تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸

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

انتشارات دانشگاه تهران

دوره ۵۸، شماره ۴، زمستان ۱۴۰۲ **شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹**

سنجش شکاف اعتباری در ایران: رویکرد نیمه‌ساختاری / علی افضلی، علی طیب‌نیا، محسن مهرآرا ۵۴۳-۵۶۴

تأثیر آموزش مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در دوران همه‌گیری ویروس کرونا: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران / فرزاد جعفری اقدم، علی جدیدزاده، سید مهدی ناجی اصفهانی، ساجده پورتقی راستگو مقدم ۵۶۵-۵۹۲

ارزیابی مفهوم انباشت نیروی کار و بررسی وجود احتمالی این پدیده در اقتصاد ایران/ رهاحمزه لوئیان، هما اصفهانیان، میلاد اورعی ۵۹۳-۶۱۳

اثرات نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در اقتصاد هدف‌گذاری تورمی ایران / حامد خضرزادگان، حسن حیدری ۶۱۵-۶۳۴

اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات: شواهدی از بنگاه‌های صنعتی ایران / سمیه شاه‌حسینی، نادیا میرزابابازاده، سمانه نورانی‌آزاد ۶۳۵-۶۶۰

شبیه‌سازی راهکارهای بهبود پرداخت‌های مالیاتی و کاهش رفتار فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های عامل محور / مائده محمدی، ساسان قاراخانی، مجید صامتی، هادی امیری ۶۶۱-۶۹۴

چکیده لاتین

دانشکده اقتصاد - دانشگاه تهران

دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده اقتصاد

مدیر مسئول
محسن مهرآرا

سردبیر
تیمور رحمانی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

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

داوران این شماره:
کریم آذربایجانی، حمید رضا ارباب، سجاد برخورداری، میثم خسروی، زهرا خشنود، مهدی دارابی، ابراهیم رضایی، قهرمان عبدلی، قهرمان عبدلی، غلامرضا کشاورز، محسن مهرآرا، کامران ندری، عطیه وحیدمنش

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

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

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

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

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

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

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

Sincerely yours,

Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

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

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

شرایط قبول مقاله‌ها

الف: از لحاظ محتوا

۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

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

ب: از لحاظ شکل ظاهری

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

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

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

۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌میترا ۱۳ و لاتین Time New Roman11 و فاصله سطرها ۰/۹۵ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و مقاله در صفحه A4 و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۵/۵cm و پایین 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.

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

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

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

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

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 (aeaweb.org) و Econlit (Econlit.org) نمایه می‌شود.

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

فهرست مطالب

عنوان صفحه

سنجش شکاف اعتباری در ایران: رویکرد نیمه‌ساختاری / علی افضلی، علی طیب‌نیا، محسن مهرآرا ۵۴۳-۵۶۴

تأثیر آموزش مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در دوران همه‌گیری ویروس کرونا: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران / فرزاد جعفری اقدم، علی جدیدزاده، سید مهدی ناجی اصفهانی، ساجده پورتقی راستگو مقدم ۵۶۵-۵۹۲

ارزیابی مفهوم انباشت نیروی کار و بررسی وجود احتمالی این پدیده در اقتصاد ایران/ رهاحمزه لوئیان، هما اصفهانیان، میلاد اورعی ۵۹۳-۶۱۳

اثرات نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در اقتصاد هدف‌گذاری تورمی ایران / حامد خضرزادگان، حسن حیدری ۶۱۵-۶۳۴

اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات: شواهدی از بنگاه‌های صنعتی ایران / سمیه شاه‌حسینی، نادیا میرزابابازاده، سمانه نورانی‌آزاد ۶۳۵-۶۶۰

شبیه‌سازی راهکارهای بهبود پرداخت‌های مالیاتی و کاهش رفتار فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های عامل محور / مائده محمدی، ساسان قاراخانی، مجید صامتی، هادی امیری ۶۶۱-۶۹۴

چکیده لاتین

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۴۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

سنجش شکاف اعتباری در ایران: رویکرد نیمه‌ساختاری

علی افضلی[۱]، علی طیب‌نیا[۲]✉، محسن مهرآرا[۳]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، Ali_Afzali @ut.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، taiebnia@ut.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، mmehrara@ut.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۱-۱۲-۰۶
تاریخ بازنگری:
۱۴۰۲-۰۷-۲۸
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲-۱۰-۲۶
تاریخ انتشار:
۱۴۰۲-۱۱-۱۴

کلیدواژه‌ها:
بحران مالی، تسهیلات بانکی، فضا-حالت، نیمه‌ساختاری

طبقه‌بندی JEL:
G21, E58, C32

چکیده

در پاسخ به نقدهای وارد شده به روش‌های صرفاً آماری، در این مقاله بر اساس رویکرد نیمه‌ساختاری، شکاف اعتباری در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۸ محاسبه شده است. بدین منظور روند اعتبار بر پایه یک مدل همپوشانی نسلی به‌صورت تابعی از تولید بالقوه، نرخ بهره طبیعی، کیفیت نهادی و نسبت جمعیت جوان تصریح و سپس در قالب یک سیستم فضا-حالت روند و شکاف اعتباری تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در فاصله سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ و ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ شکاف اعتباری مثبت قابل توجهی وجود دارد. به نظر می‌آید ریشه ایجاد رشد مازاد اعتباری در این دو دوره با یکدیگر متفاوت است. در بخشی از مطالعه با تجزیه اثرات، میزان تأثیر تغییرات هر یک از عوامل بر ایجاد شکاف اعتباری در بازه‌های مختلف محاسبه شده است. هم‌چنین بررسی بحران‌های مالی در ایران نشان داده است که شکاف اعتباری محاسبه شده، قدرت خوبی در پیش‌بینی بحران‌ها دارد.

افضلی، علی؛ طیب‌نیا، علی و مهرآرا، محسن (۱۴۰۲). سنجش شکاف اعتباری در ایران: رویکرد نیمه‌ساختاری. تحقیقات اقتصادی، ۵۸ (۴)، ۵۶۴-۵۴۳.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI:10.22059/JTE.2024.355998.1008794

۱- مقدمه

وقوع بحران‌های مالی در دهه‌های اخیر در کشورهای مختلف از جمله ایران، اهمیت ثبات سیستم مالی را در عملکرد اقتصاد کلان پررنگ کرده است. سیاست‌گذاران به‌منظور جلوگیری از عوامل تهدیدکننده ثبات مالی، نیازمند رصد و پایش ایجاد ریسک‌های مالی کلان و زمان کافی برای واکنش فعال نسبت به آن‌ها هستند. رشد مازاد اعتبار به‌عنوان یکی از محرک‌های اصلی بحران‌ها و بی‌ثباتی‌های مالی تاریخ در کشورها معرفی شده است (شولاریک و تیلور[1]، ۲۰۱۲).

تخمین زده می‌شود که حدود ۷۵ درصد از رونق‌های اعتباری در اقتصادهای نوظهور با بحران‌های بانکی و ۸۵ درصد از آن‌ها با بحران‌های ارزی در ارتباط هستند (ترونز و مندوزا[2]، ۲۰۰۴).

بروز پدیده شکاف اعتباری (رشد مازاد نسبت به میزان تعادلی) از چند جهت ممکن است ثبات اقتصاد کلان را با تهدید مواجه کند. ازآنجاکه اعطای اعتبار، عامل پشتیبان برای مصرف تلقی می‌شود، رشد تسهیلات اختصاص‌یافته می‌تواند سبب تحریک تقاضای کل فراتر از چارچوب تولید بالقوه شده و اقتصاد را وارد دوران رونق بیش از حد عادی کند. این شرایط اثراتی را روی تورم، کسری حساب جاری، نرخ بهره، بازدهی بازارهای مختلف و نرخ ارز واقعی دارد. البته در همین زمان بانک‌ها و مؤسسات اعتباری انتظارات خوش‌بینانه‌ای نسبت به توانایی بازپرداخت دریافت‌کنندگان اعتبار داشته و بنابراین ممکن است متقاضیان پرخطر نیز هدف وام‌دهی قرار گیرند.

با این وجود تشخیص دوره‌های زمانی مازاد اعتباری بحث‌برانگیز بوده است، زیرا رشد اعتبار در کشورها و زمان‌های مختلف می‌تواند رفتارهای متفاوتی داشته باشد. سطح این نسبت در کشورهای مختلف متفاوت است و در طول زمان تغییراتی را از خود نشان می‌دهد؛ بعضی از این تغییرات ممکن است در اثر دوران‌های گذار اقتصادی در کشورها و یا اصلاحات و تغییرات نهادی باشند، برخی دیگر نیز در اثر تصمیمات نادرست سیاستی رخ می‌دهند؛ اما سؤال اصلی اینجاست که در چه دوره‌هایی اعتبار رشد مازاد دارد؟ چگونه می‌توان رشد طبیعی (ناشی از تعمیق مالی) را از رشد مخاطره‌آمیز مجزا کرد؟ پاسخ این سؤالات می‌تواند اثر مستقیم بر سیاست‌های اتخاذشده در حوزه کلان-مالی داشته باشد.

برای پاسخ به پرسش فوق یکی از روش‌های مرسوم، به‌کارگیری شاخص BCG[1] است که ذیل رویکردهای آماری دسته‌بندی می‌شود. شاخص BCG از اختلاف میان نسبت کل اعتبار به

1. Schularick & Taylor
2. Terrones & Mendoza

تولید ناخالص داخلی و فیلتر HP آن تعریف شده است. این شاخص به علت عملکرد خوب آن به‌عنوان یک هشداردهنده زودهنگام بحران بانکی انتخاب شده است (کمیته نظارت بانکی بازل[۲]، ۲۰۱۰). با این وجود، در مقالاتی همچون بانک مرکزی اروپا[۳]، (۲۰۱۷) یا درمن و یتمن[۴] (۲۰۱۸)، به محدودیت‌های روش BCG که در طول زمان آشکار شده، اشاره شده است. بابا و دیگران[۵]، (۲۰۲۰) نیز برخی از این محدودیت‌ها و نقدها را متذکر می‌شوند؛ بسیاری از نقدها ریشه در ماهیت کاملاً آماری BCG دارند.

در واکنش به این نقدها و در مقام مقایسه، این مقاله سعی دارد برخلاف مطالعات پیشین که رویکرد صرفاً آماری دارند، از طریق یک رهیافت نیمه آماری که بر مبنای نظریه‌های اقتصادی تعدیل می‌شود، دوره‌های مازاد اعتباری را شناسایی کند. در حقیقت این روش‌ها با عنوان روش‌های نیمه‌ساختاری شناخته می‌شوند.

۲- الگوی نظری

نظریه‌های قدیمی مانند اینس[۶]، (۱۹۱۴) در خصوص اعتبار وجود دارد که بر اساس آن تمام مبادلات موجود در اقتصاد می‌تواند به‌عنوان مبادلات اعتبار پایه نمایش داده شوند. لوین[۷] (۲۰۰۵)، تأکید می‌کند که عرضه ناکافی اعتبار به بخش خصوصی می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را محدود کند. بر اساس ورنر[۸] (۲۰۱۱)، ازآنجایی‌که بازار اعتبار سهمیه‌بندی شده است و به‌نوعی عرضه پول را تعیین می‌کند، کمیت و کیفیت ایجاد اعتبار عوامل کلیدی شکل‌دهنده اقتصاد هستند.

اعتبارِ بیشتر می‌تواند متضمن دسترسی آسان‌تر به منابع تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها و تحریک رشد اقتصادی باشد، اما تجارب کشورها به‌ویژه در دو دهه اخیر به‌نوعی وجود ارتباط میان رشد سریع اعتبار و بحران‌های مالی را شناسایی می‌کند. در همین زمینه رینهارت و رگف[۹] (۲۰۰۹)، بحران‌های مالی را در ارتباط کامل با رشد سریع اعتبار معرفی می‌کنند. طبق الکداگ و

1. Basel Credit Gap
2. BCBS (Basel Committee on Banking Supervision)
3. Europe Central Bank (ECB, 2017)
4. Drehmann & Yetman
5. Baba et al.
6. Innes
7. Levine
8. Werner
9. Reinhart & Rogoff

وو[1] (۲۰۱۱)، رشد سریع اعتبار حداقل به سه دلیل ممکن است ایجاد شود؛ تعمیق مالی، یک افزایش چرخه‌ای عادی (زمانی که تقاضا و دسترسی به اعتبار در دوران بازیابی اقتصادی تمایل به افزایش دارد) و نوسانات چرخه‌ای مازاد که عموماً رونق اعتباری نامیده می‌شود.

احتمال وقوع بحران مالی تحت تأثیر رشد سریع اعتبار موجب می‌شود تا دوره‌های رشد سریع اعتبار برای سیاست‌گذاران از اهمیت به‌سزایی برخوردار باشد. به‌منظور پوشش ابعاد ریسک‌های ناشی از رونق اعتباری، «بازل۳[2]» «حائل ضدچرخه‌ای سرمایه[3]» را معرفی می‌کند که بایستی بر همه بانک‌ها اعمال شود؛ «حائل ضدچرخه‌ای سرمایه» در پی آن است تا این اطمینان را ایجاد کند که مقررات مربوط به سرمایه بخش بانکی، محیط کلان مالی را که بانک‌ها در آن فعالیت می‌کنند، مدنظر قرار دهند (درمن و دیگران [4]، ۲۰۱۰). اما اولین گام در راستای این عملیات، تعیین موقعیت‌هایی است که رشد بیش از حد اعتبار وجود دارد.

ادبیات سنجش شکاف اعتباری عموماً از یکی از دو روش‌شناسی استفاده می‌کنند، رهیافت‌های آماری و رهیافت‌های ساختاری. در مورد اول معمولاً از فیلترها برای استخراج اجزاء چرخه‌ای از داده‌های اعتبار استفاده می‌شود و در رهیافت ساختاری عموماً مدلی تخمین زده می‌شود که بر اساس آن اعتبار به متغیرهای بنیادین نسبت داده می‌شود. مشهورترین روش آماری در این راستا رهیافت شکاف اعتباری بازل است که از فیلتر HP برای جداسازی جزء چرخه‌ای استفاده می‌کند. همیلتون[5] (۲۰۱۷) به لحاظ تکنیکی فیلتر HP را مورد بررسی قرار می‌دهد و با برشمردن نقاط ضعف آن نتیجه می‌گیرد که این فیلتر در هدف خود شکست می‌خورد. بانک مرکزی اروپا (۲۰۱۷)، در گزارش ثبات مالی خود یادآوری می‌کند که بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که شکاف بازل یکی از بهترین شاخص‌های هشداردهنده بحران‌های بانکی سیستمیک است، بااین‌حال، شکاف بازل ممکن است بعضاً شامل مشخصات نامطلوبی باشد که به سبب آن در همه کشورها و در همه زمان‌ها کاربرد نداشته باشد. درمن و یتمن[6] (۲۰۱۸)، به بررسی انتقادات وارد بر اندازه‌گیری مازاد اعتبار توسط مقیاس شکاف نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی به‌وسیله فیلتر HP پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که مقیاس‌های جایگزین برای شکاف اعتبار هیچ‌کدام بر روش پایه‌ای استفاده از فیلتر HP چیره نمی‌شوند. افضلی و دیگران، (۲۰۲۲) نیز شکاف اعتباری در ایران را از طریق این روش محاسبه کرده و

1. Elekdag & Wu
2. Basel III
3. Countercyclical Capital Buffer
4. Drehmann et al.
5. Hamilton
6. Drehmann & Yetman

نتیجه گرفته‌اند که شکاف اعتباری بازل قدرت خوبی در پیش‌بینی بحران‌های ارزی در ایران دارد. با این وجود، افزون بر نقدهای روش‌شناسی که به این رهیافت وارد است، همواره این بحث وجود داشته است که چگونه یک روش صرفاً آماری می‌تواند راهنمای سیاست‌گذاری اقتصادی باشد، بنابراین رشته‌ای از ادبیات رهیافت‌های ساختاری، مدل مبنا را برای این منظور انتخاب کرده‌اند.

در رهیافت ساختاری، روند موجود در اعتبار به‌وسیله رگرس کردن اعتبار روی تعیین‌کنندگان بنیادین آن تعیین می‌شود و سپس پسماندهای این رگرسیون به‌عنوان شکاف اعتباری معرفی می‌شود. در سال ۲۰۱۴ و در قالب مطالعه صندوق بین‌المللی پول، بدهی سرانه بخش خصوصی روی تولید ناخالص سرانه و نرخ بهره اسمی رگرس شده و یک مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL[1]) بر روی داده‌های پانل ۳۶ کشور اروپایی اجرا شده است. گالان و منشیا[2] (۲۰۱۸)، از یک مدل تصحیح خطای برداری[3] روی اعتبار کل اختصاص‌یافته به بخش خصوصی استفاده کرده‌اند. این مدل به‌عنوان یک شاخص هشدار زودهنگام در برخی کشورها بر HP چیره شده و در برخی دیگر کشورها این موضوع مشاهده نشده است، این وضعیت نشان می‌دهد که یافتن روشی مناسب برای همه کشورها بسیار سخت می‌باشد.

در این مقاله رویکرد میانه‌ای اتخاذ شده است؛ به‌این‌ترتیب که اگرچه مانند روش‌های آماری از رویه فیلتر کردن داده‌ها استفاده می‌شود، اما با به‌کارگیری روش کالمن، اساس روابط بین متغیرهای مختلف بر اساس نظریه‌های اقتصادی تنظیم می‌شود. الگوی به‌کارگیری شده در این مطالعه برای تشکیل معادلات نیمه‌ساختاری به لحاظ نظری مشابه مدل‌های همپوشانی بین نسلی می‌باشد. از دلایل انتخاب این مدل می‌توان به مواردی اشاره کرد؛ نخست ناهمگونی از نظر سن باید تعیین‌کننده اعتبار خانوار باشد، زیرا بر الگوهای استقراض و پس‌انداز چرخه عمر تأثیر می‌گذارد. از سویی محدودیت‌های استقراض باید بر سطح اعتبار خانوار تأثیر بگذارد. هم‌چنین به نظر می‌رسد که داشتن نظریه‌ای درباره روند اعتبار به‌جای نوسانات دوره‌ای مناسب‌تر می‌باشد، زیرا سطح اعتبار نسبت به تولید ناخالص داخلی در ایران در ۲۰ سال گذشته به طرز قابل‌توجهی افزایش یافته است. ازاین‌رو به نظر می‌رسد یک مدل همپوشانی نسلی که دارای ویژگی‌های بالا می‌باشد، نسبت به مدل‌های تعادل عمومی تصادفی که در بیشتر موارد فرآیندهای تصادفی را برای اجزای روند خود فرض می‌کند، مناسب‌تر باشد.

1. Auto Regressive Distributed Lags
2. Galán & Mencia
3. VECM

در این راستا از چارچوب توسعه داده شده توسط اگرتسون و دیگران[1] (۲۰۱۹) بهره‌گیری می‌شود. البته تغییرات قابل توجهی بر اساس مطالعه لانگ و ولز[2] (۲۰۱۸) و شرایط نمونه مورد مطالعه و اهداف این مقاله بر الگو اعمال می‌شود. الگوی پایه سه بخش از زندگی را درنظر می‌گیرد: جوان، میانسال و کهنسال. طبق ساختار این الگو، اشخاص جوان از اشخاص میانسال که به‌منظور بازنشستگی پس‌انداز می‌کنند، قرض می‌گیرند. عملیات قرض‌گیری و قرض‌دهی از طریق یک ورقه یک دوره‌ای بدون ریسک (B^i_t , i= y, m & o) صورت می‌گیرد، y، m و o به‌ترتیب نماد جوان، میانسال و کهنسال هستند. اشخاص جوان با یک محدودیت قرض‌گیری (D_t) که در الگوی اولیه برون‌زا درنظر گرفته شده است، مواجه می‌باشند:

$$(1 + r_t)B_t^i \leq D_t \qquad (۱)$$

همچنین به‌منظور درنظر گرفتن نابرابری درآمدی، فرض می‌شود بخش معینی از میانسالان (η) به دلیل درآمد پایین کماکان نیازمند قرض‌گیری هستند. در تعادل تقاضای اشخاص جوان و میانسال با درآمد پایین با عرضه اعتبار توسط اشخاص میانسال با درآمد بالا، برابر و در این نقطه نرخ بهره تعادلی مشخص می‌شود. اگر حالت حدی محدودیت قرض‌گیری به‌صورت زیر درنظر گرفته شود:

$$(1 + r_t)B_t^i = D_t \qquad (۲)$$

تقاضای کل اعتبار (C_t^d) از جمع تقاضای اشخاص جوان و اشخاص میانسال با درآمد پایین به دست می‌آید:

$$C_t^d = N_t B_t^y + \eta N_{t-1} B_{t-1}^{m,L} \qquad (۳)$$

که N_t اندازه نسل متولد دوره t است. با ترکیب معادلات (۲) و (۳)، در نرخ بهره تعادلی برای تقاضای کل اعتبار خواهیم داشت:

$$C_t^* = (1 + \frac{\eta}{1 + g_t})\, N_t \frac{D_t}{1 + r_t^*} \qquad (۴)$$

که در آن $g_t = (\frac{N_t}{N_{t-1}} - 1)$ نرخ رشد جمعیت بین دو نسل و r_t^* نرخ بهره واقعی تعادلی می‌باشد. این معادله نقطه آغازین است که سعی می‌شود تغییرات لازم برای نزدیک شدن به‌صورتی از معادله که بتوان از آن برای پژوهش داده محور استفاده کرد، روی آن اعمال شود.

1. Eggertsson et al
2. Lang & Welz

اگرچه D_t در مقاله اگرتسون و دیگران (۲۰۱۹) به‌صورت برون‌زا درنظر گرفته شده است، اما می‌توان با توجه به تحلیل انگیزه‌ها در دنیای واقعی، توصیفی از عوامل مؤثر بر آن داشت؛ عموماً دو نوع از محدودیت در عرضه اعتبار در دنیای واقعی وجود دارد؛ وثیقه‌ای و درآمدی. اگر تمرکز بر محدودیت درآمدی باشد، بر این اساس می‌توان D_t را به‌صورت تابعی از میزان درآمد انتظاری تعریف کرد، بنابراین D_t به‌صورت تابعی از درآمد آتی تعریف می‌شود:

$$D_t = \theta_t E_t[Y_{t+1}^h] \quad (۵)$$

که در آن حداکثر ظرفیت قرض‌گیری به بخشی از درآمد انتظاری $E_t\,[Y_{t+1}^h]$ محدود شده است. θ_t میزان تسهیل در قرض‌گیری می‌باشد که با سطح توسعه‌یافتگی و البته فضای کلان اقتصادی ارتباط دارد. به یک بیان θ_t قسمتی از درآمد انتظاری آتی است که می‌تواند قرض گرفته شود که این سهم در طول زمان و با توجه به محیط اقتصادی متغیر می‌باشد، بنابراین عواملی که بر تسهیل قرض‌گیری در یک نظام اقتصادی مؤثر هستند، می‌توانند θ_t را در طول زمان تعیین کنند. به‌عنوان مثال می‌توان به سطح توسعه‌یافتگی اقتصادی و کیفیت نهادی اشاره کرد. در اینجا فرض می‌شود که پارامتر θ_t تابعی از کیفیت نهادی باشد.

با ترکیب محدودیت‌های مطرح شده در معادله (۵) با معادله (۴) و بازنویسی اعتبار تعادلی و در مقیاس لگاریتم طبیعی خواهیم داشت:

$$lnC_t^* = ln\left(1 + \frac{\eta}{1+g_t}\right) + lnN_t + ln\,\theta_t + ln(E_t[Y_{t+1}^h]) - ln(1+r_t^*) \quad (۶)$$

معادله (۶) را می‌توان به‌صورت جزئی‌تری بازنویسی کرد؛ اگر فرض شود درآمد کل قابل‌تصرف خانوار سهمی از تولید ناخالص کل باشد که به‌صورت مساوی میان خانوارها تقسیم شده است:

$$Y_t^h = \lambda_t \frac{Y_t}{P_t} \quad (۷)$$

λ_t سهم درآمد قابل تصرف خانوار از تولید ناخالص ملی، Y_t تولید ناخالص ملی و P_t جمعیت می‌باشد. از سوی دیگر طبق لوبچ و ویلیامز[1] (۲۰۰۳)، در مورد داده‌های تولید ناخالص امریکا و همچنین کار عباسی نژاد و کاوند (۱۳۸۶) روی داده‌های ایران، تولید ناخالص داخلی دارای یک‌روند (y_t^*) خطی به همراه یک جزء چرخه‌ای ($\hat{y}_t$) از نوع AR(2) است. روند تولید نیز توسط مقدار گذشته خود و نرخ رشد تصریح می‌شود و بنابر فرض معمول نرخ رشد روند یک فرآیند گام تصادفی درنظر گرفته می‌شود:

$$lnY_t = y_t = y_t^* + \hat{y}_t \quad (۸)$$

1. Laubach & Williams

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1}^{y^*} + \varepsilon_t^* \quad (۹)$$

$$g_t^{y^*} = g_{t-1}^{y^*} + \varepsilon_t^{g^{y^*}} \quad (۱۰)$$

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + \hat{\varepsilon}_t \quad (۱۱)$$

تصریحات ارائه شده در معادلات (۷) تا (۱۱) اجازه می‌دهد که معادله (۶) به‌صورتی بازنویسی شود که متغیرهای کلان همچون تولید بالقوه، نرخ رشد بالقوه تولید و شکاف تولید را نیز شامل شود:

$$lnC_t = ln\left(1 + \frac{\eta}{1+g_t}\right) + ln\left(\frac{N_t}{P_t}\right) + ln(\theta_t) + y_t^* + g_t^{y^*} + \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-2} + ln(\lambda_{t+1}) - ln(1 + r_t^*) \quad (۱۲)$$

شرایط تعادلی مطرح شده در معادله (۱۲) گویای آن است که انباره اعتبار واقعی تابعی از رشد جمعیت g_t، نابرابری درآمدی η، ویژگی جمعیت یا به عبارتی سهم جمعیت جوان (قرض‌گیرنده‌ها) از کل جمعیت دارای درآمد $\frac{N_t}{P_t}$، تسهیل در قرض‌گیری (کیفیت نهادی) θ_t، تولید بالقوه y_t^*، رشد روند تولید $g_t^{y^*}$، شکاف تولید $\hat{y}_t$، سهم درآمد قابل تصرف از تولید ناخالص داخلی λ_{t+1}، و r_t^* نرخ بهره تعادلی می‌باشد. در بخش بعدی این معادله به‌عنوان مرجع سیستم معادلات شکاف اعتباری به کار گرفته خواهد شد.

۳- الگوی تجربی

۳-۱- الگو

بخش مهمی از تغییرات در اعتبار در طول زمان در کشورها مربوط به تغییرات روند اعتبار است تا تغییرات اجزاء چرخه‌ای (لانگ و ولز، ۲۰۱۸)، بنابراین به نظر می‌رسد بهتر آن است که روند اعتبار به‌وسیله عوامل بنیادی اقتصادی تصریح شده و چرخه اعتبار به‌عنوان یک فرآیند آماری جزء خطا درنظر گرفته شود.

الگوی نیمه‌ساختاری منتخب در این مقاله شامل سه معادله می‌باشد؛ نخست لگاریتم متغیر مشاهده شده اعتبار واقعی (c_t) به دو بخش روند (c_t^*) و چرخه $(\hat{c}_t)$ تجزیه شده است. سپس روند اعتبار به‌وسیله چند عامل تصریح شده است: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بالقوه واقعی (y_t^*)، لگاریتم نرخ بهره تعادلی (r_t^*)، لگاریتم شاخصی از سهولت قرض‌گیری (بر مبنای کیفیت نهادی) (γ_t^*) و لگاریتم نسبت جمعیت جوان به کل جمعیت فعال (dem_t)؛ این تصریح برگرفته از معادله (۱۲) در بخش پیشین می‌باشد. در تصریح اولیه این معادله از متغیر ضریب جینی به‌عنوان نماینده نابرابری درآمدی نیز استفاده شده که به دلیل عدم معناداری ضریب، در تصریح نهایی حذف شده

است. همچنین فرض شده است که چرخه اعتبار از یک فرآیند AR پیروی می‌کند که در ادبیات، فرضی معمول به شمار می‌رود، بنابراین سیستم معادلات زیر پدید می‌آید[۱]:

$$c_t = c_t^* + \hat{c}_t \quad (۱۳)$$

$$c_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_t^* + \alpha_2 r_t^* + \alpha_3 \gamma_t^* + \alpha_4 dem_t + \varepsilon_t^{c^*} \quad (۱۴)$$

$$\hat{c}_t = \beta_1 \hat{c}_{t-1} + \beta_2 \hat{c}_{t-2} + \varepsilon_t^{\hat{c}} \quad (۱۵)$$

در مورد تولید ناخالص داخلی واقعی بالقوه و نرخ بهره تعادلی که غیرقابل مشاهده هستند، دو گونه رویکرد وجود دارد؛ رویکرد نخست این است که این متغیرهای غیرقابل مشاهده همزمان و به‌صورت درون‌زا از طریق مجموعه معادلات تخمین زده شوند. رویکرد بعدی این است که این متغیرها به‌صورت مشاهده‌شده فرض شوند. اگرچه از نظر اعتبار در تصریح مدل رویکرد اول برتری دارد، اما ممکن است به دلیل حفظ اختصار در معادلات و کاهش تعداد پارامترهایی که می‌بایست در یک مرحله تخمین زده شوند و به تعبیری دیگر، بالا بردن احتمال همگرایی مدل، رویکرد اول برگزیده شود. در این پژوهش برای به دست آوردن معیاری از تولید ناخالص داخلی بالقوه، از شکل فیلترشده آن از طریق فیلتر HP استفاده می‌شود[۲]؛ اما در مورد نرخ بهره تعادلی از رویکرد میانه استفاده شده است؛ به‌این‌ترتیب که اگرچه نرخ بهره تعادلی در این مطالعه به‌نوعی مشاهده شده درنظر گرفته شده، اما برای ورود این داده از تخمین به‌وسیله سیستم معادلات فضا–حالت استفاده شده که در آن نرخ بهره تعادلی به‌عنوان یک متغیر غیرقابل مشاهده تخمین زده شده است.

الگوی نیمه‌ساختاری شکاف اعتباری در این پژوهش از طریق یک مدل فضا حالت و به‌وسیله تابع حداکثر درستنمایی تخمین زده می‌شود. محاسبه تابع درستنمایی در این حالت از طریق فیلتر کالمن[۳] انجام می‌گیرد. این رهیافت پیش از این در ادبیات مربوط به چرخه‌های

---

۱. در معادله (۱۴) در مقایسه با معادله ساختاری (۱۲)، برخی متغیرها حذف شده‌اند؛ متغیر مربوط به نابرابری درآمدی برای سری‌های زمانی بلندمدت آن هم در تواتر بالا (فصلی) در دسترس نیست. رشد روند تولید ناخالص داخلی نیازمند تخمین است که به دلیل ساده‌سازی حذف شد. سهم قابل تصرف از درآمد نیز در معادله فوق جای ندارد، زیرا با توجه به طول سری زمانی این مطالعه، این متغیر تقریباً با ثبات است. سری زمانی "سهم درآمد قابل تصرف از تولید ناخالص داخلی" از طریق کسر درآمدهای مالیاتی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت محاسبه شد؛ انحراف معیار این متغیر در طول زمان کمتر از ۰/۰۲ است.

۲. در خصوص متغیر تولید ناخالص داخلی در ایران، نتایج سایر روش‌های فیلترینگ از جمله CF و BK مشابه HP است. به‌علاوه روش دیگری که می‌توان برای این منظور به‌کار گرفته شود ورود متغیر تولید بالقوه به صورت یک متغیر درون‌زا به همراه چند معادله فضا – حالت به سیستم معادلات فعلی است؛ این رویکرد چندین مرحله مورد آزمایش قرار گرفت، لیکن در خصوص داده‌های ایران الگو همگرا نشد.

۳. فیلتر کالمن یک ابزار قوی و سازگار برای کابردهای مختلف اقتصادی است. این فیلتر در اصل یک روش حداقل مربعات است و بنابراین تخمین زننده‌های حداقل میانگین مربعات (با فرض نرمالیتی) به دست می‌دهد (Kaur, 2006).

تجاری و برای تخمین تولید ناخالص داخلی بالقوه و نرخ بهره مورد استفاده قرار گرفته است (مانند بلاگریف و دیگران[۱]، (۲۰۱۵) و هلستون و دیگران[۲]، (۲۰۱۶)). در مطالعات مذکور به‌طور معمول روندها به‌صورت تصادفی تعریف شده‌اند، درحالی‌که در این پژوهش روند در نسبت با عوامل بنیادین اقتصادی تعریف شده است. به‌دلیل تصریح سیستم معادلاتی شامل متغیرهای بنیادین مختلف به همراه بهره‌گیری از رهیافت فیلترینگ تحت روش کالمن، صورت کلی چنین روشی موسوم به MVF[۳] می‌باشد.

در مدل‌های فضا – حالت مرسوم است که در مورد برخی ضرایب از مقادیر اولیه و یا مقادیر ثابت پیشین استفاده شود. به‌صورت شهودی (و تجربی طبق لانگ و ولز (۲۰۱۸))، ضریب تولید بالقوه در معادله روند برابر با یک درنظر گرفته می‌شود[۴]. سایر پارامترها شامل عرض از مبدأ، ضریب نرخ بهره تعادلی، ضریب نرخ وابستگی جمعیت، ضریب کیفیت نهادی، انحراف معیار شوک‌ها در معادله روند اعتبار، ضرایب متغیرهای بازگشتی و انحراف معیار شوک چرخه اعتبار، می‌بایست تخمین زده شوند.

۳-۲- داده‌ها

متغیر جمعیتی به‌صورت نسبت جمعیت جوان از کل جمعیت فعال درنظر گرفته شده است؛ برای این منظور سهم جمعیت ۱۵ تا ۳۹ ساله از کل جمعیت ۱۵ تا ۶۴ ساله، با بهره‌گیری از داده‌های مرکز آمار محاسبه شده است. برای متغیر کیفیت نهادی از شاخص‌های جهانی حکمرانی (WGI[۵]) استفاده می‌شود؛ این شاخص‌ها شامل شش زیرشاخص می‌باشد[۶] (CC, GE, PV, RQ, RL,VA). تخمین هریک از این شاخص‌ها امتیاز کشورها را در واحدهای توزیع نرمال استاندارد بیان می‌کند و به تعبیری دیگر، امتیازات بین ۲٫۵- (عملکرد ضعیف) تا ۲٫۵+ (عملکرد قوی) قرار دارند. در این مطالعه متوسط این شاخص‌ها به‌عنوان نماینده وضعیت کیفیت نهادی به‌کارگیری شده است.[۷]

---

1. Blagrave et al.
2. Holston et al.
3. Multivariate Filter

۴. توضیح آنکه اگر دو اقتصاد از همه ابعاد شرایط یکسانی داشته باشند، به جز اینکه یکی نسبت به دیگری اندازه دو برابر داشته باشد، نسبت اعتبار تعادلی به تولید بالقوه می‌بایست در این دو اقتصاد یکسان باشد.

5. Worldwide Governance Indicators
6. Control Corruption, Government Effectiveness, Political Stability and Absence of Violence/Terrorism, Regulatory Quality, Rule of Law, Voice and Accountability.

۷. شاخص‌های حکمرانی به صورت سالانه منتشر می‌شود و در اینجا از تخمین فصلی از داده‌هایی که نتیجه آن با داده‌های سالانه انطباق دارد، استفاده شده است. در این حالت جمع یا میانگین داده‌های فصلی در آن بازه با مقطع سالانه برابر می‌باشد. این رویکرد در مورد سری‌هایی که تغییرات فصلی آن‌ها بسیار محدود و فاقد تفسیر مشخص است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. لذا در زمینه داده شاخص‌های حکمرانی که از اساس، حاوی تغییرات بلندمدت است (نه فصلی) کاربرد دارد.

پیش از این فرض شده که پارامتر θ_t تابعی از کیفیت نهادی (متوسط شاخص‌های فوق) باشد. به‌منظور انتخاب فرم تبعی می‌بایست به این نکته توجه داشت که ظرفیت قرض‌گیری از درآمدهای آتی در کریدوری با کف صفر (یا نزدیک به آن) و سقفی مشخص (مثلاً $\bar{\theta}$) قرار می‌گیرد (سقف کریدور هنگامی حاصل می‌شود که کیفیت نهادی به سطح اشباع رسیده باشد.) در ابتدا بهبود در کیفیت نهادی اثرات قابل‌توجهی بر تسهیل در قرض‌گیری دارد و با گذشت زمان این تأثیر کمتر می‌شود. با این تفاسیر انتخاب یک رابطه غیرخطی میان کیفیت نهادی و میزان تسهیل محدودیت‌های قرض‌گیری، مناسب به نظر می‌رسد. بدین منظور می‌توان پیرو پیشنهاد لانگ و ولز (۲۰۱۸) و رویز[1] (۲۰۱۵)، تابعی به‌صورت زیر تعریف کرد[2]:

$$\theta_t = \bar{\theta}\frac{1}{1+e^{-k(IQ_t-x_0)}} = \bar{\theta}\gamma_t \qquad (۱۶)$$

۴- نتایج و بحث

جدول (۱)، نتایج تخمین مدل روند اعتبار در سیستم فضا حالت را نمایش می‌دهد؛ مطابق این نتایج، در فاصله سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۸، ضریب متغیر لگاریتم نرخ بهره واقعی تعادلی ۱٫۹۹- می‌باشد. ضرایب لگاریتم متغیرهای نسبت جوانی جمعیت و لگاریتم کیفیت نهادی به‌ترتیب برابر با ۳٫۶۶ و ۲٫۶۲ است. رقم ضریب انحراف معیار شوک نیز برابر با ۴٫۸ محاسبه شده است. تمامی ضرایب در سطح معناداری ۰٫۰۱ معنادار هستند.

جدول ۱. نتایج تخمین مدل روند اعتبار در ایران ۱۳۷۲- ۱۳۹۸

متغیر	لگاریتم نرخ بهره تعادلی	لگاریتم نسبت جمعیت جوان	لگاریتم کیفیت نهادی	انحراف معیار شوک
ضریب	(۱/۹۹)**	۳/۶۶**	۲/۶۲**	۴/۸**
خطای استاندارد	۰/۱۹	۰/۲۹	۰/۲	۰/۱۶
تعداد مشاهده	۱۰۷			

منبع: یافته‌های تحقیق

در شکل (۱)، نتایج حاصل از مدل در قالب شکاف اعتباری در فاصله سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۸ ترسیم شده است؛ نمودار خطی اعتبار واقعی و نمودار خطچین روند تخمینی اعتبار را براساس مدل MVF که در بخش‌های پیشین تصریح شده، نمایش می‌دهد. نمودار ستونی نیز

1. Ruiz

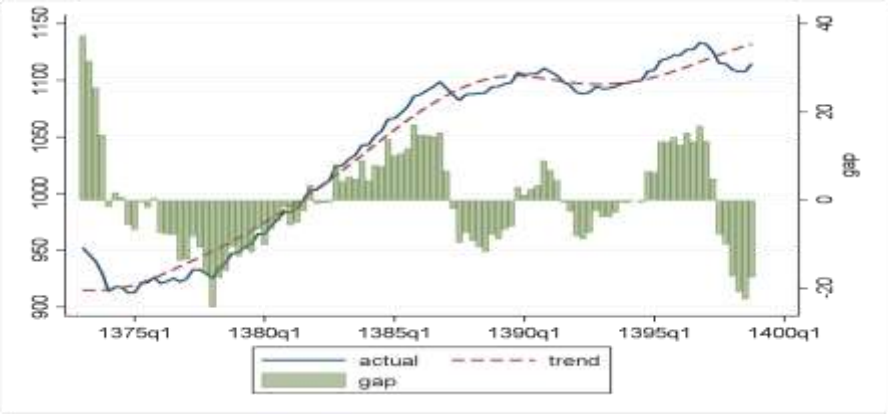
۲. نتیجه ترسیم تابع معادله (۱۶) نمودار S شکل است که k و x_0 به ترتیب شیب و طول نقطه میانی آن هستند.

شکاف اعتبار است. همان‌گونه که از شکل (۱) پیداست، سری زمانی شکاف اعتبار حاصل از مدل MVF را می‌توان به شش دوره زمانی تقسیم‌بندی کرد: اول: ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ دوم: ۱۳۸۳ تا میانه ۱۳۸۷ سوم: میانه ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ چهارم: ۱۳۹۴ تا نیمه ۱۳۹۷. پنجم: نیمه ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸.

۴-۱- تجزیه اثرات

اصولاً یکی از مهم‌ترین فواید استفاده از مدل‌های ساختاری در مقایسه با مدل‌های آماری در سنجش شکاف اعتباری، این است که این مدل‌ها توان تحلیل عوامل مؤثر بر ایجاد شکاف اعتباری شامل تولید ناخالص داخلی بالقوه، نرخ بهره واقعی طبیعی، نسبت جمعیت جوان و کیفیت نهادی را ارائه می‌کنند. چارچوب مدل MVF اجازه می‌دهد تا تغییرات شکاف اعتباری طبق معادله زیر به عوامل مؤثر تجزیه شود:

$$\Delta\hat{c}_t = \Delta c_t - \Delta\varepsilon_t^{c^*} - \Delta y_t^* - \alpha_2\Delta r_t^* - \alpha_3\Delta\gamma_t - \alpha_4\Delta dem_t \qquad (۱۷)$$

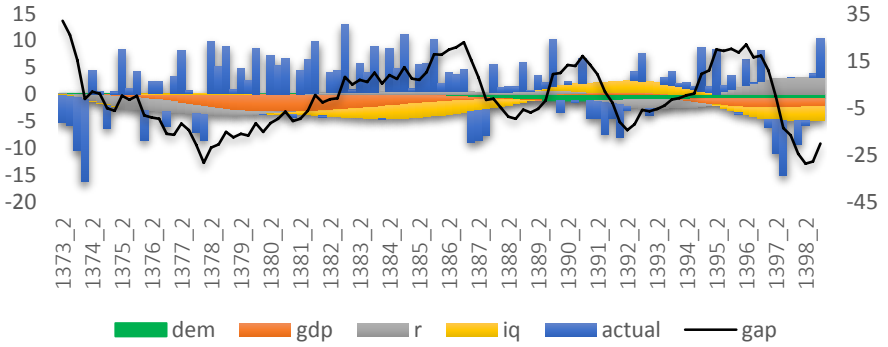


منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۱. شکاف اعتباری در ایران بر مبنای مدل MVF (لگاریتمی) ۱۳۷۳ - ۱۳۹۸

به عبارت دیگر، تغییرات در شکاف اعتباری به‌موجب افزایش اعتبار واقعی (خالص شده از شوک‌ها $\Delta c_t - \Delta\varepsilon_t^{c^*}$) افزایش می‌یابد و با افزایش عواملی که روند اعتبار را بالا می‌برند، کاهش می‌یابد. این تجزیه تغییرات شکاف اعتباری بسیار مفید است، زیرا مشخص می‌کند در هر مقطع زمانی آیا رشد اعتبار بالاتر از حد توجیه شده توسط تغییرات در پایه‌های اقتصادی است یا خیر و هم‌چنین نشان می‌دهد که کدام تغییرات خاص در بنیادهای اقتصادی سطح معینی از رشد اعتبار را توجیه می‌کنند. این موضوع می‌تواند موجب دستیابی به یک روایت اقتصادی از تحولات اعتبار شود.

شکل (۲)، نمایانگر تجزیه عوامل مؤثر بر شکل‌گیری شکاف اعتبار در ایران است؛ نمودار خطی، شکاف اعتباری را نشان می‌دهد که مقیاس آن بر محور عمودی سمت راست درج شده است. نمودار ستونی آبی رنگ مربوط به تغییرات اعتبار واقعی می‌باشد و سایر نمودارها هر یک نمایانگر تغییرات یکی از عوامل بنیادین مؤثر بر روند اعتبار هستند (رنگ سبز نسبت جمعیت جوان، رنگ نارنجی تولید ناخالص داخلی بالقوه واقعی، رنگ خاکستری نرخ بهره طبیعی حقیقی و رنگ زرد کیفیت حکمرانی). مطابق معادله (17)، تغییرات به وجود آمده در شکاف اعتباری (نمودار خطی) تحت تأثیر تغییرات اعتبار واقعی (نمودار ستونی آبی رنگ) و یا تغییرات روند اعتبار اتفاق می‌افتد. میزان تأثیر عوامل بنیادین بر روند اعتبار و درنتیجه بر شکاف اعتباری نیز در شکل مشخص است.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۲. تجزیه عوامل مؤثر بر شکاف اعتبار در ایران ۱۳۷۳ - ۱۳۹۸

از اوایل دهه ۸۰ تا سال ۱۳۸۶ رشد اعتباری مازاد وجود دارد که به‌تدریج افزایش می‌یابد؛ بر اساس شکل (۲)، در این دوره تغییرات انباره اعتبار واقعی (به تعبیری بالفعل) چشمگیر بوده و ازاین‌رو فشار قابل ملاحظه‌ای بر بروز شکاف اعتباری مثبت ایجاد کرده است. همان‌گونه که از شکل پیداست، در این بازه تغییرات دو عامل تولید ناخالص واقعی و کیفیت حکمرانی با تأثیری که بر افزایش روند اعتبار دارند، در جهت عکس نیروی حاصل از رشد اعتبار واقعی عمل می‌کنند که البته نمی‌تواند بر اثر افزایشی ناشی از تغییرات انباره اعتبار غلبه داشته باشد. از میانه این بازه، با کاهش اثرات ناشی از تولید ناخالص واقعی و تسهیل در قرض‌گیری، شکاف اعتباری به اوج می‌رسد. مشخصه‌ها و سیاست‌های قابل توجه در مورد اعتبار واقعی در این دوره عبارتند از نوعی آزادسازی مالی با آغاز بانکداری خصوصی در اقتصاد ایران و البته کاهش دستوری سود تسهیلات از سال ۱۳۸۴ (به‌طوری‌که طبق آمار بانک مرکزی سود موزون تسهیلات از حدود ۱۸ درصد در سال ۱۳۸۴ به حدود ۱۲ درصد در سال ۱۳۸۶ کاهش یافت).

از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸، شکاف اعتباری کاهش یافته است؛ این کاهش به‌طور عمده تحت تأثیر کاهش رشد انباره اعتبار بالفعل می‌باشد، از سویی اثر عوامل مسلط بر روند اعتبار، به‌ویژه تولید ناخالص داخلی واقعی (با شروع تحریم‌ها)، بسیار ضعیف شده است. البته در محدوده این سال‌ها اثر منفی عامل نسبت جمعیت جوان بر شکاف اعتبار، به‌تدریج پدیدار می‌شود که البته در این بازه قدرت خنثی‌سازی اثرات مخالف را ندارد. از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۱ شکاف اعتباری مثبت پدیدار می‌شود؛ در این مقطع تغییرات اعتبار بالفعل و عوامل مؤثر بر روند اعتبار اثرات همسویی در افزایش شکاف اعتباری دارند. به‌طور خاص در این بازه اثر متغیر کیفیت حکمرانی بر شکاف اعتباری مثبت است. در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ شکاف اعتباری مثبت حذف می‌شود، در این بازه انباره اعتبار رشد منفی داشته و عوامل مؤثر بر روند اعتبار نیز اثر مثبت بسیار ناچیزی دارند (و تقریباً یکدیگر را خنثی کرده‌اند)، به‌طوری‌که اثرات منفی نرخ بهره و نسبت جمعیت جوان بر شکاف اعتبار با اثر مثبت کیفیت حکمرانی تقریباً برابر است. پس از این و از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵، شکاف اعتباری افزایش می‌یابد؛ این افزایش بیشتر تحت تأثیر تغییرات اعتبار بالفعل می‌باشد. در این بازه عوامل مؤثر بر روند کماکان یکدیگر را خنثی کرده‌اند. از سال ۱۳۹۵ تا اواسط ۱۳۹۸ رشد اعتبار مازاد وجود ندارد، به‌طوری‌که از سال ۱۳۹۷ شکاف منفی می‌شود؛ این پدیده علاوه بر کاهش رشد انباره اعتبار تحت تأثیر نیروی کاهشی نسبت جمعیت جوان، تولید ناخالص داخلی واقعی و کیفیت حکمرانی می‌باشد. نرخ بهره تعادلی در این بازه اثر افزایشی قابل‌ملاحظه‌ای بر شکاف اعتبار دارد که البته نمی‌تواند بر اثرات پیش‌گفته فائق آید.

جدول ۲. تحلیل شکاف اعتباری در ایران بر اساس تجزیه عوامل مؤثر

بازه	شکاف اعتباری	اثر رشد اعتبار بالفعل	اثر روند	عوامل مسلط بر روند	رخدادهای مرتبط احتمالی
۱۳۷۴ تا ۱۳۸۰	خیر	منفی	منفی	تولید و نرخ بهره طبیعی	
۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶	بله	مثبت قوی	منفی	تولید و کیفیت حکمرانی	آغاز بانکداری خصوصی- کاهش دستوری سود تسهیلات از سال ۱۳۸۴
۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸	خیر	منفی	منفی ضعیف	کیفیت حکمرانی و شاخص جمعیتی	آغاز تحریم‌ها علیه صنعت انرژی و حمل‌ونقل و برخی بانک‌ها
۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱	بله	مثبت	مثبت	کیفیت حکمرانی و شاخص جمعیتی	ناآرامی‌های داخلی - تحریم مستقیم خرید نفت
۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳	خیر	منفی	مثبت ضعیف	کیفیت حکمرانی، شاخص جمعیتی و نرخ بهره طبیعی	
۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵	بله	مثبت	خنثی	تولید، شاخص جمعیتی و نرخ بهره طبیعی	برنامه جامع اقدام مشترک (موسوم به برجام)
۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸	خیر	منفی	منفی	تولید، شاخص جمعیتی و نرخ بهره طبیعی و کیفیت حکمرانی	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از شکل (۲) مشخص است، تغییرات متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی از اواسط دهه ۷۰ تا اواخر دهه ۸۰، اثر قابل ملاحظه‌ای بر افزایش روند اعتبار (کاهش شکاف اعتباری) داشته است. به نظر می‌آید این پدیده بیشتر تحت تأثیر افزایش درآمدهای نفتی در این دوره اتفاق افتاده است. در اواخر دهه ۸۰ و به‌طور خاص از ۱۳۸۶ با آغاز تحریم‌هایی علیه صنعت انرژی و حمل‌ونقل و برخی بانک‌های ایرانی توسط امریکا و اتحادیه اروپا و البته افزایش قابل ملاحظه تورم، اثر مثبت تغییرات تولید ناخالص داخلی بر روند اعتبار به‌تدریج حذف می‌شود. تشدید تحریم‌های پیش‌گفته و به‌ویژه تحریم مستقیم خرید نفت از ایران از ابتدای دهه ۹۰، موجب می‌شود تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی در فاصله سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ حتی اثر کاهشی (اندکی) بر روند اعتبار داشته باشد. با این وجود از سال ۱۳۹۴ به دلایلی از جمله دورنمای مثبت اقتصادی ناشی از برنامه جامع اقدام مشترک (موسوم به برجام) بین ایران و کشورهای ۵+۱، اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر روند اعتبار پدیدار می‌شود.

تغییرات کیفیت حکمرانی از اوایل دهه ۸۰ اثر مثبت خود را بر روند اعتبار آشکار می‌کند. از سال ۱۳۸۵ این اثر مثبت رو به کاهش می‌گذارد و در سال ۱۳۸۹ حذف می‌شود. پس از این سال، متغیر کیفیت حکمرانی اثر منفی بر روند اعتبار دارد، البته این اثر منفی از سال ۱۳۹۲ رو به کاهش می‌گذارد تا اینکه از سال ۱۳۹۵ دوباره به اثر مثبت تبدیل می‌شود. زنجیره اتفاقات مرتبط با پرونده هسته‌ای بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ و همچنین بروز ناآرامی‌های داخلی در سال ۱۳۸۸ می‌توانند به‌عنوان دلایل اثرات منفی معرفی شوند. نسبت جمعیت جوان از اوایل دهه ۸۰ اثر مثبت خود را بر روند اعتبار آشکار می‌کند. به عبارتی دیگر از این زمان پنجره جمعیتی جوان به‌عنوان یکی از عوامل جذب اعتبار به شمار می‌رود. اثر این متغیر در اوایل دهه ۹۰ به اوج می‌رسد و پس از آن با شیبی بسیار کم در حال کاهش است.

بر اساس شکل (۲)، رابطه میان تغییرات نرخ بهره طبیعی و تغییرات انباره اعتبار متغیر است؛ اگرچه تغییر جهت این ارتباط می‌تواند ناشی از تغییرات در نیروهای عرضه و تقاضای اعتبار و میزان واکنش آن‌ها به تغییرات نرخ بهره طبیعی باشد، اما به دلایلی ارائه تفاسیر مشابه در این مورد مشکل است. توضیح آنکه به دلیل کاهش دستوری نرخ وام‌دهی در برخی سال‌ها، وجود موضوع تسهیلات تکلیفی و همچنین بحث امهال تسهیلات بانکی، تحلیل اثرات بدون توجه به این قیدها ممکن نیست.

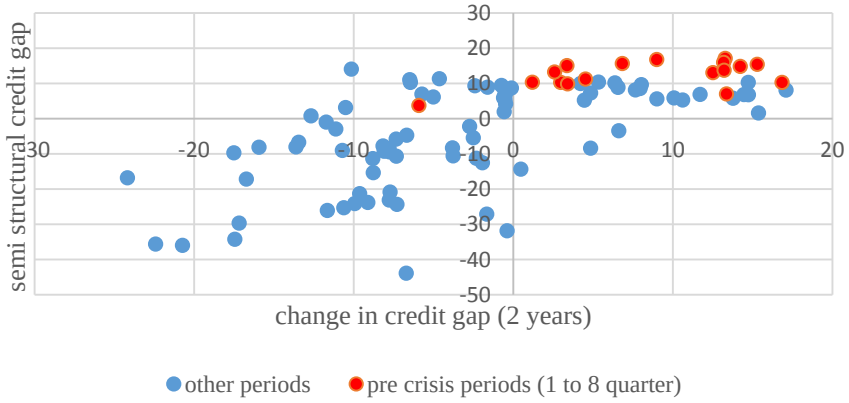
نکته قابل توجه اینکه به‌طور معمول برخی از عواملی که در این قسمت مورد بررسی قرارگرفته‌اند، خودشان از رونق اعتباری تأثیر می‌گیرند. ازآنجاکه اعطای وام، عامل پشتیبان برای مصرف تلقی می‌شود، رشد تسهیلات اختصاص‌یافته به بخش خصوصی می‌تواند سبب تحریک تقاضای کل فراتر از چارچوب تولید بالقوه شده و اقتصاد واقعی را وارد دوران رونق بیش از حد

عادی کند. این شرایط اثراتی را روی تورم، کسری حساب جاری، نرخ بهره، بازدهی بازارهای مختلف و نرخ ارز واقعی اعمال می‌کند. البته در همین زمان بانک‌ها و مؤسسات اعتباری انتظارات خوش‌بینانه‌ای نسبت به توانایی بازپرداخت وام‌گیرندگان داشته و بنابراین ممکن است متقاضیان پرخطر نیز هدف وام‌دهی قرار گیرند. نتیجه این است که حجم وام‌هایی که به‌طور بالقوه ریسک بازگشت بالایی دارند، افزایش می‌یابد، بنابراین ممکن است نوعی درون‌زایی در تغییرات عوامل مؤثر بر روند وجود داشته باشد که تفاسیر ارائه شده در این بخش را تحت تأثیر قرار دهد.

۴-۲- پیش‌بینی بحران‌ها

مطالعات مختلفی دریافته‌اند که متغیر اعتبار و مشتقات آماری آن و همچنین متغیر قیمت دارایی‌ها، قدرت خوبی به‌عنوان تشخیص‌دهنده زودهنگام بحران‌های مالی دارند (بوریو و درمن[1] (۲۰۰۹)، بوریو و لو[2] (۲۰۰۲)، دتکن و دیگران[3] (۲۰۱۴)، شولاریک و تیلور[4] (۲۰۱۲)). در این مطالعه از شکاف اعتباری به دست آمده از روش نیمه‌ساختاری و البته تغییرات دوسالانه آن به‌عنوان پیش‌بینی کننده بحران‌های ارزی استفاده شده است. شکل (۳)، الگوی شکاف اعتباری نیمه ساختاری را نشان می‌دهد؛ میزان شکاف تخمینی در محور عمودی و تغییرات آن در محور افقی ترسیم شده است. نقاط قرمز نماینده بازدهی یک تا هشت فصل پیش از دو بحران ارزی اخیر (۱۳۹۱-۱۳۹۰ و ۱۳۹۸-۱۳۹۷) هستند و نقاط آبی مربوط به دیگر بازه‌های زمانی می‌باشند. به‌جز یک مورد در تمامی بازه‌های پیش از بحران، میزان شکاف اعتباری و تغییرات آن مثبت است، بنابراین شکاف اعتباری محاسبه شده قدرت قابل توجهی در هشدار بحران‌ها دارد، زیرا اگرچه تمام نقاط سمت راست و بالای نمودار به بحران ختم نشده‌اند، اما تمام بازه‌های پیش از بحران در این قسمت از نمودار قرار دارند. هم‌چنین این نکته قابل توجه است که تمامی نقاط با میزان شکاف بالای عدد ۱۰ به بحران ختم شده‌اند.

1. Borio & Derhman
2. Borio & Lowe
3. Detken et al.
4. Schularick & Taylor



منبع: یافته‌های تحقیق

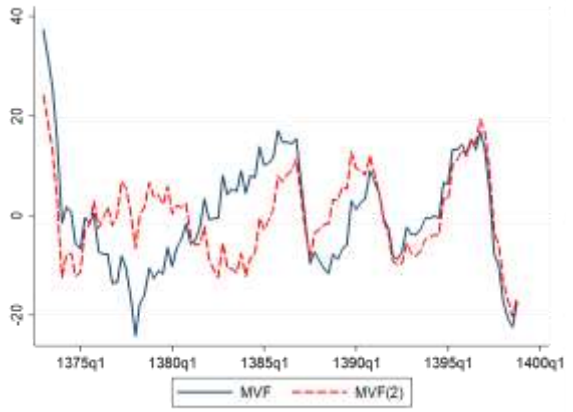
شکل ۳. الگوی شکاف اعتباری نیمه ساختاری پیش از بحران‌های ارزی

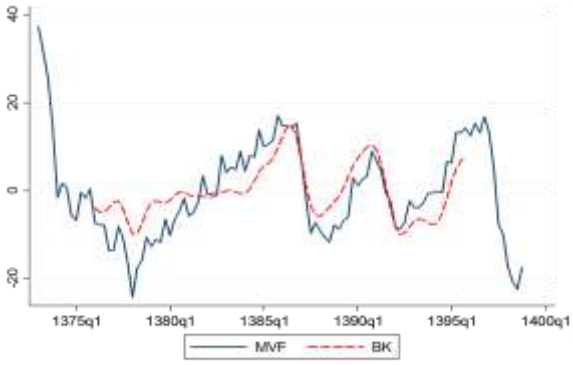
به‌منظور بررسی استواری الگو، دو نوع رویکرد به کار گرفته شده است؛ یک رویکرد بررسی اثر تغییرات برخی فروض مربوط به ضرایب و متغیرها برنتایج مدل بوده و رویکرد بعدی مقایسه نتایج به دست آمده با سایر روش‌های مرسوم می‌باشد. در راستای رویکرد اول، فرض برابر واحد بودن ضریب تولید ناخالص داخلی حذف شده است که نتیجه شکاف به دست آمده با عنوان MVF(2) در شکل (۴) مشخص می‌باشد. در راستای رویکرد دوم نیز نتایج حاصل از فیلترهای آماری شامل HP، CF[1] و BK[2] به همراه شکاف حاصل از مدل اصلی (MVF) ترسیم شده است.

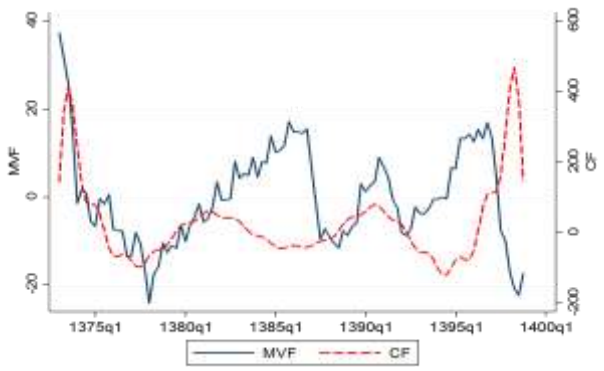
همان‌گونه که از شکل (۴) مشخص است، در بیشتر موارد فوق، نتایج شکاف به دست آمده، طرح نسبتاً مشابهی با الگوی اصلی مقاله دارد. به‌طور عمده بالا و پایین‌ها بر یکدیگر منطبق هستند و تفاوت‌های فاحشی به چشم نمی‌خورد. این موضوع می‌تواند به‌عنوان نشانی از استواری الگوی اتخاذ شده در نظر گرفته شود. به‌طور خاص درباره فیلتر HP که اساس روش BCG به شمار می‌رود، مشابهت بسیاری بین نتایج آن و شکاف حاصل از الگوی نیمه‌ساختاری چند متغیره (MVF) مشاهده می‌شود.

1. Christianofitzgerald
2. Baxter-King

40
20
0
-20
-40
1375q1
1380q1
1385q1
1390q1
1395q1
1400q1
MVF
HP


40
20
0
-20
1375q1
1380q1
1385q1
1390q1
1395q1
1400q1
MVF
MVF(2)


40
20
0
-20
1375q1
1380q1
1385q1
1390q1
1395q1
1400q1
MVF
BK



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ٤. بررسی استواری الگوی MVF

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف متفاوت و متغیر است. به دلیل حقایق آشکارشده در تجارب جهانی، رشد این نسبت همواره به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم تجمیع ریسک مالی مورد توجه قرار گرفته است. شاخص BCG از طریق یک رهیافت صرفاً آماری، شکاف اعتباری را به‌عنوان اختلاف بین اعتبار از روند بلندمدت آن محاسبه می‌کند. با توجه به نقدهای وارد شده به این شاخص، در این مطالعه از روش نیمه‌ساختاری برای سنجش شکاف اعتباری در ایران بهره‌گیری شده است.

به‌منظور تخمین روند و شکاف اعتبار، الگوی نیمه‌ساختاری این مقاله در قالب سیستم فضا- حالت و به‌وسیله تابع حداکثر درستنمایی تخمین زده شده است. در فاصله سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۸ ضریب متغیر لگاریتم نرخ بهره واقعی تعادلی ۱/۹۹- می‌باشد. ضرایب لگاریتم متغیرهای نسبت جوانی جمعیت و لگاریتم کیفیت نهادی به‌ترتیب برابر با ۳/۶۶ و ۲/۶۲ و رقم ضریب انحراف معیار شوک نیز برابر با ۴/۸ محاسبه شده است. بر اساس نتایج، در طول دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ شکاف اعتباری مثبت وجود دارد. از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ دوره پرنوسانی است که جهت علامت شکاف اعتباری در آن تغییر می‌کند. از اواخر سال ۱۳۹۳ شکاف اعتباری مثبت مشاهده شده که تا سال ۱۳۹۵ حذف می‌شود. از اواسط ۱۳۹۵ به‌تدریج شکاف اعتباری منفی نسبتاً بزرگی به وجود می‌آید که در سال ۱۳۹۸ افزایش می‌یابد، اما در انتها روند کاهشی در شکاف منفی مشاهده می‌شود.

به‌منظور آگاهی از عوامل مؤثر بر شکل‌گیری شکاف‌های اعتباری می‌بایست از تحلیل مبتنی بر تجزیه تغییرات متغیرها استفاده کرد؛ در این مطالعه تحلیل‌های گسترده‌ای بر اساس

نتایج این تجزیه استخراج شده است؛ به‌عنوان مثال تغییرات متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی از اواسط دهه ۷۰ تا اواخر دهه ۸۰، اثر قابل ملاحظه‌ای بر افزایش روند اعتبار (کاهش شکاف اعتباری) داشته است. این پدیده بیشتر تحت تأثیر افزایش درآمدهای نفتی در این دوره اتفاق می‌افتد. در اواخر دهه ۸۰ و به‌طور خاص از ۱۳۸۶ با آغاز تحریم‌هایی علیه صنعت انرژی و حمل‌ونقل و برخی بانک‌های ایرانی توسط امریکا و اتحادیه اروپا و البته افزایش قابل توجه تورم، اثر مثبت تغییرات تولید ناخالص داخلی بر روند اعتبار به‌تدریج حذف می‌شود. نسبت جمعیت جوان از اوایل دهه ۸۰ اثر مثبت خود را بر روند اعتبار آشکار می‌کند. به عبارتی دیگر از این زمان پنجره جمعیتی جوان به‌عنوان یکی از عوامل جذب اعتبار است. اثر این متغیر در اوایل دهه ۹۰ به اوج می‌رسد و پس از آن با شیبی بسیار کم در حال کاهش است.

همان‌گونه که بیان شد، در برهه‌هایی از دهه ۸۰ و ۹۰ رشد مازاد اعتباری در ایران به چشم می‌خورد. با این وجود به نظر می‌آید ریشه بروز مازاد اعتباری در این دو دهه با یکدیگر متفاوت باشد. در دهه ۸۰، رشد مازاد اعتباری در برهم کنش با رونق اقتصاد واقعی (احتمالاً تحت تأثیر ثبات در نرخ ارز ناشی از درآمدهای نفتی) اتفاق می‌افتد. در دهه ۹۰ اما جنس رشد مازاد اعتباری کاملاً متفاوت است و ارتباط مشخصی با رونق بخش واقعی وجود ندارد. در عوض در این دهه عدم بازپرداخت به‌موقع وام‌های بانکی ناشی از اوضاع نابسامان تولید و سرمایه‌گذاری و افزایش سهم وام‌های غیرجاری (احتمالاً تحت تأثیر عامل مسلط تحریم) موجب رشد دارایی‌های سمی ترازنامه بانک‌ها شده و بانک‌ها را مجبور به امهال حجم قابل توجهی از وام‌ها و استقراض با نرخ بهره بالا از بازار بین‌بانکی و بانک مرکزی کرده است. این فرآیند نوعی از رشد اعتبار را رقم می‌زند که ارتباط مؤثری با رونق اقتصاد واقعی ندارد، لذا در تحلیل‌ها می‌بایست به این تفاوت‌ها در پیدایش رشد مازاد اعتباری در دهه ۸۰ و ۹۰ توجه ویژه داشت.

از موضوعات قابل بررسی در مطالعات آتی، رابطه میان شکاف اعتباری و سهم بخش‌های مختلف اقتصادی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها می‌باشد. این موضوع از آنجا اهمیت دارد که می‌تواند سرآغاز شکل‌گیری فرضیه‌هایی در خصوص عوامل ایجاد شکاف اعتباری از منظر نحوه تخصیص بین بخشی تسهیلات بانکی باشد. همچنین یکی دیگر از موضوعات قابل بررسی، رابطه میان سیاست‌های ارزی و بروز شکاف اعتباری است.

منابع

۱. عباسی نژاد، حسین و کاوند، حسین (۱۳۸۶). محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵۵-۳۱.

2. Abbasnejad, H. & Kavand, H. (2007). Calculation a productivity criterion in Iran by Kalman Filter approach. *Iran Economic Researches*.9(31).31-55. (In Persian).

3. Afzali, A., Taiebnia, A., & Mehrara, M. (2022). Measuring Basel Credit Gap in Iran : Assessing Implications in Banking Supervision and Crises Prediction. *Iranian Journal of Economic Studies. 10*(1), 173–191. https://doi.org/10.22099/ijes.2021.41318.1772
4. Baba, C., Erba, S. D., Detragiache, E., & Harrison, O. (2020). How Should Credit Gaps Be Measured ? — An Application to European Countries —. *IMF Working Paper.*
5. Basel Committee on Banking Supervision. (2010). Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer. In *Report* (Issue December). http://www.bis.org/publ/bcbs187.htm
6. BIOLAN, B. C. (2018). a Comparison Between Detrending Methods: Hodrick-Prescott, Baxter-King, Christianofitzgerald Filters. a Short Survey. *Review of the Air Force Academy*, *16*(2), 89–94. https://doi.org/10.19062/1842-9238.2018.16.2.10
7. Blagrave, P., Garcia-Saltos, R., Laxton, D., & Zhang, F. (2015). A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output. *IMF Working Papers*, *15*(79), 1. https://doi.org/10.5089/9781475565133.001
8. Borio, C., & Drehmann, M. (2009). Assessing the risk of banking crises – revisited. *BIS Quarterly Review*, *March*, 29–46. http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0903e.pdf
9. Borio, C., & Lowe, P. (2002). Assessing the risk of banking crises. *BIS Quartlerly Review*, *December*, 43–54. https://doi.org/10.1111/j.1523-1747.2005.0A153.x
10. Detken, C., Weeken, O., Alessi, L., Bonfim, D., Boucinha, M. M., Castro, C., Frontczak, S., Giordana, G., Giese, J., Jahn, N., Kakes, J., Klaus, B., Lang, J. H., Puzanova, N., & Welz, P. (2014). Operationalising the Countercyclical Capital Buffer: Indicator Selection, Threshold Identification and Calibration Options. *Ssrn*, *5*.
11. Drehmann, M., Borio, C., Gambacorta, L., Jim\'{e}nez, G., & Trucharte, C. (2010). *Countercyclical Capital Buffers: Exploring Options, Bank for International Settlements, Working Paper No. 317. Available at: www.bis.org*.
12. Drehmann, M., & Yetman, J. (2018). Why you should use the Hodrick-Prescott filter - at least to generate credit gaps. *BIS Working Paper Series*, *744*. www.bis.org
13. Ecb. (2017). Financial Stability Review. *Intellectual Property*, *110*(February), 1–190. http://www.eestipank.info/pub/en/dokumendid/publikatsioonid/seeriad/finantsvahendus/_2004_1/fsy_504.pdf
14. Eggertsson, G. B., Mehrotra, N. R., & Robbins, J. A. (2019). A model of secular stagnation: Theory and quantitative evaluation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *11*(1), 1–48. https://doi.org/10.1257/mac.20170367
15. Elekdag, S., & Wu, Y. (2011). Rapid Credit Growth: Boon or Boom-Bust? In *IMF Working Paper*.
16. Galán, J. E., & Mencia, J. (2018). Empirical Assessment of Alternative Structural Methods for Identifying Cyclical Systemic Risk in Europe. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3226820

17. Hamilton, J. D. (2017). *Nber Working Paper Series Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter*. http://www.nber.org/papers/w23429
18. Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2016). Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants Board of Governors of the Federal Reserve System Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants *. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, *11*. http://www.frbsf.org/economic-research/publications/working-
19. IMF. (2014). *Regional Economic Issues - Apr 2014*. *April*.
20. Innes, A. M. (1914). The credit theory of money. *Credit and State Theories of Money: The Contributions of A. Mitchell Innes*, *31*, 50–78. https://doi.org/10.4337/9781843769842.00008
21. Kaur, G. (2006). *Munich Personal RePEc Archive Kalman Filter and its Economic Applications Kalman Filter and its Economic Applications*. *22734*.
22. Lang, J., & Welz, P. (2018). Semi-structural credit gap estimation. *ECB Working Paper*, *2194*.
23. Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 1063–1070. https://doi.org/10.1162/003465303772815934
24. Levine, R. (2005). Chapter 12 Finance and Growth: Theory and Evidence. *Handbook of Economic Growth*, *1*(SUPPL. PART A), 865–934. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9
25. Reinhart, C., & Rogoff, K. (2009). International aspects of financial-market imperfections: The aftermath of financial crises. *American Economic Review*, *99*(2), 466–472. https://doi.org/10.2139/ssrn.2882661
26. Ruiz, A. U. (2015). Understanding the dichotomy of financial development : credit deepening versus credit excess. *Bbva*, *15/01*(January), 1–43.
27. Schularick, M., & Taylor, A. M. (2012). Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870-2008. *American Economic Review*, *102*(2), 1029–1061. https://doi.org/10.1257/aer.102.2.1029
28. Terrones, M., & Mendoza, E. (2004). Are credit booms in emerging markets a concern. *World Economic Outlook*, *147*, 166.
29. Werner, R. (2011). Economics as if banks mattered: A contribution based on the inductive methodology. *Manchester School*, *79*(SUPPL.2), 25–35. https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2011.02265_5.x

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

تأثیر آموزش مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در دوران همه‌گیری ویروس کرونا: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران

فرزاد جعفری اقدم[۱]، علی جدیدزاده[۲]✉، سید مهدی ناجی اصفهانی[۳]، ساجده پورتقی راستگو مقدم[۴]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، farzadjafari1996@gmail.com
۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، jadidzadeh@ut.ac.ir
۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، mehdinaji@ut.ac.ir
۴. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، sajedeh.pourtaghi@ut.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۴
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۸/۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۱۲
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کلیدواژه‌ها:
اقتصاد آموزش، آموزش مجازی، کووید-۱۹، مدل‌های پنل
طبقه‌بندی JEL:
I21، I23، I24.

چکیده

این مقاله تأثیر آموزش مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در دوره همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ را بررسی می‌کند. با استفاده از سه معیار معدل، رفتار اخذ واحد و حذف دروس توسط دانشجویان، میزان تأثیر آموزش مجازی با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. نمونه مورد مطالعه این پژوهش شامل ۲۸۱ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی و ۲۷۹ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی‌ارشد از سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ (نیمسال‌های تحصیلی ۱-۹۵ تا ۲-۹۹) در رشته اقتصاد دانشگاه تهران است. افزون بر اطلاعات تحصیلی دانشجویان، داده‌ها شامل ویژگی‌های فردی دانشجویان از جمله جنسیت، بومی یا غیربومی بودن، نوع سهمیه تحصیلی آن‌ها نیز می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متوسط تعداد واحدهای اخذ شده، تغییر معنی‌داری پیش و پس از مجازی شدن آموزش نشان نمی‌دهد، این در حالی است که متغیرهای دیگر مثل تعداد دروس رد یا حذف شده به میزان زیادی تحت تأثیر این تغییر در سبک آموزش بوده‌اند. همچنین با مجازی شدن آموزش معدل دانشجویان در هر دو مقطع افزایش یافته که این افزایش در دانشجویان مقطع کارشناسی بیشتر است.

جعفری اقدم، فرزاد؛ جدیدزاده، علی؛ ناجی اصفهانی، سید مهدی و پورتقی راستگو مقدم، ساجده (۱۴۰۲). تأثیر آموزش مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در دوران همه‌گیری ویروس کرونا: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۴)، ۵۶۵-۵۹۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.
DOI:10.22059/JTE.2023.364399.1008844

۱- مقدمه

در پاییز سال ۱۳۹۸ به دنبال گسترش یک بیماری تنفسی جدید در یکی از استان‌های کشور چین که با داروها و واکسن‌های موجود قابل درمان یا پیشگیری نبود، گونه جدیدی از ویروس‌های خانواده کرونا ویروس، موسوم به «سارس‌کووید۲» شناسایی شد. با شیوع بیشتر این بیماری در چین و سپس گسترش آن به بقیه کشورهای دنیا، سازمان جهانی بهداشت وضعیت این ویروس را از همه‌گیری به دنیاگیری تغییر داد. بالا رفتن مضاعف آمار تلفات و شیوع غیرقابل کنترل این بیماری، مقامات کشورهای مختلف را مجبور به وضع گام‌به‌گام قرنطینه و تعطیلی‌های سراسری کرد. تعطیلی‌ها ابتدا از مراکز غیرضروری و تفریحی نظیر مراکز خرید و سینماها آغاز شد و رفته‌رفته به دیگر مراکز پرازدحام و خطرآفرین گسترش پیدا کرد. تشکیل تجمعات در کلاس‌ها و خوابگاه‌ها، استفاده عمده دانشجویان از سرویس‌های حمل‌ونقل عمومی برای جابه‌جایی درون‌شهری و بین‌شهری و ابتلای خاموش جوانان (ناقل بیماری اما فاقد علائم)، دانشگاه را جزو مراکز با خطر بالای شیوع قرار می‌داد. به‌این‌ترتیب مراکز تحصیلی جزو اولین مراکزی بودند که تعطیل شدند. در ایران نیز ستاد ملی مقابله با کرونا دستور تعطیلی این مراکز را صادر کرد.

به‌دنبال شروع قرنطینه که در ایران مقارن با اسفند سال تحصیلی ۹۹–۱۳۹۸ بود، دانشگاه‌ها و مراکز علمی–آموزشی مختلف با توسعه نرم‌افزارهای مورد نیاز، اقدام به ادامه برگزاری کلاس‌ها و دوره‌های خود به‌صورت مجازی کردند. در پی آن آزمون‌های این مراکز نیز به‌صورت مجازی و غیرحضوری برگزار شد. پس از گذشت نیمسال تحصیلی زمستان سال ۱۳۹۸ به‌عنوان اولین نیمسال مجازی در دانشگاه‌ها، بررسی عملکرد و تأثیرات ناشی از تغییرات ایجاد شده در فرایندهای آموزشی، شکل جدی‌تری به خود گرفت. مسائلی نظیر ارزیابی فرایند آموزش از راه دور و یا بررسی نمرات کسب شده توسط دانشجویان در امتحانات مجازی، به‌عنوان مسائلی مهم برای این مؤسسات و مراکز مطرح شد. اکنون با گذشت چندین نیمسال تحصیلی از شروع همه‌گیری کرونا، سؤالات و نقدهای مهمی پیرامون تحصیل مجازی اعم از بازده آموزش مجازی، عملکرد دانشجویان و مواردی از این قبیل، مطرح است. در این پژوهش با مقایسه‌ی تعدادی از معیارهای عملکردی دانشجویان در شرایط تحصیل مجازی نسبت به حضوری، بخشی از پرسش‌های مطرح شده در این رابطه بررسی می‌شود.

مجازی شدن آموزش و ارزیابی دانشجویان از مجاری متفاوت و حتی متضادی بر آموزش تأثیر می‌گذارد. این مجاری از دو جهت شایان بررسی هستند. اولاً تأثیر یک عامل می‌تواند افزایشی یا کاهشی باشد، بدین معنا که در چهارچوب نظری انتظار افزایش یا کاهش نمره دانشجویان توسط این عامل وجود دارد. ثانیاً اثر یک عامل می‌تواند مطلوب یا نامطلوب باشد،

بدین معنا که تأثیر آن سبب بهبود شرایط آموزشی و افزایش صحت و دقت ارزیابی می‌شود و یا این تأثیر مخرب است. تعدادی از این عوامل تأثیرگذار به‌صورت دسته‌بندی در جدول (۱) آورده شده است. در حقیقت در این جدول، دسته افزایشی و مطلوب (کاهشی و نامطلوب) نماینده جنبه‌های مثبت (منفی) مجازی شدن آموزش می‌باشد. گروه افزایشی و نامطلوب نمایانگر عوامل از بین برنده یکپارچگی و اصالت آموزشی است که تأثیرات آن با عوامل کاهشی و مطلوب قابل جبران می‌باشد. در جدول (۱) فرایندهای آموزشی هم در دسته افزایشی مطلوب و هم در دسته کاهشی نامطلوب قرار گرفته است. علت این امر ماهیت دوگانه تأثیرپذیری این فرایندها از مجازی شدن آموزش می‌باشد. درصورتی‌که اساتید به اصلاح شیوه تدریس خود بپردازند، این تأثیر افزایشی و مطلوب می‌شود. در صورت عدم بهینه‌سازی شیوه تدریس، این عامل کاهشی و نامطلوب خواهد بود.

جدول ۱. مجاری تأثیرگذاری تحصیلات مجازی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان

	مطلوب	نامطلوب
افزایشی	• فرصت بیشتر برای مطالعه • بهبود فرآیندهای آموزشی	• تقلب • نمره‌دهی اساتید با ارفاق بیشتر
کاهشی	• استفاده از سیاست‌های کنترل تقلب نظیر برگزاری آزمون در سامانه‌های امن	۱. شرایط نامطلوب اقتصادی، اجتماعی و روانی ناشی از همه‌گیری ۲. عدم دسترسی به امکانات لازم جهت دریافت آموزش مجازی نظیر تجهیزات الکترونیکی و زیرساخت اینترنت ۳. تضعیف فرآیندهای آموزشی

بررسی مستقل همه عوامل مؤثر به دلیل گستردگی این عوامل، در یک مطالعه، امکان‌پذیر نیست. علاوه بر گستردگی، بررسی تأثیرات بعضی از مجاری به دلیل نبود داده‌های مرتبط احتمالاً ممکن نیز نخواهد بود. در این تحقیق به بررسی برآیند این کانال‌ها که در شاخصه‌های کلی مانند معدل کسب شده توسط دانشجویان یا رفتار اخذ و حذف واحد آنان بروز می‌یابد، در دو دوره قبل و بعد از همه‌گیری پرداخته و سپس بعضی از مجاری ذکرشده با دقت مضاعفی بررسی می‌شود.

ساختار این مقاله بدین‌صورت است که ابتدا در بخش (۲)، به مرور ادبیات موضوع پرداخته شده و در این بخش کارهای پیشینی در این حوزه و نقاط برجسته آن‌ها بررسی می‌شوند. سپس

بخش (۳)، به ارائه داده‌ها و توصیف آماری می‌پردازد. بخش (۴)، به توضیح مدل تجربی و جزییات مرتبط با مدل اختصاص‌یافته است. بخش (۵)، مربوط به نتایج مدل‌ها می‌باشد و در نهایت در بخش (۶) نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی این پژوهش ارائه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

تا پیش از شروع همه‌گیری کرونا، آموزش مجازی سهم کوچکی از انواع شیوه‌های آموزش را در اختیار داشته است. باوجود این سهم کوچک، روند سهم آموزش مجازی، افزایشی و روبه رشد بوده است. به همین علت، بخش مهمی از تحقیقات قدیمی‌تر در این حوزه، به بررسی روند این نوع از آموزش در سبد انواع آموزش اختصاص‌یافته است. تحقیقات اخیر در دوران پیش از همه‌گیری، بیشتر بر مسئله صداقت تحصیلی متمرکز بوده است. در دوره پس از شروع همه‌گیری، به علت تغییر شیوه اصلی آموزش از حضوری به مجازی، دو مسئله منجر به گشوده شدن باب جدیدی از تمرکز در تحقیقات این حوزه شده که شامل (۱) اهمیت مضاعف تحلیل و ارزیابی آموزش مجازی به دلیل کسب سهمی نزدیک به ۱۰۰ درصد از سبد انواع آموزش در دوران همه‌گیری و (۲) فراهم شدن مجموعه غنی‌تری از داده‌ها شامل عملکرد دانشجویان در تحصیلات مجازی است. تحقیقات بعد از دوران همه‌گیری در حوزه آموزش، توجه مضاعفی را به بررسی تأثیرات همه‌گیری بر عملکرد تحصیلی دانشجویان و سیستم‌های آموزشی نشان داده‌اند. به‌طور مشخص دسته‌ای از تحقیقات به بررسی تأثیرات روانی، اجتماعی و اقتصادی همه‌گیری کرونا بر زندگی تحصیلی و شغلی دانشجویان و دسته دیگر به بررسی عوامل مؤثر بر بازده سیستم‌های آموزشی در این دوره پرداخته است. در ادامه، به اختصار، به بخشی از ادبیات موضوع از هر دسته مطرح‌شده اشاره می‌شود.

۲-۱- سهم آموزش مجازی از سبد انواع آموزش

هرچند آموزش مجازی تا پیش از دوره کرونا سهم کوچک‌تری از انواع آموزش در مؤسسات و نهادهای آموزشی را به خود اختصاص می‌داد و تنها بعد از شیوع بیماری کرونا به بزرگ‌ترین سهم از انواع آموزش رسید، اما روند سهم آموزش مجازی از سبد آموزش همواره افزایشی بوده است. برای مثال مطالعه مک‌کابه و همکاران[1] (۲۰۰۱) و بروان و مک‌اینرنی[2] (۲۰۰۸)، نشان می‌دهد که تحصیل از راه دور طی ۱۵ سال گذشته در آمریکا روندی کاملاً صعودی داشته است.

1. McCabe et al.
2. Brown & McInerney

میزان این افزایش در تحقیقات لویس و همکاران[1] (۱۹۹۹) تا ۱۶ برابر نیز تخمین زده شده است. در تحقیقات دیگری توسط آلن و سیمن[2] (۲۰۱۰)، نشان داده شده است که درصدی از دانشجویان که در دوره تحصیل خود حداقل یک درس غیرحضوری اخذ کرده‌اند، از ۹٫۶ درصد در پاییز ۲۰۰۲ به ۲۹ درصد در پاییز ۲۰۰۹ رسیده است، درحالی‌که نرخ رشد مرکب دانشجویانی که در همین بازه حداقل یک درس غیرحضوری دریافت کرده‌اند، در سال ۱۹ درصد و این عدد برای رشد تعداد کل دانشجویان کمتر از ۲ درصد بوده است.

۲-۲- تمرکز اصلی تحقیقات در دوران پیش از همه‌گیری

روند افزایشی سهم آموزش‌های غیرمجازی، منجر به ایجاد نگرانی‌هایی در باب کارایی و دقت ارزیابی آن شده است. یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های مراکز آموزشی در این زمینه دغدغه‌های مرتبط با اخلاق و اصالت فرآیندهای آموزشی است. بر اساس تحقیقات بوورز[3] (۱۹۶۴)، میزان مشارکت در حداقل یک رخداد مبتنی بر عدم صداقت تحصیلی در بین بیش از ۵۰۰۰ دانشجو از ۹۹ مؤسسه تحصیلات عالی در امریکا به‌طور متوسط ۷۵ درصد بوده است. مک‌کابه سی سال بعد در سال ۱۹۹۳ در تحقیقاتی مشابه این نرخ را حدود ۸۲ درصد ارزیابی کرده است. تحقیقات کرون و اسپیلر[4] (۱۹۹۸) و بروان و مک‌اینرنی (۲۰۰۸) نیز نشان می‌دهد که میزان تمایل دانشجویان به تقلب، در دهه‌های گذشته، افزایش یافته است. با این همه هولیستر و برنسون (۲۰۰۹)[5]، نشان می‌دهند که به دلیل وجود تأثیرات متقاطع مطلوب و نامطلوب ناشی از مجازی شدن تحصیلات، نمی‌توان تغییر نمره ناشی از تغییر شیوه آموزش را به‌طور کامل، به تقلب (در سطح کلی‌تر به یک عامل به‌خصوص) نسبت داد. بلکه برای استخراج، تخمین دقیق‌تری از تأثیر عوامل، باید از روش‌هایی همانند طراحی آزمایش کنترل‌شده استفاده شود تا تأثیر عوامل دیگر تا حد ممکن کنترل شود. برای مثال در طراحی هولیستر و برنسون، دو تأثیر جدا از هم ارزیابی شده است: اولاً تفاوت محیطی امتحان حضوری با آنلاین (آزمون غیرحضوری با بار استرسی کمتر تصور می‌شود)؛ و ثانیاً تأثیر تفاوت آزمون‌های نظارت‌شده و نظارت‌نشده (آزمون نظارت نشده هزینه فرصت تقلب را کاهش می‌دهد) مورد بررسی قرار گرفته است. این دو تأثیر، دو اثر متفاوت در جهت مخالف هم بر عملکرد تحصیلی دانشجویان می‌گذارد. به همین منظور باید در طراحی آزمایش‌ها، تأثیر عوامل مختلف را به تفکیک بررسی کرد.

1. Lewis et al.
2. Allen & Seaman
3. Bowers
4. Crown & Spiller
5. Hollister & Berenson

پورتقی راستگو مقدم و جدیدزاده (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای که با داده‌های پیش از دوران همه‌گیری کرونا و مربوط به دانشجویان اقتصاد دانشگاه تهران انجام داده‌اند، تأثیر سه عامل جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان را بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که دانشجویان دختر، عملکرد تحصیلی بهتری از دانشجویان پسر دارند. همچنین دانشجویان بومی عملکرد تحصیلی بهتری از دانشجویان غیربومی از خود بروز داده و در رابطه با سهمیه‌های تحصیلی، دانشجویان سهمیه ایثارگران و منطقه سه، عملکرد ضعیف‌تری از خود نشان می‌دهند.

نکته حائز اهمیت دیگر در این تحقیقات، داده‌های مورد استفاده می‌باشد. پاسخ به این پرسش که داده‌های لازم برای این تحقیقات باید از طریق پرسشنامه گردآوری شود، یا با روش‌های دیگر، مسیرهای تحقیقاتی متفاوتی در برابر محققان قرار می‌دهد. برای مثال در تحقیقاتی از کیدول و کنت[1] (۲۰۰۸)، یا تحقیقات دیگری از کندی و همکاران[2] (۲۰۰۰)، از روش‌های مبتنی بر خود اظهاری نظیر جمع‌آوری پرسش‌نامه استفاده شده است. در این تحقیقات از دانشجویان پرسیده شده که تا چه میزان در امتحانات مجازی و حضوری تقلب کرده‌اند. هرچند در این تحقیقات اصل ناشناسی رعایت شده است، اما می‌توان گفت که درصورتی‌که دانشجویی از تقلب احساس شرم کند، مقادیر بسیار اندک تقلب خود را نیز گزارش خواهد کرد، اما درصورتی‌که دانشجویی رعایت نکات اخلاقی را بر خود لازم نداند، ممکن است حجم زیادی از تقلبش را هم گزارش نکند که این منجر به تورش داده‌ها می‌شود. پورتر[3] (۲۰۱۱)، در تحقیقات خود، اعتبار پژوهش‌های صرفاً پرسشنامه محور در این مسئله را فاقد ارزش علمی ارزیابی کرده است. یک نتیجه منطقی از تحقیقات پورتر، استفاده از داده‌های مرتبط با معیارهای حقیقی عملکرد دانشجویان نظیر نمرات در برابر داده‌های تورش داری چون نظرسنجی می‌باشد.

برآیند موارد فوق منجر به استفاده از روش‌ها و مجموعه داده‌های متفاوتی برای تحقیقات در این حوزه شده است. یکی از این روش‌ها که در تحقیقات مذکور مورد استفاده قرار گرفته، استفاده از ساز و کارهای طراحی آزمایش و تقسیم جامعه آماری به گروه‌های کنترل و مداخله[4] است. تخمین میزان تقلب دانشجویان در آزمون‌های حضوری در مقایسه با مجازی، با استفاده از داده‌های تابلویی آن‌ها، در این روش با دقت بیشتری صورت می‌گیرد. پنگ[5] (۲۰۰۷)، هارمون و

1. Kidwell & Kent
2. Kennedy et al.
3. Porter
4. Control & Treatment Groups
5. Peng

لامبرینوس[1] (۲۰۰۸) و یتس و بودری[2] (۲۰۰۹) و فاسک و همکاران[3] (۲۰۱۴)، در تحقیقات خود از این روش بهره گرفته‌اند. برای مثال، فاسک و همکاران، نشان داده‌اند که آزمون آنلاین بستر راحتی برای تقلب فراهم می‌کند. در نتیجه استفاده از روش‌های جدیدتر، آنها مدعی می‌شوند که میزان رواج تقلب در آزمون‌های آنلاین در پانزده سال گذشته به طرز بی‌سابقه‌ای افزایش یافته، به‌طوری که این مسئله به یک مسئله بحرانی در سیستم آموزشی آمریکا تبدیل شده است.

۲-۳- دغدغه‌های مرتبط با سلامت روانی دانشجویان

پس از شروع همه‌گیری، دغدغه‌های جدیدی پیرامون آموزش مجازی موضوعیت پیدا کرده است. یکی از چنین دغدغه‌هایی، تأثیرات منفی ناشی از فشار اقتصادی و اجتماعی بر سلامت روان و به نوبه خود بر وضعیت تحصیلی دانشجویان می‌باشد. تحقیقات کائو و همکاران[4] (۲۰۲۰)، نشان داده است که ۲۵ درصد از دانشجویان یک مؤسسه چینی در دوره همه‌گیری کرونا درگیر اضطراب شده‌اند. پژوهش دیگری از آسجو و همکاران[5] (۲۰۲۰)، بیان می‌کند که زمان فارغ‌التحصیلی ۱۳ درصد از دانشجویان دانشگاه مورد بررسی به تأخیر افتاده است. همچنین آن‌ها دریافته‌اند که دانشجویان مرتبط با طبقات اقتصادی ضعیف‌تر، ۵۵ درصد بیشتر در معرض به تأخیر افتادن فراغت از تحصیل هستند. همچنین نتایج تحقیقات آن‌ها حاکی از آن است که ۴۰ درصد از دانشجویان شغل، موقعیت شغلی و یا موقعیت کارآموزی را در دوره همه‌گیری از دست داده‌اند. برآیند تحقیقات این حوزه بیان‌گر وجود تأثیرات منفی ناشی از شرایط اجتماعی و اقتصادی بر وضعیت سلامت فکری دانشجویان و به دنبال آن وجود تأثیر منفی بر وضعیت تحصیلی آنها می‌باشد.

۲-۴- دغدغه‌های مرتبط با تأثیرات مجازی شدن بر بازده فرایندهای آموزشی

در نهایت دسته دیگری از تحقیقات متأخر این حوزه به آموزش مجازی از دیدگاه دانشجویان و بررسی تغییرات فرایندهای آموزشی و بازدهی آن‌ها بعد از شروع همه‌گیری پرداخته‌اند. نتایج این تحقیقات به‌طور عمده حاکی از متفاوت بودن میزان اثرپذیری فرایندها و گروه‌های مستقل از مجازی شدن آموزش است. کریک و همکاران[6] (۲۰۲۰)، در تحقیقات خود دریافته‌اند که

1. Harmon & Lambrinos
2. Yates & Beaudrie
3. Fask et al.
4. Cao et al.
5. Aucejo et al.
6. Crick et al.

دانشجویان رشته کامپیوتر در مقطع کارشناسی احساس آمادگی، اعتماد به نفس و حمایت بیشتری از دانشجویان دیگر رشته‌ها به مجازی شدن آموزش نشان داده‌اند. با این وجود، طبق یافته‌های کریک و همکارانش، همچنان نگرانی‌هایی درزمینه آموزش برای مثال در مواردی مانند دروس پایه ریاضی یا برنامه‌نویسی برای این دانشجویان باقی مانده است. در تحقیقات دیگری از عدنان و انور[1] (۲۰۲۰)، نشان داده شده است که در کشورهای در حال توسعه یا توسعه نیافته نظیر پاکستان، احتمال کاهش بهره‌وری فرآیندهای آموزشی بسیار بیشتر از بهبود بهره‌وری آن‌هاست. علت چنین تفاوت‌هایی را می‌توان در مشکلات زیرساختی و عدم توسعه سیستم‌های مجازی در دوره پیش از همه‌گیری جستجو کرد. با این همه کاهش بهره‌وری آموزش مجازی محدود به مشکلات زیرساختی نبوده است. تحقیقات توتی و علی‌پور[2] (۲۰۲۱)، ضمن برشمردن مزایایی نظیر کاهش زمان جابه‌جایی یا بهبود تمرکز برای دانشجویان، مؤید وجود مشکلاتی نظیر کاهش بهره‌وری به دلیل حذف جلسات و کلاس‌های رودر–رو، مشکلات تکنیکی و یا عدم دسترسی مناسب به گروه آموزشی درس است.

۳– داده‌ها

مجموعه داده مورد استفاده در این پژوهش متعلق به اطلاعات دانشجویان دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران و شامل دو دسته است. دسته اول اطلاعات فردی دانشجویان شامل مقطع تحصیلی، جنسیت، وضعیت بومی‌بودن، سهمیه، سال ورود، گرایش، نوع پذیرش و گروه تحصیلی و دسته دوم اطلاعات مرتبط با دروس اخذ شده، نمرات درسی دانشجویان، نیمسال تحصیلی و درس‌های اخذ شده در آن نیمسال تحصیلی دانشجویان می‌باشد. آمار کلی از داده‌ها برای تعدادی از معیارهای منتخب در جدول (۲) آورده شده است.

در ابتدا داده‌ها به دو گروه کارشناسی و کارشناسی‌ارشد تفکیک شده و سپس، مدل‌ها و تحلیل هرکدام از مقاطع به‌طور مستقل از هم انجام می‌شود. علت این تفکیک، تفاوت‌های ساختاری و محتوایی این دو مقطع نسبت به هم است. برای مثال، دانشجویان کارشناسی به‌طور متوسط هشت نیمسال تحصیلی برای اتمام مقطع نیاز دارند، درحالی‌که این عدد برای مقطع ارشد چهار نیمسال تحصیلی می‌باشد. همچنین، تعداد دروس کارشناسی بسیار بیشتر از دروس ارشد و در بردارنده مجموعه‌ای از دروس عمومی و پایه نیز است؛ درحالی‌که دروس ارشد اختصاصی‌تر. هستند. همچنین، دانشجویان کارشناسی تنها در یک گروه و گرایش (نظری) پذیرش می‌شوند،

1. Adnan & Anwar
2. Toti & Alipour

درحالی‌که دانشجویان ارشد در سه گروه (نظری، کاربردی و نهادی) و در گرایش‌های متفاوت پذیرش می‌شوند. در نتیجه‌ی چنین تفاوت‌هایی، تحلیل عملکرد دانشجویان در هر یک از این مقاطع، نیازمند بررسی و شناسایی عوامل متفاوتی می‌باشد.

جدول ۲. توصیف آماری ویژگی‌های فردی و تحصیلی دانشجویان دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

	کارشناسی		کارشناسی‌ارشد	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد
کل مشاهدات	۲۸۱	٪۱۰۰	۲۷۹	٪۱۰۰
جنسیت				
مرد	۱۶۱	٪۵۷	۱۶۷	٪۶۰
زن	۱۲۰	٪۴۳	۱۱۲	٪۴۰
بومی بودن				
بومی	۱۵۳	٪۵۴	۱۵۶	٪۵۶
غیربومی	۱۲۸	٪۴۶	۱۲۳	٪۴۴
سهمیه				
مناطق	۲۰۲	٪۷۲	۱۸۲	٪۶۵
ایثارگران	۷۲	٪۲۶	۵۸	٪۲۰
استعداد درخشان	۷	٪۲	۳۹	٪۱۴
سال ورود				
۱۳۹۵	۲۱	۷٪	–	–
۱۳۹۶	۶۳	٪۲۳	۳۲	٪۱۱
۱۳۹۷	۶۵	٪۲۲	۸۲	٪۲۹
۱۳۹۸	۶۴	٪۲۳	۷۶	٪۲۷
۱۳۹۹	۶۸	٪۲۴	۸۹	٪۳۲
نوع پذیرش				
روزانه	۲۷۳	٪۹۷	۱۶۴	٪۵۸
شبانه	۸	٪۳	۱۱۴	٪۴۲
گروه				
نظری	۲۸۱	٪۱۰۰	۱۳۹	٪۴۹
نهادی	–	–	۸۱	٪۲۹
کاربردی	–	–	۵۹	٪۲۲

توجه: نوع پذیرش «شبانه» برای دانشجویان کارشناسی «روزانه با پرداخت» است.

تفکیک معیارهای دیگر در داده‌ها، همراه با تفکیک مقطع تحصیلی بررسی می‌شود. شایان ذکر است دانشجویان مقطع دکتری، به علت تمرکز بیشتر بر انجام تحقیقات علمی به‌صورت کتابخانه‌ای و تمرکز کمتر بر اخذ درس، فاقد قابلیت بررسی به شیوه موردنظر در این تحقیق هستند. در نتیجه برای بررسی تأثیرات مجازی شدن آموزش ناشی از همه‌گیری، نیازمند تحقیقات دیگری هستیم. از بین سایر تفکیک‌ها، تفکیک بر اساس جنسیت و بومی بودن، درصدهای نسبتاً نزدیکی در هر دو مقطع دارند. سهمیه‌ها به سه دسته سهمیه‌های مبتنی بر مناطق، ایثارگری و استعدادهای درخشان تقسیم می‌شوند. سهمیه‌های مبتنی بر مناطق که بزرگ‌ترین سهم در هر دو مقطع را دارد، در مقطع کارشناسی شامل مناطق سه‌گانه و در مقطع کارشناسی ارشد معادل سهمیه آزاد می‌باشد. سهمیه‌های ایثارگری شامل ایثارگری ۵ و ۲۵ درصد و انواع دیگری است که دومین سهمیه پرتکرار از نظر جمعیت در هر دو مقطع محسوب می‌شود. سهمیه استعدادهای درخشان نیز مواردی نظیر رتبه برتر، المپیاد و غیره را شامل می‌شود که تعداد آن‌ها در کارشناسی بسیار محدود اما سهم آن در کارشناسی‌ارشد قابل توجه می‌باشد. داده‌های زمانی این مطالعه برای مقطع کارشناسی، از سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ (معادل نیمسال‌های تحصیلی ۱–۹۵ تا ۲–۹۹) را و در مقطع ارشد، از سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ (معادل نیمسال‌های تحصیلی ۱–۹۶ تا ۲–۹۹) را شامل می‌شود. شروع مجازی شدن تحصیلات از اسفند ماه سال ۱۳۹۸ است که معادل نیمسال تحصیلی ۲–۹۸ در نظر گرفته می‌شود. نوع پذیرش در مقطع کارشناسی، روزانه و روزانه با پرداخت است، اما در مقطع ارشد پذیرش از نوع روزانه و شبانه، هرکدام با سهمی نزدیک به نیمی از جمعیت برآورد شده است. گروه تحصیلی در مقطع کارشناسی تنها شامل اقتصاد نظری می‌باشد، اما در مقطع ارشد تنها نیمی از دانشجویان از این گروه هستند و سایر دانشجویان متعلق به یکی از دو گروه تحصیلی اقتصاد اسلامی و نهادی یا اقتصاد کاربردی می‌باشند. برآیند موارد فوق مؤید گستردگی داده‌ها به‌منظور بررسی گروه‌های مختلف شاخصه‌های مؤثر مورد مطالعه می‌باشد

داده‌های مذکور توسط معاونت آموزشی و پژوهشی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران جمع‌آوری و پیش‌پردازش شده است. همچنین مسئله رعایت حریم شخصی دانشجویان به‌عنوان یک موضوع اخلاقی در نظر محققان بوده است و بدین‌منظور آن دسته از اطلاعات شخصی دانشجویان‌که هرگونه امکانی مبنی بر شناسایی آن‌ها را فراهم می‌آورد، پیش از ارائه داده‌ها به محققان، با استفاده از روش‌های مشخصی توسط دانشکده اقتصاد، حذف شده است.

۴- مدل تجربی

برای پاسخ به پرسش‌های این پژوهش، از چندین مدل استفاده شده است. ابتدا با استفاده از آزمون فرضیه آماری، به بررسی برابری میانگین تعدادی از معیارها در بازه‌های قبل و بعد از شروع کرونا پرداخته شده است اولین آزمون مورد استفاده، آزمون تی-استیودنت[1] می‌باشد. این آزمون دارای دو نوع عمده هم‌ارز و غیر هم‌ارز[2] است. نوع مورد استفاده در این تحقیق، آزمون ولچ[3] از نوع ناهم‌ارز می‌باشد. برای استفاده از آزمون ولچ، دو فرض مورد نیاز است که شامل پیروی توزیع داده‌ها از توزیع نرمال[4] و برابری واریانس هر دو گروه داده می‌باشد. پیروی داده‌ها از توزیع نرمال تنها برای مواردی لازم است که تعداد داده‌ها کم باشد. در صورت وجود تعداد زیادی از مشاهدات (بیش از ۵۰ مورد)، رعایت شرط توزیع نرمال لزومی نخواهد داشت. برای بررسی برابری واریانس دو گروه داده نیز می‌توان از آزمون اف[5] برای داده‌های با توزیع نرمال و یا آزمون فلاینر-کیلین[6] با حساسیت کمتر به رعایت شرط توزیع نرمال، استفاده کرد. برای پاسخ به دیگر پرسش‌های تحقیق از مدل‌های پانل[7] یا همان تابلویی استفاده می‌شود. بدین منظور، با استفاده از مدل‌های تحلیل رگرسیونی[8]، میزان تأثیر مجازی شدن تحصیلات بر عملکرد دانشجویان در امتحانات مجازی با امتحانات حضوری مقایسه می‌شود. فرم رگرسیونی مورد استفاده در این تحقیق در رابطه (۱) آورده شده است.

$$GPA_{it} = \mu_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j \, Virtual_j + \boldsymbol{X'_{it}\beta} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه GPA_{it} متغیر وابسته، یعنی معدل کسب شده توسط دانشجوی i در نیم سال تحصیلی t می‌باشد. μ_i و λ_t نیز به‌ترتیب اثرات ثابت فردی برای دانشجوی i و اثرات زمانی نیمسال تحصیلی t را نشان می‌دهند. متغیری که ما به دنبال بررسی تأثیر آن هستیم، متغیر موهومی مجازی بودن آموزش، $Virtual_j$، شامل سه نیمسال تحصیلی ۲-۹۸، ۱-۹۹ و ۲-۹۹ می‌باشد که در آن‌ها آموزش به‌صورت مجازی بوده است . مقدار این متغیر برای نیمسال‌های پیش از کرونا برابر صفر و برای نیمسال‌های مشخص برابر با یک است. در این مدل تمامی

1. T-student test
2. Paired & Unpaired
3. Welch's t-test
4. Normal Distribution
5. F-test
6. Fligner-Killeen's test
7. Panel time series
8. Regression models

نیمسال‌های بعد از شروع کرونا در یک دسته قرار می‌گیرند. درحالی‌که تأثیرات مجازی شدن می‌تواند به‌صورت یک تکانه بر معیار معدل اثر بگذارد و این اثر در نیمسال‌های بعد از نیمسال ۲-۹۸ تعدیل شود. به همین علت در مدل پایه، از یک متغیر موهومی ترتیبی استفاده شده است در این حالت، نیمسال‌های پس از شروع کرونا از هم تفکیک شده و برای هرکدام شماره‌ای ترتیبی در نظر گرفته شده است.

سپس متغیرهای کنترلی[1]، یعنی $\boldsymbol{X}_{it}$ برای استخراج نتایج دقیق‌تر، به مدل اضافه می‌شود. متغیرهای کنترلی به‌منظور کنترل تأثیر عوامل دیگر به مدل اضافه می‌شوند، چرا که در صورت عدم کنترل این عوامل، امکان ایجاد تورش و خطا در ضرایب تخمینی متغیرهای مستقل اصلی وجود خواهد داشت. متغیرهای کنترلی به‌منظور افزایش دقت مدل‌ها و بهبود میزان توضیح‌دهندگی متغیر مستقل اصلی به مدل افزوده می‌شوند، تا تأثیرات عوامل دیگر را کنترل کنند. در تحلیل داده‌های تابلویی، متغیرهای کنترلی به دو دسته: متغیرهای کنترل تأثیرات زمانی[2] و تأثیرات فردی[3] تقسیم می‌شوند. تأثیرات زمانی به تاثیراتی گفته می‌شود که ناشی از روندهای متغیر در زمان است. اصلی‌ترین متغیر وابسته به زمان در این تحقیق، متغیر اصلی مورد بررسی، یعنی متغیر موهومی مشخص‌کننده شماره نیمسال مجازی بودن آموزش است؛ اما دو متغیر وابسته زمانی دیگر، یعنی شماره نیمسال و تعداد واحدهای اخذ شده نیز در مدل‌های این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. شماره نیمسال بیانگر ترتیب نیمسال‌های اخذ شده توسط دانشجو می‌باشد. برای مثال نیمسال اول دانشجویان ورودی‌های متفاوت، مقدار یک، نیمسال دوم، مقدار دو و به همین صورت تا آخرین نیمسال مقدار می‌پذیرد. تعداد واحدهای اخذ شده در هر نیمسال نیز متغیر وابسته به زمان دیگری در مدل‌های این تحقیق می‌باشد. دسته دوم از متغیرهای کنترلی مذکور، در پی کنترل تفاوت‌های فردی است. این تفاوت‌ها ناشی از متغیرهایی است که در طول زمان تغییر نمی‌کنند و منتسب به هر فرد هستند. در حقیقت، این کنترل‌ها بیان‌گر تفاوت‌های فردی مشاهدات می‌باشند. نمونه‌ای از چنین متغیرهایی در مدل ما مربوط به تفاوت‌های عملکرد ناشی از تفاوت جنسیت، بومی بودن، سهمیه، نوع تحصیل و دیگر ویژگی‌های فردی است. ازاین‌رو متغیر ε_{it} به‌عنوان جز اخلال در مدل در نظر گرفته می‌شود.

1. Control Variables
2. Time Effects
3. Individual Effects

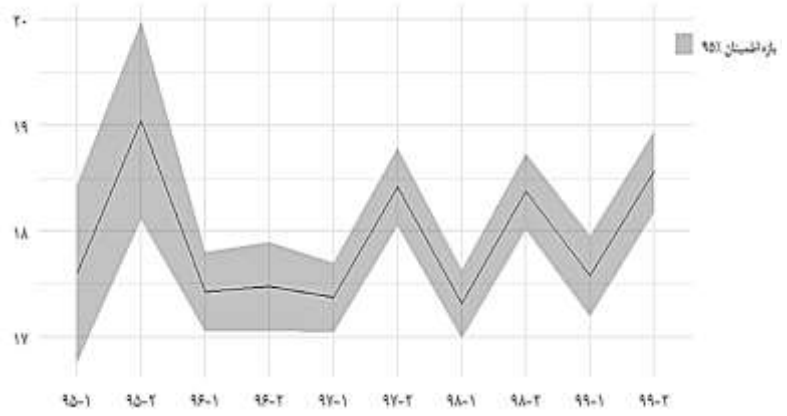
۵- نتایج

در این قسمت به بررسی نتایج حاصل از اجرای مدل و تفسیر تخمین ضرایب مدل‌ها پرداخته می‌شود. در هر بخش آزمون‌های مربوطه با نتایج کمی ارائه شده است. در بخش اخذ واحد، دو شاخصه میانگین تعداد واحدهای اخذ شده و تعداد واحدهای قبول نشده (متشکل از دروس حذف شده و رد شده) بررسی شده است. در بخش بررسی معدل نیز میانگین تجمیعی معدل دانشجویان در طول بازه زمانی با روش تأثیرات تصادفی[1] بررسی شده و توصیه‌های سیاستی به دنبال نتایج کمی و کیفی خروجی مدل‌ها ارائه می‌شود.

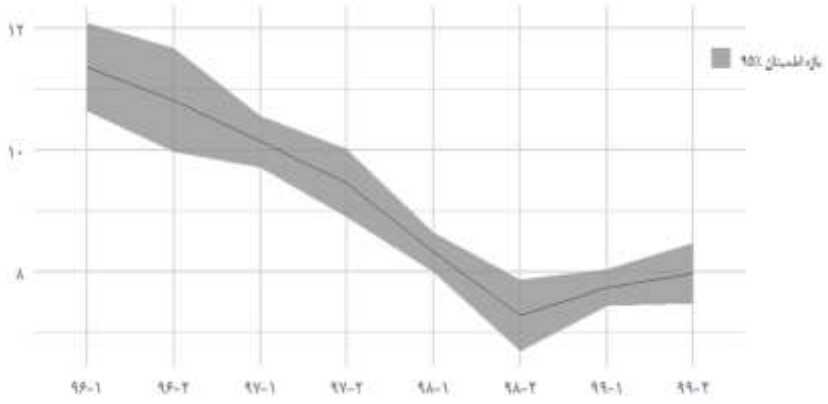
۵-۱- اخذ واحد

اولین شاخصه مورد بررسی در این قسمت، میانگین تجمیعی تعداد واحدهای اخذ شده توسط دانشجویان در هر نیمسال است. بدین منظور داده‌ها به دو بازه قبل و بعد از شروع کرونا تقسیم و از آزمون تی ولچ برای بررسی برابری میانگین این دو بازه استفاده می‌شود. در مورد معیار اخذ واحد، مبنا، نیمسال دوم بعد از کرونا یعنی نیمسال ۱-۹۹ در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا تحصیلات در تاریخ اسفند سال ۱۳۹۸ به مجازی تغییر یافته که این تاریخ بعد از تاریخ اخذ واحدهای نیمسال ۲-۹۸ بوده است. تعداد مشاهدات در بازه‌های قبل و بعد از شروع کرونا برای مقطع کارشناسی به‌ترتیب برابر ۹۱۲ و ۴۹۳ می‌باشد که نیاز ما به بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها را برطرف می‌کند، اما به دلیل نرمال نبودن توزیع داده‌ها برای برابری آزمون برابری واریانس، از آزمون فلاینر-کلین استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون، برابری واریانس‌های دو گروه در نظر گرفته می‌شود. سطح اهمیت نهایی[2] برای آزمون برابری واریانس معادل ۰۰/ ۰ می‌باشد که فرضیه صفر را رد نمی‌کند. در نهایت، سطح اهمیت نهایی در آزمون تی ولچ معادل ۰/۰۰ است که فرضیه تفاوت معنادار دو گروه را رد می‌کند.

1. Random Effect Model
2. P-value



نمودار ۱. متوسط واحدهای اخذ شده دانشجویان کارشناسی در هر نیمسال

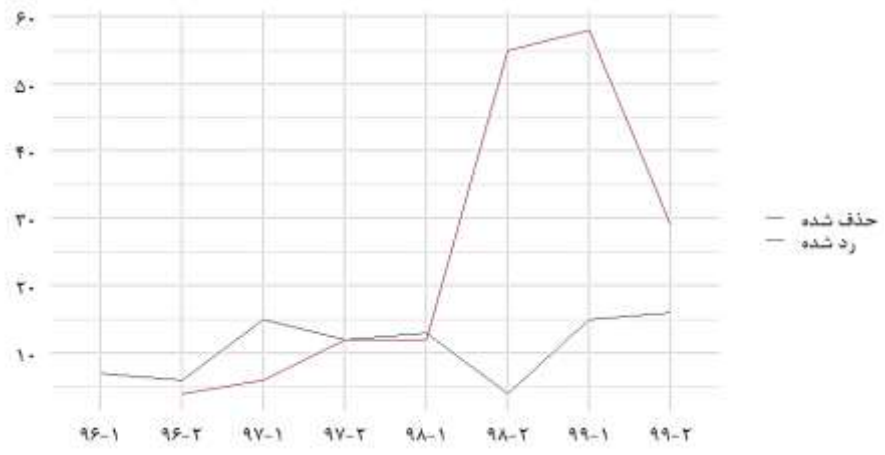


نمودار ۲. متوسط واحدهای اخذ شده دانشجویان کارشناسی‌ارشد در هر نیمسال

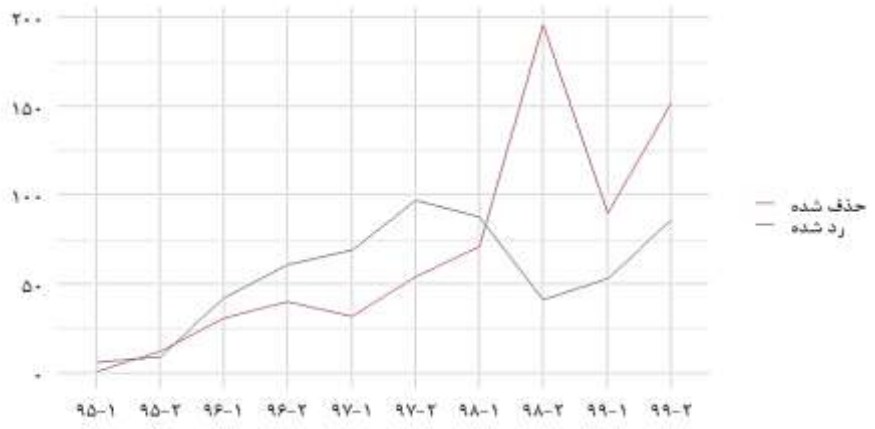
در گروه کارشناسی‌ارشد میانگین متوسط تعداد واحدهای اخذ شده توسط دانشجویان دارای روند زمانی است، زیرا در سال‌های گذشته به دانشجویان ورودی تعدادی واحد جبرانی اختصاص داده می‌شده، اما در نیمه دوم بازه زمانی مورد مطالعه، بنابر سیاست‌های دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ارائه این واحدها به دانشجویان متوقف شده است. در نتیجه به‌منظور کسب نتایج دقیق‌تر، تنها داده‌های منتهی به دو نیمسال پیش از شروع کرونا، یعنی ۲–۹۷ و ۱–۹۸، به همراه داده‌های بعد از کرونا در نظر گرفته می‌شود. در نتیجه، تعداد مشاهدات قبل و بعد، به‌ترتیب معادل ۳۶۵ و ۳۱۲ مورد می‌باشد. مقدار سطح اهمیت معناداری آزمون فلاینر–کلین معادل ۰/۰۶۸ می‌باشد که

برابری واریانس دو گروه را در سطح اطمینان ۹۰٪ رد نمی‌کند. مقدار سطح اهمیت معناداری برای آزمون تی این دو گروه معادل ۰/۰۱۸ می‌باشد که بیانگر عدم تفاوت معنادار در میانگین این دو گروه است. متوسط واحدهای اخذ شده

دومین معیار مورد بررسی در این بخش، تعداد دروس پذیرفته نشده در هر نیمسال به‌تفکیک دروس حذف‌شده و رد شده می‌باشد. با توجه به نمودارهای (۳) و (۴) در بازه پیش از شروع بیماری کرونا، در هر دو مقطع، شاهد یک روند صعودی یکنواخت در داده‌های هر دو معیار هستیم که به علت افزایش تعداد دانشجویان در هر نیمسال است. از سوی دیگر در نیمسال ۲-۹۸ مسیر معیار دروس حذف شده و رد شده از هم جدا می‌شود. لازم به ذکر است که حذف و رد دروس در انتهای هر نیمسال رخ می‌دهد، در نتیجه نیمسال ۲-۹۸، اولین نیمسال موردنظر برای این دو معیار است. در نیمسال مذکور، تعداد دروس حذف شده با جهشی در سطح روبرو می‌شود که این جهش نشان‌دهنده افزایش ۲/۸ برابری ۶۸ درس در نیمسال ۱-۹۸ در مقطع کارشناسی به ۱۹۱ درس در نیمسال ۲-۹۸ می‌باشد (نمودار ۳). در مقطع کارشناسی‌ارشد این رشد تا ۴/۵ برابر بیشتر می‌شود، به این معنی که از تعداد ۱۲ درس حذف شده در نیم سال ۱- ۹۸ به ۵۵ درس در نیم سال ۲-۹۸ می‌رسد (نمودار ۴). در رابطه با روند این معیار پس از شروع کرونا هرچند داده‌ها برای استخراج به یک روند مشخص محدود هستند، اما به نظر می‌رسد مقدار این جهش در حال تعدیل باشد و روند این معیار بعد از شروع کرونا در هر دو مقطع با کاهش رو به رو شده است.



نمودار ۳. تعداد واحدهای حذف یا رد شده در مقطع کارشناسی در هر نیمسال

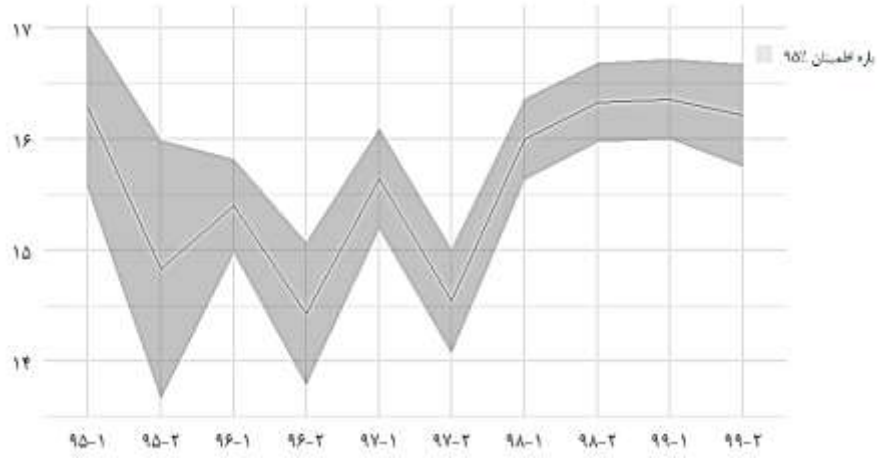


نمودار ٤. تعداد واحدهای حذف یا رد شده در مقطع کارشناسی‌ارشد در هر نیمسال

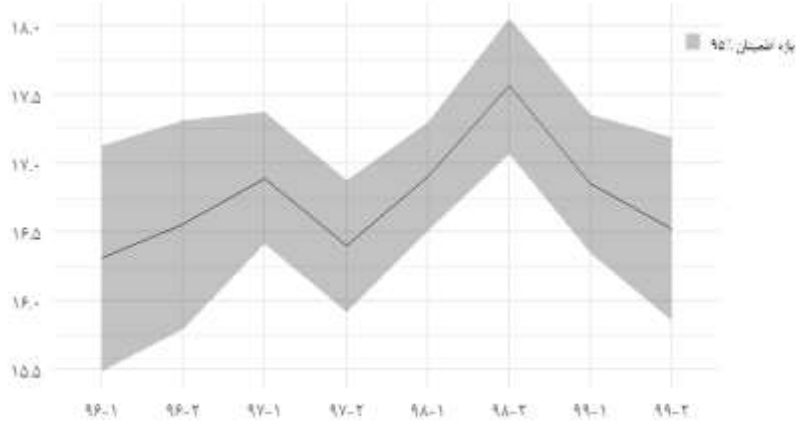
در ارتباط با تعداد دروس رد شده، روند تا حدودی عکس روند دروس حذف شده می‌باشد، به این معنی که بلافاصله بعد از شروع مجازی شدن تحصیلات، تعداد دروس رد شده با افت در سطح مواجه شده است. در مقطع کارشناسی، تعداد دروس رد شده از ۸۷ درس در نیمسال ۱– ۹۸ به ۳۹ درس در ۲–۹۸ رسیده است که این ارقام نرخ کاهش ۵۵٪ را نشان می‌دهد. در مقطع کارشناسی‌ارشد نیز در وضعیتی مشابه تعداد دروس رد شده با نرخ کاهش ۷۰٪، از ۱۳ درس به ۴ درس رد شده رسیده است. نکته قابل توجه در این معیار مربوط به تعدیل سریع‌تر ارقام به سطح پیش از کرونا است، به‌طوری‌که در هر دو مقطع، سطح تعداد دروس پذیرفته نشده در بازه‌ی محدود داده‌ها به سطوح پیش از کرونا بازگشته است.

۵–۲– معدل

معدل، یکی از مهم‌ترین معیارهای کلان و تجمیعی برای بررسی عملکرد دانشجویان در طول نیمسال‌های تحصیلی است. این متغیر تعیین‌کننده برآیند شرایط و عملکرد دانشجویان در طول زمان است. نمودارهای (۵) و (۶)، روند کلی میانگین معدل دانشجویان در طول هر نیمسال تحصیلی را نشان می‌دهد. نکته مهم در این نمودارها روند دندانه‌ای معدل دانشجویان کارشناسی در نیمسال‌های متوالی است؛ به‌طوری‌که به‌ترتیب کاهش و افزایش معدل دانشجویان در نیمسال‌های زوج و فرد مشاهده می‌شود. علت این امر را می‌توان در تفاوت‌های ساختاری نیمسال‌های زوج و فرد از جمله مدت زمان نیمسال، برنامه درسی پیشنهادی و ورود دانشجویان جدید جستجو کرد.



نمودار ۵. میانگین معدل‌های کسب شده در مقطع کارشناسی



نمودار ٦. میانگین معدل‌های کسب شده در مقطع کارشناسی‌ارشد

در جدول (۳)، نتایج مدل (۱) با روش اثرات تصادفی برای مقطع کارشناسی نشان داده شده است. در اولین مدل مورد بررسی در ستون اول، تنها سه متغیر مستقل موهومی با عنوان شماره نیمسال مجازی وجود دارد. این متغیرها برای نیمسال‌های پیش از کرونا عدد صفر و برای نیمسال، دوم و سوم بعد از کرونا هر یک عدد ۱ در نظر گرفته می‌شود که در این مدل عدد صفر، به‌عنوان مقدار پایه موردنظر است. ضرایب نیمسال‌های اول تا سوم دوران کرونا به‌ترتیب برای نیمسال‌های ۲-۹۸، ۱-۹۹ و ۲-۹۹ برابر با ۰/۴۸، ۰/۳۹ و ۰/۲۰ و خارج از سطوح معناداری

آماری می‌باشد. طبق نتایج این مدل، معدل دانشجویان به علت شروع تحصیل مجازی، هرچند افزایش اندکی را در سطح تجربه کرده، اما فاقد معناداری آماری است. در این مدل ساده، تأثیرات زمانی هم چون روند تحصیلی دانشجو در طی تحصیل غیرقابل تفکیک است. به همین دلیل و برای ارتقای دقت مدل، دو متغیر مستقل شماره ترتیبی هر نیمسال دانشجو و تعداد واحدهای دانشجو در آن نیمسال به مدل دوم در ستون دوم اضافه می‌شود

در حقیقت شماره ترتیبی هر نیمسال مشخص‌کننده عدد نیمسال آن دانشجو است. برای مثال اولین نیمسال تحصیلی هر نفر معادل ۱، دومین نیمسال ۲ و تا آخر به همین ترتیب است که هر یک به‌صورت متغیر موهومی وارد مدل می‌شوند. وضعیت تحصیلی دانشجویان کارشناسی همبستگی شدیدی را با جدول دروس پیشنهادی در هر نیمسال آن‌ها نشان می‌دهد. دروسی که دانشجویان در نیمسال‌های تحصیلی اخذ می‌کنند، دارای پیش‌نیازهای خاصی است. هم‌چنین، خود این دروس پیش‌نیاز برای سایر دروس نیز هستند که در نتیجه مسیر تحصیلی مشخصی را پیش روی دانشجو می‌گذارند. این مسیر تحصیلی به پیشنهاد دانشگاه با عنوان برنامه تحصیلی پیشنهادی در اختیار دانشجویان قرار می‌گیرد. همچنین، اساتیدی که دروس این برنامه تحصیلی را ارائه می‌دهند، ترکیب نسبتاً ثابتی دارند. برآیند موارد ذکر شده مؤید این است که شماره نیمسال هر دانشجو می‌تواند متغیری با توضیح‌دهندگی بالا را به مدل ما اضافه کند. روند دندانه‌ای معدل دانشجویان کارشناسی نیز متاثر از همین امر است. این متغیر می‌تواند اثرات مسیر تحصیلی دانشجویان را بازتاب دهد. واحدهای اخذ شده نیز بیانگر تخمین دانشجو از توان تحصیلی خود برای نیمسال جاری می‌باشد. برای مثال دانشجویی که تعداد دروس بیشتری اخذ کرده پیش‌بینی می‌کند که می‌تواند زمان بیشتری را به درس خواندن اختصاص دهد و برعکس، دانشجویی که برای مثال به علت مشروطی در نیمسال گذشته نمی‌تواند بیش از ۱۴ واحد اخذ کند، پیش‌بینی می‌شود توان کمتر برای پذیرفته شدن در تعداد مشخصی از واحدها وجود دارد، لذا در مدل دوم (ستون دوم) جدول (۳)، سطح معناداری ضرایب مربوط به متغیر مستقل اصلی معادله، یعنی متغیر شماره نیمسال مجازی افزایش پیدا می‌کند. ضرایب مرتبط با متغیرهای اضافه شده نیز سطح معناداری بالایی دارند که این به معنی تشخیص درست این متغیر برای اضافه شدن به مدل است. ضرایب متغیر اصلی مدل دوم برای نیمسال‌های ۲–۹۸، ۱–۹۹ و ۲–۹۹ به‌ترتیب معادل ۱/۲۳، ۱/۲۳ و ۱/۲۸ می‌باشد. در این مدل، مجازی شدن تحصیلات سبب افزایش ۱/۲۳ نمره‌ای در سطح نمرات در نیمسال ۲–۹۸ شده است و این افزایش در نیمسال‌های بعدی نیز ادامه پیدا می‌کند.

جدول ۳. نتایج رگرسیون تابلویی تأثیرات تصادفی بر معدل: مقطع کارشناسی

متغیر وابسته: معدل نیمسال	(۱)	(۲)	(۳)
شماره نیمسال مجازی (در دوران همه‌گیری)			
نیمسال ۲–۹۸	۰/۴۸ (۰/۳۹)	۱/۲۳ (۰/۳۱) ***	۱/۴۱ (۰/۲۸) ***
نیمسال ۱–۹۹	۰/۳۹ (۰/۳۹)	۱/۲۳ (۰/۳۱) ***	۱/۱۷ (۰/۲۸) ***
نیمسال ۲–۹۹	۰/۲۰ (۰/۳۹)	۱/۲۸ (۰/۳۲) ***	۱/۵۲ (۰/۳۰) ***
شماره نیمسال دانشجو (پایه: نیمسال ۱)			
نیمسال ۲	–	−۱/۰۴ (۰/۳۹) ***	−۱/۲۷ (۰/۱۷) ***
نیمسال ۳	–	−۱/۰۲ (۰/۱۰) ***	−۱/۰۴ (۰/۱۰) ***
نیمسال ۴	–	−۰/۷۴ (۰/۲۰) ***	−۱/۰۱ (۰/۱۹) ***
نیمسال ۵	–	−۱/۴۷ (۰/۱۴) ***	−۱/۴۹ (۰/۱۴) ***
نیمسال ۶	–	−۱/۳۴ (۰/۲۳) ***	−۱/۶۳ (۰/۲۲) ***
نیمسال ۷	–	−۱/۴۷ (۰/۱۹) ***	−۱/۵۰ (۰/۲۰) ***
نیمسال ۸	–	−۱/۴۱ (۰/۲۸) ***	−۲/۷۲ (۰/۲۸) ***
نیمسال ۹	–	−۲/۳۱ (۰/۳۱) ***	−۲/۳۸ (۰/۳۲) ***
نیمسال ۱۰	–	−۲/۲۰ (۰/۴۸) ***	−۲/۵۹ (۰/۴۸) ***
تعداد واحد	–	۰/۰۷ (۰/۰۱) ***	۰/۰۶ (۰/۰۱) ***
جنسیت (مذکر)	–	–	−۰/۶۱ (۰/۱۴) ***
بومی بودن (بومی)	–	–	۰/۰۴ (۰/۱۶)
سهمیه (منطقه ۱)			
منطقه ۲	–	–	۰/۸۵ (۰/۲۰) ***
منطقه ۳	–	–	−۰/۶۵ (۰/۲۳) **
هیئت علمی	–	–	۱/۰۳ (۰/۶۵)
بین‌المللی	–	–	۱/۸۹ (۰/۷۱) **
ایثار	–	–	−۰/۶۳ (۰/۲۸) *
ایثار ٪۵	–	–	۰/۴۶ (۰/۲۴) .
ایثار ٪۲۵	–	–	−۲/۵۰ (۰/۳۳) ***
نوع (روزانه با پرداخت)	–	–	−۷/۶۰ (۰/۸۸) ***
ضریب تعیین تعدیلی	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۱۴

توجه: اعداد هر خانه جدول به‌ترتیب نشان‌دهنده: مقدار ضریب، (خطای استاندارد) و علامتی برای تعیین سطح معناداری ضریب است. علائم ***، **، * و. به‌ترتیب یعنی ضریب در سطح معناداری ٪۹۹٫۹، ٪۹۹، ٪۹۵، ٪۹۰ است.

با وجود بهبود مدل و ضرایب به دست آمده، مدل دوم نیز به نوبه خود قسمتی از اثرات که مرتبط با معیارها و ویژگی‌های ثابت فردی هر مشاهده است را بازتاب نمی‌دهد، به همین علت،

در سومین مدل متغیرهایی نظیر جنسیت، سهمیه، بومی بودن و نوع تحصیل نیز به مدل دوم اضافه می‌شود که به تخمین دقیق‌تری از ضرایب معادله منجر می‌شود. در ستون سوم جدول (۳)، اولاً ضرایب تازه اضافه شده از نظر آماری در سطوح بالایی معنادار هستند؛ ثانیاً، ضرایب پیشین نیز سطح معناداری بالای خود را حفظ کرده‌اند. ضرایب جدید متغیر اصلی برای نیمسال‌های ۲–۹۸، ۱–۹۹ و ۲–۹۹ دوران همه‌گیری به‌ترتیب معادل ۱/۴۱، ۱/۱۷ و ۱/۵۲ است. برآوردها بیانگر این است که بعد از افزایش سطح معدل در اولین نیمسال مجازی، افزایش نمرات در دومین نیمسال مجازی با اندکی کاهش در اندازه (نسبت به نیمسال ۲–۹۸) روبرو می‌شود. در حقیقت، حتی در صورت عدم رخداد همه‌گیری، پیش‌بینی افزایش معدل دانشجویان در نیمسال ۱–۹۹ وجود داشته و با ثابت ماندن نسبی معدل در نیمسال ۱–۹۹ نتیجه می‌شود که تأثیر مجازی بودن تحصیلات بر معدل دانشجویان در این نیمسال کمتر بوده است؛ و در نهایت، در نیمسال سوم بعد از همه‌گیری، تأثیر مجازی شدن، دوباره افزایش می‌یابد. در حقیقت، این مدل برخلاف مدل قبلی که نمرات در یک حد مشخص افزایش می‌یابد، با در نظر گرفتن روند دندانه‌ای، افزایش می‌یابد. چنین تخمینی با در نظر گرفتن روند معدل دانشجویان نیز سازگاری بیشتری دارد.

در جدول (۴) نتایج رگرسیون اثرات تصادفی به همان ترتیب جدول (۳) برای مقطع کارشناسی ارشد گزارش شده است. در دوره کارشناسی‌ارشد برخلاف کارشناسی، روند دندانه‌ای به خوبی رعایت نمی‌شود. ریشه این اختلاف به تفاوت ساختاری دو مقطع بازمی‌گردد، درحالی‌که در مقطع کارشناسی دانشجویان در یک گرایش پذیرش می‌شوند و در طول تحصیل برنامه درسی 555td پیشنهادی یکسانی دارند؛ دانشجویان کارشناسی‌ارشد در گرایش‌ها و گروه‌های تحصیلی متفاوتی پذیرش می‌شوند. هرکدام از این گرایش‌ها دروس متفاوتی را نیز به‌عنوان دروس مقطع ارشد می‌گذرانند. در نتیجه، برخلاف مقطع کارشناسی امکان فرض روند تحصیلی مشخص برای دانشجویان ارشد ضعیف‌تر است، بر این اساس در روش تأثیرات تصادفی از چهار مدل استفاده شده است. دوباره مدل اول تنها از متغیر اصلی و مدل دوم از متغیر اصلی و متغیر شماره نیمسال استفاده می‌کند. اما در مدل سوم ضمن اضافه شدن متغیرهای فردی، متغیر شماره نیمسال حذف می‌شود. در نهایت در مدل چهارم از همه متغیرها استفاده می‌کنیم. نکته قابل توجه از نتایج به دست آمده این است که ضرایب تخمینی مدل یک به سه و دو به چهار نزدیک است. همچنین ضرایب بعضی از شماره نیمسال‌های تحصیلی در مدل‌های دو و چهار از نظر آماری غیرقابل اتکا هستند. با در نظر گرفتن مجموع دلایل ذکر شده، به نظر می‌رسد استفاده از متغیر شماره ترتیبی نیمسال در مقطع کارشناسی‌ارشد سبب پیش برآورد[1] ضریب متغیر اصلی می‌شود.

1. Overestimation

جدول ٤. نتایج رگرسیون تابلویی تأثیرات تصادفی بر معدل: مقطع کارشناسی‌ارشد

متغیر وابسته: معدل نیمسال	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
شماره نیمسال مجازی (در دوران همه‌گیری)				
نیمسال ۲-۹۸	۰/۷۳ (۰/۱۲) ***	۱/۲۱ (۰/۱۵) ***	۰/۷۲ (۰/۱۲) ***	۱/۱۷ (۰/۱۵) ***
نیمسال ۱-۹۹	۰/۲۲ (۰/۱۱) *	۰/۱۳ (۰/۱۲)	۰/۲۳ (۰/۱۰) *	۰/۱۲ (۰/۱۲)
نیمسال ۲-۹۹	-۰/۰۹ (۰/۱۳) ***	۰/۲۵ (۰/۱۷)	-۰/۰۷ (۰/۱۳)	۰/۲۴ (۰/۱۶)
شماره نیمسال دانشجو (نیمسال ۱)				
نیمسال ۲	-	۰/۱۳ (۰/۱۱)	-	۰/۱۴ (۰/۱۱)
نیمسال ۳	-	۰/۶۳ (۰/۱۱) ***	-	۰/۶۴ (۰/۱۱) ***
نیمسال ۴	-	-۱/۲۷ (۰/۲۱) ***	-	-۱/۱۹ (۰/۲۱) ***
نیمسال ۵	-	-۰/۲۹ (۰/۲۶)	-	-۰/۱۵ (۰/۲۶)
تعداد واحد	-	-۰/۰۵ (۰/۰۲) **	-	-۰/۰۵ (۰/۰۲) *
جنسیت (مرد)	-	-	-۰/۷۲ (۰/۱۳) ***	-۰/۱۵ (۰/۲۶) ***
بومی بودن (بومی)	-	-	۰/۳۰ (۰/۱۳) *	۰/۲۹ (۰/۱۳) *
سهمیه (آزاد)				
استعداد درخشان	-	-	۱/۰۲ (۰/۲۰) ***	۰/۹۸ (۰/۲۰) ***
بنیاد	-	-	-۲/۰۵ (۰/۵۷) ***	-۱/۷۹ (۰/۵۸) **
ایثار ٪۵	-	-	-۰/۸۰ (۰/۴۵) .	-۰/۷۲ (۰/۴۶)
ایثار ٪۲۵	-	-	-۰/۶۶ (۰/۱۷) ***	-۰/۶۹ (۰/۱۸) ***
گروه				
نهادی	-	-	-۰/۹۴ (۰/۱۵) ***	-۰/۹۱ (۰/۱۵) ***
کاربردی	-	-	-۰/۳۸ (۰/۱۶) *	-۰/۳۷ (۰/۱۶) *
نوع تحصیل (شبانه)	-	-	-۰/۲۸ (۰/۱۴) *	-۰/۳۰ (۰/۱۴) *
ضریب تعیین تعدیلی	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۱۰

توجه: اعداد هر خانه جدول به‌ترتیب نشان‌دهنده: مقدار ضریب، (خطای استاندارد) و علامتی برای تعیین سطح معناداری ضریب است. علائم ***، **، * و . به‌ترتیب یعنی ضریب در سطح معناداری ٪۹۹٫۹، ٪۹۹، ٪۹۵، ٪۹۰ است.

در جدول‌های (الف-۱) و (الف-۲)، پیوست برای بررسی یکپارچگی[1] نتایج در دو مقطع کارشناسی و کارشناسی‌ارشد، ضرایب مختلف با استفاده از هر سه روش برآورد حداقل مربعات تجمعی[2]، تأثیرات تصادفی و تأثیرات ثابت[1] گزارش شده است. همچنین مقادیر آزمون هاسمن[2]

1. Robustness
2. Pooled OLS

در مقطع کارشناسی و کارشناسی‌ارشد به‌ترتیب معادل ۰/۰۰ و ۰/۷۱ می‌باشد که در حقیقت بیانگر سازگاری دو مدل تأثیرات ثابت و تأثیرات تصادفی در مقطع کارشناسی و ناسازگاری دو مدل در مقطع کارشناسی‌ارشد است. در مواردی که دو مدل سازگار نیستند، استفاده از مدل تأثیرات تصادفی بهتر است. در مقایسه دو مدل حداقل مربعات تجمعی و تأثیرات تصادفی نیز، مشاهده می‌شود که اولاً ضرایب تخمینی دو مدل بسیار نزدیک هستند. ثانیاً، مدل تأثیرات تصادفی ضرایب با معناداری بالاتری در اختیار ما قرار می‌دهد. با در نظر گرفتن همه موارد ذکر شده، به نظر می‌رسد استفاده از مدل تأثیرات تصادفی در این تحقیق، نتایج دقیق‌تری در اختیار ما می‌گذارد.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر مجازی شدن آموزش بر عملکرد دانشجویان در دوران همه‌گیری بیماری کرونا مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، به بررسی داده‌های مربوطه پرداخته شده است. معیارهای مورد بررسی ما، میانگین واحدهای اخذ شده، واحدهای قبول نشده و معدل دانشجویان بوده است.

نتایج نشان می‌دهد که رفتار اخذ واحد دانشجویان در برابر محرک‌ها و اتفاقات بیرونی نظیر شیوع یک همه‌گیری یا مجازی شدن تحصیلات، کشش پایینی دارد؛ چرا که پس از وقوع این عوامل خارجی، میانگین متوسط واحدهای اخذ شده تغییر معناداری نسبت به قبل نکرده است. با وجود این مسئله، روند معیار تعداد دروس حذف شده حساسیت بالای رفتار انتخاب واحدی دانشجویان نسبت به عوامل درونی را نمایش می‌دهد. به بیان دیگر، دانشجویان مستقل از برآوردشان از شرایط بیرونی، تعداد دروس تقریباً ثابتی را اخذ می‌کنند، اما اگر برآورد آنها نسبت به وضعیت تحصیلی یک درس در طول نیمسال تغییر کند، اقدام به حذف درس می‌کنند. مجاری تأثیرگذاری دیگری نظیر تسهیل حذف انواع دروس و یا نیمسال توسط دانشگاه، ابتلا به بیماری کووید-۱۹ و غیره نیز در جهش تعداد دروس حذف شده تأثیرگذار هستند. تسهیل شرایط حذف یکی از عواملی است که ممکن است نوعی درون‌زایی از خود به نمایش بگذارد. این عامل نیز منجر به افزایش دروس حذف‌شده توسط دانشجویان بیمار می‌شود. در عین حال، ساده بودن شرایط تحت شمول این طرح قرار گرفتن، امکانی در اختیار دانشجویانی که از وضعیت تحصیلی

1. Fixed effects
2. Hausman test

درس یا نیمسال تحصیلی خود نامطمئن بوده‌اند، قرار داده است تا با حذف درس، ریسک رد شدن در دروس را پوشش دهند. از این کانال تعداد دروس حذف شده در هر نیمسال افزایش می‌یابد.

از سوی دیگر، مجرای فوق در معیار کاهش دروس رد شده نیز تأثیرگذار است. تسهیل شرایط حذف به‌طور طبیعی به کاهش تعداد نفر–درس رد شده می‌انجامد، اما دلایل دیگری نیز در تعیین روند این معیار مؤثر است. برای مثال، احتمالاً اساتید در اولین نیمسال تحصیل مجازی به علت حس نوع‌دوستی، یا دلایل تحصیلی هم چون عدم آمادگی برای آموزش و ارزیابی مجازی، با ارفاق بیشتری به دانشجویان نمره داده باشند، بنابراین، وجود چنین مجاری به کاهش تعداد دروس رد شده در اولین نیمسال مجازی منجر می‌شود، اما همان‌طور که روندها نیز نشان می‌دهد، تأثیر این مجاری به‌سرعت تعدیل شده و ظرف گذشت تنها سه نیمسال از شروع تحصیلات مجازی، تعداد نفر درس‌های رد شده به سطح سابق خود، یعنی پیش از شروع همه‌گیری بازمی‌گردد.

برآیند رفتار اخذ و حذف درسی، یعنی اخذ تعداد ثابتی از واحدهای درسی در کنار افزایش تعداد واحدهای حذفی، می‌تواند منجر به پدید آمدن مشکلاتی شود. اولاً دروس ارائه شده در هر نیمسال توسط دانشکده می‌بایست برای جبران واحدهای مذکور افزایش یابد. به‌منظور اخذ این واحدهای قبول نشده، دانشجویان یا باید متوسط تعداد واحدهای بیشتری در نیمسال‌های بعدی بردارند و یا نیمسال‌های بیشتری را به تحصیل بپردازند. هرچند امکان وجود ترکیبی از هر دو نیز وجود دارد. در صورت اخذ تعداد واحدهای بیشتر، به علت فشار تحصیلی بیشتر، احتمال افت معدل دانشجویان در نیمسال‌های آتی وجود دارد. در صورت افزایش نیمسال‌های تحصیلی، دانشجویان شبانه با افزایش هزینه‌های تحصیل مواجه می‌شوند. همچنین، دانشجویان پسری که مشمول سربازی هستند با مشکل محدودیت سنوات تحصیلی مجاز نیز مواجه می‌شوند. به همین دلیل، دانشگاه می‌بایست شرایط اخذ نیمسال‌های تحصیلی بیشتر را برای دانشجویانی که در معرض آسیب‌های مربوط به همه‌گیری قرار گرفته‌اند، فراهم آورد.

در قسمت بررسی معدل دانشجویان، مشاهده شده که در ابتدای مجازی شدن آموزش، معدل دانشجویان در هر دو مقطع کارشناسی و کارشناسی‌ارشد جهشی در سطح داشته است. مقدار این جهش در مقطع کارشناسی بیشتر از کارشناسی‌ارشد می‌باشد. همچنین در مقطع کارشناسی روند دندانه‌ای میانگین معدل‌های نیمسال‌های پیشین دانشجویان شکسته شده و نمرات آن‌ها حول مقداری مشخص با اندکی نوسان تثبیت شده است. در مقطع ارشد، برخلاف کارشناسی، افزایش نمره گذرا بوده و ظرف دو نیمسال بعد از آن تعدیل شده است. مجاری تأثیرگذاری بر نمرات دانشجویان در اولین نیمسال مجازی بسیار گسترده می‌باشند و گاهی با تأثیر معکوس همراه هستند. به همین دلیل استخراج اثر خالص یک متغیر یا عامل از نتیجه

عملکرد دانشجویان، بسیار سخت و حتی ناممکن است، اما در مورد هر معیار می‌توان قسمتی از دلایل مؤثر را که با داده‌های مورد مطالعه ما ممکن بوده است، کشف کرده و شرح داد.

مهم‌ترین نکته در بررسی شاخص معدل، افزایش جهشی سطح نمرات در اولین نیمسال مجازی است. شرایط روانی دانشجویان در این بازه زمانی به علت گسترش بیماری و صدمات آن در وضعیت نامطلوبی بوده است. همچنین ناآشنایی دانشجویان با نحوه ارزیابی مجازی می‌تواند تأثیر نامطلوبی بر عملکرد آنها داشته باشد. با این همه مجازی شدن آموزش، زمان‌های اتلافی دانشجویان نظیر زمان رفت‌وآمد را کاهش داده و فرصت بیشتری برای مطالعه در اختیار آنها قرار داده است. همچنین ممکن است که اساتید دروس ارائه شده نیز در اولین نیمسال مجازی به سبب عدم آمادگی یا دلایل دیگر مانند کمک به دانشجویان در شرایط سخت بیماری، نمرات آن‌ها را به سمت نمرات بالاتر تعدیل کرده باشند. افزون بر این امکان تقلب در شرایط تحصیل مجازی بیشتر است. تمام موارد مطرح شده سبب افزایش سطح نمرات در اولین نیمسال مجازی شده است. در ادامه بازه زمانی داده‌ها مشاهده می‌شود که نمرات دانشجویان در مقطع کارشناسی‌ارشد برخلاف مقطع کارشناسی، به‌سرعت تعدیل شده و به سطح سابق برمی‌گردد. از دلایل این تفاوت می‌توان به اهمیت بیشتر تحصیلات تکمیلی برای اساتید و دانشجویان اشاره کرد. همچنین دروس کارشناسی‌ارشد تخصصی‌تر و این امکان را به اساتید می‌دهد تا نحوه ارزیابی خود را با شرایط جدید وفق دهند. این مسئله در کارشناسی به علت وجود تعداد زیاد دروس عمومی و غیرتخصصی احتمال رخداد کمتری دارد.

منابع

۱. پورتقی راستگو مقدم، ساجده و جدیدزاده، علی (۱۴۰۱). تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷ (۴)، ۶۲۰-۶۵۶.

2. Adnan, M., & Anwar, K. (2020). Online Learning amid the COVID-19 Pandemic: Students' Perspectives. *Online Submission*, *2*(1), 45-51.
3. Allen, I.E., & Seaman, J. (2010). Class differences: Online Education In The United States, 2010. *Sloan Consortium* (NJ1).
4. Aucejo, E. M., French, J., Araya, M. P. U., & Zafar, B. (2020). The impact of COVID-19 on student experiences and expectations: Evidence from a survey. *Journal of public economics*, *191*, 104271.
5. Bowers, W. J. (1964). *Student dishonesty and its control in college*. Bureau of Applied Social Research, Columbia University.

6. Brown, B.S., & McInerney, M. (2008). Changes In Academic Dishonesty Among Business Students In The United States, 1999-2006. *International Journal of Management*, 25(4), p.621.
7. Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J., & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the COVID-19 epidemic on college students in China. *Psychiatry research*, *287*, 112934.
8. Crick, T., Knight, C., Watermeyer, R., & Goodall, J. (2020, September). The impact of COVID-19 and "Emergency Remote Teaching" on the UK computer science education community. In United Kingdom & Ireland Computing Education Research conference. 31-37.
9. Crown, D.F., & Spiller, M.S. (1998). Learning From The Literature On Collegiate Cheating: A Review of Empirical Research. *Journal of Business Ethics*, 17(6), 683-700.
10. Fask, A., Englander, F., & Wang, Z. (2014). Do Online Exams Facilitate Cheating? An Experiment Designed to Separate Possible Cheating From The Effect of The Online Test Taking Environment. *Journal of Academic Ethics*, 12(2), 101-112.
11. Harmon, O.R., & Lambrinos, J. (2008). Are Online Exams An Invitation To Cheat?. *The Journal of Economic Education*, 39(2), 116-125.
12. Hollister, K.K., & Berenson, M.L. (2009). Proctored Versus Unproctored Online Exams: Studying The Impact of Exam Environment On Student Performance. *Decision Sciences Journal of Innovative Education*, 7(1), 271-294.
13. Kennedy, K., Nowak, S., Raghuraman, R., Thomas, J., & Davis, S.F., (2000). Academic Dishonesty and Distance Learning: Student And Faculty Views. *College Student Journal*, 34.(2).
14. Kidwell, L.A., & Kent, J. (2008). Integrity At A Distance: A Study Of Academic Misconduct Amon University Students On And Off Campus. *Accounting Education: an International Journal*, 17(S1), S3-S16.
15. Lewis, L., Snow, K., Farris, E., & Levin, D. (1999). Distance Rducation At Postsecondary Education Institutions, 1997-98. *Statistical Analysis Report*.
16. McCabe, D.L., Treviño, L.K., & Butterfield, K.D. (2001). Cheating In Academic Institutions: A Decade of Research. *Ethics & Behavior*, 11(3), 219-232.
17. Peng, Z. (2007). Giving Online Quizzes In Corporate Finance And Investments For A Better Use of Seat Time. *Journal of Educators Online*, 4(2), p.n2.

18. Pourtaghi Rastgoo Moghadam, S., & Jadidzadeh, A. (2023). Academic Performance of Students by Gender, Educational Credit and Residency: Evidence from Economics Students at a Public University in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)* 57 (4), 629-656 (in Persian).
19. Porter, S.R. (2011). Do College Student Surveys Have Any Validity?. *The Review of Higher Education*, 35(1), 45-76.
20. Toti, G., & Alipour, M. A. (2021). Computer science students' perceptions of emergency remote teaching: An experience report. *SN computer science*, *2*, 1-9.
21. Yates, R.W. and Beaudrie, B. (2009). The Impact of Online Assessment on Grades In Community College Distance Education Mathematics Courses. *The Amer. Jrnl. of Distance Education*, 23(2), 62-70.

پیوست

جدول الف-۱. مقایسه نتایج مدل‌های حداقل مربعات تجمیعی، تأثیرات تصادفی و تأثیرات متغیر: مقطع کارشناسی

متغیر وابسته: معدل نیمسال	حداقل مربعات تجمیعی	تأثیرات ثابت	تأثیرات متغیر
شماره نیمسال مجازی (در دوران همه‌گیری)			
نیمسال ۲-۹۸	۱/۸۴ (۰/۲۷) ***	۱/۳۸ (۰/۲۳) ***	۱/۴۱ (۰/۲۸) ***
نیمسال ۱-۹۹	۱/۰۶ (۰/۲۲) ***	۰/۴۵ (۰/۲۳) .	۱/۱۷ (۰/۲۸) ***
نیمسال ۲-۹۹	۱/۸۷ (۰/۲۷) ***	۱/۳۰ (۰/۳۰) ***	۱/۵۲ (۰/۳۰) ***
شماره نیمسال دانشجو (پایه: نیمسال ۱)			
ترم ۲	-۱/۷۲ (۰/۲۶) ***	-۱/۷۱ (۰/۱۸) ***	-۱/۲۷ (۰/۱۷) ***
ترم ۳	-۰/۸۹ (۰/۲۵) ***	-۰/۸۸ (۰/۱۹) ***	-۱/۰۴ (۰/۱۰) ***
ترم ۴	-۱/۵۲ (۰/۲۹) ***	-۱/۳۲ (۰/۲۴) ***	-۱/۰۱ (۰/۱۹) ***
ترم ۵	-۱/۳۴ (۰/۲۹) ***	-۱/۰۱ (۰/۲۴) ***	-۱/۴۹ (۰/۱۴) ***
ترم ۶	-۲/۱۷ (۰/۳۵) ***	-۱/۶۹ (۰/۳۳) ***	-۱/۶۳ (۰/۲۲) ***
ترم ۷	-۱/۶۸ (۰/۳۷) ***	-۰/۷۹ (۰/۳۴) *	-۱/۵۰ (۰/۲۰) ***
ترم ۸	-۳/۶۶ (۰/۴۶) ***	-۲/۵۰ (۰/۴۵) ***	-۲/۷۲ (۰/۲۸) ***
ترم ۹	-۲/۴۲ (۰/۶۸) ***	-۱/۶۲ (۰/۵۸) **	-۲/۳۸ (۰/۳۲) ***
ترم ۱۰	-۲/۵۱ (۱/۰۷) *	-۲/۴۱ (۰/۸۷) **	-۲/۵۹ (۰/۴۸) ***
تعداد واحد	۰/۱۱ (۰/۰۲) ***	۰/۰۴ (۰/۰۲) *	۰/۰۶ (۰/۰۱) ***
جنسیت (مذکر)	-۰/۳۷ (۰/۱۵) **	-	-۰/۶۱ (۰/۱۴) ***
بومی بودن (بومی)	۰/۲۶ (۰/۱۷)	-	۰/۰۴ (۰/۱۶)
سهمیه (منطقه ۱)			
منطقه ۲	۰/۷۹ (۰/۲۱) ***	-	۰/۸۵ (۰/۲۰) ***
منطقه ۳	-۰/۷۸ (۰/۲۴) **	-	-۰/۶۵ (۰/۲۳) **
هیئت علمی	۰/۷۷ (۰/۶۴)	-	۱/۰۳ (۰/۶۵)
بین‌المللی	-۰/۰۹ (۰/۷۵)	-	۱/۸۹ (۰/۷۱) **
ایثار	-۰/۶۹ (۰/۲۵) **	-	-۰/۶۳ (۰/۲۸) *
ایثار ٪۵	۰/۵۳ (۰/۲۸) .	-	۰/۴۶ (۰/۲۴) .
ایثار ٪۲۵	-۲/۴۲ (۰/۳۸) ***	-	-۲/۵۰ (۰/۳۳) ***
نوع(روزانه با پرداخت)	-۳/۰۹ (۱/۰۷) **	-	-۷/۶۰ (۰/۸۸) ***
ضریب تعیین تعدیلی	۰/۱۶	-۰/۱۵	۰/۱۴

توجه: اعداد هر خانه جدول به‌ترتیب نشان‌دهنده: مقدار ضریب، (خطای استاندارد) و علامتی برای تعیین سطح معناداری ضریب می‌باشد . علائم ***، **، * و ۰ به‌ترتیب یعنی ضریب در سطح معناداری ٪۹۹,۹، ٪۹۹، ٪۹۵، ٪۹۰ است.

جدول الف-۲. مقایسه نتایج مدل‌های حداقل مربعات تجمیعی، تأثیرات تصادفی و تأثیرات متغیر: مقطع کارشناسی‌ارشد

متغیر وابسته: معدل نیمسال	حداقل مربعات تجمیعی	تأثیرات ثابت	تأثیرات متغیر
شماره نیمسال مجازی (در دوران همه‌گیری)			
نیمسال ۲-۹۸	۰/۷۴ (۰/۳۰) *	۰/۷۵ (۰/۲۶) **	۰/۷۲ (۰/۱۲) ***
نیمسال ۱-۹۹	۰/۰۹ (۰/۲۵)	۰/۴۸ (۰/۲۷) .	۰/۲۳ (۰/۱۰) *
نیمسال ۲-۹۹	-۰/۲۱ (۰/۲۹)	۰/۲۶ (۰/۳۴)	-۰/۰۷ (۰/۱۳)
جنسیت (مرد)	-۰/۶۷ (۰/۲۰) ***	-	-۰/۷۲ (۰/۱۳) ***
بومی بودن (بومی)	۰/۳۴ (۰/۲۰) .	-	۰/۳۰ (۰/۱۳) *
سهمیه (آزاد)			
استعداد درخشان	۱/۱۰ (۰/۳۰) ***	-	۱/۰۲ (۰/۲۰) ***
بنیاد	-۲/۱۷ (۰/۷۵) **	-	-۲/۰۵ (۰/۵۷) ***
ایثار ٪۵	۰/۰۰ (۰/۷۲)	-	-۰/۸۰ (۰/۴۵) .
ایثار ٪۲۵	-۰/۵۹ (۰/۲۷) *	-	-۰/۶۶ (۰/۱۷) ***
گروه			
نهادی	-۰/۹۶ (۰/۲۲) ***	-	-۰/۹۴ (۰/۱۵) ***
کاربردی	-۰/۴۰ (۰/۲۵)	-	-۰/۳۸ (۰/۱۶) *
نوع تحصیل (شبانه)	-۰/۲۱ (۰/۲۱)	-	-۰/۲۸ (۰/۱۴) *
ضریب تعیین تعدیلی	۰/۰۸	-۰/۴۹	۰/۰۸

توجه: اعداد هر خانه جدول به‌ترتیب نشان‌دهنده: مقدار ضریب، (خطای استاندارد) و علامتی برای تعیین سطح معناداری ضریب است. علائم ***، **، * و . به‌ترتیب یعنی ضریب در سطح معناداری ٪۹۹,۹، ٪۹۹، ٪۹۵، ٪۹۰ است.

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

ارزیابی مفهوم انباشت نیروی کار و بررسی وجود احتمالی این پدیده در اقتصاد ایران

رهاحمزه لوئیان[1]✉، هما اصفهانیان[2]، میلاد اورعی[3]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، rahahamzehloian@gmail.com

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، esfahanian.homa@ut.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، miladoraei660@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۲۷
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۶
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کلیدواژه‌ها:
اشتغال، بهره‌وری نیروی کار، بیکاری پنهان، مازاد نیروی کار

طبقه‌بندی JEL:
C13 ،J24 ،J21

چکیده

بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار از جمله اشکال مختلف بیکاری بوده که به‌طور مستقیم با بهره‌وری نیروی کار مرتبط هستند. شناخت و درک درست نسبت به حالات متفاوت بیکاری نقش به‌سزایی در کارآمدی سیاست‌های اشتغال‌زای دولت خواهد داشت. در این مقاله ابتدا تلاش شده است که با ارائه تعاریفی جامع و کامل، درک درستی نسبت به این دو پدیدهٔ اقتصادی ایجاد شود و سپس وجود این پدیده‌ها در صنایع کارخانه‌ای ایران مورد بررسی قرار گیرد. در بخش کلان با به‌کارگیری فیلتر هدریک – پرسکات، شواهدی مبنی بر وجود این پدیده در اقتصاد ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۳–۱۳۷۶ مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هر دو پدیدهٔ بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار در کشور ایران در هر دو دورهٔ رونق و رکود وجود دارد.

حمزه لوئیان، رها؛ اصفهانیان، هما و اورعی، میلاد (۱۴۰۲). ارزیابی مفهوم انباشت نیروی کار و بررسی وجود احتمالی این پدیده در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸ (۴)، ۵۹۳-۶۱۳.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/JTE.2024.350009.1008732

۱- مقدمه

بحث بیکاری همواره یکی از دغدغه‌های مسئولان و اقتصاددانان بوده است؛ این مسئله تا جایی اهمیت دارد که بیشتر صاحب‌نظران، ریشه بسیاری از معضلات اجتماعی و ناهنجاری‌های موجود در جامعه را به این پدیده نسبت می‌دهند. اگرچه سیاست‌گذاران و اقتصاددانان همواره تلاش داشته‌اند تا به دقت نرخ بیکاری و تغییرات آن را بررسی کنند و بر اساس آن به سیاست‌گذاری جهت کاهش نرخ بیکاری اقدام کنند؛ اما مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهند، با وجود تمامی تلاش‌های انجام‌شده، نرخ رسمی بیکاری، میزان بیکاری موجود در جامعه را کمتر از مقدار واقعی برآورد می‌کند[1] و درنتیجه، شاخص مذکور نمی‌تواند به خوبی نشان‌دهنده میزان استفاده از ظرفیت نیروی کار باشد[2]؛ لذا، بازنگری در مورد این شاخص را الزامی می‌سازد؛ هم‌چنین به سبب رشد سریع جمعیت در دهه ۶۰ در کشور، هر ساله بر عرضهٔ نیروی کار جامعه افزوده شده و این پدیده را شدت بیشتری بخشیده، این در حالی است که اشکالات ساختاری همچون عدم انطباق میان مشاغل و مهارت‌های نیروی کار در ساختار اشتغال کشور به چشم می‌خورد. در سال‌های اخیر به دلیل عدم توانایی بخش‌های مولد و رسمی در ایجاد اشتغال، بخش غیررسمی به‌طور ناهنجاری رشد کرده و ساختار اشتغال کشور را در وضعیت نامساعدی قرار داده و سبب ایجاد پدیده‌ای با عنوان مازاد نیروی کار شده است[3].

لازم به ذکر است که مطالعات انجام شده در حوزه بیکاری پنهان انگشت شمار بوده و این درحالی است که در همین موارد معدود نیز تعریف مناسبی از بیکاری پنهان ارائه نشده است. لذا، هدف و نوآوری این پژوهش تبیین مفاهیمی نظیر مفهوم بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار با رویکرد تفکیک این مفاهیم می‌باشد. از این جهت در بخش دوم به بررسی مفاهیم و ادبیات نظری، در بخش سوم به مباحث مرتبط با تصریح مدل و در بخش چهارم به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱- پیشینه پژوهش

در همه جوامع لازم است تا به فاصله‌هایی که میان نرخ بیکاری با میزان بیکاری واقعی وجود دارد، توجه کرد؛ چرا که در هر لحظه از زمان، افراد بسیاری وجود دارند که به‌صورت اقتصادی

1. S. Baum, W. F. Mitchell , 2010
2. Ruggeri, 1975
۳. موسوی محسنی، رضا، معطری، مزدا، خداپرست شیرازی، جلیل و صفوی مقدم، نهال، ۱۳۸۹

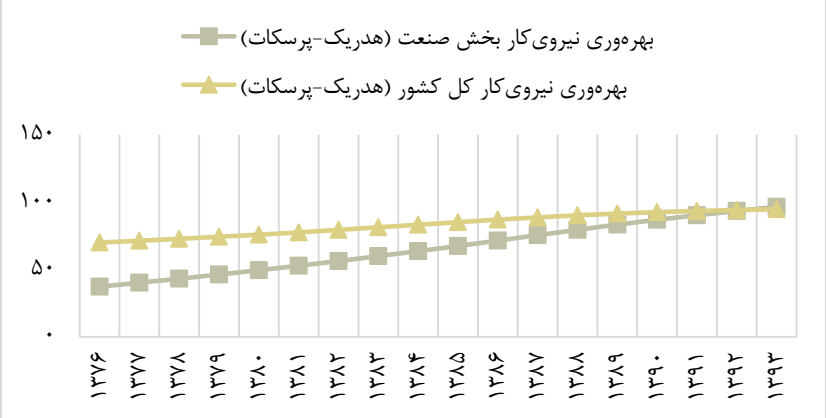
غیرفعال هستند و در صورتی‌که وضعیت اقتصادی بهبود یابد، به جست‌وجوی کار پرداخته و یا شاغل می‌شوند. در اصطلاح به این افراد، کارگران ناامید یا بیکاری پنهان گفته می‌شود[۱]. افزون بر این، میزان استفادهٔ کامل از ظرفیت نیروی کار در طول زمان و میان افراد مختلف متفاوت است. هنگامی‌که بتوان یک فرد شاغل را به‌صورت کاراتری مورد استفاده قرارداد؛ در اصطلاح می‌گویند که در وضعیت موجود، کارگر نیمه‌بیکار و دارای شغل پاره‌وقت است[۲]. همچنین، برخی مواقع در یک شغل مشخص اشتغال بیش از حد وجود دارد تا جایی که کارگرانی با بهره‌وری نهایی صفر وجود خواهند داشت و در این وضعیت، حتی با وجود حذف بخشی از نیروی کار موجود، تولید کل کاهش نمی‌یابد؛ لذا در چنین شرایطی، به‌ظاهر تمامی نیروی کار اشتغال دارند، اما در واقعیت، بسیاری از آن‌ها به‌صورت پنهان بیکارند که به آن‌ها انباشت نیروی کار گویند[۳]، از سویی دیگر، به دلیل تفاوت در بهره‌وری ساعات کاری نیروی کار در طول چرخه‌های تجاری، اقتصاددانان، علاقه‌مند به بررسی نوعی بیکاری با عنوان مازاد نیروی کار هستند[۴].

بر همین اساس لازم است به‌دقت به بررسی مفاهیم این حوزه پرداخته شود. نیمه بیکاری وضعیتی است که کارگران حاضر و مایل هستند که ساعات بیشتری کار کنند، اما کمتر از آن چه انتظار دارند، به فعالیت می‌پردازند؛ به‌طور کلی می‌توان دو نوع از نیمه بیکاری[۵] را با عنوان نیمه بیکار زمانی و اشتغال ناکافی معرفی کرد. بیکاران پنهان به آن دسته افرادی اطلاق می‌شود که تمایل به اشتغال دارند، اما به‌صورت فعال در جست‌وجوی کار نیستند؛ لازم به ذکر است که افراد نیز متفاوت از بیکاران پنهانند، چراکه در این حالت فرد حداقل چند ساعتی را کار کرده و معادل آن دستمزد گرفته است. اشتغال ناکافی وضعیتی است که در آن کارگران، قابلیت و توانمندی بیشتری را می‌توانند از خود ارائه دهند، اما به این دلیل آنکه شرایط کاری، توانمندی و قابلیت‌هایشان را محدود می‌کند، تمایل دارند تا در وضع موجود، تغییراتی ایجاد شود.

اقتصاد ایران نیز با این مسائل مواجه است؛ بنابراین، به‌منظور درک اهمیت این مسئله به بررسی روند بهره‌وری نیروی کار در بخش صنعت و کل کشور پرداخته شده است. رفتار بهره‌وری نیروی کار در بلندمدت، روند خطی مستقیم است؛ اما تغییرات بهره‌وری نیروی کار در طول زمان که نشان‌دهندهٔ ظرفیت استفاده از نیروی کار نیز می‌باشد؛ سبب می‌شود که استفاده از روند نوسانات زمانی روش مناسب‌تری برای بررسی این تغییرات باشد.

1. Nikolas Theodore, Jodi Piotrowski, 1997
2. Underemployed, Louis J. Ducoff, 1957
3. Disguised unemployment, UPPAL, 1969
4. Labor hoarding, Felices, 2003
5. Underemployment

فیلتر هدریک–پرسکات چنین برآوردی را برای لحاظ روند نوسانات زمانی فراهم می‌آورد؛ زیرا تفکیک نوسانات کوتاه‌مدت نسبت به روند زمانی بلندمدتِ بهره‌وری نیروی کار، ابزار مناسب‌تری برای ترسیم وضعیت استفاده از ظرفیت نیروی کار می‌باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷. بهره‌وری نیروی کار کل کشور (هدریک- پرسکات)

در ادامه به بررسی برخی مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته می‌شود:

پیساریدس[1] (۱۹۹۱)، در مطالعه‌ای به تعریف مفهوم مازاد نیروی کار و دلایل اهمیت آن برای بنگاه پرداخته است؛ نتایج مطالعه، بازدهی فزآینده نسبت به مقیاس و مازاد نیروی کار را به‌عنوان دلایل موافق چرخه بودن تغییرات بهره‌وری نیروی کار ارائه می‌کند. بیلی و همکاران[2] (۲۰۰۱)، در مقاله خود با تأکید بر اینکه میانگین بهره‌وری نیروی کار در دوران رونق (رکود)، افزایش (کاهش) می‌یابد؛ نشان می‌دهند که هزینه‌های تعدیل، مهم‌ترین عامل رفتار موافق چرخهٔ بهره‌وری نیروی کار می‌باشند.

لارسن و همکاران[3] (۲۰۰۲)، در مقاله خود با استفاده از یک مدل تعادل عمومی با لحاظ هزینه‌های تعدیل نیروی کار و ظرفیت عوامل، سری‌هایی را برای میزان استفاده از سرمایه، تلاش نیروی کار و بهره‌وری کل تولید، استخراج کرده‌اند. هالوارد دریمیر و همکاران[4] (۲۰۰۲)،

1. Pissarides
2. Baily & et al.
3. Larsen & et al.
4. Hallward-Driemeier & et al.

به‌بررسی و تحلیل اثر بحران مالی آسیا در سال ۱۹۹۷ در کشورهای کره، اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که مازاد نیروی کار در صنایع غیرصادراتی نسبت به صنایع صادراتی بیشتر است. فلیسس (۲۰۰۳)، در مقاله خود به ارزیابی میزان مازاد نیروی کار می‌پردازد.

دیتز و همکاران[1] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای به بررسی امنیت شغلی در بازار نیروی کار آلمان پرداخته‌اند؛ نتایج نشان می‌دهد که به مانند رکودهای اقتصادی گذشته، مازاد نیروی کار نقش قابل توجهی در بازار نیروی کار آلمان داشته است. بوهاچووا و همکاران[2] (۲۰۱۱)، در مقالهٔ خود به بررسی چرایی واکنش کمتر بازار نیروی کار آلمان نسبت به بازار نیروی کار کشورهای دیگر در بحران اقتصادی اخیر پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که مازاد نیروی کار در بخش‌های خدمات نقش بسیار مهمی داشته و هرچه بنگاه‌ها در فضایی با رقابت‌پذیری کمتر، با شوراهای کاری قوی‌تر و توافق‌نامه‌های جمعی با الزام‌آوری کمتر مواجه باشند، در آن صورت مازاد نیروی کار در آن‌ها بیشتر است.

بیشاپ و همکاران[3] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای بررسی تعدیل بازار نیروی کار در استرالیا را دنبال کرده‌اند. نتایج گویای آن است که سهم تعدیل بازار نیروی کار توسط تغییر در میانگین ساعات کاری نسبت به اواخر دهه ۱۹۹۰، سه برابر شده است. بورله و همکاران[4] (۲۰۱۷)، در مقالهٔ خود اثر محدویت‌های مالی را بر توسعهٔ بازار نیروی کار بررسی می‌کنند و نشان می‌دهند که سلامت مالی بنگاه‌ها نقش مهمی در کاهش هزینهٔ سرمایه‌گذاری مازاد نیروی کار برای بنگاه‌ها خواهد داشت. ولاّ[5] (۲۰۱۸)، در مقاله خود به‌دنبال بررسی این فرضیه است که اثر کاهش در تولید بر روی تقاضای نیروی کار را می‌توان با استفاده از مازاد نیروی کار تعدیل کرد.

با مرور پژوهش‌های انجام شده در این حوزه، ضمن آشنایی دقیق با مفاهیم، تعاریف و نتایج به دست آمده در سایر کشورها، مشخص شد که بنگاه برای تصمیم‌گیری در مورد مازاد نیروی کار می‌بایست تمامی هزینه‌های فرصتِ مربوط به تصمیم‌گیری خود را در نظر بگیرد؛ لذا مازاد نیروی کار، واکنش منطقی یک بنگاه به محیط آن می‌باشد.

1. Dietz & et al.
2. Bohachova & et al.
3. Bishop & et al.
4. Bäurle & et al.
5. Vella

۲-۲- مبانی نظری

تبیین مبانی نظری این پژوهش براساس مقالهٔ اسپنسر و ماریون (۱۹۷۹) که به نحوی پایهٔ ادبیات این موضوع هست، انجام گرفته است. میزان مازاد نیروی کار برای سطح مشخصی از محصول، از مقایسهٔ نیروی کار به‌کار گرفته شده در آن سطح، با میزان نیروی کار استفاده شده برای تولید آن میزان از محصول حاصل می‌شود. به دلیل محدودیت‌های اطلاعاتی در مورد استفاده از تابع تولید کشش جانشینی ثابت کوتاه‌مدت، در این پژوهش از تابع کاب-داگلاس کوتاه‌مدت استفاده شده است:

$$Q_t = Ae^{\rho t}(E_t)^{\gamma} \qquad (۱)$$

در معادلهٔ (۱)، Q تولید کل، E اشتغال کل، t زمان و e پایهٔ لگاریتم طبیعی بوده و ρ ،γ و A پارامترهای تابع موردنظر می‌باشند، که با به‌کار گرفتن معادله (۳)، مقدار نیروی کار مورد نیاز (E_t^*) را داده شده در نظر گرفته و سطح محصول محاسبه می‌شود :

$$E_t^* = A^{-\frac{1}{\gamma}} e^{-\frac{\rho t}{\gamma}} Q_t^{\frac{1}{\gamma}} \qquad (۲)$$

به‌صورت کلی می‌توان گفت که مقدار نیروی کار استخدام شده، به‌سرعت به تغییرات محصول واکنش نشان نداده و مقدار نیروی کار واقعی به‌صورت تدریجی و جزئی به سمت مقدار ایده‌آل و مورد نیاز تعدیل می‌یابد. با توجه به توضیحات یاد شده معادله (۳) حاصل می‌شود که در آن λ معدل ضریب تعدیل جزئی می‌باشد:

$$\frac{E_t}{E_{t-1}} = \left(\frac{E_t^*}{E_{t-1}}\right)^{\lambda} \qquad (۳)$$

در معادلهٔ (۱) و (۳)، γ سهم نیروی کار، λ ضریب تعدیل و ρ نرخ پیشرفت تکنولوژیکی را نشان می‌دهد. با جایگذاری معادلهٔ (۲) در معادلهٔ (۳)، معادله‌ای در قالب لگاریتمی حاصل می‌شود که در آن مقدار نیروی کار مورد نیاز برای تولید سطح مشخصی از محصول، تابعی از سطح جاری تولید، میزان اشتغال دورهٔ قبل و روند زمانی می‌باشد:

$$lnE_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnQ_t + \alpha_2 lnE_{t-1} + \alpha_3 t \qquad (۴)$$

همچنین در معادلهٔ (۴) α_0 ثابت و $\alpha_1 = \frac{\lambda}{\gamma}$ و $\alpha_2 = 1 - \lambda$ و $\alpha_3 = \frac{\lambda}{\gamma}\rho$ می‌باشد. بال و ابا[1] (۱۹۶۶)، با استفاده از ساعات کاری کل به‌جای تعداد نیروی کار و به‌کار گرفتن روش حداقل‌سازی هزینه و تابع تعدیل، معادله‌ای مشابه را به دست آورده‌اند. به‌صورت کلی تابع تولید کشش جانشینی ثابت کوتاه‌مدت را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$Q_t = e^{\rho t} A[a(E_t)^{-\omega} + (1-a)(Ku_t)^{-\omega}]^{-\frac{v}{\omega}}$$

1. Ball & EBA

معادله بالا را دوباره می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$Q^{-\frac{\omega}{v}} = e^{-\rho t\frac{\omega}{v}}A^{-\frac{\omega}{v}}a(E)^{-\omega}\left[1-\frac{(1-a)(Ku_t)^{-\omega}}{a(E_t)^{-\omega}}\right]$$

در اینجا فرض می‌شود که در کوتاه‌مدت نسبت میزان استفاده از سرمایه به اشتغال، $\frac{Ku}{E}$ ثابت می‌باشد و لذا معادلهٔ فوق را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$Q_t = e^{\rho t}A[a(E_t)^{-\omega}]^{-\frac{v}{\omega}} \quad (۵)$$

بنابراین میزان نیروی کار مورد نیاز برای هر سطح مشخصی از محصول معادل عبارت زیر است:

$$E_t^* = Be^{-\frac{\rho t}{v}}Q_t^{\frac{1}{v}} \quad (۶)$$

با استفادهٔ دوباره از معادلهٔ (۳) و قرار دادن آن در معادلهٔ (۶) و لگاریتم گرفتن از طرفین معادله، معادلهٔ (۷) حاصل می‌شود:

$$lnE_t = \delta_0 + \delta_1 lnQ_t + \delta_2 E_{t-1} + \delta_3 t \quad (۷)$$

در معادلهٔ (۷) δ_0 ثابت و δ_1 برابر با $\frac{\lambda}{v}$ و δ_2 معادل با $1-\lambda$ و δ_3 مساوی با $\frac{\lambda\rho}{v}$ می‌باشد. مشخص است که معادلهٔ (۷) مشابه معادلهٔ (۴) بوده، با این تفاوت که پارامتر v در معادلهٔ (۷)، به‌عنوان بازدهی نسبت به مقیاس تفسیر می‌شود (در معادلهٔ (۴)، λ سهم نیروی کار است). همچنین در استفاده از تابع تولید کشش جانشینی ثابت فرض می‌شود که میزان استفاده از سرمایه و نیروی کار ثابت و کشش جانشینی تولید ثابت است.

۳- تصریح مدل

۳-۱- معرفی و بررسی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش که به‌منظور بررسی مازاد نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای در اقتصاد ایران، انجام شده است؛ داده‌ها در بخش کلان، به‌صورت سالانه و در بازهٔ زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۳ و در بخش خرد، به‌صورت سالانه و در بازهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ گردآوری شده‌اند. منابع و مآخذ استخراج آمار نیز شامل سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ادارهٔ مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران و سازمان بهره‌وری نیروی کار هستند. جامعهٔ آماری این پژوهش کشور صنایع کارخانه‌ای کشور ایران و بازه زمانی دورهٔ ده ساله، منتهی به سال ۱۳۹۳ بوده و متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه عبارت از؛ تولید ناخالص داخلی حقیقی (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)، بهره‌وری نیروی کار کل کشور، اشتغال کل کشور، ارزش ستانده (به‌عنوان پراکسی که نماینده تصمیمات بنگاه است و تغییرات اشتغال را بیشتر از مفاهیم کلی نظیر ارزش‌افزوده نشان می‌دهد)،

شاغلان تولیدی و غیرتولیدی صنایع کشور بر اساس کدهای دو رقمی و طبقه‌بندی ISIC.REV4 هستند، اما برای تبیین و فهم بهتر مسئله لازم است تا به تعریف دو متغیر شاغلان تولیدی و غیرتولیدی نیز پرداخته شود.

۳-۱-۱- شاغلان تولیدی و غیر تولیدی صنایع

شاغلان تولیدی افرادی هستند که در عملیات تولیدی شرکت داشته و به‌طور مستقیم با تولید و ساخت سر و کار دارند؛ کارگران ساده و ماهر، تکنیسین‌ها و مهندسان را می‌توان جز شاغلان تولیدی به‌حساب آورد. شاغلان غیرتولیدی شامل کارکنان دفتری، اداری، خدمات و امور حمل‌ونقل هستند که به‌طور مستقیم در امر تولید و ساخت دخالت ندارند و قابل تعویق به زمانی دیگر می‌باشند. یکی از اهداف این پژوهش تفکیک شاغلان تولیدی و غیرتولیدی از یکدیگر است که براساس داده‌های کارگاه‌های با ۱۰ نفر و بیشتر صورت گرفته است. برای روشن کردن توضیحات بالا، بنگاهی را در نظر بگیرید که کاهش چرخه‌ای در فروش اتفاق افتاده و لذا میزان فروشش از S_N (سطحی طبیعی فروش بر اساس عوامل فصلی و روند بلندمدت) به S_T (سطحی به مراتب کمتر از فروش بلندمدت) رسیده است. فرض کنید بنگاه به‌منظور واکنش به کاهش اتفاق افتاده در فروش، میزان تولیدات خود را از سطح Q_N (سطح طبیعی) به Q_T (سطحی که در دوران رکودی دارد) کاهش می‌دهد و لذا میزان نیروی کار خود را نیز از سطح L_N (سطح طبیعی نهادهٔ نیروی کار) به L_T (سطحی که در شرایط رکودی به آن‌ها پرداختی دارد) کاهش دهد. L_T قابل‌تقسیم به دو بخش L_R و L_O است. L_R نشان‌دهندهٔ میزان نیروی‌کاری که برای انجام عملیات اصلی تولید در سطح Q_T می‌باشد و همچنین وظایف دیگری که درصورت ماندگاری این حجم از تولید برای حمایت از آن نیاز است، برعهده دارد. L_O همان‌طور که در بخش اول توضیح داده شد، شامل فعالیت‌هایی بوده که قابل تعویق به زمان‌های دیگر است؛ لذا، پس از این، منظور از L_R و L_O به‌ترتیب نیروی‌کاری است که به انجام وظایف عادی و نیروی‌کاری که به انجام سایر کارها اشتغال داشته، می‌باشد. طبق تعریف:

$$L_T = L_R + L_O \qquad (۸)$$

حال امکان تحلیل جداگانه‌ی L_R و L_O برای شناسایی بخش انباشت شده (مازاد) وجود دارد. ابتدا L_R را در نظر بگیرید؛ اگر L_C با فرض عدم تغییر سطح طبیعی میزان تلاش کارگران، حداقل نیروی کار لازم برای انجام فعالیت تولیدی باشد، در آن صورت $L_R > L_C$ به آن معناست که با توجه به شرایط فنی، نیروی‌کاری بیش از آن‌چه برای تولید مورد نیاز می‌باشد، نگه‌داری شده است. لذا L_{HR} که از حاصل تفاوت L_R از L_C به دست می‌آید، نشان از مازاد نیروی کار در کارگرانی دارد، که به انجام وظایف عادی تولید اشتغال دارند؛ L_{HR} نشان‌دهندهٔ

کاهش تلاشی است که در انجام فعالیت‌های عادی تولیدی اتفاق می‌افتد. از سویی می‌توان این طور در نظر گرفت که بنگاه به دنبال آن است که کارگرانی را که در بنگاه مربوطه مقام یا مهارت بالایی دارند در چنین کارهایی به‌کار بگیرند و میزان ساعات کاری سایر کارگران را کاهش داده و یا آن‌ها را اخراج کنند. حتی با فرض عدم تغییر سطح تلاشِ کارگرانی که همچنان در بنگاه به فعالیت خود ادامه می‌دهند، به‌کارگیری آن‌ها در فعالیت‌هایی که عادتی به انجام آن ندارند، سبب کاهش بهره‌وری‌شان در کوتاه‌مدت می‌شود. در چنین شرایطی، بنگاه اقدام به نگه‌داری و پرداختی به کارگرانی دارد، که حتی با ارائه سطح تلاشی معمولی و نرمال، از نظر فنی برای آن سطح از تولید نیازی به آن‌ها نخواهد داشت ($L_{HR} > 0$).

L_O نیز از نظر تحلیلی قابل تمایز به دو بخش ارزشمند و انباشت شده (مازاد) است. L_W را می‌توان معادل با بیشترین نیروی‌کاری دانست که بنگاه می‌تواند با فرض آنکه تولید نهایی کارگران معادل و یا بیشتر از دستمزد پرداختی به آن‌ها باشد، در سایر فعالیت‌های تولیدی به کار گیرد. به عبارتی دیگر L_W را می‌توان حداقل نیروی کار لازم برای انجام سایرکارهای مهم بنگاه تعریف کرد. L_{HO} مابه‌التفاوت L_O از L_W بوده و به مفهوم مازاد نیروی‌کاری است که در انجام سایر فعالیت‌ها اتفاق می‌افتد ($L_{HO} = L_O - L_W$).

لازم به ذکر است که نکات گوناگونی در ارتباط با مازاد نیروی کار باید در نظر داشت؛ یک بیان عبارت است از به‌کارگیری کارگرانی بیش از آن‌چه که به لحاظ فنی برای انجام سایر فعالیت‌ها مورد نیاز است و دیگری آن است که انجام برخی کارها با وجود میزان دشواری و کارایی نیروی کار در انجام آن، ارزش کمی دارند.

لذا با توجه به توضیحات فوق، L_E نشان‌دهندهٔ آن بخش از نیروی کار است که بنگاه‌ها با توجه به تکنولوژی موجود برای انجام تولیدات و فعالیت‌های مرتبط با آن برای تولید Q_T به آن‌ها نیازی ندارند، ولی بااین‌حال، آن‌ها را در اشتغال خود نگاه می‌دارند و به آن‌ها پرداختی دارند ($L_E = L_T - L_C$).

برای محاسبه مازاد نیروی کار، مازاد نیروی کار برای تولید سطح مشخص Q_T، از نیروی‌کاری که به انجام سایر فعالیت‌های ارزشمند اشتغال داشته، کم می‌شود ($L_H = L_T - L_C - L_W$). L_H نشان‌دهندهٔ کل مازاد نیروی کار می‌باشد. همچنین می‌توان مازاد نیروی کار را با این نگرش که مازاد هم در انجام فعالیت‌های تولیدی و هم در سایر فعالیت‌ها ایجاد می‌شود، محاسبه کرد[1].

$$(L_R - L_C) + (L_O - L_W) = L_{HR} + L_{HO} \qquad (۹)$$

1. Jon A.Fay & James L.Medoff

معادله (۹) حاوی اطلاعاتی در مورد برآورد L_{HO} و L_{HR} است که در خصوص چگونگی و میزان مازاد نیروی کار توضیح می‌دهد. به همین دلیل با استفاده از نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، اقلام شاغلان تولیدی و غیرتولیدی برای کل صنعت و کدهای دورقمی صنایع (شامل ۲۳ صنعت) براساس طبقه‌بندی ISIC.REV4 برای بازهٔ زمانی در دسترس ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۳ استخراج شده است.

در ادامه این پژوهش برای بررسی روند رشد بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت و جهت‌گیری روند چرخه‌ای آن، به ترسیم رشد بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت در مقابل رشد تولید پرداخته و سپس برای دستیابی به تصویری روشن‌تر از نوسانات بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت به تفکیک روند این متغیر از نوسانات زمانی با استفاده از فیلتر هدریک–پرسکات استفاده شده است. داده‌های کلان اقتصادی اولین نشانگرهای وجودِ احتمالی بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار در سطح بنگاه‌ها هستند؛ از منظر حداکثرسازی سود، در دنیایی با نیروی کار همگن و عدم وجود هزینه‌های معامله، این رفتار به‌سختی قابل توضیح است؛ با این شرایط، استفادهٔ کمتر از ظرفیت نیروی کار به معنای آن است که بنگاه‌ها در سمت راست منحنی تقاضای نیروی کار خود بوده و قادر نیستند تا برای دستیابی به سطح مشخصی از تولید، هزینه‌هایشان را حداقل کنند؛ عامل رقابت سبب می‌شود تا به‌تدریج این بنگاه‌ها از بازار خارج شوند.

اما در دنیای واقعی بازارها شرایط پیچیده‌تر بوده و نیروی کار نیز ناهمگن است و تصمیمات بنگاه‌ها مبنی بر اخراج و استخدام تنها بر اساس نرخ‌های دستمزد حقیقی و بهره‌وری نهایی گرفته نمی‌شود. این مسئله در داده‌های ایران نیز به چشم می‌خورد و همان‌طور که در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود، نوسانات تولید نسبت به اشتغال کمتر می‌باشد (دیتز و همکاران[1]، ۲۰۱۰)، لذا، این پژوهش با تکیه بر رویکردی که در مقاله گویلرمو فیلیسز[2] (۲۰۰۳) مورد استفاده بوده، یعنی با استفاده از داده‌های کلان اقتصادی همچون اشتغال، تولید ناخالص داخلی و استفاده از بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت به ازای هر شخص شاغل به‌عنوان پروکسیِ میزان استفاده از ظرفیت نیروی کار، به دنبال بررسی و ارائه شواهدی مبنی بر وجود مسئله بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار در بازار نیروی کار ایران است؛ همچنین فرض می‌شود که شدت استفاده از نیروی کار با افزایش (کاهش) بهره‌وری نیروی کار، افزایش (کاهش) می‌یابد.

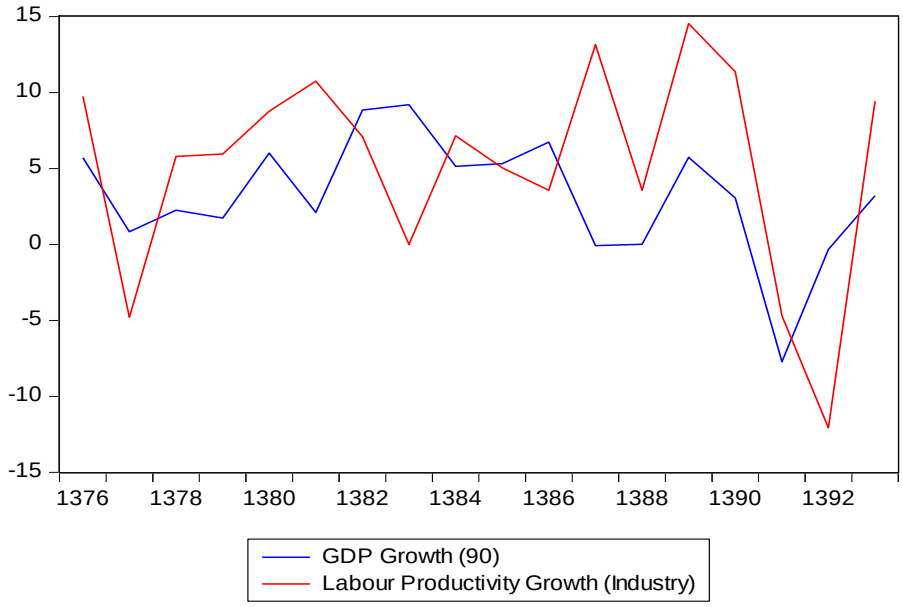
1. Dietz & et al.
2. Guillermo Felices

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۸. مقایسه روند تغییرات اشتغال و تولید ناخالص داخلی

در نمودار (۳)، رفتار موافق چرخه قوی میان رشد تولید و رشد بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت مشاهده می‌شود؛ همچنین رفتار موافق چرخه بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت به ازای هر فرد شاغل و تطبیق آن با روند رشد تولید نشان از این واقعیت دارد که اشتغال به میزانی کمتر از تولید در طول چرخه تغییر می‌کند؛ زیرا به جهت وجود هزینه‌های مرتبط با تعدیل نهادهٔ نیروی کار، این نرخ استفاده از این نهاده (و نه کمیت) است که در مواجهه با شوک اقتصادی در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شود (ست و همکاران[1]، ۲۰۰۱). به همین جهت، بنگاه‌ها در گام نخست، شدت به‌کارگیری نهادهٔ نیروی کار خود را تعدیل می‌کنند. در نتیجه، تغییرات میزان استفاده از ظرفیت نیروی کار از روند بلندمدت آن، می‌تواند به‌عنوان نوسانات در میزان بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار تفسیر شود؛ هرچه شدت به‌کارگیری نهادهٔ نیروی کار بیشتر (کمتر) باشد، میزان مازاد نیروی کار انتظاری کمتر (بیشتر) خواهد بود.

1. Seth & et al.



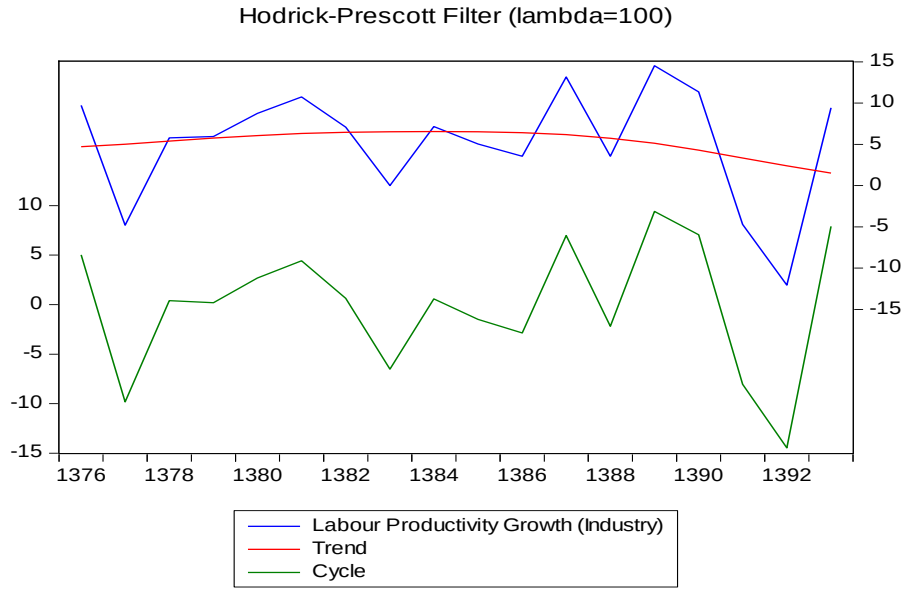
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۹. مقایسه روند تغییرات بهره‌وری نیروی کار و تولید ناخالص داخلی

از نمودار (۳)، مشخص می‌شود هنگامی‌که رشد اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۷۶–۱۳۸۰ و ۱۳۹۰–۱۳۹۲ کاهش می‌یابد (دوران رکود)، رشد بهره‌وری نیروی کار نیز با کاهش مواجه است. همچنین، در دوره زمانی ۱۳۸۳–۱۳۸۶ که رشد اقتصادی (به‌طور عمده به دلیل تغییرات قیمت نفت – دوران رونق) بالا بوده و رشد بهره‌وری نیروی کار با کاهش مواجه شده است. هم‌چنین در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ که میزان رشد اقتصادی ثابت و نسبت به سال‌های قبل خود با کاهش مواجه بوده، رشد بهره‌وری نیروی کار با کاهش همراه بوده است.

با استفاده از روند نوسانات زمانی که دربرگیرندهٔ تغییرات بهره‌وری نیروی کار در طول زمان است، نمودارهای (۳) و (۴)، میزان نوسانات استفاده از ظرفیت نیروی کار را از روند بلندمدت آن نشان می‌دهد. در نمودار (۳)، بهره‌وری نیروی کار در طول روند با شیب مثبت آن‌که منعکس‌کننده تعادل بلندمدت است، تغییر می‌کند. بازه‌های زمانی که در آن‌ها بهره‌وری نیروی کار پایین‌تر (بالاتر) از تعادل بلندمدت خود بوده است، حاکی از استفاده کمتر (بیشتر) از ظرفیت نیروی کار می‌باشد. در حقیقت، بنگاه با آگاهی از این مسئله که سطح نیروی کار مورد استفاده برای تولید سطح مشخص تولید خود بیش از میزان مطلوب است، با امید به بازگشت رونق به اقتصاد و استفاده از نیروی کار مازاد، به‌جای تعدیل کمیت نیروی کار، ظرفیت این نهاده را برای

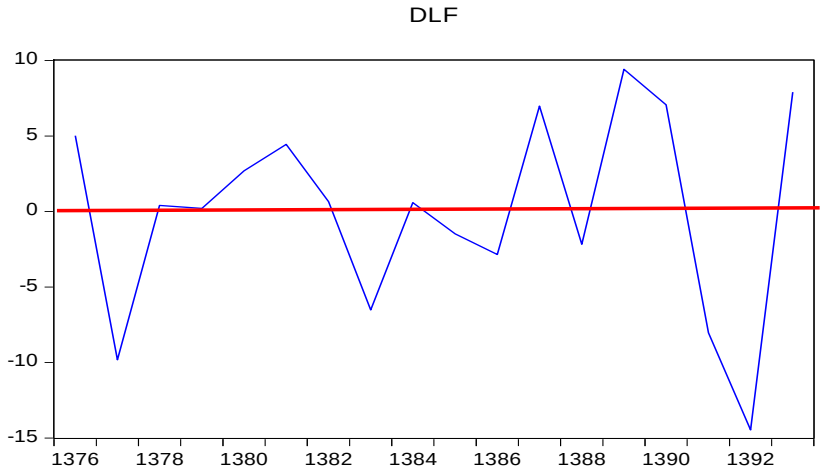
مواجهه با نوسانات کوتاه‌مدت در تقاضای محصولات خود تغییر می‌دهد. این مسئله به‌طور واضح در نمودار (۴) به تصویر کشیده شده است؛ شایان ذکر است که به‌دلیل سالیانه بودن داده بهره‌وری نیروی کار، مقدار لامدا برای محاسبه فیلتر هودریک پرسکات، عدد ۱۰۰ در نظر گرفته شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۰. مقایسه تغییرات بهره‌وری نیروی کار و هدریک- پرسکات مربوط به آن

نمودار (۵)، اختلاف میان بهره‌وری نیروی کار بخش صنعت و خط برازش شده به آن را نشان می‌دهد؛ بازه‌هایی از زمان که حاصل این تفاضل مثبت است، نشان از استفاده بیشتر از ظرفیت نیروی کار دارد. بیکاری پنهان (مازاد نیروی کار) به معنای استفاده کمتر از ظرفیت نیروی کار هنگامی حاصل می‌شود که حاصل این تفاضل منفی می‌باشد و اقتصاد در شرایط رونق (رکود) قرار دارد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۱. مقایسه تغییرات بهره‌وری نیروی کار از مقدار هدریک-پرسکات مربوط به آن

نمودارهای بالا بیانگر وجود مسئله بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار در دوران رونق و رکود طی سال‌های اخیر در ایران است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود در سال‌های ۱۳۷۷، ۱۳۸۳، ۱۳۸۵، ۱۳۸۶، ۱۳۸۸ شواهدی از وجود پدیدهٔ بیکاری پنهان در بازهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۱ شواهدی از وجود پدیده‌ای با عنوان مازاد نیروی کار وجود دارد. توجه به این نکته ضروری است که خطای حاشیه‌ای استفاده از این فیلتر در ابتدا و انتهای بازهٔ زمانی بالاتر در حد استاندارد بوده و همین مسئله سبب نااطمینانی از وجود پدیدهٔ مازاد نیروی کار در انتهای بازهٔ زمانی می‌شود.

اما صرفاً نمی‌توان به بررسی این مسئله از منظر کلان بسنده کرد؛ زیرا استفاده از تغییرات بهره‌وری نیروی کار به‌عنوان سنجشی از میزان استفاده از ظرفیت نیروی کار معایبی دارد که در این بخش به آن‌ها اشاره می‌شود. تفسیر تغییرات بهره‌وری نیروی کار به ازای هر فرد شاغل در طول زمان به‌عنوان شاخصی برای شدت استفاده از نهادهٔ نیروی کار، به دلیل چشم‌پوشی از اثر تغییرات غیرچرخه‌ای، میزان استفاده از ظرفیت نیروی کار را کمتر از مقدار لازم برآورد می‌کند. همچنین نیروی کار از عواملی مثل تغییرات چرخه‌ای در بهره‌وری کل عوامل، تغییرات در سرمایه و میزان استفاده از آن و تغییرات بازدهی تولید با به‌کارگیری نهاده‌های مختلف، تأثیر می‌پذیرد. چگونگی و نحوهٔ سنجش تولید ناخالص داخلی نیز اثر قابل توجهی بر بهره‌وری نیروی کار دارد؛ چراکه تولید کل تنها تولیدات عادی یا تولیدات بازاری را دربرگرفته و کم‌وبیش سایر فعالیت‌های معنادار، مثل نقاشی کارخانه، نگه‌داری و تعمیر ماشین‌آلات و آموزش کارکنان که نقش به‌سزایی در تولیدات آتی بنگاه خواهند داشت را لحاظ نمی‌کند.

این فعالیت‌ها اگرچه در محاسبه تولید کل لحاظ نمی‌شوند، اما اهمیت بسیاری در شرایط رکودی بنگاه خواهند داشت. همچنین، بهره‌وری نیروی کار می‌تواند تحت تأثیر ویژگی‌های مختص به برخی مشاغل باشد. به‌عنوان مثال، میزان ثابتی از نیروی کار برای ارائه خدمت به مشتریان در رستوران، سینما و تئاتر به‌کار گرفته می‌شوند؛ میزان استفاده از نیروی کار حتی با کاهش مشتریان این مراکز تغییری نداشته و بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهند، لذا به‌منظور آگاهی از وجود مسئله بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای کشور، لازم است تا به استفاده از داده‌های خرد، واکنش صنایع مختلف کشور را هنگام مواجه با شرایط رکودی به شکل دقیق‌تری مورد بررسی قرار گیرد. در راستای نیل به این هدف، در پژوهش با استفاده از داده‌های مرکز آمار کشور برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۳، پدیدهٔ بیکاری پنهان و مازاد نیروی کار برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفته است.

۳-۲- برآورد الگو

یکی از فروض اساسی تحلیل رگرسیون، عدم وجود همبستگی میان متغیرهای توضیحی معادله با جمله خطا می‌باشد؛ یکی از شایع‌ترین این حالات، درون‌زایی متغیر توضیحی معادله است. در چنین شرایطی برای تخمین متغیرها رگرسیون متغیرهای ابزاری به کار می‌رود؛ از میان روش‌های گوناگونی که برای از بین رفتن این همبستگی وجود دارد، در این پژوهش از روش گشتاور تعمیم یافته استفاده می‌شود.

با انجام آزمون‌هایی نظیر آزمون F، هاسمن، آزمون ضریب لاگرانژ، وابستگی مقطعی تابلویی، مانایی، والد، هیستوگرام جملات اخلال، خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند، سارگان و آمارهٔ J در سطح معناداری ۵٪، استفاده از مدل تابلویی، وجود اثرات ثابت، وجود همبستگی فضایی خطاها، وجود همبستگی میان جملات اختلال واحدهای مقطعی متفاوت، اعتبار متغیرهای ابزاری، نرمال بودن جملات اخلال و مانایی متغیرهای Lneip و Lneinp اثبات می‌شود. همچنین، در این پژوهش، مدل اولیه به‌منظور بررسی هرچه بهتر وجود پدیده مازاد نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای ایران از دو معادله مجزا استفاده می‌کند که این امکان وجود دارد در حین برازش تغییراتی نیز داشته باشد:

$$Lneip_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lneip(-1)_{it} + \beta_2 Lnvq_{it} + \beta_3 t + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

$$Lneinp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lneinp(-1)_{it} + \beta_2 Lnvq_{it} + \beta_3 t + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

در معادلات بالا، متغیر $Lneip_{it}$ لگاریتم طبیعی شاغلان تولیدی به تفکیک صنایع مختلف کارخانه‌ای، متغیر $Lneip(-1)_{it}$ وقفهٔ لگاریتم طبیعی شاغلان تولیدی به تفکیک صنایع مختلف کارخانه‌ای، متغیر $Lneinp_{it}$ لگاریتم طبیعی شاغلان غیرتولیدی به تفکیک صنایع مختلف کارخانه‌ای، متغیر $Lneinp(-1)_{it}$ وقفهٔ لگاریتم طبیعی شاغلان تولیدی به تفکیک

صنایع مختلف کارخانه‌ای، متغیر $Lnvq_{it}$ لگاریتم طبیعی ارزش ستانده به تفکیک صنایع کارخانه‌ای، متغیر t بیانگر تغییرات تکنولوژیکی در صنایع مختلف کارخانه‌ای که فرض می‌شود در این بازه زمانی، این تغییرات در صنایع مختلف کارخانه‌ای قابل‌چشم‌پوشی می‌باشد. همان‌طور که در ادامه نشان داده خواهد شد، ضریب وقفه متغیر وابسته، کمیتی کمتر از واحد داشته است، که امکان استفاده از روش تفاضل‌گیری را برای تخمین معادلات گشتاور تعمیم‌یافته فراهم می‌آورد. همچنین روش تفاضل‌گیری مرتبه دوم به‌دلیل آنکه نسبت به پدیده‌هایی چون واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی از کارایی بالاتری برخوردار است؛ این روش تخمینی نسبت به تفاضل‌گیری مرتبه اول برتری خواهد داشت (رودمن[1]، ۲۰۰۹).

۳-۳- یافته‌های تجربی

تخمین مدل گشتاور تعمیم یافته برای متغیر Lneip

لازم به ذکر است که برای لحاظ اثرات زمانی در مدل، از طریق گزینه موجود در نرم‌افزار، متغیرهای مجازی زمانی به مدل اضافه شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل گشتاور تعمیم یافته به روش تفاضل‌گیری مرتبه دوم، نوع تابع: تابع تولید کاب- داگلاس، متغیر وابسته: لگاریتم طبیعی شاغلین تولیدی صنایع

نام متغیر	ضریب	Std.Error	t- Statistic	Prob
Lneip (-۱)	(۰/۲۹)	(۰/۰۷)	(۴/۱۶)	(۰/۰۰)
Lnvq	(۰/۱۲)	(۰/۰۲)	(۵/۱۰)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۵”))	(-۰/۱۰)	(۰/۰۰)	(-۱/۷۶)	(۰/۰۷)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۶”))	(-۰/۰۰۱)	(۰/۰۱)	(-۰/۰۸)	(۰/۹۳)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۷”))	(۰/۲۱)	(۰/۰۲)	(۸/۳۱)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۸”))	(-۰/۲۱)	(۰/۰۳)	(-۵/۵۱)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۹”))	(-۰/۰۳)	(۰/۰۱)	(-۳/۰۹)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“1390”))	(-۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(-۰/۸۹)	(۰/۳۷)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۱”))	(-۰/۰۹)	(۰/۰۱)	(-۸/۰۶)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۲”))	(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۹۵)	(۰/۳۴)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۳”))	(-۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(-۱/۹۳)	(۰/۰۵)
J-statistic				(۰/۲۷)

سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Roodman

نتایج مدل برآورد شده نشان می‌دهد:

به‌طور میانگین و با در نظر گرفتن سایر شرایط، ۱ درصد افزایش در میزان وقفهٔ شاغلان تولیدی در کوتاه‌مدت و در سطح معناداری ۵٪، شاغلان تولیدی را به میزان ۰/۲۹ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است، میان متغیر شاغلان تولیدی و وقفهٔ آن، رابطه‌ای بی‌کشش برقرار است؛ به این معنا که با افزایش ۱ درصد در میزان وقفهٔ شاغلان تولیدی، شاغلان تولیدی به میزانی کمتر از ۱ درصد افزایش می‌یابد. ارتباط معنادار میان وقفهٔ متغیر وابسته و خود آن، وجود پدیده مازاد نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای کشور را مورد تأیید قرار می‌دهد؛ چرا که وقفهٔ متغیر، نقش بسیار مهمی در تعیین میزان اشتغال موردنظر در آن دوره را داشته است. به‌طور میانگین و با در نظر گرفتن سایر شرایط، ۱ درصد افزایش در میزان ارزش ستانده در کوتاه‌مدت و در سطح معناداری ۵٪، شاغلان تولیدی را به میزان ۰/۱۲ درصد افزایش می‌دهد.

تخمین مدل گشتاور تعمیم یافته برای متغیر *Lneinp*

لازم به ذکر است که برای لحاظ اثرات زمانی در مدل، از طریق گزینه موجود در نرم‌افزار، متغیرهای مجازی زمانی به مدل اضافه شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل گشتاور تعمیم یافته به روش تفاضل‌گیری مرتبهٔ دوم، نوع تابع: تابع تولید کاب- داگلاس، متغیر وابسته: لگاریتم طبیعی شاغلین غیرتولیدی

نام متغیر	ضریب	Std.Error	t- Statistic	Prob
Lneinp (-1)	(۰/۶۶)	(۰/۰۲)	(۲۴/۳۸)	(۰/۰۰)
Lnvq	(۰/۰۶)	(۰/۰۲)	(۲/۲۸)	(۰/۰۲)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۵”))	(۰/۰۵)	(۰/۰۱)	(۴/۴۶)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۶”))	(-۰/۰۲)	(۰/۰۲)	(-۱/۱۰)	(۰/۲۷)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۷”))	(۰/۲۲)	(۰/۰۲)	(۷/۷۹)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۸”))	(-۰/۲۲)	(۰/۰۳)	(-۷/۲۵)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۸۹”))	(-۰/۰۳)	(۰/۰۱)	(-۲/۵۶)	(۰/۰۱)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۰”))	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۲/۴۹)	(۰/۰۱)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۱”))	(-۰/۰۵)	(۰/۰۲)	(-۲/۴۵)	(۰/۰۱)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۲”))	(۰/۰۶)	(۰/۰۱)	(۳/۸۳)	(۰/۰۰)
@LEV (@ISPERIOD (“۱۳۹۳”))	(-۰/۰۴)	(۰/۰۱)	(-۲/۷۳)	(۰/۰۰)
J-statistic				(۰/۲۶)

سطح معناداری ۵٪

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل برآورد شده نشان می‌دهد:

به‌طور میانگین و با در نظر گرفتن سایر شرایط، ۱ درصد افزایش در میزان وقفهٔ شاغلان غیرتولیدی در کوتاه‌مدت و در سطح معناداری ۵٪، شاغلان غیرتولیدی را به میزان ۰/۶۶ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طور که از جدول برمی‌آید، میان متغیر شاغلان غیرتولیدی و وقفهٔ آن، رابطه‌ای بی‌کشش برقرار است؛ به این معنا که با افزایش ۱ درصد در میزان وقفهٔ شاغلان غیرتولیدی، شاغلان غیرتولیدی به میزانی کمتر از ۱ درصد افزایش می‌یابد. ارتباط معنادار میان وقفهٔ متغیر وابسته و خود آن، وجود پدیدهٔ مازاد نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای کشور را مورد تأیید قرار می‌دهد

به‌طور میانگین و با در نظر گرفتن سایر شرایط، ۱ درصد افزایش در میزان ارزش ستانده در کوتاه‌مدت و در سطح معناداری ۵٪، شاغلان غیرتولیدی را به میزان ۰/۰۶ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طور که از جدول برمی‌آید، میان متغیر شاغلان غیرتولیدی و وقفهٔ آن، رابطه‌ای بی‌کشش برقرار است؛ به این معنا که با افزایش ۱ درصد در میزان وقفهٔ شاغلان غیرتولیدی، شاغلان غیرتولیدی به میزانی کمتر از ۱ درصد افزایش می‌یابد.

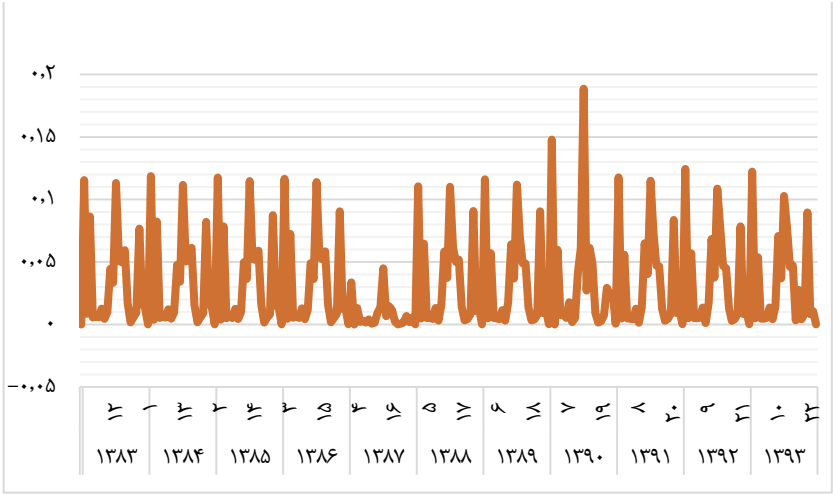
میانگین نسبت مازاد نیروی کار به کل شاغلان برای دو بخش تولیدی و غیرتولیدی از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. میانگین نسبت مازاد نیروی کار در دو بخش شاغلین تولیدی و غیرتولیدی

سال	میانگین نسبت مازاد نیروی کار به کل شاغلان در بخش تولیدی	میانگین نسبت مازاد نیروی کار به کل شاغلان در بخش غیرتولیدی
۱۳۸۳	۰,۰۳۳	۰,۰۲۰
۱۳۸۴	۰,۰۳۳	۰,۰۰۶
۱۳۸۵	۰,۰۳۳	۰,۰۰۲
۱۳۸۶	۰,۰۳۳	۰,۰۰۳
۱۳۸۷	۰,۰۰۸	۰,۰۱۶
۱۳۸۸	۰,۰۳۲	۰,۰۳۰
۱۳۸۹	۰,۰۳۲	۰,۰۱۶
۱۳۹۰	۰,۰۳۴	۰,۰۰۵
۱۳۹۱	۰,۰۳۲	۰,۰۰۲
۱۳۹۲	۰,۰۳۲	۰,۰۱۲
۱۳۹۳	۰,۰۳۳	۰,۰۰۲

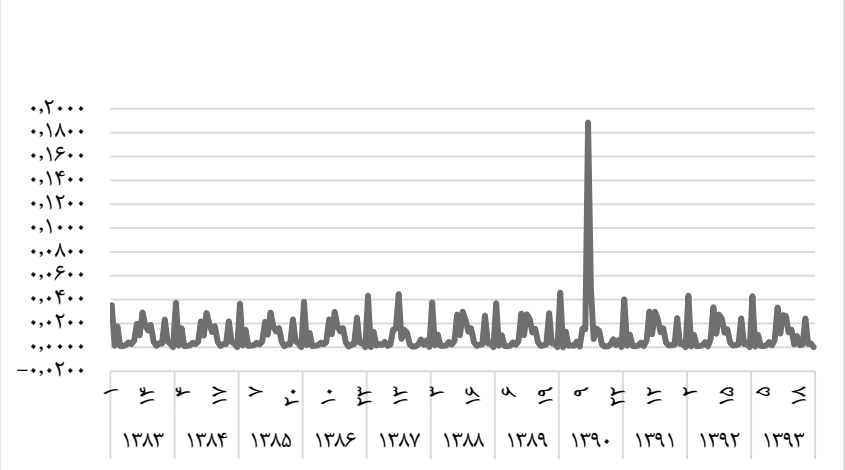
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای (۶) و (۷)، نسبت مازاد نیروی کار در بخش شاغلان تولیدی و غیرتولیدی را به‌کل شاغلان و به تفکیک کدهای دو رقمی برای بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۳ نشان می‌دهند.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۲. نسبت مازاد نیروی کار در بخش شاغلین تولیدی به کل شاغلین از سال ۱۳۸۳-۱۳۹۳ به تفکیک کدهای دورقمی



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۳. نسبت مازاد نیروی کار در بخش شاغلان غیرتولیدی به کل شاغلان از سال ۱۳۸۳-۱۳۹۳ به‌تفکیک کدهای دو رقمی

۴- نتیجه‌گیری

بحث بیکاری همواره یکی از دغدغه‌های مدیران عالی کشورها و اقتصاددانان بوده است. این مسئله تا جایی اهمیت دارد که بیشتر صاحب‌نظران، ریشه بسیاری از معضلات اجتماعی و ناهنجاری‌های موجود در جامعه را به این پدیده نسبت می‌دهند؛ این در حالی است که در برخی فعالیت‌ها، افزایش اشتغال به قیمت افزایش بیکاری پنهان بوده است. وجود این شکل از بیکاری هزینه‌های بسیار زیادی برای یک اقتصاد خواهد داشت. همچنین در مباحث بیکاری، در نظر گرفتن بهره‌وری نیروی کار حائز اهمیت است و درک عمیق‌تری از فضای کسب‌وکار در اختیار سیاست‌گذار قرار می‌دهد.

عدم توجه به اَشکال مختلف بیکاری در کشور، از جمله انباشت نیروی کار، سبب شده است تا سیاست‌هایی که دولت‌ها در بعضی موارد جهت افزایش اشتغال در کشور پیاده‌سازی کرده‌اند، در عمل با موفقیت چندانی همراه نباشد. در این راستا، رشد ناگهانی جمعیت که از دهه‌های قبل آغاز شده است؛ به همراه فضای نامناسب کسب‌وکار، سیاست‌های مقطعی جهت افزایش اشتغال بدون توجه به مسئله بهره‌وری نیروی کار و انعطاف‌ناپذیری قوانین و مقررات ناظر بر بازار کار کشور، از مهم‌ترین دلایل به وجود آورنده بیکاری پنهان در کشور هستند.

بنابراین طبق نتایج به دست آمده، سطح بیکاری محقق شده در کشور بیشتر از مقدار گزارش شده است. همچنین ازآنجاکه حفظ نیروی کار توسط بنگاه در دوران رکود عملی کاملاً عقلایی است، اما این مسئله در دوران رونق نیز همچنان در ایران وجود دارد که می‌توان آن را ناشی از وجود قوانین و مقررات ناظر بر بازار کار سخت‌گیرانه دانست که درنتیجه آن، انباشت بیش از حد نیروی کار به‌واسطه قوانین کار سبب کاهش بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای و اختلال در روند طبیعی آن‌ها شده است. به دلیل عدم بهره‌وری نیروی کار مازاد در صنایع کارخانه‌ای، امکان فعالیت مولد و بروز روند توسعه‌ای و ایجاد مشاغل بیشتر در آنها کند و یا حتی مختل شده است.

منابع

۱. رهنورد، فرج‌الله و میراحمد، حسینی (۱۳۸۴). عوامل کلیدی توفیق در اشتغال‌زایی بخش صنعت. *فرآیند مدیریت و توسعه*، ۷-۱۸.

۲. موسوی محسنی، رضا، معطری، مزدا، خداپرست شیرازی، جلیل و صفوی مقدم، نهال (۱۳۸۹). بهره‌وری نیروی کار و بیکاری طبیعی در مجله اقتصاد ایران، ۱(۱)، ۶۵-۷۸.

3. Baily, M. N., Bartelsman, E. J., & Haltiwanger, J. (2001). Labor productivity: structural change and cyclical dynamics. *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 420-433.

4. Bäurle, G., Lein-Rupprecht, S. M., & Steiner, E. (2018). Employment adjustment and financial constraints: Evidence from firm-level data (No. 2018/07). WWZ Working Paper.
5. Bishop, J., & Plumb, M. (2016). Cyclical Labour Market Adjustment in Australia. RBA Bulletin, March, 11-20.
6. Bohachova, O., Boockmann, B., & Buch, C. M. (2011). Labor demand during the crisis: What happened in Germany?.
7. Dietz, M., Stops, M., & Walwei, U. (2010). Safeguarding jobs through labor hoarding in Germany. Applied Economics Quarterly, 61, 125-166.
8. Felices, G. (2003). Assessing the extent of labour hoarding. Bank of England Quarterly Bulletin, Summer.
9. Larsen, J. D., Neiss, K. S., & Shortall, F. (2002). Factor utilisation and productivity estimates for the United Kingdom.
10. Marion, G., & Spencer, B. G. (1979). Labour Hoarding and the Wage Share: Test of a Hypothesis. Relations industrielles, 34(1), 70-85.
11. Mousavi Mohseni, Reza, Moatari, Mazda, Khodaparast Shirazi, Jalil and Safavi Moghadam, Nahal (2010). Labor productivity and natural unemployment in Iranian Economic Journal, 1(1), 65-78. (in Persian)
12. Pissarides, C. A. (1993). Labour hoarding in industrial countries: concept and measurement. In Employment and Unemployment in Economies in Transition: Conceptual and Measurement Issues.
13. Rahnavard, F., & Husseini, M. (2005). Key Factors Conducive to Successful Employment Generation in the Industrial Sector [Research]. Management and Development Process, 19(1), 7-18. (in Persian)
14. Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. The stata journal, 9(1), 86-136.
15. Ruggeri, G. C. (1975). Hidden Unemployement by Age and Sex in Canada: 1957-1970. *Relations industrielles*, 30(2), 181-199.
16. Seth Vijay K, & Chad A.S (2001). Redundancy or Labour Hoarding: The Experience of the Indian Manufacturing Sector. *The Indian Journal of Labour Economics*, 44(4).
17. Vella, M. (2018). Employment and labour hoarding: a production function approach. Journal of Economics, Finance and Administrative Science, 23(46), 230-246.
18. Wilkins, R., & Wooden, M. (2011). Economic approaches to studying underemployment. Underemployment: Psychological, economic, and social challenges, 13-34

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

اثرات نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در اقتصاد هدف‌گذاری تورمی ایران

حامد خضرزادگان[1]✉، حسن حیدری[2]

۱. دیوان محاسبات کشور، تهران، ایران، H.khezrzadegan@modares.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، Hassan.heydari@modares.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۲۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۶
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کلیدواژه‌ها:
انتظارات تورمی،
عبور نرخ ارز،
هدف‌گذاری تورم، NARDL

طبقه‌بندی JEL:
C12, C13, E31, E52, E58, E61, E62

چکیده

عبور نرخ ارز و پیامدهای آن برای جنبه‌های گوناگون اقتصاد کلان و ثبات قیمت از موضوعات بحث برانگیز و قدیمی می باشد. در این بحث، موضوعی که مورد توجه و بررسی قرار نگرفته این است که آیا انتظارات تورمی به عنوان کانالی برای عبور نرخ ارز تحت رژیم هدف‌گذاری تورم عمل می‌کند یا خیر. در این مطالعه پیامدهای عبور نرخ ارز و سایر عوامل تعیین کننده تورم برای انتظارات تورمی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است. به‌عنوان یک چارچوب تجربی تحلیل و برای استنباط و نتیجه گیری، از مدل غیرخطی خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (NARDL) با به‌کارگیری داده‌های ماهانه برای دوره M1- 1399:M1:۱۴۰۲ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش نرخ ارز سطح قیمت‌های انتظاری را افزایش داده، درحالی‌که افزایش نرخ ارز آن را کاهش می دهد. تورم نیز خود تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر انتظارت تورمی دارد، به این معنی که می‌تواند در دوره‌های ثبات قیمت به تثبیت و کاهش انتظارت تورمی کمک کند. سایر عوامل تعیین کننده انتظارات تورمی از جمله عرضه پول و کسری بودجه نیز تأثیر قابل‌توجهی را نشان می‌دهند.

خضرزادگان، حامد و حیدری، حسن (۱۴۰۲). اثرات نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در اقتصاد هدف‌گذاری تورمی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸ (۴)، ۶۱۵-۶۳۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI:10.22059/JTE.2024.366184.1008858

۱- مقدمه

در اقتصاد ایران تا دهه هفتاد، هدف‌گذاری نرخ ارز تحت نظام ارزی ثابت، چارچوب غالب سیاست پولی بوده است، ولی با توجه به وجود تنگناهای ارزی و انحراف زیاد نرخ‌های رسمی ارز از نرخ بازار آزاد، این چارچوب نتوانست اهداف سیاست پولی را تحقق ببخشد (زمان‌زاده و همتی، ۱۳۹۹). بر همین اساس، در برنامه‌های پنج ساله توسعه، از برنامه دوم هدف‌گذاری پولی به چارچوب رسمی سیاست پولی تبدیل شده اما تداوم نداشته است. با توجه به شکاف میان عملکرد نرخ رشد نقدینگی از مقادیر هدف‌گذاری شده در برنامه چهارم و حذف اهداف کمی در برنامه پنجم، این چارچوب سیاستی نیز در کاهش تورش‌های تورمی موفق نبوده است (زمان‌زاده و همتی، ۱۳۹۹). در دهه نود بروز بحران‌های ارزی ناشی از تحریم‌های اقتصادی، بی‌ثباتی تقاضای پول و وجود سلطه مالی سبب شده است تا سیاست‌گذار پولی نتواند در دستیابی به اهداف تعیین شده موفقیت زیادی داشته باشد (زمان‌زاده و همتی، ۱۳۹۹). در مجموع به علت فقدان استقلال ابزاری، سلطه مالی و ساختار ناهمگن سیاست‌گذاری پولی، بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست مشخص و قاعده‌مند در راستای کنترل تورم و مساعدت به تولید نبوده است. سرانجام با توجه به تجربیات جهانی در زمینه هدف‌گذاری تورمی و نیز تجربه کشور در خصوص سیاست‌گذاری پولی و ارزی و نیاز به چارچوب‌های سیاستی قاعده‌مند و در عین حال منعطف و مؤثر برای کنترل تورم و مساعدت به تولید، بانک مرکزی در خرداد ماه سال ۱۳۹۹ طی بیانیه‌ای رسمی چارچوب سیاست پولی خود را به هدف‌گذاری تورمی تغییر داده است (زمان‌زاده و همتی، ۱۳۹۹). در حقیقت انگیزه اصلی مقام پولی از اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم دستیابی به ثبات قیمت است. هدف‌گذاری تورم به مانند یک لنگر اسمی عمل می‌کند و به عقیده معروف‌ترین طرفداران آن، به‌عنوان مثال، برنانکه[1] (۲۰۰۳)، استراتژی هدف‌گذاری تورم از هر دو ویژگی «قواعد» و «صلاحدید» برخوردار است و به همین دلیل سیاست‌گذاری صلاحدید محدود شده[2] نامیده می‌شود. طرفداران[3] تأکید دارند که استراتژی هدف‌گذاری تورم با مزایای بسیاری از جمله سادگی، انعطاف‌پذیری، پاسخگویی، سازگاری زمانی و غیره همراه بوده و یک جنبه مهم این استراتژی تأثیر آن بر انتظارات می‌باشد و همان‌گونه که ویلیامز[4] (۲۰۱۴) بیان می‌کند،

1. Bernanke
2. Constrained discretion
۳. منظور اقتصاددانانی است که استدلال می‌کنند اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری تورم سبب کاهش عبور نرخ ارز می‌شود. معروف‌ترین این گروه از اقتصاددانان عبارت‌اند از:
Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin, & Adam S. Posen Ben S. Bernanke
4. Williams

هدف‌گذاری روشن یا ضمنی تورم در لنگر کردن انتظارات و دستیابی به ثبات قیمت مفید است. بااین‌حال، طرفداران بیان می‌کنند که این استراتژی یک اکسیر نیست و موفقیت آن به نحوه اجرای سیاست بستگی دارد. برخی از مطالعات نشان می‌دهد که شواهد محکمی در خصوص نقش سیاست هدف‌گذاری تورم در دستیابی به ثبات قیمت وجود ندارد (آلپاندا و هوینگ[1]، ۲۰۱۴؛ آنگریز و آرستیس[2]، ۲۰۰۸). ویلیامز (۲۰۱۴) استدلال می‌کند اگرچه هدف‌گذاری تورم در لنگر کردن انتظارات تورمی و دستیابی به ثبات قیمت[3] موفق بوده است، اما به دلیل مشکلات جدید این سیاست پولی به‌ویژه تعیین کران پایین صفر برای نرخ‌های بهره[4]، با چالش‌هایی در زمینه‌های دیگر از قبیل ثبات مالی همراه بوده است.

با توجه به مشکلات به وجود آمده پس از اتخاذ سیاست پولی هدف‌گذاری تورم، ادعای اینکه این سیاست در دستیابی به ثبات قیمت موفق بوده است، به آزمون تجربی به‌ویژه پیامدهای آن برای انتظارات تورمی نیاز دارد. یکی از جنبه‌های مهم که نیاز به توجه دارد، بیان رسمی مقامات پولی در ارتباط با تعهد به حفظ انتظارات تورمی لنگر شده است. در حقیقت، مفهوم کلی هدف‌گذاری تورم در این ایده نهفته است که از طریق شفافیت، پاسخگویی و تعهد به ثبات قیمت، انتظارت تورمی لنگر می‌شود، بنابراین یکی از نتایج لنگر کردن انتظارات تورمی خانوارها و بنگاه‌ها از طریق یک سیاست هدف‌گذاری تورم باورپذیر، ثبات قیمت‌ها می‌باشد. انتظارات تورمی یک کانال یا عامل تعدیل‌کننده مهم بین پیوند نرخ ارز[5] و تورم است. برخی از محققان معتقدند که اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم منجر به کاهش پیامدهای عبور نرخ ارز برای تورم می‌شود. ازآنجایی‌که به گفته طرفداران سیاست هدف‌گذاری تورم، هدف اصلی اتخاذ این سیاست مدیریت انتظارات است، پس اگر هدف‌گذاری تورم بر عبور نرخ ارز تأثیرگذار باشد، می‌توان پیش‌بینی کرد که این تأثیر از طریق کانال انتظارات افزایش می‌یابد. با این‌حال، با وجود تأثیرات تعدیل‌کننده‌ای که کانال انتظارات بر پیوند نرخ ارز و تورم دارد، بررسی این موضوع کمتر مورد توجه محققان به‌ویژه محققان داخلی قرار گرفته است. این همان چیزی است که ما قصد داریم به‌طور تجربی آن را آزمون نماییم.

شواهد تجربی و نظری نشان می‌دهد که علاوه بر نرخ ارز عوامل دیگری نظیر عرضه پول، وضعیت مالی دولت، انتظارات تورمی، رفتار جاری و گذشته تورم و ... بر تورم واقعی تأثیرگذار

1. Alpanda & Honig
2. Angeriz & Arestis
3. Anchoring expectations and achieving price stability
4. Zero lower bound on interest rates
۵. منظور از «نرخ ارز» در تمام متن این مطالعه، ارزش پول ملی در مقابل یک واحد پول خارجی است.

هستند (الخینا و یوشینو[1]، ۲۰۱۹؛ آوسی و یوسل[2]، ۲۰۱۷). رابطه بین انتظارات تورمی و تورم، عمیق و معنی‌دار بوده و پشتیبانی تجربی و نظری قابل توجهی برای این رابطه وجود دارد (فلپس[3]، ۱۹۶۷؛ فریدمن[4]، ۱۹۶۸؛ مارفاتیا[5]، ۲۰۱۸)؛ بنابراین منطقی است که بگوییم انتظارات تورمی نیز خود تحت تأثیر عوامل تعیین‌کننده تورم هستند (مارفاتیا، ۲۰۱۸؛ نصیر و همکاران[6]، ۲۰۲۰). در این راستا، چون اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم با افزایش اعتبار، مسئولیت‌پذیری و شفافیت همراه است، پس باید نقش تعیین‌کننده‌ای در لنگر کردن و مهار انتظارات تورمی داشته باشد (مورگان[7]، ۲۰۰۹)، بنابراین هدف‌گذاری تورم بیشتر در مدیریت انتظارات تورمی و نه فقط مدیریت تورم. نقش بازی می‌کند به همین جهت، فرضیه مورد آزمون به‌صورت «اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری تورم منجر به تثبیت انتظارات تورمی می‌شود» بیان می‌شود. در همین راستا، ما به‌طور دقیق به نقش کانال انتظارات تورمی در زمینه عبور نرخ ارز در چارچوب هدف‌گذاری تورم می‌پردازیم. سؤالی که در اینجا ایجاد می‌شود این است که آیا درجه عبور شوک‌های نرخ ارز به میزان انتظارات تورمی در طول زمان بستگی دارند؟ برای پاسخ به این مسأله، نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر انتظارات تورمی با به‌کارگیری الگو غیرخطی خود رگرسیون با وقفه توزیعی[8] با استفاده از داده‌های ماهانه در طی دوره اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورمی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری

پویایی‌های نرخ ارز، پیامدهای بسیار مهمی برای تعادل داخلی همچون تعادل خارجی دارد و اهمیت آن از دیرباز مورد توجه بوده است. تضعیف پول ملی به کاهش توانایی خرید آنچه قبلاً با یک واحد پول ملی خریداری شده است دلالت دارد، بنابراین معمولاً چنین استنباط می‌شود که اگر تغییرات نرخ ارز منجر به افزایش تورم شود، این افزایش باید در صعود قیمت کالاها و خدمات انعکاس یابد (نصیر و همکاران[9]، ۲۰۲۰). بااین‌حال، بحث‌های قابل توجهی در مورد سازوکار انتقال و کانال‌های عبور نرخ ارز به اقتصاد و به‌ویژه تورم انجام شده است. به‌عنوان مثال،

1. Alekhina & Yoshino
2. Avci & Yucel
3. Phelps
4. Friedman
5. Marfatia
6. Nasir et al.
7. Morgan
8. Non–linear Autoregressive Distributed Lag
9. Nasir et al.

فوربس[1] (۲۰۱۶) بیان می‌دارد که «ما به طرز شگفت‌آوری درک ضعیفی از اینکه دقیقاً چگونه حرکات نرخ ارز بر تورم تأثیر می‌گذارد، داریم». منظور از سازوکار انتقال نرخ ارز نحوه ارتباط تغییرات در نرخ ارز و تغییر در تورم می‌باشد. اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی به دو طریق مستقیم و غیرمستقیم مورد تحلیل قرار می‌گیرد (شمس فخر، ۱۳۸۸). اثر مستقیم تغییرات نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده داخلی از طریق کالاهای وارداتی صورت می‌پذیرد؛ به عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز از طریق اثر بر قیمت کالاهای وارداتی و سپس تغییر هزینه‌های تولید، قیمت‌های داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اثر دیگر غیرمستقیم می‌باشد که با تغییر در ترکیب تقاضا، سطح تقاضا و تأثیر بر انتظارات تورمی اتفاق می‌افتد. به این صورت که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای خارجی نسبت به تولیدات داخلی گران می‌شود و این موضوع منجر به تغییر در ترکیب تقاضا به‌صورت افزایش تقاضا برای کالاهای جانشین می‌شود و همچنین مقدار تقاضا برای صادرات کالاهای تولید شده در داخل از سوی خارجیان افزایش می‌یابد (شمس فخر، ۱۳۸۸). از سوی دیگر، افزایش تقاضا برای محصولات داخلی با وجود ظرفیت‌های محدود تولید، سبب فشار تورمی می‌شود. بنگاه‌ها برای تأمین نیاز مشتریان داخلی و خارجی تولید را افزایش می‌دهند، لذا تقاضا برای نیروی کار و به دنبال آن دستمزد اسمی زیاد می‌شود که این امر منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. همچنین اگر انتظارات مربوط به سطح عمومی قیمت‌های آینده افزایش پیدا کند، به‌صورت افزایش در دستمزدهای اسمی منعکس خواهد شد (شمس فخر، ۱۳۸۸). بااین‌حال، اگر سیاست پولی معتبر و مناسبی نظیر هدف‌گذاری تورم اتخاذ شده باشد انتظارات مربوط به قیمت‌های آینده تثبیت شده و دستمزدهای اسمی تغییر پیدا نخواهند کرد، زیرا هدف‌گذاری نرخ تورم در حقیقت در راستای لنگر کردن انتظارات تورمی می‌باشد.

توجه به این نکته نیز ضروری است که وقتی نرخ ارز تغییر می‌کند، قیمت‌های داخلی را نیز دستخوش تغییر می‌نماید، اما این انتقال تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی همیشه به‌طور کامل و با سرعت صورت نمی‌گیرد. میزان و سرعت عبور نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌ها به عوامل مختلفی نظیر هزینه‌های تعدیل قیمت، تعیین دستوری قیمت‌ها، ساختار بازار، نظام پولی و ارزی، طرز تلقی خانوارها و بنگاه‌ها در مورد تغییرات نرخ ارز، بستگی دارد. میزان یا درجه عبور نرخ ارز که عددی بین صفر و یک است، به‌صورت درصد تغییرات قیمت کالاهای وارداتی به ازای یک درصد تغییر در نرخ ارز تعریف می‌شود (تحصیلی، ۱۴۰۱).

1. Forbes

همان‌طور که بیان شد، تغییرات نرخ ارز از کانال‌های مختلفی از جمله قیمت مواد اولیه وارداتی، قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهایی وارداتی، انتظارات تورمی، تغییر در سطح و ترکیب تقاضا بر قیمت‌های داخلی اثر می‌گذارند. به همین دلیل، بحث کانال عبور نرخ ارز به قیمت‌ها مورد توجه محققان می‌باشد. یک عامل مهم و تعدیل‌کننده بالقوه که به بحث عبور نرخ ارز دامن می‌زند، اتخاذ سیاست هدف‌گذاری نرخ تورم می‌باشد. نتایج مطالعات انجام شده در خصوص عبور نرخ ارز در شرایط اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورمی توسط مقامات پولی مبهم است؛ به‌گونه‌ای که برخی از مطالعات استدلال می‌کنند اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم و افزایش اعتبار مرتبط با آن ممکن است به کاهش عبور نرخ ارز منجر شود و انتظارات تورمی را در مواجه با کاهش ارزش پول ملی ثابت نگه دارد، اما تأکید دارند که نباید چنین استنباط کرد که عبور نرخ ارز دیگر وجود ندارد (جونیور[1]، ۲۰۰۷؛ مینلا و همکاران[2]، ۲۰۰۳). بااین‌حال، برخی شواهد تجربی در مورد عبور نرخ ارز و سیاست هدف‌گذاری تورم، نتایج مطالعات فوق را به‌شدت رد کرده و نشان داده که در حقیقت عبور نرخ ارز در کشورهایی که سیاست هدف‌گذاری تورم را اتخاذ کرده‌اند، افزایش یافته است (نصیر و وو[3]، ۲۰۲۰؛ فوربس، ۲۰۱۶).

۳- مطالعات پیشین

۳-۱- مطالعات خارجی

یک رژیم هدف‌گذاری صریح تورم برای اولین بار توسط بانک مرکزی نیوزلند در اوایل دهه ۱۹۹۰ و پس از آن کانادا (۱۹۹۱)، بریتانیا (۱۹۹۲) و سوئد و استرالیا (۱۹۹۳) اتخاذ شده است. اگرچه دو مورد از بزرگ‌ترین بازیگران بانک مرکزی، یعنی فدرال رزرو و بانک مرکزی اروپا در میان پذیرندگان چارچوب هدف‌گذاری تورم نبوده‌اند، حمایت قابل‌توجهی برای انتخاب صریح هدف‌گذاری تورم وجود داشته و این ایده توسط محققان مختلف مورد توجه قرار گرفته است (آرتیس و کونتولمیس[4]، ۱۹۹۸؛ برنانکه و همکاران[5]، ۲۰۰۱؛ برنانکه، ۲۰۰۳).

پیوند بین پویایی‌های نرخ ارز و تورم می‌تواند چالش‌های مهمی را برای یک مقام پولی که در تلاش برای دستیابی به اهدافش است، ایجاد کند. (فراگا، گلدفاجن و مینلا[6]، ۲۰۰۳). در این رابطه برخی از محققان به‌عنوان مثال مینلا و همکاران (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که عبور نرخ

1. Junior
2. Minella et al.
3. Nasir & Vo
4. Artis & Kontolemis
5. Bernanke et al.
6. Fraga, Goldfajn, & Minella

ارز در برزیل ممکن است به دلیل اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری تورم کاهش یافته باشد. چند مطالعه دیگر که به دوره قبل از بحران مالی جهانی تمرکز دارند بیان می‌کنند که عبور نرخ ارز ممکن است به دلیل پذیرش استراتژی چارچوب هدف‌گذاری صریح تورم، کاهش یافته باشد (ایچین گرین[۱]،۲۰۰۲؛ میشکین و ساواستانو[۲]، ۲۰۰۲؛ اشمیت و ورنر[۳]،۲۰۰۲). جونیور (۲۰۰۷) از استدلال در مورد کاهش عبور نرخ ارز از زمان پذیرش چارچوب هدف‌گذاری تورم در بازارهای نوظهور حمایت کرده و بیان می‌کند که نباید چنین استنباط کرد که عبور نرخ ارز وجود ندارد. پراسرتنکول و همکاران[۴] (۲۰۱۰)، در مطالعه خود به این نتیجه رسیده‌اند که اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم در چهار کشور آسیایی (اندونزی، فیلیپین، کره جنوبی و تایلند) از طریق کاهش عبور و تلاطم نرخ ارز[۵] در دستیابی به هدف نهایی ثبات قیمت کمک می‌کند. نصیر و همکارانش[۶] (۲۰۲۰)، در تحقیقی به بررسی تغییرات نرخ ارز بر انتظارات تورمی در جمهوری چک پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز تأثیر نامتقارن و غیرخطی بر انتظارات تورمی دارد، به‌طوری‌که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز (افزایش و کاهش نرخ ارز) به کاهش انتظارات تورمی منجر می‌شود، اما اثرگذاری شوک‌های مثبت نرخ ارز قوی‌تر است. هآ و همکاران[۷] (۲۰۲۰)، دریافته‌اند که عبور نرخ ارز در اقتصاد کشورهایی که نظام نرخ ارز منعطف و سیاست هدف‌گذاری نرخ تورم را اتخاذ کرده‌اند، کمتر است و همچنین استقلال بانک مرکزی می‌تواند سطح عمومی قیمت‌ها را با استفاده از نرخ ارز به‌عنوان حائلی در برابر شوک‌های خارجی تثبیت کند. با این وجود، برخی مطالعات اخیر در مورد عبور نرخ ارز و هدف‌گذاری تورم، استدلال مربوط به کاهش عبور نرخ ارز را به‌شدت رد می‌کند و در حقیقت نشان می‌دهند که عبور نرخ ارز در شرایط اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری تورم افزایش یافته است (فوربس و همکاران[۸]، ۲۰۱۵؛ فوربس ۲۰۱۶؛ فوربس و همکاران[۹]، ۲۰۱۷؛ نصیر و همکاران، ۲۰۲۰؛ نصیر و سیمپسون[۱۰]، ۲۰۱۸). میرزا و همکاران[۱۱] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای در ارتباط با عبور نرخ ارز و هدف‌گذاری تورم، نشان داده‌اند که در بلندمدت کاهش نرخ ارز منجر به افزایش سطح قیمت‌های داخلی شده، درحالی‌که افزایش

1. Eichengreen
2. Mishkin & Savastano
3. Schmidt-Hebbel & Werner
4. Prasertnukul et al.
5. Exchange rate pass-through and volatility
6. Nasir et al.
7. Ha et al.
8. Forbes et al.
9. Forbes, Hjortsoe, & Nenova
10. Nasir & Simpson
11 .Mirza et al.

نرخ ارز سبب کاهش سطح قیمت‌ها می‌شود. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که افزایش قیمت انرژی به تورم بالاتر در اقتصادهای که چارچوب هدف‌گذاری تورم را اتخاذ کرده‌اند، کمک می‌کند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که اقتصادهای هدف‌گذار تورمی با چالش جدی در حفظ هدف اصلی ثبات قیمت به دلیل عبور نرخ ارز به‌ویژه در زمان شوک‌های قیمت انرژی مواجه هستند.

۳-۲- مطالعات داخلی

ازآنجایی‌که مطالعات داخلی بحث عبور نرخ ارز مربوط به دوره قبل از اتخاذ هدف‌گذاری تورم است، در اینجا فقط به نتایج چند مورد از مطالعات اشاره می‌شود. تحصیلی (۱۴۰۱) اثرگذاری نرخ ارز بر تورم را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای برای دوره ۱۳۶۹:۱ – ۱۳۹۷:۴ بررسی نموده است. نتایج حاکی از آن است که در دوره مزبور به علت فقدان سیاست هدف‌گذاری تورمی در اقتصاد ایران، تأثیرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم در مقادیر کمتر از سطح آستانه (۵/۴۸ درصد) به نسبت بیشتر است. این نشان می‌دهد که در تورم‌های کمتر از آستانه سیاست پولی آزادی عمل کمتری دارد. اسکندری‌پور و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات با لحاظ نااطمینانی‌های محیطی پرداختند. یافته‌ها بیانگر این موضوع است که این نااطمینانی‌ها درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات را افزایش می‌دهند. عزتی و همکاران (۱۳۹۸) با هدف بررسی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی با استفاده از الگوی NARDL برای دوره ۱۳۶۹:۱ – ۱۳۹۶:۴ بحث عبور نرخ ارز را مطرح کردند. نتایج بیانگر این است که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز تأثیر نامتقارنی بر شاخص‌های قیمت دارند، به‌طوری‌که در بلندمدت فقط شوک‌های مثبت نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص‌های قیمت (شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولیدکننده و وارداتی) دارند.

۴- الگوی تجزیه‌وتحلیل و داده‌ها

۴-۱- داده‌ها

برای محاسبه نرخ تورم انتظاری منطبق با فرضیه انتظارت تطبیقی با کمک رهیافت باکس – جنکینز، وقفه بهینه برای فرآیند خود رگرسیونی بر مبنای حداقل معیار اطلاعات آکائیک (AIC) از میان مدل‌های برآوردی تعیین می‌شود. نتایج حاصل از برآورد فرآیندهای مختلف خود رگرسیونی نرخ تورم حاکی از آن است که مردم طبق فرضیه انتظارات تطبیقی از اطلاعات دو دوره گذشته برای تعیین نرخ تورم انتظاری استفاده می‌کنند که برآورد آن به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$E\pi_t = 45.06 + 1.28\,\pi_{t-1} + 0.405\,\pi_{t-2} + u_t \qquad (۱)$$

متغیرهای مستقل در این تحقیق نرخ تورم، نرخ ارز بازار آزاد (ارزش ریال ایران در مقابل دلار آمریکا)، کسری بودجه و عرضه پول (نقدینگی) می‌باشد که آمار سری زمانی از فروردین ماه ۱۳۹۹ تا فروردین ماه ۱۴۰۲ هر یک از آنها به‌جزء کسری بودجه که از خزانه‌داری کل کشور اخذ شده، از نماگرهای بانک مرکزی استخراج شده است.

۴-۲- معرفی الگو

به پیروی از مطالعه نصیر و همکاران (۲۰۲۰)، از رویکرد NARDL به‌منظور تخمین و تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین انتظارات تورمی و متغیرهای مستقل تورم، عرضه پول، نرخ ارز بازار آزاد و کسری بودجه دولت استفاده می‌شود. در ابتدا، رابطه بین متغیرها را به‌صورت زیر تصریح می‌نماییم:

$$\pi_t = \beta_\pi \pi_{t-i} + \beta_{E\pi} E\pi_{t-i} + \beta_{REX}(REX)_{t-i} + \beta_{Fiscal}(Fiscal)_{t-i} + \beta_{MS} MS_{t-i} + e_t \quad (۲)$$

که در آن π نرخ تورم، $E\pi$ نرخ تورم انتظاری، REX نرخ ارز بازار آزاد، Fiscal کسری بودجه و MS عرضه پول (M2) می‌باشد. ازآنجایی‌که متغیرهای مستقل معرفی شده از نظر تئوری و تجربی، عوامل مؤثر بر تورم تلقی می‌شوند، منطقی است که استدلال کنیم انتظارات تورمی نیز تحت تأثیر این عوامل و پویایی‌های آنها قرار می‌گیرد. از این‌رو،

$$E\pi_t = \beta_\pi \pi_{t-i} + \beta_{E\pi} E\pi_{t-i} + \beta_{REX}(REX)_{t-i} + \beta_{Fiscal}(Fiscal)_{t-i} + \beta_{MS} MS_{t-i} + e_t \quad (۳)$$

یکی از ویژگی‌های بارز رویکرد NARDL این است که وجود رابطه نامتقارن و غیرخطی بین انتظارات تورمی، شوک‌های نرخ ارز و سایر عوامل تعیین‌کننده را در نظر می‌گیرد. ازآنجایی‌که ما در پی بررسی این عدم تقارن‌ها و غیرخطی‌ها در چارچوب هدف‌گذاری تورمی هستیم، NARDL یک رویکرد منطقی مناسب برای تجزیه‌وتحلیل می‌باشد. رویکرد هم‌انباشتگی NARDL مبتنی بر کار اساسی شین و همکاران[1] (۲۰۱۱) است که در امتداد مطالعات پسران و شین[2] (۱۹۹۹) و پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) می‌باشد. به همین جهت، معادلات (۲) و (۳) به شکل روابط تعادلی بلندمدت بازنویسی می‌شود:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 REX_t^+ + \alpha_2 REX_t^- + \alpha_3 E\pi_t + \alpha_4 Fiscal_t + \alpha_5 MS_t + e_t \quad (۴)$$

$$E\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 REX_t^+ + \alpha_2 REX_t^- + \alpha_3 \pi_t + \alpha_4 Fiscal_t + \alpha_5 MS_t + e_t \quad (۵)$$

1. Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo
2. Pesaran & Shin
3. Pesaran, Shin, & Smith

در معادلات (۴) و (۵)، REX_t^+ و REX_t^- به‌ترتیب مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی نرخ ارز بازار آزاد است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$REX_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \Delta REX_i^+ = \sum_{i=1}^{t} \max(\Delta REX_I , 0) \quad (۶)$$

$$REX_t^- = \sum_{i=1}^{t} \Delta REX_i^- = \sum_{i=1}^{t} \min(\Delta REX_I , 0) \quad (۷)$$

با در نظر گرفتن فرمول ارائه شده فوق (معادلات ۴ و ۵)، ازآنجایی‌که انتظار داریم نرخ ارز و تورم و همچنین انتظارت تورمی، حرکاتی در جهت مخالف هم داشته باشند، استدلال می‌شود که رابطه بین شوک‌های نرخ ارز و انتظارات تورمی منفی باشد؛ یعنی برآوردهای α_2 , a_1 علامت منفی داشته باشند. همچنین، هیچ الزامی به برابری مقادیر ضرایب شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز نیست، بنابراین می‌توان عبور نرخ ارز به انتظارات تورمی را نامتقارن و غیرخطی در نظر گرفت. از این‌رو، معادلات (۴) و (۵) در چارچوب مدل غیرخطی خود رگرسیون با وقفه توزیعی (NARDL) فرمول‌بندی می‌شود.

$$\begin{aligned}\Delta\pi_t = {} & \alpha + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2 REX_{t-1}^+ + \beta_3 REX_{t-1}^- + \beta_4 E\pi_{t-1} + \beta_5 Fiscal_{t-1} \quad (۸)\\ & + \beta_6 MS_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\theta_i^+ \Delta REX_i^+ + \theta_i^- \Delta REX_i^-)\\ & + \sum_{i=0}^{\vartheta} \omega_i \Delta E\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \gamma_i \Delta Fiscal_{t-i} + \sum_{i=0}^{z} \delta_i \Delta MS_{t-i} + e_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta E\pi_t = {} & \alpha + \beta_1 E\pi_{t-1} + \beta_2 REX_{t-1}^+ + \beta_3 REX_{t-1}^- + \beta_4 \pi_{t-1} \quad (۹)\\ & + \beta_5 Fiscal_{t-1} + \beta_6 MS_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta E\pi_{t-i}\\ & + \sum_{i=0}^{q} (\theta_i^+ \Delta REX_i^+ + \theta_i^- \Delta REX_i^-) + \sum_{i=0}^{v} \omega_i \Delta\pi_{t-i}\\ & + \sum_{i=0}^{s} \gamma_i \Delta Fiscal_{t-i} + \sum_{i=0}^{z} \delta_i \Delta MS_{t-i} + e_t\end{aligned}$$

به‌طوری‌که p, q, v, s, z مرتبه وقفه و $\alpha_1 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}$، $\alpha_2 = -\frac{\beta_3}{\beta_1}$ ضرایب بلندمدت بین پویایی‌های نرخ ارز و تورم (معادله ۸)، پویای‌های نرخ ارز و انتظارات تورمی (معادله ۹) را نشان می‌دهند. در معادله (۸)، $\sum_{i=0}^{q} \theta_i^+$ اثرات کوتاه‌مدت افزایش نرخ ارز و $\sum_{i=0}^{q} \theta_i^-$ اثرات کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز روی تورم را محاسبه می‌کنند. از سوی دیگر، در معادله (۹)، $\sum_{i=0}^{q} \theta_i^+$

اثرات کوتاه‌مدت افزایش نرخ ارز و $\sum_{i=0}^{q}\theta_i^-$ اثرات کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز روی انتظارات تورمی را اندازه‌گیری می‌کند.

۵- نتایج تجربی

در رویکرد NARDL، اثرات نامتقارن نرخ ارز روی انتظارات تورمی در هر دو دوره کوتاه و بلندمدت به‌طور همزمان بررسی می‌شود. بدین منظور، در ابتدا آزمون ریشه واحد برای تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها انجام می‌شود، زیرا که نتایج برآوردی رویکرد یاد شده در صورتی معتبر است که مرتبه انباشتگی متغیرها صفر (I(0)) یا یک (I(1)) باشد، بنابراین برای اطمینان از اینکه هیچ کدام از متغیرها انباشته از مرتبه دو (I(2)) نیستند، آزمون ریشه واحد انجام می‌شود. سپس به تخمین مدل NARDL پرداخته می‌شود. پس از تخمین مدل، آزمون کرانه‌های پسران و شین (۲۰۰۱) برای تعیین وجود رابطه هم‌انباشتگی (رابطه تعادلی بلندمدت) انجام می‌شود. بدین‌صورت که آماره F برای فرضیه صفر $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$ در نظر گرفته می‌شود. در آخر، عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ ارز و انتظارات تورمی و تأثیر سایر متغیرهای مستقل نیز مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. همچنین اثرات تجمعی نامتقارن به‌منظور بررسی اثرات تغییر یک درصد نرخ ارز براساس روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^{h}\frac{\partial E\pi_{t+j}}{REX_{t-1}^+}\,,\quad m_h^- = \sum_{j=0}^{h}\frac{\partial E\pi_{t+j}}{REX_{t-1}^-}\,,\quad h = 0,1,2,\ldots \qquad (۱۰)$$

به‌طوری‌که اگر $h \to \infty$، در آن صورت $m_h^+ \to \alpha_1$ و $m_h^- \to \alpha_2$ خواهد شد.

۵-۱- آزمون ریشه واحد

در ادبیات تعداد زیادی آزمون برای بررسی مانایی و نامانایی متغیرها معرفی شده و انتخاب بین همه آنها مشکل است. با توجه به اینکه فرضیه صفر در آزمون KPSS مبنی بر مانایی متغیرها است و دارای توان بیشتری نسبت به دیگر آزمون‌های ریشه واحد می‌باشد، در این مطالعه از این آزمون در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند برای بررسی مانایی یا نامانایی متغیرها استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که همه متغیرها (به‌جزء تورم و تورم انتظاری) در سطح نامانا هستند، اما تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا می‌باشند. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

متغیر	EXR*	INFLATION*	Einflation*	FISCAL**	MS*
مقدار بحرانی	۰/۴۶۳	۰/۴۶۳	۰/۴۶۳	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳
مقدار آماره آزمون	۰/۷۳۷	۰/۱۱۳	۰/۱۱۱	۰/۴۴۲	۰/۷۲۹
نتیجه آزمون	نامانا	مانا	مانا	نامانا	نامانا
متغیر	ΔEXR			ΔFISCAL	ΔMS
مقدار بحرانی	۰/۴۶۳			۰/۳۴۷	۰/۴۶۳
مقدار آماره آزمون	۰/۱۴۸			۰/۱۷۵	۰/۳۳۰
نتیجه آزمون	مانا			مانا	مانا

* انجام آزمون ریشه واحد در سطح خطای ۵ درصد و ** انجام آزمون مانایی را در سطح ۱۰ درصد خطا نشان می‌دهند.
منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

پس از انجام آزمون ریشه واحد متغیرها، مدل NARDL براساس رابطه (۹) تخمین زده می‌شود. نتایج برآورد ارائه شده در جدول (۲) حاکی از آن است که یک رابطه نامتقارن و غیرخطی بین انتظارات تورمی، نرخ ارز و دیگر عوامل تعیین‌کننده انتظارات، در هر دو دوره کوتاه و بلندمدت وجود دارد.

جدول ۲. تخمین کوتاه‌مدت ARDL(2,0,2,2,2)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Einflation(-1)	−۱/۸۷۸۲۴۸	۰/۲۳۸۹۹۱	−۷/۸۸۲۱۵۹	۰/۰۰۰۰
INFLATION(-1)	۰/۹۹۲۱۴۶	۰/۱۲۹۲۴۰	۷/۶۷۶۷۸۴	۰/۰۰۰۰
FISCAL	۰/۰۱۳۲۰۴	۰/۰۰۵۰۰۲	۲/۶۳۹۸۹۱	۰/۰۱۶۱
MS(-1)	۰/۴۳۴۷۱۰	۰/۰۵۷۷۸۷	۷/۵۲۲۶۰۶	۰/۰۰۰۰
REX^{+}_{-1}	−۰/۲۳۹۸۵۴	۰/۰۵۱۱۱۴	−۴/۶۹۲۵۰۹	۰/۰۰۰۲
REX^{-}_{-1}	۰/۳۳۷۹۰۰	۰/۱۰۹۲۷۹	۳/۰۹۲۰۹۳	۰/۰۰۶۰
D(Einflation(-1))	۰/۱۸۲۷۳۲	۰/۱۲۵۱۶۶	۱/۴۵۹۹۱۹	۰/۱۶۰۷
D(INFLATION)	−۰/۰۱۵۶۰۹	۰/۰۷۲۷۲۰	−۰/۲۱۴۶۴۹	۰/۸۳۲۳
D(INFLATION(-1))	−۰/۳۹۶۴۹۱	۰/۱۸۴۷۳۸	−۲/۱۴۶۲۳۷	۰/۰۴۵۰
D(MS)	۱/۴۲۰۲۴۰	۰/۵۰۶۵۰۴	۲/۸۰۴۰۰۵	۰/۰۱۱۳
D(MS(-1))	۱/۶۶۱۳۹۷	۰/۶۲۱۱۲۲	۴/۲۸۴۸۱۹	۰/۰۰۰۴
ΔEXR^{+}	۰/۳۳۵۷۲۹	۰/۱۳۲۸۸۶	۲/۵۲۶۴۴۷	۰/۰۲۰۶
ΔEXR^{-}	−۱/۱۱۶۶۸۱	۰/۳۰۷۷۳۹	−۳/۶۲۸۶۶۲	۰/۰۰۱۸
ΔREX^{+}_{-1}	۰/۳۳۵۹۰۹	۰/۱۵۷۴۰۴	۲/۱۳۴۰۵۷	۰/۰۴۶۱
ΔREX^{-}_{-1}	−۰/۲۲۷۴۰۶	۰/۲۳۴۸۹۱	−۰/۹۶۸۱۳۵	۰/۳۴۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

برآوردهای کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که انتظارات تورمی گذشته اثر منفی و معناداری بر انتظارات تورمی دوره جاری دارد. این موضوع بیانگر شکل‌گیری انتظارات خانوارها و بنگاه‌ها بر مبنای فرضیه انتظارات تطبیقی و نیز وجود یک مکانیسم تصحیح ذاتی انتظارت تورمی از قضاوت‌های گذشته می‌باشد. ضریب متغیر نرخ ارز در هر دو حالت شوک‌های مثبت و منفی (به ترتیب افزایش و کاهش نرخ ارز) معنی‌دار است، به عبارت دقیق‌تر، شوک‌های مثبت نرخ ارز تأثیر منفی و شوک‌های منفی نرخ ارز تأثیر مثبت و قوی‌تری بر انتظارات تورمی دارند. تورم نیز تأثیر مثبت و معناداری بر انتظارات تورمی از خود نشان داده است، لذا در دوره‌های ثبات قیمت به لنگر کردن انتظارات تورمی کمک می‌کنند و در دوره‌های بی‌ثباتی قیمت می‌توانند بر انتظارات تورمی آتی تأثیر بگذارند و بی‌ثباتی قیمت‌ها را تشدید کنند. کسری بودجه دولت و عرضه پول نیز تأثیرات مثبت بر انتظارت تورمی دارند.

برای تعیین وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که فرضیه صفر ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$) را نمی‌توان پذیرفت و لذا رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد که برآورد آن در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۳. آزمون کرانه‌ها برای تعیین وجود رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی

متغیر وابسته	کران بالا (۹۵٪)	کران پایین (۹۵٪)	تعداد متغیرها	آماره F	نتیجه
Einflation	۳/۳۴۰	۲/۱۴۰	۵	۱۶/۲۶۷۶۸۴	وجود هم‌انباشتگی

منبع: یافته‌های تحقیق

برآوردهای بلندمدت نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز در سطح ۵ درصد خطا به‌ترتیب تأثیر منفی و مثبت معناداری بر انتظارات تورمی دارند، ولی تأثیر شوک‌های منفی بیشتر است. این موضوع عدم تقارن و غیرخطی بودن عبور نرخ ارز به انتظارت تورمی را بیان می‌کند. در بلندمدت نیز تورم جاری، عرضه پول و کسری بودجه، تأثیر افزایشی بر تورم مورد انتظار دارند. این نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت علاوه بر نرخ ارز، تورم مهم‌ترین و در نتیجه حیاتی‌ترین عامل برای تأثیرگذاری بر انتظارات تورمی می‌باشد.

جدول ٤. تخمین‌های بلندمدت

متغیرها	آماره t	ضرایب	احتمال
$\mathbf{REX_t^+}$	− ۶/۲۳۵۴۶۹	− ۰/۱۲۷۷۰۱	۰/۰۰۰۰
$\mathbf{REX_t^-}$	۳/۵۵۸۴۹۲	۰/۱۷۹۹۰۲	۰/۰۰۱۳
تورم ($\boldsymbol{\pi_t}$)	۵۱/۲۵۸۴۴	۰/۵۲۸۲۳۰	۰/۰۰۰۰
کسری بودجه ($\mathbf{Fiscal_t}$)	۲/۷۷۴۲۵۲	۰/۰۰۷۰۳۰	۰/۰۰۹۶
عرضه پول ($\mathbf{MS_t}$)	۵۱/۱۲۷۹۱	۰/۲۳۱۴۴۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

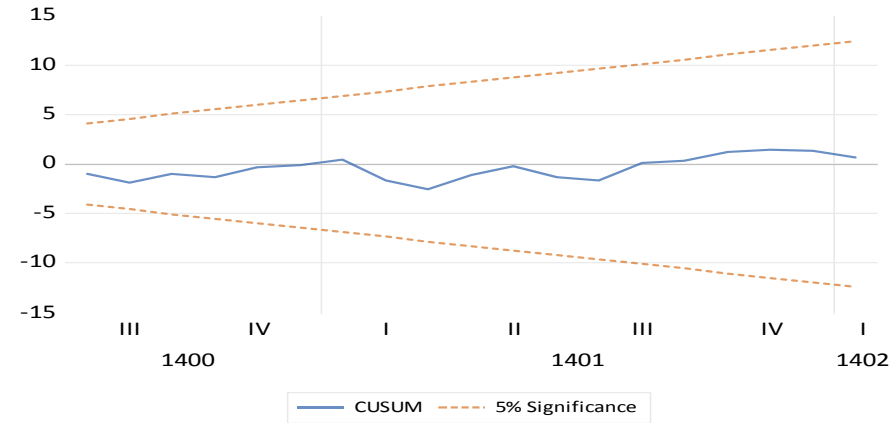
به‌منظور اطمینان از استحکام مدل و درستی ضرایب برآوردی آزمون‌های تشخیصی انجام می‌شود. مقدار R^2 تعدیل شده بیانگر این موضوع است که متغیرهای توضیحی می‌توانند ۹۲/۲ درصد از تغییرات تورم انتظاری را توضیح دهند. افزون بر این، مقدار آماره F نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر معنادار نبودن رگرسیون رد شده و رگرسیون برآوردی توانسته است به‌خوبی تغییرات در تورم انتظاری را توضیح دهد. نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از آن است که پسماندهای مدل رگرسیونی فاقد خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بوده و توزیع آنها به‌صورت نرمال می‌باشد. نتایج آزمون رمزی نیز نشان می‌دهد که فرم مدل به‌درستی تصریح شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون والد به‌منظور بررسی عدم تقارن در کوتاه‌مدت، عدم تقارن در بلندمدت، عدم تقارن در کوتاه و بلندمدت نشان می‌دهد که با توجه به مقدار آماره F و احتمال به‌دست‌آمده برای آن، فرضیه صفر مبنی بر اثرات متقارن شوک‌های نرخ ارز را نمی‌توان پذیرفت و بنابراین شوک‌های نرخ ارز تأثیر نامتقارنی بر انتظارات تورمی دارند. ضریب جمله تصحیح خطای عدم تعادل که ثبات مدل و سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد برابر (۱/۸۸-) بوده و معنادار نیز می‌باشد.

جدول ۵. آزمون‌های تشخیصی

	احتمال	مقدار آماره	نتیجه
Adjusted R-squared		۰/۹۲۲۷۴۱	
آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	۲۹/۱۵۲۴۱	معادله برآوردی معنی‌دار می‌باشد
آزمون نرمال بودن پسماندها (آماره جارک- برا)	۰/۵۸۷۹۶۰	۱/۰۶۲۱۹۲	فرضیه نرمال بودن رد نمی‌شود
آماره دوربین واتسون		۲/۳۳۱۶۸۴	عدم خودهمبستگی
آزمون بروش- گادفری برای تشخیص خودهمبستگی (آماره F)	۰/۳۴۱۸	۱/۱۴۴۳۶۱	عدم خودهمبستگی
آزمون وایت برای تشخیص واریانس ناهمسانی (آماره F)	۰/۵۴۷۶	۰/۹۳۴۵۳۸	فاقد واریانس ناهمسانی
آزمون REST رمزی برای آزمون درستی تصریح مدل (آمارهLR)	۰/۱۴۸۵	۲/۰۸۷۴۵۳	تصریح درست مدل
آزمون عدم تقارن در کوتاه‌مدت (آماره F)	۰/۰۰۱۰	۱۴/۹۱۵۶۹	عدم تقارن
آزمون عدم تقارن در بلندمدت (آماره F)	۰/۰۰۰۰	۲۸/۰۹۳۷۷	عدم تقارن
آزمون عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت (آماره F)	۰/۰۰۰۰	۲۵/۲۴۰۹۱	عدم تقارن
ضریب تصحیح خطای عدم تعادل (ECT)	۰/۰۰۰۰	- ۱/۸۷۸۲۴۸	مدل دارای ثبات است

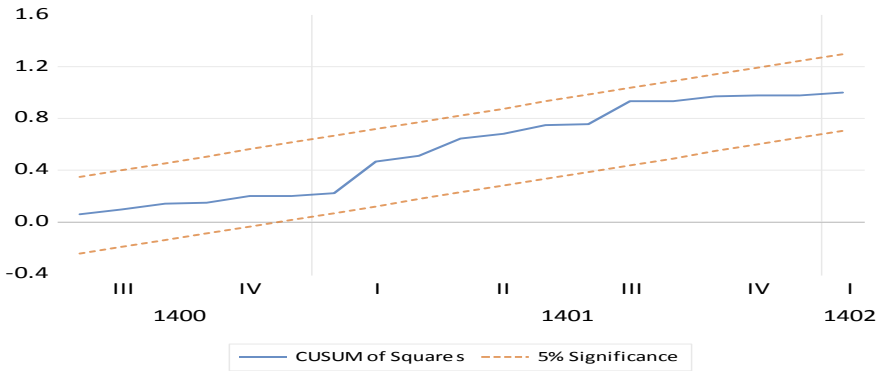
منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور اطمینان از ثبات و پایداری مدل، آزمون‌های مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMSQ) انجام شده است که نتایج نشان می‌دهد مدل برآوردی دارای ثبات می‌باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی



منبع: یافته تحقیق

نمودار ۲. آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی

۶- نتیجه‌گیری

عبور نرخ ارز و پیامدهای آن برای قیمت‌ها از دیرباز از موضوعات مورد مجادله اقتصاددانان بوده است. اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم به این مجادله و بحث مفهوم جدیدی بخشیده است و از هر دو طرف بحث استدلال‌های ارائه شده می‌باشد. طرفداران اتخاذ سیاست هدف‌گذاری تورم استدلال می‌کنند که عبور نرخ ارز به‌دلیل هدف‌گذاری تورمی کاهش یافته است، درحالی‌که مخالفان این دیدگاه مدعی هستند که بر عکس آن صادق می‌باشد. در این مجادله، موضوعی که مورد توجه و بررسی قرار نگرفته، این است که آیا انتظارات تورمی به‌عنوان کانالی برای عبور نرخ ارز عمل می‌کند یا خیر؟ انتظارات تورمی به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده تورم در نظر گرفته شده

است و ازاین‌رو، به‌طور طبیعی منطقی به نظر می‌رسد که پیامدهای انتقال نرخ ارز برای انتظارات تورمی نیز بررسی شود. این تحقیق پیامدهای عبور نرخ ارز و سایر عوامل تعیین‌کننده تورم برای انتظارات تورمی را تجزیه‌وتحلیل کرده و حاوی نکات کاربردی برای سیاست‌گذاران هدف‌گذاری تورم از نظر تدوین سیاست‌های آینده‌نگر است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز، تأثیر نامتقارن و غیرخطی بر انتظارات تورمی در ایران دارد. همچنین خود تورم نیز اثر معناداری بر انتظارت تورمی خانوارها و بنگاه‌ها نشان داده است، به این معنی که در دوره‌های ثبات قیمت می‌تواند به تثبیت و کاهش انتظارت تورمی[1] کمک کند. سایر عوامل تعیین‌کننده انتظارات تورمی از جمله کسری بودجه دولت و عرضه پول نیز تأثیر قابل‌توجهی را نشان داده‌اند. نتایج، مقام پولی کشور را به انتخاب هدفی سازگار با هدف‌گذاری تورمی و چالش نرخ ارز در اقتصاد ایران توصیه می‌کند

منابع

۱. اسکندری‌پور، زهره و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۸). بررسی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در شرایط نااطمینانی محیطی: با تأکید بر تغییرات رژیمی. *اقتصاد پولی، مالی*،۲۶(۱۸)،۲۶۷ – ۲۹۲.

۲. تحصیلی، حسن (۱۴۰۱). اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۷(۹۱)، ۲۵۷–۲۸۵.

۳. زمان‌زاده، حمید و همتی، مریم (۱۳۹۹). چارچوب هدف‌گذاری تورمی و سازوکار دستیابی به نرخ تورم هدف، تهران: *پژوهشکده پولی و بانکی*.

۴. شمس فخر، فرزانه (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل شاخص‌های CPI، WPI، PPI با رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR). *مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، ۳۶، ۱–۱۹.

۵. عزتی شورگلی، احمد؛ و خداویسی، حسن (۱۳۹۸). بررسی عبور نامتقارن نرخ ارز به قیمت‌های داخلی. *راهبرد اقتصادی*، ۸ (۳۰)، ۱۶۱– ۲۰۰.

6. Alekhina, V., & Yoshino, N. (2019). Exogeneity of world oil prices to the Russian Federation's economy and monetary policy. *Eurasian Economic Review*, 9(4), 531–555. https://doi.org/10.1007/s40822-018-0115-3

7. Alpanda, S., & Honig, A. (2014). The impact of central bank independence on the performance of inflation targeting regimes. *Journal of International Money and Finance*, 44, 118–135. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.02.004

1. Anchor & moor inflation expectations

8. Artis, M. J., & Kontolemis, Z. G. (1998). The European Central Bank and inflation targeting. *International Journal of Finance & Economics*, 3(1), 27–https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1158(199801)3:1<27::AID IJFE61>3.0.CO;2-0
9. Avci, S. B., & Yucel, E. (2017). Effectiveness of monetary policy: Evidence from Turkey. *Eurasian Economic Review*, 7(2), 179–213. https://doi.org/10.1007/s40822-017-0068-y
10. Bernanke, B. S. (2003). Constrained discretion and monetary policy, remarks by governor ben S. Bernanke before the money marketeers of. New York, New York: New York University. https://fraser.stlouisfed.org/title/453/item/8875
11. Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (2001). Inflation targeting: Lessons from the international experience. Princeton University Press. https://doi.org/10.2307/j.ctv301gdr
12. Cerisola, M., & Gelos, G. (2009). What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis. *Applied Economics*, 41, 1215–1227. https://doi.org/10.1080/00036840601166892
13. Eichengreen, B. (2002). Can emerging markets float? Should they inflation target? *Central Bank of Brazil*, Working Paper No. 36.
14. Eskandaripour, Z., & Esfandiari, M. (2019). Review the degree of exchange rate fluctuation on import prices under environmental conditions: with emphasis on dietary changes, *Journal of Monetary & Financial Economics*, 26(18), 267-292. https://doi.org/10.22067/pm.v26i17.72743 (in Persian).
15. Ezzati Shourgholi, A., & Khodavaisi, H. (2020). Investigating the asymmetric exchange rate pass-through to domestic prices. *The Quarterly Journal of Economic Strategy*, 8(30), 161-200 (in Persian).
16. Forbes, K. (2016). Much ado about something important: How do exchange rate movements affect inflation? *The Manchester School*, 84(S1), 15–41. https://doi.org/10.1111/manc.12159
17. Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2015). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Bank of England External MPC Unit Discussion Paper*. No. 43. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.07.005
18. Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2017). Shocks versus Structure, explaining difference in exchange rate pass-through across countries and time. Bank of England. Discussion Paper N. 50. https://doi.org/10.2139/ssrn.2999637 fatcat:b7zftr5ie5ggjajlbrb7r2532e
19. Fraga, A., Goldfajn, I., & Minella, A. (2003). Inflation Targeting in emerging market economies. *In M. Gertler, & Kenneth (Eds.), Rogoff (orgs.) NBER macroeconomics annual*, 18, 365–400. MIT Press.

https://doi.org/ 10.3386/w10019
20. Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58, 1–17.
21. Fuhrer, J. C. (2011). The role of expectations in U.S. Inflation dynamics. Working Paper Series (Federal Reserve Bank of Boston), 11(11), 1–34.
22. Ha, J., Stocker, M.M., & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*,105.
https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187
23. Hung, H., & Thompson, D. (2016). Money supply, class power, and inflation: Monetarism reassessed. *American Sociological Review*, 81(3), 447–466.
https://doi.org/10.1177/0003122416639609
24. Junior, R. P. N. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada*, 11(2), 189–208.
25. Lagoa, S. (2017). Determinants of inflation differentials in the euro area: Is the new keynesian Phillips curve enough?. *Journal of Applied Economics*, 20(1), 75–103.
https://doi.org/10.1016/S1514-0326(17)30004-1
26. Lanzafame, M. (2016). Inflation targeting and interest rates: A panel time-series approach. *Oxford Economic Papers*, 68(2), 484–505.
https://doi.org/10.1093/oep/gpw007
27. Lee, W. S. (2011). Comparative case studies of the effects of inflation targeting in emerging economies. *Oxford Economic Papers*, 63(2), 375–397.
https://doi.org/10.1093/oep/gpq025
28. Lin, H. Y., & Chu, H. P. (2013). Are fiscal deficits inflationary? *Journal of International Money and Finance*, 32, 214–233.
https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.04.006
29. Marfatia, H. A. (2018). Estimating the new keynesian Phillips curve for the UK: Evidence from the inflation-indexed bonds market. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 18(1), 1–18. https://doi.org/10.1515/bejm-2016-0005
30. Mehra, Y. P., & Herrington, C. (2008). On the sources of movements in inflation expectations: A few insights from a var model. *Economic Quarterly*, 94(2), 121–146.
https://fraser.stlouisfed.org/title/960/item/477437/toc/502081
31. Mikek, P. (2004). Inflation targeting and switch of fiscal regime in New Zealand. *Applied Economics*, 36, 165–172.
https://doi.org/10.1080/0003684042000174056

32. Minella, A., de Freitas, P. S., Goldfajn, I., & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 1015–1040. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.09.008
33. Mirza, N., Naqvi, B., Abbas Rizvi, S.K., & Boubaker, S. (2023). Exchange rate pass-through and inflation targeting regime under energy price shocks. *Energy Economics*, 124, Article 106761. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106761
34. Mishkin, F., & Savastano, M. (2001). Monetary policy strategies for Latin America. Journal of Development Economics, 66, 415–444. https://doi.org/ 10.3386/w7617
35. Mohanty, D., & John, J. (2015). Determinants of inflation in India. *Journal of Asian Economic*s, 36, 86–96. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2014.08.002
36. Morgan, J. (2009). The limits of central bank policy: Economic crisis and the challenge of effective solutions. *Cambridge Journal of Economics*, 33(4), 581-60. https://doi.org/10.1093/cje/bep026
37. Morgan, J., & Patomaki, H. (2017). Contrast explanation in economics: Its context meaning and potential. *Cambridge Journal of Economics*, 41(5), 1391–1418. https://doi.org/10.1093/cje/bex033
38. Nasir, M. A., Balsalobre-Lorente, D., & Huynh, T. L. D. (2020). Anchoring inflation expectations in the face of oil shocks & in the proximity of ZLB: A tale of two targeters. *Energy Economics*, 86. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104662.
39. Nasir, M. A., & Simpson, J. (2018). Brexit associated sharp depreciation and implications for UK's inflation and balance of payments. *Journal of Economics Studies*, 45(2), 231–246. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3020669
40. Nasir, M. A., & Vo, X. V. (2020). A quarter century of inflation targeting & structural change in exchange rate pass-through: Evidence from the first three movers. *Structural Change and Economic Dynamics*, 54, 42–61. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.03.010
41. Nasir, M. A., Huynh, T. L. D., & Vo, X. V. (2020). Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy. *International Review of Economics and Finance*,69, 178-188. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.04.010
42. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Storm (Ed.),

Econometrics and economic theory in the 20th century: The ragnar frisch centennial symposium, chapter 11. Cambridge: Cambridge University Press.
https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011

43. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
44. Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectation of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34, 254–281. https://doi.org/10.2307/2552025
45. Prasertnukul, W., Kim, D., & Kakinka, M. (2010). Exchange rates, price levels, and inflation targeting: Evidence from Asian countries. Japan and World Economy, 22(3), 173-182. https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.03.002
46. Schmidt-Hebbel, K., & Werner, A. (2002). Inflation targeting in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility and the exchange rate. *Central Bank of Chile*. Working Paper No 171.
47. Shams Fakhr, F. (2009). A Survey of the Relationship among PPI, WPI, and CPI (Vector Autoregression (VAR) Approach), *Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Economic Policies and Investigations Office, Economic Research*. No,36. (In Persian).
48. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multiplier in a nonlinear ARDL framework. Mimeo.
49. Tahsili, H. (2022). The Impact of Exchange Rate Shock on Inflation in Iran's Economy: Application of the Threshold Vector Autoregression Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 257-285. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56063.912 (In Persian).
50. Ueda, K. (2010). Determinants of households' inflation expectations in Japan and the United States. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(4), 503–518. https://doi.org/10.1016/j.jjie.2010.06.002
51. Williams, J. C. (2014, October). Inflation targeting and the global financial crisis: Successes and challenges. In Conference on fourteen years of inflation targeting in South Africa and the challenge of a changing mandate.
52. Zamanzadeh, H., & Hematy, M. (2020). Inflationary targeting framework and a mechanism for achieving to target inflation rate, Tehran: Monetary and Banking Researc*h Institue* (in Persian).

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات: شواهدی از بنگاه‌های صنعتی ایران

سمیه شاه‌حسینی [۱]، نادیا میرزابابازاده [۲]✉، سمانه نورانی‌آزاد [۳]

۱. گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، s.shahhosseini@atu.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، nmirzababazadeh@pnu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، noraniazad@pnu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقالهٔ پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۷/۰۲
تاریخ بازنگری:
۱۴۰۲/۰۹/۲۶
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۰/۲۶
تاریخ انتشار:
۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کلیدواژه‌ها:
بنگاه‌های صنعتی ایران، توسعه صنعتی، صادرات صنعتی، واردات نهاده‌های واسطه‌ای،

طبقه‌بندی JEL:
C2 ،O33 ،L60 ،F14

چکیده

تشویق بنگاه‌ها به صادرات یک موضوع مهم برای کشورهای درحال توسعه است، زیرا رشد و پویایی صادرات برای توسعه اقتصادی پایدار ضروری می‌باشد. محققان و سیاست‌گذاران همواره در جستجوی راه‌های مؤثر برای ارتقای صادرات بنگاه‌ها و بررسی عوامل تعیین‌کننده آن بوده‌اند. یکی از روش‌های معمول برای ارتقاء و تنوع بخشیدن به صادرات به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، حرکت فزاینده متوالی به سمت صنایع پایین‌دستی، در امتداد زنجیره‌های تولیدی با بهره‌مندی از واردات کالاهای واسطه‌ای می‌باشد. بر این اساس در طی چند سال گذشته رابطه میان واردات نهاده‌های واسطه‌ای و صادرات مورد توجه قرار گرفته است. همچنین در این مقاله اثر واردات کالاهای واسطه‌ای به همراه سایر عوامل مؤثر بر صادرات صنعتی ایران بررسی می‌شود. در مدل پیشنهادی مقاله، صادرات تابعی از هر دو گروه متغیرهای قیمتی و غیر قیمتی در نظر گرفته شده و برآورد با استفاده از داده‌های کدهای دورقمی ویرایش چهارم ISIC بنگاه‌های صنعتی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ انجام شده است. با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی روش داده‌های تابلویی پویا، نظر به اینکه داده‌ها به‌صورت مقطعی و زمانی تعریف شده‌اند، از روش تخمین گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و نوع آرلانو باند استفاده شده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد واردات کالاهای واسطه‌ای تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات صنعتی ایران دارد، به‌طوری‌که با یک درصد افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای، ۰/۲۰ درصد صادرات صنعتی ایران افزایش می‌یابد. در عین حال تأثیر سایر متغیرها بر صادرات صنعتی ایران معنادار و مطابق با مبانی نظری می‌باشد.

شاه‌حسینی، سمیه؛ میرزابابازاده، نادیا و نورانی‌آزاد، سمانه (۱۴۰۲). اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات: شواهدی از بنگاه‌های صنعتی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۴)، ۶۳۵-۶۶۰.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.
© نویسندگان.
DOI:10.22059/JTE.2024.365759.1008854

۱- مقدمه

امروزه تجارت نهاده‌های واسطه تقریباً دو سوم تجارت بین‌المللی را تشکیل می‌دهد که منجر به ایجاد پیوند فرآیندهای تولید در میان کشورهای مختلف شده‌است (جانسون و نگورا[1]، ۲۰۱۲: ۲۲۴). همچنین بنگاه‌های اقتصادی در سراسر جهان نه تنها به‌طور فزاینده‌ای مراحل تولید محصولات نهایی را به صنایع مختلف داخلی خود اختصاص می‌دهند تا از منافع ناشی از تقسیم کار بهره‌مند شوند، بلکه این مراحل را به‌صورت افزایشی در کشورها و قاره‌ها پراکنده می‌کنند تا از منافع ناشی از کاهش هزینه تولید بهره‌مند شوند. این پدیده با عنوان «برون‌سپاری[2]» مطرح می‌باشد (لاس[3]، ۲۰۱۷). در این میان فعالیت‌های تخصصی عمودی[4] (VS) که توسط هاملز و همکاران[5] (۲۰۰۱) تعریف شده‌است، به‌عنوان یک پارادایم جدید در ساختار تولید جهانی مطرح است و عنصر مهمی از تجارت بین‌المللی را نشان می‌دهد (کومار[6]، ۲۰۱۸). تخصص عمودی شامل آن دسته از کالاهای وارداتی است که به‌عنوان نهاده برای تولید کالاهای صادراتی یک کشور استفاده می‌شوند (لاس، ۲۰۱۷).

دو پدیده برون‌سپاری و تخصص عمودی با تکیه بر تجارت نهاده‌های واسطه‌ای نقش مهمی در تولید محصولات صنعتی جدید توسط کشورهای درحال توسعه، به‌ویژه محصولاتی که در امتداد زنجیره تأمین در پایین‌دست قرار دارند، ایفا می‌کنند. دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی منجر به افزایش و تنوع بیشتر سبدهای صادراتی این کشورها خواهد شد و آزادسازی تجارت، حرکت به سمت مراحل پایین‌دستی زنجیره‌های تأمین را سبب می‌شود (بنگوریا[7]، ۲۰۱۴). از سویی نهاده‌های وارداتی به‌عنوان کانال انتشار فناوری در نظر گرفته می‌شود و به‌ویژه زمانی که از کشورهای توسعه یافته تأمین شود، مظهر فناوری پیچیده می‌باشد. ازاین‌رو، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی، تولیدکنندگان کشورهای در حال توسعه را که فاقد فناوری‌های پیشرفته هستند، قادر می‌کند تا به فناوری‌های نوین دسترسی داشته باشند (ایتون و کورتوم[8]، ۲۰۰۱؛ کاسلی و ویلسون[9]، ۲۰۰۴؛ آچاریا و کلر[10]، ۲۰۰۹؛ اوکافور و همکاران[11]، ۲۰۱۶؛ نوبیسی و

1. Johnson & Noguera
2. Offshoring
3. Los
4. Vertivcal Specialization
5. Hummels et al.
6. Kumar
7. Benguria
8. Eaton & Kortum
9. Caselli & Wilson
10. Acharya & Keller
11. Okafor et al

همکاران[1]، ۲۰۲۱). فناوری یا کیفیت تجسم‌یافته در نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی، عامل مهمی برای پویایی صادرات است و فناوری تبلوریافته در برخی محصولات صادراتی که از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی استفاده می‌کنند، می‌تواند به گسترش دامنه صادرات کمک کند (تاکی[2]، ۲۰۱۹). همچنین نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی دسترسی به قیمت پایین‌تر، کیفیت بالاتر و تنوع بیشتر نهاده‌ها را فراهم می‌کند و در نتیجه می‌تواند امکان تولید و فروش محصولات متنوع‌تر در بازارهای خارجی را افزایش دهد (نوبیسی و همکاران، ۲۰۲۱). براین اساس تجارت بین‌الملل از کانال تجارت نهاده‌های واسطه‌ای از کشورهای پیشرفته به سایر کشورها می‌تواند به‌عنوان یک راه‌حل جایگزین برای صنعتی سازی در نظر گرفته شود (چندرا وکلاولی[3]، ۲۰۰۶؛ کو و همکاران[4]، ۱۹۹۷؛ کلر[5]، ۲۰۰۴ و زانلو و همکاران[6]، ۲۰۱۶).

شواهد آماری نشان می‌دهد با وجود اینکه ایران یکی از کشورهای بزرگ صادرکننده نفت است، سهم صادرات ایران نسبت به کل صادرات جهانی از روند نزولی برخوردار است، به‌طوری‌که از ۰/۷۲ درصد در سال ۲۰۱۲ به ۰/۲۶۶ درصد در سال ۲۰۲۰ رسیده است (آنکتاد[7]، ۲۰۲۳). هم‌چنین طبق آمار گمرک و سازمان توسعه تجارت، صادرات غیرنفتی ایران طی این دوره از روند نزولی برخوردار بوده و به‌طور متوسط نرخ رشد ۵/۶- را تجربه کرده است (موسوی آزاد کسمائی، ۱۴۰۰)، این در حالی است که در سند اقتصاد مقاومتی به اقتصاد دانش‌بنیان، نوآوری و افزایش صادرات غیر نفتی تأکید شده‌است. در برنامه‌های مختلف توسعه اقتصادی ایران نیز صادرات غیرنفتی، دانش و فناوری مورد توجه قرارگرفته است؛ به‌گونه‌ای که در برنامه ششم توسعه اقتصادی ایران میزان صادرات کالاها و خدمات غیرنفتی (بدون میعانات گازی) در سال ۱۴۰۰ با رشد متوسط سالانه ۲۱/۷ درصد، ۱۱۲,۷۳۹ میلیون دلار هدف‌گذاری شده است. همچنین ماده ۲۱ از فصل دوم برنامه پنجم بر عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی اشاره دارد. بدین ترتیب با توجه به اسناد بالادستی از یک سو و عملکرد صادراتی کشور از سوی دیگر شناسایی عوامل اثرگذار بر توسعه صادرات صنعتی کشور و تنوع بخشیدن به صادرات از اهمیت زیادی برخوردار است. بررسی آمار ترکیب واردات ایران نیز حاکی از افزایش سهم واردات کالاهای واسطه‌ای از ۵۳ درصد در سال ۹۵ به بیش از ۶۲ درصد در سال ۹۹ می‌باشد (گمرک ج.ا.ا). هم‌چنین بیش از

1. Ndubuisi et al
2. Takiii
3. Chandra et al
4. Coe et al
5. Keller
6. Zanello et al.
7. Unctad

۴۴ درصد واردات ایران طی دوره مذکور از دو کشور چین و امارات متحده عربی انجام شده که بیانگر تمرکز بالای واردات ایران بر روی چند کشور است. محدود کردن مبادی وارداتی از کشورها می‌تواند کاهش کیفیت کالای وارداتی و محدودیت دسترسی به کالاهای وارداتی با تکنولوژی بالا را به دنبال داشته باشد (موسوی آزاد کسمائی، ۱۴۰۰).

درحالی‌که در ادبیات متعارف اقتصاد ایران از واردات نهاده‌های واسطه‌ای و سهم آن در اقتصاد به‌عنوان معیار وابستگی و مانع توسعه پایدار کشور تلقی می‌شود، واردات کالاهای واسطه‌ای در درجه اول چنانچه به‌عنوان نهاده برای تولید کالاهای صادراتی یک کشور استفاده شوند و در درجه دوم چنانچه از کشورهای توسعه یافته تأمین شوند، علاوه بر پرکردن شکاف فناوری می‌تواند نیازهای صنایع داخلی را برای دسترسی به روش‌های نوین تولید، نهاده‌های ارزان‌تر، تولید کالاهای جدید و مبتنی بر فناوری و افزایش رقابت‌پذیری در بازار جهانی تأمین کند. این موضوع نشان‌دهنده نقش مهم سیاست‌های بازرگانی و تجاری بر توسعه صادرات غیرنفتی می‌باشد، لذا برنامه سیاست‌گذاری صنعتی و تجاری کشور بدون دانش و تصویر درست از اثرگذاری واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات صنعتی و نقش آن بر توسعه صنعتی کشور ممکن نمی‌باشد.

بر این اساس در مقاله حاضر تلاش می‌شود تا با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و داده‌های بنگاه‌های صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کدهای دو رقمی ISIC و با استفاده از مدل پنل پویا طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ به این پرسش پاسخ داده شود که آیا واردات کالاهای واسطه‌ای اثر مثبت و معناداری بر صادرات صنعتی کشور دارد؟ چنانچه پاسخ به این سؤال در کار پژوهشی پیش رو مثبت باشد، به‌نوعی مبین این واقعیت است که استراتژی‌های تجاری و صنعتی کشور باید در جهت تسهیل واردات کالاهای واسطه‌ای و تنوع مبادی وارداتی حرکت کند، نوآوری پژوهش حاضر از چند جنبه قابل توجه است. اول اینکه در این مطالعه اثر واردات کالاهای واسطه‌ای، به‌طور مشخص بر صادرات صنعتی ایران بررسی شده است. دوم اینکه از داده‌های بنگاه‌های صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کدهای دو رقمیISIC[1] استفاده شده است.

ادامه مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم و سوم به‌ترتیب مروری بر ادبیات نظری و تجربی ارائه می‌شود. در بخش چهارم رو شناسی تحقیق، تصریح الگو و داده‌ها بیان می‌شود. در بخش پنجم تجزیه‌وتحلیل برآورد تجربی ارائه می‌شود و در نهایت در بخش ششم جمع‌بندی و راهکارهای سیاستی ارائه شده است.

1. International Standard Industrial Classification (ISIC)

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری

۲-۱-۱- تجارت نهاده‌های واسطه‌ای در چارچوب ادبیات نوین تجارت بین‌الملل

تحلیل‌های نظری در مورد پدیده‌های تجارت نهاده‌های واسطه‌ای و تکه‌تکه شدن تولید[1] به دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ برمی‌گردد (مطالعات سانیال و جونز[2]، ۱۹۸۲؛ جونز و کیرزکواسکی[3]، ۱۹۸۶) و بعد از آن نیز به‌طور فزاینده‌ای گسترش یافته و مورد بررسی قرار گرفته است. نظریه سنتی تجارت بین‌الملل برحسب «تخصص افقی[4]» عمل می‌کند که در آن کشورها یا بنگاه‌ها در تولید کالاها و خدمات خاص از ابتدا ماهر می‌شوند و سپس آن‌ها را صادر می‌کنند. بااین‌حال، در دهه‌های اخیر اقتصاد جهانی شاهد یکپارچگی فزاینده جغرافیایی فرآیند تولید در تجارت بین‌المللی می‌باشد که سبب شده مفهوم «تخصص عمودی» در مقابل مفهوم سنتی «تخصص افقی» توسط بالاسا[5] در ۱۹۶۷ مطرح شود، بنابراین کشورها به‌طور فزاینده‌ای با زنجیره‌های تولید مرتبط می‌شوند. آنها نه تنها در کالاها، بلکه در وظایف نیز تخصص دارند.

تکه‌تکه شدن بین‌المللی تولید را می‌توان به‌عنوان پدیده‌ای توصیف کرد که در آن تولید یک کالای نهایی، تکه‌تکه یا به چند مرحله تولید، تقسیم شده و در کشورهای مختلف انجام می‌شود. کالاهای واسطه‌ای مختلف که از هر مرحله تولید در مکان متفاوتی به دست می‌آیند، در آخرین مرحله در مکانی دیگر برای تولید کالای نهایی ترکیب می‌شوند. تجارت بین‌المللی در نهاده‌های واسطه‌ای در اینجا نقش مهمی ایفا می‌کند، زیرا بخشی جدایی‌ناپذیر از فرآیند کلی تولید می‌باشد. اگر تکه‌تکه شدن تولید تفاوت‌هایی را در نیاز به عامل تولید مانند نیروی کار نشان دهد، مراحل مختلف تولید در کشورهایی قرار می‌گیرد که مهارت‌های نیروی کار آن‌ها با نیازهای مهارت‌های کار آن بخش‌های خاص مطابقت دارد. این الگوی پراکندگی در کشورهایی با بهره‌وری و مهارت‌های مختلف نیروی کار، الگوهای تخصصی ریکاردویی[6] را ایجاد می‌کند. افزون بر این، اگر بخش‌ها تفاوت‌هایی را در نیاز نسبت به یک عامل تولید نشان دهند، بلوک‌های تولید مختلف در کشورهایی قرار می‌گیرند که در آن فراوانی نسبی عوامل تولید آنها با شدت عوامل آن فرآیند خاص مطابقت دارد. در این حالت الگوی تکه‌تکه شدن بین‌المللی تولید

1. Fragmentation of production.
2. Sanyal & Jones
3. Jones & Kierzkowski
4. Horizontal specialization
5. Balassa
6. Ricardian specialization

نوعی تخصص هکشر–اوهلین[1] را در سراسر کشورها ایجاد می‌کند، بنابراین هر چه فرآیند کاربرتر، مرحله تولید در اقتصادهای دارای وفور نسبی نیروی کار و هرچه فرآیند سرمایه برتر، تولید در اقتصادهای دارای وفور نسبی سرمایه انجام می‌شود.

توضیح جدیدتر برای رابطه بین تخصص عمودی و کالاهای واسطه‌ای از چارچوب نظری می‌آید که در آن VS می‌تواند به‌عنوان تجارت در وظایف[2] مشخص شود. به‌جای فرآیند تولید که بهترین ترکیب از نهاده‌ها را با کمترین هزینه به حداکثر می‌رساند، بنگاه‌ها به دنبال فرآیندهای تولیدی هستند که در آن وظایف با کمترین هزینه انجام می‌شود. در مدل نظری گروسمن و روسی هانسبرگ[3] (۲۰۰۸)، برون‌سپاری وظایف سبب افزایش بهره‌وری عوامل درگیر در آن وظایف و در نتیجه افزایش دستمزدها می‌شود (کومار، ۲۰۱۸). ایده کلیدی در پشت پراکندگی، برون‌سپاری و برش زنجیره ارزش[4] این است که کشورها به‌طور فزاینده‌ای به‌طور متوالی برای تولید کالا پیوند برقرار می‌کنند. رویکرد هاملز و همکاران (۲۰۰۱) بر یکی از ویژگی‌های این پیوند متوالی متمرکز است: کالاهای واسطه‌ای وارداتی توسط یک کشور برای تولید کالاهایی استفاده می‌شوند که خود به کشور دیگری صادر می‌شوند. این ویژگی جنبه عبور کالاهای واسطه‌ای از مرزهای متعدد و رفت و برگشت تجارت را برجسته می‌کند. تخصص عمودی زمانی اتفاق می‌افتد که سه شرط رعایت شود: الف) یک کالا در دو یا چند مرحله متوالی تولید می‌شود. ب) دو یا چند کشور در طول تولید کالا ارزش‌افزوده ایجاد می‌کنند. ج) حداقل یک کشور باید از نهاده‌های وارداتی در مرحله تولید خود استفاده کند و بخشی از محصول تولیدی باید صادر شود. به‌طور خلاصه تخصص عمودی یک چارچوب مفهومی است که می‌تواند ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و میزان شمارش مضاعف در آن را اندازه‌گیری و نقش کالاهای واسطه‌ای بر صادرات را برجسته کند.

۲–۱–۲– تجارت نهاده‌های واسطه‌ای و صادرات صنعتی

اهمیت نهاده‌های وارداتی به‌عنوان کانال انتشار فناوری جهانی برای تقویت رشد اقتصادی بلندمدت به تئوری‌های رشد درون‌زا برمی‌گردد. در این مطالعات استدلال می‌شود که ارتباط بین تجارت و رشد از کانال واردات، به‌ویژه واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، بسیار شدیدتر است (هرریاس و اورتس[5]، ۲۰۱۳). بر اساس مدل رشد سولو، انباشت عوامل تولید و رشد

1. Heckscher-Ohlin
2. Trade in Task
3. Grossman & Rossi-Hansberg
4. Slicing of the value chain
5. Herreis & orats

بهره‌وری منجر به رشد تولید و صادرات خواهد شد که افزایش بهره‌وری، از طریق ارتقای فناوری و بالا رفتن مهارت نیروی کار حاصل می‌شود (اندرسون و اجرمو[1]، ۲۰۰۶). بر اساس نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل، تحقیق و توسعه شرکای تجاری از طریق واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای می‌تواند مانند تحقیق و توسعه داخلی نقش اساسی در قدرت رقابت‌پذیدی و افزایش صادرات کشورها ایفا کند؛ زیرا تجارت بین‌الملل، کشورها را به دستیابی به تولیدات کالاهای واسطه‌ای و ابزارآلات سرمایه‌ای، کپی‌سازی فناوری خارجی و تبدیل آنها برای استفاده در داخل این کشورها قادر می‌سازد (هادیان،۱۳۹۷). در یک اقتصاد آزاد، صادرات تنها متغیری نیست که بر تولید و بهره‌وری نیروی کار داخلی اثر می‌گذارد، بلکه واردات نیز می‌تواند راهی برای ورود فناوری خارجی به اقتصاد داخلی باشد (ژانگ و زو[2]، ۱۹۹۵). اقتصاددانان تأکید ویژه‌ای بر نقش واردات کالاهای واسطه‌ای در سرریز فناوری و تحقیق و توسعه از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه و افزایش بهره‌وری در اقتصادهای در حال توسعه دارند، زیرا این کالاها معمولاً دارای جدیدترین فناوری‌ها هستند و در فرآیند تولید داخلی به کار می‌روند. افزایش تنوع در کالاهای واسطه‌ای موجب بالا رفتن بهره‌وری می‌شود. با توجه به اینکه کشورهای در حال توسعه در سرمایه و فناوری نقطه ضعف نسبی دارند، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای منجر به رونق سرمایه‌گذاری و افزایش متناظر در صادرات خواهد شد. حتی کشورهایی که دارای صادرات قوی هستند از مکانیسم فناوری وارداتی، جهت توسعه قابلیت‌های فنی داخلی به‌منظور افزایش بهره‌وری و رقابت در بازارهای بین‌المللی استفاده می‌کنند (باس وگریوزاد[3]، ۲۰۰۸). مجموعه رو به رشدی از ادبیات، رابطه بین استفاده از نهاده‌های واسطه‌ای خارجی و عملکرد صادرات و همچنین اهمیت پیوندهای پیشین زنجیره‌های ارزش جهانی را ارزیابی کرده‌اند. آندرسون[4] (۲۰۱۶)، بیان می‌کند که فرآیند تکه‌تکه شدن تولید همراه با زنجیره تأمین جهانی، استراتژی‌های منبع‌یابی را پیچیده‌تر کرده و تأمین کارآمد نهاده‌های واسطه‌ای در فرایند رقابتی اهمیت فزاینده‌ای پیدا کرده است. دسترسی محدود به تأمین‌کنندگان کارآمد، امکان رقابت بنگاه‌ها در بازار داخلی و بین‌المللی را کاهش می‌دهد. همچنین کاهش تعرفه نهاده وارداتی سبب ارتقای بهره‌وری بنگاه می‌شود.

تولید محصولات برای عرضه در بازار جهانی مستلزم ترکیب نهاده‌ها و فناوری‌های مختلف است که اغلب خارج از محدوده فعالیت بنگاه بوده و حتی ممکن است در داخل کشور نیز در

1. Andersson & Ejermo
2. Zhang & zou
3. Busse & Groizard
4. Andersson

دسترس نباشند. در این راستا، دسترسی به نهاده‌های واسطه خارجی می‌تواند از طریق سه کانال بر صادرات تأثیر بگذارد. اول، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی مجموعه نهاده‌هایی را که یک بنگاه می‌تواند برای تولید کالاهای نهایی استفاده کند، گسترش می‌دهد. با در نظر گرفتن جانشینی ناقص بین نهاده‌های خارجی و داخلی، دسترسی یک بنگاه به نهاده‌های داخلی و خارجی وی را قادر می‌سازد تا ترکیب بهینه‌ای از نهاده‌ها را محقق کند که منجر به دستاوردهای بهره‌وری می‌شود. دستاوردهای بهره‌وری آستانه بهره‌وری ورود به بازار صادرات و هزینه‌های ثابت مرتبط با تولید محصولات جدید یا فرآیندهای جدید تولیدی محصولات موجود را کاهش می‌دهد. این کانال «اثر تنوع» نامیده می‌شود (نوبیسی و همکاران، ۲۰۲۱).

کانال دوم «اثر قیمت» است و از طریق کاهش هزینه نهایی تولید عمل می‌کند. برای مثال، تولیدکنندگان ممکن است نهاده‌های با قیمت پایین‌تر را از طریق واردات تأمین کنند که منجر به کاهش هزینه نهایی تولید کالاهای نهایی می‌شود. هزینه نهایی کمتر، درآمد صادراتی مورد انتظار را افزایش می‌دهد. این امر تولیدکنندگان را تشویق می‌کند تا هزینه ثابت صادرات و یا هزینه تولید انواع جدید محصولات به دامنه صادراتی خود را متحمل شوند. همچنین ورود بنگاه‌های جدید با محصولات جدید به بازارهای صادراتی را تسهیل می‌کند. دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای با قیمت پایین‌تر به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد تا هزینه‌های سرمایه‌ای را دوباره به ارتقای فناوری اختصاص دهند که حلقه جدیدی از محصولات جدید را تحریک می‌کند و در نتیجه دامنه محصول و تنوع صادراتی را گسترش می‌دهد (دامیجان و همکاران، ۲۰۱۴)، بنابراین کاهش هزینه‌ها به دلیل کاهش تعرفه واردات کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌ها را قادر می‌سازد تا هزینه ثابت ارتقاء کیفیت تولید را پوشش دهند که منجر به افزایش فروش بنگاه‌ها در بازارهای خارجی می‌شود.

در نهایت، نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی می‌توانند صادرات را از طریق کانال «کیفیت بالاتر یا تجسم فناوری» تحت تأثیر قرار دهند. دیدگاه مرسوم در مورد نهاده‌های واسطه وارداتی، به‌ویژه هنگامی‌که از اقتصادهای پیشرفته تأمین شود، این است که این نوع واردات تجسم فناوری پیچیده می‌باشد و ازاین‌رو، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی، بنگاه‌های کشورهای در حال توسعه که فاقد فناوری‌های پیشرفته هستند را قادر می‌سازد تا به فناوری بالاتر دسترسی داشته باشند. در این حالت، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی محدودیت‌های تولید بنگاه‌ها را کاهش می‌دهد و منجر به گستره محصول وسیع‌تر و متعاقب آن

گسترش صادرات می‌شود، مشروط بر اینکه بنگاه‌ها توانایی جذب دانش فناورانه را داشته باشند. باید توجه داشت که این مکانیسم به مبدأ واردات بستگی دارد (باس واستراس کاهن[1]، ۲۰۱۴).

سه مکانیسم ذکر شده در بالا نشان می‌دهد که دسترسی به نهاده‌های واسطه وارداتی می‌تواند تأثیر مثبتی بر صادرات داشته باشد، بنابراین ادبیات نظری موجود حاکی از این واقعیت است که یکی از مهم‌ترین عوامل باز بودن تجاری در پیشرفت‌های اقتصادی و توسعه صادرات، واردات نهاده‌های واسطه‌ای می‌باشد که ارتباط تنگاتنگی با توسعه صادرات صنعتی کشورها دارد.

۲-۲- پیشینه تجربی

بررسی ادبیات تجربی موضوع نشان می‌دهد مطالعات انجام شده در این حوزه را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم‌بندی کرد؛ مطالعاتی که اثر واردات کالاهای واسطه‌ای را بر متغیرهای اقتصادی از جمله صادرات مورد آزمون تجربی قرار داده‌اند و مطالعاتی که به‌اندازه‌گیری تخصص عمودی (VS) و ارزش‌افزوده خارجی در صادرات ناخالص پرداخته‌اند تا بتوانند سهم واردات کالاهای واسطه‌ای از صادرات یک کشور را اندازه‌گیری کنند. با توجه به اینکه مطالعات در خصوص اندازه‌گیری VS ارتباط مستقیمی با پژوهش حاضر ندارد، لذا در این بخش تنها به ادبیات موضوع اول اشاره شده است.

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

نوبیسی و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های جدید در سطح صنایع تولیدی در ۲۶ کشور آفریقایی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۶، رابطه مثبت بین نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و تنوع محصولات صادراتی را نشان می‌دهند.

زاکلیسور (۲۰۱۹)، سابقه مشارکت صنایع تولیدی شیلی در شبکه‌های تولید بین‌المللی را بررسی و رابطه بین استفاده از نهاده‌های واسطه وارداتی و عملکرد صادرات (از نظر محصولات و کشورهای مقصد) را ارزیابی می‌کند. نتایج مطالعه آن‌ها ارتباط مثبت بین استفاده از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و عملکرد صادرات، هم از نظر تعداد محصولات صادر شده و هم از نظر تعداد بازارهای ارائه‌شده را نشان می‌دهد.

تاکی (۲۰۱۹)، با استفاده از مجموعه داده‌های پانل، در سطح داده‌های تولیدی کارخانه‌ای اندونزی، این فرضیه را تأیید می‌کند که واردات، منجر به توسعه صادرات می‌شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که واردات نهاده‌های واسطه‌ای از کشورهای آسیای شرقی موجب گسترش صادرات به کشورهای پیشرفته می‌شود.

1. Bas & Strauss-Kahn

لوپز گونزالز[1] (۲۰۱۶)، از داده‌های بخشی در اقتصادهای توسعه یافته و نوظهور استفاده می‌کند و نشان می‌دهد که استفاده فزاینده از ارزش‌افزوده خارجی در تولید صادرات، نقش مهمی در افزایش عملکرد صادرات داخلی دارد.

کوالسکی و همکاران[2] (۲۰۱۵)، داده‌های گسترده‌ای را در سطح کشوری در مورد تجارت در ارزش‌افزوده تجزیه‌وتحلیل کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که مشارکت رو به رشد در پیوندهای پیشین زنجیره‌های ارزش جهانی و استفاده از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی پیچیده‌تر، بر تنوع و پیچیدگی بسته‌های صادراتی اثر مثبت دارند.

بنگوریا (۲۰۱۴)، نقش واردات نهاده‌های واسطه‌ای را به‌عنوان عامل تعیین‌کننده در تنوع صادرات و انتقال در طول زنجیره تأمین، به سمت تولید محصولات پایین‌دستی بیشتر، مورد بررسی قرار می‌دهد. مقاله بر روی تجربه کشورهای کم درآمد و به‌ویژه کشورهای جنوب صحرا متمرکز است. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، سطح تجارت را در دوره ۱۹۶۲–۲۰۰۰ مطالعه می‌کند و از تنوع در سیاست تجاری در طول زمان، کشورها و صنایع بهره می‌برد.

بأس و استراس کاهن (۲۰۱۴)، در مطالعه خود نشان داده‌اند هر چه تعداد نهاده‌های وارداتی و تنوع آنها بیشتر باشد، بر میزان بهره‌وری و دامنه صادرات بنگاه‌ها اثر قابل توجهی دارد؛ به عبارت دیگر تأثیر مثبت افزایش استفاده از نهاده‌های وارداتی بر دامنه صادرات، تأثیر منفی برون‌سپاری اشتغال را کاهش می‌دهد و به نفع سیاست‌های هدفمند واردات/صادرات می‌باشد.

فنگ و همکاران (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل پانل طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶، ارتباط بین واردات بنگاه‌ها و پیامد صادراتی را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از تغییرات در تعرفه‌های وارداتی مربوط به الحاق چین به سازمان تجارت جهانی به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده‌است. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که بنگاه‌هایی که واردات کالاهای واسطه‌ای خود را گسترش وحجم صادرات خود را گسترش و دامنه صادرات خود را افزایش داده‌اند.

گلدبرگ و همکاران (۲۰۱۰)، رابطه بین واردات نهاده‌های واسطه‌ای و رشد تولید داخلی اقتصاد هند را، بررسی و بیان می‌کنند که کالاهای جدید نقش محوری در بسیاری از مدل‌های تجارت و رشد دارند. همچنین کاهش هزینه‌های تجاری و واردات نهاده‌های واسطه‌ای، دامنه محصولات بنگاه‌های داخلی را افزایش می‌دهد. نتایج مطالعه رابطه مثبت بین دسترسی به نهاده‌های وارداتی جدید و سودهای ناشی از تجارت را تخمین میزند.

1. Lopez Gonzalez
2. Kowalski et al.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

شاهین پور و خوش رفتار (۱۳۹۸)، تأثیر صادرات و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر ارزش‌افزوده در صنایع ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد تعداد کل شاغلان، موجودی سرمایه و صادرات و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، اثر مثبت بر ارزش‌افزوده در صنایع ایران دارد.

هادیان و همکاران (۱۳۹۷)، نقش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای بر صادرات غیرنفتی در کشورهای عضو اوپک را بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند واردات این نوع کالاها آثار مثبت و معناداری بر صادرات غیر نفتی کشورهای مورد مطالعه دارد.

ولیبیگی و رضایی (۱۳۹۲)، عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری بالا را در دوره زمانی۱۹۹۶-۲۰۰۸ بررسی می‌کنند. براساس نتایج این مطالعه، مخارج تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز مؤثر حقیقی، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ رشد اقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری بالا محسوب می‌شود.

تقوی و همکاران (۱۳۹۲)، تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی بر رشد اقتصادی منطقه منا را طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ بررسی کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که نرخ رشد واردات با رشد اقتصادی رابطه مثبتی دارد و در عین حال رشد واردات کالاهای واسطه‌ای از اثرگذاری بیشتری نسبت به رشد کالاهای سرمایه‌ای برخوردار می‌باشد. همچنین، نرخ رشد واردات کالاهای مصرفی اثر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد.

عزیززاده و همکاران (۱۳۹۰)، اثرات الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر واردات کالاهای وارداتی واسطه‌ای را با استفاده از روش خود توضیح برداری و داده‌های دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۸ مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهد تابع بلندمدت واردات این دسته از کالاها، حساسیت بالایی نسبت به سطح تجارت بین‌الملل و ترکیب با اقتصاد بین‌الملل و حساسیت کمی نسبت به نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی در طول دوره مورد بررسی داشته است.

پیشینه تجربی پژوهش نشان می‌دهد درحالی‌که ادبیات رو به رشدی در مطالعات خارجی در این حوزه وجود دارد، اولاً مطالعات داخلی اندکی در این زمینه انجام گرفته و دوم اینکه در این مطالعات، بیشتر اثر واردات بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند ارزش‌افزوده و رشد اقتصادی بررسی شده است به‌طوری‌که به‌جز مطالعه هادیان و همکاران (۱۳۹۷)، هیچ یک از مطالعات پیشین به‌طور مشخص اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات را مطالعه نکرده‌اند. در مطالعه هادیان و همکاران (۱۳۹۷) نیز اثر واردات کالاهای واسطه‌ای برای گروه کشورهای اوپک و بر روی صادرات غیرنفتی آزمون شده‌است. بر این اساس نوآوری پژوهش حاضر از سه جنبه قابل‌تأمل است؛ نخست اینکه مطالعه به‌طور مشخص برای اقتصاد ایران انجام شده‌است. دوم

اینکه صادرات صنعتی ایران در پژوهش مورد توجه قرار گرفته و سوم برای بررسی موضوع از داده‌های بنگاه‌های صنعتی ایران در سطح کدهای دورقمی ویرایش چهارم ISIC استفاده شده‌است.

۲-۳- مدل مفهومی

همان‌طور که در مبانی نظری اشاره شده، در نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل، تجارت نهاده‌های واسطه‌ای و سهم و نقش آن در صادرات ناخالص یک کشور مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است به‌طوری‌که امروزه دو پدیده برون‌سپاری و تخصص عمودی به‌عنوان عامل مهم در تولید محصولات جدید و گسترش صادرات صنعتی کشورهای کم درآمد در نظر گرفته می‌شود (لاس، ۲۰۱۷). دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی، تولیدکنندگان را قادر می‌سازد تا به فناوری‌های نوین دسترسی داشته باشند و فناوری تبلوریافته در برخی محصولات صادراتی که از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی استفاده می‌کنند، می‌تواند به گسترش دامنه صادرات کمک کند (تاکی[1]، ۲۰۱۹). همچنین نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی دسترسی به قیمت پایین‌تر، کیفیت بالاتر و تنوع بیشتر نهاده‌ها را فراهم می‌کند و می‌تواند امکان تولید و فروش محصولات متنوع‌تر در بازارهای خارجی و صادرات را افزایش دهد. بر این اساس طبق مبانی نظری و تجربی و با الهام و جمع‌بندی از مطالعات تجربی ارائه شده در بخش سوم مقاله و به‌طور خاص مطالعه نوبیسی و همکاران (۲۰۲۱) برای کمّی کردن اثر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات صنعتی، متغیرهای قیمتی و غیر قیمتی تأثیرگذار بر صادرات به‌صورت معادله (۱) بیان می‌شود.

$$EX_{jt} = f(E_t \frac{P_{j.t}^{f}}{p_{j.t}^{h}}. PRL_{j.t}. CON_{j.t}. IGIM_{j.t}) \qquad (۱)$$

در این مدل صادرات تابعی از هر دو گروه متغیرهای قیمتی و غیرقیمتی در نظر گرفته شده‌است. عوامل قیمتی اثرگذار که در پایه‌ای‌ترین مدل‌های صادرات مطرح شده‌اند (کروگمن و آبسفلد[2]، ۲۰۰۹ و فینسترا و تیلور[3]، ۲۰۱۴)، صادرات را تابعی از نرخ ارز و تورم‌های داخلی و خارجی در نظر می‌گیرند که به شکل نرخ ارز حقیقی نشان داده می‌شود. در کنار متغیرهای قیمتی اثرگذار بر صادرات، طیف وسیعی از نظریات، اهمیت بالای عواملی مانند بهره‌وری، تمرکز صنعتی، پیشرفت فنی، مدیریت کار و تولید و عنصر کیفیت کالاها و خدمات تولیدشده را بر صادرات مطرح می‌کنند و هر دو گروه متغیرهای قیمتی (نظیر نرخ ارز و شاخص قیمت کالاهای

1. Takiii
2. Krugman & Obstfeld
3. Feenstra & Taylor

صادراتی) و غیرقیمتی (نظیر بهره‌وری) را با هم مورد توجه قرار می‌دهند. متغیرهای غیر قیمتی صادرات در این مدل شامل بهره‌وری نیروی کار، تمرکز صنعتی و واردات کالاهای واسطه‌ای می‌باشد.

در این پژوهش با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی روش داده‌های تابلویی پویا، تأثیر واردات کالاهای واسطه بر صادرات صنعتی در کنار سایر متغیرها برای اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ بررسی خواهد شد و از داده‌های کدهای دورقمی ویرایش چهارم ISIC بخش صنعت ایران استفاده می‌شود. در معادله (۱) اندیس j وt به‌ترتیب اشاره به صنعت و زمان دارد. متغیر وابسته در این مدل صادرات صنعتی ایران به تفکیک کدهای دو رقمی ویرایش چهارم ISIC می‌باشد که با یک وقفه به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله آورده می‌شود و به‌این‌ترتیب امکان برآورد مدل با استفاده از روش GMM را فراهم می‌کند. با هدف محاسبه کشش صادرات نسبت به متغیرهای مختلف، الگوی مورد استفاده در این پژوهش به فرم لگاریتمی و به‌صورت رابطه (۲) تبیین شده است.

$$LnEX_{j.t} = \alpha_0 + \beta_1 LnEX_{j.t-1} + \beta_2 LnRER_{j.t} + \beta_3 LnPRL_{j.t} + \beta_4 LnCON_{j.t} + \beta_5 LnIGIM_{j.t} \quad (۲)$$

در معادله (۲) $EX_{j.t}$ مقدار عرضه صادرات صنعتی ایران است. $RER_{j.t}$ نرخ ارز حقیقی به تفکیک هریک از صنایع، $PRL_{j.t}$ بهره‌وری نیروی کار در هر صنعت، $CON_{j.t}$ شاخص تمرکز صنعتی و $IGIM_{j.t}$ میزان واردات کالاهای واسطه‌ای به تفکیک صنایع می‌باشد.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از پایگاه آماری مرکز آمار ایران مربوط به کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر برای ۲۳ صنعت مختلف می‌باشد، به این صورت که از آمارهای مربوط به کدهای دو رقمی ویرایش چهارم ISIC برای محاسبه استفاده شده است.

برای متغیر عرضه صادرات صنعتی از داده‌های ارزش صادرات صنعتی (میلیون ریال) استفاده شده که با شاخص قیمت تولیدکننده به تفکیک صنایع برحسب سال پایه ۲۰۱۵ حقیقی شده است.

نرخ ارز حقیقی به تفکیک هر صنعت بر اساس معادله (۳) محاسبه شده است. برای محاسبه این متغیر از داده‌های مربوط به نرخ ارز رسمی (برابری دلار)، شاخص قیمت تولیدکننده به‌تفکیک صنایع ایران و شاخص قیمت تعدیل‌کننده ارزش‌افزوده به تفکیک صنایع امریکا بر مبنای سال پایه ۲۰۱۵ استفاده شده‌است.

$$RER_{j.t} = E_t \frac{P^f_{j.t}}{p^h_{j.t}} \quad (۳)$$

متغیر بهره‌وری نیروی کار صنعت به‌صورت ارزش فروش صنعت به قیمت ثابت (میلیون ریال) به‌ازای هر شاغل محاسبه شده است که در کنار شاخص تمرکز صنعتی از عوامل مهم

اثرگذار بر صادرات صنعتی می‌باشد. برای متغیر تمرکز صنعتی از شاخص هرفیندال هیرشمن بر حسب نیروی کار بر اساس معادله (۴) استفاده شده‌است. در این شاخص، برای نماد X از آمار کل شاغلین صنعت (کدهای دو رقمی) و برای X_i از آمار تعداد شاغلین صنعت در سطح کدهای چهار رقمی صنعت استفاده شده است. $\frac{X_i}{X}$ بیانگر سهم شاغلان صنایع در سطح کدهای دو رقمی می‌باشد و این شاخص از میانگین وزنی سهم بازاری صنایع کد دو رقمی برحسب اشتغال که وزن آن سهم از اشتغال می‌باشد، به دست می‌آید. پس از محاسبه مجذور کسر به دست آمده، اقدام به جمع سازی کسر شده است، تا شاخص تمرکز صنعت برای کدهای دورقمی محاسبه شود.

$$H = \sum \left(\frac{X_i}{X}\right)^2 \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، مقادیر کمتر از ۱۰۰ بیانگر آن است که بازار به ساختار رقابتی نزدیک‌تر می‌باشد. بین ۱۰۰ تا ۱۰۰۰ تمرکز متوسط و ساختار انحصار چند جانبه است و مقادیر بزرگ‌تر از ۱۸۰۰ انحصارهای چندجانبه سخت و انحصار کامل را نشان می‌دهد.

برای داده‌های متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای نیز از داده‌های ارزش مواد خام و اولیه، لوازم بسته‌بندی، ابزار و وسایل کار کم‌دوام خارجی به تفکیک صنایع برحسب میلیون ریال استفاده شده است که با شاخص قیمت تولیدکننده به تفکیک صنایع برحسب سال پایه ۲۰۱۵ حقیقی شده‌است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در حالت کلی می‌توان داده‌هایی را که برای تحلیل‌های تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند به سه گروه داده‌های سری زمانی، داده‌های مقطعی و داده‌های تابلویی دسته‌بندی کرد. با توجه به استفاده از داده‌های سطح بنگاه طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸، در این پژوهش از رویکرد داده‌های تابلویی استفاده شده است، چرا که امکان بررسی ابعاد زمانی و مکانی به‌صورت همزمان در داده‌های تابلویی وجود دارد. داده‌های تابلویی، مجموعه‌ای از داده‌ها است که شامل چند مقطع و یک دوره زمانی می‌باشد. درصورتی‌که مدل رگرسیون مورد تحلیل دربرگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی باشد، در آن صورت مدل را مدل خود رگرسیونی یا مدل پویا می‌نامند. در حقیقت این مدل‌ها بیانگر رگرسیون متغیر وابسته بر حسب خودش با وقفه زمانی معین می‌باشد. روش پانل دیتای پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد (N>T) (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰). از سوی دیگر بسیاری از روابط اقتصادی ماهیت پویا دارند و یکی از مزیت‌های پانل دیتا این است که به محقق اجازه می‌دهد پویایی‌های این تعدیل را بهتر درک کند. مدل‌های پانل پویا در حالت کلی به‌صورت ذیل بیان می‌شود:

$$y_{i.t} = \alpha y_{i.t-1} + x'_{i.t}\beta + \eta_i + \nu_{i.t} \quad (۵)$$

$$y_{i.t} = \alpha y_{i.t-1} + x'_{i.t}\beta + \eta_i + \nu_{i.t} \quad (۶)$$

i نمایانگر مقطع و t نشان‌دهندهی بعد دادهها می‌باشد. $x'_{i.t}$ بردار متغیرهای توضیحی بوده و $y_{i.t-1}$، متغیر وابسته با وقفه می‌باشد که به‌عنوان متغیر توضیحی عمل می‌کند. در این فرمول اجزای جمله اخلال ($\nu_{i.t}.\eta_i$) دارای توزیع مستقل نرمال می‌باشند (همان).

برای تخمین مدل‌های پانل پویا می‌توان از تخمین زننده‌های آندرسون–هشیائو[1] (۱۹۸۱)، آرلانو و باند (۱۹۹۱)[2]، آرلانو و باور[3] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[4] (۱۹۹۸) بهره برد. مدل پیشنهادی آندرسون–هشیائو، مدل 2SLS[5] و مدل پیشنهادی آرلانو و باند و بلوندل و باند، مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[6] می‌باشد. در مدلهایی که متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در سمت راست معادله ظاهر می‌شود، خودهمبستگی متغیر وابسته با وقفه و جزء خطا سبب تورش دار و ناسازگار بودن تخمین زننده حداقل مربعات معمولی می‌شود، بنابراین آرلانو و باند روش گشتاور تعمیم یافته را برای تخمین دادههای تابلویی پویا پیشنهاد می‌کنند. در این روش برای برطرف کردن خودهمبستگی متغیر با وقفه و سایر متغیرهای توضیحی، از ماتریس ابزارها استفاده می‌شود. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر موردنظر همبستگی بالایی داشته و با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسبی برای کنترل درون‌زایی استفاده شود. روش GMM می‌تواند پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کند و در همه دادههای سری‌های زمانی، مقطعی و پانل قابل استفاده باشد. همچنین می‌تواند با استفاده از متغیرهای وابسته وقفه دار، سبب از بین رفتن هم‌خطی در مدل شود. مزیت اصلی این روش این است که تمام متغیرهای رگرسیون که با اجزای اخلال همبستگی ندارند (از جمله مقادیر با وقفه وابسته و متغیرهای توضیحی)، میتوانند به‌طور بالقوه متغیر ابزاری باشند (منجذب و نصرتی، ۱۳۹۷). در این روش معتبر بودن ماتریس ابزارها با استفاده از آزمون سارگان[7] مورد بررسی قرار می‌گیرد.

1. Anderson & Hsiao
2. Arrelano & Bond
3. Arrelano & Bover
4. Blundell & Bond
5. Two-stage Least squares
6. Generalized method of moments
7. Sargan Test

با توجه به توضیحات داده شده در این پژوهش، به‌منظور برآورد مدل (۳) چون متغیر وابسته به‌صورت تأخیری به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده و در نتیجه مدل به‌صورت پویا می‌باشد و نظر به اینکه داده‌ها به‌صورت مقطعی و زمانی تعریف شده‌اند، از روش تخمین GMM و نوع آرلانو باند[1] استفاده شده است.

۴- یافته‌های پژوهش

در برآورد داده‌های سری زمانی و تابلویی، پیش از برآورد مدل با هدف جلوگیری از رگرسیون کاذب در تخمین‌ها لازم است با استفاده از آزمون ریشه واحد وجود یا عدم وجود ریشه واحد یا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا پسران (۲۰۱۲)، عکس‌العمل مناسب متغیرها برای جلوگیری از رگرسیون ساختگی را به اندازه نسبی NوT نسبت داده و بیان کرده است که در مدل‌های پنل ناهمگن با N بزرگ (N>۳۰) و T<۱۵ بررسی درجه هم‌انباشتگی و انجام آزمون مانایی متغیرها لازم نیست و می‌توان بدون بررسی مانایی نسبت به برآورد مدل اقدام نمود. از آنجایی‌که در مطالعه حاضر تعداد مقاطع N=۲۳ و بازه زمانی ۸ ساله از T=۱۵ کمتر است، می‌توان بدون بررسی ایستایی و هم انباشتگی به برآورد نهایی مدل پرداخت.

با توجه به تابع صادرات صنعتی ایران و متغیرهای تأثیرگذار بر آن، مدل معرفی شده در رابطه (۳) در قالب داده‌های تابلویی پویا و با استفاده از روش گشتاورها تعمیم یافته (GMM) و نرم‌افزار ایویوز برآورد شده و نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتایج تخمین اثر واردات کالای واسطه‌ای بر صادرات صنایع ایران

نام متغیر	ضریب تخمین	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
$LnEX_{j.t-1}$	۰/۰۷۶	۰/۰۲۹	۲/۶	۰/۰۰۹
$LnRER_{j.t}$	-۰/۲۸	۰/۰۹۴	-۲/۹	۰/۰۰۳
$LnPRL_{j.t}$	۰/۲۶	۰/۰۳۴	۷/۶	۰/۰۰۰
$LnCON_{j.t}$	۰/۳۸	۰/۰۸۸	۵/۸	۰/۰۰۰
$LnIGIM_{j.t}$	۰/۲۰	۰/۰۶۶	۲/۲۷	۰/۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه پس از برآورد مدل لازم است به‌منظور تأیید درستی نتایج، آزمون‌های لازم بررسی شود. همان‌طور که بیان شد، با توجه به روش برآورد GMM، شرایط گشتاوری زمانی معتبر هستند که هیچ همبستگی سریالی در جملات اخلال وجود نداشته باشد که با توجه به روش

1. Arellano & Bond

آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند، باید ضریب رگرسیون مرتبه اول AR(1) معنادار و ضریب رگرسیون مرتبه دوم AR(2) معنادار نباشد.

جدول ۲. آزمون‌های لازم در تأیید نتایج حاصل از برآورد مدل

آزمون خودهمبستگی آرلانو - باند				آزمون سارگان	
مرتبه اول AR(1)		مرتبه دوم AR(2)			
آماره t	احتمال	آماره t	احتمال	J-statistic	احتمال
۲/۹	۰/۰۰۳	۰/۵۲	۰/۶۰	۹۴/۸۹	۰/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج به دست آمده در جدول (۲)، ضریب رگرسیون AR(1) در سطح یک درصد با احتمال ۰/۰۰۳ معنادار است و ضریب رگرسیونی AR(2) با احتمال ۰/۶۰ مطابق با انتظارات و مؤید پذیرش فرضیه صفر می‌باشد، لذا آزمون آرلانو و باند برای بررسی درجه خودهمبستگی جملات اختلال با توجه به آماره‌های M1 و M2 نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی عدم خودهمبستگی مرتبه اول رد شده، اما عدم خودهمبستگی مرتبه دوم رد نمی‌شود، بنابراین عدم وجود خودهمبستگی جملات پسماند در مدل مورد تأیید است. بر این اساس در این مدل تورش تصریح وجود ندارد. همچنین مطابق جدول (۲)، بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها با استفاده از آزمون سارگان و مقدار احتمال این آماره بیانگر آن است که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین ابزارهای مورد استفاده برای تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردارند.

همان‌طور که در جدول (۱) گزارش شده است، نتایج برآورد تجربی مدل نشان می‌دهد متغیر وقفه صادرات اثر مثبت و معناداری بر صادرات صنعتی ایران دارد. به بیان دیگر افزایش یک درصدی در صادرات دوره قبل، ۰/۰۷۶ درصد صادرات را افزایش می‌دهد. بر پایه ادبیات نظری، صادرات صنعتی با ایجاد منافعی نظیر صرفه‌های ناشی از مقیاس، تنوع درآمد، شناخته شدن محصول در بازار جهانی، کاهش هزینه‌های بازاریابی و کاهش هزینه‌های قراردادهای تجاری و همچنین انعقاد قراردادهای تجاری میان‌مدت منجر به بهبود عملکرد صادرات در دوره‌های آتی خواهد شد. افزون بر این، در یک صنعت به‌طور معمول بنگاه‌ها از یکدیگر تقلید می‌کنند و لذا بنگاه‌های صادراتی یک صنعت خاص میتوانند برای تبدیل شدن سایر بنگاه‌های صنعت به یک صادرکننده، جذابیت ایجاد کنند. دومین متغیر مورد بررسی نرخ ارز حقیقی می‌باشد که اثر آن بر صادرات صنعتی ایران معنادار و منفی است. مطابق با مبانی نظری، نرخ ارز حقیقی اثر مثبتی بر صادرات کشورها و بهبود تراز تجاری آنها دارد. با افزایش نرخ ارز حقیقی نسبت

قیمت کالاهای خارجی به کالاهای داخلی افزایش می‌یابد و مصرف‌کنندگان شامل مصرف‌کنندگان داخلی و خارجی به‌جایگزینی مصرف کالاهای خارجی به داخلی روی می‌ورند که منجر به افزایش صادرات خواهد شد. اگرچه افزایش نرخ ارز به‌طور مستقیم موجب افزایش صادرات می‌شود، در عین حال ادبیات نظری به اثرات غیر مستقیم حاصل از افزایش نرخ ارز حقیقی نیز اشاره می‌کنند. اگر افزایش نرخ ارز حقیقی منجر به افزایش تورم و کاهش تولید شود، در این صورت صادرات کاهش خواهد یافت (صمصامی، ۱۳۸۹). نتایج تخمین در این مدل نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز حقیقی در کل اثر معکوسی بر صادرات صنعتی ایران داشته است، به این معنا که در مجموع برآیند اثرات مستقیم و غیرمستقیم نرخ ارز حقیقی بر صادرات صنعتی ایران منفی شده است. در اقتصادهایی همچون اقتصاد ایران به دلیل وابستگی تولید و صادرات به کالای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مواد اولیه وارداتی با کشش قیمتی پایین و بالابودن سهم هزینه اقلام وارداتی به کل هزینه تمام شده، افزایش نرخ ارز از کانال افزایش هزینه‌های تولید منجر به بی‌ثباتی در تولید و کاهش آن می‌شود و در عمل ارتقای صنعت و صادرات صنعتی را با اخلال مواجه می‌کند (گلیفاسون و اشمید[1]، ۱۹۸۳، بوید[2]، ۱۹۹۶ و کروگمن و تیلور[3]، ۱۹۸۷).

ضریب متغیر بهره‌وری نیروی کار نیز مثبت و معنادار است که منطبق با مبانی نظری می‌باشد. با افزایش یک درصدی در بهره‌وری نیروی کار صنایع ایران، صادرات صنعتی به میزان ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد. افزایش بهره‌وری نیروی کار در صنعت از پایه‌ای‌ترین ادبیات کلاسیک تجارت بین‌الملل (ریکاردو) در ایجاد مزیت نسبی است که توان صنعت را برای رقابت در بازار خارجی افزایش داده و منجر به کاهش قیمت نسبی کالا می‌شود. صنایعی که از بهره‌وری بالاتر نیروی کار برخوردار هستند، هزینه نهایی پایین‌تری خواهند داشت که این امر ضمن ایجاد رقابت‌پذیری قیمتی، صنعت را قادر به تحمل هزینه‌های ورود به بازار خارجی می‌کند (گانر[4]، ۲۰۱۰، ریز و فورت[5]، ۲۰۱۶).

ضریب برآوردی شاخص تمرکز در مدل برآورد شده مثبت و معنادار می‌باشد، به‌طوری‌که افزایش یک درصد در شاخص تمرکز صنایع ایران، منجر به افزایش ۰/۳۸ درصدی در صادرات صنعتی ایران می‌شود. تمرکز، شاخصی است که به کمک آن می‌توان در مورد چگونگی توزیع بازار بین بنگاه‌های فعال در بازار (صنعت) قضاوت کرد. در مورد اثرگذاری این شاخص بر عملکرد صادرات، دیدگاه‌های متضادی وجود دارد. از یک سو عنوان می‌شود هر چه اندازه تمرکز بیشتر

1. Gylfason & Schmid.
2. Boyd
3. Krugman & Taylor
4. Guner
5. Reis & Forte

باشد، یعنی بازار در دست تعداد محدودی بنگاه متمرکز باشد، بر عملکرد صادرات تأثیر مثبت می‌گذارد، زیرا بنگاه‌های مسلط[۱] منابع ضروری را نگه‌داری می‌کنند تا در سطح بین‌المللی رقابت کنند (گانر، ۲۰۱۰). در مقابل تمرکز پایین در صنایع به معنای رقابت بالا در بازار داخلی می‌باشد. این امر بنگاه‌ها را به جستجوی بازارهای جدید سوق می‌دهد. بنگاه‌ها سعی می‌کنند با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته، ابداع و نوآوری با بنگاه‌های دیگر رقابت و بازارهای جدید را شناسایی می‌کنند، بنابراین میزان صادرات بنگاه و در نتیجه شدت صادرات افزایش می‌یابد (ریز و فورت، ۲۰۱۶). آیر[۲] (۲۰۱۰) نیز به نقل از زنگ و کلافتی[۳] (۲۰۰۸) بیان می‌کند تمرکز صنعتی بالاتر (رقابت پایین‌تر) منجر به دستیابی بنگاه‌ها به صرفه‌های مقیاس می‌شود. به دلیل اینکه تعداد بنگاههای کمتری سهم بیشتری از تولید را در اختیار دارند و لذا بنگاه‌های موجود از صرفه‌های مقیاس برخوردار می‌شوند، بنابراین، بنگاه‌ها به دلیل دستیابی به مزایای ناشی از کاهش هزینه در مقیاس تولید انبوه، می‌توانند از مزیت رقابتی در بازار بین‌المللی برخوردار شوند که در مورد اقتصاد ایران با توجه به نتایج برآوردی این دیدگاه تأیید می‌شود.

در نهایت متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای بر صادرات صنعتی ایران مثبت و معنادار می‌باشد، به‌طوری‌که با یک درصد افزایش در واردات کالاهای واسطه‌ای، ۰/۲۰ درصد صادرات صنعتی افزایش می‌یابد. همان‌طور که در بخش‌های قبلی به تفصیل تبیین شد، متغیر مورد توجه در این پژوهش واردات کالاهای واسطه‌ای می‌باشد که بر اساس نتایج برآورد حاصل از این پژوهش اثر آن بر صادرات صنعتی مثبت و منطبق بر ادبیات نظری است. لذا می‌توان بیان کرد، کالاهای واسطه‌ای وارداتی که دانش و تحقیق و توسعه خارجی در آنها نهفته است، با انتشار دانش و فنآوری، منجر به افزایش بهره‌وری و بهبود فنآوری در صنایع صادراتی ایران می‌شوند. واردات مقرون به‌صرفه کالاهای واسطه‌ای به صنایع صادراتی ایران کمک می‌کند تا در مقایسه با سایر صنایع، هزینه تولید خود را کاهش داده و منابع کیفی را برای ورود به بازار صادرات اختصاص و صادرات خود افزایش دهند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

ایجاد مزیت در صادرات صنعتی از ضرورت‌های کشورهای در حال توسعه و به‌ویژه ایران می‌باشد. با توجه به نوسانات شدید قیمت نفت و پایان‌پذیر بودن منابع نفتی و رهایی از اقتصاد

---

۱. بنگاهی که بخش اعظم بازار را در اختیار دارد و تهدیدی جدی از جانب سایر اعضای بازار حس نمی‌کند و رقیب نزدیکی برای آن وجود ندارد.

2. Iyer
3. Zang & Cloughety

تک‌محصولی، لازم است صادرات صنعتی ایران مورد بررسی قرار گیرد که می‌تواند در تدوین استراتژی توسعه صنعتی کشور مفید واقع شود. با وجود مطالعات اندک انجام شده در این حوزه، هیچ یک از مطالعات قادر به پاسخ به این سؤال نبوده‌اند که آیا واردات کالاهای واسطه‌ای می‌تواند محرک توسعه صنعتی و به‌طور خاص تحریک‌کننده صادرات صنعتی ایران باشد؟ به عبارتی در هیچ مطالعه بررسی نشده که آیا به نفع اقتصاد ایران است که سیاست‌گذاری‌های بازرگانی و تجاری خود را در جهت افزایش و تسهیل واردات واسطه‌ای و مشارکت بیشتر در زنجیره ارزش جهانی پیش برد یا در مقابل با هدف کاهش اثرپذیری از نوسانات اقتصاد جهانی و کاهش وابستگی، اتکای به منابع طبیعی و عوامل تولید داخلی را مدنظر قرار دهد، درحالی‌که در برخی پژوهش‌های انجام شده در این حوزه (رضائی، ۱۳۹۹ و ابراهیمی فر، ۱۳۹۹) تأکید می‌شود کمتر بودن محتوای وارداتی صادرات (به معنای کمتر بودن سهم نهاده وارداتی از صادرات) و در مقابل اتکای بیشتر به منابع داخلی در صادرات به نفع اقتصاد ایران می‌باشد، لیکن از نظر نویسندگان مقاله حاضر این دیدگاه به‌طور حتم درست نمی‌باشد، زیرا بر سیاست‌های نگاه به داخل و جایگزینی واردات متمرکز است. همراستا با ضرورت پیوستن ایران به اقتصاد جهانی و توجه به توسعه صادرات صنعتی، چنانچه واردات واسطه‌ای منجر به تحریک صادرات شود، ضرورت دارد در سیاست‌های توسعه صنعتی و تجاری ایران نگاه واقع بینانه‌تری به آن صورت پذیرد. در این زمینه پژوهش حاضر این فرض را مطرح کرده است که واردات نهاده‌های واسطه‌ای از طریق گسترش نهاده‌های در دسترس برای تولید کالای نهایی، کاهش هزینه تولید نهایی و ایجاد کیفیت بالاتر و فناوری تجسم یافته در تولید، تأثیر مثبتی بر صادرات محصولات صنایع کارخانه‌ای ایران خواهد داشت. بدین ترتیب با استفاده از یک الگوی اقتصادسنجی اثر واردات کالاهای واسطه‌ای به همراه سایر عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کدهای دورقمی ویرایش چهارم ISIC برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفته است. مدل مورد استفاده در این تحقیق، مدل داده‌های تابلویی پویا می‌باشد که با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شده است.

یافته‌های تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که واردات کالاهای واسطه‌ای تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات صنایع کارخانه‌ای ایران دارد، به‌طوری‌که با یک درصد افزایش در واردات کالاهای واسطه‌ای، ۰/۲۰ درصد صادرات صنعتی افزایش می‌یابد. می‌توان بیان کرد واردات مقرون به‌صرفه کالاهای واسطه‌ای به صنعت کمک می‌کند تا هزینه تولید خود را، کاهش و با ایجاد مزیت رقابتی صادرات خود را افزایش دهد. در این پژوهش بالاترین ضریب اثرگذاری مربوط به شاخص تمرکز صنعت می‌باشد که اثر مثبت و معناداری بر صادرات صنایع کارخانه‌ای ایران نشان می‌دهد. تمرکز صنعتی بالاتر منجر به دستیابی بنگاه‌ها به صرفه‌های مقیاس می‌شود.

چون تعداد بنگاه‌های کمتری سهم بیشتری از تولید را در اختیار دارند، لذا به دلیل دستیابی به سهم بیشتر بازار، بنگاه‌های موجود از صرفه‌های مقیاس برخوردار می‌شوند، بنابراین، بنگاه‌ها به‌دلیل دستیابی به مزایای ناشی از کاهش هزینه در مقیاس تولید انبوه، می‌توانند از مزیت رقابتی در بازار بین‌المللی برخوردار شوند. در این پژوهش بهره‌وری نیروی کار نیز اثر مثبت و معناداری بر صادرات صنعتی کشور دارد که منطبق با مبانی نظری می‌باشد. صنایعی که از بهره‌وری بالاتر نیروی کار برخوردار هستند، هزینه نهایی پایین‌تری خواهند داشت که این امر ضمن ایجاد رقابت‌پذیری قیمتی، صنعت را قادر به تحمل هزینه‌های ورود به بازار خارجی می‌کند.

با استناد به یافته‌های پژوهش حاضر، توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

– در اتخاذ استراتژی‌های تجاری و بازرگانی، با هدف کاهش هزینه واردات، باید توجه ویژه‌ای به آزادسازی تجاری و کاهش تعرفه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی بر کشور شود، زیرا این امر به اقتصادهای درحال توسعه‌ای مانند ایران امکان دسترسی به نهاده‌های ارزان‌تر و متنوع‌تر عرضه شده در بازار جهانی را می‌دهد و می‌تواند بنگاه‌ها را در عرصه صنعتی، رقابتی‌تر و موفق‌تر کرده و حضور در بازار جهانی بنگاه‌های صنعتی ایران را تسهیل کند.

– در برنامه توسعه صنعتی و سیاست‌های بازرگانی به تنوع مبادی ورود کالاهای واسطه‌ای توجه شود. در حال حاضر مبادی وارداتی کشور به‌طور عمده از دو کشور چین و امارات می‌باشد، درحالی‌که سیاست‌گذاری و تسهیل واردات از کشورهای پیشرفته، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای فناورتر و با کیفیت بالاتر را فراهم می‌کند. این امر به تنوع و پیچیدگی محصولات صادرات صنعتی منطبق با نیازهای جهانی کمک فراوانی خواهد کرد و می‌تواند رشد صادرات غیرنفتی کشور را تسریع بخشد.

– یکی از گام‌های مؤثر در زمینه رشد اقتصاد صنعتی و خروج از اقتصاد تک‌محصولی و کاهش وابستگی به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام، توجه به واردات در تولیدات صادرات‌گرا (تخصص عمودی) در مقابل واردات معطوف به مصرف داخلی می‌باشد و ضرورت دارد سیاست‌های تجاری و بازرگانی کشور نیز همراستا با این هدف تنظیم شود.

منابع

۱. بانوئی، علی اصغر؛ عرب مازار یزدی، علی؛ شرکت، افسانه؛ کیانی راد، آذین و صادقی، نگین (۱۴۰۱). نارسایی‌های جداول داده ستانده متعارف در ایران و راهکار برون رفت در سنجش صادرات و واردات ارزش‌افزوده. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۷(۲)، ۳-۳۶.

۲. پورمند بخشایش، طیبه؛ سلمانی، بهزاد و برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۹۹). بررسی تأثیر سرریز فناوری و سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل بخش نفت و گاز ایران، *رشد فناوری*، ۶۴ (۱۶)، ۸۱ – ۷۲.

۳. تقوی، مهدی؛ خلیلی عراقی، مریم و مهربا نفر، زهرا (۱۳۹۲). تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی بر رشد اقتصادی منطقه منا، *اقتصادی*، ۳ و ۴، ۷۶ – ۶۵.

۴. سازمان توسعه و تجارت، پایگاه اینترنتی سازمان توسعه و تجارت https://tpo.ir

۵. شاهین پور، علی و خوش رفتار، افسانه (۱۳۹۸). بررسی تأثیر صادرات و واردات کالاهای سرمایه‌ای واسطه‌ای بر ارزش‌افزوده در صنایع ایران، *اقتصاد کاربردی*، ۹(۲۸)، ۶۹-۸۲.

۶. صمصامی، حسین و توتونچی ملکی سعید (۱۳۸۹). بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱(۱)، ۲۳-۲۹.

۷. عزیزنژاد، صمد و مهری پرگو، وجیهه (۱۳۸۴). الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و آثار بر واردات کالاهای سرمایه‌ای در اقتصاد ایران، *مجلس و پژوهش*، ۱۲(۴۹ و ۵۰)، ۱۴۳ – ۱۶۲.

۸. فرجادی، غلامعلی و لعلی، محمدرضا (۱۳۷۶). تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۷۳-۱۳۴۰)، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۴(۱)، ۱-۲۸.

۹. کیانی راد، آذین (۱۴۰۱). سنجش ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و نقش آن در اندازه‌گیری رقابت‌پذیری: مطالعه موردی اقتصادهای منابع محور و غیرمنابع محور، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

۱۰. گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمارهای سالیانه ۱۳۹۵-۱۳۹۹، پایگاه اینترنتی گمرک جمهوری اسلامی ایران.

۱۱. موسوی آزاد کسمائی، افسانه (۱۴۰۰). بررسی و تحلیل صادرات و واردات و پیش‌بینی آن برای سال ۱۴۰۱، تهران، ایران، *مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری سازمان برنامه و بودجه*.

۱۲. منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا، چاپ اول، مؤسسه کتاب مهربان نشر.

۱۳. ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا، *مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۱۵)، ۱-۲۴.

۱۴. هادیان، ابراهیم، دهقان شبان، زهرا و شجاعیان، محبوبه (۱۳۹۷). بررسی نقش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای بر صادرات غیرنفتی در کشورهای عضو اوپک: رویکرد داده‌های تابلویی فضایی، *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۶ (۲۴)، ۱۷۱-۱۸۹.

15. Acharya, R., & Keller, W. (2009). Technology transfer through imports. *Canadian Journal of Economics,* 42(4), 1411–1448. doi.org/10.1111/j.1540-5982.2009. 01550. x
16. Andersson, M., & Ejermo, O. (2006). Technology and trade: An analysis of technology specialization and export flows. *CESIS-Electronic Working Paper Series, (65).*
17. Azizenjad, S., & Mehri Pargo, V. (2005). Iran's accession to the World Trade Organization and the effects on the import of capital goods in Iran's economy, *Majles and Research*, 12(49 and 50), 143-162. (In Persian).
18. Banouei, A., & etc. (2022). Fallacies of Conventional Import Type Input-Output Table in Iran and Way out in Measuring Value-added in Exports and Imports. *Quartery journal of new economy and trade,* 17(2), 3-36. 10.30465/JNET.2022.41913.1914 (in persian)
19. Boyd, D. (1996). The impact of exchange rate adjustment on output: Jamaica 1960–90. *Applied Economics Letters*, *3*(6), 409-411. doi.org/10.1080/135048596356339
20. Busse, M., & Groizard, J. L. (2008). Foreign direct investment, *regulations and growth. World Economy*, 31(7), 861-886.
21. Bas, M., & Strauss-Kahn, V. (2014). Does importing more inputs raise exports? Firm-level evidence from France. *Review of World Economics*, *150*, 241-275.
22. Benguria, F. (2014). Imported intermediate inputs and export diversification in low-income countries. *University of Virginia*.
23. Chandra, V., & Kolavalli, S. (2006). Technology, adaptation, and exports—How some developing countries got it right? In V. Chandra (Ed.), Technology, adaptation, and exports—How some developing countries got it right, *The World Bank*. (Chapter 1), 1–47.
24. Caselli, F., & Wilson, D. (2004). Importing technology. *Journal of Monetary Economics*, 51(1),1–32. doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.07.004
25. Clougherty, J. A., & Zhang, A. (2009). Domestic rivalry and export performance: Theory and evidence from international airline markets. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, *42*(2), 440-468. doi.org/10.1111/j.1540-5982.2009.01515. x

26. Coe, D.T., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *NBER Working Paper*, No. W4444, (http://ssrn.com/abstract=227321). doi.org/10.1016/0014-2921(94)00100-E
27. Coe, D. T., Helpman, E., & Hoffmaister, A. W. (1997). North-South R&D spillovers. *The Economic Journal*, 107(440), 134–149.
28. Development and Trade Organization, *website of Development and Trade Organization*. https://tpo.ir. (In Persian).
29. Eaton, J., & Kortum, S. (2001). Trade in capital goods. *European Economic Review*, 45 (7), 1195–1235. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00103-3
30. Farjadi, G., A., & Laele, M. R. (1376). The effect of import of capital and intermediate goods on the economic growth of Iran (1340-73), *Iranian Journal of Trade Studies*, 4(1), 28-1. (In Persian).
31. Feenstra, R. C., & Taylor, A.M. (2014). International economics, 3th edition, Worth publishers, NewYork.
32. Guner, B., Lee, J., & Lucius, H. (2010), The Impact of Industry Characteristics on Export Performance: A Three Country Study, *International Journal of Business and Economic Perspectives*, 5(2), 126-141.
33. Grossman, G., & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring. *American Economic Review*, 98(5), 1978-1997. doi: 10.1257/aer.98.5.1978
34. Gylfason, T., & Schmid, M. (1983). Does devaluation cause stagflation? *Canadian Journal of Economics*, 641-654.
35. Herrerias, M. J., & Orts, V. (2011). Imports and growth in China. *Economic Modelling*, 28(6), 2811–2819. doi.org/10.1016/j.econmod.2011.08.025
36. Hadian, E., Dehghanm, Z., & Shojaeeyan, M. (2018). The Role of Intermediate and Capital Goods Imports in Non-Oil Exports in OPEC Countries: Spatial Dynamic Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 6(24), 171-189. (in persian)
37. Hummels, D., Ishii, J., & Yi, K. (1998). The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade. *SSRN Electronic Journal*. doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00093-3
38. Iyer, K. (2010). The Determinants of Firm-level Export Intensity in New Zealand Agriculture and Forestry, *Economic Analysis & Policy*, 40 (1), 75-84. doi.org/10.1016/S0313-5926(10)50005-5
39. Jones, R., & Kierzkowski, H. (1986). Neighborhood Production Structures, with an Application to the Theory of International Trade. *Oxford Economic Papers*, 38(1), 59-76. doi: 10.1093/oxfordjournals.oep.a041732

40. Johnson, R., & Noguera, G. (2012). Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added. *Journal of International Economics*, *86*(2), 224-236. doi: 10.1016/j.jinteco.2011.10.003
41. Keller, W. (2004). International technology diffusion. *Journal of Economic Literature*, 42(3), 752–782. Doi: 10.1257/0022051042177685
42. Kiani Rad, A. (2022). *Measuring domestic added value in gross exports and its role in measuring competitiveness: a case study of resource-based and non-resource-based economies*, Master's thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University. (In Persian).
43. Kumar, M. (2018). An Analytical Framework for Studying the Determinants of Vertical Specialization in Asian Countries. *Academy of Asian Business Review*, 4(1), 49-79. doi: 10.26816/aabr.4.1.201806.49
44. Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2009). "International economics: Theory and Policy", 8th edition, Pearson Addison Wesley, Boston.
45. Krugman, P., & Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of international economics*, 8(3), 445-456. doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7
46. Kowalski, P., Lopez-Gonzalez, J., Ragoussis, A. and Ugarte, C. (2015). Participation of developing countries in global value chains: Implications for trade and trade-related policies, *OECD Trade Policy Papers* No. 179, OECD Publishing, Paris. doi.org/10.1787/18166873
47. Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2009). International economics: Theory and Policy, 8th edition, Pearso Addison Wesley, Boston.
48. Los, B. (2017). Handbook of Input-Output Analysis. In T. T. Raa (Ed.), *Input–Output analysis of international trade* (pp. 277-328). Edward Elgar Publishing
49. Lopez Gonzalez, J. (2016). Using foreign factors to enhance domestic export performance: A focus on Southeast Asia, *OECD Trade Policy Papers* No. 191, OECD Publishing, Paris. doi.org/10.1787/5jlpq82v1jxw-en
50. Monjazeb, M, & Nosrati, R. (2018). *Advanced Econometric Models with Eviews and Stata*, first edition, Mehraban Publishing House. (In Persian).
51. Mousavi Azad Kasmai, A. (2021), *review and analysis of export and import and its forecast for the year 2022*, Tehran, Iran, Development and Foresight Research Center of Program and Budget Organization. January 2021. (In Persian).
52. Ndubuisi, G., Mensah, E., & Owusu, S. (2020). Export Variety and Imported Intermediate Inputs: Industry-Level Evidence from Africa.
53. Nadiri, M. and Mohammadi, T. (2011). Estimating an Institutional Structure in Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data

Method. *Quarterly journal of Economic Modelind*, 5(15),1-24. (in persian)
54. Okafor, L., Bhattacharya, M., & Bloch, H. (2016). Imported intermediates, absorptive capacity, and productivity: Evidence from Ghanaian manufacturing firms. *The World Economy*, 40(2),369-392. doi.org/10.1111/twec.12467
55. Pesaran, M. H. (2012). On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, *116*(3), 545-546. doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.049
56. Pourmandbakhshayesh, T, Salmani, B. & bargioskooi, M. (2020). Effects of Technology Spillover and Internal Research & Development (R&D) on Growth of Total Factor Productivity (TFP) in Iran's Oil and Gas Sector, *Journal of science and technology park and incubators*, 64(16), 72-81. (in Persian)
57. Reis, J., & Forte, R. (2016). The Impact of Industry Characteristic on Firms' Export Intensity, *International Area Studies Review*, Vol. 19(3), 266– 281. doi.org/10.1177/223386591664
58. Samsami, H., & Totonchi Maleki, S. (2010). The Effect of the Analysis of Crude Oil Price and Petroleum Products Price Tax on the Market Price and Demand Volume of OECD Country. *Journalof Economics and Modelling*, 1(1), 1-21. (in persian)
59. Sanyal, K., & Jones, R. W. (1982). The Theory of Trade in Middle Products. *The American Economic Review*, 72(1), 16-3.
60. Shahinpour, A., & Khoshraftar, A. (2018). Investigating the effect of export and import of intermediate capital goods on added value in Iranian industries, *Applied Economics*, 9(28), 69-82. (In Persian)
61. Takii, S. (2019). Imported Intermediate Inputs and Plants' Export Dynamics Evidence from Indonesian Plant-product-level Data.
62. Taghavi, M, Khalili Iraqi, M., & Mehrabanfar, Z. (2013). The effect of importing capital, intermediate and consumer goods on the economic growth of Mena region. *Economic Journal (bimonthly review of economic issues and policies)*, 13 (3 and 4): 65-76. (In Persian).
63. The Islamic Republic of Iran Customs adminstration, *annual statistics of 2016-2020*, customs website of the Islamic Republic of Iran. (In Persian).
64. Zanello, G., Fu, X., Mohnen, P., & Ventresca, M. (2016). The creation and diffusion of innovation in developing countries: A systematic literature review. *Journal of Economic Surveys*, 30(5), 884–912. doi.org/10.1111/joes.12126
65. Zhang, X., & Zou, H. F. (1995). Foreign technology imports and economic growth in developing countries (Vol. 1412). *World Bank Publications.* https://unctadstat.unctad.org/datacentre/

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

شبیه‌سازی راهکارهای بهبود پرداخت‌های مالیاتی و کاهش رفتار فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های عامل محور

مائده محمدی[۱]، ساسان قاراخانی[۲]✉، مجید صامتی[۳]، هادی امیری[۴]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده امور اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران m.mohamadi97@ase.ui.ac.ir
۲. گروه اقتصاد، دانشکده امور اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران s.gharakhani@ase.ui.ac.ir
۳. گروه اقتصاد، دانشکده امور اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران majidsameti@ase.ui.ac.ir
۴. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، h.amiri@ase.ui.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۰۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۹/۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۱۴
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

کلیدواژه‌ها:
تدارک کالای عمومی، فرارمالیاتی، کارایی تخصیصی، کارایی توزیعی، مدل‌سازی عامل محور

طبقه‌بندی JEL:
C63, H26, H41, L78

چکیده

ماهیت پنهانی‌بودن پدیده فرار مالیاتی سبب شده است تا محققان و کارشناسان در مسیر مطالعه آن با چالش همیشگی طراحی و اجرایی کردن سیاست‌ها و مشوق‌های کاهش رفتار فرار مالیاتی روبه‌رو باشند. یکی از ابزارهای قدرتمند در زمینه شبیه سازی رفتاری پدیده فرارمالیاتی، مدل‌های عامل محور است. مدل‌های عامل محور با ایجاد یک محیط آزمایشگاهی مجازی، این امکان را برای محققان فراهم می‌آورند که تأثیر سیاست‌های مختلف را بر رفتار مؤدیان مالیاتی مورد بررسی قرار دهند. در این پژوهش با استفاده از یک مدل عامل محور، رفتار مؤدیان مالیاتی براساس درجه ریسک‌پذیری آنها مدل‌سازی شده است؛ به‌گونه‌ای که درجه ریسک‌پذیری افراد در زمینه انجام فرار مالیاتی تحت تأثیر سه مؤلفه بستر اجتماعی، وضعیت نظام حسابرسی-جریمه و میزان بهره‌مندی از کالای عمومی قرار داشته است. نتایج حاصل از این پژوهش بر اهمیت توجه به عوامل اجتماعی (جمعیتی)، سیاستی و کارایی دولت ها در جهت کاهش رفتار فرار مالیاتی و افزایش میزان مجموع مالیات پرداختی تأکید دارد و خروجی‌های شبیه‌سازی نشان‌دهنده این مطلب است که از میان دو ترکیب سیاستی حسابرسی-جریمه، حسابرسی بالا و جریمه کم سیاست مناسب تری نسبت به‌حسابرسی پایین و جریمه زیاد می‌باشد و سبب می‌شود که از نظر آماری، تعداد فرارکنندگان مالیاتی در جامعه، کاهش و میزان مجموع مالیات پرداختی افزایش یابد. همچنین مشخص شده است که دولت برای کاهش رفتار فرار مالیاتی بایستی به کارایی توزیعی و به‌منظور افزایش مجموع مالیات پرداختی، به کارایی تخصیصی توجه بیشتری کند.

محمدی، مائده؛ قاراخانی، ساسان؛ صامتی، مجید و امیری، هادی (۱۴۰۲). شبیه‌سازی راهکارهای بهبود پرداخت‌های مالیاتی و کاهش رفتار فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های عامل محور. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸ (۴)، ۶۶۱-۶۹۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/JTE.2023.358166.1008818

۱- مقدمه

پدیده فرار مالیاتی یک معضل اقتصادی-اجتماعی است که هم از منظر دولت و هم از منظر افراد جامعه مورد توجه می‌باشد؛ زیرا از یکسو تأمین مالی دولت‌ها را دچار مشکل می‌کند و از سوی دیگر نقش مهمی در به زیستی جوامع دارد و سبب افزایش مشکل مشهور سواری مجانی می‌شود (کیورز-رومرو[1] و همکاران، ۲۰۲۱؛ مطلبی و همکاران، ۱۳۹۷). یک شهروندخودخواه، بدون مشارکت در تأمین هزینه کالای عمومی، از آن استفاده می‌کند و این امر با عدالت اجتماعی در تناقض است. فرار مالیاتی سبب ناکارآمدی و تخصیص بد مخارج دولت برای بهداشت، آموزش، امنیت اجتماعی و ... می‌شود (دل آنو[2]، ۲۰۲۲؛ کرچلر[3]، ۲۰۰۷ و اسلمرود[4]، ۲۰۰۷). ازآنجایی‌که فرارمالیاتی، اقتصاد را به دو بخش رسمی و غیررسمی تقسیم‌بندی می‌کند، لذا مطالعه آن می‌تواند در هنگام تدوین سیاست‌های ساختاری و ضد چرخه‌ای، با اهمیت باشد (کیورز و همکاران، ۲۰۲۱ و هاشم‌زاده[5] و همکاران، ۲۰۱۴). مطالعات زیادی برای تشریح فرار مالیاتی وجود دارد که به‌صورت نظری و تجربی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته‌اند. براین‌اساس مطالعات مربوط به مدل‌سازی فرار مالیاتی را می‌توان در دو دیدگاه نئوکلاسیکی و اقتصاد رفتاری دسته‌بندی کرد (دی‌مارو[6] و همکاران، ۲۰۱۹؛ ایزدی، صامتی و اکبری، ۱۳۹۸).

مراحل اولیه مدل‌سازی فرار مالیاتی با رویکرد نئوکلاسیکی در دهه هفتاد میلادی براساس مطالعات آلینگهام و سندمو[7] (۱۹۷۲)، سیرینی واسان[8] (۱۹۷۳) و یتزاکی[9] (۱۹۷۴) انجام شده است که این مدل‌ها برگرفته از مدل بکر[10] (۱۹۶۸) در زمینه اقتصاد جرم هستند و براساس بهینه‌سازی ریاضی مدل‌سازی شده‌اند. در این دیدگاه، متغیرهای تأثیرگذار مدل نرخ مالیات، احتمال حسابرسی و نرخ جریمه هستند و فرار مالیاتی براساس یک خصوصیت فردی، یعنی میزان ریسک‌پذیری افراد مدل‌سازی می‌شود و افراد بدون اینکه تحت تأثیر رفتار دیگران قرار بگیرند، به‌صورت مستقل تصمیم‌گیری می‌کنند (وارنر[11] و همکاران، ۲۰۱۴ و بولومکوئیست[12]،

1. Romero-Quiros
2. Dell'Anno
3. Kirchler
4. Slemrod
5. Hashimzade
6. Di Mauro
7. Allingham & Sandmo
8. Srinivasan
9. Yitzhaklt
10. Becker
11. Warner
12. Bloomquist

۲۰۰۶). ایراداتی که بر این شیوه از مدل‌سازی وارد می‌شود این است که نتایج به دست آمده مطابق با مشاهدات دنیای واقعی نیست. در دنیای واقعی وجود افراد صادق که در هر شرایطی تمکین کامل دارند سبب می‌شود تا میزان فرار مالیاتی کشف شده براساس مدل‌های نئوکلاسیکی بیش از مقدار واقعی برآورد گردد (هوکامپ[۱]، ۲۰۱۸؛ زکلان[۲] و همکاران، ۲۰۰۹). از دیگر نقاط ضعف مدل‌سازی نئوکلاسیکی در زمینه‌ی فرار مالیاتی، عدم توجه به بحث تقلید از دیگر افراد جامعه است؛ در حالی‌که در دنیای واقعی، بخشی از افراد جامعه وجود دارند که با تقلید از سایرین و بدون استدلال فردی، اقدام به فرار مالیاتی می‌کنند (واله[۳]، ۲۰۱۵؛ امیری، ۱۳۹۶).

نتایج حاصل از مطالعات آزمایشگاهی اقتصاد رفتاری بیان می‌کند که برخلاف فروض مدل‌های نئوکلاسیک، افراد، خودخواهانه و عقلایی رفتار نمی‌کنند. در یک جامعه واقعی افراد از نظر رفتاری ناهمگن هستند که تعامل افراد ناهمگن، یک سیستم پیچیده اجتماعی را نتیجه می‌دهد. مدل‌های عامل محور این امکان را فراهم می‌آورند تا بتوان این سیستم‌های پیچیده را مدل‌سازی کرد (قاراخانی، امیری و صفاری، ۱۴۰۱؛ بازارت[۴] و همکاران، ۲۰۱۶).

اگرچه در اقتصاد، مدل‌های از سال ۱۹۹۰ محبوبیت پیدا کرده‌اند، اما در زمینه‌ی مدل‌سازی فرار مالیاتی، مدل‌های عامل محور از سال ۲۰۰۰ به بعد مطرح بوده‌اند (هوکامپ و پیکهارت[۵]، ۲۰۱۰). مدل‌سازی عامل محور فرار مالیاتی در پژوهش‌های پیشین در دو قالب بیان شده‌اند؛ در دسته اول اقتصاددان‌هایی مانند میتونه و پاتلی[۶] (۲۰۰۰)، دیویس[۷] و همکاران (۲۰۰۳)، کوروبو[۸] و همکاران (۲۰۰۷) و بولومکوئیست (۲۰۰۹) به مدل‌سازی اقتصادی نقش متغیرهای سیاستی دولت نظیر نرخ مالیات، نرخ‌حسابرسی و نرخ جریمه بر کاهش میزان فرار مالیاتی پرداخته‌اند.

در دسته دوم که با دیدگاه جدید اکونوفیزیک[۹] که توسط اسکولز[۱۰] (۲۰۰۳) و لیما و زکلان[۱۱] (۲۰۰۸)، زکلان و همکاران (۲۰۰۹)، توسعه یافته است، با بهره‌گیری از یک الگوی فرامغناطیس به نام ایزینگ[۱۲]، سعی شده است تا رفتارهای‌اجتماعی براساس حرکات ذرات در

1. Hokamp
2. Zaklan
3. Vale
4. Bazart
5. Hokamp & Pickhardt
6. Mittone & Patelli
7. Davis
8. Korobow
9. econophysic
10. Schulz
11. Lima & Zacklan
12. Ising

علم فیزیک مدل‌سازی شود. در این مطالعات، دما به‌عنوان اصلی‌ترین مؤلفه مدل ایزینگ، بیانگر شدت مکانیسم حسابرسی و جریمه می‌باشد، به‌گونه‌ای که با افزایش حسابرسی یا جریمه، کاهش دما اتفاق می‌افتد (هوکامپ، ۲۰۱۸).

مدل‌های شبیه‌سازی عامل محور می‌توانند ما را در پاسخگویی به سوالاتی مانند اهمیت ترکیب جمعیتی جامعه بر رفتار فرار مالیاتی مانند مطالعه دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹)، رابطه مابین فرار مالیاتی و تدارک کالای عمومی مانند هوکامپ (۲۰۱۳) و اهمیت هنجارهای‌اجتماعی و احتمال حسابرسی در مطالعه هوکامپ و پیکهارت (۲۰۱۰) و تأثیر شبکه‌های‌اجتماعی بر تمکین مالیاتی در مطالعه واله (۲۰۱۵)، یاری کنند. این جنبه‌های مطالعاتی در کنار بسیاری از موارد دیگر و با استفاده از توابع رفتاری که ریشه در مکانیسم تصمیم‌گیری افراد دارند و توسط محیط‌اجتماعی و محیط پیرامون تحت تأثیر قرار می‌گیرند، می‌توانند توسعه یابند.

در این پژوهش، با بهره‌گیری از سه مدل پایه دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹)، هوکامپ (۲۰۱۳) و زکلان و همکاران (۲۰۰۹)، به توسعه مدل‌سازی پدیده فرار مالیاتی پرداخته می‌شود و نقش سه دسته از پارامترهای اجتماعی (جمعیتی)، سیاستی و کارایی دولت بر میزان مجموع مالیات پرداختی و رفتار فرار مالیاتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. این پژوهش، برخلاف مطالعه هوکامپ (۲۰۱۳) که ریسک‌پذیری را تنها تابعی از سن افراد در نظر گرفته است و همچنین مطالعه دی‌مارو و همکارآن‌که ریسک‌پذیری افراد را تنها معطوف به رفتار اجتماعی می‌داند و یا مطالعه زکلان و همکاران (۲۰۰۹) که درجه ریسک‌پذیری افراد را تنها تحت تأثیر شدت حسابرسی و جریمه می‌داند، متغیر ریسک‌پذیری را که نمایان‌گر میزان تمایل به فرار مالیاتی افراد می‌باشد، تحت تأثیر سه مؤلفه بستر اجتماعی، نظام حسابرسی–جریمه و میزان بهره‌مندی از کالای عمومی (که به‌عنوان معیاری برای اعتماد به دولت است) در نظر گرفته است. اگرچه در مدل دی‌مارو و همکاران مؤدیان مالیاتی به دو شیوه تمکین مالیاتی کامل یا فرار مالیاتی کامل رفتار می‌کنند و بحث کم‌اظهاری در آن گنجانده نشده است، اما در این پژوهش با بسط مدل دی‌مارو و همکاران با در نظر گرفتن گروه آزاد، این امکان را فراهم آورده است تا مؤدیان مالیاتی امکان کم‌اظهاری را نیز داشته باشند و تنها بخشی از درآمد واقعی خود را اظهار کنند. همچنین از مطالعه هوکامپ (۲۰۱۳) برای مدل‌سازی میزان اعتماد به دولت براساس مدل‌سازی چرخه تدارک کالای عمومی استفاده شده است که با اضافه شدن میزان بهره‌مندی از کالای عمومی به عایدی برخی از مؤدیان مالیاتی، مدل‌سازی شده و دو مفهوم کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی در این پژوهش برای اولین بار در مدل‌سازی فرار مالیاتی مدنظر قرار گرفته است.

به علت گستردگی قوانین مالیاتی، تمرکز این مطالعه به‌طور خاص بر بخش مالیات بر درآمد مشاغل اشخاص حقیقی می‌باشد. اهمیت پرداختن به این گروه به این دلیل است که این دسته از

مؤدیان مالیاتی نسبت به سایر گروه‌های پرداخت‌کننده مالیاتی در برابر سیاست‌های دولت و رفتار محیط اجتماعی خود حساسیت بالاتری دارند. همچنین باید توجه داشت که مطالعه حاضر در راستای توسعه مدل‌سازی نظری فرار مالیاتی است و به علت آن‌که شبیه‌سازی مدل در یک بستر آزمایشگاه مجازی صورت گرفته است، نتایج حاصل شده برای تمامی سیستم‌های مالیات‌ستانی کشورهای مختلف قابل اعمال خواهد بود.

هدف اصلی این پژوهش این است که در قالب یک شبیه‌سازی عامل محور، سیاست‌های اجرایی مناسب را به دولت‌ها در رابطه با مالیات‌ستانی از درآمد مشاغل اشخاص حقیقی پیشنهاد کند که طی آن به‌صورت همزمان میزان رفتار فرار مالیاتی کاهش یافته و مجموع مالیات پرداختی در جامعه افزایش یابد؛ به عبارت دیگر سیاست‌هایی به دولت‌ها ارائه شود که بخش رسمی اقتصاد را فعالتر کند.

ساختار مقاله به این صورت است که پس از مقدمه، در بخش دوم به بررسی مفاهیم مرتبط با فرار مالیاتی پرداخته می‌شود، در بخش سوم، مدل پیشنهادی این پژوهش در زمینه فرار مالیاتی بیان می‌گردد. در بخش چهارم اجرای شبیه‌سازی حالات مختلف سیاست‌های دولت به‌منظور تعیین سیاست مطلوب برای کاهش رفتار فرار مالیاتی و افزایش مجموع مالیات پرداختی گزارش می‌شود. درنهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص دارد.

۲- مفاهیم مرتبط با فرارمالیاتی

در راستای هدف این مقاله، بررسی سه جریان علمی از جمله تمایز مابین سه مفهوم فرار مالیاتی، اجتناب مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی، چرایی فرار مالیاتی از منظر روانشناسی و اقتصادی و همچنین مفهوم سواری‌مجانی در تدارک کالای عمومی می‌تواند مفید واقع شود:

۲-۱- تمایز بین فرارمالیاتی، اجتناب مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی

تمایز بین فرارمالیاتی، اجتناب مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی، به قانونی یا غیرقانونی بودن و عمدی یا غیرعمدی بودن رفتار مؤدیان مرتبط می‌شود؛ به‌گونه‌ای که فرار مالیاتی یک فعالیت غیرقانونی و عمدی بوده درحالی‌که، اجتناب مالیاتی فعالیتی قانونی و عمدی است و عدم تمکین مالیاتی فعالیتی غیرقانونی و غیرعمدی به شمار می‌رود (هوکامپ، ۲۰۱۴). تمایز این سه مفهوم در جدول (۱) نیز به اختصار قابل مشاهده است:

جدول ۱. تمایز بین فرارمالیاتی، اجتناب مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی

	عمدی	غیرعمدی
قانونی	اجتناب مالیاتی	-
غیرقانونی	فرار مالیاتی	عدم تمکین مالیاتی

فرار مالیاتی نوعی تخلف از قانون است. وقتی که یک مؤدی مالیاتی از ارائه گزارش درست درباره درآمدهای حاصل از کار یا سرمایه خود که مشمول پرداخت مالیات می‌شوند، خودداری می‌کند یک نوع عمل غیرقانونی انجام می‌دهد که او را از چشم مقامات دولتی و مالیاتی در امان نگاه می‌دارد (نظرپور، نسل‌موسوی و حسینی شیروانی، ۱۳۹۹؛ اسلمرود و یتزاکی[1]، ۲۰۰۲). فرار مالیاتی امروزه به‌عنوان یک مشکل جهانی که هزینه‌های اقتصادی زیادی را بر همه جوامع تحمیل می‌کند در نظر گرفته می‌شود که در این میان می‌توان به کاهش رشداقتصادی به دلیل کاهش توانایی دولت برای فراهم کردن کالاهای‌عمومی، مؤسسات پشتیبان‌بازار، زیرساخت‌ها، توسعه سرمایه انسانی و تحقیق‌وتوسعه اشاره کرد (استانکویشس و لئوناس[2]، ۲۰۱۵).

اجتناب مالیاتی از خلأهای قانونی در قانون مالیات‌ها نشات می‌گیرد و فرد نگران این نیست که عمل او افشا شود. در اینجا فرد به‌منظور کاهش قابلیت پرداخت مالیات خود دنبال راه‌های گریز می‌گردد. مثلاً درآمدهای نیروی کار را در قالب درآمد سرمایه نشان می‌دهد که از نرخ پایین‌تری برای مالیات برخوردارند. در اجتناب مالیاتی، مؤدی مالیاتی نگران احتمال افشا شدن نیست، چرا که او تمامی مبادلات خود را با جزئیات آن یادداشت و ثبت می‌کند (رضایی‌سیابیدی، ۱۳۹۶؛ هوکامپ و پیکهارد، ۲۰۱۰). اصطلاح دیگر «عدم تمکین مالیاتی[3]» نیز در مباحث مشاهده می‌شود و گاهی اوقات به‌جای فرار مالیاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. باید متذکر شد که عدم تمکین مالیاتی اصطلاحی کلی‌تر درنظر گرفته می‌شود که هر دو مفهوم فرار مالیاتی تعمدی و خطاهای غیرعمدی را شامل می‌شود (گائو[4]، ۲۰۱۲). تشخیص قانونی و غیرقانونی بودن یک فعالیت کار سختی نیست، اما تشخیص عمدی یا غیرعمدی بودن آن مشکل است. باتوجه به اینکه تفاوت فرار مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی در عمدی یا غیرعمدی بودن آن می‌باشد، در این پژوهش برای سادگی، تمایزی بین فرار مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی در نظر گرفته نشده است و هرگونه فعالیت غیرقانونی در زمینه عدم‌پرداخت مالیات، فرار مالیاتی در نظر گرفته شده است. همچنین با توجه به اینکه هم اجتناب مالیاتی و هم فرار مالیاتی سبب کاهش مجموع مالیات پرداختی می‌شوند و این موضوع می‌تواند در تفسیر خروجی‌های شبیه‌سازی، ما را با خطای تفسیر روبه‌رو کند، لذا ما برای سادگی فرض می‌شود که افراد در مقابل سیاست‌های مالیاتی، تغییر فعالیت ندارند و اجتناب مالیاتی صورت نمی‌گیرد.

1. Slemrod & Yitzhaki
2. Stankevicius & Leonas
3. Tax noncompliance
4. Gao

۲-۲- چرایی فرار مالیاتی از منظر روانشناسی و اقتصادی

لیونل‌رابینز[1]، در سال ۱۹۳۲ بیان می‌کند اقتصاد، علمی است که به مطالعه رفتار انسان‌ها در رابطه با نیازهای نامحدود به‌وسیله ابزارهای محدود می‌پردازد که این ابزارها امکان جایگزینی نیز دارند؛ بنابراین به میزان تفاوت روانشناختی بین افراد، آنها سهم‌های متفاوتی از درآمد خود را به‌عنوان مالیات پرداخت می‌کنند و به دنبال جایگزین کردن مقدار بیشتری برای سایر نیازهای خصوصی خود به‌جای نیازهای عمومی هستند؛ به عبارتی دیگر به علت آن‌که افراد از نظر روان شناسی متفاوت هستند، نوع تخصیص درآمد آنها مابین کالاهای خصوصی و کالاهای عمومی متفاوت می‌باشد. این امر سبب شده است که افراد از نظر روانشناسی نرخ‌های مالیات متفاوتی در ذهن خود بپذیرند و اقدام به فرار مالیاتی کنند (دی‌مارو و همکاران، ۲۰۱۹).

از نگاه اقتصادی، با وضع مالیات توانایی افراد در استفاده از منابع‌مالی که برای مصارف خصوصی در اختیار دارند، کاهش می‌یابد، زیرا مالیات سبب انتقال منابع و قدرت خرید از مردم به دولت می‌شود. ازاین‌رو، از نگاه انسان اقتصادی و منافع‌فردی، پرداخت مالیات چندان خوشایند نیست و افراد همواره در تلاش‌اند تا بر طبق منطق اقتصادی خود از پرداخت مالیات فرار کنند و یا معاف شوند. از این منظر برخی افراد با استفاده از روش‌های غیرقانونی اقدام به فرار مالیاتی می‌کنند (چمن، مهاجری و عرب‌مازار، ۱۳۹۶؛ کرچلر، ۲۰۰۷؛ اسلمرود، ۲۰۰۷). با این وجود، دولت‌ها به‌منظور تامین‌مالی برای تدارک کالای عمومی مجبور به دریافت مالیات از افراد جامعه هستند. اعمال سیاست نادرست نه تنها افراد را به پرداخت مالیات ترغیب نمی‌کند، بلکه سبب تشدید رفتار فرار مالیاتی خواهد شد؛ لذا برای دولت‌ها بسیار بااهمیت است که بدانند نتیجه هر سیاست، قبل از اجرای آن چگونه است.

۲-۳- سواری‌مجانی در تدارک کالای عمومی

مسأله سواری مجانی بیشتر یک مثال کلاسیک برای بیان شکست مکانیزم هماهنگی می‌باشد. هنگامی‌که افراد به‌صورت خودخواهانه تلاش می‌کنند بهترین نتیجه را برای خود رقم بزنند، ممکن است نتیجه برای جمع بهترین نباشد و سبب وضعیت بدتر همگان شود؛ به‌عبارتی‌دیگر، در این حالت بین عقلانیت فردی و عقلانیت‌جمعی تناقض ایجاد می‌شود (راپاپرت[2]، ۱۹۷۴). این تناقض مابین عقلانیت فردی و عقلانیت‌جمعی سبب ایجاد پارادوکسی می‌شود که در نظریه بازی‌ها به بازی معمای زندانی مشهور است به‌گونه‌ای که همه افراد استراتژی غالب را انتخاب

1. Lionel Robbins
2. Rapoport

می‌کنند که به نتیجه زیر بهینه اجتماعی می‌انجامد. این معمای‌اجتماعی در مسئله تدارک کالای عمومی نیز صادق است؛ زمانی که جامعه به کالای عمومی نیاز دارد، اما افراد با انتخاب عدم‌همکاری (فرار مالیاتی) به دنبال سواری‌مجانی هستند. درصورتی‌که برای رفتار فرار مالیاتی افراد جامعه راهکاری اندیشیده نشود، کل افراد جامعه استراتژی فرار مالیاتی را انتخاب خواهند کرد و کالای عمومی ایجاد نخواهد شد. این مسئله ناتوانی مکانیزم بازار را در تدارک کالای عمومی نشان می‌دهد و لزوم دخالت دولت را در تدارک کالای عمومی بیان می‌کند (هکاتورن[1]، ۱۹۹۶؛ هاردین[2]، ۱۹۹۵ و وس[3]، ۲۰۰۱).

شکست بازار در زمینه تدارک کالای عمومی سبب شده است تا دولت وظیفه تدارک کالای عمومی را برعهده بگیرد و هزینه آن را از طریق جمع‌آوری مالیات تهیه نماید (هوکامپ، ۲۰۱۸). باید توجه داشت که فرارمالیاتی، تأمین مالی دولت‌ها را برای تدارک کالای عمومی با مشکل روبه‌رو می‌کند و هیچ دولتی نمی‌تواند ادعا کند که میزان فرار مالیاتی را به صفر رسانده است (بولومکوئیست، ۲۰۰۴)؛ لذا تلاش دولت‌ها برای اتخاذ یک سیاست مناسب، در راستای کاهش هر چه بیشتر فرار مالیاتی خواهد بود (زکلان و همکاران، ۲۰۰۹). در بخش سوم این پژوهش تلاش می‌شود تا در قالب یک مدل عامل محور توسعه یافته براساس مطالعات پیشین، توابع رفتاری میان مؤدیان مالیاتی و دولت تشریح شود که براساس نتایج به دست آمده از خروجی شبیه‌سازی‌های مدل، بتوان سیاست‌های مناسب برای تشویق افراد به فعالیت در بخش اقتصاد رسمی را به دولت‌ها پیشنهاد کرد تا با اجرای این سیاست‌ها فعالیتهای اقتصادی در بخش اقتصاد زیرزمینی نیز کاهش یابد.

۳- ساختار مدل عامل محور پیشنهادی برای تدوین فرار مالیاتی درآمد مشاغل اشخاص حقیقی

مطالعه حاضر از رهیافت مدل‌های عامل محور استفاده می‌کند تا با ایجاد یک محیط آزمایشگاهی مجازی، بستری را برای تعامل مابین مؤدیان مالیاتی و دولت در قالب عامل‌های کامپیوتری فراهم کند. این مدل در نرم‌افزار نت‌لوگو ورژن ۶,۲ که یک نرم‌افزار رایگان و متن‌باز است، اجرا می‌شود و کدنویسی‌های انجام شده در صورت نیاز برای خوانندگان قابل ارسال می‌باشد.

1. Heckathorn
2. Hardin
3. Voss

این پژوهش رفتارهای مالیاتی که می‌توانند در یک جامعه توسط مؤدیان مالیاتی رخ دهند را در قالب سه گروه در نظر می‌گیرد که در یک بستر اجتماعی با یکدیگر در ارتباط هستند. این تقسیم‌بندی رفتاری شامل:

– پرداخت‌کنندگان مالیاتی (Taxpayers): این گروه از مؤدیان مالیاتی به‌عنوان شهروندان صادق، با اظهار دقیق میزان درآمد خود، هیچ‌گونه فرار مالیاتی ندارند.

– فرارکنندگان مالیاتی (Evaders): این گروه از مؤدیان مالیاتی بدون اظهارمالیاتی، هیچ‌گونه مالیاتی پرداخت نمی‌کنند و به دنبال سواری‌مجانی برای بهره‌مندی از کالای عمومی هستند.

– آزاد (Mixpayers): میزان فرار مالیاتی این گروه از مؤدیان مالیاتی تحت تأثیر میزان ریسک‌پذیری آنها می‌باشد؛ بنابراین این گروه از مؤدیان مالیاتی تنها بخشی از درآمد خود را اظهار می‌کنند.

سهم جمعیتی هر یک از گروه‌های مذکور در جامعه، مفهوم «ترکیب جمعیتی» که دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹) بر آن تأکید دارند را مشخص می‌کند.

۳–۱– تنظیمات اولیه مدل

یکی از قابلیت‌های برجسته مدل‌های عامل محور، امکان تعریف ویژگی‌های ناهمگن برای عامل‌هاست. در مدل این مقاله، هر مؤدی مالیاتی دارای ده ویژگی اختصاصی از جمله: عایدی دوره قبل (old-payoff)، عایدی دوره جاری (new-payoff)، میزان عایدی اظهارشده(x)، میزان مالیات تکلیفی(define)، میزان مالیات پرداختی (pay)، میزان فرار مالیاتی (gap)، میزان جریمه‌پرداختی(penalty)، میزان بهره‌مندی از کالای عمومی (public-payoff)، درجه ریسک‌پذیری (b) و تعداد همسایگان‌اجتماعی (num-neighbors) می‌باشد، که ناهمگونی افراد در یک جامعه را به تصویر می‌کشد. در جدول (۲)، چگونگی اختصاص مقادیر اولیه هر یک از این ویژگی‌ها در ابتدای شبیه‌سازی بیان شده است:

جدول۲. معرفی ویژگی‌های اختصاصی مؤدیان مالیاتی و چگونگی اختصاص مقادیر اولیه

ویژگی	نماد	مقدار پیش‌فرض
عایدی دوره قبل	old-payoff	۱۰
عایدی دوره جاری	new-payoff	(1+growth-rate) *old-payoff
درجه ریسک‌پذیری	B	Taxpayers=0 Mixpayers=5/0 Evaders=1
میزان عایدی اظهارشده	X	(1-b) *old-payoff

ویژگی	نماد	مقدار پیش‌فرض
میزان مالیات‌تکلیفی	define	Max [0,(old-payoff - exemption) *t]
میزان مالیات پرداختی	pay	Max [0,(x – exemption) *t]
میزان فرارمالیاتی	gap	Old-payoff – x
میزان جریمه‌پرداختی	penalty	If: x ≥ exemption:(old-payoff – x) *q If: x < exemption:(old-payoff – exemption)*q
میزان بهره‌مندی از کالای عمومی	pg	(allocation ∗ total_tax)/(distribution ∗ num_agents)
تعداد همسایگان	num-neighbors	-

در ابتدای شبیه‌سازی، مقداردهی درجه ریسک‌پذیری برای پرداخت‌کنندگان مالیاتی برابر صفر، برای فرارکنندگان مالیاتی برابر یک و برای گروه آزاد برابر ۰/۵ در نظر گرفته شده است[۱]. درجه ریسک‌پذیری یک مقدار پیوسته در بازه [0,1] بوده و بیانگر تمایل مؤدیان مالیاتی به فرار مالیاتی می‌باشد. هر چقدر این مؤلفه به مقدار ۱ نزدیک‌تر باشد، فرد تمایل بیشتری برای فرار مالیاتی دارد و هر چقدر به مقدار ۰ نزدیک‌تر شود، فرد تمایل بیشتری به تمکین مالیاتی خواهد داشت.

به دلیل فقدان داده‌های تجربی مربوط به روابط اجتماعی مؤدیان مالیاتی، برای نشان دادن شبکه‌ی واقعی، از نظریه معروف گراف استفاده می‌شود (قاراخانی، امیری و صفاری، ۱۴۰۱؛ واله، ۲۰۱۵). گراف‌های نظری که در این پژوهش استفاده می‌شود، شامل سه شبکه اجتماعی تصادفی، شبکه اجتماعی بدون‌مقیاس و شبکه اجتماعی جهان کوچک می‌باشد.

– شبکه تصادفی[۲]: در شبکه تصادفی، هر رأس به‌صورت تصادفی به x تعداد رأس دیگر وصل شده است که x توسّط مدل‌ساز تعیین می‌شود. معمولاً برای ایجاد شبکه‌های تصادفی از مدل اردوس–رنی استفاده می‌شود (اردوس و رنی[۳]، ۱۹۵۹). در این شبکه اجتماعی یک احتمال مساوی برای هر یال ممکن در نظر گرفته می‌شود و تعداد روابط عامل‌ها می‌تواند با یکدیگر متفاوت باشد. در چنین فضای اجتماعی هیچ تفاوتی بین عامل‌ها از نظر اعتبار اجتماعی وجود ندارد (قاراخانی، امیری و صفاری، ۱۴۰۱).

---

۱. مقداردهی درجه ریسک‌پذیری برای گروه فرارکنندگان و پرداخت‌کنندگان براساس مطالعه دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹) تعریف گردیده است. اما برای گروه آزاد ما فرض می‌کنیم که این گروه در دوره زمانی اول، ۵۰ درصد از درآمد خود را اظهار نمی‌کنند و در دوره‌های زمانی بعدی دائما این درجه ریسک‌پذیری بروزرسانی می‌شود.

2. Random network

3. Erdös & Rènyi

– شبکه جهان کوچک[1]: در شبکه جهان کوچک بیشتر رأس‌ها تنها به‌صورت محلی به همسایگان نزدیک وصل شده‌اند، اما تعداد کمی از رأس‌ها ارتباطات «فاصله طولانی» دارند (واتس و استروگاتز[2]، ۱۹۹۸). عامل‌ها در شبکه جهان کوچک، به‌سرعت تشکیل خوشه می‌دهند. دوستِ دوست شما، دوست شماست و بعید است که یک عامل با عامل‌های دیگر در قسمت‌های مختلف شبکه، در ارتباط باشد. در این شبکه اجتماعی، موقعیت جغرافیایی عامل‌ها اهمیت ویژه‌ای دارد و افراد با همسایگانی که در فاصله‌ی نزدیک آنها هستند در ارتباط می‌باشند (قربانی و برآوو، ۲۰۱۶).

– شبکه بدون‌مقیاس[3]: در شبکه بدون‌مقیاس، تعداد زیادی از رأس‌ها دارای روابط کم می‌باشند و فقط تعداد اندکی از رأس‌ها دارای روابط بالایی هستند؛ به عبارتی دیگر شبکه بدون مقیاس، عامل‌هایی را در بر می‌گیرد که تعداد زیادی از عامل‌های آن، ارتباط اجتماعی محدودی با سایرین دارند (خط‌های زیادی از یک گره خارج نمی‌شود، اما در کل شبکه خط‌ها زیادند) و تعداد کمی از عامل‌ها، ارتباط اجتماعی خیلی گسترده‌ای دارند (خط‌های زیادی از یک گره خارج می‌شود). معمولاً برای ایجاد شبکه‌های بدون‌مقیاس از مدل باراباسی–آلبرت استفاده می‌شود. مدل باراباسی–آلبرت، شبکه‌های بدون‌مقیاس را با استفاده از مکانیزم اتصال ترجیحی ایجاد می‌کند، به این صورت که هر چه یک رأس ارتباطات بیشتری داشته باشد، احتمال اینکه پیوندهای جدیدی برقرار کند، بیشتر است، بنابراین رأس‌هایی با درجه بالاتر، با احتمال بیشتری با رأس‌های دیگر ارتباط می‌گیرند (باراباسی و آلبرت[4]، ۱۹۹۹). در این شبکه اجتماعی تعداد محدودی از عامل‌ها، مشهور هستند و دیگر عامل‌ها را به‌شدت تحت تأثیر خود قرار می‌دهند (سای و ژیانگ، ۲۰۱۷).

لازم به ذکر است که در این مطالعه از اسلایدر number-of-links برای پیکربندی شبکه اجتماعی تصادفی و دو اسلایدر number-of-links و rewire-prop برای پیکربندی شبکه اجتماعی جهان کوچک و دو اسلایدر SF-rewire و SF-initial برای پیکربندی شبکه اجتماعی بدون‌مقیاس استفاده شده است.

1. Small-world network
2. Wats & Strogatz
3. Scale-free network
4. Barabási & Albert

۳-۲- معرفی پارامترهای مدل

منظور از پارامترها در این مطالعه، به عواملی مربوط می‌شود که دولت به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم می‌تواند بر روی آنها تغییراتی را اعمال کند. در این پژوهش تلاش شده است تا تأثیر سه دسته از پارامترهای مؤثر بر فرار مالیاتی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد، در این راستا پارامترهای اجتماعی (جمعیتی)، سیاستی و کارایی در تدارک کالای عمومی در ادامه توضیح داده می‌شوند:

۳-۲-۱- پارامترهای اجتماعی (جمعیتی)

این دسته از عوامل به فضای اجتماعی جامعه وابسته هستند و دولت‌ها به‌طور غیرمستقیم می‌توانند بر آن اثر بگذارند؛ به عبارت دیگر این دسته از عوامل بیشتر از این‌که تحت تأثیر سیاست‌های دستوری دولت‌ها باشند، تحت تأثیر شرایط اجتماعی همانند شرم و گناه، تقلید و فرهنگ مالیاتی هستند (دی‌مارو و همکاران، ۲۰۱۹).

۳-۲-۲- پارامترهای سیاستی

این مجموعه از عوامل، ساختار نظام مالیاتی یک کشور را تشکیل می‌دهند و دولت‌ها به‌طور مستقیم و به‌صورت دستوری بر آن تصمیم‌گیری می‌کنند (زکلان و همکاران، ۲۰۰۹)؛ مواردی چون: نرخ مالیات چقدر است؟ احتمال حسابرسی مؤدیان مالیاتی چقدر می‌باشد و در صورت کشف فرارمالیاتی، افراد با چه نرخی جریمه می‌شوند؟ میزان افزایش درآمد افراد به چه میزان است و پایه معافیت مالیاتی چقدر می‌باشد؟

۳-۲-۳- پارامترهای کارایی در تدارک کالای عمومی

بعد از جمع‌آوری مالیات و جریمه فرارکنندگان مالیاتی، بخشی از آن جهت تأمین مالی تدارک کالای عمومی استفاده می‌شود؛ به عبارت دیگر میزان بزرگی کالای عمومی تحت تأثیر این موضوع می‌باشد که دولت چه نسبتی از مالیات و جریمه جمع‌آوری شده را صرف تدارک کالای عمومی می‌کند. این نسبت تخصیصی با عنوان پارامتر کارایی تخصیصی در نظر گرفته می‌شود. از سوی دیگر بسیار اهمیت دارد که کالای عمومی ایجاد شده برای چه نسبتی از اقشار جامعه مفید و قابل استفاده می‌باشد. نسبتی از کل جامعه که از کالای عمومی ایجاد شده استفاده مفید دارند، با عنوان پارامتر کارایی توزیعی معرفی می‌شود. لازم به ذکر است که دولت بر روی تعیین پارامترهای کارایی تخصیصی و هم کارایی توزیعی تصمیم‌گیری مستقیم دارد. در زمینه کارایی توزیعی، دولت می‌تواند با تدارک یک کالای عمومی محلی یا یک کالای عمومی باشگاهی در یک منطقه جغرافیایی خاص، نسبت به بهره‌مندی قشر خاصی از جامعه تصمیم‌گیری کند.

۳-۳- به‌روزرسانی درجه ریسک‌پذیری مؤدیان مالیاتی

درجه ریسک‌پذیری معیاری است که میزان تمایل فرد به انجام رفتار فرار مالیاتی را نمایش می‌دهد. این معیار می‌تواند در سه وضعیت بستر اجتماعی، نظام حسابرسی-جریمه و میزان بهره‌مندی از کالای عمومی برای افراد تغییر کند:

الف) بستر اجتماعی: در یک محیط اجتماعی، تمکین یا عدم‌تمکین مؤدیان مالیاتی به تمکین یا عدم‌تمکین اطرافیان خود بستگی شدیدی دارد. زمانی که فرد در اطراف خود بیشتر رفتار فرار مالیاتی را مشاهده کند، او نیز ترغیب به انجام فرار مالیاتی خواهد شد و زمانی که اطرافیان فرد بیشتر پرداخت‌کننده مالیات باشند، فرد تمایل پیدا می‌کند تا او نیز پرداخت مالیات را انجام دهد. این تمایل می‌تواند ناشی از ترس سوت‌زنی[۱] اطرافیان خود بوده و یا احساس شرم و گناه ناشی از انجام فرار مالیاتی باشد. شرم در زمانی که فرار مالیاتی وی کشف شود و گناه، زمانی که فرار مالیاتی وی کشف نگردد، ولی فرد از کار خود ناراحت باشد (دی‌مارو و همکاران، ۲۰۱۹).

شبکه اجتماعی سبب می‌شود تا تعداد همسایگانی که یک مؤدی مالیاتی با آن در ارتباط است، با تعداد همسایگان دیگر مؤدیان مالیاتی متفاوت باشد (واله، ۲۰۱۵). این امر در به‌روزرسانی درجه ریسک‌پذیری هر مؤدی مالیاتی مؤثر خواهد بود.

مطابق با مطالعه دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹)، هر مؤدی مالیاتی با یک دوره تأخیر، از تمکین یا عدم تمکین مالیاتی تمامی همسایگان خود مطلع می‌شود. در هر دوره، هر یک از مؤدیان مالیاتی براساس رفتار حداکثری همسایگان خود، درجه ریسک‌پذیری و به دنبال آن، رفتار مالیاتی خود را تغییر می‌دهد. شیوه تغییر رفتار مالیاتی افراد در سه وضعیت زیر قابل توصیف می‌باشد:

۱- زمانی که بیشترین تعداد همسایگان فرد از گروه پرداخت‌کنندگان مالیات باشد:

- اگر فرد فرارکننده مالیات باشد، درجه ریسک‌پذیری وی از ۱ به ۰/۵ کاهش می‌یابد و رفتار فرد به گروه آزاد تغییر می‌کند.
- اگر فرد از گروه آزاد باشد، درجه ریسک‌پذیری وی برابر مقدار ۰ خواهد شد و رفتار فرد به پرداخت‌کننده مالیات تغییر می‌کند.

۲- زمانی که بیشترین تعداد همسایگان فرد از گروه فرارکنندگان مالیات باشد:

- اگر فرد پرداخت‌کننده مالیات باشد، درجه ریسک‌پذیری فرد از ۰ به ۰/۵ افزایش می‌یابد و رفتار فرد به همانند گروه آزاد می‌شود.

---

۱. گزارش مخفیانه فرار مالیاتی افراد بلافاصله بعد از مشاهده آن

– اگر فرد از گروه آزاد باشد، درجه ریسک‌پذیری فرد برابر مقدار ۱ خواهد شد و رفتار فرد به فرارکننده مالیات تغییر می‌یابد.

۳– اگر بیشترین تعداد همسایگان فرد از گروه آزاد باشد:

– اگر فرد نیز از گروه آزاد باشد و درجه ریسک‌پذیری وی کمتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری وی به ۰/۵ افزایش می‌یابد، ولی همچنان رفتار خود را براساس گروه آزاد انجام می‌دهد.

– اگر فرد نیز از گروه آزاد بوده و درجه ریسک‌پذیری وی بیشتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری وی به ۰/۵ کاهش می‌یابد، ولی همچنان رفتار خود را براساس گروه آزاد انجام می‌دهد.

ب) نظام حسابرسی–جریمه: در هر سیستم مالیاتی نرخ جریمه فرار مالیاتی از نرخ مالیات بیشتر است (q>T)؛ بنابراین تجربه لو رفتن فرار مالیاتی و جریمه شدن سبب می‌شود تا مؤدیان مالیاتی ریسک‌پذیری خود را برای انجام فرار مالیاتی کاهش دهند و بالعکس زمانی که فرار مالیاتی آنها کشف نشود، ترغیب می‌شوند آن را تکرار کنند (هوکامپ و پیکهارت، ۲۰۱۰؛ هوکامپ، ۲۰۱۳). منطبق با مطالعه زکلان و همکاران (۲۰۰۹)، فرض می‌شود رفتار هر فرد بلافاصله بعد از کشف فرار مالیاتی وی اصلاح شود؛ ازاین‌رو زمانی که فرد فرار مالیاتی دارد، بسته به این که فرار مالیاتی وی کشف شود یا نشود خواهیم داشت:

۱– اگر فرار مالیاتی فرد کشف شود و جریمه شود:

– اگر فرد از گروه فرارکنندگان مالیاتی باشد، درجه ریسک‌پذیری وی از ۱ به ۰/۵ کاهش می‌یابد و رفتار او مشابه رفتار گروه آزاد می‌شود.

– اگر فرد از گروه آزاد بوده و درجه ریسک‌پذیری وی بیشتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری او به ۰/۵ کاهش می‌یابد.

– اگر فرد از گروه آزاد بوده و درجه ریسک‌پذیری وی کمتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری او به ۰ کاهش می‌یابد و رفتارش به گروه پرداخت‌کننده مالیات تغییر می‌یابد.

۲– اگر فرار مالیاتی فرد کشف نشود و جریمه نشود:

– اگر فرد از گروه آزاد بوده و درجه ریسک‌پذیری وی بیشتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری او به ۱ افزایش و رفتار وی به گروه فرارکننده مالیات تغییر می‌یابد.

– اگر فرد از گروه آزاد بوده و درجه ریسک‌پذیری وی کمتر از ۰/۵ باشد، درجه ریسک‌پذیری او به ۰/۵ افزایش می‌یابد.

ج) میزان بهره‌مندی از کالای عمومی: در این پژوهش میزان بهره‌مندی از کالای عمومی از منظر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی مدنظر می‌باشد. کارایی

تخصیصی به این مفهوم که چه نسبتی از درآمد مالیاتی جمع‌آوری‌شده صرف تدارک کالای عمومی می‌شود و کارایی توزیعی به مفهوم آن است که این کالای عمومی برای چه نسبتی از جمعیت جامعه مفید است و مورد استفاده آنها قرار می‌گیرد؛ به‌عبارت‌دیگر، کارایی تخصیصی بیان می‌کند بزرگی کالای عمومی چقدر خواهد بود و کارایی توزیعی مشخص می‌کند منفعت ناشی از کالای عمومی بین چه تعداد از افراد جامعه تقسیم می‌شود. منطبق با مطالعه هوکامپ (۲۰۱۳)، باید توجه داشت که:

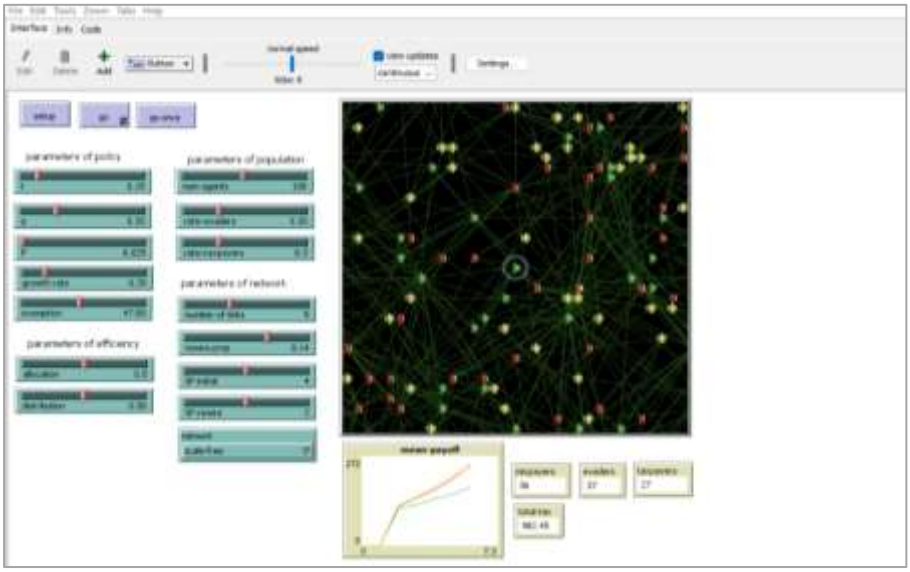
– زمانی که فرد شامل منفعت ناشی از تدارک کالای عمومی می‌شود، تمایل فرد برای پرداخت مالیات افزایش می‌یابد و درجه ریسک‌پذیری وی کاهش خواهد یافت.

– زمانی که فرد شامل منفعت ناشی از تدارک کالای عمومی نشود، تمایل فرد برای پرداخت مالیات کاهش می‌یابد و درجه ریسک‌پذیری وی افزایش خواهد یافت.

۳-۴- اجرای شبیه‌سازی

زمان در این مدل به‌صورت گسسته در جریان است و طی آن در هر گام زمانی، تمامی مؤدیان مالیاتی فراخوانی می‌شوند. شبیه‌سازی بعد از ۳۰ گام زمانی متوقف خواهد شد؛ زیرا در این مدل هر گام زمانی معادل یک سال در نظر گرفته شده است و فرض می‌شود افراد بعد از ۳۰ سال خود را بازنشسته می‌کنند. شکل (۱)، یک نمای کلی از اجرای مدل این پژوهش را در محیط گرافیکی نرم‌افزار نت‌لوگو[1] نمایش می‌دهد:

1. NetLogo



شکل ۱. نمای گرافیکی مدل پژوهش در نرم‌افزار نت‌لوگو

در این پژوهش با بهره‌گیری از مطالعه دی‌مارو و همکاران، امکان تغییر ترکیب جمعیتی[1] بین فرارکنندگان مالیاتی و پرداخت‌کنندگان مالیاتی براساس درجه ریسک‌پذیری آنها، مدنظر قرار داده شده است. اگرچه در مدل دی‌مارو و همکاران، مؤدیان مالیاتی به دو شیوه تمکین مالیاتی کامل یا فرار مالیاتی کامل رفتار می‌کنند و بحث کم‌اظهاری در آن گنجانده نشده است، اما در این پژوهش با بسط مدل دی‌مارو و همکاران، با لحاظ گروه آزاد (mixpayer)، شرایطی را فراهم آورده است تا مؤدیان مالیاتی امکان کم‌اظهاری را نیز داشته باشند و تنها بخشی از درآمد واقعی خود را اظهار کنند. واکنش رفتاری مؤدیان مالیاتی به مکانیسم حسابرسی و جریمه نیز مطابق با مطالعه زکلان و همکاران، به‌صورت اصلاح آنی در نظر گرفته می‌شود. همچنین با پیروی از مطالعه هوکامپ (۲۰۱۳)، تدارک کالای عمومی تحت قالب میزان بهره‌مندی از کالای عمومی (public-payoff) به درآمد مؤدیان مالیاتی که به کالای عمومی محلی دسترسی دارند، اضافه و دو مفهوم کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی برای اولین بار در این پژوهش در میان مطالعات فرار مالیاتی مدل‌سازی شده است.

1. Composition of the population

۳-۵- توابع رفتاری

فرآیندهایی که در طول یک گام زمانی اتفاق می‌افتند به‌صورت زیر سازمان‌دهی می‌شوند:

۱- افزایش عایدی مؤدیان مالیاتی: فرض می‌شود که در هر دوره میزان عایدی افراد با نرخ ثابت growth-rate افزایش می‌یابد. این نرخ از طریق اسلایدر growth-rate توسط کاربر قابل تنظیم است.

$$payoff_{i,t} = (1 + growth_rate) * payoff_{i,t-1} \quad (۱)$$

۲- شمارش تعداد همسایگان: هر مؤدی مالیاتی با یک دوره تأخیر نسبت به نوع رفتار همسایگان خود اطلاع کامل دارد و می‌داند که چه رفتار مالیاتی در بین همسایگان خود بیشتر اتفاق افتاده است. در برنامه کامپیوتری، این کار با استفاده از زیر تابع count-neighbors کدنویسی شده است.

۳- به‌روزرسانی درجه ریسک‌پذیری منطبق با شرایط اجتماعی: منطبق با مطالعه دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹)، پس از شمارش همسایگان، هر مؤدی مالیاتی درجه ریسک‌پذیری خود را براساس بیشترین نوع رفتار مالیاتی که در بین همسایگان خود اتفاق افتاده است، به‌روزرسانی می‌کند. این امر با استفاده از زیر تابع update-b کدنویسی شده است.

۴- تعریف توابع رفتاری مؤدیان مالیاتی: در هر دوره، هر یک از مؤدیان مالیاتی، میزان عایدی خود را به مقدار x اظهار می‌کند:

$$x_{i,t} = (1 - b_{i,t}) * payoff_{i,t-1} \quad (۲)$$

لازم به ذکر است که میزان عایدی اظهارشده هر مؤدی مالیاتی به درجه ریسک‌پذیری وی بستگی دارد و برای گروه فرارکنندگان مالیاتی با توجه به اینکه b=1 می‌باشد، x=0 و برای گروه پرداخت‌کنندگان مالیاتی با توجه به اینکه b=0 می‌باشد، x=payoff(-1) خواهد بود. درجه ریسک‌پذیری برای گروه آزاد در بازه (0,1) متفاوت است، بنابراین میزان عایدی اظهارشده در بین اعضای گروه آزاد متفاوت خواهد بود.

میزان مالیات‌تکلیفی برای هر یک از مؤدیان مالیاتی به‌صورت زیر قابل بیان است که در آن exemption تعیین‌کننده میزان معافیت مالیاتی بوده و برای تمامی مؤدیان مالیاتی ثابت می‌باشد[۱]. مقدار معافیت مالیاتی از طریق اسلایدر exemption توسط کاربر قابل تنظیم است.

۱. افراد حقیقی صاحب مشاغل که مشمول پرداخت مالیات هستند، مقداری از مبلغ درآمد سالیانه خود را از پرداخت مالیات معاف هستند، که این معافیت در قانون برای حمایت از مودی در نظر گرفته شده است که اصطلاحاً به این معافیت، معافیت معیشتی می‌گویند.

نرخ مالیات (T) نیز از طریق اسلایدر T به‌عنوان یک پارامتر سیاستی دیگر توسط کاربر قابل تنظیم خواهد بود.

$$\text{define}_{i,t} = \max\{0, (\text{payoff}_{i,t-1} - \text{exemption}) * T\} \quad (۳)$$

میزان مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی در هر دوره نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{pay}_{i,t} = \max\{0, (X - \text{exemption}) * T\} \quad (۴)$$

میزان فرار مالیاتی هر یک از مؤدیان مالیاتی نیز به‌صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$\text{gap}_{i,t} = \text{define}_{i.t} - \text{pay}_{i,t} \quad (۵)$$

۵- مکانیسم حسابرسی و جریمه: هر یک از مؤدیان مالیاتی با احتمال p حسابرسی می‌شوند و درصورتی‌که فرار مالیاتی آنها کشف شود، با نرخ q جریمه خواهند شد. دو پارامتر سیاستی p و q به‌ترتیب از طریق دو اسلایدر p و q توسط کاربر قابل تنظیم هستند.

بسته به این که عایدی اظهارشده مؤدی مالیاتی نسبت به معافیت مالیاتی چه وضعیتی دارد، میزان جریمه مالیاتی برای مؤدیان مالیاتی که فرار مالیاتی آنها کشف شده است در دو حالت زیر بیان می‌شود:

$$\text{IF } x_{i,t} > \text{exemption: } \text{penalty}_{i,t} = (\text{payoff}_{i,t-1} - x_{i,t}) * q \quad (۶)$$

$$\text{IF} x_{i,t} < \text{exemption: } \text{penalty}_{i,t} = (\text{payoff}_{i,t-1} - \text{exemption}) * q \quad (۷)$$

۶- چرخه تدارک کالای عمومی: میزان تدارک کالای عمومی در هر دوره متناسب با میزان کل مالیات و کل جریمه جمع‌آوری‌شده است. میزان کل مالیات جمع‌آوری‌شده در هر دوره برابر با مجموع کل مالیات پرداختی و کل جریمه‌پرداختی مؤدیان مالیاتی می‌باشد (هوکامپ، ۲۰۱۳):

$$\text{total_tax}_t = \sum_{i=1}^{n} \text{pay}_{i,t} + \sum_{i=1}^{n} \text{penalty}_{i,t} \quad (۸)$$

کالای عمومی ایجادشده در هر دوره توسط نسبتی از جامعه که با اسلایدر distribution قابل تنظیم است مورد استفاده قرار می‌گیرد.

میزان بهره‌مندی از کالای عمومی به چهار مؤلفه: میزان کل مالیات جمع‌آوری‌شده (total_tax_t)، کارایی تخصیصی (allocation)، کارایی توزیعی (distribution) و تعداد کل مؤدیان مالیاتی (num-agents) بستگی دارد که به‌صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$\text{pg}_{i,t} = (\text{allocation} * \text{total}_{\text{tax}_t})/(\text{distribution} * \text{num_agents}) \quad (۹)$$

منطبق با مفهوم چرخه تدارک کالای عمومی هوکامپ (۲۰۱۳)، به عایدی افرادی که از کالای عمومی استفاده می‌کنند میزان بهره‌مندی از کالای عمومی اضافه می‌گردد؛ به عبارت دیگر مالیات پرداختی به دولت‌ها از طریق تدارک کالای عمومی به افراد جامعه بازگردانده می‌شود.

در نهایت، میزان عایدی نهایی هر مؤدی مالیاتی در انتهای هر دوره به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\mathrm{payoff}_{i,t} = \mathrm{payoff}_{i,t-1} - \mathrm{pay}_{i,t} - \widetilde{\mathrm{penalty}}_{i,t} + \widetilde{\mathrm{pg}}_{i,t} \qquad (۱۰)$$

علامت مد بر روی میزان جریمه مالیاتی و میزان بهره‌مندی از کالای عمومی به‌منظور نمایش غیرقطعی بودن این دو متغیر برای هر مؤدی مالیاتی می‌باشد؛ زیرا فرار مالیاتی افراد با احتمال P کشف شده و جریمه می‌شوند. از سوی دیگر، ممکن است فرد جزء افرادی نباشد که از کالای عمومی بهره‌مند می‌شود.

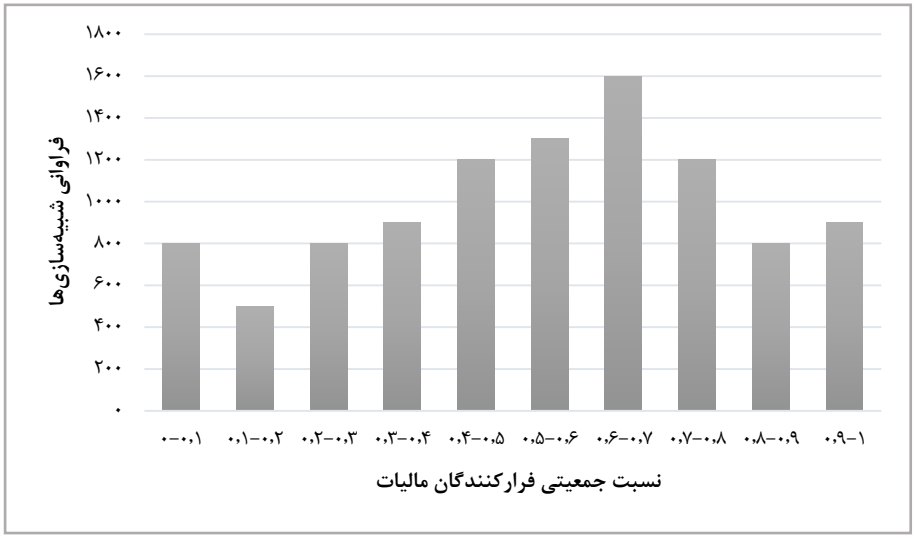
پس از اجرای شبیه‌سازی برای ۱۰۰۰۰ بار از طریق تغییر همزمان اسلایدها، شرایط مختلف انواع ترکیب‌های سیاستی فراهم می‌آید که خروجی‌های شبیه‌سازی می‌تواند تأثیر هر یک از پارامترهای اجتماعی (جمعیتی)، سیاستی و کارایی دولت بر رفتار فرار مالیاتی و مجموع مالیات پرداختی را برای ما مشخص کند. در بخش چهارم این مقاله با تغییر همزمان اسلایدرها و ثبت خروجی‌های مدل، به‌صورت آماری به تجزیه‌وتحلیل سیاست‌های مختلف دولت پرداخته می‌شود.

۴- نتایج و بحث

ماهیت فرار مالیاتی ایجاب می‌کند که این فعالیت به‌صورت مخفی انجام پذیرد؛ لذا جمع‌آوری و صحت‌سنجی داده‌های مرتبط با آن بسیار مشکل می‌باشد؛ در این پژوهش با استفاده از شبیه‌سازی عامل محور برای یک جامعه فرضی، سیاست‌های مطلوب کاهش رفتار فرار مالیاتی و افزایش مجموع مالیات پرداختی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد تا مشکل مرتبط با داده‌ها تا حدودی کمرنگ شود. ازآنجایی‌که نتایج حاصل از شبیه‌سازی یک مدل عامل محور در اجراهای مختلف می‌تواند متفاوت باشد؛ لذا توصیه می‌شود تنوع در نتایج خروجی‌ها با تکرار اجراهای زیاد مورد بررسی قرار گیرد (ون‌دام[1] و همکاران، ۲۰۱۲؛ دوبلبور[2] و همکاران، ۲۰۱۷). در این پژوهش، از ۱۰۰۰۰ تکرار برای اجرای حالت‌های مختلف مدل استفاده شده است تا نتایج با اتکای بیشتری قابل تحلیل باشند. با توجه به اندازه مدل، پیچیدگی و شبیه‌سازی حالت‌های مختلف، مدل عامل محور پیشنهادی بر روی یک مرکز کامپیوتری پیشرفته با کارایی بالا اجرا شده است. خروجی‌های شبیه‌سازی‌ها در نرم‌افزار نت‌لوگو ۶، با استفاده از نرم‌افزار متلب[3] ۲۰۱۹ ذخیره و با

1. Van Dam
2. Dubbelboer
3. Matlab

استفاده از نرم‌افزار ایویوز[1] ۱۲ تجزیه‌وتحلیل آماری انجام شده است که در ادامه به آن پرداخته می‌شود:



شکل۲. هیستوگرام نسبت‌های جمعیتی فرارکنندگان مالیاتی

شکل (۲) نشان می‌دهد که نسبت‌های جمعیتی فرارکنندگان مالیات که مدل این پژوهش تولید می‌کند، به‌خوبی پراکنده شده است. بالاترین ستون که از ۰,۶ تا ۰,۷ است، تعداد ۱۶۰۰ شبیه‌سازی (۱۶ درصد) را به خود اختصاص می‌دهد. کمتر از ۱۰۰۰ (کمتر از ۱۰ درصد) شبیه‌سازی با جمعیت فرارکنندگان مالیاتی کامل به پایان رسیده‌اند. این نتایج نشان می‌دهد که پیکربندی شبیه‌سازی مدل پژوهش، موقعیت‌های مختلف را پوشش می‌دهد و انتخاب نقطه توقف، یعنی ۳۰ دوره زمانی (سال)، نیز به اندازه کافی چنین تنوعی را در بر می‌گیرد.

۴-۱- برآورد رگرسیون تعداد فرارکنندگان مالیاتی

برای اجرای شبیه‌سازی‌های مربوط به تعداد فرارکنندگان مالیاتی، تعداد کل مؤدیان مالیاتی (num-agents) به میزان ۱۰۰ نفر، تنظیم شده است. دکمه، simulation منجر به ۱۰۰۰۰ بار اجرای شبیه‌سازی می‌شود. در هر بار اجرا، با تغییر تصادفی در اسلایدرهای نرخ مالیات (T)،

1. Eviews

نرخ حسابرسی(p)، نرخ جریمه (q)، نرخ‌رشد درآمد (growth-rate)، میزان معافیت مالیاتی (Exemption)، نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی (ratio-taxpayers)، نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی (ratio-evaders)، کارایی تخصیصی (allocation) و کارایی توزیعی (distribution) شرایط مختلف آزمایشگاهی ایجاد شده و متغیر هدف تعداد فرارکنندگان مالیاتی (num-evaders) در انتهای شبیه‌سازی، ثبت می‌شود. اطلاعات مربوط به هر اجرا به‌عنوان یک مشاهده برای رگرسیون مقطعی (۱۱) در نظر گرفته شده است:

$$\text{num_evaders} = \beta_1 * T + \beta_2 * p + \beta_3 * q + \beta_4 * \text{growth_rate} * \beta_5 * \text{exemption} + \beta_6 * \text{ratio_taxpayers} + \beta_7 * \text{ratio_evaders} + \beta_8 * \text{allocation} + \beta_9 * \text{distribution} + \beta_{10} \quad (۱۱)$$

نتایج حاصل از برآورد رگرسیون (۱۱) در جدول (۳) گزارش شده است:

جدول ۳. نتایج برآورد رگرسیون شبیه‌سازی تعداد فرارکنندگان مالیاتی

نام متغیر	نماد	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	احتمال
نرخ مالیات	T	۰/۵۸۷۱۸۰	۰/۰۲۴۲۸۷	۲۴/۱۷۶۷۹	۰
نرخ حسابرسی	p	-۰,۰۹۹۲۵	۰/۰۰۷۳۷۳	−۱۳,۴۶۲۱۳	۰
نرخ جریمه	q	−۰/۱۰۷۰۶۳	۰/۰۱۱۱۱۸	-۹/۶۳۰۰۴	۰
نرخ رشد درآمد	growth-rate	۰۳/۳۷۹۲۴	۰/۰۲۳۱۹۹	۱۶/۳۴۷۰۵	۰
میزان معافیت مالیاتی	exemption	−۱/۳۳۷۲۱	۰/۱۰۴۷۲۳	-۱۲/۷۶۹۱۵	۰
نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی	ratio-taxpayers	−۰۹/۱۲۱۹۸	۰/۰۱۰۵۹۰	−۱۱/۵۱۸۷۷	۰
نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی	ratio-evaders	۰۸/۰۹۵۰۷	۰/۰۱۴۱۶۴	۶/۷۱۲۷۴	۰
کارایی تخصیصی	allocation	−۰/۱۹۹۶۶	۰/۰۱۱۱۱۷	−۱۷/۹۶۰۱۳	۰
کارایی توزیعی	distribution	-۰,۲۶۱۴۷۲	۰/۰۱۱۱۱۵	−۲۳/۵۲۴۵	۰
عرض از مبدا	c	۵۳/۱۴۵۷۱	۱/۷۱۱۶۷۶	۳۱۲/۰۴۸۹	۰
آماره F	F-statistic	۵۲۰۰/۵۱۸			۰
ضریب تعیین	R-squared	۰/۸۲۴۱۰۳			

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از خروجی‌های شبیه‌سازی از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد که تمامی پارامترهای جمعیتی، سیاستی و کارایی در تدارک کالای عمومی بر تعداد فرارکنندگان مالیاتی اثر معنی‌دار دارند که می‌توان گفت:

الف) پارامترهای اجتماعی (جمعیتی): نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی از کل جامعه، تأثیر مثبت و نسبت اولیه پرداخت از کل جامعه، تأثیر منفی بر روی تعداد فرارکنندگان مالیاتی در

انتهای شبیه‌سازی‌ها دارند. این موضوع نشان‌دهنده اهمیت ترکیب جمعیتی جامعه و بحث تقلید و احساس شرم و گناه در مقابل رفتار صادقانه دیگر مؤدیان مالیاتی می‌باشد که منجر به تغییر رفتار مالیاتی افراد براساس بیشترین رفتار مالیاتی مشاهده شده وی در جامعه می‌شود. این خروجی منطبق با نتایج مطالعاتی نظیر دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹) و هوکامپ و پیکهارت (۲۰۱۰) می‌باشد.

ب) پارامترهای سیاستی: نرخ مالیات و نرخ‌رشد درآمدها، تأثیر مثبت و نرخ حسابرسی، نرخ جریمه و میزان معافیت مالیاتی، تأثیر منفی بر تعداد فرارکنندگان مالیاتی در انتهای شبیه‌سازی‌های مدل دارند. ازآنجایی‌که سه پارامتر نرخ‌مالیات، نرخ رشد درآمدها و میزان معافیت مالیاتی در ارتباط مستقیم با مالیات‌تکلیفی می‌باشند، با توجه به خروجی‌های شبیه‌سازیهای آماری مدل می‌توان گفت با افزایش میزان مالیات‌تکلیفی، میزان رفتار فرار مالیاتی افزایش یافته است، زیرا با رشددرآمدها و افزایش نرخ‌مالیات، تعداد فرارکنندگان مالیاتی بالا رفته و با افزایش میزان معافیت مالیاتی، تعداد فرارکنندگان مالیاتی کاهش می‌یابد. ازسوی دیگر، پارامترهای مرتبط با نظام حسابرسی و جریمه، تأثیر منفی بر تعداد فرارکنندگان مالیاتی دارند که نشان می‌دهد با افزایش قدرت تشخیص و افزایش جریمه فرارمالیاتی، ریسک‌پذیری مؤدیان مالیاتی برای انجام فرار مالیاتی کاهش می‌یابد. نتایج این بخش با مطالعاتی چون زکلان و همکاران (۲۰۰۹) و بازارت و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد.

ج) پارامترهای کارایی در تدارک کالای عمومی: دو پارامتر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی تأثیر منفی بر تعداد فرارکنندگان مالیاتی دارند. این بدان مفهوم است که هر چه دولت در تدارک کالای عمومی موفق‌تر عمل کند، رفتار فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت؛ به عبارت دیگر، با افزایش خدمات دولت، میزان اعتماد مؤدیان مالیاتی برای استفاده درست از درآمدهای مالیاتی افزایش می‌یابد و افراد بیشتری ترغیب به پرداخت مالیات خواهند شد. مطالعاتی چون دی‌مارو و همکاران (۲۰۱۹) و هوکامپ (۲۰۱۳) نیز بر اهمیت تأثیرگذاری تدارک کالای عمومی بر رفتار مؤدیان مالیاتی تأکید دارند.

۴-۲- برآورد رگرسیون میزان مجموع مالیات پرداختی

مشابه با قسمت (۴-۱)، این بار دکمه simulation منجر به ۱۰۰۰۰ بار اجرای شبیه‌سازی می‌شود. در هر بار اجرا، با تغییر تصادفی در اسلایدرهای T) نرخ مالیات(، نرخ حسابرسی (p)، نرخ جریمه (q)، نرخ رشد درآمد (growth-rate)، میزان معافیت مالیاتی (Exemption)، نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی (ratio-taxpayers)، نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی (ratio-evaders)، کارایی تخصیصی (allocation) و کارایی توزیعی (distribution) شرایط مختلف

آزمایشگاهی ایجاد شده و متغیر هدف میزان مجموع مالیات پرداختی (total-pay) در انتهای شبیه‌سازی، ثبت می‌شود . اطلاعات مربوط به هر اجرا به‌عنوان یک مشاهده برای رگرسیون مقطعی (۱۲) در نظر گرفته شده است:

$$pay = \alpha_1 * T + \alpha_2 * p + \alpha_3 * q + \alpha_4 * growth_rate + \alpha_5 * exemption + \alpha_6 * ratio_taxpayers + \alpha_7 * ratio_evaders + \alpha_8 * allocation + \alpha_9 * distribution + \alpha_{10} \quad (۱۲)$$

نتایج حاصل از برآورد رگرسیون (۱۲) در جدول (۴) نیز گزارش می‌گردد:

جدول ٤. نتایج برآورد رگرسیون شبیه‌سازی میزان مجموع مالیات پرداختی

نام متغیر	نماد	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	احتمال
نرخ مالیات	T	-۱۳/۴۴۶۷۰	۱/۲۶۲۴۰۷	-۱۰۴/۶۵۱۶	۰
نرخ حسابرسی	p	۷۰۳/۳۱۹۱	۵۰/۵۷۹۱۸	۱۳/۹۰۵۳۱	۰
نرخ جریمه	q	۵۹۳/۶۶۹۷	۴۸/۳۶۲۳۱	۱۲/۲۷۵۴۶	۰
نرخ رشد درآمد	growth-rate	۲۹۴۳/۸۷۷	۱۲۸/۲۸۹۲	۲۲/۹۴۷۱۹	۰
میزان معافیت مالیاتی	exemption	-۷۷/۹۵۹۶	۴/۵۴۷۱۹۵	-۱۷/۱۴۴۵	۰
نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان‌مالیاتی	ratio-taxpayers	۵۵۹/۱۰۷۴	۶۴/۴۴۸۲۹	۸/۶۷۵۲۸۹	۰
نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی	ratio-evaders	-۶۰۲/۹۵۷۷	۵۵/۶۰۷۹۸	-۱۰/۸۴۳۰	۰
کارایی تخصیصی	allocation	۷۳۳/۰۱۱۲	۴۷/۰۹۵۷۶	۱۵/۵۶۴۲۷	۰
کارایی توزیعی	distribution	۷۲۰/۵۹۷۷	۵۳/۱۵۵۲۲	۱۳/۵۵۶۴۸	۰
عرض از مبدأ	c	۶۶۶/۷۹۲۰	۶۳/۰۱۲۰۷	۱۰/۵۸۱۹۷	۰
آماره F	F-statistic	۶۸۰۰/۲۵۳			۰
ضریب تعیین	R-squared	۰/۸۵۹۶۷۶			

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از رگرسیون (۱۲)، نشان‌دهنده اثر معناداری تمامی پارامترهای جمعیتی، سیاستی و کارایی در تدارک کالای عمومی بر میزان مجموع مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی می‌باشد. این اثرگذاری پارامترها، به شرح ذیل می‌باشد:

الف) پارامترهای اجتماعی (جمعیتی): نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی، تأثیر منفی و نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی، تأثیر مثبت بر میزان مجموع مالیات پرداختی داشته است.

ب) پارامترهای سیاستی: نرخ مالیات و میزان معافیت مالیاتی تأثیر منفی و نرخ‌حسابرسی، نرخ‌جریمه و نرخ رشد درآمدها تأثیر مثبت بر مجموع مالیات پرداختی در انتهای شبیه‌سازی‌های مدل دارند.

ج) پارامترهای کارایی در تدارک کالای عمومی: دو پارامتر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی بر میزان مجموع مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی در انتهای شبیه‌سازی تأثیر مثبت دارند.

نتایج حاصل از تأثیر پارامترهای اجتماعی (جمعیتی) و پارامترهای کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی منطبق بر انتظار بوده است و تعجب برانگیز نیست؛ اما نتایج حاصل از برخی از پارامترهای سیاستی می‌تواند قابل توجه باشد که در زیر به آنها پرداخته می‌شود:

۱- افزایش نرخ‌مالیات نه تنها رفتار فرار مالیاتی در جامعه را تشدید می‌کند، بلکه میزان مجموع مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی را نیز کاهش می‌دهد. براساس بحث بسیاری از محققان نظیر نظرپور، نسل‌موسوی و حسینی شیروانی (۱۳۹۹)، فاست و ریدل[1] (۲۰۱۹)، بارمالیاتی یکی از مهمترین عوامل تعیین‌کننده فرار مالیاتی می‌باشد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افزایش در نرخ مالیات، انگیزه افراد را برای فعالیت در اقتصاد غیررسمی بالا می‌برد و بدین ترتیب، بر میزان رفتار فرار مالیاتی افزوده می‌شود، لذا افزایش پارامتر سیاستی نرخ مالیات، اثرات نامطلوب خواهد داشت.

۲- افزایش نرخ‌رشد درآمدها سبب می‌شود که با بهبود وضعیت درآمدی افراد، به‌طور همزمان هم میزان رفتار فرار مالیاتی تشدید شود و هم میزان مجموع مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی افزایش یابد. زمانی که با وجود افزایش تعداد فرارکنندگان مالیاتی، میزان مجموع مالیات پرداختی نیز افزایش یابد، بیانگر این مطلب است که افزایش مالیات‌تکلیفی نسبت به عدم‌پرداخت مالیات فرارکنندگان مالیاتی در زمانی که نرخ‌رشد درآمدها افزایش می‌یابد، تأثیر بیشتری بر میزان مجموع مالیات پرداختی خواهد داشت.

۳- افزایش میزان معافیت مالیاتی سبب می‌شود تا تعداد فرارکنندگان مالیاتی در جامعه کاهش یابد، اما سبب می‌شود تا میزان مجموع مالیات پرداختی کاهش یابد. این پارامتر سیاستی می‌تواند متناسب با هدف دولت تنظیم شود؛ به‌گونه‌ای که اگر هدف دولت کاهش رفتار فرار مالیاتی در جامعه باشد، بایستی میزان معافیت مالیاتی را بالا در نظر بگیرد، ولی اگر هدف دولت افزایش میزان مجموع مالیات پرداختی بدون توجه به تعداد فرارکنندگان مالیاتی باشد، بایستی میزان معافیت مالیاتی را در سطح پایین اعلام کند.

1. Fuest & Riedel

۴-۳- آزمون آماری انتخاب ترکیب مناسب حسابرسی-جریمه

یکی از اهداف این پژوهش بررسی ترکیب حسابرسی-جریمه مناسب از بین دو ترکیب سیاستی (حسابرسی بالا، جریمه کم) و (حسابرسی پایین، جریمه زیاد) می‌باشد؛ ترکیب حسابرسی-جریمه‌ای مناسب است که سبب شود میزان رفتار فرار مالیاتی (تعداد فرارکنندگان مالیاتی در جامعه) کاهش یابد و همچنین میزان مجموع مالیات پرداختی را افزایش دهد. در این حالت می‌توان براساس آزمون والد بین این دو سیاست ترکیبی، به‌صورت آماری قضاوت کرد. در جدول (۵)، نتایج حاصل از آزمون فرضیه قیاس بین ضرایب برآوردی دو پارامتر نرخ‌حسابرسی و نرخ‌جریمه در دو رگرسیون (۱۱) و (۱۲) گزارش شده است:

جدول ۵. نتایج حاصل از مقایسه آماری بین دو ترکیب سیاستی حسابرسی-جریمه

وضعیت	احتمال	t بحرانی	t محاسباتی	مقدار	فرضیه H0	رگرسیون
پذیرش H0	۰/۲۶	۱،۶۴	۰/۶۳۹۰۳۳	۰/۰۰۷۸۱۲	$\beta_2 \geq \beta_3$	۱۱
پذیرش H0	۰،۰۷	۱،۶۴	۱/۴۶۰۸۵۳	۱۰۹/۶۴۹۵	$\alpha_2 \geq \alpha_3$	۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس آزمون فرضیه یکطرفه گزارش شده در جدول (۵)، می‌توان گفت که با احتمال ۹۵ درصد فرضیه H0 هر دو آزمون والد مبنی بر بزرگ‌تر بودن ضریب‌اثر نرخ‌حسابرسی نسبت به نرخ‌جریمه رد نمی‌شود که بیانگر این مطلب است که دولت‌ها از میان دو ترکیب سیاستی (حسابرسی بالا، جریمه کم) و (حسابرسی پایین، جریمه زیاد) بایستی (حسابرسی بالا، جریمه کم) را انتخاب کنند، زیرا افزایش حسابرسی نسبت به جریمه سبب می‌شود تا هم میزان کاهش رفتار فرار مالیاتی بیشتر باشد و هم افزایش میزان مجموع مالیات پرداختی بیشتر شود.

برای بررسی بیشتر نرخ جریمه و نرخ حسابرسی، مدل برای دو حالت حدی (p=0/1,q=0/9) و (p=0/9,q=0/1) برای هر سه نوع شبکه تصادفی، بدون مقیاس و جهان کوچک انجام شده و تعداد فرار کنندگان و مجموع مالیات پرداختی در جدول (۶) گزارش می‌شود:

جدول ٦. نتایج حاصل از دو حالت حدی سیاست حسابرسی-جریمه در انواع شبکه‌های اجتماعی

		شبکه اجتماعی تصادفی		شبکه اجتماعی بدون مقیاس		شبکه اجتماعی جهان کوچک	
حالت	(نرخ جریمه، نرخ حسابرسی)	تعداد فرارکنندگان	مجموع مالیات پرداختی	تعداد فرارکنندگان	مجموع مالیات پرداختی	تعداد فرارکنندگان	**مجموع مالیات پرداختی**
۱	(۰/۱،۰/۹)	۶۳	۱۵۷/۰۷	۵۸	۲۰۷/۰۲	۴۷	۲۷۹/۹۲
۲	(۰/۹،۰/۱)	۳	۳۷۳/۹۶	۳	۳۸۱/۱۳	۲	۴۰۶/۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که در هر سه شبکه اجتماعی، تعداد فرارکنندگان مالیاتی در حالت حدی حسابرسی بالا و جریمه کم نسبت به حالت حدی حسابرسی کم و جریمه بالا کمتر است و همچنین مجموع مالیات پرداختی در حالت حدی حسابرسی بالا و جریمه کم بیشتر می‌باشد. لازم به ذکر است مکانیزم حسابرسی-جریمه در شبکه اجتماعی جهان کوچک نسبت به شبکه‌های اجتماعی دیگر عملکرد بهتری دارد و می‌تواند به این دلیل باشد که وقتی افراد از نظر موقعیت مکانی در نزدیکی یکدیگر باشند، از حسابرسی و جریمه افراد فرار کننده مالیاتی تحت تأثیر بیشتری قرار می‌گیرند.

۴-۴- آزمون آماری انتخاب میان کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی

یکی دیگر از اهداف این پژوهش انتخاب سیاست اجرایی برتر از میان دو پارامتر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی می‌باشد. آن نوع کارایی از اهمیت بیشتری برخوردار است که سبب رفتار فرار مالیاتی (تعداد فرارکنندگان مالیاتی در جامعه) را کاهش و میزان مجموع مالیات پرداختی را افزایش دهد. در این حالت می‌توان براساس آزمون والد، بین این دو سیاست، به‌صورت آماری قضاوت کرد. در جدول (۷)، نتایج حاصل از آزمون‌فرضیه قیاس بین ضرایب‌برآوردی دو پارامتر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در دو رگرسیون (۴-۱) و (۴-۲) گزارش شده است:

جدول۷. نتایج حاصل از مقایسه آماری بین ضرایب‌برآوردی دو پارامتر کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی

وضعیت	احتمال	t بحرانی	t محاسباتی	مقدار	فرضیه H0	رگرسیون
عدم پذیرش H0	۰/۰۰۰۱	۱٫۶۴	۳/۵۷۷۶۹۹	۰/۰۶۱۸۱۱	$\beta_8 \geq \beta_9$	۱۱
پذیرش H0	۰٫۴۳	۱٫۶۴	۰/۱۵۹۲۴۲	۱۲/۴۱۳۵۱	$\alpha_8 \geq \alpha_9$	۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس آزمون فرضیه یک‌طرفه گزارش شده در جدول (۷)، می‌توان گفت که با احتمال ۹۵ درصد فرضیه H0 آزمون والد رگرسیون (۱۱) مبنی بر بزرگ‌تر بودن ضریب اثر کارایی تخصیصی نسبت به کارایی توزیعی مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. این نتیجه نشان می‌دهد که برای کاهش رفتار فرارمالیاتی، کارایی توزیعی نسبت به کارایی تخصیصی از اهمیت بیشتری برخوردار است. در حالی‌که فرضیه H0 آزمون والد رگرسیون (۱۲) مبنی بر بزرگ‌تر بودن ضریب اثر کارایی تخصیصی نسبت به کارایی توزیعی مورد پذیرش قرار می‌گیرد. این مطلب نیز نشان می‌دهد که برای افزایش مجموع مالیات پرداختی، کارایی تخصیصی نسبت به کارایی توزیعی از اهمیت بیشتری برخوردار خواهد بود.

برای بررسی بیشتر اثر کارایی توزیعی و کارایی تخصیصی در تدارک کالای عمومی، مدل برای دو حالت حدی (allocation=0/1,distribution=0/9) و (allocation=0/9,distribution=0/1) برای هر سه نوع شبکه تصادفی، بدون مقیاس و جهان کوچک انجام شده و تعداد فرار کنندگان و مجموع مالیات پرداختی در جدول (۸) گزارش می‌شود:

جدول ۸. نتایج حاصل از دو حالت حدی کارایی توزیعی و کارایی تخصیصی در تدارک کالای عمومی برای انواع شبکه‌های اجتماعی

		شبکه اجتماعی تصادفی		شبکه اجتماعی بدون مقیاس		شبکه اجتماعی جهان کوچک	
حالت	(کارایی توزیعی، کارایی تخصیصی)	تعداد فرارکنندگان	مجموع مالیات پرداختی	تعداد فرارکنندگان	مجموع مالیات پرداختی	تعداد فرارکنندگان	مجموع مالیات پرداختی
۱	(۰/۹ و۰/۱)	۲	۲۳۳/۲۸	۲	۲۳۹/۹۸	۲	۲۴۴/۸۵
۲	(۰/۱ و۰/۹)	۵۰	۳۱۶/۷۵	۳۹	۳۶۵/۱۸	۴۰	۳۵۲/۶۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که در هر سه شبکه اجتماعی، تعداد فرارکنندگان مالیاتی در حالت حدی کارایی تخصیصی کم و کارایی توزیعی بالا نسبت به حالت حدی کارایی تخصیصی بالا و کارایی توزیعی کم، کمتر و مجموع مالیات پرداختی در حالت حدی کارایی تخصیصی بالا و کارایی توزیعی کم بیشتر است. به عبارتی دیگر، افزایش کارایی تخصیصی نسبت به کارایی توزیعی سبب می‌شود تا مجموع مالیات پرداختی افزایش یابد، درحالی‌که افزایش کارایی توزیعی نسبت به کارایی تخصیصی سبب کاهش رفتار فرار مالیاتی می‌شود. لازم به ذکر است کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی در تدارک کالای عمومی، بر جامعه‌ای که روابط آنها براساس روابط اجتماعی بدون مقیاس است بیشتر اثر می‌گذارد. به عبارتی کارایی تخصیصی و کارایی توزیعی می‌تواند از طریق افراد مشهور (سیاستمداران)، سبب ترغیب افراد به پرداخت مالیات شود.

۴-۵- اعمال سیاست پیشنهادی در ساختار مالیاتی ایران

با توجه به اینکه مطالعه حاضر در راستای توسعه مدل‌سازی نظری فرار مالیاتی می‌باشد و به علت آن‌که شبیه‌سازی مدل در یک بستر آزمایشگاه مجازی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است نتایج حاصل از شبیه‌سازی‌ها برای تمامی سیستم‌های مالیات‌ستانی کشورهای مختلف قابل اعمال خواهد بود؛ با این وجود برای بررسی بیشتر، سیاست‌های پیشنهادی حاصل از این مطالعه برای ساختار مالیاتی ایران در ادامه مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. ما برای کالیبره نمودن پارامترهای سیاستی، از قانون مالیات‌های مستقیم کشور ایران استفاده می‌نماییم اما باید متذکر شویم که به

علت آن‌که در مورد پارامترهای جمعیتی و پارامترهای کارایی دولت در تدارک کالای عمومی اطلاعاتی موجود نیست از مقادیر پیش فرض استفاده نموده‌ایم. مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل براساس ساختار مالیاتی ایران در جدول (۹) گزارش گردیده است:

جدول ۹. مقادیر پارامترهای سیاستی برای کشورایران براساس قانون مالیات‌های مستقیم

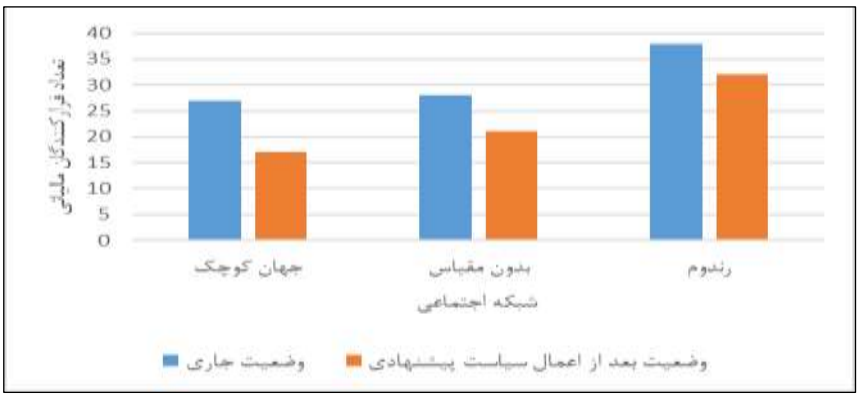
پارامتر	نماد	مقدار جاری	مقدار پس از اعمال سیاست پیشنهادی	قانون
نرخ مالیات	T	۱۵ درصد	۱۰ درصد	ماده ۱۳۱ ق.م.م
نرخ حسابرسی	p	۲/۵ درصد	۷/۵ درصد	ماده ۱۰۰ ق.م.م
نرخ جریمه	q	۳۰ درصد	۳۵ درصد	تبصره ماده ۱۰۰ ق.م.م
میزان معافیت مالیاتی	exemption	۴۷/۵ میلیون تومان	۴۷/۵ میلیون تومان	ماده ۱۰۱ ق.م.م
نرخ رشد درآمد	growth-rate	۲۰ درصد	۲۰ درصد	قانون افزایش درآمد
نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی	ratio-taxpayers	۳۰ درصد	۳۵ درصد	مقدار پیش فرض
نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی	ratio-evaders	۳۰ درصد	۲۵ درصد	مقدار پیش فرض
کارایی تخصیصی	allocation	۵۰ درصد	۵۵ درصد	مقدار پیش فرض
کارایی توزیعی	distribution	۵۰ درصد	۵۵ درصد	مقدار پیش فرض

خروجی حاصل از تنظیم پارامترهای مدل براساس ستون سوم جدول (۹) به‌عنوان وضعیت جاری ثبت می‌شود. پس از آن منطبق با نتایج حاصل از جداول ۳ و ۴ مقادیر پارامترها به میزان ۵ درصد[۱] تغییر داده شده و خروجی حاصل از آن به‌عنوان وضعیت پس از اعمال سیاست پیشنهادی گزارش می‌شود که این مورد در ستون چهارم جدول (۹) قابل مشاهده می‌باشد. این تغییر در وضعیت پس از اعمال سیاست پیشنهادی به این شکل است که با توجه به اینکه پارامترهای نسبت اولیه پرداخت‌کنندگان مالیاتی، نرخ حسابرسی، نرخ جریمه، کارایی توزیعی و کارایی تخصیصی سبب کاهش تعداد فرار کنندگان مالیاتی و افزایش مالیات پرداختی شده‌اند به‌میزان ۵ درصد افزایش می‌یابند، در حالی‌که نرخ مالیات و نسبت اولیه فرارکنندگان مالیاتی به‌دلیل آن‌که موجب افزایش تعداد فرارکنندگان مالیاتی و کاهش مجموع مالیات پرداختی شده‌اند،

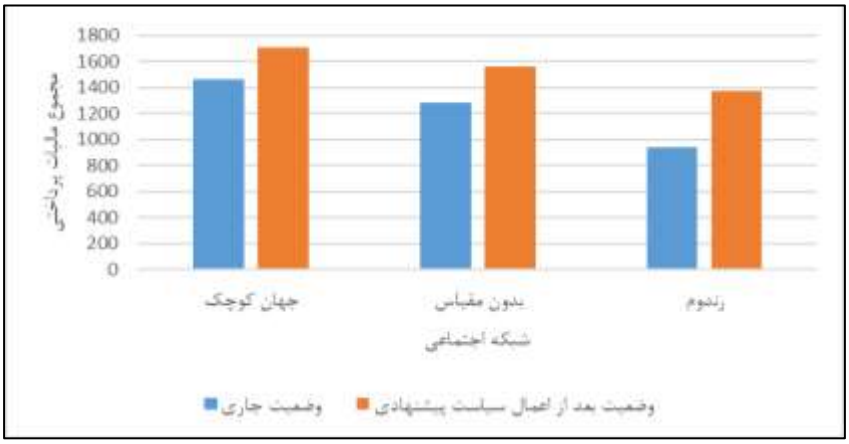
۱. اگرچه در این مطالعه میزان بهبود کارکرد نظام مالیاتی ایران، به عنوان یک شبیه‌سازی موردی، بعد از ۵ درصد مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است اما برای تغییرات کمتر یا بیشتر از ۵ درصد نیز می‌توان این بهبود وضعیت را نیز مشاهده نمود.

به میزان ۵ درصد کاهش داده می‌شوند. باید اشاره شودکه دو پارامتر دیگر، نرخ رشد درآمد و میزان معافیت مالیاتی، به‌دلیل اینکه بر تعداد فرارکنندگان مالیاتی و مجموع مالیات پرداختی اثر همسو داشته‌اند، بدون تغییر در نظر گرفته می‌شوند.

برای بررسی عملکرد سیاست پیشنهادی در ساختار مالیاتی ایران، تعداد فرارکنندگان مالیاتی و میزان مجموع مالیات پرداختی برای دو وضعیت جاری و وضعیت بعد از اعمال سیاست پیشنهادی با یکدیگر مقایسه می‌شود. خروجی‌های حاصل از این دو وضعیت به تفکیک انواع شبکه‌های اجتماعی در شکل‌های ۳ و ۴ نمایش داده شده‌اند:



شکل ۳. مقایسه تعداد فرارکنندگان مالیاتی در ۲ وضعیت جاری و پس از اعمال سیاست پیشنهادی به تفکیک انواع شبکه‌های‌اجتماعی



شکل ٤. مقایسه میزان مجموع مالیات پرداختی در ۲ وضعیت جاری و پس از اعمال سیاست پیشنهادی به تفکیک انواع شبکه‌های‌اجتماعی

با مقایسه دو وضعیت جاری و پس از اعمال سیاست پیشنهادی در شکل ۳ مشخص می‌شودکه پس از اعمال سیاست پیشنهادی به میزان ۵ درصد، تعداد فرارکنندگان مالیاتی در ساختار شبکه‌های‌اجتماعی جهان کوچک، بدون‌مقیاس و تصادفی به‌ترتیب به میزان ۳۷ درصد، ۲۵ درصد و ۱۵ درصد کاهش یافته‌اند. همچنین میزان افزایش مجموع مالیات پرداختی نسبت به وضعیت جاری در شکل ۴ نمایش داده شده است که این افزایش در ساختار شبکه‌های اجتماعی جهان کوچک، بدون‌مقیاس و تصادفی به میزان ۱۶ درصد، ۲۲ درصد و ۴۶ درصد خواهد بود؛ لذا خروجی شبیه‌سازی‌های انجام شده برای ساختار مالیاتی ایران نیز کاهش تعداد فرارکنندگان مالیاتی و افزایش مجموع مالیات پرداختی را در تمامی شبکه‌های اجتماعی منطبق با سیاست پیشنهادی این مطالعه تأیید می‌کند.

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه تلاش می‌کند که با استفاده از توسعه نظری مدل‌سازی فرار مالیاتی نقش سه دسته از پارامترهای اجتماعی، سیاستی و کارایی در تدارک کالای عمومی بر رفتار فرار مالیاتی و میزان مجموع مالیات پرداختی مؤدیان مالیاتی را در یک محیط آزمایشگاه مجازی با کمک عامل‌های کامپیوتری مورد بررسی قرار دهد. در این پژوهش رفتار مؤدیان مالیاتی براساس درجه ریسک‌پذیری آنها مدل‌سازی شده است؛ به‌طوری که درجه ریسک‌پذیری افراد تحت تأثیر سه مؤلفه بستر اجتماعی، وضعیت نظام حسابرسی-جریمه و میزان بهره‌مندی از کالای عمومی در نظر گرفته شده است.

خروجی‌های شبیه‌سازی نشان‌دهنده این مطلب است که نظامهای مالیاتی، بایستی حسابرسی بالا و جریمه کم را برای ترغیب هرچه بیشتر مودیان به پرداخت مالیات و کاهش رفتار فرارمالیاتی در پیش بگیرند. خروجی‌های شبیه‌سازی این مقاله نشان می‌دهد که اگرچه هردو کارایی تخصیصی و توزیعی در تدارک کالای عمومی سبب بهبود مجموع مالیات پرداختی و کاهش رفتار فرار مالیاتی می‌شود، اما کارایی تخصیصی بیشتر بر افزایش مجموع مالیات پرداختی مؤثر است و ازآنجایی‌که این کارایی در ارتباط با بزرگی کالای عمومی می‌باشد، لذا توصیه می‌شود زمانی که هدف دولت‌ها افزایش مجموع مالیات پرداختی باشد، به تدارک کالای عمومی با اندازه بزرگ بپردازند. ازسویی کارایی توزیعی بر کاهش رفتار فرار مالیاتی اثر دارد و باتوجه به اینکه این کارایی مرتبط با مفید بودن کالای عمومی برای افراد جامعه است، لذا توصیه می‌شود زمانی که دولت‌ها به دنبال انتخاب سیاست اجرایی همسو با کاهش رفتار فرار مالیاتی هستند، به اینکه افراد آن جامعه بیشتر به کدام نوع از کالای عمومی نیاز دارند، توجه کنند.

با توجه به اینکه ما در ابتدای مسیر مدل‌سازی عامل محور مسئله فرار مالیاتی قرار داریم؛ لذا مطالعه حاضر می‌تواند به‌عنوان یک مدل پایه برای پژوهش‌های آتی، توسعه یابد. به‌عنوان مثال، اگرچه در این پژوهش برای ساده‌سازی، گروه‌بندی شغلی انجام نشده و فرض شده است که همه افراد جامعه در یک دسته شغلی یکسان قرار دارند، اما می‌توان از لحاظ اثرپذیری نامتقارن رفتاری از دسته‌های شغلی مختلف، جامعه فرضی را متشکل از چند دسته شغلی متفاوت در مدل‌سازی در نظر گرفت؛ در چنین شرایطی می‌توان در کنار فرار مالیاتی، به مسئله اجتناب مالیاتی نیز پرداخت. همچنین در این پژوهش برای سادگی فرض شده است که پرونده‌های مالیاتی تا یک دوره قابل حسابرسی هستند، لذا می‌توان در مطالعات آتی با افزایش طول دوره امکان حسابرسی، نقش پارامتر سیاستی «مرور زمان[1]» را نیز مورد ارزیابی قرار داد.

منابع

1. Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). lIncome Tax Evasion: A Theoretical Analy'sis, *Journal of Public Economics.*
2. Amiri, M. (2017). "Behavioral Economics and Tax Evasion". *Journal of Economic Research*, 17(64): 95-130. doi: 22054/10/joer.7670/2017 (In Persian).
3. Barabási, A.-L., & Albert, R. (1999). Emergence of scaling in random networks. *Science*, 286(5439), 509–512.
4. Bazart, C., Bonein, A., Hokamp, S., & Seibold, G. (2016). Behavioural economics and tax evasion: calibrating an agent-based econophysics model with experimental tax compliance data. *Journal of Tax Administration*, 2(1), 126–144.
5. Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In The economic dimensions of crime (pp. 13–68). *Springer*.
6. Bloomquist, K. M. (2004). Modeling taxpayers' response to compliance improvement alternatives. *Annual Conference of the North American Association for Computational Social and Organizational Sciences*, Pittsburgh, PA, 27–29.
7. Bloomquist, K. M. (2006). A comparison of agent-based models of income tax evasion. *Social Science Computer Review*, 24(4), 411–425. https://doi.org/1177/10/0894439306287021
8. Cai, J., & Xiong, H. (2017). An agent-based simulation of cooperation in the use of irrigation systems. *Complex Adaptive Systems Modeling*, 5(1), 1–23.

1. Laps of time

9. Chaman, T., Mohajeri, P., Arab MazarYazdi, A. (2019). "The Impact of Financial Development on Tax Evasion in Iran". *Journal of Economic Research*, 19(72): 105-139. doi: 22054/10/joer.10156/2019 (In Persian).
10. Davis, J. S., Hecht, G., & Perkins, J. D. (2003). Social behaviors, enforcement, and tax compliance dynamics. *The Accounting Review*, 78(1), 39–69.
11. Dell'Anno, R. (2022). Measuring the unobservable: estimating informal economy by a structural equation modeling approach. *International Tax and Public Finance*, 1–31.
12. Di Mauro, L. S., Pluchino, A., & Biondo, A. E. (2019). Tax evasion as a contagion game: evidences from an agent-based model. *The European Physical Journal*, 92(5), 1–12.
13. Dubbelboer, J., Nikolic, I., Jenkins, K., & Hall, J. (2017). An agent-based model of flood risk and insurance. *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, 20(1).
14. Erdős, P., & Rényi, A. (1960). On the evolution of random graphs. *Publ. Math. Inst. Hung. Acad. Sci*, 5(1), 17-60.
15. Fuest, C., & Riedel, N. (2009). Tax evasion, tax avoidance and tax expenditures in developing countries: A review of the literature. *Report prepared for the UK Department for International Development (DFID), 44*.
16. Gao, S., Zheng, R., & Hu, T. (2012). Can increases in the cigarette tax rate be linked to cigarette retail prices? Solving mysteries related to the cigarette pricing mechanism in China. *Tobacco Control*, 21(6), 560–562.
17. Gharakhani, S., Amiri, H., Safari, B. (2023). Agent-based modeling of common-pool resource management through the emergence of self-governing institutions. *Journal of Economic Research*, 57(3): 533-561. doi: 22059/10/jte.348357/2023.1008717 (In Persian).
18. Ghorbani, A., & Bravo, G. (2016). Managing the commons: a simple model of the emergence of institutions through collective action. *International Journal of the Commons*, 10(1).
19. Hardin, R. (1995). [BOOK REVIEW] One for all, the logic of group conflict. *Political Science Quarterly*, 110(4), 668–669.
20. Hashimzade, N., Myles, G. D., Page, F., & Rablen, M. D. (2015). The use of agent-based modelling to investigate tax compliance. *Economics of Governance*, 16(2), 143–164. https://doi.org/1007/10/s10101-014-0151-8
21. Heckathorn, D. D. (1996). The dynamics and dilemmas of collective action. *American Sociological Review*, 250–277.
22. Hokamp, S., & Pickhardt, M. (2010). Income tax evasion in a society of heterogeneous agents–Evidence from an agent-based model. *International Economic Journal*, 24(4), 541–553.

23. Hokamp, S., Gulyás, L., Koehler, M., & Wijesinghe, S. (2018). Agent-Based Modeling and Tax Evasion: Theory and Application. *In Agent-based Modeling of Tax Evasion (Issue February)*. https://doi.org/1002/10/9781119155713.ch1
24. Izadi, A., Sameti, M., Akbari, N. (2021). Estimation of Tax Evasion in Iran Using MIMIC Method (1976-2016). *J Tax Res*, 28 (48) :7-32 (In Persian).
25. Kirchler, E. (2007). The economic psychology of tax behaviour. *Cambridge University Press*.
26. Korobow, A., Johnson, C., & Axtell, R. (2007). An agent–based model of tax compliance with social networks. *National Tax Journal*, 60(3), 589–610.
27. Lima, F. W. S., & Zaklan, G. (2008). A multi-agent-based approach to tax morale. *International Journal of* Modern Physics C, 19(12), 1797–1808.
28. Matlabi, M., Alizade, M., Faraji Dizaji, S. (2018). Estimating Shadow Economy and Tax Evasion Considering Behavioral Factors. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 7(27): 141-167 (In Persian).
29. Mittone, L., & Patelli, P. (2000). Imitative behaviour in tax evasion. In Economic simulations in swarm: Agent-based modelling and object-oriented programming (pp. 133–158). *Springer*.
30. Nazarpoor, M., NaslMusavi, H., HoseiniShirvani, M. (2020). A Model for Tax Evasion Forecasting based on ID3 Algorithm and Bayesian Network. *J Tax Res*, 28(45): 59-87 (In Persian).
31. Rapoport, A. (1974). Prisoner's dilemma—recollections and observations. In Game Theory as a Theory of a Conflict Resolution (pp. 17–34). *Springer*.
32. Rezaee siabidi, M. (2017). Ways to Deal with and Prevent Tax Evasion. *Ghanonyar*, 4(4): 145-159 (In Persian).
33. Robbins, L. (1932). The nature and significance of economic science. *The Philosophy of Economics: An Anthology*, 1, 73–99.
34. Schulz, M. (2003). Statistical physics and economics: concepts, tools, and applications (Vol. 184). *Springer Science & Business Media.*
35. Slemrod, J. (2007). Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 25–48.
36. Slemrod, J., & Yitzhaki, S. (2002). Tax avoidance, evasion, and administration. *In Handbook of public economics*, 3, 1423–1470. Elsevier.
37. Srinivasan, T. N. (1973). Tax evasion: A model.
38. Stankevicius, E., & Leonas, L. (2015). Hybrid approach model for prevention of tax evasion and fraud. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 213, 383–389.
39. Vale, R. (2015). A model for tax evasion with some realistic properties. Available at SSRN 2601214.

40. Van Dam, K. H., Nikolic, I., & Lukszo, Z. (Eds.). (2012). Agent-based modelling of socio-technical systems (Vol. 9). *Springer Science & Business Media*.
41. Voss, T. (2001). Game-theoretical perspectives on the emergence of social norms. *na*.
42. Warner, G., Wijesinghe, S., Marques, U., Badar, O., Rosen, J., Hemberg, E., & O'Reilly, U.-M. (2015). Modeling tax evasion with genetic algorithms. *Economics of Governance*, 16, 165–178.
43. Wats, D. J., & Strogatz, S. H. (1998). Collective dynamics of small-world networks. *Nature*, 393(6684), 440–442.
44. YITZHAKlt, S. (1974). A note on income tax evasion*: A theoretical analysis. Journal of Public Economics*, 3, 201–202.
45. Zaklan, G., Westerhoff, F., & Stauffer, D. (2009). Analysing tax evasion dynamics via the Ising model. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, 4(1), 1–14.

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
University of Tehran Press
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Simulating Approaches to Improve Tax Payments and Reduce Tax Evasion Behavior: An Agent-Based Model

Maede Mohammadi[1], Sasan Gharakhani[2]✉,Majid Sameti[3],Hadi Amiri[4]

1. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, m.mohamadi97@ase.ui.ac.ir
2. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, s.gharakhani@ase.ui.ac.ir
3. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, majidsameti@ase.ui.ac.ir
4. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, h.amiri@ase.ui.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2023-4-25
Received in revised form: 2023-11-24
Accepted: 2023-12-5
Published: 2024-2-3

Keywords:
Agent-based odeling,
Allocation efficiency,
Distribution fficiency
Public goods procurement,
Tax evasion

JEL Classification:
C63, H26, H41, L78

ABSTRACT

Through investigating the phenomenon of tax evasion, tax experts are facing the constant challenge of designing and implementing policies to reduce tax evasion due to its hidden nature part. Agent-based models are one of the powerful tools for the behavioral simulation of tax evasion. By creating a virtual laboratory environment with agent-based models, researchers can examine the impact of different policies on people's behavior. In this research, people's behavior is modeled based on their risk-taking degree using a factor-based model; In such a way that the degree of risk-taking in this field is affected by three components of the social factors, the audit-penalty system and the amount of benefit from the public goods they received. The results emphasize the importance of paying attention to social factors, political factors, and government efficiency to reduce tax evasion behavior and increase the total amount of tax payment. The simulation result indicates that among the two audit-penalty policy combinations, a high audit and low penalty is a more suitable policy than a low audit and high penalty, and it causes the number of tax evaders to decrease, as well as the total amount of tax payment increase. Another result is that the government should pay more attention to distribution efficiency to reduce tax evasion behavior and allocation efficiency to increase total tax payments.

Mohammadi, M., Gharakhani, S., Sameti, M. & Amiri, H. (2024). Simulating Approaches to Improve Tax Payments and Reduce Tax Evasion Behavior: An Agent-Based Model. *Economic Research*, 58 (4), 661-694.

© The Author(s). **Publisher:** The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2023.358166.1008818

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

The Impact of Imported Intermediate Goods on Exports: Evidence from Iran's Industrial Firms

Somayeh Shahhosseini[1], Nadia Mirzababazadeh[2]✉, Samaneh Norani Azad[3]

1. Department of Economic, Faculty of Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, s.shahhosseini@atu.ac.ir
2. Department of Economic, Faculty of Economic, Payame Noor University, Tehran, Iran, nmirzababazadeh@pnu.ac.ir
3. Department of Economic, Faculty of Economic, Payame Noor University, Tehran, Iran, noraniazad@pnu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2023-9-24
Received in revised form: 2023-12-17
Accepted: 2024-1-16
Published: 2024-2-3

Keywords:
Imported intermediate goods, Industrial development Industrial exports, Iranian industrial firms,

JEL Classification:
F14, L60, O33, C2

ABSTRACT

Encouraging firms to engage in exports is a crucial concern for developing countries, as the growth and dynamism of exports are essential for sustainable economic development. Researchers and policymakers have consistently sought effective ways to enhance firms' exports and examine the determining factors. One common method to boost and diversify exports, particularly in developing countries, involves a continuous shift towards downstream industries along production chains, utilizing the imported of intermediate goods. Over the past few years, the relationship between the importation of intermediate goods and exports has received attention. In this article, the impact of importing intermediate goods, along with other influential factors, on Iran's industrial exports is examined. The proposed model in the article considers exports as a function of both price and non-price variables, and estimation has been conducted using fourth edition ISIC (International Standard Industrial Classification) four-digit data for Iranian industrial firms during the time period from 2012 to 2019. By employing econometric techniqes and dynamic panel data methods, and considering that the data are defined cross-sectionally and time series, the generalized method of moments (GMM) and the Arellano-Bond type have been utilized for estimation. Empirical findings indicate that the importation of intermediate goods has a positive and significant impact on Iran's industrial exports. Specifically, 1% increase in the importation of intermediate goods results in 0.20% increase in Iran's industrial exports. Meanwhile, the impact of other variables on Iran's industrial exports is significant and aligns with theoretical foundations.

Shahhosseini, S., Mirzababazadeh, N., & Norani Azad S. (2024). The Impact of Imported Intermediate Goods on Exports: Evidence from Iran's Industrial Firms. *Economic Research*, 58 (4), 635-660.

© The Author(s). **Publisher:** The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2024.365759.1008854

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Asymmetric Effects of Exchange Rate on Inflation Expectations in Iran's Inflation Targeting Economy

Hamed Khezrzadegan[1]✉, **Hassan Heydari**[2]
1. Supreme Audit Court, Tehran, Iran. H.khezrzadegan@modares.ac.ir
2. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Hassan.heydari@modares.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2023-10-7
Received in revised form: 2024-1-10
Accepted: 2024-1-16
Published: 2024-2-3

Keywords:
Exchange rate pass-through,Inflation expectations, Inflation targeting, Non-linear ARDL

JEL Classification:
C12, C13, E31, E52, E58, E61, E62

ABSTRACT

Exchange rate pass-through (ERPT) and its implications for the various aspects of macroeconomic and price stability are longstanding and much debated issues. In this debate, an underappreciated and unexplored issue is whether inflation expectations act as a channel for the ERPT under an inflation targeting regime. In this study are analyzed the implications of ERPT and other determinants of inflation for inflation expectations. As an empirical framework of analysis and to draw some inferences and conclusions, the Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model has been used during the period of April 2020 to April 2023. The results show that exchange rate depreciation increases expected price levels, while exchange rate appreciation reduces them. Inflation itself has very significant impact on inflation expectations, which implies that periods of price stability can help to anchor and moor inflation expectations. The other determinants of inflation expectations, including money supply and budget deficit also show considerable impact.

Khezrzadegan, H., & Heydari, H. (2024). Asymmetric Effects of Exchange Rate on Inflation Expectations in Iran's Inflation Targeting Economy. *Economic Research*, 58 (4), 615-634.

© The Author(s). **Publisher:** The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2024.366184.1008858

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Evaluating the Concept of Disguised Unemployment and Investigating the Possible Existence of This Phenomenon in Iran's Economy

Raha Hamzehloian[1]✉, Homa Esfahanian[2], Milad Oraei[3]

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, rahahamzehloian@gmail.com
2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, esfahanian.homa@ut.ac.ir
3. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, miladoraei660@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2022-10-19
Received in revised form: 2024-1-16
Accepted: 2024-1-16
Published: 2024-2-3

Keywords:
Employment, Hidden Unemployment, Labour Hoarding, Labour Productivity

JEL Classification:
J21, J24, C13

ABSTRACT

Hidden unemployment and labour hoarding are two different forms of unemployment related to the productivity of the workforce. Identifying the concepts of various forms of unemployment has an important role in the effictiveness of any employment-stimulating policies. This paper provides a comprehensive definition of hidden unemployment and labour hoarding. It studies micro and macro approach to analyze the phenomenon in Iran's factory industries. In the macro section, a Hodrick- Prescott filter was investigated to find any evidence pertaining to the existence of this phenomenon in Iran's economy during the period of 1997-2014. The results of the study reveal the existence of hidden unemployment and labour hoarding in Iran's economy during both growth and recession periods.

Hamzehloian, R., Esfahanian, H., Oraei, M. (2024). Evaluating the Concept of Disguised Unemployment and Investigating the Possible Existence of This Phenomenon in Iran's Economy. *Economic Research*, 58 (4), 593-613.

© The Author(s).
Publisher: The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2024.350009.1008732

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

The Impact of Virtual Education on the Academic Performance of Students During the COVID-19 Pandemic: A Case Study of Economics Students, University of Tehran

Farzad Jafari Aghdam[1], Ali Jadidzadeh[✉2], Seyed Mehdi Naji Esfahani[3], Sajde Portaghi Rastgo Moghadam[4]

Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, farzadjafari1996@gmail.com

Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, jadidzadeh@ut.ac.ir

Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, mehdinaji@ut.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2023-8-26
Received in revised form: 2023-10-25
Accepted: 2023-12-3
Published: 2024-2-3

Keywords:
COVID-19,
Educational Economics,
Online Education,
Panel Models
Virtual Education

JEL Classification:
I21; I23; I24

ABSTRACT

This study investigates the impact of virtual education on the academic performance of students during the COVID-19 pandemic, focusing on the field of economics at the University of Tehran. The research utilizes three key criteria-GPA, course enrollment behavior, and course dropout-to assess the extent of the impact through regression methods. The sample comprises 281 undergraduate students and 279 master's students who attended the university between 2016 and 2020 (academic semesters from 2016 Fall to 2020 Winter). In addition to academic data, the study includes personal characteristics of students, such as gender, native or non-native status, and scholarship type. The findings reveal that the virtualization of education has led to a slight decrease in the average number of enrolled units, and no significant changes were observed before and after this transition. However, other variables, notably the number of dropped or withdrawn courses, were significantly affected by the change in teaching style. Furthermore, the GPA of students increased with the implementation of virtual education, both at the undergraduate and master's levels, with a more substantial increase observed among undergraduate students. These insights shed light on the impact of virtual education on students' academic performance during the pandemic, providing valuable considerations for educational institutions facing similar challenges.

Jafari Aghdam, F., Jadidzadeh, A., Naji Esfahani, S.M., & Portaghi Rastgo Moghadam, S. (2024). The Impact of Virtual Education on the Academic Performance of Students During the COVID-19 Pandemic: A Case Study of Economics Students, University of Tehran. *Economic Research*, 58 (4), 565-592.

© The Author(s). **Publisher:** The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2023.364399.1008844

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Measuring Credit Gap in Iran: Semi-Structural Approach

Ali Afzali[1], Ali Taiebnia[2]✉, Mohsen Mehrara[3]

1. Department of Economic, Faculty of Economic, University of Tehran, Tehran, Iran, Ali_Afzali@ut.ac.ir
2. Department of Economic, Faculty of Economic, University of Tehran, Tehran, Iran, taiebnia@ut.ac.ir
3. Department of Economic, Faculty of Economic, University of Tehran, Tehran, Iran, mmehrara@ut.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Articl History:
Received: 2023-1-26
Received in revised form: 2023-10-20
Accepted: 2024-1-16
Published: 2024-2-3

Keywords:
Banking facilities, Financial crisis, Semi-structure, State-space.

JEL Classification:
G21, E58, C32

ABSTRACT

In response to the criticisms of purely statistical methods, based on the semi-structural approach, the credit gap in Iran's economy was calculated from 1994 to 2019. For this purpose, the credit trend was specified based on a generational overlap model as a function of potential output, natural interest rate, institutional quality, and the ratio of the young population. Then, the trend and the credit gap were estimated as a state-space system. The results show a significant positive credit gap between 2013 to 2017 and 2014 to 2017. The origin of excessive credit growth in these two periods is different from each other. Also, the impact of structural variables changes on creating the credit gap in different periods was calculated. In addition, the study of financial crises in Iran reveals that this credit gap has good power in predicting crises.

Cite this article: Afzali, A., Taiebnia, A., & Mehrara, M. (2024). Measuring Credit Gap in Iran: Semi-Structural Approach. *Economic Research*, 58(4), 543-564.

© The Author(s).
Publisher: The University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/JTE.2024.355998.1008794

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Professor, University of Tehran-Iran
Hadi Salehi Esfahani	Professor, University of Illinois at Urbana - Champaign-U.S.A
Farkhondeh Jabalameli	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Gholamreza Keshavarz	Associate Professor Sharif University of Technology-Iran

Referees:

Ghahreman Abdoli (Ph.D), Hamidreza Arbab (Ph.D), Karim Azarbayjani (Ph.D), Sajad Barkhordari (Ph.D), Mehdi Daraby (Ph.D), Gholamreza Keshavarz (Ph.D), Zahra Khoshnoud (Ph.D), Meysam Khosravi (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Kamran Nadri (Ph.D), Ebrahim Rezaei (Ph.D), Atiyeh Vahidmanesh (Ph.D)

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

Economic Research

Online ISSN: 2588-6118

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

Vol. 58, No. 4, Winter 2024 **ISSN 0039-8969**

Measuring Credit Gap in Iran: Semi-Structural Approach/ Ali Afzali, Ali Taiebnia, Mohsen Mehrara 1

The Impact of Virtual Education on the Academic Performance of Students During the COVID-19 Pandemic: A Case Study of Economics Students, University of Tehran/ Farzad Jafari Aghdam, Ali Javedzadeh, Seyed Mehdi Naji Esfahani, Sajde Portaghi Rastgo Moghadam **..... 2**

Evaluating the Concept of Disguised Unemployment and Investigating the Possible Existence of This Phenomenon in Iran's Economy / Raha Hamzehloian, Homa Esfahanian , Milad Oraei 3

The Impact of Imported Intermediate Goods on Exports: Evidence from Iran's Industrial Firms / Somayeh Shahhosseini, Nadia Mirzababazadeh, Samaneh Norani Azad 4

Asymmetric Effects of Exchange Rate on Inflation Expectations in Iran's Inflation Targeting Economy/ Hamed Khezrzadegan, Hassan Heydari 5

Simulating Approaches to Improve Tax Payments and Reduce Tax Evasion Behavior: An Agent-Based Model/ Maede Mohammadi, Sasan Gharakhani, Majid Sameti, Hadi Amiri 6

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