

دوره ۶۰، شماره ۱، بهار ۱۴۰۴، شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۳۹

۷۵۰-۷۷۳	اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی امیرحسین خواجهوند صالحی، علی اصغر سالم
۷۷۴-۷۹۹	برآورد طول عمر اسکناس در ایران با روش برآورد مدل بقا/ رامین مجاب
۸۰۰-۸۵۷	سازماندهی صنعتی: مفاهیم، اهداف و سیر تحولات تاریخی امین حق‌نژاد
۸۵۸-۸۸۶	سیاست‌های تثبیت در یک مدل اقتصاد کلان رفتاری علی سوری
۸۸۷-۹۲۶	اثر نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی سهام در ایران (رویکرد (TVP-VAR) زهرا افشاری، فاطمه خزائی، میرحسین موسوی
۹۲۷-۹۵۹	مازاد تحصیلات و اثر آن بر شکاف جنسیتی دستمزد غلامرضا کشاورز حداد، فرشاد فاطمی، راضیه پاپی بالاگریوه

دانشکده اقتصاد - دانشگاه تهران

Email: tahghighat@ut.ac.ir

Website: <https://jte.ut.ac.ir>

دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده اقتصاد

مدیر مسئول
محسن مهرآرا

سر دبیر
تیمور رحمانی

امور اجرایی
سیده حمیده میرحسین زاده

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، فرخنده جبل عاملی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزهی (دانشیار دانشگاه تهران)، هادی صالحی اصفهانی (استاد دانشگاه ایلینوی)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی نژاد (استاد دانشگاه تهران)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، عباس میرآخور (استاد مدیر اجرایی - صندوق بین المللی پول)

داوران این شماره:

حسین توکلیان، اسفندیار جهانگرد، امین حق نژاد، حسن حیدری، تیمور رحمانی، حمید زمان زاده، علی سوری، قهرمان عبدلی، محسن مهرآرا، نادر مهرگان

به استناد بند ج تبصره ۳۶ قانون بودجه سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره ۳۴ قانون بودجه سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه 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 علمی کشور مجله تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی - پژوهشی شناخته شد. چاپ مقاله‌های این نشریه به معنی 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,

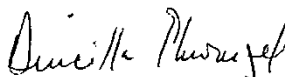
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (*JEL*). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, *e-JEL*, and EconLit.

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

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 بی‌میترا ۱۳ و لاتین Time New Roman 11 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 ۵/۵cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به‌جای ممیز استفاده نشود.
- ۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود:
برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

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

- الف) کتاب تألیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.
 - ب) کتاب تألیف 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 مؤلف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام و نام 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.
- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.
- برای دریافت توضیحات بیشتر به سایت مجله <http://jte.ut.ac.ir> مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل نامه

مقاله‌های تألیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از داوران که 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.

نحوه 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، Econlit و Ebsco نمایه می‌شود.

فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۷۵۰-۷۷۳	اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی امیرحسین خواجوند صالحی، علی اصغر سالم
۷۷۴-۷۹۹	برآورد طول عمر اسکناس در ایران با روش برآورد مدل بقا/ رامین مجاب
۸۰۰-۸۵۷	سازماندهی صنعتی: مفاهیم، اهداف و سیر تحولات تاریخی امین حق‌نژاد
۸۵۸-۸۸۶	سیاست‌های تشبیت در یک مدل اقتصاد کلان رفتاری علی سوری
۸۸۷-۹۲۶	اثر نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی سهام در ایران (رویکرد TVP-VAR)
۹۲۷-۹۵۹	زهرا افشاری، فاطمه خزائی، میرحسین موسوی مازاد تحصیلات و اثر آن بر شکاف جنسیتی دستمزد غلامرضا کشاورز حداد، فرشاد فاطمی، راضیه پاپی بالاگریوه



The Effect of Increasing the Value Added Tax Rate on the Amount of Consumption of Food Products

Amirhosein Khajevand Salehi^{*,1} , Ali Asghar Salem¹ 

1. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 06 Dec. 2024 Revised: 13 Feb. 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Consumption, Difference-in-Difference Model, Household Budget Data, Value Added Tax.</i></p> <p>JEL Classification: <i>D12, D16, E65, H21.</i></p>	<p>This study examines the impact of a one-percent increase in the value-added tax (VAT) rate implemented in Iran in 2011 on food consumption among 25,514 urban and rural households. Utilizing the difference-in-difference method, data were collected on the consumption of 152 micro-items across eight commodity categories: rice, bread and cereals, red meat and poultry, fish, dairy products, fruits and snacks, vegetables and spices, and beverages. The analysis also considered various factors, including income, household size, occupation, marital status, residence status, gender, age, and literacy of the household head, as well as whether they lived in urban or rural areas. The results indicate that the one-percent increase in the VAT rate in 2011 had a negative and significant impact (at the 99% confidence level) on the consumption of rice, red meat and poultry, fish, dairy products, fruits and snacks, vegetables and spices, and bread and cereals. In contrast, the effect on the beverage category was positive and significant at the same confidence level. Therefore, caution is advised when considering policies that involve increasing the value-added tax rate.</p>

Khajevand Salehi, A. H., & Salem, A. A. (2025). The Effect of Increasing the Value Added Tax Rate on the Amount of Consumption of Food Products Using the Difference-in-Difference Model. *Journal of Economic Research*, 60(1), 750-773.

© Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.380424.1008955](https://doi.org/10.22059/jte.2025.380424.1008955)





انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی

امیرحسین خواجهوند صالحی* و علی اصغر سالم^۱

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	در این پژوهش، جهت بررسی اثر افزایش یک درصد نرخ مالیات ارزش افزوده در سال ۱۳۹۰ بر مصرف خوراکی‌های ۲۵۵۱۴ خانوار شهری و روستایی به روش تفاضل در تفاضل، اطلاعات مربوط به مصرف ۱۵۲ ریزقلم کالا، در ۸ دسته کالایی برنج، نان و غلات، گوشت قرمز و مرغ، گوشت ماهی، لبنیات، میوه و تنقلات، سبزیجات و ادویه و نوشیدنی‌ها را با در نظر گرفتن سایر عوامل همچون درآمد و بعد خانوار، شغل، وضعیت تأهل، وضعیت سکونت، جنسیت، سن و سواد سرپرست خانوار به همراه شهری یا روستایی بودن آنان جمع‌آوری شده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که اثر افزایش یک درصدی نرخ مالیات بر ارزش افزوده در سال ۱۳۹۰ برای دسته‌های کالایی برنج، گوشت قرمز و مرغ، گوشت ماهی، لبنیات، میوه و تنقلات، و سبزی و ادویه نان و غلات، در سطح ۹۹ درصد اطمینان منفی و معنی‌دار و برای دسته کالایی نوشیدنی‌ها در سطح ۹۹ درصد اطمینان مثبت و معنی‌دار بوده است. از این رو، پیشنهاد می‌شود تا درخصوص اعمال سیاست‌های مشابه افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده با احتیاط بیشتری عمل کرد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۱۶	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۲۵	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱	
کلیدواژه‌ها: داده‌های بودجه خانوار، مالیات بر ارزش افزوده، مدل تفاضل در تفاضل، مصرف.	
طبقه‌بندی JEL: D12, D16, E65, H21.	

خواجهوند صالحی، امیرحسین، و سالم، علی اصغر. (۱۴۰۴). اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۱)، ۷۵۰-۷۷۳.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: [10.22059/jte.2025.380424.1008955](https://doi.org/10.22059/jte.2025.380424.1008955)

۱- مقدمه

یکی از بازیگران عرصه اقتصاد، دولت‌ها هستند که می‌توانند چه در سطح خرد و چه در سطح کلان اقتصاد، اثرگذار باشند. ابزار اساسی سیاست مالی دولت، بودجه دولت است که درآمدهای دولت را انباشته و به مخارج دولتی تبدیل می‌کند. بودجه دولتی مهمترین بخش مالی دولت است که مأموریت اصلی آن تامین مالی کالاهای عمومی است. در عین حال، ابزار مهمی در دست دولت است که در عملکرد اقتصاد اثرگذاری کند. بنابراین دولت‌ها از یک طرف می‌توانند از طریق تنظیم‌گری و قانون‌گذاری هم در سطح تولید، هم در سطح توزیع و هم در سطح مصرف نقش ایفا کنند و از طرف دیگر، به منظور اثرگذاری بر اقتصاد و ارائه کالاهای عمومی، نیازمند کسب درآمد برای هزینه کردن درآمدهای حاصله در محل‌های مدنظر هستند. از این رو، فعالیت‌های اقتصادی دولت دارای نتایج و اهداف اجتماعی است و بر فعالیت‌های بخش خصوصی تأثیر می‌گذارد. بنابراین، دولت برای ایفای نقش‌های مختلف و تامین هزینه‌های خود نیازمند منابع درآمدی است (علیزاده و مطلبی، ۲۰۱۶).

درآمدهای مالیاتی به دلیل ویژگی‌هایی همچون ثبات، پایداری و تورم‌زا نبودن همواره از مقبولیت بیشتری برخوردار بوده‌اند. بر همین اساس یکی از اهداف اصلی دولت، پوشش اعتبارات هزینه‌ای خود از طریق درآمدهای مالیاتی است (ایزدخواستی و همکاران، ۱۴۰۲). از این رو، معرفی مالیات‌هایی مانند مالیات بر ارزش افزوده^۱ در جهت افزایش درآمدهای مالیاتی ممکن است به افزایش نسبت مالیات به هزینه‌های جاری دولت کمک کند (صمیمی و همکاران، ۲۰۰۵). طبق تحقیقات صورت‌گرفته در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، مالیات بر ارزش افزوده بهترین سیستم مالیاتی به جهت درآمدزایی برای دولت‌ها می‌باشد. بنابراین مالیات بر ارزش افزوده می‌تواند مهمترین منبع درآمد دولت در اقتصاد باشد به شرط این که به‌طور مؤثر و کارآمد اجرا گردد (بیرد^۲ و همکاران، ۲۰۰۵).

شروع وضع مالیات بر ارزش افزوده در ایران، به سال ۱۳۸۷ بازمی‌گردد که با نرخ ۳ درصدی جایگزین قانون تجمیع عوارض شد. سپس در سال‌های متمادی همچون سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۱،

1. Value Added Tax

2. Bird

۱۳۹۲، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ نرخ آن افزایش یافته و به ترتیب به ۴، ۵، ۶، ۸ و ۹ درصد رسید. جدول (۱)، تغییرات نرخ مالیات بر ارزش افزوده را طی سال‌های گذشته نشان می‌دهد.

جدول ۱. تغییرات نرخ مالیات بر ارزش افزوده از ابتدا تا سال ۱۳۹۵

سال	نرخ مالیات کالاها و خدمات عمومی	نرخ عوارض کالاها و خدمات عمومی	مجموع پرداختی توسط مصرف‌کننده
۱۳۸۷	۱/۵	۱/۵	۳
۱۳۸۸	۱/۵	۱/۵	۳
۱۳۸۹	۱/۵	۱/۵	۳
۱۳۹۰	۲/۲	۱/۸	۴
۱۳۹۱	۲/۹	۲/۱	۵
۱۳۹۲	۳/۶	۲/۴	۶
۱۳۹۳	۵/۳	۲/۷	۸
۱۳۹۴	۶	۳	۹
۱۳۹۵	۶	۳	۹

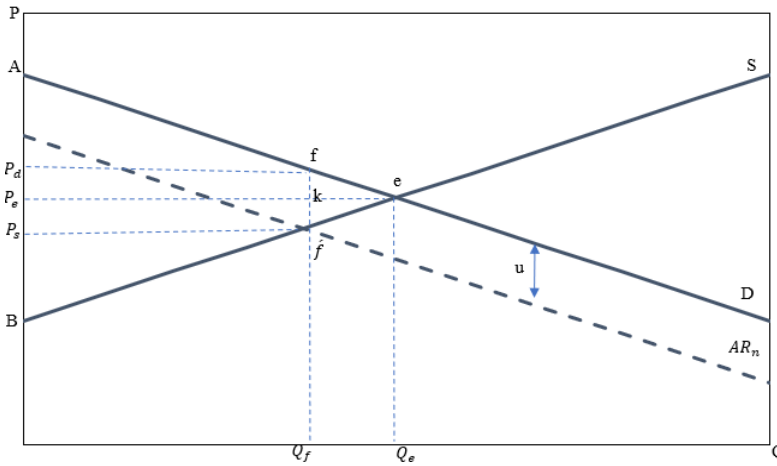
منبع: یافته‌های پژوهش.

با این حال، بر اساس مصوبه مجلس شورای اسلامی، مقرر شد که در سال ۱۴۰۳ نرخ مالیات بر ارزش افزوده مجدداً یک واحد درصد افزایش یافته و به ۱۰ درصد برسد. این اقدام در فضای کارشناسی با طرح ابهاماتی همراه بوده است که در شرایط کنونی اقتصاد و تجربه یک دهه تحریم‌های ظالمانه علیه کشور، آیا افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده با هدف متناسب‌سازی حقوق بازنشستگان، موجب ایجاد فشار مضاعف بر مصرف‌کنندگان خواهد شد یا خیر. در این پژوهش تلاش شد تا با مرور تجربه افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده در سال ۱۳۹۰ که به لحاظ اجرایی مشابه سال ۱۴۰۳ بوده است، از طریق بررسی اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی، پاسخی برای این سوال ارائه شود.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری

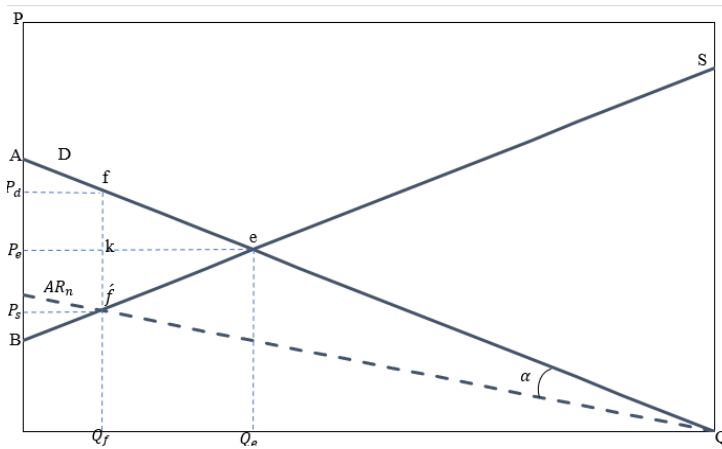
چون مالیات بر ارزش افزوده نوعی مالیات بر مصرف و در زمره مالیات‌های غیرمستقیم است، از این جهت بر قیمت کالاها و خدمات مؤثر خواهد بود. مطابق شکل (۱)، در مالیات بر واحد، در هر سطح از تولید و قیمت بازار، فاصله درآمد متوسط خالص عرضه‌کننده (AR_N) از منحنی تقاضای مصرف‌کننده (D) ثابت و برابر با مقدار مالیات بر واحد (u) است؛ اما مطابق شکل (۲) و در



شکل ۱. تأثیر مالیات بر واحد در بازار رقابت کامل

منبع: پژوهیان، ۱۳۸۷.

مالیات بر قیمت، فاصله منحنی تقاضا و منحنی درآمد متوسط خالص برای عرضه‌کننده، با توجه به نسبت مالیات با افزایش قیمت، افزایش پیدا می‌کند؛ به طوری که در محل برخورد منحنی تقاضا و محور افقی بر هم منطبق می‌شوند. به عبارت دیگر، مالیات بر قیمت، منحنی درآمد متوسط خالص عرضه‌کننده را حول تقاطع منحنی تقاضا و محور افقی (مقدار) به نسبت مالیات دوران می‌دهد.



شکل ۲. تأثیر مالیات بر قیمت در بازار رقابت کامل

منبع: پژوهان، ۱۳۸۷.

به منظور تخمین اثر مالیات بر قیمت و با فرض خطی بودن، توابع عرضه و تقاضا را به صورت

زیر فرض می‌کنیم:

$$P = D = a - bQ \quad (۱)$$

$$S = c + dQ \quad (۲)$$

مقادیر تعادلی مقدار و قیمت قبل از وضع مالیات بر قیمت به صورت زیر خواهد بود:

$$Q_0 = \frac{a - c}{b + d} \quad (۳)$$

$$P_0 = a - b\left(\frac{a - c}{b + d}\right) \quad (۴)$$

حال مالیات بر قیمت به نسبت t از قیمت برقرار می‌شود. اثر برقراری مالیات بر قیمت را روی منحنی درآمد متوسط خالص نشان می‌دهیم. پس از مالیات $t.p$ در بازار کالای Q ، درآمد متوسط خالص برای عرضه‌کننده به صورت زیر خواهد بود:

$$AR_N = a - bQ - tp \quad (۵)$$

با جایگذاری P در عبارت فوق داریم:

$$AR_N = (1 - t)(a - bQ) \quad (۶)$$

$$Q_t = \left(\frac{a - c - ta}{b + d + tb} \right) \quad (۷)$$

با جایگذاری مقدار Q_t در منحنی عرضه، قیمت برای متقاضی به صورت زیر بدست خواهد آمد:

$$P_d = a - b \left(\frac{a - c - ta}{b + d + tb} \right) \quad (۸)$$

بنابراین، تغییرات در قیمت برای متقاضی به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$\Delta P = bt \left[\frac{ad + bc}{(b + d)^2 - tb(b + d)} \right] \quad (۹)$$

بنابراین، مطابق شکل (۲) و قبل از وضع مالیات، تعادل از برخورد منحنی عرضه S و تقاضای D در نقطه e بدست می‌آید. مقدار و قیمت تعادلی نیز به ترتیب برابر با Q_e و P_e هستند. مالیات بر قیمت، به نسبت α منحنی درآمد متوسط خالص را به صورت AR_N به سمت پایین و چپ دوران می‌دهد. بنابراین، همانطور که مشاهده می‌شود، مالیات بر قیمت، مقدار مصرف را از نقطه Q_e به نقطه Q_f کاهش داده است.

۲-۲- مطالعات انجام شده

وضع مالیات بر ارزش افزوده بر انواع کالاها و خدمات در اقتصاد، اثرات گوناگونی بر متغیرهای اقتصادی همچون سطح عمومی قیمت‌ها، رشد اقتصادی، ضریب جینی، مصرف خانوار، رفاه، اشتغال و ... داشته است که بررسی کمی این اثرات با انواع روش‌های اقتصادسنجی و در بازه‌های زمانی گوناگون، همواره مورد توجه اقتصاددانان در داخل و خارج از کشور بوده است. در ادامه تلاش می‌شود که برخی از مطالعات انجام شده مطرح و نتایج آن‌ها به صورت خلاصه بیان شود.

۲-۲-۱- مطالعات انجام شده در داخل کشور

قربانی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نشان دادند که نتیجه اثر تکانه مالیات بر ارزش افزوده بر متغیرهای تولید، مصرف، سطح قیمت‌ها، تورم و اشتغال انحراف منفی از حالت تعادلی بلندمدت است و بیان کردند که چسبندگی بیشتر قیمت، باعث کاهش دامنه نوسانات پس از وقوع تکانه می‌شود. از این رو، بهترین زمان برای تغییر نرخ مالیات بر ارزش افزوده را زمانی معرفی کردند که اقتصاد با کمترین نرخ تورم (به صورت خوشبینانه تورم تک رقمی) مواجه باشد. سبحانیان و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش روایی معرفی شده توسط رومر (۲۰۱۰)، با داده‌های فصلی و روش خودرگرسیون برداری نشان دادند که اخذ مالیات بر ارزش افزوده (شوک‌های مالیات بر ارزش افزوده) در فصل اول اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته و در فصول بعدی، این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین شوک‌های مالیات بر ارزش افزوده بر رشد مخارج دولت اثر معناداری ندارد. کریمی و خطیبی (۱۳۹۹) از روش الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی ARDL و با استفاده از داده‌های فصلی و مالیاتی طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۳ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نشان دادند که مالیات بر ارزش افزوده از طریق ایجاد کاهش در نوسانات درآمدهای مالیاتی و نوسانات کسری بودجه دولت در ایران، در تامین و ایجاد ثبات در اقتصاد بخش عمومی کشور مؤثر و مفید بوده و این موضوع با تثبیت و گسترش فعالیت‌های بخش عمومی، موجب تحقق رفاه بیشتر برای عموم افراد جامعه و همچنین بهبود فرهنگ و اخلاق مالیاتی در کشور می‌گردد. غفاریان کلاهی (۱۳۹۷) با به کارگیری پنلی از ۲۶ کشور در حال توسعه و با روش GMM_system نشان داد که بین مالیات بر ارزش افزوده و رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی مالیات بر ارزش افزوده، شاهد حدود ۲/۴ درصدی در رشد اقتصادی هستیم. همچنین با استفاده از یک الگوی رشد درون‌زا شامل خانوار، بنگاه و دولت و با کالیبره کردن مدل برای اقتصاد ایران نشان داد که نرخ بهینه این مالیات با در نظر گرفتن درآمدهای نفتی ۱۹ درصد و بدون در نظر گرفتن درآمدهای نفتی، ۲۱ درصد است. غفاریان کلاهی (۱۳۹۷) با به کارگیری پنلی از ۶۲ کشور در حال توسعه و با استفاده از روش GMM_system اثر مالیات بر ارزش افزوده را بر پس‌انداز بررسی کرد. نتایج پژوهش این بود که بین مالیات بر ارزش افزوده و پس‌انداز یک رابطه منفی

معنی‌دار وجود دارد که این موضوع برخلاف نتایج تحقیقات قبلی و تئوری‌ها بود؛ زیرا نتایج تحقیقات قبلی این رابطه را برای کشورهای توسعه‌یافته مثبت نشان می‌داد. وی علت این موضوع را در عدم ثبات اقتصادی لازم در این کشورها، کم‌سابقه بودن مالیات بر ارزش افزوده و در نتیجه بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی عنوان کرد. میلانی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از آمارهای هزینه-درآمد خانوار (به تفکیک شهری و روستایی) طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۲ و با به کارگیری جدول داده-ستانده به منظور بهبود دقت محاسبات، نشان دادند که اعطای معافیت (طبق ماده ۱۲ قانون مالیات بر ارزش افزوده) به کالاهای مشمول این نوع مالیات، شدت تنازلی بودن آن را کاهش می‌دهد. در انتها با توجه به اینکه تعداد اقلام و کالاهای معاف در ایران بیش از سایر کشورهاست که می‌تواند اثرات نامطلوبی برای این نظام مالیاتی ایجاد کند، پیشنهاد می‌دهند که فهرست اقلام و کالاهای معاف افزایش نیابد. وصال و صبوری (۱۳۹۵) با توجه به معافیت‌های ذیل ماده ۱۲ قانون مالیات بر ارزش افزوده دو دسته کالای مشمول مالیات و معاف از مالیات را در نظر گرفتند. آنان در این مقاله، رشد ماهانه قیمت کالاهای معاف را با کالاهای مشمول در دوره‌های افزایش نرخ مالیات مقایسه کردند و با استفاده از روش تفاضل در تفاضل، با استفاده از داده‌های قیمت مصرف‌کننده برای ۴۳ کالا طی دوره فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۳ نشان دادند که مصرف‌کننده سهم ۶۳ درصدی از مالیات بر ارزش افزوده دارد. زراعتکار (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی و با روش VAR به تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که مالیات بر ارزش افزوده باعث کاهش رشد اقتصادی گردیده است؛ به طوری که با افزایش یک واحد در مالیات بر ارزش افزوده، رشد اقتصادی ۰/۴۳ کاهش نشان داده است. محبی‌نیا (۱۳۹۴) با استفاده از رهیافت داده-ستانده و الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی، اثرات تورمی مالیات بر ارزش افزوده را بر شاخص قیمت بخش‌های تولیدی، شاخص رفاه و هزینه خانوار در سال ۱۳۹۵-۱۳۹۴ مورد سنجش قرار داد. وی در این پژوهش نشان داد که کم‌ترین آثار تورمی ناشی از اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده، متوجه بخش‌های معاف از مالیات است و بیش‌ترین افزایش در شاخص‌های قیمتی نیز با تورمی کوچکتر از نرخ مالیات تعیین‌شده همراه بوده است. بنابراین تورم‌پذیری آنها به‌طور تقریب به همان اندازه یا کوچکتر از نرخ اعمال‌شده مالیات بر ارزش افزوده است. سیدنورانی و همکاران (۱۳۹۴) از طریق یک سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای ۹

گروه کالایی کسش درآمدی را حساب کردند و بیان کردند که طبق دو سناریو می‌توان نرخ مالیات بر ارزش افزوده را برآورد کرد؛ در سناریوی اول بدون توجه به کالاهای ضروری و لوکس، یک نرخ مالیات تعیین شود. دولت می‌تواند از این سناریو استفاده نموده و نرخ ۱۷ درصد را برای تمام کالاها تعیین نماید، اما در ازای آن می‌بایست برای کالاهای ضروری یارانه در نظر بگیرد. در سناریوی دوم بیان شد که نرخ مالیات بر ارزش افزوده برای خوراکی‌ها ۸ درصد باقی بماند و برای کالاهای لوکس دیگر ۲۶ درصد تعیین شود. در صورت کاهش نرخ برای کالاهای لوکس ۲۳ درصد و برای کالای ضروری ۱۰ درصد برقرار شود.

۲-۲-۲- مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور

مگامل^۱ و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از رویکرد تحلیل تفاضل در تفاضل متناسب با مدل ARMA، اثرات مالیات بر ارزش افزوده ۱۵٪ جدید در عربستان را بر شرکت‌ها بررسی کردند. آنها نشان می‌دهند که افزایش شدید مالیات بر ارزش افزوده به طور قابل توجهی بر نوسانات مثبت یا منفی بین صنعتی در شاخص‌های گزارش‌گری مالی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد که البته با وقوع کرونا حتی شدیدتر نیز شده است. همچنین آنها بیان کردند که در عربستان سعودی، افزایش ۱۰٪ مالیات بر ارزش افزوده پیشنهادی، باعث نوسانات قابل توجهی در شاخص‌های شرکتی شد؛ به عنوان مثال، به طور متوسط، کاهش ۲/۱۶٪ در سودآوری شرکت‌ها، افزایش شرکت‌های غیرفعال و احتمال بالاتر ورشکستگی برخی دیگر از شرکت‌ها مشاهده شد. تونتو^۲ و همکاران (۲۰۲۳) در مقاله خود با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل به بررسی اثر برنامه‌ای که دولت ریوگرانده جنوبی برزیل در سال ۲۰۲۱ به منظور بازپرداخت مالیات بر گردش کالاها و خدمات (Devolve-ICMS^۳) اجرا کرد و هدف آن بازپرداخت مالیات بر مصرف شهروندان کم‌درآمد بود، پرداختند. دولت این برنامه را ایجاد کرد به این دلیل که منطقی مؤثرتر برای مقابله با نابرابری این مالیات و ترویج بازتوزیع درآمد ارائه می‌دهد. متغیرهای توضیح‌دهنده در این مقاله، مجموع ماهانه فاکتورهای الکترونیکی صادر شده برای دریافت‌کنندگان برنامه و همچنین ارزش آن‌ها

1. Mgamal

2. Tonetto

3. Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços

می‌باشد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اجرای این برنامه مؤثر بوده است؛ زیرا فشار مالیاتی بر افراد فقیر را کاهش داده و هم تعداد فاکتورهای صادر شده و هم ارزش آن‌ها را افزایش داده است. کلمنس و روگر^۱ (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا نشان دادند که کاهش مالیات بر ارزش افزوده در کوتاه‌مدت و در زمان وقوع قرنطینه به دلیل کرونا در آلمان، عمدتاً از طریق مصرف کالاهای بادوام و غیربادوام عمل می‌کند. وسیم و الذوبی^۲ (۲۰۱۹) در مقاله خود به بررسی اثرات مالیات بر ارزش افزوده بر رفتار مصرف‌کننده در شهر شارجه، امارات متحده عربی پرداختند. نتایج تحلیل نشان داد که مالیات بر ارزش افزوده می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر رفتار مصرف‌کننده داشته باشد و منجر به کاهش مصرف کلی افراد شده و آنها را به پس‌انداز بیشتر و مصرف کمتر ترغیب کند. ماریسکال و ورنر^۳ (۲۰۱۸) در مقاله خود به بررسی تأثیر اصلاحات مالیات بر ارزش افزوده بر قیمت‌ها و رفاه، با استفاده از داده‌های ۴۶ شهر مکزیکی به روش تفاضل در تفاضل می‌پردازند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که در رابطه با قیمت‌ها، اولاً انتقال مالیات بر ارزش افزوده به قیمت‌ها ناقص است؛ بنابراین همه افزایش‌های مالیاتی در قیمت‌های مصرف‌کننده منعکس نمی‌شود و ثانیاً اثر انتقال مالیات بر ارزش افزوده روی قیمت‌ها، زمانی که تورم بالا و پایدار باشد، بزرگ‌تر است. همچنین آنها نشان دادند که در رابطه با رفاه خانوارها، اولاً افزایش مالیات بر ارزش افزوده اثر پیش‌رونده دارد، یعنی خانوارهای با درآمد بالاتر بار بیشتری را هم به صورت مطلق و هم نسبت به هزینه‌های خود تحمل می‌کنند و ثانیاً زیان رفاهی به طور نابرابر در میان دهک‌های درآمدی مختلف توزیع می‌شود، به طوریکه دهک‌های فقیرتر زیان نسبی کمتری را متحمل می‌شوند. آندریووسکا و رگی‌اسکووی^۴ (۲۰۱۸) در مقاله خود به بررسی تأثیر تغییرات نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر مصرف خانوار در کشورهای عضو اتحادیه اروپا^۵ پرداختند. نتایج تحلیل رگرسیون آنها نشان می‌دهد که بین شاخص‌های کلان اقتصادی منتخب و مصرف خانوار در این کشورها رابطه معناداری وجود دارد و VAT تأثیر مستقیم و مهمی بر مصرف خانوار دارد،

1. Clemens and Roeger

2. Wasim and Alzoubi

3. Mariscal and Werner

4. Andrejovsk and Regásková

5. European Union

اما نرخ بیکاری نیز به عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار شناخته شده است. ترفا^۱ و همکاران (۲۰۱۷) تحقیق توصیفی با هدف بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر رفتار مصرف‌کنندگان خانوارهای شهر نکمت اتیوپی انجام دادند. این مطالعه نشان داد برای اینکه رفتار مصرف‌کنندگان به خوبی پیش برود، اجرای مالیات بر ارزش افزوده باید با برخی اقدامات جبرانی مانند کاهش مالیات بر درآمد همراه شود تا پول بیشتری به جیب خانوارها وارد شده و قدرت خرید آنها افزایش یابد. لیو و لو^۲ (۲۰۱۵) در پژوهش خود با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل، به بررسی اثر اصلاحات آزمایشی و تغییرات منطقه‌ای مالیات بر ارزش افزوده که تنها در سه استان شمال شرقی چین در سال ۲۰۰۴ اعمال شد و شوک‌های مثبت سرمایه‌گذاری را ایجاد کرد، بر رفتار صادراتی شرکت‌های آن مناطق می‌پردازند. آنها نشان دادند که یک اثر ثابت و معنادار (از لحاظ آماری و اقتصادی) بین سرمایه‌گذاری شرکت و احتمال صادرات وجود دارد. دایکسترا^۳ (۲۰۱۳) تأثیر تغییرات نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر قیمت‌های مصرف‌کننده هلند را بررسی کردند. نشان دادند که افزایش VAT در هلند تأثیر کاملی بر قیمت‌های مصرف‌کننده داشته و این تحت تأثیر شرایط اقتصادی و رقابتی بازار قرار می‌گیرد. از این رو برای سیاست‌گذاران مهم است که تأثیرات متفاوت این تغییرات بر گروه‌های مختلف درآمدی را در نظر بگیرند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- معرفی مدل و روش برآورد

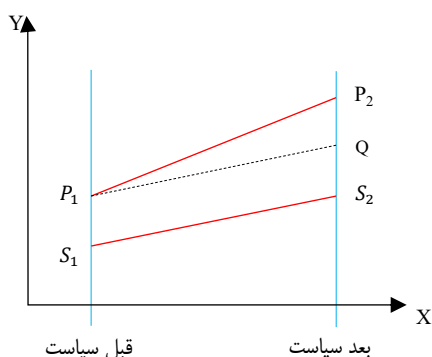
مدل تفاضل در تفاضل شامل دو گروه کنترل (S) و آزمایش (P) است و در زمان قبل از مداخله یا اعمال سیاست و بعد از آن، گروه کنترل رفتاری را از خود نشان خواهد داد که می‌تواند مبنایی برای سنجش تغییر رفتار در گروه آزمایش قرار بگیرد. همانطور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، خط S_1S_2 که بیانگر گروه کنترل است، در زمان بعد از اعمال سیاست بر گروه آزمایش، تغییری در میزان خروجی (محور عمودی) نشان می‌دهد. در اینجا فرض می‌شود که گروه آزمایش (خط P_1P_2) نیز اگر سیاست مدنظر اعمال نمی‌شد، با شیئی برابر با گروه کنترل به دوره دوم منتقل

1. Terfa

2. Liu and Lu

3. Dijkstra

می‌گردید اما اکنون و به علت مداخله صورت گرفته، دچار تغییر شیب شده است. بنابراین، میزان تفاوت تغییر شیب حاصل شده در دوره دوم نسبت به دوره اول در مقایسه با رفتاری که گروه کنترل از خود در این دو دوره نشان داده است، حاکی از میزان تأثیر این سیاست خواهد بود.



شکل ۳. روش تفاضل در تفاضل

منبع: یوسفی و سبحانی، ۱۳۹۵.

در این پژوهش، به منظور تخمین اثر مالیات بر ارزش افزوده بر هزینه مصرف خوراکی خانوار، از الگوی رگرسیونی زیر موسوم به مدل تفاضل در تفاضل که شامل دو اثر اصلی برای حالت، سال و یک جمله تعاملی است، استفاده می‌شود.

$$Y = \beta_0 + \delta_0.t + \beta_1.treat + \delta_1.t.treat \quad (10)$$

که در آن، Y متغیر وابسته‌ای است که قصد بررسی اثر سیاست را بر آن داریم که در اینجا منظور از آن، ارزش کالاهای خوراکی مصرف شده است. متغیر t بیانگر متغیر ساختگی زمان است که فقط دو مقدار صفر و یک را پذیراست و مقدار صفر برای زمان قبل از اعمال سیاست و مقدار یک برای زمان بعد از اعمال سیاست در نظر گرفته می‌شود. متغیر $treat$ نیز بیانگر متغیر ساختگی اعمال سیاست است و فقط دو مقدار صفر و یک را پذیراست که مقدار صفر برای کالاهایی است که سیاست مالیاتی بر آنان به دلیل معافیت‌های ماده (۱۲) قانون مالیات بر ارزش افزوده سال

۱۳۸۷ اعمال نشده و مقدار یک برای کالاهایی است که سیاست مالیاتی بر آنان اعمال شده است. با توجه به نکات فوق، چهار حالت زیر برای رابطه (۱۰) رخ خواهد داد:

$$\text{If } t = 1 \text{ and } \text{treat} = 1: EY_{1,T} = \beta_0 + \delta_0 + \beta_1 + \delta_1 \quad (11)$$

این حالت برای زمانی است که در رابطه (۱۰) در زمان بعد از اعمال سیاست و برای گروه آزمایش، مقادیر t و treat جایگذاری شده است.

$$\text{If } t = 0 \text{ and } \text{treat} = 1: EY_{0,T} = \beta_0 + 0 + \beta_1 + 0 \quad (12)$$

این حالت برای زمانی است که در رابطه (۱۰) در زمان قبل از اعمال سیاست و برای گروه آزمایش، مقادیر t و treat جایگذاری شده است. از تفاضل روابط (۱۱) و (۱۲) داریم:

$$\Delta \bar{Y}_T = EY_{1,T} - EY_{0,T} = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \quad (13)$$

این مقدار، نمایشگر اثر اعمال سیاست بر گروه آزمایش بین دو دوره قبل و بعد از اعمال سیاست است. همچنین برای گروه کنترل نیز به صورت مشابه داریم:

$$\text{If } t = 1 \text{ and } \text{treat} = 0: EY_{1,C} = \beta_0 + \delta_0 + 0 + 0 \quad (14)$$

این حالت برای زمانی است که در رابطه (۱۰) در زمان بعد از اعمال سیاست و برای گروه کنترل، مقادیر t و treat جایگذاری شده است.

$$\text{If } t = 0 \text{ and } \text{treat} = 0: EY_{0,C} = \beta_0 + 0 + 0 + 0 \quad (15)$$

این حالت برای زمانی است که در رابطه (۱۰) در زمان قبل از اعمال سیاست و برای گروه کنترل، مقادیر t و treat جایگذاری شده است. از تفاضل روابط (۱۴) و (۱۵) داریم:

$$\Delta \bar{Y}_C = EY_{1,C} - EY_{0,C} = \hat{\delta}_0 \quad (16)$$

این مقدار، نمایشگر مقدار تغییر گروه کنترل است که سیاست اتخاذی بر آن بین دو دوره قبل و بعد سیاست، اعمال نشده است. اکنون با کسر کردن رابطه (۱۶) از رابطه (۱۳)، مقدار $\hat{\delta}_1$ به عنوان اثر مداخله یا سیاست اتخاذی بر متغیر مورد نظر یا همان Y محاسبه خواهد شد.

$$\Delta \bar{Y}_T - \Delta \bar{Y}_C = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_0 = \hat{\delta}_1 \quad (17)$$

۳-۲- معرفی متغیرها

در این پژوهش به منظور بررسی اثر افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده بر میزان مصرف اقلام خوراکی، داده‌های مربوط به میزان مصرف کالاها و قیمت وزنی دسته‌های کالایی شامل ۱۵۲ ریزقلم کالا، در گروه‌های کنترل (معاف از مالیات) و آزمایش (مشمول مالیات) که در ۸ دسته کالایی کلی برنج، نان و غلات، گوشت قرمز و مرغ، گوشت ماهی، لبنیات، میوه و تنقلات، سبزیجات و ادویه و نوشیدنی‌ها قرار داده شدند، با در نظر گرفتن درآمد و بعد خانوار، شاغل یا بیکار بودن، وضعیت تأهل، تملک منزل شخصی، جنسیت، سن و سواد سرپرست خانوار به همراه شهری یا روستایی بودن، برای پنبلی از ۲۵۵۱۴ خانوار طی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ جمع‌آوری شده است. از آنجا که هر خانوار موضوع این پژوهش، امکان مصرف هر کدام از اقلام مشمول و معاف در هر یک از دسته‌های کالایی ۸گانه مورد بررسی در این تحقیق را در هر دو سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دارد، از این رو، مقاطع پنبل مربوط به ۲۵۵۱۴ خانوار شهری و روستایی در هر دو سال بر اساس ترکیبی از کالا-خانوار تشکیل شده تا بدین شکل منحصر به فرد گردد. بنابراین، روش DID در این پژوهش بدین صورت پیاده‌سازی شده است که به طور مثال، خانوار A در سال ۱۳۸۹ مقدار n از کالاهای مشمول و m مقدار از کالاهای معاف از مالیات را در دسته‌های کالایی از جمله میوه و تنقلات استفاده نموده و در سال ۱۳۹۰ نیز مقادیر دیگری از همان کالاها را مصرف کرده است؛ با این تفاوت که در سال ۱۳۹۰ نرخ مالیات ارزش افزوده برای کالاهای مشمول در مقایسه با سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. در انتها نیز از طریق قرار دادن شرایط مذکور در مدل DID و اعمال متغیرهای مجازی مورد نیاز مدل همچون زمان، گروه‌های درمان و کنترل، و علی‌الخصوص متغیر تقاطعی زمان-درمان و کنترل که ضریب آن اثر افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده بر میزان مصرف کالای خوراکی را نشان می‌دهد، مصرف خانوار در اثر اعمال سیاست افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده بین سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

جدول ۲. معرفی متغیرها

متغیر	توضیح	جهت انتظاری اثرگذاری
درآمد خانوار	کل مخارج سالانه خانوار (به دلیل کم اظهاری در درآمد)	(مثبت) با افزایش درآمد خانوار، بی‌گمان تقاضای مواد غذایی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت (ملکشاه و همکاران، ۱۳۹۹).
بعد خانوار	تعداد اعضای هر خانواده که به صورت تقسیم متغیر وابسته بر بعد خانوار، در مدل وارد شده است.	(مثبت) تغییر بعد خانوار از جمله عوامل جمعیتی مهم و در حال تغییر هستند که تقاضای مواد غذایی به آن واکنش نشان می‌دهد (نیکیتا ^۱ ، ۲۰۰۴). برخی مطالعات خارجی نشان می‌دهند که متغیرهای خصوصیات خانوار همچون بعد خانوار دارای اثر معنی‌دار بر مخارج مواد غذایی می‌باشند (کوپاک ^۲ و همکاران، ۲۰۱۴).
شاغل بودن سرپرست خانوار	متغیر موهومی (۱=سرپرست خانوار شاغل باشد و ۰=غیره)	(مثبت) بیکاری به عنوان عامل تغییردهنده انتظارات درآمدی، مصرف خانوارها را کاهش می‌دهد. (نوفرستی و نصیری، ۱۳۹۷).
وضعیت تأهل سرپرست خانوار	متغیر موهومی (۱=متأهل و ۰=فوت همسر، طلاق و مجرد)	(منفی) هزینه سرانه خانوارهای با سرپرست مجرد برای غذا نسبت به خانوارهای با سرپرست متأهل بیشتر بوده است (افخمی و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین اومتایو ^۳ و همکاران (۲۰۱۸) شاهد اثر منفی تأهل بر سطح امنیت تغذیه بودند.
تملك منزل شخصی	متغیر موهومی (۱=مالک بودن یا رایگان بودن منزل و ۰=اجاره یا رهن نشین بودن)	(مثبت) ناامنی غذایی در خانوارهایی که در منزل شخصی به سر می‌برند و هزینه‌ای برای اجاره و یا رهن پرداخت نمی‌کنند کمتر شایع است، زیرا این خانوارها می‌توانند این هزینه مازاد را در تهیه اقلام غذایی به کار برند. دارا بودن منزل مسکونی شاید بیانگر سطح مطلوب درآمد و در نهایت دسترسی بیشتر به غذا باشد (صفرپور و همکاران، ۱۳۹۲).
جنسیت سرپرست خانوار	متغیر موهومی (۱=اگر سرپرست خانوار مرد باشد، ۰=سرپرست خانوار زن باشد)	(مثبت) خانوارهای تحت سرپرستی مردان نسبت به خانوارهای تحت سرپرستی زنان، به لحاظ کمیت رژیم غذایی تا

1. Nicita

2. Cupak

3. Omotayo

<p>سن و سواد سرپرست خانوار</p>	<p>حدی از مزیت برخوردارند. مصرف سرانه انرژی غذایی در هر روز در این خانوارها بیشتر است و کیفیت رژیم غذایی از وضعیت بهتری برخوردار است و آسیب‌پذیری اقتصادی نیز کمتر است (افخمی و همکاران، ۱۳۹۹). (مثبت)</p> <p>سن و سطح تحصیلات سرپرست خانوار، عوامل مهم در تصمیم‌گیری خرید در هر کشوری هستند (ملکشاه و همکاران، ۱۳۹۹).</p>
<p>شهری یا روستایی بودن خانوار</p>	<p>(مثبت)</p> <p>از جمله مطالعات انجام شده در خارج از کشور می‌توان به مطالعه لیائو و چرن^۱ (۲۰۰۷) اشاره کرد که اثر متغیرهایی همچون استان و شهرستان محل سکونت، نوع رابطه با سرپرست خانوار، قومیت خانوار، جنسیت، وضعیت تأهل، سن و سطح تحصیلات بر تقاضای خانوار می‌سجد.</p>

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴- برآورد مدل و تفسیر یافته‌ها

به منظور تخمین اثر سیاست افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده بر مصرف اقلام خوراکی خانوار برای دسته‌های کالایی ۸گانه، از رابطه (۱۸) در نرم‌افزار Stata 18 استفاده شده است:

$$\begin{aligned}
 \text{Per Capita Expenditure} &= \beta_0 + \delta_0 \cdot \text{time} + \beta_1 \cdot \text{treatment} + \delta_1 \cdot \text{DIDvar} \\
 &+ \alpha_2 \cdot \text{Income} + \alpha_3 \cdot \text{Supervisor job} \\
 &+ \alpha_4 \cdot \text{Supervisor marriage} + \alpha_5 \cdot \text{Residence type} \\
 &+ \alpha_6 \cdot \text{Urban Or Rural} + \alpha_7 \cdot \text{Supervisor gender} \\
 &+ \alpha_8 \cdot \text{Supervisor age} + \alpha_9 \cdot \text{Supervisor literacy}
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

در رابطه فوق، متغیر وابسته، سرانه ارزش مصرفی کالاهای موجود در هر دسته کالایی است که حاصل تقسیم کل مصرف خانوار بر بعد خانوار و بر حسب ریال بر نفر است. متغیرهای مستقلی همچون درآمد خانوار، وضعیت شغلی سرپرست خانوار از منظر بیکاری یا شاغل بودن، وضعیت تأهل سرپرست خانوار از منظر متأهل بودن یا نبودن (مجرد، مطلقه یا فوت همسر)، وضعیت سکونت خانوار از منظر مالک یا مستأجر بودن، وضعیت خانوار از منظر روستایی یا شهری بودن، جنسیت سرپرست خانوار، سن سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار از منظر باسواد یا

¹. Liao and Chern

بی‌سواد بودن و در انتها متغیرهای مجازی خاص مدل تفاضل در تفاضل، همچون زمان، گروه درمان و علی‌الخصوص متغیر تقاطعی زمان و درمان که ضریب آن اثر افزایش مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالای خوراکی را نشان می‌دهد، لحاظ شده است. خلاصه ضرایب و نتایج بدست آمده از تخمین معادله برای دسته‌های کالایی هشت‌گانه را می‌توان در جدول (۳) مشاهده کرد.

جدول ۳. نتایج ضرایب بدست آمده برای دسته‌های کالایی هشت‌گانه مورد پژوهش

متغیرها	برنج	گوشت قرمز و مرغ	گوشت ماهی	لبنیات	میوه و تنقلات	سبزیجات و ادویه	نان و غلات	نوشیدنی‌ها
DID var	-۱۳۹۸۹***	-۲۲۹۰۸***	-۳۰۱۳***	-۲۲۲۹***	-۴۱۱۹***	-۳۵۴۲***	-۴۲۳۷۷***	۱۴۰۸***
Income	-/۰۰۱۹***	-/۰۰۳۶***	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۲***	۰/۰۱۲***	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۲***
S. Job	۳۷۳۲***	۱۱۲۰۲***	۶۹۹*	۳۳۴۸***	۵۳۱۳***	۴۵۱۵***	۵۹	۱۳۵۷***
S. Marriage	-۱۴۳۰۷***	-۳۵۶۷۱***	-۳۷۱۵***	-۶۰۰۹***	-۱۵۳۴۴***	-۱۰۷۳۰***	-۷۴۲۵***	-۶۰۰۰***
R. Type	-۴۸۹۶***	-۳۵۲۳***	۱۶۷	-۱۸۱۵***	-۲۶۹۳***	-۱۴۸۶***	-۲۲۱۷***	-۱۳۲۸***
U or R	-۲۱۷۲***	۵۹۰۲***	۳۰۲۸***	۱۹۲۶***	۷۷۲۴***	۲۳۲۱***	۶۲۹۸***	۳۹۶***
S. Gender	-۸۰۸۵***	-۱۳۰۴۳***	-۸۴۲*	-۲۸۸۹***	-۴۰۶۲***	-۶۹۵۴***	-۱۳۱۰**	-۵۸۷
S. Age	۱۶۶***	۵۲۶***	۳۰***	۱۳۷***	۱۹۲***	۱۵۵***	۴۶***	۱۴**
S. Literacy	۱۳۸۷*	۷۸۶۵***	۳۵۱۳***	۳۳۶۲***	۱۰۹۱۶***	۴۳۱۸***	۲۱۵۳***	۲۷۱

نکته ۱: به جز ضرایب متغیر درآمد، اعداد سایر ضرایب اعلام نشده است.

نکته ۲: علامت (***) به معنای معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد است.

نکته ۳: علامت (**) به معنای معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد است.

نکته ۴: علامت (*) به معنای معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که از جدول (۳) مشاهده می‌شود، ضریب متغیر مدل برای تمامی دسته‌های کالایی منفی و در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنادار و برای نوشیدنی‌ها در سطح ۹۹ درصد اطمینان مثبت و معنادار شده است. علامت منفی ضریب به این معناست که با افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده، سرانه مصرف کالاهای خانوار به قیمت ثابت کاهش داشته است.

بر اساس جدول (۳)، ضریب متغیر درآمد برای تمامی دسته‌های کالایی در سطح ۹۹ درصد، مثبت و معنادار است و با افزایش درآمد خانوار، سرانه ارزش مصرفی خوراکی خانوار نیز افزایش یافته است. همچنین ضریب متغیر شغل سرپرست برای تمامی کالاها در سطح ۹۹ درصد اطمینان و برای گوشت ماهی در سطح ۹۰ درصد اطمینان مثبت و معنادار است. البته ضریب مربوطه برای نان و غلات بی‌معنی حاصل شده است. این ضریب بدان معناست که وقتی وضعیت شغل سرپرست خانوار برابر با ۱ و خانوار دارای سرپرست شاغل یا سرپرست دارای درآمد بدون کار است، در مقایسه با خانوار دارای سرپرست بدون کار، سرانه ارزش مصرف کالاها افزایش می‌یابد. همچنین خانوارهای دارای سرپرست متأهل در مقایسه با خانوارهای با سایر وضعیت‌ها (مجرد، مطلقه یا فوت‌شده)، در رابطه با تمامی کالاها ارزش سرانه مصرفی کمتر دارند. در حقیقت این موضوع می‌تواند ناشی از این باشد که خانوارهای دارای سرپرست متأهل بخشی از این کاهش مصرف اقلام خوراکی را به سایر کالاها همچون کالاهای بادوام منتقل کرده باشند. به عبارت دیگر این کاهش مصرف می‌تواند ناشی از آن باشد که خانوار دارای سرپرست غیرمتأهل، بخش بیشتری از درآمد خود را برای کالاهای خوراکی هزینه می‌کنند. در رابطه با وضعیت سکونت (اجاره یا رهن‌نشین بودن خانوار)، نتیجه تخمین نشان می‌دهد که این دسته از خانوار در مقایسه با سایر خانواده‌ها که یا مالک بوده یا به صورت رایگان در محل زندگی خود سکونت دارند، به جز در مصرف گوشت ماهی که این متغیر در هیچ سطحی به لحاظ آماری معنادار نبود، مصرف بیشتری در همه اقلام خوراکی در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنادار دارند. این موضوع می‌تواند از این عامل نشأت گرفته باشد که خانواده‌های مالک منزل مسکونی، سلیقه و سبک مصرفی متفاوتی نسبت به سایر خانوار داشته و از این رو، بخش بیشتری از درآمد خود را جهت مصرف گروه‌های کالایی لوکس‌تر اختصاص خواهند داد. بر اساس جدول (۳)، شهری بودن خانوار در مقایسه با روستایی بودن، با افزایشی بودن سرانه ارزشی مصرف برای اکثر کالاها همراه است؛ به طوریکه خانوار

شهری تنها مصرف برنج کمتری نسبت به خانوار روستایی داشته و در سایر کالاها مصرف بیشتری داشته است. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ضریب متغیر جنسیت سرپرست خانوار برای گروه‌های کالایی برنج، گوشت قرمز و مرغ، لبنیات، میوه و تنقلات، سبزیجات و ادویه در سطح ۹۹ درصد اطمینان منفی و معنادار، برای نان و غلات در سطح ۹۵ درصد اطمینان منفی و معنادار، برای گوشت ماهی در سطح ۹۰ درصد اطمینان منفی و معنادار و برای نوشیدنی‌ها در هیچ سطحی به لحاظ آماری معنادار نبوده است. بنابراین، این بدان معناست که خانوارهای دارای سرپرست مرد نسبت به خانوارهای دارای سرپرست زن سرانه مصرف خوراکی کمتر دارند. این موضوع می‌تواند ناشی از این مسئله باشد که خانوارهای با سرپرست زن بخش بیشتری از درآمدهای خود را به مصرف اقلام خوراکی اختصاص می‌دهند. همچنین نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ضریب سن سرپرست خانوار برای تمامی دسته‌های کالایی به جز نوشیدنی‌ها که در سطح ۹۵ درصد اطمینان مثبت و معنادار بوده است، در سطح ۹۹ درصد اطمینان مثبت و معنادار است. همچنین باسواد بودن سرپرست خانوار نیز در افزایش سرانه مصرف تمامی اقلام خوراکی خانوار به جز در اقلام نوشیدنی‌ها که در هیچ سطحی معنادار نبود و در برنج که در سطح ۹۰ درصد اطمینان مثبت و معنادار بود، در سطح ۹۹ درصد اطمینان اثر مثبت و معناداری داشته است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

آنچه در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفت، بررسی اثر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر میزان مصرف کالاهای خوراکی خانوار با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل برای سال‌ها ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ بوده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده در ابتدای دهه گذشته، تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرانه مصرفی اقلام خوراکی خانوار داشته است. مطالعات دیگر نیز بیان می‌کنند که اجرای مالیات بر ارزش افزوده علی‌رغم مزایایی که برای آن در مقایسه با سایر مالیات‌ها شمرده می‌شود، نظیر سهولت در اجرا، کارایی اقتصادی، شفافیت، اما باید با برخی اقدامات جبرانی مانند کاهش مالیات بر درآمد همراه شود تا پول بیشتری به جیب خانوارها وارد شده و قدرت خرید آنها افزایش یابد و از معایب آن کاسته شود. از این رو، پیشنهاد می‌شود تا در زمان‌بندی اعمال سیاست‌های مشابه افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده که تأثیر منفی

بر میزان مصرف خوراکی خانوار در کوتاه‌مدت دارد، با دقت بیشتری عمل شود؛ زیرا که این سیاست می‌تواند در کنار سایر مولفه‌ها همچون تحریم‌های ظالمانه یا شرایط حاد بین‌المللی همچون وقوع بیماری کرونا به عنوان شوک‌های دارای تأثیر منفی بر میزان مصرف خانوار، تأثیر منفی مضاعفی بر مصرف خانوار داشته باشد.

منابع

- ایزدخواستی، حجت‌الله، دژپسند، فرهاد، و علی‌پور، سامان. (۱۴۰۲). بررسی عوامل مؤثر بر شاخص‌های پوشش مالیاتی در ایران با تأکید بر درآمدهای نفتی. *پژوهشنامه مالیات*، ۳۲ (۵۸)، ۷۶-۱۰۶.
- افخمی، سروش، سالم، علی اصغر، و طاهرپور، جواد. (۱۴۰۰). عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارهای مناطق شهری ایران. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۳ (۲۶)، ۳۱-۵۹.
- پژویان، جمشید. (۱۳۸۹). *اقتصاد بخش عمومی، مالیات‌ها (چاپ پنجم)*. تهران: انتشارات جنگل.
- خلیلی ملک‌شاه، سمانه، قهرمان‌زاده، محمد، و پیش‌بهار، اسماعیل. (۱۳۹۹). اثر خصوصیات خانوار بر تقاضای مواد غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۲ (۴)، ۲۳-۵۵.
- زراعتکار، مسعود، و زراعتکار، زهرا. (۱۳۹۴). تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی در ایران. *کنفرانس ملی هزاره سوم و علوم انسانی*، شیراز، ایران.
- سبحانیان، سیدمحمدهادی، معماریان، محمدحسین، و بحری، پویا. (۱۳۹۹). واکاوی مالیات بر ارزش افزوده و اثرات آن بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصاد*، ۹ (۳۵)، ۳۲۵-۳۵۸.
- سید نورانی، سید محمدرضا، محمدی، تیمور، و امیرشاهی، سمانه. (۱۳۹۴). دو نرخ مالیات بر ارزش افزوده. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳ (۷۳)، ۶۹-۹۲.
- صفرپور، محجوبه، درستی مطلق، احمدرضا، حسینی، سیدمصطفی، رنجبر نوشری، فرزانه، دانشی مسکونی، میلاد، عزیزی، سمانه، و کاشانی، آروین. (۱۳۹۲). شیوع و پیامدهای ناامنی غذایی و ارتباط آن با برخی عوامل اجتماعی-اقتصادی. *مجله دانش و تندرستی*، ۱ (۴)، ۱۹۳-۱۹۸.
- عبدالله میلانی، مهنوش، نصیری اقدم، علی، مهاجری، پریسا، و آریان‌نژاد، مریم. (۱۳۹۶). ارزیابی تأثیر معافیت‌ها بر تنازلی بودن مالیات بر ارزش افزوده در ایران. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۵ (۳۳)، ۶۸-۳۳.
- غفاریان کلاهی، سیدحسین. (۱۳۹۸). اثر مالیات بر ارزش افزوده بر پس‌انداز در کشورهای در حال توسعه. *کنفرانس سیاست‌های مالی و مالیاتی ایران*، تهران، ایران.

----- (۱۳۹۷). بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای در حال توسعه و ایران). پژوهشنامه مالیات، ۲۷(۴۱)، ۱۰۶ - ۱۳۵.

قربانی، مسعود، چشمی، علی، سلیمی فر، مصطفی، و نظری، عظیم. (۱۴۰۰). اثرگذاری تکانه مالیات بر ارزش افزوده بر اقتصاد ایران؛ تحلیل حساسیت چسبندگی قیمت با الگوی DSGE. پژوهشنامه مالیات، ۲۹(۵۰)، ۱۷۷-۱۴۳.

کریمی ده کیانی، محمد، خلیلیان، صادق، نجفی علمدارلو، حامد، و وکیل پور، محمد حسن. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر هزینه زندگی خانوارهای ایرانی. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۶(۴)، ۷۷۱-۸۰۲.

کریمی پتانلار، سعید، و خطیبی، یاسر. (۱۳۹۹). اثر مالیات بر ارزش افزوده بر ثبات اقتصاد بخش عمومی در ایران (با رویکرد ارتقای اخلاق و فرهنگ مالیاتی). فصلنامه اخلاق در علوم و فناوری، ۱۵(۲)، ۷۰-۷۵.

محبی نیا، فهیمه. (۱۳۹۴). اثرات افزایش نرخ مالیات ارزش افزوده بر تورم و رفاه خانوار با استفاده از الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی. همایش سیاست های مالی و مالیاتی ایران، تهران، ایران.

وصال، محمد، و صبوری، نیما. (۱۳۹۶). اصابت مالیاتی؛ مطالعه‌ی موردی مالیات بر ارزش افزوده در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۲(۴)، ۹۹۷-۱۰۲۳.

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

یوسفی، کوثر، و سبحانی، فاطمه. (۱۳۹۵). ارزیابی سیاستی اثر توافقات ترجیحی بر سهم بازار ایران در کشورهای طرف توافق. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۱(۱)، ۵۶-۲۳.

سایت خبری تابناک. (۱۴۰۲). اعلام رسمی سازمان مالیاتی برای افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده از اولین روز ۱۴۰۳، اسفند ۱۴۰۲. قابل دسترس از <https://www.tabnak.ir/0059Oe>

References

Andrejovská, A., & Regaskova, M. (2018). The Influence of Value-Added Tax Changes on the Household Consumption. *Journal of Interdisciplinary Research*, 8(1), 1-5.

Terfa, A., Ereso, T., Kebede, M. K. D., Rajendran, M. M. A., & Nedelea, A. M. (2017). Assessment of the Effect of Value Added Tax on Consumption Behavior: The Case of Nekemte Town, Wollega. *Ecoforum Journal*, 6(1), 1-12.

- Alizadeh, M., & Motallabi, M. (2016). Studying the Effect of Value Added Tax on the Size of Current Government and Construction Government. *Procedia Economics and Finance*, 36, 336-344.
- Alem, Y., & Söderbom, M. (2012). Household-Level Consumption in Urban Ethiopia: The Effects of a Large Food Price Shock. *World Development*, 40(1), 146-162.
- Bird, R. M., & Gendron, P. P. (1998). Dual VATs and Cross-Border Trade: Two Problems, One Solution? *International Tax and Public Finance*, 5, 429-442.
- Bentolila, S., & Ichino, A. (2008). Unemployment and Consumption Near and Far Away from the Mediterranean. *Journal of Population Economics*, 21, 255-280.
- Clemens, M., & Röger, W. (2022). Temporary VAT Reduction during the Lockdown. *DIW Discussion Papers, 1944*, 1-15.
- Cupak, A., Pokrivcak, J., Rizov, M., Alexandri, C., & Luca, L. (2014). Economic Development and Food Demand in Central and Eastern European Countries: The Case of Romania. Retrieved from <https://catalog.ihsn.org/citations/26751>
- Dijkstra, J. (2013). The Influence of the VAT Increase on Consumer Prices. Netherlands: Leiden University (Dissertation-MCOM).
- Jafari Samimi, A., Larimi, S. J., Azizi, Kh., & Hosseini, C.M. (2006). Studying the Effect of Income of Replacing Value Added Tax. *Economic Journal*, 22, 257-279.
- Liu, Q., & Lu, Y. (2015). Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-Added Tax Reform. *Journal of International Economics*, 97(2), 392-403.
- Lin, B. H., Ver Ploeg, M., Kasteridis, P., & Yen, S. T. (2014). The Roles of Food Prices and Food Access in Determining Food Purchases of Low-Income Households. *Journal of Policy Modeling*, 36(5), 938-952.
- Liao, H., & Chern, W. S. (2007). A Dynamic Analysis of Food Demand Patterns in Urban China. Retrieved from <https://ageconsearch.umn.edu/record/9770/files/sp07li09.pdf>
- Mgammal, M. H., Al-Matari, E. M., & Alruwaili, T. F. (2023). Value-Added-Tax Rate Increases: A Comparative Study Using Difference-In-Difference with an ARIMA Modeling Approach. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 1-17.

Mariscal, R., & Werner, A. M. (2018). The Price and Welfare Effects of the Value-Added Tax: Evidence from Mexico. Retrieved from International Monetary Fund.

Nicita, A. (2004). *Efficiency and Equity of a Marginal Tax Reform: Income, Quality, and Price Elasticities for Mexico* (3266). Washington, DC: World Bank Publications.

Omotayo, A. O., Ogunniyi, A. I., Tchereni, B. H., & Nkonki-Mandleni, B. (2018). Understanding the Link between Households' Poverty and Food Security in South West Nigeria. *The Journal of Developing Areas*, 52(3), 27-38.

Tonetto, J. L., Fochezatto, A., & da Silva, G. P. (2023). Refund of Consumption Tax to Low-Income People: Impact Assessment Using Difference-In-Differences. *Economies*, 11(6), 1-13.

Wasim, M., & Alzoubi, H. (2019). The Impact of VAT on Consumer Behavior: Empirical evidence from UAE. Retrieved from <https://www.studocu.com/ph/document/araullo-high-school/accountancy/impact-of-vat-on-consumer-behavior-in-uae-empirical-study/133047858>



The Estimation of Banknote Lifespan in Iran Using Survival Model Estimation Method

Ramin Mojab^{*,1}  

1. Department of Banking, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 24 Jan. 2025 Revised: 07 April 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Banknote Lifespan, Central Bank, Survival Model.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C41, E42, E58.</i></p>	<p>Understanding the lifespan of banknotes is critical for the efficient management of their production, distribution, and storage by issuing authorities. Calculating the lifespan of banknotes through the recording of their serial numbers at issuance and destruction involves significant operational costs. Utilizing macroeconomic data and statistical inference enables the estimation of the lifespan of various banknote denominations. This study investigates this subject in Iran using the inverse destruction rate method, the Feige method (1989), and survival model estimation. Due to data limitations, the survival model estimation was implemented for the 10,000 Toman banknote. The results show that the average lifespan of 10,000 Toman banknotes, using the inverse destruction rate method, Feige's method, and the survival model, is 22.6, 21, and 23.4 years, respectively. Furthermore, using the Weibull distribution, we provide evidence for the hypothesis that the probability of banknotes being destroyed increases over time at an increasing rate. Nevertheless, the estimated values are relatively high compared to reported statistics from other economies, such as the United States or Japan. Although the lifespan estimates for other denominations vary, the calculated values remain relatively high. These results may provide evidence supporting the hypothesis that different durability thresholds are chosen by the central bank in a developed country and a developing country.</p>

Mojab, R. (2025). Estimation of Banknote Lifespan in Iran Using Survival Model Estimation Method. *Journal of Economic Research*, 60(1), 774-799.



©Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.388270.1008968](https://doi.org/10.22059/jte.2025.388270.1008968)

برآورد طول عمر اسکناس در ایران با روش برآورد مدل بقا

رامین مجاب* و ID

۱. گروه بانکداری، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	آگاهی از طول عمر اسکناس برای مدیریت تولید، توزیع و ذخیره آن توسط ناشر مهم است. محاسبه طول عمر اسکناس از طریق ثبت شماره سریال آن در زمان انتشار و محاسبه هزینه عملیاتی بالایی دارد. با استفاده از داده‌های کلان و استنباط آماری می‌توان برآوردی از طول عمر قطع‌های مختلف اسکناس داشت. در این مقاله این موضوع در ایران با استفاده از روش‌های معکوس نرخ امحاء، روش Feige (۱۹۸۹) و برآورد مدل بقا بررسی می‌شود. به دلیل محدودیت‌های موجود در اطلاعات، مدل بقا تنها برای اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی پیاده‌سازی شده، در حالی که دیگر مدل‌ها برای قطع‌های مختلف اسکناس‌ها به کار گرفته می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که متوسط طول عمر اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی در سال‌های مختلف با استفاده از روش‌های معکوس نرخ امحاء، روش Feige، و مدل بقا به ترتیب ۲۲۶، ۲۱، و ۲۳۴ سال است. همچنین، ما با استفاده از توزیع وایبول شواهدی برای این فرضیه ارائه می‌کنیم که احتمال از بین رفتن اسکناس‌ها با گذشت زمان و با نرخ افزایشی افزایش می‌یابد. با این حال، ارزش‌های متوسط محاسبه‌شده نسبت به آمارهای گزارش‌شده در دیگر اقتصادها نظیر ایالات متحده یا ژاپن نسبتاً بالاست. طول عمر قطع‌های دیگر اسکناس متفاوت برآورد می‌شود، اما همچنان ارزش‌های محاسبه شده نسبتاً زیاد است. این نتایج می‌تواند شواهدی در حمایت از این فرضیه باشد که آستانه فرسودگی متفاوتی توسط بانک مرکزی در یک کشور توسعه‌یافته و یک کشور در حال توسعه انتخاب می‌شود.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۵	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۱/۱۸	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱	
کلیدواژه‌ها: بانک مرکزی، طول عمر اسکناس، مدل بقا.	
طبقه‌بندی JEL: C41, E42, E58.	

مجاب، رامین. (۱۴۰۴). برآورد طول عمر اسکناس در ایران با روش برآورد مدل بقا. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۱)، ۷۷۴-۷۹۹.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.



DOI: [10.22059/jte.2025.388270.1008968](https://doi.org/10.22059/jte.2025.388270.1008968)

۱- مقدمه

درک صحیح از طول عمر اسکناس برای مدیریت تولید، توزیع و ذخیره آن توسط ناشر بسیار حیاتی است. ناشر باید بداند که اسکناس‌ها تا چه مدت در گردش باقی می‌مانند پیش از آنکه برای استفاده نامناسب تشخیص داده شده و برای امحا به بانک بازگردانده شوند (دینهامر و لدی^۱، ۲۰۱۷). با وجود اهمیت ارزیابی طول عمر اسکناس، مطالعات در این زمینه بسیار محدود است. به طور ایده‌آل، طول عمر اسکناس می‌تواند از طریق ثبت شماره سریال آن در زمان انتشار و امحا به طور مستقیم محاسبه شود (دینهامر و لدی، ۲۰۱۷). این روش به دلیل هزینه‌های بالا برای ثبت اطلاعات یا طولانی بودن دوره مطالعه، ممکن است عملی نباشد. راهکار جایگزین، محاسبه طول عمر اسکناس از طریق داده‌های کلان و استنباط آماری است (راش^۲، ۲۰۱۵).

در مقاله حاضر به برآورد طول عمر اسکناس در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. داده‌های کلان مورد استفاده از اداره نشر اسکناس بانک مرکزی دریافت شده است. با استفاده از این داده‌ها، بر سه روش معکوس نرخ امحا، روش فیچ^۳ (۱۹۸۹)، و برآورد مدل بقا تمرکز می‌شود. با توجه به محدودیت اطلاعات، برآورد مدل بقا تنها برای اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی انجام می‌گیرد، اما برای قطع‌های دیگر اسکناس هر سه روش پیاده‌سازی می‌شود.

بخش‌بندی پژوهش به این شرح است که پس از این مقدمه، مباحث نظری در بخش ۲ طرح می‌شود. در بخش ۳ توضیحاتی درباره روش‌های برآورد ارائه می‌شود. بخش ۴ به معرفی داده‌ها اختصاص دارد و در بخش ۵ نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش ۶ به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- پیش‌زمینه نظری

میانگین طول عمر اسکناس‌ها به طور قابل توجهی در میان کشورهای مختلف متفاوت است. این مسئله به عوامل مختلفی بستگی دارد. یکی از آنها شرایط آب‌وهوایی (بالاخص رطوبت زیاد) است. عامل دیگر به فرهنگ چگونگی استفاده از اسکناس برمی‌گردد. قطعات بزرگ اسکناس معمولاً به عنوان ذخیره ارزش استفاده شده و کمتر دست‌به‌دست شده و لذا طول عمر بیشتر و نرخ استهلاک

¹. Deinhammer and Ladi

². Rush

³. Feige

کمتری دارند. در آمریکا ۵۵ درصد از مبادلات زیر ۱۰ دلار با وجه نقد انجام می‌شود و تنها ۱۵ درصد از مبادلات بین ۵۰ تا ۹۹ دلار با اسکناس انجام می‌گیرد (اُبرین^۱، ۲۰۱۷). بنابراین اسکناس ۱، ۵، و ۱۰ دلاری با احتمال بیشتری برای پرداخت‌های نقدی مورد استفاده قرار گرفته و نسبت به سایر قطع‌ها طول عمر پایین‌تری دارند.

جدول ۱. متوسط طول عمر اسکناس‌های ایالات متحده به تفکیک قطع

طول عمر (سال)	قطع اسکناس (دلار)
۶.۶	۱
۴.۷	۵
۵.۳	۱۰
۷.۸	۲۰
۱۲.۲	۵۰
۲۲.۹	۱۰۰

منبع: فدرال رزرو^۲ (۲۰۲۳).

یادداشت: برآوردها مربوط به دسامبر ۲۰۱۸ هستند. همچنین در منبع عنوان شده است که آمار مربوط به اسکناس‌های ۲ دلاری به آن دلیل گزارش نشده است زیرا کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرند.

در ایالات متحده برای کیفیت قابل قبول اسکناس‌های در جریان شرایط و ضوابط سخت‌گیرانه‌ای اعمال می‌شود و اسکناس‌هایی که طبق ارزیابی با تجهیزات پیشرفته این شرایط را ندارند در فریند امحا قرار می‌گیرند. این شرایط طول عمر اسکناس‌های فدرال رزرو را تعیین می‌کند. طول عمر اسکناس‌های فدرال رزرو بر اساس قطع اسکناس‌ها متفاوت است و این طول عمر تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله میزان استفاده از قطع‌های مختلف اسکناس توسط عموم مردم است. برای مثال، قطع‌های بزرگ‌تر مانند ۱۰۰ دلاری برای کاربری ذخیره ارزش استفاده می‌شوند تا کارکرد وسیله مبادله پول و این به معنای کمتر دست به دست شدن این قطع از

¹. O'Brien

². Federal Reserve

اسکناس نسبت به قطع‌های کوچک‌تر نظیر ۵ دلاری است که معمولاً برای مبادلات خرد استفاده می‌شود. در جدول ۱ آمارهای گزارش شده برای طول عمر اسکناس‌های مختلف در ایالات متحده گزارش شده است.

بر اساس آمار ارائه شده توسط بانک مرکزی ژاپن، طول عمر اسکناس‌ها در این کشور حتی در قطع‌های بالا هم بسیار کمتر از کشوری مانند ایالات متحده است که یکی از علت‌های آن می‌تواند شرایط آب و هوایی متفاوت و شرعی بودن هوا در ژاپن باشد (جدول ۲ را ببینید).

جدول ۲. متوسط طول عمر اسکناس‌های ژاپن به تفکیک قطع

طول عمر (سال)	قطع اسکناس (ین)
۴ تا ۵	۱۰۰۰۰
۱ تا ۲	۵۰۰۰
۱ تا ۲	۱۰۰۰

منبع: بانک ژاپن^۱ (۲۰۲۳).

در ادامه برخی اصطلاحات رایج در این حوزه از ادبیات به طور دقیق معرفی شود. مهم‌ترین نکته آن است که در این زمینه به هر برگ از اسکناس به عنوان موجودی نگاه می‌شود که دارای یک طول عمر است، یعنی یک اسکناس ممکن است بعد از یک دوره مشخص نظیر t دیگر قابل استفاده نباشد و امحا شود.

این یعنی طول عمر و زمان امحای اسکناس همانند زندگی و مرگ ارگانسیم‌های بیولوژیکی است. از زمان انتشار، اسکناس در معرض مخاطرات فیزیکی (مکانیکی، شیمیایی، حرارتی و الکترومغناطیسم) قرار دارد و به واسطه سوراخ، لکه، پارگی و غیره نامناسب تشخیص داده شده و امحا می‌شود. مدل‌های بقا اغلب توسط محققان پزشکی، زیست‌شناسان و مهندسان برای توصیف احتمال وقوع یک رویداد مانند مرگ یا خرابی محصول استفاده می‌شود. در مورد چرخه حیات اسکناس، رویدادی که مورد توجه محققین است، بحث امحای اسکناس‌های نامناسب است.

^۱. Bank of Japan

منابع فرسودگی اسکناس به دو منبع کلی بیولوژیک و غیربیولوژیکی قابل تفکیک است. مهمترین عامل فرسودگی عامل انسانی است. همان طور که در کریچاک^۱ و همکاران (۲۰۱۴) عنوان می‌شود، مهمترین عامل در آلودگی اسکناس، اثر انگشت است که در طول زمان و در نتیجه آنها، لایه روغنی قهوه‌ای-زرد رنگی روی اسکناس ایجاد می‌شود. علاوه بر این، اسکناس‌ها تحت تأثیر میکروارگانیزم‌ها هستند. مخصوصاً قارچ‌ها از بستر کاغذ برای رشد استفاده و اسیدهای ارگانیک مختلف تولید می‌کنند که باعث محو شدن تصویر اسکناس، رنگی شدن و تغییر در ترکیب شیمیایی و ساختار کاغذ می‌شود. در طول زمان، منابع غیربیولوژیکی هم بر اسکناس‌ها تأثیر می‌گذارند که از جمله مهم‌ترین آنها می‌توان به تجهیزات سورتینگ اسکناس، ماشین‌ها و همچنین عوامل محیطی اشاره کرد. موضوع دیگر آن است که کشورهای مختلف ممکن است سطح کیفی متفاوتی برای نامناسب تشخیص دادن اسکناس‌ها (برای نقل و انتقالات و گردش در اقتصاد) انتخاب کنند. آستانه‌های حداقلی برای دسته‌بندی اسکناس‌ها به مناسب یا نامناسب می‌تواند به مواردی نظیر پارگی، سوراخ‌شدگی، تاخوردگی گوشه‌های اسکناس و غیره یا فرسایش یا پاک‌شدگی رنگ چاپ بستگی داشته باشند، بنابراین به عنوان جمع‌بندی، اتفاقی که ممکن است رخ دهد، امحاشدن برگ اسکناس است و بر این اساس متغیر تصادفی T به عنوان «زمان امحای یک قطع اسکناس» تعریف می‌شود. تابع بقا^۲ نشان می‌دهد که با چه احتمالی زمان امحای اسکناس بزرگ‌تر از t است. اگر تابع بقا را با $S(t)$ نمایش دهیم، آنگاه، $S(t)$ در عبارت زیر نشان می‌دهد که با چه احتمالی برگ اسکناس پس از زمان t امحا می‌شود (و قبل آن امحا نمی‌شود و باقی می‌ماند):

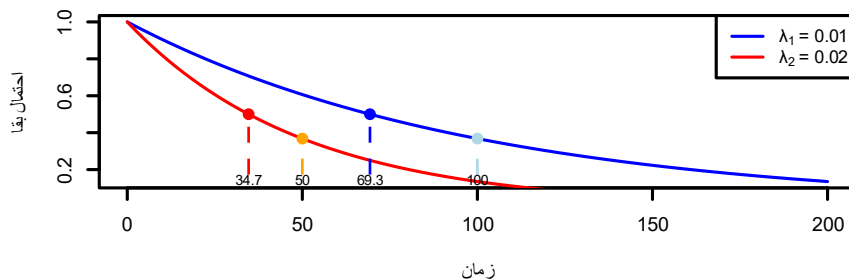
$$\begin{aligned} S(t) &= P(T > t) \\ F(t) &= 1 - S(t) \end{aligned} \quad (1)$$

اگر اطلاعات در این سطح در اختیار باشد، به عنوان مثال می‌توانیم بگوییم که «احتمال آنکه یک ایران‌چک ۱۰۰ هزار تومانی حداقل ۱۰ سال عمر کند برابر با ۴۰ درصد است». توجه شود که مکمل تابع بقا (یعنی تابع $F(t)$ در عبارت فوق)، تابع توزیع تجمعی متغیر تصادفی است

¹. Kyrchok

². survival function

که معمولاً با نام «تابع توزیع طول عمر»^۱ معرفی می‌شود. سطح اطلاعات این دو تابع یکسان است.



شکل ۱. مثالی حاوی دو تابع بقا با فرض توزیع نمایی و دو نرخ امحای متفاوت.

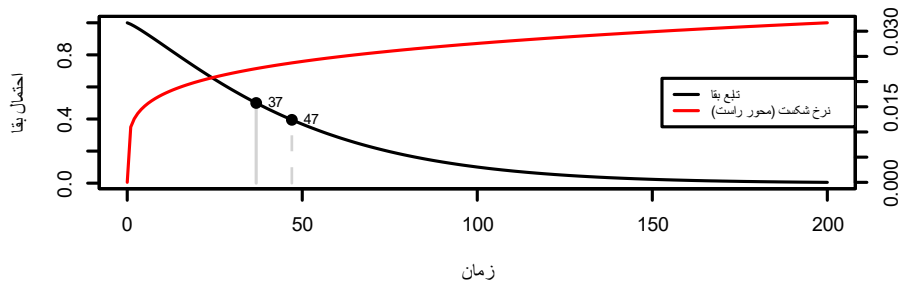
منبع: یافته‌های پژوهش.

در شکل ۱ دو تابع بقا با فرض توزیع نمایی ترسیم شده است. هر کدام از این توابع نرخ امحای متفاوتی دارند. اولاً فرض توزیع نمایی به این معنی است که نرخ امحا در طول زمان ثابت است. ثانیاً نرخ امحای مثلاً ۰.۰۱ به این معناست که در هر دوره از زمان، یک درصد از برگ‌های پول امحا می‌شوند. توجه به این نکته مهم است که در دوره‌های بعد همواره درصد کمتری از برگ‌های باقیمانده امحا می‌شوند. همچنین، مقایسه نرخ امحای بزرگ‌تر نیز نشان می‌دهد که اگر در نرخ کوچکتر تقریباً در دوره ۶۹ پنجاه درصد از برگ‌ها امحا می‌شوند، در نرخ امحای بزرگ‌تر این اتفاق تقریباً در دوره ۳۵ رخ می‌دهد.

در شکل ۱ همچنین میانگین تابع بقا نیز علامت‌گذاری شده است. با توجه به خواص این توابع، میانه در زمان کمتری رخ می‌دهد (در تابع توزیع نمایی مقدار موردانتظار معکوس پارامتر و میانه برابر با مقدار موردانتظار ضربدر $\ln 2$ است). در اینجا میانگین در نرخ امحای کوچکتر تقریباً در دوره ۱۰۰ و در نرخ امحای بزرگ‌تر تقریباً در دوره ۵۰ رخ می‌دهد. این آماره‌های توصیفی مرکزی به منتشرکنندگان اسکناس نشان می‌دهند که اسکناس‌های نو به طور متوسط چقدر عمر می‌کنند (میانگین) یا چقدر طول می‌کشد تا نیمی از آنها از بین بروند (میانه).

^۱. lifetime distribution function

نرخي که بر اساس آن برگ‌های اسکناس در طول زمان از بين می‌روند با نام نرخ شکست^۱ (یا تابع شکست یا نرخ فرسایش^۲ یا نرخ امحا) نیز شناخته می‌شود. اگرچه در مثال فوق با فرض توزیع نمایی این نرخ ثابت است، اما الزاماً نرخ ثابت در تمام موارد کاربردی مناسب نیست. نرخ امحای ثابت به این معنی است که فارغ از میزان زمانی که گذشته است، همچنان درصد ثابتی از برگ‌های پول امحا می‌شوند.



شکل ۲. مثالی از تابع بقا با فرض توزیع وایبول.

منبع: یافته‌های پژوهش.

دلایل مختلفی می‌توان نام برد که در دنیای واقعی، نرخ ثابت امحا فرض مناسبی نیست. راش (۲۰۱۵) عقیده دارد که شوک‌های تقاضا برای یک اسکناس یکی از دلایلی است که باعث تغییر نرخ فرسایش می‌شود. همچنین، این نرخ ممکن است تحت تاثیر تغییر مواد تهیه شده در چاپ اسکناس قرار گیرد. علاوه بر آن، اگر سیاست‌گذار تصمیم بگیرد که مثلاً به علت انتشار قطع‌های جدید برخی از قطع‌ها را امحا کند، افزایش در نرخ امحا مشاهده خواهد شد.

فارغ از عوامل فوق که به این معناست که مدل موردنیاز برای برآورد نرخ امحا باید عوامل اقتصادی و فنی را در نظر بگیرد، در حالت کلی و بدون این عوامل نیز نرخ ثابت امحا از منظر نظری جذاب نیست. ممکن است اشکالات فیزیکی نظیر پارگی یا سوراخ‌شدگی به طول عمر اسکناس بستگی نداشته باشد و با نرخ ثابت رخ دهد، اما احتمال بیشتری وجود دارد که پول‌های کهنه‌تر، مثلاً به علت کمرنگ‌شدن تصاویر آنها و با توجه به استانداردهای بانک مرکزی از چرخه

^۱. hazard rate

^۲. attrition rate

خارج شوند. راش (۲۰۱۵) این را پاک شدن جوهر^۱ می‌نامد و عاملی می‌داند که می‌تواند باعث شود نرخ امحای یک قطع اسکناس صعودی باشد.

در شکل ۲ و با فرض تابع توزیع وایبول^۲، تابع بقا و نرخ شکست ترسیم شده است. دو پارامتر تابع با نام‌های مقیاس^۳ و شکل^۴ شناخته می‌شوند که در این مثال به ترتیب ۵۰ و ۱.۲ فرض شده‌اند. نرخ شکست در این مثال افزایشی با تقعر به سمت پایین است. شیب مثبت این تابع به این معنی است که با گذشت زمان احتمال از بین رفتن اسکناس بیشتر می‌شود. تقعر به سمت پایین به این معناست که با گذشت زمان، این احتمال با نرخ کاهشی افزایش می‌یابد. این موضوع نتیجه بزرگ‌تر از واحد بودن پارامتر «شکل» در توزیع است. پارامتر مقیاس شبیه به انحراف معیار توزیع نرمال تفسیر می‌شود و در این پیش‌زمینه، ارزش‌های بزرگ‌تر آن به معنی طول عمر بیشتر است.

در شکل ۲ همچنین میانگین و میانه توزیع ترسیم شده است و به ترتیب برابر با ۴۷ و ۳۷ هستند. همان‌طور که پیشتر گفته شد، این اعداد نشان می‌دهند که اسکناس‌های تازه منتشر شده به طور متوسط چقدر عمر می‌کنند یا پس از چند دوره ۵۰ درصد آنها امحا می‌شود. توجه به این نکته مهم است که این اعداد مربوط به اسکناس‌هایی که تازه منتشر شده‌اند می‌باشد و نه اسکناس‌هایی که در جریان هستند.

۳- روش برآورد

۳-۱- تعیین نرخ فرسایش اسکناس به روش نمونه‌گیری

در مطالعات تجربی برای تعیین نرخ امحای اسکناس و مسکوک از روش نمونه‌گیری استفاده شده است (گریفیتز^۵، ۲۰۰۲). با استفاده از نمونه‌گیری تصادفی از قطع‌های مختلف و ثبت سال انتشار روی هر اسکناس یا مسکوک می‌توان سهم آن قطع خاص را از کل میزان انتشار برای آن سال محاسبه کرد و نرخ فرسایش را به این طریق محاسبه کرد. در مطالعه گریفیتز (۲۰۰۲) از ۳۶ اداره

1. inkwear

2. Weibull

3. scale

4. shape

5. Griffiths

وجوه نقد فدرال درخواست شد تا به مدت ۱۰ روز کاری (۱۱ سپتامبر تا ۲۲ سپتامبر ۲۰۰۰)، روزی ۱۵۰ اسکناس از هر قطع نمونه‌گیری کنند. به عبارتی در ده روز، در مجموع از هر قطع ۱۵۰۰ اسکناس نمونه به دست آمد و با توجه به تعداد ادارات در مجموع مطالعه با نمونه ۵۴ هزارتایی از هر قطع اسکناس انجام گرفت. همچنین از ادارات خواسته شد تا تاریخ روی هر سکه را در پرسشنامه‌های طراحی شده یادداشت نمایند تا بتوان سهم هر قطع از کل تولید آن سال را محاسبه کرد.

۳-۲- برآورد طول عمر متوسط اسکناس

فرض کنید که C_t تعداد اسکناس در ابتدای دوره t باشد. تغییر در اسکناس در طول دوره t را می‌توان با $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$ نمایش داد. اگر فرض کنیم که تنها دلیل تغییر در حجم اسکناس در این دوره امحای اسکناس‌ها باشد، آنگاه نرخ امحا را می‌توان از رابطه زیر محاسبه کرد.

$$\lambda_t = \frac{\Delta C_{t+1}}{C_t} \quad (2)$$

در این مدل ساده، معکوس کسر فوق متوسط عمر اسکناس‌ها را نشان می‌دهد (همان‌طور که گفته شد، در تابع توزیع نمایی مقدار موردانتظار معکوس پارامتر و میانه برابر با مقدار موردانتظار ضربدر $\ln 2$ است). یکی از کاستی‌های این برآورد آن است که نرخ فوق (یا معکوس آن) تابعی از زمان است و بنابراین معمولاً با این فرض مورد استفاده قرار می‌گیرد که نرخ رشد امحا اسکناس‌ها به سطح باثباتی رسیده است. به عبارت دیگر، فرض این مدل آن است که بعد از گذشت چند سال پس از در جریان قرار گرفتن اسکناس‌ها، نرخ رشد امحا و انتشار به سطوح باثباتی می‌رسند و لذا می‌توان برآورد باثباتی از طول عمر اسکناس داشته باشیم.

در عمل می‌توان با تقسیم کردن میانگین موجودی اسکناس‌های منتشر شده در طول ۱۲ ماه و تعداد اسکناس‌های امحا شده در طول ۱۲ ماه، برآوردی از متوسط عمر اسکناس‌ها داشت (راش، ۲۰۱۵). همچنین، فرض ثابت بودن نرخ و استفاده از خواص تابع توزیع نمایی این امکان را فراهم می‌کند که عدد متوسط را با ضرب کردن در $\ln 2$ به میانه تبدیل کنیم و معیاری از تعداد سال‌هایی که نصف اسکناس‌های منتشر شده امحا می‌شوند را بدست آوریم.

سادگی محاسبه مهمترین مزیت اینگونه روش‌هاست. با این حال، آنها با محدودیت‌هایی نیز روبرو هستند. یکی از محدودیت‌های این روش‌ها آن است که با اسکناس‌های تازه منتشره در طول یک سال برآوردها تحت تاثیر قرار می‌گیرد. متوسط تعداد اسکناس‌های در حال انتشار منعکس‌کننده مجموع تجمعی طی چند سال از جمله سال برآورد است. در همین حال، اسکناس‌های امحا شده معمولاً فقط اسکناس‌هایی را شامل می‌شود که برای مدت زمان معینی در جریان بوده‌اند.

فیچ (۱۹۸۹) فرمول فوق را با تعداد اسکناس‌هایی که در هر دوره تولید می‌شوند تعدیل می‌کند. وی نشان می‌دهد که نسبت متوسط تعداد استفاده از اسکناس‌ها در طول عمر آنها به متوسط تعداد استفاده از اسکناس‌ها در یک سال برابر با نسبت زیر است:

$$L = \frac{C_t}{(P_t + E_t)/2} \quad (3)$$

در این نمایش، P_t تعداد اسکناس‌های جدید منتشر شده و E_t تعداد اسکناس‌های امحا شده است. همانند قبل میانه طول عمر با استفاده از خواص توزیع نمایی قابل محاسبه است.

۳-۳-۳ مدل بقا

همان‌طور که پیشتر توضیح داده شد، راش (۲۰۱۵) تابع بقای مناسب برای توصیف طول عمر اسکناس را تابع توزیع تجمعی وایبول می‌داند. البته در مطالعه دیگری برای استرالیا و برای سنجش بقای اسکناس‌های پلیمری تابع توزیع گامای تعمیم‌یافته^۱ نیز انتخاب شده است (اوس^۲، ۲۰۱۹). فقدان داده‌های خرد برای اسکناس در استرالیا و به عبارت دیگر نبود ردیابی شماره سریال اسکناس‌ها، باعث گردید تا راش (۲۰۱۵) از داده‌های کلان مربوط به انتشار و امحای اسکناس استفاده نماید. شرایط اقتصادی و پیرامونی و نیز گذشت زمان از انتشار اسکناس، دو عامل اثرگذار بر بقای اسکناس محسوب می‌شوند. این مدل این قابلیت را دارد تا متغیرهای توضیحی نظیر شوک‌های تقاضا و تغییرات در سیاست‌های ناشران اسکناس را در نظر بگیرد.

^۱. generalized Gamma

^۲. Aves

تابع بقا می‌تواند با استفاده از ارتباط میان تعداد واقعی و قابل پیش‌بینی اسکناس‌های مناسب برآورد شود. تعداد واقعی اسکناس‌های مناسب شامل تمامی اسکناس‌های منتشر شده منهای کل تعداد اسکناس‌های امحا شده تا زمان t است، یعنی، C_t در عبارت زیر که در آن C_t تعداد کل اسکناس‌های مناسب در زمان t ، P_n تعداد کل اسکناس‌های منتشر شده در زمان n و E_n تعداد کل اسکناس‌های امحا شده در زمان n است:

$$C_t = \sum_{n=1}^t (P_n - E_n) \quad (۴)$$

تعداد اسکناس‌های مناسب مورد انتظار در یک نقطه از زمان برابر است با مجموع انتشارهای جدید ضربدر تابع بقا؛ یعنی کسری از اسکناس‌ها از هر انتشار که ممکن است در زمان t مناسب باشند. بنابراین، تعداد مورد انتظار اسکناس مناسب بر اساس داده‌های کل به صورت زیر است (راش، ۲۰۱۵):

$$E(C_t) = \sum_{n=1}^t S(\tau_n, \alpha) P_n \quad (۵)$$

که در این نمایش S تابع بقا، τ_n زمان سپری شده از اولین انتشار اسکناس منتشره در زمان t ، و α بردار پارامترهای تابع بقاست.

به هدف بردار پارامترهای α می‌توان از روش حداقل مربعات غیرخطی استفاده کرد. به عبارت دیگر، تعداد اسکناس‌های C_t به طور تقریبی با تعداد مورد انتظار آن یعنی $E(C_t)$ برابر است و تفاوت میان این دو به دلیل عواملی کاملاً تصادفی نظیر رفتار عموم، ترجیحات در مورد ابزارهای پرداخت و غیره است که در تابع بقا وارد نمی‌شوند. شکل تابعی که عموماً در تحلیل بقا مورد استفاده قرار می‌گیرد توزیع وایبول است که دو پارامتر مقیاس و شکل توزیع دارد.

راش (۲۰۱۵) توزیع وایبول و تصریح فوق را به دو طریق بسط داد. اول احتمال اینکه اسکناسی برای امحا به بانک مرکزی برگردد به عنوان پارامتری اضافی که برآورد می‌شود در مدل لحاظ کرد. دوم، متغیرهای توضیحی برای در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر انتشار، دوام و امحای اسکناس‌ها را در مدل وارد کرد. متغیرهای توضیحی می‌توانند شامل متغیرهای موهومی مربوط به تغییر طراحی اسکناس‌ها (مشخصاً تغییرات رنگ جوهر)، تغییر در تقاضاهای احتیاطی اسکناس،

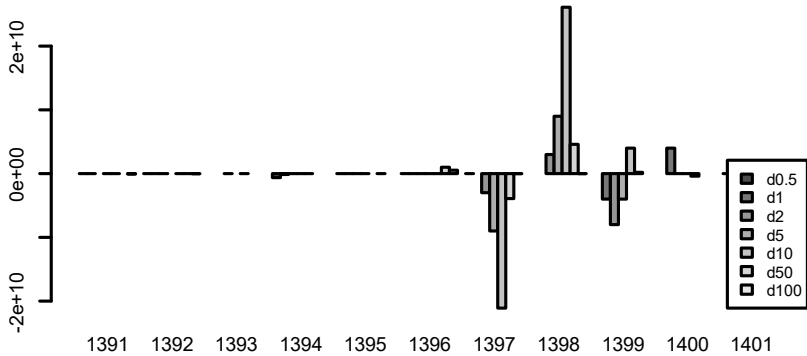
رشد اقتصادی، انواع سیاست‌های مربوط به توزیع، امحا و تغییر در شاخصه‌های نامناسب بودن اسکناس باشند. همچنین، متغیرهای توضیحی می‌تواند برای قطع‌های مختلف اسکناس متفاوت باشد.

۳- داده‌ها

داده‌های تولید و انتشار اطلاعات و امحا به تفکیک قطع‌های مختلف به طور سالانه و از دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ در دسترس است. همچنین، حجم پول و اسکناس به تفکیک قطع در تواتر ماهانه از دوره ۱۳۹۰:۰۱ تا ۱۴۰۱:۱۲ استفاده شده است. داده‌های مختلف با توجه به گزارش‌های محرمانه بانک مرکزی و در فایل جداگانه استخراج شده است. همچنین، «تعداد» برگ‌های اسکناس ناچاراً از تقسیم ارزش کل بر ارزش قطع محاسبه شده است، بنابراین بررسی خطاهای احتمالی مفید است. برای این منظور از روشی که در ادامه توضیح داده می‌شود استفاده می‌کنیم. انتظار می‌رود محدودیت:

$$C_{it+1} = C_{it} + P_{it} - E_{it} \quad (۶)$$

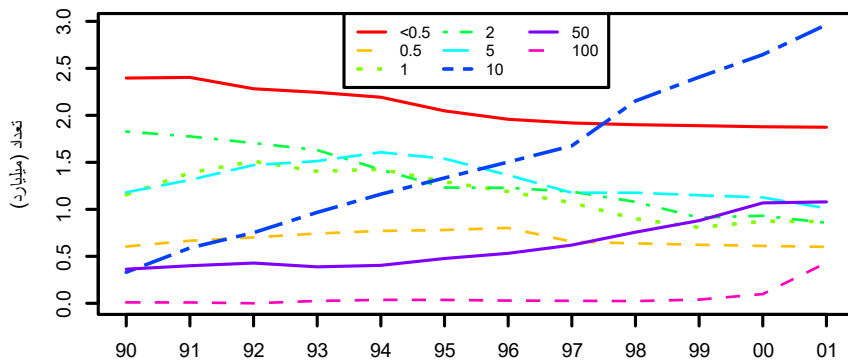
برقرار باشد، که در آن C_{it} تعداد اسکناس در قطع i در ابتدای دوره t ، P_{it} تعداد اسکناس جدید تولیدشده در قطع i و E_{it} تعداد اسکناس امحا شده در قطع i در طول دوره t است. می‌توان تساوی فوق را به صورت $\Delta C_{it+1} = P_{it} - E_{it} + \epsilon_{it}$ بنویسیم که در آن ϵ_{it} کیفیت داده‌ها را نشان می‌دهد و اگر هیچ خطایی در اطلاعات وجود نداشته باشد، این ارزش برای تمام i و t صفر خواهد بود.



شکل ۴. معیاری از خطا در اطلاعات در دسترس به تفکیک قطع و دوره انتشار.

منبع: یافته‌های پژوهش.

به منظور بررسی کیفیت داده‌های موجود در شکل ۴ ارزش‌های ϵ_{it} برای تمام i و t ترسیم شده است. حداکثر قدرمطلق خطا در این اطلاعات برابر با ۱.۲۶ میلیارد عدد است. با توجه به خطاهای موجود داده‌های انتشار اسکناس با استفاده از تساوی موردنظر تعدیل می‌شوند. این بر پایه این احتمال است که به دلیل عدم توزیع اسکناس، این داده‌ها در جریان قرار نگرفته باشند.



شکل ۵. تعداد اسکناس‌ها در انتهای هر سال به تفکیک قطع.

منبع داده‌ها: بانک مرکزی.

در شکل ۵ تعداد اسکناس‌ها در انتهای هر سال (محور افقی) گزارش شده است. یکی از مشاهدات اصلی آن است که حجم اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی روند افزایشی بسیار متمایزی در طول دهه ۹۰ داشته است. نرخ رشد متوسط سالانه این سری برابر با ۱۰۲۲ درصد محاسبه می‌شود. از دیگر مشاهدات قابل ملاحظه، تغییر روند افزایش ایران چک‌های ۱۰۰ هزار تومانی در ابتدای دهه جاری است. همچنین می‌توان مشاهده کرد که اسکناس‌های با قطع کوچک یا روند ثابت یا نزولی دارند در حالی که اسکناس ۱۰ هزار تومانی و ایران چک‌ها روند افزایشی دارند.

جدول ۲. آمارهای توصیفی مربوط به رشد ماهانه تعداد برگ‌های اسکناس و مسکوک در جریان در قطع‌های مختلف و تجمیع آنها

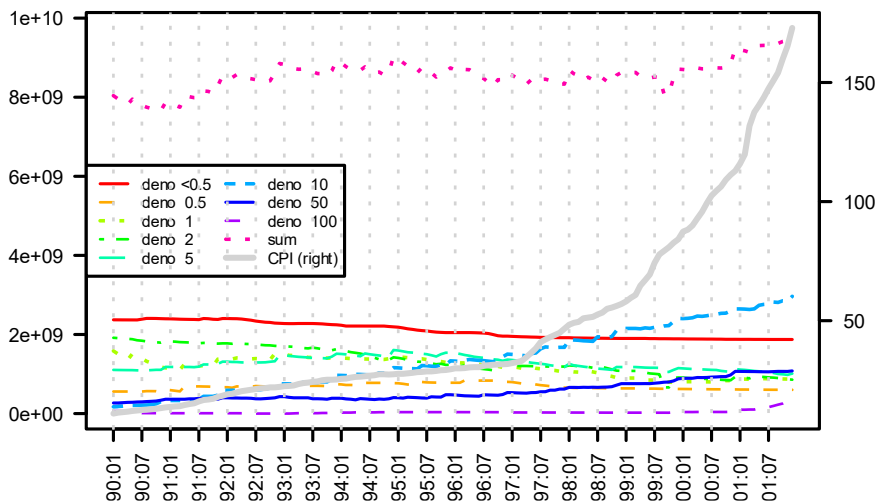
متوسط	واریانس	چولگی	میان	حداقل	حداکثر	
-۰.۰۰۱	۰	-۰.۲۴۳	۰	-۰.۰۱	۰.۰۰۸	قطع < ۰.۵
۰	۰	۴.۳۴۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۳۳	۰.۱۴۲	قطع ۰.۵
-۰.۰۰۳	۰	۲.۱۹۳	-۰.۰۰۲	-۰.۰۴۱	۰.۰۰۹	قطع ۱
-۰.۰۰۴	۰.۰۰۱	-۱.۹۰۱	-۰.۰۰۵	-۰.۰۲۸	۰.۰۲۱۵	قطع ۲
۰	۰	۱.۹۵۶	-۰.۰۰۴	-۰.۰۶۲	۰.۰۰۷۹	قطع ۵
۰.۰۱۴	۰.۰۰۱	۲.۷۸۹	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۷	۰.۱۶۳	قطع ۱۰
۰.۰۰۷	۰	۱.۲۶۲	۰	-۰.۰۴۳	۰.۰۹۳	قطع ۵۰
۰.۰۰۹	۰.۰۵۴	۱.۶۰۸	-۰.۰۰۲	-۱.۴۸۵	۱.۸۷۵	قطع ۱۰۰
۰.۰۰۱	۰	۱.۰۹۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۳۵	۰.۰۳۵	جمع کل

منبع: یافته‌های پژوهش. منبع داده‌ها: بانک مرکزی.

یادداشت. آمارها به درصد است. سطر اول مربوط به قطع‌های کوچک‌تر از ۵۰۰ تومان است.

در ادامه نگاه جزئی‌تری به آماره‌های توصیفی در داده‌های در دسترس با تواتر ماهانه خواهیم داشت. بحث را با ارائه آماره‌های آماره‌های توصیفی نرخ رشد آغاز می‌کنیم. علت آن است که ویژگی مهم این آمارها روند تغییرات آنها در طول زمان است. در جدول ۲ بعضی آماره‌های

توصیفی برای نرخ رشد ماهانه در قطع‌های مختلف گزارش شده است. مطابق با این آمارها، به طور متوسط قطع‌های کوچک‌تر روند کاهشی و قطع‌های بزرگ‌تر روند افزایشی داشته‌اند (چند سطر اول جدول را با چند سطر آخر آن مقایسه کنید). به عنوان مثال، نرخ رشد متوسط قطع‌های کوچک‌تر از ۵۰۰ تومانی (شامل قطع‌های ۱۰۰، ۲۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۲۰۰۰ ریالی) برابر با -۰.۰۰۱ درصد و در قطع ۱۰۰ هزار تومان (بزرگ‌ترین قطع) برابر با ۰.۰۰۹ درصد است. واریانس داده‌ها نسبتاً کوچک است و چولگی داده‌ها بر گزاره پیشین در رابطه با روند متفاوت قطع‌های مختلف صحت می‌گذارد زیرا در قطع‌های کوچک چولگی به سمت اعداد منفی‌تر است. در مجموع، تعداد برگ‌ها در هر ماه به طور متوسط ۰.۰۰۱ درصد رشد داشته است که نسبتاً کم است، به این معنا که در این دوره ۱۲ ساله ترکیب و نه تعداد قطع‌ها تغییر کرده است. البته در این زمینه نیاز به یادآوری است که ابزارهای جایگزین پرداخت رشد داشته‌اند.



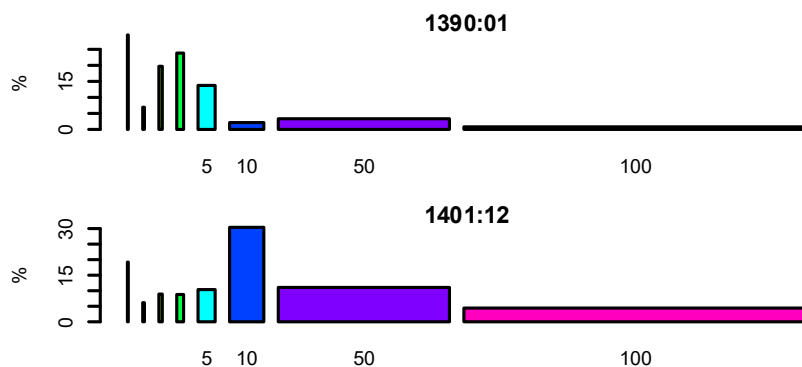
شکل ۶. روند حرکت تعداد برگ در جریان قطع‌های مختلف اسکناس در طول زمان

منبع داده‌ها: بانک مرکزی.

یادداشت: ارزش قطع‌ها به ۱۰۰۰۰ تقسیم شده است. محور افقی زمان و محور عمودی تعداد برگ را نشان می‌دهد. سال پایه شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۴۰۰ است.

در شکل ۶ روند تغییرات تعداد برگ‌های اسکناس و مسکوک به تفکیک قطع ترسیم شده است. این روند نرخ رشد متوسط ماهانه جدول ۲ را نشان می‌دهد. به عنوان مثال می‌توان روند نزولی تعداد برگ‌ها با قطع کوچک‌تر از ۵۰۰ تومان و روند صعودی قطع‌های ۱۰ هزار تومان و ۵۰ هزار تومان را مشاهده کرد. همچنین در این شکل، روند تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز ترسیم شده است. این شاخص از ابتدای دوره تا انتهای دوره (یعنی ۱۲ سال (از ارزش ۱۱ به ۱۷۲.۹ افزایش یافته است (یعنی ۱۵.۷ برابر). اگرچه این همزمان با توسعه ابزارهای جایگزین پرداخت است، اما تغییر ترکیب قطع‌های مختلف به نفع قطع‌های بزرگ‌تر را می‌توان با این موضوع نیز مرتبط دانست.

موضوع دیگری که می‌تواند در شکل ۶ توجه جلب کند، سهم تعداد هر کدام از قطع‌های اسکناس و ایران‌چک از تعداد کل است. این نسبت‌ها و روند تغییرات آنها قابل محاسبه و ارزیابی است (نتایج نزد نویسندگان محفوظ است). روند صعودی تعداد برگ‌ها برای قطع‌های نسبتاً بزرگ‌تر نظیر ۱۰ هزار، ۵۰ هزار و (مخصوصاً در چند سال اخیر) ۱۰۰ هزار تومانی مشخص است. همچنین، روند نزولی تعداد برگ‌ها برای دیگر قطع‌ها مخصوصاً قطع‌های کوچک‌تر از ۵۰۰ تومانی نیز دیده می‌شود، بنابراین توزیع تعداد برگ‌ها به سمت برگ‌های با قطع بزرگ‌تر حرکت کرده است.



شکل ۷. مقایسه سهم تعداد اسکناس و مسکوک در قطع‌های مختلف در دو دوره فروردین ۱۳۹۰ و اسفند ۱۴۰۱
منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: به جز ستون اول، عرض بقیه ستون‌ها برابر با ارزش قطع انتخاب شده است.

به عبارت دیگر، تغییر چولگی توزیع تعداد برگ‌ها بدیهی است. سوآلی که ممکن است مطرح شود آن است که این تغییر در انتهای این دوره نسبت به ۱۲ سال قبل از آن چقدر بوده است؟ ممکن است پاسخ این سوآل در شکل ۶ چندان مشهود نباشد. بنابراین در شکل ۷ توزیع نسبی برای ماه اول و آخر دوره ترسیم شده است. در این شکل نیز تغییر ترکیب قابل رصد است، هرچند به طور مشخص تری به دو نکته اشاره می‌کند: اولاً هم‌چنان سهم تعداد اسکناس‌های با قطع نسبتاً کوچک از کل اسکناس‌ها بالاست. ثانیاً، در این شکل عرض هر ستون به اندازه قطع آن انتخاب شده است و نشان می‌دهد که از منظر ارزش، تغییرات تعداد قطع‌های بزرگ‌تر، نسبتاً بااهمیت‌تر است.

موضوع دیگری که ممکن است با توجه به آمارهای این بخش محل سوآل شود به نقش شاخص قیمت مصرف‌کننده باز می‌گردد. در شکل‌های قبل برای تاکید بر نقش این متغیر، آنرا به همراه سایر متغیرها ترسیم کردیم. با این حال، ارزش حقیقی اسکناس و مسکوک به تفکیک قطع‌های مختلف نیز قابل ترسیم است (نتایج نزد نویسندگان محفوظ است). به جز ایران چک ۱۰۰ هزار تومانی، ارزش حقیقی اسکناس یا ایران چک تمام قطع‌ها روند کاهشی دارد. به عبارت دیگر، سرعت رشد ایران چک ۱۰۰ هزارتومانی و ارزش نسبتاً بالای هر برگ آن باعث شده است که ارزش حقیقی مجموع این نوع قطع در جریان در چند سال اخیر افزایشی باشد. تغییر این روند روند ارزش حقیقی مجموع کل اسکناس و ایران چک را نیز صعودی کرده است.

۵- نتایج تجربی

در این مقاله طول عمر اسکناس‌ها در قطع‌های مختلف از سه روش معکوس نرخ امحا، فیچ (۱۹۸۹) و مدل بقا محاسبه می‌شود. مهم‌ترین محدودیت در این زمینه داده‌های در دسترس هستند. همان‌طور که توضیح داده شد، اطلاعاتی در مورد نحوه انتشار اسکناس‌ها به تفکیک شماره سریال آنها در اختیار نیست، بلکه صرفاً می‌دانیم که در هر سال چه تعداد اسکناس در جریان بوده، چه مقدار جدید تولید شده، و چه تعداد از چرخه بیرون کشیده شده و امحا شده است.

روش‌های ساده نظیر معکوس نرخ امحا و روش فیچ (۱۹۸۹) تحت تأثیر فرض ثابت بودن نرخ امحا قرار می‌گیرند و همان‌طور که مشاهده خواهد شد، این فرض در محاسبات در سال‌های

مختلف نقض می‌شود، به این معنی که با تغییر طول دوره با اعداد متفاوتی به عنوان نرخ امحا مواجه می‌شویم. با این حال برای کامل‌بودن بحث و همینطور وجود یک برآورد بر اساس این روش‌ها، متوسط چند دوره انتهایی به عنوان طول عمر برآوردی توسط هر کدام از این روش‌ها گزارش خواهد شد.

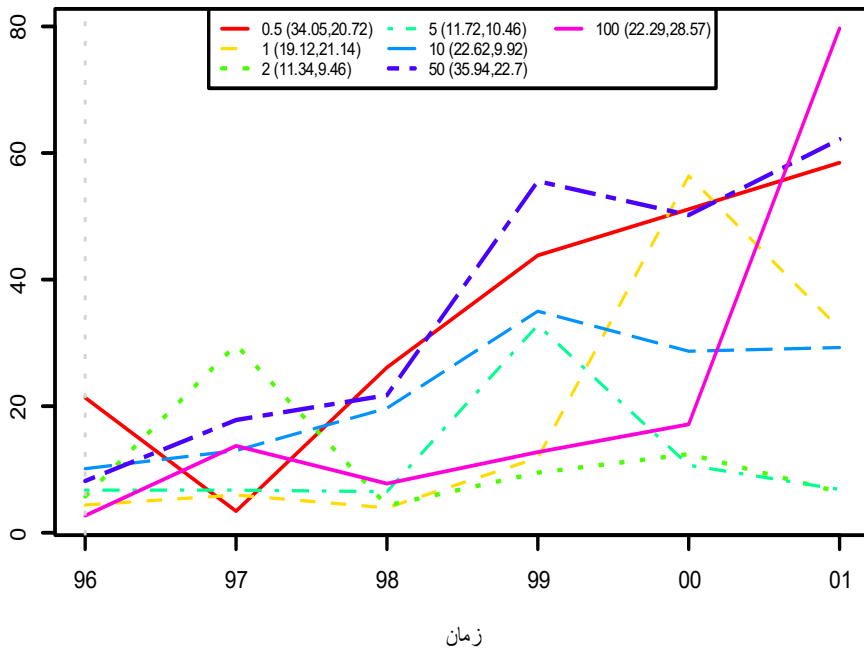
برآورد مدل بقا به سطح اطلاعات بیشتری نیاز دارد. در این حالت اطلاعات باید از ابتدای انتشار یک قطع اسکناس وجود داشته باشد. این اطلاعات فقط برای اسکناس ۱۰ هزار تومانی در دسترس است و بنابراین این مدل تنها برای این قطع برآورد می‌شود.

از دیگر چالش‌های اطلاعاتی مدل بقا آن است که اطلاعات برای برگ‌های به خصوص در دسترس نیست و ما از زمان انتشار و یا امحای یک برگ چیزی نمی‌دانیم. برای گذر از این محدودیت در این فصل به شبیه‌سازی اطلاعات روی می‌آوریم. اگر این فرض که «برگ‌های اسکناسی که زودتر منتشر می‌شوند، زودتر نیز امحا می‌شوند» را معتبر بدانیم، تولید اطلاعات خرد از اطلاعات کلان به هدف برآورد یک مدل بقا ساده است. در شبیه‌سازی تحت فرض مذکور، تعدادی مشخصی اسکناس تولید می‌شود، تعداد مشخصی اسکناس با اولویت اسکناس‌های قدیمی‌تر امحا می‌شود. خوشبختانه این اطلاعات که چه میزان اسکناس تولید و امحا شده است در اختیار است. البته این فرض که ابتدا برگ‌های اسکناسی امحا می‌شوند که زودتر منتشر شده‌اند می‌تواند به بیش‌برآورد طول عمر اسکناس‌ها بیانجامد، زیرا در این حالت زمان پیگیری^۱ حداکثر است. تنها ویژگی که شبیه‌سازی موردنظر نیاز دارد، حجم نمونه در هر دوره است. استفاده از مقیاس «تعداد برگ»ها در اطلاعات کلان در دسترس، باعث می‌شود که با حجم نمونه بسیار زیاد روبه‌رو شویم. در این حالت فرضیه‌های پایه می‌توانند به دلیل اختلاف بسیار جزئی در فروض رد شوند، به این معنی که معناداری آماری وجود دارد، اما معناداری عملیاتی^۲ وجود نداشته و اندازه اثر^۳ کوچک است. انتخاب حجم کوچک در این زمینه می‌تواند مفید باشد.

1. follow-up time

2. practical significant

3. effect size



شکل ۸. نسبت متوسط تعداد اسکناس ها در ۱۲ ماه سال به تعداد اسکناس های امحا شده در آن سال (معکوس نرخ امحا) به تفکیک قطع
منبع: یافته های پژوهش.

یادداشت: اولین عدد در برچسب شکل ها قطع اسکناس در واحد هزار تومان است. اعداد داخل پرانتز به ترتیب میانگین و انحراف معیار هر سری است.

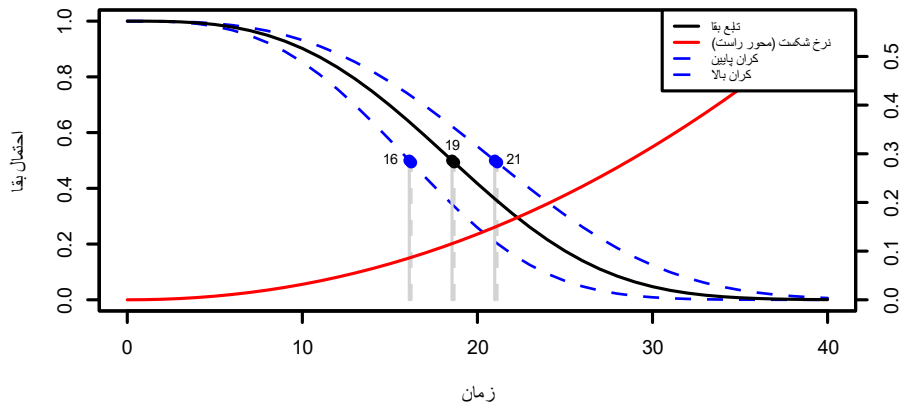
در ابتدا به این موضوع می پردازیم که چه درصدی از اسکناس هایی که در هر دوره وجود دارد امحا شده است (نرخ امحا). البته از آنجا که موجودی اسکناس یک متغیر ذخیره است، همانند راش و همکاران (۲۰۱۵) متوسط دوازده ماهه حجم اسکناس ها را در صورت کسر قرار می دهیم. همان طور که در بخش روش شناسی توضیح داده شد، معکوس نرخ امحا را می توان به عنوان معیاری از متوسط طول عمر اسکناس ها در قطع های مختلف معرفی کرد.

نتایج محاسبات برای قطع های مختلف در شکل ۸ گزارش شده است. مهم ترین نکته ای که می توان به آن اشاره کرد نوسان آمارهاست. ارزش میانگین و انحراف معیار هر کدام از سری ها در برچسب آنها در شکل و درون پرانتز گزارش شده است.

نوسان آمارها به این معنی است که فرض ثابت بودن نرخ امحا چندان معتبر نیست. یک راهکار برای دستیابی به یک آمار اولیه در این زمینه میانگین‌گیری از نتایج در چند دوره آخر است. همان‌طور که از شکل مشخص است، طول عمر اسکناس‌ها (چه با محاسبه میانگین و چه با محاسبه میانه) نسبتاً بالاست. مثلاً با این روش برای اسکناس‌های ۱۰۰۰ تومانی تقریباً ۲۰ سال و برای اسکناس‌های ۵۰ هزار تومانی بیش از ۳۰ سال طول عمر محاسبه می‌شود. البته، همان‌طور که در نتیجه‌گیری بحث خواهد شد، این نتایج را می‌توان نه الزاماً طول عمر بالا، بلکه استاندارد پایین امحا نیز دانست.

روش دیگر در محاسبه طول عمر اسکناس‌ها روش پیشنهاد شده توسط فیچ (۱۹۸۹) است. اصلاحی که در اینجا لحاظ شده است عدم لحاظ مشاهداتی است که در آنها برای یک قطع به خصوص و در یک دوره مشخص تعداد انتشار صفر بوده است. در واقع لحاظ این مشاهدات باعث می‌شود که مخرج کسر نسبتاً کوچک و طول عمر محاسبه شده نسبتاً بزرگ محاسبه شود. این تعدیل شکل‌های قطع ۵۰۰ تومانی و ۱۰۰ هزار تومانی را تقطیع می‌کند. محاسبات در اینجا تا اندازه‌ای مشابه با روش معکوس نرخ امحا است (با هدف کاهش حجم نتایج نزد نویسندگان محفوظ است).

در ادامه، نتایج برآورد مدل بقا گزارش می‌شود. همان‌طور که بیان شد، اطلاعات فقط برای اسکناس ۱۰ هزار تومانی در دسترس است و بنابراین این مدل تنها برای این قطع برآورد می‌شود. در اولین قدم در برآورد مدل بقا برای محاسبه طول عمر اسکناس ۱۰ هزار تومانی، مدل را صرفاً با عرض از مبدأ تخمین می‌زنیم. تابع بقای برآورد شده وایبول در شکل ۹ ترسیم شده است. همچنین در این شکل میانگین و میانه طول عمر اسکناس‌ها به همراه کران‌های پایین و بالا گزارش شده است. نتایج برآورد مدل در جدول ۳ به عنوان مدل ۱ گزارش می‌شود. مدل‌های دیگری نیز با لحاظ شرایط اقتصادی (تورم و تولید) برآورد شده و نتایج در ستون‌های دیگر جدول مذکور گزارش شده است.



شکل ۹. برآورد طول عمر اسکنااس با قطع ۱۰ هزار تومان با مدل بقا

منبع: یافته‌های پژوهش.

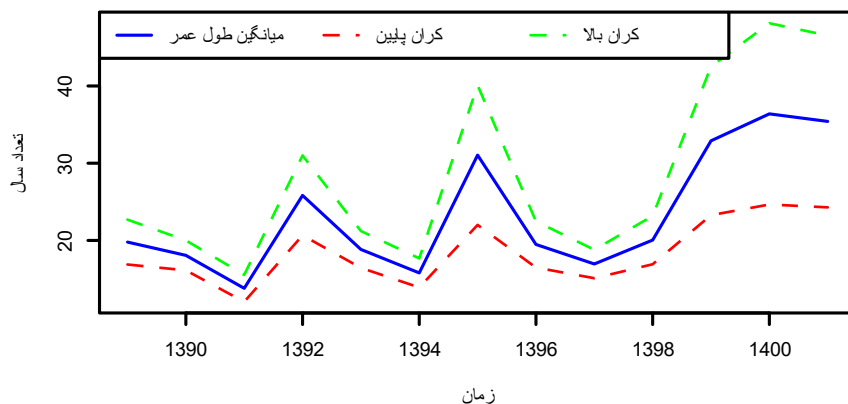
یادداشت: اعداد روی شکل ارزش بر محور افقی (تعداد سال) است. تعداد سال کوچکتر مربوط به میانه و عدد بزرگتر مربوط به میانگین است. برآوردها با استفاده از بسته نرم‌افزاری survival (ترنو، ۲۰۲۳) بدست آمده‌اند.

جدول ۳. برآورد مدل بقا با فرض توزیع وایبول

مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	
۲.۶***	۳***	۲.۸***	۳***	عرض‌ازمبدأ
۰.۰۱۶***	-	۰.۰۰۷۶***	-	تورم
۰.۰۵۱***	۰.۰۳۹***	-	-	رشد
-۱.۲***	-۱.۲***	-۱.۱***	-۱.۱***	لگاریتم (مقیاس)
۳۶۱	۳۶۱	۳۶۱	۳۶۱	تعداد مشاهدات
۶۳۶.۳۲	۶۵۸.۴۶	۶۸۰.۳۱	۶۸۷.۶۳	AIC
۶۵۱.۸۷	۶۷۰.۱۳	۶۹۱.۹۸	۶۹۵.۴	BIC

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت. اعداد پارامترهای تخمین‌زده شده را نشان می‌دهد. *، **، و *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. بسته نرم‌افزاری survival (ترنو، ۲۰۲۳) بدست آمده‌اند.



شکل ۱۰. برآورد طول عمر اسکناس با قطع ۱۰ هزار تومان با مدل بقا با متغیرهای تورم و تولید (مدل ۴ در جدول ۳).

منبع: یافته‌های پژوهش.

پارامتر مقیاس در مدل‌هایی که شرایط اقتصادی را لحاظ می‌کنند تابعی از زمان هستند که به این معناست که برآورد طول عمر به شرایط اقتصادی بستگی دارد. نرخ شکست در این برآورد افزایشی با تقعر به سمت بالاست. شیب مثبت این تابع به این معنی است که با گذشت زمان احتمال از بین رفتن اسکناس بیشتر می‌شود. تقعر به سمت بالا به این معناست که با گذشت زمان، این احتمال با نرخ افزایشی افزایش می‌یابد. در شکل ۱۰ برآورد برای مدل ۴ (دارای کوچک‌ترین AIC به همراه کران‌های بالا و پایین در سال‌های مختلف ترسیم شده است).

متوسط میانگین طول عمر در تمام دوره‌ها برابر با ۲۳.۴ است و این عدد را می‌توان طول عمر متوسط برآوردشده شده توسط مدل بقا برای اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی لحاظ کرد (البته همان طور که در بخش روش‌شناسی بحث شد، به علت ماهیت داده‌ها این عدد می‌تواند تا اندازه‌ای بیش برآورد داشته باشد). این ارزش با استفاده از روش معکوس نرخ امحا برابر با ۲۲.۶ و با استفاده از روش فیچ (۱۹۸۹) برابر با ۲۱ سال محاسبه شد.

۳- نتیجه گیری

در بخش تجربی این مقاله سه روش مختلف برای محاسبه طول عمر اسکناس در ایران معرفی و پیاده‌سازی شد. دو روش اول (معکوس نرخ امحا و روش فیچ (۱۹۸۹) با این فرض انجام می‌گیرند که نرخ امحاء به یک سطح باثبات و ثابت رسیده است و این فرض بحث‌برانگیز است و در نتایج نیز چندان تایید نمی‌شود. روش سوم بر پایه برآورد مدل بقا انجام می‌شود. البته محدودیت اطلاعات باعث شد روش سوم تنها برای برآورد طول عمر اسکناس ۱۰ هزار تومانی پیاده‌سازی شود. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که طول عمر قطع‌های مختلف اسکناس بسته به روش انتخاب شده متفاوت است. متوسط طول عمر اسکناس‌های ۱۰ هزار تومانی با استفاده از روش‌های اول تا سوم به ترتیب به برآوردهای ۲۲.۶، ۲۱، و ۲۳.۴ سال می‌رسد.

یکی از موضوعات قابل طرح با مشاهده این نتایج، مقایسه طول عمر برآورد شده با طول عمر اسکناس‌ها در ژاپن و ایالات متحده است. این در حالی است که کیفیت اسکناس‌ها در این کشورها به مراتب بهتر از کیفیت اسکناس‌های در گردش در ایران است. اگرچه محدودیت و کیفیت آمار و اطلاعات در برآوردهای این گزارش بااهمیت است، اما این مقایسه روی دیگری نیز دارد. درواقع، اگر چه طول عمر اسکناس به جنس اسکناس، فرهنگ استفاده از آن، شرایط آب‌وهوا و غیره بستگی دارد، اما نباید تفاوت در استانداردها و سطوح آستانه بانک‌های مرکزی برای انتخاب اسکناس‌های فرسوده را نادیده گرفت. به عبارت دیگر، نتایج بدست آمده را می‌توان شواهدی در حمایت از این فرضیه دانست که آستانه فرسودگی متفاوتی بین بانک مرکزی در یک کشور توسعه‌یافته و یک کشور در حال توسعه انتخاب می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

کلید موازین اخلاقی پژوهشی در این تحقیق رعایت شده است.

سپاسگزاری

نویسندگان مقاله حاضر بر خود لازم می‌دانند از تمامی افرادی که زمینه انجام این پژوهش را فراهم کردند، قدردانی کنند.

حمایت مالی

این تحقیق هیچ نوع کمک مالی از سازمان‌های دولتی، عمومی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

References

Aves, S. (2019). Survival Analysis and the Life of Australian Banknotes. *RBA Bulletin*, 20, 1-25.

Bank of Japan. (2023). Outline of the Issuance and Circulation of Banknotes and Coins. Retrieved from https://www.boj.or.jp/en/note_tfjgs/note/outline/index.htm

Berenguer, G., Keskinocak, P., Shanthikumar, J. G., Swaminathan, J. M., Van Wassenhove, L., Geismar, H. N., Sriskandarajah, C., & Zhu, Y. (2017). A Review of Operational Issues in Managing Physical Currency Supply Chains. *Production and Operations Management*, 26(6), 976-996.

Deinhammer, H., & Ladi, A. (2017). Modelling Euro Banknote Quality in Circulation. *European Central Bank*, Retrieved from <chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op204.en.pdf>

European Central Bank. (2023). Online survey on the quality of euro banknotes in circulation. Retrieved November 25, 2023, from <https://epsilon.escb.eu/limesurvey3/827918>

Federal Reserve. (2023a). Life Cycle of a Bank Note in US. Retrieved from <https://www.federalreserve.gov/faqs/how-long-is-the-life-span-of-us-paper-money.htm>

----- (2023b). Supporting Statement for the Payment Systems Surveys. Retrieved November 25, 2023, from https://www.federalreserve.gov/paymentsystems/frps_about.html

Feige, E. L. (1989). Currency Velocity and Cash Payments in the US Economy: The Currency Enigma. *SSRN*, 2735004, 1-20.

Griffiths, D. (2002). The Attrition Rate of United States Coins in Circulation: Some Evidence from Federal Reserve data. *Applied Economics*, 34(16), 2023-2029.

Kyrychok, T., Shevchuk, A., Nesterenko, V., & Kyrychok, P. (2014). Banknote Paper Deterioration Factors: Circulation Simulator Method. *BioResources*, 9(1), 710-724.

O'Brien, S. (2017). Understanding Consumer Cash Use: Preliminary Findings from the 2016 Diary of Consumer Payment Choice. Federal Reserve Bank of San Francisco. Retrieved November 25, 2023, from <https://www.frbservices.org/news/fed360/issues/010218/010218-cash-2016-diary-consumer-payment-choice.html>

Rush, A. (2015). The Life of Australian Banknotes. Retrieved from <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2015/pdf/rdp2015-10.pdf>



Industrial Organization: Concepts, Objectives, and Historical Developments

Amin Haghnejad*,¹ 

1. Department of Applied Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 08 Dec. 2024 Revised: 16 Feb. 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Firm Behavior,</i> <i>Industrial</i> <i>Organization,</i> <i>Market Structure,</i> <i>New Empirical</i> <i>Industrial</i> <i>Organization</i> <i>(NEIO),</i> <i>SCP Paradigm.</i></p> <p>JEL Classification: <i>D4, L1, L4.</i></p>	<p>This paper examines the concepts, objectives, and historical evolution of industrial organization. This branch of economics focuses on the study of market structures, firm behavior and performance, and related public policies such as antitrust policies, regulation, and deregulation. The findings of this research indicate that industrial organization has evolved through four historical stages since Adam Smith. In the first stage (1770s–1860s), classical economists introduced concepts such as competition and monopoly and developed the earliest models of competition analysis. In the second stage (1870s to 1920s), with the emergence of neoclassical economics, many analytical tools for studying markets and firm behavior were introduced by economists and mathematicians, and public policy in the areas of competition and monopolies gained significant attention. The third stage (1930s–1970s) was marked by the introduction of the theory of monopolistic competition and the Structure-Conduct-Performance (SCP) analytical framework. Finally, since the 1980s, the New Empirical Industrial Organization (NEIO) has emerged in response to criticisms of the SCP paradigm. This review, by tracing the evolutionary development of industrial organization, provides researchers with valuable insights into the challenges and research opportunities within this field.</p>

Haghnejad, A. (2025). Industrial Organization: Concepts, Objectives, and Historical Developments. *Journal of Economic Research*, 60(1), 800-857.



©Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.390043.1008979](https://doi.org/10.22059/jte.2025.390043.1008979)





انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

سازماندهی صنعتی: مفاهیم، اهداف و سیر تحولات تاریخی

امین حق نژاد*  

۱. گروه اقتصاد کاربردی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	مقاله حاضر به بررسی مفاهیم، اهداف و سیر تحولات تاریخی سازماندهی صنعتی می‌پردازد. این شاخه از علم اقتصاد به مطالعه ساختار بازارها، رفتار و عملکرد بنگاه‌ها و سیاست‌های عمومی مرتبط از قبیل سیاست‌های ضد انحصار، مقررات‌گذاری و مقررات‌زدایی مربوط می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که سازماندهی صنعتی از زمان آدام اسمیت تاکنون در چهار مرحله تاریخی تکامل یافته است. در مرحله نخست (دهه‌های ۱۷۷۰ تا ۱۸۶۰)، اقتصاددانان کلاسیک مفاهیمی مانند رقابت و انحصار را مطرح کرده و نخستین مدل‌های تحلیل رقابت را توسعه دادند. در مرحله دوم (دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰)، با ظهور اقتصاد نئوکلاسیک، بسیاری از ابزارهای تحلیلی برای مطالعه بازارها و رفتار بنگاه‌ها توسط اقتصاددانان و ریاضی‌دانان معرفی شدند و نیز سیاست‌گذاری عمومی در حوزه رقابت و انحصارات مورد توجه ویژه قرار گرفت. مرحله سوم (دهه‌های ۱۹۳۰ تا ۱۹۷۰) با معرفی نظریه رقابت انحصاری و چارچوب تحلیلی ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) همراه بود. سرانجام، از دهه ۱۹۸۰ به بعد، سازماندهی صنعتی تجربی نوین (NEIO) در پی نقدهای وارد بر پارادایم SCP توسعه یافت. این مطالعه مروری با تبیین سیر تکاملی سازماندهی صنعتی، به پژوهشگران در شناسایی چالش‌ها و فرصت‌های تحقیقاتی در این حوزه کمک می‌کند.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۱۸	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۲۸	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۳/۳۱	
کلیدواژه‌ها: سازماندهی صنعتی، ساختار بازار، رفتار بنگاه، پارادایم SCP سازماندهی صنعتی تجربی نوین (NEIO).	
طبقه‌بندی JEL: D4, L1, L4.	

حق نژاد، امین. (۱۴۰۴). عنوان سازماندهی صنعتی: مفاهیم، اهداف و سیر تحولات تاریخی. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۱)، ۸۰۰-۸۵۷

۸۵۷

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: [10.22059/jte.2025.390043.1008979](https://doi.org/10.22059/jte.2025.390043.1008979)

۱- مقدمه

آنچه امروزه به‌عنوان «سازماندهی صنعتی»^۱ شناخته می‌شود، شاخه‌ای از علم اقتصاد است که در طول تاریخ با عناوین دیگری مانند «اقتصاد صنعتی»^۲، «اقتصاد صنعت»^۳، «صنعت و تجارت»^۴ و «اقتصاد بازرگانی»^۵ مورد توجه قرار گرفته است (اُیِنِن، ۲۰۱۰؛ بارثوال، ۲۰۲۲). در این میان، اقتصاد صنعتی نزدیک‌ترین عنوان به سازماندهی صنعتی است که امروزه نیز گاهاً مورد استفاده قرار می‌گیرد. به‌عنوان مثال، سازماندهی صنعتی در بریتانیا و اروپا به‌عنوان اقتصاد صنعتی نام‌گذاری شده است. اصطلاح «سازماندهی صنعتی» برای نخستین‌بار در آثار آلفرد مارشال^۸ در اواخر قرن نوزدهم به‌کار رفته است. به‌طور مشخص، این عبارت در عنوان پنج فصل پایایی از کتاب مشهور «اصول علم اقتصاد»^۹ از این اقتصاددان برجسته دیده می‌شود (مارشال، ۱۸۹۰).

اگرچه سازماندهی صنعتی قدمتی به درازای تاریخ اقتصاد و صنعت دارد، نخستین نوآوری‌های تحقیقاتی مدرن در این حوزه به دهه‌های پایانی قرن نوزدهم بازمی‌گردد. در آن دوران، مفاهیم بنیادین سازماندهی صنعتی با ظهور نظریه اقتصاد خرد نئوکلاسیک^{۱۰} توسعه یافتند. این پیشرفت‌ها همچنین تحت تأثیر نابسامانی‌های گسترده در بسیاری از صنایع قرار داشت؛ شرایطی که ادغام‌ها^{۱۱}، اقدامات ضد رقابتی و پیشرفت تکنولوژی منجر به شکل‌گیری انحصارات صنعتی شد. به‌عنوان مثال، در ایالات متحده، سیاست‌های ضدانحصار^{۱۲} و مقررات تنظیمی برای مقابله با پیامدهای این انحصارات به‌تدریج طراحی و تدوین گردید. این تدابیر ضد انحصاری طی سال‌های ۱۹۰۰ تا ۱۹۲۰ بسیار مؤثر واقع شدند؛ به‌طوری‌که مقامات ضدانحصار پرونده‌های قضایی متعددی علیه اکثر شرکت‌های بزرگ تشکیل دادند و نهادهای نظارتی جدید محدودیت‌هایی بر انحصارات نوظهور در حوزه‌های برق و تلفن اعمال نمودند (دی‌یونگ و شفرد^{۱۳}، ۲۰۰۷). در شرایطی که

1. Industrial Organization
2. Industrial Economics
3. Economics of Industry
4. Industry and Trade
5. Business Economics
6. Oinonen
7. Barthwal

8. Alfred Marshall
9. Principles of Economics
10. Neoclassical Microeconomic Theory
11. Mergers
12. Antitrust
13. De Jong and Shepherd

نارضایتی عمومی از عملکرد اقتصاد خصوصی در این برهه زمانی به اوج خود رسیده بود، چنین پیشرفتی در حوزه سازماندهی صنعتی یک واقعه خوشایند تلقی می‌شد.

بسیاری از محققان، معرفی نظریه رقابت انحصاری ادورد چیمبرلین^۱ در اوایل دهه ۱۹۳۰ را سرآغاز عصر مدرن سازماندهی صنعتی می‌دانند (پلتزمن^۲، ۱۹۹۱). این دهه، نقطه عطفی برای ورود سازماندهی صنعتی به مرحله‌ای جدید با ایده‌های نوظهور بود. علاوه بر این، دهه ۱۹۳۰ آغازگر تحلیل مدرن انحصار چندجانبه^۳ در پرتو نظریه‌پردازی‌های خلاقانه بود. با این وجود، پس از دهه ۱۹۷۰، گروهی از محققان جوان دستاوردهای پیش از این دهه را نادیده گرفتند. در واقع، آنان ایده‌های دهه‌های ۱۹۳۰ تا ۱۹۶۰ را سطحی و کم‌ارزش جلوه می‌دادند. جالب اینکه محققان دهه ۱۹۳۰ نیز دقیقاً چنین نگرشی نسبت به دوران پیش از خود داشتند. البته سازماندهی صنعتی تا دهه ۱۹۳۰ به‌عنوان یک تخصص علمی در دانشگاه‌های آمریکا پذیرفته نشده بود. از دهه ۱۹۳۰ به بعد، سازماندهی صنعتی به ابزاری کلیدی برای فهم و مدیریت تعاملات پیچیده در بازارهای اقتصادی تبدیل شد. این رشته با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی و نظریه بازی‌ها^۴ توانست تحلیل عمیق‌تری از رفتار بنگاه‌ها و پویایی بازارها ارائه دهد. نظریه بازی‌ها، به‌ویژه از دهه ۱۹۷۰، به ابزاری اساسی برای مطالعه تعاملات استراتژیک بنگاه‌ها در بازارهای انحصار چندجانبه تبدیل شد. علاوه بر این، اقتصاد رفتاری^۵ نیز نقش بسزایی در توسعه سازماندهی صنعتی ایفا کرده است، چراکه توانسته رفتار مصرف‌کنندگان و تصمیم‌گیری‌های آن‌ها را در محیط‌های رقابتی و انحصاری بررسی کند.

اگرچه نظریه سازماندهی صنعتی نوین که در دهه ۱۹۷۰ و پس از آن شکل گرفت، اغلب به عنوان پیشگامی در این حوزه مطرح می‌شود، اما این دیدگاه نادرست است. پیشگامی واقعی به دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۰۰ مربوط می‌شود، دوره‌ای که نظریه اقتصادی نئوکلاسیک در اروپا و ایالات متحده غالب شد (دی‌یونگ و شفر، ۲۰۰۷). در این برهه، نظریه‌پردازی نظیر آلفرد مارشال و آنتوان آگستین کورنو^۶ نقش بسزایی در شکل‌گیری مفاهیم بنیادی سازماندهی صنعتی ایفا کردند. به‌ویژه، معرفی مفاهیمی مانند منحنی هزینه نهایی، ساختارهای انحصار دوجانبه^۷ و تحلیل شرایط

1. Edward Chamberlin

2. Peltzman

3. Oligopoly

4. Game Theory

5. Behavioral Economics

6. Antoine Augustin Cournot

7. Duopoly

تعادلی بازارها، مسیر جدیدی را برای مطالعات اقتصادی گشود. با این وجود، سازماندهی صنعتی ریشه‌های تاریخی عمیق‌تری دارد. اکثر متون این حوزه، دیدگاه‌های کلاسیک را نقطه آغازین مرور ادبیات سازماندهی صنعتی در نظر می‌گیرند، چرا که اقتصاددانان کلاسیک مانند آدام اسمیت برای نخستین بار به بررسی موضوعاتی چون رقابت، انحصار و تأثیر ساختار بازارها بر رفاه اقتصادی پرداختند.

مطالعه حاضر با تحلیل مفاهیم، اهداف و تحولات تاریخی سازماندهی صنعتی، تصویری جامع از سیر تکامل این شاخه از علم اقتصاد ارائه می‌دهد. چنین مطالعه‌ای می‌تواند به پژوهشگران در آشنایی با ادبیات موضوع و شناسایی چالش‌های جدید و فرصت‌های تحقیقاتی در زمینه‌های مختلف سازماندهی صنعتی کمک کند. بخش دوم مقاله به بررسی تعاریف، اهداف و قلمرو سازماندهی صنعتی اختصاص دارد. در بخش سوم، سیر تحولات تاریخی این حوزه در چهار دوره‌ی متوالی بررسی می‌شود و رویکردهای محوری از قبیل پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) و سازماندهی صنعتی تجربی نوین (NEIO) مورد بحث قرار می‌گیرند. در نهایت، خلاصه و نتیجه‌گیری مطالعه در بخش چهارم ارائه می‌شود.

۲- تعاریف، اهداف و قلمرو سازماندهی صنعتی

تاکنون تعاریف گوناگونی از سازماندهی صنعتی ارائه شده است که بررسی آنها می‌تواند اهداف و قلمرو مطالعاتی این شاخه از علم اقتصاد را مشخص نماید. استیگلر^۱ (۱۹۶۸) هدف اصلی سازماندهی صنعتی را بررسی ساختار بازارها یا توزیع اندازه بنگاه‌ها، عوامل تعیین‌کننده ساختار بازار، تأثیر تمرکز بر رقابت و اثرات رقابت بر قیمت‌ها، سرمایه‌گذاری، نوآوری و غیره می‌داند. وی همچنین به ماهیت تجربی سازماندهی صنعتی و جنبه‌های سیاست‌گذاری عمومی آن (مانند سیاست‌های ضدانحصار و تنظیمی) اشاره می‌کند. کیوز^۲ (۱۹۷۴) بیان می‌کند که سازماندهی صنعتی اساساً به مطالعه ساختار بازارها و تأثیر آنها بر رفاه اقتصادی می‌پردازد. وی معتقد است که سازماندهی صنعتی در صدد پاسخگویی به دو پرسش کلیدی است: نخست، بر اساس معیارهای

^۱. Stigler

^۲. Caves

اقتصاد رفاه، چگونه یک بازار می‌تواند بهترین عملکرد را داشته باشد؟ دوم، کدام ویژگی‌های ساختاری بازار منجر به عملکرد مطلوب یا نامطلوب بنگاه‌ها می‌شوند؟ اِشمانسی^۱ (۱۹۸۷) سازماندهی صنعتی (یا اقتصاد صنعتی) را شاخه‌ای از علم اقتصاد می‌داند که ابزارهای ضروری برای تحلیل تعاملات بازارها و ارزیابی پیامدهای اقتصادی آنها برای جامعه را فراهم می‌آورد. وی تصریح می‌کند که این حوزه به بررسی بازارهایی می‌پردازد که مدل استاندارد «رقابت کامل»^۲ در مورد آنها کاربردی ندارد. در چنین شرایطی، ویژگی‌های مطلوب مدل‌های «رقابت ناقص»^۳ و طراحی سیاست‌های ضدانحصار و تنظیمی دولت، که با هدف بهبود عملکرد بازارها تدوین می‌شوند، مورد توجه قرار می‌گیرد. تیرل^۴ (۱۹۸۸) سازماندهی صنعتی را مطالعه عملکرد بازارها به‌عنوان یک مفهوم اساسی در اقتصاد خرد تعریف می‌کند. از نظر کارلتن^۵ (۱۹۸۹)، سازماندهی صنعتی در صدد پاسخ به سه پرسش اساسی است: صنایع فردی چگونه عمل می‌کنند؟ چگونه یک صنعت به قیمت و مقدار تعادلی محصول دست می‌یابد؟ و یک صنعت در مواجهه با تغییرات زمانی شرایط عرضه و تقاضا چگونه رفتار می‌کند؟ کاون و لوین^۶ (۱۹۸۹) بیان می‌کنند که یکی از پرسش‌های اساسی در حوزه سازماندهی صنعتی این است که بنگاه‌ها و بازارها چگونه باید سازماندهی شوند تا مطلوب‌ترین عملکرد اقتصادی را به ارمغان آورند. دیودار^۷ (۱۹۹۴) سازماندهی صنعتی را شاخه‌ای از اقتصاد خرد می‌داند که به بررسی ماهیت و رفتار بنگاه‌ها در بازارهای غیررقابتی می‌پردازد؛ به‌گونه‌ای که پیامدهای مثبت و هنجاری رقابت و قدرت بازاری^۸ را تحلیل کرده و نقش سیاست‌های تنظیمی و ضدانحصار دولت را در بهبود عملکرد بازارها ارزیابی می‌کند. از نظر چرچ و ور^۹ (۲۰۰۰)، سازماندهی صنعتی به مطالعه عملکرد و سازکار بازارهای رقابت ناقص و بررسی رفتار بنگاه‌هایی که در این بازارها فعالیت می‌کنند، می‌پردازد. دی‌یونگ و شفرد (۲۰۰۷) بحث می‌کنند که هسته اصلی سازماندهی صنعتی از دو مفهوم اساسی رقابت و قدرت انحصاری و اثرات آنها بر بازارها و کل اقتصاد تشکیل شده است. این نویسندگان موضوعات اصلی مورد بحث در سازماندهی صنعتی مدرن را به چهار دسته تقسیم می‌کنند: (۱) درجه رقابت و انحصار^{۱۰}: چه درجه‌ای

1. Schmalensee

2. Perfect Competition

3. Imperfect Competition

4. Tirole

5. Carlton

6. Cohen and Levin

7. Deodhar

8. Market Power

9. Church and Ware

10. Degrees of Competition and Monopoly

از رقابت یا قدرت انحصاری در یک بازار خاص وجود دارد؟ (۲) عوامل تعیین کننده رقابت یا انحصار^۱: چه عواملی شدت رقابت یا قدرت انحصاری را تعیین می کند؟ (۳) رفتار^۲: چگونه رقابت و انحصار بر رفتار بنگاهها تأثیر می گذارند؟ (۴) عملکرد^۳: چگونه رقابت و انحصار بر سودها، قیمت‌ها، کارایی، نوآوری و دیگر ابعاد عملکرد بنگاهها تأثیر می گذارند؟ علاوه بر این، دی یونگ و شِرد تأکید دارند که سازماندهی صنعتی یک جنبه مهم مرتبط با سیاست گذاری عمومی نیز دارد. در این راستا، پیشگامان این حوزه به تحلیل سیاست‌هایی پرداخته‌اند که با هدف جلوگیری از شکل‌گیری انحصار یا مهار و اصلاح آن در صورت وقوع، تدوین شده‌اند. این سیاست‌ها عمدتاً شامل موارد زیر هستند: (۱) سیاست‌های ضدانحصار، با هدف جلوگیری از شکل‌گیری یا کاهش قدرت انحصاری؛ (۲) سیاست‌های تنظیمی یا مقررات‌گذاری^۴، با هدف کنترل «انحصارات طبیعی^۵»؛ (۳) سیاست‌های مقررات‌زدایی^۶، با هدف حذف موانع و محدودیت‌های رقابت؛ (۴) مالکیت عمومی بنگاه‌ها^۷، با هدف تأمین منافع عمومی در شرایط ناکارآمدی رقابت. از دیدگاه آینو و لوین^۸ (۲۰۱۰)، سازماندهی صنعتی به بررسی ساختار صنایع در اقتصاد و رفتار بنگاهها و افراد در این صنایع می‌پردازد. این حوزه به‌طور تاریخی بر چگونگی انحراف بازارها از شرایط ایده‌آل رقابت کامل تمرکز داشته است، انحرافات^۹ که ممکن است به‌علت صرفه‌های ناشی از مقیاس^۹، هزینه‌های معاملاتی^{۱۰}، رفتار استراتژیک^{۱۱} و یا عوامل دیگر باشند. از منظر تجربی، این موضوع منجر به طرح پرسش‌هایی در مورد نقش رقابت در بازارهای مختلف و ارتباط آن با ساختار صنعت می‌شود. این پرسش‌ها با مسائل سیاست‌گذاری عمومی، از قبیل تعیین موضع مناسب در سیاست‌های ضدانحصار نسبت به صنایع متمرکز یا طراحی سازکارهای تنظیمی برای صنایع برخوردار از صرفه‌های ناشی از مقیاس، انطباق دارند. مجلینا^{۱۲} (۲۰۱۱) سازماندهی صنعتی را مطالعه بازارهایی می‌داند که از شرایط رقابت کامل فاصله دارند (یعنی فروض اساسی مدل رقابت کامل را نقض می‌کنند). بر این اساس، تمرکز مدل‌های سازماندهی صنعتی بر نقش ویژگی‌های خاص بازار و رفتار بنگاهها در

1. Determinants of Competition or Monopoly

2. Conduct (Behavior)

3. Performance

4. Regulation

5. Natural Monopolies

6. Deregulation

7. Public Enterprise

8. Einav and Levin

9. Economies of Scale

10. Transaction Costs

11. Strategic Behavior

12. Maggiolino

شکل‌گیری، رشد و تداوم قدرت بازاری است. از نظر مک‌فتریج^۱ (۲۰۱۱)، سازماندهی صنعتی یا اقتصاد صنعتی به‌طور سنتی به‌عنوان مطالعه ساختار بازارها و بنگاه‌ها و تعاملات میان آنها تعریف می‌شود. به‌طور کلی، سازماندهی صنعتی اساساً در صدد پاسخ به سه پرسش مهم است: (۱) چه عواملی ساختار بازارها و بنگاه‌ها را شکل می‌دهند؟ (۲) سازماندهی بازارها چگونه بر رفتار بنگاه‌ها و عملکرد بازارها تأثیر می‌گذارد؟ (۳) رفتار بنگاه‌ها چگونه بر ساختار یا سازماندهی بازارها و عملکرد آنها تأثیر می‌گذارد؟ اشمالسنسی^۲ (۲۰۱۲) خاطرنشان می‌کند که موضوع اصلی سازماندهی صنعتی بررسی پیامدهای انحراف بازارهای واقعی از شرایط ایده‌آل رقابت کامل برای رفتار فروشندگان و در نتیجه برای عملکرد بازار است. از دیدگاه ترمبلی و ترمبلی^۳ (۲۰۱۲)، سازماندهی صنعتی، که گاهی با عنوان اقتصاد صنعتی نیز شناخته می‌شود، به ارائه مفاهیم نظری و شواهد تجربی درباره بازارهای رقابت ناقص می‌پردازد. این حوزه به بررسی رفتار استراتژیک بنگاه‌ها و عملکرد اقتصادی بازارهای رقابت ناقص اختصاص دارد. پرسش‌هایی نظیر اینکه چه عواملی ساختار بازار را شکل می‌دهند، چرا برخی صنایع شامل تعداد زیادی تولیدکننده هستند در حالی که در سایر صنایع تنها یک یا چند تولیدکننده فعالیت می‌کنند؟ بازارها چگونه عمل می‌کنند؟ و رقابت ناقص چه پیامدهای اقتصادی دارد؟ در این حوزه مورد بررسی قرار می‌گیرند. این نویسندگان تأکید دارند که سیاست‌گذاری عمومی در ارتباط با مسائل مربوط به قدرت بازاری ناشی از رقابت ناقص، یکی از جنبه‌های کلیدی سازماندهی صنعتی است. به عقیده آنها، درک نحوه شکل‌گیری ساختار بازارها و بررسی پیامدهای اقتصادی رقابت ناقص، به ارزیابی دقیق‌تر و مؤثرتر منافع سیاست‌های ضدانحصار و مقررات‌گذاری کمک می‌کند. همچنین، ترمبلی و ترمبلی به تفاوت سازماندهی صنعتی با اقتصاد خرد اشاره کرده و بیان می‌کنند که این حوزه، به دلیل تأکید بیشتر بر بازارهای واقعی، نظم‌نهادی و شواهد تجربی، از نظریه اقتصاد خرد متمایز است. از دیدگاه نرمن و چیپز^۴ (۲۰۱۴)، سازماندهی صنعتی شاخه‌ای از علم اقتصاد است که به تحلیل رفتار بنگاه‌ها در بازارهای رقابت ناقص، به‌ویژه بازارهای انحصار چندجانبه می‌پردازد. این حوزه شامل مطالعه سازماندهی داخلی بنگاه‌ها، تصمیم‌گیری استراتژیک و مقررات و سیاست‌های ضدانحصار است و از نظریه بازی‌های

1. McFetridge

2. Schmalensee

3. Tremblay and Tremblay

4. Norman and Chisholm

غیرهمکارانه^۱ و اقتصادسنجی کاربردی به عنوان روش‌های اصلی تحلیل بهره می‌گیرد. یوزونیدس^۲ (۲۰۱۶) سازماندهی صنعتی را زمینه‌ای خاص از مطالعه سازکارهای اقتصادی می‌داند که موضوع اصلی آن، سازماندهی بازارها و بنگاه‌ها و استراتژی‌های آنها است. این حوزه همچنین به توسعه ابزارهایی برای اجرای سیاست‌های عمومی در زمینه تنظیم بازار می‌پردازد. از نظر کبرال^۳ (۲۰۱۷)، سازماندهی صنعتی به مطالعه عملکرد بازارها و صنایع و شیوه رقابت میان بنگاه‌ها می‌پردازد. وی پیشنهاد می‌کند که «اقتصاد رقابت ناقص^۴» می‌تواند عنوان دقیق‌تری برای این حوزه باشد. بر این اساس، چهار پرسش کلیدی در حوزه سازماندهی صنعتی مطرح می‌شود: (۱) آیا بنگاه‌ها از قدرت بازاری برخوردارند؟ (۲) چگونه بنگاه‌ها این قدرت بازاری را کسب و حفظ می‌کنند؟ (۳) پیامدهای قدرت بازاری چیست؟ (۴) سیاست‌های عمومی چگونه می‌توانند با قدرت بازاری مقابله کنند؟ بارثوال (۲۰۲۲) اقتصاد صنعتی یا سازماندهی صنعتی را شاخه‌ای مجزا از اقتصاد خرد می‌داند که به مسائل اقتصادی بنگاه‌ها و صنایع و ارتباط آنها با جامعه می‌پردازد.

۳- سیر تحولات تاریخی سازماندهی صنعتی

به طور کلی، تاریخ سازماندهی صنعتی را می‌توان به چهار دوره متوالی تقسیم کرد: دهه‌های ۱۷۷۰ تا ۱۸۶۰؛ دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰؛ دهه‌های ۱۹۳۰ تا ۱۹۷۰؛ دهه ۱۹۸۰ تاکنون. در ادامه، مهمترین تحولات و پیشرفت‌های این حوزه در هر دوره تاریخی مرور خواهند شد.

۳-۱- دهه‌های ۱۷۷۰ تا ۱۸۶۰

در آثار اقتصاددانان کلاسیک مباحث زیادی پیرامون شیوه‌های رقابت بنگاه‌ها با یکدیگر، موانع موجود بر سر راه رقابت و نیز منابع و پیامدهای قدرت انحصاری بنگاه‌ها مطرح شده است (بک‌هاوس^۵، ۱۹۹۰). بخش‌های قابل توجهی از اثر ماندگار آدام اسمیت، «تحقیقی پیرامون ماهیت و علل ثروت ملل^۶ (۱۷۷۶)»، به موضوعات اصلی سازماندهی صنعتی از قبیل رقابت، پیامدهای

1. Non-Cooperative

2. Uzunidis

3. Cabral

4. Economics of Imperfect Competition

5. Backhouse

6. An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations

انحصار و تبنی^۱ و عوامل تعیین‌کننده اندازه و ساختار بنگاه‌ها پرداخته‌اند. به‌عنوان مثال، اسمیت در مورد تبنی میان بنگاه‌های به‌ظاهر رقیب و برخورداری از قدرت انحصاری چنین می‌نویسد (پپل^۲ و همکاران، ۲۰۱۴):

«افرادی که در یک حرفه مشترک فعالیت دارند حتی در جشن‌ها و برنامه‌های تفریحاتی هم به ندرت گرد هم می‌آیند، مگر اینکه دسیسه‌ای علیه عامه مردم یا تدابیری برای افزایش قیمت در کار باشد... انحصارگرها با محدودسازی مداوم عرضه کالاها، هیچ‌گاه تقاضای مؤثر را به‌طور کامل تأمین نمی‌کنند و به این ترتیب کالاهای خود را با قیمتی فراتر از قیمت طبیعی به فروش می‌رسانند»^۳.

اسمیت استدلال می‌کند که هرچه تعداد بنگاه‌ها کمتر باشد، تبنی میان آنها آسان‌تر خواهد بود و این امر می‌تواند منجر به افزایش قیمت‌ها شود. وی توضیح می‌دهد که ممکن است دسیسه و تبنی به‌عنوان ابزارهایی برای رقابت کردن و دستیابی به قدرت بازاری مورد استفاده قرار گیرند.^۴ اسمیت تحرک ناقص منابع و نیز بی‌کشش بودن عرضه عوامل تولید را به‌عنوان منابع قدرت انحصاری تشخیص داد که از نظر وی قابل حذف نیستند (سالودری و سینیورینا، ۲۰۱۳). اصطلاح «انحصار طبیعی» برای نخستین بار توسط توماس رابرت مالتوس^۵ در سال ۱۸۱۵ معرفی شد و به مواردی اطلاق می‌شد که عرضه منابع طبیعی محدود بود. سمیول بیلی^۶ در سال ۱۸۲۵، «انحصارات»^۷ را به‌عنوان بازارهایی با محدودیت ورود و یک یا چند فروشنده رقیب تعریف کرد. وی همچنین بازارهایی را شناسایی کرد که بنگاه‌های پیشگام در صنعت^۸ دارای یک مزیت هزینه‌ای نسبت به بنگاه‌های تازه‌وارد^۹ بودند و نقش رقابت بالقوه را برجسته نمود. در سال ۱۸۳۶، ناسا سینیور^{۱۰} بر نقش نوآوری در ایجاد رقابت تأکید کرد و عدم دسترسی به اطلاعات مربوط به

را سبقت‌جویی و مسابقه میان رقبا می‌دانست. بر این اساس، واضح است که رقابت و قدرت بازاری در تضاد با یکدیگر نیستند (فاکرلو و کیورز، ۲۰۱۶).

6. Salvadori and Signorino

7. Thomas Robert Malthus

8. Samuel Bailey

9. Monopolies

10. Incumbents

11. New Entrants

12. Nassau Senior

1. Collusion

2. Pepal

3. Adam Smith, 1776, The Wealth of Nations, Book I, Chapter X.

4. Adam Smith, 1776, The Wealth of Nations, Book I, Chapter XII.

5. لازم به ذکر است که مفهوم امروزی «رقابت کامل» تنها در دهه ۱۹۳۰ به‌طور کامل تعریف شده است (ماکوک، ۱۹۹۵).

قبل از آن، رقابت به‌عنوان یک فعالیت تلقی می‌شد و رقابت کردن به‌معنای اتخاذ استراتژی‌هایی برای دستیابی به قدرت انحصاری (یعنی قدرت قیمت‌گذاری) بود. آدام اسمیت نیز رقابت

سود بنگاه‌ها را به‌عنوان منبع قدرت بازاری در نظر گرفت. در سال ۱۸۴۸، جان استیورت میل^۱ موقعیت‌های انحصار طبیعی در معنای نوین آن شناسایی کرد و با اسمیت هم‌عقیده بود که تعداد محدود بنگاه‌ها زمینه را برای تبانی فراهم می‌کند. وی همچنین بسیاری از محدودیت‌های عملی رقابت را توصیف کرد که معروف‌ترین آنها «عادات»^۲ است. با این حال، میل معتقد بود که حتی در میان تعداد محدودی از تولیدکنندگان نیز تا حدی رقابت شکل خواهد گرفت و نوآوری را نتیجه‌ی تلاش بنگاه‌ها برای بقا در عرصه رقابت می‌دانست. در سال ۱۸۶۷، کارل مارکس^۳ پیش‌بینی کرد که در اقتصادهای سرمایه‌داری^۴، رقابت منجر به افزایش تمرکز و تجمیع سرمایه می‌شود و در نتیجه، شرکت‌های بزرگ با قدرت انحصاری رو به رشد پدیدار می‌گردند. در سال ۱۸۷۴، جان الیت کرنس^۵ که اغلب به‌عنوان آخرین اقتصاددان کلاسیک شناخته می‌شود، مفهوم «گروه‌های غیررقابتی»^۶ را مطرح کرد (منظور گروه‌هایی از تولیدکنندگان است که رقابت درون‌گروهی میان آنها وجود دارد اما رقابت بین‌گروهی غیرممکن است). به طور خلاصه، اقتصاددانان کلاسیک مجموعه‌ای از استراتژی‌های رقابت و نیز برخی موانع که بر سر راه فرآیند رقابت بود را شناسایی کرده بودند. از آنجایی که آنان به قابلیت خودتنظیمی بازارها در شرایط رقابت آزاد اعتقاد داشتند، معمولاً قدرت انحصاری ناشی از استراتژی‌های بنگاه را در معرض تهدیدهای واقعی و بالقوه) رقابت می‌دیدند. تا زمانی که بازار فاقد محدودیت‌های قانونی بود، رقابت به‌عنوان یک پدیده بسیار رایج تلقی می‌شد. چنین برداشتی بیشتر با این حقیقت تأیید می‌شود که در نوشته‌های آنان فضای نسبتاً کمی به موضوع خاص انحصار اختصاص داده شده است (فاکرلو و کیورز^۷، ۲۰۱۶).

در نیمه اول قرن نوزدهم، نظریه‌های دیگری نیز توسعه یافتند. به‌عنوان مثال، آنتوان آگستین کورنو در سال ۱۸۳۸ به مسأله حداکثرسازی سود انحصارگر پرداخت و سپس یک مدل انحصار دوجانبه ارائه داد که در آن، بنگاه‌ها بر سر مقدار تولید رقابت می‌کنند. وی نشان داد که چنانچه تعداد بنگاه‌ها به سمت بی‌نهایت میل کند، شدت رقابت به‌طور «نامحدود»^۸ افزایش می‌یابد.

1. John Stuart Mill

2. Customs

3. Karl Marx

4. Capitalism

5. John Elliot Cairnes

6. Non-Competing Groups

7. Faccarello and Kurz

8. Unlimited

کورنو همچنین توضیح داد که در صورت نزولی بودن تابع هزینه نهایی، یک انحصار کامل^۱ به وجود خواهد آمد. وی نقش برجسته‌ای در شناسایی هزینه‌های ثابت و متغیر و نیز تعریف مفاهیمی مانند هزینه نهایی، درآمد نهایی و حداکثرسازی سود داشت. اگرچه کورنو نقش بسزایی در توسعه نظریه‌های رقابت کامل و انحصار داشت، اما شهرت وی بیشتر به دلیل ارائه مدل انحصار دوجانبه است (لیپچینسکی^۲ و همکاران، ۲۰۱۷). در سال ۱۸۳۹، چارلز الت^۳ یک مدل انحصار دوجانبه با حدسیات قیمتی^۴ توسعه داد. وی اولین اقتصاد-ریاضی‌دان آمریکایی بود که توابع تقاضا و هزینه و نیز مدل قیمت‌گذاری را (هرچند با شناختی محدود) تصریح کرد. در سال ۱۸۴۴، جولس دوپویت^۵ زبان رفاهی ناشی از قیمت‌گذاری انحصاری را محاسبه کرد، نظریه تبعیض قیمت^۶ را پایه‌گذاری کرد، برخی موانع ورود بنگاه‌ها به بخش حمل و نقل را شناسایی کرد و شبکه حمل و نقل را به‌عنوان یک انحصار طبیعی معرفی کرد (ماسکا^۷، ۱۹۹۸). در سال ۱۸۵۰، داینایسیس لاردنر^۸ مدل حداکثرسازی سود انحصارگر را در یک فضای هندسی تشریح نمود.

آنچه تاکنون ارائه شد، شواهدی است دال بر اینکه برخی از مفاهیم اصلی سازماندهی صنعتی، مانند رقابت و انحصار، حداقل از زمان آدام اسمیت مورد توجه اقتصاددانان مکاتب فکری مختلف بوده‌اند. با این حال، همان‌طور که قبلاً اشاره شد، دهه ۱۸۷۰ سرآغاز عصر مدرن در تاریخ سازماندهی صنعتی تلقی می‌شود. در حقیقت، پیشرفت صنعتی و پیدایش نظریه‌های اقتصادی نئوکلاسیک، که ابزارهای ریاضی-تحلیلی مفیدی را فراهم آوردند، عصر جدیدی را در تاریخ سازماندهی صنعتی رقم زدند. از این زمان به بعد، نقش اقتصاددانان آمریکایی و کانادایی در پیشبرد اهداف تحقیقاتی و سیاستی سازماندهی صنعتی بیشتر شد. به‌ویژه، از حدود سال ۱۹۰۰ به بعد، سهم عمده پیشرفت‌های فنی در این حوزه مرهون تلاش‌های این اقتصاددانان است. این در حالیست که در دوره‌های پیشین، اقتصاددانان اروپایی و بریتانیایی نقش برجسته‌تری داشته‌اند. به‌طور طبیعی، با گذشت زمان، دامنه موضوعات تحت پوشش این حوزه از علم اقتصاد نیز وسیع‌تر شده است.

1. Pure Monopoly

2. Lipczynski

3. Charles Ellet

4. Price Conjectures

5. Jules Dupuit

6. Price Discrimination

7. Mosca

8. Dionysius Lardner

۳-۲- دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰

همان‌طور که اشاره شد، موج دوم تحولات اقتصاد سازماندهی صنعتی به دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰ مربوط می‌شود که از آن به‌عنوان عصر مدرن سازماندهی صنعتی یاد می‌کنند. در این دوره، مفاهیم و نوآوری‌های جدیدی در این حوزه در اروپا و به‌ویژه در ایالات متحده معرفی گردید. آمریکایی‌ها برای مدت زمان طولانی از رقابت حمایت کرده و با انواع کنترل‌های بازاری توسط انحصارگرها و قیمت‌گذاران^۱ مقابله نمودند. پس از دهه ۱۸۷۰، تمرکز روی رقابت حتی آشکارتر شد. نظریه جدید اقتصاد خرد تأکید داشت که رقابت بازار را به‌سوی تخصیص کارایی منابع سوق می‌دهد. با این حال، کشمکش‌ها و اختلالات شدید در بازارهای صنعتی موجب شد رقابت واقعی در بسیاری از بخش‌های اقتصاد رو به رشد ایالات متحده روندی نزولی در پیش گیرد. به‌عنوان مثال، تراست جدید «استاندارد اویل»^۲ و نیز تراست «یواس استیل»^۳ در سال ۱۹۰۱ به قدرت انحصاری بالایی دست یافتند. به‌طور مشابه، راه‌آهن‌های غرب تا سال ۱۸۹۰ قدرت انحصاری قابل توجهی بدست آوردند. همچنین، تولیدکنندگان فلزات سنگین، سازندگان تجهیزات کشاورزی، انحصارات جدید برق و تلفن و شماری دیگر از تراست‌های نزدیک به انحصار در صنایع مختلف ایالات متحده در اولین موج بزرگ ادغام‌های مربوط به دوره زمانی ۱۹۰۴-۱۸۸۷ نیز چنین شرایطی را تجربه نمودند. این مسائل نه تنها به‌واسطه افزایش ادغام‌ها بلکه به‌دلیل انواع سوءاستفاده‌های بنگاه‌های غالب (مسلط) از رقبای کوچک شدت یافتند. بنابراین، دقیقاً زمانی که نابسامانی صنعتی در حال تبدیل شدن به یک حقیقت تلخ بود و نیاز مبرم به رهنمودها و ابزارهای سیاستی جدید احساس می‌شد، مفاهیم رقابت به دور از این جنجال‌ها در حال توسعه بودند. تضاد میان نظریه روشن و واقعیت مبهم محققان برجسته را به قضاوت‌ها و انتخاب‌های سیاسی پیچیده‌ای واداشت. آمریکایی‌ها برای مدت زمان طولانی با انحصار و استثماری صنعتی در بازارهای کوچک محلی مقابله کرده بودند، اما با رویدادهای دهه‌های ۱۹۰۰-۱۸۷۰، این مسائل در سطح ملی نمایان شدند و مستلزم راهکارهای اساسی‌تری بودند. هم‌زمان با تحولات صنعتی، تحلیل دقیق رقابت کامل و دگرگونی‌های آن از دهه ۱۸۷۰ با نظریه‌پردازی اقتصاددانان نئوکلاسیک آغاز شد. پیامدهای رقابت

1. Price Fixer

3. US Steel Trust

2. Standard Oil Trust

به‌عنوان مجموعه‌ای از شرایط فنی مرتبط با هزینه‌ها و قیمت‌های تعادلی تعریف گردید. همچنین، شرایط انحصاری و پیامدهای آن از جنبه‌های نظری و عملی مورد بررسی قرار گرفت. تحولات صنعتی در دهه‌های ۱۸۸۰ و ۱۸۹۰ ضرورت تحقیقات علمی در این حوزه را آشکارتر ساخت. نمایندگان شرکت‌های بزرگ ادعا داشتند که صرفه‌های ناشی از مقیاس موجب رشد سریع ادغام‌ها و ظهور بنگاه‌های غالب شده است که این امر تهدیدی جدی برای رقابت در صدها بازار به شمار می‌رفت. این مسأله گروهی از پژوهشگران را به تأمل و تألیف درباره موضوعات مهم سازماندهی صنعتی واداشت. آنان همچنین به بررسی ضرورت تدوین سیاست‌هایی نظیر قوانین ضد انحصار و مقررات تنظیمی در حوزه خدمات عمومی پرداختند. در ایالات متحده، افکار و احساسات عمومی علیه انحصار در عصر جکسونی^۱ به شدت برانگیخته شد. تا نیمه دوم قرن نوزدهم، این جریان به حدی قوت گرفت که احزاب سیاسی در بسیاری از ایالت‌ها رسماً خود را «حزب ضد انحصار»^۲ نامیدند و حتی در سال ۱۸۸۴ یک حزب ملی در این زمینه تشکیل شد. در این دوره، بسیاری از آمریکایی‌ها متقاعد شده بودند که تعداد محدودی از شرکت‌های بزرگ و تراست‌ها، مانند استاندارد اوایل و امریکن تباکو^۳، قدرت بازاری خود را دقیقاً به شیوه‌ای که آدام اسمیت پیش‌بینی کرده بود، به کار گرفته‌اند. در نهایت، توافقی حاصل شد که برای حفظ رقابت در بازارها، باید چارچوب قانونی مشخصی تعریف شود. بدین ترتیب، جنبش افکار عمومی الهام گرفته از دیدگاه اسمیتی منجر به تصویب اولین قانون ضدانحصار ایالات متحده تحت عنوان «قانون شرمن»^۴ ۱۸۹۰ توسط کنگره آمریکا شد. تصویب قانون ضدانحصار شرمن، که تراست‌ها را به‌عنوان فعالیت‌های ضد رقابتی منع می‌کرد، یکی از مهمترین رویدادها در تاریخ سازماندهی صنعتی تلقی می‌شود. از آن پس، سیاست‌های عمومی به سازماندهی صنعتی افزوده شد. نکته جالب توجه این است که دغدغه‌های آدام اسمیت صراحتاً در دو بند اصلی این قانون منعکس شده است. بند یکم این قانون، قراردادهای ادغام‌ها و تبنی‌ها در جهت محدود کردن تجارت را ممنوع می‌کند. بند دوم نیز هرگونه تلاشی در جهت انحصاری کردن بازارها را غیر قانونی اعلام می‌دارد (پیل و همکاران، ۲۰۱۴). سیاست ضدانحصار در ابتدا بر جلوگیری از توافقات تبنی‌گرایانه^۵ برای افزایش قیمت‌ها (مطابق بند یکم

1. Jacksonian Era

2. Anti-Monopoly Party

3. American Tobacco

4. The 1890 Sherman Act

5. Collusive Agreements

قانون شرمَن) تمرکز داشت، اما با گذشت زمان، این سیاست ابعاد وسیع‌تری پیدا کرد. از منظر تاریخ سازماندهی صنعتی، سال ۱۸۹۰ در اروپا نیز اهمیت ویژه‌ای داشت. انتشار کتاب «اصول علم اقتصاد»^۱ اثر آلفرد مارشال در این سال، به‌عنوان سنگ بنای مکتب اقتصاد نئوکلاسیک شناخته می‌شود و یک تحول اساسی در این حوزه ایجاد کرد.

یکی از مشخصه‌های برجسته دوره دوم تحولات سازماندهی صنعتی، به‌کارگیری ابزارهای تحلیلی است که در دهه‌های قبل توسط اقتصاددانان و ریاضی‌دانانی همچون جولس دوپویت و آگستین کورنو ارائه شده بودند، اما برای مدت طولانی مورد غفلت واقع شده بودند. بسیاری از پیشرفت‌های نظری مدرن در زمینه‌های مطلوبیت و قیمت‌گذاری مرهون دستاوردهای این اندیشمندان بوده است و در حقیقت آنان طلایه‌داران واقعی اقتصاد نئوکلاسیک به‌شمار می‌روند. به‌عنوان مثال، مدل رقابت مقداری کورنو با گذشت بیش از چهار دهه برای نخستین بار در اوایل دهه ۱۸۸۰ مورد بازنگری قرار گرفت. در سال ۱۸۸۱، فرانسویس اجوورث^۲ با الهام از کورنو، یک مدل انحصار دوجانبه مبتنی بر فرض رقابت قیمتی و همگنی محصول را معرفی کرد. وی همچنین برای نخستین بار برخی الزامات رقابت مانند ارتباطات آزاد، تقسیم‌پذیری کالا و تعدد فروشندگان را تعریف کرد. جوزف برترند^۳ نیز در سال ۱۸۸۳ با انتقاد از مدل اصلی کورنو، یک مدل انحصار دوجانبه جایگزین را معرفی کرد؛ به طوری که قیمت (به جای مقدار محصول در مدل کورنو) به‌عنوان متغیر استراتژیک (تصمیم) بنگاه نقش ایفا می‌کند. در سال ۱۸۸۹، رودلف آسپیتز^۴ و ریچرِد لیبن^۵ با بهره‌گیری از دستاوردهای ریاضی‌دانان نسل گذشته، مسأله انحصار را وارد یک چارچوب تعادل عمومی نمودند (نیهنس^۶، ۱۹۹۰؛ فاکرِلو و کیورز، ۲۰۱۶).

در مجموع، تا سال ۱۹۰۰، بسیاری از مفاهیم و موضوعات اساسی در حوزه سازماندهی صنعتی از قبیل نواقص بازار، فعالیت‌های ضد رقابتی، زیان‌ها و مزایای احتمالی انحصارات، صرفه‌های ناشی از مقیاس و انحصارات طبیعی، تبانی، تبعیض قیمت و نوآوری معرفی شدند. با وجود شناخت زیان‌های ناشی از انحصار، طرفداران بازار آزاد نئولیبرالی در اروپا، بریتانیا و ایالات متحده همچنان

1. Principles of Economics

2. Francis Edgeworth

3. Joseph Bertrand

4. Rudolf Auspitz

5. Richard Lieben

6. Niehans

به دفاع از انحصارات پرداختند. بنابراین، تا این مقطع زمانی، سازماندهی صنعتی به طیف وسیعی از نظریه‌های محض تا تحقیقات کاملاً کاربردی گسترش یافت.

در فاصله سال‌های ۱۹۲۰-۱۹۰۰، تحقیقات علمی در اروپا در سطح متوسطی پیش رفت و برخی محققان به منظور بررسی ویژگی‌ها و جنبه‌های عملی رقابت، پا فراتر از چارچوب نظریه نئوکلاسیک گذاشتند. با این وجود، تحقیقات محدودی پیرامون سیاست‌های ضد انحصار در بخش خدمات عمومی انجام شد. در مقابل، ایالات متحده شاهد تحقیقات گسترده‌ای در زمینه سیاست‌های ضد انحصار و مقررات مربوط به انحصارات نوظهور بود. در این راستا، احکام قضایی سختگیرانه‌ای علیه رویه‌های قیمت‌گذاری و سلطه بنگاه‌های واحد صادر گردید. در اوایل قرن بیستم، استراتژی‌های رقابت مورد بحث و بررسی قرار گرفت و مشخصه‌های ساختاری بازارهای مختلف با دقت بیشتری شناسایی شدند. در سال ۱۹۰۰، ریچارد ایلی^۱ به تحلیل ماهیت انحصاری علائم تجاری پرداخت. وی توضیح داد که کالاهای جانشین قدرت بازاری بنگاه‌ها را کاهش می‌دهند و صرفه‌های ناشی از مقیاس مانع ورود بنگاه‌های جدید به بازار می‌شوند. ایلی همچنین به تجزیه و تحلیل بیشتر انحصار طبیعی در صنعت نوپای برق پرداخت. در همان سال، ویلیام کالیپر^۲ به نقش استراتژیک ظرفیت مازاد^۳ پی برد. در سال ۱۹۰۱، کِنیوت ویکسل^۴ گام‌های مؤثری در جهت تعریف رقابت کامل برداشت. وی همچنین نمونه‌ای از شرایط رقابت ناقص را که ناشی از هزینه‌های سربار^۵، عرضه مشترک^۶ و موقعیت‌های مکانی^۷ بود، معرفی کرد. در سال ۱۹۰۳، مافیو پنتلینای^۸ تحلیل دقیقی از ادغام‌های افقی^۹ و عمودی^{۱۰} انجام داد و ادغام عمودی را تأیید کرد. این اقتصاددان قوانین ضد انحصار را ناعادلانه می‌دانست و با آنها مخالفت نمود. علاوه بر این، پنتلینای در سال ۱۹۰۹ به تحلیل عمیق اثر هزینه‌های سربار بر اندازه بنگاه‌ها پرداخت. در سال ۱۹۰۶، هنری لادول مور^{۱۱} در اولین مقاله‌ای که صراحتاً به مسأله رقابت پرداخت، فهرست جدیدی از پیش‌نیازهای تعریف یک بازار رقابت کامل ارائه داد. در ارتباط با شناسایی ساختارهای بازاری، انریکو براون^{۱۲} نقش مهمی را در سال ۱۹۰۸ ایفا کرد. وی یک تعریف تحلیلی از حداقل

1. Richard Ely

2. William Collier

3. Excess Capacity

4. Knut Wicksell

5. Overhead Costs

6. Joint Supply

7. Location

8. Maffeo Pantaleoni

9. Horizontal Merger

10. Vertical Merger

11. Henry Ludwell Moore

12. Enrico Barone

مقیاس کارا و تعداد بهینه بنگاه‌ها ارائه داد. براون همچنین اولین کسی بود که به توصیف دقیق مشخصه‌های هزینه‌ها و تقاضا که منجر به شکل‌گیری انحصار طبیعی می‌شوند، پرداخت (ماسکا)^۱، (۲۰۰۸). در سال‌های ۱۹۱۳-۱۹۱۱، اولین نمودار با منحنی‌های هزینه‌ای U-شکل توسط اجورث ترسیم شد. وی برای نخستین بار در ادبیات اقتصادی نشان داد که در مورد انحصار طبیعی، تابع تقاضا منحنی هزینه متوسط را در قسمت نزولی آن قطع می‌کند. هنری کارتر آدامز^۲ پس از آنکه در سال ۱۸۸۷ اثرات ساختار بازار بر بازدهی (ثابت، فزاینده و کاهنده) نسبت به مقیاس^۳ را بررسی کرد، در سال ۱۹۱۸ استدلال کرد که اندازه بنگاه عامل قدرت انحصاری است. با این وجود، دهه ۱۹۲۰ با ایده‌های جدید کمتری در اروپا و ایالات متحده همراه بود و توجه چندانی به سیاست‌های ضدانحصار و مقررات تنظیمی نشد (نیپنس، ۱۹۹۰؛ فاکرلو و کیورز، ۲۰۱۶).

به طور خلاصه، موج دوم تحولات و نوآوری‌های سازماندهی صنعتی که به دوره زمانی ۱۸۷۰-۱۹۳۰ مربوط می‌شود، از دو جنبه حائز اهمیت است. نخست، در این دوره بسیاری از مفاهیم امروزی سازماندهی صنعتی شکل گرفتند که بخش عمده‌ای از آنها نتیجه تلاش‌های مارژینالیست‌ها^۴ و نئوکلاسیک‌ها بوده است. در واقع، بسیاری از ابزارهای تحلیلی برای بررسی رفتار بنگاه‌ها و بازارها در این عصر توسط اقتصاددانان و ریاضی‌دانان معرفی شدند که به جهت آنکه هنوز شاخه سازماندهی صنعتی از اقتصاد خرد مجزا نشده بود، این مفاهیم و ابزارها در حیطه اقتصاد خرد قرار می‌گرفتند. دوم، در این دوره، پدیده‌های جدیدی مانند تراست‌ها، کارتل‌ها^۵، ادغام‌ها، یکپارچگی عمودی^۶ بنگاه‌ها، خدمات عمومی^۷ (از قبیل آب، گاز و برق) و راه‌آهن‌ها مسائل جدیدی را به وجود آوردند. در مقایسه با دنیای اقتصاددانان کلاسیک، موقتی بودن موانع رقابت دیگر صادق به نظر نمی‌رسید. در برخی موارد، ورود به بازار حتی بدون وجود موانع قانونی نیز بسیار دشوار بود و قدرت بازاری ناشی از استراتژی‌ها یا موانع، به وضوح پایدار بود. علاوه بر این، با توجه به مفهوم رقابت کامل از دیدگاه مکتب نوظهور نئوکلاسیک، تمام رفتارهای استراتژیک

1. Mosca

2. Henry Carter Adams

3. (Constant, Increasing, and Decreasing)

Returns to Scale

4. Marginalist

5. Cartel

6. Integration

7. Public Utilities

بنگاه‌ها به‌عنوان نشانه‌هایی از انحصار (و نه رفتار رقابتی) تفسیر می‌شدند. به این دلیل، از سال ۱۸۹۰ بعد سیاست‌گذاری به سازماندهی صنعتی اضافه شد و از آن زمان تاکنون، اقتصاددانان و حقوقدانان تحولات و پیشرفت‌های چشمگیری در این زمینه ایجاد کرده‌اند؛ به‌طوری‌که امروزه سیاست‌گذاری عمومی، سیاست رقابت، مقررات تنظیمی و قوانین ضدانحصار یا ضد انحصار جزو کلید واژه‌های اصلی متون سازماندهی صنعتی به‌شمار می‌آیند (نیهنس، ۱۹۹۰؛ فاکرلو و کیورز، ۲۰۱۶).

۳-۳- دهه‌های ۱۹۳۰ تا ۱۹۷۰

اگرچه تا پایان دهه ۱۹۲۰ بسیاری از مفاهیم امروزی سازماندهی صنعتی تعریف شده بودند و نوآوری‌های زیادی در این حوزه به‌وجود آمده بود، اما این شاخه از علم اقتصاد از دهه ۱۹۳۰ فاز مدرن‌تری را آغاز کرد. تا پیش از این دهه، مدل‌های استاندارد رقابت کامل و انحصار کامل به ادبیات اقتصادی معرفی شده بودند که ریشه در نظریه سنتی بنگاه از آدام اسمیت در قرن هجدهم و آلفرد مارشال در قرن نوزدهم دارند. اگرچه این مدل‌ها به لحاظ نظری ساده هستند اما تصویر دقیقی از دنیای واقعی ارائه نمی‌دهند. شواهد نشان می‌دهد که اکثر بازارها به لحاظ ساختاری در شرایط مابین حالت‌های حدی رقابت کامل و انحصار کامل قرار دارند. از این‌رو، از دهه ۱۹۳۰ تاکنون، مطالعه این نوع بازارها محور اصلی حوزه سازماندهی صنعتی بوده است. یکی از مهمترین پیشرفت‌ها در این دهه، انقلاب رقابت انحصاری^۱ با نظریه‌پردازی ادورد چیمبرلن استاد دانشگاه هاروارد در سال ۱۹۳۳ بود. این اقتصاددان برجسته با انتشار کتاب «نظریه رقابت انحصاری» گام بزرگی در جهت توسعه مدرن سازماندهی صنعتی برداشت. چیمبرلن ادعان داشت که شرایط رقابت کامل بر بازارهای دنیای واقعی حاکم نیست و ایده قیمت‌پذیری بنگاه را رد کرد. وی بر این عقیده بود که بنگاه‌ها قادرند با استفاده از ابزارهای تمایز محصول^۲، فعالیت‌های ترویجی و تبلیغات^۳ بر تصمیمات تقاضا برای محصولات خود تأثیر بگذارند. این بدان معناست که بنگاه‌های انفرادی از درجه‌ای از قدرت انحصاری برخوردارند و در صورت افزایش قیمت‌ها، همه مشتریان خود را از

1. Imperfect Competition Revolution

2. Product Differentiation

3. Promotional and Advertising Activities

دست نخواهند داد. به همین دلیل، منحنی تقاضا برای یک بنگاه شیب منفی دارد و بدین ترتیب، بنگاه قیمت‌گذار است (نه قیمت‌پذیر). از طرف دیگر، چیمبرلن معتقد بود که شرایط انحصار طبیعی بر بیشتر بخش‌های تولیدی حاکم نیست؛ به طوری که سود مازاد (غیر نرمال) در یک بخش خاص انگیزه‌ای برای ورود بنگاه‌های جدید به بازار ایجاد می‌نماید. به عبارت دیگر، بنگاه‌ها در شرایطی فعالیت می‌کنند که از درجه‌ای از رقابت برخوردارند. بنابراین، به عقیده چیمبرلن اکثر بازارهای دنیای واقعی دارای ترکیبی از مشخصه‌های رقابتی و انحصاری هستند که وی نام «رقابت انحصاری» را برای آنها برگزید (اسکرپانتی و زماگنی^۱، ۲۰۰۵). نظریه چیمبرلن از حیث تمایز محصول و مطالعه بنگاه به جای صنعت، تفاوت قابل توجهی با نظریه‌های اسمیت و مارشال داشت. بر اساس این نظریه، بنگاه‌ها نه تنها بر اساس قیمت، بلکه بر اساس تمایز محصول نیز با یکدیگر رقابت می‌کنند. به عنوان یک دستاورد بزرگ، نظریه رقابت انحصاری کمک شایانی به پر کردن شکاف آشکار مابین نظریه و مشاهدات تجربی مربوط به نحوه عملکرد بازارها نمود. این نظریه به سرعت وارد جریان اصلی تفکر اقتصادی شد و در طی یک دهه به تمامی کتب درسی نظریه اقتصاد خرد وارد شد. با این وجود، متأسفانه مدل رقابت انحصاری همانند مدل‌های رقابت کامل و انحصار کامل با محدودیت‌هایی مواجه است. این مدل قابلیت پیش‌بینی محدودی دارد و به همین دلیل با نقدهای جدی مواجه شد. با وجود این محدودیت، مدل رقابت انحصاری مفاهیم تمایز محصول و منحنی تقاضای نزولی مرتبط با آن را به نظریه اقتصادی معرفی کرده و نقش حیاتی ورود (به بازار) را برجسته نموده است (والدین و جنسن^۲، ۲۰۱۹). اگرچه درباره ویژگی‌های بازارهای رقابت انحصاری اتفاق نظر وجود دارد، اما نتایج عملکردی آنها محل اختلاف است. از این‌رو، بررسی پیامدهای رفاهی این بازارها یکی از موضوعات محوری در حوزه سازماندهی صنعتی به شمار می‌رود.

همزمان با چیمبرلن، جن رابینسن^۳ از دانشگاه کمبریج نیز به‌طور مستقل یک نظریه مشابه تحت عنوان «رقابت ناقص» ارائه داد و در سال ۱۹۳۳ کتابی با همین عنوان منتشر نمود. با اینکه چیمبرلن و رابینسن به نتایج مشابهی در رابطه با تعادل بنگاه و صنعت دست یافتند، برخی

^۱. Screpanti and Zamagni

^۲. Waldman and Jensen

^۳. Joan Robinson

تفاوت‌های اساسی میان مطالعات آنان وجود داشت. علاوه بر این، پایه‌های نظری مدل‌های آنان نیز متفاوت بود: رابینسن در مقدمه کتاب خود به الهام‌گیری از پیرو اسرافا^۱ اشاره کرده است، اما چیمبرلن مطالعه خود را مرتبط با رساله دکترایش تحت راهنمایی آلن یانگ^۲ در دانشگاه هاروارد (در سال ۱۹۲۷) می‌داند، بدون اینکه مقاله اسرافا را خوانده باشد (اسکرپانتی و زمگنی، ۲۰۰۵). آنچه امروزه به‌عنوان یک مدل ساختار بازاری استاندارد شناخته می‌شود، مدل «رقابت انحصاری» چیمبرلن است، نه مدل رابینسن. اصطلاح «رقابت ناقص» در ادبیات اقتصادی نیز با دو مفهوم رایج به‌کار می‌رود. در کاربرد نخست، به هر نوع ساختار بازاری غیر از رقابت کامل اشاره دارد و در کاربرد دوم، به بازارهایی اشاره دارد که از نظر ساختاری مابین رقابت کامل و انحصار کامل قرار دارند.

علاوه بر بازارهای رقابت انحصاری، بازارهای انحصار چندجانبه از دهه ۱۹۳۰ به بعد توجه اقتصاددانان سازماندهی صنعتی را به خود معطوف کرده‌اند. انحصار چندجانبه به ساختار بازاری اشاره دارد که در آن، تعداد محدودی بنگاه کنترل بازار را در اختیار دارند و وابستگی استراتژیک میان آنها وجود دارد. مطالعه صنایع انحصار چندجانبه در بطن مباحث سازماندهی صنعتی واقع شده است (شپیرو^۳، ۱۹۸۹). همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، نخستین دستاوردهای نظری در حوزه انحصار چندجانبه توسط آگستین کورنو و جوزف برترند در قرن نوزدهم حاصل شد. مدل چیمبرلن باعث احیای علاقه‌مندی به نظریه انحصار چندجانبه شد. هرچند چیمبرلن به مطالعه انحصار چندجانبه نیز پرداخته است، اما این موضوع را با جزئیات کمتری نسبت به مدل رقابت انحصاری، که خود پایه‌گذار آن بود، مورد بررسی قرار داد. وی در سال ۱۹۲۹ مدل «وابستگی متقابل شناخته شده»^۴ را به ادبیات سازماندهی صنعتی معرفی کرد. از دهه ۱۹۳۰ به بعد، مدل‌های انحصار چندجانبه رشد چشمگیری داشته‌اند. به‌عنوان مثال، در سال ۱۹۳۴، هاینرک استکلبرگ^۵ یک مدل انحصار دوجانبه معرفی کرد و در سال ۱۹۳۹، پُل اسویزی^۶ مدل «منحنی تقاضای شکسته»^۷ را معرفی کرد. بر خلاف بازارهای رقابتی با تعداد زیادی رقیب و بازارهای انحصاری با تنها یک بنگاه، در بازارهای انحصار چندجانبه رفتار و سود هر بنگاه به‌طور مستقیم تحت تأثیر اقدامات رقبا قرار

1. Piero Sraffa

2. Allyn Young

3. Shapiro

4. Mutual Dependence Recognized

5. Heinrich Stackelberg

6. Paul Sweezy

7. Kinked-Demand Curve

دارد. بنابراین، تعاملات استراتژیک^۱ در این نوع بازارها نقش کلیدی ایفا می‌کند. برای تحلیل این نوع تعاملات میان بنگاه‌های رقیب، سازماندهی صنعتی به نظریه بازی‌ها روی آورده است. نظریه بازی‌ها نخستین بار در سال ۱۹۴۴ توسط جان وان نیمن^۲ و اوسکار مرگینشتین^۳ معرفی شد و سپس در سال ۱۹۵۰ توسط جان نش^۴ به حوزه اقتصاد وارد شد. با این وجود، این نظریه از دهه ۱۹۷۰ به طور جدی مورد توجه اقتصاددانان سازماندهی صنعتی قرار گرفت و برای ارائه بینش‌هایی درباره پویایی‌های وابستگی متقابل بنگاه‌ها به کار گرفته می‌شود. به طور مشخص، نظریه بازی‌ها ابزارهای مناسبی برای تجزیه و تحلیل، مدل‌سازی و پیش‌بینی رفتار بنگاه‌های انحصار چندجانبه که در موقعیت تصمیم‌گیری‌های استراتژیک قرار دارند، فراهم می‌کند. علاوه بر نظریه بازی‌ها، اقتصاد رفتاری نیز در مطالعه بازارهای رقابت ناقص نقش مهمی ایفا می‌کند. در این خصوص، فقدان یا محدودیت رقابت در بازارها به عواملی مانند ضعف رفتاری مدیران و تمایلات رفتاری مصرف‌کنندگان نسبت داده می‌شود. اقتصاد رفتاری با تکیه بر بینش‌های روانشناختی و شواهد تجربی نشان می‌دهد که برخی مصرف‌کنندگان دچار نقص‌های شناختی هستند و ترجیحات آنها پیچیده‌تر از آن چیزی است که در نظریه‌های سنتی مصرف‌کننده پیش‌بینی می‌شود. بر این اساس، این نظریه به بنگاه‌ها کمک می‌کند تا از طریق شناسایی این ویژگی‌های رفتاری مصرف‌کنندگان، از تاکتیک‌های بازاریابی به طور مؤثرتری بهره‌برداری کنند. در مجموع، نظریه بازی‌ها و اقتصاد رفتاری درک عمیق‌تری از عملکرد بازارهای واقعی ارائه می‌دهند و به تحلیل بهتر پویایی‌های بازار کمک می‌کنند (ترمبلی و ترمبلی، ۲۰۱۲).

به دنبال انقلاب رقابت انحصاری در اوایل دهه ۱۹۳۰، مسائل و موضوعات جدیدی در ارتباط با بازارهای رقابت ناقص در حوزه سازماندهی صنعتی مطرح شد. به طور کلی، تحلیل ساختار بازارها، رفتار و عملکرد بنگاه‌ها و نیز سیاست‌گذاری‌های عمومی به منظور بهبود عملکرد بازارها، به کانون اصلی تحقیقات سازماندهی صنعتی تبدیل شد. در این میان، مسأله قدرت انحصاری (بازاری) یکی از مهمترین موضوعاتی است که از آن زمان تاکنون بخش قابل توجهی از ادبیات سازماندهی صنعتی را به خود اختصاص داده است. به طور مشخص، اندازه‌گیری قدرت انحصاری

1. Strategic Interactions

2. John von Neumann

3. Oskar Morgenstern

4. John Nash

و شناسایی منابع و پیامدهای آن جزو اولویت‌های اصلی مطالعات سازماندهی صنعتی بوده است. همان‌طور که والدین و جنسن (۲۰۱۹) اشاره می‌کند، اگر قدرت بازاری بنگاه‌ها مسأله‌ساز نباشد، هیچ دلیلی برای مطالعه سازماندهی صنعتی به‌عنوان یک شاخه مجزا از علم اقتصاد وجود ندارد. دولت‌ها معمولاً با استفاده از ابزارهای سیاستی مناسب (سیاست‌های رقابت) سعی می‌کنند اثرات منفی قدرت بازاری را محدود کنند. طراحی سیاست‌های بهینه نیازمند شناسایی منابع و پیامدهای قدرت بازاری است که بدون در دست داشتن معیارهای معتبر برای قدرت بازاری بنگاه‌ها میسر نخواهد شد.

نخستین معیار برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری بنگاه‌های فردی در دهه ۱۹۳۰ توسط لرنر^۱ (۱۹۳۴) به ادبیات سازماندهی صنعتی معرفی شد که به‌عنوان «شاخص لرنر^۲» شناخته می‌شود. این شاخص برای هر بنگاه به صورت $L = (P - MC)/P$ محاسبه می‌شود که P و MC به‌ترتیب بیانگر قیمت محصول و هزینه نهایی بنگاه هستند. «حاشیه قیمت-هزینه^۳» یا «مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی^۴» عناوین دیگری هستند که برای شاخص لرنر به کار می‌روند. شاخص لرنر یک معیار طبیعی برای سنجش قدرت انحصاری بنگاه‌ها تلقی می‌شود. با این وجود، در حالی که قیمت‌ها اغلب قابل مشاهده هستند، اندازه‌گیری هزینه‌های نهایی معمولاً دشوار یا حتی غیرممکن است. در مورد برخی صنایع (به‌ویژه صنایع خدماتی)، تعیین دقیق قیمت محصولات نیز چالش‌برانگیز یا حتی امکان‌ناپذیر است. بنابراین، مطالعات متعددی با هدف معرفی روش‌ها و تکنیک‌های جایگزین برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری بنگاه‌ها در دهه‌های بعد انجام شد. برخی از این مطالعات روش‌هایی برای برآورد عنصر هزینه نهایی در شاخص لرنر پیشنهاد کرده یا نسخه‌های جدیدتری از این شاخص معرفی کرده‌اند. به‌طور کلی، معیارهای اندازه‌گیری قدرت بازاری یا ارزیابی رقابت را می‌توان به دو دسته اصلی تقسیم کرد: معیارهای ساختاری^۵ و معیارهای غیرساختاری^۶. این معیارها مبتنی بر دو رویکرد اصلی در تفکر سازماندهی صنعتی هستند. معیارهای

1. Lerner

2. Lerner Index

3. Price-Cost Margin

4. Markup of Price over Marginal Cost

5. Structural Measures

6. Non-Structural Measures

ساختاری مبتنی بر پارادایم «ساختار-رفتار-عملکرد»^۱ (SCP) هستند و معیارهای غیرساختاری دستاورد تحقیقات «سازماندهی صنعتی تجربی نوین»^۲ (NEIO) محسوب می‌شوند. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، دهه ۱۹۳۰ آغازگر یک عصر مدرن در سازماندهی صنعتی به شمار می‌رود، عصری که به دو دوره تقسیم می‌شود: از دهه ۱۹۳۰ تا نیمه نخست دهه ۱۹۷۰، رویکرد یا چارچوب تحلیلی SCP بر ادبیات سازماندهی صنعتی سیطره داشت. با این حال، به دلیل نقدهای جدی که در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، به ویژه از جانب پیروان مکتب شیکاگو^۳ بر این رویکرد وارد شد، موج جدیدی از تحقیقات تجربی آغاز گردید که منجر به شکل‌گیری سازماندهی صنعتی تجربی نوین شد. در ادامه، رویکرد یا پارادایم SCP به دلیل جایگاه ویژه‌ای که در تاریخ تحولات سازماندهی صنعتی دارد، تشریح می‌شود. سپس، نقدهای وارد بر این رویکرد بررسی خواهند شد.

۳-۳-۱- پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP)

اگرچه تا پیش از دهه ۱۹۳۰ بسیاری از مفاهیم امروزی سازماندهی صنعتی معرفی شده بودند، دو رویداد مهم در این دهه تولد رسمی سازماندهی صنعتی از اقتصاد خرد کاربردی را شکل دادند. این تحول اول به انقلاب رقابت انحصاری معروف است که پیش‌تر در مورد آن بحث شد. به دنبال رهبری ادورد میسین^۴ مجموعه بزرگی از مطالعات موردی تفصیلی^۵ برای صنایع مختلف (از قبیل نفت، تنباکو، کود شیمیایی، آلومینیم، خطوط هوایی، سیمان، سیگار و قوطی‌های فلزی) موسوم به «مطالعات درون-صنعتی»^۶ را با تمرکز بر رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها آغاز کردند. این نوع مطالعات اولاً مفصل و زمان‌بر بودند، دوماً تا حد زیادی تحت تأثیر قضاوت‌های ذهنی قرار داشتند و سوماً تعداد محدودی از صنایع را پوشش می‌دادند. داده‌های مورد نیاز این مطالعات نیز اغلب از اسناد و

1. Structure-Conduct-Performance Paradigm

2. New Empirical Industrial Organization

3. Chicago School

4. Edward Mason

5. Detailed Case Studies

6. Intra-Industry

اطلاعات منتشر شده توسط دادسراهای ضدانحصار استخراج می‌شد (اشمالنسی^۱، ۱۹۸۹؛ اشمالنسی، ۲۰۱۲).

در اواخر دهه ۱۹۳۰، میسن^۲ (۱۹۳۹) یک چارچوب تحلیلی معروف به پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) را بر اساس رویکرد «مطالعه موردی»^۳ به منظور مطالعه بازارهای رقابت ناقص پایه‌گذاری کرد که در دهه ۱۹۵۰ توسط بین^۴ (۱۹۵۱، ۱۹۵۶) توسعه یافت.^۵ این پارادایم پیش‌بینی می‌کند که شرایط بنیادی بازار (یعنی عوامل مرتبط با عرضه و تقاضا) موجب شکل‌گیری ساختار بازار می‌شود؛ ساختار بازار به نوبه خود رفتار بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار داده و در نهایت، رفتار بنگاه‌ها عملکرد آنها را تعیین می‌کند. بر این اساس، یک رابطه علی یک‌طرفه از ساختار بازار به رفتار بنگاه‌ها و از رفتار بنگاه‌ها به عملکرد آنها وجود دارد. علاوه بر این، سیاست‌های مختلف دولت نیز ساختار بازار، رفتار بنگاه‌های درون بازار و عملکرد آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در ادامه بحث، عناصر سه‌گانه پارادایم SCP (یعنی، ساختار، رفتار و عملکرد) معرفی می‌شوند.

الف- ساختار

منظور از ساختار بازار^۶، محیط و فضای خاصی است که یک بنگاه تولیدی در آن فعالیت می‌کند و تصمیمات بنگاه درباره قیمت محصول و سطح تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آرنولد^۷، ۲۰۱۹). به بیان دیگر، ساختار بازار به نحوه سازماندهی یک بازار اشاره دارد که بر رفتار بنگاه‌ها تأثیر می‌گذارد (اکانر^۸، ۲۰۰۴). در تعریفی دیگر، ساختار بازار شامل تمام ویژگی‌های بازاری است که بر رفتار خریداران و فروشندگانی که در آن بازار به مبادله می‌پردازند، تأثیر می‌گذارد (هال و لیبرمن^۹، ۲۰۱۲). همچنین، اشمالنسی (۱۹۸۷) ساختار بازار را مجموعه‌ای از متغیرهای قابل مشاهده و نسبتاً

1. Schmalensee

2. Mason

3. Case Study

4. Bain

۵. جو بین (۱۹۹۳-۱۹۱۲) سهم بسزایی در توسعه ادبیات سازماندهی صنعتی و روش‌های تحقیق تجربی در این حوزه داشت. آثار وی مرزهای پژوهش در سازماندهی صنعتی تجربی را برای دهه‌ها شکل داد. از مهمترین دستاوردهای بین می‌توان به توسعه پارادایم SCP (بین ۱۹۵۱ و ۱۹۵۶)، تشریح مفاهیم ساختار، رفتار و عملکرد به‌عنوان عناصر سه‌گانه بازار و پارادایم

SCP (بین، ۱۹۵۹) و نظریه‌پردازی در باب «قیمت‌گذاری محدود» و مفهوم‌سازی «موانع ورود» (بین، ۱۹۵۶) اشاره کرد. بین استدلال می‌کند که رقابت‌پذیری یک بازار نه تنها به تعداد فروشندگان (و خریداران) درون بازار، بلکه به حضور رقابتی بالقوه (شرایط عمومی ورود) بستگی دارد.

6. Market Structure

7. Arnold

8. O'Connor

9. Hall and Lieberman

پایدار در طول زمان می‌داند که تعیین‌کننده‌های اصلی رفتار خریداران یا فروشندگان هستند. بین^۱ (۱۹۵۹) تعریف نسبتاً جامع‌تری از ساختار بازار ارائه می‌دهد: ساختار بازار عبارت از ویژگی‌ها و مشخصه‌های سازمانی بازار است که روابط فروشندگان با یکدیگر، روابط خریداران با یکدیگر، تعاملات میان فروشندگان و خریداران و نیز روابط فروشندگان موجود در بازار با دیگر عرضه‌کنندگان واقعی یا بالقوه کالاها و خدمات را تعیین می‌کنند. در تعریفی دیگر از این نویسنده، ساختار بازار به ابعاد اقتصادی و فنی نسبتاً پایدار یک بازار اشاره دارد که زمینه ایجاد رقابت میان فروشندگان را فراهم می‌کند (بین^۲، ۱۹۷۲). به عبارت دیگر، ساختار بازار را می‌توان به‌عنوان ویژگی‌های سازمانی یک بازار تعریف کرد که بر ماهیت رقابت و فرآیند قیمت‌گذاری در آن تأثیرگذار هستند. از نظر این نویسنده، ویژگی‌های ساختاری اصلی یک بازار که رفتار و عملکرد بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، عبارتند از (۱) درجه تمرکز فروشنده^۳، که به تعداد و توزیع اندازه فروشندگان در بازار اشاره دارد، (۲) درجه تمرکز خریدار^۴، که به تعداد و توزیع اندازه خریداران در بازار اشاره دارد، (۳) درجه تمایز محصول^۵، که اندازه‌ای است که محصولات فروشندگان مختلف از نظر خریداران غیرمشابه هستند و (۴) شرایط ورود^۶ به بازار (یا شدت موانع ورود^۷)، که به سهولت یا دشواری نسبی ورود فروشندگان جدید به بازار اشاره دارد که عموماً به وسیله مزایای فروشندگان موجود در بازار نسبت به فروشندگان بالقوه تعیین می‌شود. علاوه بر این، ادغام عمودی، تنوع‌بخشی^۸ و ساختار هزینه^۹ نیز از دیگر ویژگی‌های ساختاری بازارها به‌شمار می‌آیند. بین (۱۹۵۹) بحث می‌کند که تمرکز فروشندگان موجب سهولت در بروز رفتارهای غیررقابتی مانند تبانی می‌شود و در عین حال، تمرکز خریداران مانع از تداوم چنین رفتارهایی خواهد بود. علاوه بر این، تمایز محصول، فروشندگان را از اقدامات یکدیگر مصون می‌دارد و استراتژی‌های آنان را از رقابت قیمتی به رقابت غیرقیمتی تغییر می‌دهد. علاوه بر این، بین (۱۹۵۶، ۱۹۵۹) سه مانع اصلی ورود به بازار،

¹. Bain

². Bain

³. Degree of Seller Concentration

⁴. Degree of Buyer Concentration

⁵. Degree of Product Differentiation

⁶. Conditions of Entry

⁷. Barriers to Entry

⁸. Diversification

⁹. Cost Structure

یعنی صرفه‌های ناشی از مقیاس، تمایز محصول و مزایای هزینه‌ای مطلق^۱ را شناسایی می‌کند که به بنگاه‌های درون صنعت امکان کسب سودهای مازاد یا غیرنرمال می‌دهند.

ب- رفتار

عنصر دوم پارادایم SCP، رفتار^۲ بازاری بنگاه‌ها (یا رفتار استراتژیک بنگاه‌ها) است که به‌عنوان رابط میان ساختار بازار و عملکرد بنگاه‌های فعال در بازار عمل می‌کند. پرت^۳ (۱۹۸۱) رفتار بنگاه را انتخاب متغیرهای کلیدی تصمیم از قبیل قیمت، تبلیغات، ظرفیت تولید و کیفیت محصول توسط بنگاه تعریف می‌کند. هرنن^۴ و همکاران (۱۹۶۹) رفتار بازاری را به سیاست‌هایی که یک بنگاه در پاسخ به اقدامات رقبای خود اتخاذ می‌کند، نسبت می‌دهند. از نظر این نویسندگان، استراتژی‌های قیمت‌گذاری، کیفیت و تنوع محصول و تبلیغات مهم‌ترین متغیرهای رفتاری بنگاه‌ها هستند. بین (۱۹۵۹) رفتار بازاری فروشندگان را شامل مجموعه‌ای از اعمال، اقدامات و سیاست‌هایی می‌داند که تصمیمات آنان در مورد قیمت فروش، نوع محصول، سطح تولید، هزینه‌های فروش و طراحی محصول را شکل می‌دهد. از نظر این نویسنده، رفتار بازاری بنگاه‌ها متشکل از دو فاز مجزا (اما مرتبط) است: فاز نخست به روابط استراتژیک میان بنگاه‌ها مربوط می‌شود. فاز دوم به اصول و روش‌هایی مربوط می‌شود که واحدهای تصمیم‌گیری مؤثر (بنگاه‌های فردی یا گروهی از بنگاه‌ها) در راستای دستیابی به اهدافشان به کار می‌گیرند. همچنین، از دیدگاه لِنارتز^۵ (۲۰۱۳)، رفتار بازاری بنگاه به سیاست‌های بنگاه‌های فردی در خصوص بازار محصولات و اقدامات رقبای آنها مربوط می‌شود.

به طور کلی، ابعاد مهم رفتاری بنگاه‌ها عبارت‌اند از روش‌های مورد استفاده توسط یک بنگاه یا گروهی از بنگاه‌ها برای تعیین قیمت و مقدار محصول، سیاست محصول (تنوع‌بخشی از طریق طراحی محصول)، سیاست ارتقاء سطح فروش، روش همکاری و هماهنگی سیاست‌های بنگاه‌های رقیب در رابطه با قیمت، تولید و فروش (مانند تبانی آشکار یا ضمنی) و تدابیر انحصارگرانه^۶ و آمرانه^۷ بر علیه رقبای واقعی درون صنعت یا رقبای بالقوه (بین، ۱۹۵۹؛ کلاودیس و میولر^۸، ۱۹۶۱).

1. Absolute Cost Advantages

2. Conduct

3. Porter

4. Hurnanen

5. Lennartz

6. Exclusionary

7. Predatory

8. Clodius and Mueller

بر این اساس، عناصر اصلی رفتار بنگاه‌ها مشتمل بر رفتار قیمت‌گذاری^۱، استراتژی تولید^۲، تبلیغات^۳، تحقیق و توسعه^۴، سرمایه‌گذاری در تجهیزات^۵، تبانی، ادغام و استراتژی‌های قانونی هستند (لیپچینسکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ والدین و جنسن، ۲۰۱۹). لازم به ذکر است که قدرت بازاری بنگاه‌ها به‌عنوان «توانایی بنگاه‌ها برای اعمال قیمت‌های بالاتر از سطح رقابتی یا هزینه نهایی (پرلوف^۶ و همکاران، ۲۰۰۷)» در رفتار بازاری آنها منعکس می‌شود.

ج - عملکرد

عملکرد^۷ آخرین عنصر کلیدی پارادایم SCP است که به نتایج و دستاوردهای اقتصادی یک صنعت به‌عنوان مجموعه‌ای از بنگاه‌ها اشاره دارد (بین، ۱۹۵۹). بر این اساس، تحلیل عملکرد بنگاه‌ها تلاشی برای ارزیابی نتایج حاصل از رفتار بازاری آنها است (دلرم^۸ و همکاران، ۲۰۰۲). هرنن و همکاران (۱۹۶۹) عملکرد را به‌عنوان میزان دستیابی بنگاه‌ها به اهداف اقتصادی گوناگون از قبیل اشتغال، کارایی تولید، ثبات قیمت و محصول، رشد و توزیع عادلانه درآمد تعریف می‌کنند. بنابراین، ارزیابی عملکرد بازار نشان می‌دهد که آیا تعاملات بنگاه‌ها به نتایج مطلوب اقتصادی و اجتماعی منجر می‌شوند یا خیر (لنارتز، ۲۰۱۳). کیوز^۹ (۱۹۹۲) عملکرد بازار را با استفاده از چهار معیار اصلی تحلیل می‌کند: (۱) تلاش برای حداکثرسازی رفاه مصرف‌کنندگان از طریق تولید کالاها و خدمات با حداقل هزینه ممکن، (۲) بهبود کیفیت و تنوع محصولات و پیشرفت تکنولوژی، (۳) ثبات قیمت‌ها و اشتغال و (۴) توزیع عادلانه کالاها در میان مصرف‌کنندگانی که نیازهای مختلفی دارند. به‌طور کلی، رایج‌ترین جنبه‌های عملکرد بازار (بنگاه‌ها) عبارت‌اند از سودآوری، رشد، کارایی تخصیصی^{۱۰}، کارایی تولیدی^{۱۱}، پیشرفت تکنولوژیکی، کیفیت کالاها یا خدمات و حقوق صاحبان سهام (لیپچینسکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ والدین و جنسن، ۲۰۱۹).

1. Pricing Behaviour

2. Product Strategy

3. Advertising

4. Research and Development

5. Plant Investment

6. Perloff

7. Performance

8. Delorme

9. Caves

10. Allocative Efficiency

11. Productive Efficiency

۳-۳-۲- چالش‌های آزمون تجربی پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP)

به دنبال معرفی پارادایم SCP، از دهه ۱۹۵۰ تا اواسط دهه ۱۹۷۰ مطالعات متعددی این پارادایم را با بهره‌گیری از تکنیک‌های آماری و مدل‌های رگرسیونی مختلف مورد آزمون تجربی قرار دادند. بر خلاف مطالعات درون-صنعتی مربوط به دهه‌های ۱۹۳۰ و ۱۹۴۰ که مبتنی بر رویکرد مطالعه موردی در خصوص صنایع فردی بودند، این نوع مطالعات به تجزیه و تحلیل داده‌های مقطعی مربوط به صنایع چندگانه می‌پرداختند و به مطالعات بین-صنعتی شناخته می‌شوند. لازم به ذکر است که دسترسی محققان به داده‌ها و اطلاعات آماری مربوط به صنایع مختلف و نیز کاستی‌های مطالعات موردی دلایل اصلی روی آوردن به مطالعات بین-صنعتی بود. نتایج این نوع مطالعات تجربی برای حدود ربع قرن مبنا و راهنمای اصلی سیاست‌گذاری‌های عمومی (سیاست‌های رقابت یا ضدانحصار) در خصوص بازارهای مختلف بودند. با الهام از پارادایم SCP، دولت‌ها و مقامات قضایی تلاش داشتند با اعمال سیاست‌های مناسب در خصوص ساختار بازارها، رفتار بنگاه‌ها را به گونه‌ای هدایت کنند که محیط رقابتی را تغییر داده و عملکرد اقتصادی و رفاهی بازارها را بهبود بخشند (ماتتی^۱، ۲۰۰۷). علاوه بر این، معیارهای ساختاری قدرت بازاری بر مبنای منطق پارادایم SCP تعریف شده‌اند. با این وجود، نحوه آزمون پارادایم SCP یکی از مسائل چالش‌برانگیز در ادبیات سازماندهی صنعتی به شمار می‌رود. از آنجا که رفتار تبانی‌گرایانه بنگاه‌ها به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، مطالعات مربوط به این پارادایم به تحلیل ارتباط میان معیارهای ساختاری بازار و شاخص‌های عملکرد بنگاه‌ها به منظور استنباط در مورد قدرت بازاری آنها می‌پردازند. وجود چنین ارتباطی به رفتار بنگاه‌ها به عنوان پل ارتباطی میان ساختار بازار از یک طرف و عملکرد بنگاه‌ها از طرف دیگر نسبت داده می‌شود. بر این اساس، آزمون تجربی پارادایم SCP در دو مرحله انجام می‌شود: در مرحله نخست، معیارهای مناسبی برای عملکرد بازار (بنگاه‌ها) و ساختار بازار (صنعت) معرفی می‌شوند. در مرحله دوم، معیار عملکرد بر روی معیار ساختار بازار و سایر تعیین‌کننده‌های کلیدی عملکرد بنگاه‌ها رگرس شده و مدل رگرسیونی با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به مجموعه‌ای از صنایع مختلف برآورد می‌شود.

^۱. Monti

در بیشتر مطالعات SCP، دو معیار رایج برای ارزیابی عملکرد بنگاه‌ها به کار گرفته می‌شود که به طور مستقیم یا غیرمستقیم سودآوری آنها را انعکاس می‌دهند: نرخ بازدهی^۱ (دارایی‌ها یا حقوق صاحبان سهام) که به نرخ سود^۲ نیز معروف است و حاشیه قیمت-هزینه^۳. هر یک از این معیارهای سودآوری (عملکرد) دارای مزایا و معایبی هستند (رجوع شود به فیشر و مک‌گاون^۴، ۱۹۸۳؛ اشمالِنسی، ۱۹۸۹؛ کارلتن و پرلُف^۵، ۲۰۱۵). لازم به ذکر است که به دلیل محدودیت‌هایی از قبیل در دسترس نبودن داده‌های مربوط به هزینه نهایی، معیار نرخ بازدهی در مقایسه با حاشیه قیمت-هزینه کاربرد بیشتری دارد.

آزمون تجربی پارادایم SCP همچنین مستلزم به کارگیری معیارهای مناسبی برای ساختار بازار است. تعداد و توزیع اندازه بنگاه‌ها جزو مهمترین مشخصه‌های ساختاری بازارها به حساب می‌آیند. در این خصوص، شاخص‌های تمرکز صنعت^۶ که تابعی از سهم بازاری^۷ بنگاه‌ها هستند به‌خوبی نحوه توزیع اندازه بنگاه‌ها را انعکاس می‌دهند. شاخص هرfindahl-هیرشمن^۸ (HHI) رایج‌ترین معیار برای تمرکز صنعت است که تعداد و توزیع اندازه بنگاه‌ها را منعکس می‌نماید. این شاخص از مجموع مربعات سهم بازاری بنگاه‌های درون صنعت بدست می‌آید. علاوه بر این، نسبت تمرکز n-بنگاه^۹ یکی دیگر از شاخص‌های رایج تمرکز صنعت است که از مجموع سهم بازاری n بنگاه بزرگ حاصل می‌شود.

اکنون که معیارهای اصلی ساختار بازار و عملکرد بنگاه معرفی شده‌اند، می‌توان فرضیه SCP را دقیق‌تر شرح داد. بر اساس این فرضیه، هرچه درجه تمرکز بازار بالاتر باشد، هزینه تبانی میان بنگاه‌ها کاهش یافته و شرایط برای تبانی آسان‌تر می‌شود. بنابراین، بنگاه‌هایی که در بازارهای متمرکزتر فعالیت می‌کنند، گرایش بیشتری به رفتارهای تبانی‌گرایانه نشان می‌دهند. در این حالت، توانایی بنگاه‌ها برای اعمال قیمت‌های بالاتر از هزینه نهایی افزایش می‌یابد، یعنی قدرت بازاری آنها بیشتر و درجه رقابت کمتر می‌شود. این نوع رفتار قیمتی، به‌نوبه خود، منجر به سودهای

1. Rate of Return

2. Profit Rate

3. Price-Cost Margin

4. Fisher and McGowan

5. Carlton and Perloff

6. Industry Concentration

7. Market Share

8. Herfindahl-Hirschman Index (HHI)

9. The n-Firm Concentration Ratio

غیرنرمال بیشتری برای بنگاه‌ها می‌شود (برگر^۱، ۱۹۹۵؛ الوادی^۲ و همکاران، ۱۹۹۵؛ چترس^۳ و همکاران، ۲۰۱۱؛ گارزا-گارسیا^۴، ۲۰۱۲).^۵ همچنین، هرچه تعداد بنگاه‌های فعال در یک صنعت بیشتر باشد، شکل‌گیری تباری میان آنها دشوارتر، قدرت بازاری (قیمت‌گذاری) ضعیف‌تر و در نتیجه، نرخ سودآوری کمتر خواهد بود. در این خصوص، کیرال (۲۰۱۷) استدلال می‌کند که احتمال شکل‌گیری تباری میان بنگاه‌ها در صنایع متمرکزتر بیشتر است، زیرا طبق نظریه چانه‌زنی^۶ و شواهد تاریخی، در شرایطی که تعداد طرفین بیشتر باشد، دستیابی به توافقات تباری یا ائتلاف سخت‌تر است. علاوه بر این، حفظ چنین توافقاتی در بازارهای متمرکزتر آسان‌تر بوده و بنابراین، تباری در این بازارها پایدارتر است. همچنین، فرضیه «قدرت بازاری نسبی»^۷ (RMP) به‌عنوان یک فرضیه مرتبط با چارچوب SCP بیان می‌کند که فقط بنگاه‌هایی که سهم بازار بزرگی دارند و محصولاتشان به‌خوبی متمایز شده‌اند، از قدرت قیمت‌گذاری برخوردارند (یعنی قادر به تعیین قیمت‌های بالاتر برای محصولات خود هستند) و بنابراین می‌توانند سودهای غیرنرمال کسب کنند. در واقع، این فرضیه ادعا می‌کند که بنگاه‌هایی با سهم بازاری بزرگ، به دلیل عواملی همچون تبلیغات، موقعیت مکانی یا مزایای دیگر، محصولات به‌خوبی متمایز شده‌ای دارند و بنابراین قادر به اعمال قدرت بازاری در تعیین قیمت این محصولات هستند (شفرد^۸، ۱۹۸۳؛ برگر، ۱۹۹۵).

به فرضیه‌های SCP و RMP، فرضیه‌های قدرت بازاری (MP) اطلاق می‌شود. این فرضیه‌ها عناصر ساختاری بازار، مانند تعداد بنگاه‌ها، درجه تمرکز صنعت، سهم بازاری بنگاه، درجه تمایز محصول و شدت موانع ورود را از طریق رفتار (قیمت‌گذاری) بنگاه‌ها به عملکرد آنها (سودآوری) مرتبط می‌سازند. بر این اساس، از آنجا که رفتار بنگاه‌ها قابل مشاهده نیست، عناصر ساختاری بازار به‌عنوان معیارهایی برای سنجش قدرت بازاری (یا درجه رقابت) به‌کار گرفته می‌شوند. از میان این معیارهای ساختاری، شاخص‌های تمرکز صنعت و سهم بازاری بنگاه بیشترین کاربرد را دارند و بر مبنای فرضیه‌های SCP و RMP، قدرت بازاری را در سطح بازار و بنگاه

1. Berger

2. Ailawadi, Borin, & Farris

3. Chortareas, Garza-Garcia, & Girardone

4. Garza-Garcia

5. ذکر این نکته لازم است که رفتار تباری‌گرایانه (درجه تباری)

عصری از قدرت بازاری بنگاه‌ها است و قدرت بازاری

تعیین‌کننده انحراف قیمت محصول از هزینه نهایی (مارک‌آپ

قیمت بر روی هزینه نهایی) به عنوان معیاری برای عملکرد

بنگاه‌ها است.

6. Bargaining Theory

7. Relative-Market Power

8. Shepherd

اندازه‌گیری می‌کنند. افزون بر این، شاخص‌های عملکرد نیز گاهی به‌عنوان معیارهایی برای قدرت بازاری بنگاه‌ها در تحقیقات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این خصوص، مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی، که همان شاخص لرنر است، رایج‌ترین شاخص عملکرد (سودآوری) بنگاه‌ها محسوب می‌شود و به‌عنوان معیار مستقیمی برای قدرت بازاری شناخته شده است. البته، همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، این معیار با مشکل در دسترس نبودن داده‌های هزینه نهایی مواجه است؛ اما با معرفی تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی در سال‌های اخیر برای برآورد هزینه نهایی بنگاه‌ها، این مسأله تا حد زیادی رفع شده و شاخص لرنر به یکی از رایج‌ترین معیارهای اندازه‌گیری قدرت بازاری تبدیل شده است.

آزمون تجربی پارادایم SCP برای اولین بار توسط بین (۱۹۵۱) انجام شد. این پژوهشگر با استفاده از داده‌های مربوط به ۴۲ صنعت کارخانه‌ای ایالات متحده برای بازه زمانی ۱۹۴۰-۱۹۳۶، ارتباط میان سودآوری و درجه تمرکز صنعت (نسبت تمرکز هشت بنگاه) را مورد بررسی قرار داد. وی صنایع تحت بررسی را بر اساس درجه تمرکز (نسبت تمرکز هشت بنگاه)^۱ به دو گروه تمرکز-بالا و تمرکز-پائین تقسیم کرد و با استفاده از آزمون فرضیه آماری نشان داد که فرضیه صفر مبنی بر بی‌تفاوتی متوسط نرخ سود بنگاه‌ها در این دو گروه صنعتی در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود. در نتیجه، ارتباط مثبت و معنی‌داری میان درجه تمرکز صنعت و متوسط نرخ سودآوری بنگاه‌ها وجود دارد. علاوه بر این، بین (۱۹۵۶) در یک مطالعه مهم‌تر، چارچوب تحلیلی SCP را ارائه داد. وی با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۰ صنعت نشان داد که شدت موانع ورود به بازار تأثیر مثبت بر نرخ سودآوری، به‌ویژه در مورد صنایع با درجه تمرکز بالاتر، دارد.

جو بین با معرفی رویکرد تحقیقاتی جدید SCP، مسیر تازه‌ای را پیش روی اقتصاددانان سازماندهی صنعتی قرار داد. این رویکرد از اوایل دهه ۱۹۵۰ تا اواسط دهه ۱۹۷۰ به مدت ربع قرن بر ادبیات سازماندهی صنعتی سیطره داشت و به‌عنوان چارچوب تحلیلی غالب برای مطالعات تجربی در این حوزه شناخته می‌شد. در این دوره، تحقیقات متعددی به تجزیه و تحلیل داده‌های مقطعی (مقایسه‌های بین-صنعتی) پرداخته و سعی در تبیین ارتباط بین تمرکز بازار و عملکرد

^۱. Eight-Firm Concentration Ratio

بنگاه‌ها داشتند. به‌عنوان مثال، در اوایل دهه ۱۹۷۰، وایس^۱ (۱۹۷۴) یک بررسی جامع از ۴۶ مطالعه تجربی مبتنی بر داده‌های مقطعی انجام داد و نتیجه‌گیری کرد که در ۴۲ مورد (بیش از ۹۰ درصد موارد)، رابطه مثبت میان تمرکز بازار (و نیز شدت موانع ورود) و سودآوری بنگاه‌ها تأیید می‌شود. یک دهه بعد، گیلبرت^۲ بررسی مشابهی را برای ۴۵ مطالعه در صنعت بانکداری ایالات متحده انجام داد. پلترمن (۱۹۹۱) تأکید داشت که استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به صنایع مختلف، نسبت به داده‌های سری زمانی مربوط به یک صنعت خاص، برتری مهمی در آزمون ارتباط میان تمرکز صنعت و معیارهای عملکرد دارد. وی استدلال کرد درجه تمرکز صنعت به‌طور معمول به‌صورت سالیانه یا حتی دهه‌ای تغییر چندانی نمی‌کند و بنابراین، بررسی این ارتباط با داده‌های سری زمانی دشوار خواهد بود. در مقابل، داده‌های مقطعی تنوع بالایی از درجات تمرکز را در بر می‌گیرند. از این رو، اگر رابطه‌ای میان تمرکز و مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی وجود داشته باشد، این ارتباط باید در یک تحلیل مقطعی قابل مشاهده باشد. با این حال، پلترمن به محدودیت دسترسی به داده‌های دقیق مربوط به قیمت یا هزینه نهایی در مطالعات مقطعی نیز اشاره می‌کند. در مجموع، پارادایم SCP مبتنی بر این استدلال است که در بازارهای متمرکزتر، هزینه تبانی پائین‌تر است و در نتیجه، احتمال بروز رفتار تبانی‌گرایانه از سوی بنگاه‌ها بیشتر است. از سوی دیگر، تبانی میان بنگاه‌ها به ایجاد رانتهای انحصاری برای هر یک از آنها منجر می‌شود، که به بیان دیگر، باعث بهبود عملکرد (سودآوری) بنگاه‌ها می‌شود. با توجه به اینکه رفتار بنگاه‌ها به‌عنوان پل ارتباطی میان ساختار بازار و عملکرد آنها غیرقابل مشاهده است، آزمون تجربی پارادایم SCP تنها به‌صورت بررسی تأثیر ساختار بازار بر عملکرد بنگاه‌ها در چارچوب مدل رگرسیونی زیر انجام می‌شود (دیوس و گارسس^۳، ۲۰۰۹):

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \beta' z_i + \varepsilon_i$$

که اندیس i نمایانگر صنعت i ام است، y معیاری برای عملکرد بازار است (مانند متوسط نرخ بازدهی صنعت یا مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی در سطح صنعت به‌عنوان معیارهای سودآوری صنعت)، x معیاری برای ساختار بازار است (مانند درجه تمرکز صنعت)، z برداری از سایر عوامل تأثیرگذار بر عملکرد بازار است و ε بیانگر جزء خطای مدل است. بر اساس این معیارهای رایج ساختار و

1. Weiss

2. Gilbert

3. Davis and Garcés

عملکرد بازار، چنانچه ضریب متغیر X مثبت و معنی‌دار باشد (یعنی $\alpha_1 > 0$)، فرضیه SCP تأیید می‌شود. در واقع، اگر شواهد تجربی از وجود ارتباط میان ساختار بازار و عملکرد بنگاه‌ها پشتیبانی کنند، استنباط می‌شود که این ارتباط از طریق رفتار غیرقابل مشاهده بنگاه‌ها شکل گرفته است؛ که دلالت بر تأیید فرضیه SCP دارد. به عبارت دیگر، در مطالعات تجربی، تأیید رابطه «ساختار \Leftarrow عملکرد» به عنوان نشانه‌ای از رابطه «ساختار \Leftarrow رفتار \Leftarrow عملکرد» تفسیر می‌شود. بنابراین، بر اساس منطق SCP، رفتار غیرقابل مشاهده بنگاه‌ها (رفتار قیمت‌گذاری یا قدرت بازاری بنگاه‌ها) به‌طور غیرمستقیم از طریق معیارهای ساختاری بازار (به‌ویژه درجه تمرکز صنعت) یا گاهی از طریق معیارهای عملکرد (به‌ویژه مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی) قابل اندازه‌گیری است. اگرچه این فرضیه از اوایل دهه ۱۹۵۰ تا نیمه اول دهه ۱۹۷۰ به‌طور گسترده‌ای آزموده شد، فاقد یک مبنای نظری رسمی بوده و بیشتر ماهیت توصیفی-تجربی داشت. به این دلیل، برخی مطالعات در تلاش بودند که این ایراد را برطرف کنند. در این راستا، کاولینگ و واترسن^۱ (۱۹۷۶) و کاولینگ^۲ (۱۹۷۶) با استفاده از شرایط حداکثرسازی سود بنگاه، یک مدل نظری ارائه دادند که مبنای مناسبی برای فرضیه SCP فراهم می‌کند. در واقع، این مدل ویژگی‌های ساختاری بازارها را با شاخص‌های عملکرد بنگاه‌ها مرتبط می‌سازد. همچنین، استیگلر^۳ (۱۹۶۴) با استفاده از یک مدل نظری نشان می‌دهد که هزینه شکل‌گیری تبانی بین بنگاه‌ها با شاخص تمرکز هر فیندال-هیرشمن رابطه معکوس دارد. وی همچنین به بررسی ارتباط میان شاخص‌های تمرکز صنعت و نرخ سود بنگاه‌ها پرداخته است. علاوه بر این، استیگلر نشان می‌دهد که شدت رفتار تبانی‌گرایانه بنگاه‌ها رابطه مستقیمی با سهم بازاری آنها دارد (کاولینگ، ۱۹۷۶).

۳-۳-۳- نقدهای وارد بر پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP)

همان‌طور که پیش‌تر بحث شد، چارچوب تحلیلی SCP توسط گروهی از محققان دانشگاه هاروارد به رهبری ادورد میسن و سپس توسط جو بین (یکی از شاگردان سابق میسن) توسعه یافت. به همین دلیل، در ادبیات سازماندهی صنعتی، این جریان فکری به‌عنوان «مکتب هاروارد»^۴ یا

1. Cowling and Waterson

2. Cowling

3. Stigler

4. Harvard School

دیدگاه/ رویکرد «ساختارگرایی»^۱ هاروارد شناخته می‌شود. اصطلاح ساختارگرایی به این دلیل به کار گرفته می‌شود که بر اساس پارادایم SCP، ویژگی‌های ساختاری بازارها تعیین‌کننده رفتار و عملکرد بنگاه‌ها هستند. بنابراین، دولت‌ها و دیگر مقامات باید با اصلاح ساختار بازارها، رفتار بنگاه‌ها را در جهت بهبود عملکرد آنها تعدیل کنند. در این راستا، تمرکززدایی از طریق اعمال محدودیت بر ادغام و تملک و تجزیه بنگاه‌های انحصاری به دو یا چند بنگاه، یکی از رایج‌ترین سیاست‌هایی است که دولت‌ها برای جلوگیری از رفتارهای غیررقابتی بنگاه‌ها (مانند تبانی) اتخاذ می‌کنند.

معرفی پارادایم SCP نقش مهمی در توسعه سازماندهی صنعتی ایفا کرده است. این پارادایم به طور قابل توجهی به مفهوم‌سازی سه عنصر کلیدی بازار (ساختار، رفتار و عملکرد) و بررسی روابط میان آنها کمک کرد و تا اواسط دهه ۱۹۷۰ بر ادبیات سازماندهی صنعتی سیطره داشت. در این دوره، تمرکز اصلی تحقیقات سازماندهی صنعتی بر آزمون تجربی این پارادایم با استفاده از روش‌های آماری و نمونه داده‌های مختلف بوده است. علاوه بر این، پارادایم SCP مبنای اصلی سیاست‌های رقابت (ضدانحصار) قرار گرفت و معیارهای ساختاری قدرت بازاری بنگاه‌ها را به ادبیات سازماندهی صنعتی معرفی کرد. با این وجود، این پارادایم در دهه ۱۹۷۰ از جنبه‌های مختلف آماج حملات انتقادی قرار گرفت؛ به طوری که حتی تلاش‌های کاولینگ و واترسن (۱۹۷۶)، کاولینگ (۱۹۷۶) و همکاران برای مدل‌سازی نظری این پارادایم نیز نتوانست مانع چنین انتقاداتی شود. البته، نخستین نقدها در دهه ۱۹۶۰ مطرح شدند و به تدریج در دهه ۱۹۷۰ به اوج خود رسیدند و تا دهه ۱۹۸۰ ادامه یافتند. در ادامه، مهم‌ترین نقدهای وارده به رویکرد SCP بررسی خواهند شد.^۲

الف- فرضیه کارا-ساختار

بیشترین انتقادات به چارچوب تحلیلی SCP از سوی گروهی از اقتصاددانان و حقوقدانان برجسته دانشگاهی موسوم به «مکتب شیکاگو» مطرح شده است، که به‌عنوان جدی‌ترین رقیب مکتب سنتی هاروارد در عرصه سیاست‌های رقابتی شناخته می‌شود. البته این مکتب اقتصادی پیش از معرفی پارادایم SCP، توسط فرینک نایت^۳ و جیکب واینر^۴ در دهه ۱۹۲۰ پایه‌گذاری شد. نسل

^۱. Structuralist

^۲. برای بررسی سایر نقدهای وارد بر چارچوب تحلیلی SCP

به لیچینسکی و دیگران (۲۰۱۷) رجوع کنید.

^۳. Frank Knight

^۴. Jacob Viner

دوم اندیشمندان مکتب شیکاگو، از جمله رابرت بُرک^۱، جُرج استیگلر^۲، ریچرد پازنر^۳، هرولد دمستز^۴، ساموئل پلتزمن^۵ و ییل براون^۶، در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ به نقد پارادایم SCP و سیاست‌های رقابتی (ضدانحصار) مبتنی بر این پارادایم پرداختند. این مکتب که در گذشته تنها به عنوان مکتب پول‌گرایی در اقتصاد شناخته می‌شد (با نام‌هایی مانند کارل برانر^۷، میلتن فریدمن^۸ و آلن ملتزر^۹)، در دهه ۱۹۷۰ یک رویکرد قانونی و اقتصادی برای سیاست ضدانحصار توسعه داد که تأثیر قابل توجهی بر سیاست‌های ضدانحصار ایالات متحده داشت. این تأثیر نه تنها در جهش سیاست‌های ضدانحصار که توسط وزیر سابق دادگستری ایالات متحده در سال ۱۹۸۱ اعلام شد، بلکه همچنین در دستورالعمل‌های ادغام^{۱۰} ۱۹۸۲/۸۴، دستورالعمل‌های مربوط به محدودیت‌های عمودی^{۱۱} ۱۹۸۵ و بسته اصلاحات قانون ضدانحصار^{۱۲} در سال ۱۹۸۶ مشهود است (اسمیت و ریتالر^{۱۳}، ۱۹۸۹). البته مبانی تحلیل ضدانحصار از دیدگاه مکتب شیکاگو ابتدا در دهه ۱۹۵۰ توسط ارن دیرکتر^{۱۴} معرفی شد. دیرکتر ایده‌های کلیدی این مکتب را به‌صورت شفاهی و کتبی فرموله کرد و سپس توسط شاگردان و همکارانش تشریح شدند (پازنر^{۱۵}، ۱۹۷۹).

در دهه ۱۹۷۰، دمستز^{۱۶} (۱۹۷۳، ۱۹۷۴) و پلتزمن^{۱۷} (۱۹۷۷) تفسیری جایگزین برای همبستگی مثبت بین درجه تمرکز و متوسط سودآوری صنایع مختلف ارائه دادند. آنان عقیده داشتند که این همبستگی نه به رفتار بازاری (قدرت قیمت‌گذاری) بنگاه‌ها، بلکه به تفاوت در سطح کارایی (ناهمگنی کارایی) آنها مربوط می‌شود. این نویسندگان استدلال کردند که بازارها پویا هستند و بنگاه‌های نسبتاً کاراتر، به دلیل هزینه‌های متوسط کمتر، می‌توانند سریع‌تر رشد کرده و سهم بازاری بیشتری کسب نمایند. در حقیقت، کاهش هزینه‌ها به این بنگاه‌ها امکان می‌دهد قیمت پائین‌تری برای محصولات خود تعیین کنند و به تبع آن، سهم بازاری خود را افزایش دهند. افزایش

1. Robert Bork

2. George Stigler

3. Richard Posner

4. Harold Demsetz

5. Samuel Peltzman

6. Yale Brozen

7. Karl Brunner

8. Milton Friedman

9. Alan Meltzer

10. Merger Guidelines

11. Vertical Restraints Guidelines

12. Antitrust Law Reform Package

13. Schmidt and Rittaler

14. Aaron Director

15. Posner

16. Demsetz

17. Peltzman

سهام بازاری مربوط به تعدادی از بنگاه‌های موجود در صنعت به‌طور منطقی منجر به افزایش تمرکز صنعت می‌شود. علاوه بر این، برتری کارایی موجب می‌شود این بنگاه‌ها سود بیشتری کسب کنند که افزایش متوسط سودآوری صنعت را به همراه دارد. بدین ترتیب، تفاوت در سطح کارایی بنگاه‌های فعال در یک صنعت، از یک سو به افزایش تمرکز صنعت و از سوی دیگر به رشد متوسط سودآوری آن منجر می‌شود. این سازکار در نهایت به شکل‌گیری یک همبستگی کاذب و مثبت بین دو عنصر کلیدی ساختار و عملکرد بازار منجر می‌شود. چنین تفسیری از همبستگی مثبت بین تمرکز و سودآوری به‌عنوان فرضیه «کارا-ساختار»^۱ (ES) شناخته می‌شود. این در حالیست که پارادایم SCP این رابطه را به رفتار بازاری بنگاه‌ها به‌عنوان پل ارتباطی میان ساختار و عملکرد بازار نسبت می‌دهد. این دو دیدگاه متضاد به توصیه‌های سیاستی متفاوتی می‌انجامند. پارادایم SCP از سیاست‌های تمرکززدایی حمایت می‌کند، در حالی که فرضیه کارا-ساختار چنین ضرورتی را مطرح نمی‌کند. با این وجود، این دو دیدگاه لزوماً ناسازگار نیستند. در واقع، سود مازاد می‌تواند به‌طور همزمان ناشی از قدرت بازاری و برتری کارایی بنگاه‌های پیشرو باشد (ترمبلی و ترمبلی، ۲۰۱۲).

همان‌طور که برگر (۱۹۹۵) بیان می‌کند، دو نسخه از فرضیه کارا-ساختار بر حسب نوع کارایی بنگاه‌ها معرفی شده است. در نسخه کارایی-X این فرضیه (ESX)، بنگاه‌هایی که از مدیریت برتر یا تکنولوژی تولیدی پیشرفته‌تری برخوردارند، هزینه کمتری به‌ازای هر واحد محصول متحمل می‌شوند و در نتیجه از سهم بازاری و سودآوری بیشتری بهره‌مند می‌شوند. این همان استدلال دمستز (۱۹۷۳، ۱۹۷۴) و پلتزمن (۱۹۷۷) است. علاوه بر این، چند سال بعد، نسخه دیگری از این فرضیه معرفی شد. با توجه به لمسن^۲ (۱۹۸۷) و برگر (۱۹۹۵)، در نسخه کارایی مقیاس^۳ از فرضیه کارا-ساختار (ESS)، بنگاه‌های فعال در یک صنعت عمدتاً از سطح مدیریت و تکنولوژی مشابهی برخوردارند، اما برخی از آنها در مقیاس کاراتری تولید می‌کنند و به همین دلیل هزینه کمتر و سودآوری بیشتری به‌ازای تولید هر واحد محصول دارند. همچنین، فرض بر این است که این بنگاه‌ها سهم بازاری بزرگ‌تری دارند که به نوبه خود به افزایش تمرکز در صنعت منجر می‌گردد. بنابراین، تفاوت (پراکندگی) در کارایی مقیاس میان بنگاه‌های یک صنعت می‌تواند به

1. Efficient-Structure (ES)

3. Scale Efficiency

2. Lambson

ایجاد یک همبستگی کاذب و مثبت بین ساختار بازار (تمرکز) و عملکرد بنگاه‌ها (سودآوری) منتهی شود.

به طور خلاصه، فرضیه‌های کارا-ساختار بیان می‌کنند که همبستگی مشاهده شده بین تمرکز و سودآوری صرفاً ناشی از تأثیر عامل مشترک پراکندگی در توزیع کارایی- X یا کارایی مقیاس بنگاه‌های موجود در یک صنعت است و نه نتیجه یک رابطه علی یک‌طرفه از تمرکز به سودآوری که از طریق تبانی و قدرت بازاری بنگاه‌ها شکل گرفته باشد. بر این اساس، استفاده از شاخص‌های تمرکز به‌عنوان معیار قدرت بازاری در چارچوب رویکرد SCP و نیز بهره‌گیری از این رویکرد برای تدوین سیاست‌های رقابتی یا ضدانحصار، نادرست است.

ب- درون‌زایی ساختار بازار (علیت معکوس)

همان‌طور که بحث شد، پارادایم SCP بیان می‌کند که یک رابطه علی یک‌طرفه از ساختار بازار به رفتار بنگاه و از رفتار بنگاه به عملکرد بازار وجود دارد. در این چارچوب، ساختار بازار به‌عنوان متغیر برون‌زا^۱ و عملکرد به‌عنوان متغیر درون‌زا^۲ در نظر گرفته می‌شود. یکی از جدی‌ترین نقدها به رویکرد SCP به فرض برون‌زایی^۳ ساختار بازار مربوط می‌شود. در واقع، برخی از پژوهشگران استدلال می‌کنند که ممکن است یک رابطه علی معکوس^۴ از رفتار و عملکرد بازاری بنگاه‌ها به ساختار بازار وجود داشته باشد. در این صورت، ساختار بازار درون‌زا است نه برون‌زا. با این حال، در چارچوب تحلیلی SCP به این مسأله درون‌زایی^۵ توجهی نشده است (مک‌گی، ۱۹۸۸؛ دیویز^۶ و همکاران، ۱۹۹۶). در این خصوص، ثیورک و آدرچ^۷ (۱۹۹۶) بیان می‌کنند که یکی از ویژگی‌های برجسته سنت فکری در تحقیقات سازماندهی صنعتی، توجه ویژه به مسأله تمرکز صنعت است. این مسأله به این می‌پردازد که صنعت تا چه اندازه متمرکز است؟ آیا تمرکز صنعت دارای پیامدهای رفاهی مثبت است یا منفی؟ و در صورت منفی بودن، دولت باید چه نوع سیاست‌هایی (مانند سیاست‌های ضدانحصار، سیاست‌های تنظیمی یا مالکیت عمومی) اتخاذ نماید؟ با این وجود، بنگاه‌های رهبر در یک صنعت اغلب به عنوان از پیش تعیین‌شده در نظر گرفته می‌شوند، بدون

1. Exogenous

2. Endogenous

3. Exogeneity

4. Inverse Causality

5. Endogeneity

6. McGee

7. Davies

8. Thurik and Audretsch

آنکه به این پرسش پاسخ داده شود که این رهبران از کجا و چه زمانی ظهور می‌کنند (اشاره به برون‌زایی تمرکز صنعتی).

برای هر یک از روابط علیّ معکوس، یعنی تأثیر عملکرد بر رفتار، تأثیر رفتار بر ساختار و تأثیر عملکرد بر ساختار، می‌توان مثال‌هایی ارائه داد. ابتدا به تأثیر رفتار بنگاه‌ها بر ساختار بازار پرداخته می‌شود. استراتژی‌های تبلیغاتی یکی از عناصر رفتاری بنگاه‌ها است. فرض کنید یک بنگاه با هدف افزایش فروش، سطح تبلیغات یا هزینه‌های تبلیغاتی خود را افزایش دهد. اگر این استراتژی موفق باشد، بنگاه سهم بیشتری از بازار را بدست می‌آورد. افزایش سهم بازاری بنگاه به نوبه خود می‌تواند درجه تمرکز صنعت را تغییر دهد. بنابراین، سیاست‌های تبلیغاتی به عنوان یک عنصر رفتاری بنگاه‌ها می‌توانند درجه تمرکز صنعت را که یکی از ویژگی‌های اصلی ساختار بازار است، تحت تأثیر قرار دهند. به طور مشابه، اگر بنگاهی سطح فعالیت‌های تحقیق و توسعه خود را افزایش دهد و این تغییر رفتاری به تولید یک محصول جدید منجر شود که از محصولات رقبا متمایز باشد، این بنگاه درجه‌ای از قدرت انحصاری در بازار کسب می‌کند که منجر به افزایش سهم بازاری آن خواهد شد. در این مورد نیز تغییر رفتار بنگاه می‌تواند ساختار بازار را دستخوش تغییر کند. در ارتباط با تأثیر عملکرد بر رفتار بازاری بنگاه‌ها، فرض کنید برخی از بنگاه‌های فعال در یک صنعت خاص با سودآوری پایین مواجه هستند و تصمیم به بهبود وضعیت خود می‌گیرند. این بنگاه‌ها ممکن است با تشکیل کارتل، بتوانند قیمت‌های بالاتری برای محصولات خود تعیین کرده و در نتیجه سودهای بیشتری کسب نمایند. در این شرایط، رفتار قیمت‌گذاری (تبانی‌گرایانه) بنگاه‌ها تحت تأثیر عملکرد ضعیف آنها قرار می‌گیرد. عملکرد بنگاه‌ها نیز می‌تواند از طریق کانال‌های متعددی بر ساختار بازار تأثیر داشته باشد. در مثال قبلی، بنگاه‌ها ممکن است به جای تبانی، به ادغام روی آورند تا عملکرد ضعیف خود را بهبود بخشند. به عبارت دیگر، بنگاه‌هایی که از نظر سودآوری ضعیف عمل می‌کنند، ممکن است تصمیم بگیرند با ادغام یا یکی شدن، سهم بازاری بزرگ‌تری بدست آورند و در نتیجه سود بیشتری کسب کنند. اگر چنین ادغامی رخ دهد، تعداد و توزیع اندازه (سهم بازاری) بنگاه‌ها در صنعت تغییر می‌کند. از آنجا که درجه تمرکز صنعت انعکاس دهنده تعداد و توزیع اندازه بنگاه‌ها است، می‌توان نتیجه گرفت که عملکرد بنگاه‌ها بر حسب سودآوری (از طریق ادغام) منجر به تغییر در درجه تمرکز صنعت به عنوان یکی از ویژگی‌های

اصلی ساختار بازار می‌شود. در مثال دیگر، فرض شود تعداد بنگاه‌ها به‌عنوان معیاری برای ساختار بازار در نظر گرفته شود؛ به‌طوری‌که بر اساس منطق پارادایم SCP، افزایش تعداد بنگاه‌ها منجر به رفتار رقابتی‌تر خواهد شد. با این وجود، چنانچه بنگاه‌های موجود در صنعت از سودهای فوق‌العاده‌ای برخوردار باشند، انگیزه‌ای برای ورود بنگاه‌های جدید به صنعت ایجاد می‌شود. در صورت نبود موانع ورود، این شرایط در بلندمدت منجر به ورود بنگاه‌های جدید و افزایش تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت خواهد شد. بنابراین، سودآوری به‌عنوان معیاری از عملکرد بنگاه‌ها، می‌تواند تعداد بنگاه‌ها به‌عنوان یکی از مشخصه‌های ساختاری بازار را تحت تأثیر قرار دهد (هدیرا، ۲۰۰۲؛ کارلتن و پرفل، ۲۰۱۵). علاوه بر این، در حالی که مدل کاولینگ و واترین (۱۹۷۶) رابطه مثبتی میان درجه تمرکز و سودآوری پیش‌بینی می‌کند، کلارک و دیویز^۲ (۱۹۸۲) نشان می‌دهند که این متغیرها به‌طور همزمان تحت تأثیر شرایط اساسی هزینه و تقاضا تعیین می‌شوند و بنابراین ماهیتی درون‌زا دارند. این مسأله استنباط در مورد جهت علیت میان ساختار و عملکرد را غیرممکن می‌سازد (شِلدِن و اسپرلینگ^۳، ۲۰۰۳).

با توجه به استدلال‌های فوق، ماهیت ارتباط میان عناصر سه‌گانه بازار پیچیده‌تر از آن است که پارادایم SCP پیش‌بینی می‌کند. بنابراین، اعتبار نتایج مطالعات تجربی گسترده‌ای که از دهه ۱۹۵۰ تا دهه ۱۹۷۰ این پارادایم را در چارچوب مدل‌های رگرسیونی تک معادله‌ای آزمون نموده‌اند، مورد تردید قرار می‌گیرد. این در حالیست که نتایج این مطالعات پشتوانه اصلی پارادایم SCP بوده‌اند. درون‌زایی ناشی از علیت معکوس به‌عنوان مسأله تورش همزمانی^۴ شناخته می‌شود. چنین مسأله‌ای نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیونی ساده و آزمون‌های آماری در خصوص معناداری ضرایب مدل را بی‌اعتبار می‌سازد. البته پس از اینکه چنین نقدی بر تحقیقات SCP وارد شد، پژوهشگران تلاش کرده‌اند با به‌کارگیری روش‌ها و تکنیک‌های مناسب اقتصادسنجی از قبیل برآوردگرهای مبتنی بر متغیرهای ابزاری^۵، چنین مسأله‌ای را در آزمون تجربی SCP رفع نمایند (به‌عنوان مثال، به وایس (۱۹۷۴) رجوع شود).

¹. Heather

². Clarke and Davies

³. Sheldon and Sperling

⁴. Simultaneity Bias Problem

⁵. Instrumental Variables

ج- فرضیه بازارهای جدال‌پذیر

بامول^۱ و همکاران (۱۹۸۲) با ارائه نظریه «بازارهای جدال‌پذیر^۲» در اوایل دهه ۱۹۸۰، نقد دیگری به چارچوب تحلیلی SCP وارد کردند. این نظریه که در کتاب مشهور «بازارهای جدال‌پذیر و نظریه ساختار صنعت^۳» به‌طور جامع بررسی شده است، ابعاد گوناگون این نوع بازارها را تحلیل می‌کند. بامول و همکارانش تلاش کرده‌اند رویکردی نوین برای مطالعه ساختار صنعت و رفتار بنگاه‌ها ارائه دهند. آنها معتقدند که این اثر، چارچوب تحلیلی منحصر به فردی برای سازماندهی صنعتی فراهم آورده و بینش‌های مفیدی را برای تحقیقات تجربی و سیاست‌گذاری‌های مرتبط با صنعت ارائه می‌دهد (بامول^۴، ۱۹۸۲؛ شوارتز و رِنلدز^۵، ۱۹۸۳).

با توجه به نظریه بازارهای جدال‌پذیر، حتی در بازارهایی که تعداد محدودی بنگاه (یا تنها یک بنگاه انحصاری) فعالیت می‌کند، این امکان وجود دارد که بنگاه‌ها تا حد بسیار زیادی به صورت رقابتی رفتار کنند، مشروط بر اینکه همواره در معرض تهدید ورود رقبای بالقوه به صنعت قرار گیرند. بامول (۱۹۸۲) بازار جدال‌پذیر را بازاری تعریف می‌کند که ورود به آن کاملاً آزاد بوده و خروج از آن هیچ‌گونه هزینه «برگشت‌ناپذیری^۶» بر بنگاه تحمیل نمی‌کند. به عبارت دیگر، بازار جدال‌پذیر به بازاری اطلاق می‌شود که فاقد هرگونه موانع ورود و خروج باشد. بامول و همکاران (۱۹۸۲) توضیح می‌دهند که هزینه‌های خروج از یک بازار می‌توانند انگیزه بنگاه‌های جدید برای ورود به چنین بازاری را کاهش دهند. بر این اساس، نه تنها موانع ورود به بازار بلکه موانع (هزینه‌های) خروج از بازار نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در شدت تهدید ورود بنگاه‌های جدید به بازار ایفا می‌کنند. علاوه بر این، بامول^۷ (۱۹۸۶) بیان می‌کند که در یک بازار کاملاً جدال‌پذیر، رقبای بالقوه باید دسترسی کامل به تکنولوژی‌های تولیدی بنگاه‌های درون صنعت داشته باشند، با محدودیت تقاضا مواجه نباشند (یعنی بتوانند مشتریان بنگاه‌های موجود در صنعت را جذب کنند) و خروج از صنعت هیچ هزینه‌ای بر آنها تحمیل نکند؛ به گونه‌ای که ترک صنعت با ریسک از دست دادن سرمایه همراه نباشد. در دنیای واقعی، هیچ بازاری کاملاً جدال‌پذیر^۸ نیست، زیرا همواره

1. Baumol

2. Contestable Markets

3. Contestable Markets and the Theory of Industry Structure

4. Baumol

5. Schwartz and Reynolds

6. Sunk Cost

7. Baumol

8. Perfectly Contestable Market

هزینه‌هایی نظیر راه‌اندازی یا توقف فعالیت‌های اقتصادی وجود دارند که به‌عنوان موانعی برای ورود و خروج بنگاه‌های جدید عمل می‌کنند. بر این اساس، بازارهای مختلف می‌توانند درجات مختلفی از جدال‌پذیری داشته باشند، که رابطه معکوسی با شدت موانع ورود و خروج دارد.

قطعاً یکی از موضوعات بحث برانگیز در مورد بازارهای جدال‌پذیر به رفتار و عملکرد بنگاه‌ها در این نوع بازارها مربوط می‌شود. در حالی که در بازار رقابت کامل و سایر ساختارهای بازاری استاندارد، رقابت واقعی^۱ میان بنگاه‌های موجود در صنعت محور اصلی تحلیل است، در بازارهای جدال‌پذیر رقابت بالقوه^۲ میان بنگاه‌های موجود در صنعت و رقبای بالقوه نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. این تفاوت اساسی باعث می‌شود که در بازارهای جدال‌پذیر، علاوه بر بررسی شرایط موجود، تهدید ورود رقبای جدید به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده برای رفتار و عملکرد بنگاه‌ها مورد توجه قرار گیرد. در این بازارها، فشارهای رقابتی ناشی از رقبای بالقوه، محدودیت‌های جدی رفتاری را برای بنگاه‌های فعال در صنعت ایجاد می‌کند (بامول، ۱۹۸۶). در مدل‌های استاندارد ساختار بازار، تعداد بنگاه‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتار و عملکرد آنها دارد. در مقابل، در بازارهای جدال‌پذیر، رفتار و عملکرد بنگاه‌ها بدون توجه به ساختار بازار مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و تأکید بر آزادی ورود و خروج و تهدید رقبای بالقوه است. در این خصوص، بامول (۱۹۸۶) استدلال می‌کند که بازارها می‌توانند کاملاً جدال‌پذیر باشند، حتی اگر از صرفه‌های ناشی از مقیاس برخوردار باشند یا تعداد بنگاه‌های فعال در آنها محدود باشد (حتی در حد یک بنگاه واحد). این نظریه به‌طور قابل توجهی مفهوم رقابت کامل را تعمیم می‌دهد و نشان می‌دهد که سهولت ورود و خروج و در نتیجه تهدید ورود از سوی رقبای بالقوه (یعنی رقابت بالقوه) چگونه می‌تواند رفتار بنگاه‌های موجود در صنعت را کنترل کند و عملکرد آنها را بهبود بخشد. بر اساس این دیدگاه، حتی یک انحصارگر نیز ممکن است عملکردی ارائه دهد که از نظر رفاه اجتماعی بهینه باشد. بامول تأکید می‌کند که نمی‌توان ادعا کرد اکثر صنایع کاملاً یا حتی تقریباً جدال‌پذیر هستند. با این حال، برخی صنایع با تعداد محدودی بنگاه بسیار جدال‌پذیر هستند و در چنین مواردی، ارزیابی ضرورت مداخلات دولتی در سازکار بازار پیچیده می‌شود. از سوی دیگر، جدال‌پذیری بازار در مواردی می‌تواند از طریق

^۱. Actual Competition

^۲. Potential Competition

سیاست‌های عمومی تقویت شود و در چنین شرایطی، این سیاست‌ها ممکن است مؤثرترین ابزار برای حفظ منافع عمومی باشند.

همان‌طور که پیش‌تر بحث شد، رابطه کلیدی پارادایم SCP نشان‌دهنده تأثیر تمرکز صنعت به‌عنوان معیار اصلی ساختار بازار بر رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و سپس تأثیر رفتار بنگاه‌ها بر عملکرد (سودآوری) آنها است. نظریه بازارهای جدال‌پذیر از این جهت که ادعا می‌کند درجه تمرکز صنعت به‌عنوان نمایانگر تعداد و توزیع اندازه بنگاه‌ها تأثیری بر رفتار و عملکرد بنگاه‌ها ندارد، با چارچوب تحلیلی SCP ناسازگار است. بنابراین، طبق این نظریه، شاخص‌های تمرکز نمی‌توانند معیارهای مناسبی برای ارزیابی قدرت بازاری (یا درجه رقابت) باشند، زیرا حتی در یک صنعت کاملاً متمرکز نیز ممکن است بنگاه‌ها به‌صورت رقابتی رفتار کنند. این مسأله از دیدگاه سیاست‌های رقابتی نیز بسیار حائز اهمیت است. بر اساس نظریه بازارهای جدال‌پذیر، سیاست‌های تمرکززدایی لزوماً منجر به رفتار رقابتی و بهبود عملکرد رفاهی بنگاه‌ها نخواهند شد.

۳-۴- دهه‌های ۱۹۸۰ تاکنون: سازماندهی صنعتی تجربی نوین (NEIO)

همان‌طور که پیش‌تر بحث شد، بر اساس پارادایم یا چارچوب تحلیلی SCP، رفتار غیرقابل مشاهده بنگاه‌ها پل ارتباطی میان ساختار بازار و عملکرد بنگاه‌ها است. بر این اساس، ویژگی‌های ساختاری بازار (به‌ویژه شاخص‌های تمرکز صنعت) و در برخی موارد شاخص‌های عملکرد (مانند مارک‌آپ قیمت بر هزینه نهایی یا شاخص لرنر) به‌عنوان معیارهایی برای ارزیابی رفتار بنگاه‌ها (سنجش قدرت بازاری بنگاه‌ها) مورد استفاده قرار می‌گیرند. یکی از مهم‌ترین نقدها به مطالعات SCP این است که رفتار بنگاه‌ها را نادیده گرفته و صرفاً به بررسی تأثیر مستقیم ساختار بازار بر عملکرد بنگاه‌ها پرداخته‌اند. البته میسین و همکارانش در چارچوب مطالعات موردی علاقه زیادی به تحلیل رفتار بنگاه‌ها نشان دادند، اما این رویکرد به تدریج تحت‌الشعاع مطالعات مقطعی جو بین و همکاران قرار گرفت. از این گذشته، در این نوع مطالعات، صنعت (و نه بنگاه) به‌عنوان واحد تجزیه و تحلیل در نظر گرفته شده است و اغلب تأثیر درجه تمرکز بر متوسط سودآوری صنایع مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، به‌طور ضمنی فرض شده است که تمامی بنگاه‌های فعال در یک صنعت شرایط اقتصادی یکسانی دارند و ممکن است تنها از نظر اندازه متفاوت باشند (سایر تفاوت‌ها

به‌عنوان نوین تصادفی تلقی شده‌اند). بنابراین، این مطالعات از بررسی ناهمگنی درون-صنعتی یا تفاوت‌های پایدار در عملکرد بنگاه‌های یک صنعت خاص غفلت کرده‌اند. علاوه بر این، مطالعات تجربی SCP به دلیل استفاده از داده‌های مقطعی، تنها به بررسی روابط ایستا پرداخته و پویایی‌های صنعتی را نادیده گرفته‌اند (پرتز، ۱۹۸۱). رویکرد SCP در ادبیات سازماندهی صنعتی به‌عنوان یک رویکرد توصیفی-تجربی شناخته می‌شود که حداقل در مراحل اولیه شکل‌گیری، فاقد پشتوانه نظری بوده است. تنها پشتوانه این رویکرد، نتایج رضایت‌بخش صدها مطالعه تجربی مبتنی بر داده‌های مقطعی است که در دهه‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۷۰ (به‌ویژه برای صنایع ایالات متحده) انجام شده‌اند. اگرچه تلاش این نوع مطالعات برای جستجوی همبستگی مقطعی میان معیارهای سودآوری و تمرکز صنعت به‌طور نسبی موفقیت‌آمیز بوده است، اما همان‌طور که برسِنِهِن^۱ (۱۹۸۹) اشاره می‌کند، پارادایم SCP در نهایت در نوعی بن‌بست گرفتار شد؛ اینکه آیا سودآوری بالا در بازارهای متمرکز به دلیل قیمت‌های بالا (فرضیه متعارف) است یا هزینه‌های پایین و کارایی بنگاه‌های بزرگ (فرضیه کارا-ساختار). با توجه به این انتقادات از پارادایم SCP و مطالعات تجربی مرتبط، تفکر سازماندهی صنعتی از اواخر دهه ۱۹۷۰ مسیر جدیدی را در پیش گرفت که منجر به شکل‌گیری موج دوم تحقیقات سازماندهی صنعتی در عصر مدرن شد. تمرکز اصلی این نوع تحقیقات بر معرفی روش‌ها و تکنیک‌های جدیدی برای مطالعه مستقیم رفتار بنگاه‌ها و ارزیابی دقیق‌تر قدرت بازاری آنها در صنایع فردی است، که به‌عنوان جایگزین‌هایی برای معیارهای ساختاری مبتنی بر رویکرد SCP مطرح می‌شوند. برسِنِهِن (۱۹۸۹) این رویکرد جدید برای مطالعه بنگاه‌ها و بازارها را «سازماندهی صنعتی تجربی نوین (NEIO)» نام‌گذاری کرد که به‌عنوان «سازماندهی صنعتی نوین (NIO)» نیز شناخته می‌شود. بر خلاف تحقیقات دو یا سه دهه پیش که عمدتاً ماهیت تجربی داشتند، عصر جدید سازماندهی صنعتی به‌عنوان عصر نظریه‌پردازی شناخته می‌شود. برای مثال، در دهه ۱۹۷۰، مایکل اسپنس^۲ و همکاران مدل‌های رسمی رفتار بنگاه (فروشنده) در بازارهای رقابت ناقص را توسعه دادند. اسپنس (۱۹۷۶) و دیکست و استیگلیتز^۳ (۱۹۷۷) به مدل رقابت انحصاری چیمبرلنی رسمیت بخشیدند. همچنین، سلاپ^۴ (۱۹۷۹) مدل

¹ Bresnahan

² Michael Spence

³ Dixit & Stiglitz

⁴ Salop

تمایز محصول افقی هاتلینگ^۱ (۱۹۲۹) را احیاء کرد و شیکد و ساتن^۲ (۱۹۸۲) مفهوم تمایز محصول عمودی را معرفی نمودند. در اوایل دهه ۱۹۸۰، با کوشش کرپس و ویلسن^۳ (۱۹۸۲)، میلگرم و رابرتس^۴ (۱۹۸۲) و همکاران، استفاده از ابزارهای نظریه بازی‌های فرم-گسترده، مطالعه نظری در حوزه سازماندهی صنعتی را متحول کرد. به‌عنوان مثال، گرین و پرت^۵ (۱۹۸۴) از این ابزارها برای فرمول‌بندی مدل انحصار چندجانبه‌ی استیگلر (۱۹۶۴) بهره گرفتند. علاوه بر این، مقالات نظری متعددی درباره موضوعات کلیدی سازماندهی صنعتی در مجلات علمی معتبر منتشر شد (اشمالنسی، ۲۰۱۲). همان‌طور که اشمالنسی^۶ (۱۹۸۲) بیان می‌کند، اقتصاددانان سازماندهی صنعتی در دهه ۱۹۶۰ تلاش داشتند به اقتصادسنجی‌دان تبدیل شوند، اما بسیاری از آنها در دهه ۱۹۷۰ به نظریه‌پردازی روی آوردند.

در مجموع، تحقیقات مدرن در سازماندهی صنعتی برای پاسخ به دو چالش اساسی شکل گرفته‌اند: نخست، کمبود مدل‌های نظری برای مطالعه بازارهای رقابت ناقص که با توسعه نظریه بازی‌ها تا حد زیادی برطرف شد و دوم، کمبود داده‌های مناسب و روش‌های تجربی برای ارزیابی فرضیه‌های مرتبط با رقابت و ساختار صنعت که مانع پیشرفت تحقیقات تجربی بود (تیرل، ۱۹۸۸؛ آینو و لوین، ۲۰۱۰).

تحقیقات SCP به بررسی ارتباط تجربی میان ویژگی‌های ساختاری بازارها و معیارهای عملکرد بنگاه‌ها در مجموعه‌ای گسترده از صنایع می‌پردازند و نتایج این بررسی‌ها را مبنای استنباط در مورد رفتار بنگاه‌ها قرار می‌دهند. به‌عبارت دیگر، در این نوع مطالعات، رفتار بنگاه‌ها به‌طور غیرمستقیم تحلیل می‌شود. در مقابل، تحقیقات NEIO با استفاده از مدل‌های تجربی مبتنی بر نظریه‌های اقتصاد خرد، جنبه‌های خاص رفتار بنگاه‌ها را در صنایع فردی یا گروهی از صنایع مرتبط (مانند صنایعی با محصول یکسان اما تفاوت‌های جغرافیایی) به‌طور مستقیم مورد مطالعه قرار می‌دهند. بنابراین، برخلاف ادبیات تجربی SCP که عمدتاً به مطالعات بین-صنعتی مبتنی بر داده‌های مقطعی و تعریف معیارهایی برای رفتار (قدرت بازاری) بنگاه‌ها محدود می‌شود، تحقیقات NEIO بر برآورد مستقیم یا آزمون فرضیه‌های صریح درباره جنبه‌های خاص رفتاری صنایع فردی

1. Hotelling

2. Shaked and Sutton

3. Kreps and Wilson

4. Milgrom and Roberts

5. Green and Porter

6. Schmalensee

با هدف شناسایی قدرت بازاری یا تغییرات در رفتارهای تباری‌گرایانه و رقابتی بنگاه‌ها متمرکز هستند (کالینین^۱، ۲۰۱۲). به‌طور خلاصه، در مطالعات مبتنی بر رویکرد SCP، صنعت به‌عنوان واحد تجزیه و تحلیل مطرح است، در حالی که در تحقیقات NEIO، بنگاه به‌عنوان واحد اصلی تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می‌شود. دلیل تأکید مطالعات NEIO بر صنایع فردی (یا صنایع مرتبط) این است که اطلاعات و جزئیات نهادی می‌توانند اعتبار مطالعات بین-صنعتی مبتنی بر رویکرد SCP را خدشه‌دار کنند. اشمالسنی (۱۹۸۲) نیز اظهار می‌دارد که یکی از مزایای مطالعات NEIO، قابلیت استفاده از نتایج این نوع مطالعات برای طراحی سیاست‌های تنظیمی است. این مزیت ناشی از آن است که برخلاف سیاست‌های ضدانحصار که تمام صنایع را هدف قرار می‌دهند (و بنابراین متناسب با داده‌های مقطعی هستند)، سیاست‌های تنظیمی به صنایع خاص می‌پردازند. در مقایسه با مطالعات مبتنی بر رویکرد SCP، تحقیقات جدید به‌طور فزاینده‌ای از ابزارهای نظریه اقتصاد خرد، مدل‌های رقابت ناقص و مفاهیم نظریه بازی‌ها بهره می‌برند. در این نوع تحقیقات، وابستگی متقابل در بازارهای انحصار چندجانبه از طریق بازی‌های همکارانه و مدل‌های رفتار غیرهمکارانه مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین، رویکرد NEIO با مسأله اساسی «ضعف بنیان‌های نظری» که یکی از نقدهای اصلی وارده به رویکرد SCP است، مواجه نمی‌شود. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل پویایی‌های ساختار صنعتی جایگزین فرض ایستایی در مطالعات مقطعی SCP گردیده است. البته شومپتر^۲ (۱۹۵۰) پیش‌تر بر ضرورت در نظر گرفتن یک چارچوب زمانی پویا (بین‌زمانی) برای فرآیند رقابت تأکید کرده بود. در این راستا، باید فرض شود که عامل‌های اقتصادی تصمیمات متوالی اتخاذ می‌کنند و پیامدهای اقدامات خود را بر روند آتی فعالیت‌های صنعتی مدنظر قرار می‌دهند (جاکمن^۳، ۱۹۸۷). افزون بر این، مدل‌های NEIO مزایای دیگری نسبت به پارادایم SCP دارند. این مدل‌ها به پژوهشگران امکان می‌دهند تا چارچوب‌های نظری مختلف را به‌صورت تجربی مقایسه کرده و مناسب‌ترین چارچوب را بر اساس سازگاری آن انتخاب کنند (اینین، ۲۰۱۰؛ سابنیس و گروال^۴، ۲۰۱۲). در تحقیقات سازماندهی صنعتی نوین، مدل‌های تجربی مستقیماً از چارچوب‌های نظری مشتق می‌شوند. از دهه ۱۹۷۰، مطالعات بین-صنعتی مبتنی

1. Cullinane

2. Schumpeter

3. Jacquemin

4. Sabnis and Grewal

بر داده‌های مقطعی با کاهش اقبال مواجه شدند و پژوهشگران تجربی بار دیگر به مطالعات موردی روی آوردند. البته این مطالعات از برخی جهات با مطالعات موردی کلاسیک یا میسنین تفاوت‌هایی دارند. این مطالعات با تلفیق نظریه‌های اقتصادی و تکنیک‌های آماری و اقتصادسنجی پیشرفته به بررسی دقیق تعاملات میان بنگاه‌ها پرداخته‌اند. چنین رویکردی امکان برآورد دقیق‌تری از قدرت بازاری و آثار اقتصادی پدیده‌هایی مانند ادغام یا تغییرات در محیط اقتصادی و قانونی را فراهم می‌کند. برسِنِهِن و اِسْمَالِنْسِی^۱ (۱۹۸۷) عصر جدید سازماندهی صنعتی را به‌عنوان «رسانس تجربی اقتصاد صنعتی»^۲ توصیف کرده‌اند. البته آزمون تجربی برخی از پیش‌بینی‌های مدل‌های نظریه بازاری‌ها معمولاً با محدودیت‌های داده‌ای مواجه است (ترمبلی و ترمبلی، ۲۰۱۲). به‌طور کلی، برسِنِهِن (۱۹۸۹) ایده‌های اصلی رویکرد NEIO را به شرح زیر خلاصه می‌کند:

۱. حاشیه قیمت-هزینه نهایی بنگاه‌ها، که به‌عنوان یکی از معیارهای اصلی سودآوری یا عملکرد در پارادایم SCP مطرح است، به دلیل غیرقابل مشاهده بودن هزینه نهایی، به‌طور مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست. از این‌رو، تحلیل‌گر می‌تواند با استناد به رفتار بنگاه‌ها، استنباط‌هایی درباره هزینه نهایی انجام دهد، اثرات تغییر در هزینه نهایی را از طریق تفاوت‌های بین-صنعتی (در صنایع مرتبط) ارزیابی کند، یا قدرت بازاری را بدون اتکا به اطلاعات مستقیم هزینه نهایی برآورد کند.

۲. جزئیات نهادی در سطح صنعت یکی از دلایل اصلی منحصربه‌فرد بودن هر صنعت است، به‌طوری‌که مطالعات بین-صنعتی اطلاعات چندان مفیدی درباره ویژگی‌های صنایع فردی ارائه نمی‌دهند. این جزئیات احتمالاً نه تنها بر رفتار بنگاه‌ها، بلکه حتی بیشتر بر انتخاب استراتژی‌های اندازه‌گیری توسط تحلیل‌گران تأثیر می‌گذارند. از این‌رو، تحلیل‌های ایستا-مقایسه‌ای درباره تفاوت‌های بین-صنعتی (به‌جز در مورد صنایع مرتبط) معمولاً از اعتبار کافی برخوردار نیستند. به‌عبارت دیگر، مطالعات NEIO بر صنایع فردی تأکید دارند.

۳. رفتار بنگاه و صنعت به‌عنوان پارامترهای ناشناخته‌ای در نظر گرفته می‌شوند که باید برآورد شوند. بر این اساس، مجموعه‌ای از معادلات رفتاری تصریح و برآورد می‌شود که تعیین‌کننده قیمت و مقدار محصول توسط بنگاه‌ها هستند. پارامترهای این معادلات به‌طور مستقیم با مفاهیم

^۱ Bresnahan & Schmalensee

^۲ Empirical Renaissance in Industrial Economics

تحلیلی رفتار بنگاه و صنعت ارتباط داده می‌شوند و امکان ارزیابی موضوعاتی نظیر قدرت بازاری در یک صنعت خاص را فراهم می‌کنند.

۴. ماهیت استنباط در مورد قدرت بازاری به دلیل بیان صریح مجموعه فرضیه‌های مقابل، کاملاً روشن است. به عنوان مثال، فرضیه مقابل که دلالت بر عدم وجود تعامل استراتژیک دارد (که نوعاً یک فرضیه رقابت کامل است)، به طور صریح بیان می‌شود و به عنوان یکی از گزینه‌های قابل انتخاب بر اساس داده‌ها مطرح می‌گردد. در واقع، مطالعات NEIO به شناسایی و برآورد قدرت بازاری بر اساس رفتار بنگاه‌ها در صنعت می‌پردازند.

لازم به ذکر است که مطالعات NEIO برخی ایرادات خاص خود را دارند که البته قابل قیاس با مزایای این نوع مطالعات نیستند. به عنوان مثال، محدودیت تجزیه و تحلیل و محدودیت تعمیم‌دهی نتایج به سایر صنایعی که تفاوت‌های قابل توجهی با یکدیگر دارند، از جمله ضعف‌های این نوع مطالعات به شمار می‌روند. علاوه بر این، برخی از منتقدان استدلال می‌کنند که مدل‌های اقتصادسنجی به کار رفته در برخی مطالعات NEIO (که معمولاً به شدت متکی بر فرض تعادلی هستند) می‌توانند منجر به تحلیل‌هایی مبهم شوند که ارتباط میان پارامترهای برآوردشده و تغییرپذیری داده‌ها را روشن نمی‌سازند (آینو و لوین، ۲۰۱۰). همچنین، مدل‌های NEIO به طور معمول برای تجزیه و تحلیل یک صنعت واحد به کار می‌روند و به دلیل نیازمندی‌های داده‌ای و حساسیت به خطاهای تصریح، استفاده از این مدل‌ها در مطالعات تجربی با دشواری‌هایی همراه است (هاید و پرلوف^۱، ۱۹۹۵). مسأله دیگر این است که مدل‌های NEIO منابع قدرت بازاری را شناسایی نمی‌کنند و به همین دلیل در عمل نقش محدودی در سیاست‌گذاری رقابت ایفا می‌کنند (برسنهن، ۱۹۸۹؛ دیگال و احمدی-اصفهان‌ی^۲، ۲۰۰۲).

به طور کلی، مسائل مربوط به حوزه سازماندهی صنعتی عمدتاً دارای یک مؤلفه تجربی مهم هستند. پاسخگویی به پرسش‌های پیرامون رقابت میان بنگاه‌ها در یک صنعت نوعاً مستلزم دسترسی به اطلاعات مربوط به تقاضای مصرف‌کنندگان، هزینه‌های بنگاه‌ها و استراتژی‌ها یا اقدامات بنگاه‌ها است. سازماندهی صنعتی تجربی نوین با ترکیب داده‌ها، مدل‌ها و روش‌های

^۱. Hyde and Perloff

^۲. Digal and Ahmadi-Esfahani

اقتصادسنجی به حل مسائل تجربی مرتبط با رفتار بنگاه‌ها می‌پردازد. در عمل، ابزارهای سازماندهی صنعتی تجربی توسط بنگاه‌ها، سازمان‌های دولتی، شرکت‌های خدمات مشاوره‌ای و محققان دانشگاهی مورد استفاده قرار می‌گیرند. بنگاه‌ها این ابزارها را به‌منظور بهبود استراتژی‌ها، تصمیم‌گیری‌ها و سودآوری‌های خود به کار می‌گیرند. به‌عنوان مثال، روش‌های سازماندهی صنعتی تجربی ابزارهای مفیدی برای تعیین قیمت بهینه بنگاه، ارزیابی منافع حاصل از ادغام‌ها، پیش‌بینی پیامدهای معرفی یک محصول جدید به بازار و برآورد منافع حاصل از تبعیض قیمت فراهم می‌آورند. مقامات دولتی از ابزارهای سازماندهی صنعتی برای ارزیابی اثرات رقابتی و رفاهی یک سیاست جدید در صنعت (مانند افزایش مالیات بر فروش یا سیاست‌های زیست‌محیطی) و یا شناسایی رفتارهای ضد رقابتی بنگاه‌ها مانند تبانی، قیمت‌گذاری آمرانه^۱، تثبیت قیمت^۲ و سایر رفتارهای انحصارگرانه^۳ استفاده می‌کنند (اگیورگابیریا^۴، ۲۰۲۱).

بی‌شک، نظریه بازی‌ها سهم چشمگیری در پیشبرد سازماندهی صنعتی نوین داشته است. به‌طور کلی، این نظریه به مطالعه وابستگی متقابل تصمیم‌گیرندگان می‌پردازد. در سه دهه گذشته، اقتصاددانان از نظریه بازی‌ها برای تحلیل طیف وسیعی از تعاملات اقتصادی استفاده کرده‌اند. از آنجا که وابستگی متقابل بنگاه‌ها ویژگی اصلی بازارهای انحصار چندجانبه است، بسیاری از جنبه‌های مهم این نوع ساختار بازار را می‌توان با ابزارها و تکنیک‌های نظریه بازی‌ها توضیح داد. بنابراین، استفاده از این نظریه برای مدل‌سازی رفتار بنگاه‌ها در انحصارات چندجانبه، یکی از ارکان کلیدی سازماندهی صنعتی نوین به شمار می‌رود. با تکامل نظریه بازی‌ها، اقتصاددانان به ابزارها و روش‌های لازم برای مدل‌سازی رفتار استراتژیک بنگاه‌ها و درک محیط استراتژیکی که بنگاه‌ها در آن فعالیت می‌کنند، مجهز شده‌اند (آیینن، ۲۰۱۰؛ والدین و چسین، ۲۰۱۹).

۴- خلاصه و نتیجه‌گیری

سازماندهی صنعتی شاخه‌ای از علم اقتصاد است که به مطالعه ساختار بازارها، رفتار بنگاه‌ها و عملکرد اقتصادی آنها می‌پردازد. سیاست‌گذاری عمومی در خصوص مسائل مربوط به قدرت بازاری

1. Predatory Pricing

2. Price Fixing

3. Exclusionary Conduct

4. Aguirregabiria

ناشی از رقابت ناقص نیز دیگر جنبه کلیدی سازماندهی صنعتی محسوب می‌شود. بررسی تاریخی این حوزه نشان می‌دهد که حداقل از زمان آدام اسمیت، مفاهیم رقابت و انحصار مورد توجه قرار داشته‌اند. بر این اساس، تاریخ سازماندهی صنعتی را می‌توان به چهار دوره متوالی تقسیم کرد: دهه‌های ۱۷۷۰ تا ۱۸۶۰؛ دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰؛ دهه‌های ۱۹۳۰ تا ۱۹۷۰؛ دهه ۱۹۸۰ تاکنون. در این مطالعه، مهمترین تحولات و پیشرفت‌های سازماندهی صنعتی در هر یک از این دوره‌ها مرور شده‌اند.

در دهه‌های ۱۷۷۰ تا ۱۸۶۰، مباحث مرتبط با رقابت، انحصار و ساختار بازار به تدریج در اندیشه‌های اقتصاددانان کلاسیک جایگاه برجسته‌ای یافت. به‌عنوان مثال، آدام اسمیت در ثروت ملل به بررسی پیامدهای انحصار و تبانی میان بنگاه‌ها پرداخت. جان استوارت میل در میانه قرن نوزدهم مفهوم انحصار طبیعی را بسط داد و به موانع عملی رقابت اشاره کرد. علاوه بر این، تلاش‌هایی برای مدل‌سازی ریاضی پدیده‌های رقابتی نیز آغاز شد. به‌عنوان مثال، آگستین کورنو با ارائه مدل انحصار دوجانبه نشان داد که شدت رقابت با افزایش تعداد بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، در حالی که جولس دوپویت زیان رفاهی ناشی از قیمت‌گذاری انحصاری را محاسبه کرد و پایه‌های نظریه تبعیض قیمت را بنا نهاد.

با ورود به دهه ۱۸۷۰ و ظهور اقتصاددانان نئوکلاسیک، استفاده از ابزارهای ریاضی و تحلیل‌های دقیق‌تر، مطالعه سازماندهی صنعتی را وارد مرحله جدیدی کرد. در این دوره، نه تنها نظریه‌های اقتصادی در خصوص رقابت و انحصار شکل مدون‌تری به خود گرفتند، بلکه سیاست‌گذاری عمومی نیز به‌طور جدی در این حوزه مداخله کرد. به‌طور کلی، دهه‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۲۰ را می‌توان عصر تثبیت نظریه‌های نئوکلاسیکی و آغاز سیاست‌های ضدانحصار دانست که در واکنش به رشد انحصارات و چالش‌های رقابتی در بازارهای صنعتی ایالات متحده و اروپا پدیدار شدند. در این دوره، قوانین و مقررات جدیدی با هدف مهار سلطه انحصاری و حمایت از رقابت وضع شدند که زمینه‌ساز شکل‌گیری نهادهای نظارتی برای تضمین رقابت در بازارها شدند. در کنار این تحولات نهادی، نظریه‌پردازان اقتصادی نیز به بررسی و توسعه مدل‌های رقابتی پرداختند.

اگرچه تا پایان دهه ۱۹۲۰ بسیاری از مفاهیم امروزی سازماندهی صنعتی تعریف شده بودند و نوآوری‌های زیادی در این حوزه به‌وجود آمده بود، اما این شاخه از علم اقتصاد از دهه ۱۹۳۰ فاز

مدرن‌تری را آغاز کرد. تا پیش از این دهه، مدل‌های استاندارد رقابت کامل و انحصار کامل به ادبیات اقتصادی معرفی شده بودند که ریشه در نظریه سنتی بنگاه از آدام اسمیت در قرن هجدهم و آلفرد مارشال در قرن نوزدهم دارند. یکی از مهمترین پیشرفت‌ها در این دهه، معرفی نظریه رقابت انحصاری توسط ادورد چیمبرلن در سال ۱۹۳۳ بود. علاوه بر بازارهای رقابت انحصاری، بازارهای انحصار چندجانبه از دهه ۱۹۳۰ به بعد توجه اقتصاددانان سازماندهی صنعتی را به خود معطوف کرده‌اند. به دنبال انقلاب رقابت انحصاری در اوایل دهه ۱۹۳۰، مسائل و موضوعات جدیدی در ارتباط با بازارهای رقابت ناقص در حوزه سازماندهی صنعتی مطرح شد. به‌طور کلی، تحلیل ساختار بازارها و رفتار و عملکرد بنگاه‌ها و نیز سیاست‌گذاری‌های عمومی به‌منظور بهبود عملکرد بازارها به کانون اصلی تحقیقات سازماندهی صنعتی تبدیل شد. در این میان، مسأله قدرت بازاری یکی از مهمترین موضوعاتی است که از آن زمان تاکنون بخش قابل توجهی از ادبیات سازماندهی صنعتی را به خود اختصاص داده است. به‌طور مشخص، اندازه‌گیری قدرت بازاری و شناسایی منابع و پیامدهای آن جزو اولویت‌های اصلی مطالعات سازماندهی صنعتی بوده است. در اواخر دهه ۱۹۳۰، گروهی از محققان جوان در دانشگاه هاروارد به رهبری ادورد میسن، یک چارچوب تحلیلی معروف به پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد (SCP) را به‌منظور مطالعه بازارهای رقابت ناقص پایه‌گذاری کرد. این پارادایم پیش‌بینی می‌کند که ساختار بازار، رفتار بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و رفتار بنگاه‌ها عملکرد آنها را تعیین می‌کند. از دهه ۱۹۳۰ تا نیمه نخست دهه ۱۹۷۰، رویکرد SCP بر ادبیات سازماندهی صنعتی سیطره داشت. با این حال، در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، نقدهای جدی به‌ویژه از جانب پیروان مکتب شیکاگو بر این رویکرد وارد شد. با توجه به پارادایم SCP، رفتار غیرقابل مشاهده بنگاه‌ها پل ارتباطی میان ساختار بازار و عملکرد بنگاه‌ها است. بر این اساس، ویژگی‌های ساختاری بازار (به‌ویژه شاخص‌های تمرکز) و در برخی موارد شاخص‌های عملکرد به‌عنوان معیارهایی برای ارزیابی رفتار بنگاه‌ها (سنجش قدرت بازاری بنگاه‌ها) مورد استفاده قرار می‌گیرند.

با توجه به انتقادات جدی از پارادایم SCP و مطالعات تجربی مرتبط با آن، تفکر سازماندهی صنعتی از اواخر دهه ۱۹۷۰ مسیر جدیدی را در پیش گرفت که منجر به شکل‌گیری موج دوم تحقیقات سازماندهی صنعتی در عصر مدرن تحت عنوان سازماندهی صنعتی تجربی

نوین (NEIO) شد. تمرکز اصلی این نوع تحقیقات بر معرفی روش‌ها و تکنیک‌های جدیدی برای مطالعه مستقیم رفتار بنگاه‌ها و ارزیابی دقیق‌تر قدرت بازاری آنها در صنایع فردی است، که به‌عنوان جایگزین‌هایی برای معیارهای ساختاری مبتنی بر رویکرد SCP مطرح می‌شوند. بر خلاف تحقیقات دو یا سه دهه پیش که عمدتاً ماهیت تجربی داشتند، عصر جدید سازماندهی صنعتی به‌عنوان عصر نظریه‌پردازی شناخته می‌شود. در تحقیقات SCP، رفتار بنگاه‌ها به‌طور غیرمستقیم تحلیل می‌شود. در مقابل، تحقیقات NEIO جنبه‌های خاص رفتار بنگاه‌ها را در صنایع فردی یا گروهی از صنایع مرتبط به‌طور مستقیم مورد مطالعه قرار می‌دهند. بنابراین، برخلاف ادبیات تجربی SCP که عمدتاً به مطالعات بین-صنعتی مبتنی بر داده‌های مقطعی و تعریف معیارهای ساختاری برای رفتار (قدرت بازاری) بنگاه‌ها محدود می‌شود، تحقیقات NEIO بر برآورد مستقیم یا آزمون فرضیه‌های صریح درباره جنبه‌های خاص رفتاری صنایع فردی با هدف شناسایی قدرت بازاری یا تغییرات در رفتارهای تباری‌گرایانه و رقابتی بنگاه‌ها متمرکز هستند. این مطالعات با تلفیق نظریه‌های اقتصادی و تکنیک‌های آماری و اقتصادسنجی به بررسی دقیق تعاملات میان بنگاه‌ها پرداخته‌اند. چنین رویکردی امکان برآورد دقیق‌تری از قدرت بازاری و آثار اقتصادی پدیده‌هایی مانند ادغام یا تغییرات در محیط اقتصادی و قانونی را فراهم می‌کند. در این خصوص، نظریه بازی‌ها سهم چشمگیری در پیشبرد سازماندهی صنعتی نوین داشته است. از آنجا که وابستگی متقابل بنگاه‌ها ویژگی اصلی بازارهای انحصار چندجانبه است، بسیاری از جنبه‌های مهم این نوع ساختار بازاری را می‌توان با ابزارها و تکنیک‌های نظریه بازی‌ها توضیح داد.

References

- Aguirregabiria, V. (2021). *Empirical Industrial Organization: Models, Methods, and Applications*. Toronto: University of Toronto.
- Ailawadi, K. L., Borin, N., & Farris, P. W. (1995). Market Power and Performance: A Cross-Industry Analysis of Manufacturers and Retailers. *Journal of Retailing*, 71(3), 211–248.
- Arnold, R. A. (2019). *Microeconomics* (13th Ed.). Boston: Cengage Learning, Inc.

- Backhouse, R. E. (1990). Competition. In J. Creedy (Ed.), *Foundations of Economic Thought* (1st Ed., 58–86). Oxford: Basil Blackwell.
- Bain, J. S. (1951). Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936–1940. *The Quarterly Journal of Economics*, 65(3), 293–324.
- Bain, J. S. (1972). *Essays on Price Theory and Industrial Organization*. New York: Little, Brown and Company.
- (1959). *Industrial Organization*. New Jersey: John Wiley.
- (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge: Harvard University Press.
- Barthwal, R. R. (2022). *Industrial Economics: An Introductory Textbook* (4th Ed.). Delhi: New Age International.
- Baumol, W. J. (1986). *Microtheory: Applications and Origins*. Cambridge, MA: MIT Press.
- (1982). Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure. *The American Economic Review*, 72(1), 1–15.
- Baumol, W. J., Panzar, J. C., & Willig, R. D. (1982). *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich.
- Berger, A. N. (1995). The Profit-Structure Relationship in Banking: Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404–431.
- Bresnahan, T. F. (1989). Empirical Studies of Industries with Market Power. In R. Schmalensee and R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (2, 1011–1057). Amsterdam: Elsevier.
- Bresnahan, T. F., & Schmalensee, R. (1987). The Empirical Renaissance in Industrial Economics: An Overview. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 371–378.
- Cabral, L. (2017). *Introduction to Industrial Organization* (2nd Ed.). Cambridge, MA: MIT Press.
- Carlton, D. W. (1989). The Theory and the Facts of How Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics? In R. L. Schmalensee & R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (1, 909–946). Amsterdam: Elsevier.
- Carlton, D. W., & Perloff, J. M. (2015). *Modern Industrial Organization* (4th Ed.). New Jersey: Pearson Higher Ed.

- Caves, R. E. (1974). Industrial Organization. In J. H. Dunning (Ed.), *Economic Analysis and Multinational Enterprise* (1st Ed., 5, 115–146). Oxfordshire: Routledge.
- Caves, R. E. (1992). *American Industry: Structure, Conduct, Performance* (7th Ed.). London: Pearson.
- Chortareas, G. E., Garza-García, J. G., & Girardone, C. (2011). Banking sector performance in Latin America: Market Power Versus Efficiency. *Review of Development Economics*, 15(2), 307–325.
- Church, J. R., & Ware, R. (2000). *Industrial Organization: A Strategic Approach*. Illinois: Irwin/McGraw-Hill--Gary Burke.
- Clarke, R., & Davies, S. W. (1982). Market Structure and Price-Cost Margins. *Economica*, 49(195), 277–287.
- Clodius, R. L., & Mueller, W. F. (1961). Market Structure Analysis as an Orientation for Research in Agricultural Economics. *Journal of Farm Economics*, 43(3), 515–553.
- Coase, R. H. (1990). *The Firm, The Market, and the Law*. Chicago: University of Chicago Press.
- Cohen, W. M., & Levin, R. C. (1989). Empirical Studies of Innovation and Market Structure. In R. L. Schmalensee & R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (2, 1059–1107). Amsterdam: Elsevier.
- Corts, K. S. (1999). Conduct Parameters and the Measurement of Market Power. *Journal of Econometrics*, 88(2), 227–250.
- Cowling, K. (1976). On the Theoretical Specification of Industrial Structure-Performance Relationships. *European Economic Review*, 8(1), 1-14.
- Cowling, K., & Waterson, M. (1976). Price-cost Margins and Market Structure. *Economica*, 43(171), 267-274.
- Cullinane, K. (2011). *International Handbook of Maritime Economics*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Davies, S., Lyons, B., Matraves, C., Rondi, L., Sembenelli, A., Gual, J., Sleuwaegen, L., & Veugelers, R. (1996). *Industrial Organization in the European Union: Structure, Strategy, and the Competitive Mechanism* (Illustrated Ed.). Central Oxford: Clarendon Press.
- Davis, P., & Garcés, E. (2009). *Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

De Jong, H. W., & Shepherd, W. G. (2007). *Pioneers of Industrial Organization: How the Economics of Competition and Monopoly Took Shape*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.

Delorme Jr, C. D., Kamerschen, D. R., Klein, P. G., & Voeks, L. F. (2002). Structure, Conduct and Performance: A Simultaneous Equations Approach. *Applied Economics*, 34(17), 2135–2141.

Demsetz, H. (1974). Two Systems of Belief about Monopoly. In H. J. Goldschmid, H. M. Mann, & J. F. Weston (Eds.), *Industrial Concentration: The New Learning* (164–184). New York: Little, Brown and Company.

----- (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. *The Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9.

Deodhar, S. Y. (1994). *A Linear-Quadratic Dynamic Game Approach to Estimating Market Power in the Banana Export Market* (Doctoral Dissertation). The Ohio State University, USA.

Digal, L. N., & Ahmadi-Esfahani, F. Z. (2002). Market Power Analysis in the Retail Food Industry: A Survey of Methods. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 46(4), 559–584.

Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, 67(3), 297–308.

Einav, L., & Levin, J. (2010). Empirical Industrial Organization: A Progress Report. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 145–162.

Faccarello, G., & Kurz, H. D. (2016). *Handbook on the History of Economic Analysis* (1st Ed., 3). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.

Fisher, F. M., & McGowan, J. J. (1983). On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits. *The American Economic Review*, 73(1), 82–97.

Garza-García, J. G. (2012). Does Market Power Influence Bank Profits in Mexico? A Study on Market Power and Efficiency. *Applied Financial Economics*, 22(1), 21–32.

Green, E. J., & Porter, R. H. (1984). Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52(1), 87–100.

Hall, R. E., & Lieberman, M. (2012). *Microeconomics: Principles and Applications* (6th Ed.). Boston: Cengage Learning.

Heather, K. (2002). *The Economics of Industries and Firms* (1st Ed.). New Jersey: Financial Times/Prentice Hall.

- Hotelling, H. (1929). Stability in Competition. *Economic Journal*, 39(153), 41–57.
- Hurnanen, R., Devine, G., & Hawkins, M. (1969). Industrial Organization and Policy Development in a Dynamic World. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'agroeconomie*, 17(2), 106–117.
- Hyde, C. E., & Perloff, J. M. (1995). Can Market Power Be Estimated? *Review of Industrial Organization*, 10(4), 465–485.
- Jacquemin, A. (1987). *The New Industrial Organization: Market Forces and Strategic Behavior*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Kreps, D. M., & Wilson, R. (1982). Reputation and Imperfect Information. *Journal of Economic Theory*, 27(2), 253–279.
- Lambson, V. E. (1987). Is the Concentration-Profit Correlation Partly an Artifact of Lumpy Technology? *The American Economic Review*, 77(4), 731–733.
- Lennartz, C. (2013). *Competition between Social and Private Rental Housing* (47). Amsterdam: IOS Press.
- Lerner, A. P. (1934). The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157–175.
- Lipczynski, J., Wilson, J., & Goddard, J. (2017). *Industrial Organization: Competition, Strategy, Policy* (5th Ed.). London: Pearson Education Limited.
- Maggiolino, M. (2011). *Intellectual Property and Antitrust: A Comparative Economic Analysis of US and EU Law*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Marshal, A. (1890). *Principles of Economics*. London: Macmillan.
- Mason, E. S. (1939). Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise. *The American Economic Review*, 29(1), 61–74.
- McFetridge, D. G. (2011). Challenges and Opportunities for Industrial Organization Economists: Exciting Times. In Z. Chen & M. Duhamel (Eds.), *Industrial Organization in Canada: Empirical Evidence and Policy Challenges* (19–63). Montreal: McGill-Queen's University Press.
- McGee, J. S. (1988). *Industrial Organization*. London: Pearson College Division.

Milgrom, P., & Roberts, J. (1982). Predation, Reputation, and Entry Deterrence. *Journal of Economic Theory*, 27(2), 280–312.

Monti, G. (2007). *EC competition law* (1st Ed.). New York: Cambridge University Press.

Mosca, M. (1998). Jules Dupuit, the French ‘ingénieurs économistes’ and the Société d’Economie Politique. In M. Mosca & G. Faccarello (Eds.), *Studies in the History of French Political Economy* (254–283). London: Routledge.

Mosca, M. (2008). On the Origins of the Concept of Natural Monopoly. *The European Journal of the History of Economic Thought*, 15(2), 317–353.

Niehans, J. (1990). *A History of Economic Theory: Classic Contributions, 1720-1980*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Norman, G., & Chisholm, D. C. (2014). *Dictionary of Industrial Organization*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited.

O’Connor, D. E. (2004). *The Basics of Economics*. California: Greenwood Publishing Group.

Oinonen, M. (2010). *Does EU Merger Control Discriminate Against Small Market Companies? Diagnosing The Argument with Conclusions* (44). Alphen aan den Rijn: Kluwer Law International BV.

Peltzman, S. (1977). The Gains and Losses from Industrial Concentration. *The Journal of Law and Economics*, 20(2), 229–263.

Peltzman, S. (1991). The Handbook of Industrial Organization: A Review Article. *Journal of Political Economy*, 99(1), 201–217.

Pepall, L., Richards, D., & Norman, G. (2014). *Industrial Organization: Contemporary Theory and Empirical Applications* (5th Ed.). New Jersey: John Wiley & Sons Inc.

Perloff, J. M., Karp, L. S., & Golan, A. (2007). *Estimating Market Power and Strategies* (4th Ed.). New York: Cambridge University Press.

Porter, M. E. (1981). The Contributions of Industrial Organization to Strategic Management. *Academy of Management Review*, 6(4), 609–620.

Posner, R. A. (1979). The Chicago School of Antitrust Analysis. *University of Pennsylvania Law Review*, 127(4), 925-952.

Sabnis, G., & Grewal, R. (2012). Competition and Its Implications for Marketing Strategy. In V. Shankar & G. S. Carpenter (Eds.), *Handbook of Marketing Strategy* (1st ed., 5, 58–77). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.

- Salop, S. C. (1979). Monopolistic Competition with Outside Goods. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 141–156.
- Salvadori, N., & Signorino, R. (2013). The Classical Notion of Competition Revisited. *History of Political Economy*, 45(1), 149–175.
- Schmalensee, R. (2012). “On a Level with Dentists?” Reflections on the Evolution of Industrial Organization. *Review of Industrial Organization*, 41(3), 157–179.
- Schmalensee, R. L. (1982). The New Industrial Organization and the Economic Analysis of Modern Markets. In W. Hildenbrand (Ed.), *Advances in Economic Theory* (1st ed., 253–284). New York: Cambridge University Press.
- Schmalensee, R. L. (1987). Industrial Organization. In J. Eatwell, M. Milgate, & P. Newman (Eds.), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics* (803–808). London: Macmillan.
- Schmalensee, R. L. (1989). Inter-industry Studies of Structure and Performance. In R. L. Schmalensee & R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (2, 951–1009). Amsterdam: Elsevier.
- Schmidt, I., & Rittaler, J. B. (1989). *A Critical Evaluation of the Chicago School of Antitrust Analysis* (9, 1st Ed.). New York: Springer Science & Business Media.
- Schumpeter, J. A. (1950). *Capitalism, Socialism, and Democracy* (3rd Ed.). New York: Harper & Row.
- Schwartz, M., & Reynolds, R. J. (1983). Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure: Comment. *The American Economic Review*, 73(3), 488–490.
- Screpanti, E., & Zamagni, S. (2005). *An Outline of the History of Economic Thought* (2nd Ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Shaked, A., & Sutton, J. (1982). Relaxing Price Competition Through Product Differentiation. *The Review of Economic Studies*, 49(1), 3–13.
- Shapiro, C. (1989). Theories of Oligopoly Behavior. In R. L. Schmalensee & R. D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization* (1st Ed., 1, 329–414). Amsterdam: Elsevier.
- Sheldon, I., & Sperling, R. (2003). Estimating the Extent of Imperfect Competition in the Food Industry: What Have We Learned? *Journal of Agricultural Economics*, 54(1), 89–109.

- Shepherd, W. G. (1983). Economies of Scale and Monopoly Profits. In J. V. Craven (1st Ed.), *Industrial Organization, Antitrust, And Public Policy* (9, 165–204). New York: Springer.
- Spence, M. (1976). Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition. *The Review of Economic Studies*, 43(2), 217–235.
- Stigler, G. J. (1964). A Theory of Oligopoly. *Journal of Political Economy*, 72(1), 44-61.
- Stigler, G. J. (1968). *The Organization of Industry*. Chicago: University of Chicago Press.
- Thurik, A. R., & Audretsch, D. B. (1996). The Dynamics of Industrial Organization. *Review of Industrial Organization*, 11(2), 149–153.
- Tirole, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge: MIT Press.
- Tremblay, V. J., & Tremblay, C. H. (2012). *New Perspectives on Industrial Organization: With Contributions from Behavioral Economics and Game Theory*. New York: Springer-Verlag New York, Inc.
- Uzunidis, D. (2016). Propaedeutics in the Theory of the Industrial Organisation: The SCP (Structure, Conduct, Performance) Model. *Journal of Innovation Economics Management*, 2(20), 197–215.
- Waldman, D., & Jensen, E. (2019). *Industrial Organization: Theory And Practice* (5th Ed.). London: Routledge.
- Weiss, L. W. (1974). The Concentration-Profits Relationship and Antitrust. In H. J. Goldschmid and K. H. Mann (Eds.), *Industrial Concentration: The New Learning* (164-332). New York: Little, Brown and Company.



Stabilization Policies in a Behavioral Macroeconomic Model

Ali Souri^{*},¹ 

1. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 16 June 2024 Revised: 04 Feb. 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Behavioral Macroeconomics, Economic Policies, Production Stabilization and Inflation.</i></p> <p>JEL Classification: <i>E37, E61, E70.</i></p>	<p>The relationship between inflation and output (or unemployment) has been and remains a controversial topic. A turning point in this debate is the Friedman-Phelps hypothesis, which asserts that there is no long-term relationship between the two. This idea is accepted by many economists, though doubts about it persist. On the other hand, the trade-off between the volatility of inflation and output has also drawn attention. Within the framework of DSGE models, stabilizing output leads to greater inflation volatility, and similarly, stabilizing inflation results in greater output volatility. In other words, there is a trade-off between stabilizing output and inflation. The findings of this paper suggest that, in addition to a negative relationship, a positive relationship between the volatility of inflation and output may also exist. The results indicate that in a behavioral macroeconomic model, it is possible for a positive relationship between inflation and output volatility to emerge. Such findings also hold for Iranian economic data, demonstrating that the relationship between inflation and output volatility is fully consistent with the outcomes of the behavioral macroeconomic model. These results are valid for both annual and quarterly data. The most important implication of these findings for policymaking is that it is possible to reduce both inflation and output volatility simultaneously. We also show that such simultaneous reductions have occurred during periods when real bank interest rates were positive or close to zero. In this context, the impact of monetary variables and the exchange rate is also examined.</p>

Souri, A. (2025). Stabilization Policies in a Behavioral Macroeconomic Model. *Journal of Economic Research*, 60(1), 858-886.



© Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.377895.1008918](https://doi.org/10.22059/jte.2025.377895.1008918)



انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

سیاست‌های تثبیت در یک مدل اقتصاد کلان رفتاری

علی سوری* و ۱

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۷</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۱۶</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱</p> <p>کلیدواژه‌ها: اقتصاد کلان رفتاری، تثبیت تولید و تورم، سیاست‌های اقتصادی.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: E37, E61, E70.</p>	<p>بررسی رابطه تورم و تولید (یا بیکاری) یکی از موضوعات مجادله‌ای بوده و هست. نقطه عطف این موضوع، فرضیه فریدمن-فلیس است که می‌گوید هیچ رابطه بلندمدتی بین این دو وجود ندارد. این ایده مورد پذیرش بسیاری از اقتصاددانان است اما تردیدها در مورد آن همچنان باقی است. از طرف دیگر، مبادله بین تغییرپذیری تورم و تولید نیز مورد توجه بوده است. در چهارچوب مدل‌های DSGE، تثبیت تولید منجر به تغییرپذیری بیشتر در تورم و همچنین تثبیت تورم منجر به تغییرپذیری بیشتر در تولید می‌شود. به عبارت دیگر بین تثبیت تولید و تورم، یک مبادله وجود دارد. نتیجه حاصل از این مقاله، نشان می‌دهد که بین تغییرپذیری تورم و تولید، علاوه بر وجود رابطه منفی، امکان وجود رابطه مثبت نیز هست. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در یک مدل اقتصاد کلان رفتاری امکان شکل‌گیری رابطه مثبت بین تغییرپذیری تورم و تولید وجود دارد. چنین نتایجی برای داده‌های اقتصاد ایران نیز برقرار است و لذا نشان می‌دهد که رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید با نتایج مدل اقتصاد کلان رفتاری کاملاً سازگار است. این نتایج هم برای داده‌های سالانه و هم برای داده‌های فصلی برقرار است. مهمترین دستاورد این نتایج برای سیاست‌گذاری این است که امکان کاهش در تغییرپذیری تورم و تولید به طور همزمان وجود دارد. همچنین نشان خواهیم داد که کاهش همزمان این دو، زمان‌هایی رخ داده که نرخ سود حقیقی بانکی مثبت یا نزدیک به صفر بوده است. در این خصوص، تأثیر متغیرهای پولی و نرخ ارز نیز بررسی شده است.</p>

سوری، علی. (۱۴۰۴). سیاست‌های تثبیت در یک مدل اقتصاد کلان رفتاری. *تحقیقات اقتصادی*، ۱(۶۰)، ۸۵۸-۸۸۶.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسنده‌گان.



DOI: [10.22059/jte.2025.377895.1008918](https://doi.org/10.22059/jte.2025.377895.1008918)

۱- مقدمه

بررسی رابطه تورم و تولید (یا بیکاری) یکی از موضوعات مجادله‌ای بوده و هست. فرضیه فریدمن-فلپس می‌گوید که هیچ رابطه‌ای در بلندمدت بین این دو وجود ندارد. این ایده مورد پذیرش بسیاری از اقتصاددانان است اما تردیدها در مورد آن همچنان باقی است. از طرف دیگر، اثبات ایده وجود مبادله کوتاه مدت بین تورم و تولید، مشکل‌تر می‌باشد. بدیهی است که شوک‌های تقاضا منجر به رابطه منفی بین تورم و تولید (یا رابطه منفی بین تورم و بیکاری) و شوک‌های عرضه منجر به رابطه مثبت می‌شود. مطالعات بسیاری در این خصوص انجام شده است که برخی در راستای تأیید ایده فوق و برخی نیز منجر به تردیدهای بیشتری شده‌اند. علاوه بر این، موضوع دیگری که مورد توجه بوده است، مبادله بین تغییرپذیری تورم و تولید می‌باشد. در چهارچوب مدل‌های DSGE، تثبیت تولید منجر به تغییرپذیری بیشتر در تورم و همچنین تثبیت تورم منجر به تغییرپذیری بیشتر در تولید می‌شود. به عبارت دیگر بین تثبیت تولید و تورم نیز یک مبادله وجود دارد. برخی مطالعات در بررسی رابطه بین تورم و تغییرپذیری تولید، بدین نتیجه می‌رسند که تورم پایین منجر به کاهش تغییرپذیری تولید می‌شود. برخی دیگر نیز به عنوان نمونه، تغییرپذیری اندک اقتصاد امریکا بین سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۷ صرفاً ناشی از فقدان شوک‌های بزرگ در این دوره بوده است (Stock and Watson, 2003; Ahmed et al., 2004; Primiceri, 2005; Kim et al., 2008).

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین تغییرپذیری تورم-تولید است. ابتدا مبانی نظری در خصوص وجود رابطه منفی بین تغییرپذیری تورم و تولید را در چهارچوب مدل‌های اقتصاد کلان کینزی جدید بررسی می‌کنیم. سپس این موضوع را در چهارچوب یک مدل اقتصاد کلان رفتاری بررسی می‌کنیم و نشان می‌دهیم که رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید الزاماً همواره منفی نیست و می‌تواند هم مثبت و هم منفی باشد. وجود چنین رابطه‌ای به سیاست‌گذار این امکان را می‌دهد که بتواند تغییرپذیری تولید و تورم را به طور همزمان کاهش دهد. در بخش پایانی نیز به تحلیل این موضوع در اقتصاد ایران می‌پردازیم.

۲- مبانی نظری مبادله بین تغییرپذیری تورم و تولید در مدل‌های DSGE

مدل‌های DSGE مبتنی بر فرض بهینه‌سازی عاملان اقتصادی هستند که یکی از ویژگی‌های مهم اقتصاد کلاسیک است. از طرف دیگر چسبندگی‌ها را لحاظ می‌کنند که از خصوصیات مدل‌های کینزی هستند. این چهارچوب اصلی اقتصاد کلان امروزی است که بر اساس الگوی عاملان عقلایی و عامل نماینده^۱ بنا شده است. این عامل نماینده و عقلایی از تمام اطلاعات موجود برای تصمیم‌گیری در مورد «برنامه بهینه مصرف و تولید» استفاده می‌کند. بنای این دیدگاه آن است که انسان دارای توانایی‌های شناختی فوق‌العاده‌ای است که به وی امکان فهم پیچیدگی‌های دنیا را می‌دهد. معمولاً از رفتار بهینه‌سازی خانوارها، معادله تقاضا یا همان معادله IS بدست می‌آید و از رفتار بهینه‌سازی تولیدکنندگان، معادله عرضه کل یا منحنی فیلیپس بدست می‌آید که معروف به منحنی فیلیپس کینزی جدید است. شکل خطی شده این معادلات عبارتند از:

$$y_t = E_t y_{t+1} + a(r_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad (1)$$

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + b y_t + v_t \quad (2)$$

y_t شکاف تولید در زمان t ، r_t نرخ بهره اسمی و π_t نرخ تورم است. بدیهی است که ضریب b بیانگر درجه انعطاف‌پذیری دستمزدها و قیمت‌ها است.

رفتار بانک مرکزی توسط قاعده تیلور توصیف می‌شود:

$$r_t = (1 - \omega) [\gamma_1 (\pi_t - \pi^*) + \gamma_2 y_t] + \omega r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

π^* تورم هدف را نشان می‌دهد. فرض بر این است که وقتی «تورم مشاهده‌شده» نسبت به «تورم هدف» بالاتر باشد، بانک مرکزی نرخ بهره را افزایش می‌دهد. شدت تمایل بانک مرکزی برای واکنش به $\pi_t - \pi^*$ با ضریب γ_1 اندازه‌گیری می‌شود. همچنین وقتی شکاف تولید افزایش می‌یابد، بانک مرکزی، نرخ بهره را افزایش می‌دهد که شدت واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید توسط γ_2 اندازه‌گیری می‌شود. ω نیز بیانگر شدت تمایل بانک مرکزی به هموارسازی نرخ بهره است.

2. representative agent

ضریب γ_1 برای تثبیت سیستم، مهم است. معمولاً گفته می‌شود که این ضریب بایستی بزرگتر از ۱ باشد تا مدل باثبات گردد (Woodford, 2003; Gali, 2008). این موضوع معروف به اصل تیلور^۱ می‌باشد.

به هر یک از این معادلات، یک جمله خطا نیز اضافه شده است که بیانگر شوک‌های مختلفی است که می‌تواند به اقتصاد وارد شود. شوک تقاضا را با u_t ، شوک عرضه را با v_t و شوک‌های نرخ بهره را با ε_t نشان می‌دهیم.

مشکلی که این مدل با آن مواجه است این است که نمی‌تواند کندی در تولیدی و تورم را توصیف نماید و لذا وقفه‌های تولید و تورم را نیز به این معادلات اضافه می‌کنند. بدین ترتیب، معادلات تقاضا و عرضه کل به صورت زیر بازنویسی می‌شوند:

$$y_t = a E_t y_{t+1} + (1-a) y_{t-1} + a(r_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad (4)$$

$$\pi_t = b E_t \pi_{t+1} + (1-b) \pi_{t-1} + b v_t + v_t \quad (5)$$

تیلور (۱۹۹۴) به منظور تحلیل رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید، شکل ساده شده‌ای از این معادلات را به صورت زیر در نظر می‌گیرد:

$$y_t = -\beta(i_t - \pi_t - r^*) + u_t \quad (6)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + v_t \quad (7)$$

$$\dot{i}_t = \pi_t + g y_t + h(\pi_t - \pi^*) + r^f + \varepsilon_t \quad (8)$$

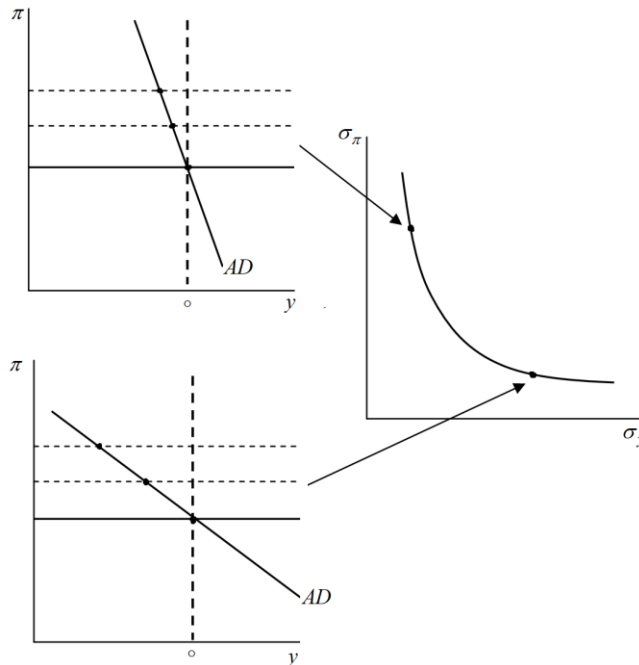
i نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت و r نرخ بهره حقیقی است. اگر از معادله (۸) در (۶) قرار دهیم، با فرض $r^f = r^*$ ، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$y_t = -c(\pi_t - \pi^*) + (u_t - \beta \varepsilon_t) / (1 + \beta g) \quad (9)$$

که $c = \beta h / (1 + \beta g)$ است. معادله (۹) رابطه منفی بین تولید و تورم را نشان می‌دهد که بیانگر معادله تقاضا می‌باشد. لذا معادله تقاضا در فضای y و π یک منحنی با شیب نزولی است که در اثر شوک‌های تقاضا (u_t) و شوک‌های نرخ بهره (ε_t) جابجا می‌شود.

از طرف دیگر معادله (۷) معادله عرضه کل است که طبق آن، تورم دوره t تابعی از مقادیر گذشته است و لذا برای زمان t مقدار آن معلوم است. بدین ترتیب، منحنی عرضه کل در فضای λ و π یک منحنی افقی خواهد بود که متأثر از شوک‌های عرضه (v_t)، انتقال می‌یابد. هر شوکی که موجب افزایش تقاضا شود، ابتدا موجب افزایش تولید شده و سپس با گذشت زمان، قیمت‌ها نیز افزایش می‌یابد که عرضه را افزایش می‌دهد (انتقال منحنی عرضه افقی با بالا). انتقال منحنی عرضه تا جایی ادامه می‌یابد که تعادل در سطح تورم بالاتر ولی در مقدار اولیه λ برقرار گردد. حال اگر در تعادل جدید، یک شوک منفی به تقاضا وارد شود، منحنی تقاضا را به چپ انتقال می‌دهد و تولید را کاهش می‌دهد. بدنبال آن، منحنی عرضه به پایین انتقال می‌یابد تا جایی که تعادل جدید برقرار شود.

به هر حال آنچه که این تحلیل نشان می‌دهد، این است که شوک‌ها منجر به نوسانات (تغییرپذیری) تولید و تورم می‌شوند. اما مسأله این است که کدام یک از این دو، تغییرپذیری بیشتری دارد. نکته اصلی این است که تغییرپذیری بین این دو، قابل مبادله است؛ یعنی تغییرپذیری بالاتر در یکی، همراه با تغییرپذیری پایین‌تر در دیگری است. تیلور (۱۹۹۴) نشان می‌دهد که این رابطه بستگی به شیب تقاضا دارد. این موضوع در شکل زیر تبیین شده است. نتیجه این است که وقتی شیب منحنی تقاضا زیاد (کم) باشد، تغییرپذیری تورم زیاد (کم) و تغییرپذیری تولید کم (زیاد) است. بنابراین، نتیجه نهایی این است که بین تغییرپذیری تورم و تولید رابطه منفی وجود دارد. این بدان معنا است که سیاست‌گذار نمی‌تواند تغییرپذیری هر دو را به طور همزمان کاهش دهد. این، نتیجه مرسوم مدل‌های DSGE است.



شکل ۱. استخراج رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید در مدل‌های DSGE

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳- تغییرپذیری تورم و تولید در مدل اقتصاد کلان رفتاری^۱

بحث را مشابه مدل DSGE اصلی ادامه می‌دهیم که شامل معادلات تقاضای کل، عرضه کل و قاعده تیلور است. اما دو موضوع مهم را کنار می‌گذاریم که مدل را تبدیل به یک مدل رفتاری می‌کند. اولاً انتظارات، مبتنی بر انتظارات عقلایی نیست و ثانیاً عامل نماینده کنار گذاشته می‌شود. در ادامه راجع به این خصوصیات بحث خواهیم کرد. در فرضیه انتظارات عقلایی یک ابرانسان بدون محدودیت‌های شناختی تصور می‌شود که همه مانند هم رفتار می‌کنند. این در حالی است که افراد می‌توانند متفاوت باشند، دچار خطا شوند، قواعد پیش‌بینی خود را تغییر دهند، تحت تأثیر همدیگر قرار گیرند و

۱. مباحث این قسمت، برگرفته از (Grauwe (2008; 2011; 2014) می‌باشد.

معادله تقاضای کل، و معادله عرضه یا منحنی فیلیپس کینزی جدید مشابه معادلات (۴) و (۵) هستند. اما در اینجا، انتظارات به شیوه مرسوم عقلایی شکل نمی‌گیرد. این به معنای انحراف از مدل DSGE اصلی است.

۳-۱- شکل‌گیری انتظارات و قواعد پیش‌بینی تولید در مدل رفتاری

فرض می‌شود که عاملان از قواعد ساده برای پیش‌بینی شکاف تولید استفاده می‌کنند. فرض می‌کنیم که دو نوع قاعده پیش‌بینی وجود دارد. در قاعده اول، عاملان مقدار باثبات شکاف تولید را برآورد می‌کنند (که آن را نرمال کرده و برابر صفر می‌گیریم) و آن را برای پیش‌بینی شکاف تولید آتی مورد استفاده قرار می‌دهند. در قاعده دوم، هیچ پیش‌فرضی در مورد دانستن شکاف تولید باثبات وجود ندارد، لذا آنها مقدار شکاف تولید دوره قبل را برای پیش‌بینی آینده، به کار می‌برند.

$$\tilde{E}_t^1 y_{t+1} = 0 \quad \text{قاعده اول} \quad (10)$$

$$\tilde{E}_t^2 y_{t+1} = y_{t-1} \quad \text{قاعده دوم} \quad (11)$$

علامت \sim بیانگر آن است که شکل‌گیری انتظارات از فرضیه انتظارات عقلایی تبعیت نمی‌کند. استفاده از قواعد ساده (۱۰) و (۱۱) بدان معنا نیست که عاملان غیرعقلایی^۱ هستند و آنها نمی‌خواهند از خطاهایشان یاد بگیرند، بلکه به‌طور مداوم سعی در تصحیح خطاهایشان از طریق تغییر از یک قاعده به قاعده دیگر دارند.

فرض می‌کنیم که پیش‌بینی بازار می‌تواند برحسب متوسط وزنی از این دو پیش‌بینی بدست آید:

$$\begin{aligned} \tilde{E}_t y_{t+1} &= \alpha_{\gamma,t} \tilde{E}_t^1 y_{t+1} + \alpha_{\gamma,t} \tilde{E}_t^2 y_{t+1} \\ \tilde{E}_t y_{t+1} &= \alpha_{\gamma,t} \times 0 + \alpha_{\gamma,t} y_{t-1} = \alpha_{\gamma,t} y_{t-1}, \quad \alpha_{\gamma,t} + \alpha_{\gamma,t} = 1 \end{aligned} \quad (12)$$

$\alpha_{\gamma,t}$ و $\alpha_{\gamma,t}$ احتمال انتخاب قاعده‌های ۱ و ۲ توسط عاملان اقتصادی است.

1. irrational

توجه شود که عاملان اقتصادی را به دو گروه تقسیم می‌کنیم: گروه ۱ شامل افرادی است که از قاعده ۱ و گروه ۲ شامل افرادی است که از قاعده ۲ برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند.

۲-۳- معیار انتخاب قواعد پیش‌بینی

در اینجا مهمترین موضوع، روش انتخاب قواعد پیش‌بینی است. در این مدل، عاملان تمایل به یادگیری دارند؛ یعنی آنها به طور پیوسته عملکرد پیش‌بینی‌های خود را ارزیابی می‌کنند. در این مدل، عاملان نیز عقلایی هستند، البته نه بدان معنا که دارای انتظارات عقلایی هستند؛ بلکه بدان معنا عقلایی هستند که از اشتباهاتشان یاد می‌گیرند.

در اینجا قدم اول، تعریف معیار موفقیت برای هر قاعده پیش‌بینی است. معیار موفقیت بیانگر عملکرد (مطلوبیت) پیش‌بینی یک قاعده خاص است. مطلوبیت استفاده از قاعده i به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$U_{i,t} = \sum_{k=0}^{\infty} w_k \left[y_{t-k-1} - \tilde{E}_{i,t-k-2} y_{t-k-1} \right]^2 \quad i=1,2 \quad (13)$$

بنابراین عملکرد قواعد برابر با منفی میانگین مجذور خطای (MSFE)^۱ قواعد پیش‌بینی هستند. w_k وزن‌ها را نشان می‌دهد که کاهش می‌دهند. کاهش بودن وزن‌ها به معنای این است که فرض می‌کنیم عاملان گرایش به فراموشی دارند. برای ارزیابی این مطلوبیت‌ها (معیارهای عملکرد قواعد) معمولاً از نظریه انتخاب گسسته^۲ استفاده می‌شود (Anderson et al., 1992; Brock and Hommes, 1997; 1998, Manski and McFadden, 1981). عاملان عقلایی باشند، فقط $U_{1,t}$ و $U_{2,t}$ را مقایسه کرده و قاعده‌ای را انتخاب می‌کنند که بالاترین مطلوبیت را داشته باشد. بنابراین، عاملان در صورتی قاعده ۱ را انتخاب می‌کنند که $U_{1,t} > U_{2,t}$ باشد و برعکس. چون عوامل تصادفی زیادی نیز وجود دارند، یک جزء تصادفی را نیز اضافه می‌کنیم. حال احتمال انتخاب قاعده ۱ عبارت است از:

$$\alpha_{1,t} = P(U_{1,t} + \varepsilon_{1,t} > U_{2,t} + \varepsilon_{2,t}) \quad (14)$$

1. means squared forecasting errors
2. discrete choice theory

در ادبیات انتخاب گسسته مرسوم است که توزیع متغیرهای تصادفی $\varepsilon_{\nu,t}$ و $\varepsilon_{\nu,t}$ را لاجستیک^۱ در نظر می‌گیرند. در این صورت می‌توان عبارت زیر را برای احتمال انتخاب قاعده ۱ در نظر گرفت:

$$\alpha_{\nu,t} = \frac{\exp(\gamma U_{\nu,t})}{\exp(\gamma U_{\nu,t}) + \exp(\gamma U_{\nu,t})} \quad (۱۵)$$

مشابه این عبارت را برای قاعده ۲ نیز تعریف می‌کنیم.

همان‌طور که اشاره شد، این سازوکار انتخاب را بایستی به‌عنوان سازوکار یادگیری تفسیر نمود که مبتنی بر آزمایش و خطا است. وقتی مشاهده شود که عملکرد قاعده‌ای بدتر از قاعده دیگر است، عاملان به قاعده بهتر، تغییر جهت می‌دهند. به عبارت دیگر، عاملان به واسطه تمایل به یادگیری از خطاهای گذشته و تمایل به تغییر دادن رفتارشان، از اشتباهات نظام‌مند^۲ اجتناب می‌کنند.

۴-۳- قواعد پیش‌بینی تورم

برای تورم نیز دو قاعده پیش‌بینی تعریف می‌کنیم. قاعده ۱ بیانگر استفاده از تورم هدف بانک مرکزی برای پیش‌بینی تورم آتی است:

$$\tilde{E}_t \pi_{t+1} = \pi^* \quad (۱۶)$$

قاعده ۲ نیز عبارت است از:

$$\tilde{E}_t \pi_{t+1} = \pi_{t-1} \quad (۱۷)$$

پیش‌بینی بازار بیانگر متوسط وزنی این دو پیش‌بینی است:

$$\begin{aligned} \tilde{E}_t \pi_{t+1} &= \beta_{\nu,t} \tilde{E}_t \pi_{t+1} + \beta_{\nu,t} \tilde{E}_t \pi_{t+1} \\ \tilde{E}_t \pi_{t+1} &= \beta_{\nu,t} \pi^* + \beta_{\nu,t} \pi_{t-1}, \quad \beta_{\nu,t} + \beta_{\nu,t} = 1 \end{aligned} \quad (۱۸)$$

برای تورم نیز سازوکار انتخاب مشابهی مانند شکاف تولید به کار گرفته می‌شود.

1. logistic

2. systematic mistakes

۳-۵- تعریف شاخص احساسات یا شاخص خوی حیوانی^۱

یکی از مهمترین دستاوردهای این مدل، استخراج شاخصی برای خوی حیوانی است. پیش‌بینی‌هایی که توسط عاملان بر اساس قواعد ۱ و ۲ صورت می‌گیرد، نقش مهمی در این مدل دارد. برای نشان دادن این موضوع، شاخص احساسات بازار یا خوی حیوانی تعریف می‌کنیم که منعکس‌کننده میزان خوش‌بینانه بودن و بدبینانه بودن این پیش‌بینی‌ها می‌باشد. این شاخص را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$S_t = \begin{cases} \alpha_{\tau,t} - \alpha_{\nu,t} & \text{اگر } y_{t-1} > 0 \text{ باشد} \\ -\alpha_{\tau,t} + \alpha_{\nu,t} & \text{اگر } y_{t-1} < 0 \text{ باشد} \end{cases} \quad (19)$$

چون $\alpha_{\nu,t} + \alpha_{\tau,t} = 1$ است لذا رابطه فوق را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$S_t = \begin{cases} \alpha_{e,t} - (1 - \alpha_{e,t}) = 2\alpha_{e,t} - 1 \\ -\alpha_{e,t} + (1 - \alpha_{e,t}) = -2\alpha_{e,t} + 1 \end{cases} \quad (20)$$

S_t شاخص خوی حیوانی است که مقدار آن بین -1 و $+1$ است. وقتی $y_{t-1} > 0$ است، پیش‌بینی گروه ۲ (یعنی کسانی که از تولید دوره قبل، برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند) مثبت است. نسبتی از عاملان که چنین پیش‌بینی مثبتی دارند برابر با $\alpha_{\tau,t}$ است. اما در این صورت، گروه ۲ پیش‌بینی بدبینانه خواهند داشت، زیرا آنها انتظار دارند که این شکاف تولید مثبت، به سمت مقدار تعادلی (صفر) خود کاهش یابد. نسبتی از عاملان که چنین پیش‌بینی دارند برابر با $\alpha_{\nu,t}$ است. نسبت پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه را از نسبت پیش‌بینی‌های بدبینانه، کم می‌کنیم. هنگامی که این دو نسبت برابر با هم باشند (هر کدام برابر با $0/5$) احساسات بازار (خوی حیوانی) خنثی خواهد بود، یعنی خوش‌بینان و بدبینان همدیگر را خنثی کرده و $S_t = 0$ است. وقتی که نسبت خوش‌بینان ($\alpha_{\tau,t}$) بیشتر از نسبت بدبینان ($\alpha_{\nu,t}$) باشد، S_t مثبت خواهد شد. این مدل

امکان این را می‌دهد که $\alpha_{p,t}$ به سمت ۱ حرکت کند. در آن حالت، فقط خوش‌بینان وجود دارند و $S_t = 1$ است.

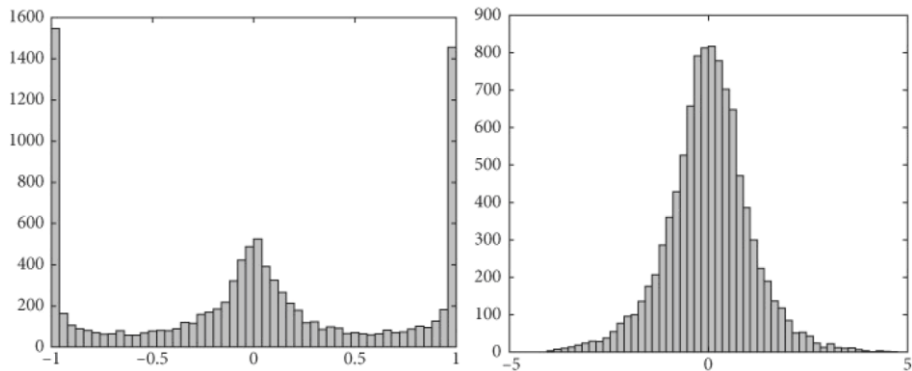
این بحث را می‌توان برای $y_{t-1} < 0$ نیز به کار برد که در این حالت، گروه ۲ بدبین $(\alpha_{p,t})$ و گروه ۱ خوش‌بین $(\alpha_{n,t})$ هستند و لذا شاخص خوی حیوانی برابر با $-\alpha_{p,t} + \alpha_{n,t}$ است. در اینجا اگر نسبت بدبینان $\alpha_{p,t}$ به سمت ۱ میل کند، در این حالت فقط بدبینان وجود دارند و لذا $S_t = -1$ خواهد بود.

۳-۶- نتایج حاصل از مدل اقتصاد کلان رفتاری

با حل این مدل و کالیبراسیون آن، نتایج مختلفی بدست می‌آید. از مدل اقتصاد کلان رفتاری نتایج زیادی برای سیاست تثبیت استخراج می‌شود. در اینجا به سه نتیجه مهم اشاره می‌کنیم:

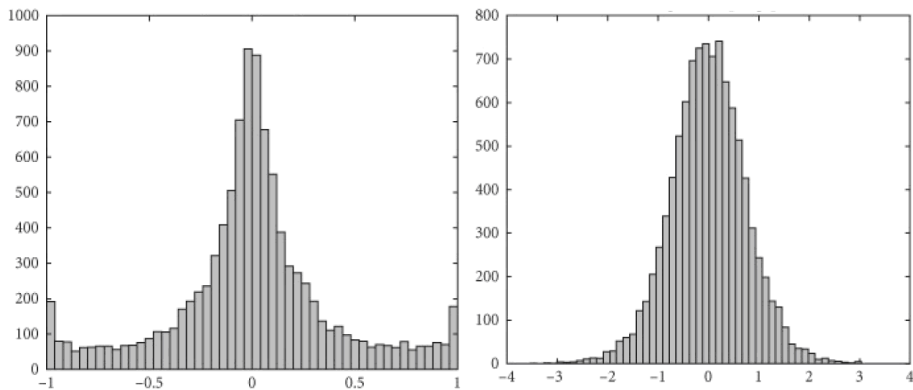
۱- توزیع مقادیر شکاف تولید می‌تواند با واقعیت‌های آشکار شده کاملاً هماهنگ باشد. برای توضیح مقادیر حدی شکاف تولید نیازی به اضافه نمودن فروض اضافی (همانند آنچه که در مدل‌های DSGE انجام می‌شود) نیست. شوک‌های نرمال و بدون همبستگی سریالی (همبستگی سریالی شوک‌ها لازمه مدل‌های DSGE است) می‌تواند منجر به همبستگی سریالی در شوک‌های تولید شود و ادوار تجاری را توصیف نماید. مقادیر حدی شکاف تولید (ادوار تجاری) ناشی از تغییر در پیش بینی عواملان اقتصادی است که منجر به موج خوش بینی و بدبینی می‌شود. وجود خوش بینی‌های حدی $(S_t = 1)$ و بدبینی‌های حدی $(S_t = -1)$ منجر به ادوار تجاری می‌شود. این ویژگی در شکل ۲ نشان داده شده است.

قسمت پایینی شکل ۲ نشان می‌دهد که توزیع شکاف تولید، نرمال است و مقادیر حدی خوی حیوانی اندک هستند. اما در شکل بالایی، توزیع غیر نرمال شکاف تولید و وجود مقادیر حدی شکاف تولید می‌باشد. بنابراین، این مدل نشان می‌دهد که طی ادوار تجاری، خوی حیوانی یا همان احساسات بازار نیز تغییر می‌کند. دوره‌های رونق (مقادیر حدی مثبت برای شکاف تولید) همراه است با مقادیر بزرگ و نزدیک به ۱ برای خوی حیوانی و دوره‌های رکود (مقادیر حدی منفی برای شکاف تولید) همراه با مقادیر کوچک و نزدیک به -۱ برای خوی حیوانی است.



خوی حیوانی

شکاف تولید



خوی حیوانی

شکاف تولید

شکل ۲. همبستگی بین شکاف تولید و خوی حیوانی

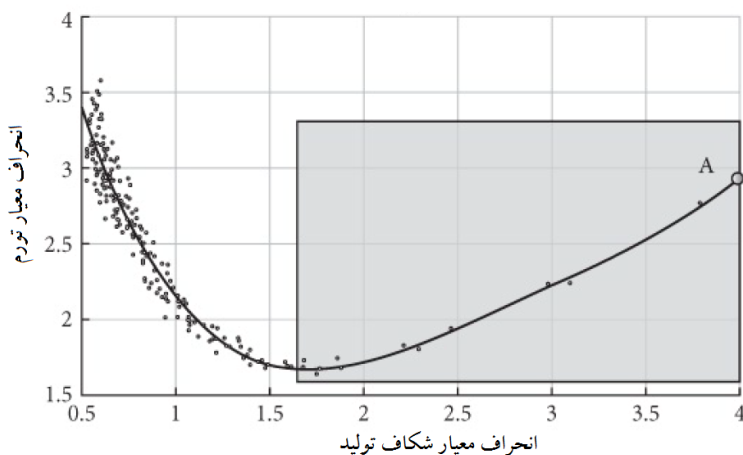
منبع: یافته‌های پژوهش.

۲- برای مؤثر بودن سیاست تثبیت و جلوگیری از بی‌ثباتی‌های شدید، لازم است اصل تیلور رعایت شود که طبق آن ضریب تورم در قاعده تیلور بایستی بزرگتر از ۱ باشد. همچنین ضریب تولید بایستی بزرگتر از صفر باشد.

۳- اگر بانک مرکزی، تثبیت تولید را رها کند و اکیداً به تثبیت تورم بپردازد، سیستم را دچار آشوب خواهد کرد. در این حالت، شاخص خوی حیوانی یا برابر با ۱ یا برابر با -۱ است؛ یعنی همه یا خوشبین هستند یا بدبین که این منجر به آشوبناکی تولید می‌شود. لذا بانک مرکزی

بایستی یک حداقلی از تثبیت تولید را دنبال کند. این بدان معنا است که بایستی ضریب تولید در قاعده تیلور بزرگتر از صفر بوده و به اندازه کافی بزرگ باشد. این در حالی است که چنین مشکلی در مدل‌های DSGE مرسوم، وجود ندارد.

۴- همان‌طور که دیدیم در مدل DSGE بین تغییرپذیری تورم و تولید، امکان مبادله وجود دارد؛ بدان معنا که کاهش یکی، با افزایش دیگری همراه است. لذا امکان کاهش همزمان هر دو وجود ندارد. در مدل رفتاری، علاوه بر اینکه بین تغییرپذیری تورم و تولید امکان مبادله وجود دارد، امکان کاهش هر دو نیز وجود دارد. این نتیجه در حالتی بدست می‌آید که اگر بانک مرکزی، توجهی به تثبیت تولید نداشته باشد (یعنی ضریب تولید در قاعده تیلور کوچک باشد)، منجر به بی‌ثباتی شدید تولید می‌شود. در مدل رفتاری، بی‌ثباتی شدید تولید منجر به فرایند آشوب می‌شود که طبق آن، شاخص خوی حیوانی برابر با ۱ یا ۱- است؛ بدین معنا که همه عوامل اقتصادی یا خوش‌بین هستند یا بدبین. این شرایط منجر به بی‌ثباتی شدید تولید می‌شود که به نوبه خود بی‌ثباتی تورم را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر با شرایطی مواجه هستیم که بی‌ثباتی تورم و تولید در حال افزایش هستند و لذا رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید داری یک دامنه‌ای با شیب منفی و دامنه‌ای با شیب مثبت است. برای استخراج این رابطه در مدل رفتاری، می‌توان به ازای مقادیر مختلف γ_2 ، تغییرپذیری تورم و تولید استخراج نمود. نتیج حاصله بدین صورت است که با افزایش γ_2 تعثرپذیری شکاف تولید همواره کاهش می‌یابد اما تغییرپذیری تورم، ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یابد. اگر این دو نتیجه را با هم ترکیب کنیم، رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید بدست می‌آید که در شکل زیر نشان داده شده است.



شکل ۳. مبادله بین تغییرپذیری شکاف تولید و تورم

منبع: یافته‌های پژوهش.

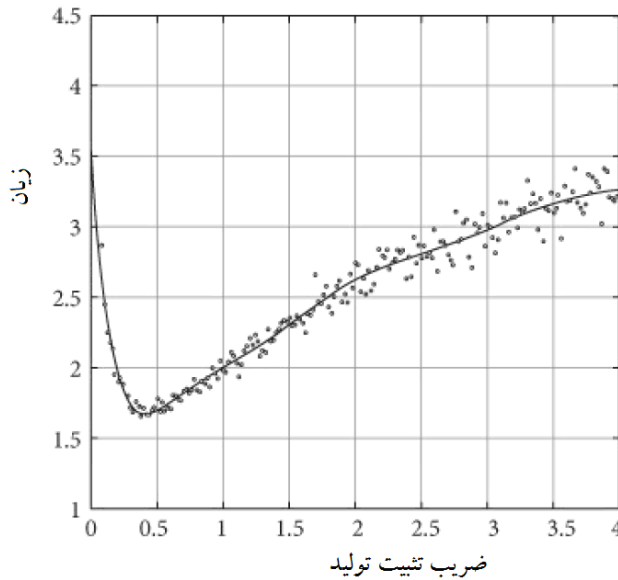
در شکل ۳ قسمت صعودی منحنی (داخل مستطیل) بیانگر نتیجه غیرمتعارف است که از مدل رفتاری بدست می‌آید. نقطه A جایی است که مقدار γ_p نزدیک به صفر است، یعنی تلاش اندکی برای تثبیت تولید صورت می‌گیرد. هنگامی که بانک مرکزی تلاش برای تثبیت تولید را افزایش می‌دهد (افزایش γ_p) از نقطه A در امتداد منحنی به سمت پایین حرکت می‌کنیم، یعنی تغییرپذیری شکاف تولید و تورم هر دو کاهش می‌یابند. این را وضعیت برد-برد می‌نامیم. به عبارت دیگر، تثبیت تولید همواره تا یک جایی موجب بهبود رفاه خواهد شد؛ اما نه خیلی زیاد. هنگامی که به سطح بحرانی $\gamma_p = 0/5$ می‌رسیم، افزایش‌های بیشتر γ_p دارای هزینه است؛ یعنی تغییرپذیری کمتر در تولید به بهای تغییرپذیری بیشتر در تورم است و لذا به قسمت نزولی منحنی مبادله می‌رسیم.

منشأ این نتیجه نامتعارف چیست؟ تثبیت تولید توسط بانک مرکزی موجب کاهش مقادیر حدی خوی حیوانی و دم‌های پهن در تولید می‌شود. به عبارت دیگر، تثبیت تولید، ماهیت رونق-رکود دور تجاری را حذف می‌کند و با حذف مقادیر حدی، هر دو تغییرپذیری تورم و تولید شدیداً کاهش می‌یابند.

در مدل DSGE استاندارد، فرض پایه‌ای این است که اگر اقتصاد به حال خودش رها شود، به‌طور خودکار، تعادل کارا را پیدا خواهد کرد. هنگامی که یک شوک رخ می‌دهد، نقش بانک مرکزی عبارت از هموار نمودن این فرایند است. در مقابل، در مدل رفتاری، نقش بانک مرکزی در تثبیت اقتصاد بسیار مسئولانه است. بانک مرکزی می‌خواهد مطمئن شود که اقتصاد متحمل نوسانات مفرط خوش‌بینی و بدبینی نیست که منجر به تغییرپذیری زیاد در تولید و تورم شود. این نتیجه‌گیری که از مدل رفتاری ما بدست می‌آید، دیدگاه بسیار متفاوتی در مورد ظرفیت سیستم بازار برای یافتن تعادل بلندمدت می‌باشد. هنگامی که این مرحله را پشت سر می‌گذاریم (یعنی افزایش‌های γ_p تا یک مرحله‌ای)، رابطه متعارف مجدداً ظاهر می‌شود، یعنی تثبیت بیشتر تولید موجب کاهش تغییرپذیری تولید اما به بهای تغییرپذیری بیشتر در تورم می‌شود. سیاست پولی بهینه را می‌توان با این فرض استخراج نمود که بانک مرکزی دارای یک تابع رفاه است که می‌خواهد تغییرپذیری تورم و شکاف تولید را حداقل نماید. این تابع را می‌توان به‌صورت تابع زیان زیر نشان داد:

$$L = \theta \sigma_{\pi} + (1 - \theta) \sigma_y \quad (21)$$

σ_y و σ_{π} به ترتیب انحراف معیار تورم و شکاف تولید هستند. θ ترجیحات بانک مرکزی برای تثبیت تورم است ($0 \leq \theta \leq 1$). در اینجا دو نوع ترجیحات را مقایسه می‌کنیم که اولی به ازای $\theta = 0.5$ (وزن برابر برای تولید و تورم) و دومی به ازای $\theta = 1$ (بانک مرکزی فقط نگران تغییرپذیری تورم است) می‌باشد. مقادیر تابع زیان در این دو حالت را می‌توان محاسبه نمود (برای $\theta = 1$ شکل ۴ را داریم ولی برای $\theta = 0.5$ قسمت صعودی تقریباً تبدیل به افقی می‌شود). در هر دو حالت، وجود قدری تثبیت تولید (یعنی افزایش γ_p تا حدود 0.5) موجب کاهش زیان می‌شود. اما نکته جالب این است که حتی برای بانک مرکزی که فقط نگران تورم است، تثبیت تولید تا یک نقطه‌ای بهینه است. دلیل این نتیجه آن است که با انجام تثبیت تولید، بانک مرکزی به‌طور معناداری مقادیر حدی خوی حیوانی و شکاف تولید را کاهش می‌دهد. این مقادیر حدی تمایل به بی‌ثبات نمودن تورم نیز دارند.



شکل ۴. زیان رفاهی به‌ازای مقادیر مختلف γ با $\theta = 1$

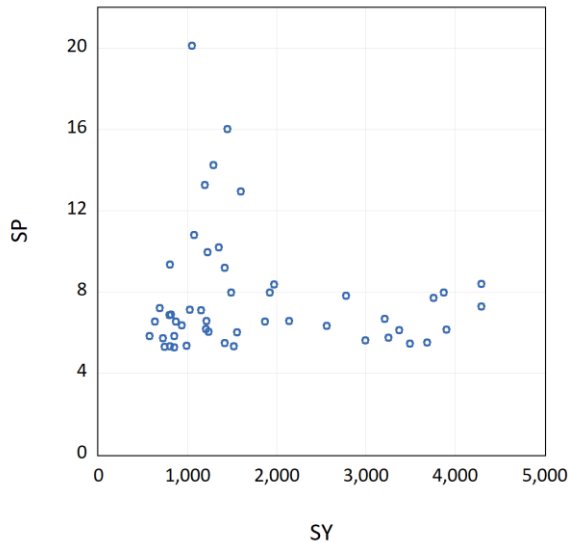
منبع: یافته‌های پژوهش.

گاهی اوقات بحث می‌شود که برای آنکه بانک‌های مرکزی مستقل باشند، لازم است که آنها فقط مراقب تورم باشند و هر تلاشی در راستای تثبیت تولید موجب کاهش استقلال بانک مرکزی خواهد شد (Gali, 2008). اما نتایج فوق نشان می‌دهند که وقتی بانک مرکزی فقط مراقب تغییرپذیری تورم باشد (شکل ۴)، لازم است که قدری نیز تثبیت تولید را دنبال نماید، زیرا بهتر می‌تواند به هدف تورمی خود دست یابد. این نتیجه‌ای است که مغایر با نتایج مدل‌های مرسوم است.

۴- کاربرد در اقتصاد ایران

در بخش قبل، مباحثی در خصوص رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید را ارائه شد. در این بخش، مطالب فوق را برای داده‌های اقتصاد ایران به کار می‌گیریم.

ابتدا رابطه تغییرپذیری (انحراف معیار) شکاف تولید و تورم بررسی می‌شود. با استفاده از یک مدل MGARCH انحراف معیار تولید و تورم را محاسبه می‌گردد.^۱ نتیجه حاصل در شکل زیر ترسیم شده است.

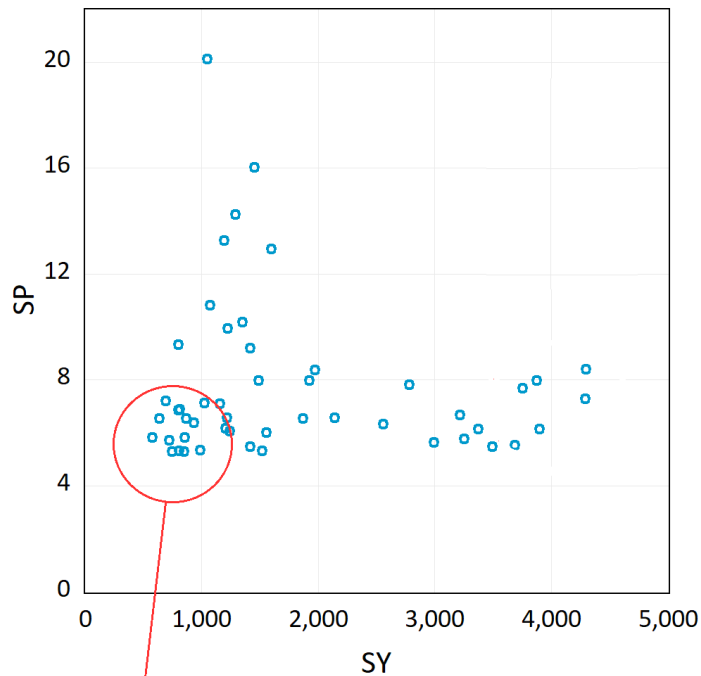


شکل ۵. انحراف معیار شکاف تولید (SY) و انحراف معیار تورم (SP)

منبع: یافته‌های پژوهش.

شکل ۵ بیانگر رابطه بین تغییرپذیری تولید و تورم است. این رابطه تقریباً مشابه با آن چیزی است که در بخش مبانی نظری و مدل‌های رفتاری بدست آوردیم. این شکل دوره‌هایی را نشان می‌دهد که بین تغییرپذیری تولید و تورم رابطه منفی وجود دارد. همچنین دوره‌هایی را نشان می‌دهد که بین این دو رابطه مثبت وجود دارد. نکته مهم دیگری که این شکل نشان می‌دهد این است که شاهد دوره‌هایی هستیم که هر دو تغییرپذیری تورم و تولید به مقدار قابل ملاحظه‌ای پایین بوده‌اند که در شکل زیر نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در دوره ۹۱-۱۳۷۶ تغییرپذیری تورم و تولید به طور قابل ملاحظه‌ای پایین هستند.

۱. در اینجا از یک مدل BEKK دو متغیره (شکاف تولید و تورم) استفاده شده است. شکاف تولید بر اساس تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت حساب شده است.



دوره ۹۶-۱۳۷۶

متوسط رشد نرخ ارز بازار آزاد = ۱۲/۳

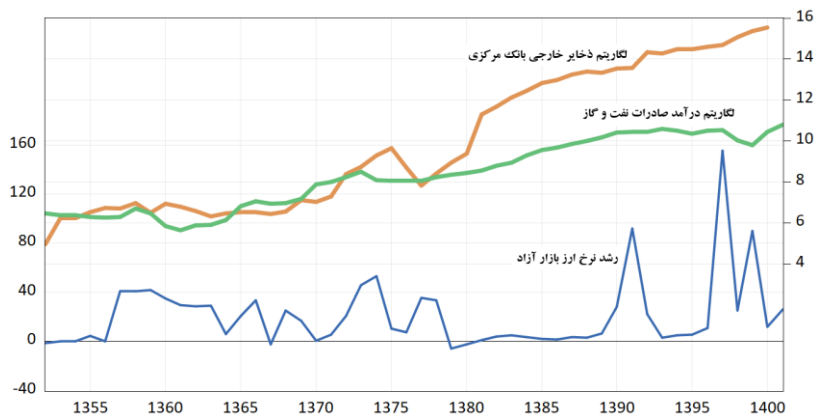
(بدون سال ۱۳۹۲ = ۸/۶)

شکل ۶. انحراف معیار شکاف تولید (SY) و انحراف معیار تورم (SP)

منبع: یافته‌های پژوهش.

برای تبیین این دوره که تغییرپذیری تورم و تولید پایین هستند، بایستی توجه نمود که از سال ۱۳۷۶ بازار ارز وارد یک دوره ثبات می‌شود و نرخ ارز از یک ثبات نسبی برخوردار می‌باشد. شکل زیر این وضعیت را نشان می‌دهد. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد، نرخ ارز (قیمت دلار) از سال ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ وارد یک دوره ثبات می‌شود و تا ۱۳۹۱ ادامه می‌یابد. هر چند در ۱۳۹۲ یک جهش قیمت دلار را مشاهده می‌کنیم ولی بلافاصله تعدیل شده و رشد قیمت ارز متوقف می‌شود و تا ۱۳۹۶ ادامه می‌یابد که می‌تواند ناشی از فروکش کردن انتظارات به دلیل

توافق هسته‌ای باشد. به هر حال در این دوره، تغییرپذیری تورم و تولید به طور قابل ملاحظه‌ای در سطح پایینی قرار داشته‌اند.

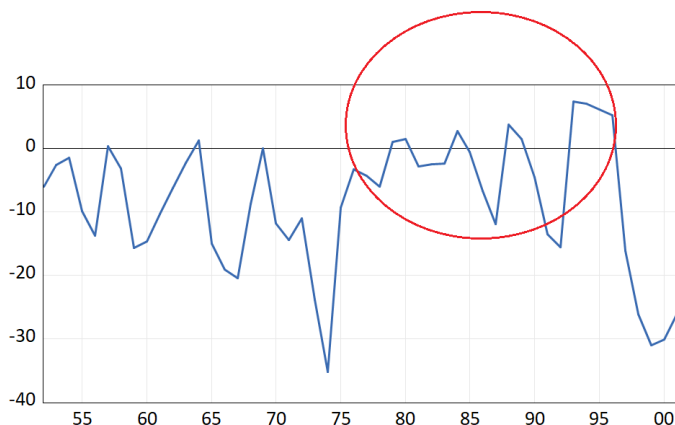


شکل ۷. رشد نرخ ارز در بازار آزاد

منبع: یافته‌های پژوهش.

در این دوره، از سال ۱۳۷۶ وارد دوره اصلاحات می‌شویم که مشخصه اصلی آن ثبات نرخ ارز است. در این دوره، درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز ابتدا کاهش و سپس با نرخ ملایمی افزایش می‌یابد ولی در سال ۱۳۸۴ با افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشور نیز به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد و علی‌رغم افزایش تنش‌های سیاسی، افزایش درآمدهای نفتی توانسته است ثبات نرخ ارز را حفظ نماید. بنابراین، یکی از دلایلی که امکان کاهش همزمان تغییرپذیری تورم و تولید را فراهم می‌کند، می‌تواند ثبات بازار ارز باشد. در دوره ۹۶-۱۳۷۶ رشد سالانه نرخ ارز برابر $\frac{12}{3}$ بوده است که اگر جهش سال ۱۳۹۲ را حذف کنیم حدود $\frac{8}{6}$ می‌باشد. این در حالی است که در سایر سال‌های دوره ۱۴۰۱-۱۳۵۲ رشد سالانه نرخ ارز به طور متوسط برابر با $\frac{27}{3}$ درصد بوده است. علاوه بر این، قسمت صعودی شکل ۶ نشان می‌دهد که تغییرپذیری تورم و تولید همزمان افزایش یافته‌اند. این قسمت از داده‌ها مربوط به دوره ۱۳۶۳-۱۳۵۷ است که نرخ رشد قیمت دلار به طور متوسط ۳۱ درصد در سال بوده است. علاوه بر این، قبل از این دوره، متوسط رشد سالانه قیمت دلار حدود $\frac{0}{6}$ درصد بوده است. به عبارت دیگر از یک دوره ثبات ارزی وارد یک دوره بی‌ثباتی شدید شده‌ایم که در کنار آن، مسائل

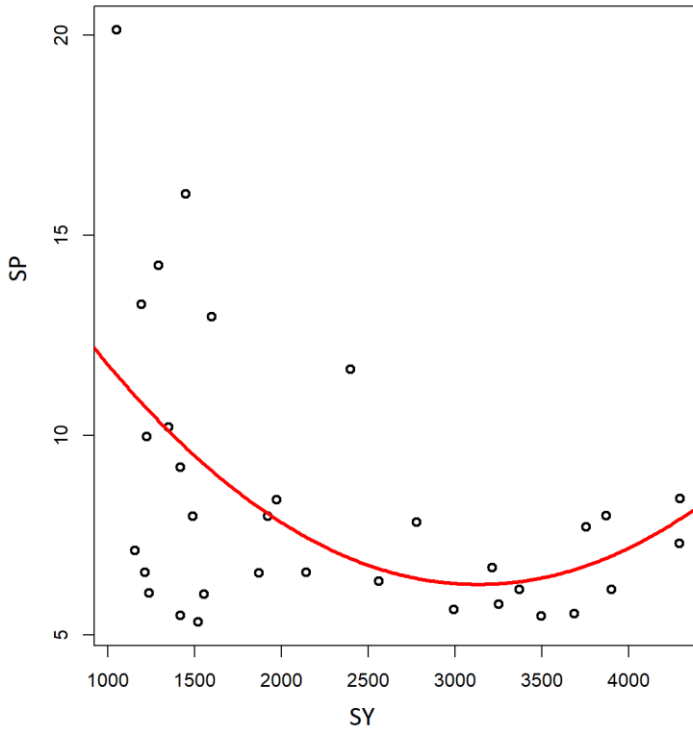
سیاسی ناشی از انقلاب هم وجود داشته است. از طرف دیگر، رشد درآمد صادرات نفت در این دوره منفی بوده است. بنابراین، دو متغیر نرخ ارز و صادرات نفت از جمله عوامل مهمی بوده‌اند که نقش قابل توجهی در شکل‌گیری رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید داشته‌اند. علاوه بر نکات فوق، تفاوت مهم دیگری که دوره ۹۶-۱۳۷۶ با سایر دوره‌ها دارد، مربوط به نرخ سود بانکی حقیقی است. در اینجا برای محاسبه نرخ سود حقیقی از نرخ سود سپرده‌های یک‌ساله استفاده شده است. همان‌طور که در شکل زیر مشخص است، نرخ سود حقیقی در اغلب دوره‌ها منفی است. اما در دوره ۹۶-۱۳۷۶ نسبت به سایر دوره‌ها، وضعیت بهتری دارد؛ به گونه‌ای که در این دوره به طور متوسط برابر با $2/2-$ درصد در سال می‌باشد، در حالی که در سایر دوره‌ها برابر با $13/2-$ بوده است.



شکل ۸. نرخ سود حقیقی سپرده‌های یک‌ساله

منبع: یافته‌های پژوهش.

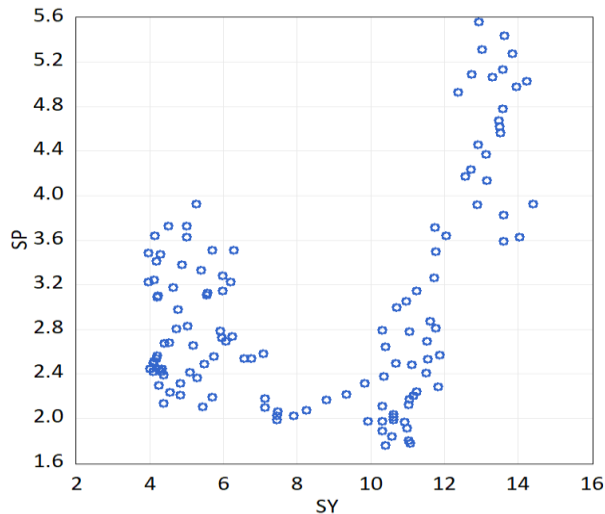
برای تبیین رابطه تغییرپذیری تورم و تولید، اگر دوره ۹۱-۱۳۷۶ را حذف کنیم، برای سایر سال‌ها رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید به صورت شکل زیر بدست می‌آید که مشابه نتایج حاصل از مدل رفتاری می‌باشد.



شکل ۹. انحراف معیار شکاف تولید (SY) و انحراف معیار تورم (SP)

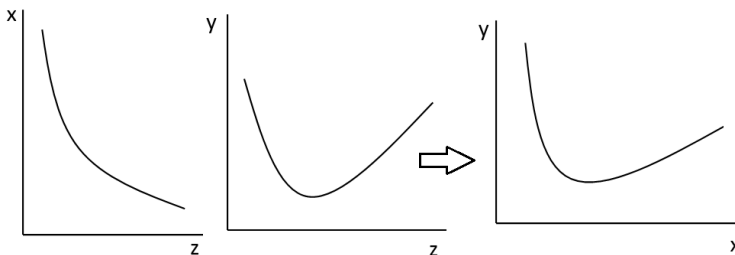
منبع: یافته‌های پژوهش.

برای بررسی صحت نتایج فوق، انحراف معیار تورم و تولید را اگر با روش میانگین متحرک نیز محاسبه کنیم، شکلی مشابه با شکل ۶ بدست می‌آید. همچنین نتایج فوق با استفاده از داده‌های فصلی تولید و تورم نیز بررسی شد که نتیجه حاصل در شکل زیر نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود که رابطه‌ای بسیار قوی بین تغییرپذیری تورم و تولید وجود دارد که کاملاً مشابه با نتایج مدل رفتاری است.



شکل ۱۰. انحراف معیار شکاف تولید (SY) و انحراف معیار تورم (SP) با استفاده از داده‌های فصلی
منبع: یافته‌های پژوهش.

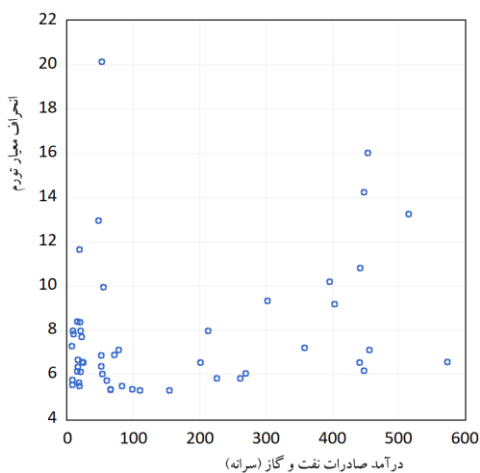
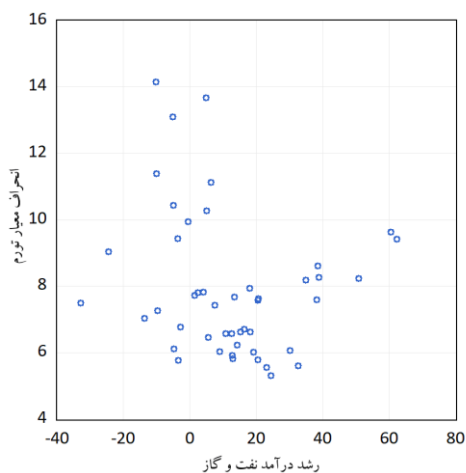
حال برای بررسی دلایل شکل‌گیری چنین رابطه‌ای بین تغییرپذیری تورم و تولید، بایستی عامل یا عواملی که منجر به این رابطه می‌شوند را بیابیم. در حالت کلی، اگر بخواهیم رابطه دو متغیر Y و X ابتدا نزولی و سپس با افزایش X ، نزولی شود بایستی عاملی مانند Z را پیدا کنیم که با Y و X رابطه‌ای به صورت شکل زیر داشته باشد.

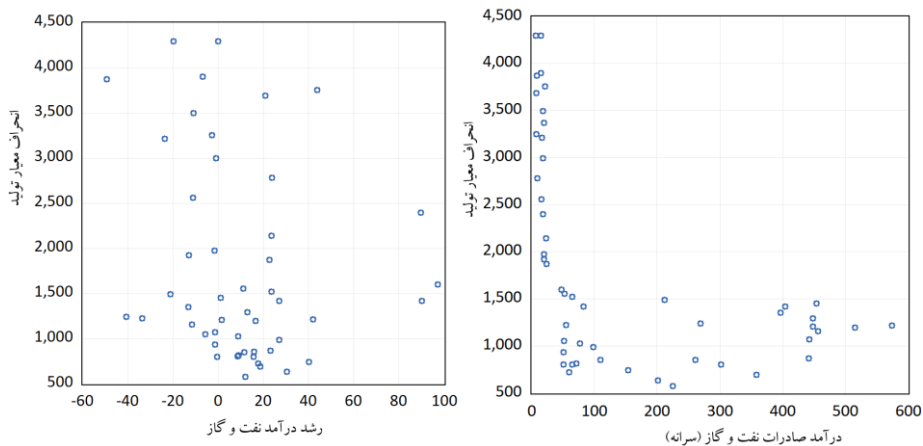


شکل ۱۱. رابطه بین سه متغیر X ، Y و Z

منبع: یافته‌های پژوهش.

در اینجا، Y تورم، X تولید و Z عاملی است که منجر به رابطه بین این دو می‌شود. همان‌طور که در مباحث فوق دیدیم، یکی از متغیرهای مهم نرخ ارز و صادرات نفت می‌باشد. از آنجا که صادرات نفت یکی از عوامل مهم برای اقتصاد ایران و حتی برای بازار ارز می‌باشد، لذا این موضوع را با استفاده از درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز (XO) بررسی می‌کنیم. شکل زیر نشان می‌دهد که بین انحراف معیار تورم و صادرات سرانه نفت و همچنین رشد درآمدهای نفتی، ابتدا یک رابطه منفی و سپس مثبت وجود دارد. همچنین نشان می‌دهد که بین انحراف معیار تولید و صادرات سرانه نفت و همچنین رشد درآمدهای نفتی تقریباً یک رابطه منفی وجود دارد، لذا درآمدهای نفتی می‌تواند رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید را توضیح دهد. بدیهی است که ممکن است افزایش درآمدهای نفتی همراه با کاهش تنش‌های سیاسی با کشورهای دیگر و فروکش کردن انتظارات باشد. فروکش کردن انتظارات می‌توان مشابه با فروکش کردن شاخص احساسات (خوی حیوانی) در مدل‌های رفتاری باشد. در هر حال به طور کلی می‌توان شرایطی را فراهم کرد که امکان کاهش همزمان این دو را بدهد.

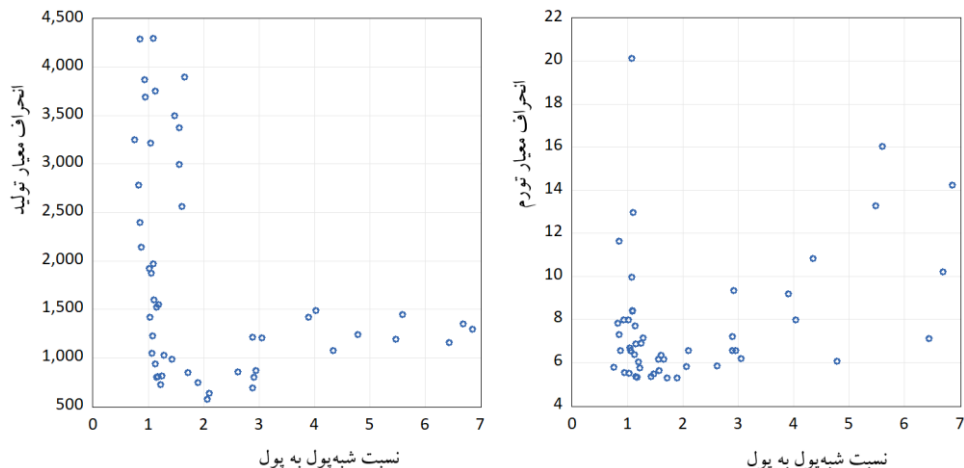




شکل ۱۲. رابطه بین انحراف معیار شکاف تولید تورم با درآمدهای نفتی

منبع: یافته‌های پژوهش.

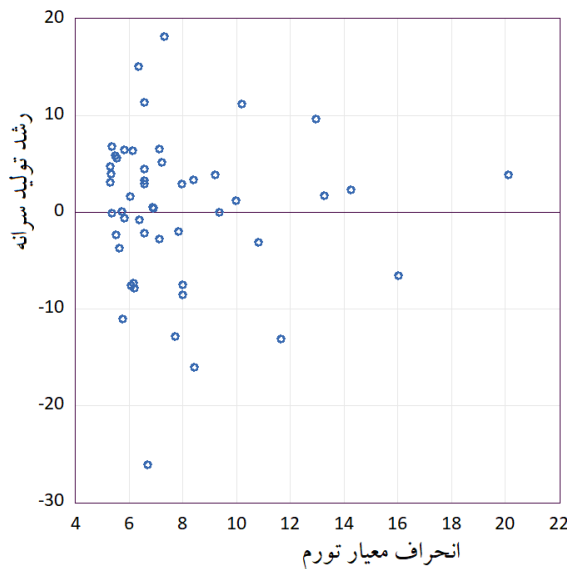
علاوه بر این، برای بررسی تأثیر متغیرهای پولی بر شکل‌گیری رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید، بسیاری از متغیرهای پولی مورد استفاده قرار گرفتند ولی هیچ نتیجه مشخصی بدست نیامد. تنها متغیری که می‌توانست به تبیین این رابطه کمک نماید، نسبت شبه‌پول به پول بود. این نتیجه در شکل زیر نشان داده شده است.



شکل ۱۳. رابطه بین انحراف معیار شکاف تولید و تورم با نسبت شبه‌پول به پول

منبع: یافته‌های پژوهش.

در پایان رابطه بین تغییرپذیری تورم و رشد تولید را بررسی می‌کنیم که گویای نتیجه دیگری از این بحث است. همان‌طور که شکل زیر نشان می‌دهد، وقتی تغییرپذیری تورم زیاد می‌شود، نوسانات رشد تولید، کمتر می‌شود. همچنین این شکل نشان می‌دهد که وقتی تغییرپذیری تورم کاهش می‌یابد، دامنه تغییرات رشد تولید، خیلی زیاد می‌شود که از ۲۰- تا ۲۰+ درصد را شامل می‌شود. به عبارت دیگر، این امکان وجود دارد که با کاهش تغییرپذیری تورم، می‌توان به نرخ‌های رشد متفاوتی دست یافت. لذا بایستی بررسی شود که چه شرایطی منجر به این نتایج متفاوت می‌شود. از طرف دیگر، با افزایش تغییرپذیری تورم، دو نتیجه برای رشد تولید بدست می‌آید. اگر از رشدهای منفی شروع کنیم، با افزایش تغییرپذیری تورم، رشد تولید افزایش می‌یابد و به سمت صفر می‌رود. اما اگر از رشدهای مثبت شروع کنیم، با افزایش تغییرپذیری تورم، رشد تولید کاهش یافته و به سمت صفر میل می‌کند. لذا با تثبیت تورم، می‌توان به نتایج متفاوتی برای رشد تولید رسید. این نتایج در معادله (۲۲) نشان داده شده است.



شکل ۱۴. شکاف رشد تولید و تغییرپذیری تورم

منبع: یافته‌های پژوهش.

اگر دوره‌های رشد منفی و مثبت را با متغیر مجازی D تفکیک کنیم، می‌توان معادله زیر را برای تبیین رابطه بین رشد تولید و تغییر پذیری تورم بدست آورد. D برای دوره‌هایی که شکاف رشد منفی است برابر با ۱ و برای سایر دوره‌ها برابر با صفر است.

$$gyc_t = -44/0.1 \frac{1}{sp_t} D_t + 34/6 \frac{1}{sp_t} (1-D_t) \quad R^2 = 0.51 \quad (22)$$

(-4/37) (4/72)

sp تغییرپذیری تورم و gyc شکاف رشد تولید سرانه می‌باشد. به‌عنوان مثال، در دوره‌هایی که رشد تولید منفی می‌باشد، متوسط رشد سالانه نرخ ارز برابر با $28/82$ درصد و در دوره‌هایی که رشد تولید مثبت می‌باشد، رشد نرخ ارز برابر با $12/81$ درصد بوده است. لذا بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند یک از عوامل مهم در تبیین رابطه رشد تولید و تغییرپذیری تورم باشد.

۵- نتیجه‌گیری

بررسی رابطه تورم و تولید (یا بیکاری) یکی از موضوعات مجادله‌ای بوده و هست. نقطه عطف این موضوع، فرضیه فریدمن-فلیس است که می‌گوید هیچ رابطه بلندمدتی بین این دو وجود ندارد. این ایده مورد پذیرش بسیاری از اقتصاددانان است اما تردیدها در مورد آن همچنان باقی است. از طرف دیگر، مبادله بین تغییرپذیری تورم و تولید نیز مورد توجه بوده است. در چهارچوب مدل‌های $DSGE$ ، تثبیت تولید منجر به تغییرپذیری بیشتر در تورم و همچنین تثبیت تورم منجر به تغییرپذیری بیشتر در تولید می‌شود. به عبارت دیگر بین تثبیت تولید و تورم یک مبادله وجود دارد.

در چهارچوب یک مدل اقتصاد کلان رفتاری نشان داده شد که فضای تأثیرگذاری سیاست‌های اقتصادی فراتر از آن چیزی است که از مدل‌های مرسوم بدست می‌آید. دیدیم که در این مدل‌ها، ادوار تجاری می‌تواند ناشی از خوی حیوانی (احساسات بازار) باشد که حتی می‌تواند منجر به رونق و رکودهای عمیق شود. این مدل، فرضیه انتظارات عقلایی و فرض عامل نماینده را کنار می‌گذارد و برای تبیین ادوار تجاری و تأثیرگذاری سیاست‌ها نیازی به فروزی مانند چسبندگی قیمت و دستمزد و تعریف برونزای معادلات خودرگرسیون برای شوک‌ها ندارد. از جمله نتایج مهم این مدل آن است که بی‌ثباتی بیش از حد تولید یا عدم توجه بانک

مرکزی به تثبیت تولید، منجر به افزایش و بی‌ثباتی بیشتر در تورم نیز می‌شود. به همین دلیل بین تغییرپذیری تورم و تولید هم رابطه منفی و هم رابطه مثبت وجود دارد. در تحلیل داده‌های اقتصاد ایران، نتایج حاصل نشان می‌دهد که رابطه بین تغییرپذیری تورم و تولید کاملاً منطبق بر مدل‌های اقتصاد کلان رفتاری است. این موضوع را هم داده‌های سالانه و هم داده‌های فصلی تأیید می‌کنند. به ویژه داده‌های فصلی نشان می‌دهد که وقتی تغییرپذیری تولید از یک حدی فراتر می‌رود، تغییرپذیری تورم به شدت افزایش می‌یابد، لذا این امکان برای سیاست‌گذار فراهم می‌شود که بتواند تغییرپذیری تورم و تولید را به طور همزمان کاهش دهد.

منابع

دی گراوی، پل، و می، یوجی. (۱۳۹۹). *اقتصاد کلان رفتاری: نظریه و سیاست* (ترجمه ع. سوری). تهران: نشر نور علم.

References

Ahmed, S., Levin, A., & Wilson, B. A. (2004). Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices or Good Luck? *The Review of Economics and Statistics*, 86, 824-32.

Anderson, S., de Palma, A., & Thisse, J. F. (1992). *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*. Cambridge, MA: MIT Press.

Brock, W., & Hommes, C. (1998). Heterogeneous Beliefs and Routes to Chaos in a Simple Asset Pricing Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22(8-9), 1235-1274.

----- (1997), A Rational Route to Randomness. *Econometrica*, 65, 1059-95.

De Grauwe, P. (2014). *Lectures on Behavioral Macroeconomics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

----- (2011). Animal Spirits and Monetary Policy. *Economic Theory*, 47(2-3), 423-457.

----- (2008). DSGE-Modelling When Agents Are Imperfectly Informed. *ECB Working Paper*, 897, 1-15.

Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications* (1st Ed.). Princeton, NJ: Princeton University Press.

Kim, C., Morley, J., & Piger, J. (2008). Bayesian Counterfactual Analysis of the Sources of the Great Moderation. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 173-91.

Manski, C. F., & McFadden, D. L. (1981). Alternative Estimators and Sample Designs for Discrete Choice Analysis. In Manski, C. F. and McFadden, D. L. (Eds.), *Structural Analysis of Discrete Data and Econometric Applications*. Cambridge, MA: MIT Press.

Primiceri, G. E. (2005), Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, 72, 821-52.

Stock, J., & Watson, M. (2003). Has the Business Cycle Changed: Evidence and Explanation (9-56). *The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium Conference Proceedings*, Kansas, USA.

Taylor, J. B. (1994). *The Inflation/Output Trade-off Revisited; Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers*. Boston: Federal Reserve Bank of Boston.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.



The Impact of Fluctuations in Unofficial Currency Exchange Rate on Stock Returns in Iran (TVP-VAR Approach)

Zahra Afshari^{*1} , Fatemeh Khazaei¹ , Mirhossein Mousavi¹ 

1. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 04 Nov. 2024 Revised: 28 Jan. 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Exchange Rate Volatility Stock Market Returns, GARCH Models, TVP-VAR, Flow-Oriented Approach.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C32, F31, F44, G12.</i></p>	<p>The exchange rate fluctuations have been a central topic in financial economics due to their profound impact on stock market performance. In the context of Iran has been characterized by significant economic and geopolitical events, leading to substantial variations in the unofficial exchange rate. Understanding the relationship between exchange rate fluctuations and stock market returns during this period is crucial for both investors and policymakers. Accordingly, this article analyzes the exchange rate fluctuations on stock market returns dynamics of during the period from March 2012 to September 2023. To achieve this goal, the GARCH family approaches were initially used to extract exchange rate volatility. The results showed that the ARIMA-MSEGARCH model with skewed-T distribution had higher accuracy in extracting exchange rate volatility compared to other approaches. Subsequently, the impact of exchange rate fluctuations in two regimes—high and low volatility—on stock returns over different time intervals was analyzed using the TVP-VAR approach. The findings indicate that, in both regimes, the unofficial exchange rate had a positive effect on stock returns. Moreover, the intensity of the impact varied across different levels of volatility and time periods. Furthermore, based on the nonlinear causality test by Diks and Panchenko, causality from the unofficial exchange rate to stock returns was confirmed, while the reverse causality was not. Consequently, the flow-oriented hypothesis between the unofficial exchange rate and stock returns in Iran cannot be rejected.</p>

Afshari, Z., & Khazaei, F., & Mousavi, M. (2024). The Impact of Fluctuations in Unofficial Currency Exchange Rate on Stock Returns in Iran (TVP-VAR Approach). *Journal of Economic Research*, 60(1), 887-926.



© Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.384811.1008946](https://doi.org/10.22059/jte.2025.384811.1008946)



انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

اثر نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی سهام در ایران (رویکرد TVP-VAR)

زهرا افشاری*^۱، فاطمه خزائی^۱ ID، میرحسین موسوی^۱ ID

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	پویایی نوسانات نرخ ارز به دلیل تأثیر عمیق آن‌ها بر عملکرد بازار سهام، موضوع اصلی در اقتصاد مالی بوده است. در ایران، رویدادهای اقتصادی و ژئوپلیتیکی قابل توجهی همراه بوده است که منجر به تغییرات قابل توجهی در نرخ غیررسمی ارز شده است. درک رابطه بین نوسانات بازدهی نرخ ارز و بازده بازار سهام در این دوره هم برای سرمایه‌گذاران و هم برای سیاست‌گذاران بسیار مهم است. بر این اساس در این مقاله به بررسی تحلیل نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی بازار سهام در بازه زمانی ۱-۱۳۹۱ تا ۶-۱۴۰۲ پرداخته شده است. در راستای این هدف ابتدا جهت استخراج نوسان نرخ ارز غیررسمی از رویکردهای خانواده‌های گارچ بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که مدل ARIMA-MSEGARCH در حالت توزیع T چوله نسبت به سایر رویکردها از دقت بالاتری جهت استخراج نوسانات بازدهی سهام نرخ ارز غیررسمی برخوردار است. سپس نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در دو رژیم نوسانات بالا و پایین در بازه‌های زمانی مختلف با استفاده از رویکرد TVPVAR بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفت. نتایج شوک آنی بیانگر این واقعیت است که؛ در هر دو رژیم نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام تأثیر مثبت داشته و شدت اثرگذاری در رژیم‌های مختلف نوسانات و در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت متغیر است. بر اساس نتایج شوک ساختاری و دائمی نوسانات بازدهی نرخ ارز بر بازدهی سهام همواره مثبت بوده است. با توجه به طول دوره اثرگذاری نوسانات بالا نرخ ارز غیررسمی (۱۵ ماه)، قوی‌تر از حالت نوسانات پایین (۹ ماه)، بر بازدهی سهام است. در ادامه، بر اساس آزمون علیت غیرخطی دیکس و پانچنکو، جهت علیت از نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی به سمت بازدهی سهام مورد تأیید قرار گرفت و عکس این رابطه تأیید نشد؛ در نتیجه فرضیه جریان‌گرا مابین نرخ ارز غیررسمی و بازدهی سهام در ایران را نمی‌توان رد کرد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۱۴	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۰۹	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱	
کلیدواژه‌ها:	
نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی،	
بازدهی سهام،	
مدل جریان‌گرا،	
مدل سهام‌گرا،	
پارامتر متغیر زمان.	
طبقه‌بندی JEL:	
C32, F31, F44, G12.	

افشاری، زهرا، خزائی، فاطمه، و موسوی، میرحسین. (۱۴۰۴). اثر نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی سهام در ایران (رویکرد TVP-VAR). *تحقیقات اقتصادی*, ۶۰(۱), ۸۸۷-۹۲۶.

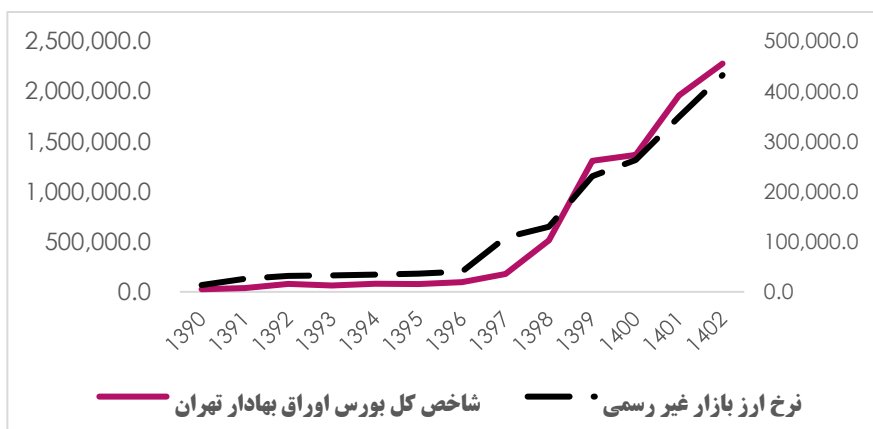
ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.



DOI: 10.22059/jte.2025.384811.1008946

۱- مقدمه

برای ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت با توجه به تأثیر قابل توجه درآمدهای نفتی بر اقتصاد، درک چگونگی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام برای سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و اقتصاددانان حائز اهمیت است. در اقتصاد ایران به دلیل اتکای قابل توجه به صادرات نفت، تنش‌های ژئوپلیتیکی و تحریم‌های اقتصادی که اغلب به شرایط ناپایدار اقتصادی منجر می‌شود، درک پویایی تغییرات نرخ ارز و تأثیر آن بر بازار سهام در ایران برای سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران و محققان بسیار مهم است. نرخ ارز در بازار آزاد از ۱۳،۵۶۸.۰ ریال در سال ۱۳۹۰ به ۴۳۲،۵۴۵.۰ ریال در سال ۱۴۰۲ تغییر کرد (۳۰۸۸ درصد تغییر). از طرفی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از حدود ۲۵،۹۰۵.۶ واحد در سال ۱۳۹۰ به ۲،۲۷۷،۷۱۳ واحد در سال ۱۴۰۲ رسیده (۸۶۹۲ درصد تغییر) که نمایانگر نوسانات شدید در این دو متغیر است. در شکل (۱)، نیز ارتباط میان نرخ ارز غیررسمی و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ ارائه شده است که نمایانگر هم‌حرکتی بین این دو متغیر در طول دوره مورد بررسی است.



شکل ۱. رابطه بین نرخ ارز غیررسمی و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره تحقیق

منبع: یافته‌های پژوهش. منبع داده‌ها: بانک مرکزی.

ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز از دیرباز موضوع تحقیقات و بحث‌های سیاستی بوده و در ادبیات اقتصاد مالی مورد توجه بسیار قرار گرفته است (اولسون و همکاران، ۲۰۲۲). رابطه معنی‌دار بین قیمت سهام و نرخ ارز می‌تواند نشان دهد که شوک‌های یک بازار به سرعت به بازار

دیگر منتقل می‌شود. چنین رابطه‌ای پیامدهای مهمی برای سیاست‌های اقتصادی و تصمیمات سرمایه‌گذاری در سطح داخلی و بین‌المللی دارد (چکلی و نگوین، ۲۰۱۴). به عنوان مثال، اگر نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر بگذارد، کنترل نرخ ارز می‌تواند به ثبات بازار سهام کمک کند؛ به همین ترتیب، اگر قیمت سهام بر نرخ ارز تأثیر بگذارد و بالعکس. همچنین اگر این دو بازار با هم ارتباط قوی داشته باشند، نوسان و ناطمینانی در یکی به سرعت موجب ایجاد نوسان و ناطمینانی در بازار دیگر می‌شود.

دو نظریه اصلی تعاملات بین بازارهای ارز و بازارهای سهام را توضیح می‌دهند؛ نظریه جریان محور (رویکرد بازار کالا) و سهام محور (رویکرد تعادل پرتفوی) است. مدل جریان‌گرا^۱ یا رویکرد خوب بازار^۲ توسط درونبوش و فیشر^۳ (۱۹۸۰) بیان شده است. مدل جریان‌گرا بر تجارت و رقابت‌پذیری شرکت‌ها در بازارهای بین‌المللی تمرکز دارد. در حالی که مدل سهام‌گرا، نقش جریان سرمایه و رفتار سرمایه‌گذار را برجسته می‌کند (برانسون و هندرسون^۴، ۱۹۸۵).

مطالعات تجربی اغلب از مدل جریان‌گرا پشتیبانی می‌کنند (منتظیر حسین و همکاران، ۲۰۲۴؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲؛ ونگ، ۲۰۲۲؛ آنوشا^۵ و همکاران، ۲۰۲۲؛ چن^۶ و همکاران، ۲۰۲۲؛ نوسا^۷، ۲۰۲۱؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ اولسون و همکاران، ۲۰۲۲؛ کاکیر، ۲۰۲۱؛ شیر^۸ و همکاران، ۲۰۱۶؛ حسین و بشیر^۹، ۲۰۱۳؛ پان^{۱۰} و همکاران، ۲۰۰۷؛ فیلاکتیس و راوازولو^{۱۱}، ۲۰۰۵؛ رای و گارگ^{۱۲}، ۲۰۲۱؛ اولکو و دمیرچی^{۱۳}، ۲۰۱۲؛ وونگ^{۱۴}، ۲۰۱۷). مدل‌های سهام محور، استدلال می‌کنند که علیت یک طرفه از قیمت سهام به نرخ ارز جریان دارد (فرانکل، ۱۹۸۳؛ بهمنی اسکویی و ساها، ۲۰۱۸؛ فیلاکتیس و راوازولو، ۲۰۰۵).

در ایران در رابطه با اثرات شوک‌های ارزی در بازار سهام مطالعات زیادی صورت گرفته است، مانند جواهری و همکاران، ۱۴۰۳ (جریان‌گرا)؛ زمانیان‌فر و همکاران، ۱۴۰۳ (جریان‌گرا)؛ فتح‌آبادی، ۱۴۰۲ (جریان‌گرا-سهام‌گرا)؛ اما جریان‌گرا غالب بوده است؛ ناهیدی امیرخیز، ۱۴۰۱

1. Flow Oriented Model

2. Good Market Approach

3. Dornbusch and Fischer

4. Branson and Henderson

5. Anusha

6. Chen

7. Nwosa

8. Bashir

9. Hussain and Bashir

10. Pan

11. Phylaktis and Ravazzolo

12. Rai and Garg

13. Ülkü and Demirci

14. Wong

(جریان گرا)؛ تقوی و همکاران، ۱۴۰۱ (جریان گرا)؛ آسیایی اقدم و همکاران، ۱۴۰۱ (جریان گرا)؛ گلشن و همکاران، ۱۴۰۱ (جریان گرا)؛ رشنوادی و همکاران، ۱۳۹۹ (جریان گرا-سهام گرا)؛ حیدری و همکاران، ۱۳۹۷ (جریان گرا)؛ و محرابیان و چگینی، ۱۳۹۲ (جریان گرا) پرداخته‌اند.

در ایران مطالعات بسیار محدودی به طور مستقیم آثار نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر زمان پرداخته است. درک رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده بازار سهام در این دوره برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بسیار مهم می‌باشد. فرآیند رابطه بین این دو متغیر با ابهامات متعددی روبرو است: ابهام اول، تعیین نوع علیت مابین این دو متغیر؛ ابهام دوم، تبیین فرآیند ارتباطی مطلوب (خطی یا غیر خطی)؛ ابهام سوم، به ثبات یا تغییر ضرایب در طی زمان اشاره دارد؛ و ابهام چهارم، تبیین نوع ارتباط مابین دو متغیر در بازه زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت و در نهایت بررسی ارتباط مابین دو متغیر در سطح مختلف نااطمینانی است.

با توجه به موارد بالا، این مقاله از رویکرد هیبریدی TVPVAR - ARIMA بهره گرفته است. بنابراین نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات قبلی در ایران، استفاده از رویکرد متفاوتی برای بررسی پویایی نرخ ارز و قیمت سهام با تمرکز بر سرریزها در طی زمان در سطوح مختلف نااطمینانی است. در این مقاله، ابتدا نوسانات نرخ ارز و قیمت سهام از طریق مدل‌های نوسان (MSE-GARCH) استخراج نموده و سپس با استفاده از روش رویکردهای پارامتر متغیر زمان ارتباط نوسانات نرخ ارز با بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفته است. این روش به ما امکان پاسخ به سوالات زیر را فراهم می‌سازد. میزان نوسان و انتقال نوسان نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در هر رژیم چقدر است؟ پویایی‌های نحوه اثرگذاری نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در طی زمان در سطوح مختلف نااطمینانی چگونه است؟

در راستای اهداف پژوهش، در ادامه به مروری بر مبانی نظری تحقیق و مروری بر مطالعات گذشته پرداخته خواهد شد. در بخش سوم و چهارم، روش‌شناسی و تجزیه و تحلیل داده‌ها ارائه می‌شود و در بخش آخر، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

پویایی رابطه بین تغییرات نرخ ارز بر بازده بازار سهام از طریق مدل‌های نظری مختلف، عمدتاً با توجه به مدل جریان‌گرا و مدل سهام‌گرا مورد مطالعه قرار گرفته است.

الف: مدل جریان‌گرا

مدل جریان‌گرا، دورنبوش و فیشر (۱۹۸۰)، نشان می‌دهد که نرخ ارز از طریق تأثیر آن بر رقابت بین‌المللی و تراز تجاری، بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. در این مدل، تغییرات نرخ ارز بر جریان کالاها و خدمات بین کشورها تأثیر می‌گذارد که به نوبه خود بر سود شرکت‌ها و در نتیجه بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. نوسانات نرخ ارز از کانال‌های مختلف بر بازار سهام اثر می‌گذارد.

اول: از کانال صادرات-واردات: وقتی ارزش پول یک کشور کاهش می‌یابد، صادرات آن برای خریداران خارجی ارزان می‌شود و منجر به افزایش حجم صادرات می‌شود. این افزایش صادرات، سودآوری شرکت‌های صادرات محور را افزایش می‌دهد و قیمت سهام آن‌ها را افزایش می‌دهد. برعکس، قیمت‌های واردات افزایش می‌یابد و به طور بالقوه سودآوری شرکت‌های متکی به نهاده‌های وارداتی را کاهش می‌دهد.

دوم: تراز تجاری یک کشور می‌تواند به میزان قابل توجهی بر نرخ ارز آن تأثیر بگذارد. مزاد (صادرات بیش‌تر از واردات) معمولاً نرخ ارز را تقویت می‌کند، در حالی که کسری آن را تضعیف می‌کند. این حلقه بازخورد تراز تجاری می‌تواند یک رابطه چرخه‌ای بین نرخ ارز و بازده بازار سهام ایجاد کند. نظریه تراز پرداخت‌ها: این نظریه بر مبادلات یک کشور با سایر نقاط جهان تمرکز دارد. کسری تراز پرداخت‌ها ممکن است منجر به کاهش ارزش پول داخلی شود و از طریق تغییر در رقابت صادرات و واردات، بر بازار سهام تأثیر بگذارد (دورنبوش^۱، ۱۹۷۶).

سوم: نظریه PPP پیشنهاد می‌کند که نرخ ارز بین دو کشور باید به گونه‌ای تنظیم شود که تغییرات در سطح قیمت دو کشور را منعکس کند. اگر تورم داخلی نسبت به تورم خارجی افزایش

^۱. Dornbusch

یابد، ارزش پول داخلی باید کاهش یابد. این کاهش ارزش بر رقابت‌پذیری صادرات و واردات تأثیر می‌گذارد که به نوبه خود بر قیمت سهام شرکت‌های داخلی تأثیر می‌گذارد (کسل^۱، ۱۹۱۸).

چهارم: نظریه برابری نرخ بهره فرض می‌کند که تفاوت نرخ بهره بین دو کشور برابر است با تغییر مورد انتظار در نرخ مبادله بین واحدهای پولی کشورها. تغییرات در نرخ بهره بر جریان سرمایه و بازده سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد که می‌تواند بر عملکرد بازار سهام تأثیر بگذارد (کینز^۲، ۱۹۲۳).
پنجم: فرضیه بازار کارآمد: قیمت سهام منعکس‌کننده تمام اطلاعات موجود از جمله تغییرات نرخ ارز است. اگر بازارها کارآمد باشند، هر گونه تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت سهام باید آنی باشد و تمام اطلاعات مربوطه را در خود جای دهد (شارپ^۳، ۱۹۶۴).

ب: مدل سهام‌گرا

نظریه قیمت‌گذاری آریترائز: پیشنهاد می‌کند که عوامل متعددی از جمله نرخ ارز بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. سرمایه‌گذاران هر بازده اضافی قابل پیش‌بینی را تا زمانی که دیگر وجود نداشته باشند، از بین می‌برند که به معنای تعامل پیچیده بین نرخ ارز و بازده بازار سهام است (راس^۴، ۱۹۷۶).

هر دو مدل جریان‌گرا و سهام‌مدار، بینش‌های ارزشمندی را در مورد پویایی نوسانات نرخ ارز و بازده بازار سهام ارائه می‌دهند. با این حال، آن‌ها بر کانال‌های مختلفی تأکید می‌کنند که از طریق آن‌ها نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. مدل جریان‌گرا بر تجارت و رقابت‌پذیری شرکت‌ها در بازارهای بین‌المللی تمرکز دارد. مدل سهام‌گرا نقش جریان سرمایه و رفتار سرمایه‌گذار را برجسته می‌کند. ارتباط هر مدل ممکن است بسته به بافت اقتصادی خاص و ساختار کشور مورد نظر متفاوت باشد. به عنوان مثال، در اقتصادهایی که به شدت به صادرات متکی هستند، مدل جریان محور ممکن است کاربرد بیشتری داشته باشد. برعکس، در کشورهایی که بازارهای مالی به خوبی توسعه یافته و سرمایه‌گذاری خارجی قابل توجهی دارند، مدل سهام محور ممکن است توضیحات بهتری ارائه دهد.

1. Cassel

2. Keynes

3. Sharpe

4. Ross

درک پویایی نوسانات نرخ ارز در بازده بازار سهام نیازمند یک رویکرد چند وجهی است که هم جریان‌های تجاری و هم حرکت سرمایه را در نظر می‌گیرد. مدل‌های جریان‌گرا و بورس‌گرا دیدگاه‌های مکملی را ارائه می‌دهند و اهمیت بازار کالا و پویایی بازار مالی را برجسته می‌کنند. تحقیقات آینده باید به ادغام این مدل‌ها ادامه دهد تا درک جامع‌تری از تعاملات پیچیده بین نرخ ارز و بازده بازار سهام ارائه شود.

۳- پیشینه تجربی

۳-۱- مطالعات خارجی

ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام توسط محققان مختلف در سراسر جهان مورد بررسی قرار گرفته است، به عنوان مثال چکیلی و نگوین^۱ (۲۰۱۴)؛ دهیر^۲ و همکاران (۲۰۱۸)؛ هوانگ^۳ و همکاران (۲۰۲۱)؛ حسین و بشیر^۴ (۲۰۱۳)؛ کومار^۵ و همکاران (۲۰۱۹). بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۸)، استدلال می‌کنند که قیمت سهام از طریق کانال‌های اثرات ثروت و انتظارات تورمی بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. رشد بازار سهام داخلی ثروت سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد و باعث افزایش تقاضا برای پول می‌شود که منجر به ترقی ارزش پول داخلی می‌شود. همچنین افزایش نرخ بهره باعث جذب سرمایه خارجی می‌شود که خود منجر به افزایش قیمت سهام و ترقی ارزش پول می‌شود. بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۵) نشان می‌دهند که قیمت سهام واکنش بیش‌تری نسبت به افزایش ارزش پول نسبت به کاهش ارزش نشان می‌دهد. به طور مشابه، سالیسو و نداکو (۲۰۱۸) خاطرنشان نمودند که اخبار بد تأثیر بیش‌تری بر احساسات سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام دارد تا اخبار خوب. از این رو، کاهش قیمت سهام پس از اخبار بد ممکن است تأثیر بیش‌تری بر نرخ ارز نسبت به افزایش قیمت سهام پس از اخبار خوب داشته باشد. علاوه بر این، تعدیل به تعادل بلندمدت ممکن است به دلیل وجود هزینه‌های ثابت تعدیل، هزینه‌های معامله، یا مداخلات سیاستی، مانند مدیریت نرخ ارز یا تثبیت قیمت کالا، رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد (اولسون و همکاران، ۲۰۲۲؛ بالکه و فومبی، ۱۹۹۷). منتظیر حسین^۶ و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی ارتباط و سرریز نرخ ارز و نوسان قیمت سهام در کشورهای بریکس^۷ در طول بحران‌های ناشی از بیماری همه‌گیر نشان دادند که نوسانات

1. Chkili and Nguyen
2. Dahir
3. Huang
4. Hussain and Bashir

5. Kumar
6. Muntazir Hussain
7. BRICS included five countries, Brazil, Russia, India, China and South Africa

نرخ ارز و نوسانات بازده سهام در طول بحران‌های ناشی از بیماری همه‌گیر به هم مرتبط هستند. چن و همکاران (۲۰۲۲) به ارزیابی سرریز نرخ ارز به بازار سهام چین پرداختند. در طول دوره اصلاحات سیستم نرخ ارز چین سرریز ریسک از نوسانات عدم قطعیت نرخ ارز به بازار سهام چین قابل توجه است. آنوشا^۱ و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی بین نرخ ارز و قیمت سهام پرداختند و نشان دادند که بین نرخ ارز و همه شاخص‌های قیمت سهام در کوتاه‌مدت رابطه مثبت وجود دارد. به علاوه، بین شاخص قیمت تمام سهام و نرخ ارز رابطه علیت یک طرفه وجود دارد. نوسا^۲ (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر قیمت نفت، نرخ ارز و عملکرد بازار سهام در نیجریه طی بازه زمانی ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج نشان داد که کووید-۱۹ اثرات نامطلوبی بر قیمت نفت نرخ ارز و عملکرد بازار سهام در نیجریه داشته؛ همچنین کووید-۱۹ تأثیر بیش‌تری بر قیمت نفت نسبت به نرخ ارز در فرآیند اثرگذاری بازدهی سهام طی رکودهای جهانی ۲۰۰۹ و ۲۰۱۶ داشته است. برآورد علیت نیز نشان داد که قیمت نفت بر نرخ ارز و عملکرد بازار سهام تأثیر معناداری دارد در حالی که نرخ ارز بر عملکرد بازار سهام تأثیر معناداری دارد.

آگاروال (۱۹۸۱) استدلال می‌کند که طرقي ارزش پول رقابت بین‌المللی را کاهش می‌دهد، در حالی که کاهش ارزش پول رقابت را افزایش می‌دهد - از این رو یک رابطه منفی دو طرفه بین دو متغیر وجود دارد. آجی و موگو (۱۹۹۶) نشان دادند که کاهش ارزش پول به طور مثبت بر قیمت سهام شرکت‌های صادرکننده در کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، در حالی که تأثیر منفی برای شرکت‌های واردکننده مشاهده می‌شود. باتاچاریا و موکرگی^۳ (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که مسئله رقابت بین‌المللی و دیدگاه سنتی در این حوزه صرفاً برای شرکت‌های صادرات محور وجود دارد؛ بنابراین به دنبال کاهش ارزش پول، قیمت سهام زمانی افزایش می‌یابد (کاهش می‌یابد)، که تعداد شرکت‌های صادرات محور (کم‌تر) یک کشور نسبت به شرکت‌های واردات محور بیش‌تر باشد و بالعکس.

رحمان و اودین^۴ (۲۰۰۹)، رابطه پویا بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای جنوب آسیا (بنگلادش، هند و پاکستان) را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که کاهش ارزش پول به طور مثبت بر قیمت سهام در این کشورها تأثیر می‌گذارد و از رویکرد جریان محور حمایت می‌کند. در مطالعاتی مانند کومار (۲۰۱۹) و شیخ و همکاران (۲۰۲۰) این نتیجه حاصل شده است. کاکیر (۲۰۲۱) با بررسی ارتباط میان نرخ ارز و بازار سهام در بازه سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که نرخ ارز بر شاخص بورس در کوتاه‌مدت

1. Anusha
2. Nwosa

3. Bhattacharya and Mukherjee
4. Rahman and Uddin

و در بلندمدت اثرات نامتقارن دارد. در بلندمدت افزایش نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر بازارهای سهام منتخب دارد؛ اما کاهش ارزش پول تأثیری ندارد.

ونگ (۲۰۲۲) با استفاده از روش ARDL و داده‌های فصلی در بازه ۲۰۱۶-۱۹۸۵ به بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر قیمت حقیقی سهام در کشورهای مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره و ژاپن می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد که نرخ ارز حقیقی تأثیر معنادار و منفی در بلندمدت روی قیمت بازار سهام دارد.

برخی از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که افزایش قیمت سهام باعث افزایش جذب سرمایه‌گذاران خارجی می‌شود. این جذابیت منجر به خرید هر چه بیش‌تر سهام و در نتیجه افزایش تقاضا در بازار سهام داخلی می‌شود. افزایش تقاضا و جریان سرمایه از خارج منجر به کاهش ارزش ارز می‌شود (بشیر و همکاران، ۲۰۱۶؛ برانسون و هندرسون، ۱۹۸۵؛ کولاکیوتس^۱ و همکاران، ۲۰۱۵).

از طرفی برخی مطالعات نشان می‌دهند که نرخ ارز بر قیمت سهام اثر ندارد. به عنوان مثال، آدنی و کومکا^۲ (۲۰۲۰)، هیچ رابطه‌ای بین نرخ ارز و قیمت سهام گزارش نمی‌کند.

اولسون و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز برای کشورهای G7 (شامل کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، بریتانیا و ایالات متحده) پرداختند. آن‌ها رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت سهام و نرخ ارز را با استفاده از مدل تأخیر توزیع شده خودرگرسیون خطی و غیرخطی بررسی نمودند. نتایج تحقیق رابطه کوتاه‌مدت برای هر دو رویکرد جریان محور و توازن پرتفولیوی را با استفاده از هر دو مدل خطی و غیرخطی نشان داده‌اند. مدل خطی هیچ یک از دو نظریه را در بلندمدت حمایت نمی‌کند؛ اما مدل غیرخطی از رویکرد جریان‌گرا حمایت می‌کند. ژو^۳ و همکاران (۲۰۲۲)؛ به بررسی رابطه نرخ ارز و تجارت خارجی بر بازدهی سهام پرداختند. در این تحقیق به بررسی تعاملات بازار سهام بین چین (سرزمین اصلی چین و هنگ‌کنگ)، ژاپن و کره جنوبی، با استفاده از مدل TVP-FAVAR پرداختند که نتایج آن بیانگر رابطه معنادار بین متغیر نرخ بازدهی سهام و نرخ ارز و تجارت خارجی در سه بازه زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت است. هوانگ و همکاران (۲۰۲۱)؛ با ارائه شواهدی از کشورهای بریکس^۴ با استفاده از مدل TVP-VAR طی دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ نشان دادند که شباهت‌ها

1. Koulakiotis

2. Adeniyi and Kumeka

3. Zhou

۴. بریکس (BRICS) نام گروهی به رهبری قدرت‌های

اقتصادی نوظهور است که از به هم پیوستن حروف اول نام

انگلیسی کشورهای عضو برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای

جنوبی تشکیل شده‌است. در ابتدا نام این گروه بریک نام

داشت؛ اما پس از پیوستن آفریقای جنوبی، به بریکس تغییر

نام یافت.

و همچنین تفاوت‌هایی در میزان جهت و مدت تأثیرات تغییرات نرخ ارز بر بازده بازار سهام آن‌ها وجود دارد.

مرور تجربی تحقیق، بر تنوع روش‌ها و یافته‌ها در رابطه نرخ ارز و قیمت سهام تأکید می‌کند. تفاوت در نتایج منعکس‌کننده پیچیدگی و چندوجهی بودن این پویایی‌های مالی است و نشان می‌دهد که تعامل بین نرخ ارز و قیمت سهام تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله شرایط بازار، ویژگی‌های خاص کشور و محیط اقتصادی جهانی قرار دارد.

۳-۲- مطالعات ایران

موسوی و خدایاری (۱۳۹۴) رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده بازار سهام در ایران را از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ تجزیه و تحلیل کردند. در این تحقیق اثر مثبت برای بخش‌های صادرات محور مانند پتروشیمی و معدن، که درآمدها به شدت تحت تأثیر تقاضای بین‌المللی است، آشکارتر بود. فتاحی و فتاحی (۱۳۹۵)، این تحلیل را با تمرکز بر تفاوت‌های بخشی در بورس اوراق بهادار تهران گسترش دادند. مطالعه آن‌ها نشان داد که در حالی که کل بازار سهام به کاهش نرخ ارز پاسخ مثبت داد، این تأثیر برای بخش‌هایی با پتانسیل صادرات بالا بسیار مهم بود. بخش‌های متکی به مصرف داخلی واکنش ضعیف‌تری نشان دادند که نشان‌دهنده اهمیت کانال جریان محور در تبیین رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام است.

بهمنی اسکویی و ساها (۱۳۹۵)، از رویکرد غیرخطی ARDL برای بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر بازار سهام در ایران استفاده کردند. آن‌ها دریافته‌اند که شوک‌های مثبت (کاهش ارزش ریال)، در مقایسه با شوک‌های منفی (افزایش ریال)، تأثیر قوی‌تری بر بازده سهام دارند. این عدم تقارن نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در ایران به دلیل تأثیر مثبت مورد انتظار بر درآمدهای صادراتی، نسبت به کاهش ارزش پول واکنش مطلوب‌تری نشان می‌دهند و با فرضیه جریان‌محور همسو می‌شوند. صمدی و همکاران (۲۰۱۲)، رابطه علی بین قیمت سهام و نرخ ارز در ایران را با استفاده از چارچوب خودرگرسیون برداری (VAR)، بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که قیمت سهام بر نرخ ارز تأثیر بسزایی دارد که نشان می‌دهد رویکرد سهام‌محوری در ایران تا حدودی وجود دارد. آن‌ها شواهدی از یک علیت دوطرفه پیدا کردند که در آن تغییرات بازده سهام بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد و بالعکس.

محمدی و جعفری (۱۳۹۴)، از آزمون علیت گرنجر برای تعیین جهت علیت بین بازده سهام و حرکت نرخ ارز در ایران استفاده کردند. نتایج نشان داد که در حالی که فرضیه جریان‌محور عمدتاً اثرات کوتاه‌مدت را توضیح می‌دهد، مدل سهام‌گرا در بلندمدت مرتبط‌تر است. این نشان می‌دهد که از آن جایی

که سرمایه‌گذاران پرتفوی خود را بر اساس عملکرد بازار سهام تنظیم می‌کنند، جریان‌های سرمایه حاصل می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر نرخ ارز داشته باشد.

قلایینی (۱۳۹۳)، مطالعه جامعی را در مورد مقایسه کاربرد مدل‌های جریان‌گرا و سهام‌گرا در ایران انجام داد و نتیجه گرفت که در حالی که مدل جریان محور به دلیل ارتباط مستقیم آن با بخش تجارت در توضیح نوسانات کوتاه‌مدت در بازار سهام بیشتر مرتبط است، مدل سهام محور در افق بلندمدت اهمیت پیدا می‌کند. این تغییر به افزایش نفوذ سرمایه‌گذاری خارجی در بازار سهام ایران نسبت داده می‌شود، جایی که حرکت سرمایه مستقیماً بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد.

رضازاده و تبریزی (۱۳۹۷) به بررسی نقش احساسات بازار و رفتار سرمایه‌گذار در رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های نوسانات بالای بازار یا عدم اطمینان اقتصادی، مدل جریان‌محور کاربرد بیش‌تری دارد؛ زیرا سرمایه‌گذاران به سرعت به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند. با این حال، در دوره‌های باثبات‌تر، رویکرد سهام‌محور غالب بود و نقش انتظارات و تعادل مجدد پرتفوی را در تأثیرگذاری بر نرخ ارز برجسته می‌کرد.

پناهی و رضایی (۱۳۹۶)، از یک مدل سوئیچینگ مارکوف برای تحلیل چگونگی تأثیر رژیم‌های مختلف نوسان در نرخ ارز بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردند. آن‌ها دریافتند که در دوره‌های نوسان نرخ ارز بالا، تأثیر مثبت یک ارز کاهش ارزش بر بازده سهام تقویت شده است، که از فرضیه جریان محور در زمان‌های آشفته پشتیبانی می‌کند.

ابراهیمی و یونسی (۲۰۲۰)، از آزمون علیت غیرخطی دیکس و پانچنکو برای بررسی رابطه علی بین نرخ ارز و بازده سهام در ایران استفاده کردند. مطالعه آن‌ها یک علیت غیرخطی از نرخ ارز به بازده سهام را تأیید کرد، مطابق با فرضیه جریان محور، که در آن تأثیر تغییرات نرخ بر قیمت سهام در رژیم‌های با نوسان بالا قوی‌تر بود.

گلشن و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز روی عملکرد شرکت‌های فعال در حوزه انرژی پرداختند. از مدل $ARDL$ جهت آزمون فرضیات بهره گرفته شد. نتایج بیانگر رابطه مثبت بین نرخ ارز و شاخص عملکرد صنعت پتروشیمی و پالایشی شده است. رشنودی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تعاملات بین نرخ ارز و بازار سهام در ایران با استفاده از رویکرد سیستم معادلات همزمان پرداختند. نتایج حاصل از یافته‌های این پژوهش نشان داد که نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام در کشور ایران دارد و با افزایش نرخ ارز، شاخص قیمت سهام نیز افزایش خواهد یافت. همچنین شاخص قیمت سهام از لحاظ آماری تأثیر معناداری بر نرخ ارز در کشور ایران دارد. نتایج حاصل از تخمین مدل

نشان می‌دهد که اثر شاخص قیمت سهام بر نرخ ارز، منفی و معنادار است یعنی با افزایش شاخص قیمت سهام، نرخ ارز کاهش می‌یابد.

جواهری و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی رفتار تعاملی و اثر سرریزی بین بازارهای سه گانه ارز، بورس اوراق بهادار با استفاده از یک مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR)، با داده‌های روزانه ۱۳۹۰ - ۱۴۰۱ نشان می‌دهند که در دوره سال ۱۳۹۷ تا پاییز ۱۳۹۹ ابتدا علیت دوسویه بین نرخ ارز و بازده شاخص کل برقرار بوده است و بعد از آن جهت علیت از نرخ ارز به سمت بازده شاخص کل است. زمانیان فر و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی تأثیر گذر نرخ ارز بر عملکرد فروش، سودآوری و بازدهی شرکت‌ها با تأکید بر اثرات نامتقارن شوک‌های ارزی با روش GMM^۱ نشان دادند که درجه عبور شوک‌های منفی و مثبت نرخ ارز بر بازده سهام نامتقارن و ناقص است؛ اما درجه عبور شوک‌های منفی و مثبت نرخ ارز بر عملکرد فروش، بازده دارایی‌ها و نسبت سودآوری نامتقارن، ولی شدید است.

نوآوری تحقیق حاضر در آن است که در مرحله اول از بخش اعظمی از مدل‌های خانواده گارچ جهت تعیین نمودن رویکرد بهینه جهت استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز بهره گرفته شده است و محقق به صورت صلاح‌دید از این رویکردها بهره نبرده است. در مرحله دوم برخلاف سایر تحقیقات به نوع توزیع آماری نوسانات در حالت‌های (توزیع نرمال، توزیع t ، توزیع t چوله و توزیع GED)، توجه نموده است که می‌تواند به شدت بر کاهش خطای نوع اول و دوم در بررسی ارتباطات مابین متغیرها موثر باشد. در مرحله سوم در دو رژیم نوسانات بالا و پایین اقدام به بررسی استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز پرداخته شده است؛ برخلاف سایر تحقیقات که اقدام به تفکیک نوسانات بازدهی سهام در رژیم‌های مختلف شده است؛ در این تحقیق اقدام به تفکیک نوسانات بازدهی نرخ ارز و تأثیر آن بر بازدهی سهام پرداخته شده است. به عبارتی برخلاف رویکردهای پیشین که صرفاً از یک رویکرد مدلساز یا یک رویکرد برآوردگر به صورت جداگانه بهره گرفته شده است، در این تحقیق از رویکردهای مختلف خانواده گارچ و هیبرید نمودن آن با رویکردهای تعمیم یافته مدل‌های خودرگرسیون برداری بهره گرفته شده است. در نهایت در تحقیق حاضر، هم به بررسی اثر شوک‌های آنی و هم اثر شوک‌های دائمی و ساختاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی پرداخته شده است.

۴- مدل - داده‌ها و روش برآورد

روش‌های مختلفی برای شناسایی الگوی رفتاری مابین نرخ ارز و بازدهی سهام و آن‌ها به کار گرفته شده‌اند. به عنوان مثال، می‌توان به روش‌های یادگیری ماشینی (آزودو^۱ و همکاران، ۲۰۲۲؛ چینکو^۲ و همکاران، ۲۰۱۹)؛ ماشین‌های بردار پشتیبان^۳ (کائو و تای^۴، ۲۰۰۳؛ هوانگ^۵ و همکاران، ۲۰۰۵؛ دونیس^۶ و همکاران، ۲۰۱۳؛ رن^۷ و همکاران، ۲۰۱۹)؛ روش‌های مبتنی بر درخت تصمیم^۸ (کاین^۹ و همکاران، ۲۰۱۳؛ باساکیت^{۱۰}، ۲۰۱۹)؛ الگوریتم تقویت گرایان^{۱۱} یا جنگل تصادفی توزیع شده^{۱۲} (هیتون^{۱۳} و همکاران، ۲۰۱۷؛ فیشر و کراوس^{۱۴}، ۲۰۱۸؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۱۹). استنتاج بیزی^{۱۵} (بودنار^{۱۶} و همکاران، ۲۰۱۷)، رمز نگارهای خودکار (گیو^{۱۷} و همکاران، ۲۰۲۰)، یادگیری تقویتی (مودی و سافل^{۱۸}، ۲۰۰۱؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ لی و همکاران، ۲۰۱۹). مدل‌های پارامتر متغیر زمان (کوبادا^{۱۹} و همکاران، ۲۰۲۲؛ لئو^{۲۰} و همکاران، ۲۰۲۲؛ جوهر و آیکه^{۲۱}، ۲۰۱۹؛ لی و همکاران، ۲۰۲۲)؛ مدل‌های کوانتوم مالی (آلامینوس^{۲۲} و همکاران، ۲۰۲۲؛ هیون^{۲۳}، ۲۰۱۹؛ باکیو^{۲۴}، ۲۰۱۸) اشاره نمود.

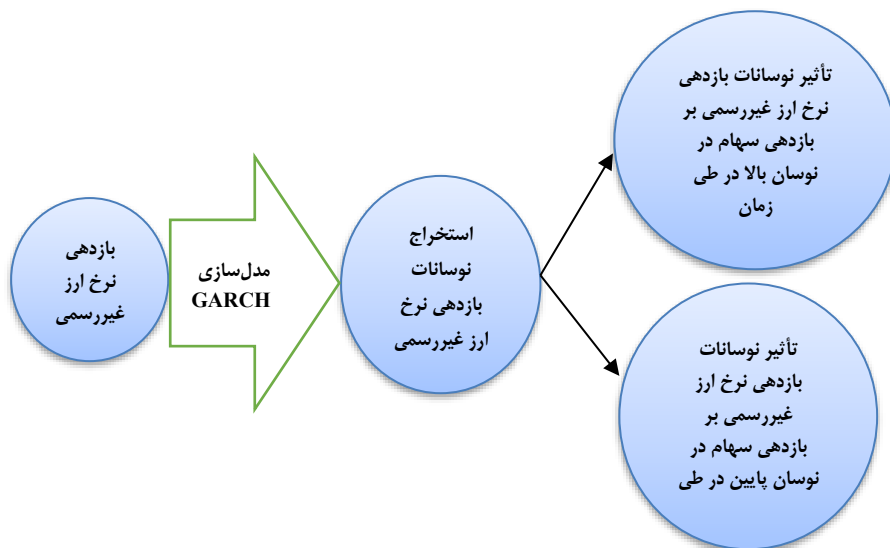
نتایج مطالعات متعدد نشان می‌دهد که فرض ثابت بودن پارامتر در طول زمان برای الگوهای اقتصاد کلان فرضی نادرست است؛ چرا که در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف در سطح اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشند و عدم توجه به این موضوع مهم می‌تواند به نتایج نادرست اقتصادی منجر گردد در شرایط شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی که ویژگی اصلی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی ایران است مدل‌های متداول توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را ندارند در این شرایط مدل‌های پارامتر متغیر طی زمان با تخمین ضرایب متغیر

1. Azevedo
2. Chinco
3. Support Vector Machines
4. Cao and Tay
5. Huang
6. Dunis
7. Ren
8. Tree-Based Methods.
9. Qin
10. Basak
11. Gradient Boosting Machine.
12. Distributed Random Forest

13. Heaton
14. Fischer and Krauss
15. Bayesian
16. Bodnar
17. Gu
18. Moody and Saffell
19. Cubadda
20. Liu
21. Juhro and Iyke
22. Alaminos
23. Haven
24. Baaquie

در طول زمان امکان مدل‌سازی واقعیت‌های فوق را فراهم می‌کند. جهت رفع این مشکل در تحقیق حاضر از روش TVP-VAR استفاده گردیده است.

بر این اساس در این مقاله به بررسی رفتار نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی (اطلاعات نرخ ارز غیررسمی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و از رویکرد گارچ جهت استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بهره گرفته شده است)، در رژیم‌های مختلف بر بازدهی سهام در طی زمان پرداخته شده است. در این تحقیق از دو متغیر بازدهی سهام و نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در افق زمانی ۱-۱۳۹۰ تا ۶-۱۴۰۲ با تواتر ماهیانه استفاده شده است. برای محاسبه بازدهی سهام و نرخ ارز غیررسمی از تغییرات نسبی (تغییرات لگاریتمی)، این متغیرها بهره گرفته شده است. با توجه به اهداف و سوالات تحقیق فرآیند انجام تحقیق به شرح شکل (۲) است:



شکل ۲. مدل مفهومی تحقیق

منبع: تعدیل شده از نتایج تحقیقات ژو و همکاران (۲۰۲۲).

جهت برآورد روابط مابین متغیرها از دو رویکرد زیر بهره گرفته شده است:

الف. واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تغییر رژیم

برای استخراج نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی ابتدا باید با استفاده از رویکرد باکس-جنکینز جزء میانگین سری مدل‌سازی گردد. در صورت وجود اثر آرج با استفاده از مدل گارچ اقدام به استخراج بازدهی نااطمینانی نرخ ارز غیررسمی می‌گردد. مطابق با همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۶)، MS-EGARCH را می‌توان با استفاده از تکنیک‌های حداکثر درست‌نمایی تخمین زد. همانگونه که در پیشینه پژوهش ذکر شد، کای (۱۹۹۴)، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) و نویسندگان دیگر استدلال کردند که مدل‌های گارچ سوئیچینگ رژیمی، به دلیل وابستگی واریانس شرطی به کل تاریخ گذشته داده‌ها در مدل گارچ، اساساً نامنعطف و ناممکن هستند. برای حل مشکل مذکور در این مطالعه از رویکرد کلاسن استفاده می‌شود. کلاسن (۲۰۰۲)، رویکرد گری را با اتخاذ امید ریاضی با توجه به مجموعه اطلاعات وسیع‌تری نسبت به گری (۱۹۹۶) اصلاح کرد. در این تحقیق از رویکرد کلاسن جهت مدل‌سازی استخراج نااطمینانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی بهره گرفته شده است.

ب. خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر زمان

در فرآیندهای غیرخطی توزیع ضرایب در طی زمان با توجه به واریانس و میانگین ضرایب، تغییر نموده و ضرایب برآوردی برخلاف مدل‌های خطی از تابع توزیع متقارن و یکسانی برخوردار نیستند. در رویکرد خطی میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی یکسان هستند. در فرآیندهای غیرخطی میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی یکسان نیستند؛ در نتیجه در این حالت امکان وقوع فروض رگرسیونی وجود نداشته و مدل‌های خطی در برآورد مدل از کارایی لازم برخوردار نخواهند بود. کارایی مدل‌های اشاره شده به نوع بازار مورد بررسی، بازه زمانی مورد بررسی، کشور مورد بررسی و متغیرهای ورودی و متغیر وابسته تعریف شده دارد (کوپ و همکاران، ۲۰۲۰)؛ اما آنچه مسلم است عموماً رویکرد مدل‌های غیرخطی از دقت بالاتری نسبت به مدل‌های خطی برخوردار است و ضرایب برآوردی در طی زمان ثابت نیستند و به مدل‌های با انعطاف‌پذیری بالا در برآورد ضرایب نیاز می‌باشد (کوپ و همکاران، ۲۰۲۰؛ کوبادا و همکاران، ۲۰۲۲؛ لئو و همکاران، ۲۰۲۲؛ جوهر و آیکه، ۲۰۱۹؛ لی و همکاران، ۲۰۲۲).

۵- برآورد مدل

قبل از برآورد مدل لازم است نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی استخراج شود. ابتدا مانایی سری زمانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی بررسی شده و در ادامه، بر اساس رویکردهای باکس جنکینز اقدام به تعیین مدل بهینه بازدهی میانگین نرخ ارز غیررسمی شده است. پس از استخراج معادله میانگین، اثر آرج مدل آزمون شده است. با توجه به اینکه داده‌های تحقیق دارای تواتر ماهانه است، از آزمون هگی جهت بررسی مانایی داده‌های تحقیق بهره گرفته شده است. بر اساس نتایج این آزمون متغیر بازدهی نرخ ارز غیررسمی در سطح ۵ درصد نامانا بود. در نتیجه جهت محاسبه میانگین سری زمانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی از رویکرد ARIMA بهره گرفته شده است. بر اساس شاخص آماره اطلاعاتی آکاییک، وقفه بهینه مدل آریمای سری زمانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی (1,1,1) ARIMA تعیین گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیانگر مانا بودن سری زمانی باقیمانده‌های مدل ARIMA(1,1,1) بود. پس از انتخاب مدل بهینه اقدام به بررسی اثر آرج در متغیر بازدهی نرخ ارز غیررسمی گردید.

با توجه به نتایج جدول (۱)، مشاهده می‌شود که اثر آرج در داده‌های سری زمانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی مشاهده می‌شود در نتیجه لازم است از مدل‌های خانواده گارچ جهت استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بهره گرفته شود. جهت تعیین رویکرد بهینه مدل‌های گارچ در استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی از مقایسه میزان میانگین مجذورات خطا بهره گرفته شده است.

جدول ۱. بررسی اثر آرج در سری زمانی بازدهی نرخ ارز غیررسمی

سطح احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره	آماره
۰/۰۰۰۰	F(۱۴۱،۱)	۴۵/۸۷	F-statistic
۰/۰۰۰۰	۱	۶۱/۳۳	Obs*R-squared

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به جدول (۲)، رویکرد مدل‌های MS-EGARCH با توزیع t چوله در استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی از دقت بالاتری برخوردار است. با توجه به اینکه دو رویکرد

پیش‌بینی در علم اقتصادسنجی برای پیش‌بینی وجود دارد. رویکرد اول پیش‌بینی درون نمونه‌ای است که برای مقایسه و انتخاب یک مدل از میان مدل‌های متعدد کاربرد دارد و رویکرد دوم پیش‌بینی برون نمونه‌ای که پس از تعیین مدل مطلوب و جهت سیاست‌گذاری کاربرد دارد. در این تحقیق چون هدف رویکرد اول و انتخاب مدل مطلوب و کارا جهت استخراج ناطمینانی نرخ ارز غیررسمی است. برای مقایسه دقت مدل‌ها از شاخص‌های میانگین خطای مطلق و ریشه میانگین مربعات خطا استفاده شده است.

جدول ۲. مقایسه دقت مدل‌های خانواده گارچ در استخراج نوسات بازدهی نرخ ارز غیررسمی

مدل	نوع توزیع	RMSE ²	MAE ¹
GARCH ³	توزیع نرمال (گوسین)	۰/۸۱۲	۰/۹۹۸
	توزیع t	۰/۶۸۹	۰/۷۰۲
	توزیع t چوله	۰/۷۰۹	۰/۷۳۳
	توزیع GED	۰/۷۹۰	۰/۸۴۴
IGARCH ⁴	توزیع نرمال	۰/۸۶۲	۱/۰۵۲
	توزیع t	۰/۷۳۱	۰/۷۴۳
	توزیع t چوله	۰/۷۵۴	۰/۷۶۹
	توزیع GED	۰/۸۳۷	۰/۸۹۲
TGARCH ⁵	توزیع نرمال	۰/۶۹۸	۰/۸۵۶
	توزیع t	۰/۵۹۳	۰/۶۰۷
	توزیع t چوله	۰/۶۱۱	۰/۶۳۲
	توزیع GED	۰/۶۷۹	۰/۷۲۶
GARCH-M ⁶	توزیع نرمال	۰/۷۸۹	۰/۹۶۹
	توزیع t	۰/۶۶۹	۰/۶۸۴
	توزیع t چوله	۰/۶۸۲	۰/۷۰۱
	توزیع GED	۰/۷۶۸	۰/۸۲۰

1. Mean Absolute Error

2. Root Mean Squared Error

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

4. Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

5. Threshold

Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

6. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean

EGARCH ¹	توزیع نرمال	۰/۶۷۷	۰/۸۳۹
	توزیع t	۰/۵۷۱	۰/۵۷۸
	توزیع t چوله	۰/۵۸۶	۰/۶۱۳
	توزیع GED	۰/۶۵۹	۰/۷۰۵
PGARCH ²	توزیع نرمال	۰/۷۱۷	۰/۸۶۶
	توزیع t	۰/۶۰۷	۰/۶۱۹
	توزیع t چوله	۰/۶۱۴	۰/۶۴۴
	توزیع GED	۰/۶۹۷	۰/۷۴۶
APGARCH ³	توزیع نرمال	۰/۶۱۹	۰/۷۶۱
	توزیع t	۰/۵۳۷	۰/۵۳۵
	توزیع t چوله	۰/۵۳۹	۰/۵۵۹
	توزیع GED	۰/۶۰۲	۰/۶۴۱
PMGARCH ⁴	توزیع نرمال	۰/۵۳۶	۰/۶۵۹
	توزیع t	۰/۴۵۴	۰/۴۶۸
	توزیع t چوله	۰/۴۶۹	۰/۴۸۲
	توزیع GED	۰/۵۲۰	۰/۵۵۴
FIGARCH ⁵	توزیع نرمال	۰/۴۹۵	۰/۶۱۷
	توزیع t	۰/۴۲۴	۰/۴۲۹
	توزیع t چوله	۰/۴۳۳	۰/۴۴۷
	توزیع GED	۰/۴۸۵	۰/۵۱۴
TV-FIGARCH ⁶	توزیع نرمال	۰/۳۹۸	۰/۴۸۹
	توزیع t	۰/۳۳۸	۰/۳۴۴
	توزیع t چوله	۰/۳۴۷	۰/۳۵۹
	توزیع GED	۰/۳۸۷	۰/۴۱۴
	توزیع نرمال	۰/۴۳۸	۰/۵۳۹

¹. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

². Power Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

³. Asymmetric Power Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

⁴. Product Memory Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic

⁵. Fractionally Integrated Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

⁶. Time-Varying Fractionally Integrated Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

HYGARCH ¹	توزیع t	۰/۳۷۲	۰/۳۷۹
	توزیع t چوله	۰/۳۸۳	۰/۳۹۶
	توزیع GED	۰/۴۲۷	۰/۴۵۶
GJR-GARCH ²	توزیع نرمال	۰/۷۴۷	۰/۹۱۸
	توزیع t	۰/۶۳۴	۰/۶۴۶
	توزیع t چوله	۰/۶۵۲	۰/۶۷۴
Ms-GARCH ³	توزیع GED	۰/۷۲۷	۰/۷۷۶
	توزیع نرمال	۰/۰۸۹	۰/۱۱۰
	توزیع t	۰/۰۷۶	۰/۰۷۷
MS-EGARCH ⁴	توزیع t چوله	۰/۰۷۸	۰/۰۸۱
	توزیع GED	۰/۰۸۷	۰/۰۹۳
	توزیع نرمال	۰/۰۷۳	۰/۰۹۰
SV ⁵	توزیع t	۰/۰۶۲	۰/۰۶۳
	توزیع t چوله	۰/۰۶۱	۰/۰۶۲
	توزیع GED	۰/۰۷۱	۰/۰۷۶
SV ⁵	توزیع نرمال	۰/۱۲۲	۰/۱۵۰
	توزیع t	۰/۱۰۳	۰/۱۰۵
	توزیع t چوله	۰/۱۰۶	۰/۱۱۰
	توزیع GED	۰/۱۱۹	۰/۱۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی جدول (۳) نشان می‌دهد فرضیه برابری ضرایب نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در دو رژیم رد شده است و برابری ضرایب در سه رژیم رد نگردیده و برآورد مدل تلاطمی مارکوفی پنهان دو رژیمی نامتقارن نسبت به سه رژیمه از دقت بالاتری برخوردار است. در مدل‌های مارکوفی، منظور از تغییر رژیم، تغییر رفتار سری زمانی است و منظور

¹. Hyperbolic Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
². GJosten–Jagannathan–Runkle Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

³. Markov-Switching Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
⁴. Markov-Switching Exponential Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
⁵. Stochastic Volatility

از تغییر رفتار سری زمانی تغییر ضرایب اثرگذاری است؛ در نتیجه آزمون حداکثر راست‌نمایی آزمون برابری ضرایب برآوردی در رژیم‌های مختلف است.

جدول ۳. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی برای آزمون غیرخطی بودن داده‌ها

دوررژیمه	LR-test $\chi^2(2) = 37/12$	۰.۰۰۰۰
سه رژیمه	LR-test $\chi^2(3) = 3/12$	۰/۱۸۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول (۴)، نشان می‌دهد که رژیم غالب در نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در ایران، رژیم بازدهی نرخ ارز غیررسمی با نوسان بالا است. با توجه به بالا بودن میزان احتمال‌های وقوع هر رژیم می‌توان نتیجه گرفت بازار بازدهی نرخ ارز غیررسمی کشور از پویایی‌های لازم برای رسیدن به تعادل برخوردار نیست. چراکه اگر وارد هر رژیم شود به علت بالا بودن احتمال وقوع در هر رژیم به سختی امکان بروز رژیم دیگری وجود دارد.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل MS-EGARCH (1,1) نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی

معادله میانگین $EX_t = \mu_{it} + \eta_i EX_{t-1} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$		
معادله واریانس $ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \beta_i ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i EX_{t-1}$		
عرض از مبدأ مدل میانگین در رژیم صفر	μ_0	۱/۰۴۹۸ ۲/۰۱۸**
عرض از مبدأ مدل میانگین در رژیم یک	μ_1	۵/۱۳۷ ۷/۳۸***
تأثیر وقفه گذشته نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی در مدل میانگین رژیم صفر	η_0	۰/۰۵۳۷ ۱/۱۳
تأثیر وقفه گذشته نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی در مدل میانگین رژیم یک	η_1	۰/۱۶۵۱ ۹/۴۷***
عرض از مبدأ مدل واریانس در رژیم صفر	ω_0	۷/۴۱۳ ۱۶/۲۱***
عرض از مبدأ مدل واریانس در رژیم یک	ω_1	۹/۰۳۵

		۱۶/۹۸***
رفتار نامتقارن نوسان بازدهی نرخ ارز در رژیم صفر	φ_0	۰/۰۲۷۶ ۱/۰۱۹
رفتار نامتقارن نوسان بازدهی نرخ ارز در رژیم یک	φ_1	۰/۴۷۸ ۱۰/۹۸***
واریانس شرطی جزء اخلاص در رژیم صفر در حالت خطی	β_0	۰/۹۹۸ ۱/۸۱*
واریانس شرطی جزء اخلاص در رژیم یک در حالت خطی	β_1	۱/۲۵۷ ۴/۷۹۸***
تأثیر وقفه گذشته نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی در مدل واریانس رژیم صفر	λ_0	۰/۱۴۵۲ ۱/۱۰۳
تأثیر وقفه گذشته نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی در مدل واریانس رژیم یک	λ_1	۰/۰۹۲۴ ۳/۲۹***
واریانس شرطی جزء اخلاص در رژیم صفر در حالت غیرخطی	δ_0	۲/۹۷۸ ۴/۱۲***
واریانس شرطی جزء اخلاص در رژیم یک در حالت غیرخطی	δ_1	۲/۹۷۹ ۹/۵۲۵***
احتمالات هموار شده در رژیم صفر	p_{00}	۰/۵۷۹۸
احتمالات هموار شده در رژیم یک	p_{11}	۰/۹۲۸۵
مدل حداکثر راستنمایی	Log-likelihood	۲۳۸/۲۶۲
شاخص خودهمبستگی	Q(12)	۲۹/۱۱***
شاخص واریانس ناهمسانی	Q ² (12)	۲۰/۷۸**

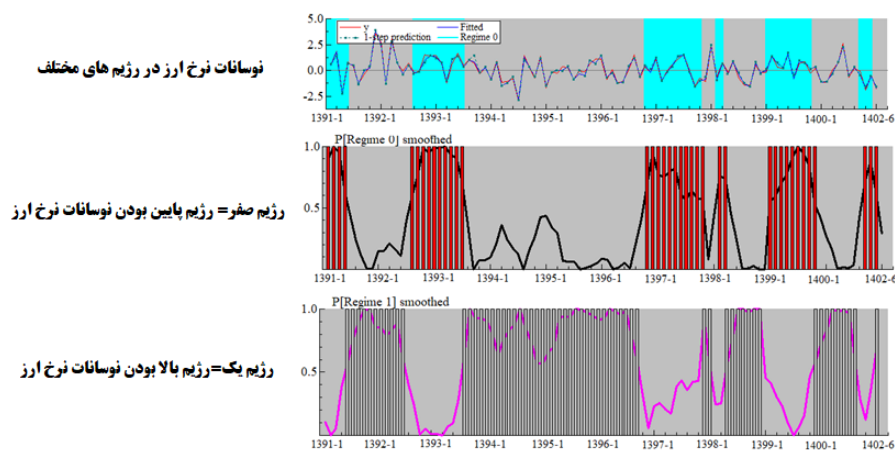
منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: ***: در سطح ۱ درصد معنی‌دار است؛ **: در سطح ۵ درصد معنی‌دار است؛ *: در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است.

نتایج فوق نشان دهنده اثرات نامتقارن رفتار نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در دو رژیم رکود و رونق می‌باشد. نتایج تست تشخیصی باکس-پیرس (B-P) با رتبه ۱۲ برای جملات خطای استاندارد شده و مجذور خطاها (با رتبه ۱۲)، در جدول شماره (۴) ارائه شده است. این نتایج نشان

می‌دهد که مدل چرخشی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس تغییرات بازدهی نرخ ارز غیررسمی ارائه می‌کند.

شکل (۳)، احتمالات احتمال هموار شده وقوع کل رژیم و فیلتر شده^۱ برای مدل MS-EGARCH (1,1) با دو رژیم بازدهی نرخ ارز غیررسمی با شمول وقفه اول متغیر بازدهی نرخ ارز غیررسمی را نمایش می‌دهد. هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیش‌تر است. نتایج نشان داد که در ۶۴٪ موارد نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم بالا قرار دارد.



شکل ۳. احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MS-EGARCH(1,1)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۱- اثر بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر پویایی‌های بازدهی سهام

اکنون جهت بررسی پویایی‌های بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در طی زمان در سطوح مختلف نااطمینانی، لازم است سری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی را به دو سطح بالا و پایین

۱. برای تخمین این مدل از روش حداکثر درست‌نمایی (ML)، استفاده می‌شود که علاوه بر ضرایب مدل می‌توان با استفاده از احتمال‌های محاسبه شده (احتمال‌های هموار شده و فیلتر شده Smoothed and Filtered

Probabilities)، تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین نمود. احتمال فیلتر شده با استفاده از مشاهدات t تا مشاهده (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموار شده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهدات تا T)، محاسبه می‌شوند.

تفکیک کنیم و به صورت جداگانه، تأثیر نوسانات در سطوح بالا و پایین را بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار دهیم. در نتیجه، مدل TVP-VAR در دو حالت برآورد شده است. پس از استخراج نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم پایین و بالا، اقدام به بررسی اثر این نوسانات در طی زمان بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران شده است؛ مدل TVP-VAR در حالت فضا-حالت برآورد می‌شوند. مدل‌های فضا-حالت، شامل دو معادله است: یکی معادله حالت^۱ یا معادله انتقال^۲، و دیگری معادله اندازه‌گیری^۳. معادله اندازه‌گیری، معادله‌ای است که ارتباط بین متغیرهای مشاهده شده (داده‌ها) و متغیرهای مشاهده نشده را توصیف می‌کند و معادله حالت، پویایی متغیرهای حالت را نشان می‌دهد. برای تعیین وقفه بهینه در مدل TVP-VAR از شاخص‌های اطلاعاتی آکاییک، حنان کوبین و شوارتز بهره گرفته شد. وقفه بهینه ۱ تعیین گردید.

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه در مدل TVP-VAR

وقفه بهینه	آکاییک	حنان کوبین	شوارتز
۱	۱/۵۸۴*	۱/۹۸۶*	۱/۰۵۴*
۲	۲/۰۰۹	۲/۰۹۷	۳/۸۵۴
۳	۲/۲۸۳	۲/۶۶۵	۳/۹۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۲- علیت گرنجری مابین نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی و بازدهی سهام

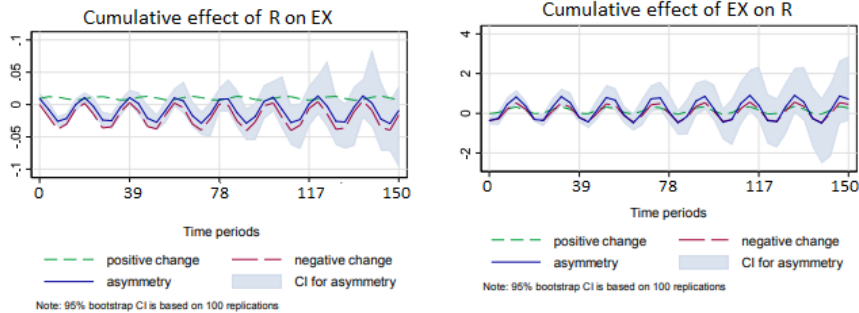
قبل از برآورد مدل لازم است به بررسی علیت گرنجر مابین نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی و بازدهی سهام پرداخته شده است. با توجه به اینکه از مدل‌های غیرخطی جهت بررسی ارتباط مابین متغیرهای تحقیق بهره گرفته شده است. از آزمون علیت غیرخطی گرنجر با رویکرد ناپارامتریک دیکس و پانچنکو جهت بررسی علیت بهره گرفته شده است. در انجام آزمون DP، برای هر دو متغیر سری زمانی X و Y ، طول وقفه متغیر X برابر با طول وقفه متغیر Y ، تعیین می‌شود، یعنی $Lx=Ly$ و آزمون برای وقفه ۱ تا ۵ انجام شده است. طول پهنای باند (e) ، به صورت 1.5σ تنظیم

1. State Equation

2. Transition Equation

3. Measurement Equation

می‌شود. برای اطمینان از نتایج تحقیق در 1σ و 2σ مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه نتایج تغییر ننمود، معتبرترین نتیجه در 1.5σ ارائه شد.



شکل ۴. تعدیل و علیت پویای چندگانه مابین متغیرها

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۶. نتایج آزمون علیت غیرخطی گرنجر

وقفه $Lx=Ly$	احتمال	آماره t	آزمون	وقفه $Lx=Ly$	احتمال	آماره t	آزمون
۱	۰/۱۲۰۹	۱/۰۲۷	علیت از سمت بازدهی سهام به	۱	۰/۰۰۰۰	۵/۱۹۴	علیت از سمت بازدهی نرخ ارز
۲	۰/۱۴۹۷	۰/۹۰۹		۲	۰/۰۰۰۰	۴/۳۹۵	
۳	۰/۳۹۰۷	۰/۷۹۲	بازدهی نرخ ارز غیررسمی وجود	۳	۰/۰۴۰۳	۲/۱۱۴	غیررسمی به بازدهی سهام
۴	۰/۴۴۱۹	۰/۴۱۱		۴	۰/۰۴۹۷	۱/۹۷۲	
۵	۰/۳۱۱۱	۰/۵۸۹	دارد.	۵	۰/۰۹۹۸	۱/۲۱۷	وجود دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج آزمون علیت در جدول (۶)، نشان می‌دهد که علیت یک طرفه‌ای از بازدهی نرخ ارزی غیررسمی به سمت بازدهی سهام وجود دارد. بر اساس نتایج تحقیق مدل جریان گرا در بازار سهام ایران را نمی‌توان رد کرد که این نتیجه با یافته‌های حاصل از تحقیقات بر اساس نتایج تحقیق مدل جریان گرا در بازار سهام ایران را نمی‌توان رد کرد. منظور از رد نکردن مدل جریان گرا در تحقیق حاضر صرفاً به علیت یک طرفه مابین متغیرها اتکاء دارد؛ این نتیجه در راستای نتایج تحقیقات منتظیر حسین و همکاران، ۲۰۲۴؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲؛ ونگ، ۲۰۲۲؛ آنوشا و همکاران، ۲۰۲۲؛ چن و همکاران، ۲۰۲۲؛ نوسا، ۲۰۲۱؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ اولسون و همکاران،

۲۰۲۲؛ کاکیر، ۲۰۲۱؛ شیر و همکاران، ۲۰۱۶؛ حسین و بشیر، ۲۰۱۳؛ پان و همکاران، ۲۰۰۷؛ فیلاکتیس و راوازلو، ۲۰۰۵؛ رای و گارگ، ۲۰۲۱؛ اولکو و دمیرچی، ۲۰۱۲؛ وونگ، ۲۰۱۷ و جواهری و همکاران، ۱۴۰۳؛ زمانیان فر و همکاران، ۱۴۰۳؛ ناهیدی امیرخیز، ۱۴۰۱؛ تقوی و همکاران، ۱۴۰۱؛ آسیایی اقدم و همکاران، ۱۴۰۱؛ گلشن و همکاران، ۱۴۰۱؛ حیدری و همکاران، ۱۳۹۷؛ محرابیان و چگینی، ۱۳۹۲؛ موسوی و خدایاری، ۱۳۹۴، فتاحی و فتاحی، ۱۳۹۵، بهمنی اسکویی و ساها، ۱۳۹۵ می‌باشد.

وجود علیت غیرخطی از بازدهی نرخ ارز غیررسمی به بازده سهام نشان‌دهنده یک رابطه پیچیده است که نمی‌توان آن را به طور کامل توسط مدل‌های خطی دریافت کرد. این نشان می‌دهد که تأثیر تغییرات بازدهی نرخ ارز بر بازده سهام ممکن است به شرایط خاصی مانند سیاست‌های اقتصادی، تمایل سرمایه‌گذاران یا شوک‌های خارجی بستگی داشته باشد که در طول زمان تغییر می‌کنند.

فرضیه جریان محور که بیان می‌کند که تغییرات بازدهی نرخ ارز منجر به تغییر در تراز تجاری و درآمد شرکت می‌شود، از این علیت حمایت می‌کند. در ایران که اقتصاد تا حدی تحت تأثیر تجارت بین‌المللی و صادرات نفت است، بازدهی نرخ ارز غیررسمی ممکن است مستقیماً بر درآمدها و هزینه‌های شرکت‌ها تأثیر بگذارد و فرضیه جریان‌محور را تقویت کند.

از آنجا که روابط اقتصادی میان متغیرها ماهیت بلندمدت و تعادلی دارند، متغیرهای مورد استفاده در الگو به اجزای کوتاه‌مدت (موقت) و بلندمدت (دائمی) تجزیه شوند. در نتیجه با استفاده از رویکرد مدل TVP-VAR اقدام به استخراج شوک‌های موقت بخش پایا که ماهیت کوتاه‌مدت داشته و در بلندمدت از بین می‌روند و بلندمدت (بخش ناپایا) که اثرات ماندگار روی متغیرها دارد تجزیه می‌کند. این روش امکان شناسایی تکانه‌های ساختاری با استفاده از مبانی نظری را فراهم می‌آورد. در ادامه، نتایج هر دو شوک ارائه شده است.

۵-۳- آنالیز واکنش آنی (تغییرات موقت)؛ نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم‌های بالا و پایین بر بازدهی سهام

نتایج آنالیز واکنش آنی نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم‌های بالا و پایین بر بازدهی سهام در مدل TVP-VAR با استفاده از یک وقفه در جدول (۵)، ارائه شده است.

در مدل‌های TVP-VAR معناداری یا عدم معناداری تأثیر نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به بالاتر یا پایین‌تر قرار گرفتن شکل واکنش آنی نسبت به نقطه صفر تعریف می‌شود؛ اگر شکل واکنش آنی بالاتر از نقطه تعادلی صفر باشد اثر مثبت و معنادار، اگر شکل منطبق بر عدد صفر باشد، تأثیر بی‌معنی، اگر شکل پایین‌تر از نقطه صفر قرار داشته باشد، تأثیر منفی و معنادار است.

در شکل (۵)، بردار A، بیانگر طول دوره اثرگذاری می‌باشد و بردار B، کل بازه زمانی مورد بررسی را نشان می‌دهد که به سه بازه زمانی تقسیم می‌شود: کوتاه‌مدت b_1 ، ۳۰ درصد بازه زمانی مورد بررسی (سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، و ۱۳۹۳)، میان‌مدت b_2 ، ۴۰ درصد بازه زمانی مورد بررسی (سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶، ۱۳۹۷، ۱۳۹۸، و ۱۳۹۹) و بلندمدت b_3 ، ۳۰ درصد بازه زمانی مورد بررسی (سال‌های ۱۴۰۰، ۱۴۰۱، و ۱۴۰۲). بردار C، بیانگر واکنش متغیر بازدهی سهام به تغییرات متغیر نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم نوسانات کم در هر سه بازه زمانی مذکور است که نشان می‌دهد متغیر مذکور همواره بالای نقطه تعادل (صفر)، قرار دارد، در نتیجه می‌توان نتیجه گرفت که متغیر نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی، موجب افزایش بازدهی سهام شده است؛ اما باید به شدت آن‌ها توجه نمود. اندازه بردار c_1 ، c_2 و c_3 واکنش بازدهی سهام به نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در کوتاه‌مدت b_1 ، میان‌مدت b_2 و بلندمدت b_3 را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه $c_3 > c_2 > c_1$ در نتیجه بردار DE (ابتدای حرکت در دوره کوتاه‌مدت، b_1 و انتهای آن در دوره بلندمدت، b_3 است) روند صعودی دارد.^۱ به علاوه نوسانات بازدهی نرخ ارز در رژیم پایین در کوتاه‌مدت (بردار FG) تأثیر منفی و ضعیف، در میان‌مدت (بردار HI)، نوسانات بازدهی نرخ ارز

^۱ با توجه به اینکه نقطه ابتدایی سال‌های مورد بررسی در تحقیق

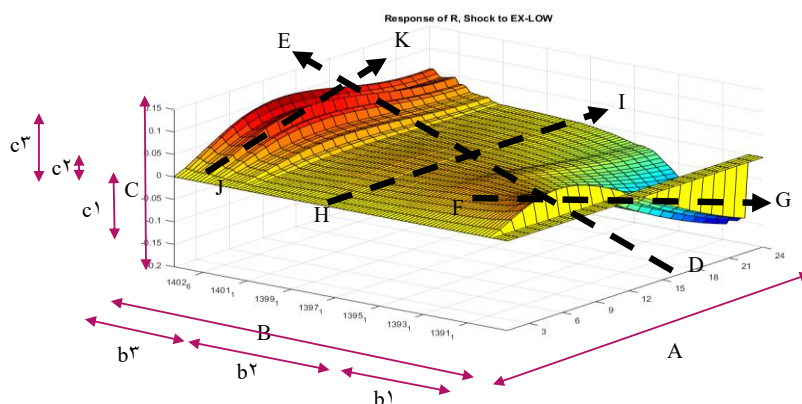
D و نقطه انتهایی آن بر سال‌های پایانی تحقیق در نقطه E منطبق است، بردار DE صعودی می‌باشد.

غیررسمی در رژیم پایین تأثیر مثبت و متوسط و در بلندمدت (بردار JK)، تأثیر مثبت و قوی بر بازدهی سهام دارد. متوسط میزان اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۷. میانگین اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در حالت نوسانات پایین بر بازدهی سهام

بلندمدت	میان مدت	کوتاه مدت	بازه زمانی
۰/۰۹۹۱	۰/۰۳۸۴	-۰/۱۳۴۱	میانگین اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در حالت نوسانات پایین بر بازدهی سهام
درصد	درصد	درصد	

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۵. تحلیل نموداری واکنش آنی نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم پایین در مدل‌های TVP-VAR
منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: طیف رنگ از آبی اثر ضعیف، رنگ زرد اثر متوسط و رنگ قرمز اثر قوی متغیر است.

با توجه به شکل (۶)، اولاً ضرایب اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در طی زمان متغیر است. این نتایج با نتایج تحقیقات جواهری و همکاران (۱۴۰۳) مطابقت دارد. دوماً ضرایب اثر نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در بازده‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت

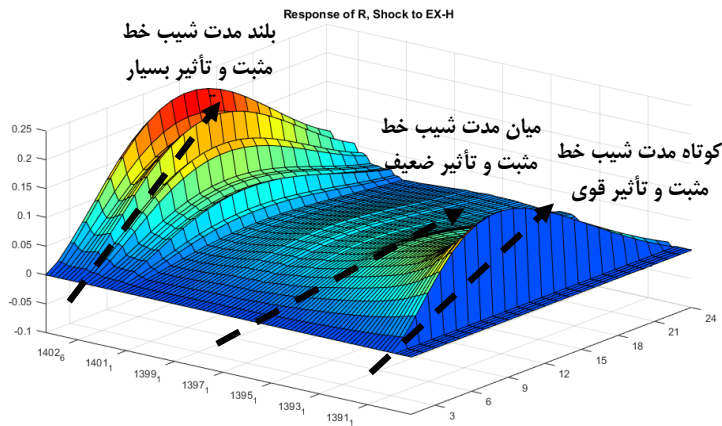
متفاوت است. این نتایج با مطالعه جواهری و همکاران (۱۴۰۳): تقوی و همکاران (۱۴۰۱): رشنوادی و همکاران (۱۳۹۹)، منطبق است.

نوسانات بازدهی نرخ ارز در رژیم بالا در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و قوی بر بازدهی سهام دارد. در میان‌مدت، تأثیر مثبت و ضعیفی و در بلندمدت تأثیر مثبت و قوی بر بازدهی سهام دارد. این نتایج یافته‌های ابراهیمی و یونسی (۲۰۲۰)، پناهی و رضایی (۱۳۹۶) را تأیید می‌کند. در حالی که یافته‌های رضازاده و تبریزی (۱۳۹۷)، نشان می‌دهد که در دوره‌های نوسانات بالای بازار یا عدم اطمینان اقتصادی، مدل جریان‌محور کاربرد بیش‌تری دارد و در دوره‌های باثبات‌تر، رویکرد سهام‌محور غالب بوده است. متوسط میزان اثرگذاری نوسانات بالای بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸. میانگین اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در حالت نوسانات بالا بر بازدهی سهام

بلندمدت	میان‌مدت	کوتاه‌مدت	بازه زمانی
۰/۱۹۰۷ درصد	۰/۰۴۶۳ درصد	۰/۰۸۱۷ درصد	میانگین اثرگذاری نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در حالت نوسانات بالا، بر بازدهی سهام

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۶. تحلیل نموداری واکنش آنی نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی در رژیم بالا در مدل‌های TVP-VAR
منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: طیف رنگ از آبی اثر ضعیف، رنگ زرد اثر متوسط و رنگ قرمز اثر قوی متغیر است.

در دوره‌های نوسانات بالای بازدهی نرخ ارز غیررسمی، عدم اطمینان افزایش می‌یابد و سرمایه‌گذاران اغلب نسبت به شرایط بازار واکنش شدیدتری نشان می‌دهند. این حساسیت افزایش یافته، می‌تواند باعث تشدید رابطه بین نوسانات بازدهی نرخ ارز و بازده سهام و در نتیجه نوسانات بیش‌تر در قیمت سهام شود. در مقابل، در رژیم‌های کم نوسان، سرمایه‌گذاران ممکن است ریسک کم‌تری را ادراک کنند که منجر به واکنش‌های پایدارتر و قابل پیش‌بینی‌تر بازار سهام به تغییرات نوسانات بازدهی نرخ ارز می‌شود. تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام ممکن است تحت این شرایط کم‌تر باشد. در بازه‌های زمانی مختلف، تغییرات کوتاه‌مدت نرخ ارز ممکن است به دلیل فعالیت‌های سفته‌بازی یا واکنش به رویدادهای خبری، اثرات فوری بر بازده سهام ایجاد کند. با این حال، در بلندمدت، این اثرات ممکن است با تطبیق بازار با سطوح جدید نرخ ارز تثبیت شود و عوامل بنیادی تأثیرگذارتر شوند.

اثر مثبت نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازده سهام را می‌توان با فرضیه جریان محور که توسط دورنبوش و فیشر (۱۹۸۰)، پیشنهاد شده است توضیح داد. این فرضیه نشان

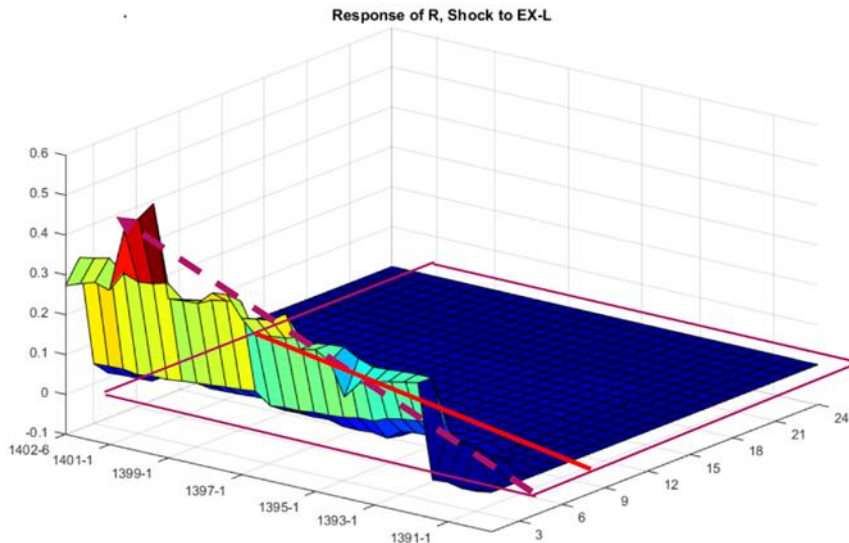
می‌دهد که تغییرات در نوسانات بازدهی نرخ ارز بر شرایط اقتصادی یک کشور تأثیر می‌گذارد و بر سود شرکت‌ها و در نتیجه بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. در این حالت، زمانی که ارزش پول ایران در بازار غیررسمی کاهش می‌یابد، شرکت‌های صادرات محور یا کسانی که منابع درآمدی خارجی دارند، سود می‌برند که منجر به بازده سهام بیش‌تر می‌شود.

دیدگاه نظری دیگر اثر برابری قدرت خرید است که در آن تغییرات نوسانات بازدهی نرخ ارز می‌تواند بر قیمت تمام شده کالاهای وارداتی تأثیر بگذارد. اگر شرکت‌های داخلی بتوانند جایگزین‌هایی برای این واردات تولید کنند، رقابت‌پذیری و سودآوری آن‌ها افزایش می‌یابد که در قیمت‌های بالاتر سهام منعکس می‌شود.

۵-۴- آنالیز واکنش ساختاری (تغییرات دائمی)، نوسانات نرخ ارز غیررسمی در رژیم‌های

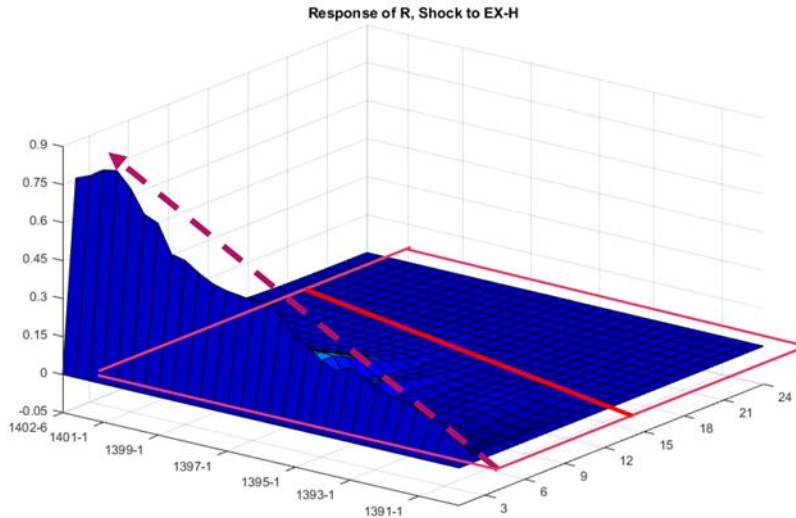
بالا و پایین بر بازدهی سهام

در شکل‌های زیر به اقدام به بررسی اثرات دائمی نوسانات نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام پرداخته شده است.



شکل ۷. تحلیل نموداری واکنش دائمی نوسانات نرخ ارز غیررسمی در رژیم پایین در مدل‌های TVP-VAR

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۸. تحلیل نموداری واکنش دائمی نوسانات نرخ ارز غیررسمی در رژیم بالا در مدل‌های TVP-VAR
منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس شکل‌های (۷) و (۸)، مشاهده می‌گردد که اثرات دائمی نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است (فلش‌های نقطه‌چین). همچنین بر اساس شکل‌ها مشاهده می‌گردد که اثرات ساختاری نوسانات بازدهی نرخ ارز بر بازدهی سهام همواره مثبت بوده است. طبق نتایج اثرات دائمی نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازدهی سهام در نوسانات بالا در حدود (۱۵ ماه معادل با ۱.۲۵ سال) و در نوسانات پایین در حدود (۹ ماه معادل با ۰.۷۵ سال) بر بازدهی سهام اثر ماندگار دارد. در بازه زمانی که شکل بر محور افقی یا همان عدد صفر منطبق شده است، میزان اثرات بلندمدت خنثی شده و مدل به تعادل بلندمدت خود رسیده است.

۶- جمع‌بندی و دلالت‌های سیاستی

پویایی نوسانات نوسانات بازدهی نرخ ارز به دلیل تأثیر عمیق آن‌ها بر عملکرد بازار سهام، موضوع کلیدی در اقتصاد مالی است. در ایران، دوره مورد مطالعه با رویدادهای اقتصادی و ژئوپلیتیکی

قابل توجهی همراه بوده است که منجر به تغییرات قابل توجهی در نرخ غیررسمی ارز شده است. درک رابطه بین نوسانات بازدهی نرخ ارز و بازده بازار سهام در این دوره برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بسیار مهم است. فرآیند رابطه بین این دو متغیر با ابهامات متعددی از جمله نوع علیت تبیین، خطی یا غیر خطی، ثبات یا تغییر ضرایب در طی زمان و تبیین نوع ارتباط مابین دو متغیر در بازه زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در سطح مختلف نااطمینانی اشاره دارد؛ بنابراین این مقاله از رویکرد هیبریدی ARIMA-TVPVAR بهره گرفته است.

جهت استخراج نوسان بازدهی نرخ ارز غیررسمی از مدل ARIMA-MSEGARCH در حالت توزیع T چوله بهره گرفته شده است. تأثیر این نوسانات در سطوح مختلف با استفاده از رویکرد TVP-VAR بر بازدهی سهام در طی زمان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج در هر دو رژیم نوسانات بالا و پایین نوسانات بازدهی نرخ ارز نمایانگر رابطه مثبت بین نوسانات بازدهی نرخ ارز و بازدهی سهام مثبت می‌باشد. به علاوه، نتایج نشان داد که شدت اثرگذاری در سطوح مختلف نااطمینانی و در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت است. بر اساس آزمون علیت غیرخطی دیکس و پانچنکو جهت علیت از نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی به سمت بازدهی سهام مورد تأیید قرار گرفت. در نتیجه نتایج از نظریه جریان‌گرا مابین نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی و بازدهی سهام در ایران حمایت می‌کند.

نتایج نشان‌دهنده ارتباط واضحی بین نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی و بازده سهام در ایران است. تحلیل نظری و تجربی نشان می‌دهد که اثر مثبت نوسانات آنی بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر بازده سهام در ایران، در رژیم‌های مختلف نوسان و بازه‌های زمانی مختلف، با فرضیه جریان‌محور مطابقت دارد. بر اساس نتایج شوک ساختاری و دائمی نوسانات بازدهی نرخ ارز بر بازدهی سهام همواره مثبت بوده است. با توجه به طول دوره اثرگذاری نوسانات بالا نرخ ارز غیررسمی (۱۵ ماه)، قوی‌تر از حالت نوسانات پایین (۹ ماه)، بر بازدهی سهام است. یافته‌های تجربی، با پشتیبانی از آزمون‌های علیت غیرخطی، نشان می‌دهد که نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی به عنوان یک شاخص پیشرو برای عملکرد بازار سهام در ایران عمل می‌کند. این موضوع این ایده را تقویت می‌کند که سرمایه‌گذاران در ایران از نزدیک حرکات ارز را رصد می‌کنند تا در مورد سرمایه‌گذاری‌های خود در بازار سهام تصمیم‌گیری کنند و به نوسانات کوتاه‌مدت و

روندهای بلندمدت پاسخ دهند. درک این پویایی می‌تواند به سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در ایران کمک کند تا واکنش‌های بازار به نوسانات ارزی را بهتر پیش‌بینی کنند. بر اساس نتایج تحقیق پیشنهادات زیر قابل ارائه است:

۱. تدوین سیاست پولی: با توجه به تأثیر قابل توجه نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی بر عملکرد بازار سهام، می‌تواند به بانک‌های مرکزی در طراحی سیاست‌های پولی مؤثرتر کمک کند. اتخاذ استراتژی‌هایی برای کاهش نوسانات بازدهی نرخ ارز غیررسمی برای مقامات پولی ضروری است. سیاست‌هایی که با هدف کاهش نوسانات ارزی انجام می‌شود، می‌تواند به فضای سرمایه‌گذاری قابل پیش‌بینی‌تری منجر شود و در نتیجه سرمایه‌گذاری بیش‌تر در بازار سرمایه را تشویق کند.

۲. راهبردهای مدیریت ریسک: برای سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی، نتایج بر اهمیت گنجانیدن ریسک نرخ ارز در استراتژی‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها تاکید می‌کند. با درک پویایی نوسانات بازدهی نرخ ارز، سرمایه‌گذاران می‌توانند استراتژی‌های پوشش ریسک جامع‌تری را برای کاهش تأثیر منفی بالقوه نوسانات ارز بر پرتفوی خود توسعه دهند.

۳. ثبات بازار: مقامات نظارتی می‌توانند از بینش‌های این مطالعه برای اجرای اقداماتی استفاده کنند که ثبات بازارهای مالی را افزایش می‌دهد. سیاست‌هایی با هدف کاهش نوسانات بیش از حد نرخ ارز می‌تواند به محافظت از بازار سهام در برابر نوسانات ناگهانی کمک کند و در نتیجه محیط اقتصادی باثبات‌تری را برای رشد و سرمایه‌گذاری ایجاد کند.

۴. سیاست‌های خاص بخش: یافته‌های این مطالعه می‌تواند سیاست‌های خاص بخشی را نیز راهنمایی کند؛ زیرا صنایع خاصی ممکن است نسبت به سایر صنایع نسبت به تغییرات نرخ ارز حساس‌تر باشند. سیاست‌گذاران می‌توانند حمایت هدفمندی را برای بخش‌هایی طراحی کنند که بیشترین تأثیر را از نوسانات ارزی دارند، در نتیجه اثرات نامطلوب را کاهش داده و انعطاف‌پذیری بخشی را ارتقاء می‌دهند.

به طور خلاصه این مطالعه پیشنهاد می‌کند که سیاست‌گذاران در هنگام طراحی سیاست‌های کلان اقتصادی، باید به هم پیوستگی بازار ارز و بازار سهام توجه داشته باشند. با فراهم کردن یک محیط نرخ ارز باثبات، می‌توان ریسک احتمالی را برای بازار سهام به حداقل

برسانند و در نتیجه رشد اقتصادی و ثبات مالی را تقویت کنند. علاوه بر این، این تحقیق بر اهمیت اجرای استراتژی‌های مدیریت ریسک برای سرمایه‌گذاران برای محافظت در برابر اثرات نامطلوب نوسانات نرخ ارز بر پرتفوی خود تأکید می‌کند.

منابع

- آسیابی اقدم، لیلا، رحیم زاده، اشکان، و رجائی، یداله. (۱۴۰۱). اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *اقتصاد مالی*، ۱۶ (۵۹)، ۱۰۵-۱۲۶
- تقوی، امیر، پهلوانی، مصیب، زمانیان، غلامرضا، و بشیری، سحر. (۱۴۰۱). بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی و نوسانات ارز با لحاظ ارزش افزوده اقتصادی بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رهیافت NARDL. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۹ (۲ و ۱۸)، ۳۷-۶۰
- جوهری، شیما شعبانی، احمد، و قائمی اصل، مهدی. (۱۴۰۳). بررسی سرریزی بازدهی در سه بازار ارز، رمز ارز و بورس تهران با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR). *پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالیه*، ۵ (۱)، ۳۱-۵۶
- رشنوادی، یعقوب، نوروزی، حسین، فیروزان سرنقی، توحید، و بیگی، شاهرخ. (۱۳۹۹). بررسی تعاملات بین نرخ ارز و بازار سهام در ایران: رویکرد سیستم معادلات همزمان. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱ (۳۹)، ۱۱۳-۱۴۸
- زمانیان فر، لیلا، دعائی، میثم، کهن دل، زهرا، و غفاری فرد، مرجان. (۱۴۰۳). تأثیر گذر نرخ ارز بر عملکرد فروش، سودآوری و بازدهی با تأکید بر اثرات نامتقارن شوک‌های ارزی. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، قابل دسترسی از https://www.iaaaas.com/article_196472.html
- گلشن، محمدحسین، مزینی، امیرحسین، و نجارزاده، رضا. (۱۴۰۱). تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر روی عملکرد شرکت‌های فعال حوزه‌ی انرژی در بورس اوراق بهادار تهران: مطالعه موردی صنایع پتروشیمی و پخش فرآورده‌های نفتی. *پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی*، ۳ (۱)، ۱۱-۴۳
- ناهیدی امیرخیز، محمد رضا. (۱۴۰۱). تأثیر نامتقارن نوسان نرخ ارز بر بازده سهام در بازار سرمایه ایران. *فصلنامه اقتصاد محاسباتی*، ۱ (۲)، ۸۷-۱۰۷

References

- Adebayo, T. S. (2021). Do CO2 Emissions, Energy Consumption and Globalization Promote Economic Growth? Empirical evidence from Japan. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(26), 34714-34729.
- Adeniyi, O., & Kumeka, T. (2020). Exchange Rate and Stock Prices in Nigeria: Firm-Level Evidence. *Journal of African Business*, 21(2), 235-263.
- Bashiri, S., Pahlavani, M., & Boostani, R. (2017). Stock Market Bubbles and Business Cycles: A DSGE Model for the Iranian Economy. *Iranian Economic Review*, 21(4), 969-1002.
- Branson, W. H., & Henderson, D. W. (1985). The Specification and Influence of Asset Markets. *Handbook of International Economics*, 2, 749-805.
- Cai, J. (1994). A Markov Model of Unconditional Variance in ARCH. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), 309-316.
- Çakır, M. (2020). The Impact of Exchange Rates on Stock Markets in Turkey: Evidence from Linear and Non-Linear ARDL Models. *Linear and Non-Linear Financial Econometrics-Theory and Practice*, Retrieved from <https://openaccess.izu.edu.tr/>
- Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Chen, L., Wen, F., Li, W., Yin, H., & Zhao, L. (2022). Extreme Risk Spillover of the Oil, Exchange Rate to Chinese Stock Market: Evidence from Implied Volatility Indexes. *Energy Economics*, 107, 105857.
- Chkili, W., & Nguyen, D. K. (2014). Exchange Rate Movements and Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence for BRICS Countries. *Research in International Business and Finance*, 31, 46-56.
- Dahir, A. M., Mahat, F., Ab Razak, N. H., & Bany-Arifin, A. N. (2018). Revisiting the Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices in BRICS Countries: A Wavelet Analysis. *Borsa Istanbul Review*, 18(2), 101-113.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.

Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.

Gray, P., & Irwin, T. (2003). Exchange Rate Risk: Reviewing The Record for Private Infrastructure Contracts. Retrieved from <https://www.sidalc.net/search/Record/dig-okr-1098611294/Description>

Gray, S. F. (1996). Modeling The Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process. *Journal of Financial Economics*, 42(1), 27-62.

Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1912559>

Hoshino, S., & Ida, D. (2021). Stock Prices and Monetary Policy in Japan: An Analysis of a Bayesian DSGE Model. *MPRA*, 107301, 1-44.

Huang, Q., Wang, X., & Zhang, S. (2021). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Stock Market and the Affecting Mechanisms: Evidence from BRICS Countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 56, 101340.

Hussain, M., & Bashir, U. (2013). Dynamic Linkages of Exchange Rate and Stock Return Volatility Evidence from Pakistan, India and China (PIC). *International Review of Management and Business Research*, 2(2), 345.

Karakaya, G., & Karoğlu, Y. (2020). The Dollarization Phenomenon: An Examination of Dollarization in Turkey after the 2008 Financial Crisis. *Journal of Strategic and Social Research*, 4(2), 353-364.

Keynes, J. M. (1923). *A Tract on Monetary Reform*. New York: Macmillan.

Gokmenoglu, K., Eren, B. M., & Hesami, S. (2021). Exchange Rates and Stock Markets in Emerging Economies: New Evidence Using the Quantile-On-Quantile Approach. *Quantitative Finance and Economics*, 5(1), 94-110.

Koulakiotis, A., Kiohos, A., & Babalos, V. (2015). Exploring the Interaction Between Stock Price Index and Exchange Rates: An Asymmetric Threshold Approach. *Applied Economics*, 47(13), 1273-1285.

Kumar, S. (2019). Asymmetric Impact of Oil Prices on Exchange Rate and Stock Prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, 41-51.

Kumar, S., Tiwari, A. K., Chauhan, Y., & Ji, Q. (2019). Dependence Structure Between the BRICS Foreign Exchange and Stock Markets Using the Dependence-Switching Copula Approach. *International Review of Financial Analysis*, 63, 273-284.

Magazzino, C., Mutascu, M., Mele, M., & Sarkodie, S. A. (2021). Energy Consumption and Economic Growth in Italy: A Wavelet Analysis. *Energy Reports*, 7, 1520-1528.

Mohamed, O. A. S., & Elmahgop, F. O. M. (2020). Is the Effect of the Exchange Rate on Stock Prices Symmetric or Asymmetric? Evidence from Sudan. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 10(2), 209-215.

Hussain, M., Bashir, U., & Rehman, R. U. (2024). Exchange Rate and Stock Prices Volatility Connectedness and Spillover During Pandemic Induced-Crises: Evidence from BRICS Countries. *Asia-Pacific Financial Markets*, 31(1), 183-203.

Nieh, C. C., & Lee, C. F. (2001). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates For G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.

Nwosa, P. I. (2021). Oil Price, Exchange Rate and Stock Market Performance during the COVID-19 Pandemic: Implications for TNCs and FDI Inflow in Nigeria. *Transnational Corporations Review*, 13(1), 125-137.

Anusha, P., Dhushanthan, B., & Vinayagathan, T. (2022). The Relationship Between Exchange Rate and Stock Market Performance: Empirical Evidence from Sri Lanka. *Business and Economic Research*, 12(2), 135-154.

Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503-520.

Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. *Journal of international Money and Finance*, 24(7), 1031-1053.

Poitras, M. (2004). The Impact of Macroeconomic Announcements on Stock Prices: In Search of State Dependence. *Southern Economic Journal*, 70(3), 549-565.

Rai, K., & Garg, B. (2022). Dynamic Correlations and Volatility Spillovers Between Stock Price and Exchange Rate in BRIICS Economies: Evidence from the COVID-19 Outbreak Period. *Applied Economics Letters*, 29(8), 738-745.

Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103.

Ross, S. A. (2013). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. In *Handbook of the Fundamentals of Financial Decision Making: Part I* (11-30). New Jersey: World Scientific.

Salisu, A. A., & Ndako, U. B. (2018). Modelling Stock Price–Exchange Rate Nexus in OECD Countries: A New Perspective. *Economic Modelling*, 74, 105-123.

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.

Sheikh, U. A., Asad, M., Ahmed, Z., & Mukhtar, U. (2020). Asymmetrical Relationship Between Oil Prices, Gold Prices, Exchange Rate, and Stock Prices During Global Financial Crisis 2008: Evidence from Pakistan. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1757802.

Syahri, A., & Robiyanto, R. (2020). The Correlation of Gold, Exchange Rate, and Stock Market on COVID-19 Pandemic Period. *Journal of the Day of the Month*, 24(3), 350-362.

Tiwari, A. K., Oros, C., & Albulescu, C. T. (2014). Revisiting the Inflation–Output Gap Relationship for France Using a Wavelet Transform Approach. *Economic Modelling*, 37, 464-475.

Tsai, I. C. (2012). The Relationship between Stock Price Index and Exchange Rate in Asian Markets: A Quantile Regression Approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 609-621.

Ülkü, N., & Demirci, E. (2012). Joint Dynamics of Foreign Exchange and Stock Markets in Emerging Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(1), 55-86.

Wong, H. T. (2022). The Impact of Real Exchange Rates on Real Stock Prices. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(54), 262-276.

----- (2017). Real Exchange Rate Returns and Real Stock Price Returns. *International Review of Economics & Finance*, 49, 340-352.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2018). On the Relation between Exchange Rates and Stock Prices: A Non-Linear ARDL Approach and Asymmetry Analysis. *Journal of Economics and Finance*, 42, 112-137.



Over Education and Gender Wage Gap: Evidence from Iran's Labor Market

GholamReza Keshavarz Haddad^{*,1} , Farshad Fatemi¹ ,
Razieh Papi Balageriveh¹

1. Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 30 July 2024 Revised: 16 Jan. 2025 Accepted: 25 Feb. 2025 Published: 21 June 2025</p> <p>Keywords: <i>Gender Wage Gap,</i> <i>Iran's Labor Market,</i> <i>Oaxaca–Blinder</i> <i>Decomposition,</i> <i>Over-Education,</i> <i>Wage Discrimination.</i></p> <p>JEL Classification: <i>J16, J21, J24, J31, J62,</i> <i>J71, I26.</i></p>	<p>Education is a key factor influencing wages in the labor market. While higher education typically enhances earnings, over-education—holding qualifications exceeding job requirements—can reduce income. This effect differs by gender and may contribute to the gender wage gap. Using data from Iran's 2017 and 2022 Household Income and Expenditure Surveys (1396 and 1401 in the Iranian calendar), this study examines how over-education affects the gender wage gap. The analysis employs the realized matches method to identify over-education and the Oaxaca–Blinder decomposition to assess wage disparities. Results reveal that being female negatively affects wages in both public and private sectors, with a more pronounced disadvantage in the private sector. Additionally, over time, the gender wage gap has grown more severe among over-educated workers compared to those with education matching their job requirements. In 2017, wage discrimination against women was less pronounced among over-educated individuals than among their matched-education counterparts; however, by 2022, the trend reversed, with over-educated women facing heightened wage discrimination.</p>

Keshavarz Haddad, G., Fatemi, F., & Papi Balageriveh, R. (2025). Overeducation and Gender Wage Gap: Evidence from Iran's Labor Market. *Journal of Economic Research*, 60(1), 927-959.





© Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2025.380149.1008926](https://doi.org/10.22059/jte.2025.380149.1008926)

مآزاد تحصیلات و اثر آن بر شکاف جنسیتی دستمزد

غلامرضا کشاورز حداد*^۱ ، فرشاد فاطمی^۱ ، راضیه پاپی بالاگروه^۱

۱. دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۰/۲۷</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۷</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱</p> <p>کلیدواژه‌ها:</p> <p>بازار کار ایران، تبعیض دستمزد، تجزیه آکاسکا و بلایندر، شکاف جنسیتی دستمزد، مآزاد تحصیلات.</p> <p>طبقه‌بندی JEL:</p> <p>J16, J21, J24, J31, J62, J71, I26.</p>	<p>تحصیلات یکی از مهم‌ترین عوامل موثر بر دستمزد در بازار کار است. افزایش تحصیلات بیش از نیاز شغلی می‌تواند به کاهش درآمد افراد منجر شود، اما این تأثیر برای زنان و مردان متفاوت است و می‌تواند شکاف جنسیتی دستمزد را تحت تأثیر قرار دهد. در این پژوهش، اثر مآزاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوار در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ بررسی می‌شود. برای این منظور، از روش تطبیق تحقق‌یافته جهت محاسبه مآزاد تحصیلات و مدل تجزیه آکاسکا و بلایندر برای ارزیابی شکاف دستمزدی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که زن بودن در هر دو بخش خصوصی و دولتی تأثیر منفی بر دستمزد دارد، اما این اثر در بخش خصوصی بسیار شدیدتر است. همچنین نتایج حاکی از آن است که با گذشت زمان، شکاف جنسیتی دستمزد در میان افراد دارای مآزاد تحصیلات بیشتر از افراد دارای تحصیلات متناسب شده است؛ به طوری که در سال ۱۳۹۶ تبعیض جنسیتی دستمزد علیه زنان در نمونه دارای مآزاد تحصیلات کمتر از نمونه دارای تحصیلات متناسب بوده است، اما در سال ۱۴۰۱ تبعیض جنسیتی دستمزد در میان افراد دارای مآزاد تحصیلات بیشتر از افراد دارای تحصیلات متناسب شده است.</p>

کشاورز حداد، غلامرضا، فاطمی، فرشاد، و پاپی بالاگروه، راضیه. (۱۴۰۴). مآزاد تحصیلات و اثر آن بر شکاف جنسیتی دستمزد.

تحقیقات اقتصادی، ۶۰(۱)، ۹۲۷-۹۵۹.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: [10.22059/jte.2025.380149.1008926](https://doi.org/10.22059/jte.2025.380149.1008926)

۱- مقدمه

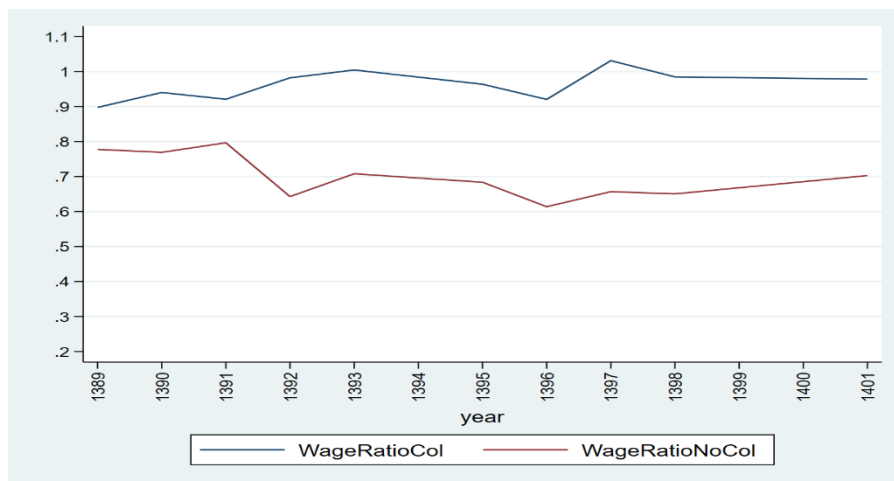
تحصیلات یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده دستمزد در بازار کار است. عدم تطابق بین سطح و نوع تحصیلات و شغل افراد منجر به کاهش رفاه و تطابق شغلی موجب افزایش رفاه، بهره‌وری، و رشد اقتصادی می‌شود (فلیسی و دیگران، ۲۰۱۴). مازاد تحصیلات، به معنای داشتن تحصیلاتی فراتر از نیازهای شغلی، به هدر رفتن سرمایه‌های انسانی منجر می‌شود زیرا تمامی مهارت‌های کسب‌شده توسط افراد مورد استفاده قرار نمی‌گیرد (بانک جهانی). با توجه به هزینه‌های گزافی که سالانه در جهان صرف آموزش می‌شود (بانک جهانی)، وجود مازاد تحصیلات به معنای هدررفت منابع است.

در ادبیات عدم تطابق تحصیلی-شغلی، معمولاً تأثیر مازاد تحصیلات بر عواملی مانند دستمزد و بهره‌وری مورد توجه بوده و نتایج نشان می‌دهد که مازاد تحصیلات اثری منفی بر دستمزد دارد؛ به این معنا که افراد دارای مازاد تحصیلات نسبت به افرادی با همان سطح تحصیلات اما در شغلی متناسب، دستمزد کم‌تری دریافت می‌کنند (هارتوگ، ۲۰۰۰؛ کدیر و دیگران، ۲۰۱۲). برخی از مطالعات، از جمله کشاورز حداد و جواهری (۱۳۹۳)، نشان داده‌اند که مازاد تحصیلات در میان مردان نسبت به زنان شایع‌تر است، در حالی که کسری تحصیلات در میان زنان با احتمال بیشتری وجود دارد. با توجه به اینکه مازاد تحصیلات در مردان شایع‌تر است و با نظر داشتن اینکه مازاد تحصیلات موجب کاهش دستمزد نسبت به تطابق تحصیلی-شغلی می‌شود، این احتمال وجود دارد که با وجود مازاد تحصیلات دستمزد مردان به دستمزد زنان نزدیک شود و شکاف جنسیتی دستمزد تحت تأثیر مازاد تحصیلات قرار گیرد.

با توجه به اینکه بخش مهمی از جمعیت و نیروی کار را زنان تشکیل می‌دهند، تبعیض علیه آن‌ها مانعی برای پیشرفت جامعه محسوب می‌شود و بررسی عوامل مؤثر بر وجود تبعیض دستمزدی بسیار دارای اهمیت است.

در شکل (۱) نسبت دستمزد زنان به مردان به تفکیک سطح تحصیلات از سال ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۱ نمایش داده شده است. بر اساس این نمودار، نسبت دستمزد زنان به مردان از سال ۱۳۹۶ روندی افزایشی پیدا کرده است که می‌تواند نشانه‌ای از بهبود وضعیت تبعیض علیه زنان باشد. در شکل (۲) تعداد دانشجویان دختر و پسر از سال ۱۳۶۷ تا ۱۴۰۱ نشان داده شده است. تا پیش از

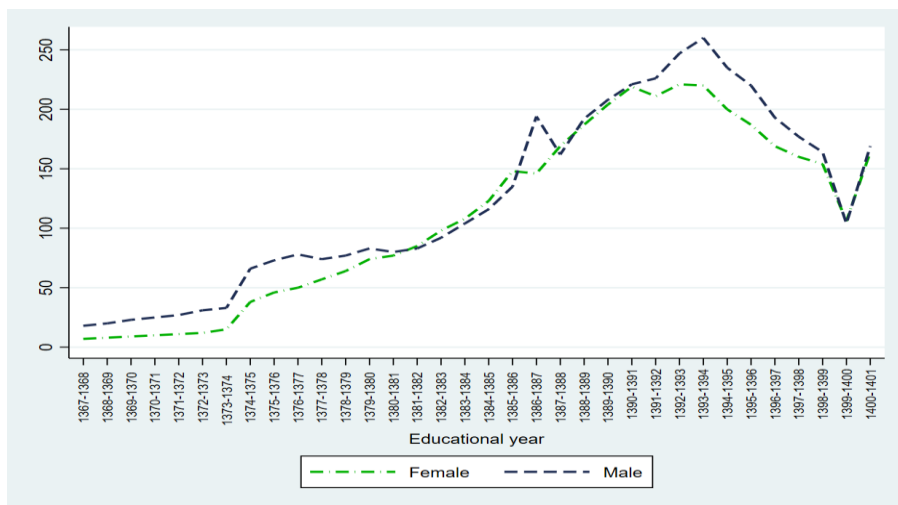
سال ۱۳۹۸ در اکثر سال‌ها تعداد دانشجویان پسر بیشتر از دانشجویان دختر بوده است، اما از سال ۱۳۹۸ به بعد تعداد این دو تقریباً برابر شده است. روند کلی نمودار نشان‌دهنده افزایش تعداد دانشجویان دختر و پسر در دوره مورد بررسی است که احتمالاً نشانه‌ای از وجود مازاد تحصیلات است؛ زیرا با افزایش تعداد افراد تحصیلکرده در شرایطی که شغل‌های متناسب ایجاد نشده باشد، زمینه برای پذیرش شغل‌هایی که نیازمند سطح تحصیلاتی کم‌تر از سطح تحصیلات افراد هستند، فراهم می‌شود.



شکل ۱. دستمزد نسبی زنان به مردان، به تفکیک سطح تحصیلات

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران.

یادداشت: با توجه به این نمودار، میانگین لگاریتم دستمزد ساعتی زنان و مردان در طی سال‌های مورد بررسی روندی صعودی داشته و میانگین لگاریتم دستمزد زنان در این سال‌ها اندکی بیشتر از میانگین لگاریتم دستمزد ساعتی مردان بوده است. این نمودار سرنخی ساده از بهبود تبعیض علیه زنان با افزایش تحصیلات آنان می‌باشد.



شکل ۲. تعداد دانشجویان مراکز آموزش عالی و دانشگاه آزاد به تفکیک جنسیت

منبع: داده‌های مرکز آمار ایران

یادداشت: تعداد دانشجویان در سال‌های مورد بررسی روندی صعودی داشته‌است. این دانشجویان در سال‌های پس از دانش‌آموختگی وارد بازار کار می‌شوند.

در این مطالعه، به بررسی تأثیر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران پرداخته‌ایم. به منظور ارزیابی این اثر، از داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ بهره برده‌ایم. برای محاسبه مازاد تحصیلات از روش تطبیق تحقق یافته و برای ارزیابی شکاف جنسیتی دستمزد، از روش تجزیه آکساکا و بلایندر استفاده کرده‌ایم. همچنین برای برآورد اثر مازاد تحصیلات و سایر عوامل بر دستمزد، از معادله دستمزد مینسر استفاده کرده‌ایم. برای رفع مشکل انتخاب نمونه احتمالی، از روش هکمن دو مرحله‌ای بهره برده‌ایم.

نتایج معادله دستمزد مینسر برای بخش خصوصی و دولتی نشان می‌دهد که زن بودن در هر دو بخش تأثیر منفی و معناداری بر دستمزد دارد. تحصیلات، وضعیت تأهل و تجربه نیز دارای اثر مثبت و معنادار بر دستمزد هستند، اما مازاد تحصیلات تأثیر معناداری بر دستمزد ندارد. نتایج مدل تجزیه آکساکا و بلایندر حاکی از منفی بودن اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی و تبعیض

جنسیتی دستمزد در بخش خصوصی و دولتی در سال ۱۳۹۶ است؛ چراکه شکاف جنسیتی دستمزد و همچنین تبعیض علیه زنان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات کم‌تر از افراد دارای تحصیلات متناسب است. اما با گذشت زمان و در سال ۱۴۰۱، تبعیض جنسیتی دستمزد در میان افراد دارای مازاد تحصیلات افزایش یافته است. تبعیض و شکاف جنسیتی دستمزد غالباً در بخش خصوصی بیشتر از بخش دولتی است. همچنین نتایج به‌دست‌آمده پس از به‌کارگیری روش همگن همچنان به قوت خود باقی هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت که افزایش تحصیلات، تا زمانی که منجر به یافتن شغلی متناسب نشود، نمی‌تواند بهبودی در دستمزد زنان نسبت به مردان ایجاد کند و شکاف جنسیتی دستمزد را کاهش دهد. استفاده از داده‌های قابل اعتماد و روشی دقیق برای بررسی اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد، در کنار جدید بودن موضوع مورد بررسی در ایران، از مهم‌ترین نقاط قوت این مقاله محسوب می‌شود.

ادامه مقاله به صورت زیر است: در بخش دوم، به مرور ادبیات موجود در زمینه مازاد تحصیلات و تبعیض می‌پردازیم. بخش سوم به معرفی داده‌ها و مدل اختصاص دارد و در بخش چهارم، نتایج مدل ارائه می‌شود. در بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

۲- مرور ادبیات

ادبیات در زمینه تأثیرگذاری مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد شامل مطالعات موجود در حوزه مازاد تحصیلات و شکاف جنسیتی دستمزد بطور جداگانه و ادبیاتی است که رابطه این دو را بررسی می‌کنند. در ادامه ابتدا ادبیات موجود در زمینه مازاد تحصیلات و شکاف جنسیتی دستمزد را مرور می‌کنیم و سپس به بررسی ارتباط این دو خواهیم پرداخت.

۲-۱- مازاد تحصیلات و روش‌های اندازه‌گیری آن

ادبیات گسترده‌ای در زمینه مازاد عدم تطابق تحصیلی- شغلی وجود دارد که منشا این ادبیات فریمن (۱۹۷۶) است. اما چارچوب تجربی رایج آن مربوط به دانکن و هافمن (۱۹۸۱) است.^۱ بطور

۱. لی و میلر (۲۰۱۲)

کلی عدم تطابق مهارتی به دو دسته عدم تطابق مهارت افقی و عدم تطابق مهارت عمودی تقسیم می‌شود. عدم تطابق مهارت افقی به ناسازگاری بین رشته تحصیلی و شغل فرد اشاره دارد^۱ در صورتی که عدم تطابق مهارت عمودی به وجود ناسازگاری بین تعداد سال‌های تحصیل فرد و شغل وی می‌پردازد^۲.

بطور کلی سه روش برای اندازه‌گیری عدم تطابق تحصیلی- شغلی وجود دارد که عبارتند از تحلیل شغلی، خود ارزیابی کارگران و تطبیق تحقق یافته (یا روش آماری).

۱. در روش تحلیل شغلی (JA)، سطح تحصیلات مورد نیاز برای یک شغل در طبقه بندی مشاغل توسط تحلیلگران شغلی تعیین می‌شود. دیکشنری موضوعات شغلی در آمریکا یک طبقه بندی مناسب ارائه می‌دهد^۳. این دیکشنری شامل شاخصی از ۱ تا ۷ برای نیازمندی‌های تحصیلی است که به سال‌های تحصیل (از ۰ تا ۱۸) هم‌ارز می‌شود^۴. در این روش افرادی دارای مآزاد تحصیلات شناخته می‌شوند که دارای تحصیلاتی بالاتر از آنچه در دیکشنری وجود دارد، باشند و افرادی که دارای تحصیلاتی کمتر از آن هستند دارای کسری تحصیلات شناخته می‌شوند.

۲. خودارزیابی کارگران (WA): در این روش تحصیلات مورد نیاز در هر شغل با توجه به پرسش‌هایی که بطور مستقیم یا غیر مستقیم از کارگران پرسیده می‌شود تعیین می‌شود. به عنوان مثال پرسیده می‌شود که چه مقدار تحصیلات برای گرفتن شغلی مثل شما نیاز است^۵؟

در این روش افرادی دارای مآزاد تحصیلات هستند که ادعا می‌کنند شغل فعلی آن‌ها به تحصیلات کمتری نسبت به تحصیلات آن‌ها نیاز دارد و کسانی دارای کسری تحصیلات هستند که ادعا کنند شغل فعلی آن‌ها به تحصیلات بیشتری نسبت به تحصیلات آن‌ها نیاز دارد. افرادی که در این دو دسته قرار نمی‌گیرند دارای تحصیلات متناسب هستند.

۳. تطبیق تحقق یافته (RM): در این روش که توسط وردوگو و وردوگو (۱۹۸۱) مورد استفاده

۱. هارتوگ (۲۰۰۰)

۲. کشاورز حداد و جواهری (۱۳۹۳)، پیراچا و وادیم (۲۰۱۲)

۳. هارتوگ (۲۰۰۰)

۴. لوون و اوستریک (۲۰۱۱)

۵. دانکن و هافمن (۱۹۸۱)

قرار گرفته است، میزان تحصیلات مورد نیاز برای یک فرد در یک شغل خاص، از میانگین تحصیلات افرادی که در آن شغل مشغول به کار هستند، حاصل می‌شود. با توجه به این روش افرادی دارای مازاد تحصیلات هستند که میزان تحصیلات آن‌ها به اندازه یک انحراف معیار بیشتر از میانگین سال‌های تحصیل شاغلین در آن شغل باشد و افرادی که تحصیلات آن‌ها بیش از یک انحراف معیار کمتر از میانگین سال‌های تحصیل شاغلین در آن شغل باشد، دارای کسری تحصیلات هستند.^۱

هرکدام از این سه روش معایب و مزایایی دارند، اما با توجه به عدم وجود دیکشنری عناوین شغلی و اطلاعات مربوط به خودارزیابی کارگران در ایران، امکان استفاده از این دو روش وجود ندارد. بنابراین با توجه به اطلاعات در دسترس، روش تطبیق تحقیق یافته برای تعیین مازاد تحصیلات و کسری تحصیلات مورد استفاده قرار می‌گیرد.

بر اساس ادبیات موجود، عوامل مختلفی بر عدم تطابق تحصیلی-شغلی و به طور خاص مازاد تحصیلات تاثیر گذارند. براساس روت و ون دن برینک (۲۰۰۰) نرخ مازاد تحصیلات در طول دوره ۲۰ ساله مورد بررسی تغییر معناداری نداشته است اما نرخ کسری تحصیلات در میان زنان کم‌تر از مردان است. از طرفی نرخ رشد نیروی کار دارای اثری مثبت بر بروز مازاد تحصیلات است. از دیگر عوامل بروز مازاد تحصیلات می‌توان به تجربه افراد اشاره کرد.^۲ دالتون و وینولز (۲۰۰۰) با بررسی مازاد تحصیلات در بین فارغ التحصیلان انگلیسی در سال ۱۹۸۰ مشاهده کردند که ۳۸ درصد فارغ التحصیلان انگلیسی برای اولین شغلشان دارای مازاد تحصیلات هستند و حتی شش سال پس از فارغ التحصیلی (یعنی در سال ۱۹۸۶)، ۳۰ درصد نمونه دارای مازاد تحصیلات بودند. دیم (۲۰۱۵) نیز با بررسی فارغ التحصیلان سوئیسی در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸ و ۲۰۱۰ نتایج مشابهی بدست آورده است به این صورت که ۱۷ درصد فارغ التحصیلان در شغل‌هایی استخدام می‌شوند که با تحصیلات آن‌ها تطابق ندارد.

نوع مدرک تحصیلی، نوع شغل و اندازه بنگاهی که افراد در آن مشغول به کار هستند نیز از دیگر عوامل بروز مازاد تحصیلات است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مازاد تحصیلات در میان

۱. هارتوگ، ۲۰۰۰ و لون و استریک، ۲۰۱۱

۲. سیشرمین (۱۹۹۱) و گروت (۱۹۹۳ و ۱۹۹۶)

کارگران دارای مدرک تحصیلی، بیشتر مشاهده می‌شود^۱. همچنین مطالعات نشان می‌دهد افرادی که در مشاغل حرفه‌ای مانند پزشکی و حقوق هستند یا در بنگاه‌های بزرگ استخدام شده‌اند، دارای تطابق شغلی - تحصیلی بیشتری هستند^۲.

ویژگی‌های فردی مانند زن بودن و داشتن فرزند و ویژگی‌های شغلی نیز بر احتمال داشتن مآزاد تحصیلات تاثیر گذار هستند. براساس ادبیات موجود، زنان با احتمال بیشتری دارای مآزاد تحصیلات هستند. از طرفی کارگران پاره‌وقت به احتمال بیشتری مآزاد تحصیلات دارند و زنان دارای فرزند کوچک به احتمال بیشتری مشاغل پاره وقت را می‌پذیرند^۳.

دسته سوم مطالعاتی هستند که به بررسی پیامدهای عدم تطابق تحصیلی-شغلی پرداخته‌اند. مطالعات انجام شده معمولاً شواهدی از تاثیر منفی مآزاد تحصیلات بر درآمد افراد یافته‌اند. بایر(۲۰۰۲) با بررسی مقدار و اثرات دستمزدی عدم تطابق تحصیلی در آلمان برای سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۹۸ یافته است که افراد دارای مآزاد تحصیلات، درآمد کم‌تری نسبت به افرادی به تحصیلات مشابه اما در شغل‌های متناسب دارند و افراد دارای کسری تحصیلات درآمد بیشتری نسبت به افراد دارای تحصیلات مشابه که دارای تحصیلات متناسب با شغلشان هستند دارند. هارتوگ (۲۰۰۰) نیز با بررسی مطالعات تجربی در دسترس برای مجموعه کوچکی از کشورها^۴ به نتایج مشابهی دست یافت.^۵ کارلثو و پاستور (۲۰۱۵) از بررسی ادبیات تئوری و تجربی موجود در مورد تفاوت‌های بین کشورها در مآزاد تحصیلات، مشاهده می‌کنند که مآزاد تحصیلات موجب یک مجازات (پنالتی) افراد از لحاظ درآمد و فرصت‌های شغلی و هدر دادن منابع می‌شود. آن‌ها همچنین یافتند که به سبب کمبود پیوند میان سیستم آموزشی و بازار کار، افراد نمی‌توانند توانایی‌های مرتبط با شغلشان را افزایش دهند.

عدم تطابق تحصیلی علاوه بر پیامدهای دستمزدی دارای اثری منفی بر رضایت شغلی است. دیم (۲۰۱۵) با بررسی فارغ‌التحصیلان سوئیسی نشان می‌دهد که افرادی که در موقعیت

۱. یونس و حمید (۲۰۱۶)

۲. باتو و دیگران (۲۰۰۰)

۳. کتانی و دیگران (۲۰۱۴)، گروت و ون‌دن‌برینک (۱۹۹۶ و ۲۰۰۰)

۴. شامل آمریکا، هلند، پرتغال، اسپانیا و انگلیس

۵. لاریسا ماریونی (۲۰۱۸) نیز نتایج مشابهی بدست آورده است.

عدم تطابق قرار دارند نسبت به افرادی که دارای تطابق تحصیلی-شغلی هستند، رضایت شغلی کم‌تری دارند.

۲-۲- تبعیض جنسیتی دستمزد

تبعیض در بازار کار بین زنان و مردان به تفاوت‌های دستمزدهای آن‌ها که براساس بهره‌وری شکل نگرفته‌است، گفته می‌شود. مطالعات اولیه در بازار کار برای روشن کردن این پدیده عمدتاً مبتنی بر میانگین دستمزد بوده‌است. مطالعات کلاسیک در ادبیات بازار کار با دو مقاله آکاسا (۱۹۷۳) و بلایندر (۱۹۷۳)، شروع شد و در ادامه مقالات بسیاری با در نظر گرفتن شرایط مختلف به توسعه این روش پرداختند که تا دهه ۹۰ میلادی ادامه داشت. پس از دهه ۹۰ میلادی روش رگرسیون چندکی در بسیاری از مطالعات مرتبط با بازار کار مورد استفاده قرار گرفت.^۱

دی‌لاریسا و دیگران (۲۰۰۵)، با بررسی شکاف جنسیتی دستمزد با استفاده از داده‌های پانل خانوارهای اروپایی برای کارگران تمام وقت اسپانیایی یافتند که برای گروهی که تحصیلات دانشگاهی دارند در بالای توزیع دستمزد، شکاف بالاتری نسبت به پایین آن وجود دارد. در حالیکه برای گروه با تحصیلات کم‌تر، در پایین توزیع دستمزد، شکاف جنسیتی دستمزد بالاتر است.

لیوانس و نونز (۲۰۱۲)، به بررسی اثر مدرک دانشگاهی بر شکاف جنسیتی دستمزد در یونان و انگلیس در سال ۲۰۰۴ می‌پردازند. آن‌ها یافتند که مدرک دانشگاهی یک رابطه مثبت و معنادار با دستمزد دارد و اثر تحصیلات بالاتر بر دستمزد در انگلیس قوی‌تر است. همچنین اثر مدرک دانشگاهی بر تبعیض مقدار قابل توجهی است. از طرف دیگر بازدهی (دستمزد) انتظاری به مدرک دانشگاهی در انگلیس برای مردان و زنان برابر است در حالیکه در یونان بازدهی به تحصیلات برای زنان بالاتر است. همچنین با استفاده از روش آکاسا و بلایندر یافتند که شکاف جنسیتی دستمزد مطلق و نسبی در انگلیس نسبت به یونان بیشتر است. در نهایت، یافتند که مدرک دانشگاهی، تبعیض در بازار کار یونان را کاهش می‌دهد.

در ایران نیز در زمینه‌ی شکاف جنسیتی دستمزد مطالعاتی انجام شده است. کشاورز حداد و علویان

^۱. کشاورز حداد و علویان (۱۳۹۱)

(۱۳۹۱) با استفاده از معادله دستمزد مینسر، رابطه بین دستمزد افراد مزد بگیر و متغیرهای سرمایه انسانی در مناطق شهری ایران را برآورد کرده و سپس شکاف جنسیتی دستمزد را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در سال‌های اخیر شکاف جنسیتی دستمزد بین ۱۷ تا ۲۵ درصد بوده‌است. شکاف جنسیتی دستمزد بین زنان و مردان در بخش دولتی بازار کار ایران وجود ندارد اما در بخش خصوصی این پدیده قابل مشاهده است و طی سال‌های ۸۴ تا ۹۰ همواره بیش از ۷۰ درصد تفاوت دستمزد زنان و مردان در بخش خصوصی، غیرقابل توضیح با تفاوت در سرمایه انسانی است.

گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی اثر اشتغال زنان بر شکاف جنسیتی درآمد با استفاده از داده‌های پانل، طی دوره‌ی ۱۳۷۰-۱۳۹۰، نتیجه می‌گیرد که که اشتغال زنان (و مردان) در ایران در سه بخش عمده کشور، بر سطح دستمزد آنان دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بوده و اشتغال زنان و مردان بر شکاف جنسیتی درآمد موثر و بیانگر وجود تبعیض علیه زنان است. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد که افزایش سطح تحصیلات منجر به افزایش میزان دستمزد زنان و مردان می‌شود اما افزایش در دستمزد زنان به مراتب بیشتر از مردان است، که می‌تواند موجب کاهش شکاف جنسیتی درآمد و تبعیض علیه زنان شود.

علی رغم وجود ادبیات بسیار گسترده‌ای در مورد مازاد تحصیلات و شکاف جنسیتی دستمزد (GPG)، مطالعات بسیار اندکی به رابطه‌ی بین این دو پرداخته‌اند. لی و میلر (۲۰۱۲) تبعیض جنسیتی در بازار کار فارغ‌التحصیلان استرالیایی را برای بازه‌ی ۱۹۹۹-۲۰۰۹ بررسی می‌کنند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که شکاف جنسیتی دستمزد برای وارد شوندگان به بازار کار با تحصیلات بالاتر، کم‌تر است و شکاف جنسیتی دستمزد با افزایش سن افزایش می‌یابد اما مازاد تحصیلات تاثیر قابل توجهی بر شکاف جنسیتی دستمزد ندارد.

بول و لپین (۲۰۱۳) در بررسی فارغ‌التحصیلان آلمانی (۱۹۸۴-۲۰۱۰) دریافتند که شکاف جنسیتی دستمزد ۳۲.۵ درصد است، که ۲۰.۳ درصد آن ناشی از تفاوت در استعدادها و ۱۲.۲ درصد مربوط به تبعیض است. افراد با مازاد تحصیلات بازدهی دستمزد کم‌تری دارند و زنان بیشتر از مردان مجازات می‌شوند، اما مازاد تحصیلات تاثیر معناداری بر شکاف جنسیتی دستمزد ندارد. کستگنتی و دیگران (۲۰۱۷) با بررسی بازار کار ایتالیا (۲۰۰۵-۲۰۱۴) و کنترل تورش‌های

نمونه‌گیری و درون‌زایی، دریافتند که مازاد تحصیلات تأثیر معناداری بر شکاف جنسیتی دستمزد دارد و با تبعیض جنسیتی مبارزه می‌کند. توپفر و همکاران (۲۰۱۷) نیز در ایتالیا دریافتند که مازاد تحصیلات شکاف جنسیتی دستمزد را افزایش می‌دهد، زیرا زنان بیشتر از مردان مجازات می‌شوند.

۳- روش‌شناسی و داده‌ها

در این بخش به معرفی داده‌های مورد استفاده و روش اقتصادسنجی به کار بسته شده به منظور تخمین اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد می‌پردازیم. ابتدا به بررسی رابطه تحصیلات و شغل افراد و عوامل تعیین‌کننده این رابطه می‌پردازیم و سپس اثر مازاد تحصیلات بر دستمزد زنان و مردان مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور از داده‌های خام درآمد و هزینه خانوارهای شهری و روستایی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ بهره می‌بریم.

۳-۱- اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد

به منظور تعیین رابطه بین تحصیلات و شغل افراد از معیار تطبیق تحقق یافته بهره می‌بریم. در این معیار فردی دارای مازاد تحصیلات است که تحصیلات او به اندازه بیش از یک انحراف معیار بالاتر از میانگین سال‌های تحصیل شاغلین در آن شغل باشد و کسانی دارای کسری تحصیلات هستند که تحصیلات آن‌ها به اندازه بیش از یک انحراف معیار کم‌تر از میانگین سال‌های تحصیل شاغلین در آن شغل باشد. افرادی که در هیچ‌کدام از این دو دسته قرار نمی‌گیرند، یا به عبارتی سطح تحصیلات آن‌ها بین این دو مقدار باشد، دارای تحصیلات متناسب هستند. بنابراین با استفاده از این روش نمونه مورد بررسی را به سه گروه افراد دارای مازاد تحصیلات، کسری تحصیلات و تحصیلات متناسب تقسیم می‌نماییم.

برای بررسی اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد و انجام تجزیه نابرابری دستمزد از تصریح معادله دستمزد به تفکیک وضعیت شغلی و جنسیت کارگران مطابق معادله (۱) بهره می‌بریم.

$$\ln(w_i) = x'_i \beta + \gamma S_i + \epsilon_i \quad (1)$$

در معادله (۱)، $Ln(w_i)$ لگاریتم دستمزد خالص ساعتی است و $i = 1, \dots, N$ برداری از ضرایب شامل عرض از مبدأ، X_i بردای از ویژگی‌های قابل مشاهده افراد در بازار کار مثل سال‌های تحصیل و تجربه است. S_i متغیری مجازی برای داشتن مازاد تحصیلات و γ ضریب آن است. برای بررسی اثر مازاد تحصیلات بر دستمزد معادله (۱) بطور جداگانه برای مردان و زنان در میانگین ارزیابی می‌شود.

$$\overline{Ln(w_G)} = \overline{X_G}' \beta_G + \gamma S_G \quad G = M, F \quad (2)$$

که G نمایانگر مرد و زن بودن است؛ به طوری که $G = M$ نمونه مردان $G = F$ نمونه زنان را نشان می‌دهد. $\overline{Ln(w_G)}$ میانگین لگاریتم دستمزد خالص ساعتی، β برداری از ضرایب شامل عرض از مبدأ، $\overline{X_G}'$ برداری از متغیرهای قابل مشاهده افراد در بازار کار و S_G متغیر مجازی برای مازاد تحصیلات است. برای تخمین زدن شکاف جنسیتی دستمزد برای نمونه‌های مختلف (نمونه افراد دارای مازاد تحصیلات و تحصیلات متناسب) مدل پایه ارزیابی شده در میانگین به شکل زیر است:

$$\overline{Ln(w_G)}^m = \overline{X_G}^{m'} \beta_G^m \quad m = \text{proper, over} \quad (3)$$

که، $m = \text{proper}$ افراد دارای تحصیلات متناسب و $m = \text{over}$ افراد دارای مازاد تحصیلات را مشخص می‌کند.

سپس برای تجزیه و تحلیل شکاف جنسیتی دستمزد از مدل آکساکا و بلایندر استفاده می‌کنیم که شامل دو جزء توضیح داده شده و توضیح داده نشده (جزء تبعیض) است. معادله (۴) از تفاضل معادله (۲) برای مردان و زنان یا به عبارت دقیق‌تر از تفاضل میانگین لگاریتم دستمزد ساعتی برای مردان و زنان در هر گروه (افراد دارای مازاد تحصیلات و افراد دارای تحصیلات متناسب) محاسبه می‌شود. بنابراین برای محاسبه شاخص شکاف دستمزدی آکساکا و بلایندر چهار معادله‌ی دستمزد تخمین زده می‌شود که شکاف دستمزدی به تفکیک افراد با تحصیلات متناسب و مازاد تحصیلات به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} \overline{\ln(W_M)}^m - \overline{\ln(W_F)}^m & \quad (۴) \\ &= \bar{X}_M^{m'} \hat{\beta}_M^m - \bar{X}_F^{m'} \hat{\beta}_F^m \\ &= (\bar{X}_M^{m'} - \bar{X}_F^{m'}) \hat{\beta}_M^m \\ &+ \bar{X}_F^{m'} (\hat{\beta}_M^m - \hat{\beta}_F^m) \end{aligned}$$

عبارت اول در معادله ی (۴)، بخش توضیح داده شده (یا ویژگی‌ها) است که شکاف جنسیتی دستمزد را از لحاظ متوسط ویژگی‌های زنان و مردان ارزیابی می‌کند. عبارت دوم بخش توضیح داده نشده (یا اثر ضرایب) است که شکاف جنسیتی دستمزد را با توجه به تفاوت‌ها در بازدهی با در نظر گرفتن ویژگی‌های قابل مشاهده زنان در بازار کار، برآورد می‌کند. از آنجایی که ویژگی‌های یکسان باید اثر یکسانی بر درآمد زنان و مردان داشته باشند، بخش ضرایب نباید به واسطه‌ی تفاوت جنسیت، متفاوت شود به همین دلیل است که اغلب این جزء را جزء توضیح داده نشده شکاف جنسیتی دستمزد می‌نامند. اگر شکاف جنسیتی دستمزد بطور عمده ناشی از تفاوت در ضرایب باشد آنگاه نشانی از وجود تبعیض جنسیتی دستمزد در آن بازار کار است.

۳-۲- مشکل انتخاب نمونه و برآوردگرهای همگن (حداکثر راستنمایی کامل شرطی)

برای بررسی اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد، تنها افراد شاغل قابل مشاهده هستند. به عبارتی افراد ابتدا در مورد ورود به بازار کار و سپس در مورد پذیرفتن شغلی که در آن دارای مازاد تحصیلات هستند، تصمیم‌گیری می‌کنند. در این شرایط احتمال وجود تورش ناشی از تصادفی نبودن انتخاب نمونه وجود خواهد داشت. برای حل این مشکل از برآوردگرهای همگن بهره می‌بریم. روش انتخاب دو مرحله‌ای همگن یک ابزار برای تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه غیرتصادفی است. در مرحله اول این روش، تجزیه و تحلیل بر معادله انتخاب انجام می‌شود و مرحله دوم، یک معادله را براساس مدل دودویی مرحله اول تحلیل می‌کند. بنابراین برای در نظر گرفتن تصمیم مشارکت افراد در بازار کار در این پژوهش از روش همگن دو مرحله‌ای استفاده می‌شود.

۳-۲-۱- داده‌ها

به منظور تخمین اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد از داده‌های خام درآمد و هزینه

خانوارهای شهری و روستایی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ استفاده می‌شود. همچنین نمونه را به افراد بین ۱۸ تا ۶۴ سال محدود می‌کنیم. پرسشنامه بودجه خانوار بطور کلی از چهار بخش اصلی تشکیل شده است. بخش اول حاوی اطلاعاتی درباره خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار است. بخش دوم شامل اطلاعاتی در مورد محل سکونت و تسهیلات و لوازم عمده زندگی خانوار، بخش سوم در بردارنده هزینه‌های خانوار و بخش چهارم به درآمد اعضای خانوار مربوط است. در این مطالعه از اطلاعات بخش اول و چهارم استفاده می‌کنیم. در ادامه به تعریف برخی از متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش می‌پردازیم.

۱) دستمزد ساعتی: دستمزد ساعتی به درآمد حاصل از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری به ازای یک ساعت کار اشاره دارد. اطلاعات دستمزد افراد از بخش درآمدهای پولی خانوار در پرسشنامه استخراج می‌شود. این اطلاعات به صورت ماهیانه ثبت شده و با محاسبه‌ی تعداد ساعات کار هفتگی، به دستمزد ساعتی تبدیل می‌شود.

۲) تحصیلات: در پرسشنامه هزینه و درآمد خانوار علاوه بر اطلاعات مربوط به وضعیت سواد افراد، مدرک تحصیلی نیز با استفاده از کدهای تحصیلی شناسایی می‌شود.

۳) تجربه کاری بالقوه: از آن‌جا که پرسشنامه‌ی هزینه و درآمد خانوار اطلاعاتی درباره‌ی سال‌های تجربه‌ی کاری ندارد، از تجربه‌ی کاری بالقوه استفاده می‌شود. فرض می‌شود افراد بلافاصله پس از فارغ‌التحصیلی وارد بازار کار می‌شوند. برای مردان، به دلیل خدمت سربازی اجباری، دو سال وقفه در نظر گرفته می‌شود. تجربه‌ی کاری بالقوه بر اساس سن و سال‌های تحصیل محاسبه می‌شود.

۴) وضعیت تأهل: وضعیت تأهل افراد در پرسشنامه با چهار گزینه مشخص شده است. در این مطالعه، این متغیر به صورت دودویی تعریف می‌شود: ۱ برای افراد دارای همسر و ۰ برای سایر موارد (بی‌همسر یا هرگز ازدواج نکرده).

۵) گروه‌شنلی

به طور کلی در پرسشنامه هزینه و درآمد خانوار، مشاغل افراد در ۹ گروه طبقه‌بندی شده

است:

- ۱- قانونگذاران، مقامات عالی‌رتبه و مدیران
- ۲- متخصصین (علمی و فنی)
- ۳- تکنسین‌ها و دستیاران
- ۴- کارمندان امور اداری و دفتری
- ۵- کارکنان خدماتی و فروشندگان
- ۶- کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری
- ۷- صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوطه
- ۸- متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها
- ۹- کارگران ساده

گروه‌های شغلی ششم و نهم به لحاظ ساختار درآمدی بسیار مشابه هستند و به همین دلیل آن‌ها را به عنوان یک گروه شغلی تحت عنوان کارگران ساده، در نظر می‌گیریم. همچنین سه گروه بالای شغلی نیازمند سطوح بالای تحصیلات هستند و شامل افراد متخصص است از تحلیل خارج می‌شوند زیرا مشاغل موجود در این گروه‌ها تخصصی هستند و امکان به‌کارگیری افراد غیرمتخصص در آن‌ها امکان‌پذیر نیست و از طرف دیگر سهم افراد دارای مازاد تحصیلات در این سه گروه شغلی بسیار پایین است. در نهایت، پنج گروه شغلی باقی‌مانده که برای مشخص نمودن آن‌ها چهار متغیر دو دویی معرفی می‌گردد و گروه کارگران ساده را به عنوان گروه مرجع در نظر می‌گیریم.

در جدول (۱)، درصد افراد دارای تحصیلات متناسب و نامتناسب در نمونه شهری در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ گزارش شده است. با توجه به این جدول نسبت کل افراد دارای تحصیلات متناسب در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۳۹۶ کاهش یافته است اما همچنان بیش از ۵۰ درصد کل نمونه دارای تحصیلات متناسب هستند. نسبت مردان دارای تحصیلات متناسب همانند کل نمونه در سال ۱۴۰۱ کاهش یافته است در حالی که این نسبت برای زنان افزایشی بوده است. نسبت افراد دارای مازاد تحصیلات چه در کل نمونه و چه در نمونه زنان و مردان در سال ۱۴۰۱ نسبت به ۱۳۹۶ کاهش یافته است در حالیکه نسبت افراد دارای کسری تحصیلات به ویژه در میان مردان به طور قابل توجهی افزایش یافته است.

جدول ۱. درصد افراد دارای تحصیلات متناسب و نامتناسب در نمونه شهری در سال ۱۳۹۶

کسری تحصیلات	مازاد تحصیلات	تحصیلات متناسب		
۱۵/۷۶	۲۹/۹۵	۵۴/۲۹	زن	سال ۱۳۹۶
۱۲/۳۸	۲۴/۷۶	۶۲/۸۶	مرد	
۱۲/۶۳	۲۵/۱۵	۶۲/۲۲	کل	
۱۷/۷۲	۳۳/۷۸	۵۸/۵	زن	سال ۱۴۰۱
۲۳/۱۷	۱۶/۸۸	۵۹/۹۵	مرد	
۲۲/۷۱	۱۷/۴۵	۵۹/۸۳	کل	

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: در این جدول، درصد افراد دارای تحصیلات متناسب، مازاد تحصیلات و کسری تحصیلات به تفکیک زن و مرد و برای کل نمونه ارائه شده است. برای تهیه این داده‌ها از اطلاعات بودجه خانوار سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ که توسط مرکز آمار هر سال منتشر می‌شود، استفاده کرده‌ایم. در این داده‌ها، تحصیلات با کدهای دو رقمی نمایش داده شده است که به تعداد سال‌های تحصیل برای هر مقطع تبدیل کرده‌ایم. مازاد تحصیلات، کسری تحصیلات و تحصیلات متناسب با استفاده از معیار تطبیق تحقق یافته تعیین شده‌اند؛ به این ترتیب که افرادی که تعداد سال‌های تحصیل آن‌ها بیش از یک انحراف معیار از میانگین سال‌های تحصیل افراد شاغل در گروه شغلی مربوطه بیشتر است، دارای مازاد تحصیلات محسوب می‌شوند. اگر تعداد سال‌های تحصیل فرد بیش از یک انحراف معیار کم‌تر از میانگین سال‌های تحصیل افراد شاغل در گروه شغلی باشد، فرد دارای کسری تحصیلات است. در صورتی که تعداد سال‌های تحصیل فرد در محدوده بین این دو مقدار قرار گیرد، فرد دارای تحصیلات متناسب است. بر اساس این جدول، درصد بالایی از افراد دارای تحصیلات متناسب هستند. در میان زنان، مازاد تحصیلات پدیده‌ای شایع‌تر از کسری تحصیلات است، در حالی که برای مردان، در سال ۱۳۹۶ مازاد تحصیلات شایع‌تر بوده است، اما در سال ۱۴۰۱، کسری تحصیلات بیشتر مشاهده می‌شود.

۳-۲-۲- نتایج

در این بخش، نتایج تخمین مدل‌های معرفی شده ارائه می‌شود. در ابتدا، نتایج حاصل از تخمین مدل دستمزد مینسر برای تعیین تأثیر مازاد تحصیلات بر دستمزد افراد در مناطق شهری و به تفکیک بخش‌های دولتی و خصوصی ارائه خواهد شد. سپس، مدل تجزیه آکساکا و بلایندر برای بررسی تأثیر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد به کار بسته می‌شود. در نهایت، برای اصلاح مشکل انتخاب نمونه، از روش دو مرحله‌ای هکمن بهره خواهیم برد.

۴- اثر مازاد تحصیلات بر تفاوت دستمزد زنان و مردان

در جدول (۲)، میانگین لگاریتم دستمزد برای افراد دارای مازاد تحصیلات و تحصیلات متناسب به تفکیک جنسیت ارائه شده است. تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان در کل نمونه در سال ۱۳۹۶ برابر با ۴۴.۲ درصد است، در حالی که این مقدار برای نمونه‌های دارای مازاد تحصیلات و تحصیلات متناسب به ترتیب ۲۸.۴ و ۴۷.۲ درصد بوده است. در سال ۱۴۰۱، تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان در کل نمونه و نمونه‌های دارای مازاد تحصیلات افزایش یافته است، در حالی که در نمونه افراد دارای کسری تحصیلات این نسبت کاهش یافته است.

مشاهده می‌شود که تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات در سال ۱۳۹۶ کم‌تر از نمونه‌های دارای تحصیلات متناسب و کسری تحصیلات بوده است، در حالی که این نسبت در سال ۱۴۰۱ افزایش یافته و تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بیشتر از نمونه‌های دارای تحصیلات متناسب و کسری تحصیلات است.

نتایج حاصل از تخمین مدل دستمزد مینسر برای مناطق شهری و به تفکیک بخش‌های خصوصی و دولتی در جدول‌های (۳) و (۴) ارائه شده است. متغیر کلیدی در این پژوهش، متغیر حاصل‌ضربی زن و مازاد تحصیلات است. در سال ۱۳۹۶، این متغیر در کل نمونه و همچنین در بخش خصوصی تأثیر مثبت و معناداری بر دستمزد داشته است. اما در سال ۱۴۰۱، این تأثیر به‌طور معناداری منفی شده است، به‌ویژه در کل نمونه و بخش دولتی. این تغییرات نشان‌دهنده تحولاتی در بازار کار طی این سال‌هاست که به موجب آن، مازاد تحصیلات که پیش‌تر موجب افزایش دستمزد زنان شده بود، اکنون منجر به مجازات دستمزد برای آن‌ها شده است.

با این حال، نمی‌توان ضریب این متغیر را به‌عنوان اختلاف دستمزد بین زنان و مردان دارای مازاد تحصیلات تلقی کرد. بر اساس معادله دستمزد، تأثیر زن بودن و داشتن مازاد تحصیلات بر دستمزد برابر با جمع ضرایب متغیرهای زن بودن، مازاد تحصیلات و تعامل زن و مازاد تحصیلات است. در حالی که تأثیر مرد بودن و داشتن مازاد تحصیلات بر دستمزد برابر با ضریب متغیر مازاد تحصیلات است. بنابراین اختلاف دستمزد بین زن و مرد دارای مازاد تحصیلات برابر با جمع ضرایب متغیرهای زن بودن و تعامل زن و مازاد تحصیلات است.

جدول ۲. میانگین لگاریتم دستمزد ساعتی در کل نمونه و نمونه افراد دارای مازاد تحصیلات و کسری تحصیلات برای زنان و مردان و تفاوت دستمزد زنان و مردان ۱۸ تا ۶۴ ساله در مناطق شهری در سال ۱۳۹۶

نمونه دارای تحصیلات متناسب	نمونه دارای مازاد تحصیلات	کل نمونه		
۱۰/۱۸	۱۰/۹۲۳	۱۰/۹۱۳	لگاریتم دستمزد کل	۱۳۹۶
۱۰/۹۴۸	۱۰/۹۴۸	۱۰/۹۴۵	لگاریتم دستمزد مردان	
۱۰/۴۷۶	۱۰/۶۶۴	۱۰/۵۰۴	لگاریتم دستمزد زنان	
۴۷/۲ درصد	۲۸/۴ درصد	۴۴/۱ درصد	تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان	
۱۲/۵۲	۱۲/۵۳	۱۲/۵۱	لگاریتم دستمزد کل	۱۴۰۱
۱۲/۵۵	۱۲/۵۹	۱۲/۵۵	لگاریتم دستمزد مردان	
۱۲/۱۸	۱۲/۰۲	۱۲/۰۹	لگاریتم دستمزد زنان	
۳۷ درصد	۵۷ درصد	۴۶ درصد	تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان	

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: در این جدول، میانگین دستمزد زنان و مردان و تفاوت دستمزد آن‌ها بدون کنترل سایر عوامل ارائه شده است. بنابراین، اعداد گزارش شده نمایانگر میزان دقیق شکاف جنسیتی دستمزد نیستند. نتایج نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۶، تفاوت میانگین دستمزد زنان و مردان در میان افرادی که تحصیلات آن‌ها متناسب است، به مراتب بیشتر از اختلاف میانگین دستمزد زنان و مردان در میان افرادی که مازاد تحصیلات بوده است. اما در سال ۱۴۰۱، وضعیت معکوس شده و شکاف دستمزد در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بیشتر از شکاف دستمزد میان افرادی که تحصیلات متناسب مشاهده می‌شود.

با توجه به این توضیحات، اختلاف دستمزد بین زن و مرد دارای مازاد تحصیلات در سال ۱۳۹۶ به تفکیک بخش دولتی و خصوصی به شرح زیر است: در بخش دولتی برابر با ۷.۲- درصد

و در بخش خصوصی برابر با ۲۱.۷- درصد. این اثرات در سال ۱۴۰۱ به ترتیب برابر با ۰.۶۲۱- و ۰.۵۰۱- است. بنابراین، به نظر می‌رسد که مجازات دستمزد ناشی از مازاد تحصیلات برای زنان در سال ۱۴۰۱ به‌طور معناداری نسبت به سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است. از طرف دیگر، این مجازات در بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی کم‌تر افزایش یافته است، به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۶ مجازات دستمزد ناشی از مازاد تحصیلات در بخش خصوصی بیشتر بوده است، در حالی که در سال ۱۴۰۱ مجازات دستمزدی در بخش دولتی بیش از بخش خصوصی است.

در هر دو سال مورد بررسی، زن بودن موجب کاهش دستمزد در کل نمونه و در هر دو بخش دولتی و خصوصی می‌شود. در مقابل، تحصیلات و وضعیت تاهل به‌طور مثبت و معناداری بر دستمزد تأثیر می‌گذارند و باعث افزایش آن در هر دو بخش و کل نمونه می‌شوند.

تأثیر تجربه بر دستمزد دارای الگوی متفاوتی است؛ به‌طوری‌که تا رسیدن به یک نقطه آستانه، افزایش تجربه منجر به افزایش دستمزد می‌شود. پس از عبور از این نقطه، افزایش تجربه ممکن است به دلیل افزایش سن و کاهش توانایی‌ها، به کاهش دستمزد بینجامد، که این اثر در منفی بودن توان دوم تجربه نمایان می‌شود.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل دستمزد مینسر (تحلیل پایه) برای بخش خصوصی و دولتی در مناطق شهری در سال ۱۳۹۶

متغیرها	(۱) کل نمونه	(۲) بخش دولتی	(۳) بخش خصوصی
زن	-۰/۵۱۳*** (۰/۰۲۷۳)	-۰/۳۹۳*** (۰/۰۷۰۰)	-۰/۴۸۵*** (۰/۰۲۹۵)
مازاد تحصیلات	۰/۰۳۶۶ (۰/۰۲۳۷)	۰/۰۹۰۸ (۰/۰۵۵۷)	۰/۰۲۱۴ (۰/۰۲۵۶)
عامل زن و مازاد تحصیلات	-۰/۲۸۱*** (۰/۰۵۰۹)	-۰/۳۲۱*** (۰/۰۱۲۰)	-۰/۲۶۸*** (۰/۰۵۵۰)
تحصیلات	۰/۰۳۰۳*** (۰/۰۰۳۴۱)	۰/۰۳۵۶*** (۰/۰۰۹۰۱)	۰/۰۳۴۴*** (۰/۰۰۳۶۵)
وضعیت تاهل	۰/۱۲۱*** (۰/۰۱۵۶)	-۰/۱۲۶** (۰/۰۵۲۸)	۰/۱۱۳*** (۰/۰۱۶۲)
تجربه	۰/۰۲۶۳*** (۰/۰۰۲۰۸)	۰/۰۲۳۴*** (۰/۰۰۶۰۹)	۰/۰۲۲۸*** (۰/۰۰۲۲۰)
توان دوم تجربه	-۰/۰۰۳۹۷*** (۴/۴۸۰-۰۵)	-۰/۰۰۰۲۹۰** (۰/۰۰۰۱۴۰)	-۰/۰۰۰۳۵۵*** (۴/۶۹۰-۰۵)

کارمندان	۰/۳۴۲*** (۰/۰۳۳۵)	۰/۲۶۷*** (۰/۰۷۱۹)	۰/۳۷۸*** (۰/۰۴۰۵)
کارکنان خدماتی	۰/۰۴۹۰** (۰/۰۲۴۰)	۰/۱۰۶* (۰/۰۵۸۴)	۰/۰۰۹۷۰ (۰/۰۲۶۱)
صنعتگران	۰/۱۰۶*** (۰/۰۲۰۰)	۰/۲۲۳*** (۰/۰۷۱۷)	۰/۱۰۵*** (۰/۰۲۰۸)
متصدیان ماشین آلات	۰/۲۲۳*** (۰/۰۲۴۰)	۰/۱۳۸** (۰/۰۶۳۷)	۰/۲۲۴*** (۰/۰۲۵۵)
کارگران	۰/۰۴۲۷ (۰/۰۲۷۹)	-۰/۰۰۰۳۳۰ (۰/۱۲۲)	۰/۰۲۱۶ (۰/۰۲۸۹)
بخش صنعت	۰/۱۶۰*** (۰/۰۱۹۳)	۰/۲۹۸*** (۰/۰۶۳۱)	۰/۱۱۷*** (۰/۰۲۰۴)
بخش خدمات	۰/۱۹۲*** (۰/۰۱۹۳)	۰/۱۳۴** (۰/۰۵۵۹)	۰/۱۲۱*** (۰/۰۲۲۲)
بخش ساختمان	۰/۱۹۵*** (۰/۰۲۰۸)	-۰/۰۴۹۳*** (۰/۱۲۷)	۰/۱۷۸*** (۰/۰۲۱۷)
عرض از مبدأ	۱۰/۰۲*** (۰/۰۳۸۷)	۱۰/۱۳*** (۰/۱۱۸)	۱۰/۱۵*** (۰/۰۴۱۹)
تعداد مشاهدات	۶۱۶۹	۷۴۱	۵۴۲۸
R-squared	۰/۲۳۳	۰/۲۷۱	۰/۱۷۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: Standard errors in parentheses: $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$.

زن بودن اثری منفی بر دستمزد دارد، در حالی که شواهدی مبنی بر وجود اثر معنادار مازاد تحصیلات بر دستمزد یافت نشد. زن بودن و داشتن مازاد تحصیلات به طور همزمان اثری مثبت و معنادار بر دستمزد دارند که این اثر در بخش دولتی بزرگ‌تر از بخش خصوصی است. همچنین، زنان دارای مازاد تحصیلات درآمد کمتری نسبت به مردان دارای مازاد تحصیلات کسب می‌کنند و میزان این اختلاف در بخش خصوصی بسیار بیشتر از بخش دولتی است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل دستمزد مینسر (تحلیل پایه) برای بخش خصوصی و دولتی در مناطق شهری در سال ۱۴۰۱

متغیرها	(۱) کل نمونه	(۲) بخش دولتی	(۳) بخش خصوصی
زن	-۰/۴۴۵*** (۰/۰۳۰۱)	-۰/۱۵۳* (۰/۰۷۸۸)	-۰/۴۴۴*** (۰/۰۳۲۶)
	-۰/۰۳۹۶ (۰/۰۲۶۶)	۰/۰۵۴۴ (۰/۰۶۳۰)	۰/۰۱۷۴ (۰/۰۲۹۱)
تعامل زن و مازاد تحصیلات	-۰/۱۱۴* (۰/۰۶۰۵)	-۰/۴۶۸*** (۰/۱۲۳)	-۰/۰۵۶۸ (۰/۰۶۸۸)

۰/۰۲۸۳***	۰/۰۳۹۵**	۰/۰۳۱۷**	تحصیلات
(۰/۰۰۴۰۸)	(۰/۰۱۱۲)	(۰/۰۰۳۸۵)	
۰/۰۹۷۸***	۰/۱۴۱**	۰/۱۱۲***	وضعیت تأهل
(۰/۰۱۸۸)	(۰/۰۵۸۹)	(۰/۰۱۸۰)	
۰/۰۲۱۰***	۰/۰۱۸۰**	۰/۰۲۱۶***	تجربه
(۰/۰۰۳۷۳)	(۰/۰۰۷۳۲)	(۰/۰۰۲۵۶)	
-۰/۰۰۰۲۸۹***	-۰/۰۰۰۱۶۸	-۰/۰۰۰۲۷۹***	توان دوم تجربه
(۶/۱۶e-۰۵)	(۰/۰۰۰۱۶۱)	(۵/۷۷e-۰۵)	
۰/۱۴۶***	۰/۱۴۹**	۰/۲۰۲***	کارمندان
(۰/۰۴۰۱)	(۰/۰۶۸۴)	(۰/۰۳۲۸)	
-۰/۱۰۲***	۰/۰۳۹۵	-۰/۰۶۷۴***	کارکنان خدماتی
(۰/۰۲۶۵)	(۰/۰۵۸۳)	(۰/۰۲۴۳)	
۰/۰۴۹۸**	-۰/۰۶۸۶	۰/۰۴۲۵**	صنعتگران
(۰/۰۲۰۸)	(۰/۰۸۴۸)	(۰/۰۲۰۲)	
۰/۲۴۰***	-۰/۰۱۳۰	۰/۲۱۹***	متصدیان ماشین‌آلات
(۰/۰۲۴۹)	(۰/۰۷۱۳)	(۰/۰۲۳۷)	
۰/۰۳۰۴	۰/۰۲۴۰	۰/۰۳۸۶	کارگران
(۰/۰۳۶۹)	(۰/۱۹۴)	(۰/۰۳۵۸)	
۰/۱۱۱***	۰/۰۹۵۸	۰/۱۳۳***	بخش صنعت
(۰/۰۲۲۲)	(۰/۰۸۰۴)	(۰/۰۲۱۲)	
۰/۱۲۳***	-۰/۰۵۷۹	۰/۱۵۷***	بخش خدمات
(۰/۰۲۵۴)	(۰/۰۷۰۱)	(۰/۰۲۲۲)	
۰/۱۷۲***	-۰/۰۱۹۴	۰/۱۷۶***	بخش ساختمان
(۰/۰۲۵۵)	(۰/۱۴۲)	(۰/۰۲۴۴)	
۱۱/۷۵***	۱۱/۸۶***	۱۱/۶۸***	عرض از مبدأ
(۰/۰۵۶۶)	(۰/۱۶۲)	(۰/۰۵۳۰)	
۴۹۱۸	۶۲۸	۵۵۴۶	تعداد مشاهدات
۰/۱۶۷	۰/۱۸۱	۰/۱۸۲	R-squared

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: زن بودن اثری منفی بر دستمزد دارد و مازاد تحصیلات دارای اثری معنادار نیست. ترکیب زن بودن و داشتن مازاد تحصیلات تنها در بخش دولتی اثری منفی و معنادار بر دستمزد دارد. همچنین، زنان دارای مازاد تحصیلات درآمد کمتری نسبت به مردان دارای مازاد تحصیلات کسب می‌کنند.

۴-۱- در جستجوی تبعیض

با توجه به یافته‌های قسمت قبل، مشاهده شد که زنان دارای مآزاد تحصیلات دستمزد کم‌تری نسبت به مردان دارای مآزاد تحصیلات دریافت می‌کنند. در این بخش، با استفاده از مدل آکساکا و بلایندر، به دنبال تخمین شکاف جنسیتی دستمزد و یافتن شواهدی از وجود این شکاف در داده‌های مورد استفاده هستیم.

در جدول (۵)، نتایج تخمین مدل آکساکا و بلایندر برای بخش دولتی گزارش شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، مشاهده می‌شود که در میان هر دو گروه افراد دارای مآزاد تحصیلات و افراد دارای تحصیلات متناسب، شکاف جنسیتی دستمزد وجود دارد که تنها در نمونه دارای تحصیلات متناسب معنادار است. در هر دو گروه، جزء توضیح داده نشده مثبت و معنادار است که شواهدی از وجود تبعیض جنسیتی دستمزد در بخش دولتی است.

یافته‌ها نشان می‌دهد که تبعیض دستمزدی علیه زنان در سال ۱۳۹۶ در نمونه دارای تحصیلات متناسب بیش از نمونه دارای مآزاد تحصیلات است (۳۸ درصد در مقابل ۱۵ درصد). حال آنکه در سال ۱۴۰۱، تبعیض دستمزدی علیه زنان در میان نمونه دارای مآزاد تحصیلات بیشتر شده است. این نشان می‌دهد که در طی این دوره، مجازات دستمزدی ناشی از داشتن مآزاد تحصیلات به گونه‌ای بوده است که موجب تشدید تبعیض جنسیتی دستمزد شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین معادله آکساکا و بلایندر (تحلیل پایه) برای بخش دولتی در مناطق شهری در سال ۱۳۹۶

نمونه دارای تحصیلات متناسب	نمونه دارای مآزاد تحصیلات		
***۱۱/۳۳	***۱۱/۴۶	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۳۹۶
***۱۰/۹۳	***۱۱/۳۱	لگاریتم دستمزد زنان	
***۰/۳۹۷	۰/۱۴۵	تفاوت	
۰/۰۱۵	-۰/۰۰۷	جزء توضیح داده شده	
***۰/۳۸۲	*۰/۱۵۳	جزء توضیح داده نشده	
۵۴۵	۱۹۶	مشاهدات	
***۱۲/۸۱	***۱۲/۹۵	لگاریتم دستمزد مردان	
***۱۲/۷۶	***۱۲/۴۶	لگاریتم دستمزد زنان	

۰/۰۵	**۰/۴۸۹	تفاوت	
***-۰/۱۵۹	-۰/۰۲۷	جزء توضیح داده شده	
۰/۲۰۸	*۰/۵۱۶	جزء توضیح داده نشده	
۴۳۰	۱۹۸	مشاهدات	

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: شکاف جنسیتی دستمزد و جزء توضیح داده نشده‌ی آن در سال ۱۳۹۶ در بین افراد دارای مازاد تحصیلات بسیار کمتر از افراد دارای تحصیلات متناسب است. در حالی که در سال ۱۴۰۱، جزء توضیح داده نشده شکاف جنسیتی دستمزد در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بیشتر است.

در جدول (۶) نتایج مدل آکساکا و بلایندر برای بخش خصوصی قابل مشاهده است. مشابه بخش دولتی، در بخش خصوصی نیز تبعیض جنسیتی دستمزد در هر دو نمونه افراد دارای مازاد تحصیلات و افراد دارای تحصیلات متناسب وجود دارد. اما در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۳۹۶ شکاف جنسیتی دستمزد در میان افراد دارای تحصیلات متناسب کاهش یافته است، در حالی که در میان افراد دارای مازاد تحصیلات شکاف جنسیتی دستمزد افزایش یافته است (۴۸ درصد در مقابل ۲۱ درصد در سال ۱۳۹۶ و ۵۱ درصد در مقابل ۴۵ درصد در سال ۱۴۰۱).

جزء توضیح داده شده در میان افراد دارای مازاد تحصیلات در بخش خصوصی در سال ۱۳۹۶ منفی و معنادار است، در حالی که این عامل برای افراد دارای تحصیلات متناسب در سال ۱۴۰۱ منفی و معنادار است، که نشان‌دهنده بهتر بودن ویژگی‌های قابل مشاهده زنان نسبت به مردان است.

جدول ۶. نتایج تخمین معادله آکساکا و بلایندر (تحلیل پایه) برای بخش خصوصی در مناطق شهری در سال ۱۳۹۶

نمونه دارای تحصیلات متناسب	نمونه دارای مازاد تحصیلات		سال ۱۳۹۶
۱۰/۹۰***	۱۰/۹۱***	لگاریتم دستمزد مردان	
۱۰/۴۱***	۱۰/۶۹***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۴۸۷***	۰/۲۱۶***	تفاوت	
-۰/۰۰۶	-۰/۰۵۵*	جزء توضیح داده شده	
۰/۴۹۳***	۰/۲۷۲***	جزء توضیح داده نشده	

مشاهدات	۱۱۶۳	۴۲۶۱
لگاریتم دستمزد مردان	۱۲/۵۹***	۱۲/۵۲***
لگاریتم دستمزد زنان	۱۲/۱۱***	۱۲/۱۱***
تفاوت	۰/۴۷۶***	۰/۴۱۴***
جزء توضیح داده شده	-۰/۰۳۷	-۰/۰۳۸*
جزء توضیح داده نشده	۰/۵۱۳***	۰/۴۵۳***
مشاهدات	۷۳۳	۴۱۸۵

سال ۱۴۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: جزء توضیح داده نشده شکاف جنسیتی دستمزد در بخش خصوصی، در بین افراد دارای مازاد تحصیلات در سال ۱۳۹۶ کمتر و در سال ۱۴۰۱ بیشتر مقدار آن‌ها در میان افراد دارای تحصیلات متناسب است.

با توجه به نتایج جدول (۵) و (۶)، مشاهده می‌شود که شکاف جنسیتی دستمزد و جزء توضیح داده نشده آن، که نشانی از وجود تبعیض دستمزدی علیه زنان در بازار کار است، در هر دو گروه افراد دارای تحصیلات متناسب در بخش خصوصی بیش از بخش دولتی است. همچنین در گروه افراد دارای مازاد تحصیلات، در سال ۱۳۹۶ این شکاف در بخش خصوصی بیشتر از بخش دولتی بوده اما در سال ۱۴۰۱ عکس آن صادق است.

شکاف جنسیتی دستمزد و جزء توضیح داده نشده آن در سال ۱۳۹۶ در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بسیار کمتر از افراد دارای تحصیلات متناسب است. اما در سال ۱۴۰۱، تبعیض جنسیتی دستمزد در هر دو بخش خصوصی و دولتی در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بیشتر بوده است.

در نتیجه، می‌توان گفت که در سال ۱۳۹۶، در بازار کار ایران، داشتن مازاد تحصیلات به نفع زنان بوده و موجب کاهش تبعیض جنسیتی دستمزد علیه آن‌ها شده است. اما در سال ۱۴۰۱، این اثر معکوس شده و مجازات دستمزدی ناشی از مازاد تحصیلات برای زنان به قدری بالا بوده که شکاف بین دستمزد زنان و مردان را افزایش داده است.

۴-۲- بررسی تبعیض جنسیتی دستمزد به تفکیک دانشگاهی و غیر دانشگاهی

در جدول‌های (۷) و (۸)، شکاف جنسیتی دستمزد به تفکیک نمونه افراد دانشگاهی و غیردانشگاهی برای بخش‌های دولتی و خصوصی برآورد شده است. در سال ۱۳۹۶، در هر دو بخش خصوصی و دولتی، تبعیض جنسیتی دستمزد در هر دو نمونه افراد دانشگاهی و غیردانشگاهی مثبت و معنادار است. اما میزان تبعیض جنسیتی دستمزد در نمونه افراد دانشگاهی کم‌تر است (۲۷ درصد نسبت به ۳۳ درصد در بخش دولتی و ۳۴ درصد نسبت به ۵۲ درصد در بخش خصوصی).

در سال ۱۴۰۱، مقادیر متفاوتی مشاهده می‌شود. به طوری که در بخش دولتی، تبعیض جنسیتی دستمزد در نمونه افراد دانشگاهی ۳۴ درصد و در نمونه افراد غیردانشگاهی ۲۵ درصد است. در حالی که در بخش خصوصی، این ارقام به ترتیب ۵۳ درصد و ۵۲ درصد است که نشان‌دهنده وجود تبعیض جنسیتی دستمزد بیشتر در میان نمونه دانشگاهیان است.

جدول ۷. نتایج تخمین معادله آکساکا و بلایندر در مناطق شهری برای بخش دولتی

غیر دانشگاهی	دانشگاهی		
۱۱/۲۸***	۱۱/۴۷***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۳۹۶
۱۰/۸۸***	۱۱/۱۴***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۳۹۱***	۰/۳۲۶***	تفاوت	
-۰/۰۶۱	۰/۰۵۷*	جزء توضیح داده شده	
۰/۳۲۹***	۰/۲۶۸***	جزء توضیح داده نشده	
۴۵۷	۳۵۲	مشاهدات	
۱۲/۷۶***	۱۲/۹۸***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۴۰۱
۱۲/۵۹***	۱۲/۷۰***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۱۶۶**	۰/۲۷۸**	تفاوت	
-۰/۰۸۲	-۰/۰۵۸	جزء توضیح داده شده	
۰/۲۴۹**	۰/۳۳۶***	جزء توضیح داده نشده	
۴۱۶	۲۸۰	مشاهدات	

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۸. نتایج تخمین معادله آکساکا و بلایندر در مناطق شهری برای بخش خصوصی

غیر دانشگاهی	دانشگاهی		
۱۰/۸۹***	۱۰/۹۹***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۳۹۶
۱۰/۳۳***	۱۰/۶۷***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۵۵۵***	۰/۳۲۲***	تفاوت	
۰/۰۳۱***	-۰/۰۱۴	جزء توضیح داده شده	
۰/۵۲۴***	۰/۳۳۷***	جزء توضیح داده نشده	
۵۴۰۴	۸۱۴	مشاهدات	
۱۲/۵۲***	۱۲/۶۱***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۴۰۱
۱۲/۰۲***	۱۲/۱۷***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۴۹۵***	۰/۴۳۷***	تفاوت	
-۰/۰۲۶**	-۰/۰۹۴**	جزء توضیح داده شده	
۰/۵۲۱***	۰/۵۳۲***	جزء توضیح داده نشده	
۵۸۷۸	۶۵۸	مشاهدات	

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۳- حل مشکل انتخاب نمونه

روش OLS تنها افرادی را که در بازار کار مشارکت می‌کنند، در نظر می‌گیرد و اطلاعاتی در مورد افرادی که تمایل دارند در بازار کار مشارکت کنند اما به هر دلیلی خارج از بازار کار هستند، ارائه نمی‌دهد. این مسئله منجر به مشکل انتخاب نمونه می‌شود. برای در نظر گرفتن تصمیم مشارکت افراد در بازار کار، از روش هکمن بهره برده‌ایم. با این حال، مسئله دیگری که باید برطرف شود، انتخاب شغلی است که فرد در آن مازاد تحصیلات دارد، اما این موضوع در این پژوهش مورد بررسی قرار نگرفته و می‌تواند شروعی برای پژوهش‌های دیگر باشد.

در تصمیم مشارکت افراد، عوامل مختلفی تأثیر دارند. در این مطالعه، داشتن کودک کم‌تر از شش سال، داشتن فرزند کم‌تر از ۱۸ سال، متاهل بودن و تحصیلات به عنوان مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر تصمیم مشارکت افراد وارد مدل شده‌اند. جداول (۹) و (۱۰) نتایج مدل تجزیه آکساکا و بلایندر را با در نظر گرفتن تصحیح هکمن نشان می‌دهند.

با توجه به جدول (۹)، در بخش دولتی شواهدی بر وجود تبعیض جنسیتی دستمزد در سال ۱۳۹۶ مشاهده نشد و در سال ۱۴۰۱ تنها در میان افراد دارای تحصیلات متناسب تبعیض جنسیتی دستمزد وجود دارد.

در مقابل، با توجه به جدول (۱۰)، در بخش خصوصی در هر دو سال مورد بررسی، تبعیض جنسیتی دستمزد هم در میان افراد دارای مازاد تحصیلات و هم در میان افراد دارای تحصیلات متناسب وجود دارد. در سال ۱۳۹۶، تبعیض جنسیتی دستمزد علیه زنان در نمونه افراد دارای تحصیلات متناسب بیشتر از افراد دارای مازاد تحصیلات است. اما در سال ۱۴۰۱، تبعیض جنسیتی دستمزد علیه زنان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات بیشتر از افراد دارای تحصیلات متناسب است. این نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه در سال ۱۳۹۶ وجود مازاد تحصیلات موجب کاهش تبعیض دستمزدی علیه زنان شده است، این اثر در سال ۱۴۰۱ برعکس شده و موجب افزایش تبعیض دستمزدی علیه زنان شده است که هم‌جهت با نتایج اولیه است. بنابراین، مشاهده می‌شود که پس از به‌کارگیری روش هکمن، نتایج تغییر نمی‌کنند.

جدول ۹. نتایج مدل تجزیه آکساکا و بلایندر (با در نظر گرفتن مشکل انتخاب نمونه) در بخش دولتی در مناطق شهری

نمونه دارای تحصیلات متناسب	نمونه دارای مازاد تحصیلات		
۱۱/۳۴***	۱۱/۴۶***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۳۹۶
۱۰/۹۳***	۱۱/۳۱***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۴۱۱**	۰/۱۵۰	تفاوت	
۰/۰۱۵	-۰/۰۰۷	جزء توضیح داده شده	
۰/۳۹۶	۰/۱۵۸	جزء توضیح داده نشده	
۵۵۰	۱۹۶	مشاهدات	
۱۲/۸۰***	۱۲/۹۴***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۴۰۱
۱۲/۳۹***	۱۱/۴۸***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۴۱۲	۱/۴۶	تفاوت	
-۰/۲۶۲**	-۰/۶۶۳	جزء توضیح داده شده	
۰/۵۵۰*	۱/۴۵	جزء توضیح داده نشده	
۴۳۰	۱۹۸	مشاهدات	

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۰. نتایج مدل تجزیه آکساکا و بلایندر (با در نظر گرفتن مشکل انتخاب نمونه) در بخش خصوصی در مناطق شهری

نمونه دارای تحصیلات متناسب	نمونه دارای مازاد تحصیلات		
۱۰/۸۹***	۱۰/۹۱***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۳۹۶
۱۰/۴۱***	۱۰/۶۹***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۴۸۰***	۰/۲۱۵	تفاوت	
-۰/۰۰۶***	-۰/۰۵۵***	جزء توضیح داده شده	
۰/۴۸۶***	۰/۲۷۰***	جزء توضیح داده نشده	
۴۴۹۵	۱۲۱۸	مشاهدات	
۱۲/۵۲***	۱۲/۵۸***	لگاریتم دستمزد مردان	سال ۱۴۰۱
۱۲/۱۶***	۱۱/۸۹***	لگاریتم دستمزد زنان	
۰/۳۵۹**	۰/۶۹۳*	تفاوت	
-۰/۱۸۵**	-۰/۱۸۸	جزء توضیح داده شده	
۰/۳۷۶**	۰/۷۳۹*	جزء توضیح داده نشده	
۴۱۸۱	۷۳۱	مشاهدات	

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵- نتیجه‌گیری

در این تحقیق، اثر مازاد تحصیلات بر شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران را با استفاده از داده‌های هزینه و خانوار سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته‌است. برای محاسبه مازاد تحصیلات از روش تطبیق تحقق‌یافته و برای تخمین اثر جنسیت و مازاد تحصیلات بر دستمزد از مدل دستمزد مینسر استفاده شد. همچنین، برای تخمین شکاف جنسیتی دستمزد و تبعیض علیه زنان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات و افراد دارای تحصیلات متناسب، از روش تجزیه آکساکا و بلایندر بهره بردیم.

نتایج نشان می‌دهد که زن بودن به همراه داشتن مازاد تحصیلات اثر منفی بر دستمزد دارد، به طوری که این اثر در سال ۱۴۰۱ به‌طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از سال ۱۳۹۶ است. بنابراین می‌توان گفت مجازات دستمزدی ناشی از داشتن مازاد تحصیلات برای زنان بسیار بیشتر از مردان است و این مجازات در سال ۱۴۰۱ به‌طور معناداری بیش از سال ۱۳۹۶ است. این موضوع می‌تواند شاهدی بر افزایش تبعیض جنسیتی دستمزد علیه زنان در میان افراد دارای مازاد تحصیلات و کاهش آن در میان افراد دارای تحصیلات متناسب باشد. در سال ۱۴۰۱ نسبت به سال ۱۳۹۶، زنان دارای مازاد تحصیلات مجازات دستمزدی بیشتری را تجربه می‌کنند که همین موضوع موجب افزایش شکاف دستمزدی بین زنان و مردان می‌شود.

برای بررسی این موضوع، از مدل تجزیه آکساکا و بلایندر برای بخش خصوصی و دولتی استفاده کردیم. نتایج این مدل نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۶، داشتن مازاد تحصیلات موجب کاهش تبعیض جنسیتی دستمزد شده است، در حالی که در سال ۱۴۰۱، شواهد متفاوتی مشاهده شده است. به این صورت که داشتن مازاد تحصیلات موجب افزایش شکاف جنسیتی دستمزد شده است. پس از اصلاح مدل تجزیه آکساکا و بلایندر با روش هکمن، نتایج مشابهی با مدل اصلی به‌دست آمد.

در نتیجه، در بازار کار ایران شکاف جنسیتی دستمزد و جزء توضیح داده نشده آن (که نشانی از تبعیض جنسیتی دستمزد است) وجود دارد. اما با گذشت زمان، در میان افراد دارای مازاد تحصیلات این شکاف بیشتر شده است. بنابراین، مازاد تحصیلات که در سال ۱۳۹۶ موجب کاهش

شکاف جنسیتی دستمزد و جزء توضیح داده نشده آن (که معیاری از تبعیض جنسیتی است) شده بود، در سال ۱۴۰۱ موجب افزایش تبعیض جنسیتی دستمزد شده است.

منابع

- طاعتی، سارا. (۱۳۸۶). اثرات آزادسازی اقتصادی بر شکاف جنسیتی دستمزد در ایران؛ ۱۳۷۴-۱۳۸۶ (پایان نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه اصفهان، اصفهان.
- کشاورز حداد، غلامرضا. (۱۳۹۵). اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست. تهران: نشر نی.
- کشاورز حداد، غلامرضا، و جواهری، محمد امین. (۱۳۹۳). مازاد تحصیلات و اثر آن بر دریافتی نیروی کار در ایران (پایان نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه صنعتی شریف، تهران.
- کشاورز حداد، غلامرضا، و علویان قوانینی، آرش. (۱۳۹۱). شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، هفدهم (۵۳)، ۱۰۱-۱۳۳.
- گوگردچیان، احمد، طیبی، سیدکمال، و قضاوی، عفت. (۱۳۹۳). اثر اشتغال زنان بر شکاف درآمدی جنسیتی در ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۰). فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۷، ۱-۲۰.

References

- Battu, H., Belfield, C. R., & Sloane, P. J. (2000). How Well Can We Measure Graduate Over-Education and Its Effects? *National Institute Economic Review*, 171(1), 82-93.
- Bauer, T. K. (2002). Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis. *Economics of Education Review*, 21(3), 221-229.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2006). The US Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(1), 45-66.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.

Boll, C., & Leppin, J. S. (2013). Equal Matches Are Only Half the Story: Why German Female Graduates Earn 27% Less than Males. *HWWI Research Paper*, 138, Retrieved from <https://jemr.khu.ac.ir/article-1-723-fa.html>

Boll, C., Leppin, J. S., Rossen, A., & Wolf, A. (2016). Magnitude and Impact Factors of the Gender Pay Gap in EU Countries. *Report Prepared for and Financed by the European Commission—Directorate-General for Justice, European Union* (Ed.). Retrieved from <https://www.saage-network.eu/sites/default/files/media/publication/Gender-pay-gap-2016.pdf>

Caroleo, F., & Pastore, F. (2015). Overeducation: A Disease of the School-to-Work Transition System. *Discussion Paper*, 9049, Retrieved from <https://library.oapen.org/bitstream/handle/20.500.12657/31681/1/625898.pdf?#page=51>

Castagnetti, C., Rosti, L., & Toepfer, M. (2017). Overeducation and the Gender Pay Gap in Italy: A Double Selectivity Approach. *DEM Working Papers Series*, 144, Retrieved from <http://economiaweb.unipv.it/wp-content/uploads/2017/07/DEMWP0144.pdf>

Cattani, L., Guidetti, G., & Pedrini, G. (2014). Assessing the Incidence and Wage Effects of Overeducation Among Italian Graduates Using a New Measure for Educational Requirements. *SSRN Electronic Journal*, Retrieved from <https://amsacta.unibo.it/id/eprint/4012/1/WP939.pdf>

Diem, A. (2015). Overeducation among Graduates from Universities of Applied Sciences: Determinants and Consequences. *Journal of Economic & Financial Studies*, 03(02), 63-77.

Dolton, P. J., & Vignoles, A. (2000). The Incidence and Effects of Overeducation in the U.K. Graduate Labor Market. *Economics of Education Review*, 19(2), 179-198.

Flisi, S., Goglio, V., Meroni, E., Rodrigues, M., & Vera-Toscano, E. (2014). Occupational Mismatch in Europe: Understanding Overeducation and Overkilling for Policymaking. *JRS Science and Policy Reports*, Retrieved from <https://iris.unito.it/retrieve/e27ce435-9417-2581-e053-d805fe0acbaa/occupational%20mismatch%20in%20in%20europe.pdf>

Groot, W., & Massen van den Brink, H. (2000). Overeducation in the Labor Market: A Meta-Analysis. *Economics of Education Review*, 19(2), 149-158.

Hartog, J. (2000). Over-education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go? *Economics of Education Review*, 19(2), 131-147.

Kedir, A., Kyrizi, A., & Martinez-Mora, A. F. (2012). Signaling and Productivity Effects of Overeducation: Is It Really a Waste of Resources? *University of Leicester*, Retrieved from https://figshare.le.ac.uk/articles/report/Signalling_and_Productivity_Effects_of_Overeducation_Is_It_Really_a_Waste_of_Resources_/10148288/1/files/18289136.pdf

Leuven, E., & Oosterbeek, H. (2011). Overeducation and mismatch in the labor market. In E. Hanushek, S. Machin, and L. Woessmann (Eds.), *Handbook of the Economics of Education* (4, 283-326). Amsterdam: Elsevier.

Li, I., & Miller, P. W. (2012). Gender Discrimination in the Australian Graduate Labor Market. *IZA Discussion Paper*, 6595.

Livanos, I., & Nunez, I. (2012). The Effect of Higher Education on the Gender Wage Gap. *International Journal of Education Economics and Development*, 3(1), 33-47.

Marioni, L. (2018). Overeducation in the Labor Market: Evidence from Brazil. Retrieved from <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/09645292.2020.1832201>

Mohamad Yunus, N., & Sahul Hamid, F. (2016). The Effects of Over-Education on Returns in the Graduate Labor Market. *3rd International Conference on Business and Economics*, 21-23 September.

Oaxaca, R. (1973). Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.

Rica, S. J., Dolado, J. J., & Llorens, V. (2005). Ceiling and Floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain. *IZA Discussion Paper*, 1483, Retrieved from <https://hdl.handle.net/10810/6722>

Weichselbaumer, D., & Winter-Ebmer, R. (2005). A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 479-511.