، بیشترین مقدار اقتصاد سایه برای سال ۱۳۸۸ می‌باشد. و کمترین مقدار اقتصاد زیرزمینی به تولید برای سال ۱۳۵۹ می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی (درصد)

نتایج پژوهش

همان‌طورکه اشاره شد الگوی پژوهش در دو قالب برآورد می‌شود. پیش از برآورد الگو لازم است تا آزمون پایایی متغیرها انجام شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون استفاده شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (گزارش شده در جدول ۲) نشان می‌دهد هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق دارای درجه انباشتگی مرتبه دوم نیستند و برخی متغیرها در سطح، ایستا و تعدادی از متغیرها با یک تفاضل ایستا می‌باشند.

جدول ۲. آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیرها	دیکی فولر- تعمیم‌یافته				فیلیپس پرون			
	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		در سطح		در تفاضل مرتبه اول	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید	-۲/۸۵	۰/۱۸۷	-۱۱/۲	۰/۰۰۰	-۳/۰۲	۰/۱۳۸	-۱۲/۲	۰/۰۰۰
مالیات مستقیم به تولید	-۳/۷۵	۰/۰۰۶	–	–	-۳/۷۸	۰/۰۰۶	–	–
مالیات غیرمستقیم به تولید	-۲/۶۷	۰/۰۸۷	–	–	-۲/۷۹	۰/۰۶۶	–	–
کل مالیات به تولید	-۲/۶۱	۰/۰۹۸	–	–	-۲/۶۷	۰/۰۸۸	–	–
اعتبارات هزینه‌ای به تولید	-۲/۵۳	۰/۳۱۱	-۷/۰۳	۰/۰۰۰	-۲/۵۳	۰/۳۱۱	-۷/۹۱	۰/۰۰۰
تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت به تولید	-۲/۹۰	۰/۱۷۲	-۶/۸۵	۰/۰۰۰	-۲/۷۵	۰/۲۲۲	-۶/۸۵	۰/۰۰۰
مخارج کل دولت به تولید	-۲/۶۰	۰/۲۸۰	-۷/۱۶	۰/۰۰۰	-۲/۷۴	۰/۲۲۶	-۷/۱۷	۰/۰۰۰
نرخ ارز (دلار) بازار آزاد	-۱/۰۹	۰/۹۲۰	-۵/۳۸	۰/۰۰۰	-۱/۵۲	۰/۸۰۹	-۵/۳۶	۰/۰۰۰
نرخ بیکاری	-۲/۷۵	۰/۰۷۳	–	–	-۲/۸۶	۰/۰۵۷	–	–
نرخ تورم	-۴/۱۲	۰/۰۰۲	–	–	-۲/۸۱	۰/۰۶۴	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه حاصل از آزمون ریشه واحد، می‌توان از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی در برآورد الگو بهره جست. لازم به یادآوری است که در برآورد الگو در هر دو قالب، نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که در آزمون‌های خودهمبستگی (بر اساس بریوش-گادفری)، آزمون نرمالیتی و ناهمسانی واریانس (بر اساس بریوش-پادگان-گادفری) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، نرمال بودن و همسانی واریانس در جملات پسماند رد نمی‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. مقدار آماره این

آزمون در هر دو برآورد از کرانه یک و دو در سطح اطمینان ۹۰ درصد بزرگ‌تر است، از این‌رو فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد پذیرفته نمی‌شود.

- نتایج حاصل از برآورد الگو- قالب اول

برای برآورد الگوی ARDL در کوتاه‌مدت به تعیین وقفه بهینه نیاز است. با توجه به تعداد مشاهدات در این الگو برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. کمینه‌ی آماره شوارتز- بیزین نشانگر وقفه بهینه‌ی دو بوده و الگوی انتخابی به‌صورت ARDL(۱، ۰، ۲، ۰، ۲، ۱) می‌باشد. نتایج برآورد کوتاه‌مدت، بلندمدت به همراه جمله تصحیح خطا در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگو در کوتاه‌مدت گویای آن است که مخارج کل دولت با اثری معکوس (و با ضریب ۰/۵۳-) بر حجم اقتصاد زیرزمینی همراه است. برخلاف مخارج دولت، مالیات کل در دوره جاری اثری مستقیم (و با ضریب ۰/۵۶) و با وقفه‌ای دوساله اثری مستقیم (و با ضریب ۰/۳۴) بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد. نرخ ارز بازار آزاد دارای اثری مستقیم (و با ضریب ۰/۰۴۹) است. تورم نیز مطابق انتظار در دوره جاری و در وقفه دوم به ترتیب اثری مستقیم (و با ضریب ۰/۰۰۶۲ و ۰/۰۰۶۹) بر اقتصاد زیرزمینی دارد. همچنین نرخ بیکاری در دوره جاری اثر مستقیم (و با ضریب ۰/۳۳۹) و با وقفهٔ یکساله اثری معکوس (و با ضریب ۰/۴۷۵-) بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد. جهت برآیند تأثیر نرخ بیکاری از آزمون والد استفاده شده است که ضریب این متغیر اثری معنادار بر اقتصاد زیرزمینی ندارد.

نتایج بلندمدت در راستای نتایج کوتاه‌مدت بوده و نشان می‌دهد که نسبت مخارج کل دولت (اندازه کل دولت) اثری معکوس بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد، به‌نحوی‌که کاهش یک‌درصدی در اندازه دولت، نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید را به میزان ۰/۷۷ درصد افزایش می‌دهد؛ البته باید توجه داشت که مطابق جدول (۱) مبنی بر کاهش اندازه دولت طی زیر دوره‌ها و به‌دنبال کاهش نسبی آن در کل دوره مورد بررسی و همچنین اثر معکوس آن بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی؛ افزایش در این نسبت مطابق با جدول و نمودار (۱) در اقتصاد ایران از منظر نظری قابل توجیه است. در کشورهای نفتی دولت‌ها برای تأمین مخارج و هزینه‌های خود، به مالیات وابسته نیستند و تأمین مالی بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی دولت در این کشورها، از طریق درآمد حاصل از فروش نفت فراهم می‌شود. با تأمین مالی دولت توسط درآمدهای نفتی برخلاف تأمین مالی توسط افزایش بار مالیاتی، افزایش مخارج دولتی موجب رشد اقتصادی شده و

نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید کاهش پیدا می‌کند و درنهایت منجر به ارتباط معکوس بین مخارج دولت و اقتصاد زیرزمینی می‌شود. به بیانی دیگر باوجود درآمدهای نفتی، دولت برای تأمین مالی، بار مالیاتی که از عوامل اصلی فرار مالیاتی می‌باشد را افزایش نمی‌دهد و از درآمدهای نفتی برای تأمین مخارج دولتی استفاده می‌کند، از این‌رو افزایش مخارج دولتی با درامدهای نفتی از فعالیت‌های زیرزمینی می‌کاهد و منجر به افزایش تولید می‌شود، که این نتیجه معکوس بین اندازه دولت و اقتصاد زیرزمینی نتیجه‌ای مشابه با مطالعاتی از قبیل قاسم‌نژاد و رضازاده (۱۳۹۹) ارائه می‌کند. مالیات کل اثری مستقیم بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد، به‌طوری‌که در بلندمدت با افزایشی یک‌درصدی در این عامل، نسبت حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید به میزان ۱/۱۵ درصد افزایش می‌یابد. در مورد توجیه نظری نتیجه می‌توان گفت که به هنگام افزایش مالیات، بخش کمتری از درآمد تحقق‌یافته برای افراد و بنگاه‌های اقتصادی باقی می‌ماند؛ بنابراین واحدهای اقتصادی تشویق می‌شوند به فعالیت‌هایی روی‌آورند که امکان فرار از مالیات در آن‌ها وجود داشته باشد و به‌دنبال آن نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان اظهار داشت که با افزایش نسبت مالیات کل به تولید (افزایش بار مالیاتی)، میزان فرار مالیاتی و در نتیجه اندازه اقتصاد زیرزمینی افزایش یابد. نکته دیگر آنکه حجم اقتصاد زیرزمینی نسبت به تغییرات در این عامل باکشش است و درصد افزایش معین در بار مالیاتی، اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی را با درصد بیشتری افزایش می‌دهد که با مطالعه شریفی و همکاران (۱۴۰۱) همسو می‌باشد.

نرخ ارز (دلار) بازار آزاد در بلندمدت سبب افزایش اقتصاد زیرزمینی می‌شود. به‌طوری‌که افزایشی با یک درصدی در این عامل، نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید به میزان ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. در باب توجیه نظری و با توجه به شرایط اقتصادی ایران، افزایش افسارگسیخته نرخ ارز، قدرت برنامه‌ریزی و پیش‌بینی را از تولیدکنندگان، سلب و نااطمینانی را در تعیین قیمت فروش برای سفارش‌های آتی القا می‌کند، ازاین‌رو بنگاه‌های تولیدی در تلاش هستند که با حفظ مواد اولیه و عدم تزریق آن‌ها به چرخه تولید، در انتظار ایجاد شرایط بهتر بمانند. شرایط فوق میزان تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدی را کاهش خواهد داد؛ آن هنگام که ارز به یک دارایی تبدیل شود، فعالان اقتصادی درصدد نگهداری ثروت خود بر پایه ارز برمی‌آیند. این شرایط منجر به جایگزینی فعالیت‌های سوداگرانه با فعالیت‌های مولد و درنهایت کاهش افق سرمایه‌گذاری خواهد شد و درنهایت تولید کاهش پیدا می‌کند و با کاهش تولید، نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید افزایش می‌یابد که با مطالعه هواس بیگی و همکاران (۱۴۰۰) همسو می‌باشد.

جدول ۳. برآورد الگو در قالب اول

متغیرهای توضیحی		ضریب	آماره t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$UE_{(-1)}$	۰/۳۱	۶/۰۹	۰/۰۰۰
	GE	-۰/۵۳	-۴/۷۴	۰/۰۰۰
	TT	۰/۵۶	۵/۲۷	۰/۰۰۰
	$TT_{(-1)}$	-۰/۱۱	۱/۰۰۴	۰/۳۲۲
	$TT_{(-2)}$	۰/۳۴	۳/۴۴	۰/۰۰۱
	IFExR	۰/۰۴۹	۲/۸۵	۰/۰۰۷
	Inf	۰/۰۰۶۲	۳/۲۴	۰/۰۰۳
	$Inf_{(-1)}$	۰/۰۰۱۲	۰/۵۴۴	۰/۵۹۰
	$Inf_{(-2)}$	۰/۰۰۶۹	۳/۲۱	۰/۰۰۳
	UnEm	۰/۳۳۹	۲/۶۷	۰/۰۳۰
	$UnEm_{(-1)}$	-۰/۴۷۵	-۲/۶۶	۰/۰۱۲
جمله تصحیح خطا		-۰/۶۹	-۱۴/۶	۰/۰۰۰
بلندمدت	GE	-۰/۷۷	-۴/۸۰	۰/۰۰۰
	TT	۱/۱۵	۸/۹۶	۰/۰۰۰
	IFExR	۰/۰۷	۳/۱۰	۰/۰۰۴
	Inf	۰/۰۲	۵/۹۹	۰/۰۰۰
	UnEm	-۰/۲۰	-۰/۸۱	۰/۴۲۵
آزمون والد در کوتاه‌مدت				
متغیر		مجموع ضرایب	مقدار آماره F	سطح احتمال
UnEm		-۰/۱۴	۰/۶۶	۰/۴۲۲
آزمون‌های تشخیصی				
آزمون خودهمبستگی سریالی		مقدار آماره		۱/۰۰۳
		سطح احتمال		۰/۶۰۶
آزمون ناهمسانی واریانس		مقدار آماره		۰/۳۸۱
		سطح احتمال		۰/۵۳۷
آمون نرمالیتی		مقدار آماره		۰/۰۳۹
		سطح احتمال		۰/۹۸۰
آزمون کرانه‌ها				
سطح خطا		کرانه یک	کرانه دو	آماره آزمون
۱ درصد		۳/۰۶	۴/۱۵	۲۵/۸
۵ درصد		۲/۳۹	۳/۳۸	
۱۰ درصد		۲/۰۸	۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

تورم نیز در بلندمدت به‌مانند کوتاه‌مدت اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی دارد. به‌طوری‌که افزایشی یک‌درصدی در تورم با افزایشی ۰/۰۲ درصدی در نسبت اقتصاد زیرزمینی به تولید همراه است. در حقیقت باوجود تورم و درصورتی‌که درآمد اسمی تغییر نکند، درآمد حقیقی قابل‌تصرف در آینده کاهش خواهد یافت. در نتیجه با فرض عدم وجود توهم پولی، پرداخت‌کنندگان مالیات سعی می‌کنند تا با فرار از پرداخت مالیات، به همان میزان درآمد قابل‌تصرف واقعی قبل برسند و به‌دنبال آن افزایش در حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی را قابل انتظار است، لذا این نتیجه، همسو با مطالعاتی همچون عماد زاده و رفیعی طباطبایی (۱۳۹۱) می‌باشد. نرخ بیکاری به‌مانند دوره کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز با اثر معناداری بر اقتصاد زیرزمینی همراه نیست. درمجموع در بلندمدت چنین به نظر می‌رسد که اثرپذیری و حساسیت حجم اقتصاد زیرزمینی از مالیات کل بیش از سایر عوامل است. پس‌ازآن اندازه دولت قرار دارد، به‌طوری‌که حجم اقتصاد زیرزمینی نسبت به مالیات کل و اندازه دولت باکشش بوده و نسبت به نرخ ارز و تورم بی‌کشش می‌باشد.

- نتایج حاصل از برآورد الگو- قالب دوم

در برآورد قالب دوم از الگوی پژوهش با توجه به رهیافت ARDL و تعداد مشاهدات، از معیار اطلاعات شوارتز-بیزین در تعیین وقفه بهینه استفاده شده است. در این قالب نیز بر مبنای کمینه معیار شوارتز-بیزین، وقفه بهینه برابر با دو بوده و الگوی انتخابی به‌صورت ARDL(۲، ۲، ۰، ۰، ۲، ۱، ۲، ۱) می‌باشد. نتایج برآورد کوتاه‌مدت، بلندمدت به همراه جمله تصحیح خطا از قالب دوم در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج ضرایب برآوردی الگو در قالب دوم در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که مشابه با مخارج کل دولت در برآورد قبل، اعتبارات هزینه‌ای در دوره جاری و با وقفه دوساله (با ضریب ۰/۵۰- و ۰/۴۷-) و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در دوره جاری (با ضریب ۰/۱۶-) اثری معکوس بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد. اثر مالیات مستقیم بر حجم اقتصاد زیرزمینی معنادار نمی‌باشد. اما مالیات غیرمستقیم (با ضریب ۰/۳۹) و مالیات غیرمستقیم با وقفه دوساله (با ضریب ۰/۲۲۲)، اثر مستقیم بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارند. اثر سایر متغیرها یعنی نرخ ارز و تورم از نظر نوع و معناداری مشابه با نتایج قالب اول است. به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت در این قالب نیز نرخ ارز غیررسمی و تورم در دوره جاری و تورم با وقفه دوساله به‌صورت مستقیم بر حجم اقتصاد زیرزمینی مؤثر بوده است. با توجه به آزمون والد، در مجموع نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت با اثر معناداری بر اقتصاد زیرزمینی همراه نیست.

جدول ۴. برآورد الگو در قالب دوم

متغیرهای توضیحی		ضریب	آماره t	سطح احتمال
کوتاه‌مدت	$UE_{(-1)}$	۰/۲۸	۵/۲۱	۰/۰۰۰
	$UE_{(-2)}$	-۰/۲۴	-۵/۱۵	۰/۰۰۰
	GC	-۰/۵۰	-۳/۶۲	۰/۰۰۱
	$GC_{(-1)}$	۰/۲۱	۱/۴۴	۰/۱۶۲
	$GC_{(-2)}$	-۰/۴۷	-۴/۱۸	۰/۰۰۰
	GI	-۰/۱۶	-۲/۴۱	۰/۰۲۳
	DT	۰/۰۸۴	۱/۱۸	۰/۲۴۹
	InDT	۰/۳۹	-۸/۰۱	۰/۰۰۰
	$InDT_{(-1)}$	-۰/۰۶۴	-۰/۹۱	۰/۳۶۸
	$InDT_{(-2)}$	۰/۲۲۲	-۳/۸۴	۰/۰۰۱
	IFExR	۰/۰۱۴	۰/۲۱	۰/۸۳۳
	$IFExR_{(-1)}$	۰/۱۹	۳/۱۰	۰/۰۰۴
	Inf	۰/۰۰۷	۴/۴۵	۰/۰۰۰
	$Inf_{(-1)}$	۰/۰۰۴	۲/۲۴	۰/۰۳۴
	$Inf_{(-2)}$	۰/۰۱۰	۵/۲۲	۰/۰۰۰
	UnEm	۰/۳۱	۲/۴۶	۰/۰۲۱
	$UnEm_{(-1)}$	-۰/۴۰	-۲/۹۳	۰/۰۰۷
جمله تصحیح خطا		-۰/۹۶	-۱۵/۷	۰/۰۰۰
بلندمدت	GC	-۰/۷۹	-۶/۰۱	۰/۰۰۰
	GI	-۰/۱۷	-۲/۲۸	۰/۰۳۱
	DT	۰/۰۸۷	۱/۱۶	۰/۲۵۷
	InDT	۰/۵۷	۹/۵۲	۰/۰۰۰
	IFExR	۰/۲۱	۵/۶۴	۰/۰۰۰
	Inf	۰/۰۲۲	۶/۹۱	۰/۰۰۰
	UnEm	-۰/۱۰	-۰/۶۲	۰/۵۳۹

آزمون والد در کوتاه‌مدت

متغیر	مجموع ضرایب	مقدار آماره F	سطح احتمال
UnEm	-۰/۰۹	۰/۳۹	۰/۵۳۳

آزمون‌های تشخیصی

آزمون خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۸/۸۷
	سطح احتمال	۰/۱۱۴
آزمون ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۰/۴۲
	سطح احتمال	۰/۵۱۸
آمون نرمالیتی	مقدار آماره	۱/۳۴
	سطح احتمال	۰/۵۱۲

آزمون کرانه‌ها

سطح خطا	کرانه یک	کرانه دو	
۱ درصد	۳/۸۳	۵/۳۱	آماره آزمون ۰/۲۱
۵ درصد	۲/۸۹	۴/۰۹	
۱۰ درصد	۲/۴۸	۳/۵۷	

نتایج نشان می دهد که در بلندمدت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت اثری معکوس بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد، به‌طوری‌که مطابق با روند کاهشی این عامل در جدول (۱)، می‌توان ضریب برآوردی این عامل را چنین تفسیر نمود که کاهشی یک‌درصدی در نسبت تملک دارایی‌های سرمایه‌ای دولت با افزایشی ۰/۱۷ درصدی در نسبت حجم اقتصاد زیرزمینی به تولید همراه است. در حقیقت انتظار می‌رود هرچه سهم مخارج عمرانی دولت به تولید کاهش یابد؛ ارائه خدمات عمومی و عرضه کالاهای عمومی، زیرساخت‌های عمرانی و سیستم بهداشت عمومی بهتر و باکیفیت‌تر برای شهروندان کاهش می‌یابد. در نتیجه زمانی که شهروندان مشاهده کنند که ترجیحاتشان به‌درستی در نهادهای دولتی ارائه نشده، اعتمادشان به دولت کمتر می‌شود. از این مجرا انگیزه کمتری برای پرداخت مالیات، ایجاد و به‌دنبال آن سهم و وزن فعالیت در بخش زیرزمینی افزایش خواهد شد. اثر نسبت اعتبارات هزینه‌ای دولت (با ضریب ۰/۷۹-) بر نسبت حجم اقتصاد زیرزمینی نیز اثری معکوس و با توجه به روند کاهشی نسبت اعتبارات هزینه‌ای دولت در اقتصاد ایران، مطابق با جدول (۱)، می‌توان اذعان داشت که کاهش اندازه جاری دولت منجر به افزایش حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی دولت شود. مالیات غیرمستقیم مشابه کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز با اثر مستقیم همراه است که نتیجه پژوهش در راستای مطالعاتی نظیر نادران و صدیقی (۱۳۸۷) بوده است و مالیات مستقیم نیز اثر معناداری ندارد. در مقالاتی همچون شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹) نتیجه مشابه همین پژوهش به‌دست‌آمده است. نرخ ارز بازار آزاد و تورم مشابه با الگوی قبل اثری مستقیم داشته و بیکاری با اثر معناداری همراه نیست. درمجموع مطابق با نتایج برآورد الگو در قالب دوم، می‌توان اظهار داشت که در بلندمدت مالیات غیرمستقیم با بیشترین اثرگذاری مستقیم (با ضریب ۰/۵۷) بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمین همراه است و پس‌ازآن نرخ ارز (با ضریب ۰/۲۱) در جایگاه دوم قرار دارد. همچنین تورم در جایگاه سوم، با اثر مستقیم (با ضریب ۰/۰۲۲) می‌باشد. افزون بر این در طرف مقابل، نسبت اعتبارات هزینه‌ای دولت در مقابل نسبت تملک دارایی، تأثیر معکوس بیشتری بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد.

۴- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی با تأکید بر ابزارهای مالی دولت پرداخته است. برای این منظور ابتدا حجم اقتصاد

زیرزمینی در اقتصاد ایران با روش میمیک برآورد و محاسبه شده است. نتایج محاسبه حجم اقتصاد زیرزمینی نسبت به تولید حاکی از آن است که در مجموع طی ۴۸ سال اخیر، از میانگینی برابر با ۱۵/۱۹درصد برخوردار است. روند حرکتی نشان می‌دهد که پس از انقلاب، اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی افزایشی بوده و به بالاترین سطح در زیردوره برنامه چهارم به میزان ۲۰/۹۵ درصد رسیده و در دوره‌های بعدی روندی کاهشی گرفته است. به‌منظور بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه ابزار مالی دولت و ترکیب آن‌ها، الگوی پژوهش بر مبنای رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی در دو قالب ارائه شده است. در قالب نخست، کل مالیات و مخارج کل به همراه دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر حجم اقتصاد زیرزمینی لحاظ شده است. در قالب دوم از اجزای مالیات کل (یعنی مالیات مستقیم و غیرمستقیم) و مخارج کل (یعنی اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های هزینه‌ای دولت) استفاده شده است. نتایج برآورد در بلندمدت حاکی از آن است که اندازه کل، اندازه جاری و عمرانی دولت اثری معکوس بر حجم اقتصاد زیرزمینی دارد. بر این مبنا و با توجه به روند کاهش اندازه دولت در دوره مورد بررسی، کاهش در اندازه دولت با اثر نامطلوب بر حجم اقتصاد زیرزمینی همراه بوده است. البته اندازه ضرایب برآوردی اندازه کل و جاری دولت بیانگر میزان اثرپذیری (کشش) قابل توجه حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی از این عوامل است و ضریب عمرانی دولت نشان‌دهنده اثرپذیری (کشش) کم حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی از این عامل است. بر این اساس در دوره مورد بررسی، نرخ ارز غیررسمی و تورم با اثر درخوری بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی در اقتصاد ایران همراه نمی‌باشد. در نقطه مقابل، کل مالیات ضمن اثرگذاری مستقیم بر اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی، دارای اندازه اثرگذاری قابل‌توجه می‌باشد، به‌طوری‌که کشش اندازه نسبی حجم اقتصاد زیرزمینی نسبت به بار مالیاتی کل ترتیب برابر با ۱/۱۵ درصد است و نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی بسیار متأثر از بار مالیاتی کل می‌باشد. همچنین بارمالیات غیرمستقیم اثر مثبت و بار مالیاتی مستقیم اثر معناداری بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی ندارد. نرخ ارز دارای اثر مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی است. نرخ تورم اگرچه اثری مستقیم بر حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی دارد، ولی از منظر اندازه، کشش‌پذیری حجم نسبی اقتصاد زیرزمینی نسبت به تورم پایین است. بیکاری نیز در هر دو الگوی برآوردی، با اثر معنادار بر اقتصاد زیرزمینی همراه نیست؛ درنهایت با توجه به اینکه در کشور محدودیت‌های درآمدهای نفتی وجود دارد و دولت ابزارهای مالیاتی را جایگزین

این محدودیت درآمدهای نفتی برای تأمین مالی خواهد کرد، در این جایگزینی با توجه به اینکه اجزای مالیاتی از متغیرهای بسیار تأثیرگذار بر اقتصاد زیرزمینی می‌باشد، لذا دولت می‌بایست به‌منظور جلوگیری از فرار مالیاتی و نیز افزایش درآمدهای خود نکاتی را مدنظر قرار دهد. با توجه به اینکه مالیات مستقیم اثری بر اقتصاد زیرزمینی ندارد (بی‌کشش) و در اثر مقابل مالیات غیرمستقیم بر فرار مالیاتی و اقتصاد زیرزمینی اثری مثبت است (با کشش)، لذا دولت می‌تواند برای افزایش درآمدهای مالیاتی از طریق افزایش بار مالیاتی مستقیم به نسبت بیشتری از افزایش بار مالیاتی غیر مستقیم استفاده کند تا بتواند از فرار مالیاتی و درنتیجه اقتصاد زیرزمینی بکاهد. از سویی با توجه به اثر معکوس اندازه دولت و اجزای آن (هزینه‌های جاری و عمرانی) می‌بایست ترکیب مناسبی را انتخاب کند. با توجه به اینکه تأثیر معکوس (اثر مطلوب) هزینه‌های جاری نسبت به هزینه‌های عمرانی به اقتصاد زیرزمینی بیشتر است، لذا دولت می‌تواند با افزایش هزینه‌های جاری خود اقتصاد زیرزمینی را کنترل و تا حدودی کاهش دهد. در بخش نرخ ارز نیز دولت می‌تواند با استفاده از سیاست‌های پولی و مالی، نرخ بهره و سایر عوامل تأثیرگذار، از افزایش نرخ ارز و درنتیجه افزایش اقتصاد زیرزمینی جلوگیری کند.

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و هیبتی، نازلی (۱۳۸۶). بررسی واکنش متقارن اقتصاد زیرزمینی به تغییر مالیات. *تحقیقات اقتصادی*، ۷۹، ۱۸-۱.

۲. ابونوری، اسماعیل و نیک‌پور، عبدالحمید (۱۳۹۳). اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵ (۱ (پیاپی ۱۷))، ۹۰-۷۵.

۳. آذرمند، حمید (۱۳۷۸). ارزیابی اقتصاد زیرزمینی در ایران. *حساب‌های اقتصادی ایران*. ۳، ۳۷-۲۵.

۴. اسفندیاری، علی اصغر و جمال منش، آرش (۱۳۸۱). اقتصاد زیرزمینی و تأثیر آن بر اقتصاد ملی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲ (۶)، ۴۸-۱۳.

۵. امیدی پور، رضا، پژویان، جمشید، محمدی، تیمور و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۴). بررسی حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی: تحلیل تجربی در ایران. *پژوهشنامه مالیات*. ۲۸، ۹۴-۷۰.

۶. امین خاکی، علیرضا (۱۳۹۰). *برآورد فرار مالیاتی و عوامل تعیین‌کننده آن در اقتصاد ایران*. رساله دکتری در رشته علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر.

۷. باقری گرمارودی، احمدرضا (۱۳۷۷). *اقتصاد زیرزمینی، تخمین و آثار آن بر کسری بودجه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۵۰*. پایان‌نامه در رشته اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

۸. پیرایی، خسرو و رجایی، حسینعلی (۱۳۹۴). اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۹)، ۴۲-۲۱.

۹. تقی‌نژاد عمران، وحید و نیک‌پور، معصومه (۱۳۹۲). اقتصاد زیرزمینی و علل آن: مطالعه موردی ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸)، ۷۲-۵۳.

۱۰. چمن، طیبه، مهاجری، پریسا و عرب مازار یزدی، علی (۱۳۹۸). بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرار مالیاتی در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۹(۷۲)، ۱۳۹-۱۰۵.

۱۱. حسن‌پور صباغی، مریم (۱۳۷۸). *برآورد فرار مالیاتی در ایران و اهمیت آن در ساختار مالیاتی کشور. پایان‌نامه در رشته علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر.*

۱۲. حسنوند، سمیه، زرا نژاد، منصور و منتظر حجت، امیرحسین (۱۳۹۵). تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در کشورهای درحال‌توسعه منتخب. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶ (۲۲)، ۱۱۸-۱۰۳.

۱۳. خلعتبری، فیروزه (۱۳۶۹). اقتصاد زیرزمینی. *مجله رونق*، ۱(۱)، ۱۱-۵.

۱۴. دادگر، یداله، نظری، روح‌اله و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۵)، ۲۷-۱.

۱۵. شاه‌آبادی، ابوالفضل، کردبچه، حمید و شاهسوندی، هانیه (۱۳۹۹). اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه دارای فراوانی منابع طبیعی. اقتصاد و تجارت نوین، ۱۵(۳)، پیاپی ۴۸، ۸۰-۵۱.

۱۶. شریفی، سید محمدرضا، حقیقت، علی، ابراهیمی، مهرزاد و امینی‌فرد، عباس (۱۴۰۱). تأثیر توسعه مالی و مالیات بر اقتصاد زیرزمینی: مطالعه موردی ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۲(۴۶)، ۸۸-۶۷.

۱۷. شکیبایی، علیرضا و رئیس‌پور، علی (۱۳۸۶). بررسی روند تحولات اقتصاد سایه‌ای در ایران: رویکرد DYMIMIC. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۷ (۳)، ۳۶-۱۷.

۱۸. صامتی، مجید، سامتی، مرتضی و دلائی، علی (۱۳۸۸)، برآورد اقتصاد زیرزمینی در ایران به روش MIMIC، *مطالعات اقتصاد بین‌الملل*، ۲۰(۲)، ۱۱۴-۸۹.
۱۹. عباس‌زاده دیزجی، ستاره (۱۳۹۷). *بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر اقتصاد سایه*، اولین همایش ملی مدیریت و اقتصاد با رویکرد اقتصاد مقاومتی، مشهد.
۲۰. عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر. *برنامه‌ریزی و بودجه*. ۶ (۲ و ۳)، ۶۰-۳.
۲۱. علیزاده، هانیه و غفاری، فرهاد (۱۳۹۲). برآورد اندازه اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن. *اقتصاد مالی*، ۷ (۲۵)، ۶۹-۳۱.
۲۲. عمادزاده، مصطفی و رفیعی طباطبایی، زهرا (۱۳۹۱). تحلیلی پیرامون اقتصاد زیرزمینی و عوامل مؤثر بر آن در منتخبی از کشورهای توسعه‌یافته. *اقتصاد کلان*، ۷ (۱۳)، ۹۶-۸۳.
۲۳. فراهتی، محبوبه (۱۳۹۹). مدل‌سازی اثرات جایگزینی مالیات‌ها بر اندازه اقتصاد سایه (کاربرد تجربی برای اقتصاد ایران). *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴ (۲)، پیاپی ۵۰، ۷۶-۵۳.
۲۴. فطرس، محمدحسن و دلایی میلان، علی (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های مالیاتی بر اقتصاد زیرزمینی و رسمی ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه)*، ۲۳ (۱۲)، ۱۳۴-۱۱۱.
۲۵. قاسم‌نژاد، توحید، محمدزاده، یوسف و رضازاده، علی (۱۳۹۹). تأثیر اندازه دولت بر رابطه بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR). *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵ (۱)، ۲۱۴-۱۸۷.
۲۶. محمدی، افشین (۱۳۷۷). *برآورد آثار اقتصادی و فرار مالیات در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
۲۷. نادران، الیاس و صدیقی، حسن (۱۳۸۷). بررسی اثر مالیات‌ها و اجزای آن بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران ۱۳۸۲-۱۳۵. *تحقیقات اقتصادی*، ۴ (۴۳)، ۲۸۲-۲۵۷.
۲۸. نصراللهی، زهرا، حسینی، اسرا السادات (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین توسعه بخش مالی و اقتصاد زیرزمینی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. ۱۷ (۲)، ۲۴-۱.

۲۹. هواس بیگی، فاطمه، عسگری، حشمت اله و اوشنی، محمد (۱۴۰۰). اثر تحریم‌های اقتصادی بر اندازه اقتصاد غیررسمی در ایران، *توسعه و سرمایه*، ۶ (۲)، ۱۸-۱.

30. Abada, F. C., Manasseh, C. O., Nwakoby, I. C., Iroegbu, N. F., Okoh, J. I., Alio, F. C., & Asogwa, O. J. (2021). Relationship between unemployment rate and shadow economy in Nigeria: A Tado-Yamamoto Approach. *International Journal of Financial Research*, 12(3), 271-283..
31. Acemoglu, D. (2005). Politics and economics in weak and strongstates. *Journal of Monetary Economics*, 52(7), 1199-1226.
32. Aigner, D., Schneider, F., & Ghosh, Gh. (1988). "Me and My Shadow Estimating the Size of the US Hidden Economy From Time Series Data". In W. A. Barnet, E. R. Econometric Modeling. Cambridge (Mass): *Cambridge University Press*, 224-243.
33. Alm, J. & Martinez-Vazquez, J. (2001). "Institutions, Paradigms, and Tax Evasion in Developing and Transition Countries", Public Finance in Developing and Transition Countries: A Conference in Honor of Richard Bird, August, 3(1), 224-246.
34. Banerjee, A. V. (1997). A theory of misgovernance. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1289-1332.
35. Besley, T., & Persson, T. (2009). The Origins of State Capacity: Property rights, taxation, and politics. *American economic review*, 99(4), 1218-44.
36. Besley, T., & Persson, T. (2010). State capacity, conflict, and Development. *Econometrica*, 78(1), 1-34.
37. Biswas, A., & Marjit, S. (2007). Preferential Trade and Mis-Invoicing: Some Analytical Implications. *International Review of Economics & Finance, 16(1)*, 130-138.
38. BUhn, A., Karmann, A., Schneider, F. (2009). Size and Development of the Shadow Economy and of Do-It-Yourself Activities in Germany. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 165(4), 701-722
39. Caragata, P. J. & Giles, D. E. (2000). Simulating the Relationship between the Hidden Economy and the Tax Level and Tax Mix in New Zealand. In: Scully, G.W., Caragata, P.J. (eds) Taxation and the Limits of Government, 221-240.
40. Christopoulos, D.K (2003). Does Underground Economy Respond Symmetrically to Tax Changes? Evidence from Greece. *Economic Modeling*. 20(3), 563–570.
41. Dell'Anno, R., & Davidescu, A. A. (2018). Estimating Shadow Economy in Tanzania: An analysis with the MIMIC approach. *Journal of Economic Studies*, 45(1), 100-113.

42. Dell'Anno, R., Halicioglu, F. (2010). An ARDL Model of Unrecorded and Recorded Economies in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 37 (6), 627–646.
43. Embaye, A. B. (2007). "Essays on Tax Evasion and Government Spending in Developing Countries", Georgia State University, ScholarWorks @ Georgia State University.
44. Farzanegan, M. R., Hassan, M., & Badreldin, A. M. (2020). Economic Liberalization in Egypt: A Way to Reduce the Shadow Economy?. *Journal of Policy Modeling*, 42(2), 307-327.
45. Gaspareniene, L., Remeikiene, R., & Heikkila, M. (2016). Evaluation of the impact of Shadow Economy Determinants: Ukrainian Case. Intellectual Economics, 10 (2), 108-113.
46. Giles, D.E.A., Tedds, L.M. (2002). Taxes and the Canadian Underground Economy. Canadian Tax Paper (106) Canadian Tax Foundation, Toronto.
47. Goel, R. K., & Nelson, M. A. (1998). Corruption and Government Size: A Disaggregated Analysis. *Public Choice*, 97(1), 107-120.
48. González-Fernández, M., & González-Velasco, C. (2015). Analysis of the Shadow Economy in the Spanish Regions. *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 1049-1064.
49. Kesselman, J. R. (1993). Evasion effects of changing the tax mix. *Economic Record*, 69(2), 131-148.
50. La Porta, R. Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (1999) The Quality of Government. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 15(1), 222-279.
51. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114.
52. Schneider, F. (2004). The size of Shadow Economies of the 145 Countries all Over the World: First Results Over the Period 1999 to 2003. Discussion Paper Series, 1431.
53. Schneider, F. (2012), "The Shadow Economy and Work in the Shadow, What Do We (Not) Know?", Johannes Kepler, University of Linz and IZA, Discussion Paper, No, 6423, 1-73.
54. Schneider, F., Williams, C. (2013). The Shadow Economy. *The Institute of Economic Affairs*.
55. Slemord, J. (2007). Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 25 -48.
56. Taiebnia, A., & Mohammadi, S. (2008). Underground economy and tax gap. *Iranian Economic Review*, 13(22), 1-29.
57. Tanzi. Staff Papers - International Monetary Fund, 472-476.
58. Thomas, GG, Riskavich, F., & Vincenzo Sisto (1997). Informal Economics, translated by Manouchehr Nourbakhsh and Kamran

Sepehri, Tehran: *Monetary and Banking Research Institute Publications*, First Edition.
59. Watrin, C., & Ullmann, R. (2008). Comparing Direct and Indirect Taxation: The Influence of Framing on Tax Compliance. *European Journal of Comparative Economics*, 5(1), 23-56.
60. Williams, C.C., & Horodnic, I. (2017). Evaluating the Illegal Employer Practice of under-reporting Employees' Salaries. *British Journal of Industrial Relation*, 55 (1), 83–111.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص۱۵۶-۱۲۵

اثر حذف نرخ ارز ترجیحی کالاهای اساسی خوراکی بر توزیع درآمد در مناطق شهری ایران بر اساس شبیه سازی داده‌های خرد با استفاده از مدل EASI

DOI: 10.22059/jte.2022.345048.1008676

علی‌اصغر سالم[۱]، معصومه عزیزخانی*[۲]، جواد عرب‌یارمحمدی[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، Salem@atu.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصاد انرژی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، Masoumeh.azizkhani1986@gmail.com

۳. استادیار پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران، j.yarmohamadi@earc.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۰۹

چکیده

در ابتدای سال ۱۳۹۷ با هدف حمایت از اقشار ضعیف جامعه، سیاست ارز ترجیحی برای واردات کالاهای اساسی به‌ویژه مواد غذایی اجرایی شد، پس از گذشت چهار سال، در ۱۹ اردیبهشت‌ماه سال ۱۴۰۱، با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد کشور، دولت به‌منظور هدفمندی یارانه‌ها و اصلاح عوارض منفی ناشی از اعمال این سیاست و بهبود وضعیت اقتصادی؛ اقدام به حذف آن برای برخی اقلام از جمله گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی کرده است و به صورت نقد، مبلغ ۴۰۰,۰۰۰ تومان به دهک‌های اول تا سوم و ۳۰۰,۰۰۰ تومان به دهک‌های چهارم تا نهم جهت جبران میزان رفاه از دست‌رفته خانوار، پرداخت می‌کند. این مطالعه به بررسی آثار حذف ارز ترجیحی بر تقاضای گروه‌های خوراکی فوق و غیرخوراکی شامل پوشاک، مسکن، حمل‌ونقل و سایر گروه‌ها که ضریب اهمیت بالایی در سبد مصرفی خانوار دارند، با در نظر گرفتن برخی متغیرهای جمعیت‌شناختی شامل اندازه خانوار، جنسیت، سن، تحصیلات و شاغل بودن سرپرست خانوار؛ در هفته‌های نخست به‌کارگیری این سیاست پرداخته است. برای محاسبه درصد افزایش قیمت اقلام خوراکی مورد مطالعه در فاصله قبل و بعد از اجرای طرح مذکور، قیمت‌های رسمی اعلام شده وزارت صمت، مبنای کار قرار گرفته است، لذا با به‌کارگیری مدل سیستم تقاضای EASI و استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی و شبیه‌سازی اطلاعات هزینه‌ای تک تک خانوارها پس از اجرای سیاست مذکور با استفاده از معیار تغییرات جبرانی (CV) و محاسبه دوباره ضریب جینی، به بررسی تأثیر اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد، در صورت اجرای کامل سیاست مذکور توسط دولت و مفروض بر ثابت ماندن قیمت سایر گروه‌های کالایی، در کوتاه‌مدت، بهبود نسبی در شاخص ضریب جینی که بیانگر کاهش نابرابری است، حاصل می‌شود.

طبقه‌بندی JLE: C32, E42, F37, D63

واژهای کلیدی: مدل سیستم تقاضای EASI، نرخ ارز ترجیحی، شبیه‌سازی داده‌های خرد، ضریب جینی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۹۳۶۴۸۱۹۷

۱- مقدمه

از جمله ابزار رایج دولت‌ها برای ایجاد تعادل بین بخش‌های مختلف اقتصادی، که در راستای حمایت از اقشار کم درآمد، برقراری عدالت و اجتناب از نابرابری؛ کاربرد زیادی دارد، نظام پرداخت یارانه است و به اشکال مختلف بر گروه‌های کالایی گوناگون از جمله مواد غذایی تعلق می‌گیرد.

عمدتاً با وجود سودمند نبودن ماهیت یارانه‌های دولتی (گین و پوروی[1]، ۲۰۲۲) تخصیص یارانه و مداخله در قیمت‌گذاری مواد غذایی، با هدف تثبیت قیمت و برمبنای دو دلیل عمده صورت می‌پذیرد: در وهله نخست، جزء شرح وظایف دولت قلمداد می‌شود (پولتن و همکاران[2]، ۲۰۰۶) به‌عبارتی با توجه به ناآرامی‌های مدنی ناشی از فزونی قیمت مواد غذایی (بلماره[3]، ۲۰۱۵) ، و مواجه شدن نهادهای سیاسی با مشکلات عدیده (آرزکی و بروکنر[4]، ۲۰۱۱) پرداخت یارانه مواد غذایی از راه‌حل‌های دولت‌مردان به‌ویژه در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، به‌شمار می‌آید (گین و پوری[5]، ۲۰۱۹). علت بعدی کاهش خطر ناامنی غذایی برای خانوارها است. در برخی مناطق، تنها راه تضمین امنیت غذایی، تأمین مستقیم و تعیین قیمت پایین توسط دولت است (روچا[6]، ۲۰۰۷) در واقع اگرچه مواد غذایی جزء کالای عمومی نیست ولی به‌دلیل عدم کارآمد بودن بخش خصوصی، دولت‌ها ملزم به پرداخت یارانه به آن می‌باشند (روچا، ۲۰۰۱).

مواد غذایی به عنوان یک نیاز اساسی، از عمده‌ترین اقلامی است که در سبد خانوار قرار گرفته و از ضرورت‌های هر جامعه، تأمین موادغذایی مورد نیاز شهروندان می‌باشد. تخصیص یارانه در مقیاس گسترده به مواد غذایی و تشدید آن همراه با روند فزاینده جمعیت و قیمت کالاها و خدمات در بازارهای جهانی، بار مالی بسیاری بر دوش دولت تحمیل می‌نماید (خرمی‌مقدم و همکاران، ۱۳۹۳). در سال‌های اخیر، با وجود سیر صعودی حجم یارانه‌های آشکار و نهان در گروه مواد غذایی و تأثیر منفی آن بر بودجه دولت؛ اهداف حمایتی به دلیل عدم توزیع مناسب میان اقشار مختلف جامعه؛ محقق نگردیده و کشور با مشکلات بسیاری روبرو شده است.

---

1. Ginn & Pourroy
2. Poulton et al.
3. Bellemare
4. Arezki & Bruckner
5. Ginn & Pourroy
6. Rocha

از ابتدای سال ۱۳۹۷، به‌غیر از یارانه مذکور، همزمان با بروز جهش ارزی و افزایش قیمت، به منظور کنترل نوسانات بازار داخلی و جبران رفاه از دست رفته خانوار ناشی از افزایش نرخ تورم، سیاست تخصیص ارز ترجیحی با نرخ ۴۲۰۰ تومان برای واردات کالاهای اساسی به‌ویژه اقلام غذایی در کشور اجرایی شد و عواقب مضری چون رشد روزافزون واردات، کاهش ذخیره ارزی کشور، فراهم‌سازی بستر رانت و قاچاق به‌دنبال داشت. اگرچه سیاست مذکور با هدف دسترسی دهک‌های کم درآمد جامعه به کالاهای اساسی آغاز شد ولی دستاوردی به‌جزء هزینه‌های بالای تحمیل شده به کشور، نداشت و بازنگری این سیاست، به ضرورتی اجتناب ناپذیر مبدل گردید.

از میان عوامل مؤثر بر میزان عرضه و تقاضای مواد غذایی، قیمت، تأثیری فراوان داشته و با استدلال به تکرار دفعات زیاد خرید این دست کالاها توسط مردم، تغییرات قیمتی آن بیش از سایر محصولات چشم‌گیر بوده است (کارگبو[1]، ۲۰۰۰). قیمت مواد غذایی نقش مهمی در رفاه و کاهش فقر در کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند (شرما[2]، ۲۰۱۲) و نوسانات آن، یک تهدید بزرگ برای رفاه، رونق اقتصادی و ثبات سیاسی است (گین و پوروی، ۲۰۲۲).

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به یک نسبت بر گروه‌های مختلف درآمدی تأثیرگذار نبوده و مقدار و جهت آن، با میزان درآمد، ثروت و ترکیب سبد مصرفی گروه‌های درآمدی ارتباط مستقیم دارد و سبب ایجاد نگرانی‌های گسترده در مورد تأثیرات بالقوه بر رفاه خانوارها به‌خصوص دهک‌های پایین درآمدی به‌دلیل عدم استطاعت تأمین سبدهای غذایی اولیه شده است. الگوی مصرفی متفاوت همراه با تغییرات نسبی قیمت مواد غذایی، منجر به اثرات تورمی متفاوت بین افراد مختلف جامعه شده و آثار توزیعی نابرابر تورم بر دهک‌های مختلف درآمدی به موضوعی جدی و حائز اهمیت مبدل گشته است.

دهک‌های کم‌درآمد جامعه در مقایسه با سایرین، با تخصیص وزن بیشتری از بودجه خانوار به هزینه‌های مربوط به موادغذایی، نسبت به تغییرات قیمت، حساسیت بیشتری خواهند داشت و یک تغییر جزئی در قیمت این گروه از کالاها، بر رفاه آن‌ها تأثیر به‌سزایی گذاشته (جعفری‌صمیمی و فرجزاده، ۱۳۹۸) و در نتیجه سبب صرفه‌جویی در کمیت و کیفیت وعده‌های غذایی و جایگزینی کالاهای غذایی نسبتاً

1. Kargbo
2. Sharma

ارزان با کیفیت تغذیه‌ای پایین به جای کالاهای غذایی غنی از مواد غذایی شده است که می‌تواند تأثیر مخربی بر سلامت خانوارها به‌ویژه خانوارهای فقیر گردد. از جانب دیگر میزان بودجه خانوارهای کم بضاعت برای تأمین هزینه‌های مهم غیرخوراکی، مانند مسکن، آموزش و مراقبت‌های بهداشتی، با افزایش قیمت مواد غذایی محدود شده و با افزایش شکاف بیشتری در جامعه، پیامدهای غم‌انگیزی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به دنبال خواهد داشت.

از نظر تئوری، نقل و انتقالات نقدی در مقایسه با تخصیص یارانه بر کالا، به‌وسیله ایجاد حق انتخاب برای مصرف‌کننده، از مزیت بیشتری برخوردار است (واریان[1]، ۲۰۱۴). اقدامات اخیر دولت سیزدهم با عنوان حذف ارز ترجیحی و واریز همزمان وجه نقد به حساب سرپرست خانوار و به‌عبارت دقیق‌تر، تغییر محل پرداخت، با این فرض که قیمت سایر کالاها و خدمات تحت تأثیر این اصلاحات قرار نمی‌گیرد نشان می‌دهد دولت سعی دارد در سطوح قیمت‌های جدید و بالاتر کالاهای مورد نظر، با حفظ قدرت خرید مصرف‌کنندگان، تغییری در مطلوبیت خانوار صورت نپذیرد. واضح است که این پیامدهای نظری تنها در صورتی پدیدار می‌شود که تأثیر تغییر سیاست به تأثیرات مستقیم محدود شود. در شرایط دنیای واقعی که واکنش قیمتی سایر کالاها و خدمات نسبت به تغییرات یکدیگر متفاوت است، لزوماً تأثیر خنثی سیاست به‌کارگرفته شده، تحقق نخواهد یافت (برتون و میرزاپور[2]، ۲۰۱۶). این مطالعه با هدف بررسی تأثیر اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی و تغییر قیمت پنج قلم کالای اساسی شامل گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی بر نابرابری مصرف کل با در نظر گرفتن مفروضات دولت، در بازه کوتاه‌مدت پس از اجراء نگاشته شده است.

به این منظور، در مطالعه حاضر پس از مقدمه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه شده و سپس روش اقتصاد سنجی و مدل‌های پیشنهادی بیان شده است. در بخش پنجم، مدل پیشنهادی با EASI[3]، برآورد و نتایج آن تفسیر می‌شود؛ در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارائه خواهد شد.

1. Varian
2. Breton & Mirzapour
3. The Exact Affine Stone Index

۲- مبانی نظری

از جمله مهم‌ترین ابزار مؤثر در ایجاد و تشدید نابرابری، افزایش قیمت است که با تأثیر بر میزان دریافتی خانوار و کاهش درآمد واقعی، آثار منفی بر قدرت خرید خانوارها می‌گذارد. تغییرات قیمتی از دو طریق، بر شاخص‌های فقر و نابرابری اثرگذار است، ۱) اثر درآمدی، یعنی از قسمت تغییرات درآمد حقیقی خانوارها، ۲) اثر توزیعی یا همان تغییر در قیمت‌های نسبی: تغییرات نسبی قیمت با توجه به ضروری و لوکس بودن کالای مورد نظر، توزیع درآمد را به نفع گروه‌های پردرآمدی و کم‌درآمدی تغییر داده که با استفاده از کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه می‌شود (پروین، ۱۳۸۹). همچنین نهادهای اجرایی کشور از طرق گوناگون، تأثیر به‌سزایی در میزان نابرابری دارد، به‌طوری‌که شوک قیمت کالاها، در کشورهایی با نهادهای ضعیف، تأثیر بیشتری بر افزایش نابرابری داشته است (مهتدی و کستلز[1]، ۲۰۲۱).

طی سال‌های اخیر، نوسانات قیمت در میان کالاهای ضروری و تأثیر متفاوت آن بر سطوح مختلف اجتماعی- اقتصادی جامعه، منجر به تشدید بحث‌های سیاسی جاری، برای برآورده کردن انتظارات رفاه مصرف‌کننده شده است (هیدی[2] ۲۰۱۱) ؛ با توجه به کشش درآمدی کمتر از یک برای اغلب گروه‌های غذایی، این اقلام در رده کالاهای ضروری قرار داشته (عبدولایی[3]، ۲۰۰۲) و با توجه به جایگاه مواد غذایی در سبد خانوار، انتظار می‌رود، میزان تقاضا برای مواد غذایی با افزایش قیمت، چندان قابلیت انعطاف نداشته باشد (بابو و همکاران[4]، ۲۰۱۷). به‌طور معمول بار افزایش قیمت مواد غذایی بر دوش خانوارهای فقیر و آسیب‌پذیر است که با تخصیص سهم قابل توجهی از درآمد خود به مواد غذایی، بیشترین زیان را متحمل می‌شوند (ابایلو[5]، ۲۰۱۰).

۲-۱- متغیرهای جمعیت‌شناختی

اگرچه متوسط درآمد خانوار، قیمت کالای مشاهده شده و قیمت سایر کالاها از مهمترین عوامل تقاضا به شمار می‌روند، از دیرباز عوامل غیراقتصادی مصرف نیز تأثیرات

1. Mohtadi & Castells
2. Headey
3. Abdulai
4. Babu et al.
5. Obayelu

قابل توجهی بر کمیت تقاضا برای محصولات غذایی داشته است (وو[1]، ۲۰۰۹). متغیرهای جمعیتی مانند اندازه خانواده، سن، جنسیت، تحصیلات، و شاغل بودن سرپرست خانوار؛ بر قدرت نسبی خرید یعنی درآمد واقعی خانوارها، نقش پررنگی دارند. بنابراین بینش بهتر در مورد عوامل تعیین کننده تقاضا می‌تواند برای مدیریت مؤثر نوسانات و رفاه افراد که دغدغه اصلی هر اقتصادی است، حیاتی باشد. در طول سال‌های متمادی، مطالعات فراوانی از جمله (نایگا[2]، ۱۹۹۵)، (میهالوپولوس و دموسیس[3]، ۲۰۰۱)، (تیل و ویس[4]، ۲۰۰۳)، (جوکابسون و همکاران[5]، ۲۰۱۰)، (کوستاکیس[6]، ۲۰۱۴)، (مارکوس و همکاران[7]، ۲۰۱۸) به بررسی تأثیر متغیرهای گوناگون جمعیت‌شناختی بر تقاضا برای انواع مواد غذایی پرداخته‌اند.

- **اندازه خانوار**

افزایش بُعد خانوار از طرفی ممکن است با افزایش تعداد افراد تحت تکفل، منجر به تشدید تقاضا گردد یا با عنایت به ویژگی‌های هر کالا، به‌دلیل صرفه‌های ناشی از مقیاس، تأثیر عکس بر میزان تقاضا داشته باشد. شر و همکاران[8] (۲۰۱۲)، وجود صرفه‌های مقیاس به دلیل اندازه خانوار را برای مصرف غذا تأیید می‌کند. آدیان و همکاران[9] (۲۰۲۱)، در مطالعه خود نشان دادند سهم بودجه اقلام خوراکی مانند ماهی هم راستا با افزایش اندازه خانوار افزایش یافته و اقلام خوارکی دیگری چون گندم، سیر نزولی دارد. همچنین به دلایل دیگری مانند هدررفت بیشتر مواد غذایی در خانوارهای بزرگتر، تقاضا برای برخی اقلام خوراکی به ازای هر نفر اضافه در خانوار، بیشتر است (فامی و همکاران[10]، ۲۰۱۹).

- **جنسیت**

از دیرباز زنان، توانایی کمتری در تقاضای مواد غذایی داشته و میزان تقاضا برای اقلام غذایی توسط سرپرست مرد بیش از سرپرست زن می‌باشد (برونلی و ویویانی[11]،

1. Vu
2. Nayga
3. Mihalopoulos & Demoussis
4. Thiele & Weiss
5. Jacobson et al.
6. Kostakis
7. Marques et al.
8. Sher et al.
9. Adeyonu et al.
10. Fami et al.
11. Brunelli & Viviani

۲۰۱۴). مردان معمولاً با داشتن شغل ثانویه و در نتیجه درآمد بالاتر، تقاضای بیشتری برای مواد غذایی داشته (آلادا و الانیا[1]، ۲۰۱۲)، بنابراین زنان در مقایسه با مردان مشکلات بیشتری برای تقاضای مواد غذایی دارند (آنسا و همکاران[2]، ۲۰۲۰)؛ با این‌حال کوستاکیس و همکاران[3]، (۲۰۲۰)، در مطالعه خود نشان دادند به طور متوسط، زنان پول بیشتری را نسبت به مردان برای غذا خرج می‌نمایند.

- **سن**

تأثیر سن بر گروه‌های غذایی مختلف، متفاوت بوده و بر مبنای ترکیب سنی اعضای خانوار، انتظار می‌رود میزان تقاضا، نوسان داشته باشد، مثلاً افراد مسن در مورد وضعیت سلامتی خود نگرانی‌های متفاوتی نسبت به جوان‌ترها داشته و در خصوص تقاضا برای اقلام غذایی محتاط‌تر عمل می‌نمایند. از جانب دیگر برخلاف سرپرست میانسال که از ثبات مالی برخوردار بوده، اغلب خانوارها با سرپرست کم سن‌تر، در تهیه مواد غذایی، با مشکلات اقتصادی بیشتری مواجه می‌شوند (منگو و همکاران[4]، ۲۰۱۴). در ایران، پیش-بهار و همکاران (۱۳۹۲)، دریافتند متغیر سن، بر میزان مصرف خوراکی تأثیر داشته است.

- **تحصیلات**

الگوهای هزینه‌کردی افراد با سطوح مختلف تحصیلی، متنوع است. تحصیلات عالی موقعیت شغلی بهتر و دریافتی بیشتری برای خانوار ایجاد می‌کند. سطح هزینه‌های غذایی به طور مثبت تحت تأثیر سطح تحصیلات است (کوستاکیس، ۲۰۱۴). چنانچه افزایش یک ساله آموزش، به طور قابل‌توجهی میانگین بودجه خانوار را برای تقاضای مواد غذایی با کیفیت بالاتر و سالم‌تر افزایش می‌دهد (آدیون و همکاران، ۲۰۲۱) و شکاف تحصیلی از دلایل سوءتغذیه در کشورهای آسیب‌دیده قلمداد می‌شود (حداد و همکاران[5]، ۲۰۱۵). همچنین به‌واسطه تحصیلات، فرد از آگاهی و توانایی بیشتری برای درک دانش تغذیه‌ای برخوردار بوده و قدرت مدیریت بالاتری دارد (اسمیت و سوباندورو[6]، ۲۰۰۷)، میزان تحصیلات، نماینده خوبی برای وضعیت اجتماعی است و به

1. Alade & Eniola
2. Ansah et al.
3. Kostakis et al.
4. Mango et al.
5. Haddad et al.
6. Smith & Subandoro

عدم امنیت شغلی مربوط می‌شود (نورد[1] ۲۰۰۸). افراد با تحصیلات پایین‌تر و درآمد کم مشکلات بیشتری در تقاضای مواد غذایی دارند (اسمیت و همکاران[2]، ۲۰۱۷).

- **شاغل بودن سرپرست خانوار**

شاغل بودن بر تقاضا برای اقلام غذایی تأثیر می گذارد (جوناس و روزن[3]، ۲۰۰۸). داشتن شغل برای سرپرست به معنای کسب درآمد است و تقاضا برای مواد غذایی هر خانوار به درآمد آن‌ها بستگی دارد (آنسا و همکاران، ۲۰۲۰). در واقع یک رابطه مثبت اما نه خطی بین درآمد و هزینه غذا وجود دارد (هانسن[4]، ۲۰۱۸). برخی عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت مواد غذایی مانند شرایط اقلیمی خارج از دسترس دولت‌ها می‌باشد و فاکتورهای دیگری چون کاهش یارانه و وضع مالیات از جمله ابزارهای سیاسی دولت، در کنترل قیمت مواد غذایی می‌باشد. در این راستا، دولت‌ها برای برقراری عدالت و کاهش نابرابری از چنین راهکارهایی بهره برده و با اجرای برنامه‌هایی چون پرداخت یارانه سعی در کاهش شکاف میان گروه‌های مختلف درآمدی داشته‌اند؛ این مسئله سبب افزایش هزینه و کسری بودجه دولت شده است، لذا با اخذ تصمیمات مختلفی، سعی در کاهش دادن و سبک کردن هزینه مالی ناشی از پرداخت یارانه‌ها دارد. در کشورهای مختلف به‌منظور اصلاح یارانه، از سیاست‌هایی مانند هدفمند نمودن، پرداخت نقدی، حذف تدریجی و یکباره یارانه استفاده شده است. در ایران نیز سیاست هدفمندی یارانه‌ها طی سال ۱۳۸۹ اجراء و با توجه به اقدامات انجام گرفته است در مسیر اجرای آن، تعجیل سیاست دولت در جهت حذف یارانه‌ها، کاملاً آشکار بوده و تجربیات تلخ اقتصاد ایران در این زمینه، نشانگر شکست سیاست‌های شتاب‌زده و بلندپروازانه می‌باشد (دادگر و نظری، ۱۳۹۰).

در حال‌حاضر تعدیل و اصلاح قیمت مواد غذایی به‌دلیل نگرانی در خصوص اثرات معکوس حذف یارانه‌ها بر خانوارهای فقیر و همچنین آثار تورمی، مستلزم توجه و درایت ویژه‌ای است. میزان کارا بودن اقدامات دولت در این زمینه، منوط به آگاهی از میزان تغییرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت‌ها و اقدامات مؤثر در جهت جبران آن می‌باشد و در صورت عدم جبران و ثابت ماندن میزان دریافتی برای دهک‌های پایین درآمدی، علاوه

1. Nord & Hopwood
2. Smith et al.
3. Jonas & Roosen
4. Hansen

بر خالی و کوچک‌تر شدن سفره، اثرات سوء بیشتری داشته و نابرابری در سطح جامعه را تشدید می‌کند. ناناک کاکوانی و همکاران[1] (۲۰۰۵)، در مطالعه خود، پیش‌شرط‌های لازم برای کارایی هرگونه اصلاح قیمتی را بدین شرح عنوان می‌کنند: الف) ظرفیت نظام اداری و در دسترس بودن ابزارهای حمایت اجتماعی؛ ب) همراهی آثار سیاسی؛ ج) پوشش هزینه‌های متنوع از جمله اداری، شناسایی درآمد و توان مالی خانوار، ارائه یارانه‌های نقدی خانوار و نظارت بر اجرای برنامه مربوط به هدفمندی.

بنابراین علی‌رغم ضرورت اصلاح یارانه این گروه کالایی در بلندمدت، بدون توجه به آماده‌سازی زیرساخت‌های لازم و تبعات ناشی از آن، اعمال چنین سیاستی، با دشواری‌های فراوانی همراه بوده و آثار وسیعی در فعالیت‌های اقتصادی مثل اثرات توزیعی بر سهم مخارج مواد غذایی در سبد خانوار، کاهش و یا حذف بودجه گروه‌های کالایی دیگر مانند آموزش، درمان، کاهش رفاه خانوار و غیره را به‌دنبال خواهد داشت. آنچه مشخص است هرگاه در یک جامعه، بخش اعظم بودجه خانوار، به مواد غذایی تخصیص یابد نشان‌دهنده کاهش سطح رفاه خانوار و بدتر شدن وضعیت معیشت آن‌ها است که خود عاملی در جهت افزایش شتابان نابرابری بوده که از جمله آفات اجتماعی آن فقر می‌باشد.

۲-۲- مدل سیستم تقاضای *EASI*

در اغلب مطالعات تجربی اخیر، منحنی انگل به‌صورت S شکل و حالت‌های متنوع دیگر در نظر گرفته می‌شود؛ از سویی دیگر توابع تقاضای پارامتریک معمولی مانند AIDS و QUAIDS فقط برای منحنی‌های انگل خطی یا درجه دوم کارایی داشته و اشکال متنوع منحنی را در برنمی‌گیرند؛ برای برطرف کردن ایرادات موجود، به‌کارگیری سیستم تقاضای EASI مطرح شده که ضمن برخورداری از مزایای مدل AIDS، فاقد مشکلات یاد شده می‌باشد، این مدل قادر است از هر درجه و مرتبه‌ای باشد (لوبل و پنداکور[2]، ۲۰۰۹) و همچنین با بسترسازی مناسب، امکان در نظرگیری ترجیحات ناهمگن خانوار و متغیرهای اجتماعی (دموگرافیک)، فراهم شده است و قادر به تمایز رفتار مصرفی میان گروه‌های مختلف جامعه نیز می‌باشد (بری[3]، ۲۰۱۸). همچنین، در

1. Nanak Kakvani et al.
2. Lewbel & Pendaku
3. Berry

غالب مطالعات تجربی تقاضای مصرف‌کننده، نمی‌توان جمله خطای مدل را به‌عنوان پارامتر تصادفی که ناهمگونی رویت نشده را نشان می‌دهد، در نظر گرفت (ژن و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

به‌صورت مختصر در تشریح رویکرد EASI، مصرف‌کننده‌ای متصور است که با هدف حداکثر کردن مطلوبیت خود بر مبنای قید بودجه و با دارا بودن ویژگی‌های جمعیتی Z و لگاریتم مخارج اسمی کل X با بردار لگاریتم قیمت P مواجه است. همچنین مصرف‌کننده مفروض، سبدی از کالاها را بر اساس بردار سهم بودجه‌ای W و قید بودجه خطی، انتخاب می‌کند که بیشترین مطلوبیت را کسب نماید. این تابع مطلوبیت، توابع تقاضای هیکسی را در برداشته که W را به‌عنوان تابعی از P و Z در سطح مطلوبیت U نمایش می‌دهد. در رابطه (۱)، C تابع هزینه به شرح زیر بوده است:

$$C(P, U, Z, \varepsilon) = u + p'm(u, z) + T(p, z) + S(p, z)u + p'\varepsilon \qquad (۱)$$

که در این رابطه P نشان‌دهنده بردار قیمت کالاها برای هر نوع کالا، Z شامل L بردار از ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی قابل مشاهده، U مطلوبیت غیرمستقیم بوده و در مواقعی که دو پارامتر تابع مطلوبیت مصرف‌کننده تصادفی هستند، در منحنی‌های انگل پیچیده، می‌توان آن را به شکل تابعی از متغیرهای P، W، X و Z نشان داد؛ ε ناهمگنی‌های ترجیحات مشاهده نشده می‌باشد.

یک نمونه مشخص از مدل EASI به‌صورت رابطه (۲) نشان داده می‌شود:

$$m(u, z) = \sum_{r=0}^{R} b_r u^r + Cz + Dzu \qquad (۲)$$

$$T(p, z) = \frac{1}{2}\sum_{l=0}^{L} \mathcal{Z}_l p' A_l p$$

$$S(p, z) = \frac{1}{2} p' B p$$

لازم است پارامترهای A، C، D، B و b برآورد گردد و از طریق R، رتبه تعیین و توابع هیکسی با استفاده از لم‌شفارد، استخراج شود:

$$w = \sum_{r=0}^{R} b_r u^r + Cz + Dzu + \sum_{l=0}^{L} \mathcal{Z}_l A_l p + Bpu + \varepsilon \qquad (۳)$$

1. Zhen et al.

و در رابطه (۴) با جایگزین کردن Y به‌جای U، توابع تقاضای مارشالی به‌دست می‌آید که خود تابعی از بردار هزینه (P)، بردار جمعیتی (Z) و درآمد کل (X) هستند. از P′W که به‌صورت لگاریتم شاخص ضمنی قیمت می‌باشد برای محاسبه مخارج واقعی Y استفاده شده و با یک تبدیل آفین[۱] از طریق کسر شاخص قیمت استون از لگاریتم هزینه‌های اسمی به‌صورت X-P′W لگاریتم مخارج واقعی نیز استخراج می‌شود.

$$y = \frac{x - p'w + \sum_{l=0}^{L} Z_l p'Ap/2}{1 - p'Bp/2} \qquad (۴)$$

سرانجام تابع مخارج بودجه‌ای بعد از جایگزینی تابع مطلوبیت غیرمستقیم، طبق رابطه (۵) که فرم ماتریسی تابع مخارج بودجه‌ای است حاصل می‌شود.

$$w = \sum_{r=0}^{R} b_r y^r + Cz + Dzy + \sum_{l=0}^{L} Z_l A_l p + Bpy + \varepsilon \qquad (۵)$$

برقراری تقارن اسلاتسکی و همگن از درجه یک بودن معادلات نسبت به قیمت‌ها، مستلزم رعایت قیود ذیل می‌باشد:

$$\begin{aligned}
&a_{i,j}=a_{j,i} \quad \text{and} \quad \sum_i a_{i,j}=0 && \forall\, i,j=1,2,3,\ldots,I\\
&b_{i,j}=b_{j,i} \quad \text{and} \quad \textstyle\sum_i b_{i,j}=0 && \forall\, i,j=1,2,3,\ldots,I\\
&\textstyle\sum_i d_{i,l} = \sum_i c_{i,l}=0 && \forall\, i,j=1,2,3,\ldots,I\\
&\sum_i b_{i,r}=0 && \text{for } r\neq 0\\
&\sum_i b_{i,r} = 1 && \text{for } r \neq 0
\end{aligned} \qquad (۶)$$

همچنین فرم گسترده و غیرماتریسی به‌صورت رابطه (۷) است که در آن P_k لگاریتم قیمت برای هر کالای K، $Y\in R$ و با هزینه‌های واقعی بر روی هریک از کالاها اندازه‌گیری می‌شود، Z_l ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خانوار برای هریک از L خانوار منتخب می‌باشد. P_kY، Z_iY و Z_lP_k عبارت متقاطع می‌باشند؛ ε نیز J بردار از خصوصیات ترجیحی مشاهده نشده بوده و رگرسورها در این مدل یک چندجمله‌ای مرتبه R است

---

۱. یک تبدیل آفین یک تبدیل هندسی است که خطوط و موازی‌بودن را حفظ کرده و در ریاضیات نیز نوعی تبدیل ریاضی است که نسبت فاصله‌ها در آن حفظ می‌شود، لذادر یک تبدیل آفین تمامی نقاط روی یک خط در ورودی، در خروجی نیز روی همان خط‌ها لزوماً حفظ می‌شود و هر تبدیل خطی یک تبدیل آفین است.

(آیزنر و همکاران[1]، ۲۰۲۱). همچنین Y یک تابع وابسته به متغیرهای سمت چپ رابطه (۲-۲) می‌باشد و ضرورت دارد این سیستم تقاضا به یک سیستم غیرخطی تبدیل شده و از طریق رویکرد حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد شود (رینوس[2]، ۲۰۲۱).

$$w_j = \sum_{r=0}^{R} b_{rj} y^r + \sum_{l=0}^{L} C_{jl} Z_l + D_{li} Z_i y + \sum_{l=0}^{L} \sum_{k=1}^{J} Z_l A_{lkj} p_k + \sum_{k=1}^{J} B_{ij} p_k y + \varepsilon \qquad (۷)$$

در مطالعه حاضر، برای برآورد تابع تقاضای EASI به پیروی از کایلاوت و همکاران[3] (۲۰۱۹) فرض می‌شود، تابع هزینه خانوار به‌صورت رابطه (۸) باشد.

$$\log[C(p,y)] = y - \sum_{i=1} m_i(y,z)(p_i) + \frac{1}{2}\sum_{l=1}\sum_{j,i} a_{ij,l}(p_i)(p_j)\, z_l + \frac{1}{2}\sum_{l=1}\sum_{j,i} b_{ij}(p_i)(p_j)y + \sum_{i} \varepsilon_i(p_i) \qquad (۸)$$

در معادله فوق، P بیانگر قیمت تک تک کالاهای مورد بررسی شامل گوشت قرمز، مرغ، تخم‌مرغ، روغن‌نباتی و سایر کالاها می‌باشد. Y نشانگر مطلوبیت کسب شده توسط خانوار است که می‌توان مخارج حقیقی مصرف‌کننده به تفکیک گروه‌های خوراکی و غیرخوراکی، را با آن جایگزین کرد. a_{ij} و b_{ij}، پارامترهایی برای تأثیر قیمت‌های جبرانی هستند و در فرآیند تخمین، استخراج می‌شوند. Z، ویژگی جمعیت‌شناختی خانوار شامل اندازه خانوار، سن، جنسیت، درآمد سرپرست خانوار و تحصیلات وی می‌باشد. جزء اخلال مدل با ε_i نمایش داده شده که نماینده ترجیحات مشاهده نشده می‌باشد. برای پارامتری کردن مدل از تابع m_i استفاده شده که از این طریق منحنی‌های انگل غیرخطی به‌دست می‌آیند، m و y طبق معادلات زیر محاسبه می‌شوند:

$$m_i(y,z) = \sum_{r=0}^{R} b_{i,r}(y)^r + \sum_I c_{i,I} z_I + \sum_I d_{i,I} z_I y \qquad (۹)$$

$$y = \frac{x - (\sum_i w_i p_i + \frac{1}{2}\sum_{l=0}\sum_{i,j} a_{i,j} p_i p_j z_i)}{1 - \frac{1}{2}\sum_{i,j} b_{i,j} p_i p_j} \qquad (۱۰)$$

w_i سهم بودجه‌ای هر کالا در سبد مصرفی خانوار و x مخارج مصرفی اسمی می‌باشد، بیشترین درجه چندجمله‌ای در Y که توسط محققان تعیین می‌شود با R

1. Eisner et al.
2. Reaños
3. Caillavet et al.

نمایش داده شده و در نهایت با استفاده از لم‌شفارد بر روی تابع هزینه رابطه (۸) و به‌کارگیری رابطه‌های (۹) و (۱۰)، سهم بودجه‌ای با در نظر گرفتن متغیرهای جمعیت‌شناختی خانوار، به تفکیک برای هر کالا استخراج می‌شود.

$$w_i = \sum_{l=0} \sum_j a_{ij,l}(p_j)\, z_l + \sum_j b_{I,j}(p_j) y \qquad (۱۱)$$

$$+ \sum_{r=0}^{R} b_{i,r}(y)^r + \sum_l c_{i,l}\, z_l + \sum_l d_{i,l} z_l y + \varepsilon_i$$

همچنین لازم است قیودی که طبق رابطه (۶) نوشته شده است، برقرار باشد.

۲-۳-ارزیابی رفاه مصرف‌کننده

نوسانات اقتصادی، از جمله تغییر قیمت گروه کالایی، منجر به تغییر میزان مطلوبیت مصرف‌کنندگان می‌شود؛ برای محاسبه این تغییرات از معیارهایی مانند تغییر معادل (EV)[1] و تغییر جبرانی (CV)[2] که متداول هستند استفاده می‌شود.

حداکثر مقداری که مصرف کننده آماده است در سطح بودجه x_1 بپردازد تا از تغییر p_0 به p_1 جلوگیری کند تغییر معادل (EV) نامیده می‌شود و به صورت $C(p_1,u) - C(p_0,u)$ تعریف می‌گردد و در آن u سطح مطلوبیت خانوار است (کردی و اسلیمن[3]، ۲۰۰۶) با توجه به اینکه مدل EASI در سال ۲۰۰۹ پیشنهاد شد، هیچ اندازه‌گیری متناظری در این زمینه وجود ندارد. لوبل و پنداکور (۲۰۰۹) از شاخص هزینه زندگی به عنوان معیاری برای تغییرات رفاه استفاده می‌کنند. به‌دلیل اینکه بر روی نابرابری و تغییرات رفاه اجتماعی مشابه کریدی و سلیمن (۲۰۰۶) تمرکز می‌شود، تغییرات معادل (EV) در مدل EASI به‌صورت ذیل استخراج می‌گردد:

$$x^e - \exp\{\log(x) - \sum_{i=1}^{I}\left(\log\left(p_i^1 w_i^1\right) - \right. \qquad (۱۲)$$

$$\left.\log\left(p_i^0 w_i^0\right)\right) + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{I} a_{ij}[\log\left(p_i^1\right)\log\left(p_j^1\right) - \log\left(p_i^0\right)\log\left(p_j^0\right)]\}$$

که در آن اندیس‌های ۰ و ۱ به ترتیب قیمت‌های p را قبل و بعد از تغییر قیمت نشان می‌دهند.

همچنین می‌توان برای تعیین کمیت اثرات رفاهی، از تخمین (CV) استفاده کرد. در تغییرات جبرانی، سیاست افزایش قیمت اعمال شده و میزان مبلغی که باید به

1. Equivalent Variations
2. Compensation Variations
3. Creedy and Sleeman

مصرف‌کننده پرداخت گردد تا رفاه از دست‌رفته جبران شود و در همان سطح مطلوبیت قبلی باقی بماند، محاسبه می‌گردد؛ در واقع تغییرات جبرانی ارزش پولی اثرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت را اندازه‌گیری می‌نماید؛ CV بر اساس مقاله هاسمن[1] (۱۹۸۱) عبارت است از:

$$CV = e(p_0, u_0) - e(p_1, u_0) = C(p_0, u, z_1, \varepsilon) - C(p_1, u, z_1, \varepsilon) \quad (۱۳)$$

۳- مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات گوناگونی در مورد آثار ناشی از افزایش قیمت بر میزان رفاه و درآمد خانوار صورت پذیرفته است که در این بخش تلاش می‌شود به شکل خلاصه برخی از مطالعات انجام‌شده در داخل و خارج از کشور در این زمینه، مطرح و نتایج آن‌ها بیان شود.

۳-۱- مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور

فهارودین و همکاران[2] (۲۰۲۲)، با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم و اطلاعات به‌دست آمده از طریق نظرسنجی خانوار، به بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی در چهار سناریوی مختلف ۵٪، ۱۰٪، ۱۵٪، ۲۰٪ بر فقر مردم اندونزی طی سال ۲۰۱۳ پرداخته‌اند؛ در این مطالعه از شاخص‌های CV و فقر برای محاسبه تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوار استفاده شده است. نتایج نشان داده است از میان گروه مواد غذایی سه کالای برنج، سبزیجات و ماهی از اهمیت بیشتری برخوردار بوده و حفظ ثبات قیمت این اقلام بسیار مهم است، به‌طوری‌که افزایش قیمت آن‌ها، تأثیر بیشتری بر فقر خواهد داشت. همچنین سیاست افزایش قیمت مواد غذایی در مناطق روستایی تأثیر بیشتری نسبت به مناطق شهری دارد.

آدیان و همکاران[3] (۲۰۲۱)، در مطالعه خود تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر میزان تقاضا در میان ۵۰۰۰ خانوار روستایی در نیجریه بین سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۰ در چارچوب سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم و روش پانل را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌های بالاترگروه‌های غذایی بر حسب متغیرهای جمعیت‌شناختی

1. Hausman
2. Faharuddin et al.
3. Adeyonu et al.

بر تقاضای خانوارها تأثیر گذاشته و منجر به از دست دادن رفاه هزینه‌های خانوار برای گروه‌های کالایی غذایی و غیرخوراکی شده است.

آدیکونل و همکاران[1] (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های پانل و مدل سیستم تقاضای ایده‌آل و در نظر گرفتن نقش دوگانه خانوارهای کشاورزی به‌عنوان مصرف‌کننده و تولیدکننده غذا بین سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۰، اثرات رفاهی تغییرات قیمت را بر روی آن‌ها در نیجریه تحلیل کرده و دریافته‌اند اگرچه افزایش قیمت منجر به کاهش رفاه شده است، ولی از میان موادغذایی مورد بررسی، افزایش قیمت غلات آسیب بیشتری به همراه دارد.

هوهانیسم و شانویان[2] (۲۰۲۰)، پیامدهای افزایش قیمت هفت گروه مواد غذایی که بیشتر مورد استفاده قرار گرفته بر مصرف خانوار شهری استان‌های چین در دوره زمانی ۲۰۱۲ – ۲۰۰۳ را با استفاده از داده‌های پانل و دو مدل EASI و سیستم تقاضای ایده-آل درجه دوم محاسبه کرده و نتایج دو مدل را مورد مقایسه قرار داده‌اند، نتایج نشان داده که با توجه به اجرای سیاست‌های جبرانی مناسب، این افزایش قیمت تأثیر چندانی بر رفاه خانوارهای شهری نداشته است.

الو و همکاران[3] (۲۰۱۸)، با به‌کارگیری مدل سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم و محاسبه تغییرات جبرانی (CV)، به بررسی تأثیر تغییرات قیمت مواد غذایی برمیزان رفاه کشاورزان اندونزی طی سال ۲۰۱۴ پرداخته‌اند، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بهبود درآمد منجر به افزایش مصرف مواد غذایی شده و کشش قیمت و متقاطع بر اساس ویژگی‌های جمعیت شناسی، وضعیت اقتصادی اجتماعی و موقعیت جغرافیایی خانوار متفاوت است.

کاراکیلو و همکاران[4] (۲۰۱۴)، در مطالعه خود با در نظر گرفتن سناریوهای مختلف و به‌کارگیری مدل سیستم تقاضای ایده‌آل، به بررسی اثرات رفاهی و فقر ناشی از افزایش قیمت ذرت که از جمله مواد غذایی با اهمیت در کشور زامبیا به‌شمار می‌آید، پرداخته و دریافته‌اند که افزایش ۵۰ درصدی قیمت ذرت می‌تواند منجر به کاهش متوسط مصرف ۱۷ درصدی در میان خانوارها شود و با چنین روندی، فقر کلی از ۶۸ به ۷۰ درصد افزایش می‌یابد.

---

1. Adekunle et al.
2. Hovhannisyan & Shanoyan
3. Allo et al.
4. Caracciolo et al.

شیملز و ولدمکائیل[1](۲۰۰۳)، با روش پانل و مدل سیستم تقاضای ایده‌آل، به بررسی پیامدهای رفاهی افزایش قیمت کالاها بر اساس بودجه ۳۰۰۰ خانوار شهری و روستایی طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۴ در اتیوپی پرداخته و نشان داده‌اند که افزایش قیمت‌های نسبی اقلام کشاورزی اگرچه در وهله نخست منجر به افزایش درآمد خانوارهای روستایی می‌شود، ولی در کل رفاه خانوارها در مناطق شهری و روستایی را کاهش می‌دهد؛ همچنین افزایش قیمت سایر کالاها مانند قیمت حمل و نقل و نفت سفید، تأثیر بیشتری بر رفاه خانوارهای فقیر می‌گذارد. به‌طورکلی، افزایش قیمت‌های نسبی سبب افزایش ۱۲ درصدی هزینه واقعی زندگی در مناطق شهری شده که نشان‌دهنده شدت کاهش رفاه مرتبط با تورم است.

۳-۲- *مطالعات انجام‌شده در داخل کشور*

مهرآرا و پارسا (۱۳۹۹)، بر مبنای روش پانلی، استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی، معیار تغییرات جبرانی و به‌کارگیری سیستم تقاضای ایده‌آل از طریق تفکیک استان‌های کشور به دو گروه شهرنشینی بالا و پایین، به بررسی تأثیر افزایش قیمت پنج گروه غذایی (نان و غلات، لبنیات و تخم‌مرغ، میوه‌ها و خشکبار، انواع سبزی و حبوبات) بر رفاه خانوارهای شهری در ایران طی دوره زمانی۹۶-۱۳۸۵ پرداخته و نشان داده‌اند که افزایش قیمت مواد غذایی سبب کاهش رفاه و متحمل زیان در خانوار می‌شود و برای پوشش زیان رفاهی ناشی از افزایش یک درصدی تورم، به ترتیب نیازمند جبران دو و پنج برابری در درآمد خانوارهای ساکن در استان‌های دارای نسبت شهرنشینی بالا و پایین می‌باشد.

خداپرست‌شیرازی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه خود، واکنش مصرف‌کنندگان شهری نسبت به افزایش قیمت کالاهای خوراکی برای سال ۱۳۹۳ را با به‌کارگیری رهیافت دیتون و استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم در سه سناریو بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، با بیشتر شدن درصد افزایش قیمت خوراکی‌ها (۱۵٪، ۲۵٪، ۵۰٪)، تعداد بیشتری از خانوارها به زیر خط فقر منتقل می‌شوند و حفظ رفاه نیازمند حمایت مالی و تغییرات جبرانی می‌باشد.

رحیمی‌نیا و اکبری‌مقدم (۱۳۹۴)، با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) و شاخص تغییرات معادل (EV)، به بررسی تأثیر اصلاح یارانه‌ها بر نابرابری

1 Shimeles & Woldemichael

رفاهی ایران در ده سناریوی متفاوت و به تفکیک در دو بخش کاهش یارانه‌های غیرمستقیم به‌صورت مرحله‌ای و کاهش هم‌زمان کل یارانه‌های غیرمستقیم و بازپرداخت نقدی بر خانوار برمبنای داده‌های سال ۱۳۸۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که: الف) با اصلاح یارانه‌ها، شکاف رفاهی خانوارها در همه سناریوها کاهش یافته و شاخص برابری رفاهی در جامعه بهبود می‌یابد. ب) با کاهش سهم دولت و تولید از بازپرداخت یارانه‌های آزاد شده، شاخص برابری رفاهی در جامعه بزرگ‌تر می‌شود. ج) شاخص نابرابری رفاهی در سناریوهای بازپرداخت یارانه نقدی بیشتر از سناریوهای بدون بازپرداخت، کاهش می‌یابد.

قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم، به بررسی تأثیر افزایش قیمت نه گروه اصلی مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در بین دهک‌های درآمدی طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اگرچه افزایش قیمت مواد غذایی، رفاه همه‌ی خانوارهای شهری ایرانی را کاهش می‌دهد، ولی رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده است.

ضیایی و قهرمان‌زاده (۱۳۹۴)، با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم و با اندازه‌گیری معیار تغییر جبرانی (CV) از طریق روش تقریب تیلور، به تحلیل اثر هزینه‌های تورمی قیمت مواد غذایی بعد از اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان در سال‌های ۹۰-۱۳۸۸ پرداخته و نشان داده‌اند که افزایش قیمت مواد غذایی سبب از دست رفتن درصد بیشتری از درآمد می‌شود.

خرمی‌مقدم و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه خود به بررسی اثرات نابرابری درآمدی ناشی از سیاست‌های کاهش یارانه کالاهای اساسی بر مصرف‌کنندگان شهری و روستایی در سال ۱۳۸۶ با استفاده از سیستم تقاضای ایده‌آل درجه دوم در قالب سناریوهای مختلف کاهش یارانه با دو شاخص توزیع G و H و اتکینسون پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که افزایش قیمت همزمان تمامی کالاها، گروه متوسط درآمدی خانوارهای شهری را بیش از مصرف‌کنندگان روستایی تحت تأثیر قرار می‌دهد.

خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، به ارزیابی اثرات افزایش قیمت برخی مواد غذایی (نان، گوشت‌قرمز، گوشت سفید، لبنیات، تخم‌مرغ) بر رفاه خانوارهای شهری با استفاده از روش پانل‌دیتا و به‌کارگیری مدل سیستم تقاضای ایده‌آل و برای دوره زمانی

۱۳۸۹-۱۳۷۵ پرداخته و دریافته‌اند که به‌دلیل تخصیص سهم بیشتر سبد مصرفی دهک‌های پایین و میانی نسبت به دهک‌های بالا، افزایش قیمت مواد غذایی منجر به کاهش رفاه بیشتری می‌شود.

به‌منظور حل معضلات ناشی از سیاست‌های جاری و ارتقای کیفیت زندگی تمامی اقشار جامعه، و از جانب دیگر فشار مضاعف محدودیت‌های بین‌المللی مانند تحریم و کاهش درآمدهای نفتی در سال‌های اخیر، لزوم اجرای طرح‌های تعدیل اقتصادی، حذف یارانه‌های غیرمستقیم و تجدید نظر برنامه‌های اجرایی مانند تخصیص ارز ترجیحی مربوط به گروه‌های مختلف کالایی از جمله مواد غذایی بیش از پیش متصور شده است؛ بنابر مطالب بیان شده، با افزایش قیمت مواد غذایی، سهم این مخارج در سبد مصرفی خانوار افزایش یافته و اثرات رفاهی در پی خواهد داشت؛ لذا همواره تجزیه‌وتحلیل دقیق پیامدهای رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی و مداخلات سیاسی مرتبط، به‌منظور جبران آن، توسط محققان مورد توجه قرار گرفته است؛ آنچه در حرکت رو به جلوی مباحث و تصمیمات سیاسی نقش بالایی دارد، دقت و توان مدل‌های مورد استفاده برای تخمین سیستم‌های اساسی تقاضای مصرف‌کننده در مطالعات صورت پذیرفته می‌باشد، بنابراین اگرچه مطالعات بی‌شماری در مورد تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی در سطح داخلی و بین‌المللی با استفاده از مدل‌های متنوعی صورت پذیرفته است، اما به‌دلیل محدودیت‌های موجود در پژوهش‌های قبلی، مطالعه حاضر با به‌کارگیری مدل EASI، که با دارا بودن قابلیت‌های انعطاف‌پذیری، کاستی‌های مدل‌های قبلی را برطرف می‌کند، آثار رفاهی، تعدیلات صورت پذیرفته اخیر برای پنج قلم کالای گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی سنجیده می‌شود.

۴- داده‌ها، مدل پژوهش و روش برآورد

همان‌طور که بیان شد در این مطالعه به‌منظور برآورد تابع تقاضای مارشالی و بررسی اثر حذف ارز ترجیحی بر میزان تقاضا برای اقلام خوراکی و غیرخوراکی، به‌طور کلی از چهار گروه داده به شرح ذیل استفاده شده است.

نخستین داده مورد نیاز، مربوط است به سهم بودجه‌ای پنج گروه خوراکی (شامل هزینه گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی) و چهار گروه غیرخوراکی (شامل پوشاک، خدمات حمل‌ونقل، مسکن و سایر گروه‌های کالایی) از سبد مصرفی و هزینه‌های حقیقی بیش از ۳۹ هزار خانوار ساکن در مناطق شهری در

سال‌های ۹۹-۹۸، که داده‌های مربوط به آن‌ها از طرح درآمد و هزینه خانوار مرکز آمار ایران استخراج شده است. متغیر مهم دیگر، قیمت است که به این منظور ضمن اخذ قیمت به تفکیک هر استان از مرکز آمار ایران، تغییرات قیمت هر گروه کالا طبق قیمت‌های رسمی وزارت صمت جمع‌آوری و محاسبه شده است. سومین گروه داده، درآمد خانوار است که مانند سهم‌ها از اطلاعات طرح درآمد و هزینه خانوار استخراج شده و در نهایت متغیرهای جمعیت‌شناختی خانوارها و به‌عبارت دیگر همان بردار Z می‌باشد و در جدول (۱) شرح مختصری از آن ارائه شده است:

جدول ۱. معرفی متغیرهای جمعیت‌شناختی خانوار

متغیرها	توضیحات	پایه آماری
تحصیلات	تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار	طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران
اندازه خانوار	تعداد اعضای خانوار	طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران
جنس سرپرست	متغیر مجازی (۱= اگر سرپرست خانوار مرد باشد و ۰= در غیر این صورت)	طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران
سن سرپرست	سن سرپرست خانوار	طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران
شاغل بودن سرپرست	متغیر مجازی (۱= اگر سرپرست خانوار شاغل باشد و ۰= در غیر این صورت)	طرح هزینه- درآمد مرکز آمار ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

از جمله روش‌های سیستمی در سیستم معادلات، روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای می‌باشد، که به‌منظور برآورد ضرایب از همه اطلاعات موجود در سیستم استفاده می‌کند و در مقایسه با روش‌های تک معادله‌ای مانند حداقل مربعات دو مرحله‌ای[1] و روش متغیر ابزاری[2] روش بهینه در سیستم معادلات همزمان است. در حقیقت روش‌های تک معادله‌ای، باوجود دارا بودن ویژگی سازگاری، با افزایش حجم نمونه، تورش واریانس آن‌ها به سمت صفر میل نمی‌کند و لذا به‌دلیل نداشتن حداقل واریانس در میان روش‌های سیستم معادلات، از کارایی مجانبی برخوردار نیستند و علت آن نادیده‌گرفتن همبستگی جملات خطای معادلات می‌باشد به عدم استفاده از اطلاعات

1. Two-Stage Least Squares (2SLS)
2. Instrumental Variables (IV)

موجود در سیستم می‌شود. این ضعف در روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای برطرف و با ایجاد امکان استفاده از تمامی اطلاعات سیستم، به کاراترین تخمین‌زن در سیستم معادلات تبدیل شده است.

به‌کارگیری روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای مستلزم برداشتن گام‌هایی به شرح زیر می‌باشد:

لازم است شکل حل‌شده متغیر درون‌زای موجود در هر معادله برآورد شود. برای مثال در معادله J ام اگر متغیرY متغیر درون‌زای آن معادله باشد، ضرورت دارد با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی معادله $y_j=x\pi_j+v_j$ برآورد و $\hat{y}_j=x\hat{\pi}_j$ محاسبه شود و سپس $\hat{y}_j+\hat{v}_j$ در معادله مورد نظر، یعنی معادله J ام جایگذاری شده و ضرایب و خطای آن، با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای برآورد شود، در گام بعدی با تخمین واریانس و کواریانس میان جملات خطا (یعنی $\hat{\delta}_{ij}$)، ماتریس واریانس- کواریانس به‌صورت $E(u_t u'_t)=\Omega$ تعریف می‌شود که عناصر Ω با $E(u_{it}u_{jt})=\delta_{ij}$ برابر است. با استخراج ماتریس Ω روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] بر روی برآوردهای حداقل مربعات دو مرحله‌ای یعنی $y=\hat{z}\alpha+u$ اجرا شده و تخمین‌زن روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای که در رابطه (۱۷) نشان داده شده است به دست می‌آید:

$$\hat{\alpha}_{3SLS}=(\hat{z}'\hat{\Omega}^{-1}\hat{z})^{-1}(\hat{z}'\hat{\Omega}^{-1})\,y \qquad (۱۷)$$

لازم به یادآوری است که در روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای فقط یک‌بار باقی‌مانده هر معادله و ضریب همبستگی میان باقی‌مانده‌های همه معادلات در قالب ماتریس $\hat{\Omega}$، محاسبه و بر اساس آن‌ها تخمین‌زن‌های این روش استخراج شده و تخمین نهایی به‌دست می‌آید، اما در مدل سیستم تقاضای EASI که توسط لیوبل و پنداکور[2] (۲۰۰۹) ارائه شده، از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری برای برآورد پارامترها و ضرایب متغیرها استفاده می‌شود، در حقیقت یک تقریب از Y با استفاده از مخارج خانوار (X) و قیمت کالاها (P) در نظر گرفته شده و از میانگین سهم بودجه‌ای $\overline{w}_i$ به جای سهم بودجه‌ای درون‌زای w_i مختص هر خانوار، استفاده می‌شود، همچنین پارامتر $a_{i,j}$ صفر در نظر شده و از این تقریب به‌عنوان ابزاری برای Y در برآورد رابطه (۷) یا رابطه

1. Generalized Least Squares (GLS)
2. Lewbel & Pendakur

w_i، با توجه به قیدهای عنوان‌شده در رابطه (۶) استفاده می‌شود. مراحل، به‌صورت پیوسته تکرار شده و پارامترهای برآوردشده $a_{i,j}$ و ابزار Y به‌روزرسانی می‌شود، این فرآیند آن‌قدر تکرار شده تا همگرایی حاصل شود و فاصله دو مجموعه تخمین از عدد پیش‌تعیین‌شده کمتر گردد.

۴-۱- نتایج برآورد و تفسیر یافته‌ها

مدل مورد بررسی در مطالعه حاضر در قالب سیستم تقاضای EASI برآورد و نتایج آن در جدول‌های (۲) و (۳) ارائه شده است. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی پنج قلم کالای اساسی گروه مواد غذایی شامل گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی، منجر به افزایش قیمت اقلام مورد مطالعه، شده و با توجه به محدودیت بودجه‌ای خانوار، قدرت خرید کاهش می‌یابد و در نهایت با تقلیل میزان تقاضا برای اقلام مذکور، رفاه خانوار به کلی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست آمده از بررسی اثر افزایش قیمت اقلام مختلف مواد غذایی بر میزان رفاه خانوار، با نتایج به‌دست آمده در مطالعات فهارودین و همکاران (۲۰۲۲)، آدیان و همکاران (۲۰۲۱) و کاراکیلو و دپالو (۲۰۱۴) مطابقت دارد؛ همچنین مطالعات داخلی مهرآرا و پارسا (۱۳۹۹)، خداپرست‌شیرازی و همکاران (۱۳۹۶) و قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴)، در زمینه بررسی اثر افزایش قیمت اقلام مختلف مواد غذایی بر میزان رفاه خانوار به نتیجه‌ای مشابه با نتایج این مطالعه دست یافته‌اند. متغیرهای جمعیت شناسی آثار متفاوتی بر میزان تقاضای اقلام دارند که هر کدام از آنها به‌طور مختصر شرح داده می‌شود:

با وجود تأثیر مستقیم و معنادار متغیر اندازه خانوار بر چهار قلم گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی به‌علاوه سایر خوراکی‌ها، برخلاف آنچه انتظار می‌رفت، افزایش بعد خانوار سبب کاهش تقاضا برای گوشت قرمز شده و اگرچه به موازات افزایش بعد خانوار، تقاضای مربوط به اقلام خوراکی دیگر، روند صعودی داشته است در مورد گوشت قرمز، نتیجه معکوس بوده است. در زمینه اقلام غیرخوراکی نیز اندازه خانوار رابطه مستقیم و معنادار با گروه کالایی پوشاک و حمل‌ونقل داشته، اما در خصوص مسکن، رابطه‌ای معکوس و معنادار وجود دارد. به‌عبارتی دیگر، خانوارهایی که ابعاد بزرگ‌تری دارند، تقاضای کمتری در بخش مسکن داشته‌اند.

جدول ۲. نتایج برآورد سیستم تقاضای EASI

گروه‌ها / متغیرها	گوشت قرمز	گوشت مرغ	لبنیات	تخم‌مرغ	روغن‌نباتی
عرض از مبدا	۰/۳۳۷۹۳	-۰/۸۳۹۵۴***	-۰/۲۰۴۷۸**	-۰/۱۲۱۵۵***	-۰/۷۹۱۷۲***
Y1	-۰/۱۸۹۶۹**	۰/۳۲۷۴۹***	۰/۰۹۰۳۴***	۰/۰۵۵۴۹***	۰/۲۸۰۷۴***
Y2	۰/۰۲۸۴۹***	-۰/۰۳۹۳۱***	-۰/۰۱۰۶۰***	-۰/۰۰۷۱۲***	-۰/۰۳۲۰۸***
Y3	-۰/۰۰۱۲۸***	۰/۰۰۱۴۹***	۰/۰۰۰۳۷***	۰/۰۰۰۲۸***	۰/۰۰۱۱۸***
اندازه خانوار	-۰/۰۰۱۷۱***	۰/۰۰۲۵۴***	۰/۰۰۱۵۵***	۰/۰۰۰۶۵***	۰/۰۰۱۳۷***
جنسیت	۰/۰۰۳۴۴***	۰/۰۰۰۷۶	۰/۰۰۱۴۶***	۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۰۰۲۴
سن سرپرست	۰/۰۰۰۴۰***	۰/۰۰۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۰۲***	-۰/۰۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۰۲***
تحصیل سرپرست	۰/۰۰۰۱۲	-۰/۰۰۰۳۳***	-۰/۰۰۰۰۸***	-۰/۰۰۰۰۷***	-۰/۰۰۰۱۵***
شاغل بودن سرپرست	۰/۰۰۳۹۵***	۰/۰۰۲۴۱***	۰/۰۰۰۶۷	-۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۱۲۴***
قیمت گوشت قرمز	۰/۰۰۲۱۶*	۰/۰۱۷۵۸***	-۰/۰۱۷۵۲***	-۰/۰۰۱۶۰**	-۰/۰۰۲۸۲***
قیمت گوشت مرغ	۰/۰۱۷۵۸***	۰/۰۲۰۳۰***	۰/۰۱۱۳۹***	۰/۰۰۳۷۴***	۰/۰۰۴۲۱***
قیمت لبنیات	-۰/۰۱۷۵۲***	۰/۰۱۱۳۹***	-۰/۰۰۶۰۰***	۰/۰۰۲۲۵***	۰/۰۰۱۶۴**
قیمت تخم‌مرغ	-۰/۰۰۱۶۰**	۰/۰۰۳۷۴***	۰/۰۰۲۲۵***	۰/۰۰۰۹۸	-۰/۰۰۳۲۸***
قیمت روغن‌نباتی	-۰/۰۰۲۸۲***	۰/۰۰۴۲۱***	۰/۰۰۱۶۴**	-۰/۰۰۳۲۸***	۰/۰۰۶۰۴***
قیمت سایرخوراکی‌ها	-۰/۰۰۳۰۷	-۰/۰۲۳۴۷***	۰/۰۱۱۸۷***	۰/۰۰۳۲۵***	۰/۰۰۲۱۴*
قیمت پوشاک	۰/۰۱۲۴۶***	-۰/۰۳۶۹۷***	-۰/۰۰۲۶۴	۰/۰۰۱۷۱**	۰/۰۱۲۴۴***
قیمت مسکن	-۰/۰۲۶۳۵***	۰/۰۰۲۸۳*	۰/۰۰۹۰۹***	-۰/۰۰۲۳۴***	-۰/۰۰۶۰۶***
قیمت حمل و نقل	-۰/۰۰۲۴۲	-۰/۰۱۳۷۶***	۰/۰۰۳۴۷***	-۰/۰۰۳۵۸***	۰/۰۰۶۳۶***

منبع: یافته‌های پژوهش (***، **و *به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند.)

ضریب متغیر مجازی جنسیت سرپرست خانوار بر تقاضای گروه کالاهای خوارکی و غیرخوراکی شامل گوشت قرمز، لبنیات، روغن‌نباتی، سایر خوارکی‌ها و مسکن، تأثیر معنادار و مثبت و بر پوشاک و حمل‌ونقل تأثیر معنادار و منفی داشته است. تأثیر سن سرپرست خانوار در میزان تقاضای گروه کالاهای گوشت قرمز، روغن‌نباتی، مسکن و سایر خوراکی‌ها دارای روند صعودی بوده و با کاهش سن سرپرست خانوار، مصرف لبنیات، تخم‌مرغ، پوشاک و حمل‌ونقل کاهش می‌یابد.

تحصیلات اکتسابی سرپرست خانوار، اثر منفی و معناداری برای تقاضای تمام اقلام مورد مطالعه به‌غیر از مسکن گذاشته و در آخر، شاغل بودن سرپرست خانوار سبب افزایش تقاضا گروه کالایی گوشت قرمز، گوشت مرغ، روغن‌نباتی و سایر خوراکی‌ها شده و از سوی دیگر کاهش تقاضا برای پوشاک و مسکن را درپی داشته است.

جدول ۳. ادامه نتایج برآورد سیستم تقاضای EASI

گروه‌ها / متغیرها	سایر خوراکی‌ها	پوشاک	مسکن	حمل و نقل
عرض از مبدا	-۴/۰۰۳۱۷***	۲/۶۲۸۲۵***	۱/۷۶۴۲۶**	-۲/۴۲۶۶۴***
Y1	۱/۴۲۲۰۲***	-۰/۹۱۲۰۵***	-۰/۲۶۹۱۸	۰/۹۳۸۴۹***
Y2	-۰/۱۵۷۸۸***	۰/۱۰۴۲۳***	۰/۰۱۹۴۵	-۰/۱۱۹۲۳***
Y3	۰/۰۰۵۵۹***	-۰/۰۰۳۸۳***	-۰/۰۰۰۵۷	۰/۰۰۵۱۱***
اندازه خانوار	۰/۰۱۴۲۷***	۰/۰۰۱۸۸***	-۰/۰۲۷۷۹***	۰/۰۰۱۴۲**
جنس سرپرست	۰/۰۰۷۶۰***	-۰/۰۰۳۶۳***	-۰/۰۳۵۵۵***	۰/۰۱۵۴۵***
سن سرپرست	۰/۰۰۰۱۲**	-۰/۰۰۰۵۵***	۰/۰۰۱۷۱***	-۰/۰۰۰۷۲***
تحصیل سرپرست	-۰/۰۰۱۲۸***	-۰/۰۰۰۶۸***	۰/۰۰۱۲۲***	-۰/۰۰۱۰۴***
شاغل بودن سرپرست	۰/۰۱۳۸۵***	-۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۴۶۹۱***	۰/۰۰۲۹۵
قیمت گوشت قرمز	-۰/۰۰۳۰۷	۰/۰۱۲۴۶***	-۰/۰۲۶۳۵***	-۰/۰۰۲۴۲
قیمت گوشت مرغ	-۰/۰۲۳۴۷***	-۰/۰۳۶۹۷***	۰/۰۰۲۸۳*	-۰/۰۱۳۷۶***
قیمت لبنیات	۰/۰۱۱۸۷***	-۰/۰۰۲۶۴	۰/۰۰۹۰۹***	۰/۰۰۳۴۷***
قیمت تخم‌مرغ	۰/۰۰۳۲۵***	۰/۰۰۱۷۱**	-۰/۰۰۲۳۴***	-۰/۰۰۳۵۸***
قیمت روغن‌نباتی	۰/۰۰۲۱۴۹*	۰/۰۱۲۴۴۹۸***	-۰/۰۰۶۰۶۵***	۰/۰۰۶۳۶۷۸***
قیمت سایرخوراکی‌ها	۰/۱۰۸۷۱***	-۰/۰۴۹۱۲***	-۰/۰۹۵۵۶۰***	۰/۰۳۹۷۰۸***
قیمت پوشاک	-۰/۰۴۹۱۲۷***	۰/۰۳۷۲۶***	-۰/۰۳۰۸۴***	-۰/۰۰۷۱۵۵**
قیمت مسکن	-۰/۰۹۵۵۶۰***	-۰/۰۳۰۸۴***	۰/۲۷۹۱۵***	۰/۰۱۲۴۳۰۷***
قیمت حمل‌ونقل	۰/۰۳۹۷۰***	-۰/۰۰۷۱۵۵**	۰/۰۱۲۴۳***	-۰/۰۳۴۵۰۶***

منبع: یافته‌های پژوهش (***، **و* به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نمایش می‌دهند.)

بر اساس ادبیات و مبانی نظری مصرف‌کننده، خانوارها از جهت اندازه، ترکیب سنی، میزان تحصیلات، وضعیت اشتغال و سایر مشخصات، متفاوت هستند و اهمیت اثر این خصوصیات بر الگوی تقاضای خانوارها، کمتر از اهمیت اثرات قیمت و درآمد نیست. خانوارها به اقتضای شرایط، نیازهای متفاوتی نسبت به یکدیگر دارند. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خانوار و تمرکز بر اطلاعات اخذ شده مربوط به سرپرست خانوار، بدون در نظر گرفتن جنبه‌های دیگر از جمله محل سکونت (شهر-روستا)، ترکیب سنی اعضاء، تعداد شاغلین و مواردی دیگر، اثری کم‌رنگ بر میزان تقاضا برای مواد غذایی دارد. ویژگی‌های دموگرافیک خانوارها هم از طریق تأثیر بر ذائقه مصرف‌کننده و هم از طریق

تأثیر آنها بر قیمت‌های «واقعی» و درآمدهای «دائمی» که خانوارها با آن مواجه هستند، بر الگوهای مخارج آنها تأثیر می‌گذارد (کتکار و چو[1]، ۱۹۸۲).

جدول (۲) و (۳) نتایج برآورد سیستم تقاضای EASI را به تفکیک هر گروه کالایی نشان می‌دهد. اندازه خانوار با تقاضای همه اقلام خوراکی مورد بررسی به‌غیر از گوشت - قرمز، رابطه مثبت دارد، همان‌طور که انتظار می‌رود، با افزایش اندازه خانوار، تقاضا برای محصولات گران‌تر کاهش یافته در حالی که تقاضا برای مواد غذایی ارزان‌تر افزایش می‌یابد که با نتایج مقاله عبدلی و عابرت[2] (۲۰۰۴) و آدیان و همکاران (۲۰۲۱) مطابقت دارد. سن سرپرستان خانوار اثرات مثبتی بر روی گوشت قرمز، گوشت مرغ و روغن‌نباتی داشته و با لبنیات و تخم‌مرغ رابطه معکوس دارد که کاملاً با نتایج مطالعه بیلجیک و ین[3] (۲۰۱۳)، که برای کشور ترکیه در ابعاد بزرگتری انجام داده مطابقت دارد. تحصیلات با گوشت قرمز رابطه مستقیم و با سایر اقلام خوراکی رابطه معکوس دارد. رابطه مثبت گوشت قرمز و تحصیلات با نتایج عبدلی و عابرت (۲۰۰۴) و ژانگ و هنبری[4] (۲۰۰۹)، منطبق می‌باشد. خانوارهای دارای سرپرست شاغل، به‌غیر از تخم‌مرغ، برای سایر اقلام خوراکی، تقاضای بیشتری دارند؛ لذا با افزایش درآمد افراد تمایل دارند از مواد غذایی کم ارزش دور شوند و به سمت غذاهای مرتبط با پروتئین مثلاً گوشت-قرمز و سفید بروند.

همچنین در خصوص اقلام غیرخوراکی مورد بررسی، ابعاد خانوار با تقاضا برای اقلام غیرخوراکی پوشاک و حمل‌نقل رابطه مستقیم داشته و با مسکن رابطه معکوس دارد که از دلایل آن می‌توان صرفه ناشی از مقیاس در مصرف برای مسکن نام برد. لاوری و همکاران[5] (۱۹۷۱)، مایسل و وینیک[6] (۱۹۸۱)، نشان داده‌اند که هزینه‌های مسکن ابتدا با اندازه خانوار افزایش و سپس کاهش می‌یابد.

همچنین متغیرهای مجازی سن و تحصیلات با پوشاک و حمل‌ونقل رابطه معکوس ولی با مسکن رابطه مثبت است. جنسیت و شاغل بودن سرپرست خانوار نیز رابطه منفی با پوشاک و مسکن و رابطه مثبت حمل‌ونقل دارند. قادری (۱۳۸۲) در مقاله خود نشان

1. Ketkar & Cho
2. Abdulai & Aubert
3. Bilgic & Yen
4. Zheng & Henneberry
5. Lowry et al.
6. Maisel & Winnick

داد میزان تقاضا برای مسکن با اندازه خانوار رابطه منفی و با سن و تحصیلات رابطه مثبت دارد که منطبق با نتایج این مقاله است. توجه به این نکته ضروری است که ماهیت متنوع یافته‌ها در رابطه با متغیرهای جمعیت شناختی، با توجه به شرایط مکانی، زمانی، محدودیت‌های موجود و عوامل متنوع دیگر تعجب‌آور نیست (مایو[1]، ۱۹۸۱).

۴-۲- برآورد کشش‌ها

پس از محاسبات ضرایب و پارامترهای یک مدل، برای تحلیل اقتصادی به محاسبه کشش‌ها و بررسی اثرات درآمدی و قیمتی گروه‌های کالایی مختلف نیاز است. در مطالعه حاضر کشش درآمدی و قیمتی برای ده گروه کالاهای خوراکی و غیرخوراکی شامل (گوشت قرمز، گوشت مرغ، لبنیات، تخم‌مرغ، روغن‌نباتی، سایرخوراکی‌ها، پوشاک، مسکن، حمل‌ونقل، سایر کالاها) محاسبه و در جدول (۴) نمایش داده می‌شود.

کشش قیمتی لبنیات بیشتر از یک بوده و حاکی از حساسیت بالای این کالا نسبت به قیمت است در حالی‌که مابقی اقلام خوراکی با کشش قیمتی کمتر از یک، جزء کالاهای کم‌کشش محسوب می‌شوند و با نتایج الزاکی و همکاران[2] (۲۰۲۱) و مصطفی و همکاران[3] (۲۰۲۲)، منطبق است.

کشش درآمدی کلیه گروه‌های کالایی (خوراکی و غیرخوراکی) مثبت است و در رده کالاهای نرمال قرار می‌گیرند. اقلام خوراکی شامل (گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات، روغن‌نباتی و سایر خوراکی‌ها) کمتر از یک و بیانگر ضروری بودن این دست کالاها است ولی کشش درآمدی بیش از عدد یک برای گوشت قرمز دلالت بر لوکس شدن این کالا است که با نتایج مطالعات (وربیک و همکاران[4]، ۲۰۱۴)، (کوستاکیس و همکاران، ۲۰۲۰)، (وانگومتا[5]، ۲۰۲۲)، مطابقت دارد.

از میان اقلام غیرخوراکی، مسکن با کشش درآمدی کمتر از یک، ضروری بوده و سه گروه دیگر شامل پوشاک، حمل‌ونقل و سایر کالاها، لوکس می‌باشند که با مقالات پژویان و احمدی، (۱۳۹۳)، سالم و مروت، (۱۳۹۷) و (کوستاکیس و همکاران، ۲۰۲۰) و پایان‌نامه یوسف‌آملی (۱۳۹۰)، همخوانی دارد.

---

1. Mayo
2. Elzaki et al.
3. Mustafa et al.
4. Verbič, et al.
5. Wongmonta

جدول ۴. کشش درآمدی و قیمتی تقاضا

شرح	کشش درآمدی	نوع کالا	کشش قیمتی
گوشت قرمز	۱/۳۷	لوکس	-۰/۹۳
گوشت مرغ	۰/۴۹	ضروری	-۰/۲۵
لبنیات	۰/۶۳	ضروری	-۱/۲۴
تخم‌مرغ	۰/۴۸	ضروری	-۰/۸۷
روغن‌نباتی	۰/۵۵	ضروری	-۰/۵۵
سایرخوراکی‌ها	۰/۷۵	ضروری	-۰/۴۰
پوشاک	۱/۸۰	لوکس	۰/۱۴
مسکن	۰/۸۱	ضروری	-۰/۰۸
حمل و نقل	۱/۶۰	لوکس	-۱/۵۸
سایر کالاها	۱/۲۵	لوکس	-۰/۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳- *تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی*

با توجه به اینکه هدف اصلی در مقاله پیش‌رو، محاسبه تغییرات رفاهی ناشی از اعمال سیاست حذف ارز ترجیحی و افزایش قیمت اقلام اساسی است، لذا برای نیل به این هدف، ضروری است هزینه‌های صورت پذیرفته برای اقلام قبل و پس از اجرای سیاست، مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به این نکته که سیاست حذف ارز ترجیحی در ۱۹اردیبهشت‌ماه سال ۱۴۰۱ اجرایی شده، تلاش بر این بوده است که بر اساس قیمت‌های رسمی منتشر شده وزارت صمت، درصد تغییر قیمت‌ها (ΔPi) اندازه‌گیری شود، تا علاوه بر هم‌سو شدن با شرایط اقتصادی کشور، بتوان از نتایج حاصل، در جهت اتخاذ تصمیم‌های بهینه بعدی بهره‌برداری کرد. اقلام غذایی مورد مطالعه با اجرای سیاست مذکور به تفکیک، با افزایش ۳۰ درصدی قیمت گوشت قرمز، ۹۰ درصدی قیمت گوشت مرغ، ۹۰ درصدی قیمت تخم‌مرغ، ۶۰ درصدی قیمت لبنیات و ۳۵۰ درصدی قیمت روغن‌نباتی مواجه شده است. همچنین در عین حال با در نظر گرفتن اجرایی شدن سیاست حذف ارز ترجیحی اقلام مورد مطالعه، طبق آنچه دولت اعلام کرده و پرداخت ۴۰۰,۰۰۰ تومان یارانه نقدی به دهک‌های اول تا سوم و ۳۰۰,۰۰۰ تومان به دهک‌های سوم تا نهم، اطلاعات هزینه‌ای تک تک خانوارهای مورد بررسی، پس از اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی، با استفاده از معیار CV، شبیه‌سازی و به

مخارج خانوار اضافه می‌گردد و ضریب جینی دوباره محاسبه شده است. نتیجه حاصل شده نشان می‌دهد که ضریب جینی از ۰/۳۸ قبل از اجراء به ۰/۲۹ تقلیل یافته است که بیانگر کاهش نابرابری در کوتاه‌مدت می‌باشد. این فرآیند مشمول مراحل مختلفی است از جمله محاسبه cv از طریق فرمول آن که قبلاً نگاشته شد و همچنین شبیه‌سازی درآمد از طریق درآمد قبل از اجرای سیاست به‌علاوه معیار cv و در نهایت فرمول ضریب جینی برای داده‌های شبیه‌سازی شده درآمد بعد از اجرای سیاست اندازه‌گیری شد. برای محاسبه ضریب جینی (نابرابری درآمد) از رابطه‌ی زیر استفاده گردید:

$$G = 1 - \sum_{i=1}^{n} (w_{i+1}y_{i+1} + w_i y_i)(x_{i+1} - x_i) \quad (۱۸)$$

y_i فراوانی نسبی تجمعی درآمد جدید (شبیه سازی شده)، xi فراوانی تجمعی جمعیت با لحاظ وزن‌های جمعیتی و w_i وزن‌های جمعیتی مرکز آمار ایران برای هر خانوار و اندیس($i=1,2,\ldots,n$) ، به خانوارها اشاره می‌کند (می و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

اصلاح نظام پرداخت یارانه کشور، با توجه به اثرگذاری گسترده در تمامی حوزه‌های اقتصادی و غیراقتصادی، مستلزم تدوین برنامه منسجم و جامعی می‌باشد که بایستی تمامی جوانب دخیل از جمله میزان اصلاح قیمت، تعریف شفاف بسته‌های حمایتی برای جبران زیان‌های احتمالی، مهار تورم و غیره در نظر گرفته شود؛ چنانچه نتایج به‌دست آمده، وابسته به نحوه اجرای آن باشد، در صورت پیشبرد و اعمال تمام موارد از پیش طراحی شده، علاوه بر رفع مشکلات ناشی از قیمت‌گذاری پایین کالاهای مشمول یارانه، تبعات مطلوبی به‌دنبال داشته و در مسیر توسعه اقتصادی حرکت می‌کند، اما در صورت هرگونه اهمال‌کاری در مراحل اجرایی، افزون بر تجمیع مشکلات کنونی، مسائل تازه‌ای نیز پدیدار می‌گردد.

در ۱۹ اردیبهشت‌ماه سال ۱۴۰۱، سیاست حذف ارز ترجیحی در مورد پنج قلم کالای اساسی گروه مواد غذایی که سهم گسترده‌ای از این یارانه پنهان را به خود تخصیص داده است، اجرایی شده است. از نظر تئوری، برنامه‌های اقتصادی پیش از

1. Mi et al.

اجراء، قادر به پیش‌بینی کامل رفتارهای اقتصادی ناشی از آن نیستند و همواره شکاف‌هایی میان برآوردهای صورت پذیرفته با واقعیت محقق شده، وجود دارد. از سوی دیگر، رسیدن به بسیاری از اهداف سیاستی از قبیل کاهش یا افزایش یارانه، مستلزم اطلاع از نوع واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به تغییر قیمت‌ها و درآمد می‌باشد.

اجرای سیاست مذکور، اثراتی بر تقاضای خانوار که همواره به دنبال حداکثر نمودن مطلوبیت با لحاظ قید بودجه می‌باشند وارد کرده و در میزان رفاه تأثیرگذار است. لذا در مطالعه حاضر، تلاش شده با توجه به محدودیت‌های گوناگون در دسترسی به داده‌های مورد نیاز، بهره‌گیری از اطلاعات قابل حصول سال ۱۳۹۹، قیمت اقلام مورد مطالعه قبل و بعد از اجرای سیاست مذکور و به‌کارگیری مدل سیستم تقاضای EASI، آثار کوتاه‌مدت اجرای طرح حذف ارز ترجیحی اقلام اساسی خوراکی در کنار سایر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی خانوارها از جمله اندازه خانوار، سن، جنسیت، تحصیلات و شاغل بودن سرپرست شناسایی شود. این مدل در کنار برآورد تابع تقاضای مارشالی و بررسی اثر متغیرهای جمعیت‌شناختی خانوار، منحنی‌های انگل غیرخطی S شکل را برخلاف سایر توابع تقاضای پارامتریک در برآورد تابع تقاضا مانند مدل AIDS پوشش داده و ناهمگونی‌های ترجیحات مشاهده نشده را نیز در نظر می‌گیرد. به‌صورت کلی، فرض می‌شود که مصرف‌کننده با تعداد محدود کالاها و J بردار از سهم‌های بودجه‌ای روبه‌رو بوده و به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت می‌باشد و در نهایت سهم‌های بودجه‌ای برای هر کالا بر اساس قیمت، متغیرهای جمعیت‌شناختی و مخارج حقیقی آن استخراج می‌شود که می‌توان آن را با به‌کارگیری رویکرد حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری برآورد کرد.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که حذف ارز ترجیحی با توجه به ضروری و لوکس بودن اقلام، اثرات متفاوتی بر تقاضای گروه‌های مختلف کالاهای خوراکی و غیرخوراکی دارند و این تغییرات در میزان تقاضا، رفاه خانوار را تحت شعاع قرار می‌دهند؛ در حقیقت اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی پنج قلم کالای اساسی گروه مواد غذایی شامل گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی منجر به افزایش قیمت اقلام مورد مطالعه شده و با توجه به محدودیت بودجه‌ای خانوار، قدرت خرید کاهش می‌یابد و در نهایت با تقلیل میزان تقاضا برای اقلام مذکور، رفاه خانوار به کلی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین اندازه خانوار منجر به افزایش تقاضا برای گوشت مرغ، تخم‌مرغ، لبنیات و روغن‌نباتی بعلاوه سایر خوراکی‌ها، می‌شود، ولی در خصوص

گوشت قرمز نتیجه معکوس بوده است. در مورد اقلام غیر خوراکی نیز اندازه خانوار رابطه مستقیم و معنادار با گروه کالایی پوشاک و حمل‌ونقل داشته، اما در زمینه مسکن، رابطه‌ای معکوس و معنادار وجود دارد.

جنسیت سرپرست خانوار، بر تقاضای گروه کالاهای خوارکی و غیرخوراکی شامل گوشت قرمز، لبنیات، روغن‌نباتی، سایر خوارکی‌ها و مسکن تأثیر معنادار و مثبت و بر پوشاک و حمل‌ونقل تأثیر عکس داشته است. تأثیر سن سرپرست خانوار در میزان تقاضای گروه کالاهای گوشت قرمز، روغن‌نباتی، سایر خوراکی‌ها و مسکن دارای روند صعودی بوده است و با کاهش سن سرپرست خانوار، مصرف لبنیات، تخم‌مرغ، پوشاک و حمل‌ونقل کاهش می‌یابد. افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار، تأثیر منفی و معناداری بر تقاضا همه اقلام مورد مطالعه به‌غیر از مسکن گذاشته است. شاغل بودن سرپرست خانوار سبب افزایش مصرف گروه کالایی گوشت قرمز، گوشت مرغ، روغن‌نباتی و سایر خوراکی‌ها شده و از سوی دیگر منجر به کاهش تقاضا برای پوشاک و مسکن می‌شود.

افزون بر این؛ در مطالعه حاضر کشش درآمدی برای گروه‌های مختلف محاسبه و نتایج حاصل از آن نشان می‌دهد که از گروه‌های خوراکی مورد مطالعه، فقط کشش درآمدی گوشت قرمز، برای خانوارهای شهری بزرگتر از یک به‌دست آمده است، که نشان می‌دهد این کالا، جزء دسته کالاهای لوکس قرار می‌گیرد، در حالی که سایر اقلام مورد مطالعه شامل گوشت مرغ، لبنیات، تخم‌مرغ و روغن‌نباتی دارای کشش درآمدی کوچکتر از یک هستند، این نتیجه نشان می‌دهد که گروه‌های یاد شده جزء کالاهای ضروری و نرمال محسوب می‌شوند. برای گروه‌های کالایی غیرخوراکی فقط کشش درآمدی مربوط به مسکن کوچک‌تر از یک بوده است که ضروری بودن آن را نشان می‌دهد و گروه کالایی پوشاک و حمل‌ونقل با به‌دست آوردن کشش درآمدی بیشتر از یک، جزء اقلام لوکس در نظر گرفته شده‌اند.

نتایج نشان می‌دهد که حذف ارز ترجیحی، سبب افزایش قیمت و در نتیجه کاهش تقاضای گروه خوراکی و غیرخوراکی به طور معناداری شده است و در صورت عدم اجرای سیاست‌های حمایتی، بسیاری از خانوارها، از تأمین ضروری‌ترین مایحتاج زندگی خود ناتوان می‌مانند، لذا دولت، با به‌کار بستن طرح‌های جبرانی، مبلغ ۴۰۰,۰۰۰ تومان یارانه نقدی به دهک‌های اول تا سوم و ۳۰۰,۰۰۰ تومان به سایر دهک‌های درآمدی پرداخت می‌کند؛ با فرض عملی شدن تمامی سیاست‌های پیشنهادی دولت، اطلاعات

هزینه‌ای تک تک خانوارهای مورد بررسی، پس از اجرای سیاست حذف ارز ترجیحی، با استفاده از معیار CV شبیه سازی و ضریب جینی دوباره محاسبه شده است. براساس نتایج به‌دست آمده، میزان نابرابری در توزیع درآمد از ۳۸٪ قبل از طرح حذف ارز ترجیحی، به ۲۹٪ تقلیل یافته، که بیانگر کاهش نابرابری در کوتاه‌مدت است.

یکی از اهداف یارانه، بهبود وضعیت اقشار ضعیف جامعه است و بر اساس نتایج این مطالعه حذف یارانه و آزادسازی قیمت‌ها در شرایط عادی اقتصاد (مشروط به عدم افزایش قیمت سایر گروه‌های کالایی) و پرداخت یارانه نقدی، موجب بهبود توزیع درآمد می‌گردد و این نشان می‌دهد سیاست اعطای یارانه برای کاهش قیمت مؤثر نبوده و توزیع نقدی یارانه (البته مشروط به اجرای آن در شرایط عادی اقتصاد، عدم تغییر قیمت سایر گروه‌ها و شناسایی دقیق قشر هدف) عملکرد بهتری نسبت به کنترل قیمت‌ها با یارانه خواهد داشت.

آنچه باید توجه ویژه داشت در صورت عدم تطابق آنچه در واقعیت اتفاق می‌افتد با برنامه‌های از پیش طراحی شده، این آثار کم‌رنگ نیز از بین خواهد رفت. از این‌رو تأکید می‌شود با توجه به اینکه نتایج هر طرح سیاسی - اقتصادی، با وقفه زمانی مشخص می‌شود، لازم است به‌منظور دریافت نتیجه آثار اجرای طرح مذکور در میان‌مدت و درازمدت، با رعایت فاصله زمانی مناسب و استفاده از داده‌های مربوط و به‌روز در بخش‌های مختلف اقتصادی، دوباره بررسی صورت گیرد.

منابع

۱. پروین، سهیلا (۱۳۸۹). تأثیر تغییر قیمت بر فقر. *اقتصاد مقداری*،۷(۲)، ۹۵-۱۱۷.

۲. جعفری‌صمیمی، احمد و فرجزاده، زهرا (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۴۱(۱)، ۱-۱۶.

۳. خرمی‌مقدم، سیمین، زارع مهرجردی، محمدرضا، مهرابی‌بشرآبادی، حسین و بخشوده، محمد (۱۳۹۳). تحلیل اثر کاهش یارانه مواد غذایی بر روی نابرابری درآمدی. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۱(۱)، ۱-۱۶.

۴. خداپرست، جلیل، اشک‌تراب، نیلوفر و نعمت‌الهی، زهرا (۱۳۹۷). آثار افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و فقر خانوارهای شهری ایران. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۲(۴)، ۲۸۷-۲۹۸.

۵. دادگر، یداله، نظری، روح‌اله (۱۳۹۰). تحلیل رفاهی سیاست‌های یارانه‌ها در اقتصاد ایران. *رفاه اجتماعی*. ۱۱ (۴۲). ۳۳۷-۳۸۰.
۶. رحیمی‌نیا، هیوا. اکبری مقدم، بیت‌اله (۱۳۹۵). آثار اصلاح یارانه‌ها بر نابرابری رفاهی در ایران (مدل‌سازی CGE و شاخص تغییرات معادل (EV). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. ۵ (۱۷). ۲۴۳-۲۷۱.
۷. صحبتی، زهرا، خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۹۲). ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایران. *راهبرد اقتصادی*. ۲ (۴). ۹۳-۷۳.
۸. قهرمان‌زاده، محمد، ضیایی، محمدباقر، پیش‌بهار، اسماعیل و دشتی، قادر (۱۳۹۴). اندازه‌گیری تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری ایرانی. *اقتصاد کشاورزی*، ۹ (۴). ۹۷-۱۱۹.
۹. مهرآرا، محسن و حسنی پارسا، الناز (۱۳۹۹). بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارهای شهری در ایران. *مجلس و راهبرد*، ۲۷ (۱۰۴)، ۳۲۳-۳۴۹.
10. Abdulai, A. (2002). Household demand for food in Switzerland. A quadratic almost ideal demand system. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 138(I), 1–18.
11. Adeyonu, A. G., Shittu, A. M., Kehinde, M. O., & Adekunle, C. P. (2021). Farm Households' Demand Response to Escalating Food Prices in Nigeria. *Journal of Applied Economics*, 24(1), 555-576.
12. Adekunle, C. P., Akinbode, S. O., Shittu, A. M., & Momoh, S. (2020). Food price changes and farm households' welfare in Nigeria: Direct and indirect approach. *Journal of Applied Economics*, 23(1), 409-425.
13. Allo, A. G., Satriawan, E., & Arsyad, L. (2018). The impact of rising food prices on farmers welfare in Indonesia. *Journal of Indonesian* Economy & Business, 33(3).
14. Babu, S. C., Gajanan, S. N., & Hallam, J. A. (2017). Consumer theory and estimation of demand for food. Nutrition Economics, 81–115.
15. Berry, A. (2018). Compensating households from carbon tax regressivity and fuel poverty: a microsimulation study. HYPERLINK "https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01691088" hal-01691088
16. Caracciolo, F., Depalo, D., & Macias, J. B. (2014). Food price changes and poverty in Zambia: An empirical assessment using household microdata. *Journal of International development*, 26(4), 492-507.

17. Caillavet, F., Fadhuile, A., & Nichèle, V. (2019). Assessing the distributional effects of carbon taxes on food: Inequalities and nutritional insights in France. *Ecological Economics*, 163, 20-31.
18. Eisner, A., Kulmer, V., & Kortschak, D. (2021). Distributional effects of carbon pricing when considering household heterogeneity: An EASI application for Austria. *Energy Policy*, 156, 112478
19. Faharuddin, F., Yamin, M., Mulyana, A., & Yunita, Y. (2022). Impact of food price increases on poverty in Indonesia: empirical evidence from cross-sectional data. *Journal of Asian Business and Economic Studies*.
20. Hovhannisyan, V., & Shanoyan, A. (2020). An empirical analysis of the welfare consequences of rising food prices in urban China: The EASI approach. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 42(4), 796-814.
21. Hausman, J. "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss." *The American Economic Review,* 71(1981):662–76.
22. Headey, D. (2011). Rethinking the Global Food Crisis: The Role of Trade Shocks. *Food Policy,* 36(2):136-146.
23. Kargbo, J. M. (2000). Impacts of monetary and macroeconomic factors on food prices in eastern and southern Africa. *Applied Economics,* 32(11), 1373-1389.
24. Lewbel, A., & Pendakur, K. (2009). Tricks with Hicks: The EASI demand system. *American Economic Review*, 99(3), 827-63.
25. Mohtadi, S., & Castells-Quintana, D. (2021). The distributional dimension of the resource curse: Commodity price shocks and income inequality. *Structural Change and Economic Dynamics*, 59, 63-78.
26. Kakwani, N., Soares, F. V., & Son, H. H. (2005). Conditional cash transfers in African countries. Brasilia: International Poverty Centre, United Nations Development Programme.
27. Obayelu, A. E. (2010). Global food price increases and nutritional status of nigerians: the determinants. Coping Strategies, Policy Responses and Implications, *ARPN Journal of Agricultural and Biological Science*, 5(2), 67–80.
28. Reaños, M. A. T. (2021). Floods, flood policies and changes in welfare and inequality: Evidence from Germany. *Ecological Economics,* 180, 106879.
29. Shimeles, A., & Woldemichael, A. (2013). Rising food prices and household welfare in Ethiopia: evidence from micro data. African Development Bank Group, Working Paper Series, No(182).
30. Zhen, C., Finkelstein, E. A., Nonnemaker, J. M., Karns, S. A., & Todd, J. E. (2014). Predicting the effects of sugar sweetened beverage taxes on food and beverage demand in a large demand system. *American journal of agricultural economics*, 96(1), 1-25.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۷، شمارهٔ ۱، بهار ۱۴۰۱/ ص ۱۸۸ -۱۵۷

اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی در بازار مسکن (مسکونی) مناطق شهری استان‌های منتخب ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

DOI: 10.22059/jte.2022.345778.1008684

محمدرضا منجذب*[۱]، عباس خندان[۲]، حمید شاه بهرامی[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، dr_monjazeb@yahoo.com

۲. استادیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، khandan.abbas@khu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد مهندسی صنایع سیستم‌های کلان اقتصادی اجتماعی، تهران، ایران، mbahrami498@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۳

چکیده

این مقاله به دنبال اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی مسکن استان‌های منتخب ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی است و در این راستا از داده های حقیقی شده قیمت زمین، قیمت مسکن، تولید ناخالص داخلی و اجاره بها در۲۰ استان طی دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۸۵) استفاده شده است. پس از بررسی اثرات این متغیرها بر قیمت مسکن استان‌ها، مدل خودرگرسیون فضایی با اثرات ثابت، برآورد و با استفاده از رویکرد شکاف بین میانگین‌های قیمت واقعی و قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) درجه سفته‌بازی مسکن در استان‌ها محاسبه شده است. نتایج حاکی از آن است که اجاره‌بها و قیمت زمین اثر مثبت و تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر قیمت مسکن دارند. شکاف قیمت مسکن برای تمامی استان‌ها معنادار بود و بر اساس آن درجهٔ سفته‌بازی استان‌ها محاسبه شده است. همچنین، اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود نمایان گردید.

طبقه‌بندی JEL: G10, R31, R32

کلیدواژه‌ها: بازار مسکن، قیمت مسکن، درجه سفته بازی، اقتصادسنجی فضایی

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۷۷۵۲۷۶۷۴

۱- مقدمه

بخش مسکن نقش مهمی در اقتصاد ایران دارد. بیش از ده‌ها سال است که قیمت مسکن و اجاره بها در سراسر کشور رو به افزایش بوده و مردم و سیاستمداران از بحران مسکن صحبت کرده‌اند. بر اساس گزارش مرکز آمار ایران، در سال ۱۳۷۵ متوسط قیمت هر مترمربع مسکن در پایتخت تهران ۵۴۶ هزار ریال بوده، که در بهار ۱۴۰۰ به قیمت ۳۲۵۶۲۹ هزار ریال رسیده یا ۵۹۶ برابر شده است. به‌عبارت دیگر، تهران طی ۲۵ سال گذشته متوسط تورم هندسی مستمر ۲۹/۱۳ درصدی قیمت مسکن را تجربه کرده است. قیمت‌ها هر ۲/۴ سال دو برابر شده و این به‌طور مداوم در ۲۵ سال گذشته تکرار شده است. بر اساس گزارش ۱۴۰۰ بودجه خانوار مرکز آمار، هزینه مسکن حدود ۳۷ درصد از کل هزینه خانوار در مناطق شهری را تشکیل می‌دهد که به‌طور طبیعی بر نرخ ازدواج و باروری تأثیر منفی و معناداری خواهد داشت (قلی‌پور و فرزانگان[1] ۲۰۱۵). روند صعودی قیمت مسکن سبب کاهش تقاضا شده، به‌گونه‌ای که تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره در مناطق شهری که در سال ۱۳۹۰ برابر ۱۹۷ هزار و ۱۰۵ فقره بوده، در دهه اخیر در برخی سال‌ها تا ۵۰ درصد کاهش داشته است. همه اینها در حالی اتفاق افتاده که اقتصاد ایران تحت تأثیر تحریم‌های سخت آمریکا آسیب دیده است. سیاست‌گذاران ایرانی با نگرانی از پیامدهای اقتصادی و اجتماعی تحریم‌ها و بحران مسکن، مشکلات این بخش را در اولویت قرار داده‌اند و مسکن را پیش درآمد اقتصاد و بهترین راه برای ایجاد اشتغال می‌دانند. همچنین بحران مسکن توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است.

اما ریشه این تورم مداوم قیمت مسکن در ایران چه بوده است؟ در اقتصاد نئوکلاسیک، عرضه و تقاضا قیمت مسکن را تعیین می‌کنند. در سمت عرضه، وام‌های بانکی، نرخ بهره (سود تسهیلات)، افزایش قیمت زمین، در دسترس بودن خانه‌های نوساز و میزان خالی بودن موجودی خانه‌های موجود بر قیمت مسکن تأثیرگذارند و در سمت تقاضا به عوامل تأثیرگذار دیگری از جمله رشد جمعیت، درآمد، تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد، نیازهای سرمایه‌گذاری و سطح بالای تورم می‌توان اشاره کرد. با وجود توضیح‌دهندگی این مدل‌های سنتی، اما آن‌ها بر پیش‌فرض نادرست تسویه‌ی آنی بازار استوارند، به این معنی که قیمت‌ها تقریباً بلافاصله تنظیم می‌شوند تا تقاضا و عرضه

1. Gholipour & Farzanegan

مسکن در هر مقطع زمانی متعادل شود. در مقابل، مطالعات اخیر نشان داده که بازار مسکن اغلب ناکارآمد بوده و سفته‌بازی یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است.

بازار املاک و مستغلات به‌عنوان یکی از مهم‌ترین فرصت‌های سرمایه‌گذاری در ایران همواره با نوسانات سفته‌بازانه مواجه است. شتاب رشد شاخص قیمت مسکن در ایران به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی به صورتی بوده است که به نظر نمی‌رسد تنها ناشی از افزایش تقاضای مصرفی برای مسکن باشد؛ کمتر تحلیلگری را می‌توان یافت که به وجود تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن ایران اشاره نداشته باشد. منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱)، نشان می‌دهند که در سه دهه گذشته به‌طور متوسط ۲۰ درصد از افزایش قیمت مسکن مربوط به سفته‌بازی بوده است. عدم اطمینان به بازار سرمایه، کالای اَمن بودن مسکن، اعتقاد به عدم کاهش قیمت مسکن میان سرمایه‌گذاران، افزایش تحریم‌ها و رکود صنعت و عدم سرمایه‌گذاری در آن و از سویی ورود بخشی از تسهیلات اعطایی در قالب طرح‌های زودبازده به بخش مسکن موجبات رونق سفته‌بازی و تبدیل‌شدن مسکن به کالایی سرمایه‌ای را فراهم کرده، که از عوامل اصلی افزایش قیمت مسکن در ایران به شمار می‌رود (آرام بنیار، ۱۳۸۸). افزون بر این، مسکن در ایران به‌عنوان تأمین کننده درآمد و رفاه دوران سالمندی نیز عمل می‌کند، بنابراین تقاضای مصرفی نیز به‌نوعی جنبه سرمایه‌ای دارد.

به دلیل اهمیت مسئله مطالعات مختلفی سفته‌بازی در بازار مسکن ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند، اما با این وجود مطالعات کمی هستند که به اثرگذاری سفته‌بازی مسکن در مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر توجه کرده و این مسئله را با این رویکرد مورد تحلیل قرار دهند. با توجه به موارد مطرح شده، این مقاله قصد دارد درجهٔ سفته‌بازی مسکن در استان‌های مختلف کشور را برآورد کند و اثرگذاری رفتارهای سفته‌بازانه هر یک از استان‌های کشور بر یکدیگر را مورد بررسی قرار دهد. برای این‌منظور با بررسی خودهمبستگی فضایی در بین متغیرهای مدل و اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR[1])، ارتباط فضایی بین قیمت مسکن در استان‌های منتخب ایران تجزیه و تحلیل شده و میزان سفته‌بازی در بازار مسکن استان‌ها با رویکرد شکاف قیمتی مسکن محاسبه خواهد شد. در این راستا از داده‌های

1. Spatial Autoregressive Model

سری زمانی سالانه متغیرهای قیمت حقیقی مسکن، اجاره‌بها حقیقی، قیمت حقیقی زمین و تولید ناخالص داخلی حقیقی طی دوره (۱۳۹۶-۱۳۸۵) مربوط به ۲۰ استان ایران استفاده شده و تجزیه و تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای استاتا[1] و جئودا[2] انجام خواهد شد.

ساختار مقاله به این شکل است که ابتدا در بخش دوم به مرور ادبیات نظری موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته خواهد شد. سپس در بخش سوم شیوه اندازه‌گیری درجهٔ سفته‌بازی و روش تجزیه و تحلیل فضایی در این مقاله معرفی خواهد شد. بخش چهارم به ارائه یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم بر اساس تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها، پیشنهادها و راه‌کارهایی در جهت برون‌رفت از سفته‌بازی و فعالیت‌های محتکرانه در استان‌های منتخب ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

در اقتصاد نئوکلاسیک، عرضه و تقاضا قیمت مسکن را تعیین می‌کند. بسیاری از مطالعات در این زمینه، بحران مسکن مشاهده شده در ایران را به افزایش هزینه‌های ساخت و ساز ناشی از کاهش یارانه کالاها و خدمات و تحریم‌ها در سمت عرضه یا رشد جمعیت، درآمد، تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد، نیازهای سرمایه‌گذاری و سطح بالای تورم در سمت تقاضا نسبت می‌دهند (ابوالحسنی و همکاران ۱۳۹۵؛ عباسی‌نژاد و یاری ۱۳۸۸؛ کمالی دهکردی ۱۳۹۹؛ منجذب و مصطفی‌پور ۱۳۹۲؛ هداوندی و همکاران[3] ۲۰۱۱). اگرچه در این مدل‌های سنتی فرض می‌شود که بازار مسکن آنی تسویه شود (دیپاسکوئال و ویتون[4] ۱۹۹۴؛ مین و آندره[5] ۱۹۹۸؛ مولبایر و مورفی[6] ۱۹۹۷)، اما مطالعات اخیر نشان داده که بازار مسکن اغلب ناکارآمد و کند است (کیس و شیلر[7] ۲۰۰۳؛ مالیک و ماهالیک[8] ۲۰۱۵) و سفته‌بازی یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده قیمت در بازار مسکن است (مالیک و ماهالیک ۲۰۱۵).

---

1. Stata
2. Geoda
3. Hadavandi et al.
4. DiPasquale & Wheaton
5. Meen & Andrew
6. Muellbauer & Murphy
7. Case & Shiller
8. Mallick & Mahalik

ریشه بیماری ساختاری و رشد بسیار سریع و جهش‌های قیمتی مسکن را می‌توان نخست در ضعف زمینه‌های سرمایه‌گذاری مولد و دوم در نقش مسکن به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌ها جستجو کرد. تقاضای مسکن به‌عنوان دارایی همواره یکی از اجزای اصلی تقاضای مسکن و مستغلات است، چرا که در بازار مسکن فرصت‌های زیادی برای تخصیص دوباره سرمایه، برون‌سپاری سود مازاد و محافظت در برابر بحران‌ها وجود دارد (چانگ و کارپنتر[1] ۲۰۲۰؛ هاروی[2] ۱۹۷۶؛ ۱۹۷۸؛ ۱۹۸۱). در درون این تقاضای دارایی است که فعالیت‌های سفته‌بازانه صورت می‌گیرد. سفته‌بازی یک فعالیت اقتصادی است که شامل خرید و فروش موقتی بر اساس قیمت‌های انتظاری با هدف کسب سود از طریق تغییرات قیمت، به‌جای خریدن برای مصرف است (کیس و شیلر ۲۰۰۳). خرید ارزان‌تر و فروش بالاتر بر اساس تغییر قیمت مسکن در مدت‌زمان نسبتاً کوتاه را می‌توان سفته‌بازی در معاملات مسکن توصیف کرد. در حقیقت، بین سفته‌بازی مسکن و سرمایه‌گذاری از این جهت تفاوت وجود دارد که سفته‌بازی بر استفاده از نوسانات کوتاه‌مدت بازار برای به دست آوردن سود کوتاه‌مدت متمرکز است.

به‌طور کلی، ساختار قیمت مسکن را می‌توان به‌صورت مدل زیر که از پژوهش لین[3] و همکاران (۲۰۰۷) گرفته شده، بیان کرد:

$$P_t = P_t^m + Z_t \qquad (1)$$

در این معادله P_t قیمت مسکن در دوره زمانی t، P_t^m ارزش ذاتی مسکن و Z_t بخشی از قیمت مسکن است که نمی‌تواند تنها از طریق ارزش ذاتی ملک توضیح داده شود. ارزش ذاتی مسکن به عرضه و تقاضا بستگی دارد و از عوامل اصلی تأثیرگذار بر ارزش ذاتی می‌توان به متغیرهایی مثل میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن I_t، نرخ بهره تسهیلات بانکی i_t، میزان ساخت و ساز مسکن S_t، هزینه ساخت‌وساز C_t، درآمد افراد در هر دوره زمانی y_t و اجاره‌بها R_t، اشاره کرد. افزون بر این موارد، تولید ناخالص داخلی GDP_t نیز به‌عنوان نشانگر شرایط عملکرد کلان اقتصاد می‌تواند به خوبی تأثیر محیط خارجی بر قیمت مسکن را توضیح دهد. به این ترتیب، ارزش ذاتی مسکن P_t^m را می‌توان به شکل تابع زیر تعریف کرد:

$$P_t^m = f(I_t, S_t, C_t, y_t, R_t, i_t, GDP_t) \qquad (2)$$

1. Chung & Carpenter
2 . Harvey
3. Lin et al.

زمانی که قیمت مسکن بر مبنای ارزش ذاتی P_t^m باشد، عایدی سرمایه‌ای آن صفر است و تقاضای مسکن به همین عوامل اشاره شده محدود می‌شود. به‌عنوان مثل افزایش درآمد موجب توسعه نیازهای فردی و شوک‌های تقاضا خواهد شد. اگر نرخ بهره افزایش یابد، هزینه استقراض هر فرد افزایش می‌یابد و تقاضا برای محصولات مسکونی و مربوطه را کاهش خواهد داد. لوین و رایت[1] (۱۹۹۷)، بخش Z_t در فرمول (۱) را ارزش تنزیل-شده عایدی مورد انتظار از سرمایه‌گذاری در مسکن Z_{t+1}^e می‌داند. در صورتی‌که انتظارت از عایدی سرمایه‌ای مسکن تنها از تغییرات قیمت در دوره گذشته ناشی شود، این را می‌توان به شکل معادله (۳) نوشت جایی‌که نرخ رشد قیمت مسکن در دوره قبل g_{t-1} از مهم‌ترین عوامل مؤثر $\partial f/\partial g > 0$ بر انتظارات و سفته‌بازی می‌باشد.

$$Z_t = {Z_{t+1}^e}\Big/{(1+i_t)} = f(g_{t-1})(1/1+i_t) \qquad (۳)$$

با جایگذاری معادلات (۲) و (۳) در معادله (۱)، مدل عمومی قیمت مسکن به‌دست می‌آید.

$$P_t = f_1(I_t, S_t, C_t, y_t, R_t, i_t, GDP_t) + f_2(g_{t-1})(1/1+i_t) \qquad (۴)$$

که برای ساده‌سازی می‌توان آن را به‌صورت زیر نوشت:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_t + \alpha_2 S_t + \alpha_3 C_t + \alpha_4 y_t + \alpha_5 R_t + \alpha_6 i_t \qquad (۵)$$
$$+\alpha_7 GDP_t + \alpha_8[(g_{t-1})/(1+i_t)]_t$$

به این ترتیب، در مدل قیمت مسکن به‌طور معمول روابط زیر حاکم است:

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_7 > 0$

البته برای دو عامل نرخ بهره و رشد قیمت مسکن در گذشته روابط کمی پیچیده‌تر است. مشتقات جزئی قیمت مسکن بر حسب این دو عامل به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\partial P_t/\partial i_t = \alpha_6 - \frac{\alpha_8(g_{t-1})}{(1+i_t)^2} \ , \ \partial P_t/\partial g_{t-1} = \frac{\alpha_8}{(1+i_t)} \qquad (۶)$$

می‌توان سفته‌بازی در بازار مسکن را نیز اندازه گرفت. درجهٔ سفته‌بازی تأثیر رشد قیمت در دوره قبل g_{t-1} بر انتظارات رشد قیمت در آینده g_{t+1}^n را منعکس می‌کند. طبق انتظارات تطبیقی، انتظارات رشد قیمت در آینده g_{t+1}^n نسبتی از نرخ تغییر قیمت مسکن در گذشته $g_{t+1}^n = \theta g_{t-1}$ می‌باشد. جایی که θ نشان‌دهنده تأثیر تغییرات قیمتی در گذشته بر انتظارات قیمتی در آینده است. انتظار می‌رود که انگیزه

1. Levin & Wright

سرمایه‌گذاران برای مسکن (مسکونی) در کوتاه‌مدت و رشد یا کاهش قیمت مسکن تأثیری مشابه تأثیر نرخ بهره بر قیمت‌ها داشته باشد. یعنی:

$$\partial P_t/\partial i_t = \partial P_t/\partial g^n_{t+1} = (\partial P_t/\partial g_{t-1})/\theta \qquad (۷)$$

بر این اساس، با جایگذاری مشتقات نسبی فرمول (۶)، در رابطه (۷) داریم:

$$\theta = \frac{(\partial P_t/\partial g_{t-1})}{(\partial P_t/\partial i_t)} = \frac{[\alpha_8/(1+i_t)]}{[\alpha_6 - \alpha_8(g_{t-1})/(1+i_t)^2]} \qquad (۸)$$

از آنجایی‌که i_t و g_{t-1} به‌اندازه کافی کوچک هستند؛ بنابراین حذف شده و به‌صورت تقریبی خواهیم داشت:

$$\theta \approx \left(\frac{\alpha_8}{\alpha_6}\right) \times 100\% \qquad (۹)$$

بنابراین، θ می‌تواند یک معیار تقریبی از درجهٔ سفته‌بازی یا تأثیر رشد قیمت گذشته بر روی رشد انتظاری قیمت در آینده باشد.

۲-۱- پیشینه تحقیق

از قدیمی‌ترین مطالعات در این زمینه می‌توان به نظریه میوت[1] (۱۹۶۹) اشاره کرد. میوت قیمت مسکن را بر ستانده و سایر عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن برازش کرده است. این نظریه به‌طور عمده بر اختلاف میان موجودی مطلوب و بالقوه مسکن تأکید داشته و دلیل به وجود آمدن این شکاف را از عوامل متعدد برونزایی مانند افزایش درآمد خانوار، کاهش نرخ بهره، کاهش مالیات می‌داند. یکی دیگر از عوامل برون‌زایی که به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم موجب شکل‌گیری این پدیده می‌شوند، سیاست‌های پولی هستند (کمیجانی و همکاران ۱۳۹۲). پویایی نوسان‌های بازار مسکن به این صورت است که ابتدا منابع عظیم مالی به‌صورت سفته‌بازانه بنا به دلایل مختلف به‌سوی بخش مسکن جریان می‌یابند. در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های مناسب سرمایه‌گذاری، ورود نقدینگی به‌تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد و ازآنجایی‌که فعالیت‌های سفته‌بازانه سودآور جلوه می‌کنند، این وضعیت تا زمانی‌که اضافه عرضه به‌یک‌باره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر دهد بالا می‌ماند (یزدانی ۱۳۸۲، خداداد کاشی و رزبان ۱۳۹۳). در این قسمت پیشینه‌ای به روز از موضوع ارائه خواهد شد.

1. Muth

در داخل کشور مطالعات مختلفی به بررسی قیمت مسکن و سفته‌بازی در مسکن ایران پرداخته‌اند که از مهم‌ترین این مطالعات داخلی می‌توان به چند مورد اشاره کرد. منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱)، به بررسی رفتار سفته‌بازانه در بازار مسکن ایران در طول سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ می‌پردازند. این مطالعه به پیروی از «الگوی روهنر» و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با پارامتر متغیر زمانی(OLS-TVP) شاخصی از سفته‌بازی مسکن را برآورد کرده است. طبق نتایج برآورد شده در طول دوره مورد بررسی، به‌طور میانگین ۲۰ درصد از افزایش قیمت مسکن مربوط به سفته بازی بوده که بیشترین نرخ رشد آن در سال ۷۸ با ۳۲۰ درصد و کمترین نرخ رشد آن مربوط به سال ۸۴ و ۹۱ با ۲۳ درصد بوده است. سپس این مطالعه با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری مارکف – سوئیچینگ (MSVAR)، به بررسی تأثیر شوک‌های مختلف بازار سهام، بازار ارز، بازار طلا، مالیات بر مسکن و نرخ بهره بر سفته بازی می‌پردازد. نتایج به‌دست آمده در این قسمت نیز نشان می‌دهند که سفته‌بازی در بازار مسکن بیشترین واکنش و تأثیرپذیری را از شوک‌های بازارهای ارز، طلا و نرخ بهره داشته و شوک‌های بازار سهام و همچنین مالیات کمترین تأثیر را بر سفته‌بازی مسکن در ایران داشته‌اند.

اسدپور (۱۳۹۸)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ اثر نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، قیمت سهام، شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن را بررسی کرده است. نتایج برآورد الگوی (E-GARCH) در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشته‌اند در حالی‌که قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نصر اصفهانی، صفاری و لطیفی (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی VAR و ARDL به بررسی سهم عوامل غیرذاتی در قیمت واقعی مسکن، شناسایی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران (کوتاه‌مدت و بلندمدت) و تعیین سهم هر یک از عوامل اقتصادی در حباب قیمت مسکن در دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. این مطالعه پس از برآورد الگوی پویای ارزش ذاتی مسکن، تائید اعتبار مدل و سپس آزمون ریشه واحد بر روی جزء پسماند، این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات توضیح داده‌شده توسط متغیرهای توضیحی در مقایسه با تغییرات توضیح داده نشده (خطاها) معنی‌دار بوده و جزء پسماند پایاست و آن را می‌توان به‌عنوان حباب قیمت مسکن شهر تهران

پذیرفت. از میان متغیرهای توضیح‌دهنده ارزش ذاتی واقعی مسکن در شهر تهران نیز طبق نتایج به‌دست آمده، متغیر تعداد خانوار بیشترین کشش قیمتی و متغیر نسبت وام به ارزش ملک دارای کمترین کشش قیمتی بوده‌اند. در بین متغیرهای توضیح‌دهنده حباب قیمت مسکن شهر تهران نیز متغیر حجم نقدینگی مهم‌ترین و متغیر نرخ واقعی بهره، کم‌اهمیت‌ترین متغیر توضیحی حباب قیمت مسکن در این شهر می‌باشند.

عابدینی و همکاران (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به برآورد یک مدل ساختاری برای تعیین قیمت مسکن و تعیین حباب قیمتی مسکن در استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. این مطالعه با در نظر گرفتن مجموعه کاملی از متغیرهای اثرگذار در چهارچوب داده‌های تابلویی (پانل)، ابتدا ویژگی‌های مهمی مانند مانایی و هم انباشتگی متغیرها و تعیین الگوی قیمت‌گذاری مسکن در کشور را بررسی کرده و پس از برآورد مدل نشان داده‌اند که فرضیه وجود حباب قیمتی در بازار مسکن ایران رد می‌شود. این مطالعه مدعی شده است که افزایش مداوم طی دهه‌های گذشته در قیمت مسکن توسط متغیرهای ساختاری مانند هزینه‌های تولید، حجم نقدینگی و رشد مؤثر تقاضا توضیح داده می‌شوند. طبق برآوردهای این مطالعه، قیمت زمین (با کاربری مسکونی) و حجم نقدینگی مهم‌ترین عوامل رشد قیمت مسکن در ایران بوده‌اند، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی قیمت زمین یا افزایش یک درصدی حجم نقدینگی قیمت مسکن را به ترتیب ۰/۳۴۵ و ۰/۵ درصد افزایش می دهند. ارزیابی پسماندهای مدل به تفکیک استانی حاکی از آن است که قیمت مسکن در برخی استان‌ها مانند اصفهان، آذربایجان شرقی و قزوین تابع قوی‌تری از متغیرهای ساختاری نسبت به برخی استان‌های دیگر مانند تهران، کهگیلویه و بویراحمد و همدان بوده است.

قادری و ایزدی (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ پرداخته و اثر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نیز حاکی از آن است که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت دارند. و در مقابل، اثر تغییرات تولید ناخالص

ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن منفی برآورد شده است. این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت می‌باشد و سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

سید نورانی (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی سفته‌بازی و حباب قیمتی در بازار مسکن مناطق شهری ایران برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ می‌پردازد. پس از طراحی یک مدل مناسب برای تبیین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن، این مطالعه از روش GMM برای برآورد استفاده می‌کند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که عواملی مانند قیمت دوره قبل مسکن، بازدهی سایر بازارها (رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده تعدیل‌شده)، تغییرات جمعیت، هزینه ساخت مسکن و میزان عرضه مسکن (پروانه‌های ساختمانی صادرشده) اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. از میان عوامل مورد نظر تنها اثر تغییر درآمد (تولید ناخالص داخلی) بر شاخص قیمت مسکن معنادار نبوده است. این مطالعه با تعریف حباب قیمت مسکن به‌عنوان اختلاف قیمت واقعی مسکن از مقادیر تعادل بلندمدت آن و تعمیم ضرایب برآوردی به سال ۱۳۹۱ نشان می‌دهد که در سه فصل ابتدایی سال ۱۳۹۱ به ترتیب حدود ۱۷/۸، ۲۶/۳ و ۵۶/۶ درصد از رشد فصلی شاخص قیمت را می‌توان به عوامل مقطعی و روانی بازار یا به حباب قیمت مسکن منسوب کرد.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱)، نیز در مقاله‌ای با استفاده از سه مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) به بررسی اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران می‌پردازند. این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷، تأثیر ۸ متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن، درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت، درآمدهای نفتی، شاخص قیمت مسکن، نرخ بهره، تعداد ساختمان‌های شروع به کار و تولید ناخالص داخلی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاهمدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیستند، اما این سیاست‌ها در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت نقش مهمی در تعیین قیمت مسکن دارند. از سوی دیگر، سیاست‌های مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند، اما

سیاست‌های پولی می‌توانند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع شوند. نتایج نشان می‌دهد درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره اثر معناداری بر قیمت مسکن نداشته، در حالی‌که مخارج دولت در بلندمدت اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد.

خلیلی عراقی، مهر آرا و عظیمی (۱۳۹۱)، به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ می‌پردازند. این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل نامتوازن مناطق شهری ۳۰ استان کشور تلاش می‌کند تا اثر متغیرهای مخارج مصرفی خانوارها، تعداد خانوارها، هزینه مالکیت مسکن، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت‌وساز را بر قیمت مسکن برآورد کند. همچنین به‌منظور تفکیک اثر متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی (DOLS)، معادلات به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین آثار مثبتی بر قیمت مسکن داشته، در حالی‌که اثر هزینه مالکیت مسکن منفی برآورد شده است. در کوتاه‌مدت نیز افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه بر قیمت مسکن در دوره جاری اثر مثبت داشته، ولی اثر هزینه مالکیت همچنان منفی است.

همه این مطالعات تأثیر متغیرهای مختلف بر افزایش قیمت مسکن در ایران را مورد بررسی قرار داده و بر وجود سفته‌بازی در بازار مسکن ایران تأکید می‌کنند. با این وجود، در مطالعات بالا یکی از مشخصه‌های مهم بازار مسکن یعنی وجود اثرات فضائی بین قیمت مناطق مختلف نادیده گرفته شده است. اثرگذاری افزایش یا جهش‌های قیمتی مسکن مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر و سرریز رفتارهای سفته‌بازانه در اغلب مطالعات در حوزه مسکن مورد توجه بوده است. به‌عنوان مثال لیو و ما[1] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های سالانه ۳۱ ایالت، شهر و مناطق خودگردان در چین برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸، به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در چین به روش رگرسیون داده‌های پانل پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که قیمت زمین، اعطای تسهیلات ساخت به سازندگان املاک، درآمد سرانه و نسبت افراد با مدارک دانشگاهی یا بالاتر بر قیمت مسکن اثر مثبت و شمار بیکاران تأثیر منفی بر

1. Liu & Ma

قیمت مسکن دارند. این پنج متغیر ۷۲ درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دادند، در حالی‌که دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره، سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) و هزینه اجاره‌بها تأثیرات قابل‌توجهی بر قیمت مسکن نداشته‌اند. این مطالعه سپس با مقایسه سطوح قیمت واقعی مسکن با قیمت‌های برآوردی به بررسی و ارزیابی وجود حباب‌های قیمت مسکن در چین می‌پردازد.

تقی‌زاده و همکاران[1] (۲۰۲۰)، تغییر قیمت مسکن در هنگ‌کنگ ناشی از تأثیرات فضائی تغییرات قیمت مسکن در چین را مورد بررسی قرار می‌دهند. این مطالعه با توسعه یک مدل نظری و تحلیل تجربی بر روی متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن در هنگ کنگ با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ نشان داده‌اند که محرک‌های اصلی افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ از طرف تقاضا (سطح درآمد، عرضه پول و تورم) هستند. آن‌ها سپس در مدل خود توانسته‌اند به‌خوبی تأثیر عوامل اقتصاد کلان چین در افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ را محاسبه کنند. این مطالعه نشان می‌دهد که جریان ورود سرمایه و تورم و رکود در سرزمین چین به افزایش قیمت مسکن در هنگ‌کنگ تأثیر مثبت گذاشته، چرا که املاک و مستغلات این شهر به‌عنوان راهی برای حفظ ارزش دارایی‌ها تلقی می‌شود.

یوان و همکاران[2] (۲۰۲۰)، هم به اثرگذاری افزایش قیمت مسکن در یک منطقه بر منطقه دیگر توجه دارند. این مطالعه موردی با در نظر گرفتن شهر کیفنگ در مجاورت شهر بزرگ ژنگ‌ژو، با استفاده از مدل‌سازی قیمت دوگانه مسکن و اقتصادسنجی فضایی تأثیر ادغام کیفنگ با شهر مرکزی بر قیمت مسکن بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت مسکن در کیفنگ پس از ادغام این شهر با ژنگ‌ژو در سال ۲۰۰۵ به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است. نکته جالب این‌که این مطالعه نشان می‌دهد هرچه ارتباطات منطقه‌ای بیشتر باشد، این اثرگذاری روی قیمت مسکن به‌ویژه در مناطق مرزی به‌طور قابل‌توجهی مثبت می‌باشد. سیستم راه‌آهن با صرفه‌جویی در زمان تأثیر بیشتری در مقایسه با احداث بزرگراه جدید یا مناطق شهری جدید با امکانات رفاهی باکیفیت داشته و منجر به افزایش شدید قیمت مسکن در کیفنگ شده است.

1. Taghizadeh et al.
2. Yuan et al.

ونگ و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در مطالعه خود به بررسی جهت و شدت ارتباط بین قیمت مسکن مناطق مختلف و عوامل تعیین‌کننده بالقوه آن در چین می‌پردازند. برای این منظور، در این مطالعه از داده‌های مربوط به قیمت مسکن در سطح شهرستان برای سال ۲۰۱۴ و رگرسیون فضایی و تکنیک ردیاب جغرافیایی استفاده می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش نشان می‌د که اولاً قیمت مسکن در شهرهای مختلف چین به شدت تحت تأثیر سطح اجرایی بخش اداری آن منطقه قرار دارد و دوماً براساس نتایج شاخص موران[2]، خودهمبستگی فضایی (یا تراکم فضایی) بین داده‌ها وجود دارد. بر این اساس، این مطالعه سپس با استفاده از روش‌های رگرسیون فضایی به بررسی تأثیر نرخ اجاره‌بها، جمعیت مهاجر، سطح دستمزد، قیمت زمین، بازار مسکن و سطح خدمات شهری بر قیمت مسکن می‌پردازد. تکنیک ردیاب جغرافیایی استفاده شده در این مطالعه نشان می‌دهد که در مناطق مختلف نفوذ نسبی و همچنین قدرت ارتباط قیمت مسکن با عوامل ذکر شده تفاوت‌های بارزی وجود دارد. قیمت زمین تأثیر بیشتری بر قیمت مسکن نسبت به عوامل دیگر داشته است.

یانگ و همکاران[3] (۲۰۱۷)، با استفاده از رگرسیون فضایی (SAR)، به‌اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی مسکن (مسکونی) و ارتباط فضایی بین قیمت مسکن در ۳۱ استان مختلف در چین طی دوره زمانی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ می‌پردازند. این مطالعه از متغیرهایی همچون قیمت مسکن، درآمد شخصی قابل تصرف، نرخ وام مسکن یک‌ساله، نرخ رشد قیمت مسکن، اجاره‌بها، مقدار سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و محل ساخت‌وساز برای توضیح تغییرات قیمتی مسکن استفاده کرده و نشان می‌دهد که قیمت‌های مسکن در استان‌های مختلف چین اثرات متقابلی بر یکدیگر دارند و رفتارهای سفته‌بازانه مسکن در استان‌ها نیز بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. این مطالعه ضمن تأیید وجود فعالیت‌های سفته‌بازانه و انتقال سفته‌بازی از منطقه‌ای به منطقه دیگر در چین، به‌طورکلی نتیجه می‌گیرد که سفته‌بازی مسکن در چین در محدوده قابل‌قبولی در مقیاس بین‌المللی قرار دارد.

با وجود اهمیت اثرات فضائی در افزایش قیمت و سفته‌بازی در بازارهای مسکن مناطق مختلف، اما در ایران این مهم کمتر مورد توجه و بررسی قرار گرفته است. از معدود مطالعاتی که در ایران به اثرگذاری افزایش قیمت‌ها و سفته‌بازی مسکن در مناطق مختلف بر یکدیگر پرداخته‌اند، به‌عنوان مثال می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

---

1. Wang et al.
2. Moran’s I index
3. Yang et al.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، الگوی فضایی سفته‌بازی در بازار مسکن مناطق ۲۲ گانه‌ی شهر تهران را برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار می‌دهند. در این مطالعه که از روش حداقل مربعات غیرخطی برای برآورد استفاده شده، نشان داده می‌شود که شدت سفته‌بازی در مناطق ۱، ۲، ۳، ۵ و ۲۲ شهر تهران بیشتر از سایر مناطق بوده و با حرکت از شمال به سمت جنوب شهر تهران از شدت سفته‌بازی کم شده است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، سفته‌بازی در منطقه ۱ شهر تهران قبل از سال ۱۳۸۰ شروع شده و برای سایر مناطق این شهر از سال ۱۳۸۰ به بعد بوده است. همچنین نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که انگیزه سفته‌بازی در نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته بودهریال که به شکل تقاضای سفته‌بازی در آمده و نتیجه گرفته می‌شود که افزایش سرعت تولید و تقویت سمت عرضه برای کنترل نوسانات بازار و پاسخگویی به تقاضای سفته‌بازی بسیار اهمیت دارد.

اما در یک مطالعه دیگر این‌بار نه در ارتباط با سفته‌بازی مسکن و محاسبه آن، طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) تأکید می‌کنند که ارتباطات درونی قیمت مسکن در مناطق مختلف اهمیت داشته و سبب می‌شوند تا تأثیر متغیرهای اقتصادی مختلف بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یک کشور متفاوت باشد. در این راستا، این مطالعه با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۸ استان مختلف طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲، به برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزهای فضایی) متغیرهای تأثیرگذار در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی می‌پردازند و نتایج به‌دست آمده از الگوهای پانل پویای دوربین فضایی با الگوهای پانل دوربین فضایی را مورد مقایسه قرار می‌دهند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که با مقایسه نتایج در الگوهای پانل پویای فضایی، متغیر تأخیری قیمت مسکن و اثرات فضایی این متغیر سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد. از میان عوامل تأثیرگذار، متغیرهای قیمت زمین، هزینه ساخت‌وساز و اجاره واحد مسکونی هم به‌صورت مستقیم و هم در قالب سرریزهای فضایی اثرات معناداری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران دارند، در حالی‌که متغیر مخارج خانوار تنها اثرات فضایی معناداری بر قیمت مسکن داشته است.

این مطالعه، هم بر سفته‌بازی مسکن و برآورد و اندازه‌گیری آن تمرکز دارد و هم این‌که تلاش می‌کند درک ما از سفته‌بازی مسکن در ایران را با رهیافت فضائی و توجه به اثرات فضائی قیمت مسکن و سفته‌بازی بین استان‌های مختلف بهبود بخشد. همان‌طورکه در مقدمه آمده است، این مهم با بررسی خودهمبستگی فضایی بین

متغیرهای تأثیرگذار و اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) انجام خواهد شد. بخش بعدی با جزئیات بیشتر به روش پژوهش اختصاص دارد.

۳- روش پژوهش

در این قسمت ابتدا به تفصیل روش تجزیه و تحلیل معرفی خواهد شد. سپس متغیرهای مورد نظر در مطالعه، معرفی و ماتریس وزنی فضائی تشکیل خواهد شد. در پایان و پیش از برآورد و مرور نتایج نیز آزمون‌های ضروری بر روی داده‌ها ارائه خواهد شد.

۳-۱- روش تجزیه و تحلیل

در این مطالعه رفتارهای سفته بازانه هر یک از استان‌های ایران بر یکدیگر از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) برآورد خواهد شد. این امر از آن جهت است که جریان فن‌آوری حمل و نقل، اطلاعات شبکه، کار و مواد در مناطق مختلف به شدت مرتبط بوده و اقتصاد یک بازار بسته نیست (یوآن و سانگ ۲۰۰۸)[1]، بنابراین، هنگام انتخاب عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن (مسکونی) در یک منطقه خاص، اثرات فضای خارجی ناشی از آن را نمی‌توان نادیده گرفت. در حقیقت زمانی که کشوری یک منطقه مرفه را در منطقه مسکونی معرفی می‌کند، پشتیبانی زیرساخت عمومی شهری بهبود خواهد یافت که منجر به توسعه بازار مسکن در مناطق مجاور خواهد شد. بازار مسکونی منطقه-ای نشان می‌دهد که روش‌های اقتصادسنجی فضایی بهتر می‌توانند واقعیت توسعه بازار مسکونی را توضیح دهند (یانگ و همکاران ۲۰۱۷).

وابستگی فضایی، پیوستگی بین اشیا یا پدیده‌هایی است که به‌طور وابسته به هم بر یکدیگر در فضا تأثیر می‌گذارند و تابعی از اثرات فضایی جغرافیایی هستند. اقتصاددانان فضایی ادعا می‌کنند که محیط‌های زندگی مردم شامل دو بعد، فضا و زمان می‌باشد و فعالیت اقتصادی در طول زمان و فضا به‌طور مستقل انجام نمی‌شود، بلکه رابطه مشخصی با هم دارند. مطالعات پیشین نشان داده‌اند زمانی که رونق بازار مسکن در یک منطقه خاص رخ می‌دهد، قیمت رو به افزایش در آن منطقه قیمت مسکن در مناطق اطراف را نیز افزایش خواهد داد. این اثر، انتشار اثر ریپل[2] نامیده می‌شود و اقتصاددانان بر این باورند که مهاجرت خانوادگی، هزینه‌های معامله مسکن، هزینه‌های جستجو،

1. Yuan & Song

۲. اثر ریپل (Ripple effect) به اثری که در نتیجه گسترش موج از جزء به کل سیستم اتفاق می‌افتد، مانند گسترش موج در نتیجه افتادن یک شی در آب گفته می‌شود.

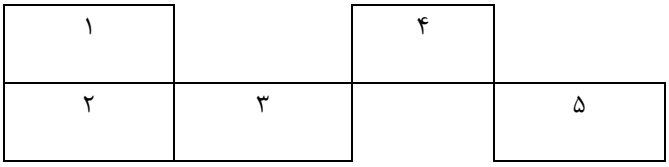
سفته بازی، و عوامل تأخیر در قیمت‌ها از مهم‌ترین دلایل آن هستند. به این ترتیب، سفته‌بازی که انتظارات قیمتی را به همراه خواهد داشت، یکی از مهم‌ترین دلایل همبستگی فضایی مسکن است. وقتی یک روند صعودی قوی در قیمت‌ها در منطقه‌ای با سود کوتاه‌مدت دیده می‌شود، این انتظار وجود دارد که قیمت در مناطق اطراف نیز افزایش یابد (شن, فنگ و سان ۲۰۱۰)[1]. تا پیش از آن، سوداگران کمتری وارد این منطقه اصلی شده‌اند و بازار دارای فضای بیشتری برای توسعه است، اما محتکران ثروت و سرمایه خود را به مناطق اطراف منتقل خواهند کرد و این امر تقاضای بازار مسکونی در این مناطق را افزایش خواهد داد و در نتیجه سبب افزایش قیمت مسکن خواهد شد. (یانگ و همکاران ۲۰۱۷).

در این راستا و با توجه به اهمیت در نظر گرفتن اثرات فضایی، رفتارهای سفته‌بازی هر یک از استان‌های ایران بر یکدیگر در این مطالعه با اندازه‌گیری درجه سفته‌بازی از طریق مدل رگرسیون فضایی (SAR) برآورد خواهد شد. مدل رگرسیون فضایی $P = \rho WP + \beta X + \mu$ که ارتباط فضایی بین قیمت مسکن P در استان‌های منتخب ایران را با ماتریس فضایی W در بر می‌گیرد، سپس با استفاده از نرم‌افزارهای استاتا و جئودا تجزیه‌وتحلیل می‌شود. بر این اساس از داده‌های سری زمانی سالانه متغیرهای قیمت حقیقی مسکن، اجاره‌بها حقیقی، قیمت حقیقی زمین و تولید ناخالص داخلی حقیقی طی دوره (۱۳۹۶-۱۳۸۵) استفاده شده است. داده‌های مدل حاضر از سامانه بانک مرکزی ایران و مرکز آمار استخراج شده است.

گام اول پیش از برآورد تشکیل ماتریس وزنی فضایی W است. اگر داده‌ای مربوط به محل یا منطقه i وجود داشته باشد، این داده به داده‌های دیگر در مکان‌های دیگر (مجاور) مثل منطقه j وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین داده وجود داشته باشد، به‌طوری‌که i و j می‌تواند هر مقداری از ۱ تا n را اختیار کنند. مطالعات بسیاری برای به دست آوردن داده‌های مکانی صورت گرفته و معیارهایی مختلفی در این زمینه از جمله استفاده از طول و عرض جغرافیایی، همسایگی و مجاورت، فاصله مکانی و اقتصادی پیشنهاد شده است. برای تشکیل ماتریس وزنی فضایی W بر اساس هر معیار نیز روش‌های مختلفی وجود دارد. به‌عنوان مثال بر اساس معیار مجاورت، روش‌های مختلفی مانند مجاورت رخ مانند[2]، مجاورت خطی[3]، مجاورت فیل مانند[4]، مجاورت خطی

1. Shen et al.
2. Proximity Occurs Like
3. Linear proximity
4. Proximity To Elephant Like

دو طرفه[1]، مجاورت رخ مانند دو طرفه[2] و مجاورت ملکه مانند[3] وجود دارند که باید با توجه به ماهیت مساله استفاده شوند. به‌عنوان مثال شکل ۱، ارتباط مجاورت پنج مکان را نشان می‌دهد. در ماتریس فضایی هر سطر ماتریس ارتباطات مجاورت مربوط به آن منطقه با یکی از پنج منطقه دیگر را در بر می‌گیرد. در روش رخ مانند اگر مکان i با مکانی j مجاورت داشته باشند، آنگاه در ماتریس عدد تقاطع دو مکان ij عدد ۱ گرفته و درصورتی‌که همسایگی نداشته باشند، برابر با صفر می‌باشد. قطر اصلی همواره برابر صفر است.



شکل ۱. چگونگی مجاورت بین مناطق پنج گانه

در مطالعات کاربردی اغلب روش مجاورت رخ مانند به کار گرفته می‌شود. البته برای تسهیل در محاسبات در روش رخ مانند استاندارد باید حاصل جمع سطرها برابر یک باشد. با این عمل ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد[4] به‌دست می‌آید که با W^* نشان داده می‌شود. ماتریس وزنی فضایی مربوط به این مثال و فرم استاندارد آن در معادله (۱۳) نشان داده شده است.

$$W=\begin{bmatrix}0&1&1&0&0\\1&0&1&0&0\\1&1&0&1&0\\0&0&1&0&1\\0&0&0&1&0\end{bmatrix},\quad W^*=\begin{bmatrix}0&0.5&0.5&0&0\\0.5&0&0.5&0&0\\0.2&0.4&0&0.4&0\\0&0&0.5&0&0.5\\0&0&0&1&0\end{bmatrix} \qquad (۹)$$

ماتریس وزن‌های فضایی استاندارد W^* بر اساس مدل مورد نظر پژوهش از نرم‌افزار جئودا قابل استخراج می‌باشد (منجذب و نصرتی ۱۳۹۷).

۳-۲- متغیرهای مورد بررسی و تشکیل ماتریس وزنی فضایی

رابطه مورد نظر بین قیمت مسکن در استان‌های مختلف که قرار است به‌صورت تجربی برآورد شود در معادله (۱۰) نشان داده شده است. در این معادله متغیر وابسته

1. Mutual Linear proximity
2. Mutual Proximity Occurs Like
3. Queen Proximity
4. The Standard First-order Proximity Matrix

P_{jt} قیمت حقیقی مسکن (قیمت یک مترمربع واحد مسکونی بر حسب هزار ریال) در استان‌های مختلف j در طی سال‌های مختلف t است. در حقیقت قیمت مسکن متوسط قیمت مسکن مناطق شهری در کل استان می‌باشد. تغییرات قیمت حقیقی مسکن قرار است با یکسری متغیرهای مستقل توضیح داده شود. متغیرهای مستقل عبارتند از GDP_{jt} تولید ناخالص داخلی حقیقی هر استان (بر حسب میلیون ریال)، R_{jt} اجاره‌بهای حقیقی (بر حسب هزار ریال) و G_{jt} قیمت حقیقی زمین (قیمت یک متر مربع زمین بر حسب ریال). تولید ناخالص داخلی بیانگر شرایط کلی اقتصاد کلان و سایر متغیرها نیز عواملی هستند که بر اساس ادبیات موضوع انتظار می‌رود بر ارزش ذاتی مسکن مؤثر باشند. خیلی از متغیرهای تأثیرگذاری که در مدل نظری و پیشینه پژوهش در بخش دوم به آن‌ها اشاره شده است، از جمله نرخ بهره یا بازارهای موازی طلا و دلار غیره، متأسفانه در مدل تجربی این پژوهش قابلیت استفاده ندارند، چرا که برای این متغیرها داده‌های استانی وجود ندارد. این مطالعه همان‌طورکه پیش از این گفته شده با هدف توضیح افزایش قیمت‌ها و سفته‌بازی مسکن در سطح استان‌ها انجام شده است و این نوآوری به‌طور طبیعی با محدودیت‌هایی از این دست در مورد داده‌ها و متغیرهای در دسترس روبرو می‌باشد.

افزون بر این موارد، همان‌طورکه گفته شد این مطالعه در بررسی افزایش قیمت مسکن در استان‌های ایران و تأثیر عوامل مختلف بر آن، به اثر متقابل قیمت در استان‌های مختلف بر یکدیگر یا اثرات فضائی نیز توجه می‌کند. در حقیقت، سرریز فضائی افزایش قیمت مسکن بین استان‌های مختلف یکی دیگر از عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت مسکن است. این ارتباطات فضایی قیمت حقیقی مسکن در استان‌های مختلف بر یکدیگر با ماتریس وزنی فضایی W نشان داده شده، که به‌عنوان یک متغیر توضیحی دیگر به مدل اضافه شده است. پارامتر عددی ρ قابل تخمین است که به همراه ماتریس W، نشان‌دهنده ماتریس وزنی مدل می‌باشد. عبارت V_{jt} نیز اجزای اخلال مدل است.

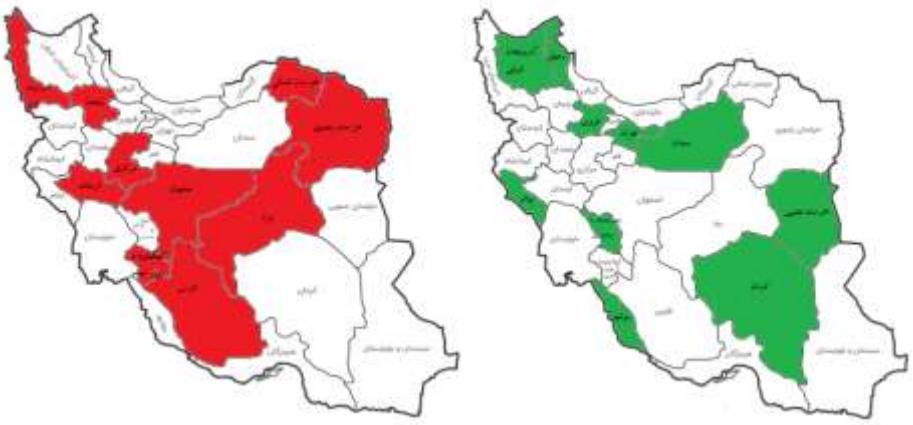
$$P_{jt} = \rho W P_{jt} + \beta_1 GDP_{jt} + \beta_2 R_{jt} + \beta_3 G_{jt} + V_{jt} \qquad (۱۰)$$

این معادله قیمت برآوردی از ارزش ذاتی مسکن در هر استان را به‌دست می‌دهد. برای محاسبه سفته‌بازی می‌توان از معادله (۸) ارائه شده در مدل نظری بخش دوم استفاده کرد، اما باید توجه داشت که در معادله برآورد قیمت استانی مسکن (۱۰) به‌دلایل گفته شده دیگر نرخ بهره وجود ندارد. بنابراین، سفته‌بازی را می‌توان تنها با لحاظ افزایش قیمت محاسبه کرد. استان‌هایی که در آن‌ها افزایش قیمت مسکن شدید بوده و قیمت مسکن در آن‌ها از ارزش ذاتی بالاتر باشد، دارای سفته‌بازی مثبت هستند. درجهٔ سفته‌بازی را می‌توان مطابق معادله (۱۱) پس از برآورد $\underline{P_I^{\wedge}}$ میانگین قیمت

برآوردی یا ارزش ذاتی مسکن در استان i ام و مقایسه آن با $\overline{P_i}$ میانگین قیمت واقعی مسکن در استان i ام به‌دست آورد.

$$(\frac{\overline{P_i^{\wedge}}}{P_i^{\wedge}} - \frac{\overline{P_i}}{P_i^{\wedge}}) \times 100 \qquad (۱۱)$$

برای درک بهتر از داده‌ها و آمار توصیفی استان‌ها، با یک رویکرد تلفیقی از آمار سه متغیر تولید ناخالص داخلی، نرخ اجاره و قیمت زمین یک رتبه‌بندی اولیه از استان‌ها ارائه شده که در شکل ۲ آمده است. شیوه کار به این صورت است که در ابتدا به استان‌ها با توجه به هر متغیر مستقل یعنی قیمت زمین، تولید ناخالص داخلی و اجاره بها طی سال‌های دوره مورد بررسی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ یک رتبه اختصاص یافته و در نهایت استان‌ها بر اساس میانگین این رتبه‌ها مرتب شده‌اند. در کنار ارائه یک تصویر اولیه از آمار توصیفی متغیرها، از آنجائی‌که انتظار می‌رود این متغیرها تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن و سفته بازی داشته باشند، بنابراین این رتبه‌بندی برای طرح یک فرضیه نیز مفید است. انتظار می‌رود که در ۱۰ استان دارای رتبه بالا شکاف قیمتی، مثبت و در ۱۰ استان با رتبه پایین نیز شکاف قیمتی منفی مشاهده شود. این ۲۰ استان به‌منظور ساخت ماتریس وزنی و برآورد انتخاب شده‌اند و درستی فرضیه مطرح شده در بخش بعدی پس از برآورد، آزمون خواهد شد.



(ب) (الف)

شکل ۲. استان‌های با رتبه بالا (الف) و استان‌های با رتبه پایین (ب) براساس متغیرهای مستقل

سپس با استفاده از نرم‌افزار جئودا و بر اساس روش ملکه مانند به‌صورتی که تمامی جهات مجاورت بین استان‌های منتخب مد نظر قرار گیرد، ماتریس وزنی تحقیق که یک ماتریس ۲۰ در ۲۰ می‌باشد برآورد شده که در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. ماتریس وزنی فضایی استان‌های مورد پژوهش

0	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**	**1**	**0**	**0**	**0**	**0**	**0**
0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0
0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0
0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1
0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
0	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0
0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0

۳-۳- *آزمون‌های پیش از برآورد تجربی*

پیش از برآورد تجربی لازم است آزمون‌هایی برای شناسایی ماهیت داده‌ها و انتخاب مدل مناسب انجام شود. یکی از این آزمون‌ها که در داده‌های سری‌زمانی بسیار ضرورت دارد، آزمون مانایی داده‌ها می‌باشد. آزمون‌های ریشه واحد بسیار متنوعی وجود دارند که می‌توانند به کار گرفته شوند، اما بالتاجی[1] و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو بیان می‌کنند که در صورت وابستگی فضایی در پانل، آزمون‌های ریشه واحد متداول دچار خطای تخمین خواهند بود. آن‌ها نشان داده‌اند که در پانل‌های ناهمگن آزمون ریشه واحد، با لحاظ همبستگی مقطعی عملکرد بهتری نسبت به آزمون‌های ریشه واحد متداولی دارند که مقاطع را مستقل در نظر می‌گیرند. به این

1. Baltagi et al.

دلیل، این مطالعه از آزمون لوین، لین و چو[1] که یکی از آزمون‌های بسیار مهم برای بررسی مانایی داده‌های پانل است. استفاده می‌کند. در این آزمون فرض صفر مبنی بر نامانایی است. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد نظر در جدول ۲ گزارش شده است. با توجه به مقادیر گزارش شده می‌توان دید که فرض صفر مبنی بر نامانایی داده‌ها رد خواهد شد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی

متغیر	P- Value	مقدار آماره t
G	۰/۰۰۰۰	-۸/۱۵۰۶
GDP	۰/۰۰۰۰	-۷/۲۸۳۱
P	۰/۰۰۰۰	-۱۵/۱۹۲۴
R	۰/۰۰۰۰	-۶/۳۵۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین پیش از برآورد لازم است تا مدل اقتصادسنجی فضایی مناسب انتخاب شود. سه نوع مختلف از مدل‌های فضایی وجود دارد که یکی از آنها مدل وقفه فضایی[2] می‌باشد. در این مدل اثرات فضایی تنها از طریق متغیر وابسته منتشر می‌شوند. نوع دوم مدل خطای فضایی[3] است که در آن اثرات فضایی از طریق جمله اخلال منتشر می‌شوند. و نوع سوم نیز مدل دوربین فضایی[4] است که در آن انتشار اثرات فضایی هم از طریق متغیر وابسته و هم از طریق جمله اخلال صورت می‌گیرد. با استفاده از آزمون والد[5] می‌توان مدل مناسب را برای تخمین انتخاب کرد. با انجام این آزمون مقداره آماره کای دو ۶/۴۹ و احتمال آماره ۰/۰۸۹۹ به‌دست آمده که چون احتمال آماره کای دو بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل SAR پذیرفته می‌شود.

یکی دیگر از پرسش‌هایی که در داده‌های پانل وجود دارد و پیش از برآورد باید پاسخ داده شود این است که آیا تفاوت در عرض از مبدا واحدهای مقطعی به‌طور ثابت عمل می‌کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به‌طور روشن‌تری بیان کنند. پاسخ به این پرسش به ترتیب به دو روش برآورد متفاوت، یعنی

1. Levin, Lin & Chu's Common root
2. Spatial Lag Model or Spatial Auto Regression (SAR)
3. Spatial Error Model
4. Spatial Durbin Model
5. Wald Test

روش اثرات ثابت[1] و روش اثرات تصادفی[2] منتج می‌شود. برای تشخیص این موضوع از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود که معادله آن به‌صورت $\hat{\varepsilon} = \hat{\delta}\widehat{V^{-1}}\hat{\delta}$ می‌باشد. در این معادله عبارت $\hat{\delta}$ تفاضل بین ضرایب برآورد شده به دو اثرات روش ثابت و تصادفی و $\hat{V}$ نیز ماتریس واریانس-کوواریانس است. در آزمون هاسمن فرض صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی است و اگر مقدار آماره کای دو از مقدار بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد می‌شود، که به معنی ترجیح مدل اثرات ثابت بر مدل تصادفی می‌باشد، اما در غیر این صورت مدل اثرات تصادفی بر مدل اثرات ثابت، برتری خواهد داشت. براساس آزمون انجام شده، مقداره آماره کای دو ۲۴/۲۴ و احتمال آماره ۰/۰۰۰۰ به‌دست آمده که فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی را رد می‌کند، بنابراین، در تخمین از روش اثرات ثابت که کارایی بیشتری دارد استفاده خواهد شد.

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به مطالب گفته شده، مدل پژوهش حاضر یک مدل رگرسیون فضایی (SAR) با اثرات ثابت می‌باشد که پس از تخمین نتایجی در قالب جدول ۳ به‌دست آمده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود با توجه به مقدار آماره R^2 حدود ۸۳ درصد از تغییرات قیمت مسکن توسط این مدل قابل توضیح است. افزون بر این، می‌توان دید که متغیرهای اجاره بها، قیمت زمین و تولید ناخالص داخلی در سطح معناداری ۹۵ درصد معنادار بوده و علامت آن‌ها مطابق تئوری می‌باشد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل با استفاده از روش پنل فضایی

متغیر	ضرایب	آماره Z	مقدار P-VALUE
تولید ناخالص داخلی (GDP)	-۰/۰۰۰۰۸۰۹	-۵/۱۵	۰/۰۰۰۰
قیمت زمین (G)	۰/۰۰۰۲۶۰۲	۴/۳۶	۰/۰۰۰۰
اجاره‌بها (R)	۰/۲۱۵۱۰۰۷	۱۰/۰۳	۰/۰۰۰۰
ماتریس وزنی فضایی (ρ)		۹/۲۴	۰/۰۰۰۰
R2	۰/۸۲۸۶		

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Fixed Effect
2. Random Effect
3. Hausman Test

بر این اساس می‌توان مدل برآورد شده اقتصادسنجی قیمت مسکن را به‌صورت معادله (۱۲) نوشت:

$$P_{it} = 9.24\ WP_{it} - 0.0000809\ GDP_{it} + 0.2151007\ R_{it} + 0.0002602\ G_{it} + V_{it} \quad (۱۲)$$

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که در هر استان با افزایش قیمت زمین و اجاره بها قیمت مسکن افزایش می‌یابد. طبق نتایج به‌دست آمده، مقدار حقیقی‌شده تولید ناخالصی داخلی نیز بر قیمت مسکن در تمامی استان‌ها تأثیری منفی و معنادار دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش تولید ناخالص داخلی هریک از استان‌ها قیمت مسکن در آن استان کاهش می‌یابد. در بسیاری از مطالعات نرخ رشد تولید ناخالص ملی به‌عنوان یک عامل مؤثر بر عرضه مسکن معرفی شده است (دلالپور محمدی ۱۳۷۹) که نتایج به‌دست آمده مؤید این موضوع می‌باشد. ضرایب و اثرگذاری تمامی این متغیرها مطابق انتظار و با مطالعات پیشین انجام شده در ایران سازگار است. در مطالعات پیشین تأثیر مثبت قیمت زمین (طالبلو و همکاران ۱۳۹۶؛ خلیلی عراقی و همکاران ۱۳۹۱) و اجاره بها (طالبلو و همکاران ۱۳۹۶؛ قادری و ایزدی ۱۳۹۵) و تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از شرایط اقتصاد کلان (قادری و ایزدی ۱۳۹۵) مورد تأیید قرار گرفته است.

افزون بر این، مقدار پارامتر ρ نیز برابر با ۹/۲۴ برآورد شده که معنی‌دار مدل فضایی (SAR) با لحاظ اثرات ثابت متاثر از متغیر وزنی مکانی را نشان می‌دهد. معناداری این پارامتر نشان می‌دهد که محل انتشار اثرات فضایی از متغیر وابسته یعنی قیمت مسکن ناشی می‌شود. به عبارت‌دیگر، انتشار اثرات قیمت مسکن از یک استان به استان دیگر آن هم از طریق خود قیمت یا به‌عبارتی سفته‌بازی تأیید می‌شود. به‌منظور اندازه‌گیری میزان سفته‌بازی در بازار مسکن استان‌های منتخب، می‌بایست ابتدا قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن را محاسبه کرده و سپس با استفاده از رابطه (۱۱) میزان شکاف آن از قیمت واقعی یا سفته‌بازی احتمالی در استان‌ها را به‌دست آورد. البته باید توجه داشت که اختلاف بین قیمت برآوردی و قیمت واقعی می‌تواند از عوامل مختلفی نشأت گرفته شده باشد، اگرچه بخش بزرگی از آن سفته‌بازی است. اصولاً سفته‌بازی یک عامل کیفی است که نیاز به محاسبه دارد و برای اندازه‌گیری آن نیز چاره‌ای جز این نیست و در حقیقت بسیاری از مدل‌ها و مقالات این حوزه به همین صورت عمل می‌کنند و سفته‌بازی را به تفاوت قیمت مسکن از ارزش ذاتی آن نسبت می‌دهند.

پیش از این کار لازم است ابتدا بررسی شود که آیا شکاف بین قیمت واقعی و قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن در هر یک از استان‌ها از نظر آماری معنی‌دار است یا نه که این نیز با استفاده از آزمون برابری میانگین‌ها[1] آزمون می‌شود. بر این اساس، ابتدا مقادیر قیمت برآوردی مسکن در قالب مدل تخمینی پانل فضایی برای استان‌ها برآورد می‌شود. با اقتباس از نسیف و همکاران[2] (۲۰۱۱) و بایراکتار (۲۰۱۴)[3] این قیمت برآوردی به‌عنوان قیمت مطلوب مسکن در نظر گرفته شده است. سپس، میانگین قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن در هر استان برای کل دوره، محاسبه و با میانگین قیمت واقعی مسکن هر استان به تفکیک مورد مقایسه قرار گرفته است. آزمون معنی‌داری تفاوت بین میانگین قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) و قیمت واقعی مسکن هر استان در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. مقدار آماره F برای آزمون تساوی میانگین قیمت‌های برآوردی (ارزش ذاتی) و واقعی مسکن استان‌های مختلف

		مقدار آماره	احتمال			مقدار آماره	احتمال
۱	تهران	۳۹/۵۸۷۰۱	۰/۰۰۱۶	۱۱	اصفهان	۴۷/۲۳۹۷۲	۰/۰۰۱۱
۲	قزوین	۵۰/۴۵۶۱۸	۰/۰۰۰۰	۱۲	مرکزی	۷۹/۱۱۹۰۶	۰/۰۰۰۱
۳	آذربایجان شرقی	۴۵/۳۴۶۶۶	۰/۰۰۰۰	۱۳	فارس	۳۳/۷۴۴۸۱	۰/۰۰۰۳
۴	بوشهر	۲۰/۶۷۲۹	۰/۰۰۲۲	۱۴	زنجان	۴۱/۰۳۲۱	۰/۰۰۰۴
۵	سمنان	۱۱۵/۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۱۵	خراسان رضوی	۳۱/۱۸۰۹۱	۰/۰۰۲۵
۶	اردبیل	۲۰/۰۳۲۹۸	۰/۰۰۲۴	۱۶	خراسان شمالی	۴۰/۸۶۵۳۹	۰/۰۰۰۴
۷	چهارمحال و بختیاری	۴۷/۸۳۸۱۲	۰/۰۰۱۱	۱۷	آذربایجان غربی	۲۰۸/۷۸۶۷	۰/۰۰۰۰
۸	کرمان	۱۹۵/۸۶۱۷	۰/۰۰۰۱	۱۸	لرستان	۳۴/۸۴۴۷۶	۰/۰۰۰۲
۹	خراسان جنوبی	۱۵۳/۵۳۰۵	۰/۰۰۰۰	۱۹	یزد	۵۵/۹۹۷۹۹	۰/۰۰۰۰
۱۰	ایلام	۳۷/۸۳۱۱۲	۰/۰۰۰۲	۲۰	کهگیلویه و بویر احمد	۵۵۶/۳۴۹۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به‌دست آمده از آزمون برابری میانگین‌ها، می‌توان دید که تفاوت بین میانگین قیمت برآوردی و واقعی مسکن در تمامی استان‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است، بنابراین و با توجه به نتایج آزمون برابری میانگین‌ها، می‌توان شکاف میانگین قیمت مسکن (قیمت برآوردی و واقعی) که از رابطه (۱۱) به‌دست آمده را مورد

1. T Test
2. Nassif et al.
3. Bayraktar

تحلیل و تفسیر قرار داد. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است. مقادیر شکاف منفی نشان‌دهنده وجود سفته‌بازی در بخش مسکن این استان‌ها می‌باشد.

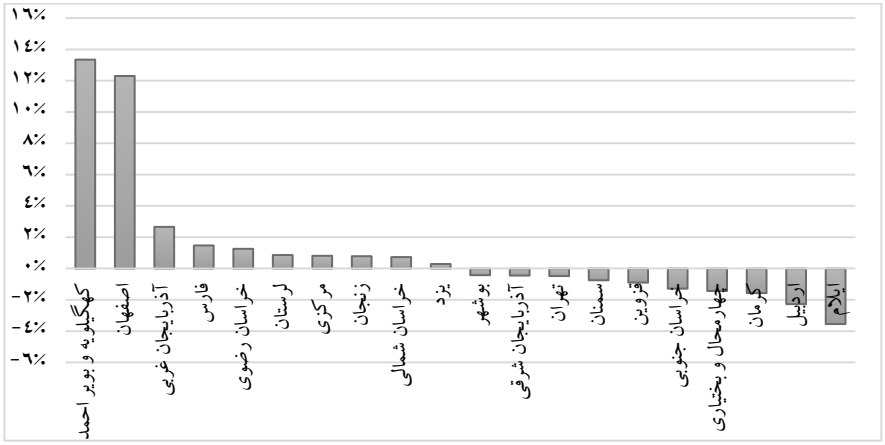
جدول ۵. شکاف قیمت مسکن استان‌های مختلف

استان‌های دارای رتبه تلفیقی بالا				استان‌های دارای رتبه تلفیقی پایین			
	میانگین قیمت واقعی	میانگین قیمت برآوردی	شکاف قیمت		میانگین قیمت واقعی	میانگین قیمت برآوردی	شکاف قیمت
تهران	۸۷۹۴/۲۸۵	۸۷۵۲/۴۱۰	-۰/۰۰۴۷۸	اصفهان	۳۵۹۷/۸۰۶	۴۱۰۲/۷۷۷	+۱۲/۳۰۸۰۲۲۹۵
قزوین	۳۳۴۵/۷۴۰	۳۳۱۵/۹۷۲	-۰/۸۹۷۷۱۱۸۰۲	مرکزی	۳۲۸۱/۱۲۵	۳۳۰۸/۱۰۱	+۰/۸۱۵۴۶۹۰۰۴
آذربایجان شرقی	۳۱۹۷/۵۱۱	۳۱۸۳/۳۰۳	-۰/۴۴۶۳۳۰۷۵۱	فارس	۳۲۴۶/۹۶۳	۳۲۹۵/۶۷۵	+۱/۴۷۸۰۴۷۲۳۹
بوشهر	۳۱۳۵/۸۴۸	۳۱۲۲/۶۹۰	-۰/۴۲۱۳۷۰۹۲۲	زنجان	۲۸۵۱/۹۷۵	۲۸۷۴/۶۸۴	+۰/۷۸۹۹۷۱۱۳
سمنان	۲۸۳۵/۵۰۲	۲۸۱۴/۴۳۲	-۰/۷۴۸۶۳۷۴۶۲	خراسان رضوی	۲۷۶۰/۳۷۵	۲۷۹۵/۶۶۳	+۱/۲۶۲۲۴۴۲۵۶
اردبیل	۲۱۳۸/۳۹۶	۲۰۹۰/۸۵۶	-۲/۲۷۳۷۳۴۸۸۹	خراسان شمالی	۲۰۹۱/۹۱۸	۲۱۰۷/۴۰۸	+۰/۷۳۵۰۳۳۱۲۸
چهارمحال و بختیاری	۲۰۱۵/۷۱۹	۱۹۸۷/۲۴۱	-۱/۴۳۳۰۱۸۴۸۹	آذربایجان غربی	۱۶۴۶/۱۴۳	۱۶۹۱/۲۰۱	+۲/۶۶۴۲۰۸۲۸۸
کرمان	۱۸۳۷/۴۸۲	۱۸۰۹/۱۱۳	-۱/۵۶۸۱۱۲۶۶۷۹	لرستان	۱۵۹۹/۶۹۹	۱۶۱۳/۶۳۸	+۰/۸۶۳۸۵۴۸۷۷
خراسان جنوبی	۱۶۱۷/۳۴۰	۱۹۵۶/۸۳۶	-۱/۲۸۴۰۲۴۶۴۲	یزد	۱۴۰۶/۴۶۹	۱۴۱۰/۵۷۲	+۰/۲۹۰۸۷۲۲۷۸
ایلام	۱۴۴۲/۱۱۱	۱۳۹۲/۷۳	-۳/۵۴۵۶۹۹۲۹۲	کهگیلویه و بویراحمد	۱۱۷۷/۴۳۶	۱۳۵۸/۹۰۸	+۱۳/۳۵۴۲۲۹۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

اطلاعات جدول ۵ حاکی از آن است که در استان‌های دارای رتبه تلفیقی بالا که پیش از این با آمار توصیفی رتبه‌بندی شده و این فرضیه در آن‌ها مطرح شده است که دارای سفته‌بازی مسکن باشند، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که شکاف قیمتی برای این استان‌ها منفی است؛ قیمت واقعی مسکن از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) بیشتر بوده و در این استان‌ها سفته‌بازی رخ داده است. به‌عنوان مثال، در استان ایلام به‌طور میانگین ۳/۵۴- درصد بین قیمت برآوردی و قیمت واقعی اختلاف است. همچنین در استان‌های دارای رتبه تلفیقی پایین که پیش از این با آمار توصیفی رتبه‌بندی شده‌اند و این فرضیه در آن‌ها مطرح شده است که در آن‌ها سفته‌بازی اتفاق نیافتاده باشد نیز

می‌توان دید که شکاف قیمتی مثبت بوده و در تأیید فرضیه می‌توان گفت در این استان‌ها قیمت واقعی مسکن از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر است. به‌عبارت دیگر در این استان‌ها سفته‌بازی مشاهده نمی‌شود. درصد شکاف قیمت مسکن استان‌های مورد بررسی در شکل ۳ نمایش داده شده است.



شکل ۳. درصد شکاف قیمت مسکن استان‌های مورد بررسی

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت واقعی مسکن در استان‌های تهران، قزوین، آذربایجان شرقی، بوشهر، سمنان، اردبیل، چهارمحال و بختیاری، کرمان، خراسان جنوبی و ایلام، از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) این استان‌ها بیشتر بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که بازار مسکن در این استان‌ها دچار سفته‌بازی و فعالیت‌های سوداگرانه شده است. به‌عنوان مثال، قیمت مسکن در استان‌های ایلام و اردبیل به‌ترتیب ۳/۵۴ و ۲/۲۷ درصد بالاتر از قیمت برآوردی مسکن (ارزش ذاتی) در این استان‌ها بوده است. همچنین، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که بین استان‌های تهران با سمنان، بین استان‌های خراسان جنوبی با کرمان و بین استان‌های اردبیل با آذربایجان شرقی که در همسایگی هم قرار دارند و بازار مسکن در همه آن‌ها با سفته‌بازی همراه است، اثرات فضایی و مجاورتی وجود دارد به این معنی که سفته‌بازی و افزایش قیمت مسکن در استان‌های مذکور تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن در همسایگان خود داشته و انتشار سفته‌بازی قیمت مسکن در آن‌ها وجود دارد. در مقابل، قیمت واقعی مسکن در

استان‌های اصفهان، مرکزی، فارس، زنجان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، آذربایجان غربی، لرستان، یزد و کهگیلویه و بویراحمد از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر بوده است که نشان می‌دهد در این استان‌ها سفته‌بازی مسکن وجود ندارد. در میان این استان‌ها نیز با توجه به همسایگی و مجاورت‌ها اثرات فضایی و مجاورتی هریک از استان‌ها بر همسایگان خود به روشنی دیده می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه افزایش قیمت در بازار مسکن استان‌های مختلف ایران و اثرگذاری سفته‌بازانه مسکن مناطق و استان‌های مختلف بر یکدیگر را مورد توجه قرار داده است. به‌منظور بررسی این مسئله از داده‌ها و اطلاعات پانل قیمت مسکن طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ برای ۲۰ استان ایران و یک مدل رگرسیون فضایی (SAR) با اثرات ثابت استفاده و تأثیر عوامل مختلف بر قیمت مسکن در استان‌ها برآورد و درجهٔ سفته‌بازی مسکن در هر استان محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده از تأثیر مثبت متغیرهای حقیقی شده قیمت زمین و اجاره بها بر قیمت مسکن در تمامی استان‌های مورد بررسی حکایت دارد. به‌عبارت‌دیگر، نتایج به‌دست آمده نشان داده است که در هر استان با افزایش قیمت زمین و اجاره بها قیمت مسکن افزایش می‌یابد. طبق نتایج به‌دست آمده، مقدار حقیقی شده تولید ناخالصی داخلی نیز بر قیمت مسکن در تمامی استان‌ها تأثیری منفی و معنادار دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش تولید ناخالص داخلی هریک از استان‌ها قیمت مسکن در آن استان کاهش می‌یابد که این را می‌توان به تأثیر مستقیم تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از شرایط اقتصاد کلان بر عرضه مسکن دانست. ضرایب و اثرگذاری تمامی این متغیرها مطابق انتظار و با مطالعات پیشین انجام شده در ایران سازگار است.

همچنین نتایج به‌دست آمده وجود وابستگی یا انتشار اثرات فضایی را نیز تأیید می‌کنند و آنچنان که برآوردها نشان می‌دهند این انتشار از طریق خود متغیر وابسته یعنی قیمت مسکن اتفاق می‌افتد. به‌عبارت دیگر، قیمت مسکن در استان‌ها مختلف از طریق تحریک انتظارات، موجب تغییر قیمت مسکن در استان‌های مجاور خواهد شد. به این ترتیب، قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) مسکن بر اساس پیش‌بینی مدل محاسبه و با قیمت واقعی مسکن هر استان مورد مقایسه قرار گرفته است. همچنین شکاف قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) و واقعی مسکن برای هر استان با بهره‌گیری از آزمون برابری

میانگین‌ها مورد آزمون قرار گرفته و تأیید شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که قیمت واقعی مسکن در برخی استان‌ها از جمله تهران، قزوین، آذربایجان شرقی، بوشهر، سمنان، اردبیل، چهارمحال و بختیاری، کرمان، خراسان جنوبی و ایلام از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) این استان‌ها بیشتر بوده و بازار مسکن در این استان‌ها دچار سفته‌بازی و فعالیت‌های سوداگرانه شده و در مقابل در برخی دیگر از استان‌ها از جمله اصفهان، مرکزی، فارس، زنجان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، آذربایجان غربی، لرستان، یزد و کهگیلویه و بویراحمد قیمت واقعی از قیمت برآوردی (ارزش ذاتی) کمتر بوده، که نشان دهند عدم وجود سفته‌بازی در این استان‌ها می‌باشد. در هر دو دسته از استان‌های با درجهٔ سفته‌بازی بالا یا عدم وجود سفته‌بازی می‌توان با توجه به همسایگی و مجاورت‌ها اثرات فضایی و مجاورتی استان‌ها بر همسایگان خود را دید.

شاید مهم‌ترین نتیجه سیاستی این مقاله همین باشد که لازم است سیاست‌گذاران در تصمیمات خود بر اثرات سرریز فضائی قیمت مسکن بین استان‌ها توجه داشته باشند. اثرات هیچ سیاست یا تصمیمی محدود به یک استان نخواهد بود. افزون بر این، طبق نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که هرگونه اقدام در جهت کاهش مقادیر متغیرهای قیمت زمین و اجاره‌بها موجب کاهش قیمت مسکن و جلوگیری از بروز سفته‌بازی در این بازار خواهد شد. به‌عنوان مثال، در ارتباط با قیمت زمین، دولت می‌تواند با وضع مالیات بر زمین‌های بلااستفاده شهری که سوداگران به نیت کسب سود در آینده از افزایش قیمت‌ها خریداری می‌کنند، یا با اعطای مشوق‌های مالیاتی به املاک نوساز به کاهش سوداگری و به دنبال آن اُفت قیمت مسکن کمک کند. این امر از آن جهت ضرورت دارد که ورود سرمایه بیش از حد به این بازار به قصد سوداگری ممکن است درنهایت کل نظام اقتصادی و تولیدی را تضعیف می‌کند، بنابراین دولت با وضع مالیات بر عایدی سرمایه از این بازار می‌تواند موجب شود تا سودآوری بیکار گذاشتن ملک به قصد کسب عایدی کاهش یافته و با توجه به بالا بودن هزینه نگهداری، املاک خالی از سکنه باقی نمانند. همچنین با توجه به تأثیر مهم تولید ناخالص ملی بر کاهش قیمت مسکن، پیشنهاد می‌شود شرایط فعالیت برای بخش خصوصی در اعطای مجوزهای ساخت‌وساز در استان‌ها تسهیل شده و یا با اعطای تسهیلات بانکی به بخش مسکن و ساختمان بسترهای لازم جهت پربازده بودن این بخش و جذب سرمایه‌گذاری بیشتر فراهم شود.

منابع

۱. آرام‌بنیار، محمد (۱۳۸۸). تأثیر و تأثیرات بحران مالی جهانی بر بخش مسکن در آمریکا و ایران. *نخستین همایش بین‌المللی تأمین مالی مسکن*، ۶۱-۶۲.

۲. ابوالحسنی، اصغر، ابراهیمی، ایلنار، پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵)، ۱۱۳-۱۳۲.

۳. اسدپور، احمد علی (۱۳۹۸). اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۷)، ۱۲۵-۱۳۶.

۴. خدادادکاشی، فرهاد و رزبان، نرگس (۱۳۹۳). نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۷). *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۱)، ۵-۲۸.

۵. خلیلی‌عراقی، سید منصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳)، ۳۳-۵۰

۶. دلالپور محمدی، محمدرضا (۱۳۷۹). *برنامه‌ریزی مسکن*. انتشارات سمت، تهران.

۷. سیدنورانی، سید محمدرضا (۱۳۹۳). بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۴۹-۶۸.

۸. شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR ، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴.

۹. طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و پیردایه، هادی (۱۳۹۵). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۶)، ۵۵-۹۵.

۱۰. عابدینی، جواد، ابراهیمی، حسن، و فهیمی‌فرد، سیدحامد (۱۳۹۵). حباب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مدل ساختاری تعیین قیمت مسکن. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۷)، ۱۸۱-۲۱۰.

۱۱. عباسی‌نژاد، حسین، و یاری، حمید (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۹ (۱)، ۵۹-۷۷

۱۲. قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۴). بررسی تاثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). *اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵-۷۵.

۱۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر، منوچهری، صلاح‌الدین، و فاطمی‌زردان، یعقوب (۱۴۰۰). الگوسازی سفته‌بازی در بازار مسکن شهر تهران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۲ (۴)، ۱۳۷-۱۷۹.

۱۴. کمالی‌دهکردی، پروانه (۱۳۹۹). تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم‌های اقتصادی و قیمت نفت بر بازار مسکن (با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیونی برداری ساختاری SVAR). *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴)، ۲۷-۵۶.

۱۵. کمیجانی، اکبر، گندلی علیخانی، نادیا و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران. *راهبرد اقتصادی*، ۲(۷)، ۷-۳۹.

۱۶. منجذب، محمدرضا، و مصطفی‌پور، مصطفی (۱۳۹۲). بررسی اثرات مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۳)، ۱-۱۵.

۱۷. منجذب، محمدرضا، و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استتا. *مؤسسه کتاب مهربان نشر*، تهران.

۱۸. منوچهری، صلاح‌الدین و قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۴۰۱). واکنش سفته بازی در بازار مسکن به شوک‌های برونزا در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲(۲)، ۱۸۵-۲۱۶.

۱۹. نصر اصفهانی، رضا، صفاری، بابک و لطیفی، محمدرضا (۱۳۹۵). تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی شهر تهران). *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۱)، ۱۶۳-۱۸۶.

۲۰. یزدانی، فردین (۱۳۸۲). بازار سرمایه مسکن، زمینه‌ها و چارچوب‌ها. *اقتصاد مسکن*. ۳۴.

21. Baltagi, B. H., Bresson, G., & Pirotte, A. (2007). Panel unit root tests and spatial dependence. *Journal of Applied Econometrics, 22(2)*, 339-360.

22. Bayraktar, N. (2014). Measuring relative development level of stock markets: Capacity and effort of countries. *Borsa Istanbul Review, 14*, 2214-8450.

23. Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings papers on economic activity, 2*, 299-362.
24. Chung, J. Y., & Carpenter, K. (2022). Safe havens: overseas housing speculation and opportunity zones. *Housing Studies*, 37(8), 1350-1378.
25. DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of urban economics*, *35*(1), 1-27.
26. Gholipour, H. F., & Farzanegan, M. R. (2015). Marriage crisis and housing costs: Empirical evidence from provinces of Iran. *Journal of Policy Modeling, 37*(1), 107-123.
27. Hadavandi, E., Ghanbari, A., Mirjani, S. M., & Abbasian, S. (2011). An econometric panel data-based approach for housing price forecasting in Iran. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 4(1), 70-83.
28. Harvey, D. (1976). Labor, capital, and class struggle around the built environment in advanced capitalist societies. *Politics & Society, 6*(3), 265-295.
29. Harvey, D. (1978). The urban process under capitalism: A 1665 framework for analysis. *International Journal of Urban and Regional Research*, *2*(1-4), 101-131.
30. Harvey, D. (1981). The spatial fix—Hegel, Von Thunen, and Marx. *Antipode*, *13*(3), 1-12.
31. Levin, E. J., & Wright, R. E. (1997). The impact of speculation on house prices in the United Kingdom. *Economic modelling, 14*(4), 567-585.
32. Lin, Y., Lu, P., & Zhou, T. (2007). Research of relationships among housing prices, land prices and rents. *Price Theory and Practice, 42*.
33. Liu, M., & Ma, Q. (2021). Determinants of house prices in China: a panel-corrected regression approach. *The Annals of Regional Science, 67*, 47-72.
34. Mallick, H., & Mahalik, M. K. (2015). Factors determining regional housing prices: evidence from major cities in India. *Journal of Property Research, 32*(2), 123-146.
35. Meen, G., & Andrew, M. (1998). On the aggregate housing market implications of labour market change. *Scottish Journal of Political Economy*, *45*(4), 393-419.
36. Muth, R. F. (1969). Cities and Housing; the Spatial Pattern of Urban Residential Land Use. University of Chicago.
37. Muellbauer, J., & Murphy, A. (1997). Booms and busts in the UK housing market. *The Economic Journal, 107*(445), 1701-1727

38. Nassif, A., Feijo, C., & Araujo, E. (2011). The long-term "optimal" real exchange rate and the currency overvaluation trend in open emerging economies: The case of Brazil. United Nations Conference on Trade and Development.
39. Shen, T., Feng, D., & Sun, T. (2010). Spatial econometrics. Peking University Press.
40. Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N., Mortha, A., Chiu, A., & Naderi, N. (2020). International and External Determinants of Housing Price Boom in Hong-Kong. *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan, 23*(4), 597-620.
41. Wang, Y., Wang, S., Li, G., Zhang, H., Jin, L., Su, Y., & Wu, K. (2017). Identifying the determinants of housing prices in China using spatial regression and the geographical detector technique. *Applied Geography, 79,* 26-36.
42. Yang, X., Wu, Y., Shen, Q., & Dang, H. (2017). Measuring the degree of speculation in the residential housing market: A spatial econometric model and its application in China. *Habitat International, 67*, 96-104.
43. Yuan, D., & Song, X. (2008). Spatial infectious study of regional housing bubble in China. *Shanghai University of Finance and Economics, 6*.
44. Yuan, F., Wei, Y. D., & Wu, J. (2020). Amenity effects of urban facilities on housing prices in China: Accessibility, scarcity, and urban spaces. *Cities, 96*.

Measuring the Degree of Speculation in the Housing Market of urban Areas of Selected Provinces of Iran: a Spatial Econometric Approach

Mohammad Reza Monjazeb[*1], **Abbas Khandan**[2], **Hamid Shah Bahrami**[3]

1. Associate Professor, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, monjazeb@khu.ac.ir

2. Assistant Professor, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, khandan.abbas@khu.ac.ir

3. MA, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran, mbahrami498@gmail.com

Received: 2022-08-22 Accepted: 2022-11-14

Abstract

This study seeks to measure the degree of housing speculation in selected provinces of Iran with a spatial econometric approach, and for that purpose, the real value time series data on land prices, housing prices, GDP and rents in 20 provinces during the period (1385-1396) is used. After examining the effects of these variables on the housing prices of the selected provinces, a fixed-effect spatial autoregression model was estimated and the degree of housing speculation in the provinces was calculated based on the gap between the average actual and the estimated prices (intrinsic value). The results indicate that housing rent and land prices have a positive effect while GDP has a negative effect on housing prices. The housing prices gap was significant for all provinces which based on that, then, the degree of speculation of the provinces was calculated. The spatial and contiguity effects of provinces on their neighbors were estimated as well, based on provinces' neighborhoods and their degree of speculation.

JEL Classification: G10, R31, R32.

Keywords: Housing prices, speculation, regional housing markets, spatial econometrics

*. Corresponding Author, Tel: +982177527674

The Effect of Eliminating the Preferential Exchange Rate of Basic Food Stuffs on Income Distribution in Urban Areas of Iran Based on Micro Data Simulation Using EASI Model

Ali Asghar Salem[1], Masoumeh Azizkhani*[2], Javad ArabYarmohammadi[3]

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Salem@atu.ac.ir
2. Master's Student in Energy Economics, Economics of Energy and Resources Dep., Kharazmi University, Tehran, Iran, Masoumeh.azizkhani1986@gmail.com
3. Assistant Professor of Economics, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran, j.yarmohamadi@earc.ac.ir
Received: 2022-06-26 Accepted: 2022-10-31

Abstract

The policy of providing foreign currency at preferential exchange rates for the import of basic goods, especially food, was implemented at the beginning of 2018 to support the more vulnerable segments of society. On 9, May, 2022, four years into the implementation of this policy, however, the government eliminated the preferential exchange rate for some commodities such as red meat, chicken meat, eggs, dairy products, and vegetable oils, given the country's economic conditions to target the subsidies, mitigate the negative effects of the policy, and help improve the economic situation. Furthermore the government has also started to pay a monthly sum of 400,000 Tomans to the first three income deciles, and 300,000 Tomans to the next income deciles of society in cash to compensate for the welfare loss to households. This study investigates the effects of removing the preferential exchange rate on the demand for the above-mentioned food and non-food commodities including clothing, housing, transportation, and other goods that are of great importance in the household consumption basket, taking into account some demographic variables including household size, gender, age, education level, and the employment status of the household head in the first weeks of implementing the policy. The percentage increase in the price of the studied food products in the time interval before and after the implementation of the policy is calculated based on the official prices presented by the Ministry of Industry, Mine and Trade. The effect of the implementation of eliminating the preferential exchange rate policy on the welfare of Iranian urban households is investigated by applying the EASI demand system model, extracting price and income elasticities of demand, and simulating the cost data of individual households after the implementation of the above policy using the compensating variation (CV) measure and recalculating the Gini coefficient. According to the results, the Gini coefficient indicating the reduction of inequality, will be relatively improved in the short term if the government implements the policy, assuming the price of other goods remains constant.

JEL Classification: C32, E42, F37, D63

Keywords: EASI demand system model, preferential exchange rate, microdata simulation, Gini coefficient

*. Corresponding Author, Tel: 09193648197

Analyzing the Effect of Macroeconomic Variables on the Underground Economy with Emphasis on Fiscal Policy Instruments

Shahryar Zaroki*[1], Sahar Nasrnejad Nesheli[2], Ali Tavassoli–Nia[3]

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, sh.zaroki@umz.ac.ir

2. Master in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, saharnasr1990@gmail.com

3. Master in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, alitavassoli1994@gmail.com

Received: 2022-08-22 Accepted: 2022-11-03

Abstract

Due to the increase in economic sanctions in recent years, the government has been encouraged to decentralize the system dependent on oil revenues and replace it with tax revenues. The aim of the research is to investigate the effects of macroeconomic variables on the underground economy with an emphasis on the fiscal policy instruments in Iran in 1973-2021. For this purpose, at first, the value of the underground economy was estimated by the mimic method. The results showed that the average underground economy (proportion of production) is equal to 15.19 percent over 48 years. The results of estimating the model in two formats using the ARDL approach indicate that government size (based on total, current and capital expenditures) has an inverse effect and tax burden (based on total and indirect tax) has a direct effect on the underground economy, but direct tax has no significant effect. Considering the decreasing trend in the government size and the almost increasing trend in the tax burden, it can be said that the decrease in the government size and the increase in the tax burden have been effective on the increasing trend of the relative size of the underground economy. Also, the informal exchange rate and the inflation rate have a direct effect on the underground economy, but in terms of size, the inflation rate is inelastic. Therefore, according to the high elasticity of the underground economy respect to the tax burden, the government should consider a suitable combination of tax components according to their elasticity and be able to control and reduce the underground economy to some extent by defining the duties of the government, reducing the current expenditures and allocating more capital expenditures.

JEL Classification: I32, G21, C23

Keywords: Fiscal policy instruments; Underground economy; MIMIC; Iran.

*. Corresponding Author, Tel: 09116256572

Designing an Optimal Collision Premium Model with Emphasis on the Effect of Macroeconomic Variables on the Demand Function

Maryam Rostamian*[1], Gholamhossien Golarzi[2]

1. Ph.D. Industrial Management-Financial, Faculty of Economics, Management and Administrative Affairs, University of Semnan, Iran, maryamrostamian@semnan.ac.ir

2. Assistant Prof, Department of Business Management, Faculty of Economics, Management and Administrative Affairs, University of Semnan, Iran, g_golarzi@semnan.ac.ir

Received: 2021-09-06 Accepted: 2022-06-28

Abstract

Determining a fair premium is an essential issue for insurance companies. Many premium models are based on risk analysis and market behavior. Risk analysis is divided into Priori pricing and Posteriori pricing. These models use claim frequency and claim severity. Market behavior models include some variables affecting the demand function to determine premium. In contrast, insurance companies involve with uninsurable risks such as economic risks in collision insurance, and the insurance premium depends on the price of competitors, because there are competitive insurance environments. Therefore, it is essential to consider macroeconomic variables in the demand function. This study, for the first time, includes the insurance penetration in the demand function. To achieve the goal, the researcher has selected a private company active in the insurance industry for sampling. The method used was based on stochastic dynamic programming. The wealth equation of the insurance company is determined based on the Markov process, and the objective function of the model is a quadratic form. The Demand function is described as a function of macroeconomic parameters such as elasticity of demand, inflation rate, and insurance penetration. The optimal premium is calculated for different levels of market premium. The results show the average premium of the market becomes bigger, the optimal premium becomes lower.

JEL Classification: E21, B22, C61

Keywords: Stochastic disturbance, Stochastic Dynamic Programming, Optimal Premium, Macroeconomic Variables, Average Premium of the market

*. Corresponding Author, Tel: 09189958396

Economic Modeling of Regional Integration in Electricity Markets of Member Countries in Selected Economic Cooperation Organization (ECO): Application of System Dynamics Approach

Meysam Haddad[1], Seyed Komail Tayebi[2*], Alimorad sharifi[3], Mehdi Niroomand[4]

1. PhD Candidate, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, m.haddad@ase.ui.ac.ir

2. Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, alimorad@ase.ui.ac.ir

4. Associate Professor, Department of Electrical Engineering, Faculty of Engineering, University of Isfahan, Isfahan, Iran, mehdi_niroomand@eng.ui.ac.ir

Received: 2022-08-27 Accepted: 2022-11-27

Abstract

Due to the increasing growth rate of electricity demand as well as relevant supply challenges, the economic issues of power systems have been considered by governments and energy experts to achieve further efficient resources allocation. Based on an approach of a dynamic system, the aim of this study has been to modelling the regional integration of electricity markets among the selected ECO member countries (including Iran, Turkey, Azerbaijan, Pakistan and Afghanistan) in order to maximize the stability of electricity supply. Accordingly, the required data have been applied during the period of 1980-2019. In this respect, two scenarios, namely a scenario of self-sufficiency of electricity (implying national electricity market) and a scenario of free regional market (implying regional integration market) have been conducted respectively, by specifying and estimating a Structural time series model, to simulate the trade flows of electricity in the selected ECO country members by 2030. The simulated results have indicated that Iran has had the marginal storage of more than one and the lowest price among the countries, while it has the largest volumes of electricity exports. Afghanistan with the marginal storage of less than one among the regional countries has had the lowest volumes of electricity Imports. In addition, the empirical results have revealed the fact that the electricity price has been decreasing as a result of a decrease in the electricity production costs. Consequently, the paper findings imply that uncertainty in the electricity supply can be reduced through implementing an integrated regional electricity market among the ECO members.

JEL Classification: L94, F15, Q41, C33, C61

Keywords: Electricity Market, Regional Integration, ECO Country Members Countries, Dynamic System, Structural Time Series Model

*. Corresponding Author, Tel: +983117935242

The Impact of Government Economic Expenditures During Recession and Boom Periods on Iran's Social Welfare (NARDL Approach)

Narges Ahmadvand*[1], Mohammad Alizadeh[2], Mohammad Hassan Fotros[3], Mahbobeh Delfan[4]

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, University of Lorestan, Khoram Abad, Iran, narges.ahmadvand.4630@gmail.com

2. Associate Professor, Department of Management and Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Lorestan, Khorramabad, Iran, alizadeh.m@lu.ac.ir

3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, University of Bo Ali Sina, Hamedan, Iran, fotros.fotros@basu.ac.ir

4. Assistant Professor, Department of Management and Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Lorestan, Khorramabad, delfan.m@lu.ac.ir

Received: 2021-08-23 Accepted: 2022-07-01

Abstract

One of the goals of the government is to achieve to economic balances for eliminate fluctuations and improve the social welfare of citizens.The purpose of this study is to examine the impact of government expenditures in economic affairs and related chapters on the Amartya Sen social welfare index during business cycles in Iran's economy. In this regard, the nonlinear autoregressive model with distributed lag (NARDL) has been used during the time period of 1973-2019. The results show that the positive shocks of government expenditures in economic affairs and chapters of agricultural, water resources, industry and mining, trade and cooperation, energy, housing and development, environment, and the negative shocks of government expenditures in economic affairs, the chapters of water resources, information technology, trade and cooperation, transportation and energy during business cycles have caused increasing social welfare significantly. Also, in the positive shock of government expenditures in information technology chapter during periods of boom and transportation chapter during periods of boom have caused increasing and decreasing social welfare respectively, significantly. Also, in the negative shock of government expenditures in the housing, development and industry and mining chapters increase social welfare during periods of recession and boom, respectively. In the negative shock of government expenditures in the chapter of environmental during boom periods has reduced social welfare, significantly.

JEL Classification: J16, J21, E24, O55

Keywords: Economic Affairs, Business Cycles, Amartya Sen Social Welfare Index, Iran's Economy, NARDL

*. Corresponding Author, Tel: 09125521732

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Bahmani-Oskooee, Mohsen	Professor, University of Wisconsin-Milwaukee-U.S.A
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mahdavi, Saeid	Professor, University of Texas-U.S.A
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Naghizadeh Mohammad	Professor, Meiji Gakuin University-Japan
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Associate Professor, University of Tehran-Iran

Referees:

Ezatullah Abbasian (Ph.D), Lotfali Agheli (Ph.D), Karim Azarbayjani (Ph.D), Ali Dehghani (Ph.D), Mohsen Ebrahimi (Ph.D), Farhad Khodadad Kashi (Ph.D), Hamid Kordbacheh (Ph.D), Ali Nassiri Aghdam (Ph.D), Abulfazl Pasebani Someeh (Ph.D), Ali Souri (Ph.D), Kowsar Yousefi (Ph.D)

Published by University of Tehran

P. O. Box 14155-6445

Tehran, Islamic Republic of Iran

Vol. 57, No. 1, Spring 2022 **ISSN 0039-8969**

The Impact of Government Economic Expenditures During Recession and Boom Periods on Iran's Social Welfare (NARDL Approach)/ Narges Ahmadvand, Mohammad Alizadeh, Mohammad Hassan Fotros, Mahbobeh Delfan 1

Economic Modeling of Regional Integration in Electricity Markets of Member Countries in Selected Economic Cooperation Organization (ECO): Application of System Dynamics Approach/ Meysam Haddad, Seyed Komail Tayebi, Alimorad Sharif, Mehdi Niroomand 2

Designing an Optimal Collision Premium Model with Emphasis on the Effect of Macroeconomic Variables on the Demand Function/ Maryam Rostamian, Gholamhossien Golarzi 3

Analyzing the Effect of Macroeconomic Variables on the Underground Economy with Emphasis on Fiscal Policy Instruments/ Shahryar Zaroki, Sahar Nasrnejad Nesheli, Ali Tavassoli-Nia 4

The Effect of Eliminating the Preferential Exchange Rate of Basic Foodstuffs on Income Distribution in Urban Areas of Iran Based on Micro Data Simulation Using EASI Model/ Ali Asghar Salem, Masoumeh Azizkhani, Javad ArabYarmohammadi 5

Measuring the Degree of Speculation in the Housing Market of urban Areas of Selected Provinces of Iran: a Spatial Econometric Approach/ Mohammad Reza Monjazeb, Abbas Khandan, Hamid Shah Bahrami 6

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445