دوره‌ی ۵۶، شماره‌ی ۳، پاییز ۱۴۰۰ شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در قالب کریدور در اقتصاد ایران / حسین باستانزاد، پدرام داودی ۴۳۵- ۴۷۰

مطالعه ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن درنواحی ۲۲ گانه شهر تهران / بهرام حکمت، شکوفه فرهمند، نعمت الله اکبری ۴۷۱-۵۰۵

متاآنالیز چندسطحی رابطه‌ی بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد / محمدباقر شیرمهنجی، مهدیه مرادی زاده، محمدجواد نوراحمدی ۵۰۷-۵۳۴

عوامل مؤثر بر پدیده کژگزینی در بیمه درمان تکمیلی و راهکارهای مقابله با آن: (مطالعه موردی یک شرکت بیمه ایرانی) / اسماعیل صفرزاده، میرحسین موسوی، نسرین حضارمقدم، مرضیه دهقانی ۵۳۵-۵۵۴

اثرات تعاملی سیاست مالی و پولی و کنش‌های خانوار بر نرخ ارز (رهیافت TVP-FAVAR) / علیرضا عرفانی، مجید اسحاقی گرجی، صمد آهنگر زنوزی ۵۵۵-۵۸۷

بررسی تحول کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران: رویکرد کالمن فیلتر / فرشته محمدیان ۵۸۹-۶۱۲

دانشکده اقتصاد، 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:
حجت ایزدخواستی، حسین توکلیان، تیمور رحمانی، علی سایه میری، سعید عابدین درکوش، قهرمان عبدلی، علیرضا عرفانی، عبدالرسول قاسمی، علی اکبر قلی‌زاده، حمید کردبچه، غلامرضا کشاورز، شهرام معینی، محسن مهرآرا

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه‌ی 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: http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide استفاده شود

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

رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در قالب کریدور در اقتصاد ایران / حسین باستانزاد، پدرام داودی..... ۴۳۵- ۴۷۰

مطالعه ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن درنواحی ۲۲ گانه شهر تهران / بهرام حکمت، شکوفه فرهمند، نعمت الله اکبری ۴۷۱-۵۰۵

متاآنالیز چندسطحی رابطه‌ی بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد / محمدباقر شیرمهنجی، مهدیه مرادی زاده، محمدجواد نوراحمدی ۵۰۷-۵۳۴

عوامل مؤثر بر پدیده کژگزینی در بیمه درمان تکمیلی و راهکارهای مقابله با آن: (مطالعه موردی یک شرکت بیمه ایرانی) / اسماعیل صفرزاده، میرحسین موسوی، نسرین حضارمقدم، مرضیه دهقانی ۵۳۵-۵۵۴

اثرات تعاملی سیاست مالی و پولی و کنش‌های خانوار بر نرخ ارز (رهیافت TVP-FAVAR) / علیرضا عرفانی، مجید اسحاقی گرجی، صمد آهنگر زنوزی..... ۵۵۵-۵۸۷

بررسی تحول کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران: رویکرد کالمن فیلتر / فرشته محمدیان..... ۵۸۹-۶۱۲

چکیده لاتین

دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۴۷۰ -۴۳۵

رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در قالب کریدور در اقتصاد ایران

DOI: 10.22059/jte.2022.332159.1008560

حسین باستان‌زاد [۱]، پدرام داودی*[۲]

۱. پژوهشگر ارشد، پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی، hbastanzad@yahoo.com

۲. استادیار، پژوهشگاه قوه قضاییه، pedram.davody@gmail.com

نوع مقاله: علمی-پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

چکیده

بروز ناپایداری مالی و تکانه‌های خارجی در اقتصاد ایران و اثرات انتقالی آن‌ها بر بازارهای پول و اسعار به‌ترتیب موجب جهش‌های مقطعی در تورم، شکل‌گیری نرخ‌های بهرهٔ سیاستی منفی، انتقال منابع مالی از بخش‌های حقیقی به سمت بخش‌های مالی، کاهش سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی، افزایش تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازار دارایی‌ها به‌طور عام و بازار ارز به‌طور خاص و همچنین رشدهای پلکانی نرخ‌های برابری اسعار شد که در شرایط مذکور، گرایش به رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در دامنه‌های قابل تعدیل اجتناب‌ناپذیر است. در این تحقیق، فرضیهٔ تأثیرپذیری کریدور رشد نرخ ارز از تکانه‌های بخش‌های حقیقی، مالی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌ها با استفاده از یک الگوی خودبازگشت برداری تحت سیاست آزمون می‌شود تا از یک سو مکانیسم واکنشی بهینهٔ کریدور به ازای تکانه‌های مذکور پایش شود و از سوی دیگر رابطهٔ میان رشد نرخ ارز و متغیرهای وضعیت بخش‌های فوق برآورد شود. براساس نتایج مندرج در توابع کنش- واکنش مبتنی بر کرانهٔ بالای کریدور، می‌ؤان گفت با افزایش تورم، تغییرات ذخایر خارجی و سهم دیون دولت از پایهٔ پولی بهتر است تا کرانه بالا وسیع‌تر شود و درخصوص تکانه های بهبود نرخ بهره واقعی، سهم دیون بانکی از پایه پولی و نسبت سرمایه گذاری به تولید کاهش دامنه نوسانات پیشنهاد شده است.

طبقه‌بندی JEL: E52, C32.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیون برداری تحت سیاست، رژیم ارزی، رژیم پولی، سیاست پولی، کریدور ارز.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۱۱۹۴۸۶۷۶۱

۱. مقدمه

اهداف اصلی سیاست‌گذاری پولی در اقتصادهای مختلف عموماً حول ثبات قیمتی[۱]، رشد پایدار غیرتورمی[۲]، پایداری موازنهٔ ارزی[۳] و ثبات مالی[۴] طراحی شده[۵] که با استفاده از ابزارهای محدود سیاستی (نرخ‌های بهرهٔ سیاستی، کل‌های پولی و سپرده قانونی) و از طریق تأثیر بر تقاضای کل (حقیقی و مالی) عملاً انحرافات کوتاه‌مدت و میان‌مدت از اهداف کمی سیاست‌گذار پولی را حداقل می‌سازند. شکاف‌های مربوط به تورم[۶]، رشد اقتصادی[۷]، ثبات مالی و بعضاً نرخ اسمی ارز از اهداف کمی سیاست‌گذار (با اوزان مختلف)، مستقیماً بر تابع واکنش سیاست‌گذار[۸] و جهت‌گیری ابزارهای سیاستی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثرگذارند؛ به‌طوری‌که در شرایط تورمی (رکودی) از طریق افزایش یا کاهش فروش اوراق قرضه و عملیات ریپو، زمینهٔ افزایش یا کاهش نرخ‌های بهرهٔ سیاستی و کاهش انحرافات از اهداف سیاست‌گذار پولی را فراهم می‌سازند. اهداف چهارگانهٔ سیاست‌گذار پولی با وجود عدم تقارن واکنشی (زمانی و جهت‌گیری اهداف) به ابزارهای سیاستی، عملاً با اولویت دو هدف اصلی ثبات قیمتی و رشد پایدار مورد توجه سیاست‌گذار قرار دارد. البته سازوکار انتقال ابزارهای مذکور در مرحلهٔ مقدماتی از طریق تأثیر بر انحرافات ناظر بر اهداف میانی (نرخ ارز و ثبات مالی) و با اتکا به اثرات متغیرهای انتقالی (انتظارات تورمی و هزینه-فرصت منابع مالی) فعال می‌شود. در مرحلهٔ دوم نیز اثرات هم‌زمان ابزارهای سیاستی و متغیرهای مربوط به اهداف میانی، زمینهٔ تحقق اهداف اصلی را از طریق تعدیل مقادیر شکاف‌های تورمی و تولید فراهم می‌سازند. به عبارت دیگر، در شرایط تورمی از طریق گسترش عملیات انقباضی یا انبساطی بازار باز، ضوابط ناظر بر اضافه برداشت شبانه و عملیات ریپو به‌ترتیب نرخ‌های بهرهٔ سیاستی

---

1. Price stability
2. Sustainable non-inflationary growth
3. BOP sustainability
4. Financial stability

۵. پایداری تراز پرداخت‌ها (به‌عنوان جریان عرضه و تقاضای ارز) در مطالعات تجربی بیشتر مورد توجه است. البته در اقتصاد ایران، به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی شبکهٔ بانکی، عملاً دسترسی به منابع ارزی نیز حائز اهمیت است. به همین دلیل، پایداری موازنهٔ ارزی (جریان نقدی) اولویت بالاتری نسبت به پایداری تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران دارد.

6. Inflation gap
7. Output gap
8. Policymakers response function

افزایش یا کاهش می‌یابد. بر این اساس، انتظارات تورمی و نرخ اسمی ارز کاهش یا افزایش پیدا می‌کند، هزینه-فرصت سرمایه‌گذاری مالی تنزل می‌یابد یا تقویت می‌شود. تقاضای سرمایه‌گذاری ناخالص و مصرف کالاهای بادوام منقبض می‌شود یا رشد می‌یابد. همچنین *شکاف پس‌انداز ناخالص داخلی افت می‌کند یا افزایش می‌یابد و تراز پرداخت‌های*[1] *ارزی بهبود پیدا می‌کند یا تضعیف می‌شود.*

در فضای سیاست‌گذاری پولی مذکور (فارغ از نوع هدف‌گذاری بر کل‌های پولی یا هدف‌گذاری تورمی) تغییرات نرخ ارز به‌صورت درون‌زا و در قالب رژیم‌های ارزی انعطاف‌پذیر[2] شکل می‌گیرد و نرخ‌های بهرهٔ سیاستی نیز به‌عنوان لنگر انتظارات تورمی بر شکاف‌های تورمی، تولید و همچنین نرخ ارز اثرگذار است. در اقتصادهایی که بخش‌های حقیقی و پولی دچار عدم تعادل پیوسته‌اند و نرخ‌های حقیقی بهرهٔ سیاستی به‌صورت ادواری منفی می‌شوند، عملاً لنگر اسمی[3] انتظارات تورمی از نرخ‌های بهره به نرخ ارز و بعضاً ترکیبی موزون از دو متغیر مذکور انتقال می‌یابد. در همین راستا، سیاست پولی در جهت کاهش شکاف نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی تنظیم می‌شوند و به‌ترتیب تغییرات نرخ‌های بهرهٔ سیاستی، کل‌های پولی، جذب داخلی (شکاف پس‌انداز ناخالص داخلی) و به‌خصوص خالص دارایی خارجی در راستای حفظ نرخ ارز در دامنه‌های هدف، مدیریت می‌شوند. رژیم ارزی مورد هدف در چارچوب سیاست‌گذاری پولی مذکور از نوع رژیم‌های ارزی تثبیتی[4] است که با اعمال محدودیت‌های تجاری-مالی، اعمال ضوابط احتیاطی سلامت مالی و نظارت احتیاطی بر سرفصل‌های ارزی نهادهای اعتباری و نیز مداخلات مستقیم در بازار ارز، در کنار تعدیل متناسب کل‌های پولی و اصلاح بردار نرخ‌های بهرهٔ سیاستی اجرا می‌شود.

استفاده از نرخ ارز (مؤثر یا متقابل اسمی[5]) یا نرخ بهره به‌عنوان مهم‌ترین ابزارهای سیاستی با توجه به مقتضیات محیطی اقتصاد کلان، از یک طرف هیچ‌گونه منافاتی با اهداف سنتی ثبات قیمتی، رشد پایدار غیرتورمی و همچنین ثبات مالی ندارد و از طرف دیگر هردو ابزار مذکور قابلیت استفادهٔ ترکیبی[6] یا موردی را به‌عنوان لنگر اسمی

---

۱. تغییر در ذخایر ارزی کل کشور

2. Flexible exchange rate regimes
3. Nominal anchor
4. Fixed exchange rate regimes
5. Bilateral or effective nominal exchange rate
6. De facto

انتظارات تورمی در قالب رژیم‌های پولی هدف‌گذاری تورمی، هدف‌گذاری بر نرخ ارز یا هدف‌گذاری روی کل‌های پولی را (برای کاهش عدم تعادل‌های بخش‌های حقیقی، پولی و مالی) دارند. سیاست هدف‌گذاری تورمی یا هدف‌گذاری بر نرخ ارز به‌عنوان اهداف مکمل، در بسیاری از اقتصادهای درحال‌توسعه و نوظهور[1] در تبادل پیوسته با هدف رشد پایدار غیرتورمی در فرایند سیاست‌گذاری پولی به‌کار می‌روند؛ به‌طوری‌که با کاهش یا افزایش) کارایی نرخ بهرهٔ سیاستی و رشد یا تقلیل عدم تعادل‌های مالی-پولی، عملاً گرایش به سمت هدف‌گذاری بر نرخ ارز یا شکاف تورم افزایش می‌یابد. مطابق سیاست مذکور، مقامات پولی به‌منظور حفظ نرخ برابری اسعار در دامنه‌های هدف و تقویت پایداری موازنهٔ پرداخت‌های ارزی، دو سیاست را اعمال می‌کنند. از یک طرف کل‌های پولی و بعضاً نرخ‌های بهره را در حمایت از شکاف نرخ ارز هدف تعدیل می‌کنند و از طرف دیگر با استفاده از سیاست‌های تجاری، نسبت‌های احتیاطی سرفصل‌های ارزی و همچنین قراردادهای تأمین مالی احتیاطی، عملاً در بازارهای اسعار (نقدی و مشتقات) مداخله می‌ورزند. مداخلات مذکور به‌ترتیب موجب نوسانات مقطعی سهم خالص دارایی‌های خارجی در پایهٔ پولی، تغییرات کل‌های پولی هدف در طی زمان، تعدیل بردار نرخ‌های بهرهٔ سیاستی و تجاری، تغییر تقاضای ناخالص حقیقی، نوسانات شکاف تولید و نیز تعدیل شکاف تورمی می‌شود. در همین راستا، رژیم‌های تثبیتی خزنده[2] که مبتنی بر هدف‌گذاری روی دامنهٔ نرخ ارز (مبتنی بر عدم تعادل‌های ادواری پولی-مالی یا تکانه‌های بین‌المللی) است، به نسبت‌های بالای ذخایر بین‌المللی و نیز قراردادهای احتیاطی برای تأمین مالی مقطعی کسری موازنهٔ پرداخت‌ها و همچنین همراه‌سازی تغییرات کل‌های پولی اتکا می‌کنند و بدین‌ترتیب، از یک طرف زمینهٔ کاهش شکاف تورمی را فراهم می‌سازند و از طرف دیگر با ایجاد بستر تعدیل تدریجی نرخ اسمی ارز (شکاف تورم داخلی از خارجی) موجب حفظ قدرت رقابت تولیدات داخلی در بازارهای بین‌المللی می‌شوند. اگرچه چنین تعدیلی سبب شکل‌گیری سازوکار انتقالی[3] افزایش نرخ ارز بر ساختار هزینهٔ بخش‌های تولیدی می‌شود، ماهیت تدریجی و مدیریت

---

۱. براساس گزارش سالانهٔ ترتیبات و محدودیت‌های ارزی، صندوق بین‌المللی پول معادل ۴۲ درصد اقتصادهای مختلف در سال ۲۰۱۸ از نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی استفاده کرده است؛ درحالی‌که تنها ۲۴ درصد اقتصادهای جهانی از سیاست هدف‌گذاری تورمی استفاده کردند.

2. Crawling pegged regimes

3. Pass through

مداخله‌ای نوسانات نرخ اسمی ارز، مانع رشد تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازار اسعار و گسترش عدم تعادل‌های موازنه پرداخت‌ها در قالب رژیم ارزی هدف‌گذاری روی نرخ ارز می‌شود.[۱]

در این تحقیق، فرضیهٔ سازگاری رژیم ارزی تثبیت‌شدهٔ خزنده با مقتضیات اقتصاد ایران در قالب دامنه‌های مختلف بررسی و تحلیل می‌شود. همچنین کارکرد ابزارهای سیاست‌گذاری پولی و متغیرهای هدف میانی در تبادل با رژیم مذکور، با استفاده از رویکرد خودبازگشت برداری تحت سیاست، آزمون می‌شوند. این تحقیق از پنج بخش تشکیل شده است. در قسمت دوم ادبیات تجربی جایگاه رژیم ارزی در فرایند سیاست‌گذاری پولی در اقتصادهای صنعتی و درحال‌توسعه تبیین می‌شود و در بخش سوم، الزامات محیطی انتخاب درون‌زا، از میان دو رژیم پولی مبتنی بر هدف‌گذاری روی نرخ ارز یا هدف‌گذاری تورمی در اقتصاد ایران برای دورهٔ ۱۳۹۹-۱۳۵۲ ارزیابی می‌شوند. در بخش چهارم، از یک سو رفتار تاریخی نوسانات نرخ اسمی ارز در دامنه‌های مختلف، برای اقتصاد ایران تحلیل می‌شود و از سوی دیگر الگوی تخمین اثرات متغیرهای سیاستی و کلان بخش‌های حقیقی و پولی بر کریدور نرخ ارز در قالب توابع واکنش سیاست‌گذار پولی و با استفاده از یک رویکرد خودبازگشت برداری تحت سیاست آزمون می‌شود. در بخش پنجم نیز نتایج تحقیق ارائه خواهد شد.

۲. مرور ادبیات تجربی رژیم‌های ارزی و سیاست‌گذاری پولی

رژیم‌های ارزی تابع جهت‌گیری، کارایی و ترکیب اهداف پولی در اقتصادهای صنعتی و درحال‌توسعه طی پنج دههٔ گذشته بوده است. در شرایطی که رژیم‌های پولی در بسیاری از اقتصادهای صنعتی، حول هدف‌گذاری صرف تورمی تنظیم شده، عملاً رژیم ارزی متناظر آن‌ها از نوع شناور و برعکس رژیم‌های پولی، حول هدف‌گذاری نرم تورمی همراه با رژیم‌های ارزی تثبیتی بوده است. به عبارت دیگر، حرکت از رژیم پولی هدف‌گذاری تورمی صرف به سمت رژیم‌های پولی هدف‌گذاری تورمی منعطف،

---

۱. غیایی و همکاران (در دست چاپ) در مطالعه‌ای تجربی، شکاف میان نرخ ارز رسمی و بازاری را به‌عنوان یک ابزار واکنش سیاستی شناسایی کردند؛ به‌طوری‌که در شرایط بروز تکانه‌های مداوم خارجی استفاده از سیاست نرخ‌های چندگانهٔ ارز در کوتاه‌مدت سبب کاهش تورم و بهبود رفاه عمومی شده است که البته تداوم سیاست مذکور در بلندمدت مطابق انتظار موجب کاهش رفاه عمومی می‌شود.

هدف‌گذاری تورمی ترکیبی، هدف‌گذاری تورمی نرم و همچنین هدف‌گذاری تورمی مورد پیش‌بینی، موجب افزایش وزن نسبی نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی در کنار نرخ‌های بهرهٔ سیاستی شده است. افزایش نسبی وزن نرخ اسمی ارز به‌عنوان لنگر انتظارات تورمی (در کنار نرخ بهرهٔ سیاستی)، عملاً مدیریت نوسانات نرخ اسمی ارز و گرایش به سمت رژیم‌های ارزی تثبیتی در دامنه‌های مجاز را در تابع واکنش سیاست‌گذار پولی اجتناب‌ناپذیر ساخته است؛ به‌طوری‌که تغییرات نقدینگی به‌طور عام و نیز تغییرات نرخ بهرهٔ سیاستی، پایهٔ پولی و خالص دارایی خارجی به‌طور خاص در جهت محدودسازی نوسانات نرخ ارز مدیریت می‌شوند (میسون و همکاران، ۱۹۹۷؛ فریدمن و آتکرراب، ۲۰۱۰). در همین راستا، سیاست هدف‌گذاری روی نرخ اسمی ارز در قالب رژیم ارزی تثبیتی، به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اساسی مؤثر بر لنگر اسمی انتظارات تورمی در سه مرحله اجرا می‌شود. در مرحلهٔ نخست، سیاست پولی به‌علت ضعف کارایی ابزارهای سیاستی (نرخ‌های بهرهٔ سیاستی و سپردهٔ قانونی) در راستای حمایت از رژیم ارزی تثبیتی تعدیل می‌شود و در مرحلهٔ دوم، رژیم ارزی تثبیتی با توجه به عدم تعادل‌های گسترده و مستمر مالی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌های یک اقتصاد، هدف‌گذاری می‌شود. در مرحلهٔ سوم نیز الزامات سیاستی در فرایند گذار از رژیم ارزی ثابت به سمت رژیم ارزی تثبیتی خزنده تدوین می‌شود (خطاط و ویرون، ۲۰۱۹) که زمینهٔ انتقال آتی به سمت رژیم‌های شناور را نیز فراهم می‌سازد.

هدف‌گذاری روی نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی (جدول ۱)، یک هدف میانی برای برخی از سیاست‌گذاران پولی است که با استفاده از ابزارهای مختلف سیاست پولی، زمینهٔ تحقق مجموعه اهداف میانی (نرخ ارز) و غایی (تورم و بعضاً رشد اقتصادی) را فراهم می‌سازند (پارادو، ۲۰۰۴). سیاست‌گذاری پولی ترکیبی، هم با استفاده از اهرم نرخ‌های بهرهٔ سیاستی و هم نرخ ارز، به دنبال تحقق هم‌زمان اهداف سنتی ثبات قیمتی، تورم و نیز رشد پایدار است. در سیاست‌گذاری پولی متکی بر نرخ ارز، از یک طرف نرخ‌های بهرهٔ سیاستی کارایی ضعیفی برای تأثیرگذاری بر تقاضای کل، شکاف تولید و انتظارات تورمی دارند و از طرف دیگر کل‌های پولی و تقاضای کل در راستای حفظ روند و دامنهٔ هدف نرخ ارز (به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی) مدیریت می‌شوند. به عبارت دیگر، سیاست‌گذار پولی اهداف تورمی را از طریق جایگزینی لنگر نرخ ارز به جای نرخ بهره (مطابق رژیم هدف‌گذاری تورم) محقق می‌سازد؛ به‌طوری‌که نه‌تنها کل‌های پولی،

بلکه نرخ‌های بهرهٔ سیاستی نیز در خدمت تحقق نرخ ارز هدف (به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی) به‌صورت درون‌زا تعدیل می‌شوند. در این راستا، سطوح احتیاطی ذخایر خارجی، ظرفیت‌های تأمین مالی بین‌المللی و بعضاً ضوابط مالی-تجاری خارجی یک اقتصاد در راستای حفظ نرخ‌های برابری هدف توسط مقامات پولی-تجاری تنظیم می‌شوند. برخلاف فرایند سیاست‌گذاری پولی متکی بر نرخ‌های بهرهٔ سیاستی که مداخلات ارزی نقش فرعی در تحقق اهداف سیاست‌گذار دارند، عملاً در فرآیند سیاست‌گذاری متکی بر نرخ‌های ارز هدف، مداخلات ارزی در کنار مدیریت کل‌های پولی و نرخ‌های بهرهٔ سیاستی، نقش مهمی درجهت تحقق اهداف سیاست‌گذار حول ثبات قیمت‌ها و کاهش شکاف تولید و تورم دارند (فرانتا و همکاران، ۲۰۱۵).

جدول ۱. مؤلفه‌های اصلی چارچوب سیاست‌گذاری پولی

چارچوب سیاست پولی	هدف پایه	هدف میانی	ابزارها
لنگر نرخ ارز	تورم، ثبات قیمتی	نرخ ارز	مداخلهٔ ارزی، عملیات بازار باز[1]
هدف‌گذاری تورمی	تورم	تورم پیش‌بینی	عملیات بازار باز، سپردهٔ قانونی
هدف‌گذاری بر کل‌های پولی	تورم، ثبات قیمتی	نقدینگی	عملیات بازار باز، سپردهٔ قانونی

منبع: یافته‌های پژوهش

مراکش و لهستان دو اقتصاد موفق نوظهورند که رژیم‌های نرخ ارز ثابت خزندهٔ متصل به یک سبد ارزی را در قالب ابزارهای سیاستی کریدور نرخ بهره و انضباط مالی، به‌ترتیب در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۷ اجرا کردند؛ به‌طوری‌که نوسانات نرخ ارز در کریدور هدف، از طریق مدیریت عدم تعادل‌های مالی و نیز نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت سیاستی و همچنین کل‌های پولی محدود شد. در همین راستا، سیاست‌گذاران پولی از طریق هدف‌گذاری صرف روی نرخ ارز و با استفاده از ابزار مدیریت کریدور نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت (سیاستی و تجاری)، زمینهٔ کاهش اختلالات در نرخ‌های اسعار هدف را برای هر دو کشور فراهم ساختند. مطابق تجربهٔ اقتصادهای فوق، کریدور نرخ بهره با محوریت

۱. ابزارهای مکملی مانند نرخ سپردهٔ قانونی، نرخ ریپو، نرخ ریپوی معکوس و همچنین نرخ‌های اضافه برداشت شبانه، در تحقق اهداف هر سه رژیم پولی به‌طور عام و همچنین رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز به‌طور خاص اثرگذارند.

نرخ‌های بهرهٔ سیاستی کوتاه‌مدت (نرخ میانی شامل نرخ‌های عملیات بازار باز و ریپو)، نرخ بهرهٔ پایهٔ تسهیلات اعتباری (نرخ سقف) و نیز نرخ‌های بهرهٔ سپرده‌های کوتاه‌مدت اشخاص (نرخ کف) طراحی شد. همچنین نرخ‌های بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نیز نرخ‌های بهرهٔ برداشت شبانه (توثیقی و غیرتوثیقی)، حول نرخ بهرهٔ سیاستی توسط مقامات پولی مدیریت شد؛ به‌طوری‌که مجموعهٔ کریدور مذکور با افزایش/ کاهش نرخ‌های مورد انتظار اسعار، روند صعودی/ نزولی یافته است.

به‌منظور اجرای کارآمد سیاست کریدور منعطف نرخ‌های بهره در تبادل با رژیم‌های پولی متکی بر لنگر اسمی نرخ ارز (در قالب کریدور)، الزامات مختلفی در فضای سیاست پولی-نظارتی باید اجرا شود که به‌ترتیب عبارت‌اند از: پایش و پیش‌بینی دقیق از روند کوتاه‌مدت کل‌های پولی، تشکیل بازار فعال و کارآمد بین‌بانکی، تفکیک میان چارچوب عملیاتی سیاست‌گذاری پولی و چارچوب تأمین نقدینگی اضطراری (آنی) برای مؤسسات اعتباری، توسعه بازارهای اوراق با درآمد ثابت برای سرمایه‌گذاری، توثیق اوراق مذکور توسط بانک‌ها با هدف کاهش وابستگی به تأمین مالی کوتاه‌مدت از طریق بانک‌های مرکزی و همچنین تقویت ثبات مالی و پایداری موازنهٔ پرداخت‌ها به‌منظور کاهش تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازار اسعار (دلاریزاسیون). اجرای سیاست مدیریت نرخ‌های بهره در خدمت ثبات نرخ ارز (در کریدور)، همچنین مستلزم توازن مالی، مدیریت کسری پس‌انداز ناخالص داخلی، پایداری تراز پرداخت‌ها و تعادل پولی است که در صورت انحرافات معنادار از تعادل‌های مذکور، از یک طرف دامنهٔ نوسانات کریدور نرخ ارز وسیع‌تر می‌شود و از طرف دیگر زمان اجرای سیاست‌های اصلاحی افزایش می‌یابد. در شرایطی که سطح احتیاطی ذخایر بین‌المللی به سمت مقادیر مطلوب/ ناکافی و جریان نقدینگی در فرایند انقباضی/ انبساطی قرار دارد و همچنین عدم تعادل‌های مالی-پولی روند نزولی/ صعودی می‌یابد، عملاً شرایط اجرای سیاست مذکور در دامنه‌های کوچک‌تر/ بزرگ‌تر کریدور مهیا خواهد بود.

۳. الزامات محیطی انتخاب درون‌زای رژیم ارزی تثبیتی در قالب کریدور برای اقتصاد ایران

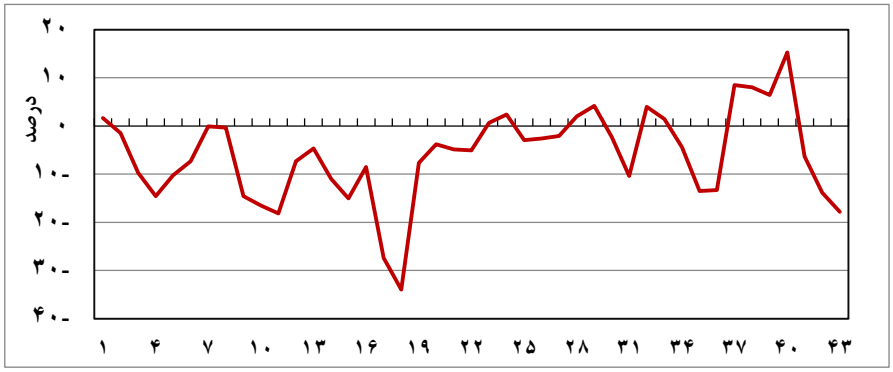
رژیم‌های ارزی سازگار برای یک اقتصاد، براساس مقتضیات بلندمدت محیط اقتصاد کلان و به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شوند و ابداً به‌صورت برون‌زا و مبتنی بر اهداف

سیاست‌گذار پولی انتخاب نمی‌شوند. رژیم‌های ارزی تثبیتی یا شناور در شرایطی توسط مقامات پولی انتخاب می‌شوند که برخی از مؤلفه‌های کلان در شرایط خاصی قرار دارند. سطوح ذخایر احتیاطی بین‌المللی در دامنهٔ ایمن یا احتیاطی، تراز پرداخت‌های اقتصاد در کوتاه‌مدت با کسری جریانات نقدی و وضعیت ناپایدار یا پایدار، ترکیب نقدینگی با سهم زیاد یا کم پول در شبکهٔ بانکی و ضعف یا استحکام نظام مالی در حوزه‌های نهادی، مقررات و ابزارها بر انتخاب رژیم ارزی اثر می‌گذارند. همچنین کارایی سازوکارهای انتقال پولی در فرایند انتقال تحولات سیاست پولی بر بخش‌های حقیقی و مالی محدود یا مطلوب و با تمرکز بیشتر بر بخش‌های مالی، عملکرد نظام مالی در تطهیر کسری بودجهٔ دولت ضعیف یا موفق و نیز اعتبار اندک یا فراوان سیاست‌گذار پولی در کنار ظرفیت سیاست‌گذاری اقتصاد کلان، مستقیم بر انتخاب نوع رژیم ارزی مؤثر است. مقامات پولی، فارغ از نوع لنگر اسمی انتظارات (نرخ بهره یا نرخ ارز) باید پایشی مستمر از ریسک‌های بالقوهٔ نهادی و بازارها را با استفاده از آزمون‌های حساسیت[1] انجام دهند تا زمینهٔ شناسایی آسیب‌های مؤلفه‌های سلامت مالی (کفایت سرمایه، وضعیت باز ارزی، نسبت‌های نقدی، متوسط ریسک دارایی‌ها، نسبت‌های مطالبات غیرجاری، خالص جریان نقدی، خالص مبادلات سرمایه‌ای بین‌المللی و...) فراهم شود. شناسایی آسیب‌های بالقوهٔ مؤلفه‌های سلامت مالی مذکور، شرایط تدوین برنامه‌های احتیاطی برای بهبود استحکام و پایداری جریان وجوه میان بازارهای مالی را به‌طور عام و بازار ارز را به‌طور خاص (خصوصاً در شرایط استفاده از رژیم‌های ارزی تثبیتی) در میان‌مدت مهیا می‌سازد. در همین راستا، شفافیت مجموعه اطلاعات، فروض، سناریوها، نتایج پایش مستمر وضعیت سلامت بازارهای مالی (نهادی و کلان)، جهت‌گیری ابزارهای سیاستی به‌ویژه در اقتصادهای دارای عدم تعادل‌های متوالی (تحت رژیم‌های تثبیتی هدف‌گذاری روی نرخ ارز) در قالب یک راهبرد ارتباطی فعال با عاملان اقتصادی ضروری است.

الزامات محیطی اقتصاد ایران، استفاده از رژیم نرخ ارز تثبیت‌شدهٔ خزنده را اجتناب‌ناپذیر ساخته است. روندهای مختلف تاریخی از نرخ‌های بهرهٔ حقیقی منفی در کنار سهم بالای صادرات غیرنفتی کالاها و خدمات از منابع حساب‌جاری (نمودارهای ۱ و ۲) به‌ترتیب موجب اتکا به دو مؤلفه شده است: ۱. نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی و ۲. شکل‌گیری روند تعدیلی خزنده برای انتقال شکاف تورمی داخلی و

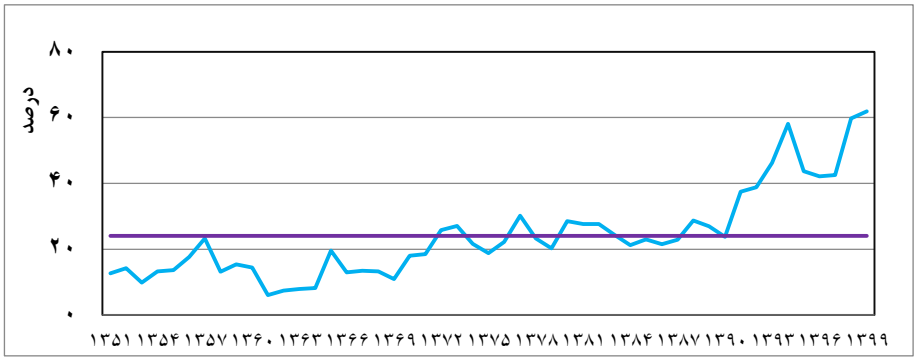
1. Stress test

خارجی بر نرخ ارز (با هدف حفظ قدرت رقابت صادرات کالاها و خدمات غیرنفتی) درجهت مقابله با تضعیف رابطهٔ مبادله (ناشی از تورم بالای داخلی). مطابق نمودار ۱، طی دورهٔ ۴۲ سال گذشته معادل ۳۱ سال، نرخ‌های سود حقیقی سپرده‌های بانکی منفی بوده که از یک طرف بیانگر تضعیف جایگاه نرخ سود به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی و از طرف دیگر تقویت سرکوب مالی و رشد تقاضای سوداگرانهٔ مالی توسط عاملان اقتصادی بوده است.



نمودار ۱. نرخ سود واقعی سپرده‌های یک‌سالهٔ بانکی

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

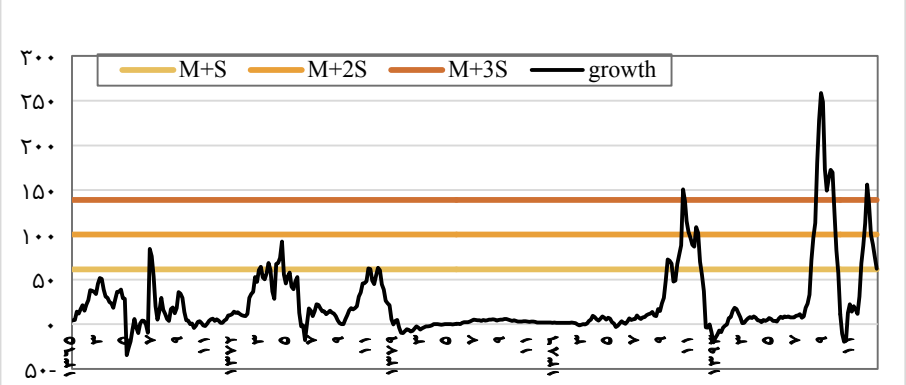


نمودار ۲. سهم صادرات غیرنفتی در منابع حساب‌جاری موازنهٔ پرداخت‌ها

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

۳-۱. مؤلفه‌های مؤثر بر عرضه و تقاضای ارز در اقتصاد ایران

عرضه و تقاضای ارز در اقتصاد ایران که بازارهای مالی آن از عمق محدودی برخوردار است و اشخاص غیرمقیم، امکان سرمایه‌گذاری نهادی در بازارهای مالی (مستغلات، سهام، اوراق قرضه، ارز) را ندارند، عمدتاً متأثر از مؤلفه‌های تجارت خارجی کالاها و خدمات، مبادلات بین‌المللی عوامل اولیهٔ تولید، خالص خروج سرمایه، انتقالات جاری اشخاص مقیم و دلاری‌شدن گسترده است که در کنار تکانه‌های ساختاری ناشی از هزینه‌های سربار تحریم و محدودیت‌های ناظر بر روابط کارگزاری بانکی بین‌المللی (در فرایند وصول و انتقالات درآمدهای صادراتی و تخصیص منابع ارزی برای واردات)، موازنهٔ ارزی کشور را شکل می‌دهند. در همین راستا، تکانه‌های ساختاری مذکور موجب تضعیف جریان نقدی مبادلات مالی-تجاری بین‌المللی و افزایش نااطمینانی در بازار اسعار می‌شوند؛ به‌طوری‌که علی‌رغم افزایش مقطعی درآمدهای صادراتی نفت و رشد مازاد حساب‌جاری، عملاً تقاضای احتیاطی و سوداگرانهٔ اسعار افزایش و کسری جریان نقدی گسترش می‌یابد که مستقیم موجب کاهش پیوستهٔ ارزش پول ملی در انحرافات بالاتر از متوسط روند تاریخی (تا سه انحراف معیار بالاتر از میانگین) طی دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۹۹ شده است (نمودار ۳).

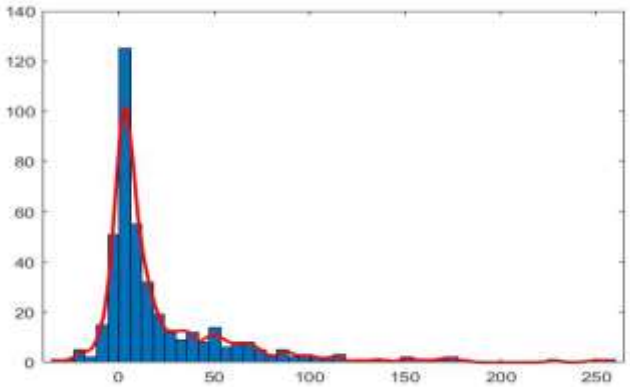


نمودار ۳. رشد نرخ ارز تا سه انحراف معیار بالاتر از میانگین

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

توزیع ماهانهٔ مقادیر رشد نرخ اسمی ارز (نسبت به ماه مشابه سال) به‌ترتیب دلالت بر تمرکز ۷۲ و ۸۸ درصدی مقادیر رشد به‌ترتیب در دامنه‌های حداکثر معادل میانگین

(۲۳ درصد) و نیز حداکثر یک انحراف معیار بالاتر از میانگین (۶۲ درصد) دارد (جدول ۲). در همین راستا، تنها ۵ درصد از داده‌ها دلالت بر تکانه‌های ارزی حداقل دو انحراف معیار بالاتر از متوسط روند تاریخی (بالاتر از ۱۰۰ درصد) دارند.



نمودار ۴. توزیع فراوانی رشد نرخ ارز[1] در کرانه‌های مختلف طی دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۹۹

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

جدول ۲. توزیع فراوانی رشد نرخ ارز در کرانه‌های مختلف طی دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۹۹

	رشد پایه (درصد)	دفعات وقوع (واحد)	فراوانی نسبی (درصد)
بالاتر از میانگین	۲۳	۱۱۷	۲۸
حداقل یک انحراف معیار بالاتر از میانگین	۶۲	۵۰	۱۲
حداقل دو انحراف معیار بالاتر از میانگین	۱۰۰	۲۰	۵
حداقل سه انحراف معیار بالاتر از میانگین	۱۳۹	۱۱	۳
حداقل چهار انحراف معیار بالاتر از میانگین	۱۶۲	۸	۲
کل		۴۲۰	۱۰۰

Mode	Median	Kurtosis	Skewness
-۳۴/۵۸۰۴	۷/۴۱۵۹	۱۲/۶۲۴۲	۲/۷۵۴۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. برای محاسبهٔ رشد نرخ ارز، از تغییرات لگاریتم ارز استفاده شده است.

افزایش مقطعی نرخ‌های متقابل و مؤثر اسمی اسعار همچنین موجب رشد اثرات انتقالی کاهش ارزش پول ملی از مسیر افزایش انتظارات تورمی، رشد قیمت کالاهای قابل‌مبادله و همچنین افزایش تورم در بازار کالاها-خدمات و دارایی‌ها (مالی و غیرمالی) می‌شود که از یک طرف دلالت بر درجهٔ بازبودن بالای اقتصادی ایران نسبت به مبادلات مالی-تجاری بین‌المللی و از طرف دیگر نقش مهم تغییرات نرخ اسمی اسعار بر تصمیمات مصرفی و سرمایه‌ای اشخاص و نهادها در اقتصاد ایران دارد. نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی، تأثیر زیادی بر تغییرات تقاضای کل و سهم دارایی‌های خارجی در پورتفوی اشخاص در اقتصاد ایران دارد؛ به‌طوری‌که شکل‌گیری انتظارات تقویت یا کاهش ارزش پول ملی عملاً موجب کاهش یا افزایش سهم دارایی‌های خارجی و وضعیت باز ارزی اشخاص و نهادهای اعتباری می‌شود. تعدیل مذکور نه‌تنها بیانگر اثرات تورم انتظاری بر بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی است، بلکه بر بازار کالاها و خدمات نیز اثرگذار است. در چنین شرایطی زنجیره‌ای از اثرات انتقالی عدم تعادل‌های مالی، پولی، نرخ ارز و تورم در اقتصاد کلان شکل گرفته که موجب انتقال منابع مالی از بخش‌های حقیقی به سمت بازارهای مالی (تقاضاهای سوداگرانه) شده است. براساس زنجیرهٔ مذکور، در مرحلهٔ نخست، اثرات عدم تعادل‌های مالی و پولی بر بازار ارز و در مرحلهٔ دوم اثرات تکانه‌های تورمی ارزی بر بازارهای مختلف (کالاها، دارایی‌ها و عوامل تولید) انتقال یافته است. تکانه‌های مذکور در مرحلهٔ سوم زمینهٔ تشدید عدم تعادل‌های مالی و پولی را در قالب یک زنجیرهٔ باطل فراهم ساخته است. به‌منظور خروج از چرخهٔ باطل مذکور و اجتناب از توصیه‌های تکراری سیاستی، عملاً تقویت سازوکارهای رژیم ارزی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در قالب دامنه‌های غیربحرانی برای مدیریت انتظارات تورمی و کنترل حمله‌های سوداگرانه به بازار دارایی‌ها در اقتصاد ایران اجتناب‌ناپذیر است تا الزامات تجربی نظریهٔ برابری نرخ بهره نیز در بلندمدت برقرار شود.

مهم‌ترین مؤلفهٔ واکنشی به عدم برقراری نظریهٔ برابری نرخ‌های بهره و نیز رشد تورم انتظاری در بازارهای مالی اقتصاد ایران، پدیدهٔ دلاری‌شدن اشخاص و نهادهای اعتباری است که هم‌زمان موجب رشد تقاضای نقدی، افزایش مازاد تقاضا و افزایش پلکانی نرخ ارز شده است. در همین راستا، افزایش نرخ ارز به‌ترتیب موجب رشد قیمت عوامل تولید، افزایش قیمت تمام‌شدهٔ تولیدات، انتقال صعودی منحنی‌های عرضه کالاها و خدمات، کاهش رشد اقتصادی و همچنین افزایش هزینهٔ خانوارها و بنگاه‌ها شده است. پدیدهٔ

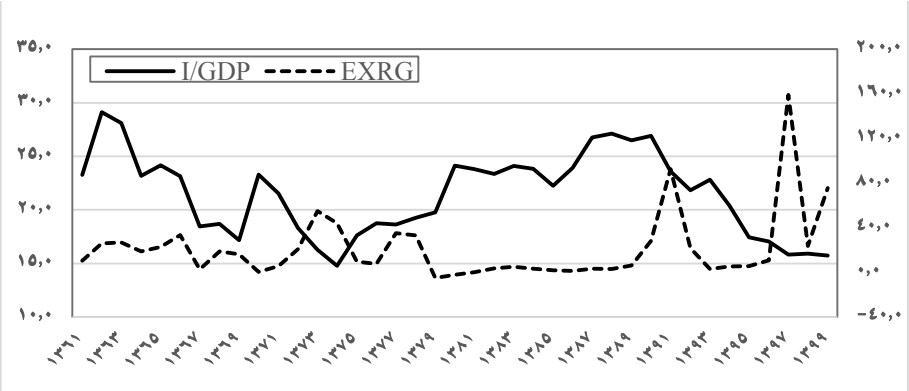
مذکور به‌علت عدم رشد سازگار اعتبارات بخش عمومی (دولت مرکزی، شهرداری‌ها و نهادهای عمومی) موجب تشدید کسری پس‌انداز ناخالص بخش دولتی (کسری بودجه) شد که در کنار محدودیت‌های تأمین مالی کسری بخش عمومی از منابع بین‌المللی و بازار اوراق قرضهٔ داخلی، عملاً زمینهٔ تشدید فرایند پولی‌شدن کسری بودجهٔ دولت و سلطهٔ آن‌ها بر ترازنامهٔ بانک‌های تجاری و بانک مرکزی را فراهم ساخت؛ به‌طوری‌که سهم دیون بانک‌ها و دولت در پایهٔ پولی، به‌طور پیوسته افزایش یافته است (در سطوح ثابت نرخ‌های تسعیر خالص دارایی‌های خارجی) و این چالش در کنار رشد تسهیلات تکلیفی و تبصره‌ای قوانین بودجهٔ سنواتی و همچنین ناترازی ادواری جریان نقدی شبکهٔ بانکی، موجب تشدید رشد (مقادیر ناخالص) سهم مذکور شده است. انتقال پیوستهٔ ناترازی مالی به بخش پولی (سلطهٔ مالی) و افزایش انتظارات تورمی، موجب تشدید شکنندگی رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز در اقتصاد ایران شده که در کنار بهبودنیافتن وضعیت سرکوب مالی، عملاً جایگزینی نیز برای رژیم شکنندهٔ مذکور شکل نگرفته است.

۳-۲. سیاست‌های اقتصادی ناسازگار تحت رژیم‌های ارزی تثبیتی در اقتصاد ایران

ناسازگاری میان استفاده از نرخ ارز به‌عنوان لنگر انتظارات تورمی با سیاست‌های مالی و پولی انبساطی و کسری پیوستهٔ موازنهٔ ارزی موجب ناپایداری رژیم ارزی تثبیتی و همچنین افزایش نااطمینانی در بازارهای مالی اقتصاد ایران به‌طور عام و بازار ارز به‌طور خاص شده است. پولی‌شدن عدم تعادل‌های مالی بخش عمومی[1] (سلطهٔ مالی) که زمینهٔ انبساط گستردهٔ پولی و رشد نقدینگی را فراهم ساخته، در کنار سرکوب مالی (نرخ‌های بهرهٔ حقیقی منفی)، اثرات سازوکارهای انتقال پولی را بر متغیرهای بخش‌های

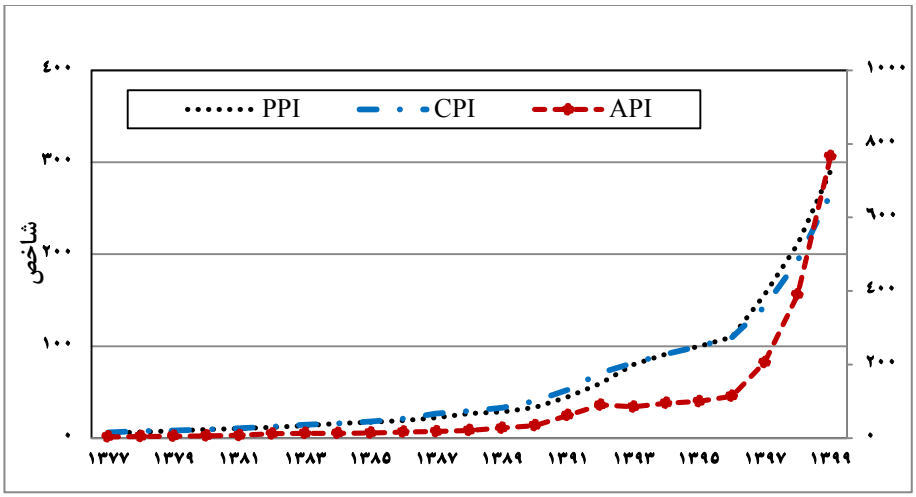
۱. در اقتصاد ایران، کل‌های پولی به‌طور عام و پایهٔ پولی به‌طور خاص از یک طرف تحت تأثیر تسعیر ادواری خالص دارایی‌های خارجی ترازنامهٔ بانک مرکزی و از طرف دیگر متأثر از اثرات مستقیم و غیرمستقیم تراز عملیات مالی و تبصره‌های بودجهٔ عمومی دولت است. در همین راستا، پایهٔ پولی از سه روش خرید مازاد عرضهٔ ارز بودجهٔ عمومی دولت توسط بانک مرکزی (در سقف تعهدی فروش ارز بودجه)، استقراض مستقیم دولت و شرکت‌های دولتی از بانک مرکزی و نیز تبصره‌های تکلیفی و تحمیلی بودجهٔ عمومی کشور به شبکهٔ بانکی (موجب کسری جریان نقدی و اضافه برداشت شبکهٔ بانکی) عملاً تحت تأثیر جهت‌گیری‌های بودجهٔ عمومی دولت و سیاست مالی بوده است.

حقیقی (انباشت سرمایهٔ ناخالص، مصرف کالاهای بادوام، خالص صادرات و رشد اقتصادی) و خصوصاً سهم سرمایه‌گذاری از تولید تضعیف کرده است (نمودار ۵). از طرف دیگر نقش سازوکار مذکور را بر تقاضای مالی و مبادلات سوداگرانهٔ دارایی‌های مالی (خصوصاً ارز و طلا) افزایش داده است. به عبارت دیگر، جریانات اعتباری و نقدی ناشی از سیاست‌های انبساطی پولی با سهم غالب بازار دارایی‌های مالی (نسبت به بخش‌های حقیقی) که با انتقال منابع از بخش‌های حقیقی به سمت بخش‌های مالی نیز تقویت شده، عملاً موجب رشد بالاتر شاخص قیمت دارایی‌های مالی نسبت به شاخص بهای تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده شده است (نمودار ۶). مطابق نمودار ۶، تنها طی دههٔ گذشته متوسط رشد قیمت دارایی‌های مالی معادل ۴۳ درصد بوده، درحالی‌که شاخص بهای تولیدکننده فقط ۲۵ درصد رشد نشان داده که بیانگر کاهش مستمر مزیت‌های رقابتی سرمایه‌گذاری حقیقی نسبت به سرمایه‌گذاری مالی و همچنین رشد فعالیت‌های سوداگرانه در اقتصاد ایران بوده است. در همین راستا، طی دههٔ گذشته نیز سهم سرمایه‌گذاری ناخالص حقیقی از تولید ناخالص داخلی به‌طور پیوسته کاهش داشته و از ۲۷ درصد در سال ۱۳۹۰ به ۱۵ درصد در سال ۱۳۹۹ تقلیل یافته که مستقیم تحت تأثیر روند نزولی نسبت شاخص قیمت تولیدکننده به شاخص قیمت دارایی‌های مالی (در کنار سایر چالش‌های تجاری، ساختاری و محیط کسب‌وکار) شکل گرفته است.



نمودار ۵. روند رشد نرخ ارز و سهم سرمایه‌گذاری از تولید

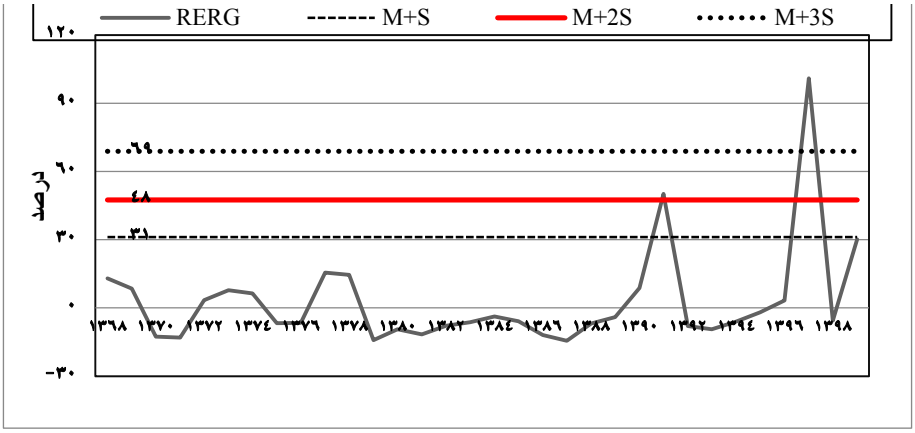
منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی



نمودار ۶. شاخص قیمت‌های تولید، مصرف و دارایی‌های مالی

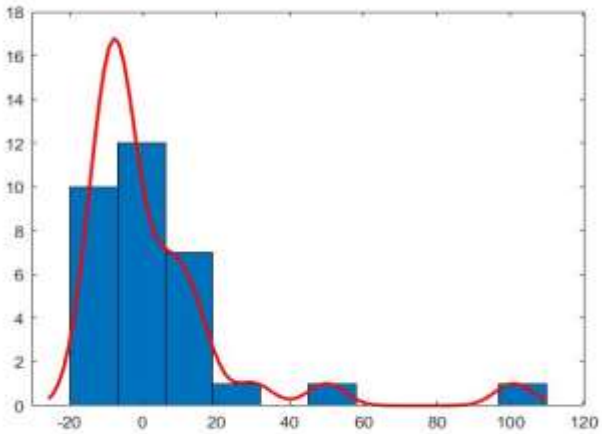
منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

بازارهای ارز و طلا به‌علت نقدپذیری بیشتر، شفافیت کمتر، تجزیه‌پذیری اندازهٔ مبادلات و همچنین سهولت مبادلاتی عملاً در معرض تقاضاهای سوداگرانهٔ مستمر و فزاینده قرار دارند که هم‌زمان موجب تضعیف لنگر اسمی انتظارات تورمی و نیز ناپایداری رژیم‌های هدف‌گذاری بر نرخ ارز (در دامنه‌های مورد انتظار) در اقتصاد ایران شده است. چالش مذکور که با عدم اعمال سیاست‌های انضباط مالی همراه است، زمینهٔ کاهش مقطعی ارزش پول ملی و درنتیجه گرایش به سیاست‌های تکراری و تحدیدی مالی-تجاری بین‌المللی (اعمال موانع تعرفه‌ای، پیمان ارزی تجاری، محدودیت خرید و انتقالات ارزی بین‌المللی) را فراهم می‌سازد تا اختلالات بازار ارز به‌طور نسبی محدودتر شود. کارآمدی محدود سیاست‌های تحدیدی مذکور در کنار ناسازگاری سیاست‌های انبساطی مالی و پولی در برخی مقاطع به‌اندازه‌ای شدید است که قدرت خرید پول ملی براساس نرخ‌های حقیقی بلندمدت نیز دچار کاهش شده است. پدیدهٔ مذکور در کنار شکل‌گیری نرخ‌های حقیقی بهرهٔ منفی (سرکوب مالی)، موجب تشدید تقاضاهای احتیاطی مالی-تجاری و سوداگرانه در بازار اسعار شد و عملاً زمینهٔ جهش‌های پلکانی و بزرگ را در بازار اسعار (خارج از دامنه‌های مورد انتظار و در سطوح حداقل یک انحراف معیار بالاتر از متوسط رشدهای تاریخی نرخ حقیقی) فراهم ساخت (نمودار ۷).



نمودار ۷. توزیع فراوانی رشد نرخ حقیقی ارز

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی



نمودار ۸. توزیع فراوانی رشد نرخ حقیقی ارز

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

جهش‌های ادواری در بازار اسعار و کاهش مقطعی قدرت خرید پول ملی سبب اختلالات گسترده در رژیم نرخ‌های ارز تثبیتی (به‌عنوان یک رژیم غیرقابل‌جایگزین) و افزایش نااطمینانی در بازار شد. در همین راستا، افزایش پیوستهٔ کل‌های پولی بالاتر از مجموع دو متغیر رشد اقتصادی و تعمیق مالی نیز طی سال‌های گذشته در کنار

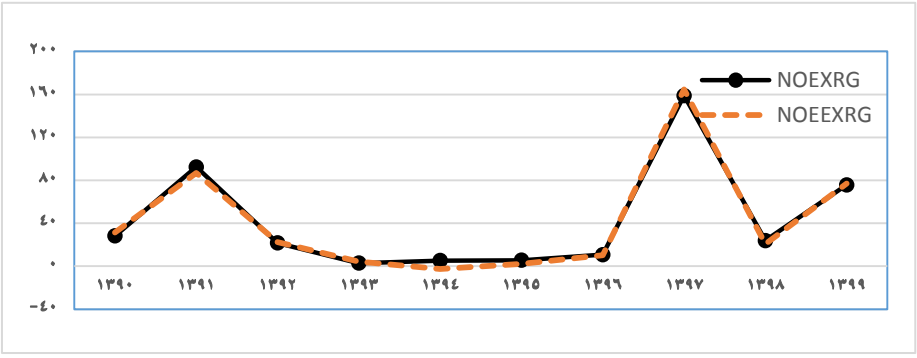
دسترسی‌نداشتن به منابع احتیاطی تأمین مالی خارجی و ذخایر بین‌المللی موجب افزایش تقاضاهای سوداگرانه در بازار اسعار، کاهش ذخایر بین‌المللی و نیز تضعیف لنگر اسمی نرخ ارز در اقتصاد ایران شد که می‌بایست از طریق انضباط مالی و سیاست‌های انقباضی پولی، عملاً مازاد عرضهٔ پول مذکور تطهیر می‌شد.

۳-۳. سبد ارز مرجع در اقتصاد ایران

تعیین قدرت برابری پول ملی به ازای یک ارز واحد در شرایطی که اقتصاد کشور مبدأ، مبادلات مالی-تجاری گسترده‌ای با کشور منتشرکنندهٔ ارز مرجع دارد (هند و بنگلادش، آمریکا و کشورهای آمریکای لاتین، کشورهای شمال آفریقا با یورو) اجتناب‌ناپذیر است و سیاست‌های پولی نیز در راستای حفظ برابری نرخ‌های ارز هدف‌گذاری‌شده (اعم از نرخ متقابل یا مؤثر اسمی) تدوین و اجرا می‌شود. در شرایطی که اقتصاد ملی، مبادلات مالی-تجاری متکثری با اقتصادهای مختلف جهانی دارد و سبد تجارت خارجی آن در کنار تنوع، نسبت به اسعار مهم بین‌الملل نیز کشش‌پذیر است، عملاً تعیین برابری پول ملی به ازای سبدی از اسعار مختلف منطقی‌تر به نظر می‌رسد. تعیین برابری قدرت خرید پول ملی (فارغ از نوع رژیم ارزی منعطف یا تثبیت‌شده) به ازای سبدی از اسعار مرجع (مورد استفاده در مبادلات مالی-تجاری خارجی یک اقتصاد) از یک طرف زمینهٔ تعدیل متناسب رابطهٔ مبادله و خالص مبادلات سرمایه‌ای خارجی را به ازای تغییرات قدرت خرید مؤثر پول ملی فراهم می‌کند و از طرف دیگر دامنهٔ نوسانات قدرت برابری پول ملی را به ازای تکانه‌های داخلی و خارجی محدود می‌سازد. تغییرات برابری ادواری قدرت خرید پول ملی به ازای سبد اسعار مرجع، به‌طور طبیعی براساس سه مؤلفهٔ سهم هریک از اسعار مرجع در مبادلات مالی- تجاری بین‌المللی یک اقتصاد، مقادیر تغییرات قدرت خرید پول ملی و نیز شدت تغییرات در برابری هریک از اسعار مذکور نسبت به یکدیگر (در بازارهای پولی بین‌المللی) تعیین می‌شود. در همین راستا، سه مؤلفهٔ مکمل دیگر که شامل سهم اسعار مختلف در ترکیب دارایی‌ها و ذخایر خارجی کشورها، سهم اقتصادهای مختلف در تجارت بین‌المللی یک کشور و نیز سهم اسعار مختلف در مبادلات مالی و سرمایه‌ای یک اقتصاد است، مستقیم بر سهم نسبی اسعار مختلف در سبد ارزی مرجع تأثیرگذار است.

افزایش پیوستهٔ نرخ ارز در اقتصاد ایران در مقادیر بسیار بالاتر از تغییرات برابری

میان اسعار در بازارهای جهانی، موجب تقویت سهم نرخ متقابل اسمی ارز (نسبت به سایر متغیرهای مذکور) در تغییرات نرخ مؤثر اسمی و درنتیجه همسویی نرخ‌های متقابل اسمی و مؤثر اسعار می‌شود؛ به‌طوری‌که حتی تغییرات بزرگ اوزان اسعار (یورو، دلار، پوند و فرانک سوئیس) در سبد مرجع، عملاً تغییر معناداری در روند و استحکام نتایج ایجاد نکرده است (نمودار ۹).



نمودار ۹. رشد شاخص نرخ متقابل و مؤثر اسمی ارز در اقتصاد ایران (درصد)

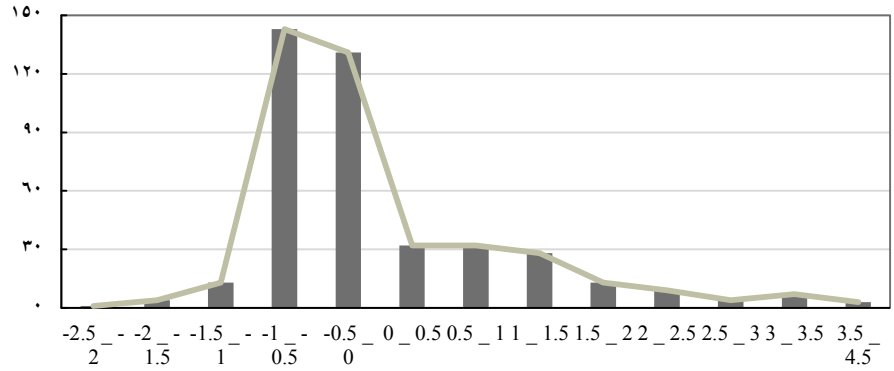
منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

در همین راستا، تصریح رابطهٔ برابری پول ملی نسبت به یک ارز مرجع یا سبد اسعار در شرایطی که اقتصاد کشور در معرض تکانه‌های حقیقی و ساختاری داخلی یا تکانه‌های مالی-تجاری خارجی قرار دارد، در هردو صورت موجب کاهش ذخایر احتیاطی بین‌المللی و تضعیف قدرت مداخله در بازار اسعار می‌شود و زمینهٔ رشد اختلالات کوتاه‌مدت در بازار اسعار و افزایش تورم انتقالی[1] را فراهم می‌سازد. در تحلیل نهایی، رژیم‌های ارزی تثبیتی متصل به یک ارز مرجع یا سبد اسعار، در شرایطی که اقتصاد داخلی در معرض تکانه‌های متوالی اسمی و عدم تعادل‌های ادواری مالی قرار دارد یا اسعار مرجع با نوسانات برابری (به‌خصوص افزایش ارزش) در بازارهای پولی بین‌الملل مواجه است، عملاً تعدیل نرخ‌های برابری میان پول ملی با اسعار مرجع در دامنه‌های هدف اجتناب‌ناپذیر است؛ به‌طوری‌که علی‌رغم کاهش تواتر تعدیلات ادواری (در مقایسه با رژیم‌های شناور)، شدت تعدیلات در قالب رژیم‌های تثبیتی مذکور، بعضاً بزرگ‌تر از رژیم‌های شناور خواهد بود.

1. Pass through

۴. الگوی تصریح کریدور نرخ ارز در اقتصاد ایران

انتخاب نرخ ارز به‌عنوان لنگر انتظارات تورمی در قالب رژیم پولی تشبیتی هدف‌گذاری بر نرخ ارز به‌ترتیب به‌علت کسری مستمر خالص پس‌انداز ناخالص بخش عمومی، سلطهٔ مالی، سرکوب مالی و همچنین کسری مقطعی جریان نقدی تراز پرداخت‌های ارزی در اقتصاد ایران اجتناب‌ناپذیر است. پیوستگی عدم تعادل‌های مذکور اگرچه موجب تضعیف پایداری و کارایی رژیم ارزی و همچنین جهش‌های پلکانی نرخ، خارج از دامنه‌های مورد انتظار طی سه دههٔ گذشته شده، همچنان رژیم هدف‌گذاری روی نرخ ارز، فاقد جایگزین در فضای سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران است. توزیع فراوانی مقادیر رشد استاندارد نرخ اسمی ارز طی دورهٔ مطالعاتی بیانگر نوسانات بالا و همچنین چولگی مثبت[1] نرخ رشد ارز است (نمودار ۹) که عملاً مقادیر محاسباتی شاخص چولگی نیز روند نمودار را تأیید می‌کند. پدیدهٔ مذکور همچنین نشانگر تأثیرات غالب مؤلفه‌های کسری پس‌انداز ناخالص داخلی بخش عمومی، شکاف تورمی، تکانه‌های بخش‌های حقیقی و تراز پرداخت‌ها بر فرایند کاهش مستمر ارزش پول ملی (نسبت به مؤلفه‌های تقویتی) طی دورهٔ ۱۳۹۹-۱۳۶۵ است.



نمودار ۱۰. توزیع فراوانی مقادیر استاندارد رشد نرخ اسمی ارز (درصد)

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

۴-۱. دامنهٔ مجاز نوسانات نرخ در رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز

تعیین دامنهٔ نوسانات سیاستی مجاز در قالب رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز،

---

۱. فرضیهٔ توزیع نرمال متغیر استاندارد شدهٔ رشد نرخ ارز نیز با استفاده از آمارهٔ آزمون جارکیو برا (jarque-bera test) رد شد.

یک الزام سیاستی است. محاسبهٔ دامنهٔ نوسانات و کریدور نرخ ارز در قالب رژیم پولی تثبیتی خزنده به دو روش میسر است. در روش نخست، روند رشد لگاریتم نرخ ارز ماهانه (نسبت به دورهٔ مشابه سال قبل) محاسبه و سپس مقادیر محاسباتی استاندارد می‌شوند. براساس نتایج محاسبات مذکور، افزایش نرخ ارز بالاتر از میانگین رشد ۲۳ درصدی دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۹۹ (در امتداد متوسط تورم ۲۱ درصدی دورهٔ مذکور) به‌عنوان «شروع بحران» تلقی می‌شود (جدول ۲) که باید با استفاده از ابزارهای سیاست انقباضی پولی و مالی خنثی‌سازی شود. تداوم افزایش نرخ اسمی ارز با ورود به مقادیر حداکثر رشد ۶۲ درصدی در سقف یک انحراف معیار بالاتر از میانگین (فراوانی نسبی ۱۲ درصدی برای مقادیر رشد بالاتر)، مرحلهٔ «تشدید بحران» تلقی می‌شود که باید با استفاده از سیاست‌های ترکیبی انقباضی مذکور (تشدید عملیات بازار باز، عملیات ریپوی معکوس و اعمال نرخ‌های تنبیهی برای عملیات برداشت شبانهٔ توثیقی) و همچنین اعمال محدودیت‌های مالی- تجاری (پیمان ارزی و محدودیت ثبت سفارش و تخصیص ارز به گروه‌های کالایی غیرضروری) مدیریت شود. در همین راستا، افزایش نرخ اسمی ارز در سقف ۱۰۰ درصدی که عملاً دو انحراف معیار بالاتر از متوسط رشد روند تاریخی بازار ارز کشور است، «اوج‌گیری بحران» ارزی تلقی می‌شود که مهار آن باید از طریق اعمال مجموعه‌ای از سیاست‌های مرحلهٔ قبل و همچنین مداخلات مستقیم در بازار ارز انجام گیرد (نمودار ۱۱).

نمودار ۱۱. کرانه‌های سه‌گانهٔ مفروض رشد نرخ ارز (درصد)

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

مهم‌ترین مرحله در فرایند مقابله با شکل‌گیری بحران ارزی، مرحلهٔ میانی (تشدید بحران) است که در این مرحله، نه‌تنها سطوح تقاضای احتیاطی بالاتر از تقاضای

سوداگرانه است، بلکه اعتبار سیاست‌گذار و درجهٔ آزادی استفاده از ابزارهای سیاستی حداقل آسیب را داشته است. دومین روش برای طراحی کریدور نرخ ارز در رژیم‌های پولی مبتنی بر هدف‌گذاری روی نرخ ارز، استفاده از الگوهای پایش عدم تعادل‌های حقیقی، مالی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌های ارزی است که از یک طرف مقادیر شدت عدم تعادل‌های کلان را محاسبه می‌کند و از طرف دیگر سازوکار واکنش سیاست‌گذار را در قالب پاسخ‌های مختلف سیاستی انعکاس می‌دهد که در قسمت بعدی با استفاده از یک رویکردسنجی، تصریح، برآورد و تحلیل می‌شود.

۴-۲. آزمون الگوی خودبازگشتی برداری تحت سیاست برای کریدور نرخ ارز

رویکرد خودبازگشت برداری تحت سیاست، به‌عنوان دومین روش ارزیابی رژیم پولی هدف‌گذاری بر کریدور نرخ ارز، در این تحقیق به‌کار رفته است. مطابق رویکرد مذکور، روند نرخ ارز درون کریدور مورد هدف (یک انحراف معیار بالاتر از متوسط روند تاریخی) به ازای تغییرات متغیرهای بخش‌های حقیقی، مالی و پولی به‌تدریج تعدیل می‌شود و ابعاد کریدور نیز مبتنی بر دو روش سقف و کف کریدور یا میانه و سقف کریدور قابل‌محاسبه است. با توجه به ماهیت تورمی اقتصاد ایران، کف کریدور اهمیت کمتری از سقف یا میانهٔ کریدور دارد؛ بنابراین در این قسمت، از تحقیق دامنهٔ کریدور مورد هدف و همچنین سازوکار واکنش سیاست‌گذار به عوامل مؤثر انحرافات نرخ ارز درون دامنهٔ مذکور برآورد و ارزیابی می‌شود. برای استخراج مؤلفه‌های میانه و سقف کریدور، از دو روش متداول تخمین تابع واکنش تعادلی و همچنین تابع واکنش بهینه می‌توان استفاده کرد. در رویکرد نخست، یک الگو شامل ابزار رشد نرخ ارز یا سقف کریدور محاسبه می‌شود و سپس واکنش آن‌ها به ازای تغییرات وضعیت متغیرهای کلان تخمین زده می‌شود. در روش سیاست‌گذاری بهینه نیز ابتدا یک تابع هدف برای سیاست‌گذار تعریف می‌شود و با قید ساختار اقتصاد تلاش شده تا انتخاب پارامترهای سیاستی مبتنی بر بهینه‌سازی تابع هدف سیاست‌گذار باشد. در شرایط کنونی، علی‌رغم اجماع نسبی روی تابع هدف سیاست‌گذار، عملاً نظرات متفاوتی درخصوص انتخاب الگوی ساختاری میان اقتصاددانان وجود دارد. در همین راستا، به‌علت عدم اتخاذ سیاست پولی فعال درخصوص هدف‌گذاری نرم روی دامنهٔ نرخ ارز، عملاً استفاده از رویکرد تخمین مستقیم تابع واکنش کارایی محدودی دارد و نتایج سیاستی مورد انتظار را به دنبال نخواهد

داشت. بدین‌ترتیب در این مطالعه از رویکرد تابع واکنش بهینه استفاده می‌شود.

استخراج تابع واکنشی سیاستی بهینه نیازمند استفاده از یک الگوی ساختاری پایه‌ای است که غالباً اجماع تجربی بر سر چنین الگویی وجود ندارد (چاری و همکاران، ۲۰۰۹). برای تعدیل این مشکل و تصریح الگوی پایهٔ دارای مقبولیت، مطالعات مختلفی از روش خودبازگشت برداری (VAR) به‌منظور استخراج تابع واکنش بهینه استفاده کرده‌اند که نیاز کمتری به فروض نظری دارد و احتمال توافق بر سر آن‌ها بیشتر است (مارتین و سالمون، ۱۹۹۹؛ سک، ۲۰۰۰؛ استاک و واتسون، ۲۰۰۱؛ پولیتو و ویکنز، ۲۰۱۲). روش مذکور به‌عنوان الگوی خودبازگشتی برداری تحت سیاست[1] (PVAR) نام‌گذاری شده و برخلاف رویکرد متعارف VAR، تعدادی از ضرایب الگو تابعی از دیگر ضرایب هستند. مطالعهٔ باستان‌زاد و داودی (۱۳۹۷) به پیروی از پولیتو و ویکنز (۲۰۱۲) از این رویکرد برای اقتصاد ایران استفاده کرد و جزئیات این روش را ارائه داد. در ادامه به‌اجمال، روش تخمین مذکور تبیین می‌شود. برای استخراج الگوی PVAR، در ابتدا یک الگوی VAR مرتبهٔ p در نظر گرفته می‌شود.

$$\begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1.} \\ a_{2.} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (1)$$

در رابطهٔ ۱، $z_{1,t}$ بردار $s\times 1$ از متغیرهای غیرسیاستی یا وضعیت و $z_{2,t}$ بردار $c\times 1$ از متغیرهای سیاستی یا کنترل است. $a_{i.}$ عرض از مبدأ و $A_{ij}(L)$ ماتریس ضرایب مربوط به وقفهٔ L است. $e_{i,t}$ بردار اجزای اخلال است و $E(e_t)=0$، $E(e_t e_t')=\Sigma$ و $E(e_t e_{t-i}')=0 \quad \forall i>0$ هستند. در الگوی (۱) فرض می‌شود متغیرهای غیرسیاستی دارای یک تکانهٔ ساختاری (ε_t) مستقل از تکانهٔ متغیرهای سیاستی هستند؛ بنابراین تکانهٔ $e_{1.t}$ را می‌توان برحسب تکانهٔ ساختاری و تکانهٔ متغیرهای ابزار نوشت:

$$e_{1,t} = \varepsilon_t + G e_{2,t} \qquad (2)$$

با جایگذاری و حل روابط، دو دسته معادلات به‌دست خواهد آمد که اجزای اخلال آن از هم مستقل هستند:

$$z_{1.t} = [a_{10} - G a_{20}] + G z_{2.t} + [A_{11}(L) - G A_{21}(L)] z_{1.t-1} + [A_{12}(L) - G A_{22}(L)] z_{2.t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

1. Policy Vector Auto Regression

$$z_{2.t} = a_{20} + A_{21}(L)z_{1.t-1} + A_{22}(L)z_{2.t-1} + e_{2.t} \quad (۴)$$

نکتهٔ قابل‌توجه آن است که این تبدیل براساس داده‌ها و نه تصریح نظری است. در روش PVAR مسیر بهینهٔ $z_{1.t}$ براساس رابطهٔ ۳ به‌دست می‌آید. درواقع قید مسئله بهینه‌سازی محسوب می‌شود. با توجه به وابستگی ضرایب دو رابطه به یکدیگر، تخمین دستگاه ۳ و ۴ نیازمند رویکرد بازگشتی در تخمین است که به پیروی از پولیتو و ویکنز (۲۰۱۲) انجام شده است. درنهایت می‌توان گفت تفاوت دو الگوی VAR و PVAR زمانی است که ضرایب $z_{2.t}$ در حالت بهینه با حالت عادی تفاوت داشته باشد. درنتیجه، اگر رفتار سیاست‌گذار ضرایب الگو را تغییر دهد، تخمین VAR به نتایج نادرستی منجر خواهد شد که مؤیدی بر نقد لوکاس (۱۹۷۶) است.

۴-۲-۱. تصریح الگوی تحقیق و داده‌ها

در این تحقیق، رابطهٔ رشد نرخ ارز با رشد نرخ ارز در سقف کریدور هدف (مجموع متوسط رشد دوره در دامنهٔ یک انحراف معیار) در تعادل با متغیرهای منتخب بخش‌های حقیقی (نسبت سرمایه‌گذاری به تولید و تورم)، تراز پرداخت‌ها (تغییرات در ذخایر خارجی) و همچنین متغیرهای پولی (نرخ بهرهٔ حقیقی، سهم خالص دیون دولت و بانک‌ها از پایه پولی) با استفاده از روش PVAR آزمون می‌شود که ساختار نظری آن مانند آزمون یک الگوی VAR هفت‌متغیره است. در همین راستا، یک متغیر سیاستی که رشد نرخ ارز یا رشد نرخ ارز آن در سقف کریدور (متوسط رشد به‌علاوهٔ یک انحراف معیار) است[۱]، در کنار متغیرهای وضعیتی مختلفی مانند تورم، سهم دیون بانک‌ها و دولت از پایهٔ پولی، نرخ بهرهٔ حقیقی، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید[۲]، تغییرات ذخایر احتیاطی بین‌المللی به‌کار گرفته شد. از داده‌های سالانه از سال ۹۹-۱۳۵۲ استفاده شد و منبع تمامی اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. همچنین برای اینکه

---

۱. الگوی تحقیق به‌ترتیب دو بار براساس متوسط رشد نرخ ارز و همچنین کران بالای کریدور نرخ ارز تخمین شده است.

۲. عدم تعادل‌های مالی موجب رشد تورم‌زای کل‌های پولی، هم زمینهٔ انتقال وجوه را از بخش تقاضای حقیقی (سرمایه‌گذاری ناخالص واقعی و مصرف کالاهای بادوام) به سمت تقاضای مالی مهیا می‌سازد و هم تقاضای احتیاطی و سوداگرانه در بازار دارایی‌های مالی را افزایش می‌دهد که نخستین اثرات آن‌ها به‌ترتیب، کاهش سهم سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی از تولید و همچنین رشد قیمت‌های نسبی دارایی‌های مالی نسبت به شاخص قیمت‌های تولیدات و مصرف‌کننده است.

مانایی متغیرها تأمین شود، تغییرات ذخایر بین‌المللی بر مصارف ارزی کشور تقسیم شد تا سری زمانی مورد نظر، ویژگی‌های بهتری برای تخمین پیدا کند[۱].

$$\sum_{t}^{\infty}\sum_{i=1}^{6}\beta^{t}\left[\alpha_{x}\left(x_{i,t}-x_{i}^{*}\right)^{2}\right] \qquad (۵)$$

در این مطالعه، از تابع هدف درجه دو (رابطهٔ ۵) استفاده شده است. x شامل متغیرهای تحقیق (تورم، رشد نرخ ارز و...) و x^{*} مبین مقدار هدف متغیر x در تابع هدف سیاست‌گذار پولی است. مقادیر هدف در مطالعهٔ حاضر براساس متوسط تاریخی لحاظ شده است. پارامتر β نیز که عامل تنزیل ذهنی مصرف‌کنندگان در تصمیم‌گیری بین‌دوره‌ای است، براساس مطالعهٔ افشاری، توکلیان و بیات (۱۳۹۷) برابر با ۰/۹۶۲ قرار داده شده است. رسیدن به قاعدهٔ بهینه نیازمند تعیین ماتریس اوزان (α_x) برای تابع هدف سیاست‌گذار است.

جدول ۳. اوزان متغیرهای تابع هدف سیاست‌گذار پولی

متغیر	تورم	رشد نرخ ارز یا کران بالای کریدور	دیون دولت	دیون بانک‌ها	تغییر در ذخایر	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید	نرخ بهرهٔ حقیقی
وزن	۱	۰/۵	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱

منبع: یافته‌های پژوهش

اوزان مذکور درجهٔ اهمیت نسبی متغیر را برای سیاست‌گذار پولی نشان می‌دهد و مقادیر مطلق آن‌ها فاقد ارزش تفسیری است. با توجه به اینکه اساس الگوهای هدف‌گذاری بر نرخ ارز درجهت کنترل تورم است، ضریب تورم بیشترین مقدار و برابر با یک درنظر گرفته شده و پس از آن ضریب رشد نرخ ارز، دارای اولویت بعدی است. سایر متغیرها نیز با اولویت پایین درنظر گرفته شده است.

۴-۲-۲. نتایج آزمون الگو

معادلهٔ ۵ تابع هدف سیاست‌گذاری پولی است که تغییرات ادواری آن را نسبت به

۱. به‌دلیل مشکل مقیاس در داده‌های اسمی، تغییرات ذخایر در طی زمان دارای اندازه بزرگ‌تری شده که بهتر بود با لگاریتم‌گیری برطرف شود، اما با توجه به منفی‌بودن برخی از مقادیر آن، از مقادیر استاندارد ذخایر استفاده شد.

مقادیر هدف نشان می‌دهد. پویایی‌های اقتصاد که انعکاس‌دهندهٔ روابط تاریخی متغیرهای الگو است، با استفاده از روش VAR محاسبه شده و تخمین روابط مذکور با فرض بهینه‌سازی فرایند سیاست‌گذاری پولی نیز در قالب جدول ۳ با استفاده از روش PVAR انجام پذیرفته است. همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، متغیرهای الگو شامل نرخ بهرهٔ حقیقی (RI)، تغییرات ذخایر بین‌الملل (RC)، سهم دیون دولت به بانک مرکزی در پایهٔ پولی (GMB)، سهم دیون بانک‌ها به بانک مرکزی در پایهٔ پولی (BMB)، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید (IG) و رشد نرخ ارز (EXR) است. در الگوی دوم به‌جای رشد نرخ ارز، کران بالای کریدور تصریح شده است. نتایج تخمین الگوی نخست با یک وقفه با استفاده از روش PVAR در جدول ۴ و توابع کنش-واکنش در شکل ۱ آمده است. تخمین و نمودارها با این فرض به‌دست آمده که تابع واکنش سیاست‌گذار (نرخ ارز) به‌صورت بهینه انتخاب شده باشد. بر این اساس، در تفسیر توابع کنش- واکنش باید به این نکته توجه داشت که ضربه از طرف متغیرهای الگو است، اما نمودارها واکنش بهینهٔ متغیر سیاستی (رشد نرخ ارز) را انعکاس می‌دهند؛ به‌طور مثال، نمودار Inf بیانگر چگونگی مدیریت رشد نرخ ارز توسط سیاست‌گذار در شرایط بروز تکانهٔ تورمی (افزایش پیش‌بینی‌نشدهٔ تورم به‌اندازهٔ یک انحراف معیار) است.

جدول ۴. نتایج تخمین الگوی نرخ بهینهٔ رشد ارز

	inf	RI	RC	GMB	BMB	IG	EXR
C	۱۹/۶۲	-۱/۳۶	۸/۸۱	-۲۹/۷۴	۲۵/۷۳	۱۳/۳۴	-۳۴/۲۹
inf	-۰/۰۶	۰/۲۲	۰/۰۰	-۰/۴۱	-۰/۲۴	-۰/۲۵	-۰/۳۳
RI (-1)	-۰/۳۶	۰/۵۲	۰/۰۴	-۰/۳۸	-۰/۲۳	-۰/۲۳	-۰/۱۵
RC (-1)	۰/۰۷	-۰/۰۸	۰/۲۸	-۰/۰۱	-۰/۰۷	۰/۰۵	-۰/۰۱
GMB (-1)	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۵	۱/۰۵	-۰/۱۰	-۰/۰۲	۰/۱۹
BMB (-1)	-۰/۱۰	۰/۲۰	-۰/۱۳	۰/۲۳	۰/۷۶	۰/۰۰	۰/۲۰
IG (-1)	-۰/۲۱	-۰/۱۱	-۰/۰۴	۱/۰۳	-۰/۳۷	۰/۶۲	۰/۸۲
EXR (-1)	۰/۱۰	-۰/۰۹	۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۵	-۰/۰۱	-۰/۰۸

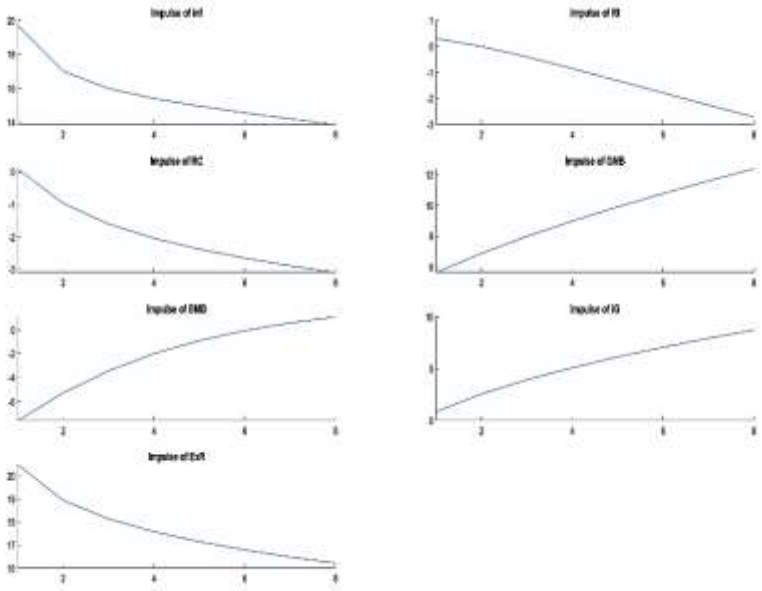
منبع: یافته‌های پژوهش

براساس توابع کنش-واکنش (نمودار ۱۲)، در صورت وقوع تکانهٔ تورمی (اولین نمودار سمت چپ)، پاسخ نرخ ارز در مرحلهٔ نخست در قالب افزایش ۲۰ درصدی است و

سپس به‌تدریج رشد بهینهٔ نرخ ارز به‌صورت نزولی خواهد بود. اگر تکانه از منشأ خود نرخ ارز باشد، مطابق انتظار رفتار مشابهی توسط الگو پیشنهاد می‌شود؛ چرا که سیاست‌گذار همواره پس از بروز یک تکانهٔ ارزی با استفاده از موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، پیمان ارزی و همچنین مداخلات ارزی به‌تدریج روند کاهش ارزش پول ملی را محدودتر می‌سازد (چهارمین نمودار سمت چپ). درخصوص وقوع تکانهٔ نرخ بهرهٔ حقیقی (اولین نمودار سمت راست)، سیاست‌گذار می‌تواند رشد نرخ ارز را کاهش دهد؛ چرا که افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی (سیاست انقباضی پولی) از یک طرف تقاضای وارداتی بخش‌های مربوط به سرمایه‌گذاری ناخالص حقیقی و کالاهای بادوام مصرفی را کاهش می‌دهد و از طرف دیگر تقاضای سوداگری اسعار را محدود می‌سازد (افزایش هزینه فرصت منابع سوداگری در بازار اسعار) که نتیجهٔ آن، کاهش رشد نرخ ارز نسبت به روند بلندمدت و همچنین کنترل اثرات تورم انتقالی خواهد بود. وقوع تکانهٔ رشد ذخایر بین‌المللی نیز موجب کاهش تدریجی روند بهینهٔ نرخ ارز می‌شود؛ زیرا با افزایش منابع قابل‌تصرف خارجی، زمینهٔ بهبود پایداری تراز تجاری و موازنهٔ پرداخت‌ها نیز فراهم می‌شود. تکانهٔ افزایش سهم دیون دولت از پایهٔ پولی نیز موجب رشد روند نرخ ارز شده است. در همین راستا، رشد کسری تراز عملیات مالی دولت به‌ترتیب موجب افزایش استقراض دولت از بانک مرکزی، رشد کل‌های پولی، افزایش تقاضای کل، گسترش انتظارات تورمی و درنهایت، افزایش تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازار اسعار می‌شود که مقابله با چالش مذکور، تنها از طریق خنثی‌سازی اثرات پولی کوتاه‌مدت کسری مالی دولت (فروش اوراق قرضه) و همچنین اعمال سیاست‌های انقباضی پولی و تقویت مؤلفه‌های ثبات مالی میسر است.

شبکهٔ اعتباری کشور در مقاطع مختلف تاریخی غالباً متأثر از سلطهٔ مالی و همچنین کسری جریان نقدی (ناشی از تکانه‌های ساختاری) است که زمینهٔ رشد عرضهٔ پول و تسهیلات اعتباری سوداگرانه (ریالی و ارزی) را فراهم ساخته است. در چنین شرایطی، تکانه‌های پولی ناشی از افزایش خالص دیون بانک‌ها به بانک مرکزی موجب کاهش تدریجی نرخ ارز و تقویت تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازارهای اسعار و طلا شده است. رشد تقاضاهای مذکور همچنین زمینهٔ افزایش نسبت مطالبات غیرجاری، تشدید کسری جریان نقدی مؤسسات اعتباری، رشد اضافه برداشت شبانه و درنتیجه افزایش بیشتر خالص دیون بانک‌ها در بازه‌های زمانی بیشتر از یک سال شده است. در همین راستا، ضعف تاریخی مؤسسات اعتباری در انطباق با مقررات سلامت

مالی و نظارت احتیاطی (وضعیت باز ارزی و نسبت‌های احتیاطی سرفصل‌های ارزی) از یک طرف موجب تشدید آسیب‌پذیری آن‌ها از تکانه‌های مقطعی ارزی می‌شود و از طرف دیگر ضرورت ارتقای مؤلفه‌های سلامت مالی و نظارت احتیاطی را درجهت مقابله با تکانه‌های مشابه و مدیریت حساسیت عاملان بازار[1] در میان‌مدت اجتناب‌ناپذیر ساخته است. نظر به اینکه تکانهٔ دیون بانکی همواره مستقل نیست و خود نیز معلول سایر تکانه‌های اقتصادی (بخش‌های عمومی و خصوصی) است، اعمال هم‌زمان سیاست‌های انضباط و پایداری مالی در کنار ثبات مالی درجهت مدیریت عدم تعادل‌های بازارهای پول و ارز در اقتصاد ایران ضروری است. درنهایت الگوی نخست نشان می‌دهد با افزایش سهم سرمایه‌گذاری از تولید، در ابتدا سیاست‌گذار ارزی واکنشی محسوس نشان نمی‌دهد و در صورت استمرار تکانهٔ مذکور، نرخ بهینهٔ ارز به‌تدریج برای مقابله با رشد واردات افزایش می‌یابد.



نمودار ۱۲. واکنش بهینهٔ رشد نرخ ارز به تکانه‌های منتخب

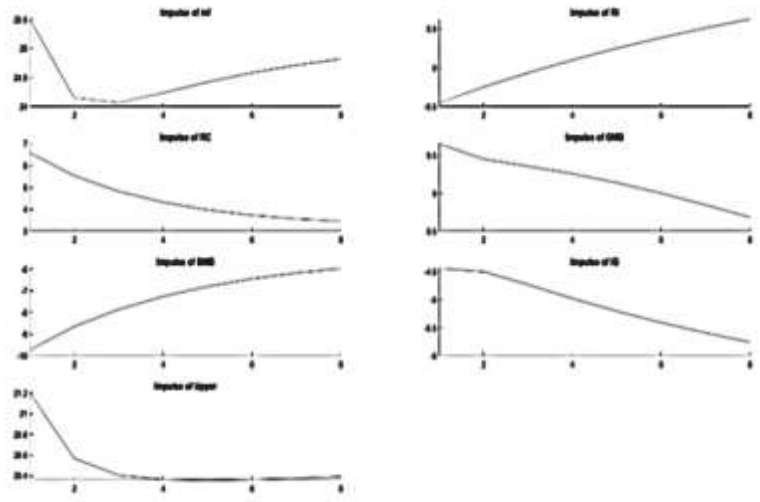
1. Market sentiment

در الگوی دوم سعی شده تا تابع واکنش بهینهٔ کرانه بالای کریدور به وضعیت اقتصادی استخراج شود. بر این اساس، نتایج تخمین الگوی PVAR با یک وقفه در جدول ۵ و همچنین نمودارهای توابع کنش- واکنش در نمودار ۱۳ درج شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین الگوی نرخ بهینهٔ رشد ارز

	inf	RI	RC	GMB	BMB	IG	Upper
C	۵/۶۵	۱۳/۷۲	-۱۶/۰۳	-۲۸/۵۳	۲۰/۷۷	۱۳/۲۲	-۵/۰۳
inf	۰/۱۳	-۰/۰۱	-۰/۲۱	-۰/۰۶	-۰/۲۵	-۰/۱۱	-۰/۰۶
RI (-1)	-۰/۱۲	۰/۲۳	۰/۰۸	-۰/۱۱	-۰/۲۲	-۰/۱۲	۰/۰۲
RC (-1)	۰/۰۸	-۰/۰۹	۰/۵۴	-۰/۰۶	-۰/۱۳	۰/۰۲	-۰/۰۷
GMB (-1)	۰/۰۱	-۰/۰۶	۰/۰۵	۱/۰۲	-۰/۰۹	-۰/۰۳	۰/۰۲
BMB (-1)	-۰/۰۹	۰/۱۸	-۰/۰۴	۰/۱۷	۰/۷۶	-۰/۰۲	۰/۱۰
IG (-1)	۰/۲۴	-۰/۵۹	۰/۸۳	۰/۸۹	-۰/۱۴	۰/۵۷	-۰/۱۰
Upper (-1)	۰/۰۶	-۰/۰۶	۰/۰۲	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱۳. واکنش بهینه کران بالای رشد نرخ ارز به تکانه‌های منتخب

براساس توابع کنش- واکنش (نمودار ۱۳)، با افزایش نرخ تورم (نمودار اول سمت چپ) ابتدا کرانهٔ بالا (یک انحراف معیار بالاتر از میانگین روند رشد نرخ ارز) وسیع‌تر می‌شود و پس از کاهش تورم مورد انتظار و تقاضای سوداگری، کرانهٔ رشد نرخ ارز به‌تدریج تنگ‌تر می‌شود. درخصوص تکانهٔ بهبود نرخ بهرهٔ حقیقی نیز در ابتدا دامنهٔ نوسانات تنگ‌تری برای تغییرات نرخ ارز شکل می‌گیرد که به‌تدریج با کاهش نرخ‌های بهرهٔ حقیقی، انتظار رشد دامنهٔ نوسانات وجود دارد. با وقوع تکانه‌های مربوط به تغییرات ذخایر خارجی (با علامت معکوس) و سهم دیون دولت از پایهٔ پولی، (به‌علت اثرات انتقالی) در مرحلهٔ نخست، دامنهٔ نوسان بزرگ‌تری مطابق انتظار شکل گرفته که با کاهش عدم تعادل‌های موازنهٔ پرداخت‌ها و پولی، دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز کوچک‌تر خواهد شد. بروز تکانهٔ سهم دیون بانکی از پایهٔ پولی نیز برخلاف انتظار موجب کاهش دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز می‌شود که احتمالاً ناشی از راهبرد آنی سیاست‌گذار درجهت کنترل وضعیت باز ارزی و محدودسازی اندازهٔ ناترازی مؤسسات اعتباری در شرایط بروز تکانه‌های ارزی باشد. درخصوص تکانهٔ نسبت سرمایه‌گذاری به تولید نیز پیشنهاد شده تا دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز (در کرانهٔ بالا) محدودتر شود که مهم‌ترین دلیل آن، رابطهٔ معکوس میان سهم سرمایه‌گذاری از تولید با دو متغیر تقاضای سوداگرانهٔ ارزی و همچنین جریان منابع مالی از سرمایه‌گذاری‌های مالی به سمت سرمایه‌گذاری حقیقی است. پدیدهٔ مذکور همچنین موجب تقویت پایداری سرمایه‌گذاری حقیقی در فضای اقتصاد کلان می‌شود. در تحلیل نهایی، این الگو پیشنهاد گسترش (محدودسازی) دامنهٔ نوسانات نرخ ارز را در واکنش به رشد (کاهش) عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت بخش‌های مالی، پولی و تراز پرداخت‌ها و همچنین جذب نقدینگی ورودی دارد.

۵. نتیجه‌گیری

رژیم ارزی در عرصهٔ اقتصاد کلان، برخلاف تصور متعارف براساس خواست سیاست‌گذار انتخاب نمی‌شود، بلکه صرفاً مبتنی بر مقتضیات و عدم تعادل‌های بخش‌های حقیقی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌ها است. در اقتصادهای با عدم تعادل‌های بخشی محدود و مقطعی که ابزارهای سیاست مالی و پولی کارآمد است و رژیم پولی نیز براساس اهداف سنتی ثبات قیمتی و رشد پایدار غیرتورمی طراحی می‌شود، از یک سو

جهت‌گیری نرخ‌های بهرهٔ سیاستی به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی به‌ترتیب مقادیر خالص تقاضای حقیقی و مالی و همچنین شکاف‌های تورمی و تولید هدف سیاست‌گذار را حداقل می‌سازد و از سوی دیگر، رژیم ارزی اقتصاد را به سمت طیف‌های شناور هدایت می‌کند. در شرایطی که عدم تعادل‌های مذکور به لحاظ شدت و تواتر افزایش می‌یابد و تکانه‌های ادواری بین‌المللی نیز بر اقتصاد تحمیل می‌شود (مانند اقتصاد ایران) و همچنین کارایی ابزارهای سیاست مالی و پولی به‌طور عام و نرخ‌های بهرهٔ سیاستی به‌طور خاص تضعیف می‌شود، عملاً زنجیرهٔ روابط میان نرخ‌های بهرهٔ سیاستی، انتظارات تورمی، تغییرات تقاضاهای حقیقی و مالی و به‌خصوص شکاف‌های تورمی و تولید دچار اخلال و گسست می‌شود. در چنین شرایطی اقتصاد نیازمند جایگزینی و بعضاً تقویت لنگر انتظارات تورمی (در کنار نرخ‌های بهرهٔ سیاستی) است که نرخ ارز در اقتصادهای مختلف درحال‌توسعه و نوظهور طی پنج دههٔ گذشته چنین نقشی را ایفا کرده است. استفاده از نرخ متقابل یا مؤثر اسمی ارز به‌عنوان لنگر اسمی انتظارات تورمی موجب هیچ‌گونه تغییری در ترکیب اهداف سنتی سیاست‌گذار پولی نمی‌شود، بلکه صرفاً سازوکار تبادل میان ابزارهای سیاست پولی با اهداف میانی و همچنین رژیم ارزی سازگار با شرایط اقتصاد کلان را متأثر می‌سازد. رژیم پولی سازگار با شرایط مذکور از نوع هدف‌گذاری بر نرخ ارز (تثبیت‌شده) است که کریدور نوسانات آن نیز متأثر از شدت تکانه‌ها و عدم تعادل‌های اقتصاد کلان است.

بروز ادواری عدم تعادل‌های مالی و تکانه‌های خارجی در اقتصاد ایران و اثرات انتقالی آن‌ها بر بازارهای پول و اسعار به‌ترتیب موجب جهش‌های مقطعی در سطوح قیمت‌ها، انتقال منابع مالی از بخش‌های حقیقی به سمت بخش‌های مالی، کاهش سهم سرمایه‌گذاری حقیقی از تولید ناخالص داخلی، افزایش تقاضاهای احتیاطی و سوداگرانه در بازار دارایی‌ها و همچنین رشدهای پلکانی نرخ‌های برابری اسعار شد؛ به‌طوری‌که براساس نتایج تحلیل داده‌های ماهانهٔ رشد نرخ ارز (طی ۳۵ سال گذشته) به‌ترتیب در ۲۸ و ۱۲ درصد ادوار مطالعاتی، اقتصاد کشور با رشدهای بالاتر از متوسط روند تاریخی (۲۳ درصد) و همچنین یک انحراف معیار بالاتر از متوسط مذکور (۶۲ درصد) مواجه بوده است. در این راستا، جهش‌های پیوستهٔ مذکور در بازار اسعار در شرایط مفروض استفادهٔ رسمی از رژیم پولی هدف‌گذاری روی نرخ ارز، تعدیل پیوسته در دامنه‌های اسمی نرخ‌های برابری هدف را در اقتصاد کشور اجتناب‌ناپذیر ساخت. عدم اعلام رسمی

رژیم پولی مذکور تغییر معناداری در اثرات انتقالی و زنجیرهٔ روابط علی میان عدم تعادل‌های اقتصاد کلان ایجاد نکرده و صرفاً نااطمینانی و حساسیت عاملان اقتصادی و همچنین خالص جریانات مالی سوداگرانه را افزایش داده است.

به‌منظور محاسبهٔ توابع کنش-واکنش نرخ رشد بهینهٔ ارز به تکانه‌های مختلف بخش‌های حقیقی، مالی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌ها، از یک الگوی خودبازگشت برداری تحت سیاست در این تحقیق استفاده شده که هم رابطهٔ میان رشد نرخ ارز با متغیرهای وضعیت بخش‌های مذکور را محاسبه می‌کند و هم سازوکار واکنشی رشد بهینهٔ نرخ ارز را انعکاس می‌دهد. متغیرهایی که حامل اثرات تکانه‌های مذکورند، به‌ترتیب شامل تورم، نرخ بهرهٔ حقیقی، تغییرات ذخایر بین‌المللی، سهم دیون دولت و بانک‌ها در پایهٔ پولی، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید و نیز رشد نرخ ارز هستند که براساس دو ضابطهٔ متوسط روند تاریخی و همچنین کرانهٔ بالای کریدور (یک انحراف معیار بالاتر از متوسط روند) با استفاده از اطلاعات دورهٔ ۱۳۵۲-۱۳۹۹ برآورد شدند. براساس نتایج تخمین الگوی نخست در صورت وقوع تکانهٔ تورمی، پاسخ نرخ ارز در مرحلهٔ نخست در قالب افزایش ۲۰ درصدی است و سپس به‌تدریج رشد بهینهٔ نرخ ارز به‌صورت نزولی خواهد بود. اگر تکانه از منشأ خود نرخ ارز باشد، مطابق انتظار رفتار مشابهی توسط الگو پیشنهاد شده است؛ چرا که سیاست‌گذار همواره پس از بروز یک تکانهٔ ارزی، با استفاده از موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، پیمان ارزی و همچنین مداخلات ارزی به‌تدریج روند کاهش ارزش پول ملی را محدودتر می‌سازد. درخصوص وقوع تکانهٔ نرخ بهرهٔ حقیقی، سیاست‌گذار می‌تواند رشد نرخ ارز را کاهش دهد؛ زیرا افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی، هم تقاضای وارداتی بخش‌های مربوط به سرمایه‌گذاری ناخالص حقیقی و کالاهای بادوام مصرفی را کاهش می‌دهد و هم تقاضای سوداگری اسعار را محدود می‌سازد که نتیجهٔ آن‌ها کاهش رشد نرخ ارز نسبت به روند بلندمدت و همچنین کنترل اثرات تورم انتقالی خواهد بود. وقوع تکانهٔ رشد ذخایر بین‌المللی نیز موجب کاهش تدریجی روند بهینهٔ نرخ ارز می‌شود؛ زیرا با افزایش منابع قابل‌تصرف خارجی، زمینهٔ بهبود پایداری تراز تجاری و موازنهٔ پرداخت‌ها را نیز فراهم می‌سازد. تکانهٔ افزایش سهم دیون دولت از پایهٔ پولی نیز موجب رشد روند نرخ ارز شده است. در همین راستا، رشد کسری تراز عملیات مالی دولت به‌ترتیب موجب افزایش استقراض دولت از بانک مرکزی، رشد کل‌های پولی، افزایش تقاضای کل، گسترش انتظارات تورمی و درنهایت، افزایش تقاضاهای احتیاطی و

سوداگرانه در بازار اسعار شده که مقابله با چالش مذکور فقط از طریق خنثی‌سازی اثرات پولی کوتاه‌مدت کسری مالی دولت و همچنین اعمال سیاست‌های انقباضی پولی و تقویت مؤلفه‌های ثبات مالی میسر است.

واکنش کریدور رشد نرخ ارز در مقابل تکانه‌های بخش‌های حقیقی، مالی، پولی و موازنهٔ پرداخت‌ها نیز با استفاده از الگوی دوم برآورد شد. نتایج تخمین مبتنی بر فرایند بهینه‌سازی تابع واکنش سیاست‌گذار است؛ به‌طوری‌که تکانه‌های واردشده از سوی متغیرهای الگو، مستقیم تابع واکنش بهینهٔ سیاستی را در قالب تغییرات کریدور رشد نرخ ارز متأثر ساخت. براساس نتایج مندرج در توابع کنش-واکنش تخمینی مبتنی بر کرانهٔ بالای کریدور، با افزایش نرخ تورم، ابتدا کرانهٔ بالا وسیع‌تر می‌شود و پس از کاهش تورم مورد انتظار و تقاضای سوداگری، کرانهٔ رشد نرخ ارز به‌تدریج تنگ‌تر می‌شود. درخصوص تکانهٔ بهبود نرخ بهرهٔ حقیقی نیز در ابتدا دامنهٔ نوسانات تنگ‌تری برای تغییرات نرخ ارز شکل می‌گیرد که به‌تدریج با کاهش نرخ‌های بهرهٔ حقیقی، انتظار رشد دامنهٔ نوسانات وجود دارد. با وقوع تکانه‌های مربوط به تغییرات ذخایر خارجی و سهم دیون دولت از پایهٔ پولی، در مرحلهٔ نخست، دامنهٔ نوسان بزرگ‌تری مطابق انتظار شکل گرفته که با کاهش عدم تعادل‌های موازنهٔ پرداخت‌ها و پولی، دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز کوچک‌تر خواهد شد. بروز تکانهٔ سهم دیون بانکی از پایهٔ پولی نیز برخلاف انتظار موجب کاهش دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز می‌شود که احتمالاً ناشی از راهبرد آنی سیاست‌گذار درجهت کنترل وضعیت باز ارزی و محدودسازی اندازهٔ ناترازی مؤسسات اعتباری در شرایط بروز تکانه‌های ارزی باشد. درخصوص تکانهٔ نسبت سرمایه‌گذاری به تولید نیز پیشنهاد شده تا دامنهٔ نوسانات رشد نرخ ارز محدودتر شود که مهم‌ترین دلیل آن، رابطهٔ معکوس میان سهم سرمایه‌گذاری از تولید با دو متغیر تقاضای سوداگرانهٔ ارزی و همچنین جریان منابع مالی از سرمایه‌گذاری‌های مالی به سمت سرمایه‌گذاری حقیقی است. پدیدهٔ مذکور همچنین موجب تقویت پایداری سرمایه‌گذاری حقیقی در فضای اقتصاد کلان می‌شود. در تحلیل نهایی، این الگو پیشنهاد گسترش/ محدودسازی دامنهٔ نوسانات نرخ ارز را در واکنش به رشد/ کاهش عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت بخش‌های مالی، پولی و تراز پرداخت‌ها و همچنین جذب نقدینگی ورودی دارد.

منابع

۱. زمان‌زاده، حمید (۱۳۹۳). مدیریت نرخ ارز تحت نظام ارزی خزنده در کریدور. *بیست‌وچهارمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی*. پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۲. افشاری، زهرا، توکلیان، حسین و بیات، مرضیه (۱۳۹۷). بررسی تأثیر شوک شاخص کل قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد DSGE. *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، *۱۸* (۲)، ۸۱-۱۰۳.

۳. باستان‌زاد، حسین و داودی، پدرام (۱۳۹۷). سیاست پولی بهینه و ثبات مالی در ایران با استفاده از رویکرد خودبازگشت برداری تحت سیاست. *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۴ (۱)، ۵۷-۹۱.

4. Benlamine, M., Bulir, M. A., Farouki, M., Horváth, Á., Hossaini, F., El Idrissi, H., ... & Vávra, D. (2018). *Morocco: a practical approach to monetary policy analysis in a country with capital controls*. International Monetary Fund.
5. Bordo, M. D. (2003). Exchange rate regime choice in historical perspective, *IMF Working Paper No. 03/160*, August.
6. Bubula, M. A., & Ötker, M. I. (2003). *Are pegged and intermediate regimes more crisis prone?*. International Monetary Fund. *IMF Working Paper No. 03/223*, November.
7. Calvo, G. A., & Mishkin, F. S. (2003). The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. *Journal of Economic Perspectives*, *17*(4), 99-118.
8. Clinton, K., Freedman, C., Juillard, M., Kamenik, M. O., Laxton, M. D., & Wang, H. (2015). *Inflation-Forecast Targeting: Applying the Principle of Transparency*. International Monetary Fund.
9. Eichengreen, B. J., Ötker, I., Hamann, A. J., Jadresic, E., Johnston, R. B., Bredenkamp, H., & Masson, P. R. (1998). *Exit strategies: policy options for countries seeking exchange rate flexibility*. International Monetary Fund.
10. Khatat, M. E. H., & Veyrune, M. R. M. (2019). *Liquidity Management under Fixed Exchange Rate with Open Capital Account*. International Monetary Fund.
11. Ötker, M. I., & Freedman, C. (2010). *Important elements for inflation targeting for emerging economies*. International Monetary Fund.
12. Ghiaie, H., Tabarraei, H. R., & Tavakolian, H. (2022). Alternative monetary policy regimes in an oil-exporting economy. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *83*, 161-177.
13. Khor, H. E., Robinson, E. S., & Lee, J. B. Y. (2004). *Managed floating*

and intermediate exchange rate systems: the Singapore experience. Economic Policy Department, Monetary Authority of Singapore.
14. Masson, M. P. R., Savastano, M. M. A., & Sharma, M. S. (1997). *The scope for inflation targeting in developing countries*. International Monetary Fund.
15. McKinnon, R. (1963). Optimal currency areas. *American Economic Review*, *53*, 717-724.
16. Mundell, R. (1960). The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, *74*(2), 227-57.
17. Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue Canadienne de Economiques et Science Politique*, *29*(4), 475-485.
18. Ostry, M. J. D., Ghosh, M. A. R., & Chamon, M. M. (2012). *Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies*. International Monetary Fund.
19. Ötker, M. I. (2007). *Moving to greater exchange rate flexibility: operational aspects based on lessons from detailed country experiences*. International Monetary Fund.
20. Svensson, L. E. (1997). Inflation targeting in an open economy: strict or flexible inflation targeting?. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*, (G97/8).
21. Velasco, A. (1996). When Are Fixed Exchange Rates Really Fixed? National Bureau of Economic Research. *Working Paper No. 5842*, November.
22. Yeyati, E. L., Sturzenegger, F., & Reggio, I. (2010). On the endogeneity of exchange rate regimes. *European Economic Review*, *54*, 659-677.
23. Chari, V. V., Kehoe, P. J., & McGrattan, E. R. (2009). New Keynesian models: not yet useful for policy analysis. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *1*(1), 242-266.
24. Chow, G. C. (1975). *Analysis and control of dynamic economic systems*. Wiley.
25. Lucas, R. E. (1998). Econometric Policy Evaluation: A Critique, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, I, 19-46. *International Library of Comparative Public Policy*, 6, 273-300.
26. Polito, V., & Wickens, M. (2012). Optimal monetary policy using an unrestricted VAR. *Journal of Applied Econometrics*, *27*(4), 525-553.
27. Sack, B. (2000). Does the Fed act gradually? A VAR analysis. *Journal of Monetary Economics*, *46*(1), 229-256.
28. Salmon, C., & Martin, B. (1999). *Should uncertain monetary policymakers do less. Monetary policy under uncertainty*. Reserve Bank of New Zealand.
29. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal*

of Economic perspectives, *15*(4), 101-115.
30. Ghiaie, H., Tabarraei, H. & Tavakolian, H. (forthcoming). Alternative Monetary Policy Regimes in an Oil-Exporting Economy, Quarterly Review of Economics and Finance, *Manuscript Number: QUAECO-D-21-00009R2*.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۵۰۵-۴۷۱

مطالعهٔ ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران

DOI: 10.22059/jte.2021.330289.1008540

بهرام حکمت[۱]، شکوفه فرهمند[۲*]، نعمت‌الله اکبری[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، bahram.hekmat@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، n_akbari@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی-پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

چکیده

فرایند تحلیل داده‌های قیمت مسکن و رشد آن که به‌نوعی داده‌های فضایی هستند، تحت تأثیر وابستگی فضایی قرار دارد. این بدان معنا است که قیمت مسکن و تغییرات آن در یک ناحیه سبب تغییرات قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. اما نکتهٔ دیگر در ارتباط با قیمت مسکن در نواحی مختلف شهری، ناهمسانی در وابستگی فضایی است. این موضوع نشان می‌دهد انحراف در مشاهدات وابستگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن بین نواحی مختلف در طول زمان وجود دارد؛ به‌طوری‌که اثر وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان افزایش قیمت، با زمان کاهش قیمت مسکن متفاوت است. تحلیل نظری این پدیده از طریق نظریه‌های اقتصاد رفتاری صورت می‌گیرد. در این پژوهش به بررسی این پدیده در بازار مسکن نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران می‌پردازیم. بدین‌منظور، با استفاده از تخمین مدل فضایی پانل اثر ثابت پویا، اثر متغیرهایی مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران برآورد شده است. نتایج آزمون‌ها حاکی از وجود روابط غیرخطی در مدل است. با کمک مدل رگرسیون فضایی انتقال ملایم پانلی (PSTR)، با یک تابع انتقال و تعیین سرریز نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار به‌عنوان متغیر انتقال، مشخص شد وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران در شرایط رونق بیشتر از شرایط رکود است و نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی شهر تهران در طول زمان وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL: C33، C31، R31.

واژه‌های کلیدی: اثر ثابت شیب ملایم، اقتصاد رفتاری، قیمت مسکن، مدل پویای فضایی، ناهمسانی در وابستگی فضایی.

---

*. نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۱۳۱۰۵۹۹۹۷

۱. مقدمه

نوسان قیمت مسکن و اثرات آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به یکی از مسائل کلیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی تبدیل شده است (قلی‌زاده، ۱۳۸۷). طی دو دهۀ اخیر، بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به‌تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکنندۀ مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی به جا گذاشته است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). به‌دلیل ناهمگن‌بودن مسکن در سطح استان‌ها باید نگاه منطقه‌ای به مسکن داشت و نگاه ملی به مسکن با خطاهای بزرگ مواجه خواهد شد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۲). در مطالعات مسکن در کلان‌شهرها عوامل درون‌زا و برون‌زای فراوانی در تعیین قیمت مسکن تأثیرگذارند. اما نکتۀ قابل‌توجه در تحلیل تغییرات قیمت مسکن در یک کلان‌شهر این است که مشاهده می‌شود رشد قیمت در نواحی مختلف یکسان نیست و در نواحی مختلف با وقفۀ زمانی و مکانی رخ می‌دهد. تجربه نشان می‌دهد تغییرات قیمت مسکن از یک ناحیه شروع می‌شود و در مراحل بعدی به سایر نواحی انتشار می‌یابد. به همین دلیل، بحث مجاورت و وابستگی فضایی[۱] و همچنین ناهمسانی فضایی[۲] مطرح می‌شود. وابستگی فضایی در قیمت مسکن که به‌عنوان اثر موجی[۳] نیز از آن یاد می‌شود، به این معنا است که تغییر قیمت مسکن در یک ناحیه سبب تغییرات قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. هرچقدر تأثیرپذیری و ارتباط نواحی بیشتر باشد، وابستگی فضایی بین نواحی بیشتر است و پدیدۀ اثر موجی شدت بیشتری خواهد داشت. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن گویای این موضوع است که وابستگی فضایی بین نواحی شهری در قیمت مسکن ممکن است در طول زمان متناسب با وضعیت سیکل تجاری که در آن، معاملات مسکن صورت می‌گیرد، متفاوت باشد. به عبارت دیگر، میزان وابستگی فضایی و الگوی وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان رونق، با زمان رکود متفاوت است. مشاهدات تجربی نشان می‌دهد در شرایط رونق اقتصادی، میزان وابستگی فضایی بین مناطق شهری بسیار قوی‌تر از شرایط رکود اقتصادی است (پیجننبرگ[۴]، ۲۰۱۷). درواقع، الگوی نوسان و حرکت قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در دوران رونق با دوران رکود متفاوت است.

1. Spatial dependence
2. Spatial heterogeneity
3. The Ripple Effect
4. Pijnenburg

ناهمسانی در وابستگی فضایی، ریشه در اقتصاد رفتاری دارد؛ چرا که رفتار متناقض و تصمیم‌گیری مالکان مسکن دربارهٔ دادوستد در دوران رکود نسبت به دوران رونق، بر ایجاد این موضوع مؤثر است. رفتار متفاوت مالکان مسکن برای فروش مسکن در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است و سبب می‌شود همبستگی فضایی قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت عمل کند (جنسوو و مایر، ۲۰۰۱). هدف این پژوهش، بررسی پدیدهٔ ناهمسانی در وابستگی فضایی در بازار مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران است.

بدین‌منظور، در قسمت نخست مقاله، مروری بر مطالعات داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در مطالعات خارجی، پژوهش‌های اندکی در زمینهٔ ناهمسانی فضایی در وابستگی فضایی قیمت مسکن انجام شده است. همچنین مطابق بررسی‌ها، در داخل تاکنون پژوهشی در این زمینه صورت نگرفته است؛ بنابراین، این پژوهش مطالعه‌ای جدید محسوب می‌شود. در قسمت دوم مقاله به مباحث نظری موضوع پرداخته شده است. تلفیق مباحث اقتصاد رفتاری[1] در بیان این پدیده در بازار مسکن، از نکات جذاب مبحث نظری است. در قسمت سوم مقاله به روش پژوهش و مباحث اقتصادسنجی فضایی و همچنین مدل‌های پانل انتقال ملایم (PSTR)[2] اثر ثابت فضایی پرداخته شده است که کمتر در بازار مسکن به‌کار گرفته شده و بدین‌جهت، روش پژوهش نیز یکی از نقاط مهم است. قسمت چهارم تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش را ارائه می‌کند. در پایان، جمع‌بندی و پیشنهادهای پژوهش بیان می‌شود.

۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. مطالعات خارجی

سلمر[3] (۲۰۲۰) مطالعه‌ای با عنوان «تجزیه و تحلیل فضایی قیمت بازار مسکن با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی[4]»، به دنبال افزایش قیمت مسکن در سال ۲۰۱۸، برای کشور لهستان انجام داد. وی فرض وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی در رشد قیمت‌های مسکن را با کمک رگرسیون وزنی جغرافیایی بررسی کرد. در این پژوهش، اثر

1. Behavioral economics
2. Panel Smooth Transition Regression
3. Cellmer
4. Geographic Weighted Regression (GWR)

سه دسته از متغیرهای محیطی، اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در مناطق شهری لهستان بررسی شد. نتایج نشان داد متغیرهای اثرگذار بر رشد قیمت مسکن، شاخص‌های مهاجرتی و آلودگی هوا هستند. همچنین آمارهٔ موران محلی[1] وجود همبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را بین مناطق شهری لهستان تأیید کرد.

مورالی (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل وابستگی فضایی در قیمت املاک و مستغلات» به بررسی بازار مسکن استانبول پرداخت. این مطالعه براساس داده‌های مقطعی، بااستفاده از مشاهدات ۲۵،۲۱۹ ملک فروش‌رفتهٔ سال ۲۰۱۷، به‌دنبال مدلسازی برای شناسایی وابستگی فضایی در قیمت املاک و مستغلات انجام گرفت. در این مطالعه با کمک مدل رگرسیون هدانیک، فاکتورهای وابستگی فضایی عواملی همچون فرایند ساخت‌وساز، خدمات اجتماعی مشترک و ایجاد مجتمع‌های مسکونی بزرگ درنظر گرفته شد. نتایج نشان داد کنترل عوامل فاکتورهای وابستگی فضایی موجب کاهش وابستگی فضایی در بین املاک و مستغلات می‌شود.

وو و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعهٔ «تجزیه و تحلیل ناهمسانی فضایی قیمت مسکن با استفاده از مجموعه داده‌های بزرگ» با اطلاعات ۲۴،۰۰۰ مسکن در ایالت یوتای آمریکا در سال ۲۰۱۱، در قالب مدل هدانیک فضایی با سه ویژگی ساختار مسکن، موقعیت مکانی و همسایگان به تعیین ارزش‌گذاری مسکن پرداختند. نتایج نشان داد یک ناهمسانی فضایی در متغیرهای مربوطه در سطح ایالت یونا بوده است. در مطالعه‌ای دیگر، ژنگ و همکاران (۲۰۱۹) براساس داده‌های سال ۲۰۰۵ از ۲۵ شهر در منطقهٔ شهری یانگ تسه به ارزیابی قیمت مسکن در بین این مناطق شهری پرداختند. در این مطالعه، وابستگی فضایی قیمت مسکن با استفاده از مدل پانل فضایی براساس ماتریس وزنی فضایی فاصله جغرافیایی و فاصلهٔ اقتصادی ارزیابی شد. نتایج نشانگر وابستگی فضایی بین مناطق شهری است. همچنین ویکارنن و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های ۷۰ منطقهٔ شهری در طول دورهٔ ۲۰۱۵-۱۹۸۰ در آمریکا، ناهمسانی فضایی در تغییرات قیمت مسکن را بررسی کردند. مشاهده شد بین مناطق شهری تفاوت زیادی در کشش درآمدی وجود دارد که بر پویایی قیمت مسکن تأثیرگذار است و نشان از ناهمسانی فضایی در قیمت مسکن در بین مناطق شهری دارد. ون و همکاران (۲۰۱۸)

1. Local Moran's I statistic

با استفاده از داده‌های ۶۰۳ واحد مسکونی شهر هانکونگ چین در سال ۲۰۱۴ به ارزیابی ناهمگونی فضایی براساس مدل قیمت‌گذاری سنتی هدانیک فضایی و مدل رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR) پرداختند و استدلال کردند که افزایش نسبی قیمت مسکن در طول فضا ممکن است متفاوت باشد. نتایج نشان داد مدل رگرسیون وزنی جغرافیایی بسیار خوب عمل کرده و بهتر از مدل قیمت‌گذاری سنتی هدانیک بوده است.

کوهن و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات فضایی و پویایی قیمت مسکن در ایالات‌متحدهٔ آمریکا» با استفاده از داده‌های ۳۶۳ منطقهٔ شهری برای ۲۰۱۳-۱۹۹۶ دریافتند که الگوهای سرریز فضایی اثر معنی‌داری بر نرخ رشد قیمت مسکن مناطق شهری دارد. قیمت مسکن در یک منطقهٔ خاص بستگی به وقفهٔ قیمت مناطق هم‌جوار دارد و این میزان اثرپذیری در مناطق مختلف متفاوت و در زمان رونق و رکود نیز با مکانیسم تأثیرپذیری متفاوت خواهد بود. پیجننبرگ (۲۰۱۷)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱۹ منطقهٔ شهری طی دورهٔ ۲۰۰۵- ۲۰۰۴ توانست سه ویژگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن، یعنی وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی و ناهمسانی در وابستگی فضایی هم‌زمان را ارزیابی کند. وی با یک رگرسیون پانل فضایی پویا، اثر نرخ رشد جمعیت، نرخ بیکاری، نرخ رشد درآمد سرانه، تعداد پروانهٔ ساختمانی و وقفهٔ قیمت مسکن با یک دوره تأخیر را بر نرخ رشد قیمت مسکن تخمین زد. نتایج بیانگر وجود ناهمسانی فضایی در وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان تغییرات قیمت مسکن بوده است.

۲-۲. مطالعات داخلی

همان‌گونه که در مقدمه بیان شد، مطالعه‌ای با این روش در داخل کشور صورت نگرفته است. از این‌رو، در این قسمت به ارائهٔ تعدادی از مطالعات که روابط فضایی در بازار مسکن کشور را بررسی کرده‌اند، پرداخته می‌شود. پورمحمدی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تطبیقی رهیافت‌های رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل‌های مکانی» با استفاده از داده‌های استان‌های کشور، تأثیر درآمد خانوارها بر قیمت مسکن را از طریق دو رهیافت رگرسیون حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی بررسی کردند. نتایج مقایسهٔ این دو روش نشان داد روش رگرسیون وزنی جغرافیایی در مقایسه با روش‌های معمول و متعارف برآورد

مدل‌های مکانی، به‌دلیل درنظرگرفتن تفاوت‌های مکانی، وابستگی و ناهمسانی فضایی در بین مشاهدات، نتایج مطلوب‌تری ارائه می‌دهد. علاوه‌براین معیارهای خوبی برازش مدل، دلالت بر مناسب‌بودن روش رگرسیون وزنی جغرافیایی دارد. صارمی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از اطلاعات سامانهٔ خریدوفروش مسکن منطقهٔ ۲ شهرداری تهران به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن پرداختند. نتایج علاوه بر شناسایی عوامل مؤثر، حاکی از مطلوب‌تربودن تکنیک رگرسیون وزنی جغرافیایی در مقایسه با تکنیک رگرسیون حداقل مربعات معمولی در توضیح‌دهندگی قیمت مسکن است.

طالبلو و همکاران (۱۳۹۶) بااستفاده از داده‌های مربوط به ۲۸ استان ایران طی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ به برآورد و مقایسهٔ الگوهای پانل پویای دوربین فضایی با الگوهای پانل دوربین فضایی و همچنین برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریزهای فضایی) مربوط به متغیرهای توضیحی در دو بعد کوتاه‌مدت و بلندمدت، به کمک ماتریس وزنی فضایی جمعیتی در چارچوب نرم‌افزار متلب پرداختند. نتایج در الگوی پانل پویای فضایی نشان داد متغیر تأخیری قیمت مسکن سهم بالایی در تعیین قیمت مسکن دارد. قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) به بررسی غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران پرداختند. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۳۰ استان برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ بااستفاده از روش خودرگرسیون گسترده به تحلیل متغیرهای مربوطه پرداخته شد. نتایج نشان داد در استان‌هایی که میانگین قیمت مسکن بالایی دارند، میانگین و نوسانات نرخ بیکاری پایین است. قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) اهرم و زمین و نوسانات قیمت مسکن در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی نقاط شهری در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به این نتیجه رسیدند که اهرم زمین در تعیین معادلهٔ قیمت مسکن دارای نقش بنیادی است و ارتباط منفی با هزینهٔ واقعی ساخت دارد و تغییرات اهرم زمین، متأثر از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، جمعیت، هزینهٔ واقعی ساخت و نرخ بهره است. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران را با استفاده از مدل وقفهٔ فضایی و داده‌های ترکیبی مطالعه کردند. در این مطالعه، با استفاده از مدل وقفهٔ فضایی برای داده‌های ۱۵ استان کشور طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ تغییرات قیمت مسکن در ایران بررسی شد. نتایج نشان داد اثر انتشار فضایی قیمت مسکن بین استان‌های مختلف کشور عاملی بسیار مهم

در توضیح رفتار قیمت مسکن است؛ به‌طوری‌که متوسط افزایش ۱۰ درصدی قیمت مسکن در سایر استان‌ها، قیمت مسکن هر استان را ۶ درصد افزایش می‌دهد. عظیمی (۱۳۹۱) در بررسی نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی و با استفاده از داده‌های ۳۰ استان کشور طی دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳۷۰ ضمن بررسی عوامل تأثیرگذار بر نوسانات قیمت مسکن در بین استان‌های کشور، وجود اثرات فضایی قیمت مسکن بین استان‌های کشور را تأیید کرد.

در جمع‌بندی پیشینهٔ پژوهش باید گفت در اغلب مطالعات داخلی بحث عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و همبستگی فضایی قیمت مسکن در مقیاس استانی انجام گرفته است؛ درحالی‌که این مطالعه برای نخستین بار در مقیاس نواحی شهری در شهر تهران انجام گرفته است. همچنین در این مطالعه به بررسی ناهمسانی در وابستگی فضایی پرداخته شده است. مفاهیم نظری اقتصاد رفتاری برای رفتار مالکان مسکن در تشریح ناهمسانی در وابستگی فضایی به اهمیت این مطالعه افزوده و در مطالعات دیگر کمتر به آن پرداخته شده است. همان‌گونه که بیان شد، انجام این پژوهش در نوع خود کاری جدید است. به‌خصوص روش پژوهش با کمک مدل رگرسیون پانل فضایی پویا با تابع انتقال شیب ملایم تاکنون در بازار مسکن به‌کار گرفته نشده است و این نیز بر ارزش این پژوهش می‌افزاید.

۳. مبانی نظری

در مباحث نظری، دلایلی برای تعامل واحدهای مقطعی با یکدیگر مطرح می‌شود که توجه زیادی به خود جلب کرده است و شواهدی در توسعهٔ نظری پدیده‌های اجتماعی مانند ارزش اجتماعی، اثرات هم‌نشینی، اثرات شبکهٔ ارتباطی، آلودگی، تعاملات اجتماعی و وابستگی متقابل و... بوده است. مدلسازی و تحلیل این موضوعات با توجه به شکل درنظرگرفتن این تعاملات، متفاوت است. درنظرگرفتن نوع تعاملات فضایی، نقشی اساسی در شکل‌گیری مدل‌های فضایی برای تحلیل پدیده‌ها دارد (الهورست، ۲۰۱۴). تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی را می‌توان به‌صورت متغیر فضایی درون‌زا، برون‌زا یا به‌وسیلهٔ خودهمبستگی خطای فضایی درنظر گرفت. در یک مدل عمومی فضایی، تأثیر فضا به سه حالت مطرح‌شده این‌گونه اعمال می‌شود:

$$y_t=\mu + \rho w y_t + x_t \beta + w x_t \theta + u_t u_t=\lambda w u_t+\varepsilon_t \qquad (۱)$$

در اینجا فرض می‌شود $i = 1,2,\ldots,N$، یعنی N واحد فضایی داریم و t شاخصی برای بعد زمان است؛ به‌طوری‌که $t = 1,2,\ldots,T$ است. پس y_t نشان‌دهندهٔ یک ماتریس $NT\times1$ از متغیر وابسته خواهد بود. در صورت داشتن K متغیر توضیحی، x_t یک ماتریس $NT\times K$ است. در این مدل، ρwy_t نشان‌دهندهٔ تعاملات متقابل درون‌زا بین واحدهای فضایی است. همچنین $wx_t\theta$ نشانگر تعاملات برون‌زا بین واحدهای فضایی است. تعاملات جزء خطا نیز با عبارت λwu_t در مدل درنظر گرفته شده است.

اثرات $\mu = (\mu_1,\mu_2,\ldots..\mu_N)$ خاص واحدهای فضایی است که به‌صورت جزء ثابت یا تصادفی در مدل درنظر گرفته می‌شود. اگر به‌صورت ثابت رفتار کند، مدل اثرات ثابت و اگر به‌صورت تصادفی رفتار کند، مدل اثر تصادفی خواهد بود. همچنین، $\varepsilon = (\varepsilon_1,\varepsilon_2,\ldots,\varepsilon_N)$ جزء خطای مدل به‌صورت یک ماتریس $NT\times1$ از اجزای اخلال مدل و دارای فروض کلاسیک‌ها است. در این مدل، فرض می‌شود ضرایب متغیرهای توضیحی یعنی βها برای تمامی واحدهای فضایی یکسان است. ولی مقدار ثابت عرض از مبدأ برای هر واحد فضایی متفاوت است. درواقع، ناهمگنی در بین واحدهای فضایی به‌دلیل شرایط خاص هر واحد سبب ایجاد اثراتی بر متغیر وابسته می‌شود که متغیرهای توضیحی در بیان آن ناتوان هستند و این اثرات در مدل ناشناخته است. این جزء ناشناختهٔ مؤثر بر متغیر وابسته را معمولاً می‌توان در جزء خطا درنظر گرفت. البته اینجا صرفاً اثرات خاص فضایی را درنظر می‌گیریم و از پرداختن به اثرات خاص زمانی پرهیز می‌کنیم. از این‌رو می‌توان جزء خطا را در مدل به‌صورت زیر تجزیه کرد:

$$u_t = \lambda wu_t+\mu_i+\varepsilon_t \qquad (۲)$$

در اینجا u_t از سه جزء تشکیل شده است. جزء λwu_t اثر تعاملات فضایی در بین اجزای خطا را نشان می‌دهد. جزء μ_i اثرات ناهمگنی بین واحدهای فضایی یا همان اثر خاص هر واحد فضایی درنظر گرفته شده است و ε_t جز خطا مدل را تشکیل می‌دهد. جزء μ_iها اثرات ناهمگنی بین واحدهای فضایی یا همان اثر خاص هر واحد فضایی است. درواقع، وجود پارامتر μ_i در تصریح الگو موجب متفاوت‌شدن ساختار مدل از یک واحد فضایی به واحد فضایی دیگر می‌شود. اگر فرض شود این اثرات خاص فضایی به‌صورت ثابت رفتار می‌کنند، می‌توان آن را به‌عنوان یک پارامتر ثابت تخمین زد و برای هر واحد فضایی یک متغیر دامی درنظر گرفته می‌شود؛ بنابراین به این مدل، اثرات ثابت فضایی

می‌گویند. در این حالت، μ_i ممکن است با متغیرهای x_{it} همبستگی داشته باشد، ولی مستقل از ε_t است. ولی اگر فرض شود اثرات خاص فضایی μ_iها به‌صورت تصادفی رفتار کنند و قابل‌شناسایی نباشند، می‌توان آن را به‌عنوان بخشی از جزء خطای مدل درنظر گرفت. در این صورت، اثرات خاص فضایی هیچ‌گونه همبستگی‌ای با متغیر توضیحی نخواهند داشت. این مدل را پانل اثرات تصادفی می‌نامند (الهورست، ۲۰۱۴).

درنظرگرفتن تعاملات فضایی موجب شکل‌گیری پدیده‌هایی همچون وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی می‌شود. در بازار مسکن، یکی از ویژگی‌های اصلی مسکن، جنبهٔ فضایی یا مکانی آن است. برای داده‌های قیمت مسکن در نواحی شهری، به‌دلیل اینکه ماهیت این داده‌ها دارای مشخصهٔ جزء مکان است، شاهد وجود وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی بین داده‌ها خواهیم بود (انسلین، ۱۹۸۸). برای شناخت اثرات سرریز قیمت مسکن بین نواحی شهری نیاز است به شناخت این دو پدیده پرداخته شود.

۳-۱. وابستگی فضایی در قیمت مسکن

در بازار مسکن در مکان‌های مختلف باید شاهد قیمت‌های مختلفی برای مسکن بود. نکتهٔ قابل‌ذکر این است که میزان ارتباطات بین مکان‌ها سبب تأثیرپذیری قیمت مسکن از یکدیگر می‌شود. بیشتر مشاهده می‌شود مناطق شهری که از لحاظ جغرافیایی به یکدیگر نزدیک‌تر هستند، ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی (جمعیت، اقتصاد، فرهنگ و...) مشابهی دارند؛ بنابراین دارای الگوهای نوسانات قیمت مسکن مشابه هستند. درواقع، ویژگی‌های مشترک این مناطق شهری موجب افزایش ارتباطات بین آن‌ها می‌شود و هرچه ارتباطات بیشتر باشد، تأثیرپذیری از یکدیگر بیشتر است و سبب یکسان‌سازی الگوهای تغییر قیمت مسکن در این مناطق می‌شود (هالی و همکاران، ۲۰۱۱). گیلن و همکاران (۲۰۰۱) ویژگی بی‌نظیری از وابستگی قیمت مسکن را نشان دادند. آن‌ها استدلال کردند وابستگی فضایی بین دو مشاهده نه‌تنها به فاصلهٔ بین آن دو، بلکه به جهت وابستگی هم بستگی دارد. از این‌رو، وابستگی فضایی بین مناطق شهری متفاوت است و اثر تغییر قیمت مسکن از یک ناحیه به نواحی مجاورش متفاوت می‌شود.

شواهد تجربی زیادی وجود دارد که بازار مسکن در هر ناحیه دارای ویژگی‌هایی همچون هزینهٔ جست‌وجو، هزینهٔ دادوستد و اطلاعات ناقص است. اگر این موارد نبودند، قیمت مسکن به‌سرعت با شوک‌ها تعدیل می‌شد، اثر موجی غیرممکن می‌شد و قیمت

مسکن در بین نواحی به‌سرعت به سمت یکسان‌شدن پیش می‌رفت (وود، ۲۰۰۳). اقتصاد رفتاری به تحلیل نظری پدیدهٔ وابستگی فضایی در بین مناطق شهری کمک می‌کند. مطابق با آن، مناطق شهری مجاور دارای فرهنگ، تاریخ، محیط‌زیست و همچنین دارای سیاست‌گذاری‌های یکسان هستند. از این‌رو خانوارها ممکن است از رفتار مصرفی یکسانی پیروی کنند. همچنین عرضه‌کنندگان مسکن به احتمال زیاد تمایل به رفتار ساختار مشابه در ساخت مسکن همچون اندازهٔ مسکن، طراحی و شیوهٔ معماری و... دارند؛ بنابراین، این مناطق در هنگام تعیین انتقال قیمت با یکدیگر مرتبط هستند. دلیل دیگر، سهم یکسان مناطق از ارائهٔ خدمات عمومی و دسترسی به امکانات است. بدین‌ترتیب وابستگی فضایی بیشتری دارند (هالی و همکاران، ۲۰۱۱).

۳-۲. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن

وابستگی فضایی در قیمت مسکن به معنای میزان تأثیرپذیری مناطق از قیمت‌های مسکن مناطق هم‌جوار و همسایگان خود است. شایان ذکر است که این میزان تأثیرپذیری و ارتباطات بین مناطق شهری در طول زمان ناهمسان است. ناهمسانی فضایی هنگامی رخ می‌دهد که فعالیت‌ها یا پدیده‌ها در یک مکان خاص متفاوت با مناطق دیگر باشد. به‌طور خاص، این بدان مفهوم است که مناطق جغرافیایی در فضا فاقد همگنی هستند (انسلین، ۱۹۸۸). ناهمسانی فضایی نشان می‌دهد ناپایداری رفتار اقتصادی در بین مشاهدات فضایی در عمل اقتصادی است. در حالت ناهمسانی فضایی داده‌های مقطعی، تأثیر متغیرهای توضیحی در مناطق مختلف ممکن است متفاوت باشد. پس اینکه رفتار اقتصادی در طول فضا متفاوت است، یک فرض واقع‌بینانه است (ون، ۲۰۱۷). اما ناهمسانی در وابستگی فضایی نشان می‌دهد یک منطقهٔ خاص در طول زمان رفتار متفاوتی از اثرپذیری مناطق مجاور خود خواهد داشت. یعنی مناطق در طول زمان، رفتار اقتصادی متفاوتی از خود نشان می‌دهند. این سبب ناهمسانی در وابستگی فضایی در قیمت‌های مسکن می‌شود (جنسوو و مایر، ۲۰۰۱). مطالعات فراوانی از جمله بنت و همکاران (۲۰۱۰)، آننبرگ و همکاران (۲۰۱۱)، هالی و همکاران (۲۰۱۱)، هنگ و همکاران (۲۰۱۴) و پیجننبرگ (۲۰۱۷) این موضوع را تأیید کرده‌اند. این مطالعات، دلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی را رفتار متناقض تصمیم‌گیری مالکان مسکن در زمان رکود و رونق می‌دانند و ریشهٔ این موضوع را در اقتصاد رفتاری معرفی می‌کنند.

رفتار متفاوت مالکان برای فروش مسکن در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است. این موضوع سبب می‌شود وابستگی فضایی قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت باشد (پیجننبرگ، ۲۰۱۷). در زمان رونق، انتظار بر آن است که با افزایش قیمت‌های اسمی، شاهد افزایش سود برای مالکان مسکن باشیم، پس مالکان مسکن انگیزهٔ کافی برای فروش مسکن خود را دارند. خریداران نیز به‌دلیل شکل‌گیری انتظارت افزایش مداوم قیمت مسکن در بازار، قیمت‌های ارائه‌شده توسط فروشندگان را می‌پذیرند؛ بنابراین بازار توسط فروشندگان هدایت می‌شود و خریداران به‌راحتی مایل به پذیرفتن قیمت مسکن در حدود قیمت مشابه معامله‌شده در همان زمان هستند. این رفتار قیمت‌پذیری خریداران می‌تواند ناشی از خوش‌بینی بیش‌ازحد آن‌ها به افزایش قیمت‌های آینده و رفتار ازدحامی خریداران در خرید باشد. بدین‌ترتیب همبستگی فضایی قوی‌ای را در معاملات مسکن شاهد خواهیم بود و معاملات مسکن از قیمت مسکن‌های معامله‌شده در مناطق هم‌جوار تأثیر می‌پذیرد (هالی و همکاران، ۲۰۱۱).

از طرف دیگر، در شرایط رکود، به‌دلیل کاهش قیمت‌های مسکن، مالکان مسکن دچار زیان می‌شوند. البته درک از اندازهٔ زیان برای مالکان به این صورت است که مالکان مسکن، قیمت جدید دارایی خود را که در بازار شکل گرفته است با قیمت‌های قبلی یا قیمت‌های مدنظر خود مقایسه می‌کنند که گویای ارزشی است که از مسکن خود درک کرده‌اند و به‌عنوان منبع ارزیابی، قیمت پایه برای مسکن خود می‌دانند. این کاهش قیمت‌های جدید در مقایسه با قیمت پایهٔ مدنظر مالکان حاکی از میزان زیان حاصل از فروش است. این زیان سبب می‌شود مالکان از فروش مسکن دست نگه دارند. رفتار ریسک‌گریزی مالکان سبب می‌شود مالکان از پذیرش اطلاعات جدید بازار که از معاملات مسکن مناطق هم‌جوار شکل گرفته است خودداری کنند و تا رسیدن قیمت‌ها به قیمت مدنظر خود از فروش خودداری کنند. این نشان‌دهندهٔ ضعیف‌شدن همبستگی فضایی در قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در رکود نسبت به رونق است (هیان و همکاران، ۲۰۱۷). معمولاً برای سرمایه‌گذارانی که سود به‌دست آورده‌اند، در مقایسه با سرمایه‌گذارانی که زیان کرده‌اند، تمایل به فروش دارایی بیشتر است. این یافته از مشاهدات تجربی دادوستد دارایی‌ها حاصل شده است (اودین، ۱۹۸۸). معمولاً

اقتصاددانان رفتاری، نظریهٔ چشم‌انداز[1]، اثر تمایل[2]، حسابداری ذهنی[3] و اختلال شناختی[4] را به‌عنوان مفاهیمی مطرح می‌سازند که می‌توانند پدیدهٔ ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن را تفسیر کنند.

الف) نظریهٔ چشم‌انداز: تئوری چشم‌انداز به‌دنبال تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد بر شیوهٔ تصمیم‌گیری آنان است. به بیان دیگر، این الگو نشان می‌دهد چگونه انسان‌ها گاهی به‌طور سیستماتیک، اصل عقلانیت اقتصادی را نادیده می‌گیرند و برخلاف اصول عقلایی رفتار می‌کنند. براساس این نظریه، احساس نارضایتی از ضرر، بیش از احساس رضایت از کسب سود است. کانمن و توریسکی در سال ۱۹۷۹ نظریهٔ چشم‌انداز را ارائه کردند. کانمن و توریسکی بیان کردند زمانی که سرمایه‌گذاران در قسمت منفی ثروت (ضرر) هستند، از ریسک‌گریزی به ریسک‌پذیری تغییر جهت می‌دهند. نظریهٔ چشم‌انداز، اساساً نحوهٔ ارزیابی سود و زیان توسط افراد را توصیف می‌کند. برمبنای این نظریه، در بازار مسکن افراد براساس مقایسهٔ قیمت‌های جدید بازار با قیمت مبنا[5]، خود را در دامنهٔ سود یا زیان در صورت فروش دارایی خود می‌بینند. در این شرایط، رفتار مالک در دامنهٔ سود با دامنهٔ زیان متفاوت است؛ به‌طوری‌که در دامنه‌ای که فرد از فروش دارایی خود سود به‌دست می‌آورد، رفتار ریسک‌پذیری در تصمیم‌گیری برای فروش دارایی خود خواهد داشت؛ بنابراین تمایل به فروش دارایی خواهد داشت. در دامنه‌ای که زیان به‌دست می‌آورد، فرد ریسک‌گریز می‌شود و برای اجتناب از زیان، از فروش دارایی خود صرف‌نظر می‌کند (کانمن، ۲۰۱۱).

ب) حسابداری ذهنی: حسابداری ذهنی، مطالعهٔ چگونگی تفسیر افراد از اطلاعات برای اتخاذ تصمیم براساس تجزیه و تحلیل آن‌ها از تأثیر حوادث رخداده در ذهنشان است که ممکن است در آن، از اصل عمومی منطقی‌بودن تخطی شود. حسابداری ذهنی، شناخت بیشتر روان‌شناسی انتخاب است. در حسابداری ذهنی به‌دنبال درک توضیح اثر احساسات انسانی در فرایند تصمیم‌گیری هستیم. انسان‌ها تمایل به نگهداری حوادث خاص در ذهن خود به‌صورت تصورات دارند. این تصورات، گاهی بیشتر از خود حوادث بر

1. Prospect theory
2. Disposition effect
3. Mental Accounting
4. Cognitive dissonance

۵. قیمت مبنا، قیمتی است که مالک از ارزش دارائی خود در ذهن دارد.

تصمیم‌گیری افراد اثر می‌گذارد (کانمن، ۲۰۱۱). حسابداری ذهنی موجب می‌شود سرمایه‌گذاران در فروش سرمایه‌گذاری‌هایی که قبلاً منفعت زیادی ایجاد کرده، ولی بعداً با کاهش قیمت مواجه شده و منفعت آن کاهش یافته است، تردید کنند. رفتار تصمیم‌گیری مالکان مسکن برای فروش مسکن خود در شرایط رونق و رکود بازار براساس حسابداری ذهنی صورت گیرد. افراد به‌صورت سطحی وضعیت سود و زیان خود را با حساب سرانگشتی بررسی می‌کنند و تصمیم به فروش یا عدم فروش می‌گیرند، هرچند ممکن است تصمیم آن‌ها از منطق به دور باشد؛ بنابراین نظریهٔ محاسبات ذهنی بیان می‌کند افراد برای جلوگیری از زیان با قوانین شخصی و مدیریت‌کردن محاسبات خود واکنش نشان می‌دهند و سعی می‌کنند در زمان کاهش قیمت، از فروش دارایی خود جلوگیری کنند. این عدم فروش سبب می‌شود صاحبان مسکن از کاهش قیمت مسکن مناطق مجاور خود تأثیر نپذیرند و رفتار متفاوتی از خود در زمانی که قیمت مسکن در شرایط رونق قرار دارد، نسبت به تغییرات قیمت مسکن مناطق هم‌جوار خود نشان دهند. درنتیجه ناهمسانی در وابستگی فضایی سبب تفاوت قیمت مسکن در بین مناطق می‌شود (پیجننبرگ، ۲۰۱۷).

ج) اثر تمایل: یکی از موضوعات خطای ادراکی افراد در بازارهای مالی ناشی از این رفتار است که افراد هنگام پیش‌بینی پدیده‌های آتی یا ارزش چیزی، از اطلاعات موجود استفاده و بعد آن را تعدیل می‌کنند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد فرایند تعدیل در این حالت به مقدار کافی انجام نمی‌شود. مطالعات روان‌شناختی نشان داده است افراد هنگام پیش‌بینی‌های عددی، بسیار تحت تأثیر آخرین ارزش مورد پیش‌بینی قرار می‌گیرند (کانمن، ۲۰۱۱). مثلاً اگر در بازار سرمایه اطلاعات دقیقی دربارهٔ قیمت سهام وجود نداشته باشد، قیمت موجود به‌عنوان قیمت درست ارزش تلقی می‌شود. پس از افزایش هر بار قیمت، ذهن افراد به آخرین قیمت قبلی تمایل دارد و اطلاعات بعدی را نامربوط تلقی می‌کند. پس افراد معمولاً به آخرین اطلاعات منتشرشده توجه کمتری دارند و آن را کمتر از اطلاعات قبلی در تصمیم‌گیری خود دخیل می‌کنند؛ بنابراین روند افزایشی یا کاهشی قیمتهٔ با کمی تعدیل بر تصمیم‌گیری اثر زیادی خواهد داشت. دیدگاه اثر تمایل، نوعی رفتار مقاومتی مالکان مسکن برای فروش مسکن در قیمت‌های پایین و در زمان رکود بازار را مطرح می‌کند؛ به‌طوری‌که در زمان رکود و کاهش قیمت، مالکان تمایلی به پذیرش قیمت‌های پایین را ندارند، ذهن افراد معطوف به قیمت‌های قبلی است و تمایلی

برای فروش مسکن وجود ندارد. بدین‌ترتیب براساس این نظریه، این تفاوت رفتاری، عاملی برای ناهمسانی در وابستگی قیمت مسکن می‌شود (آننبرگ و همکاران، ۲۰۱۱).

د) نظریهٔ اختلال شناختی: اختلال شناختی نوع درگیری ذهنی[1] است که در آن، افراد سعی می‌کنند با ارائهٔ توجیهاتی از پذیرش اطلاعات جدید خودداری کنند. دلایل زیادی سبب می‌شود افراد شناخت درستی از قیمت‌ها نداشته باشند. خطاهایی همچون خطاهای دسترسی به اطلاعات، فقدان دید درست از بازده کوتاه‌مدت و بلندمدت سرمایه‌گذاری و خطای فرافکنی و شایعات و همچنین موقعیت احساسی و تأثیرات درونی اثر مهمی بر تفسیر و ادراک وضعیت ریسک و تصمیم‌گیری دارد و اصولاً موجب تشدید یا ضعف سایر تورش‌های شناختی می‌شود (کانمن، ۲۰۱۱). بدین‌ترتیب این موارد ممکن است تصمیم‌گیری افراد در خریدوفروش را با اختلال مواجه کند. این خطاها مانع پذیرش اطلاعات جدید می‌شود. افراد در مقابل پذیرش اطلاعات جدید، مقاومت و توجیهی برای نادرست‌بودن اطلاعات جدید مطرح می‌سازند. این پدیده در بازار مسکن به این شکل رخ می‌دهد که مالکان مسکن از اطلاعات کاهش قیمت مسکن اجتناب یا سعی می‌کنند استدلال کنند که چگونه این کاهش قیمت بر قیمت مسکن آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد؛ بنابراین مالکان از پذیرش اطلاعات جدید از مناطق هم‌جوار پرهیز می‌کنند یا برای بی‌تأثیربودن این کاهش قیمت بر مسکن خود دلیل می‌آورند. بدین‌ترتیب اثرات قیمت مسکن، به تصمیم صاحبان مسکن در مکان و زمان‌های مختلف بستگی دارد و زمان کاهش قیمت مسکن، اثرات تعاملات فضایی نسبت به زمان افزایش قیمت کمتر است. از این‌رو، مکانیسم‌هایی که سبب پدیدهٔ موجی می‌شوند، به روش یکسانی در زمان کاهش قیمت عمل نمی‌کنند. اثرات انتشار فضایی در زمان کاهش قیمت در مقایسه با زمان افزایش قیمت، کاهش می‌یابد (جنسوو و مایر، ۲۰۰۱).

۴. روش پژوهش

با توجه به اینکه داده‌های قیمت مسکن در نواحی شهری دارای مشخصهٔ جزء مکان هستند، وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی بین داده‌ها می‌تواند به‌وجود آید؛ بنابراین استفاده از اقتصادسنجی متعارف ما را دچار خطا و نقض فروض گاس-مارکوف[2] می‌کند

1. Mental conflict
2. Gauss & markov

و پدیدهٔ انتشار فضایی را درنظر نمی‌گیرد. از این‌رو، در جهت کشف میزان وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی باید از اقتصادسنجی فضایی کمک گرفت (انسلین، ۲۰۰۳). تأثیر فضا در مدل‌های داده‌های تابلویی را می‌توان به‌صورت متغیر فضایی درون‌زا، برون‌زا یا به‌وسیلهٔ خودهمبستگی خطای فضایی درنظرگرفت. بدین‌ترتیب در یک مدل عمومی، تأثیر فضا به‌صورت زیر در مدل اعمال می‌شود:

$$Y_t=\rho W_N Y_t+X_t\beta+W_N X_t\theta+\mu_t \qquad (۳)$$
$$\mu_t=\lambda W_N \mu_t+\varepsilon_t$$

در اینجا Y_t برداری با ابعاد $N\times1$ از متغیر وابسته است. X_t ماتریسی $N\times K$ از متغیر توضیحی است. ماتریس وزنی فضایی W_N به ابعاد $N\times N$ است که ارتباطات همسایگی بین واحدهای مقاطع را نشان می‌دهد. ساخت ماتریس وزنی فضایی برحسب مجاورت، فاصلهٔ مکانی، فاصلهٔ اقتصادی یا روابط اجتماعی بین مقاطع شکل پیدا می‌کند. طبق قرارداد، عناصر قطر اصلی ماتریس W_N همگی صفر هستند. ماتریس وزنی عموماً براساس سطرها نرمالیزه می‌شود. در اغلب مطالعات، ماتریس وزنی فضایی را در طول زمان ثابت درنظر می‌گیرند. $W_N Y_t$ به‌عنوان متغیر درون‌زای فضایی درنظر گرفته می‌شود. اثر تعاملات، متغیر وابستهٔ همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معناداربودن ضریب ρ نشان‌دهندهٔ وجود تعاملات فضایی درون‌زا است. $W_N X_t$ اثر تعاملات فضایی برون‌زا، متغیرهای توضیحی همسایگان را در مدل اعمال می‌کند. معناداربودن ضریب θ نشان‌دهندهٔ وجود تعاملات فضایی برون‌زا است. تعاملات فضایی را همچنین می‌توان به‌صورت شوک‌های مشاهده‌نشده از همسایگان، در جزء خطا منظور کرد. $W_N \mu_t$ تعاملات خطا، فضایی را در مدل اعمال می‌کند. معناداربودن λ در مدل، تأییدکنندهٔ تعاملات فضایی به‌صورت خطای فضایی است. برحسب اینکه در یک مدل فضایی چه تعاملاتی درنظر داشته باشیم، با انواع مدل‌های فضایی مواجهیم (الهورست، ۲۰۱۷). یکی از موضوعات مهم در پژوهش‌های مرتبط با اقتصادسنجی فضایی، انتخاب نوع مدل فضایی است. متناسب با درنظرگرفتن نوع تعاملات فضایی، با انواع مدل‌های فضایی از جمله مدل خودرگرسیونی فضایی[1] (SAR)، مدل خطای فضایی[2] (SEM)، مدل دوربین فضایی[3] (SDM)، مدل ترکیبی خودرگرسیونی فضایی[1] (SAC)، مدل خطای دوربین

1. Spatial Autoregressive regression
2. Spatial Error Model
3. Spatial Durbin Model

فضایی[2] (SDEM) و مدل عمومی فضایی[3] (GNS) مواجه خواهیم بود. همچنین مدل‌های فضایی می‌توانند ایستا و پویا نیز باشند. برای انتخاب مدل‌های فضایی ابتدا می‌توان مدل عمومی فضایی را درنظر گرفت و با آزمون، از وجود نوع عامل تعاملات فضایی اطمینان حاصل کرد. سپس بعد از معناداری عامل تعامل فضایی می‌توان مدل مناسب را برگزید (الهورست، ۲۰۱۷). در ارتباط با درنظرگرفتن اثرات واحدهای فضایی به‌صورت اثر تصادفی یا اثر ثابت در مدل‌های ایستا با آزمون هاسمن، نوع مدل اثر ثابت و اثر تصادفی مشخص می‌شود، اما در مدل‌های پویا نیازی به این آزمون نیست و مدل به‌صورت اثر ثابت باید درنظر گرفته شود (الهورست، ۲۰۱۱). به پیروی از مدل الهورست (۲۰۱۴) مدل تأخیر فضایی اثر ثابت پویا[4] به‌طورکلی به‌صورت زیر است:

$$Y_t=\rho w y_{t-1}+\beta x_t+\mu+\partial_t l_N+\varepsilon_t \qquad (۴)$$

در اینجا Y_t یک بردار $N\times1$ است که شامل یک مشاهدهٔ متغیر وابسته برای هر واحد فضایی ($i=1,2,\ldots,N$) در زمان t است. ρ پارامتر وابستگی فضایی و x_t یک ماتریس $N\times K$ از K متغیر توضیحی است. μ اثر ثابت فضایی مقاطع است. ∂_t دورهٔ زمانی اثر فضایی یا همان متغیر دامی زمان است و l_N یک برداری که $N\times1$ است. معناداربودن ρ وابستگی فضایی را به ما نشان می‌دهد. آمارهٔ موران برای بررسی جهت وابستگی فضایی از آزمون‌های لازم است. اما نکتهٔ مهم این است که در صورت وجود ناهمسانی فضایی، یک مدل رگرسیون پانل اثر ثابت انتقال ملایم (PSTR) نیاز است مطرح شود.

۴-۱. مدل رگرسیون اثر ثابت انتقال ملایم تابلویی (PSTR)

مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، مدل اثرات ثابت با رگرسیون برون‌زا است. این مدل را می‌توان به دو طریق تفسیر کرد. نخست، ممکن است آن را به‌عنوان یک مدل تابلویی خطی ناهمگن با ضرایبی که متفاوت با مقاطع در طول زمان است، درنظر گرفت. ناهمگنی در ضرایب رگرسیون را با فرض اینکه این ضرایب توابعی پیوسته از متغیر قابل‌مشاهده‌اند، می‌توان از طریق تابع محدودشده درنظر گرفت که درواقع تابع انتقال نامیده می‌شود و بین دو محدوده از نظام‌های افراطی معمولاً در نوسان است. ضرایب این

1. Spatial Autocorrelation Regression
2. Spatial Durbin Error Model
3. General Nesting spatial
4. Dynamic spatial lag fixed effect Model

رگرسیون برای هریک از مقاطع در طول زمان تغییر می‌کنند. تفسیر دوم، مدل PSTR به‌طور ساده می‌تواند به‌عنوان یک مدل همگن غیرخطی درنظر گرفته شود. درنهایت، می‌توان گفت که تک‌معادلهٔ مدل انتقال ملایم[1] (STAR) با STR مفهومی مشترک دارند (گونزالز[2]، ۲۰۰۵). مدل اساسی PSTR با دو رژیم را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$Y_{it}=\mu_i+\beta_0 X_{it}+\beta_1 X_{it} g(q_{it},\gamma,c)+\mu_{it} \quad i=1,2,\ldots,N,\ t=1,2,\ldots,T \qquad (۵)$$

در فرمول بالا، i نشان‌دهندهٔ مقطع و t زمان است. متغیر وابسته Y_{it} است و X_{it} یک بردار K بعدی از متغیرهای توضیحی است. μ_i بیان‌کنندهٔ اثرات ثابت مقاطع و μ_{it} جملهٔ خطا است. $g(q_{it},\gamma,c)$ نیز یک تابع پیوسته و کران‌دار از متغیرهای قابل‌مشاهده q_{it} است و برای اینکه به صفر و یک محدود شود، نرمالیزه شده است. این مقادیر حدی با ضرایب رگرسیون β_0 و $\beta_0+\beta_1$ همراه شده است؛ به‌طوری‌که مقادیر q_{it}، مقادیر g را تعیین می‌کنند و بنابراین تأثیر این رگرسیون $\beta_0+\beta_1$ را برای مقطع i در زمان t را تعیین می‌کنند. تابع انتقال را می‌توان به‌صورت لاجیستیکی زیر نوشت:

$$g(q_{it},\gamma,c) = \left[1+\exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m}(q_{it}-c_j)\right)\right]^{-1} \qquad (۶)$$

$$\gamma<0, c_1 \le c_2 \le \cdots . \le c_m$$

$$g(q_{it},\gamma,c) = \begin{cases} 1 & \text{if} q_{it}\ge c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \text{or}$$

در معادلهٔ بالا $c=(c_1,\ldots,c_m)$ یک بردار m بعدی از پارامترها است و در این تابع، γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است و براساس مطالعهٔ کولیتاز و هاورلین[3] می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفهٔ متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی نظری در ارتباط با مدل مورد مطالعه و عامل ایجاد رابطهٔ غیرخطی است، انتخاب شود. همچنین $c=(c_1,\ldots,c_m)$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶).

1. Smooth Transition autoregressive
2. Gonzalez
3. Colletaz & Hurlin

۴-۲. مدل رگرسیون فضایی اثر ثابت با انتقال ملایم در بازار مسکن

در این‌گونه مدل‌ها ضرایب متغیرهای توضیحی بین نواحی با زمان تغییر می‌کنند. ضرایب به‌طور یکنواخت به‌وسیلهٔ یک تابع انتقال، تغییر می‌کنند و این تابع انتقال اجازه می‌دهد تا ضرایب وابستگی فضایی و ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان و فضا متفاوت باشد. به این ترتیب، ناهمسانی فضایی در قیمت مسکن به‌وسیلهٔ تغییر ضرایب اساسی مدل تعیین می‌شود. این مدل برگرفته از مدل گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it}=\mu_i+\theta_0 x_{it}+\theta_1 x_{it} g(q_{it},\gamma,C)+\varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

در اینجا $g(q_{it},\gamma,C)$ تابع انتقال است که بین صفر و یک نرمالیزه شده است. وقتی تابع انتقال معادل صفر است، ضرایب متغیر توضیحی θ_0 است. زمانی که تابع انتقال معادل ۱ است، ضرایب متغیر توضیحی $\theta_1+\theta_0$ است. q_{it} گویای پارامتر انتقال و γ گویای سرعت انتقال است. هرچقدر γ بزرگ‌تر باشد، انتقال متغیر انتقال آنی‌تر است. C پارامتر وضعیت[1] است؛ مثلاً در شرایط بازار مسکن، پارامتر C می‌تواند وضعیت رونق یا رکود بازار را نشان دهد. تابع انتقال را می‌توان به‌صورت تابع لاجیستیک زیر بیان کرد:

$$g(q_{it},\gamma,C)=\frac{1}{1+e^{-\gamma(q_{it}-C)}} \qquad (۸)$$

اگر متغیر انتقال q_{it} کوچک‌تر از پارامتر وضعیت C باشد، تابع انتقال $g\left(q_{it},\gamma,C\right)$ به سمت صفر می‌رود و ضرایب به سمت θ_0 تمایل دارند. اگر متغیر انتقال q_{it} بزرگ‌تر از پارامتر وضعیت C باشد، تابع انتقال $g\left(q_{it},\gamma,C\right)$ به سمت ۱ تمایل دارد و ضرایب به $\theta_1+\theta_0$ گرایش پیدا می‌کنند؛ بنابراین ایدهٔ اصلی ناهمسانی در وابستگی فضایی این است که ضرایب مدل در زمان کاهش قیمت‌های مسکن به θ_0 متمایل می‌شوند که نشان از کاهش اثر انتشار فضایی مسکن بین نواحی شهری است. برعکس، در زمان افزایش قیمت‌های مسکن، اثر انتشار فضایی افزایش می‌یابد و این زمانی است که تابع انتقال معادل یک، و ضرایب متغیر توضیحی معادل$\theta_1+\theta_0$ باشد. بدین‌ترتیب متفاوت‌شدن ضرایب مدل در شرایط رکود و رونق، گویای ناهمسانی در وابستگی فضایی است. در این پژوهش به اقتباس از مدل پیجننبرگ (۲۰۱۷) مدل اثر ثابت فضایی پانل پویا با تابع انتقال شیب ملایم به‌صورت زیر درنظر گرفته شده است:

1. Location parameter

$$rhusp_{it}=\mu_i+\alpha_0 rpopp_{it}+\beta_0 unemploy_{it}+\tau_0 rincomp_{it}+\delta_0 buldper_{it} \quad (۹)$$
$$+\rho_0 \sum_{J=1}^{N} w_{ij} rhusp_{jt-1} +$$
$$\left[\alpha_1 rpopp_{it}+\beta_1 unemploy_{it}+\tau_1 rincomp_{it}+\delta_1 buldper_{it}+\rho_1 \sum_{J=1}^{N} w_{ij} rhusp_{jt-1}\right]$$
$$g\left(w_{ij} rhusp_{jt},\gamma,C\right)+\varepsilon_{it}$$

متغیرهای انتخابی براساس ادبیات موضوع، عوامل طرف تقاضا و طرف عرضهٔ مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن هستند. همچنین در پیشینه، بسیاری از پژوهشگران از این متغیرها برای بررسی تأثیرپذیری آن‌ها بر نرخ رشد قیمت مسکن استفاده کرده‌اند. در معادلهٔ ۹، rhusp متغیر وابسته، نرخ رشد واقعی قیمت مسکن را نشان می‌دهد. متغیرهای نرخ رشد جمعیت (rpopp)، نرخ بیکاری[1]، نرخ رشد درآمد واقعی سرانه[2] و تعداد پروانهٔ ساختمانی[3]، متغیرهای توضیحی مدل محسوب می‌شوند. همچنین $rhusp_{t-1}$ وقفهٔ فضایی متغیر وابسته با یک دوره تأخیر زمانی درنظرگرفته شده است. تابع انتقال نیز به‌صورت $g\left(w_{ij} rhusp_{jt},\gamma,C\right)$ است. متغیر انتقال اثر سرریز فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نواحی همسایه برای هر ناحیه درنظر گرفته شده است که از حاصل‌ضرب ماتریس مجاورت در نرخ رشد قیمت مسکن حاصل می‌شود. w_{ij} ماتریس وزنی فضایی است که براساس هم‌جواری مناطق یک ماتریس صفر و یک نرمالیزه‌شده براساس سطر است. برمبنای این الگو، در این پژوهش به بررسی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران پرداخته شده است.

۵. تحلیل یافته‌های پژوهش

پژوهش پیش‌رو دربارهٔ تحلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران است. شایان ذکر است منظور از نواحی ۲۲گانه، همان اصطلاح متعارف مناطق ۲۲گانهٔ شهر تهران براساس تعریف سازمان شهرداری تهران است. اما در این پژوهش، اصطلاح علمی در مفاهیم اقتصاد شهری، یعنی نواحی به‌کار گرفته می‌شود. از این‌رو، جمع‌آوری اطلاعات متغیرهای مدل براساس داده‌های موجود در آمارنامه‌های شهرداری تهران، سامانهٔ اطلاعات و فناوری شهرداری تهران و

1. Unemploy
2. Rincomp
3. Bulderp

مرکز آمار، صورت گرفته و داده‌ها برای یک دورهٔ ۱۱ ساله از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۸ برای نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران جمع‌آوری شده است. محدودیت‌های آماری و کمبود اطلاعات در این زمینه مانع بیشترشدن دورهٔ زمانی پژوهش شد. برای محاسبهٔ ماتریس وزنی فضایی w_N، از روش مجاورت استفاده شد. از این‌رو، براساس نقشهٔ نواحی ۲۲گانهٔ شهرداری تهران، نواحی هم‌جوار شناسایی شدند و براساس آن، ماتریس صفر و یک برای مجاورت تشکیل شد. تحلیل داده‌های مدل با استفاده از نرم‌افزار استاتا[1] و متلب[2] و پکیج‌های لازم برای این نرم‌افزارها انجام گرفت. همچنین در تحلیل نمودار و تهیهٔ نقشه‌ها از نرم‌افزار جیودا[3] و آرک‌مپ[4] استفاده شد. در جدول ۱ به تحلیل توصیفی داده‌های متغیرهای وابسته و مستقل پرداخته شده است.

جدول ۱. تجزیه و تحلیل توصیفی متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
Rhusp	۲۴۲	۲۵/۶۱	۲۰/۵۷	-۳/۳۳	۷۴/۱۷
rpopp	۲۴۲	۱/۳۶	۳/۷۳	-۹/۳۵	۱۶/۱۵
unemploy	۲۴۲	۱۰/۰۷	۲/۲۸	۵/۱	۱۷/۴
rincomp	۲۴۲	۱۹/۶۶	۱۱/۳۴	۰/۳۳	۶۱/۳۲
buldper	۲۴۲	۶۶۸/۹۰	۴۴۵/۷۲	۱۵۵	۲۲۹۵

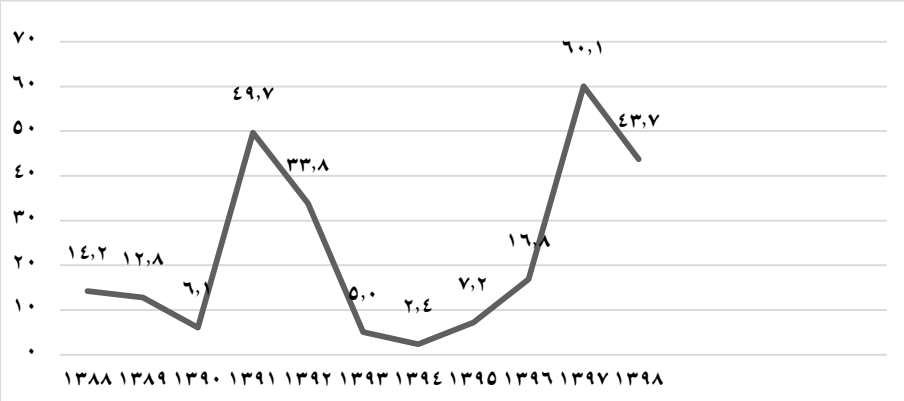
منبع: یافته‌های پژوهش

داده‌های پژوهش مربوط به یک دورهٔ یازده‌ساله و مقاطع (نواحی) ۲۲گانه است. از این‌رو، ۲۴۲ مشاهده برای هرکدام از متغیرهای پژوهش خواهیم داشت. میانگین نرخ رشد قیمت مسکن در این دوره، ۲۵/۲۹ درصد، کمینهٔ نرخ رشد قیمت مسکن ۳/۳۳- و بیشینهٔ آن ۷۴/۱۷ درصد است. این درصد تغییرات، نشان از نوسانات نرخ رشد قیمت مسکن دارد. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد بیشترین میانگین نرخ رشد قیمت مسکن در این دورهٔ یازده‌ساله مربوط به نواحی ۱، ۲ و ۳ و کمترین نرخ رشد مربوط به نواحی ۱۸، ۱۲ و ۲۰ است. در این دوره، میانگین نرخ رشد جمعیت نواحی ۲۲گانه ۱/۳۶ درصد

1. Stata
2. Matlab
3. Geo Da
4. Arc Map

بوده و این میزان نرخ رشد جمعیت، بین نواحی متفاوت بوده است. شایان ذکر است نوسانات نرخ رشد جمعیت به دلایل مهاجرت بین نواحی یا گسترش نواحی به‌وجود آمده است. متوسط نرخ رشد درآمد واقعی سرانهٔ نواحی ۱۹/۶۶ درصد بوده است. متوسط نرخ بیکاری ۱۰/۰۷ درصد بوده که در سال‌های مختلف دارای نوسان بوده است. تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره با متوسط ۶۶۸/۹۰ دارای نوسان به میزان ۴۴۵/۷۲ در طی این یازده سال، نشان از رکود و رونق‌های شدید بازار ساخت‌وساز در شهر تهران دارد.

براساس اطلاعات و داده‌های نرخ رشد میانگین سالیانهٔ قیمت مسکن شهر تهران طی سال‌های مختلف، مشاهده می‌شود روند نرخ رشد قیمت مسکن دارای سیکل‌های رکودی و تورمی بوده است. در نمودار ۱، این موضوع به‌خوبی قابل‌مشاهده است.



نمودار ۱. نرخ رشد میانگین سالانهٔ قیمت مسکن شهر تهران در سال‌های ۱۳۹۸- ۱۳۸۸

منبع: سامانهٔ اطلاعات و فناوری شهرداری تهران

همان‌گونه که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، روند نرخ رشد میانگین سالانهٔ قیمت مسکن در شهر تهران دارای دوره‌های رونق و رکود بوده است. طی این دوره، دو دوره رکود و دو دوره رونق در بازار مسکن شهر تهران رخ داده است. اوج سال‌های رکود در بازار مسکن شهر تهران در سال‌های ۱۳۹۰ با نرخ رشد ۶/۱ درصد و ۱۳۹۴ با نرخ رشد ۲/۴ درصد بوده است. سال‌های ۱۳۹۱ با نرخ رشد ۴۹/۷ درصد و در سال ۱۳۹۷ با نرخ

رشد ۶۰/۱ درصد، سال‌های رونق بازار مسکن شهر تهران بوده است، اما رشد قیمت مسکن به‌صورت یکسان در مناطق ۲۲گانه رخ نداده است. نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. در نقشهٔ ۱، نرخ رشد قیمت سالیانهٔ مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران برای سال ۱۳۹۶ که پایان دورهٔ رکود و شروع رشد قیمت‌ها بوده، نشان داده شده است.

نقشهٔ ۱. میانگین سالانهٔ نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران در سال ۱۳۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق نقشهٔ ۱، نرخ رشد میانگین سالانهٔ قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. نکتهٔ شایان توجه دیگر این است که با شروع رشد قیمت‌ها و پایان دورهٔ رکود، رشد قیمت مسکن از نواحی شمال و شمال شرقی و غربی تهران آغاز شده است. مطابق نقشهٔ ۱، نواحی شمال تهران به‌خصوص نواحی ۱ و ۲، از نواحی ۲۲گانهٔ شهر هستند که بالاترین نرخ رشد قیمت را دارند و آغازکنندهٔ افزایش نرخ رشد قیمت مسکن هستند. برعکس، مناطق جنوب تهران از کمترین نرخ رشد برخوردار بوده‌اند. نقشهٔ ۲، نرخ رشد میانگین سالانهٔ قیمت مسکن نواحی ۲۲گانهٔ تهران برای سال ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد. همان‌گونه که دیده می‌شود، اثر افزایش نرخ رشد قیمت مسکن در یک دورهٔ دوساله از نواحی شمال شهر تهران به نواحی جنوب شهر سرریز شده است.

نقشهٔ ۲. میانگین سالانهٔ نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران در سال ۱۳۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار ۱، سال ۱۳۹۸ شروع نزول نرخ رشد قیمت‌ها بعد از اوج نرخ رشد قیمت مسکن سال ۱۳۹۷ بوده است. نقشهٔ ۲ نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۸، بیشترین نرخ رشد قیمت مسکن مربوط به نواحی جنوب شهر تهران همچون نواحی ۹، ۱۸ و ۲۰ بوده است. با مقایسهٔ نقشه‌های ۱ و ۲ به چند نکته پی می‌بریم. نخست آنکه نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه دارای ناهمسانی فضایی است. دوم اینکه افزایش قیمت‌ها از نواحی شمالی شهر تهران شروع می‌شود و طی یک دورهٔ زمانی به نواحی جنوبی انتقال می‌یابد. این موضوع وابستگی فضایی و اثر سرریزهای فضایی، نرخ رشد قیمت مسکن را نشان می‌دهد. سوم آنکه متفاوت‌بودن نرخ رشد قیمت مسکن در سال‌های رکود، در مقایسه با سال‌های رونق در نواحی ۲۲گانه، به‌نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی را نشان می‌دهد. برای اثبات این موضوع، از اقتصادسنجی فضایی کمک گرفته شده و به تخمین مدل رگرسیون پانل فضایی پویای اثر ثابت پرداخته شده است.

پیش از برآورد مدل، مانایی داده‌ها بررسی می‌شود. براساس آزمون‌های لوین، لین و شو[1] ایستایی داده‌ها تأیید شد. آمارهٔ موران، وجود همبستگی فضایی را تأیید می‌کند.

1. Levin,Lin,Chu

بدین‌ترتیب باید از تصریح مدل‌های فضایی استفاده کرد. پس از تخمین انواع مدل‌های فضایی، آزمون‌هایی مانند والد و والد چندگانه و همچنین معیارهای اطلاعات نکویی برازش آکائیک[1] (AIC) و معیار اطلاعاتی بیزی-شوارتز[2] (BIC) برای انتخاب مدل مناسب فضایی به‌کار گرفته شده است. نتایج حاکی از انتخاب بهترین مدل نهایی برگزیده، مدل پویای خودرگرسیونی اثرات ثابت فضایی (SAR) است؛ بنابراین مدل اثر ثابت فضایی پانل پویا با تابع انتقال شیب ملایم به‌صورت مدل ۹ درنظر گرفته شده است. پس از تخمین مدل ۹ در نرم‌افزار متلب، ابتدا باید آزمون‌های غیرخطی‌بودن مدل بررسی می‌شد که آیا با یک مدل رگرسیون فضایی پانل شیب ملایم (PSTR) مواجهیم یا خیر. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های غیرخطی‌بودن مدل رگرسیون فضایی

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ آزمون	احتمال (P-value)
آزمون والد Wald Tests (LM)	W= ۲۲۰/۸۹	۰/۰۰۰
آزمون فیشر Fisher Tests (LMF)	F= ۴۴۸/۵۲	۰/۰۰۰
آزمون لاگرانژ LRT Tests (LRT)	LR= ۵۸۹/۵۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در آزمون‌های مربوط به غیرخطی‌بودن مدل، فرض صفر بیان‌کنندهٔ خطی‌بودن مدل است. فرض مخالف بیان‌کنندهٔ غیرخطی‌بودن مدل و درواقع تأییدکنندهٔ مدل از نوع PSTR است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، هر سه آزمون و رد فرض صفر هستند و مدل به‌صورت غیرخطی و از نوع PSTR تأیید می‌شود. این امر نشان می‌دهد ضرایب مدل دارای ناهمسانی هستند. به عبارت دیگر، در هر آستانه‌ای، ضرایب مدل تغییر پیدا می‌کنند. پس از تأیید مدل به‌صورت PSTR، یکی از موضوعات، انتخاب بهینهٔ تعداد توابع انتقال است. نتایج آزمون‌های مربوطه برای انتخاب تعداد تابع انتقال در جدول ۳ ارائه شده است.

1. Akaike information criterion
2. Bayesian information criterion

جدول ۳. نتایج آزمون میزان بهینهٔ تعداد تابع انتقال برای مدل PSTR

نوع آزمون	مقدار آمارهٔ آزمون	احتمال (P-value)
آزمون والد Wald Tests (LM)	W= ۳/۲۰	۰/۶۶۸
آزمون فیشر Fisher Tests (LMF)	F= ۰/۵۵۱	۰/۷۳۸
آزمون لاگرانژ LRT Tests (LRT)	LR= ۳/۲۳	۰/۶۶۵
H0: PSTR with r = 1 against H1: PSTR with at least r = 2		

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که از نتایج جدول ۳ مشاهده می‌شود، فرض صفر پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، تعداد انتقال بهینه برای مدل PSTR یک تابع انتقال r =۱ باید درنظر گرفته شود. یعنی با دو رژیم مواجه هستیم؛ بنابراین مدل رگرسیون پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم را با تعریف یک تابع انتقال می‌توان تخمین زد. تابع انتقال $g(q_{it},\gamma,C)$، همان‌گونه که قبلاً مطرح شد، از یک متغیر انتقال q_{it} تشکیل می‌شود. در مدل متغیر انتقال، اثر سرریز نرخ رشد قیمت مسکن نواحی همسایه برای هر ناحیه درنظر گرفته شده است. این متغیر از حاصل‌ضرب ماتریس وزنی فضایی در متغیر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲گانه حاصل می‌شود. بدین‌ترتیب متغیر انتقال به‌صورت $q_{it}=w_{ij}rhusp_{jt}$ درنظر گرفته شده است. اثرات سرریز فضایی قیمت مسکن به مفهوم تأثیرپذیری نرخ رشد قیمت مسکن یک ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار است. در تابع انتقال، پارامترهای γ و C نیز وجود دارند. پارامتر γ گویای شیب تابع انتقال یا همان سرعت انتقال است که براساس نتایج تخمین $\gamma=$ ۰/۰۲۳ برآورد شده است. پارامتر C که گویای پارامتر وضعیت است، براساس نتایج تخمین C= ۷/۸۷ برآورد شده است؛ بنابراین، با درنظرگرفتن تابع انتقال برای مدل پژوهش، نتایج تخمین ضرایب مدل PSTR به‌صورت جدول ۴ به‌دست آمده است.

جدول ۴. نتایج برآورد ضرایب مدل پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم

متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهٔ t	احتمال
$\alpha_0 rpopp_{it}$	۰/۷۱۱۳۸	۰/۳۸۱۶	۱/۸۷	۰/۰۰۰
$\beta_0 unemploy_{it}$	۱۱/۶۱	۰/۷۵۴۰	۱۵/۴۱	۰/۶۵۵۳
$\tau_0 rincomp_{it}$	۰/۱۲۸۵	۰/۲۸۷۹	۰/۴۴۶۴	۰/۰۰۵
$\delta_0 buldper_{it}$	۰/۰۲۴	۰/۰۰۶	۳/۵۱	۰/۰۰۰۴
$\rho_0 w_{ij} rhusp_{jt-1}$	۰/۳۸۱۰	۰/۱۴۹۹	۲/۵	۰/۰۱۱
$(\alpha_0+\alpha_1)rpopp_{it}$	۱/۲۰۱۶	۰/۶۳۷۰	۱/۸۸	۰/۰۰۰
$(\beta_0+\beta_1)unemploy_{it}$	۱۶/۷۵	۰/۹۷۲۱	۱۷/۲۳	۰/۶۵۷۲
$(\tau_0+\tau_1)rincomp_{it}$	۰/۲۰۷۵	۰/۴۶۷۶	۰/۴۴۳۸	۰/۰۰۶
$(\delta_0+\delta_1)buldper_{it}$	۰/۰۳۳	۰/۰۱۰	۳/۳۱	۰/۰۰۰
$(\rho_0+\rho_1)w_{ij}rhusp_{jt-1}$	۰/۶۲۱۰	۰/۲۳۶	۲/۶	۰/۰۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نتایج تخمین ضرایب مدل ۹ را نشان می‌دهد. با توجه به داشتن یک تابع انتقال و دو رژیم، شاهد دو وضعیت متفاوت در بازار مسکن هستیم. یک رژیم، حالت رکود بازار مسکن و رژیم دیگر شرایط رونق بازار را نشان می‌دهد. در شرایط رکود بازار، مقدار متغیر انتقال کمتر از متغیر وضعیت است. پس با توجه به تعریف تابع لاجیستیک که قبلاً توضیح داده شد، تابع انتقال برابر صفر می‌شود. پس اگر تابع انتقال $g\left(q_{it},\gamma,C\right)=0$ باشد، در این شرایط مدل به‌صورت خطی است و تمامی ضرایب $(\delta_1,\tau_1,\beta_1,\alpha_1,\rho_1)$ برابر با صفر می‌شود. این شرایط برای وضعیت رکود در بازار مسکن است. در این شرایط، متوسط سالانهٔ نرخ رشد جمعیت دارای ضریب ۰/۷۱۱۳ شده است و مثبت‌بودن این ضریب نشان می‌دهد افزایش یا کاهش نرخ رشد جمعیت، اثر مستقیمی بر نرخ رشد قیمت‌های مسکن دارد. این امر، اثر طرف تقاضا بر نرخ رشد قیمت‌های مسکن را نشان می‌دهد. مطالعهٔ قلی‌زاده و عقیقی (۱۳۹۴) تأییدکنندهٔ این نتیجه است؛ چرا که در آن مطالعه، اثر متغیر جمعیت با تأثیر مثبت روی اهرم زمین، تأثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته است. نرخ رشد درآمد سرانهٔ واقعی با ضریب ۰/۱۲۸۵، اثر مثبت معنی‌داری بر نرخ رشد قیمت مسکن را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، با کاهش نرخ رشد درآمد سرانه، تقاضا برای مسکن کاهش یافته و این سبب

کاهش نرخ رشد قیمت مسکن شده است. این نتایج با مباحث نظری بازار مسکن همخوانی دارد؛ چرا که متغیرهای نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ رشد جمعیت به‌عنوان متغیرهای طرف تقاضا، سبب تغییر تقاضا برای مسکن می‌شود و بنابراین اثر مثبتی بر نرخ رشد قیمت مسکن خواهد داشت. در مطالعات خلیلی عراقی (۱۳۹۲) و قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) مخارج مصرفی و اعتبارات بانکی اثر مثبتی بر قیمت مسکن داشته است. اگر اعتبارات بانکی و مخارج مصرفی را به‌عنوان عامل مثبت در تأثیرگذاری بر درآمد سرانهٔ خانوارها درنظر بگیریم، نتیجه با مطالعات ذکرشده همخوانی دارد. تعداد پروانه‌های ساختمانی با ضریب ۰/۰۲۴، نشان از تأثیر مستقیم اثر ساخت‌وساز بر نرخ رشد قیمت مسکن دارد. این تأثیر مثبت نشان می‌دهد با کاهش تعداد پروانه‌های ساختمانی و رکود ساخت‌وساز، نرخ رشد قیمت مسکن کاهش یافته است، یعنی با وجود کاهش عرضهٔ مسکن، نرخ رشد قیمت مسکن کاهش یافته است. اما برخلاف نتایج مطالعهٔ قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) برای استان‌های کشور، در مناطق ۲۲گانهٔ شهر تهران، اثر متغیر نرخ بیکاری معنادار نبوده است. همچنین اثر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن با ضریب ۰/۳۸۱۰، به لحاظ آماری معنادار بوده است. این نتیجه، وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیرپذیر است. یعنی زمانی که افزایش یا کاهشی در نرخ رشد قیمت مسکن در یکی از نواحی ۲۲گانه رخ می‌دهد، این تغییرات قیمت طی یک دوره بر نواحی هم‌جوار تأثیر می‌گذارد. وجود اثرات فضایی مثبت در بازار مسکن، در مطالعات داخلی دیگری از جمله پیردایه و همکاران (۱۳۹۶) و مهرگان و همکاران (۱۳۹۵) برای استان‌های کشور و نیز پورمحمدی و همکاران (۱۳۹۷) برای منطقهٔ ۲ تهران تأیید شده است. وجود وابستگی فضایی قیمت مسکن با بسیاری از مطالعات خارجی مانند سلمر و همکاران (۲۰۲۰)، مورالی و همکاران (۲۰۲۰)، ویکارنین و همکاران (۲۰۱۸)، پیجننبرگ (۲۰۱۷)، کوهن و همکاران (۲۰۱۶) و... همخوانی دارد. همچنین وجود ناهمسانی در وابستگی فضایی، سازگار با نتایج مطالعهٔ پیجننبرگ (۲۰۱۷) است.

برخلاف وضعیت قبلی، زمانی که بازار مسکن در شرایط رونق قرار دارد، متغیر انتقال $g\left(q_{it},\gamma,C\right)=1$ مقدار بالاتری از پارامتر وضعیت C دارد. در این حالت، تابع انتقال q_{it} می‌شود؛ بنابراین ضرایب متغیرها به‌صورت $(\delta_0+\delta_1,\tau_0+\tau_1,\beta_0+\beta_1,\alpha_0+\alpha_1,\rho_0+\rho_1)$ درنظر گرفته می‌شوند. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در این وضعیت،

جهت اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر نرخ رشد قیمت مسکن مانند وضعیت رکود است. هرچند مقدار عددی ضرایب با شرایط رکود متفاوت است، همچنان نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد درآمد سرانه و تعداد پروانه‌های ساختمانی بر نرخ رشد قیمت مسکن اثر مثبتی دارند. همچنان اثر متغیر نرخ بیکاری روی نرخ رشد قیمت مسکن معنادار نیست. اما نکتهٔ مهم بحث ما ضریب متغیر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن است که در این وضعیت برابر $\rho_0+\rho_1=$۰/۶۲۱۰ شده است. این موضوع بیان می‌کند که مانند وضعیت رکود بازار مسکن، در حالت رونق نیز ضریب متغیر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن مثبت و معنادار شده و تأییدکنندهٔ وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه است. به عبارتی هر ناحیه، از نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار خود تأثیر مستقیم می‌پذیرد. اما بیشترشدن این ضریب نسبت به شرایط رکود، نکتهٔ مهم بحث ما است. نخست اینکه تغییر ضریب وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نشان می‌دهد وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانه در زمان رکود، با شرایط زمان رونق بازار متفاوت است. به‌نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در این نواحی وجود دارد. یعنی وابستگی فضایی به نرخ رشد قیمت مسکن در طول زمان با ناهمسانی مواجه بوده و وابستگی فضایی نواحی در طول زمان متفاوت بوده است. نکتهٔ دوم اینکه در شرایط رکود بازار مسکن، ضریب وابستگی فضایی ۰/۳۸۱۰ بوده است؛ درحالی‌که در شرایط رونق بازار مسکن، این ضریب افزایش یافته و برابر با ۰/۶۲۱۰ شده است. درواقع، افزایش ضریب متغیر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن نشان از افزایش وابستگی فضایی بین نواحی ۲۲گانه دارد. این امر نشان می‌دهد نواحی در شرایط رونق، از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیرپذیری بیشتری دارند و در شرایط رکود، این تأثیرپذیری کاهش یافته است. به عبارت دیگر، اثر سرریز نرخ رشد قیمت‌های مسکن نسبت به شرایط رونق بازار مسکن کاهش می‌یابد. این نتایج کاملاً با ادبیات موضوع تغییر رفتار مالکان مسکن در شرایط رونق در مقایسه با شرایط رکود و از جمله با نتایج مطالعهٔ پیجننبرگ (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

در ادبیات اقتصاد رفتاری، در نظریه‌های چشم‌انداز، نظریهٔ حسابداری ذهنی، نظریهٔ تمایل و نظریهٔ اختلال شناختی، به متفاوت‌بودن رفتار مالکان مسکن در تصمیم‌گیری فروش دارایی‌شان در شرایط رکود و رونق اشاره شد. به بیانی دیگر، مالکان مسکن در زمان رکود، از دریافت اطلاعات کاهش قیمت مسکن خودداری یا سعی می‌کنند

استدلال‌هایی ارائه دهند که چگونه این کاهش قیمت بر قیمت مسکن آن‌ها تأثیر نمی‌گذارد یا همواره قیمت‌های قبلی را به‌عنوان قیمت مبنا در ذهن دارند؛ بنابراین مالکان از پذیرش اطلاعات جدید از مناطق هم‌جوار پرهیز می‌کنند یا توجیهی برای بی‌تأثیربودن این کاهش قیمت بر قیمت مسکن خود دارند. بدین‌ترتیب، اثرات قیمت مسکن به تصمیم صاحبان مسکن در مکان و زمان‌های مختلف بستگی دارد و در زمان کاهش قیمت مسکن، اثرات تعاملات فضایی نسبت به زمان افزایش قیمت کمتر است. از این‌رو، مکانیسم‌هایی که موجب پدیدهٔ موجی می‌شوند، به روش یکسانی در زمان کاهش قیمت عمل نمی‌کنند. نتایج این پژوهش، با متفاوت‌شدن اثر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن، با ضریب ۰/۶۲۱۰، در حالت رونق با ضریب متغیر وقفهٔ فضایی در شرایط رکود، ۰/۳۸۱۰، دلالت بر متفاوت‌بودن رفتار مالکان مسکن دارد. کاهش ضریب مربوطه در زمان رکود، نشانگر کاهش اثرپذیری نواحی از نرخ رشد قیمت‌های مسکن نواحی هم‌جوار است که با نظریه‌های اقتصاد رفتاری کاملاً مطابقت دارد. این نتایج با مطالعهٔ پیجننبرگ (۲۰۱۷) همخوانی دارد و تأیید می‌شود.

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

فرایند ایجاد داده‌های مسکن که به‌نوعی داده‌های فضایی هستند، تحت تأثیر وابستگی فضایی قرار دارد. به این معنا که نرخ رشد قیمت مسکن در یک ناحیه سبب تغییرات نرخ رشد قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. اما نکتهٔ دیگر در ارتباط با قیمت مسکن در نواحی مختلف شهری، بحث ناهمسانی در وابستگی فضایی است. ناهمسانی در وابستگی فضایی قیمت مسکن گویای آن است که وابستگی فضایی بین نواحی شهری در نرخ رشد قیمت مسکن ممکن است در طول زمان، متناسب با وضعیت سیکل تجاری که در آن معاملات مسکن صورت می‌گیرد، متفاوت باشد. به عبارت دیگر، میزان وابستگی فضایی و الگوی وابستگی فضایی بین نواحی شهری در زمان رونق با زمان رکود متفاوت است. مشاهدات تجربی نشان می‌دهد در شرایط رونق اقتصادی، میزان وابستگی فضایی بین نواحی شهری بسیار قوی‌تر از شرایط رکود اقتصادی است.

درواقع، الگوی نوسان و حرکت نرخ رشد قیمت‌های مسکن بین مناطق شهری در دوران رونق با دوران رکود متفاوت است. دلیل ناهمسانی در وابستگی فضایی ریشه در اقتصاد رفتاری دارد؛ چرا که رفتار متناقض تصمیم‌گیری مالکان مسکن به دادوستد در شرایط رونق یا رکود بازار بر ایجاد این موضوع مؤثر است. رفتار متفاوت مالکان مسکن

برای فروش مسکن خود در دوران رونق در مقایسه با دوران رکود، بر قیمت مسکن تأثیرگذار است و سبب می‌شود وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت‌های مسکن در دوران رونق با دوران رکود متفاوت عمل کند. در این پژوهش، بحث ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن برای نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران بررسی شد. بدین‌منظور، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، پس از انتخاب بهترین مدل فضایی براساس آزمون‌های مربوطه، مدل خودرگرسیون فضایی پویا انتخاب شد. در این مدل، اثر متغیرهایی نظیر نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد درآمد واقعی، نرخ بیکاری، تعداد پروانهٔ ساختمانی و وقفهٔ فضایی متغیر وابسته با یک دوره تأخیر بر نرخ رشد قیمت مسکن برای نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران در طول دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۸ بررسی شد. همچنین در این مدل فضایی، برای محاسبهٔ ماتریس وزنی فضایی w_N، از روش مجاورت استفاده شد. داده‌ها براساس داده‌های موجود در آمارنامه‌های شهرداری تهران، سامانهٔ اطلاعات و فناوری شهرداری تهران و مرکز آمار جمع‌آوری شد.

آزمون‌های مربوطه، وجود یک مدل خودرگرسیون فضایی پویای غیرخطی را تأیید می‌کنند. درواقع، با یک مدل رگرسیون پانل فضایی اثر ثابت با شیب ملایم (PSTR) مواجهیم. آزمون‌ها یک تابع انتقال را برای این مدل تأیید می‌کنند. پس با یک وضعیتی که دو رژیم متفاوت وجود دارد مواجهیم. یک وضعیت گویای شرایط رکود و یک وضعیت گویای شرایط رونق است. در شرایط رکود بازار مسکن، تابع انتقال برابر با صفر است. در این شرایط، مدل به‌صورت خطی است و نتایج نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی مانند نرخ رشد جمعیت، تعداد پروانه‌های ساختمانی و نرخ رشد درآمد سرانهٔ واقعی، اثر مثبتی روی نرخ رشد قیمت مسکن دارند. اما اثر متغیر نرخ بیکاری معنادار نبوده است. همچنین اثر متغیر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن، وابستگی فضایی قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، هرکدام از نواحی ۲۲گانه از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیر مثبتی می‌پذیرند. در شرایطی که بازار مسکن در وضعیت رونق قرار دارد، اثر متغیرهای توضیحی بر نرخ رشد قیمت مسکن افزایش می‌یابد. به همین ترتیب، ضریب متغیر وقفهٔ فضایی نرخ رشد قیمت مسکن در این وضعیت بزرگ‌تر شده است. این تفاوت، ناهمسانی در وابستگی فضایی در تغییر قیمت مسکن را نشان می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که در شرایط رکود بازار مسکن، ضریب متغیر وقفهٔ فضایی کمتر بوده است. این امر نشان می‌دهد نواحی در شرایط رونق، از نرخ رشد قیمت مسکن همسایگان خود تأثیرپذیری بیشتری دارند. زمان

رکود این تأثیرپذیری کاهش یافته است. همچنین مطابق نتایج، نظریه‌های اقتصاد رفتاری بهتر می‌توانند رفتار مصرف‌کننده را در بازار مسکن تحلیل کنند.

نادیده‌گرفتن وابستگی فضایی قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران مانع شناخت و سیاست‌گذاری نامناسب در ایجاد ثبات بازار مسکن شهر تهران می‌شود. به سیاست‌گذاران حوزهٔ مسکن توصیه می‌شود به نواحی‌ای که پیشرو در انتشار فضایی قیمت مسکن هستند توجه داشته باشند. توجه به اینکه رشد قیمت‌ها در ابتدا از کدام نواحی شروع می‌شود و با یک تأخیر زمانی بر تغییر نرخ رشد مناطق دیگر اثرگذار است، می‌تواند شناخت خوبی برای سیاست‌گذاری در ثبات و جلوگیری از نوسانات بازار مسکن ایجاد کند. متفاوت‌بودن رفتار مالکان مسکن در زمان رکود با زمان رونق بازار نشان می‌دهد سیاست‌گذار متناسب با شرایط بازار در هر زمان باید سیاست‌های متفاوتی برای نواحی ۲۲گانه درجهت ثبات بازار اعمال کند.

منابع

۱. براتی، جواد، کریمی موغاری، زهرا و مهرگان، نادر (۱۳۹۶). تعیین و تحلیل فضایی سرریز سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌های ایران. *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۹، ۱۳۳-۹۹.

۲. پورمحمدی، محمدرضا، قربانی، رسول و تقی‌پور، علی‌اکبر (۱۳۹۷). بررسی تطبیقی رهیافت‌های رگرسیون وزنی جغرافیایی و حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل‌های مکان. *نشریهٔ پژوهش‌های جغرافیا و برنامه‌ریزی*، ۲۳ (۶۳)، ۷۶-۵۳.

۳. خلیلی عراقی، سید منصور، کمیجانی، اکبر، مهرآرا، محسن و عظیمی، سید رضا (۱۳۹۲). اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفهٔ فضایی و داده‌های ترکیبی. *فصلنامهٔ پژوهش و سیاست‌های اقتصادی*، *۶۷*، ۴۸-۲۵.

۴. دهقانی، سحر، موسوی جهرمی، یگانه و عبدلی، قهرمان (۱۳۹۷). تئوری چشم‌انداز؛ رهیافتی نوین در توضیح پدیدهٔ فرار مالیاتی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۳(۱)، ۲۳-۱.

۵. رضایی، هادی، علیزاده، محمد و نادمی، یونس (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی سرانه: مقایسهٔ مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه. *فصلنامهٔ نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴ (۴)، ۲۶-۱.

۶. صارمی، حمیدرضا، حیدری، محمد و آقایی، فاطمه (۱۳۹۷). تحلیل فضایی قیمت

مسکن با استفاده از تکنیک رگرسیون موزون جغرافیایی؛ مورد مطالعه: منطقهٔ دو شهرداری تهران. *فصلنامهٔ اقتصاد شهری دانشگاه اصفهان*، ۳ (۲)، ۳۸ -۱۹.

۷. طالبلو، رضا، محمدی، تیمور و پیرداید، هادی (۱۳۹۶). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران (رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی*، *۷* (۶۶)، ۹۵-۵۵.

۸. عسکری، حشمت‌الله و همکاران (۱۳۹۸). *اقتصادسنجی فضایی در داده‌های مقطعی و ترکیبی (به کمک نرم‌افزار استتا)*. چاپ اول. ایلام: دانشگاه ایلام.

۹. عسکری، علی و اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی (تئوری و کاربرد). *مجلهٔ جامعه‌شناسی کاربردی*، *۱۲* (۱-۲)، ۱۲۲-۹۳.

۱۰. عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی. *رسالهٔ دکتری اقتصاد*. دانشگاه تهران.

۱۱. فرهمند، شکوفه و فروغی، فردوس (۱۳۹۰). تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران (رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی). *سومین کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری*. مشهد.

۱۲. قلی‌زاده، علی‌اکبر و بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، *۱* (۳)، ۱۸۰-۱۶۱.

۱۳. قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، *۱۵* (۳)، ۶۶-۳۹.

۱۴. قلی‌زاده، علی‌اکبر و عقیقی، بهاره (۱۳۹۴). اهرم و زمین و نوسانات قیمت مسکن در ایران. *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴ (۱۴)، ۶۷-۴۹.

۱۵. قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷). *نظریهٔ قیمت مسکن در ایران (به زبان ساده)*. چاپ اول. تهران: نور علم.

۱۶. لیسج، جیمز و پیس، کلی (۱۳۹۲). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی فضایی*. ترجمهٔ جلایی اسفندیاری، عبدالمجید و جمشیدنژاد، آرش. چاپ اول. تهران: نور علم.

17. Anenberg, E. (2011). Loss aversion, equity constraints and seller behavior in the real estate market. *Regional Science and Urban Economics*, *41*(1), 67–76.
18. Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models. Dodrecht*. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
19. Anselin, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial

econometrics. *International Regional Science Review*, *26*, 153–166.
20. Aquaro, M., Bailey, N., & Pesaran, M. H. (2021). Estimation and inference for spatial models with heterogeneous coefficients: An application to US house prices. *Journal of Applied Econometrics*, *36*(1), 18-44.
21. Astuti, A. M., Zain, I., & Purnomo, J. D. T. (2020). A Review of Panel Data on Spatial Econometrics Models. In *Journal of Physics: Conference Series* (Vol. 1490, No. 1, p. 012032). IOP Publishing.
22. Bandt, O., & Malik, S. (2010). Is there evidence of shift-contagion in international housing markets? *Banque de France Working Paper 295*, Banque de France.
23. Bivand, R., Millo, G., & Piras, G. (2021). A Review of Software for Spatial Econometrics in R. *Mathematics*, *9*, 1276.
24. Brady, R. R. (2014). The spatial diffusion of regional housing prices across US states. *Regional Science and Urban Economics*, *46*: 150–166.
25. Case, K., & Shiller, R. (1988). The behavior of home buyers in boom and post-boom markets. *New England Economic Review*, *Nov*, 29–46.
26. Cellmer, R., Cichulska, A., & Bełej, M. (2020). Spatial Analysis of Housing Prices and Market Activity with the Geographically Weighted Regression. *International Journal of Geo–Information*, *9*(6), 380.
27. Cohen, J., Ioannides, Y., & Thanapisitikul, W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, 31, 1-13.
28. Cohen, J. P., Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. (2016). Spatial effects and house price dynamics in the USA. *Journal of Housing Economics*, *31*, 1-13.
29. Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). *Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach*. Retrieved from: https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008056.
30. DeFusco, A., Ding, W., Ferreira, F., & Gyourko, J. (2018). The role of price spillover in the American housing boom. *Journal of Urban Economics, 108*, 72-84.
31. Elhorst, J. P. (2021**)**. Cross-section dependence and spillovers in space and time. *Journal of Economic Surveys*, *35*(1), 192–226.
32. Elhorst, J. P. (2017). Spatial Panel Data Analysis, 2nd edition, pp. 2050-2058. *Springer International Publishing*, Cham, Switzerland.
33. Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels*. Berlin. Heidelberg. Springer.
34. Elhorst, J. P. (2011). Dynamic spatial panels: models, methods and inferences. *Journal of Geographical Systems*, *14*, 5–28.
35. Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of*

Economics, *116*(4), 1233–1260.
36. Gillen, K., Thibodeau, T., & Wachter, S. (2001). Anisotropic autocorrelation in house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *23*(1), 5-30.
37. Gong Y., Boelhouwer, P., & de Haan, J. (2014). Spatial dependence in house prices: Evidence from china's interurban housing market. *Ersa Conference Regional Science Association*, 14- 448.
38. González, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D., & Yang, Y. (2005). Panel Smooth Transition Regression model. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604*. Stockholm School of Economics.
39. Guo, J., & Qu, X. (2018). Spatial interactive effects on housing prices in Shanghai and Beijin. *Regional Science and Urban Economics*, *76*(C), 147-160.
40. Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, *69*(1), 2-23.
41. Hyun, D., & Milcheva, S. (2017). Spatial dependence in apartment transaction prices during boom and bust. *Regional Science and Urban Economics*, *68*, 36-45.
42. Ioannides, Y. M., & Thanapisitikul, W. W. (2008). Spatial effects and house price dynamics in the continental US. 2014-10-15]. Retrieved from:
http://www. tufts. edu/yioannid/IoannidesThanapisitikulSpatEffects-07-08-08. pdf.
43. Kahneman, D., & Egan, P. (2011). *Thinking, Fast and Slow (Farrar, Straus and Giroux, New York)*. Cited on (2011), 15.
44. Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, *14*(6), 733–753.
45. Moralı, O., & Yılmaz, N. (2020). An analysis of spatial dependence in real estate prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics?,* 1-23.
46. Mussa, A., Nwaogu, U. G., & Pozo, S. (2017). Immigration and housing: A spatial econometric analysis. *Journal of Housing Economics*, *35*, 13-25.
47. Oikarinen, E., Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Engblom, J. (2018). US metropolitan house price dynamics. *Journal of Urban Economics*, 105, 54-69.
48. Pijnenburg, K. (2017). The spatial dimension of US house prices. *Urban Studies*, *54*(2), 466-481.
49. Thaler, R. H. (1999). Mental accounting matters. *Journal of Behavioral Decision Making*, *12*, 183–206.
50. Wen, H. et al. (2017). Spatial heterogeneity in implicit housing prices:

evidence from Hangzhou, China. *Journal of Strategic Property Management*, *21*(1), 15–28.

51. Wen, H., Jin, Y., & Zhang, L. (2017). Spatial heterogeneity in implicit housing prices: evidence from Hangzhou, China. *International Journal of Strategic Property Management*, *21*(1), 15-28.
52. Wood, R. (2003). The information content of regional house prices: Can they be used to improve national house price forecasts? *Bank of England Quarterly Bulletin*, *43*(3), 304–314.
53. Wu, Y., Wei. Y.D. & Li, H. (2020). Analyzing spatial heterogeneity of housing prices using large datasets, applied spatial analysis and policy. *Applied Spatial Analysis and Policy*, *13*, 223–256.
54. Xu, Y., & Yang, Z. (2020). Specification tests for temporal heterogeneity in spatial panel data models with fixed effects. Regional Science and Urban Economics. 81, *Research Collection School of Economics*. Retrieved from:
https://ink.library.smu.edu.sg/ soe_research/2361.

Zhang, L., Wang, H., Song, Y., & Wen, H. (2019). Spatial spillover of house prices: An empirical study of the Yangtze Delta urban agglomeration in China. *Sustainability*, *11*(2), 544.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۵۳۴-۵۰۷

متاآنالیز چندسطحی رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد

DOI: 10.22059/jte.2022.329472.1008529

محمدباقر شیرمهنجی[1*]، مهدیه مرادی‌زاده[2]، محمدجواد نوراحمدی[3]

۱. کارشناس ارشد اقتصاد اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی، bshirmehenji@gmail.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی، mahdiyeh.moradizadeh@gmail.com

۳. استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، mjnourahmadi@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

چکیده

بررسی رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد در دهه‌های اخیر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، اما نتایج تحقیقات انجام‌شده ناهماهنگ و حتی متناقض است. برای بررسی و نتیجه‌گیری از این نتایج متفاوت، این مطالعه از روش متاآنالیز چندسطحی استفاده می‌کند. به این منظور، پس از بررسی محتوا و نتایج مطالعات تجربی حوزهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد و فیلتر آن‌ها براساس پروتکل متاآنالیز، ۲۸ مطالعهٔ بین‌کشوری شامل ۵۹۱ رگرسیون و ۷۵۳ ضریب برای ورود به تحلیل انتخاب شدند و مطالعاتی که متناسب با پروتکل نبودند، یا اطلاعات آن‌ها برای استخراج داده کافی نبود، حذف شدند. نتیجهٔ ترکیب و برآیندگیری مطالعات منفرد نشان داد با درنظرگرفتن تورش انتشار، رابطه‌ای منفی و کوچک بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد شاخص‌های مورد استفاده برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی و توزیع درآمد، دورهٔ زمانی، نمونهٔ کشورها، وجود یا نبود متغیرهای توسعهٔ مالی، رشد اقتصادی، دموکراسی، بحران مالی، آموزش، کیفیت نهادی، تعداد نیروی کار، اتحادیه‌های کارگری، تورم، آزادی تجاری، فناوری و هزینه‌های دولت در مدل مورد بررسی مطالعات منفرد، برای توضیح تفاوت در یافته‌های مطالعات منفرد مؤثر است.

طبقه‌بندی JEL: G15 ،F36 ،D63.

واژه‌های کلیدی: آزادسازی مالی، توزیع درآمد، رویکرد متاآنالیز، متاآنالیز چندسطحی.

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۳۷۱۸۷۰۶۶۲

۱. مقدمه

پیشرفت فناوری و جهانی‌شدن عموماً به‌عنوان دو عامل اصلی رشد اقتصادی درنظر گرفته می‌شوند. به‌طورکلی می‌توان پیشرفت فناوری را ابداع روش‌ها و گسترش ایده‌های جدید دانست که بهره‌وری و کارایی را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، جهانی‌شدن به‌عنوان یک کاتالیزور تغییرات فناورانه عمل می‌کند که انتشار ایده‌ها و روش‌ها را در سراسر جهان از طریق بازبودن تجارت و آزادسازی مالی تسهیل می‌کند (بونگ و پرمارتن، ۲۰۱۹). اگرچه این عوامل محرک رشد اقتصاد جهانی در دهۀ اخیر هستند، پیامدهای توزیعی آن‌ها کمتر بررسی شده است. از آنجا که افزایش نابرابری درآمد در اکثر کشورها طی دو دهۀ گذشته یکی از مهم‌ترین چالش‌ها برای سیاست‌گذاران بوده، موضوع نابرابری درآمدی اخیراً اهمیت خود را در ادبیات بازیافته است. درک علت نابرابری درآمد برای تدوین سیاست مناسب برای کاهش شکاف طبقاتی دارای اهمیت بسیار است. افزایش نابرابری ممکن است منعکس‌کنندۀ دسترسی نابرابر به فرصت‌های اقتصادی برای همه باشد. این عدم تقارن ممکن است با جلوگیری از عوامل اقتصادی برای استفادۀ کامل از فرصت‌های جدید ایجادشده توسط آزادسازی مالی و همچنین با محدودکردن ظرفیت تولیدی یک اقتصاد و عدم تخصیص مجدد (یا به‌کارگیری) سرمایه و نیروی کار، پتانسیل رشد اقتصاد را محدود کند (مالیک و همکاران، ۲۰۲۰؛ کومار و پارامانیک، ۲۰۲۰). بنا بر آنچه بیان شد، اهمیت دو متغیر آزادسازی مالی، توزیع درآمد و رابطۀ بین آن‌ها روشن شد. با توجه به توسعۀ اقتصاد صنعتی و افزایش جریان‌های بین‌المللی سرمایۀ بین‌مرزی، آزادسازی مالی یا جهانی‌سازی اقتصادی به ویژگی مهمی در اقتصاد جهان تبدیل شده است. با وجود این، ممکن است توسعۀ فناوری، رشد درآمد و رشد تولید به نفع همۀ طبقات در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نباشد. در این راستا، بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد در مطالعات اخیر جلب‌توجه کرده است، اما درمورد تأثیر آن اتفاق‌نظر وجود ندارد. بررسی این مطالعات نشان می‌دهد نتایج این مطالعات با توجه به شاخص‌های مورد استفاده برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی و توزیع درآمد، دورۀ زمانی، نمونه کشورها، درنظرگرفتن یا نگرفتن متغیرهای توسعۀ مالی، رشد اقتصادی، دموکراسی، بحران مالی، آموزش، کیفیت نهادی، تعداد نیروی کار، اتحادیه‌های کارگری، تورم، آزادی تجاری، فناوری و هزینه‌های دولت در مدل مورد بررسی و استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی بسیار متفاوت است؛

به‌نحوی‌که تعدادی از مطالعات (کورنیا و کیسکی[۱]، ۲۰۰۱؛ بردلی[۲] و همکاران، ۲۰۰۳؛ مالر[۳]، ۲۰۰۴؛ آنگ[۴]، ۲۰۱۰؛ عالمان[۵]، ۲۰۱۱؛ ژائوموت[۶] و همکاران، ۲۰۱۳؛ آستریو و همکاران، ۲۰۱۴؛ فورچری و لونگانی، ۲۰۱۵؛ دِهان و استورم[۷]، ۲۰۱۷) گزارش می‌دهند که آزادسازی مالی، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. برخی دیگر این نتیجه‌گیری را زیر سؤال می‌برند و نتایج معکوسی به‌دست می‌آورند (گرینوود و یوانوویچ[۸]، ۱۹۹۰؛ بک[۹] و همکاران ۲۰۰۷؛ ابیاد[۱۰] و همکاران، ۲۰۰۸؛ آنیلو[۱۱] و همکاران، ۲۰۱۲؛ لی و یو[۱۲]، ۲۰۱۴؛ دلیس و همکاران، ۲۰۱۴). برخی مطالعات نشان می‌دهند رابطهٔ بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمد، غیرخطی است (جلیلیان و کریک پاتریک[۱۳]، ۲۰۰۲؛ صلاح‌الدین[۱۴] و همکاران، ۲۰۱۴؛ سالم و یارمحمدی، ۱۳۹۸). با توجه به این نتایج مختلف، این سؤالات پیش می‌آید: اثر واقعی آزادسازی مالی بر توزیع درآمد چگونه است؟ برآیند نتایج مطالعات تجربی حوزهٔ آزادسازی مالی، چه رابطه‌ای بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد را نتیجه می‌دهد؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها و تبیین نتایج متناقض، این مطالعه از روش متاآنالیز چندسطحی[۱۵] استفاده می‌کند.

سازمان‌دهی بخش‌های بعدی مقاله بدین‌صورت است که ابتدا مبانی نظری مربوط به رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد مطرح می‌شود. در ادامه به مطالعات و تلاش‌های تجربی پیشین درخصوص رابطهٔ مورد بررسی، پرداخته می‌شود. بخش بعد به معرفی روش متاآنالیز و فرایند اجرای آن اختصاص دارد. بعد از انجام آزمون‌های مربوط به متاآنالیز، نتایج ترکیب مطالعات منفرد[۱۶] در قالب متارگرسیون[۱۷] تخمین و تفسیر

1. Cornia & Kiiski
2. Bradley
3. Mahler
4. Ang
5. Alemán
6. Jaumotte
7. De Haan & Sturm
8. Greenwood & Jovanovic
9. Beck
10. Abiad
11. Agnello
12. Li & Yu
13. Jalilian and Krik Patrick
14. Salah Uddin
15. Multilevel of Meta-Analysis
۱۶. منظور از مطالعات منفرد، مطالعات منتخبی است که نتایج آن‌ها برای ورود به متاآنالیز استخراج شده است.
17. Meta-regression

می‌شود. در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

فرایند آزادسازی مالی به سطوح توسعهٔ اقتصادی، عمق بازارهای مالی، ساختار نهادها، سیستم حقوقی، مدیریت و عوامل دیگر در کشورها بستگی دارد. این فرایند در بسیاری از کشورها با هدف تخصیص بهینهٔ پس‌اندازها، افزایش مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری، رشد سریع‌تر و افزایش بازدهی سهام انجام می‌شود، اما شدت و طول دورهٔ آن در این کشورها متفاوت است. بااین‌حال، آثار مطلوب آزادسازی مالی ممکن است به نفع همهٔ اقشار مختلف جامعه در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نباشد. از طرفی کاهش شکاف درآمدی یکی از بزرگ‌ترین چالش‌ها برای سیاست‌گذاران اقتصادی و دانشگاهیان است. اگرچه مطالعات زیادی اثر آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند، درمورد تأثیر آن اتفاق‌نظر وجود ندارد (کراتو و گواید، ۲۰۱۶). مدل‌های اقتصادی نئوکلاسیک معمولاً پیش‌بینی می‌کنند که آزادسازی مالی باید نابرابری درآمد را کاهش دهد؛ زیرا افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از آزادسازی مالی به گسترش اشتغال و افزایش درآمد کمک می‌کند. این امر به‌ویژه در صورتی صادق است که آزادسازی مالی به عنوان کاتالیزوری برای افزایش شفافیت و انتشار اطلاعات و کاهش رانت‌های اقتصادی به سیاست‌گذاری‌ها و عملکرد نهادها کمک کند (میشکین، ۲۰۰۹). بااین‌حال دیدگاه مقابل استدلال می‌کند که آزادسازی مالی درواقع ممکن است نابرابری درآمد را افزایش دهد. این دیدگاه بیان می‌کند که به‌دلیل وجود هزینه‌های ثابت، دسترسی افراد کم‌درآمد به خدمات مالی محدود می‌شود و مزایای وسیع‌تری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری به ثروتمندان تعلق می‌گیرد، به‌ویژه کسانی که از رانت اطلاعاتی برخوردار هستند (داس و موهاپاترا، ۲۰۰۳) و ناتوانی بخش مالی در ارتقای شفافیت و تخصیص بهینهٔ منابع مالی نیز به این امر کمک می‌کند؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت که آزادسازی مالی سبب بهبود وضعیت ثروتمندان و بدترشدن وضعیت افراد کم‌درآمد جامعه شود (کیم و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین دربارهٔ اثرگذاری آزادسازی مالی بر توزیع درآمد، آرستیس و کانر (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که سه مکانیسم وجود دارد که از طریق آن‌ها آزادسازی مالی می‌تواند بر فقر و نابرابری درآمد تأثیر بگذارد. مکانیسم اول شامل افزایش نرخ رشد اقتصادی براساس فرضیهٔ آزادسازی مالی

مک‌کینون[1] (۱۹۷۳) و شاو[2] (۱۹۷۳) است که به ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد بستگی دارد که می‌تواند منحنی U معکوس کوزنتس یا منحنی U باشد (نیلسن و آلدرسون، ۱۹۹۵). دوم آنکه نوسانات کلان اقتصادی می‌تواند درنتیجهٔ بحران‌های مالی پس از آزادسازی مالی تغییر کند. مکانیسم سوم از طریق دسترسی بهتر به اعتبار و خدمات مالی به‌دلیل آزادسازی مالی ایجاد می‌شود.

مهم‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری آزادسازی مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[3] (FDI) و آزادسازی حساب سرمایه[4] (Cap Acount) است. یکی از کانال‌های اثرگذاری آزادسازی مالی بر توزیع درآمد، جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. اگرچه تحقیقات موجود برای بررسی اثر آزادسازی مالی بر توزیع درآمد، عمدتاً از طریق تجارت است، اثر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد نیز حائز اهمیت فراوان است (پایتختی اسکویی و طبقچی اکبری، ۱۳۹۳). درخصوص آثار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد نیز نظرات متفاوتی وجود دارد. نخستین مطالعهٔ تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد توسط ماندل (۱۹۵۷) صورت پذیرفت که در آن، مطالعه این فرضیه مطرح شد که افزایش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای درحال‌توسعه سبب افزایش بهره‌وری و دستمزد واقعی شده و بنابراین توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد. در مقابل، فینسترا و هانسون (۱۹۹۷) نشان دادند جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فقط تقاضا برای نیروی کار ماهر کشورهای درحال‌توسعه را بالا می‌برد و موجب افزایش دستمزد واقعی نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر می‌شود و متعاقب آن نابرابری درآمد افزایش می‌یابد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳). آزادسازی حساب سرمایه ممکن است دسترسی افراد کم‌درآمد به منابع مالی را بیشتر کند و درآمد آنان را سریع تر از متوسط رشد تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش دهد که این امر موجب کاهش نابرابری می‌شود. از سوی دیگر، با قرارگرفتن افراد کم‌درآمد در معرض بحران‌های مالی یا در صورت کیفیت نامناسب مؤسسات مالی، ممکن است آسیب زیادی به افراد کم‌درآمد جامعه وارد شود (آستریو و همکاران، ۲۰۱۴)؛ بنابراین به‌طورکلی دو

1. McKinnon
2. Shaw
3. Foreign direct investment
4. Capital account liberalization

پیامد متضاد ممکن است از کانال اثرگذاری آزادسازی مالی بر توزیع درآمد ناشی شود. در اولین پیامد، جریان‌های خارجی با افزایش رشد اقتصادی، دسترسی به سرمایه و فناوری جدید (از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)، بهبود سرمایهٔ انسانی و تأمین اعتبار داخلی بیشتر، فقر را کاهش می‌دهد و در پیامد دوم، جریان‌های خارجی می‌تواند سبب ناپایداری مصرف شود و نوسان زیاد این جریان‌ها در کوتاه‌مدت ممکن است اقتصاد پذیرندهٔ سرمایه را در معرض شوک‌های خارجی قرار دهد (کراتو و گواید، ۲۰۱۶). نوسانات مالی زیاد ممکن است بی‌ثباتی بیش‌ازحد اقتصاد کلان در یک کشور را ایجاد کند و وجود بی‌ثباتی مانع از سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود و نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد؛ زیرا اقشار کم‌درآمد در برابر نوسانات آسیب‌پذیرتر هستند و ممکن است مهارت یا آموزش لازم برای فعالیت در بخش های مختلف، در شرایط نامساعد اقتصادی را نداشته باشند. بااین‌حال، نابرابری درآمدی با وجود بی‌ثباتی می‌تواند کاهش یابد اگر بی‌ثباتی بیشتر، انگیزه‌ای برای دولت‌ها ایجاد کند تا طیف گسترده‌ای از طرح‌های بیمه‌ای مانند توزیع مجدد هزینه‌های عمومی در خدمات اجتماعی، تأمین اجتماعی و صندوق‌های درآمد ثابت را ایجاد کنند (کیم و همکاران، ۲۰۲۱). با عنایت به نظریه‌های مختلف در ارتباط با تأثیر آزادسازی مالی بر توزیع درآمد می‌توان به این جمع‌بندی رسید که آزادسازی مالی از طریق بازار رقابتی، تخصیص بهینهٔ منابع مالی، دسترسی به دانش و فناوری‌های جدید و بهبود سرمایهٔ انسانی و تأمین اعتبار داخلی بر وضعیت توزیع درآمد در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه اثرگذار است و این اثرگذاری بسته به عوامل درنظر گرفته‌شده در تحلیل‌ها متفاوت بوده است. با توجه به وجود نتایج متفاوت درمورد رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد، نمی‌توان درمورد این موضوع نتیجهٔ واحدی گرفت؛ بنابراین، این پژوهش با استفاده از روش متاآنالیز سعی در ترکیب نتایج متفاوت مطالعات منفرد و محاسبهٔ اندازهٔ اثر متوسط دارد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

جهانی‌شدن اقتصاد به حرکت گستردهٔ بین‌المللی کالا و خدمات، سرمایه و فناوری اشاره دارد. دو شاخص مهم برای جهانی‌شدن اقتصاد، آزادسازی مالی و آزادی تجاری است. در این مطالعه بر آزادسازی مالی تأکید شده که با دو شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادی حساب سرمایه بررسی می‌شود؛ در ادامه، پیشینهٔ مطالعاتی

مطرح می‌شود که به‌طور خاص به بررسی تأثیر این شاخص‌ها بر توزیع درآمد پرداخته باشند.

الف) مطالعات خارجی

فینسترا و هانسون (۱۹۹۶)، به بررسی رابطهٔ بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمدهای خانوارها در کشور مکزیک در بازهٔ زمانی ۱۹۸۸-۱۹۷۵ پرداختند. در این پژوهش برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی از شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی استفاده شد. این پژوهش با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و متغیرهای ابزاری انجام گرفت. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و افزایش آن سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

بومن و لنزینک (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان آزادسازی حساب سرمایه و نابرابری درآمد در ۱۰۶ کشور به بررسی تأثیر آزادسازی حساب سرمایه بر نابرابری درآمد پرداختند. دورهٔ زمانی این پژوهش ۳۵ ساله از سال ۱۹۷۳ تا سال ۲۰۰۸ است. مدل به‌کاررفته در پژوهش پانل پویا است که برای برآورد آن از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] (GMM) استفاده شده است و نتایج آن نشان می‌دهد آزادسازی حساب سرمایه فقط در صورت زیادبودن عمق مالی موجب کاهش نابرابری در درآمد می‌شود.

فورچری و لونگانی[2] (۲۰۱۸) تأثیر آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد را در ۱۴۹ کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ بررسی کردند. روش مورد استفاده در این پژوهش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. آن‌ها سه کانال را شناسایی کردند که از طریق آن‌ها آزادسازی حساب سرمایه می‌تواند بر نابرابری تأثیر بگذارد: تقسیم ریسک بین‌المللی و هموارسازی مصرف داخلی، اثرات بحران‌های مالی و تغییرات قدرت چانه‌زنی نیروی کار. همچنین آن‌ها دریافتند آزادسازی حساب سرمایه سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

لی[3] و همکاران (۲۰۱۹) نحوهٔ تعامل آزادسازی مالی و نابرابری درآمد را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تحلیل کردند. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل ۱۲۱ کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۴ است. نتایج نشان داد آزادسازی مالی، وضعیت

1. Generalized Method of Moments
2. Furceri and Loungani
3. Lee

توزیع درآمد کشورها (خصوصاً در کشورهایی با درآمد کمتر) را بدتر می‌کند.

کیم[1] و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعهٔ «آزادسازی مالی، نهادهای سیاسی و نابرابری درآمدی» آزادسازی مالی و نابرابری درآمد را در ۷۷ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۹ بررسی کردند. در این مطالعه، از روش اثرات ثابت و همچنین روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. نتایج نشان داد آزادسازی مالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج حاکی از آن بود که آزادسازی حساب سرمایه و بازارهای سهام باثبات‌تر و سودآورتر برای توزیع درآمد مفید است؛ زیرا چنین اصلاحاتی به خانوارها و بنگاه‌هایی که قبلاً محروم بودند اجازه می‌دهد تا به منابع مالی و خدمات دسترسی پیدا کنند و درنتیجه سرمایهٔ خود را افزایش دهند.

ب) مطالعات داخلی

عبادی و شهیکی تاش (۱۳۸۵) در بررسی نابرابری جریان‌های تجاری، سرمایه‌گذاری و درآمد در جهان به روش ناپارامتریک و دلایل آن (۲۰۰۰-۱۹۶۰)، اثر آزادسازی مالی بر ضریب جینی را با به‌کارگیری روش OLS مطالعه کردند. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل ۱۴۴ کشور در جهان است. نتایج تجربی تحقیق نشان داد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جهانی با نرخ کاهنده موجب افزایش نابرابری درآمد جهانی شده است.

سامتی و همکاران (۱۳۹۰)، رابطهٔ میان جهانی‌شدن و توزیع درآمد را در ۲۲ کشور درحال‌توسعه از جمله ایران با به‌کارگیری روش اثرات تصادفی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۵ مطالعه کردند. نتایج تجربی پژوهش نشان داد رابطهٔ U معکوس میان متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ضریب جینی وجود دارد.

اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعهٔ تأثیر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به بررسی اثرگذاری آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد پرداختند. در این پژوهش، از روش اثرات ثابت طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۴ استفاده شد. نتایج حاکی از آن بود که رابطهٔ غیرخطی U معکوس میان متغیرهای جهانی‌شدن (شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجهٔ بازبودن تجارت) و ضریب جینی وجود ندارد. همچنین یافته‌ها نشان داد توزیع درآمد با افزایش درآمد سرانهٔ واقعی بهبود می‌یابد و با گسترش جهانی‌شدن نامتعادل‌تر می‌شود.

1. Kim

مروری بر پیشینهٔ داخلی و خارجی درمورد ارتباط بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد، نشان از وجود نتایج متناقضی در این مطالعات دارد. همچنین در اکثر مطالعات داخلی برای بررسی جهانی‌شدن، شاخص‌های آزادسازی تجاری مورد استفاده قرار گرفته و به آزادسازی مالی به‌عنوان مؤلفهٔ مهم جهانی‌شدن، آن‌طور که باید توجه نشده است. همان‌طور که مطرح شد، این مطالعه برای بررسی نتایج متناقض مطالعات پیشین با استفاده از روش متاآنالیز به ترکیب نتایج کمی این مطالعات می‌پردازد. استفاده از روش متاآنالیز در بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر توزیع درآمد، فقط در یک مورد (نی و لیو، ۲۰۱۹) انجام شده است و مورد دیگری یا وجود ندارد یا منتشر نشده است. البته مطالعهٔ هیم‌برگر[1] (۲۰۲۰) نیز به بررسی متاآنالیز رابطهٔ بین جهانی‌شدن اقتصاد و توزیع درآمد پرداخته است، اما تأکید او روی شاخص آزادی تجاری است. تفاوت مطالعهٔ حاضر با مطالعهٔ نی و لیو (۲۰۱۹) در این است که با درنظرگرفتن مطالعات منفرد جدیدتر و حجم گسترده‌تری از مطالعات، نتایج متاآنالیز قبلی را به‌روزرسانی می‌کند. همچنین به‌جای استفاده از متاآنالیز در یک سطح، از متاآنالیز چندسطحی برای بررسی دقیق رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد استفاده می‌شود.

جدول ۱. پیشینهٔ مطالعات

نویسندگان	نوع داده‌ها و شیوهٔ تخمین	نمونه و دورهٔ زمانی	نتایج
عمران‌الله[2] و همکاران (۲۰۲۲)	داده‌های ترکیبی GMM	۲۸ کشور آسیایی (۱۹۷۰-۲۰۱۸)	براساس یافته‌های این مطالعه، نابرابری درآمد و بازبودن حساب سرمایه به‌طور مثبت و معنی‌داری مرتبط هستند. در آسیا، بازبودن حساب سرمایه به داخل نابرابری درآمد را زیاد می‌کند و بازبودن حساب سرمایهٔ خارجی آن را تشدید می‌کند.
کومار گیری و همکاران (۲۰۲۱)	داده‌های سری زمانی ARDL-VECM	اقتصاد هند (۱۹۸۲-۲۰۱۸)	جهانی‌شدن تجارت با کاهش نابرابری درآمد همراه است، درحالی‌که جهانی‌شدن مالی با افزایش نابرابری مرتبط است. نتایج رویکرد علیت گرنجر مبتنی بر VECM بیشتر تأیید

1. Heimberger
2. Imran Ullah et al.

نویسندگان	نوع داده‌ها و شیوهٔ تخمین	نمونه و دورهٔ زمانی	نتایج
			می‌کند که پیشرفت فناورانه، تجارت و جهانی‌سازی مالی موجب نابرابری درآمد هم به‌طور مستقیم و هم غیرمستقیم از طریق رشد اقتصادی و تورم می‌شود.
فورچری و همکاران (۲۰۲۰)	داده‌های ترکیبی نامتوازن OLS	۱۴۹ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه (۱۹۷۰-۲۰۱۵)	دوره‌های آزادسازی حساب سرمایه با یکپارچگی مالی بیشتر و کاهش توزیع مجدد مالی همراه است که هر دو به افزایش نابرابری منجر می‌شوند.
زهری (۲۰۱۹)	داده‌های ترکیبی PVAR	۱۶۲ کشور (۲۰۱۵-۱۹۸۰)	نتایج نشان می‌دهد که آزادسازی حساب سرمایه و توسعهٔ مالی سبب افزایش نابرابری می‌شود.
نی و لیو (۲۰۱۹)	ضرایب اندازهٔ اثر متاآنالیز	۲۳ مطالعه منفرد	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد آزادسازی مالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد؛ زیرا اندازهٔ اثر متوسط، منفی است. علاوه بر این، نتیجه‌گیری می‌شود که این نتایج از تورش انتشار، مصون هستند.
آدامز (۲۰۰۸)	داده‌های ترکیبی SUR	۶۲ کشور (۲۰۰۱-۱۹۸۵)	نتایج نشان می‌دهد (۱) آزادی تجاری رابطهٔ مثبت با نابرابری درآمد دارد؛ (۲) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌طور قابل‌توجهی با نابرابری درآمد همبستگی منفی دارد؛ (۳) زیرساخت نهادی با نابرابری درآمد همبستگی منفی دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش

۳. روش پژوهش

در این مطالعه برای بررسی رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد از روش متاآنالیز چندسطحی استفاده شده است. متاآنالیز یک تجزیه و تحلیل آماری است که نتایج چندین مطالعهٔ علمی را با هم ترکیب می‌کند. متاآنالیز زمانی می‌تواند انجام شود که مطالعات علمی متعددی به یک سؤال مشخص بپردازند و در هر مطالعه

اندازه‌گیری‌هایی گزارش شود که انتظار می‌رود تا حدی خطا داشته باشند. سپس هدف این است که از رویکردهای آماری برای به‌دست‌آوردن یک برآیند نزدیک به حقیقت براساس نحوهٔ درک این خطا استفاده شود. متاآنالیز نه‌تنها می‌تواند برآوردی از حقیقت مشترک ارائه دهد، بلکه این ظرفیت را دارد که نتایج مطالعات مختلف را با هم مقایسه کند و منابع اختلاف‌نظر بین این نتایج را تشخیص دهد (گرینلند و رورک، ۲۰۰۸). متاآنالیز چندسطحی نیز فرایند متاآنالیز را در دو سطح درون‌مطالعه‌ای و بین‌مطالعه‌ای انجام می‌دهد.

فرایند اجرای روش متاآنالیز چندسطحی در این مطالعه

برای انجام متاآنالیز، پس از تعریف و تعیین موضوع، برای دستیابی به مطالعات مربوط به موضوع، جست‌وجو در پایگاه‌های اطلاعاتی انجام می‌شود. سپس مطالعات براساس معیارهای مشخص غربال می‌شوند و مطالعات منفرد مناسب، برای ورود به متاآنالیز انتخاب می‌شوند. در مرحلهٔ بعد، نتایج کمی مطالعات استخراج و کدگذاری می‌شود. پس از آن در سطح اول متاآنالیز، ضرایب مربوط به رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد در درون هر مطالعه با هم ترکیب می‌شود و اندازهٔ اثر[1] مربوط به هر مطالعهٔ منفرد محاسبه می‌شود. در سطح دوم متاآنالیز، اندازهٔ اثرهای مطالعات در مرحلهٔ قبل با یکدیگر ترکیب و اندازهٔ اثر متوسط[2] حاصل می‌شود. درنهایت، اندازهٔ اثر متوسط تفسیر و در قالب متارگرسیون، عوامل مؤثر بر ناهمگنی مطالعات منفرد بررسی می‌شود. سرانجام در پاسخ به مسئلهٔ پژوهش نتیجه‌گیری می‌شود. به‌طورکلی فرایند اجرای روش متاآنالیز در این مطالعه شامل پنج مرحله است. تعریف موضوع و سؤال پژوهش، استراتژی جست‌وجو، غربالگری مطالعات، استخراج اطلاعات و تحلیل آماری و ارائه و تفسیر آن، این پنج مرحله را تشکیل می‌دهند. در ادامه، فرایند هر مرحله تبیین خواهد شد.

الف) تعریف موضوع و سؤال پژوهش

همان‌طور که قبل از این مطرح شد، رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد در تحقیقات تجربی قبلی مورد توجه واقع شده است. بااین‌حال، نتایج مطالعات مختلف در

1. Effect size
2. Average Effect Size

این حوزه به‌دلیل ناهمگنی نمونه‌های مورد استفاده، مشخصات مدل و برآوردگرهای مورد استفاده متفاوت است. با توجه به تعارض موجود میان نتایج مطالعات، سؤال اصلی در این پژوهش این است که برآیند نتایج مطالعات تجربی حوزهٔ آزادسازی مالی، چه رابطه‌ای بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد را نتیجه می‌دهد.

ب) استراتژی جست‌وجو

به دنبال رهنمودهای انجام متاآنالیز در اقتصاد (استنلی و همکاران، ۲۰۱۳)، برای پرداختن به مسئلهٔ پژوهش و انجام متاآنالیز، این مطالعه به‌طور سیستماتیک تمام شواهد تجربی قابل‌دستیابی از تعدادی از منابع پایگاه داده شامل گوگل اسکالر[1]، ریسرچ گیت[2]، آکادمیا[3] و اسکوپوس[4] را مرور می‌کند. به این منظور ابتدا مطالعات مربوط به موضوع پژوهش با کلیدواژه‌های آزادسازی مالی[5]، ادغام مالی[6]، جهانی‌سازی مالی[7]، آزادی مالی[8]، نابرابری درآمد[9] و توزیع درآمد[10] و معادل انگلیسی آن‌ها جست‌وجو شد.

ج) معیارهای انتخاب و ارزیابی کیفیت مطالعات

یکی از مهم‌ترین مراحل متاآنالیز، انتخاب مطالعات مناسب برای ورود به متاآنالیز و استخراج اطلاعات آن‌ها است که باید قاعده‌مند و براساس چارچوب معین انجام شود. برای اجرای این مهم، ابتدا عناوین تمام مقالات جست‌وجوشده در پایگاه‌های اینترنتی فهرست شدند. سپس مقالات با عناوین تکراری از انتخاب‌ها خارج شدند. در مرحلهٔ بعد، عناوین مقالات با توجه به کلیدواژه‌های مدنظر بررسی شدند و عنوان‌های نامرتبط کنار گذاشته شدند. در ادامه پس از بررسی چکیدهٔ مقالات برای انتخاب مطالعات مدنظر متاآنالیز، این مطالعات براساس پروتکل متاآنالیز مورد غربالگری قرار گرفتند.

با درنظرگرفتن اینکه تمرکز این مطالعه روی رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع

1. Google Scholar
2. ResearchGate
3. Academia
4. Scopus
5. Financial liberalization
6. Financial integration
7. Financial globalization
8. Financial openness
9. Income inequality
10. Distribution of income

درآمد است، پروتکل متاآنالیز برای انتخاب مطالعات منفرد براساس معیارهای زیر تعریف شد:

۱. مقاله یک مطالعهٔ تجربی باشد که شامل حداقل یک رگرسیون یا یک تجزیه و تحلیل همبستگی است؛
۲. برای افزایش دقت و اعتبار متاآنالیز فقط از مطالعاتی که به‌صورت مقاله در مجلات منتشر شده‌اند، استفاده شد و گزارش‌ها، یادداشت‌ها، روزنامه‌ها و سایر قالب‌های منتشرشده، کنار گذاشته شدند؛
۳. مطالعات سری زمانی از فهرست مطالعات خارج شدند و صرفاً مطالعات بین‌کشوری و براساس داده‌های تابلویی مدنظر قرار گرفتند. انجام متاآنالیز روی مطالعات سری زمانی، مطالعهٔ دیگری را می‌طلبد؛
۴. متغیر مربوط به توزیع درآمد به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته شده باشد. به‌طورکلی، محققان علاقه‌مند به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد، مشابه مدل زیر را تخمین می‌زنند:

$$I_{it} = \alpha + \beta FL_{it} + \eta FD_{it} + \lambda FL_{it} * FD_{it} + \gamma_k Z_{itk} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن I معیار معتبری برای نابرابری درآمد، FL معیاری برای آزادسازی مالی، FD معیاری از توسعهٔ مالی، FL*FD رابطهٔ تعاملی بین آزادسازی مالی و توسعهٔ مالی و Z یک بردار از سایر متغیرهای توضیحی مانند شرایط اقتصاد کلان است. ε جملهٔ خطا است و زیرنویس‌های i و t به‌ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند؛ بنابراین در این بررسی فقط مطالعاتی وارد فهرست نهایی شدند که متغیر مربوط به توزیع درآمد را به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته‌اند.

۱. حذف مطالعاتی که صرفاً بحث آزادسازی تجاری را مدنظر قرار داده باشند (به‌دلیل تمرکز این پژوهش بر آزادسازی مالی)؛
۲. متن کامل مقاله در دسترس باشد؛
۳. داده‌های مورد نظر برای استخراج و ورود به متاآنالیز در هر مطالعه کامل باشد.

د) استخراج اطلاعات

با جست‌وجوی کلیدواژه‌های مربوط به موضوع در پایگاه‌های اطلاعاتی، ۵۰،۳۰۰

مطالعه یافت شد[1]. سپس با بررسی و فیلتر عنوان این مقالات و کنارگذاشتن عنوان‌های نامرتبط (تعداد مطالعات کنار گذاشته‌شده در این مرحله: ۴۹۹۱۹ مطالعه)، تعداد ۳۸۱ مقاله حاصل شد (تا این مرحله، مقالات با استفاده از ابزارهای جست‌وجوی پیشرفتهٔ پایگاه‌های اطلاعاتی فیلتر شدند). در ادامه با بررسی چکیدهٔ مقالات (با محوریت بررسی رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد)، ۹۲ مطالعه که در راستای پاسخگویی به سؤالات پژوهش بودند استخراج و کدگذاری شدند (تعداد مطالعات کنار گذاشته‌شده در این مرحله: ۲۸۹ مطالعه). پس از قراردادن این مطالعات در پروتکل متاآنالیز و بررسی متن کامل مطالعات، مطالعات نامناسب برای ورود به متاآنالیز و مطالعات با اطلاعات ناکافی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر کنار گذاشته شدند (تعداد مطالعات کنار گذاشته‌شده در این مرحله: ۶۴ مطالعه). درنهایت ۲۸ مطالعهٔ نهایی[2] برای ورود به متاآنالیز و استخراج اطلاعات انتخاب شدند. اطلاعات استخراج‌شده از مطالعات، براساس متغیرهای مطالعه در صفحه گستردهٔ اکسل مرتب شدند. متغیرهای مدنظر این متاآنالیز برای استخراج در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. توضیح متغیر

ردیف	متغیر	توضیحات
		متغیرهای اندازه‌گیری آزادسازی مالی
۱	FDI	اگر آزادسازی مالی با شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اندازه‌گیری شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲	Cap Account	اگر آزادسازی مالی با شاخص آزادسازی حساب سرمایه اندازه‌گیری شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
		متغیرهای مربوط به اندازه‌گیری توزیع درآمد
۳	Gini	اگر توزیع درآمد با ضریب جینی اندازه‌گیری شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.

۱. این تعداد بر اساس شمارشگر پایگاه‌های اطلاعاتی ثبت شده است. جست‌وجوی مطالعات منفرد در تاریخ ۱۷ مرداد ۱۴۰۰ متوقف شد.

۲. دسترسی به اطلاعات ۲۸ مطالعهٔ منتخب (از قبیل عنوان، نویسندگان، مدل و روش، نمونه کشورها، دوره زمانی، متغیرهای مورد بررسی و نتیجه‌گیری) و فهرست منابع این مطالعات، از طریق ارسال ایمیل به نویسندگان امکان‌پذیر است.

۴	Bottom income share	اگر توزیع درآمد با سهم درآمد دهک‌های پایین اندازه‌گیری شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۵	Top income share	اگر توزیع درآمد با سهم درآمد دهک‌های بالا اندازه‌گیری شده باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
	سایر متغیرهای تعدیلگر	
۶	Lagged depend vari	اگر متغیر وابسته با وقفه در مدل حضور داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۷	Lagged FiLib	اگر متغیر مربوط به آزادسازی مالی با وقفه در مدل حضور داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۸	Log depend vari	اگر متغیر وابسته لگاریتمی باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۹	Log FilIB	اگر متغیر مربوط به آزادسازی مالی لگاریتمی باشد، این متغیر مجازی برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۰	Financial development	اگر توسعهٔ مالی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۱	Economic growth	اگر رشد اقتصادی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۲	Democracy	اگر دموکراسی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۳	Financial crisis	اگر بحران‌های مالی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۴	Unionization	اگر مسائل مربوط به اتحادیه در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۵	Education	اگر آموزش در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۶	Institutional Quality	اگر کیفیت نهادی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۷	Demo	اگر اطلاعات جمعیتی در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۸	Trade	اگر تجارت در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۱۹	Inflation	اگر تورم در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.

۲۰	Technology development	اگر توسعهٔ فناوری در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۱	Government spending	اگر مخارج دولت در مدل وجود داشته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۲	Developed	اگر نمونه شامل کشورهای توسعه‌یافته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۳	Developing	اگر نمونه شامل کشورهای درحال‌توسعه باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۴	Mixed	اگر نمونه شامل ترکیبی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۵	۱۹۶۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۱۹۶۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۶	۱۹۷۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۱۹۷۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۷	۱۹۸۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۱۹۸۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۸	۱۹۹۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۱۹۹۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۲۹	۲۰۰۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۲۰۰۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.
۳۰	۲۰۱۰	اگر داده‌ها مربوط به دههٔ ۲۰۱۰ باشد، این متغیر مجازی برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر است.

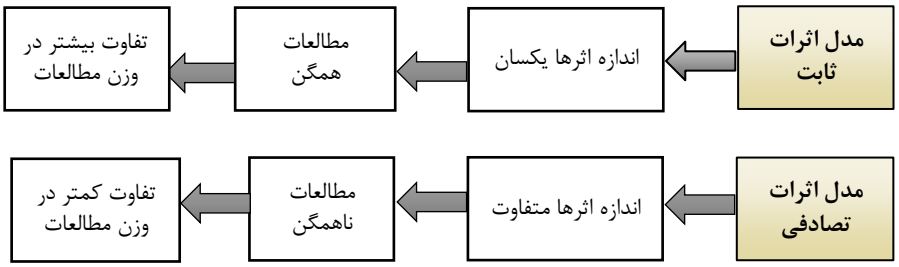
منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای جدول ۱ براساس استفاده و تکرار در الگوهای رگرسیونی مطالعات منفرد و مبانی نظری مربوط به رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد، برای ورود به متاآنالیز درنظر گرفته شده‌اند. اطلاعات مستخرج از ۲۸ مطالعهٔ منتخب شامل ۵۹۱ رگرسیون و ۷۵۳ ضریب برای رابطهٔ بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد بود که کدگذاری شدند. در این مرحله پس از استخراج داده‌های هریک از مطالعات و کدگذاری آن‌ها، این داده‌ها به نرم‌افزار CMA [1] وارد شدند.

1. Comprehensive Meta-Analysis Software

ه) تجزیه و تحلیل آماری

به‌منظور ترکیب نتایج مطالعات منفرد، یکی از مسائل مهمی که باید در هر متاآنالیز مدنظر قرار گیرد، بررسی ناهمگنی[1] مطالعات به‌منظور انتخاب مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی[2] است.



شکل ۱. ویژگی‌های مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی

منبع: بورنشتاین و همکاران (۲۰۱۱)

همان‌طور که در شکل ۱ مشخص است، در مدل اثرات ثابت، فرض بر این است که همهٔ مطالعات منفرد دارای یک اندازهٔ اثر یکسان هستند. در این مدل، اندازهٔ اثرات یکی هستند و تنوع اندازهٔ اثر مشاهده‌شده از مطالعه‌ای به مطالعه دیگر به‌دلیل خطای تصادفی هر مطالعه است. برخلاف مدل اثرات ثابت، در مدل اثرات تصادفی فرض بر متفاوت‌بودن اندازهٔ اثر جوامع آماری مورد مطالعه در متاآنالیز است. همچنین وزن مطالعات[3] در مدل اثرات ثابت نسبت به مدل اثرات تصادفی تفاوت بیشتری دارند؛ بنابراین اگر براساس تحلیل ناهمگنی رویکرد اثرات ثابت یا اثرات تصادفی انتخاب شود، وزن مطالعات بسیار متفاوت خواهد شد و این تغییر وزن بر کلیهٔ نتایج بعدی متاآنالیز تأثیر خواهد گذاشت؛ بنابراین اهمیت تحلیل ناهمگنی روشن می‌شود (بورنشتاین و همکاران، ۲۰۱۱). جدول ۳ نتایج آزمون Q کوکران[4] را برای بررسی ناهمگنی بین مطالعات گزارش می‌دهد.

---

1. Heterogeneity

۲. شایان ذکر است که مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی در متاآنالیز با همین مدل‌ها در داده‌های پانلی متفاوت است.

۳. وزن هر مطالعه نشان‌دهندهٔ درجهٔ اهمیت یک مطالعه در محاسبهٔ اندازهٔ اثر متوسط است. درصد اندازهٔ نمونهٔ (Sample Size) هر مطالعه نسبت به مجموع اندازه‌های نمونهٔ کل مطالعات منفرد، وزن آن مطالعه را نشان می‌دهد.

4. Cochran's Q test

جدول ۳. نتایج آزمون ناهمگنی

آزمون Q کوکران	
Q-value	۲۴۸/۰۴۶
درجهٔ آزادی Q	۲۷
P-value	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

آزمون Q مبتنی بر توزیع کای دو (χ^2) و درجهٔ آزادی k-1 است که k در اینجا به تعداد مطالعات منفرد اشاره می‌کند. فرضیهٔ H_0 در این آزمون، همگنی مطالعات، و فرضیهٔ H_1 ناهمگنی مطالعات را نشان می‌دهد. تأییدشدن فرض همگنی مطالعات موجب انتخاب مدل اثرات ثابت می‌شود. به این معنی که اندازهٔ اثرات یکسان است و رد فرض همگنی موجب انتخاب مدل اثرات تصادفی می‌شود (هارول، ۱۹۹۷). با توجه به مقدار (P-value) گزارش‌شدهٔ آزمون Q کوکران در جدول ۳، فرضیهٔ H_0 این آزمون در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود و فرضیهٔ ناهمگنی مطالعات تأیید می‌شود؛ بنابراین نتایج این آزمون نشان می‌دهد مطالعات منفرد واردشده در متاآنالیز ناهمگن هستند و در برآورد اندازهٔ اثر متوسط باید مدل اثرات تصادفی را مدنظر قرار داد.

۴. نتایج ترکیب مطالعات

در این بخش که مهم‌ترین بخش از فرایند متاآنالیز است، نتایج ترکیب و برآیند اندازهٔ اثر مطالعات مطرح می‌شود. روش مورد استفاده در این مطالعه متاآنالیز چندسطحی است. این نوع تحلیل به حالتی اشاره دارد که در آن نیاز به انجام چندبارهٔ متاآنالیز است؛ برای مثال، زمانی که در هر مطالعهٔ منفرد چندین رگرسیون و به دنبال آن چندین اندازهٔ اثر وجود دارد، نیاز هست در سطح اول، ابتدا با انجام متاآنالیز، ضرایب درون هر مطالعه با هم ترکیب شود و برای آن مطالعه، یک اندازهٔ اثر به‌دست آید (مک‌شان و باکنهولت، ۲۰۱۸). پس از انجام این عمل، در سطح دوم اندازهٔ اثرهای حاصل از مطالعات منفرد با یکدیگر ترکیب می‌شوند و درنهایت، اندازهٔ اثر متوسط حاصل می‌شود. جدول ۴ نتایج مربوط به ترکیب اندازهٔ اثرات مطالعات منفرد و محاسبهٔ اندازهٔ اثر متوسط را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج ترکیب مطالعات

تعداد مطالعات	مجموع تعداد رگرسیون‌های مطالعات	مجموع تعداد ضرایب آزادسازی مالی در مطالعات	اندازهٔ اثر متوسط	فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد	Z-value	P-value
۲۸	۵۹۱	۷۵۳	-۰/۰۶۳۶۱**	-۰/۰۰۴۰۷ _ -۰/۱۲۲۷۱	-۲/۰۹۳۶۴	۰/۰۳۶۲۹

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

p<0/1 */p<0/05 **/p<0/01 ***

ترکیب اندازهٔ اثرهای مطالعات منفرد، اندازهٔ اثر متوسط را گزارش می‌کند. با استفاده از اندازهٔ اثر متوسط می‌توان شدت و جهت رابطهٔ بین متغیرهای مورد بررسی متاآنالیز را مشخص کرد. علامت منفی اندازهٔ اثر متوسط این‌گونه معنی می‌شود که آزادسازی مالی با نابرابری درآمد رابطهٔ منفی (معکوس) دارد، همچنین براساس آماره‌های Z و P گزارش‌شده، این رابطه معنادار است؛ بنابراین افزایش آزادسازی مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و توزیع درآمد بهبود می‌یابد و فرضیهٔ مطالعه تأیید می‌شود (رد نمی‌شود). برای بررسی شدت رابطه، از معیار تفسیر کوهن[1] که در جدول ۵ مطرح شده است، می‌توان استفاده کرد.

جدول ۵. معیار کوهن برای تفسیر کاربردی اندازهٔ اثر

اندازهٔ اثر متوسط	تفسیر
۰/۱۰	کوچک
۰/۳۰	متوسط
۰/۵۰	بزرگ
۰/۷۰	خیلی بزرگ

منبع: کوهن (۱۹۸۸)

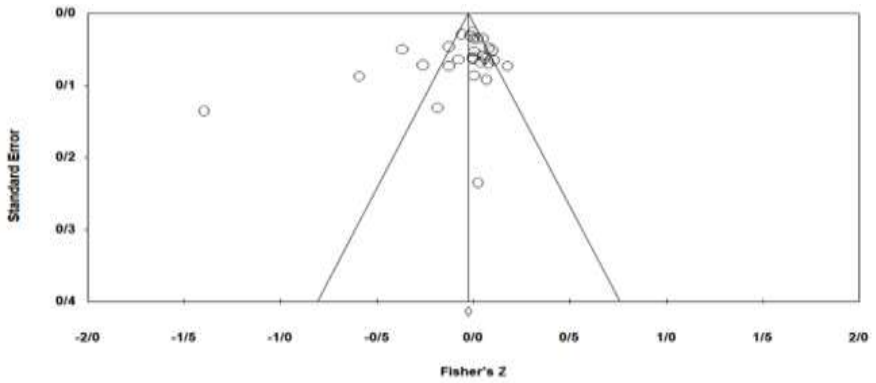
با توجه به اطلاعات جدول ۵ و اندازهٔ اثر متوسط گزارش‌شده در جدول ۴، مشخص می‌شود که شدت رابطهٔ بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمد کوچک است.

1. Cohen

نمودار قیفی[1] و بررسی تورش انتشار[2]

تورش انتشار نوعی سوگیری است که در تحقیقات دانشگاهی منتشرشده رخ می‌دهد و زمانی اتفاق می‌افتد که نتیجهٔ یک آزمایش یا تحقیق، بر تصمیم‌گیری دربارهٔ انتشار و چاپ آن تأثیر بگذارد (سونگ و همکاران، ۲۰۱۰). مطالعاتی که اندازهٔ اثرهای بزرگ‌تر و معناداری را گزارش می‌کنند، احتمال چاپ بیشتری در مجلات دارند و این امر ممکن است موجب انتشارنیافتن مطالعات با اندازهٔ اثرهای کوچک و بی‌معنی شود؛ بنابراین، این مشکل می‌تواند نتایج مطالعات منفرد را دچار تورش و خطا کند. اگر تورش در نتایج مطالعات منفرد شدید باشد، نتایج متاآنالیز به‌دلیل استفاده از این مطالعات خدشه‌دار می‌شود و اعتبار متاآنالیز زیر سؤال می‌رود. برای بررسی این موضوع در مطالعات، متاآنالیز نمودار قیفی و آزمون تورش انتشار انجام می‌شود.

نمودار قیفی شبیه قیفی است که در بخش بزرگ آن اندازهٔ اثر مطالعاتی با اندازهٔ نمونهٔ کم و خطای معیار بالا قرار دارند و در بخش کوچک قیف، اندازهٔ اثر مطالعاتی با اندازهٔ نمونهٔ بزرگ و خطای معیار کوچک‌تر قرار می‌گیرد. در وسط قیف هم مطالعاتی با اندازهٔ اثر متوسط قرار دارد (نوغانی دخت بهمنی و میرمحمدتبار، ۱۳۹۶: ۱۱۲). تقارن اندازهٔ اثر مطالعات در سمت چپ و راست نمودار قیفی نشان‌دهندهٔ نبود تورش انتشار است. عدم تقارن نمودار قیفی به این معنا است که متاآنالیز دچار تورش ناشی از انتشار شده است.



نمودار ۱. نمودار قیفی مربوط به متاآنالیز

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

1. Funnel Plot
2. Publication bias

نمودار ۱ محور افقی اندازهٔ اثر استانداردشده (Z فیشر) و محور عمودی خطای معیار مربوط به اندازهٔ اثر را نشان می‌دهد. هرکدام از دایره‌های کوچک نیز نشان‌دهندهٔ اندازهٔ اثر مربوط به هر مطالعه است. خط وسط قیف، مربوط به اندازهٔ اثر متوسط متاآنالیز است. بررسی این نمودار بیانگر این موضوع است که پراکندگی اندازهٔ اثرها، نسبتاً متقارن است، اما برای بررسی کمی و دقیق تقارن و تورش انتشار، نمودار قیفی کافی نیست و باید آزمون مربوط به بررسی تقارن و تورش انتشار انجام پذیرد.

آزمون اِگِر[1]

برای بررسی کمی تورش انتشار در این متاآنالیز از آزمون اگر استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۶ قابل‌مشاهده است.

جدول ۶. نتایج آزمون تورش انتشار

رگرسیون اگر	
عرض از مبدأ	-۲/۰۷۰۶۷
خطای معیار	۱/۳۴۸۰۷
حد پایین فاصلهٔ اطمینان	-۴/۸۴۱۶۷
حد بالای فاصلهٔ اطمینان	۰/۷۰۰۳۴
t-value	۱/۵۳۶۰۲
درجهٔ آزادی	۲۶/۰۰۰۰۰
p-value	۰/۰۳۶۶۱

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA

جدول ۶ نتایج تخمین رگرسیون اگر را نشان می‌دهد. فرضیهٔ H_0 آزمون این است که پراکندگی اندازهٔ اثرهای مطالعات منفرد متقارن است و فرضیهٔ H_1 عدم تقارن پراکندگی اندازهٔ اثرهای مطالعات منفرد را بیان می‌کند (اگر و همکاران، ۱۹۹۷). با توجه به نتایج جدول فوق، فرضیهٔ H_0 (تقارن داده‌ها و عدم تورش انتشار) این آزمون تأیید می‌شود (رد نمی‌شود)؛ بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که متاآنالیز این پژوهش دچار تورش ناشی از انتشار نشده است و نتایج آن از اعتبار بالایی برخوردار است.

1. Egger Test

۵. نتایج ترکیب مطالعات با درنظرگرفتن متغیرهای تعدیلگر[1] (تحلیل متارگرسیون)

در این بخش، نتایج محاسبهٔ اندازهٔ اثر متوسط با لحاظ‌کردن اثر متغیرهای تعدیلگر که در جدول ۲ مطرح شدند، گزارش و تفسیر می‌شود.

جدول ۷. نتایج ترکیب مطالعات با درنظرگرفتن تعدیلگرها

متغیرهای تعدیلگر	اندازهٔ اثر	p-value	z-value	کران بالا	کران پایین
FDI	-۰/۰۸۴۰**	۰/۰۴۶۶۶	-۱/۹۸۹۴۰	-۰/۰۰۱۲۵	-۰/۱۶۵۶۲
Cap Account	۰/۰۳۴۴۴**	۰/۰۱۳۰۹	۲/۴۸۱۳۱	۰/۰۶۱۵۹	۰/۰۰۷۲۴
Gini	۰/۰۰۸۵۸	۰/۴۵۶۱۹	۰/۷۴۵۱۳	۰/۰۳۱۱۵	-۰/۰۱۳۹۹
Bottom income share	-۰/۰۷۹۸۳***	۰/۰۰۹۹۲	-۲/۵۷۸۴۵	-۰/۰۱۹۱۹	-۰/۱۳۹۸۹
Top income share	۰/۰۲۲۱۱	۰/۱۵۷۱۹	۱/۴۱۴۵۸	۰/۰۵۲۷۹	-۰/۰۰۸۵۲
Lagged Gini	-۰/۰۹۲۶۱***	۰/۰۰۰۰	-۵/۴۵۱۶۸	-۰/۰۵۹۴۲	-۰/۱۲۵۶۰
Lagged FiLib	۰/۰۹۸۹۳***	۰/۰۰۰۰	۵/۶۳۸۲۹	۰/۱۳۲۹۶	۰/۰۶۴۶۶
log depend vari	۰/۱۲۳۷۳***	۰/۰۰۰۰	۷/۲۲۴۸۵	۰/۱۵۶۸۰	۰/۰۹۰۳۸
log FilIB	-۰/۰۱۳۰۹	۰/۵۵۷۰۷	-۰/۵۸۷۱۹	۰/۰۳۰۵۸	-۰/۰۵۶۷۰
Financial development	-۰/۰۲۳۳۸***	۰/۰۰۰۱۹	-۳/۷۳۲۰۷	-۰/۰۱۱۱۰	-۰/۰۳۵۶۵
Economic growth	-۰/۰۵۴۳۶***	۰/۰۰۰۲۸	-۳/۶۳۲۵۸	-۰/۰۲۵۰۵	-۰/۰۸۳۵۷
Democracy	-۰/۰۳۹۸۸	۰/۱۴۷۳۴	-۱/۴۴۸۹۸	۰/۰۱۴۰۷	-۰/۰۹۳۵۹
Financial crisis	۰/۱۴۵۲۸***	۰/۰۰۰۰	۵/۳۶۷۵۷	۰/۱۹۷۱۲	۰/۰۹۲۶۲
Unionization	۰/۰۵۳۱۲***	۰/۰۰۲۲۹	۳/۰۴۹۹۰	۰/۰۸۷۱۲	۰/۰۱۹۰۰
Education	۰/۰۵۱۸۸***	۰/۰۰۰۰	۴/۷۳۹۶۸	۰/۰۷۳۲۷	۰/۰۳۰۴۵
Institutional Quality	۰/۰۱۶۳۱	۰/۶۲۲۱۸	۰/۴۹۲۷۷	۰/۰۸۱۰۴	-۰/۰۴۸۵۴
Demo	۰/۰۲۹۴۰**	۰/۰۴۳۹۲	۲/۰۱۴۸۶	۰/۰۵۷۹۵	۰/۰۰۰۸۰
Trade	۰/۰۲۰۰۷*	۰/۰۷۲۰۱	۱/۷۹۹۰۸	۰/۰۴۱۹۲	-۰/۰۰۱۸۰
Inflation	۰/۰۰۶۶۷	۰/۶۳۶۹۹	۰/۴۷۱۹۱	۰/۰۳۴۳۷	-۰/۰۲۱۰۴
Technology development	۰/۱۰۰۳۴***	۰/۰۰۰۱	۸/۷۴۱۲۲	۰/۱۲۲۶۴	۰/۰۷۷۹۵

1. Moderator

متغیرهای تعدیلگر	اندازهٔ اثر	p-value	z-value	کران بالا	کران پایین
Government spending	-۰/۰۰۷۰۶	۰/۷۵۳۹۲	-۰/۳۱۳۴۸	۰/۰۳۷۰۵	-۰/۰۵۱۱۴
Developed	***۰/۰۷۴۱۴	۰/۰۰۷۲۰	۲/۶۸۷۳۰	۰/۱۲۷۷۴	۰/۰۲۰۱۰
Developing	***-۰/۱۱۷۵۱	۰/۰۰۰۰۱	-۴/۴۲۷۸۸	-۰/۰۶۵۷۱	-۰/۱۶۸۶۹
Mixed	***۰/۰۲۷۴۲	۰/۰۰۴۸۰	۲/۸۱۹۸۸	۰/۰۴۶۴۵	۰/۰۰۸۳۶
۱۹۶۰	*-۰/۰۷۵۷۳	۰/۰۷۲۵۳	-۱/۷۹۷۵۷	۰/۰۰۶۹۴	-۰/۱۵۷۳۸
۱۹۷۰	***۰/۰۵۳۲۷	۰/۰۰۰۰۲	۴/۳۰۱۳۷	۰/۰۷۷۴۶	۰/۰۲۹۰۱
۱۹۸۰	***۰/۰۲۷۷۲	۰/۰۰۴۵۳	۲/۸۳۸۵۷	۰/۰۴۶۸۴	۰/۰۰۸۵۸
۱۹۹۰	-۰/۰۰۲۵۷	۰/۷۹۱۸۰	-۰/۲۶۳۹۷	۰/۰۱۶۵۰	-۰/۰۲۱۶۳
۲۰۰۰	-۰/۰۰۰۸۶	۰/۹۲۹۲۵	-۰/۰۸۸۷۹	۰/۰۱۸۰۷	-۰/۰۱۹۷۹
۲۰۱۰	*۰/۰۱۶۵۷	۰/۰۶۹۸۴	۱/۸۱۲۹۲	۰/۰۳۴۴۷	-۰/۰۰۱۳۴

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم‌افزار CMA *p< ۰/۰۵ **p<۰/۰۱ ***

این متغیرها عوامل مؤثر بر ناهمگنی اثر آزادسازی مالی بر توزیع درآمد است. همان‌طور که در جدول ۷ مشخص است، استفاده از شاخص‌های مختلف برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی (FDI و Cap Account) می‌تواند اندازهٔ اثر رابطهٔ آزادسازی مالی و نابرابری درآمد را تحت تأثیر قرار دهد؛ به‌نحوی‌که ترکیب اندازهٔ اثر مطالعاتی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) را به‌عنوان متغیر مستقل درنظر گرفته بودند، رابطهٔ منفی و معنادار (۰/۰۸۴-) بین آزادسازی مالی و توزیع درآمد را گزارش می‌دهند (به این معنی که افزایش آزادسازی مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و توزیع درآمد بهبود می‌یابد). در سمت دیگر، برآیند نتایج مطالعاتی که شاخص آزادسازی حساب سرمایه[1] را مدنظر قرار داده بودند، رابطهٔ مثبت و معنادار (۰/۰۳۴۴۴) بین دو متغیر مورد بررسی را نتیجه می‌دهد. همچنین بررسی نتایج متغیرهای مربوط به اندازه‌گیری توزیع درآمد نیز نشان می‌دهد استفاده از شاخص‌های مختلف برای توزیع درآمد می‌تواند موجب اختلاف در نتایج مطالعات منفرد شود. اگر توزیع درآمد با شاخص سهم درآمدی دهک‌های پایین[2] اندازه‌گیری شده باشد، رابطهٔ بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمد منفی و معنادار (۰/۰۷۹۸۳-) است و در صورت استفاده از شاخص‌های

1. Cap Account
2. Delis

ضریب جینی[1] و توزیع درآمد با سهم درآمدی دهک‌های بالا[2]، رابطهٔ مذکور بین دو متغیر مثبت و بی‌معنی است. دستهٔ دیگر متغیرها مربوط به درنظرگرفتن یا نگرفتن وقفه در متغیرهای اصلی و استفاده یا عدم استفاده از حالت لگاریتمی برای متغیرها است که همان‌طور که مشخص است، می‌تواند سبب تفاوت در نتایج مطالعات شود.

در قسمت بعدی متغیرها، ضریب مربوط به توسعهٔ مالی (۰/۰۲۳۳۸-) رابطه‌ای منفی و معنادار نشان می‌دهد و این با نتیجهٔ دلیس و همکاران (۲۰۱۴) که بیان می‌کنند درجهٔ توسعهٔ مالی بر رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد اثرگذار است، مطابقت دارد. همچنین متغیر رشد اقتصادی نیز رابطهٔ منفی و معناداری (۰/۰۵۴۳۶-) را گزارش می‌دهد. برای کانال اثرگذاری بحران مالی بر رابطهٔ آزادسازی مالی و توزیع درآمد، ضریب بحران مالی مثبت و از نظر آماری معنادار است که نشان می‌دهد یک بحران مالی به فقرا و دیگران با درآمد پایین آسیب خواهد رساند (بالداچی و همکاران، ۲۰۰۲؛ تاونسند، ۲۰۰۲). برآیند مطالعاتی که متغیرهای مربوط به اتحادیه‌های کارگری، اطلاعات جمعیتی نیروی کار، آموزش، توسعهٔ فناوری و تجارت را در مدل رگرسیونی خود لحاظ کرده بودند، رابطهٔ مثبت و معناداری را نتیجه می‌دهد. درمورد ورود متغیرهای دموکراسی، کیفیت نهادی، تورم و مخارج دولت، معنادارنبودن اندازهٔ اثر نشان از این امر دارد که ترکیب نتایج مطالعاتی که این متغیرها را در الگوی رگرسیونی خود وارد کرده‌اند، تأثیر معناداری از تعامل هریک از این متغیرها با رابطهٔ آزادسازی مالی و تورم نشان نمی‌دهد.

در سطح معناداری ۵ درصد در کشورهای توسعه‌یافته، رابطه مثبت و قابل‌توجه است. علاوه بر این، ضریب مرتبط با کشورهای درحال‌توسعه نیز در این سطح معناداری به‌طور قابل‌توجهی منفی است. این نتایج نشان می‌دهد تأثیر منفی آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه وجود دارد. از این‌رو، مطالعاتی که فقط کشورهای درحال‌توسعه را در نمونهٔ خود درنظر می‌گیرند، به‌احتمال زیاد کاهش نابرابری درامد را تجربه می‌کنند و تمایل به حمایت از این ایده دارند که کشورهای درحال‌توسعه بیش از کشورهای پیشرفته از آزادسازی مالی بهره‌مند می‌شوند (کلمایر، ۲۰۱۵). علاوه بر این، مطالعاتی که ترکیبی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته را برای نمونه انتخاب کرده بودند، ترکیب نتایج آن‌ها رابطهٔ مثبت و معناداری بین آزادسازی مالی و نابرابری درآمد گزارش می‌دهد. در بخش انتهایی متغیرهای تعدیلگر، دورهٔ زمانی مدنظر

1. Bottom income share
2. Gini

مطالعات (دهه‌های ۱۹۶۰، ۱۹۷۰، ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۱۰) مورد توجه قرار گرفته است که نتایج این متغیرها نشان می‌دهد دورهٔ زمانی متفاوت، یکی دیگر از دلایل ناهمگنی در مطالعات منفرد است.

۶. نتیجه‌گیری

با توجه به توسعهٔ اقتصاد صنعتی و افزایش جریان‌های بین‌المللی سرمایهٔ بین‌مرزی، آزادسازی مالی یا جهانی‌سازی اقتصادی به یک ویژگی مهم در اقتصاد جهان تبدیل شده است. با وجود این ممکن است توسعهٔ فناوری، رشد درآمد و رشد تولید به نفع همهٔ طبقات در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه نباشد. در این راستا، بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد اهمیت می‌یابد. همچنین بررسی مطالعات پیشین در حوزهٔ آزادسازی مالی، نتایج متناقضی را درمورد تأثیر این متغیر بر توزیع درآمد نشان می‌دهد. در این راستا، این مطالعه با استفاده از روش متاآنالیز چندسطحی، ناهمگنی و تفاوت موجود در نتایج مطالعات قبلی را بررسی کرد. اندازهٔ اثر متوسط حاصل از برآیند نتایج مطالعات منفرد، فرضیهٔ تعریف‌شده براساس مبانی نظری مبنی بر وجود رابطهٔ منفی و معنادار بین آزادسازی مالی و نابرابری را تأیید کرد. بدین‌معنا که افزایش آزادسازی مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و توزیع درآمد بهبود می‌یابد. علاوه بر این نشان داده شد که عوامل مختلفی از جمله دورهٔ زمانی مطالعات، نمونه کشورها، شاخص مورد استفاده برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی و توزیع درآمد و متغیرهای مورد استفاده در مدل رگرسیونی، بر رابطهٔ مذکور اثرگذار هستند و می‌توانند سبب نتایج متفاوت در مطالعات مختلف شوند. متغیرهایی مانند توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی می‌تواند اثرگذاری مطلوب آزادسازی مالی بر توزیع درآمد را تقویت کند. بحران‌های مالی می‌تواند حصول نتایج مثبت آزادسازی مالی را با مشکل روبه‌رو سازد و موجب بدترشدن توزیع درآمد شود. همچنین در کشورهای توسعه‌یافته، رابطهٔ بین دو متغیر مورد بررسی مثبت و معنادار است، اما ضریب مرتبط با کشورهای درحال‌توسعه به‌طور قابل‌توجهی منفی و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد تأثیر منفی آزادسازی مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه وجود دارد. از این‌رو، مطالعاتی که فقط کشورهای درحال‌توسعه را در نمونهٔ خود درنظر می‌گیرند، به‌احتمال زیاد کاهش نابرابری درامد را تجربه می‌کنند و تمایل به حمایت از این ایده دارند که کشورهای درحال‌توسعه بیش از کشورهای پیشرفته از آزادسازی مالی بهره‌مند می‌شوند. درمورد اعتبار این موارد، با استفاده از آزمون اگر به همراه گزارش نمودار قیفی، نبود تورش انتشار و اعتبار

نتایج متاآنالیز اثبات شد. از نظر پیامدهای سیاستی، تأیید شد که بهبود بازارهای مالی و به دنبال آن توسعهٔ مالی، افزایش تولید و به‌تبع آن افزایش رشد اقتصادی در هر دو دسته کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته برای اصلاح آزادسازی مالی مهم است.

منابع

۱. اصغرپور، حسین، سلمانی، بهزاد و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۳). تأثیر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در بین کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۶، ۱۴۰-۱۲۳.

۲. پایتختی اسکویی، سیدعلی و طبقچی اکبری، لاله (۱۳۹۳). جهانی‌شدن و توزیع درآمد؛ شواهدی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته. *فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی‌شدن*، ۱۲، ۹۹-۶۹.

۳. سامتی، مرتضی، رنجبر، همایون و اوحدی اصفهانی، سپیده (۱۳۹۰). تحلیل اثر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب. *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی*، ۵۹، ۱۸۳-۱۶۳.

۴. عبادی، جعفر و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۸۵). بررسی نابرابری جریان‌های تجاری، سرمایه‌گذاری و درآمد در جهان به روش ناپارامتریک و دلایل آن (۱۹۶۰-۲۰۰۰). *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۲، ۳۰-۱.

۵. نوغانی دخت بهمنی، محسن و میرمحمدتبار، سید احمد (۱۳۹۶). *فراتحلیل مبانی و کاربردها*. مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

6. Adams, S. (2008). Globalization and income inequality: Implications for intellectual property rights. *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 725-735.
7. Arestis, P. (2004). Cancer. A. Financial Liberalization and Poverty: Channels of Influence, *Levy Economics Institute working paper*, (411).
8. Asteriou, D., Dimelis, S., & Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modeling*, *36*, 592-599.
9. Baldacci, E., De Mello, L., & Inchauste, G. (2002). Financial crises, poverty, and income distribution. *Macroeconomic Policies and Poverty Reduction*, 269-307.
10. Bong, A., & Premaratne, G. (2019). The impact of financial integration on economic growth in Southeast Asia. The Journal of Asian Finance, *Economics, and Business*, *6*(1), 107-119.
11. Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2011). *Introduction to meta-analysis*. John Wiley & Sons.

12. Bumann, S., & Lensink, R. (2016). Capital account liberalization and income inequality. *Journal of International Money and Finance*, *61*, 143-162.
13. Cohen, J. (1988). The effect size index: d. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, *2*(1), 77-83.
14. Das, M., & Mohapatra, S. (2003). Income inequality: the aftermath of stock market liberalization in emerging markets. *Journal of Empirical Finance*, *10*(1-2), 217-248.
15. Delis, M. D., Hasan, I., & Kazakis, P. (2014). Bank regulations and income inequality: Empirical evidence. *Review of Finance*, *18*(5), 1811-1846.
16. Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *Bmj*, *315*(7109), 629-634
17. Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (1996). Globalization, outsourcing, and wage inequality. *National Bureau of Economic Research,* working paper 5424, 1-13.
18. Furceri, D., & Loungani, P. (2018). The distributional effects of capital account liberalization. *Journal of Development Economics*, 130, 127-144.
19. Furceri, D., Loungani, P., Ostry, J., & Pizzuto, P. (2020). Financial Globalization, Fiscal Policies and the Distribution of Income. *Comparative Economic Studies*, 62(2), 185-199.
20. Giri, A. K., Pandey, R., & Mohapatra, G. (2021). Does Technological Progress, Trade, or Financial Globalization Stimulate Income Inequality in India?. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, *8*(2), 111-122.
21. Greenland, S., & O'Rourke, K. (2008). *Meta-Analysis*. Page 652 in Modern Epidemiology, 3rd ed. Edited by Rothman, K. J., Greenland, S., Lash, T., Lippincott Williams and Wilkins; 2008.
22. Harwell, M. (1997). An empirical study of Hedge's homogeneity test. *Psychological Methods*, *2*(2), 219.
23. Kim, D. H., Hsieh, J., & Lin, S. C. (2021). Financial liberalization, political institutions, and income inequality. *Empirical Economics*, *60*(3), 1245-1281.
24. Kollmeyer, C. (2015). Globalization and income inequality: How public sector spending moderates this relationship in affluent countries. *International Journal of Comparative Sociology*, *56*(1), 3-28.
25. Kratou, H., & Goaied, M. (2016). How can globalization affect income distribution? Evidence from developing countries. *The International Trade Journal*, *30*(2), 132-158.
26. KUMAR, K., & PARAMANIK, R. N. (2020). Nexus between Indian economic growth and financial development: A non-linear ARDL approach. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, *7*(6), 109-116.

27. Lee, C. C., Lee, C. C., & Lien, D. (2020). Income inequality, globalization, and country risk: a cross-country analysis. *Technological and Economic Development of Economy*, *26*(2), 379-404.
28. Mallick, H., Mahalik, M. K., & Padhan, H. (2020). Does globalization exacerbate income inequality in two largest emerging economies? The role of FDI and remittances inflows. *International Review of Economics*, *67*, 443-480.
29. McShane, B. B., & Böckenholt, U. (2018). Multilevel multivariate meta-analysis with application to choice overload. *Psychometrika*, *83*(1), 255-271.
30. Mishkin, F. S. (2009). Globalization and financial development. *Journal of development Economics*, *89*(2), 164-169.
31. Mundell, R. A. (1957). International trade and factor mobility. *The American Economic Review*, *47*(3), 321-335.
32. Ni, N., & Liu, Y. (2019). Financial liberalization and income inequality: A meta-analysis based on cross-country studies. *China Economic Review*, *56*, 101306.
33. Nielsen, F., & Alderson, A. S. (1995). Income inequality, development, and dualism: Results from an unbalanced cross-national panel. *American Sociological Review*, *60*(5), 674-701.
34. Song, F., Parekh, S., Hooper, L., Loke, Y. K., Ryder, J., Sutton, A. J., & Harvey, I. (2010). Dissemination and publication of research findings: an updated review of related biases. *Health Technology Assessment*, *14*(8), 1-220.
35. Stanley, T. D., Doucouliagos, H., Giles, M., Heckemeyer, J. H., Johnston, R. J., Laroche, P., & Rost, K. (2013). Meta- analysis of economics research reporting guidelines. *Journal of Economic Surveys*, *27*(2), 390-394.
36. Townsend, R. (2002). Safety nets and financial institutions in the Asian crisis: the allocation of within-country risk. In International Monetary Fund. *Prepared for the IMF Conference on Macroeconomic Policies and Poverty Reduction*, March, 14-15.
37. Ullah, I., Tunio, F. H., Ulllah, Z., & Nabi, A. A. (2022). The Impact of Capital Account Openness on Income Inequality: Empirical Evidence from Asia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *9*(2), 49-59.
38. Zehri, C. (2019). Impact of financial liberalisation on income inequality: A PVAR approach. *Economics and Econometrics Research Institute (EERI),* Brussels, EERI Research Paper Series 09/2019, 1-28.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۵۵۴-۵۳۵

عوامل مؤثر بر پدیدهٔ کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی و راهکارهای مقابله با آن (مطالعهٔ موردی: یک شرکت بیمهٔ ایرانی)

DOI: 10.22059/jte.2021.326541.1008492

اسماعیل صفرزاده[1*]، میرحسین موسوی[2]، نسرین حضارمقدم[3]، مرضیه دهقانی[4]

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی ، دانشگاه الزهرا، تهران، e.safarzadeh@alzahra.ac.ir

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی ، دانشگاه الزهرا، تهران، hmousavi@alzahra.ac.ir

۳. استادیار، پژوهشکدهٔ بیمه، تهران، hozarmoghadam@irc.ac.ir

۴. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، marzie.dehghani.74@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

چکیده

با توجه به جایگاه بیمه‌های درمان تکمیلی در صنعت بیمه، پرداختن به مشکل کژگزینی به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در افزایش ضریب خسارت این صنعت، حائز اهمیت است. در این مقاله، از مدل همبستگی میان سطح ریسک افراد در قالب میزان خسارت پرداختی و میزان سقف پوشش، مشخصات بیمه‌نامه و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی بیمه‌گذاران به‌منظور شناسایی کژگزینی بالقوه و مؤلفه‌های ریسکی مؤثر بر این پدیده بهره گرفته شده است. داده‌های مورد استفاده نیز از اطلاعات بیمه‌گذاران درمان گروهی یک شرکت بیمهٔ منتخب در سال ۱۳۹۸ استخراج شد. با توجه به ماهیت داده‌ها، به‌منظور برآورد مدل از روش رگرسیون توبیت استفاده شد. براساس نتایج، علائم ضرایب متغیرهای لحاظ‌شده در مدل، منطبق با انتظارات و از لحاظ آماری معنی‌دار است. به عبارت دیگر، متغیرهای مؤثر که به‌نوعی تعیین‌کنندهٔ سطح ریسک بیمه‌گذار هستند، با میزان هزینه‌ها رابطهٔ مستقیم دارند؛ بنابراین ضروری است مؤلفه‌های مؤثر بر وقوع یا افزایش هزینه‌های درمانی را شناسایی کرد و در تعیین نرخ حق بیمه مورد توجه قرار داد.

طبقه‌بندی JEL: C34، D82، I13.

واژه‌های کلیدی: اطلاعات نامتقارن، بیمهٔ درمان تکمیلی، رگرسیون توبیت، کژگزینی.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۱۲۳۱۷۶۳۱۶-۰۲۱۸۸۰۵۸۴۹۱

۱. مقدمه

بیمهٔ درمان تکمیلی در بازار بیمهٔ ایران، یکی از انواع بیمه‌های اشخاص است که به‌صورت اختیاری و عمدتاً به‌صورت گروهی ارائه می‌شود. براساس آیین‌نامهٔ ۹۹ بیمهٔ مرکزی جمهوری اسلامی ایران، موضوع بیمه عبارت است از جبران هزینه‌های پوشش‌های اصلی و اضافی ناشی از بیماری یا حادثه که در بیمه‌نامه تعیین و در تعهد بیمه‌گر قرار گرفته است. با توجه به مزایایی که این بیمه‌نامه در جبران هزینه‌های درمانی افراد دارد، اکثر افراد ترجیح می‌دهند تحت پوشش این نوع بیمه‌نامه قرار گیرند. اگر افراد زمانی اقدام به خرید بیمه کنند که ریسک سلامتی بالایی متوجه آن‌ها باشد (با فرض وجود اطلاعات نامتقارن)، در این شرایط، هزینه‌ای اضافی و به‌دلیل انتقال ریسک از بیمه‌گذاران به شرکت‌های بیمه‌گر، خسارات بالایی را به بیمه‌گر تحمیل می‌کنند. بنابراین زیان‌ده‌بودن و ضریب خسارت بالای رشتهٔ درمان تکمیلی، یکی از دغدغه‌های اصلی بیمه‌گران در صنعت بیمهٔ درمان ایران است. این هزینه و خسارت هنگفت ناشی از ریسک کژگزینی شرکت بیمه است. اطلاعات نامتقارن به‌صورت اطلاعات بیشتر بیمه‌گذار نسبت به بیمه‌گر، به این معنی است که افراد از سطح ریسک فردی خود مطلع هستند و می‌دانند که نسبت به سطح ریسک متوسط گروه ریسکی که به آن تعلق دارند، دارای انحراف است (وینسن و همکاران، ۲۰۱۸) و این پدیده به‌عنوان مهم‌ترین عامل نابرابری در طبقه‌بندی ریسک و درنتیجهٔ شکست بازارهای بیمه شناخته شده است. اطلاعات نامتقارن در درجهٔ اول خود را به‌عنوان کژگزینی یا کژمنشی نشان می‌دهد که هریک از این پدیده‌ها تأثیرات متفاوتی در بازار بیمه دارد. برخلاف کژگزینی که مربوط به «اطلاعات پنهان» است، کژمنشی مربوط به «عمل پنهان» است (کوهن و سیگلمن، ۲۰۱۰).

خاستگاه اصلی مفهوم کژگزینی، بازار بیمه بوده است. طبق نظریهٔ کژگزینی، افراد را می‌توان به دو گروه از سطح ریسک شامل افراد کم‌ریسک و با ریسک بالا تقسیم کرد. کژگزینی به این تمایل اشاره دارد که در هر گروه، افراد با ریسک بالا انگیزهٔ بیشتری در جهت تقاضای بیمهٔ تکمیلی و توسعهٔ پوشش خود نسبت به افراد با ریسک پایین دارند. درواقع مسئلهٔ کژگزینی با ارزش اطلاعات عجین شده است (دیون و همکاران، ۲۰۰۱) و آنچه حائز اهمیت است، نوع ریسک واقعی بیمه‌گذاران است (الینگ و همکاران، ۲۰۱۷). مهم‌ترین مسئله برای هر برنامهٔ بیمه مؤثر، توانایی ارزیابی ریسک به‌طور مناسب و

تعیین نرخ حق بیمهٔ متناسب با آن ریسک است. اگر نرخ‌های حق بیمه به‌گونه‌ای تنظیم شود که منعکس‌کنندهٔ ریسک‌های متوسط باشد، بیمه‌گر با مجموعه‌ای مواجه است که به‌طور نامساعد انتخاب شده است؛ به‌طوری‌که نرخ حق بیمه برای افراد با ریسک بالاتر زیر قیمت است و برای تعداد کمی از افراد با ریسک پایین، این نرخ بالاتر از قیمت متناسب با ریسک آن‌ها است (مکی و ساموارو، ۲۰۰۷).

پدیدهٔ کژگزینی در بیمهٔ درمان موجب ناکارآمدی‌هایی می‌شود. درواقع، کژگزینی ممکن است سبب کاهش تقاضای بیمهٔ توسط افراد با ریسک پایین شود؛ زیرا به انتقال ثروت از خریداران با ریسک پایین به خریداران با ریسک بالا منجر می‌شود. به عبارتی به‌منظور جلوگیری از ارائهٔ یارانه به هزینه‌های افراد با ریسک بالا، افراد با ریسک پایین ترجیح می‌دهند در برنامه‌های کمتر سخاوتمندانه قرار گیرند؛ بنابراین این مسئله تجمیع ریسک را پیچیده می‌سازد. به‌نوعی بیمه‌گران با چالش نحوهٔ عملکرد در بازارهای بیمه روبه‌رو هستند (برن و سیرمان، ۲۰۲۰). در حالت ایدئال، اگر بیمه‌گران به‌درستی بین انواع ریسک بیمه‌گذاران تمایز قائل شوند، حق بیمه متناسب با سطوح ریسک را دریافت می‌کنند. ناتوانی بیمه‌گر در ارزیابی دقیق انواع ریسک بیمه‌گذاران می‌تواند شرایطی برای بیمه‌گر ایجاد کند که افراد با ریسک بالاتر (کسانی که احتمال بیشتری برای واردآمدن خسارت دارند) با نرخ پایین‌تر از آنچه باید طبق نظریه از آن‌ها دریافت شود، اقدام به خرید بیمه کنند. در این شرایط به‌اصطلاح گفته می‌شود که بیمه‌گر گرفتار کژگزینی شده است (دام[1] و همکاران ۲۰۱۳).

وجه مشترک اغلب مطالعات صورت‌گرفته در زمینهٔ کژگزینی، ارزیابی ارتباط بین سطح ریسک و پوشش است. با استفاده از داده‌های تجربی بیمهٔ درمان نشان داده شده است که افرادی که برنامه‌های بیمهٔ درمانی با پوشش کامل‌تری را انتخاب می‌کنند، احتمالاً افرادی با ریسک بالا هستند و هزینه‌های درمانی زیادی دارند. این پیش‌بینی تجربی با یک همبستگی مثبت بین نوع ریسک و پوشش بیمه تحت کژگزینی مطابقت دارد (کوهن و سیگلمن، ۲۰۱۰). پوشش خسارت، مطالبات انتظاری بیمه است، یعنی خسارت‌های مورد انتظار جبران‌شده توسط شرکت بیمه، یا تقاضای بیمه براساس وزن ریسک است (هاو[2] و همکاران، ۲۰۱۵).

1. Randy E. Dumm
2. MingJie Hao

براساس آنچه گذشت، می‌توان ادعا کرد که بیمه‌های درمان تکمیلی یکی از مهم‌ترین رشته‌های بیمه‌ای است که در آن کژگزینی رخ می‌دهد. درنتیجه شرکت‌های بیمه باید راهکاری برای کاهش ضریب خسارت این رشته‌ها بیابند. از دلایل ضرر و زیان بالای شرکت‌های بیمه در رشتهٔ درمان، عدم شناسایی و کنترل ریسک‌های درمانی، تعیین نرخ‌های غیرفنی حق بیمه و رعایت‌نشدن اصول علمی در فرایند ارزیابی ریسک‌های درمان و درنهایت ضعف سازمان‌دهی و نظارت بر آن‌ها است (پژوهشکدهٔ بیمه، ۱۳۹۴).

بیمهٔ درمان تکمیلی در بازار بیمهٔ ایران، برخلاف انواع دیگر بیمه، عمدتاً به‌صورت گروهی ارائه می‌شود؛ بنابراین کژگزینی علاوه بر بعد فردی، بعد گروهی نیز دارد. انتظار می‌رود ارائهٔ قرارداد گروهی سبب کاهش کژگزینی شود. بیمهٔ گروهی بخش قابل‌توجه و مهمی از بازارهای بیمهٔ جهانی را شامل می‌شود و اهمیت آن برای بیمه‌های زندگی و سلامت در حال افزایش است. کارایی اجرایی و نوسانات کم در عملکرد، انگیزه‌های مهمی برای صنعت بیمه به‌منظور توسعهٔ محصولات بیمهٔ گروهی است (بیکلهاپت، ۱۹۸۳). بسیاری از بیمه‌گران نیز طرفدار بیمهٔ گروهی هستند؛ زیرا از عملکرد دشوار و مضطرب به‌منظور خرید برای بیمه توسط بیمه‌گذاران اجتناب می‌کنند (پاولی و پرسی، ۲۰۰۰). به‌طورکلی، کژگزینی عبارت است از خرید بیمه توسط افرادی که از نظر بیمه‌گر دارای حداقل مطلوبیت هستند. در برخی شرایط، بیمهٔ گروهی پاسخی مؤثر بر کژگزینی است. بارزترین محدودیت این است که این گروه برای مقاصدی غیر از دریافت بیمه (مثلاً یک گروه استخدامی) تشکیل شود، اما براساس نتایج مطالعات دیگر، حتی در گروهی که برای اهداف دیگر تشکیل شده است، اگر بیمه اجباری باشد یا در بیمه‌نامه اجازهٔ انتخاب فردی مزایا و پوشش وجود نداشته باشد، کژگزینی همچنان می‌تواند رخ دهد (الینگ و همکاران، ۲۰۱۷). درواقع بیمهٔ گروهی و راهکار گروه‌بندی به‌خودی‌خود برای حل مشکل کژگزینی گروهی کافی نیست (مایرز و همکاران، ۱۹۸۱).

با توجه به عدم ارزیابی مناسب ریسک در بیمهٔ درمان تکمیلی و به‌تبع آن عدم اخذ حق بیمهٔ متناسب با ریسک، پاسخ به این پرسش حائز اهمیت است که آیا با طبقه‌بندی بیمه‌گذاران می‌توان حق بیمهٔ متناسب با ریسک را از آن‌ها دریافت کرد و درنتیجه با کاهش کژگزینی، ضریب خسارت این رشتهٔ درمان را کاهش داد.

در راستای پاسخ به این پرسش، ادامهٔ مقالهٔ حاضر به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است: در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش ارائه شده است. بخش سوم به

روش‌شناسی پژوهش پرداخته است. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش گزارش شده و درنهایت، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

کژگزینی در بازار بیمه، زمانی به وجود می‌آید که متقاضیان بیمه در زمینهٔ ریسک خود از اطلاعاتی برخوردارند و از این اطلاعات در خریدهای خود استفاده می‌کنند که بیمه‌گران یا فاقد آن اطلاعات هستند یا در رتبه‌بندی ریسکی یا تعهد انتخابی مجاز به استفاده از آن نیستند (کوهن و سیگلمن، ۲۰۱۰).

در رابطه با انواع کژگزینی می‌توان به سه نوع آن اشاره کرد (الینگ و همکاران، ۲۰۱۷):

۱. کژگزینی فردی: در این حالت، تصمیم بیمه درمورد مشارکت و پوشش به‌صورت انتخاب فردی و شخصاً صورت می‌گیرد؛

۲. کژگزینی درون‌گروهی: در این حالت، مشارکت اعضای گروه داوطلبانه است یا انتخاب نوع پوشش در یک گروه مجاز است. در این نوع کژگزینی، هم انتخاب فردی و هم گروهی مشاهده می‌شود؛

۳. کژگزینی بین‌گروهی: در این نوع از کژگزینی، هیچ نوع انتخاب فردی مشاهده نمی‌شود. مشارکت اعضای گروه الزامی است و پوشش در یک گروه تماماً یکسان است.

براساس مطالعات موجود، عوامل مختلفی عامل ایجاد پدیدهٔ کژگزینی هستند که از جمله مهم‌ترین آن‌ها، مازاد اطلاعات بیمه‌گذار در مقابل بیمه‌گر است. با توجه به مسئلهٔ کژگزینی مازاد اطلاعات بیمه‌گذار در مقابل برنامه‌های درمانی ممکن است ناشی از تنظیم مقررات یا محدودیت آگاهی برنامه‌های درمانی باشد. در رابطه با محدودیت‌های نظارتی در توانایی‌های برنامه‌های درمانی به‌منظور تمایز حق بیمه، ممکن است بیمه‌گران از سطح ریسک متقاضی مطلع باشند، اما به‌دلیل محدودیت‌ها از امکان استفاده از این اطلاعات در طبقه‌بندی ریسکی یا تعهد انتخابی به‌منظور تعیین حق بیمه برخوردار نیستند (ون‌دی‌ون و الیس، ۲۰۰۰). بیمه‌گران درمان می‌توانند از طریق تعهدات دقیق و طراحی منافع، کژگزینی را کنترل کنند (برن و سیرمان، ۲۰۲۰). ضمانت‌نامه یا تعهدهای ضعیف در بازار بیمه یکی از منابع کژگزینی است؛ زیرا مسئولیت

اصلی شخصی که متعهد می‌شود، نگهبانی علیه مشکل کژگزینی است (مهدوی و ایزدی، ۲۰۱۲).

بیمه‌گران غالباً از ویژگی‌های قابل‌مشاهده برای طبقه‌بندی افراد به‌منظور محاسبهٔ حق بیمهٔ مربوطه در گروه‌های ریسکی مختلف استفاده می‌کنند. طبقه‌بندی ریسک، از طریق تولید حق بیمه‌های مختلفی که منعکس‌کنندهٔ سطح ریسک است، ضریب خسارت و همچنین یارانهٔ متقابل بین انواع ریسک را کاهش می‌دهد. این امر بدان معنی است که هرگونه اطلاعات نامتقارن باقی‌مانده بین بیمه‌شده و بیمه‌گر از بین می‌رود (مکی و ساموارو، ۲۰۰۷)؛ بنابراین هرگونه محدودیت در طبقه‌بندی ریسک می‌تواند به کژگزینی جدی و دردسرساز منجر شود (مینگجی و همکاران، ۲۰۱۵).

با توجه به مدل‌های ارائه‌شده به‌منظور طبقه‌بندی و ارزیابی ریسک سلامتی بیمه‌گذاران درمان گروهی، استفاده از ویژگی‌های قابل‌مشاهدهٔ جمعیت‌شناختی و داده‌های ثبتی مانند میزان خسارت سال‌های گذشتهٔ بیمه‌گذاران، برای تعیین طبقه و سطح ریسک بیمه‌گذار و پیش‌بینی هزینه‌های درمانی در سال بعد مورد استفاده قرار می‌گیرد که روشی آینده‌نگر است و در برنامه‌های تمدیدی کاربرد دارد. استفاده از داده‌های جمعیت‌شناختی، مبنا محسوب می‌شود و عوامل فردی نظیر سن، جنسیت، عوامل جغرافیایی مانند محل سکونت و نوع شغل نیز بر ریسک هزینه‌های درمانی مؤثر است. بدین‌ترتیب لازم است ارزیابی ریسک بیمه‌های درمان در شرکت‌های بیمه با لحاظ چنین مؤلفه‌های ریسکی انجام شود. همچنین روش برآورد خسارت آتی براساس خسارت‌های قبلی نسبت به بسیاری از ابزارهای در دسترس، از قدرت پیش‌بینی بالاتری برخوردار است؛ زیرا به‌دلیل همبستگی شدید در تشخیص میان هزینه‌های جاری و آتی، روش مبتنی بر داده‌های تشخیصی، اساساً از منطق قوی برخوردار است (پژوهشکدهٔ بیمه، ۱۳۹۴). به عبارتی استفاده از مؤلفه‌های ریسکی ذکرشده به همراه هزینه‌های قبلی مراقبت‌های درمانی در حدود ۸۰ درصد مازاد اطلاعات مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد. با تمایز حق بیمه، حق بیمه برای هر بیمه‌نامه با توجه به ریسک فرد تنظیم می‌شود. زمانی که تمایز اعمال شود، میزان ناهمگنی در تجمیع ریسک کمتر است و این امر به معنی اطلاعات نامتقارن کمتری است (وینسن و همکاران، ۲۰۱۸).

در زمینهٔ پدیدهٔ کژگزینی و راه‌های مقابله با آن، مطالعات متعددی در داخل و خارج کشور انجام یافته است که به اهم آن‌ها پرداخته می‌شود. در داخل کشور، وصال و همکاران (۱۳۹۸) اطلاعات نامتقارن بین گروهی در بازار بیمهٔ درمان تکمیلی گروهی را به روش رگرسیون توبیت مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها داده‌هایی را مطالعه کردند شامل مشخصات افراد بیمه‌شده، ویژگی‌های قرارداد و تمامی خسارت‌های پرداختی که براساس تفکیک دو گروه خدمات بیماری پاراکلینیکی و بیمارستانی صورت گرفته است. نتایج، لزوم توجه بیمه‌گر به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و سوابق خسارتی بیمه‌گذار را در پوشش‌های پاراکلینیکی، برجسته کرد. نورایی مطلق و همکاران (۲۰۱۸) عدالت در تأمین بودجهٔ درمان، قبل و بعد از معرفی برنامهٔ تحول‌بخش سلامت ایران را به روش لاجیت مطالعه کردند. در این مطالعه، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ مقابله با هزینه‌های درمانی فاجعه‌بار وضعیت اقتصادی خانوارها، موقعیت آن‌ها (شهری یا روستایی‌بودن) و تعداد افراد بالای ۶۵ سال و زیر ۵ سال در خانوار، سن و جنس سرپرست درنظر گرفته شده است. براساس نتایج مطالعهٔ آن‌ها، استفاده از مراقبت‌های درمانی با بروز مخارج درمانی فاجعه‌آمیز رابطهٔ معنی‌دار دارد. مهدوی و ایزدی (۲۰۱۲) شواهدی از کژگزینی در بازار سلامت تکمیلی ایران را به روش رگرسیون لجستیک مطالعه کردند. مطابق نتایج، بیشتر افرادی که بیمهٔ درمان تکمیلی را خریداری کرده‌اند در بین افراد با سطح ریسک بالا قرار دارند و به‌دلیل همبستگی مثبت بین وقوع مطالبات و تصمیم برای خرید بیمهٔ درمانی، شواهدی از وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ درمان تکمیلی ایران وجود دارد. محمدی (۱۳۹۲) انتخاب نامساعد در بیمهٔ عمر را به روش حداقل مربعات معمولی مطالعه کرد. او در این مطالعه، متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک بیمه‌گذاران را شناسایی و با محاسبهٔ شاخص ریسک با استفاده از متغیرهای معنی‌دار و بررسی معنی‌داری حق بیمه سالانه به‌عنوان شاخصی از تقاضای بیمهٔ عمر و شاخص ریسک برآوردشده، فرضیهٔ وجود انتخاب نامساعد را تأیید کرد. مهدوی و همکاران (۱۳۹۱) اثر وجود انتخاب نامساعد در بیمهٔ درمان تکمیلی بر بازار بیمهٔ عمر ایران را به روش رگرسیون لجستیک بررسی کردند. در این مطالعه، به‌منظور بررسی اثرات فردی که به دو دستهٔ اجتماعی-اقتصادی و انسانی تفکیک شده بودند، بر میزان تقاضا برای بیمهٔ درمان تکمیلی پرداختند که به‌دلیل ارتباط مستقیم بین تقاضا با سطح ریسک و میزان وقوع خسارت افراد، شواهدی از کژگزینی در بازار بیمهٔ ایران مستند شده است. مهدوی و همکاران (۱۳۸۹) وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر ایران را به روش حداقل مربعات

معمولی مطالعه کردند. در این مطالعه، با استفاده از متغیرهای بیان‌کنندهٔ سطح ریسک افراد و تحلیل تأثیر این متغیرها روی حق بیمهٔ عمر پرداختی که به‌عنوان شاخص وجود کژگزینی است، نشان داده شد که در این بازار کژگزینی وجود دارد.

در خارج کشور هم ون‌وینسن و همکاران (۲۰۱۸) به این سؤال پرداختند که آیا تمایز حق بیمه با کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی هلند می‌تواند مقابله کند. برای این منظور، یک مطالعهٔ شبیه‌سازی را به روش حداقل مربعات معمولی و GLM دنبال کردند. مطابق نتایج آن‌ها در تمایز حق بیمه، علاوه بر طبقات سن و جنسیت، چنانچه با درنظرگرفتن هزینه‌های قبلی مراقبت‌های بهداشتی به‌عنوان یک مؤلفهٔ ریسکی اضافی، یک حق بیمهٔ کاملاً ارزیابی‌شدهٔ متناسب با ریسک ارائه شود، تا حد بسیار زیادی از پدیدهٔ کژگزینی جلوگیری می‌شود. باردی و بویتراگو (۲۰۱۷) درصدد پاسخ به سؤال بیمهٔ درمان تکمیلی در سیستم مراقبت مدیریت‌شده در کلمبیا: انتخاب نامساعد یا سودمند، به روش حداقل مربعات معمولی برآمدند. در این مطالعه، رابطهٔ آماری معنی‌داری بین پوشش و سطح ریسک مستند شده است که به‌نوعی استقلال مشروط در انتخاب قراردادهای بیمه و ریسک ناشی از خسارت را رد می‌کند و حاکی از وجود اطلاعات نامتقارن بین بیمه‌گران و بیمه‌گذاران است. الینگ و همکاران (۲۰۱۷) کژگزینی بین‌گروهی، شواهدی از بیمهٔ گروهی بیماری‌های بحرانی را به روش مدل لجستیک و مدل توبیت مطالعه کردند. آن‌ها در رابطه با مسئلهٔ یادگیری توسط بیمه‌گر در طول زمان درمورد مشتریان تکراری دریافتند با افزایش تجربهٔ بیمه‌گر با گروهی از بیمه‌شدگان با افزایش دفعات تمدید، همبستگی مثبت ریسک-پوشش قیدشده توسط چیاپوری و سلانیه[1] (۲۰۰۰)، کاهش می‌یابد و درنهایت ناپدید می‌شود. هائو و همکاران (۲۰۱۵) پوشش ازدست‌رفته در بازارهای بیمه را با رویکرد تحلیلی-توصیفی مطالعه کردند. براساس نتایج این مطالعه تحت طبقه‌بندی کامل ریسک، حق بیمهٔ منصفانه‌ای متناسب با سطح ریسک اعضای هر گروه تعیین می‌شود که در این شرایط کژگزینی وجود نخواهد داشت. هرچه میزان محدودیت در طبقه‌بندی ریسک شدیدتر باشد، کژگزینی سخت و پوشش کمتری از خسارت را به همراه دارد. به‌طورکلی هرچه درجهٔ کژگزینی بالاتر باشد، میزان پوشش خسارات توسط بیمه‌گر کاهش می‌یابد و تعداد بیمه‌شده‌ها کاهش می‌یابد. باجاری و همکاران (۲۰۰۶) کژمنشی، کژگزینی و مخارج

1. Chiappori, P. A., & Salanie, B

درمان را با روش رویکرد نیمه‌پارامتریک دومرحله‌ای مطالعه کردند. نتایج آن‌ها نشان داد افراد تحت پوشش بیمهٔ مدیکر نسبت به سایر بیمه‌شدگان، وضعیت جسمی بدتری دارند و پایین‌ترین سطح ریسک مربوط به افراد دارای بیمهٔ خوداشتغالی است. افرادی که بیمهٔ درمانی را خریداری کرده‌اند، در مقایسه با افرادی که بیمهٔ درمانی خصوصی را به‌عنوان مزیت شغلی دریافت کرده‌اند، به احتمال بیشتری در بیمارستان‌ها بستری می‌شوند. این شواهد نشان از وجود پدیدهٔ کژگزینی در بازار بیمهٔ درمان خصوصی دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش برمبنای هدف کاربردی و برمبنای ماهیت و روش تجربی است. قلمرو مکانی این پژوهش، یک شرکت بیمهٔ غیردولتی و قلمرو زمانی آن سال ۱۳۹۸ است. با توجه به ماهیت داده‌ها و ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر، از روش اقتصادسنجی چندمتغیرهٔ توبیت استفاده شده است. به‌منظور شناسایی کژگزینی بالقوه به تبعیت از مدل همبستگی ریسک-پوشش معرفی‌شده توسط الینگ و همکاران (۲۰۱۸) برای آزمون همبستگی بین ریسک و پوشش، مدل رگرسیونی زیر تصریح شده است:

$$\begin{aligned} LRisk_i = {} & \alpha + \beta.LCoverage_i + \gamma_1.Age_i + \gamma_2.Dedctbl_i + \gamma_3.Gen_i \\ & + \gamma_4.Job_i + \gamma_5.Province_i + \gamma_6.Status_i + \varepsilon_i \end{aligned} \qquad (1)$$

در رابطهٔ فوق، Risk متغیری است که نشان‌دهندهٔ هزینهٔ تحمیل‌شده از طرف بیمه‌گذار i به بیمه‌گر است. برای این منظور، از لگاریتم خسارت پرداخت‌شده که نشان‌دهندهٔ سطح ریسک‌پذیری افراد است، استفاده شده است. Coverage بیانگر پوشش انتخاب‌شده توسط بیمه‌گر است که به‌صورت لگاریتم سقف پرداختی برای هر نوع پوشش به بیمه‌گذاران محاسبه می‌شود. سایر متغیرهای لحاظ‌شده در آن رابطه هم برداری از کلیهٔ متغیرهای کنترلی شامل ویژگی‌های جمعیت‌شناختی بیمه‌گذار و مشخصات بیمه‌نامه است که برای بیمه‌گر شناخته شده است و به‌طور بالقوه به‌دلیل همبسته‌بودن با سطح ریسک فرد، در جهت طبقه‌بندی ریسک آن فرد مورد استفاده قرار می‌گیرد. درواقع در این پژوهش بر این موضوع تمرکز شده است که افرادی که ریسک بیشتر و سطح خسارت بالاتری دارند، از چه ویژگی‌های جمعیت‌شناختی برخوردار هستند. این مسئله ما را به شناخت عوامل مؤثر بر کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی هدایت می‌کند؛ بنابراین یکی از راه‌ها برای کنترل سطح بالقوهٔ ریسک بیمه‌گذار، ویژگی‌های جمعیت‌شناختی قابل‌مشاهده است. همان‌طور که ذکر شد، در برآورد تجربی

مدل ۱، میزان خسارت‌های پرداختی ناشی از تقاضای خدمات درمانی، تنها متغیر وابستهٔ این پژوهش است. متغیرهای مستقل نیز شامل میزان سقف پوشش، متغیرهای جمعیت‌شناختی و ویژگی بیمه‌نامه (سطح فرانشیز) هستند که عوامل مؤثر بر سطح ریسک بیمه‌گذار شمرده می‌شوند. در این مطالعه، از داده‌های خرد ثبت‌شدهٔ ۵۰۱،۸۱۱ بیمه‌گذار درمان گروهی شرکت بیمهٔ منتخب، در محدودهٔ زمانی سال ۱۳۹۸ استفاده شد. متغیرهای لحاظ‌شده در رابطهٔ ۱ در جدول ۱ معرفی شده است.

جدول ۱. فهرست متغیرهای وابسته و مستقل در رابطهٔ ۱

نماد	نام متغیر	واحد
LRisk	لگاریتم خسارت پرداختی	برحسب ریال
LCoverage	لگاریتم سقف پوشش	برحسب ریال
Age	سن	متغیر کمی پیوسته (سال)
Dedctbl	فرانشیز	برحسب درصد
Gen	جنسیت	متغیر کمی گسسته (مرد: ۰، زن: ۱)
Job	نوع شغل	تفکیک برحسب ۵ گروه شغلی
Province	محل سکونت	تفکیک برحسب ۳۱ استان کشور
Status	نوع وابستگی	متغیر کمی گسسته (اصلی: ۰، تبعی: ۱)

توضیحات: متغیر محل سکونت: شامل ۳۱ استان کشور است که از میان آن‌ها، ۴۸ درصد بیمه‌نامه‌ها مربوط به استان تهران است. متغیر گروه مشاغل براساس پنج گروه شغلی تفکیک شده است: گروه ۱: اتحادیه، اصناف، خانهٔ کارگر، تعاونی؛ گروه ۲: علوم پزشکی و مراکز درمانی؛ گروه ۳: وزارت کشور، استانداری‌ها، شهرداری‌ها، بخشداری‌ها و نظایر آن‌ها؛ گروه ۴: محیط‌های اداری (به غیر از بند ۲ و ۳) و گروه ۵: محیط‌های تولیدی و صنعتی.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. توصیف داده‌ها

در این پژوهش، داده‌های اولیه براساس اطلاعات ثبتی بیمه‌گذاران درمان گروهی، از یک شرکت بیمهٔ منتخب جمع‌آوری شده است. بر این اساس، آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش به‌صورت جدول‌های ۲ و ۳ است.

جدول ۲. خلاصهٔ آماری متغیرهای مورد بررسی

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
خسارت پرداختی (میلیون ریال)	۵۰۱،۸۱۱	۱/۳	۶/۷	۰/۰۲	۱۰۰۰
سن	۵۰۱،۸۱۱	۳۸/۳	۱۹/۲۴	۰/۰	۱۲۱/۲
جنسیت	۵۰۱،۸۱۱	۰/۶۱	۰/۴۸۵	۰	۱
سرپرست (وابستگی)	۵۰۱،۸۱۱	۰/۶۲	۰/۴۸۳	۰	۱
محل سکونت	۵۰۱،۸۱۱	۱۶/۵۷	۹/۳۴	۱	۳۱
گروه مشاغل	۵۰۱،۸۱۱	۳/۶۰	۱/۱۳	۱	۵
سقف پوشش (میلیون ریال)	۵۰۱،۸۱۱	۱۲	۳۰	-۱	۲۵۰۰
فرانشیز (درصد)	۵۰۱،۸۱۱	۱۴/۷۱	۹/۹۱	۰	۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. توزیع فراوانی و متوسط خسارت پرداختی براساس تفکیک میان متغیرهای تأثیرگذار در میزان خسارت تحت ریسک افراد

نوع متغیر	تفکیک متغیرها	فراوانی (درصد)	متوسط خسارت پرداختی (ریال)
جنسیت	مرد	۳۸	۱،۳۴۸،۸۳۳
	زن	۶۲	۱،۳۲۲،۲۶۹
نوع وابستگی	اصلی	۳۷	۱،۳۹۷،۹۱۲
	تبعی	۶۳	۱،۲۹۳،۵۱۰
سن	کمتر از ۶ ماه	۰/۳	۱،۷۵۰،۳۱۷
	بیش از ۶ ماه	۹۹/۹۷	۱،۳۳۲،۲۵۰
	کمتر از ۶۰ سال	۱۲	۱،۱۹۲،۳۳۱
	بیش از ۶۰ سال	۸۸	۲۳۳،۹۷۹
	بیش از ۷۰ سال	۵	۲،۸۲۹،۵۴۶
محل سکونت	استان تهران	۴۷	۱،۵۳۴،۲۷۳
	۶ استان بزرگ	۱۱	۱،۱۰۷،۸۰۹
	سایر استان‌ها	۴۲	۱،۱۵۸،۱۵۴

نوع متغیر	تفکیک متغیرها	فراوانی (درصد)	متوسط خسارت پرداختی (ریال)
نوع شغل	گروه ۱	۰/۳	۱،۵۱۵،۰۷۸
	گروه ۲	۲۸	۱،۷۰۰،۰۶۷
	گروه ۳	۶/۳	۱،۳۰۵،۳۸۰
	گروه ۴	۴۱/۴	۱،۳۶۲،۰۶۲
	گروه ۵	۲۴	۸۵۶،۹۳۴
فرانشیز	کمتر از ۲۰ درصد	۵۸	۱،۰۱۳،۷۲۸
	۲۰ درصد به بالا	۴۲	۱،۷۶۹،۳۴۸

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: شش استان بزرگ عبارت‌اند از: خراسان رضوی، اصفهان، آذربایجان شرقی، فارس، گیلان، خوزستان.

براساس اطلاعات جدول ۳، فراوانی نوع وابستگی افراد با فراوانی جنسیت همخوانی دارد. با مقایسهٔ خسارت پرداختی ملاحظه می‌شود متوسط هزینهٔ هر بیمار مرد بیشتر از متوسط هزینهٔ هر بیمار زن است. همین نتیجه درمورد سرپرست هم صادق است. به عبارتی متوسط هزینهٔ هر بیمه‌گذار از لحاظ جنسیت و نوع وابستگی تفاوت زیادی را نشان می‌دهد. همچنین متوسط هزینه‌های بیماران به تفکیک گروه‌های سنی دارای تفاوت است؛ به‌طوری‌که ریسک نوزادان تا شش ماه و بیمه‌گذاران بالای ۶۰ سال بیش از سایر گروه‌های سنی است و افراد بالای ۷۰ سال بیشترین میزان متوسط خسارت پرداختی را نشان می‌دهند. همچنین براساس جدول ۳، متوسط هزینهٔ هر بیمه‌گذار در استان تهران و استان‌های بزرگ بیشتر از سایر استان‌ها است؛ زیرا افرادی که در استان‌های بزرگ و مخصوصاً در تهران سکونت دارند، به‌دلیل دسترسی بیشتر و آسان‌تر به خدمات درمانی و بهداشتی (به‌ویژه در بخش خصوصی) بیشتر از استان‌های دیگر که امکانات کمتر دارند و اکثر قریب به‌اتفاق دارای مراکز درمانی دولتی هستند، متوسط هزینهٔ بالاتری دارند. از طرف دیگر، در برخی استان‌ها شیوع بیماری‌های خاص یا نرخ مرگ‌ومیر بیشتر است که این موارد از موارد تأثیرگذار بر حق بیمهٔ درمان است. براساس تفکیک صورت‌گرفته میان گروه مشاغل، از لحاظ سطح ریسک‌گریزی افراد و همچنین تفاوت‌های موجود میان شغل‌های با ریسک بالا و با ریسک پایین، تفاوت چشمگیری میان متوسط هزینه‌های بیماران در این پنج گروه شغلی مشاهده می‌شود.

۴-۱. نتایج برآورد مدل

نتایج برآورد مدل تصریح‌شده در رابطهٔ ۱ در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج رگرسیون توبیت

متغیر	نماد	ضریب	آمارهٔ Z	احتمال
لگاریتم سقف پوشش	LCoverage	۰/۰۲۹۲۲۹	۶۷/۶۱۷۰۳	۰/۰۰۰۰
سن	Age	۰/۰۰۶۲۱۰	۶۸/۵۱۹۳۸	۰/۰۰۰۰
فرانشیز	Dedctbl	۰/۰۲۳۸۰۹	۹۷/۹۱۷۱۶	۰/۰۰۰۰
جنسیت	Gen	۰/۰۳۳۳۸۹	۸/۹۶۹۳۹۴	۰/۰۰۰۰
شغل	Job	۰/۰۰۶۰۸۹	۲/۸۹۷۱۱۳	۰/۰۰۳۸
محل سکونت	Province	-۰/۰۰۲۸۴۰	-۱۴/۲۳۱۷۶	۰/۰۰۰۰
نوع وابستگی	Status	۰/۰۱۵۳۵۵	۳/۹۶۴۲۴۴	۰/۰۰۰۱
عرض از مبدأ	C	۵/۲۸۶۳۹۷	۴۲۳/۸۳۸۷	۰/۰۰۰۰
Log likelihood= -797338.2 LR $chi^2(7)$= 39455.14		prob.chi^2=0.0000		

منبع: یافته‌های پژوهش (سطح معنی‌داری ۵ درصد)

جدول ۵. مقادیر آمارهٔ والد و حداکثر درست‌نمایی و آزمون فرضیهٔ نرمال‌بودن جملهٔ پسماند

آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	درجهٔ آزادی
والد	۳۹۴۵۵/۱۴	۰/۰۰۰۰	۷
حداکثر درست‌نمایی	-۷۹۷۳۳۸/۲	۰/۰۰۰۰	۷
فرضیهٔ نرمال‌بودن	۹۲۹۷۶/۲۱	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش (سطح معنی‌داری ۵ درصد)

در این پژوهش با توجه به ماهیت مدل رگرسیون توبیت، برای آزمون معنی‌داری کلی مدل رگرسیون برآوردشده، از دو آزمون والد و حداکثر درست‌نمایی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، هر دو آزمون دلالت بر معنی‌داری کلی رگرسیون دارند. در مدل رگرسیون توبیت، ضریب تعیین پایایی و اعتبار لازم را ندارد و بنابراین به‌جای آن از آمارهٔ لگاریتم درست‌نمایی به‌عنوان معیار نکویی برازش مدل استفاده می‌شود که مقدار این آماره منفی است و هرچقدر قدرمطلق آن بزرگ‌تر باشد، حاکی از مناسب‌بودن مدل است. با توجه به مقدار این آماره

(جدول ۴) مدل معنی‌دار و قابل‌اعتماد است و مقدار گزارش‌شده نشان‌دهندهٔ نکویی برازش مدل است. براساس جدول ۴، آمارهٔ χ^2 به بررسی استقلال متغیرهای مستقل و وابسته می‌پردازد. بر این اساس، فرضیهٔ صفر مبنی بر استقلال متغیرهای مستقل و وابسته رد می‌شود. به عبارت دیگر، متغیرهای وابسته و مستقل به یکدیگر وابسته هستند و این رابطهٔ مستقیم بر وجود پدیدهٔ کژگزینی در بازار بیمه‌های تکمیلی درمان دلالت دارد (مهدوی و ایزدی، ۲۰۱۲).

با توجه به مدل همبستگی ریسک-پوشش ارائه شده در معادلهٔ ۱، فرضیهٔ وجود کژگزینی براساس وجود رابطهٔ مثبت بین سطح ریسک‌پذیری بیمه‌گذاران و میزان پوشش آن‌ها سنجیده می‌شود. در این راستا، به‌منظور بررسی سؤالات پژوهش که آیا بین مؤلفه‌های ریسکی و خسارت پرداختی ارتباطی وجود دارد، جمع‌بندی حاصل از آزمون هریک از فرضیات و نتیجهٔ آن در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶. فرضیات پژوهش و نتیجهٔ آزمون

فرضیهٔ پژوهش	تفسیر ضرایب	نتیجه
بین سطح ریسک‌پذیری افراد (تحت میزان خسارت پرداختی) و سقف پوشش، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد.	ضریب این متغیر ۰/۰۲ است. علامت مثبت ضریب بیانگر تأثیر مثبت این متغیر بر میزان خسارت پرداختی است.	تأیید فرضیه
متغیر سن بیمه‌گذار اثر مثبت و معنی‌داری بر کژگزینی دارد.	علامت مثبت ضریب ۰/۰۰۶ نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت این متغیر بر میزان خسارت پرداختی است.	تأیید فرضیه
متغیر جنسیت اثر مثبت و معنی‌داری بر کژگزینی دارد.	با توجه به ضریب ۰/۰۳ متغیر جنسیت و علامت مثبت آن نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت آن بر پدیدهٔ کژگزینی است.	تأیید فرضیه
متغیر نوع شغل بیمه‌گذار اثر مثبت و معنی‌داری در میزان خسارت پرداختی دارد.	ضریب ۰/۰۰۶ نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ مثبت و مستقیم بین نوع شغل افراد و کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی است.	تأیید فرضیه
متغیر محل سکونت بیمه‌گذار اثر	ضریب ۰/۰۰۲- برای متغیر محل	رد فرضیه

فرضیهٔ پژوهش	تفسیر ضرایب	نتیجه
مثبت و معنی‌داری بر کژگزینی دارد.	سکونت نشان‌دهندهٔ رابطهٔ معکوس بین محل سکونت افراد و کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی است.	
متغیر نوع وابستگی اثر مثبت و معنی‌داری بر کژگزینی دارد.	ضریب این متغیر ۰/۰۱۵ است که بیانگر وجود رابطهٔ مستقیم بین آن و کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی است.	تأیید فرضیه
متغیر فرانشیز اثر مثبت و معنی‌داری بر کژگزینی دارد.	علامت مثبت ضریب ۰/۰۲ متغیر فرانشیز بیانگر کژگزینی در بیمهٔ درمان تکمیلی است.	تأیید فرضیه

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

براساس نتایج برآورد مدل تصریح‌شده، علائم ضرایب منطبق بر انتظارت نظری و از نظر آماری معنی‌دار هستند. با توجه به اثرات مثبت و معنی‌دار مؤلفه‌های ریسکی بر میزان خسارت پرداختی که تحت فرض وجود پدیدهٔ کژگزینی است، این عوامل بر رخداد پدیدهٔ کژگزینی تأثیرگذار هستند. با توجه به وجود همبستگی مثبت بین سطح ریسک (خسارت پرداختی) و سقف پوشش، یافته‌های پژوهش، شواهدی از وجود کژگزینی را در بازار بیمهٔ درمان تکمیلی نشان می‌دهد. در حقیقت بیشتر افرادی که بیمهٔ درمان تکمیلی را خریداری کرده‌اند، در گروه افراد با ریسک بالا قرار دارند. در این پژوهش، متغیر سقف پوشش تأثیر مثبت و معنی‌داری بر خسارت دارد و این همبستگی مثبت به‌عنوان علامت وجود کژگزینی و ناکارایی سیستم قراردادهای صنعت بیمهٔ درمان تفسیر شده است.

داده‌های این پژوهش از افراد با سطوح ریسک مختلف جمع‌آوری شد. با استفاده از متغیرهای بیان‌کنندهٔ سطح ریسک افراد و تحلیل تأثیر این متغیرها روی تقاضای بیمه، یک تأیید تجربی از پژوهش‌هایی نظیر مارکیس (۱۹۹۲)، کوهن (۲۰۰۵)، مهدوی و ایزدی (۲۰۱۲)، الینگ (۲۰۱۴) و برن و سیرمان (۲۰۲۰) را ارائه می‌دهد. این امر به تأثیر متغیرهای بیانگر سطح ریسک افراد در تقاضای بیمه اشاره دارد و مؤید کژگزینی است.

به‌کارگیری روش قدیمی در ارزیابی ریسک شرکت‌های بیمه درمان و گرایش به سمت یکسان‌سازی حق بیمه‌ها، موجب یارانه‌دهی از جیب افراد کم‌ریسک به افراد با ریسک بالاتر می‌شود. به عبارت دیگر عوامل ریسکی و متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک فرد در فرایند قیمت‌گذاری درنظر گرفته نمی‌شوند. درمجموع می‌توان ادعا کرد که هیچ فرایند استانداردی در ارزیابی ریسک و نرخ‌گذاری بیمه‌های درمان در شرکت‌های بیمهٔ کشور وجود ندارد و این امر سبب تعیین حق بیمهٔ نامتناسب با سطح ریسک بیمه‌گذاران و درنتیجه افزایش ضریب خسارت شرکت‌های بیمه می‌شود. به این اعتبار، اهرم کار از دست بیمه‌گران خارج شده و در اختیار بیمه‌گذاران قرار گرفته است؛ بنابراین در این پژوهش براساس نتایج، عوامل فردی نظیر سن، جنسیت، نوع شغل و عوامل جغرافیایی نظیر محل سکونت بر ریسک هزینه‌های درمانی مؤثر هستند. از این‌رو می‌توان از آن‌ها به‌منظور متغیرهای تأثیرگذار در سطح ریسک فرد بیمه‌گذار استفاده کرد. با توجه به آزادسازی نرخ‌ها، تعیین حق بیمه براساس ارزیابی صحیح ریسک می‌تواند به افزایش توان رقابتی شرکت‌ها منجر شود.

با توجه به چارچوب تحلیل و نتایج به‌دست‌آمده، راهکارهایی برای به‌حداقل‌رساندن اثرات زیان‌بار پدیدهٔ کژگزینی پیشنهاد می‌شود تا شرکت‌های بیمه بتوانند با رفع عوامل مؤثر بر کژگزینی از وقوع این پدیده جلوگیری و به‌صورت کارا عمل کنند. از آنجا که افراد با ریسک‌های بالا تمایل به تقاضای خدمات درمانی بیشتری دارند، یکی از معیارهای طبقه‌بندی متقاضیان و مشتریان بیمه باید سطح ریسک آن‌ها باشد. با وضع حق بیمه‌های متفاوت و سطوح فرانشیز مختلف (به‌طوری‌که هر طبقه حق بیمهٔ عادلانهٔ خود را بپردازد و به‌اندازهٔ بهینه خدمات بیمه درمانی را تقاضا کند) می‌توان پوشش این خدمات را بالا برد و با پدیدهٔ کژگزینی مقابله کرد. همچنین باید با توجه به نوع شغل و میانگین سنی بیمه‌گذار، فرانشیز اعمال شود.

یکی دیگر از عوامل اصلی تعیین میزان ریسک فرد بیمه‌شده، نوع شغل است که می‌توان با ارائهٔ استانداردهای معین نوع شغل را دسته‌بندی و براساس نوع شغل، قیمت بیمه را اعلام کرد. افرادی که ریسک بالاتری دارند قیمت بیشتر و افرادی که ریسک شغل پایینی دارند، قیمت پایین را پرداخت کنند.

همچنین تفاوت متوسط خسارت پرداختی در میان گروه‌های مختلف سنی، نشان‌دهندهٔ آن است که نوزادان زیر شش ماه و افراد بالای ۷۰ سال میزان خسارت

پرداختی و ریسک بیشتری دارند؛ بنابراین نباید منوی قیمتی پیشنهادی برای این گروه‌ها یکسان باشد.

ایجاد سیستم خودانتخابی برای بیمه‌گذاران در قراردادهای تک‌دوره‌ای توسط تنظیم قراردادهای متنوع با سقف پوشش‌های متفاوت از ۵۰ درصد تا ۹۰ درصد و متفاوت از لحاظ حق بیمه، راهکار دیگری برای ترغیب بیمه‌گذاران برای آشکارسازی اطلاعات پنهان خود از طریق انتخاب نوع قرارداد بیمه است تا افراد براساس میزان احتمال ریسک مخصوص خود طبقه‌بندی شوند. به‌طور معمول درنتیجهٔ طراحی قراردادهای مختلف به‌منظور ایجاد تعادل‌های جداشونده، افراد با ریسک کمتر مبادرت به انتخاب قراردادهای بیمه با پوشش جزئی و حق بیمهٔ ارزان‌تر می‌کنند. در عوض، افراد با سطح ریسک بالا قراردادهای بیمه با پوشش بیشتر و البته حق بیمهٔ بیشتر را انتخاب می‌کنند. بیمه‌گران می‌توانند در قراردادهای چنددوره‌ای با استفاده از اطلاعات مرتبط با تجارب قبلی از بیمه‌گذار اقدام به رتبه‌بندی ریسک‌ها کنند.

همچنین بیمه‌گران می‌توانند با استفاده از اطلاعات ناقص به طبقه‌بندی ریسک‌ها بپردازند و با تعیین حق بیمهٔ رقابتی برای هر طبقهٔ ریسکی براساس ویژگی‌های قابل‌مشاهدهٔ آن‌ها، قراردادهای سازگار اطلاعاتی (کارا) در بازار بیمه را ایجاد کنند و از این طریق کارایی و سطح پوشش‌دهی بیمه و سود شرکت‌های بیمه را افزایش دهند.

به‌دلیل همبستگی بالای میان درجهٔ ریسک‌پذیری افراد با ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، معیارهایی مانند طبقات سن، جنسیت، نوع شغل، محل سکونت و سطح فرانشیز می‌توانند از معیارهای اصلی در طبقه‌بندی افراد لحاظ شوند. چنانچه حق بیمه برای هر بیمه‌نامه با توجه به ریسک فرد تنظیم شود، در یک تجمیع ریسکی میزان ناهمگنی کمتر است. به‌نوعی استفاده از مؤلفه‌های ریسکی ذکرشده و میزان هزینه‌های قبلی خدمات درمانی در صورت اعمال فرانشیز می‌تواند حدود ۸۰ درصد مازاد اطلاعات بیمه‌گذار را کاهش دهد. با این نحوهٔ تمایز حق بیمه، با حق بیمه‌ای روبه‌رو هستیم که کم‌وبیش مشابه هزینه‌های پیش‌بینی‌شدهٔ خدمات درمانی آن‌ها است و انتظار می‌رود که خرید بیمه درمان تکمیلی برای سهم بیشتری از بیمه‌شدگان دارای مزیت باشد؛ بنابراین به نظر می‌رسد در این حالت، کژگزینی به‌سختی در مقایسه با وضعیت رتبه‌بندی عمومی افراد رخ دهد.

شرکت‌های بیمه باید پوشش‌های بیمه‌ای خود را با نیاز مشتریان و میزان درآمد آن‌ها هماهنگ سازند، از آن جهت که منبع اصلی تأمین مالی در بیمهٔ درمان تکمیلی

حق بیمه است. بدین‌ترتیب پیشنهاد می‌شود نحوهٔ دریافت حق بیمه‌ها براساس تعریف بسته‌های خدمتی متفاوت و مجازبودن هر شرکت بیمه‌ای به تعیین حق بیمهٔ متناسب با خدمات ارائه‌شده و با لحاظ‌کردن مؤلفه‌های ریسکی و ریسک‌های جمعیت‌شناختی و فردی درنظر گرفته شود.

منابع

۱. ایماندوست، صادق، شاطریان، زهرا و فهیمی‌فرد، محمد (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر نرخ وصول تسهیلات بانک کشاورزی استان خراسان رضوی (کاربرد مدل اقتصادسنجی توبیت). *فصلنامهٔ اقتصاد پولی- مالی*، ۲۳ (۱۲)، ۲۱۶-۱۸۹.

۲. سوری، علی (۱۳۹۲). *اقتصادسنجی پیشرفته* (جلد دوم). تهران: فرهنگ‌شناسی.

۳. محمدی، مهدی (۱۳۹۲). وجود انتخاب نامساعد در بیمهٔ عمر. *صنعت بیمه*، ۲۸ (۴)، ۲۷-۵۴.

۴. مهدوی، غدیر، پیروی‌نیا، فائزه و فرزانه، هالیه (۱۳۹۱). بررسی اثر وجود انتخاب نامساعد در بیمهٔ درمان تکمیلی بر بازار بیمهٔ عمر ایران. *همایش بیمه و توسعه*.

۵. مهدوی، غدیر، فرزین‌وش، اسدا... و حسن‌زاده مقیمی، آرش (۱۳۸۹). تحلیل وجود کژگزینی در بازار بیمهٔ عمر ایران. *فصلنامهٔ صنعت بیمه*، ۲۵ (۱)، ۳۹-۳.

۶. نیاکان، لیلی و گروه پژوهشی بیمه‌های اشخاص (۱۳۹۴). مطالعهٔ روش‌های محاسباتی و ارزیابی ریسک‌های مختلف بیمهٔ درمان. *طرح پژوهشی پژوهشکدهٔ بیمه*، شمارهٔ ۲۰.

۷. وصال، محمد، کشاورز حداد، غلامرضا و چاقمی، محمدرضا (۱۳۹۸). اطلاعات نامتقارن بین‌گروهی در بازار بیمهٔ درمان تکمیلی گروهی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۱)، ۲۳۲-۲۱۵.

8. Bajari, P., Hong, H., & Khwaja, A. (2006). Moral hazard, adverse selection and health expenditures: A semiparametric analysis (No. w12445). *National Bureau of Economic Research*.
9. Bardey, D., & Buitrago, G. (2017). Supplemental health insurance in the Colombian managed care system: Adverse or advantageous selection?. *Journal of Health Economics*, *56*, 317-329.
10. Bickelhaupt, D. L. (1983). *General Insurance*. 11th revised Ed. (New York NY: McGraw-Hill).

11. Born, P. H., & Sirmans, E. T. (2020). Restrictive rating and adverse selection in health insurance. *Journal of Risk and Insurance*, *87*(4), 919-933.
12. Cohen, A. (2005). Asymmetric information and learning: Evidence from the automobile insurance market. *Review of Economics and Statistics*, *87*(2), 197-207.
13. Cohen, A., & Siegelman, P. (2010). Testing for adverse selection in insurance markets. *Journal of Risk and Insurance*, *77*(1), 39-84.
14. Dionne, G., Gouriéroux, C., & Vanasse, C. (2001). Testing for evidence of adverse selection in the automobile insurance market: A comment. *Journal of Political Economy*, *109*(2), 444-453.
15. Dumm, R. E., Eckles, D. L., & Halek, M. (2013). An examination of adverse selection in the public provision of insurance. *The Geneva Risk and Insurance Review*, *38*(2), 127-147.
16. Eling, M., Jia, R., & Yao, Y. (2017). Between-group adverse selection: evidence from group critical illness insurance. *Journal of Risk and Insurance*, *84*(2), 771-809.
17. Hao, M., Tapadar, P., Thomas, R. G. (2015). Loss coverage in insurance markets: why adverse selection is not always a bad thing, *International Actuarial Association Colloquium*, 7-10 June 2015, Oslo, Norway. (KAR id:64112)
18. Mahdavi, G., & Izadi, Z. (2012). Evidence of Adverse Selection in Iranian Supplementary Health Insurance Market. *Iranian Journal of Public Health*, *41*(7), 44.
19. Makki, S. S., & Somwaru, A. L. (2007). Assessing Adverse Selection in Crop Insurance Markets: An Application of Parametric and Nonparametric Methods. *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, *2*(1).
20. Marquis, M. S. (1992). Adverse selection with a multiple choice among health insurance plans: a simulation analysis. *Journal of Health Economics*, *11*(2), 129-151.
21. Mayers, D., & Smith Jr, C. W. (1981). Contractual provisions, organizational structure, and conflict control in insurance markets. *Journal of Business*, 407-434.
22. Motlagh, S. N., Darvishi, B. A. N. A. F. S. H. E. H., Haghighatfard, P., & Imani-Nasab, M. H. (2018). Fairness of health financing before and after introduction of iranian health sector evolution plan: A case study. *Journal of Clinical and Diagnostic Research*, *12*(6), IC10-IC15.
23. Pauly, M. V., & Percy, A. M. (2000). Cost and performance: a comparison of the individual and group health insurance markets. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, *25*(1), 9-26.
24. Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 24-36.

25. Van de Ven, W. P., Van Vliet, R. C., Schut, F. T., & Van Barneveld, E. M. (2000). Access to coverage for high-risks in a competitive individual health insurance market: via premium rate restrictions or risk-adjusted premium subsidies?. *Journal of Health Economics*, *19*(3), 311-339.
26. van Winssen, K. P. M., van Kleef, R. C., & van de Ven, W. P. M. M. (2018). Can premium differentiation counteract adverse selection in the Dutch supplementary health insurance? A simulation study. *The European Journal of Health Economics*, *19*(5), 757-768.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۵۸۷-۵۵۵

اثرات تعاملی سیاست مالی و پولی و کنش‌های خانوار بر نرخ ارز (رهیافت TVP-FAVAR)

DOI: 10.22059/jte.2022.330687.1008544

علیرضا عرفانی*[۱]، مجید اسحاقی گرجی[۲]، صمد آهنگر زنوزی[۳]

۱. استاد دانشکدهٔ اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، aerfani@semnan.ac.ir

۲. استاد گروه ریاضی دانشگاه سمنان، meshaghi@semnan.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان، ahangar.samad@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۸

چکیده

به‌دلیل نوسانات نرخ ارز و تعدد شوک‌های اقتصادی و سیاسی خارجی و داخلی وارده، ابزارهای مختلف پولی و مالی در طی سال‌های اخیر مورد استفادهٔ دولت و بانک مرکزی قرار گرفته است. از این‌رو در تحلیل برآیند نهایی اثرگذاری سیاست‌ها و ابزارها بر نرخ ارز، پیچیدگی قابل‌ملاحظه‌ای پدیدار شده است. مطالعهٔ حاضر تأثیر رفتارهای سیاستی خانوار را در کنار سیاست‌گذار مالی و پولی بر متغیر نرخ ارز بررسی می‌کند. در همین راستا مقالهٔ حاضر به بررسی تأثیر شاخص تعاملی سیاست‌گذار پولی، مالی و متغیرهای اقتصادی واجد عکس‌العمل خانوارها بر نرخ ارز کشور طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷، با استفاده از مدل TVP-FAVAR می‌پردازد. بررسی تابع واکنش آنی نرخ ارز نسبت به تغییر در شاخص تعاملی برآوردشده حاکی از تأثیر مثبت شاخص تعاملی بر روند نرخ ارز است. بررسی اثر شاخص تعاملی ناشی از تجمیع تمامی متغیرهای یادشده بر نرخ ارز نشان می‌دهد در تمامی بازهٔ زمانی مورد مطالعه، به غیر از دورهٔ رونق درآمدهای نفتی، نرخ ارز همواره به نوسانات سیاست پولی و مالی و تصمیمات خانوار، واکنش مثبت و باثبات داشته است. هماهنگی سیاست پولی و مالی، بیشتر متأثر از رعایت انضباط مالی دولت است و با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران لنگر اسمی است و طبق برآوردهای انجام‌شده، واکنش مثبت نرخ ارز به شوک‌های تعاملی سیاست‌های پولی و ملی مشهود است، بر نقش انضباط مالی دولت بیشتر از هر متغیر دیگری در کنترل تورم از طریق کانال نرخ ارز تأکید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C53، E44، F43.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، سیاست پولی، سیاست مالی، خانوار، TVP-FAVAR.

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۳۳۱۰۲۶۱

۱. مقدمه

تجزیه و تحلیل اقتصاد کلان در سال‌های اخیر تغییرات گسترده‌ای داشته است. رویکرد سیاست‌گذاری مبتنی بر قاعده، در دو سیاست مالی و پولی همچنان مورد توجه نظریه‌پردازان اقتصادی بوده است؛ برای مثال، وودفورد (۲۰۰۳) توجه محققان را به نقش نرخ بهره با هدف تثبیت تورم برای سیاست‌های پولی جلب می‌کند. در همین راستا، اتخاذ سیاست‌های تعهدی با تصویب رژیم‌های هدفمند تورم توسط بسیاری از بانک‌های مرکزی در سراسر جهان تقویت می‌شود. بااین‌حال، حرکت‌های مستقل توسط مقام پولی ممکن است به تضاد منافع با سیاست‌گذار مالی منجر شود.

اهمیت هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، با توجه به بحران‌های مالی دهه‌های اخیر، بیش‌ازپیش افزایش یافته و کشورها را بر آن داشته تا ترکیبات سیاستی منسجم و هماهنگی به‌منظور مقابله با آثار نامطلوب بحران‌ها بر اقتصاد اتخاذ کنند. هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی بدان معنا است که این سیاست‌ها با وجود داشتن اولویت‌های هدف‌گذاری متفاوت، در یک سو حرکت کنند و آثار مثبت یکدیگر را تقویت یا دست‌کم اثربخشی یکدیگر را خنثی کنند. درواقع، حتی اگر سیاست‌های پولی و مالی با به‌کارگیری ابزارهای کارآمد و هدفمند طراحی و اجرا شوند، چنانچه با یکدیگر هماهنگ عمل نکنند، در برخی شرایط این امکان وجود دارد که نه‌تنها به اهداف مطلوب خود دست نیابند، بلکه نتیجهٔ نهایی آن، قرارگرفتن اقتصاد در سطحی پایین‌تر از سطح بهینه و عملکرد ضعیف کل اقتصاد است؛ برای مثال، تحت شرایطی ممکن است هدف ثبات قیمت‌های مدنظر مقام‌های پولی سبب افزایش کسری بودجه دولت شود.

موضوع یادشده در کشورهایی نظیر کشورهای صادرکنندهٔ نفت که سبد صادراتی محدودی دارند، به‌دلیل نقش متغیر نرخ ارز در تراز پرداخت‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است. همچنین در این کشورها تعامل سیاست‌های پولی و مالی علاوه بر اثرات مستقیم می‌تواند بر کانال نرخ ارز نیز اثرگذار باشد. انتظار بر آن است که در این‌گونه کشورها، نرخ ارز تابعی از کسری بودجه باشد و سیاست پولی و مالی نیز در راستای کنترل فضای داخلی اقتصاد بتواند نرخ ارز را در مسیری هدایت کند که توازن بیشتری در اقتصاد ایجاد کند (لورنس[1]، ۱۹۹۸).

1. Laurens

رویکردهای متفاوتی در قالب‌های مختلف تحلیلی به بررسی تعامل سیاست‌های پولی و مالی پرداخته‌اند. در اکثر مطالعات، هدف سیاست‌گذاران مالی و پولی به‌صورت متداول، شکاف تولیدی و تورم درنظر گرفته شده است. در هیچ یک از این مطالعات، هم‌زمان به اثر سیاست‌ها با هدف نرخ ارز توجه نشده است. در شرایط اقتصاد ایران که سیاست‌های مالی با تمرکز بر تأمین مالی کسری بودجه در دوره‌های کاهش درآمدهای نفتی مورد تأکید بوده و بانک مرکزی با رویکرد همکارانه با دولت با هدف مشارکت در تحقق افزایش رشد تولید سیاست‌های انبساطی پولی را دنبال کرده است، خانوارها نیز از جمله بازیگرانی هستند که می‌توانند در تعاملات میان سیاست‌گذاران پولی و مالی مؤثر باشند. خانوارها به‌دلیل شکل‌گیری انتظارات تورمی و تجربهٔ تاریخی دوره‌های جهش ارزی، همواره برآیند اثرات سیاست‌های اجراشده در متغیرهای کلان را رصد کنند و به آن در قالب رفتارهای سوداگرانه در بازارهای مختلف پاسخ دهند. بدین‌ترتیب این مقاله در قالب مدل‌های تجربی و بر پایهٔ داده‌های دردسترس، به بررسی تعامل میان سیاست‌گذاران پولی، مالی و خانوارها با توجه به ابزارهای در دسترس آن‌ها و اثرات برآیند این تعاملات بر نرخ ارز می‌پردازد. به عبارت دیگر، هدف مقالهٔ حاضر آن است که ابتدا مشخص کند آیا می‌توان برآوردی با انعطاف‌پذیری و توضیح‌دهندگی بالا از متغیر تعاملی را که نشانگر برآیند هم‌زمان میان بازیگران (سیاست‌گذاران پولی، مالی و خانوارها) باشد در اقتصاد ایران به‌دست آورد یا خیر. درنهایت به این سؤال پاسخ داده شود که آیا متغیر تعاملی برآوردشده بر نرخ ارز در سال‌ها و افق‌های مختلف اثر دارد یا خیر.

درخصوص تأثیر سیاست‌های طرف تقاضا بر نرخ ارز، مطالعات زیادی انجام شده است؛ درحالی‌که تعامل سیاست مالی و پولی طبق شواهد تجربی و همچنین نسل جدید مطالعات، آثار معنی‌داری بر متغیرهای اسمی از جمله نرخ ارز داشته‌اند. از طرفی تصمیمات اقتصادی خانوار و به‌تبع آن، تعاملی که با سیاست‌های طرف تقاضا ایجاد می‌کند، می‌تواند بر نوسانات نرخ ارز مؤثر باشد. تصمیمات نظام بانکی و نقش آن بر نرخ ارز نیز می‌تواند تأثیرات زیادی داشته باشد و از این‌رو متغیر تعاملی نظام بانکی برآورد می‌شود.

مطالعهٔ حاضر با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران درخصوص ابزارهای سیاست مالی و پولی و تأثیر تعاملی حاصل از اجزای مدیریت نظام بانکی و متغیرهای نمایندهٔ تصمیمات خانوار، متغیر تعامل نهایی را برای دورهٔ ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷، با بهره‌گیری از مدل

TVP-FAVAR برآورد می‌کند و به بررسی تأثیرپذیری نرخ ارز می‌پردازد. استخراج متغیر تعاملی و بررسی رابطهٔ این متغیر تعاملی با نرخ ارز و به عبارتی اثر تعامل حاصل از سیاست و تصمیمات سه بازیگر کلان اقتصاد شامل دولت، بانک مرکزی و خانوار بر نرخ ارز سنجیده می‌شود. همچنین به تحلیل یادشده، نقش مدیریت نظام بانکی نیز افزوده می‌شود. در حقیقت، مطالعهٔ تصمیمات سطح خرد خانوار با ابزارهای متناظر سیاست‌های پولی و مالی و ارتباط آن با نوسانات نرخ ارز از ویژگی‌های این مقاله است.

مقالهٔ حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، ادبیات مسئله و پیشینهٔ مطالعات در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی بیان شده است. بخش سوم مقاله به طراحی مدل و داده‌های پژوهش پرداخته است. در بخش چهارم تجزیه و تحلیل نتایج ارائه شده است. درنهایت، بخش پنجم مقاله به بیان نتیجه‌گیری و ارائهٔ پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. ادبیات و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

مهم‌ترین هدف سیاست‌های اقتصاد کلان در هر کشوری، دستیابی به محیط باثبات اقتصاد کلان به‌منظور رشد پایدار اقتصادی است (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲). در این راستا، با توجه به اینکه سیاست‌های پولی و مالی از کانال‌های مختلف بر یکدیگر اثر می‌گذارند و عدم هماهنگی آن‌ها محیط اقتصاد کلان را بی‌ثبات می‌کند، اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی کارا و هماهنگ، نقشی انکارناپذیر در دستیابی اقتصاد به اهداف کلان خود دارد (کلیم و همکاران، ۲۰۱۶). درواقع با توجه به اینکه سیاست‌های پولی و مالی بر بسیاری از پارامترهای اقتصادی از جمله سطح و ساختار پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال، تراز پرداخت‌ها، اندازه و ساختار سیاست‌های هزینهٔ عمومی، مازاد یا کسری بودجه به‌علاوه نحوهٔ تأمین مالی آن، تغییر در مقدار پول در چرخه، نرخ ارز (به‌عنوان متغیر مورد بررسی این مقاله) و... اثرگذار هستند، هماهنگی این دو سیاست با توجه به سیستم پویا و پیچیدهٔ اقتصاد در دنیای کنونی نه یک نیاز، بلکه یک ضرورت به‌شمار می‌رود. شایان ذکر است درجهٔ بالای هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، با توجه به بحران‌های مالی طی سالیان اخیر اهمیت بیشتری یافته و تلاش بسیاری از اقتصادها آن است تا هماهنگی سیاست‌های مالی و پولی خود را در واکنش به بحران‌های بین‌المللی افزایش دهند. ناهماهنگی میان دو حوزهٔ سیاستی فوق، منتج به

پیامدهای نامطلوب اقتصادی همچون بی‌ثباتی مالی، نرخ بهرۀ بالا، فشار نرخ ارز، تورم فزاینده، اثر معکوس بر روند رشد اقتصادی و... خواهد شد. درواقع، چنانچه سیاست‌های پولی و مالی به‌صورت هماهنگ با یکدیگر عمل نکنند، عملکرد ضعیف در یک حوزۀ سیاستی می‌تواند ضعف را به دیگر حوزه‌ها منتقل سازد و در بلندمدت موجب بی‌ثباتی اقتصاد کلان شود. برای مثال، اتخاذ سیاست مالی سهل‌انگارانه از سوی مقام‌های دولتی سبب می‌شود تا مقام‌های پولی به‌منظور مقابله با آثار چنین سیاستی، ناچار سیاست پولی سختگیرانه‌تری اتخاذ کنند. چنین سیاست پولی نخواهد توانست به‌طور کامل عدم تعادل ناشی از سیاست مالی را جبران کند و اثربخشی آن نیز با توجه به بی‌ثباتی ایجادشده در بلندمدت (ناشی از سیاست مالی سهل‌انگارانه)، کاهش خواهد یافت.

هریک از سیاست‌های پولی و مالی، ابزارهای سیاستی خاص خود را دارد. از این‌رو، هرچند هریک از ابزارهای سیاستی به سیاست‌گذاران به‌منظور دسترسی به مقادیر مطلوب هدف کمک می‌کند، ابزارهای یک سیاست مجزا، نوعاً ممکن است بر بیشتر از یک هدف سیاستی اثر داشته باشد که این مسئله ممکن است موجب شود تا سیاست، دیگر در دستیابی به اهداف مطلوب خود موفق نباشد (کیرسوانا و همکاران، ۲۰۰۴).

بیشتر مدل‌های سیاست پولی، از نظر تئوری پولی، اثر تعریف‌شدۀ یکسانی بر نرخ ارز ندارند. بیشتر مدل‌های نظری پیش‌بینی می‌کردند که در بلندمدت، افزایش رشد پول در سطح قیمت منعکس می‌شود که این امر می‌تواند سبب کاهش نرخ ارز شود. اما تئوری پولی بیان می‌کند که افزایش رشد پول سبب جهش نرخ ارز خواهد شد، اگرچه شواهد تجربی گزارۀ فوق قوی نیستد. در بلندمدت، رشد پول سبب افزایش نرخ بهرۀ اسمی و حقیقی خواهد شد. در کوتاه‌مدت، تغییرات نرخ بهره بر نرخ ارز مؤثر است؛ به‌طوری‌که افزایش نرخ بهرۀ اسمی یا حقیقی موجب افزایش نرخ ارز خواهد شد. همچنین درصورتی‌که در اقتصاد باز کشورها به دنبال هدف‌گذاری پولی باشند، افزایش نرخ بهرۀ خارجی سبب کاهش ارزش پول ملی خواهد شد که این امر افزایش قیمت‌ها و تقاضای کل را در سطح کلان اقتصادی در پی خواهد داشت (اخباری، ۲۰۰۶). البته موارد بیان‌شده به شرایط اقتصادی کشورها نیز وابسته است. سیستم بانکی و قوانین موجود بانکی و نوع هدف‌گذاری پولی از جمله عواملی هستند که می‌تواند بر اثر نرخ بهره بر نرخ ارز مؤثر باشد. در نظریه‌های پولی به‌طور مستقیم به اثر سیاست‌های مالی بر نرخ ارز اشاره‌ای نشده است، اما از منظر تجربی می‌توان آن را تابع چندین عامل دانست. درصورتی‌که مخارج دولت افزایش یابد، می‌توان انتظار داشت که تقاضای کالا و

به‌تبع آن تقاضای پول افزایش یابد و این امر سبب افزایش نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت خواهد شد. اثرپذیری نرخ بهره به اندازهٔ ضریب فزاینده و کشش نرخ بهره در تابع تقاضا و عرضهٔ نرخ بهره بستگی دارد. انتظار می‌رود با افزایش نرخ بهره، نرخ ارز نیز افزایش یابد. هماهنگی میان سیاست پولی و مالی بر اثرگذاری این سیاست‌ها بر نرخ ارز مؤثر است. در حالتی که سیاست‌های پولی و مالی با یکدیگر هماهنگ نباشند عوامل مختلفی می‌تواند بر تغییرات نرخ ارز مؤثر باشد و مشاهدات با توجه به شرایط کشورها متفاوت است. انتظار می‌رود روند اثرگذاری سیاست‌های مالی صرف‌نظر از اینکه سیاست پولی چگونه اعمال شود، در کشورهای با اقتصاد بزرگ‌تر نسبت به کشورهای با اقتصاد کوچک‌تر سریع‌تر نشان داده شود. سیاست‌های مالی نیز می‌توانند هماهنگ با سیاست‌های پولی در جهت هدف‌گذاری نرخ ارز به‌کار برده شوند. به‌طور معمول انتظار می‌رود درصورتی‌که سیاست مالی انبساطی همراه سیاست پولی انبساطی اعمال شود، نرخ ارز افزایش یابد (لوتیکه، ۲۰۲۱). اثر سیاست‌های پولی و مالی بر نرخ ارز اصولاً به این امر بستگی دارد که تا چه حد نرخ ارز برای سیاست‌گذاران مهم است. اهمیت نرخ ارز برای سیاست‌گذاران می‌تواند با توجه به شرایط اقتصادی و سیاسی کشورها متفاوت باشد؛ برای مثال هرچه کشور مبادلات بیشتری با کشورهای دیگر داشته باشد، انتظار می‌رود هدف‌گذاری نرخ ارز از اهمیت بیشتری برخوردار باشد. کوچک‌بودن سهم مبادلات خارجی نسبت به تولیدات داخلی نیز از جمله عواملی است که سبب می‌شود مقام پولی و مالی به‌جای تمرکز بر نرخ ارز بر شرایط کلان اقتصاد داخلی متمرکز باشند. در این‌گونه موارد، نرخ تورم به‌عنوان هدف سیاستی انتخاب می‌شود و نرخ ارز می‌تواند به‌عنوان متغیری که وضعیت کلان اقتصادی را پیش‌بینی یا توضیح می‌دهد، قلمداد شود[1]. در مواردی نیز نرخ ارز به‌عنوان هدف سیاست‌گذار تعریف می‌شود و مقام پولی و مالی سیاست‌های تثبیتی خود را به‌منظور کنترل نرخ ارز به‌کار می‌برند (موسوی، ۲۰۱۶). در این حالت سیاست‌گذاران پولی و مالی سعی در حفظ و ارتقای جایگاه رقابتی کشور دارند. موضوع هنگامی پیچیده خواهد شد که سیاست‌های مالی و پولی به دنبال یکدیگر اجرا شود؛ برای مثال درصورتی‌که سیاست انبساطی مالی از طریق سیاست پولی تأمین اعتبار شود. در میان کشورهایی که نرخ ارز به‌عنوان هدف سیاستی انتخاب شده است، سیاست‌های مالی و پولی می‌توانند نتایج مورد انتظار را بر متغیرهای کلان

1. Information variable

اقتصادی (بیکاری، تولید و تورم) نداشته باشد. در این شرایط عموماً در کوتاه‌مدت، سیاست‌های تثبیتی در جهت کاهش ناسازگاری میان سیاست‌ها مالی و پولی و نرخ ارز مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ درحالی‌که در بلندمدت، ناسازگاری با رهاکردن هریک از متغیرها برای قرارگرفتن در روند بلندمدت از بین خواهد رفت. در کشورهایی مانند ژاپن و آلمان، نرخ ارز به‌عنوان شاخصی از چگونگی اثربخشی سیاست پولی استفاده می‌شود. هرچند در این کشورها سیاست پولی در راستای اهداف داخلی استفاده می‌شود، اما به‌طور ناخواسته سبب تغییر در نرخ ارز خواهد شد.

موضوع اثرپذیری تصمیمات اقتصادی خانوار از سیاست‌های پولی و مالی و از طرفی واکنش‌های خانوارها به تغییرات ناشی از سیاست‌های اعمال‌شده و تغییرات در نرخ ارز، پیچیدگی‌های نظری و تجربی زیادی دارد؛ برای مثال کانال‌های متفاوتی برای اثرگذاری سیاست مالی بر خانوار نظیر اثر سیاست مالی بر مؤلفه‌های ترازنامه‌ای خانوار نظیر مصرف و پس‌انداز وجود دارد. چنین پیچیدگی نظری برای سیاست پولی هم مصداق دارد. کانال‌های نرخ بهره و تغییر در دستمزدها و قیمت‌های نسبی را محققان برای اثرگذاری اجرای سیاست‌های پولی عنوان می‌کنند. به پیچیدگی‌های یادشده باید اثر غیرمستقیم تغییر نرخ ارز در تصمیمات اقتصادی خانوار نظیر تغییر در ترکیب پورتفولیوی خانوار به‌دلیل تغییر در بازده نسبی دارایی‌ها به‌دلیل سیاست‌های اجراشده از کانال‌های مورد اشاره را اضافه کرد. از این‌رو مهم‌ترین موضوع قابل‌بررسی که تمرکز اصلی این مطالعه است، بررسی اثر برآیندی نتایج تصمیمات سیاستی سیاست‌گذاران پولی و مالی و کنش‌های خانوار بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز است (لوتیکه، ۲۰۲۱).

۲-۲. پیشینهٔ تحقیق

۲-۲-۱. *مطالعات خارجی*

سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در مطالعهٔ خود، دو فرضیهٔ هماهنگی را مطرح کردند. در فرضیهٔ اول، سیاست پولی بر سیاست مالی غالب است و مقام‌های پولی به‌صورت مستقل سیاست پولی را تنظیم می‌کنند؛ به‌عنوان مثال، نرخ رشد پایهٔ پولی برای دورهٔ جاری و دوره‌های آتی را تعیین می‌کند. در این صورت، مقام‌های مالی با محدودیت ایجادشده به‌وسیلهٔ تقاضا برای اوراق مواجه می‌شوند؛ زیرا دولت باید بودجه‌اش را طوری تنظیم کند که کسری بودجه بتواند از طریق حق‌الضرب اتخاذشده از سوی مقام‌های

پولی و فروش اوراق به عموم، تأمین مالی شود. تحت این فرضیهٔ هماهنگی، مقام‌های پولی می‌توانند پیوسته تورم را در اقتصاد پول‌گرایان کنترل کنند؛ زیرا کاملاً آزاد هستند که کدام شیوه را برای پایهٔ پولی انتخاب کنند. در فرضیهٔ دوم هماهنگی، سیاست مالی بر سیاست پولی غالب است، مقام‌های مالی به‌صورت مستقل بودجه را تنظیم می‌کنند و کسری و مازاد جاری و آتی را اعلام می‌کنند؛ بنابراین مقدار درآمدی را که می‌بایست از طریق فروش اوراق و حق‌الضرب ایجاد شود تعیین می‌کنند. تحت این فرضیهٔ هماهنگی، مقام‌های پولی با محدودیت‌های ایجادشده به‌وسیلهٔ تقاضا برای اوراق دولتی مواجه‌اند و باید تلاش کنند که اختلاف میان درآمد تقاضاشده از سوی مقام‌های مالی و مقادیر اوراقی را که می‌توانند به عموم بفروشند تأمین مالی کنند.

اندرسون و اشنایدر (۱۹۸۵) با به‌کارگیری رویکرد نظریهٔ انتخاب عمومی و با استفاده از نظریهٔ بازی‌ها به بررسی هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی تحت کنترل مقام‌های پولی و مالی که هریک به دنبال اهداف خاص خود هستند، پرداختند. براساس استدلال آنان، در تحلیل‌های سیاست اقتصادی کلاسیک، معمولاً فرض می‌شود که سیاست پولی و مالی با استفاده از فرایند سیاسی همکاری استخراج می‌شود. همچنین فرض می‌شود نتیجهٔ همکاری یا هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی عمدتاً در کشورهایی مشاهده می‌شود که سیاست مالی بر سیاست پولی غالب است. در چنین شرایطی رئیس بانک مرکزی ممکن است بتواند در برخی عملیات پولی، استقلال داشته باشد، اما تصمیمات مهم را دولت می‌گیرد و بانک مرکزی مجبور است که تصمیمات اتخاذشدهٔ دولت را اجرا کند. در مقابل، زمانی که بانک مرکزی و دولت مستقل از یکدیگر باشند، نتیجهٔ همکاری سیاست پولی و مالی متناسب با تفاوت اهداف سیاستی و افق زمانی دولت و بانک مرکزی گرایش به تفاوت دارند. درواقع، هنگامی‌که دو نهاد مستقل هستند و هر یک براساس صلاحدید خود عمل می‌کنند، در اتخاذ سیاست‌های صحیح ناسازگاری ایجاد می‌شود.

کنکر و سبایانگ (۲۰۱۳) به تحلیل تعامل پویای میان سیاست‌های پولی و مالی در اندونزی برای دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۹۹ پرداختند. آن‌ها داده‌هایی همچون نرخ تورم، شکاف تولید، تغییر نسبی در عرضهٔ پول حقیقی، قیمت نفت، نسبت تعادل اولیه به تولید ناخالص داخلی و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی را برای بررسی تعامل سیاست‌های پولی و مالی در اندونزی به کار بردند. بدین‌منظور، تابع واکنش مقام‌های پولی و مالی را از تابع مطلوبیت هر دوی مقام‌ها که شامل ترجیحات آن‌ها برای

متغیرهای کلان بود استخراج کردند. نتایج تخمین داده‌های فصلی نشان داد در کوتاه‌مدت، سیاست پولی همان‌طور که انتظار می‌رفت به سیاست مالی واکنش نشان داد. در مقابل، سیاست مالی به‌طور حاشیه‌ای به سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد. به‌علاوه، ماتریس تعامل نشان داد سیاست پولی در اندونزی غالب است. تحت این شرایط، باید سیاست مالی فعال، به‌منظور دستیابی به رشد اقتصادی پایدار در بلندمدت اتخاذ شود.

گربا و هازنبرگر (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی تعامل میان سیاست‌های پولی و مالی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با روش پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR) پرداختند. به‌منظور تخمین سیاست‌های پولی و مالی آمریکا داده‌های فصلی بین سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۹، متغیرهای آن‌ها شامل تولید، مخارج دولت، خالص مالیات‌ها، و نرخ بهره و نرخ تورم کوتاه‌مدت بود. آن‌ها نتیجه گرفتند که در آمریکا تعامل زیادی میان سیاست‌های پولی و مالی طی کل دورهٔ مذکور وجود داشته است.

کلیم و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی تورم مالی و تعامل میان سیاست‌های پولی و مالی با استفاده از داده‌های بین‌کشوری و برای سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۶۵ می‌پردازند. نتایج نشان داد رابطهٔ تعاملی میان تورم و کسری بودجه در میان کشورها و در طی زمان متفاوت است. در مواردی که بانک مرکزی مستقل باشد، سیاست مالی غالب سبب می‌شود رابطهٔ میان تورم و کسری بودجه اندک باشد.

پاتریک و لونگا (۲۰۱۶) اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست مالی بر مکانیسم رفتار و اثربخشی سیاست پولی در زامبیا را بررسی کردند. آن‌ها رویکرد CCD[1] را برای داده‌های ژانویه ۲۰۰۳ تا دسامبر ۲۰۱۲ به کار بردند و نشان دادند در زامبیا شواهدی از غلبهٔ سیاست مالی وجود دارد و موضع سیاست مالی بر کانال‌های انتقال سیاست پولی و اثربخشی آن در زامبیا اثر دارد. همچنین هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در این کشور مشاهده نمی‌شود.

استوسکا و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تعامل میان سیاست پولی و مالی پرداختند. هدف این مقالهٔ ارائه تعادل نش در بازی غیر همکارانه بین دولت و بانک مرکزی بوده است. این مطالعه نشان داد در تعادل نش در مدل، کسری بودجه و نرخ بهرهٔ یک کشور عضو اتحادیهٔ اروپا به داده‌های برون‌زا (بیرونی مدل) مانند هدف تورم، تورم پایه و محدودیت کسری بستگی دارد. در مطالعهٔ صورت‌گرفته نشان داده شد

1. Canzoneri, Cumby, and Diba approach

حساسیت دولت و بانک مرکزی نسبت به پارامترهای عمیق متغیرهای اقتصادی بهبود یافته است.

مولتنی و پاپا (۲۰۱۷) اثرات شوک‌های سیاست‌های. پولی و مالی را در اقتصاد آمریکا با استفاده از روش TVP-FAVAR مطالعه کردند. این مطالعه اذعان می‌دارد سیاست‌های مالی قویاً به شوک‌های پولی از طریق کانال تقاضای کل واکنش نشان می‌دهد. همچنین نحوهٔ پاسخ سیاست پولی به شوک‌های مالی تشریح شده است. در مقالهٔ ارائه‌شده، بازار کار به‌عنوان بازیگر کلیدی در پاسخ اقتصاد آمریکا به شوک‌های پولی همراه با شوک‌های مالی معرفی شده است. *افزایش در میزان بیکاری متعاقب اجرای سیاست پولی انقباضی همراه با اجرای سیاست مالی انبساطی نظیر کاهش مالیات، کاهش می یابد.*

لووان و همکاران (۲۰۲۱) اثرگذاری تعامل سیاست پولی و مالی را بر پویایی‌های متغیرهای اقتصاد کلان مطالعه کردند. در بررسی انجام‌شده با استفاده از آمارهای کشور چین در بازهٔ زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۶ رابطهٔ سیاست‌های پولی و مالی در کشور یادشده در قالب مدل TVP-VAR مطالعه شد. نتایج نشان داد رابطهٔ تعاملی دو سیاست‌گذار به سه دورهٔ متفاوت تقسیم می‌شود. در دورهٔ اول بین سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۸ سلطهٔ پولی روند غالب بوده است. در دورهٔ بعد در بین سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷، دورهٔ تعامل همکارانهٔ بانک مرکزی و دولت تشخیص داده شده است. حدفاصل سال ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰، دورهٔ تسلط مالی بوده است.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

مطالعات داخلی نیز در قالب سه دسته قابلیت ارائه دارد. گروه اول به بررسی رابطهٔ سیاست پولی و اثر آن بر نرخ ارز پرداخته‌اند. گروه دوم مبادرت به بررسی حوزهٔ تعاملات سیاست مالی نظیر سلطهٔ مالی و تأمین کسری بودجه بر نرخ ارز کرده‌اند. گروه سوم به بررسی هماهنگی سیاست‌گذاری مالی و پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.

اخباری (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با عنوان «آزمون پولی‌بودن روند حرکت نرخ ارز در دورهٔ درآمد ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۳» چگونگی روند نرخ ارز را در مدل پولی کشور مطالعه کردند. در این مقاله، با پیروی از روش پولی، مدلی برای تعیین نرخ ارز ارائه شد.

حسین‌زاده و حقیقت (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خودهمبسته با وقفهٔ توزیع‌شده» اثرات سیاست‌های پولی را

بر نرخ ارز مطالعه کردند. برای این منظور، با استفاده از روش خودهمبسته با وقفهٔ توزیع‌شده، مدل مورد نظر تخمین زده شد. نتایج نشان‌دهندهٔ اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای عرضهٔ پول داخلی و قیمت داخلی و اثر منفی و معنی‌دار درآمد ملی بر نرخ ارز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. جزء ناپایدار نرخ حقیقی ارز نیز به‌عنوان دیگر متغیر مورد بررسی نشان داد این متغیر در کوتاه‌مدت دارای اثر منفی و معنی‌دار بر نرخ حقیقی ارز دارد، اما تأثیر این متغیر در بلندمدت معنی‌دار نیست.

محمودی‌نیا و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی نظریهٔ بازی‌ها و نقش آن در تعیین سیاست‌های بهینه در تقابل استراتژیک بین سیاست‌گذار پولی و مالی پرداختند. نتایج نشان داد در بازی اشتاکلبرگ بین دولت و بانک مرکزی، می‌توان سطح بدهی را به سطح هدف و مطلوب آن نزدیک کرد و حتی دولت می‌تواند با استفادهٔ بهینه از درآمدهای نفتی، مانع انتشار پول بیش از اندازه توسط بانک مرکزی شود. همچنین مشخص شد حتی اگر درآمدهای نفتی وجود نداشته باشد، می‌توان با افزایش نرخ رشد اقتصادی یا کاهش نرخ ترجیح زمانی یا کاهش نرخ بهره واقعی، سطح بدهی را به سطح مطلوب نزدیک کرد.

مختاری و انویه (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «اثر سیاست‌های مالی بر رفتار قیمتی نرخ ارز در ایران» میزان و نوع دخالت سیاست‌های مالی و چگونگی اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز را با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) مطالعه کردند. مطابق نتایج، تغییر ناگهانی مخارج دولت در دورهٔ اول هیچ تأثیری بر نرخ ارز نداشته و در دوره بعدی موجب کاهش نرخ ارز شده است. اثر منفی مخارج دولت بر نرخ ارز تا دورهٔ چهارم بوده و از دورهٔ پنجم، این اثر مثبت بوده است. نویسندگان مقاله در تفسیر این روند عنوان کرده‌اند که افزایش مخارج دولت به بی‌ثباتی در ارزش پول داخلی منجر شده و درنتیجه می‌تواند تأثیر منفی بر نوسانات نرخ ارز داشته باشد. اما در بلندمدت، با افزایش مداوم و مستمر مخارج دولت، به افزایش نرخ ارز حقیقی تعادلی منجر شده است.

موسوی و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل رابطهٔ بین دولت، بانک مرکزی و سفته‌بازان در ایران» به بررسی آثار انتشار اوراق مشارکت به‌عنوان ابزار تأمین مالی کسری بودجهٔ دولت در قالب یک بازی ایستا با سه بازیگر کردند. با توجه به اینکه دولت‌ها برای ایجاد جذابیت برای خریداران اوراق مشارکت نرخ بازدهی بالاتری نسبت به نرخ بازدهی معمول اعمال می‌کنند، مقامات پولی و مالی با درنظرگرفتن رفتار

سفته‌بازان، با استفاده از چارچوب نظریهٔ بازی‌ها و با هدف حداقل‌کردن زیان هرکدام از بازیکنان و در صورت استقلال ابزاری بانک مرکزی این نهاد پولی می‌توانند با ابزار سیاستی خریدوفروش اوراق مشارکت موجب تغییر نرخ بهره و مقابله با نوسانات اقتصادی شوند.

توکلیان و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعهٔ جامعی، رابطهٔ هماهنگی و اثر متقابل سیاست‌های مالی و پولی اقتصاد ایران را بررسی کردند. این مطالعه با استفاده از الگوهای رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و الگوی خودتوضیحی برداری با ضرایب متغیر (TVP-VAR) انجام گرفت. در بررسی انجام‌شده، پارامتر متغیری در طول زمان به‌عنوان شاخصی از تقابل و هماهنگی سیاست پولی و مالی معرفی و برآورد شده است. در صورت هماهنگی سیاست پولی و مالی، این پارامتر متغیر دارای مقدار کم و به معنی رابطهٔ اندک بین تورم و وضعیت مالی دولت، و مقادیر بالای این پارامتر متغیر به مفهوم تقابل سیاست پولی و مالی خواهد بود. سال‌های ابتدایی دورهٔ اول ریاست جمهوری در نمونهٔ مورد بررسی، دارای بالاترین سطح از هماهنگی بین سیاست پولی و مالی و بالاترین مقدار ناهماهنگی در سال‌های میانی دولت سوم ریاست جمهوری رخ داده است. در بخش دوم مطالعه با استفاده از نظریهٔ بازی‌ها و در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، چهار بازی تعادل نش، تعادل اشتاکلبرگ رهبری مالی، اشتاکلبرگ رهبری پولی و بازی همکارانه برای اقتصاد ایران بررسی شد. براساس نتایج، الگوی همکاری بین سیاست‌گذار پولی و مالی از موفقیت بهتری در تعدیل اقتصاد در مواجهه با تکانه‌ها اعلام می‌شود و در صورت عدم امکان این همکاری، رهبری سیاست‌گذار پولی قابلیت بیشتری در تعدیل اقتصادی خواهد داشت. همچنین رهبری سیاست‌گذار مالی به واکنش‌های بسیار شدیدتری به تکانه‌های اقتصادی منجر می‌شود و همین امر می‌تواند سبب ایجاد نوسانات شدیدی در اقتصاد شود. به این دلیل که سیاست‌گذار پولی در این حالت توانایی اعمال سیاست مؤثر نخواهد داشت.

اصغری و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان «پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)» تغییر نرخ ارز و نقش سیاست‌های پولی و مالی را در مقابله با شوک‌های ارزی در یک نظام ارز شناور مدیریت‌شده برای اقتصاد باز کوچک نفتی ایران مطالعه کردند. محققان نشان دادند در سناریوهای مختلف، علائمی از وقوع بیماری هلندی به‌صورت تضعیف بخش قابل‌تجارت، تقویت بخش غیرقابل‌تجارت، افزایش قیمت‌ها در بخش قابل‌تجارت، کاهش قیمت‌ها در

بخش قابل‌تجارت و کاهش نرخ ارز حقیقی وجود دارد. براساس نتایج، پژوهشگران استفاده از سیاست‌های مالی فعال را به‌منظور کنترل نوسانات نرخ ارز پیشنهاد کردند.

حسینی و همکاران (۱۳۹۹) اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی، مالی و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران را با استفاده از مدل‌های VAR و GARCH بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد بی‌ثباتی سیاست مالی (مخارج دولت) به افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی منجر می‌شود و بی‌ثباتی سیاست پولی (حجم نقدینگی) نیز تأثیر منفی بر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی دارد؛ بنابراین سیاست‌های مالی ناشی از مخارج دولت و سیاست‌های پولی ناشی از حجم نقدینگی روی هم اثرگذار است و در بلندمدت نیز بر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی اثرات معناداری دارد.

حسن‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل چندبعدی از نرخ ارز و نااطمینانی آن در پویایی رشد اقتصادی ایران» به بررسی اثرات نرخ ارز و نااطمینانی آن در کنار متغیرهای کنترلی رشد قیمت نفت، تورم و نااطمینانی آن‌ها به همراه رشد نقدینگی بر روند رشد اقتصادی ایران پرداختند و از داده‌های فصلی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ و مدل‌های خطی VAR و غیرخطی چندرژیمی MRS و MRS-GARCH استفاده کردند. نتایج اصلی مقاله حاکی از آن است که رشد نرخ ارز و نااطمینانی آن هم در مدل‌های خطی و هم غیرخطی، اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. با توجه به آشوبی‌بودن روند نرخ ارز، مدل‌های غیرخطی نتایج واقع‌بینانه‌تری را با توجه به وضعیت اقتصادی کشور ارائه می‌کنند. محققان مقالهٔ یادشده به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه کردند با اجتناب از اعمال سیاست‌های مقطعی، پایدارسازی اقتصاد کلان و یکسان‌سازی نرخ ارز، در جهت کاهش تبعات منفی ارز و نااطمینانی آن گام بردارند.

۳. روش تحقیق

در سال‌های اخیر، توجه زیادی به مدل‌هایی معطوف شده است که در آن‌ها از مجموعهٔ گسترده‌تری از اطلاعات اقتصادی استفاده می‌شود. ابداع مدل‌های FAVAR [1] از طریق تلفیق مدل‌های سنتی VAR با یک یا چند عامل [2] غیرقابل‌مشاهده، یکی از این پیشرفت‌ها بوده است. برخلاف این سیر گسترده از مطالعات در زمینهٔ به‌کارگیری مدل‌های تکامل‌یافتهٔ FAVAR، مطالعات داخلی در این زمینه محدود است و هنوز این

1. Factor -Augmented Vector Autoregressive
2. Factors

روش‌ها به‌صورت گسترده‌ای دربارهٔ اقتصاد ایران به‌کار گرفته نشده‌اند. از این‌رو در این مقاله تلاش شده است تا یک مدل FAVAR برای اقتصاد ایران برآورد شود تا در آن با تأکید بر سیاست‌های مالی و پولی و خانوار بتوان واکنش نرخ ارز را به متغیرهای مرتبط با دو نوع سیاست عنوان‌شده برآورد کرد.

به‌طور ساده، مدل FAVAR شامل دو لایه است. لایهٔ اول شامل تعدادی از متغیرهایی است که درمجموع، هریک اطلاعاتی جزئی از بخش‌هایی از یک اقتصاد را نمایان می‌کنند؛ مثلاً انواع شاخص‌های قیمت در سطوح زیربخش و انواع متغیرهای حقیقی مرتبط با تولید و سرمایه‌گذاری و زیربخش‌های یک اقتصاد در جریان است. این لایه، سطح اثرگذاری شوک‌های مختلف بر اقتصاد را نشان می‌دهد که برخلاف مدل‌های سنتی VAR در سطح اجزای اقتصاد به ما اطلاعاتی دربارهٔ نحوهٔ واکنش این متغیرها به شوک‌ها ارائه می‌کند. منتها برای اینکه مشکل درجه آزادی حل شود، در این لایه مفاهیم نظری مانند سطح عمومی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌های اقتصادی در قالب عوامل پنهان تعریف می‌شوند که از مجموعهٔ گسترده‌ای از متغیرها در سطح زیربخش‌های اقتصاد تأثیر می‌پذیرند. تعداد این عوامل یا توسط محقق و براساس نظریهٔ مورد بحث تعیین می‌شود یا براساس آزمون‌هایی خاص توضیح داده می‌شوند. به‌دلیل روش برآورد این عوامل پنهان که معمولاً با روش تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] برآورد می‌شوند، هرچه تعداد متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ یک عامل پنهان بیشتر باشد، تخمین دقیق‌تری نیز از آن به‌دست خواهد آمد. در این مرحله تعداد زیاد متغیرهای الگو با هم، یک یا چند عامل پنهان را می‌سازند که در لایهٔ دوم مدل FAVAR به کار می‌آیند.

در لایهٔ دوم، عوامل پنهان در کنار متغیرهای قابل‌مشاهدهٔ نمایندهٔ شوک‌هایی که به اقتصاد وارد می‌شوند، در قالب یک مدل VAR معمول در کنار هم قرار می‌گیرند. در این صورت، مدل به‌صورت معمول برآورد و توابع واکنش عوامل پنهان به شوک‌ها تبیین می‌شود. سپس با استفاده از ارتباط بین متغیرهایی که در سطح زیربخش‌ها لایهٔ اول را تشکیل داده‌اند، توابع واکنش طیف گسترده متغیرهای اقتصادی به شوک اقتصادی تصریح می‌شود.

در این مطالعه، اثرات متغیر تعاملی بر نرخ ارز با استفاده از مدل TVP-FAVAR[2] تحلیل شده است. در مواردی این امکان وجود دارد که تعداد زیادی مؤلفه در راستای

1. Principal Component Analysis
2. Time varying parameters- factor augmented vector autoregressive

توضیح متغیر پنهان و تعاملی وجود داشته باشد که مدل‌های مرسوم از جمله تحلیل مؤلفه‌های اصلی و مدل‌های عاملی توانایی حل آن‌ها را به‌علت پیچیدگی محاسباتی ندارند. همچنین همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، با توجه به شرایط متغیر اقتصادی و قرارداشتن در معرض شوک‌های ساختاری، این امکان وجود دارد که ضرایب در معادلات عاملی (بارهای عاملی) و معادلات کلان اقتصادی (ضرایب ساختاری) در طول زمان متغیر باشد. مدل TVP-FAVAR این امکان را بسته به نوع مدل فراهم می‌آورد که هم امکان استفاده از مؤلفه‌های زیاد، فراهم آورده شود و هم بتوان برآورد نهایی را با توجه به تغییر ضریب به‌دست آورد (باگلیانو و مورانا، ۲۰۱۲).

همان‌طور که ذکر شد، مؤلفه‌های زیادی می‌تواند در توضیح متغیر تعاملی که ناشی از تعامل میان سیاست‌های پولی، مالی و خانوارها است، مورد استفاده قرار گیرد و اثرات آن‌ها نیز می‌تواند در طول زمان تغییر یابد که این امر لزوم استفاده از مدل‌های غیرخطی وابسته به وضعیت‌های متفاوت زمانی را در بررسی روابط بین متغیرها مطرح می‌کند؛ بنابراین مدل‌هایی که اخیراً در بررسی‌های اقتصادی به‌کار گرفته می‌شوند، غالباً در قالب روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)[1] و مدل‌های مونت‌کارلو و زنجیرهٔ مارکوف (MCMC)[2] هستند (ناکاجیما[3]، ۲۰۱۱). در مطالعهٔ حاضر، روش پیشنهادی توسط دوز و همکاران[4] (۲۰۱۱) به پیروی از مطالعهٔ کوپ و کروبلیس[5] مورد استفاده قرار گرفته و با بهبود الگوریتم آن در این مطالعه از مدل TVP-FAVAR استفاده شده است.

ضرایب تخمین مدل مورد استفاده در این مقاله می‌توانند در طول زمان تغییر کنند و از این جنبه، مدل با مدل‌های استفاده‌شده در مطالعات تجربی ذکرشده در بخش قبل متفاوت است. مدل TVP-FAVAR مورد استفاده در این تحقیق، ضعف مدل‌های خطی در شرایط شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی را برطرف و امکان بررسی دقیق‌تر روابط بین متغیرهای مدل را فراهم می‌کند (استوکواتسون، ۲۰۰۸).

1. Time Varying Parameters (TVP)
2. Monte Carlo Markov
3. Nakajima
4. Doz et al
5. Korobilis

تعدادی از محققان به این نتیجه رسیدند که در مدل‌های عامل، ضرایب متغیر زمانی (TVP)[1] به نتایج دقیق‌تری منجر می‌شوند (دل نگرو و اترک[2]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر، لمک و مارسلینو، ۲۰۱۱؛ کروبلیس، ۲۰۱۳).

فرض کنید x_t برای $t=1,\ldots,T$ یک بردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل‌مشاهدهٔ موجود در مدل باشد. به‌علاوه y_t یک بردار $s \times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل باشد که در این مطالعه شامل متغیر نرخ ارز است. مدل TVP-FAVAR به‌صورت رابطهٔ ۱ است:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \qquad (۱)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + B_{t,p}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

در رابطهٔ فوق، λ_t^y ضرایب رگرسیون، λ_t^f فاکتور در حال بارگذاری و f_t فاکتور است. $(B_{t,1}, \ldots, B_{t,P})$ ضرایب VAR است. u_t و ε_t اجزای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس Q_t و V_t هستند. با توجه به فرضیات ادبیات مدل‌های فاکتور، فرض شده است که V_t قطری است. ضرایب مدل براساس رابطهٔ ۲ شکل می‌گیرند.

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \qquad (۲)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$$

به‌منظور استفاده از الگوریتم دوز و همکاران (۲۰۱۱) در این مطالعه برای مدل TVP-FAVAR نیاز به یک مرحلهٔ اضافه وجود دارد که در آن ضرایب متغیر زمانی با استفاده از فیلتر کالمن تخمین زده شده‌اند. فیلتر کالمن یک چگالی پیش‌بینی‌کنندهٔ[3] یک مرحله جلوتر[4] را فراهم می‌کند.

با بازنویسی فشرده‌تر رابطهٔ ۱ و ۲ داریم:

$$x_t = z_t\lambda_t + u_t \quad u_t \sim N(0, V_t) \qquad (۳)$$

$$z_t = z_{t-1}\beta_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, Q_t) \qquad (۴)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, R_t) \qquad (۵)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + \upsilon_t \quad \upsilon_t \sim N(0, W_t) \qquad (۶)$$

1. Time-variation Coefficient
2. Del Negro and Otrok
3. Predictive density
4. a one-step ahead

در اینجا $\lambda_t = (\lambda_t^y, \lambda_t^f)'$ است. توجه شود که $\widetilde{f_t}$ تخمین اجزای بنیادی استاندارد[1] از f_t براساس x_t (داده‌های تا زمان t) است؛ به‌طوری‌که $z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix}$ و $\tilde{z}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \widetilde{f_t} \end{bmatrix}$ هستند. الگوریتم حل معادلات، شامل دو مرحلهٔ اصلی است که برای زمان‌های $t = 1, \dots, T$ تکرار می‌شود:

- مرحلهٔ ۱: مشروط به مقادیر $\widetilde{f_t}$، مقادیر پارامترها را در مدل TVP-FAVAR تخمین می‌زند.

- مرحلهٔ ۲: مشروط به مقادیر ضرایب تخمینی TVP-FAVAR مرحلهٔ ۱، از فیلتر کالمن به‌منظور تخمین f_t تحقیق استفاده می‌کند.

مرحلهٔ دوم بدون نیاز به توضیحات اضافی، براساس کاربرد استاندارد فیلتر کالمن در یک مدل فضا-حالت اجرا می‌شود. این دو مرحله تا زمانی که توزیع‌های نمونه‌گیری تجربی پارامترها همگرا شوند، ادامه می‌یابد. در برآورد مدل، ابتدا متغیر تعاملی برآورد می‌شود. سپس اثر این متغیر بر نرخ ارز به‌دست می‌آید. برآورد متغیر تعاملی با استفاده از ابزارهای بازی مقام پولی، مالی و خانوارها برآورد می‌شود. در این مقاله، متغیر تعاملی با درنظرگرفتن هم‌زمانی، تأخیر زمانی و تغییر نوع بازی بازیگران به‌دست آمده است. این متغیر با توجه ادبیات مدل، حداکثر برآیند رفتارها میان بازیگران را با توجه ابزارهای مورد استفاده نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، این متغیر می‌تواند واکنش‌های بازیگران را به یکدیگر با توجه نوع بازی آن‌ها و همچنین با لحاظ متغیر هدف نرخ ارز با حداکثر توان توضیح دهد. این قابلیت با توجه به حداکثرکردن توضیح‌دهندگی بازی آن‌ها با توجه به روند نرخ ارز با استفاده از تابع راست‌نمایی ایجاد می‌شود. نوع تصریح در مدل به‌نوعی نشان می‌دهد بازیگران بازی چگونه به بازی یکدیگر با توجه به اطلاعات به‌دست‌آمده از نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند و برآیند بازی آن‌ها با توجه به مشاهدهٔ نرخ ارز چگونه است و درنهایت با استفاده از این مدل می‌توان بررسی کرد که برآیند رفتار بازیگران چگونه می‌تواند رفتار نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد. به‌صورت کلی در راستای هدف مطالعه و پاسخ به سؤالات پژوهش، با پیروی از مقالهٔ کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری عامل ارتقایافته[2] (FAVAR) با پارامترهای متغیر در طول زمان[3] (TVP)، ابتدا برآوردی از متغیر تعاملی به‌دست می‌آید.

1. Standard Principal Components
2. Factor-augmented Vector Auto Regressive Models
3. Time Varying Parameters

متغیر به‌دست‌آمده به‌نوعی حاصل تعامل سیاست‌های پولی، مالی و خانوارها است و هماهنگی میان آن‌ها را نشان می‌دهد. شایان ذکر است در این مقاله به‌نوعی مدل تصریح شده است که برآیند تعاملات میان سه بازیگر با توجه به تغییرات نرخ ارز در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی برآورد شود. با استفاده از این مدل، ابتدا متغیری برآورد خواهد شد که می‌تواند نمایندهٔ برآیند بازی سه بازیگر پولی، مالی و خانوارها باشد. در مرحلهٔ بعدی، توابع واکنش آنی متغیر تعاملی بر نرخ ارز در طول زمان بررسی می‌شود. با توجه به اینکه امکان متغیرهای کلان اقتصادی مواجهه با شوک و بحران‌های مختلف در طول زمان وجود دارد و این شوک‌ها می‌تواند در طول زمان از نظر ماهیت و اثر متغیر باشد، شاخص برآوردشده با استفاده از این مدل به‌دلیل جامعیت ترکیبی از ابزارهای سیاست پولی و مالی و همچنین از متغیرهایی نظیر انتظارات تورمی (ابزار قاعدهٔ بازی خانوارها) با توجه به شرایط اقتصادی ایران نزدیک‌تر است. همچنین بهره‌بردن از چنین مدلی، تحلیل اثرات متغیر زمانی متغیر تعاملی و سایر متغیرهای اصلی مدل بر نرخ ارز را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند؛ به‌طوری‌که با توجه به تغییر ضرایب متغیرها در مدل ساختاری (در مدل ساختاری FAVAR) در طول زمان، امکان تحلیل اثرات شوک براساس شرایط اقتصادی آن لحظه از زمان فراهم می‌شود.

۴. برآورد مدل

بازهٔ زمانی مورد بررسی در این مطالعه سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷ است و به‌تناوب و برحسب نوع سیاست اعمالی و به شرح ارائهٔ جزئیات آماری در پیوست به‌منظور برآورد متغیر پنهان اجزای سیاست مالی، متغیر پنهان ابزار سیاست پولی, متغیر پنهان تصمیمات خانوارها و درنهایت متغیر پنهان حاصل از تعامل سیاست مالی، پولی و خانوارها در اقتصاد ایران استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده برای نظام بانکی تسهیلات اعطایی بانکی به خانوار، سپرده‌های خانوار نزد بانک‌ها و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی برای سیاست‌های مالی و پولی نقدینگی، بدهی دولت به نظام بانکی، مجموع درآمدهای نفتی و مالیاتی دولت و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی هستند و برای تصمیمات خانوار عبارت‌اند از: پس‌انداز خانوار، تورم انتظاری، مشارکت خانوار در اوراق قرضه و مشارکت و همچنین نرخ ارز به‌عنوان متغیر وابسته.

درخصوص تأثیر سیاست‌های طرف تقاضا بر نرخ ارز، مطالعات زیادی انجام شده است؛ درحالی‌که تعامل سیاست مالی و پولی طبق شواهد تجربی و همچنین نسل جدی

مطالعات آثار معنی‌داری بر متغیرهای اسمی از جمله نرخ ارز داشته‌اند. از طرفی تصمیمات اقتصادی خانوار و به‌تبع آن تعاملی که با سیاست‌های طرف تقاضا ایجاد می‌کند، می‌تواند بر نوسانات نرخ ارز مؤثر باشد. مدیریت درون‌بانکی و نقش آن بر نرخ ارز نیز می‌تواند تأثیرات زیادی داشته باشد که از این‌رو متغیر تعاملی نظام بانکی برآورد می‌شود. مطالعهٔ حاضر، ابتدا با تأکید بر اجرای سیاست مالی و پولی به بررسی تأثیر تعامل آن‌ها بر نرخ ارز می‌پردازد. سپس با لحاظ‌کردن تأثیر تعاملی حاصل از اجزای مدیریت نظام بانکی، نرخ ارز توضیح داده می‌شود. درنهایت متغیرهای نمایندهٔ تصمیمات خانوار و متغیر تعامل نهایی برآورد و تأثیرپذیری نرخ ارز بررسی می‌شود. درنهایت تعامل حاصل از سیاست و تصمیمات چهار بازیگر کلان اقتصاد شامل نظام بانکی, دولت، بانک مرکزی و خانوار بر نرخ ارز سنجیده می‌شود.

در این مطالعه، متغیر پنهان و با لحاظ دو وقفهٔ متغیرهای درون‌زای مدل TVP-FAVAR با استفاده از نرم‌افزار MATLAB برآورد و نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل روی نرخ ارز تا ده دوره محاسبه شده است. در ادامهٔ این بخش، به جزئیات نتایج به‌دست‌آمده در هر مرحله از مدلسازی اشاره می‌شود.

۴-۱. برآورد متغیر پنهان تعامل میان سیاست‌های پولی، مالی و خانوارها

حالت‌های مختلفی از بازی مدنظر فی‌مابین مقامات پولی و مالی و خانوارها را می‌توان متصور بود، اما براساس ویژگی‌های اقتصاد ایران و براساس مطالعات مختلفی نظیر جلالی نائینی (۱۳۹۴) می‌توان این انتظار را داشت که با توجه به عدم استقلال کافی بانک مرکزی، سیاست‌گذار پولی محافظه‌کار و با توجه به عدم انضباط مالی دولت به‌عنوان یک سیاست‌گذار مالی هدف‌گرا که دارای سلطهٔ مالی زیادی است، در این بازی حضور داشته باشد. از این‌رو آنچه به‌عنوان توالی رویدادها در یک بازی ایستا در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته، به شکلی است که در مرحلهٔ اول، نهاد دولت با بررسی شرایط و متغیرهای اصلی کلان، به استفادهٔ گسترده از ابزارهای مالی برای تأمین کسری بودجه به‌منظور ایجاد رشد اقتصادی و کاهش بیکاری مبادرت می‌کند. بانک مرکزی نیز با ارزیابی آثار تورمی ابزارهای مالی در مرحلهٔ بعدی با درنظرگرفتن برخی از اهداف دولت به‌عنوان اهداف مشترک، تمهیدات لازم برای کاهش آثار اقدامات مقام مالی دولت نظیر تورم و افزایش نرخ ارز را به‌کار می‌گیرد. خانوارها به‌عنوان بازیگر سوم این بازی با توجه به حافظهٔ تاریخی درخصوص آثار سیاستی از جمله تورم و افزایش نرخ ارز

تصمیمات هردو مقام پولی و مالی، مبادرت به اتخاذ تصمیمات در پاسخ به این آثار از جمله تغییر در ساختار انتظارات تورمی و تغییر در ترکیب دارایی‌ها می‌کنند. در این مطالعه، اثر و برآیند اقدامات این سه بازیگر به‌عنوان اصلی‌ترین سؤال تحقیق بررسی شده است. در این راستا می‌توان مراحل زیر را به‌عنوان کانال‌های اثرگذاری سیاستی خلاصه کرد:

- اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست مالی بر متغیر نرخ ارز؛
- اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست پولی بر متغیر نرخ ارز؛
- برآیند اثرات سیاست پولی و مالی بر متغیر نرخ ارز؛
- تصمیمات خانوار برمبنای بررسی و مشاهده و تأثیر آن بر متغیر نرخ ارز؛
- برآیند نهایی سیاست پولی، مالی و تصمیمات خانوار بر متغیر نرخ ارز.

نمودار ۱. توالی رویدادها

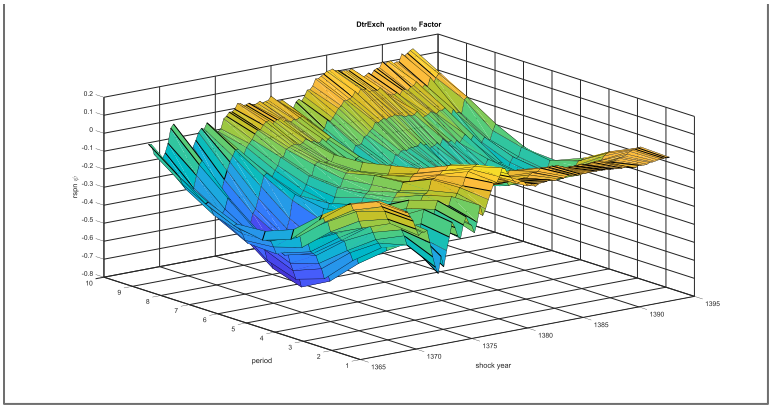
منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، با توجه به شرایط بازار پولی و مالی ایران و همچنین رویکرد خانوارها در تصمیم‌گیری، از مؤلفه‌های متغیرهای نقدینگی، بدهی دولت به نظام بانکی، مجموع درآمدهای نفتی و مالیاتی دولت و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی، متغیرهای تسهیلات اعطایی بانکی، سپرده‌های نظام بانکی، بدهی بانک‌ها به بانک

مرکزی به‌عنوان ابزارهای بازیگر پولی و مالی، متغیرهای پس‌انداز خانوار، تورم انتظاری، مشارکت خانوار در اوراق قرضه و مشارکت و وام‌های اعطایی به خانوارها به‌عنوان متغیرهای عکس‌العمل خانوار در جهت برآورد متغیر تعاملی استفاده شده است. در مرحلهٔ بعدی، متغیر تعاملی برآوردشده در مدلسازی استفاده شده است و درنهایت، توابع و اثرات عکس‌العمل آنی متغیر تعاملی بر نرخ ارز محاسبه شده است که در ادامه به نتایج اشاره خواهد شد (نتایج به گزارش تغییرات متغیر تعاملی و واکنش‌های آنی متغیر نرخ ارز به متغیر تعاملی در سناریوهای ارائه‌شده محدود شده است). در ادامه تحلیل هریک از سناریوهای تدوینی پرداخته می‌شود.

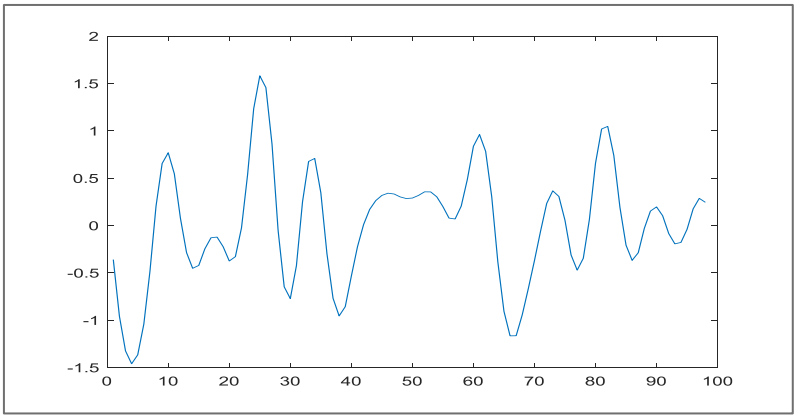
۴-۱-۱. بررسی اثر تکانهٔ متغیر تعاملی حاصل از اجرای سیاست‌های مالی و پولی

با استفاده از متغیرهای نقدینگی، بدهی دولت به نظام بانکی، مجموع درآمدهای نفتی و مالیاتی دولت و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی، متغیر تعاملی برآوردشده و تابع واکنش آنی نرخ ارز نسبت به متغیر اخیر مدل شد. طبق برآورد، جز در دورهٔ سرکوب ارزی بین بازهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۴، شوک حاصل از متغیر تعاملی سیاست مالی و پولی تأثیر مثبتی بر نرخ ارز دارد و موجب جهش این متغیر می‌شود. درنتیجهٔ سلطهٔ مالی در اقتصاد ایران، مکانیسم تخلیهٔ تأثیر بی‌انضباطی مالی از طریق سیاست پولی صورت می‌پذیرد و متعاقب عدم رعایت قید بودجهٔ دولت و درنتیجه افزایش رشد نقدینگی به افزایش نرخ ارز منجر می‌شود. این مسئله هنگامی که درآمدهای سرشار نفتی موجود است، با سرکوب ارز مانع از افزایش نرخ ارز می‌شود و در بازهٔ شوک نفتی، اثر رشد نقدینگی از کانال نرخ ارز تورم را تحریک می‌کند. همچنین نوسانات متغیر تعاملی در شرایط سرکوب ارزی و دوره‌های جهش ارزی نیز این مطلب را تا حدودی منتقل می‌کند.



نمودار ۲. آنالیز واکنش آنی متغیر تعاملی اجرای سیاست مالی و پولی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش



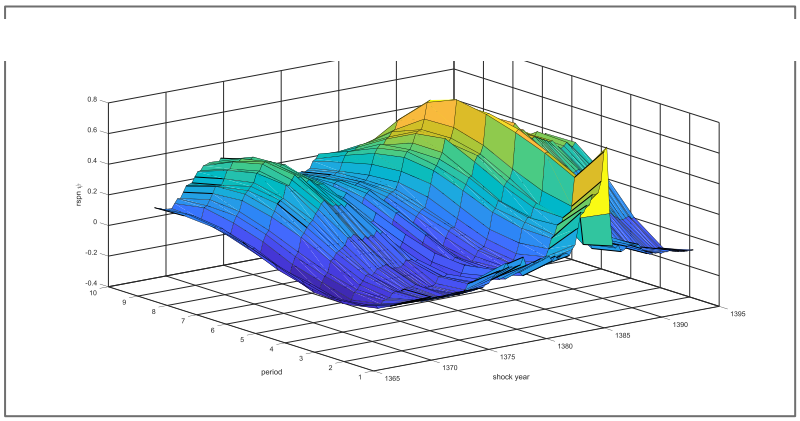
نمودار ۳. متغیر تعاملی برآوردشدهٔ اجرای سیاست مالی و پولی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۱-۲. *تکانهٔ متغیر تعاملی حاصل از تصمیمات خانوار*

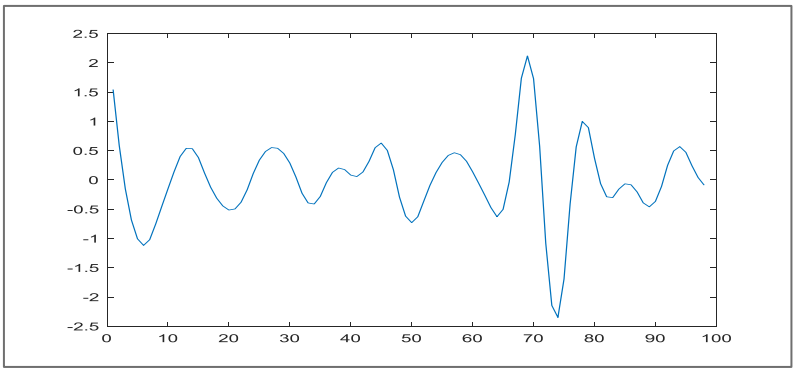
با استفاده از متغیرهای پس‌انداز خانوار، تورم انتظاری، مشارکت خانوار در اوراق قرضه و مشارکت متغیر تعاملی برآورد شده است. شرایط حاصل از تصمیمات خانوار حاکی از آن است که در دورهٔ سرکوب ارزی، این متغیر که عمدتاً سفته‌بازی یا تقاضای ارزی خانوارها را نمایندگی می‌کند، تأثیر مثبت بر متغیر نرخ ارز داشته است. درحالی‌که به‌خصوص در بحران ارزی که جهش ارزی قابل‌توجهی در اقتصاد ایران رخ می‌دهد،

تصمیم اقتصادی خانوار نقش چندانی در نوسانات ارزی ایفا نمی‌کند. با توجه به نتایج اثر تکانۀمتغیر تعاملی حاصل از سیاست‌های مالی و پولی بر نرخ ارز، متغیرهای اقتصاد کلان، نقش مسلطی در شکل‌گیری انتظارات، جهش ارزی و همچنین نوسانات آن دارند. در مواقع بحران ارزی، نقش خانوارها در شکل‌گیری جهش ارزی محسوس نیست، اما در مواقع سرکوب ارزی، تصمیمات آن‌ها نقش معناداری در نوسانات ارزی دارد. همچنین این متغیر، کم‌وبیش ثبات رفتار خانوار را در اکثر دوره‌ها به‌جز سال ۱۳۹۱ و شروع تحریم‌های آن دوران به تصویر می‌کشد.



نمودار ۴. آنالیز واکنش آنی متغیر تعاملی خانوار بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

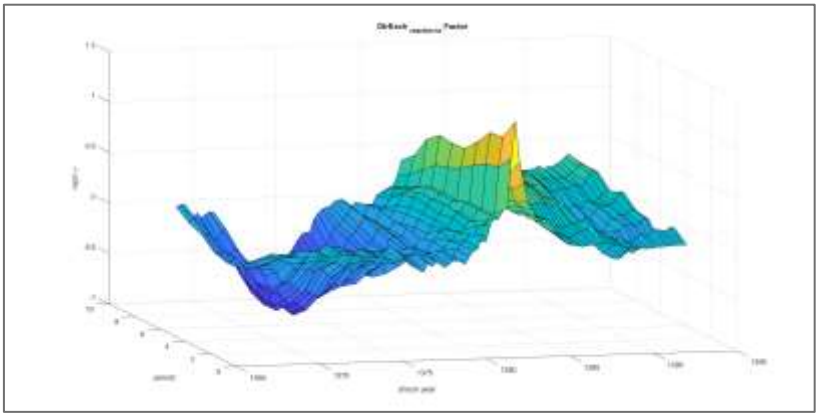


نمودار ۵. متغیر تعاملی برآوردشدۀ خانوار بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

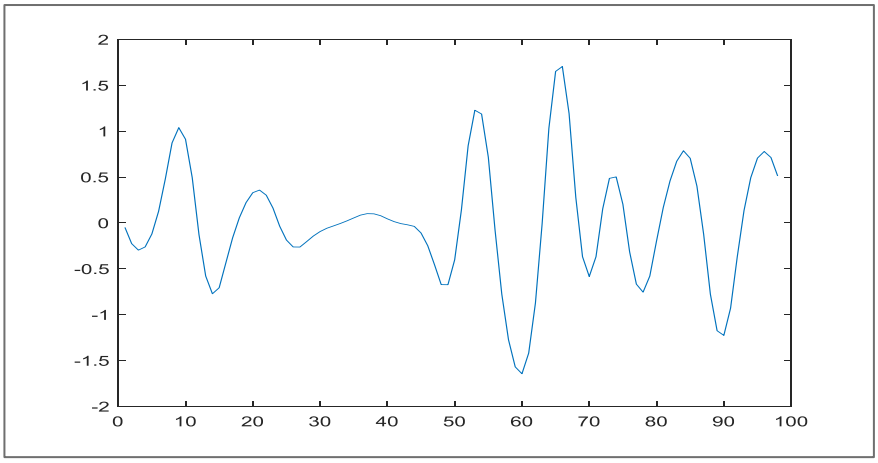
۴-۱-۳. تکانهٔ متغیر تعاملی حاصل از نظام بانکی

با توجه به اهمیت نظام بانکی در اقتصاد ایران در کنار سایر بخش‌های مالی و غیرمالی، اثر متغیر تعاملی ایجادشدهٔ ناشی از متغیرهای نظام بانکی به‌عنوان پرسش‌های فرعی تحقیق بررسی شد. با استفاده از متغیرهای تسهیلات اعطایی بانکی به خانوار، سپرده‌های خانوار نزد بانک‌ها و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی متغیر تعاملی برآورد و وارد مدل شد. طبق تابع واکنش آنی تا حدود سال ۱۳۸۹ شوک حاصل از عملیات بانکی تأثیر مثبت بر نرخ ارز داشته است. به عبارتی محدودیت ورود بانک‌ها به بازار ارز در اواخر دههٔ ۱۳۹۰ نیز تا حدودی توسط تابع واکنش آنی به تصویر کشیده شده است. هرچند بعد از بحران ارزی سال ۱۳۹۱، بانک‌ها بیشتر تابع شرایط کلان اقتصادی بوده‌اند و نقشی در ایجاد جهش‌های ارزی نداشته‌اند. البته این بدان معنا نیست که نظام بانکی تأثیری در نرخ ارز نداشته است، بلکه مکانیسم آن از سیاست پولی گذر می‌کند. ناترازی سیستم بانکی از طریق افزایش رشد درون‌زای نقدینگی موجب تشدید نوسانات ارزی شده است. همچنین نبود مؤسسات بانکی و بانک‌های با سرمایهٔ مناسب، نبود جنگ قیمتی بانک‌ها در دورهٔ سرکوب ارزی درنتیجهٔ رونق نفتی دههٔ ۱۳۸۰ به‌خوبی ثبات اثر بانکی را به تصویر می‌کشد.



نمودار ۶. آنالیز واکنش آنی متغیر تعاملی نظام بانکی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

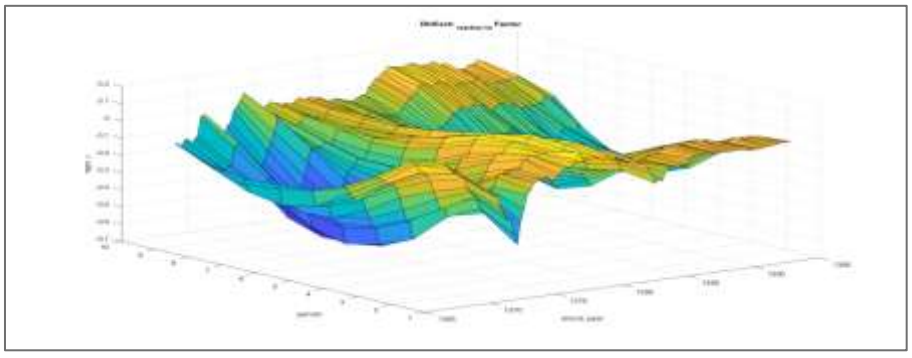


نمودار ۷. متغیر تعاملی برآوردشدهٔ نظام بانکی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

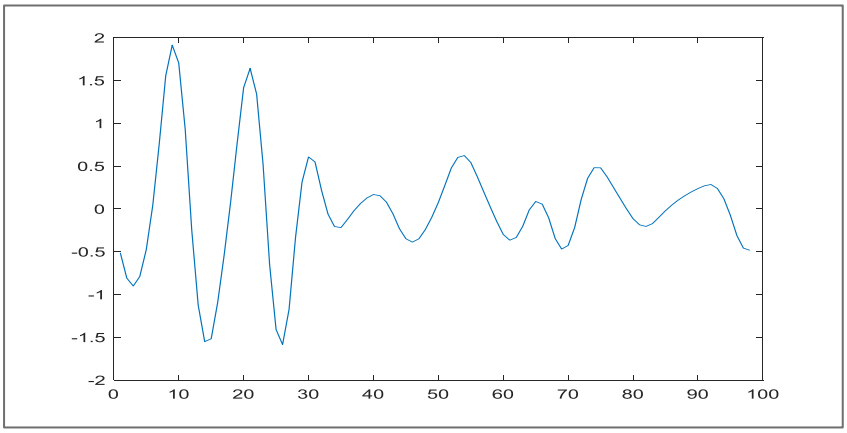
۴-۱-۴. تکانهٔ متغیر تعاملی حاصل از سیاست‌های مالی و پولی، بانکی و تصمیمات خانوار

تجمیع تمامی متغیرهای فوق برای بررسی اثرات تجمیعی بر روی نرخ ارز حاکی از آن است که جز دورهٔ رونق نفتی، به‌صورت معنادار نرخ ارز همواره به نوسانات سیاست پولی و مالی، بانکی و تصمیمات خانوار واکنش مثبت داشته که این تغییرات عمدتاً باثبات بوده است.



نمودار ۸. آنالیز واکنش آنی متغیر تعاملی تجمیعی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۹. متغیر تعاملی برآورد شدهٔ تجمیعی بر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری

مدلسازی رفتار متغیر نرخ ارز و تعیین عوامل اصلی تغییرات نرخ یادشده با چالش‌های متفاوتی در ادبیات نظری و تجربی اقتصاد روبه‌رو است. سیاست‌های مالی و پولی اتخاذی توسط مقامات مالی و پولی یکی از مهم‌ترین عوامل تغییر در نرخ ارز تلقی می‌شود. در این راستا، تعقیب کارای اهداف سیاست‌های اقتصاد کلان هر کشور نیازمند هماهنگی میان سیاست‌های پولی و مالی است. در این میان، واکنش خانوار به سیاست‌ها و تصمیمات آن‌ها مؤثر بر متغیرهای کلان نظیر نرخ ارز است. منظور از هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی آن است که این سیاست‌ها علی‌رغم داشتن اولویت‌های هدف‌گذاری متفاوت در یک سو حرکت کنند و آثار مثبت یکدیگر را تقویت یا دست‌کم اثربخشی یکدیگر را خنثی کنند. مطالعهٔ حاضر با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران درخصوص ابزارهای سیاست مالی و پولی و تأثیر تعاملی حاصل از اجزای مدیریت نظام بانکی و متغیرهای نمایندهٔ تصمیمات خانوار، متغیر تعامل نهایی را برای دورهٔ ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷، با بهره‌گیری از مدل متغیر زمانی TVP-FAVAR به بررسی اثر متغیر پنهان تعامل سیاست‌های پولی و مالی، بانکی و تصمیمات خانوار بر نرخ ارز پرداخته است. برای محاسبهٔ متغیر پنهان از چند زیرشاخص بانکی و ابزارهای سیاست پولی و مالی همراه با درنظرگرفتن متغیرهای کنشی خانوار استفاده شده است.

با تأکید بر متغیرهای نمایندهٔ سیاست پولی و مالی، متغیر تعاملی برآوردشده و تابع واکنش آنی حاکی از تأثیر مثبت متغیر تعاملی بر نرخ ارز است و به جهش این متغیر منجر می‌شود. درنتیجهٔ سلطهٔ مالی در اقتصاد ایران، مکانیسم تخلیهٔ تأثیر بی‌انضباطی مالی از طریق سیاست پولی صورت می‌پذیرد و متعاقب عدم رعایت قید بودجهٔ دولت و درنتیجه افزایش رشد نقدینگی موجب افزایش نرخ ارز می‌شود. این مسئله هنگامی که درآمدهای سرشار نفتی موجود است، با سرکوب ارز مانع از افزایش نرخ ارز می‌شود. همچنین تصمیمات خانوار در دورهٔ سرکوب ارزی که عمدتاً سفته‌بازی یا تقاضای ارزی خانوارها را نمایندگی می‌کند، تأثیر مثبت بر متغیر نرخ ارز داشته است؛ درحالی‌که در دوران بحران ارزی که جهش ارزی قابل‌توجهی در اقتصاد ایران رخ می‌دهد، تصمیم اقتصادی خانوار نقش چندانی در نوسانات ارزی ایفا نمی‌کند. همچنین این متغیر تا حدودی ثبات رفتار خانوار را در اکثر دوره‌ها جز سال ۱۳۹۱ و شروع تحریم‌های آن دوران به تصویر می‌کشد. تجمیع تمامی متغیرهای فوق برای بررسی اثرات تجمیعی بر نرخ ارز حاکی از این است که جز دورهٔ رونق نفتی، به‌صورت معنادار نرخ ارز همواره نسبت به نوسانات سیاست پولی و مالی، بانکی و تصمیمات خانوار واکنش مثبت داشته که این تغییرات عمدتاً باثبات بوده است.

طبق تابع واکنش آنی تا حدود سال ۱۳۸۹، شوک حاصل از عملیات بانکی تأثیر مثبت بر نرخ ارز داشته است. به عبارتی محدودیت ورود بانک‌ها به بازار ارز در اواخر دههٔ ۱۳۸۰ تا حدودی توسط تابع واکنش آنی به تصویر کشیده شده است. هرچند بعد از بحران ارزی سال ۱۳۹۱، بانک‌ها بیشتر تابع شرایط کلان اقتصادی بوده‌اند و نقشی در ایجاد جهش‌های ارزی نداشته‌اند. البته این بدان معنا نیست که نظام بانکی تأثیری در نرخ ارز نداشته است، بلکه مکانیسم آن از سیاست پولی گذر می‌کند. ناترازی سیستم بانکی از طریق پایهٔ پولی و افزایش رشد درون‌زای نقدینگی سبب تشدید نوسانات ارزی شده است. همچنین نبود مؤسسات بانکی و بانک‌های با سرمایهٔ مناسب، نبود جنگ قیمتی بانک‌ها در دورهٔ سرکوب ارزی درنتیجهٔ رونق نفتی دههٔ ۱۳۸۰ به‌خوبی ثبات اثر بانکی را به تصویر می‌کشد.

با توجه به نتایج حاصل از اثر تکانهٔ متغیر تعاملی حاصل از سیاست‌های مالی و پولی بر نرخ ارز، نقش متغیرهای اقتصاد کلان نقش مسلطی در شکل‌گیری انتظارات، جهش ارزی و همچنین نوسانات آن دارند. در مواقع بحران ارزی، نقش خانوارها در

شکل‌گیری جهش ارزی محسوس نیست، اما در مواقع سرکوب ارزی، تصمیمات آن‌ها نقش معناداری در نوسانات ارزی دارد.

از این‌رو، هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی یک ضرورت است و مقام‌های پولی و مالی به‌منظور دستیابی به اهداف اقتصاد کلان از جمله نرخ ارز باثبات باید در ارتباط مستمر با یکدیگر باشند تا بتوانند تصمیمات هماهنگ درخصوص استراتژی‌ها، آثار و مقیاس‌های ابزارهای سیاستی اتخاذ کنند. با توجه به اینکه تصمیمات خانوار در مواقع بحران ارزی تأثیر معناداری بر نرخ ارز ندارد و شوک نظام بانکی تأثیر خود را از کانال سیاست پولی بر نرخ ارز منتقل می‌کنند، نقش متغیرهای کلان که توسط سیاست‌های پولی و مالی نمایندگی می‌شوند، بیش‌ازپیش به تصویر کشیده می‌شود. هماهنگی سیاست پولی و مالی، بیشتر به انضباط مالی دولت برمی‌گردد و با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران لنگر اسمی است و طبق برآورد واکنش مثبت نرخ ارز به شوک‌های تعاملی سیاست‌های پولی و ملی مشهود است، نقش انضباط مالی دولت بیشتر از هر دوران دیگری در کنترل تورم از کانال نرخ ارز ترسیم می‌شود.

پیوست

۱. آمارهای توصیفی[1] داده‌ها

آمارهای توصیفی داده‌های مورد استفاده در مقاله به شرح جدول ۱ است (در مدل تحقیق، رشد متغیرها وارد شده است و جدول ۱ توصیف آماری سطح متغیرها را ارائه می‌کند).

جدول ۱. توصیف آماری داده‌ها و آزمون ریشهٔ واحد

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	ارزش احتمال در سطح	نتیجه
رشد حجم نقدینگی	۰/۲۸	۰/۳۱	۰/۰۰	مانا
رشد مجموع درآمدهای نفتی و مالیاتی	۰/۳۲	۰/۴۲	۰/۰۰	مانا
رشد بدهی دولت به نظام بانکی	۰/۱۵	۱/۴۵	۰/۰۰	مانا
خالص واگذاری دارایی‌های مالی	۰/۲۷	۰/۵۴	۰/۰۰۳۳	مانا

1. Descriptive Statistics

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	ارزش احتمال در سطح	نتیجه
پس‌انداز ناخالص خانوار	۱/۳۷	۱۲/۰۹	۰/۰۰۰۱	مانا
تورم انتظاری	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۰۰	مانا
مشارکت خانوار در اوراق قرضه و اوراق مشارکت	-۰/۱۰	۱/۸۲	۰/۰۰	مانا
سپرده‌های نظام بانکی	۰/۲۲	۰/۲۴	۰/۰۰	مانا
بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	۰/۲۵	۰/۷۴	۰/۰۰	مانا
تسهیلات اعطایی به خانوار	۰/۳۲	۰/۵۷	۰/۰۰۰۹	مانا

(توضیح جدول: * مانا در سطح ۱ درصد، ** مانا در سطح ۵ درصد و *** مانا در سطح ۱۰ درصد)

منابع

۱. اخباری، محمد (۱۳۸۵). آزمون پولی‌بودن روند حرکت نرخ ارز در دورهٔ درآمد ۱۳۸۳-۱۳۵۷. *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، *۷۵*، ۷۴-۴۳.

۲. اصغری، مجتبی، حقیقت، علی، نونژاد، مسعود و زارع، هاشم (۱۳۹۸). پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامهٔ علمی مدلسازی اقتصادی*، *۱۳* (۴۶)، ۱۹۲-۱۷۱.

۳. توکلیان، حسین، طاهرپور، جواد و محسن‌پور، فرزاد (۱۳۹۷). هماهنگی و اثر متقابل سیاست‌های مالی و پولی اقتصاد ایران و پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی در قالب دو الگوی رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) الگوی خودتوضیحی برداری با ضرایب متغیر (TVP-VAR)، معاونت امور اقتصادی- وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۴. حسین‌زاده، سید مجتبی و حقیقت، علی (۱۳۹۲). اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خودهمبسته با وقفهٔ توزیع‌شده. *فصلنامهٔ اقتصاد مالی*، *۲۵*، ۱۴۶-۱۲۳.

۵. خلیلی عراقی، منصور، فرزین‌وش، اسدالله و صدری، حامد (۱۳۹۸). بررسی اثرات متغیر زمانی توسعهٔ مالی بر رشد اقتصادی: مدل TVP-FAVAR. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعهٔ پایدار)*، ۳، ۵۹-۳۱.

۶. حسن‌زاده، اکبر، حیدری، حسن، شهبازی، کیومرث و محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین (۱۴۰۰). تحلیل چندبعدی از نرخ ارز و نااطمینانی آن در پویایی رشد اقتصادی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۶(۲)، ۲۹۱-۳۲۳.

۷. حسین‌زاده، الهام، نادمی، یونس، آسایش، حمید و سجادی‌فر، سید حسین (۱۳۹۹). بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی، مالی و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران کاربردی از مدل‌های VAR و GARCH. *دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۶۴-۱۳۳.

۸. جلالی نائینی، سید احمدرضا، طاهری، سیده شمیم و اثباتی، فاطمه (۱۳۹۴). سیاست پولی مبانی نظری و ارزیابی عملکرد در ایران. تهران: پژوهشکدهٔ پولی و بانکی.

۹. ستوده‌نیا، سلمان و عابدی، فریبا (۱۳۹۲). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳، ۱۱۵-۱۰۳.

۱۰. محمودی‌نیا، داود، دلالی اصفهانی، رحیم، انجوردا، جکوب و بخشی دستجردی، رسول (۱۳۹۵). نظریهٔ بازی‌ها و نقش آن در تعیین سیاست‌های بهینه در تقابل استراتژیک بین سیاست‌گذار پولی و مالی (کاربردی از نظریهٔ بازی‌های دیفرانسیلی و اشتاکلبرگ). *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی*، ۱۶ (۴۶)، ۷۹-۶۱.

۱۱. مختاری، فرزاد و انویه تکیه، لورنس (۱۳۹۶). اثر سیاست‌های مالی بر رفتار قیمتی نرخ ارز در ایران، *همایش ملی رویکردهای نوین در حسابداری و مدیریت*.

۱۲. منصوری، آذر، موسوی جهرمی، یگانه، ابوالحسنی، اصغر و شایگانی، بیتا (۱۳۹۵). تحلیل رابطه بین دولت، بانک مرکزی و سفته‌بازان در ایران: رهیافت نظریه بازی‌ها با رویکرد تعادل نش. *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، ۲۸، ۱۶۷-۱۳۹.

13. Akhbari, M. (2006). Monetary test of exchange rate trends in the income period. *Journal of Economic Research*, *57*, 73-74
14. Andersen, T. M., & Schneider, F. (1986). Coordination of fiscal and monetary policy under different institutional arrangements. *European Journal of Political Economy*, *2*, 169–191.
15. Arby, M. F., & Hanif, M. N. (2010). Monetary and fiscal policies coordination-Pakistan's experience. *SBP Research Bulletin*, 1.6, 3-13.
16. Bagliano, F. C., & Favero C. A. (1998). Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation. *European Economic Review*, *42*, 1069-1112.

17. Bénassy, J. P. (2007). *Money, interest, and policy: dynamic general equilibrium in a non-Ricardian world*. Mit Press.
18. Bernanke, B. S., Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor -augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, *120*(1), 387-422.
19. Chan, J. C., & Eisenstat, E. (2017). Efficient estimation of Bayesian VARMAs with time-varying coefficients. *Journal of Applied Econometrics*, *32*, 1277–1297.
20. Eickmeier, S. Lemke, W., & Marcelliono, M, (2011). " The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR", *EconPapers, NO 8341*.
21. Gerba, E., & Hauzenberger, K. (2013). Estimating US fiscal and monetary interactions in a time varying VAR. *School of Economics Discussion Papers No. 1303*.
22. Hemmaty, M., & Bayat, S. (2013). Price Setting in Iran: Some Stylized Facts from CPI Micro Data. *Journal of Money and Economy*, *8*, 75–108.
23. Hilber, P. (2005). *Interaction of monetary and fiscal policies: why central bankers worry about government budgets. IMF Seminar on Current Developments in Monetary and Fiscal Law*. Washington, DC–May.
24. Jalali Naini, A. R. (2015). Monetary Policy: Theoretical Foundations and Performance Evaluation in Iran, Monetary and Banking Research Center press
25. Khalili Iraqi, M., Farzin Vash, A., & Sadri, H. (2017). Investigating the effects of temporal variability of financial development on economic growth TVP-FAVAR model. *Quarterly Journal of Economic Research) Sustainable Growth and Development*, *19*(3), 31-59.
26. Kirsanova, T., Stehn, S. J., & Vines, D. (2005). The interacϴons between fiscal policy and monetary policy. *Oxford Review of Economic Policy*, *21*, 532–564.
27. Kliem, M., Kriwoluzky, A., & Sarferaz, S. (2016). Monetary–fiscal policy interaction and fiscal inflation: A tale of three countries. *European Economic Review*, *88*, 158–184.
28. Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *75*, 157-179.
29. Kuncoro, H., & Sebayang, K. D. A. (2013). The Dynamic Interaction between Monetary and Fiscal Policies in Indonesia. *Romanian Journal of Fiscal Policy*, *4*, 47.

30. Kydland, F. E., & Prescot, E. C. (1977). “Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, *85*, 473–491.
31. Luan, Z., Man, X., & Zhou, X. (2021). Understanding the Interaction of Chinese Fiscal and Monetary Policy. *Journal of Risk and Financial Management*, *14*(9), 416.
32. Luetticke, R. (2021). Transmission of Monetary Policy with Heterogeneity in Household Portfolios. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *13*(2), 125.
33. Mahmoudinia, D., Dalali Esfahani, R., Anjorda, J., & Bakhshi Dastjerdi, R. (2016). Game theory and its role in determining the optimal policies in the strategic confrontation between monetary and financial policymakers of Differential and Stalkberg. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran in the Middle East, Iranian Economic Research*, *16*(46). 79-61
34. Molteni, F., & Pappa, E. (2017). The Combination of Monetary and Fiscal Policy Shocks: A TVP-FAVAR Approach, *Working Paper*, European University Institute
35. Mousavi, N., Mousavi J., Abolhassani, Y., Shaygani, B. Asghar (2017). Analysis of the relationship between government, central bank and speculators in Iran: A game theory approach with Nash equilibrium approach. *Quarterly Journal of Economics and Modeling*, *28*.
36. Muscatelli, V. A., Tirelli, P., & Trecroci, C. (2004). Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New-Keynesian model. *Journal of Macroeconomics*, *26*, 257–280.
37. Nordhaus, W. D., Schultze, C. L., & Fischer, S. (1994). Policy games: coordination and independence in monetary and fiscal policies. *Brookings Papers on Economic Activity*, 139–216.
38. Ornellas, R., & Portugal, M. S. (2011). *Fiscal and monetary interaction in brazil. XXVI Jornadas Annuales de Economia*. Banco Central del Uuruguay: Montevideo.
39. Patrick, C., & Longa, K. (2016). The effects of fiscal policy on the conduct and transmission mechanism of monetary policy in Zambia, report,Central bank of Zambia.
40. Sargent, T. J., & Surico, P. (2011). Two illustrations of the quantity theory of money: Breakdowns and revivals. *American Economic Review*, *101*, 109–28.
41. Sargent, T. J., & Wallace, N. (1984). Some unpleasant monetarist arithmetic. In *Monetarism in the United Kingdom*, Springer, pp. 15–41.
42. Stawska, J., Malaczewski, M., & Szymańska, A. (2019). Combined monetary and fiscal policy: the Nash Equilibrium for the case of non-

cooperative game. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *32*(1), 3554-3569.
43. Šehović, D. et al. (2013). General aspects of monetary and fiscal policy coordination. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, *3*, 5–27.
44. Sotoudeh Nia S., & Abedi, F. (2013). The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Financial Stabilization, 1(3)
45. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy, *Elsevier*, *39*, 195–214.
46. Whiteman, C. H. (1984). Lucas on the quantity theory: Hypothesis testing without theory. *The American Economic Review*, *74*, 742–749.
47. Woodford, M. (2011). *Interest and prices: FoundaΘons of a theory of monetary policy*. princeton university press.
48. Yousefabad, S. M., & Haghighat, A. (2013). The effect of monetary policy on the exchange rate in Iran using a self-correlation pattern with distributed interruptions. *Quarterly Journal of Economic Sciences*, 7(25), 123-146.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۰/ ص ۶۱۲-۵۸۹

بررسی تحول کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران: رویکرد کالمن فیلتر

DOI: 10.22059/jte.2022.331344.1008552

فرشته محمدیان*

استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، F.Mohamadian@ilam.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۶

چکیده

مصرف زیاد انرژی و آلودگی هوا در ایران موجب شده است که از دههٔ گذشته، مدیریت تقاضای انرژی و عوامل تأثیرگذار بر آن مورد توجه قرار گیرد. در این زمینه، چگونگی اثرگذاری قیمت بر مصرف انرژی از اهمیت زیادی برخوردار است. از طرفی به‌دلیل نوسانات قیمت انرژی، تحول بازار انرژی و شرایط اقتصادی، کشش قیمتی تقاضای انرژی در طی زمان تغییر می‌کند. از این‌رو هدف اصلی این مقاله، برآورد کشش قیمتی متغیر با زمان تقاضای انرژی در ایران برای دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰ است. برای این منظور، با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، شاخص قیمت واقعی کل انرژی و مصرف انرژی نهایی و به‌کارگیری روش کالمن فیلتر کشش‌های تقاضای انرژی برآورد شدند. نتایج نشان می‌دهد کشش قیمتی تقاضای انرژی بین ۰/۰۱۰- و ۰/۰۴۳- نوسان دارد و مقدار متوسط آن ۰/۰۲۷- است. کشش درآمدی تقاضای انرژی نیز بین ۰/۹۰۲ و ۰/۱۳ تغییر کرده و مقدار متوسط آن ۰/۴۶ است. براساس این نتایج، چند نکته قابل‌توجه است. اول، تقاضای انرژی نسبت به درآمد و قیمت کم‌کشش است. دوم، کشش‌های مذکور در طی زمان ثابت نیستند و بی‌توجهی به این بی‌ثباتی به برآوردهای تورش‌دار منجر می‌شود. سوم، قیمت انرژی نسبت به رشد اقتصادی نقش ناچیزی در روند مصرف انرژی در ایران دارد. بر این اساس، برای بهبود شدت مصرف انرژی در کشور در کنار اصلاح قیمت‌های انرژی، باید به الزاماتی که حساسیت قیمتی مصرف‌کنندگان را افزایش می‌دهد توجه ویژه‌ای شود.

طبقه‌بندی JEL: Q41, Q48, C22.

واژه‌های کلیدی: ایران، قیمت انرژی، کالمن فیلتر، کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای انرژی.

---

* . تلفن: ۰۹۱۸۸۴۱۹۸۴۰

۱. مقدمه

کاهش مصرف انرژی، اولویت سیاستی بسیار مهمی برای بسیاری از کشورها است. برای تحقق این امر در ادبیات مربوطه[1] بر اقدامات قیمتی و غیرقیمتی تأکید شده است. دلیل اصلی روی‌آوردن به اقدامات قیمتی این است که اصلاح قیمت‌ها، سیگنال‌های صحیح به مصرف‌کنندگان مختلف انرژی ارسال خواهد کرد و انگیزهٔ لازم برای تغییر رفتار مصرفی یا تشویق آن‌ها به تحصیل تجهیزات و فناوری‌های انرژی کارا را ایجاد می‌کند، اما در صورت شکست بازار، سیگنال‌های قیمتی به‌تنهایی برای استفادهٔ کارا از انرژی کافی نیستند و اعمال سیاست‌های غیرقیمتی و دخالت دولت ضرورت می‌یابد (تن و پرتز، ۲۰۰۷).

دخالت گستردهٔ دولت‌ها در بازارهای انرژی از دههٔ ۱۹۳۰ شروع شد و هم‌زمان قواعد بسیاری برای کنترل قیمت‌ها اعمال شد، اما نقص این محیط کنترل‌شده طی بحران‌های انرژی دههٔ ۱۹۷۰ آشکار شد که سیاستمداران را وادار به مقررات‌زدایی از بازارهای نفت، گاز طبیعی و زغال‌سنگ کرد. علی‌رغم این تغییر جهت سیاستی، امروزه بازارهای انرژی همچنان در حال تنظیم و پرداخت یارانه‌اند و دولت‌ها همچنان به دنبال دلایل جدیدی برای دخالت در بازارهای انرژی هستند. استدلال‌های معمول برای دخالت دولت در بازار انرژی شامل نیاز به صرفه‌جویی انرژی[2]، پیک نفت[3]، نیاز به سرمایه‌گذاری در انرژی‌های نو و شکست بازارهای انرژی[4] است. در یک دسته‌بندی دیگر می‌توان موانع رشد بازار کارایی انرژی را به موانع طرف تقاضا و موانع طرف عرضه دسته‌بندی کرد[5]. برخی از موانع طرف تقاضا عبارت‌اند از: ناآگاهی، بی‌اعتمادی به کیفیت تجهیزات و نصب[6]، نبود مشاورهٔ قابل‌اعتماد و مناسب[7]، ایجاد اخلال برای مصرف‌کننده هنگام نصب تجهیزات جدید، دورهٔ طولانی بازگشت سرمایه‌گذاری در تجهیزات کارایی انرژی[8]، هزینه‌های پیش‌پرداخت بالا و عرضهٔ محدود منابع مالی، درک

1. World Energy Perspective (2016)
2. Metcalf (2006)
3. Hamilton (2008)
4. Spulber (1989)
5. Department for Business, Energy & Industrial Strategy (2017)
6. Department of Energy and Climate Change (2014, 2015)
7. Supply Chain Insight Group (2015)
8. Kahneman and Tversky (1979)

پایین درمورد ارزش و منافع گستردهٔ کارایی انرژی[1]. از میان موانع طرف عرضه یا بی انگیزگی برای سرمایه‌گذاری نیز می‌توان به عدم اطمینان درمورد صرفه‌جویی حاصل در انرژی، اعتماد اندک به کیفیت اقدامات کارایی انرژی، نداشتن مهارت در زنجیرهٔ عرضه برای اجرای برخی اقدامات در برخی نقاط[2] و نبود سیگنال‌های بلندمدت از جانب دولت[3] اشاره کرد.

مباحث مذکور موجب شد طی دههٔ گذشته، بررسی تقاضای انرژی و عوامل تأثیرگذار بر آن مورد توجه محققان قرار گیرد. در این زمینه، درک چگونگی اثرگذاری قیمت بر مصرف انرژی که در اندازهٔ کشش قیمتی انرژی منعکس می‌شود از اهمیت زیادی برخوردار است. اما از یک سو به‌دلیل نوسانات قیمت انرژی، تحولات بازار انرژی و شرایط اقتصادی کشورها کشش قیمتی انرژی می‌تواند در طی زمان تغییر کند و از طرف دیگر کشش‌های قیمتی و درآمدی انرژی از جمله عوامل مؤثر بر سیاست‌گذاری انرژی هستند؛ بنابراین بررسی اندازهٔ کشش قیمتی انرژی چیزی فراتر از صرف اندازهٔ کشش است؛ زیرا اندازهٔ این متغیر تعیین‌کنندهٔ آثار ناشی از سیاست‌های تعدیل قیمت انرژی به‌منظور کاهش مصرف و صرفه‌جویی در انرژی است.

هدف اصلی این مقاله بررسی کشش قیمتی متغیر با زمان انرژی در ایران است. برای این منظور در بخش بعدی مبانی نظری، در بخش سوم پیشینهٔ پژوهش، در بخش چهارم داده‌ها و روش تحقیق، در بخش پنجم تحلیل نتایج و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

تخمین تقاضای انرژی از نظر مفهومی دشوار است؛ زیرا تقاضا برای انرژی به‌جای تقاضای نهایی، تقاضای مشتق‌شده است. به این معنی که تقاضا برای انرژی به خاطر خود انرژی نیست، بلکه به خاطر خدماتی است که انرژی در ترکیب با سایر نهاده‌ها تولید می‌کند؛ بنابراین فاکتورهای مؤثر بر تقاضای انرژی دو دسته‌اند: یکی عوامل تعیین‌کنندهٔ تقاضا برای محصولات نهایی و دیگری رقابت بین نهاده‌ها در فرایند تولید. در ادامه براساس کار نوردهاوس (۱۹۷۵) شیوهٔ استخراج تقاضای مشتق‌شدهٔ انرژی ارائه

1. Department of Energy and Climate Change (2011, 2013)
2. BEIS/DCLG (2016)
3. European Mortgage Federation (2017)

می‌شود. پایه‌های استخراج تقاضا در روش نوردهاوس (۱۹۷۵) دو رابطهٔ اساسی فناوری و ترجیحات است که از تقابل آن‌ها قیمت و تقاضا برای محصولات انرژی مشخص می‌شود. برای این کار، ابتدا فروض اساسی ارائه می‌شود که عبارت‌اند از: ۱. برای هر کالا یک تابع تولید خوش‌رفتار وجود دارد که در آن نهاده‌های تولید، نیروی کار، سرمایه و انرژی هستند. ۲. انرژی در هر بخش در یک واحد جدا تجمیع می‌شود، اگرچه نوع سوخت به‌کاررفته در بخش‌های مختلف ممکن است متفاوت باشد و کارایی سوخت‌های مختلف نیز متفاوت است. ۳. فرض می‌شود که بخش‌ها، هزینهٔ تولید برای سطح مشخصی از محصول را حداقل می‌کنند. ۴. قیمت‌ها مبتنی بر هزینهٔ متوسط بلندمدت به‌علاوهٔ مارک‌آپ ثابت (که می‌تواند برای صنایع رقابتی صفر باشد) تعیین می‌شوند. ۵. نیروهای مؤثر بر تابع تقاضا را می‌توان به‌وسیلهٔ یک تابع ترجیحات سازگار نشان داد. ۶. بخش مسکونی به یک بخش تولیدی و یک بخش مصرفی تقسیم می‌شود؛ بنابراین به تقاضای انرژی‌بخش مسکونی از طریق بخش تولیدی رسیدگی می‌کنیم. در ادامه با به‌کارگیری فروض فوق نشان داده می‌شود چگونه تقاضا برای نهادهٔ انرژی با پارامترهای تابع تولید و تابع ترجیحات، قیمت‌ها و درآمد مرتبط می‌شود.

ابتدا نقش انرژی در تولید بررسی می‌شود. اقتصادی با نهاده‌های نیروی کار (L)، سرمایه (K)، انرژی (E) و کالاهای تولیدی $Q_1,Q_2,\ldots,Q_n$ را درنظر می‌گیریم. تابع تولید برای کالای i به‌صورت زیر است:

$$Q_i = F^i(Q_{1i}, \ldots, Q_{ni}, L_i, K_i, E_i, T) \qquad (۱)$$

با به‌کارگیری بسط تیلور می‌توان رابطهٔ ۱ را به‌صورت زیر تقریب زد[۱]:

$$\ln Q_i = h_i^0 + \sum_{j=1}^{n} \alpha_{ij} \ln Q_j + \beta_i^0 \ln L_i + \gamma_i^0 \ln E_i + \delta_i^0 \ln K_i + \lambda_i^0 T + \text{higer order term} \qquad (۲)$$

در رابطهٔ ۲ جملات h_i^0 اجزای ثابت، T بیانگر زمان و پروکسی تغییر در فناوری، ضرایب E، K و L کشش‌های تولیدی نهاده‌ها هستند. در توابع تولید با کشش جانشینی ثابت یا توابع تولید ترانسلوگ، جملات با مرتبهٔ بالاتر باید لحاظ شوند. اما در اینجا فقط جملات مرتبهٔ اول آورده شده که شبیه تابع تولید کاب-داگلاس است.

با حذف اندیس‌ها و نمایش رابطهٔ ۲ به شکل ماتریسی رابطهٔ ۳ حاصل می‌شود:

$$\overline{\ln Q} = \overline{h^0} + \overline{\alpha} \overline{\ln Q} + \overline{\beta^0} \overline{\ln L} + \overline{\gamma^0} \overline{\ln E} + \overline{\delta^0} \overline{\ln K} + \overline{\lambda^0 T} \qquad (۳)$$

---

۱. به نوردهاوس (۱۹۷۵)، صفحهٔ ۴ رجوع شود.

که در آن $\overline{\ln Q}$، $\bar{h}^0$، $\bar{\lambda}$، $\overline{\ln L}$، $\overline{\ln E}$ و $\overline{\ln K}$ ماتریس‌هایی $n \times 1$ و $\bar{\alpha}$، $\overline{\beta^0}$، $\overline{\gamma^0}$ و $\overline{\delta^0}$ ماتریس‌هایی n در n هستند. شایان ذکر است ماتریس‌های $\overline{\beta^0}$، $\overline{\gamma^0}$ و $\overline{\delta^0}$ قطری هستند. با حل رابطهٔ ۳ برای $\overline{\ln Q}$ رابطهٔ ۴ به‌دست می‌آید که در آن، تابع تولید هرکدام از کالاها به شکل کاب داگلاس بیان شده است:

$$\overline{\ln Q} = \bar{h} + \bar{\beta}\overline{\ln L} + \bar{\gamma}\overline{\ln E} + \bar{\delta}\overline{\ln K} + \bar{\lambda}\overline{T} \qquad (۴)$$

$$\begin{bmatrix} \bar{h} \\ \bar{\beta} \\ \bar{\gamma} \\ \bar{\delta} \\ \bar{\lambda} \end{bmatrix} = [I - \bar{\alpha}]^{-1} \begin{bmatrix} \overline{h^0} \\ \overline{\beta^0} \\ \overline{\gamma^0} \\ \overline{\delta^0} \\ \overline{\lambda^0} \end{bmatrix}$$

با توجه به اینکه توابع هزینه به‌عنوان دوگان/ همزاد توابع تولید وجود دارند[۱]، می‌توان توابع هزینه را به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\ln C_i = \beta_i \ln P_l + \gamma_i \ln P_e + \delta_i \ln P_k - h_i - \lambda_i T \qquad (۵)$$

اگر تابع هزینهٔ ترانسلوگ باشد، باید جملات مرتبهٔ دوم $\ln p_l \ln p_l$ و $\ln p_k^2$,... اضافه می‌شدند که دوباره شبیه حالت تابع تولید در اینجا نادیده گرفته شده‌اند[۲]. شکل ماتریسی رابطهٔ ۵ به‌صورت زیر است:

$$\overline{\ln C} = \bar{\beta}\ln P_l + \bar{\gamma}\ln P_e + \bar{\delta}\ln P_k - \bar{h} - \bar{\lambda}T \qquad (۶)$$

تاکنون بحث‌ها صرفاً بر ویژگی‌های توابع تولید (فناوری) و هزینه تمرکز داشت، اما عوامل اقتصادی که محصولات را خریداری می‌کنند، از این توابع آگاهی ندارند. در عوض آن‌ها با ترکیبی از سیگنال‌های قیمتی و مقداری روبه‌رو هستند که بیانگر کمیابی نسبی کالاهای مختلف است. در ادامه فرض می‌شود بازارها با به‌کارگیری قیمت‌گذاری صریح یا ضمنی به تعادل می‌رسند و اینکه قیمت‌گذاری مبتنی بر هزینه است. همچنین فرض می‌شود که تولیدکنندگان براساس هزینهٔ متوسط، کالاها را قیمت‌گذاری می‌کنند؛ به‌طوری‌که قیمت‌ها هزینهٔ متوسط و یک مارک‌آپ ثابت را پوشش دهند[۳]. علاوه بر این

---

۱. به شفارد (۱۹۶۰) رجوع شود.

۲. برای مثال یورگنسون و همکاران (۱۹۷۳) با به‌کارگیری تابعی مشابه رابطهٔ ۵، توابع تولید را تخمین زدند.

۳. در تابع تولید کاب-داگلاس، هزینهٔ نهایی نسبتی ثابت از هزینهٔ متوسط است و در شرایط بازدهی ثابت به‌مقیاس، هزینهٔ نهایی و ثابت برابر هستند.

فرض می‌شود دولت بر کالاها مالیات غیرمستقیم وضع خواهد کرد. بر این اساس قیمت به‌صورت رابطهٔ ۷ مشخص می‌شود:

$$P_I = c_i + \sigma_i \qquad (۷)$$

که در آن، c_i هزینهٔ متوسط و σ_i حاصل جمع مارک‌آپ و مالیات غیرمستقیم است. رابطهٔ اساسی بعدی تابع ترجیحات است. فرض می‌شود ترجیحات جامعه به‌وسیلهٔ یک تابع خوش‌رفتار روی کالاهای نهایی قابل‌نمایش است. به بیانی دقیق‌تر فرض می‌شود تابع ترجیحات به شکل $U = U(Q_1, \dots, Q_n)$ وجود دارد. این تابع می‌تواند از توابع تقاضای بازار برای اقتصادها/ بخش‌های غیرمتمرکز یا از ترجیحات برنامه‌ریزان در اقتصادها/ بخش‌های متمرکز به‌دست آید (تسوتانف و نوردهاوس، ۱۹۷۵). فرض اصلی این است که چنین تابع خوش‌رفتاری وجود دارد و اینکه عوامل اقتصادی حداقل در بلندمدت به‌گونه‌ای عمل می‌کنند که مرجح‌ترین مجموعه از کالاها را به‌دست آورند. حال فرض کنید مجموعه فروض مذکور برآورده شوند. در این صورت توابع تقاضای اقتصاد می‌تواند به‌صورت $Q_i = D^i(P_1, \dots, P_n, Y)$ و $i=1,\dots,n$ نمایش داده شود که در آن P_i قیمت و Y درآمد است. سایر متغیرها (شرایط آب‌وهوایی، توزیع درآمد و شکل دولت) در این توابع ملحوظ است. مشابه توابع تولید می‌توان روابط تقاضا را به‌صورت رابطهٔ ۸ نمایش داد:

$$\ln Q_j = \theta_j + \sum_{i=1}^{n} \psi_{ij} \ln P_i + \mu_j \ln Y + \text{higher order term.} \qquad (۸)$$

در اینجا نیز محدودیت‌های خاص از جمله محدودیت بودجه وجود دارد، اما در معادلهٔ فوق فعلاً نادیده گرفته شده است. دوباره مشابه قبل، جملات مرتبهٔ بالاتر را نادیده می‌گیریم. شکل ماتریسی رابطهٔ ۸ به‌صورت زیر است:

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \bar{\psi}\overline{\ln p} + \bar{\mu} \ln Y \qquad (۹)$$

که در آن $\bar{\theta}$ و $\bar{\mu}$ بردارهای ستونی $n \times 1$ و $\bar{\psi}$ ماتریس n در n از کشش‌های قیمتی است. همچنین یادآوری می‌شود $\bar{\theta}$ تابعی از متغیرهای غیرقیمتی و جملات تصادفی است. با حل رابطهٔ ۹ از طریق به‌کارگیری روابط ۶ و ۷ داریم:

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \bar{\psi}\left(\bar{\beta} \ln P_l + \bar{\gamma} \ln P_e + \bar{\delta} \ln P_k - \bar{h} - \bar{\lambda} T + \bar{\sigma}\right) + \bar{\mu} \ln Y \qquad (۱۰)$$

$$\overline{\ln Q} = \bar{\theta} + \beta^* \ln P_l + \gamma^* \ln P_e + \delta^* \ln P_k - h^* - \lambda^* T + \sigma^* + \bar{\mu} \ln Y \qquad (۱۱)$$

که در رابطهٔ ۱۱ علامت * نشان‌دهندهٔ ضرب پارامترهای مدل ۱۰ در $\overline{\psi}$ (برای مثال $\beta^* = \overline{\psi}.\overline{\beta}$) است. سرانجام نیازمند مشخص‌کردن تقاضا برای نهاده‌ها هستیم. با فرض حداقل‌سازی هزینه، شرایط مرتبهٔ اول به‌صورت زیر است:

$$\ln E_i + \ln P_e - \ln\gamma_i = \ln L_i + \ln P_l - \ln\beta_i = \ln K_i + \ln P_k - \ln\delta_i \qquad (۱۲)$$

معادلات ۱۰، ۱۲ و ۴ چهار معادله برای چهار متغیر $\ln Q_i$، $\ln L_i$، $\ln E_i$ و $\ln K_i$ ارائه می‌کنند. ما به دنبال حل معادلات برای به‌دست‌آوردن تقاضای انرژی یعنی $\ln E_i$ هستیم. با به‌کارگیری رابطهٔ ۱۲ و حذف $\ln L_i$ و $\ln K_i$ داریم:

$$\ln L_i = \ln E_i + \ln P_e - \ln\gamma_i + \ln\beta_i - \ln P_l \qquad (۱۳a)$$

$$\ln K_i = \ln E_i + \ln P_e - \ln\gamma_i + \ln\delta_i - \ln P_k \qquad (۱۳b)$$

با قراردادن روابط ۱۳a و ۱۳b در رابطهٔ ۴ داریم:

$$\overline{\ln Q} = \bar{\beta}\left[\overline{\ln E} + \ln P_e - \overline{\ln\gamma} + \overline{\ln\beta} - \ln P_l\right] + \bar{\gamma}\overline{\ln E} + \qquad (۱۴)$$
$$\bar{\delta}\left[\overline{\ln E} + \ln P_e - \overline{\ln\gamma} + \overline{\ln\delta} - \ln P_k\right] + \bar{h} + \bar{\lambda}T$$
$$\overline{\ln Q} = \left[\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta}\right]\overline{\ln E} + \left[\bar{\beta} + \bar{\delta}\right]\ln P_e - \bar{\beta}\ln P_l - \bar{\delta}\ln P_k + \bar{\gamma}T + A^0$$
$$A^0 = [\bar{h} + \bar{\beta}\overline{\ln\beta} - \bar{\beta}\overline{\ln\gamma} + \bar{\delta}\overline{\ln\delta} - \bar{\delta}\overline{\ln\gamma}]$$

با حل روابط ۱۴ و ۱۱ داریم:

$$\left(\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta}\right)\overline{\ln E} + \left(\bar{\beta} + \bar{\delta}\right)\ln P_e - \bar{\beta}\ln P_l - \bar{\delta}\ln P_k + \bar{\gamma}T + A^0 = \qquad (۱۵)$$
$$\bar{\theta} + \beta^*\ln P_l + \gamma^*\ln P_e + \delta^*\ln P_k - h^* - \lambda^*T + \sigma^* + \bar{\mu}\ln Y$$

و درنهایت:

$$\overline{\ln E} = \overline{A^+} + \left[\overline{\gamma^{+*}} - \overline{\beta^+} - \overline{\delta^+}\right]\ln P_e + \left(\overline{\beta^{+*}} + \overline{\beta^+}\right)\ln P_l + \qquad (۱۶)$$
$$\left(\overline{\delta^{+*}} + \bar{\delta}\right)\ln P_k + \overline{\mu^+}\ln Y - \left(\overline{\lambda^{+*}} + \overline{\lambda^+}\right)T$$

معادلهٔ ۱۶ معادلهٔ تقاضای انرژی است که در آن علامت + نشان‌دهندهٔ پیش‌ضرب در $\overline{A} = \overline{\sigma^*} - \overline{h^*} - \overline{A^0} + \bar{\theta}$ و ψ علامت * نشان‌دهندهٔ پیش‌ضرب در $(\bar{\beta} + \bar{\gamma} + \bar{\delta})^{-1}$، است.

تصریح به‌کار رفته در معادلهٔ ۱۶ اگرچه بسیار ساده است، تخمین آن همچنان دشوار است. توضیح برخی نکات درمورد ویژگی‌های این رابطه به درک بهتر نتایج اقتصادسنجی آن کمک خواهد کرد. در ادامه این نکات بررسی می‌شوند.

الف) در ساده‌ترین حالت، فرض می‌شود هر صنعت دارای بازده ثابت به مقیاس (یعنی $\beta_i + \gamma_i + \delta_i = ۱$) است. این بدان معنی است که ماتریس کشش‌های تقاضا قطری است و وابستگی درونی وجود ندارد؛ به‌طوری‌که ضرایب داده-ستادهٔ لگاریتمی در

رابطهٔ ۲ جز برای فاکتورهای اولیه برابر صفر است. در این صورت، تابع تقاضا به‌صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\ln E_i = A_i + [\psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i]\ln P_e + [\psi_{ii}\beta_i + \beta_i]\ln P_l + [\psi_{ii}\delta_i + \delta_i]\ln P_k + \mu_i \ln Y \quad (۱۷a)$$

رابطهٔ ۱۷a برای هر i برقرار است که برای سادگی می‌توان آن را به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\ln E_i = c_{0i} + c_{1i}\ln P_e + c_{2i}\ln P_l + c_{4i}\ln P_k + c_{3i}\ln Y \quad (۱۷b)$$

ب) در ادامه برای تفسیر ساده‌تر معادلهٔ تقاضا آن را ساده‌تر می‌کنیم. باید توجه داشت که قیمت کالاهای سرمایه‌ای به‌صورت $P_K = (r+v)P_c$ است که در آن، r نرخ تنزیل مناسب، v نرخ استهلاک و P_c قیمت کالاهای سرمایه‌ای است. در ادامه فرض می‌شود قیمت کالاهای سرمایه‌ای به‌طور خطی با شاخص تعدیل GNP مرتبط است، یعنی $P_c \sim P$، که در آن P شاخص تعدیل GNP است[۱]. علاوه بر این فرض می‌شود که $(r+v)$ در طی زمان ثابت است. سرانجام به این حقیقت اشاره می‌شود که سهم نیروی کار در درآمد ملی در طی زمان نسبتاً باثبات است. این حقیقت تمایزقائل‌شدن بین P_l و Y در معادلهٔ اصلی را دشوار می‌سازد. برای حل این مشکل معادله‌ای را به کار می‌گیریم که قیمت نیروی کار را به‌صورت نسبتی از حاصل‌ضرب شاخص تعدیل GNP و تولید سرانه بیان می‌کند. دنیسون (۱۹۶۷) شواهدی مبنی بر ثبات سهم نیروی کار ارائه کرد. اگر سهم نیروی کار نسبتی ثابت از GNP باشد، آنگاه $P_l.L = c_1 P.X$ که x همان GNP است و اگر نرخ مشارکت نیروی کار ثابت باشد، $\frac{L}{POP} = c_2$ که pop جمعیت است؛ بنابراین می‌توان درآمد سرانه (Y=PX/POP) و دستمزد نیروی کار (P_l) را به‌صورت زیر مرتبط ساخت:

$$Y = \frac{PX}{POP} = \left(\frac{PX}{L}\right)\left(\frac{L}{POP}\right) = \frac{PC_2P_l}{c_1 P} = \frac{c_2 p_l}{c_1} \quad (۱۸)$$

$$\ln Y = \ln\left(\frac{c_2}{c_1}\right) + \ln P_l = \text{constant} + \ln P_l$$

با جایگذاری رابطهٔ ۱۸ در رابطهٔ ۱۷b و به‌کارگیری این فرض $\beta_i + \gamma_i + \delta_i = ۱$ داریم:

---

۱. این فرض از لحاظ نظری تأیید می‌شود اگر شدت انرژی‌بری و کاربری کالاهای سرمایه‌ای با میزان انرژی‌بری و کاربری کالاهای غیرسرمایه‌ای برابر باشند. این فرض به‌شدت محدودکننده است، اما داده‌های به‌کاررفته توسط نوردهاوس (۱۹۷۷) نشان داد قیمت کالاهای سرمایه‌ای به‌شدت وابسته به قیمت سایر کالاها است.

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i}\ln P_e + (c_{2i} + c_{3i})\ln Y + c_{4i}\ln P \qquad (۱۹)$$

با توجه به همگن از درجهٔ صفربودن معادلهٔ ۱۷b، داریم $c_1 + c_2 + c_3 + c_4 = 0$. بر این اساس می‌توان معادلهٔ ۱۹ را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i}\ln P_e + (c_{2i} + c_{3i})\ln Y + (c_1 + c_2 + c_3)\ln P \qquad (۲۰)$$

یا به شکل نهایی:

$$\ln E_i = c'_{0i} + c_{1i}(\ln P_e - \ln P) + (c_{2i} + c_{3i})(\ln Y - \ln P) \qquad (۲۱)$$

$$c_{1i} = \psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i$$
$$c_{2i} + c_{3i} = \mu_i + (\psi_{ii} + 1)\beta_i$$

معادلهٔ ۲۱ نشان می‌دهد در تابع تقاضای انرژی، کشش قیمتی انرژی نه‌تنها به‌وسیلهٔ کشش تقاضا برای کالاهای نهایی، بلکه توسط کشش‌های تولیدی برای نهاده‌ها تعیین می‌شود. به‌ویژه کشش خودقیمتی انرژی شامل سه جمله و ترکیبی از چهار پارامتر، شامل کشش قیمتی برای کالاهای نهایی (ψ_{ii})، کشش تولید نهادهٔ انرژی (γ_i) و کشش تولید سایر نهاده‌های تولید (β_i و δ_i) است. همچنین متغیر زمان از تابع حذف شده است. مهم است اشاره شود که تصریح به‌کاررفته در اینجا (مشابه سایر مطالعات تقاضا) قادر به تفکیک تقاضا از پارامترهای تابع تولید نیست. این مسئله دلالت دارد بر مشکل اساسی‌ای که هنگام به‌کارگیری تئوری تقاضا برای تقاضای انرژی بروز پیدا می‌کند و اینکه ضرایب ممکن است به‌طور کامل متفاوت با پارامترهای درست تابع تقاضا باشند. از طرف دیگر ممکن است از نظر کاربردی، دانستن کشش‌های دقیق برای سیاست‌گذاری و پیش‌بینی که در آن تنها تابع عکس‌العمل مهم است ضروری نباشد. علاوه بر این، تحت محدودیت‌های معمول بر علامت پارامترها، جملهٔ کشش خودقیمتی تقاضای انرژی ($\psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i$) دارای علامت منفی است؛ زیرا هر سه عبارت شکل‌دهندهٔ آن منفی هستند. از طرفی علامت ضریب درآمد مشخص نیست؛ زیرا علامت $\psi_{ii} + 1$ به‌طور دقیق مشخص نیست.

درنهایت لازم به یادآوری است که اگرچه معادلهٔ نهایی تقاضای انرژی در رابطهٔ ۲۱ اولین بار به‌وسیله نوردهاوس (۱۹۷۵) ارائه شد، این تصریح از تقاضای انرژی در ادبیات مربوطه پذیرفته شد و به‌طور گسترده‌ای در مطالعات تجربی[1] مورد استفادهٔ محققان قرار گرفت.

1. Inglesi (2010); Nakajima & Hamori (2010); Hunt & Dilaver (2010), Nordhaus (1977)

۳. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات داخلی مرتبط با برآورد کشش قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در ایران را می‌توان از نظر قلمرو شمول و نوع انرژی دسته‌بندی کرد. در حوزهٔ مطالعات بخشی برای انواع خاصی از حامل‌های انرژی، اسماعیل‌نیا و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از روش کالمن فیلتر برای تقاضای برق در بخش خانگی نشان دادند کشش قیمتی تقاضای برق در طی زمان متغیر است و از رقمی نزدیک به ۱ در دههٔ ۱۳۴۰ به رقمی پایین‌تر از ۱ در ابتدای دههٔ ۱۳۹۰ تقلیل یافته است. مطالعهٔ صدرزاده‌مقدم و همکاران (۱۳۹۲) در بخش صنعت با به‌کارگیری روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۷ نیز نشان‌دهندهٔ کم‌کشش‌بودن تقاضای انرژی در این بخش است. دژپسند و خزائی (۱۳۹۷) به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی مؤثر بر تقاضای بنزین و نفت‌گاز در بخش حمل‌ونقل پرداختند. نتایج نشان داد کشش درآمدی و قیمتی این دو حامل انرژی در بخش حمل‌ونقل کمتر از واحد است. در حوزهٔ مطالعات استانی نیز زارعیان مزرعه خسرو و شکوری گنجوی (۱۳۹۵) برای مصرف بنزین شامل حمل‌ونقل شخصی، حمل‌ونقل عمومی و بخش‌های صنعت و کشاورزی در استان تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷، قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌ترتیب ۰/۰۹۲ و ۰/۰۱۲۹ برآورد کردند. در این زمینه همچنین حمیدی رزی و همکاران (۱۳۹۸) نشان دادند متوسط قدرمطلق کشش قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در بین استان‌های کشور به‌ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۱۹۷ است که بیانگر ضرورت اعمال سیاست‌های غیرقیمتی برای تغییر رفتار مصرف‌کننده و صرفه‌جویی در انرژی است.

برخلاف مطالعات داخلی که همگی بر انواع خاصی از حامل انرژی متمرکز شده‌اند، در تعداد زیادی مطالعات بین‌المللی چه به‌صورت کشوری و چه به‌صورت بین‌کشوری بر کشش‌های قیمتی و درآمدی برای کل انرژی تمرکز شده است؛ برای مثال براساس نتایج مطالعهٔ پینزون (۲۰۱۶) برای اکوادور در دورهٔ ۲۰۱۵-۱۹۷۰، کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای کل انرژی به‌ترتیب ۱/۲۲ و ۰/۰۲۷- است. همچنین در مطالعهٔ العظم و هاودن (۱۹۹۹) در دورهٔ ۱۹۹۷-۱۹۶۸ برای کشور اردن، کشش‌های قیمتی و درآمدی کل انرژی به‌ترتیب ۰/۰۸۲- و ۰/۹۸ بوده است.

در زمینهٔ مطالعات بین‌کشوری برای تقاضای کل انرژی نیز لیدلی و هانتینگنون (۲۰۲۰) در دورهٔ ۲۰۱۶-۱۹۶۰ با به‌کارگیری داده‌های ۳۷ کشور OECD، ۴۱ کشور

غیر OECD و روش پانل پویا، کشش‌های قیمتی (درآمدی) کوتاه‌مدت برای کشورهای غیر OECD و کشورهای OECD به‌ترتیب ۰/۰۰۶۷- (۰/۳۹) و ۰/۰۹۴- (۰/۴۰) و کشش‌های قیمتی (درآمدی) بلندمدت نیز به‌ترتیب ۰/۰۱۱- (۰/۶۳) و ۰/۲۲- (۰/۶۴) است. در این زمینه، همچنین نتایج مطالعهٔ عزیز و همکاران (۲۰۱۳) برای شانزده کشور توسعه‌یافته نشان داد کشش قیمتی و درآمدی کل انرژی در کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۲۲ و در بلندمدت نیز برابر با ۰/۰۷- و ۰/۹۳ درصد است. درنهایت مطالعهٔ لی و لی (۲۰۱۰) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی پانلی برای ۲۵ کشور منتخب عضو OECD در دورهٔ ۲۰۰۴-۱۹۷۸ تقاضای کل انرژی و تقاضای برق را برآورد کردند. براساس نتایج، کشش قیمتی انرژی برای کل انرژی و برق به‌ترتیب ۰/۱۹- و ۰/۰۱- است.

با توجه به بررسی پیشینهٔ موضوع در ایران و جهان، تاکنون در ایران کشش‌های قیمتی و درآمدی برای کل انرژی بررسی نشده و مقالهٔ حاضر، اولین مطالعه‌ای است که شاخص قیمت انرژی برای کل حامل‌های انرژی را محاسبه می‌کند. همچنین در مطالعات موجود، دلیل پایین‌بودن قیمت انرژی مطرح نشده و اجزای تشکیل‌دهندهٔ آن به‌صورت نظری به‌خوبی بیان نشده است.

۴. روش تحقیق و داده‌ها

مدل‌سازی اقتصادسنجی در طی دو دههٔ اخیر، تحول زیادی یافته و هم‌انباشتگی یکی از تحولات مهم در این زمینه است (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷؛ یوهانسن، ۱۹۹۱؛ هندری و یوسلیوس، ۲۰۰۰، ۲۰۰۱). روش‌های هم‌انباشتگی، به‌شدت وابسته به ایستایی سری‌های زمانی و ثبات پارامترهای مدل در طی زمان هستند. با وجود این الزامات در برخی موارد، محققان به وابستگی بیش‌ازحد به تحلیل‌های هم‌انباشتگی تردید کردند. هاروی (۱۹۹۷) بیان کرد که تمام اقتصادسنجی پویا نباید مبتنی بر مدل‌های خودرگرسیونی باشد. همچنین هانت و همکاران (۲۰۰۳) اضافه کردند که تکنیک‌هایی که اجازه می‌دهند ضرایب در طی زمان به‌طور تصادفی تغییر کنند، می‌توانند مفید باشند. در این زمینه، روش کالمن فیلتر[1] همهٔ مشخصه‌های مذکور را دارد و چارچوب ایدئالی برای برآورد رگرسیون‌های دارای متغیرهای توضیحی که اثر آن‌ها در طی زمان متغیر است ارائه می‌کند (اسلید، ۱۹۸۹)؛ بنابراین قبل از انتخاب مناسب‌ترین تکنیک

1. Kalman filter

برای یک مورد خاص، نیاز است بی‌ثباتی پارامترها بررسی شود. برای آزمون بی‌ثباتی پارامترها در ادبیات مربوطه تعدادی آزمون پیشنهاد شده است (اندریوز، ۱۹۹۳؛ چو، ۱۹۸۹؛ هانسن، ۱۹۹۲). در این زمینه هانسن (۱۹۹۲) نسخه‌ای بسط‌یافته از روش‌های قبلی پیشنهاد کرد که مدل‌های با روندهای دترمینستیک و تصادفی را پوشش داده که مبتنی بر آزمون ضریب لاگرانژ است. براساس این آزمون، اگر تأیید شود که پارامترها با زمان تغییر می‌کنند، روش کالمن فیلتر مناسب‌ترین روش برای برآورد پارامترها است. تکنیک کالمن فیلتر مبتنی بر تخمین مدل‌های فضا-حالت[1] است. براساس مطالعهٔ کاثبرتسون و همکاران (۱۹۹۲) دو نوع مدل اصلی وجود دارد که در تطابق با تکنیک کالمن فیلتر هستند: یکی مدل‌های با اجزای غیرقابل‌مشاهده[2] و دومی مدل‌های دارای پارامترهای متغیر با زمان[3] که در این مطالعه نوع دوم به‌کار گرفته می‌شود. برای انجام این کار، در ابتدا یک سیستم پویا به شکل فضا-حالت به شرح زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = Ax_t + H\xi_t + w_t \qquad (۱)$$

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1} \qquad (۲)$$

معادلهٔ ۱ معادلهٔ مشاهده (سیگنال یا اندازه‌گیری) و معادلهٔ ۲ معادلهٔ حالت (یا انتقال) است که در آن‌ها A، F و H ماتریس پارامترها به‌ترتیب با ابعاد $(n \times k)$، $(n \times r)$ و $(r \times r)$، x_t برداری با ابعاد $(k \times 1)$ از متغیرهای برون‌زا یا از قبل تعیین‌شده و ξ_t برداری با ابعاد $(r \times 1)$ از متغیرهای غیرقابل‌مشاهده است که به بردار حالت معروف است. همچنین دو بردار اجزای اخلال w_t و v_t نوقه‌های سفید مستقل با مشخصه‌های زیر هستند:

$$E(v_t v_t') = \begin{Bmatrix} Q, & \text{for } t = \tau \\ 0, & \text{otherwise} \end{Bmatrix} \qquad (۳)$$

$$E(w_t w_t') = \begin{Bmatrix} R, & \text{for } t = \tau \\ 0, & \text{otherwise} \end{Bmatrix} \qquad (۴)$$

که در آن Q و R به‌ترتیب ماتریس‌های $(r \times r)$ و $(n \times n)$ هستند. همچنین فرض بر این است که:

$$E(v_t w_\tau') = 0 \quad \text{for all } t \text{ and } \tau \qquad (۵)$$

1. State - Space Models
2. Unobservable Components Models
3. Time -Varying Parameter Models

با این فرض که ماتریس پارامترهای R، H، A، Q و F تابع زمان هستند، معادلات فضا- حالت (معادله‌های ۱ و ۲) به‌صورت زیر تبدیل می‌شوند:

$$Y_t = \alpha(x_t) + [H(x_t)]'\xi_t + w_t \quad (۶)$$

$$\xi_{t+1} = F(x_t)\xi_t + v_{t+1} \quad (۷)$$

که در آن، $F(x_t)$ ماتریسی با ابعاد $(r \times r)$ است که عناصر آن تابعی از x_t هستند. $\alpha(x_t)$ تابع بردار مقدار[1] با ابعاد $(n \times 1)$ و $H(x_t)$ تابع ماتریس مقدار[2] با ابعاد $(r \times n)$ است.

معادله‌های ۶ و ۷ به پارامترها اجازه می‌دهند به‌طور تصادفی با زمان تغییر کنند، اما همچنان محدودیت فرض توزیع گوسین را دربردارند.

در مدل‌های تقاضای انرژی نیز باید اجازه داد که کشش قیمت انرژی در طی زمان تغییر کند تا تغییر در شرایط اقتصادی و توسعهٔ بازارهای انرژی در مدل‌ها لحاظ شود؛ بنابراین به پیروی از معادلهٔ ۲۱، در مبانی نظری معادلهٔ تقاضای انرژی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln(E)_t = \alpha + \beta \ln(E_{price})_t + \gamma \ln(y)_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

رابطهٔ ۸ شامل متغیرهای استانداردی است که در ادبیات تقاضای انرژی[3] مورد استفاده قرار گرفته‌اند که در آن $\ln(E)_t$ لگاریتم مصرف انرژی، $\ln(E_{price})_t$ لگاریتم قیمت واقعی انرژی و $\ln(y)_t$ لگاریتم GDP واقعی است. معادلهٔ ۸ کشش‌های ثابت قیمتی (α) و درآمدی انرژی (β) را نتیجه می‌دهد، اما در این مطالعه با به‌کارگیری روش کالمن فیلتر، ضرایب مذکور در طی زمان تغییر می‌کند و درنتیجه معادلهٔ ۸ باید به‌صورت زیر تغییر یابد:

$$\ln(E)_t = \alpha_t + \beta_t \ln(E_{price})_t + \gamma_t \ln(y)_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

برای تخمین معادلهٔ ۹، معادلات سیگنال و حالت به شرح زیر تعریف می‌شوند:

$$\ln(E)_t = sv1 \ln(E_{price})_t + sv2 \ln(y)_t + sv3 + \varepsilon_{t1} \quad (۱۰)$$

$$sv1 = sv1(-1) + \varepsilon_{t2} \quad (۱۱)$$

$$sv2 = sv2(-1) + \varepsilon_{t3} \quad (۱۲)$$

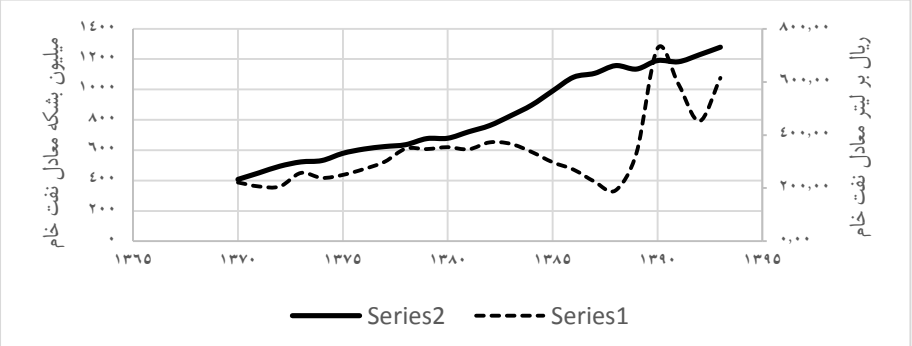
$$sv3 = sv3(-1) + \varepsilon_{t4} \quad (۱۳)$$

---

1. Vector -Valued Function
2. Matrix -Valued Function
3. Inglesi (2010), Nakajima & Hamori (2010), Hunt & Dilaver(2010)

که در آن، رابطهٔ ۱۰ معادلهٔ سیگنال و روابط ۱۱، ۱۲ و ۱۳ معادلات حالت هستند. Svi ها کشش‌های قیمتی و درآمدی و عرض از مبدأ مدل است. برای برآورد دستگاه معادلات مذکور (روابط ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳) داده‌های تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ از حساب‌های ملی بانک مرکزی و داده‌های مصرف انرژی نهایی از ترازنامهٔ انرژی استخراج شد، اما مهم‌ترین داده در این مقاله، شاخص قیمت انرژی است که وجود قیمت‌های متفاوت حامل‌های انرژی برای ادوار قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها، قیمت‌های سهیم‌های و آزاد برای دوران بعد از هدفمندی و سهم مصرفی هرکدام، قیمت‌های متفاوت برای بنزین معمولی و سوپر و سهم هرکدام از مصرف کل، لحاظ دو دسته قیمت نیروگاهی و سایر بخش‌ها برای نفت کوره و نفت‌گاز، محاسبهٔ قیمت کل انرژی را دشوار می‌کند. با درنظرگرفتن ملاحظات فوق، قیمت واقعی انرژی در ایران براساس واحد ریال بر لیتر معادل نفت خام به‌صورت میانگین موزون قیمت واقعی برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی (گاز مایع، بنزین، نفت سفید، نفت‌گاز و نفت کوره) محاسبه شد.

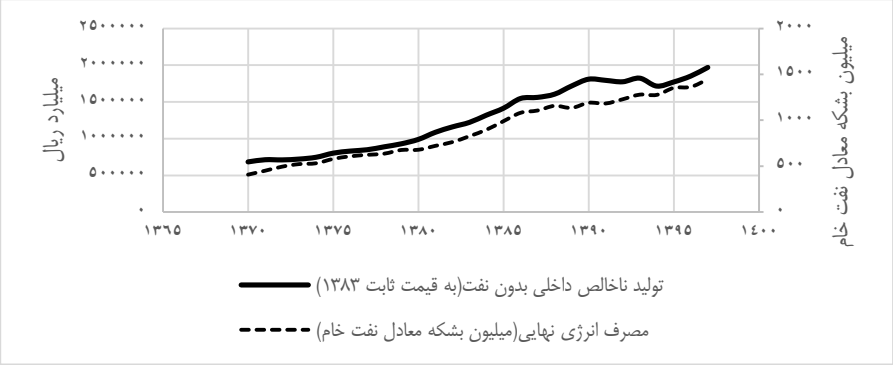
نمودار ۱ روند قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی را نشان می‌دهد. در دورهٔ مورد بررسی، دو روند متفاوت برای قیمت انرژی ملاحظه می‌شود. در دورهٔ ۱۳۸۸-۱۳۷۰ قیمت انرژی یک روند U معکوس با نقطهٔ شروع، اوج و پایان به‌ترتیب ۲۲۱، ۳۷۲ و ۱۹۱ ریال بر لیتر معادل نفت خام دارد. روند دوم مربوط به سال‌های بعد از قانون هدفمندی یارانه‌ها است که در ابتدا از ۳۳۲ ریال بر لیتر در سال ۱۳۸۹ به ۷۲۶ ریال بر لیتر در سال ۱۳۹۰ رسیده، ولی در ادامه به‌دلیل ثبات قیمت انرژی و تورم بالا، قیمت واقعی انرژی شروع به کاهش کرده و به ۳۸۲ ریال بر لیتر در سال ۱۳۹۷رسیده است.



نمودار ۱. روند تغییرات قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی در ایران (۱۳۹۷-۱۳۷۰)
منبع: یافته‌های پژوهش

برخلاف قیمت انرژی، مصرف انرژی نهایی یک روند صعودی و تقریباً باثبات را طی کرده و از ۲۰۶ میلیون بشکه در سال ۱۳۷۰ به ۱۴۴۶ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۹۷رسیده است.

روند مصرف انرژی نهایی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در نمودار ۲ نشان می‌دهد در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۷۰ مصرف انرژی نهایی به‌خوبی روند تولید ناخالص داخلی بدون نفت را دنبال می‌کند؛ به‌طوری‌که در این دوره، هر دو نمودار با نرخ فراینده در حال رشد است و جهت تقعر آن‌ها رو به بالا است، اما در دورهٔ ۱۳۸۶ به بعد، روند متفاوتی را شاهد هستیم، ولی درمجموع می‌توان اظهار داشت مصرف انرژی تا حد زیادی تحت تأثیر رشد اقتصادی است.



نمودار ۲. روند مصرف انرژی نهایی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت ۱۳۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. برآورد و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل، آزمون ایستایی متغیرها انجام می‌شود. به‌دلیل تغییرات ساختاری (از جمله تحریم و هدفمندی یارانه‌ها) در دورهٔ مورد بررسی، بری انجام آزمون ریشهٔ واحد از آزمون زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) که شکست ساختاری را در سری‌های زمانی لحاظ می‌کند، استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۱ بیانگر وجود ریشهٔ واحد در سری‌های زمانی مورد بررسی است. با توجه به ایستا نبودن سری‌های زمانی نیاز است که هم‌انباشتگی مدل بررسی شود. از طرفی به‌دلیل وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد بررسی ممکن است آزمون‌های مرسوم هم‌انباشتگی به ایجاد

هم‌انباشتگی کاذب منجر شود. برای رفع این مشکل، در این تحقیق آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) به‌کار می‌رود. نتایج این آزمون در جدول ۲ بیانگر رد فرض صفر (نبود رابطهٔ هم‌جمعی) است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد زیوت و اندریوز

شکست در عرض از مبدأ				
نام متغیر	**آماره**	**مقدار بحرانی ۵ درصد**	**نقطهٔ شکست**	**نتیجه**
lnE	-۲/۹۵	-۴/۸۰	۱۳۸۳	I(1)
lnP	-۳/۹۷	-۴/۸۰	۱۳۹۰	I(1)
lnGDP	-۳/۲۵	-۴/۸۰	۱۳۹۰	I(1)
شکست در روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطهٔ شکست	نتیجه
lnE	-۳/۴۷	-۴/۴۲	۱۳۸۹	I(1)
lnP	-۳/۱۸	-۴/۴۲	۱۳۸۷	I(1)
lnGDP	-۳/۹۹	-۴/۴۲	۱۳۹۰	I(1)
شکست در عرض از مبدأ و روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطهٔ شکست	نتیجه
lnE	-۳/۹۰	-۵/۰۸	۱۳۸۴	I(1)
lnP	-۳/۷۵	-۵/۰۸	۱۳۹۰	I(1)
lnGDP	-۳/۵۷	-۵/۰۸	۱۳۸۹	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری-هانسن

نوع شکست	**constant, the slope & the trend**		
آمارهٔ t	ADF	Z_α	Z_t
	-۶/۷۶	-۸۰/۲۳	-۶/۸۹
سال شکست	۱۳۸۶	۱۳۸۶	۱۳۸۶
مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	-۵/۹۶	-۷۸/۸۷	-۵/۹۶
نتیجه	تأیید هم‌انباشتگی		

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ذکر شد، قبل از به‌کارگیری کالمن فیلتر باید بررسی شود که آیا پارامترهای مدل در طی زمان تغییر می‌کنند یا خیر. برای بررسی این موضوع، از آزمون هانسن (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. فرض صفر، آزمون ثبات پارامترها و فرض مقابل بی‌ثباتی پارامترها را نشان می‌دهد. نتایج آزمون هانسن در جدول ۳ بیانگر رد فرض صفر است.

جدول ۳. نتایج آزمون هانسن درمورد ثبات پارامترها

Lc statistic	Stochastic Trends (m)	Deterministic Trends (k)	Excluded Trends (p2)	Prob
۰/۸۷۹	۰	۰	۰	<۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

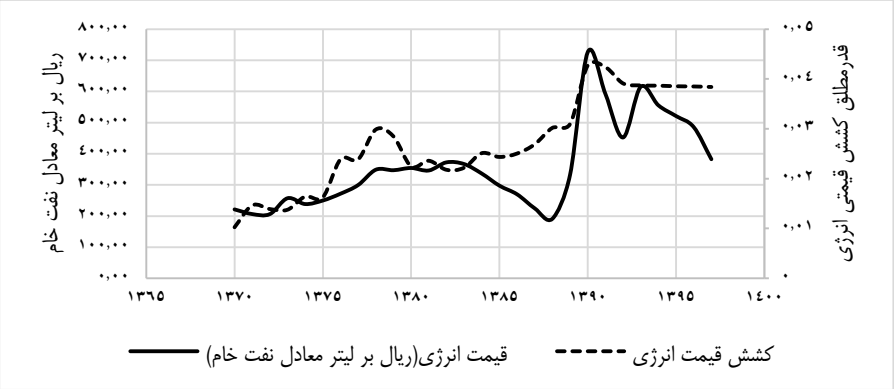
با توجه به نتایج آزمون هانسن، برای برآورد مدل تحقیق از تکنیک کالمن فیلتر استفاده می‌شود که نتایج در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل فضا-حالت

Sample: ۱۳۷۰-۱۳۹۷ Included observations: ۲۸ Number of iterations to convergence: ۸			
	Coefficient	**z-Statistic**	**Prob**
C(1)	۱/۰۰۲	۵۷۳۸/۳۱۶	۰/۰۰۰
C(2)	-۷/۳۰۴	-۲۸/۳۰۴۲	۰/۰۰۰
C(3)	۹/۷۳۰	۵۷/۰۲۳	۰/۰۰۰
C(4)	۸/۳۴۸	۱۳/۳۴۸	۰/۰۰۰
Sv1	-۰/۰۳۸	-۲/۵۸۹	۰/۰۰۹
Sv2	۰/۴۵۹	۳/۱۱۶	۰/۰۰۲
Sv3	۱۵/۰۵۷	۷/۳۴۰	۰/۰۰۰
Goodness of fit	۲۸/۷۷۹		
Log likelihood	-۱/۹۱۳		
Akaike info criterion	-۱/۸۱۸		
Schwarz criterion	-۱/۸۸۴		
Hannan-Quinn riterion			
Residuals	Jarque-Bera=۲/۳۷۱ prob=۰/۲۲۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۴، ضرایب C(1)، C(2)، C(3) و C(4) به‌ترتیب لگاریتم واریانس جملات اخلال معادله‌های سیگنال و حالت، ضرایب Sv1، Sv2 و Sv3 نیز به‌ترتیب کشش قیمتی تقاضا، کشش درآمدی تقاضا و عرض از مبدأ هستند که همگی در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و علامت مورد انتظار را دارند. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، انرژی در ایران نسبت به قیمت و درآمد کالایی کم‌کشش است. به‌منظور درک بهتر تحولات کشش‌ها در طی زمان، در نمودار ۳ تغییرات کشش قیمتی انرژی در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰ تصویر شده است. براساس این نمودار، در دورهٔ مورد بررسی کشش قیمتی انرژی بین ۰/۰۱۰- و ۰/۰۴۳- نوسان کرده و مقدار متوسط آن ۰/۰۲۷- است.



نمودار ۳. قدرمطلق کشش قیمتی انرژی و قیمت انرژی (۱۳۹۷-۱۳۷۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

روند کشش قیمتی انرژی در نمودار ۳ با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش قیمت واقعی انرژی کشش قیمت نیز افزایش یافته است. قبل از هدفمندی یارانه‌ها، کشش قیمتی انرژی در دامنهٔ ۰/۰۱۰- تا ۰/۰۲۹- در نوسان بوده است؛ درحالی‌که بعد از هدفمندی یارانه‌ها کشش قیمتی بین ۰/۰۳۸- تا ۰/۰۴۳- در نوسان است، اما نکتهٔ مهم‌تر پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در سراسر دورهٔ مورد بررسی است. در مقایسه با نتایج سایر مطالعات در ایران، مطالعه‌ای برای برآورد کشش قیمتی کل انرژی انجام نشده است، اما نتایج مطالعات انجام‌شده در سایر کشورها نیز پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی را نشان می‌دهد. در مطالعهٔ پینزون (۲۰۱۶) برای

اکوادور در دورهٔ ۲۰۱۵-۱۹۷۰، کشش قیمتی تقاضای کل انرژی ۰/۰۲۷- است. همچنین در مطالعهٔ العظم و هاودن (۱۹۹۹) در دورهٔ ۱۹۹۷-۱۹۶۸ برای کشور اردن، کشش قیمتی کل انرژی ۰/۰۸۲- است. در زمینهٔ مطالعات بین کشوری برای تقاضای کل انرژی در مطالعهٔ لیدلی و هانتینگتون (۲۰۲۰) طی دورهٔ ۲۰۱۶-۱۹۶۰ برای ۳۷ کشور OECD و ۴۱ کشور غیر OECD، کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای غیر OECD به‌ترتیب ۰/۰۰۶۷- و ۰/۰۱۱- و برای کشورهای OECD به‌ترتیب ۰/۰۹۴- و ۰/۲۲- است. در این زمینه، نتایج مطالعهٔ عزیز و همکاران (۲۰۱۳) برای ۱۶ کشور درحال‌توسعه نشان داد کشش قیمتی کل انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۷- است. درنهایت براساس مطالعهٔ لی و لی (۲۰۱۰) برای ۲۵ کشور منتخب عضو OECD در دورهٔ ۲۰۰۴-۱۹۷۸، کشش قیمتی کل انرژی ۰/۱۹- است.

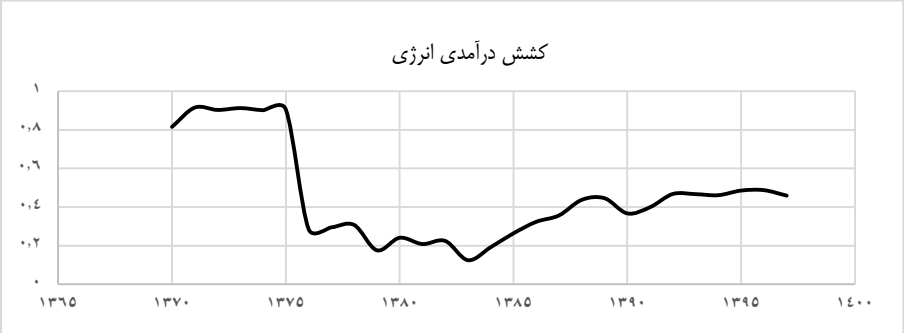
درخصوص پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در ایران می‌توان دو تبیین کلی ارائه کرد. دلیل اول مطابق مبانی نظری مقاله به کشش تولیدی انرژی، کشش تقاضای نهایی و سایر نهاده‌ها مرتبط است و تبیین دوم به قیمت‌گذاری انرژی در ایران برمی‌گردد. در توضیح دلیل اول، پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در ایران می‌تواند ناشی از پایین‌بودن کشش تولیدی انرژی باشد. براساس مبانی نظری، کشش خودقیمتی انرژی ترکیبی از چهار پارامتر به شرح زیر است:

$$c_{1i} = \psi_{ii}\gamma_i - \beta_i - \delta_i$$

که شامل کشش قیمتی برای کالاهای نهایی (ψ_{ii})، کشش تولید نهادهٔ انرژی (γ_i)، کشش تولیدی نیروی کار δ_i و کشش تولیدی سرمایه β_i است. به بیانی دیگر، از آنجا که در بخش مبانی نظری، مدل بازده ثابت به مقیاس ($1 = \gamma_i + \beta_i + \delta_i$) فرض شد کاهش کشش تولیدی انرژی (γ_i) موجب افزایش کشش دو نهاده دیگر می‌شود که اگر در رابطهٔ فوق γ_i کاهش و هم‌زمان $\beta_i + \delta_i$ افزایش یابد. این امر با فرض ثبات کشش تقاضای نهایی ψ_{ii} کشش قیمتی انرژی یعنی c_{1i} را کاهش می‌دهد. در توضیح این موضوع، در اقتصاد ایران در طی زمان، با واردنشدن ماشین‌آلات و فناوری‌های مدرن، ورود ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف از نظر انرژی از کشورهای توسعه‌نیافته و استفادهٔ ناکارا از انرژی به‌دلیل فرسودگی تجهیزات و ماشین‌آلات موجود مواجه بوده‌ایم. مجموع این عوامل موجب شده کشش تولیدی انرژی به‌مرور زمان کاهش یابد که روند صعودی شدت انرژی در کشور نیز این ادعا را تأیید می‌کند. دلیل دیگر برای پایین‌بودن

کشش قیمتی انرژی حتی بعد از هدفمندی یارانه‌ها می‌تواند ناشی از نبود جانشین‌های مناسب برای ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف موجود در بخش‌های صنعتی، مسکونی و حمل‌ونقل کشور باشد؛ زیرا هنگام افزایش قیمت انرژی خانوارها و بنگاه‌ها برای واکنش به افزایش قیمت نیازمند به‌کارگیری فناوری و تجهیزات کم‌مصرف برای صرفه‌جویی در انرژی هستند، اما وقتی چنین جانشین‌هایی در دسترس نباشد، آن‌ها قادر نخواهند بود در مقابل افزایش قیمت انرژی واکنش نشان دهند.

در نمودار ۴ تحول کشش درآمدی انرژی در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰ تصویر شده است. براساس این نمودار، در دورهٔ مورد بررسی کشش درآمدی انرژی بین ۰/۹۰۲ و ۰/۱۳ نوسان کرده و مقدار متوسط آن ۰/۴۶ است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. روند تحول کشش درآمدی انرژی (۱۳۹۷-۱۳۷۰)

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، با به‌کارگیری مدل فضا-حالت و با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، قیمت واقعی انرژی و مصرف انرژی نهایی، کشش‌های تقاضای انرژی در اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰ برآورد شده‌اند. براساس نتایج، متوسط کشش قیمتی انرژی در دورهٔ مورد بررسی ۰/۰۲۷- است. همچنین روند کشش قیمتی انرژی با تئوری‌های اقتصادی همخوانی دارد؛ به‌طوری‌که قبل از هدفمندی یارانه‌ها کشش قیمتی انرژی در دامنهٔ ۰/۰۱۰- تا ۰/۰۲۹- و بعد از آن بین ۰/۰۳۸- تا ۰/۰۴۳- در نوسان بوده است. اما نکتهٔ مهم‌تر، پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در ایران در سراسر دورهٔ مورد بررسی است که این یافته توسط مطالعات

انجام‌شده در کشورهای درحال‌توسعه تأیید می‌شود؛ برای مثال پینزون (۲۰۱۶) برای اکوادور، عدد ۰/۰۲۷- و العظم و هاودن (۱۹۹۹) برای کشور اردن عدد ۰/۰۸۲- را برای کشش قیمتی کل انرژی به‌دست آوردند. همچنین در مطالعهٔ لیدلی و هانتینگنون (۲۰۲۰)، کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای غیر OECD به‌ترتیب ۰/۰۰۶۷- و ۰/۰۱۱- است. عزیز و همکاران (۲۰۱۳) نیز برای شانزده کشور درحال‌توسعه، کشش قیمتی کل انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۷- برآورد کردند.

درخصوص پایین‌بودن کشش قیمتی انرژی در ایران می‌توان دو تبیین کلی ارائه کرد. دلیل اول مطابق مبانی نظری مقاله، به کشش تولیدی انرژی، کشش تقاضای نهایی و سایر نهاده‌ها مرتبط است و تبیین دوم به قیمت‌گذاری انرژی در ایران برمی‌گردد. اولی ناشی از واردنشدن فناوری‌های مدرن و استفادهٔ ناکارا از انرژی به‌دلیل فرسودگی تجهیزات و ماشین‌آلات موجود است. دومی ناشی از نبود جانشین‌های مناسب برای ماشین‌آلات پرمصرف موجود در بخش‌های صنعتی، مسکونی و حمل‌ونقل کشور است. همچنین واکنش قابل‌توجه در مقابل افزایش قیمت انرژی نیازمند برقراری قیمت‌های واقعی انرژی براساس منطق بازار است که در اقتصاد ایران تاکنون چنین چیزی محقق نشده است. کشش درآمدی انرژی نیز در دورهٔ مورد بررسی بین ۰/۹۰۲ و ۰/۱۳ در نوسان و مقدار متوسط آن ۰/۴۶ بود؛ بنابراین در دورهٔ مورد بررسی، کشش درآمدی کمتر از واحد است و از این نظر، انرژی کالایی ضروری تلقی می‌شود.

نتایج فوق دو نکته را آشکار می‌کند: اول اینکه کشش‌های قیمتی و درآمدی انرژی در طی زمان ثابت نیستند و بی‌توجهی به آن، نتایج تورش‌دار و نادرست برای تحلیل‌های سیاست‌گذاری انرژی به بار می‌آورد. نکتهٔ دوم اینکه به‌دلیل پایین‌بودن کشش قیمتی، قیمت انرژی نسبت به رشد اقتصادی نقش ناچیزی در روند رو به رشد مصرف انرژی دارد که می‌تواند ناشی از تعیین دستوری قیمت و پایین‌بودن قیمت انرژی نسبت به قیمت‌های واقعی در بازارهای جهانی انرژی باشد. براساس نتایج این پژوهش، تأثیرگذاری اصلاح قیمت‌های انرژی بر واکنش مناسب مصرف‌کنندگان و مصرف انرژی مستلزم دسترسی به جانشین‌های مناسب برای تجهیزات، ماشین‌آلات و فناوری‌های پرمصرف موجود است.

منابع

۱. اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر، محمدی، تیمور و زمانی، ابوطالب (۱۳۹۲). بررسی تغییرات کشش قیمتی تقاضای برق بخش خانگی در ایران با کاربرد روش فیلتر کالمن. *فصلنامهٔ علوم اقتصادی*، *۷*(۲۵)، ۱۷۵-۱۴۷.

۲. حمیدی‌رزی، داود، رنج‌پور، رضا و متفکرآزاد، محمدعلی (۱۳۹۸). برآورد و تحلیل کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی استان‌های کشور: رهیافت مدل میانگین گروهی تعمیم‌یافته. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، *۲۷*(۹۲)، ۳۷۱-۳۳۷.

۳. دژپسند، فرهاد و خزائی، علیرضا (۱۳۹۷). برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی مؤثر بر تقاضای بنزین و نفت‌گاز در بخش حمل‌ونقل کشور. *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، ۹(۱)، ۱۴۲-۱۱۷.

۴. زارعیان مزرعه خسرو، رحمان و شکوری گنجوی، حامد (۱۳۹۵). تحلیل سیستمی تقاضای بنزین و برآورد کشش قیمتی تقاضای آن در استان تهران. *پژوهشنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۸)، ۹۸-۶۱.

۵. صدرزاده مقدم، سعید، صادقی، زین‌العابدین و قدس الهی، احمد (۱۳۹۲). تخمین تابع تقاضای انرژی و کشش قیمتی و جانشینی نهاده‌ها در بخش صنعت: رگرسیون معادلات به‌ظاهر نامرتبط SUR. *فصلنامهٔ اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۲(۶)، ۱۰۷-۱۲۷.

6. Al-Azzam, A., & Hawdon, D. (1999). *Estimating the demand for energy in Jordan: a stock-watson dynamic OLS (DOLS) approach*. Surrey Energy Economics Discussion Papers, Dept. of Economics, University of Surrey.
7. Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, *61*(4), 821–856.
8. Aziz, A. A., Mustapha, N. H., & Ismail, R. (2013). Factors Effecting Energy Demand in Developing Countries: A Dynamic Panel Analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *3*, 1-6.
9. BEIS/DCLG (2016). *Each Home Counts: Review of Consumer Advice, Protection, Standards and Enforcement for Energy Efficiency and Renewable Energy*. viewed 29 August 2017.
10. Chu, C.-S.J. (1989). *New tests for parameter constancy in stationary and non-stationary regression models*. Department of Economics, University of California-San Diego, unpublished manuscript.
11. Cuthbertson, K., Hall, S., & Taylor, M. P. (1992). *Applied econometric techniques*. Harvester Wheat sheaf, New York, USA.

12. Denison, E. (1967). *Why growth rates differ?*. The Brookings Institution. Washington D.C.
13. Department for Business, Energy & Industrial Strategy (2017). *Call for Evidence: Building a Market for Energy Efficiency*. The National Archives, Kew, London TW9 4DU, pp.23-27.
14. Department of Energy and Climate Change (2011). *Research summary: understanding potential consumer response to the Green Deal*. viewed on 31 August 2017 .
15. Department of Energy and Climate Change (2013). *An Investigation of the Effect of EPC ratings on House Prices*. viewed on 31 August 2017. Department of Energy and Climate Change (2014). "Green Deal assessment customer research". viewed on 30 August 2017.
16. Department of Energy and Climate Change (2015). *Green Deal customer journey survey: summary report - quantitative survey wave*. viewed on 30 August 2017.
17. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation. *Development Review*, *16*, 385-398.
18. European Mortgage Federation (2017). *Energy Efficient Mortgages Action Plan*. viewed on 29 August 2017.
19. Gregory, A. W., & Hansen, B. E (1996). Tests for co-integration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *58*, 555-560.
20. Hamilton, J. (2008). Understanding crude oil prices, energy policy and economics. *Working Paper no. 023*, University of California Energy Institute.
21. Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, *10*(3), 321–335.
22. Harvey, A. C. (1997). Trends, cycles and autoregressions. *The Economic Journal*, *107*, 192–201.
23. Hendry, D., & Juselius, K. (2000). Explaining cointegration analysis: part I. *Energy Journal*, *21*, 1–42.
24. Hendry, D., & Juselius, K. (2001). Explaining cointegration analysis: part II. *Energy Journal*, *22*, 75–120.
25. Hunt, L.C., Dilaver, Z., (2010). Industrial electricity demand for Turkey: a structural time series analysis. *Energy Economics*, 33(3), 426-456.
26. Hunt, L. C., Judge, G., & Ninomiya, Y. (2003). Underlying trends and seasonality in UK energy demand: a sectoral analysis. *Energy Economics*, *25*, 93–118.
27. Inglesi, R. (2010). Aggregate electricity demand in South Africa: conditional forecasts to 2030. *Applied Energy*, *87*(1), 197–204.

28. Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, *59*, 1551–1580.
29. Lee, C. C., & Lee, J. D. (2010). A panel data analysis of the demand for total energy and electricity in OECD countries. *The Energy Journal*, 31(1), 1-23.
30. Liddle, B., Huntington, H. (2020). Revisiting the income elasticity of energy consumption: a heterogeneous, common factor, dynamic oecd & non-oecd country panel analysis. *The Energy Journal*, *41*(3), 207-230.
31. Kahneman, D., Tversky, A. (1979). *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*. viewed on 31 August 2017.
32. Metcalf, G. (2006). Energy conservation in the united states: understanding its role in climate policy. National Bureau of Economic Research, *Working Paper no. 12272, p. 2*.
33. Nakajima, T., & Hamori, S. (2010). Change in consumer sensitivity to electricity prices in response to retail deregulation: a panel empirical analysis of the residential demand for electricity in the United States. *Energy Policy*, *38*(5), 2470–2476.
34. Nordhaus, W. D. (1975). The demand for energy: an international perspective. *Cowles Foundation Discussion Papers. 638*.
35. Nordhaus, W. D. (1977). *International studies of the demand for energy*. American Elsevier Pub. Co.
36. Pinzon, K. (2016). *Analysis of Price and Income Elasticities of Energy Demand in Ecuador: A Dynamic OLS Approach*. ArXiv:1611.05288v1 [q-fin.GN].
37. Shepard, W. (1960). *Duality in Production Theory*. Princeton.
38. Slade, M.E. (1989). Modeling stochastic and cyclical components of technical change: an application of the Kalman filter. *Journal of Econometrics*, *41*, 363–383.
39. Spulber, D. F. (1989). *Regulation and Markets*. Cambridge MA: MIT Press.
40. Supply Chain Insight Group (2015). *Trust and certainty, energy efficiency market viability and supply chain deliverability*. viewed on 30 August 2017.
41. Tonn, B., & Peretz, J. H. (2007). State-level benefits of energy efficiency. *Energy Policy*, *35*, 3665-3674.
42. Tsvetanov P., & Nordhaus, W. D. (1975). *Problems of Energy Demand Analysis*. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria.
43. World Energy Perspectives (2016). *Energy Efficiency: A Straight Path towards Energy Sustainability*. Published by: World Energy Council.
44. Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

The Evolution of Price and Income Elasticity of Energy Demand in Iran: A Kalman filter Approach

Fereshteh Mohammadian*
Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, F.Mohamadian@ilam.ac.ir
Received: 2021/09/28 Accepted: 2021/12/17

Abstract

The high energy intensity and air pollution in Iran have led to the consideration of energy demand management and the factors affecting it since the last decade. In this context, how prices affect energy consumption is of great importance. On the other hand, the price elasticity of energy demand changes over time due to the fluctuation of energy prices, the development of the energy market and economic conditions. Therefore, the main purpose of this paper is to estimate the time-varying price elasticity of energy demand in Iran during 1991-2018. For this purpose, energy demand elasticities were estimated using real non-oil GDP, energy price index and real total energy consumption of Iran and Kalman filter method. The results show that the price elasticity of energy demand has changed between -0.010 and -0.043 and its average value is -0.027. The income elasticity of energy demand has changed between 0.902 and 0.13, and its average value is 0.46. Several important points can be derived from these results: First, energy demand is less elastic to income and price. Second, these elasticities are not constant over time, and ignoring this instability leads to biased estimates. Third, energy prices play an insignificant role in energy consumption in Iran relative to economic growth. Therefore, to improve energy intensity, in addition to energy price reform, special attention should be paid to requirements that increase consumer price sensitivity.

JEL Clasification: Q41, Q48, C22.

Keywords: Energy Price, Income and Price Elasticities of Energy Demand, Kalman Filter, Iran.

* Corresponding Author, Tel: 09188419840

Interactive Effects of Fiscal and Monetary Policy and Household Responses to Exchange Rates (TVP-FAVAR Approach)

Alireza Erfani[*1], Majid Eshagi Gorji[2], Samad Ahangar Zanozi[3]
1. Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, aerfani@semnan.ac.ir
2. Professor of Mathematics, Semnan University, meshaghi@semnan.ac.ir
3. PhD Student in Economics, Semnan University, ahangar.samad@gmail.com
Received: 2021/09/14 Accepted: 2022/03/09

Astract

This study examines the effects of household behavior along with fiscal and monetary policy makers on exchange rates. Due to Iran's institutional economic components and various internal and external economic and political shocks, various monetary and fiscal policy instruments have been used by the government and the central bank in recent years. In this context, this paper examines the impact of the composite index, which is the result of the interaction of monetary policy makers, fiscal policy makers and households, on the exchange rate over the time period 1989-2018 using the TVP-FAVAR model. Examining the response function of the exchange rate to the change in the interaction variable estimated as a result of monetary and fiscal policy shows the positive effect of the interaction variable on the evolution of the exchange rate, leading to a jump in this variable. As a result of fiscal dominance in the Iranian economy, the mechanism of removing the effects of fiscal indiscipline occurs through monetary policy, and as a result of non-compliance with the government's budget constraints and the consequent increase in liquidity, this leads to an increase in the exchange rate. Household decisions in the period of currency repression have a significant positive effect, but in the currency crisis, when there is a significant currency jump in the Iranian economy, they do not play a major role in currency fluctuations. Examining the impact of the interactive variable, which is the aggregation of all the above variables on the exchange rate, shows that the exchange rate always responds positively and steadily to monetary and fiscal policy fluctuations and household decisions in all the periods studied, except for the period of booming oil revenues. Monetary and fiscal policy coordination is more influenced by government fiscal discipline. Since the exchange rate is a nominal anchor in Iran, the positive response of the exchange rate to the interactive shocks of monetary and fiscal policies is obvious by estimation. Therefore, the role of government fiscal discipline in controlling inflation through the exchange rate channel is emphasized more than any other variable.

JEL Classification: C53, E44, F43.

Keywords: Exchange Rate, Monetary Policy, Fiscal Policy, Household, TVP-FAVAR.

* Corresponding Author, Tel: 09123310261

Factors Affecting Adverse Selection in Supplementary Health Insurance and Strategies to Reduce It (Case study of an Iranian Insurance Company)

Esmaeel Safarzadeh[1*], Mirhossein Mousavi[2], Nasrin Hozar Moghadam[3], Marzieh Dehghani[4]

1. Assistant Professor, Alzahra University, Tehran, e.safarzadeh@alzahra.ac.ir
2. Associate Professor, Alzahra University, Tehran, hmousavi@alzahra.ac.ir
3. Assistant Professor, Insurance Research Institute (affiliated to the Central Insurance of the Islamic Republic of Iran), Tehran, hozarmoghadam@irc.ac.ir
4. MA Economics Graduate, alzahra University, Tehran, marzie.dehghani.74@gmail.com
Received: 2021/07/02 Accepted: 2022/03/09

Abstract

Considering the position of supplementary health insurance in the insurance industry, it is important to address the problem of adverse selection as one of the effective factors for increasing the loss ratio in this industry. In this paper, the correlation model between individuals' risk appetite under the indemnity amount and coverage amount, insurance specifications, and insureds' demographic characteristics was used to identify potential variations and risk components that influence this phenomenon. The data used were taken from the 2019 group insured information of a selected insurance company. Due to the nature of the data, the Tobit regression method was used to estimate the model. The results show that the signs of the coefficients of the variables included in the model are as expected and statistically significant. In other words, the effective variables that determine to some extent the level of risk of the insured are directly related to the level of costs. Therefore, it is necessary to identify the components that influence the occurrence or increase of medical costs and take them into account when setting the premium rate.

JEL Classification: I13, D82, C34.

Keywords: Supplemental Health Insurance, Asymmetric Information, Adverse Selection, Tobit Regression.

* Corresponding Author, Tel: 09123176316-02188058491

Multilevel Meta-Analysis of the Relationship between Financial Liberalization and Income Inequality

Mohammad Bagher Shirmehenji*[1], Mahdiyeh Moradizadeh[2], Mohammad Javad Nourahmadi[3]

1. MSc, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran, bshirmehenji@gmail.com

2. MSc, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran, mahdiyeh.moradizadeh@gmail.com

3. Assistant Professor, Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran. mjnourahmadi@gmail.com

Received: 2021/08/25 Accepted: 2022/03/09

Abstract

The proposed effect of financial liberalization on income distribution has gradually attracted the attention of economists, but research findings are inconsistent and even contradictory. To this end, after reviewing the content and results of experimental studies in the field of financial liberalization and income distribution, and filtering based on the meta-analysis protocol, 28 cross-country studies with 591 regressions and 753 coefficients were selected for analysis. Studies that did not fit the protocol or had insufficient information to extract data were excluded. The results of combining and concluding the studies show that there is a small negative relationship between financial liberalization and income inequality after accounting for diffusion bias. The results of the study also show that the indicators used to measure financial liberalization and income distribution, time period, country sample, presence or absence of financial development variables, economic growth, democracy, financial crisis, education, institutional quality, number of labor force, union, inflation, trade openness, technology, and government spending in the model of each study effectively explain the differences in the results of each study.

JEL Classification: G15, F36, D63.

Keywords: Financial Liberalization, Income Inequality, Meta-Analysis Approach, Multilevel Meta-Analysis.

* Corresponding Author, Tel: 09371870662

The Study of Heterogeneity in Spatial Dependence of Changes in Housing Prices in 22 Districts of Tehran

Bahram Hekmat[1], Shekoofeh Farahmand[2*], Nematolah Akbari[3]

1. PhD Candidate, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan.
bahram.hekmat@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan.
sh.farahmand@ase.ui.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, n_akbari@ase.ui.ac.ir
Received: 2021/09/08 Accepted: 2022/03/09

Abstract

The analysis of data on housing prices and their growth rates, typical of spatial data, is undoubtedly affected by spatial dependence. This means that housing prices and their growth in one district are affected by housing prices in neighboring districts. However, the other issue regarding housing prices in different districts is the heterogeneity of spatial dependence. This suggests that there are differences in the spatial dependence of housing prices in urban districts over time so that the spatial effects in urban districts when prices rise are different from the effects when prices fall. The theoretical analysis of this phenomenon is based on the theories of behavioral economics. In this study, the heterogeneity of spatial dependence of housing price growth rates was investigated for 22 districts of Tehran. Using a dynamic fixed effects spatial panel model, the effects of determinants on growth rates were estimated for 22 districts of Tehran. The test results indicate the existence of nonlinear relationships in the model. Therefore, the model was estimated by a smooth transition panel regression model with a transfer function in which the spillover rate of housing price growth rates from neighboring counties was determined as a transfer variable. The results show that the coefficient of spatial dependence for housing price growth rates is higher in boom times than in recession for Tehran districts. Thus, it can be concluded that there is heterogeneity in the spatial dependence of housing price growth rates in the urban districts of Tehran over time.

JEL Classification: C31, C33, R31.

Keywords: Housing Prices, Heterogeneity In Spatial Dependence, Dynamic Spatial Panel Smooth Transition Regression, Behavioral Economics.

* Corresponding Author, Tel: 09131059979

Exchange Rate Corridor Target Currency Regime in the Iranian Economy

Hossein Bastanzad[1], Pedram Davoudi[2*]
1. Senior Researcher, Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank, hbastanzad@yahoo.com
2. Assistant Professor, Judiciary Research Institute, pedram.davody@gmail.com
Received: 2021/10/11 Accepted: 2022/03/09

Abstract

Sustained fiscal deficits and external shocks have affected the monetary and foreign exchange markets, leading to periodic increases in inflation, the formation of negative policy rates, the transfer of financial resources from the real sector to the financial sector, a reduction in the ratio of investment to GDP, an acceleration of speculative demand in the asset and foreign exchange markets, and rapid depreciation in the foreign exchange market. Therefore, the inflation target is inevitably replaced by the exchange rate target within a flexible corridor to improve financial stability, while the interest rate loses its role as a nominal anchor. In this study, the effects of real, fiscal, monetary and BOP shocks on the exchange rate corridor were statistically estimated using the policy vector auto-regression (PVAR) method to calculate the relationship between exchange rate growth and macroeconomic variables. In addition, the optimal response of the exchange rate corridor to the shocks of the contingent state variables is also investigated. The result of the Impulse Response Function (IRF) shows that higher inflation, international reserves, and the ratio of the net claim on the government to the monetary base (MB) cause the upper band of the exchange rate corridor to widen, and conversely, a reduction in the volatility of real interest rates, the ratio of the net claim on banks to MB, and the ratio of gross investment to GDP could narrow the EXR corridor.

JEL Clasification: E52, C32.

Keywords: VAR under Policy, Monetary Regime, Exchange Rate Regime, Exchange Rate Corridor, Monetary Policy.

* Corresponding Author, Tel: 09119486761

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:
Ghahreman Abdoli (Ph.D), Abedin Dorkoosh Saeid (Ph.D), Alireza Erfani (Ph.D), Abdolrasoul ghasemi (Ph.D), Ali Akbar Gholizadeh (Ph.D), Hojjat Izadkhasti (Ph.D), Gholamreza Keshavarz Haddad (Ph.D), Hamid Kordbacheh (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Shahram Moeeni (Ph.D), Teymur Rahmani (Ph.D), Ali Sayehmiri (Ph.D), Hossein Tavakolian (Ph.D)

Published by University of Tehran
P. O. Box 14155-6445
Tehran, Islamic Republic of Iran

Vol. 56, No 3, Fall 2021 **ISSN 0039-8969**

Exchange Rate Corridor Target Currency Regime in the Iranian Economy/ Hossein Bastanzad1, Pedram Davoudi 1

The Study of Heterogeneity in Spatial Dependence of Changes in Housing Prices in 22 Districts of Tehran/ Bahram Hekmat, Shekoofeh Farahmand, Nematolah Akbari 2

Multilevel Meta-Analysis of the Relationship between Financial Liberalization and Income Inequality / Mohammad Bagher Shirmehenji, Mahdiyeh Moradizadeh, Mohammad Javad Nourahmadi 3

Factors Affecting Adverse Selection in Supplementary Health Insurance and Strategies to Reduce It (Case study of an Iranian Insurance Company) / Esmaeel Safarzadeh, Mirhossein Mousavi, Nasrin Hozar Moghadam, Marzieh Dehghani 4

Interactive Effects of Fiscal and Monetary Policy and Household Responses to Exchange Rates (TVP-FAVAR Approach) / Alireza Erfani, Majid Eshagi Gorji, Samad Ahangar Zanozi 5

The Evolution of Price and Income Elasticity of Energy Demand in Iran: A Kalman filter Approach/ Fereshteh Mohammadian..... 6

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445