دوره‌ی ۵۲، شماره‌ی ۲، تابستان ۱۳۹۶ شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

تحلیل رفتار رانت‌خواری براساس بازی‌های تکراری / مریم اسمعیلی، مهسا مهدی پورآذر، سعیده یارمحمدلو..... ۲۶۹

تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران/ ایوب خزائی، امیرمنصور طهرانچیان، احمد جعفری‌صمیمی، رضا طالبلو..... ۲۸۷

مطالعه‌ی تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت برتقاضای برق این بخش و پیش بینی تقاضای برق صنعت با توجه به اصلاحات قیمتی / مصطفی سلیمی‌فر، احمد سیفی، سعید شعوری۳۱۳

اثرات گذار جمعیتی بر مخارج دولت و توزیع درآمد در ایران: کاربرد همجمعی آستانه‌ای / علی‌حسین صمدی، لیلا شاه‌علی..... ۳۲۵

تحصیل‌زدگی و دستمزدها در بازار کار: شواهدی از داده‌های فردی ایران/ غلامرضا کشاورز حداد، محمد امین جواهری..... ۳۴۷

تخمین، ارزیابی و مقایسه ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس مصرف و اجزاء آن با استفاده از روش GMM و تابع HJ / محمدنبی شهیکی تاش، سپهر محمدزاده، رضا روشن ۳۷۱

برآورد آثار مستقیم و سرریز سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات بر تولید صنایع ایران با تأکید بر نقش سرمایه‌ی انسانی و ظرفیت جذب / سعید مشیری..... ۳۹۷

عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر / سیاب ممی پور، صغری جعفری..... ۴۲۹

تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا / صابر مولایی، محمد واعظ برزانی، سعید صمدی، افشین پرورده..... ۴۵۹

تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر اصفهان / بابک صفاری، رضا نصراصفهانی، فاطمه موذنی ۴۷۹

بسم الله الرحمن الرحیم

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
ابوالقاسم مهدوی مزده

سردبیر
جعفر عبادی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

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

داوران این شماره: اسمعیل ابونوری، مجید احمدیان، علی امامی میبدی، نفیسه بهرادمهر، اسفندیار جهانگرد، هاجر جهانگرد، محمد حسین رحمتی، فرهاد رهبر، علی سوری، محمدنبی شهیکی تاش، سعید صمدی، حسن طایی، سعید عابدینی درکوش، قهرمان عبدلی، سید جمال الدین محسنی زنوزی، محسن مهرآرا، وحید مهربانی، حسین میرشجاعیان حسینی، حمید رضا نویدی

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

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 (affiliation)، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. همچنین باید نویسنده مسئول به صورت پانوشت 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 شد. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۵ عدد کلمه باشد.

۴- متن فارسی مقاله با قلم بی نازنین ۱۳ و لاتین Time New Roman11 و فاصله سطرها ۰/۹۳ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۴/۸cm و پایین ۴/۸cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به جای ممیز استفاده نشود.

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

برای نمونه از سایت: http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide استفاده شود.

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

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

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

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

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

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

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

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

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

نحوه‌ی ارسال مقاله

خواهشمند است مقاله‌های خود را تنها در سایت مجله با آدرس http://jte.ut.ac.ir/ بارگذاری نمایید. برای این امر لازم است تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت نام 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 دانشکدهٔ: ۸۸۶۳۲۴۷۲

Email: tahghighat@ut.ac.ir

تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۵۲، شماره‌ی ۲، تابستان ۱۳۹۶

فهرست مطالب

عنوان صفحه

تحلیل رفتار رانت‌خواری براساس بازی‌های تکراری / مریم اسمعیلی، مهسا مهدی پورآذر، سعیده یارمحمدلو..... ۲۸۶-۲۶۹

تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران/ ایوب خزائی، امیرمنصور طهرانچیان، احمد جعفری‌صمیمی، رضا طالبلو ۳۱۲-۲۸۷

مطالعه‌ی تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت برتقاضای برق این بخش و پیش بینی تقاضای برق صنعت با توجه به اصلاحات قیمتی / مصطفی سلیمی‌فر، احمد سیفی، سعید شعوری ۳۲۴-۳۱۳

اثرات گذار جمعیتی بر مخارج دولت و توزیع درآمد در ایران: کاربرد همجمعی آستانه ای /علی حسین صمدی، لیلا شاه علی ..... ۳۴۶-۳۲۵.

تحصیل‌زدگی و دستمزدها در بازار کار: شواهدی از داده های فردی ایران/ غلامرضا کشاورز حداد، محمد امین جواهری ۳۷۰۳۴۷

تخمین، ارزیابی و مقایسه ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس مصرف و اجزاء آن با استفاده از روش GMM **و تابع** HJ / محمدنبی شهیکی تاش، سپهر محمدزاده رضا روشن ..... ۳۹۶-۳۷۱.

برآورد آثار مستقیم و سرریز سرمایه گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات بر تولید صنایع ایران با تأکید بر نقش سرمایه‌ی انسانی و ظرفیت جذب / سعید مشیری. ۴۲۸-۳۹۷

عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر / سیاب ممی پور، صغری جعفری ۴۵۸-۴۲۹

تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا / صابر مولایی، محمد واعظ برزانی، سعید صمدی، افشین پرورده..... ۴۷۸-۴۵۹

تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر اصفهان / بابک صفاری، رضا نصراصفهانی، فاطمه موذنی ۴۹۸-۴۷۹

چکیده لاتین

دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۲۸۶-۲۶۹

تحلیل رفتار رانت‌خواری براساس بازی‌های تکراری

مریم اسمعیلی*[۱]، مهسا مهدی پورآذر[۲]، سعیده یارمحمدلو[۳]

۱. دانشیار دانشکده‌ی فنی مهندسی، دانشگاه الزهرا، esmaeili_m@alzahra.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع، دانشگاه الزهرا، m.mahdipur@gmail.com

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع، دانشگاه الزهرا، ysaideh85@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

رانت‌خواری یک فعالیت غیرمولد جهت دستیابی به درآمد بیشتر است که می‌تواند در سازمان‌ها میان کارمندان و سازمان به منظور سودآوری بیشتر شکل گیرد. ازاین‌رو، در این مقاله به دنبال بررسی این رفتار در یک سازمان با استفاده از بازی‌های تکراری هستیم. به‌عبارت دیگر تعامل میان سازمان و کارمندان به شکل یک بازی چند مرحله‌ای با تکرار نامحدود مدل می‌شود. سپس با توجه به استراتژی‌هایی که سازمان و کارمندانِ سازمان در خصوص رانت‌خواری در پیش می‌گیرند، و با در نظر داشتن شیوه‌های پرداخت حقوق و جریمه‌ی تعیین شده از سوی سازمان برای کارمند رانت‌خوار، نقاط تعادلی و پیامد سازمان و کارمندان بر اساس تاریخچه بازی تعیین می‌شود. در پایان نشان داده می‌شود که در چه شرایطی و با تعیین چه مقدار تنبیه، کارمندان استراتژی رانت خواری را انتخاب نخواهند کرد و همواره رفتار صادقانه خواهند داشت.

طبقه بندی JEL: D72، C73، C73

واژه‌های کلیدی: بازی‌های چندمرحله‌ای، رانت‌خواری، بازی‌های تکراری

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۲۱۸۸۶۱۷۵۳۵

۱. مقدمه

رانت‌خواری به فعالیتی اقتصادی گفته می‌شود که توسط آن، یک فرد یا واحد اقتصادی بتواند بدون آن که ارزش افزوده‌ی بیشتری تولید کند، درآمد خود را افزایش دهد[۱]. به‌طور مثال افزایش بی‌مورد دستمزدها از طریق اعتصاب و اعمال فشار سیاسی بدون آن که با افزایش عایدی همراه باشد. با این فعالیت‌ها، منابع موجود، تنها بین بخش‌های مختلف جابه‌جا می‌شود. گاهی افراد یا سازمان‌ها، برای حفظ یا به‌دست آوردن یک منفعت، بیشتر از ارزش آن، منابع خود را صرف می‌کنند، بنابراین می‌توان گفت، رانت‌خواری یک فعالیت غیرمولد جهت دستیابی به درآمد بیشتر است. در حقیقت درآمدهایی که خارج از فعالیت‌های مولد اقتصادی و با بهره‌گیری از قدرت و نفوذ سیاسی یا اقتصادی انجام می‌پذیرد، همیشه به‌عنوان آفتی برای نظام اقتصادی هر کشور به‌شمار می‌رود. نتایج حاصل از رانت‌خواری را می‌توان به‌طور اختصار به این صورت بیان کرد که رقابت منصفانه از بین می‌رود، تخصیص منابع طبیعی دچار تحریف می‌شود، بهره‌وری اقتصادی و اجتماعی کاهش می‌یابد و در نهایت منابعی که بایستی به‌منظور تولید اقتصادی استفاده شوند، برای انجام فعالیت‌هایی صرف می‌شوند که هم‌سو با توسعه جامعه نبوده و در حقیقت به هدر می‌روند[۱].

رانت‌خواری می‌تواند به شکل‌های مختلفی انجام پذیرد به‌طور مثال فرض می‌شود در یک سازمان، کارمندان به دو روش حقوق ثابت یا تشویقی، حقوق دریافت می‌کنند. در این شرایط، رانت‌خواری به این صورت شکل می‌گیرد که کارمندان حقوق تشویقی را دریافت می‌کنند، اما به میزانِ موردنظرِ سازمان فعالیت مفید انجام نمی‌دهند. از این‌رو در این مقاله، به‌دنبال بررسی روند رفتار بازیکنان در حالت‌های مختلفِ انتخاب استراتژی می‌باشیم تا مشخص شود تحت چه شرایطی کارمندان استراتژی رانت‌خواری را انتخاب نخواهند کرد. با توجه به این که رفتار رانت‌خواری از سوی کارمند به صورت آنی بروز نمی‌کند و با گذشت زمان و باتوجه به پیشینه‌ی رفتار سازمان شکل می‌گیرد و هم‌چنین سازمان باتوجه به پیشینه رفتار کارمند سیاست‌های تشویق یا تنبیه را انتخاب می‌کند، در این مقاله تلاش می‌شود که این تعامل در دنیای واقعی به صورت یک بازی تکرارپذیرِ نامحدود مدل و تحلیل شود.

این مقاله در چند بخش ارائه می‌شود. در بخش اول مرور ادبیاتی از مقاله‌هایی که در این زمینه موجود است، ارائه می‌شود. در بخش دوم به تعریف مسئله موردنظر پرداخته و بازیکنان و استراتژی‌های آن‌ها بیان می‌شود. در بخش سوم، تعامل میان

بازیکنان مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد، در این بخش، شرایطی که تحت آن، بازیکنان استراتژی رانت‌خواری را انتخاب نمی‌کنند نیز تعیین می‌شود. همچنین رابطه‌ی میان «میزان فعالیت بخش‌های سازمان» و «میزان رانتی که هر کدام از آن‌ها می‌توانند کسب کنند» بررسی می‌شود. در بخش آخر نیز نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی مطرح می‌گردد.

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در زمینه‌ی رانت‌خواری انجام گرفته است. به‌طور کلی تحقیقات علمی در این زمینه، توسط تالوک[1] (۱۹۶۷) [۲۰]، کروگر[2] (۱۹۷۴) [۱۳] و پوسنر[3] (۱۹۷۵)[۱۶]، انجام شده است. این تحقیقات با ارائه مفهوم رانت‌خواری توسط تالوک در سال ۱۹۶۷ آغاز شد. او در این مقاله نظریه‌ی بنیادینی را مطرح می‌کند که سیاست‌های بد عمومی، مانند سیاست‌های معاملاتی منجر به هزینه‌های اجتماعی می‌شوند که عدم استفاده از مهارت‌های اشخاص توانا و به‌کارگیری منابع زیاد برای تصحیح تصمیم‌گیری‌ها را به دنبال خواهد داشت.

پس از اولین مقاله‌ی تالوک، موضوعی که کروگر و پوسنر به آن اشاره نمودند، نادیده گرفتن منابعی بود که برای حفظ، ایجاد و یا از بین بردن محدودیت‌های تجاری (انحصاری بودن یک صنعت)، مورد استفاده قرار گرفته است [۷]. اما اولین پژوهشی که منجر به تغییرات زیادی در این زمینه شد، توسط تالوک (۱۹۸۰) ارائه شده است، این مقاله برای گسترش ادبیات حوزه رانت‌خواری بسیار باارزش است، زیرا روشی که تالوک در این مقاله برای رقابت‌های رانت‌خواری بیان می‌کند، به‌سادگی قابل تعمیم و گسترش است. از دید وی رانت‌خواری هنگامی رخ می‌دهد که سازمان‌های بزرگ با صرف منابع اقتصادی، دولت را تحت فشار قرار می‌دهند، تا دولت با استفاده از ابزارهای اقتصادی و وضع قوانین جدید مانند ایجاد تعرفه، محدود کردن واردات، اعطای یارانه‌های مستقیم و غیرمستقیم، جلوگیری از ورود سازمان‌های جدید به بازار، محیط و شرایط را به نفع سازمان‌های مزبور تغییر دهد. او مدلی را ارائه داده است که در آن رانت‌خوار تمام عایدی حاصل از رانت را تصاحب خواهد می‌کند[۲۱].

1. Tullock
2. Krueger
3. Posner

در سال ۱۹۸۵، هیگینز[1] و همکاران نتایج به دست آمده تالوک را مورد بررسی قرار داده و بیان کرده‌اند که مقدار پارامتر تعریفی آن‌ها نشان می‌دهد که آیا روش تـالوک بـا وجود تعادل نش سازگار است یا خیر. هم‌چنین اشاره می‌کنند که نتیجه‌ی حاصل شـده از تحقیقات آن‌ها، بیانگر آن است که هیچ وابستگی بین این دو مورد وجود نـدارد [۱۰]. پـس از هیگینـز، تحقیقـاتی توسـط اسـکاپرداس (۱۹۹۶)[2] [۱۹]، کورمـان[3] و شـونبک[4] (۱۹۹۷) [۱۱]، کلارک[5] و ریس[6] (۱۹۹۸) [۵] انجام شده است که نشـان مـی‌دهـد تنهـا روشی که قابلیت سازگاری با خواص مختلف یک رقابت موفق را دار می‌باشد روشی است که تالوک در مقاله‌ی ۱۹۸۰ خود ارائه کرده است. در سال ۲۰۰۰، کنراد[7]، بـازی‌هـایی را بررسی کرده است که در آن‌ها دو نوع رانت‌خواری وجود دارد. او تفاوت بین این دو نـوع را بیان می‌کند که یکی موقعیت فردی که آن را انتخاب کرده بهبود می‌بخشد، بدون این که در فعالیت سایر بازیکنان خللی ایجاد کند و دیگری به گروهی از دیگر بازیکنان ضـرر می‌رساند[۱۲].

اطلاعاتی که در یک رقابت رانت‌خواری در اختیار بازیکنـان قـرار مـی‌گیـرد، تـأثیر زیادی بر عایدی حاصل از رانت دارد. در بسیاری از مقالات این حوزه، فرض می‌شود کـه بازیکنان، اطلاعات کاملی از بازی در اختیار دارند و یا اطلاعات موجود به صورت متقـارن بین آن‌ها توزیع شده است. این درحالی است که در بسیاری از بازی‌ها اطلاعات بـه‌طـور متقارن در اختیار بازیکنان قرار نمی‌گیرد. وارنریـد[8] (۲۰۰۳)، رقـابتی بـرای کسـب یـک جایزه را در نظر می‌گیرد که عایدی بازیکنان یکسان است، اما اطلاعات یکـی از دیگـری بیشتر است. او نشان می‌دهد که بـازیکنی کـه اطلاعـات کمتـری دارد ممکـن اسـت بـا احتمال بیشتری برنده‌ی بازی شود[۲۲]. اما مالوگ[9] و یاتس[10](۲۰۰۴)، حالتی را فـرض کرده‌اند که اطلاعات بازی به صورت شخصـی و مخفیانـه باشـد و نشـان مـی‌دهنـد کـه احتمال برنده شدن بازیکنان یکسان می‌باشد[۱۴].

1. Higgins
2. Skaperdas
3. Kooreman
4. Schoonbeek
5. Clark
6. Riis
7. Konrad
8. Warneryd
9. Malueg
10. Yates

در مقاله شورانگ[1] و همکاران (۲۰۱۲)، تعامل بین سه بازیکن (مالک، سوپروایزر و پیمانکار) در قالب یک بازی با اطلاعات کامل مدل می‌شود. استراتژی‌های مالک، نظارت و یا عدم نظارت بر فعالیت‌های رقبا می‌باشد که در صورت انتخاب استراتژی نظارت، هزینه‌ای به مالک تحمیل می‌شود. هم‌چنین با انجام نظارت و پی‌بردن به تخلف بازیکنان، مالک می‌تواند با در نظر گرفتن جریمه‌ای، هزینه‌های صرف شده را جبران کند[۱۸]. همچنین مقاله‌ی مارک فی (۲۰۰۸)، مدلی را ارائه می‌کند که در گروه بازی‌های با اطلاعات ناقص قرار می‌گیرد. در این مقاله یک بازی رانت‌خواری دو نفره بررسی می‌شود که در آن هر کدام از بازیکنان، تنها اطلاعاتی در مورد تصمیمات خود در اختیار دارند. این بازی در دو حالت هزینه‌های گسسته و پیوسته تحلیل می‌شود و وجود نقطه‌ی تعادل در آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد[۹].

در مقاله‌ی قهرمان عبدلی (۱۳۹۱) مثالی از بازی‌های با اطلاعات نامتقارن بررسی شده است. در این مقاله بیان می‌شود که چگونه نفع‌طلبی و سودجویی افراد متخصص ممکن است با دروغ گفتن به مشتری، انجام ندادن درست کار و یا گرفتن حق‌الزحمه ی بیشتر سبب تحمیل هزینه‌ی اضافی به مصرف‌کنندگان این گونه کالاها شود[۲]. همچنین در مقاله‌ی واسر[2](۲۰۱۰)، یک بازی رانت‌خواری با اطلاعات متقارن مورد بررسی قرار گرفته و استراتژی خالص تعادلی بازیکنان تعیین شده است. در این مقاله اثبات می‌شود که اگر بازیکنان نسبت به هزینه تلاش صرف شده توسط رقبا، دچار عدم قطعیت باشند، میزان مجموع تلاش صرف شده توسط آن‌ها، کمتر از حالت بازی با اطلاعات نامتقارن خواهد بود[۲۳].

هم‌چنین تقسیم‌پذیر یا تقسیم‌ناپذیر بودن عایدی بازی‌های رانت‌خواری ازدیگر موضوعات مورد توجه محققان می‌باشد. در حالت تقسیم‌ناپذیر بودن عایدی‌ها، تلاش بیشتر بازیکنان، احتمال برد آن‌ها را افزایش می‌دهد. مانند تلاشی که بین دو بازیکن با هدف کسب امتیاز ثبت اختراع انجام می‌گیرد. اما مواردی وجود دارند که در آن‌ها، عایدی بازی بین بازیکنان تقسیم می‌شود. در این شرایط با افزایش تلاش بازیکنان، سهم آن‌ها از مقدار جایزه افزایش می‌یابد. مانند سهمی که سازمان‌های تولیدی از بازار رقابتی کسب می‌کنند[۱۵].

1. Shurong
2. Wasser

در سال‌های اخیر نیز تحقیقاتی پیرامون رانت‌خواری انجام گرفته است. داسکا[1] (۲۰۱۶)، در مقاله‌ی خود عواملی را بیان می‌کند که انگیزه‌های افراد برای انتخاب رفتار رانت‌خواری را افزایش می‌دهد و برای کاهش این انگیزه‌ها مدلی ارائه می‌دهد که به کمک آن رضایت‌مندی افراد از شغل و درآمدشان افزایش یافته و به دنبال آن پدیده‌ی رانت‌خواری کاهش می‌یابد[۶]. آیوریول[2] (۲۰۱۶) نیز تأثیرات رفتار رانت‌خواری بر جامعه را بررسی می‌کند. او در مقاله‌ی خود به این نکته اشاره می‌کند که رانت‌خواری سبب اتلاف استعدادهای جامعه و افزایش فساد می‌شود و هم‌چنین بر صنعت تولید جامعه تأثیر منفی دارد و به‌طور حتم باید با آن برخورد کرده و از شکل‌گیری آن جلوگیری کرد[۴].

هر چند مقالات فراوانی، رانت‌خواری را از جنبه‌های متفاوت مورد بررسی قرار داده‌اند، اما نزدیک‌ترین تحقیق به این مقاله، مقاله پریکس[3](۲۰۱۱) است. در این مقاله، نشان داده می‌شود، وجود رقابت ناسالم در بازار، منجر به کاهش درآمدهای سازمان و سرمایه‌گذاری‌های در آن‌ها می‌شود که شکل‌گیری فعالیت‌های رانت‌خواری در سازمان‌های حاضر در این رقابت را به‌دنبال خواهد داشت. در این مقاله تعامل بین سازمان و کارمندان به صورت یک بازی استکلبرگ و تنها در یک دوره‌ی بررسی می‌شود [۱۷]، اما با توجه به ماهیت تکرارپذیر این بازی، در مقاله‌ی حاضر سعی شده است با در نظر گرفتن شرایط جدید- بررسی تعامل بین بازیکنان به صورت بازی تکرارپذیرِ نامحدود- مدل به واقعیت نزدیک‌تر شده و تحلیل بهتری از رفتار بازیکنان نشان داده شود، چرا که در بازی‌های رانت‌خواری پیشینه‌ی بازی تأثیر بسیار زیادی بر نتایج حاصل از آن دارد[۸]. در حقیقت در این مقاله می‌خواهیم نقاط تعادلی و پیامد سازمان و کارمندان را بر اساس تاریخچه بازی تعیین کنیم تا شرایطی که در آن کارمندان تمایل به انتخاب رفتار صادقانه دارند، مشخص شود.

۳. تعریف مسئله

سازمانی را در نظر بگیرید که دارای بخش‌های مختلف تولید، فروش و غیره می‌باشد. قرارداد این سازمان برای پرداخت حقوق به کارمندان (N کارمند) بدین شکل منعقد شده است، درصورتی که کارمندان رفتار صادقانه و بدون رانت‌خواری را انتخاب

1. Daskalopoulou
2. Auriol
3. Priks

کنند، علاوه‌بر حقوق ثابت (F)، حقوق تشویقی (V) نیز دریافت می‌کنند. به‌عبارت دیگر سازمان و کارمندان در انتخاب استراتژی همکاری با یکدیگر به توافق رسیده‌اند که سازمان حقوق را به صورت تشویقی پرداخت کند و کارمندان نیز رفتار صادقانه و بدون رانت‌خوار را انتخاب کنند. اما چنانچه یکی از کارمندان، رفتار خود را از صادقانه به رانت‌خواری تغییر دهد، سازمان به اندازه‌ی K دوره با تغییر شیوه‌ی پرداخت حقوق از تشویقی به ثابت که تعادل بازی است، کارمند متخلف را جریمه می‌کند. این جریمه در دوره‌ی اول تنها با تغییرِ نحوه پرداخت حقوق انجام می‌شود، اما در دوره‌های بعدی مبلغی نیز به‌عنوان جریمه منظور می‌شود، بنابراین می‌توان این جریمه را به صورت $F - np \; (n \geq 0)$ نشان داد، که n تعداد دوره‌هایی است که کارمند مورد نظر در گذشته استراتژی رانت‌خواری را انتخاب کرده است. به‌طور حتم در دوره‌ی اولِ رانت‌خواری، n مساوی صفر می‌باشد.

همان‌طور که از این تعریف مشخص است، این بازی، یک بازی تکرارپذیر، با تعداد دوره‌ی نامحدود می‌باشد. یک بازی زمانی تکراری است که در مقاطع زمانی متوالی، بین بازیکنان تکرار شود. در یک بازی تکراری، در هر دوره (تکرار)، بازیکنان یک بازی ایستا انجام می‌دهند که به آن بازی مرحله‌ای می‌گویند و در هر مرحله، بازیکن پیامدی را از بازی کسب می‌کند که به آن پیامد حاصل از بازی مرحله‌ای می‌گویند. در بازی‌های چند مرحله‌ای، فرض اصلی این است که در هر دوره، بازیکنان پیشینه بازی را می‌دانند، یعنی ترکیب عملی که بازیکنان در هر دوره انتخاب می‌کنند، در دوره‌ی بعد برای بازیکنان معلوم است. پیامد هر بازیکن در کل مراحل بازی، برابر با حاصل جمع پیامد آن بازیکن از مرحله‌ی یک تا مرحله‌ی نهایی است[۱].

قبل از بررسی دنباله ترکیب انتخاب بازیکنان، با توجه به استراتژی آن‌ها که به‌صورت زیر تعریف می‌شود، عایدی بازیکنان، در شرایطِ انتخاب استراتژی‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. استراتژی‌های سازمان، پرداخت حقوق ثابت (F) یا پرداخت حقوق تشویقی(V) و استراتژی‌های کارمندان، انتخاب رفتار رانت‌خواری (R) یا انتخاب رفتار صادقانه و بدون رانت (NR) می‌باشد. همچنین U_1 نشان‌دهنده‌ی عایدی سازمان و U_{2i} عایدی کارمند i ام است، بنابراین عایدی کارمندان به صورت زیر می‌باشد:

$$U_{2i}(V, NR) = a + bx_i = V \qquad (۱)$$

$$U_{2i}(V, R) = a + bx_i + R = V + R \qquad (۲)$$

$$U_{2i}(F, NR) = a = F \qquad (۳)$$

a، مقداری است که به‌عنوان مبلغ ثابت حقوق در نظر گرفته می‌شود. x_i، میزان فعالیتی است که کارمند i ام در جهت اهداف سازمان انجام می‌دهد ($i=1,\ldots,N$). b، ضریبِ تشویقی است که با توجه به میزان فعالیت هر کارمند، به وی تعلق می‌گیرد. R، میزان رانتی است که هر کارمند با توجه به انتخاب استراتژی رانت‌خواری کسب خواهد کرد. با توجه به این که سازمان شامل N کارمند می‌باشد و استراتژی انتخابی آن‌ها متفاوت است، عایدی سازمان، به صورت زیر نوشته خواهد شد.

$$U_1 = d\sum_{i=1}^{N} x_i - \sum_{i=1}^{N}[t_i(a + bx_i) + (1 - t_i)a] - \sum_{i=1}^{N} y_i R$$

d، قیمت فروش محصولات سازمان است. متغیرهای y_i و t_i، متغیرهای صفر و یک هستند که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$t_i = \begin{cases} 1 & \text{اگر کارمند i حقوق تشویقی دریافت کند} \\ 0 & \text{اگر کارمند i حقوق ثابت دریافت کند} \end{cases}$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{اگر کارمند i استراتژی رانت خواری را انتخاب کند} \\ 0 & \text{اگر کارمند i استراتژی رانت خواری را انتخاب نکند} \end{cases}$$

بنابراین عایدی سازمان، از برآیند فعالیت همه‌ی کارمندان و هزینه‌های سازمان به‌دست می‌آید. این هزینه‌ها شامل حقوق پرداختی و رانتی که ممکن است توسط کارمندان از سازمان خارج شود، می‌باشد.

۳. بررسی مسئله

در این بخش، حالت‌های مختلف تعامل سازمان و کارمندان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

- **حالت اول.** در این حالت، سازمان و کارمندان استراتژی توافقی خود را انتخاب می‌کنند. در این صورت دنباله بازی به صورت زیر خواهد شد:

$$(V, NR)(V, NR) \ldots (V, NR) \rightarrow V, V, \ldots, V$$

ارزش حال عایدی کارمند i ام در حالت انتخاب استراتژی عدم رانت‌خواری برابر است با:

$$V + V\delta + V\delta^2 + \cdots \rightarrow \left[\frac{V}{1-\delta}\right]$$

- **حالت دوم.** در این حالت ابتدا کارمند i ام t-۱ دوره، رفتار صادقانه داشته و حقوق تشویقی دریافت می‌کند. سپس در دوره‌ی t ام تخلف کرده و استراتژی رانت-

خواری را درپیش می‌گیرد، بنابراین سازمان به اندازه‌ی k دوره کارمند را جریمه کـرده و به او حقوق ثابت F را می‌دهد. پس از این جریمه، کارمند بازی را بـا انتخـاب اسـتراتژی رفتار صادقانه ادامه می‌دهد، شکل (۱).

شکل ۱. دنباله بازی در حالت دوم مسئله

$$\underbrace{(V,NR)(V,NR)...(V,NR)}_{\text{دوره } t-1}\ (V,R)_{\text{دوره } t \text{ ام}}\ \underbrace{(F,NR)...(F,NR)}_{\text{دوره } k}\ (V,NR)(V,NR)...$$

با استفاده از نرخ تنزیل و با توجه به روابط زیر، عایدی‌های تعریف شـده، بـه زمـان حال انتقال می‌یابند. به عبارت دیگر، عایدی کارمند iام به صورت عبـارت (۴) بـه دسـت می‌آید:

$$U_{2i} = (V+R) + F\delta + F\delta^2 + \cdots + F\delta^k + \delta^{k+1}(V) + V\delta^{k+2} + \cdots$$

$$U_{2i} = (V+R) + \frac{F\delta\left(1-\delta^k\right)}{1-\delta} + \frac{V\delta^{k+1}}{1-\delta} \qquad (۴)$$

سازمان می‌خواهد از طریق انتخاب تعداد دوره‌های تنبیه (k) عایدی کارمنـد i ام را کاهش دهد و به این ترتیب از انتخاب استراتژی رانت‌خواری توسـط او جلـوگیری کنـد. بنابراین داریم:

$$\frac{dU_{2i}}{dk} = \left(\frac{F+V}{1-\delta}\right)\ln\delta\ \delta^{k+1} = 0$$

برای صفر شدن این عبارت k باید به بی‌نهایت میل کند. این بی‌نهایت متناسـب بـا دوره‌هایی تعیین می‌شود که کارمند در سازمان فعالیت می‌کند و با توجه به نـرخ تنزیـل مشخص می‌شود. به‌عنوان مثال اگر نرخ تنزیل مساوی ۰/۱ باشد، مـی‌تـوان بـا ۱۰ دوره تنبیه عبارت فوق را صفر کرد و با افزایش نرخ تنزیل مثل ۰/۵، نیاز بـه دوره‌هـای تنبیـه بیشتری مثلاً ۲۰ دوره است. این حالت برای سازمان‌های ارائه‌کننده‌ی خـدمات حسـاس مانند خدمات پزشکی، بسیار مناسب است تا از بروز رفتار رانـت‌خـواری توسـط کارمنـد متخلف در مراحل بعد جلوگیری کنند.

– **حالت سوم**. در صورتی که کارمندان، بیش از یک‌بار از اسـتراتژی تـوافقی تخلـف کنند، برای هرکدام از آن‌ها دنباله‌ای به صورت زیر خواهیم داشت. در ایـن دنبالـه، ابتـدا m-۱ دوره، کارمند iام رفتار صادقانه داشته و حقوق تشویقی دریافت می‌کنـد. در دوره‌ی tام، تخلف کرده و رانت‌خواری را در پیش می‌گیرد، اما چون بـازی بـه صـورت همزمـان انجام می‌گیرد، در این دوره این بازیکن همچنان حقوق تشویقی دریافت می‌کند، ولی در

دوره‌ی بعد، وقتی سازمان از تخلف این کارمند مطلع می‌شود، به اندازه k دوره برای وی جریمه‌ای به صورت $F - np$ $(n \geq 0)$ منظور می‌کند. کارمند نیز برای بازگشت به حقوق تشویقی و جلوگیری از افزایش تنبیه که در نهایت ممکن است منجر به اخراج او شود، پس از k دوره، دوباره صادقانه رفتار خواهد کرد. اما m دوره‌ی بعد، کارمند iام مجددا به سمت رانت‌خواری گرایش پیدا می‌کند، که در این شرایط رفتارهایی مانند قبل شکل خواهد گرفت. این روند تا بی‌نهایت به صورت شکل (۲) تکرار می‌شود.

شکل ۲. دنباله‌ی بازی در حالت سوم مسئله

$$\underbrace{(V,NR)(V,NR)\dots(V,NR)}_{\text{دوره } t-1}\ \underbrace{(V,R)}_{\text{دوره } t \text{ ام}}\ \underbrace{(F-np,NR)(F-np,NR)\dots(F-np,NR)}_{\text{دوره } k}$$

$$\underbrace{(V,NR)\dots(V,NR)}_{\text{دوره } m}\ \underbrace{(V,R)}_{\text{دوره } t+k+m \text{ ام}}\ \underbrace{(F-np,NR)\dots(F-np,NR)}_{\text{دوره } k}\ \underbrace{(V,NR)\dots(V,NR)}_{\text{دوره } m}$$

$$\underbrace{(V,R)}_{\text{دوره } t+2k+2m \text{ ام}}\ \underbrace{(F-np,NR)\dots(F-np,NR)}_{\text{دوره } k}\ \underbrace{(V,NR)\dots}_{\text{دوره } m}$$

همان‌طور که گفته شد در صورتی که کارمند استراتژی رانت‌خواری را انتخاب کند، در دوره‌ی نخست سازمان تنها استراتژی خود را از حقوق تشویقی به حقوق ثابت تغییر می‌دهد، اما در دوره‌های بعدی جریمه‌ای به میزان np از حقوق ثابت (F) کسر می‌کند. به‌طور حتم با افزایش تعداد دوره‌های رانت‌خواری (n) میزان جریمه نیز افزایش می‌یابد. بنابراین بازی تا زمانی ادامه پیدا می‌کند که میزان جریمه (np) از حقوق ثابت بیشتر باشد، اما به محض برقراری رابطه‌ی $(F \leq np)$ بازی خاتمه یافته و کارمند اخراج می‌شود.

با استفاده از نرخ تنزیل و با توجه به روابط زیر، عایدی‌های تعریف شده، به زمان حال انتقال می‌یابند. به عبارت دیگر، عایدی کارمند iام به صورت زیر به دست می‌آید:

$$U_{2i} = (V+R)+\delta(F-np) + \delta^2(F-np) + \cdots + \delta^k(F-np) + \delta^{k+1}(V) +$$
$$\delta^{k+2}(V) + \cdots + \delta^{k+m-1}(V) + \delta^{k+m}(V+R) + \delta^{k+m+1}(F-np) + \cdots +$$
$$\delta^{2k+m}(F-np) + \delta^{2k+m+1}(V) + \cdots + \delta^{2k+m+m'-1}(V) + \delta^{2k+m+m'}(J) +$$
$$\delta^{2k+m+m'+1}(F-np) + \cdots \delta^{3k+m+m'}(F-np)$$
$$\rightarrow (V+R)(1+\delta^{k+m}+\delta^{2(k+m)}+\cdots) + F\delta[\left(1-\frac{\delta(0)P}{F}\right) + \delta\left(1-\frac{\delta(0)P}{F}\right) +$$
$$\delta^2\left(1-\frac{\delta(0)P}{F}\right) + \cdots + \delta^{k-1}\left(1-\frac{\delta(0)P}{F}\right) + \delta^{k+m}\left(1+\frac{\delta(1)P}{F}\right) + \cdots +$$

$$\delta^{2k+m-1}\left(1-\frac{\delta(1)P}{F}\right)+\delta^{2(k+m)}\left(1-\frac{\delta(2)P}{F}\right)+\cdots+\delta^{3k+2m-1}\left(1-\frac{(2)P}{F}\right)+\cdots]+V\delta^{k+1}(1+\delta+\cdots+\delta^{m-2}+\delta^{k+m}+\cdots+\delta^{k+2m-2}+\delta^{2(k+m)}+\cdots+\delta^{2k+3m-2}+\cdots)$$

$$\rightarrow\left[\frac{V+R}{1-\delta^{k+m}}\right]+F\delta\left[\left(\frac{\left(1-\frac{(0)p}{F}\right)(1-\delta^{k})}{1-\delta}\right)+\delta^{k+m}\left(\frac{\left(1-\frac{\delta(1)p}{F}\right)(1-\delta^{k})}{1-\delta}\right)+\delta^{2(k+m)}\left(\frac{\left(1-\frac{\delta(2)p}{F}\right)(1-\delta^{k})}{1-\delta}\right)+\cdots\right]+V\delta^{k+1}\left[\left(\frac{1-\delta^{m-1}}{1-\delta}\right)+\delta^{k+m}\left(\frac{1-\delta^{k+2m-1}}{1-\delta}\right)+\delta^{2(k+m)}\left(\frac{1-\delta^{2k+3m-1}}{1-\delta}\right)+\cdots\right]$$

بنابراین ارزش حال عایدی کارمند i ام در حالت انتخاب استراتژی رانت‌خواری برابر است با:

$$\left[\frac{V+R}{1-\delta^{k+m}}\right]+\frac{\delta(1-\delta^{k})}{(1-\delta)}\left[\sum_{n=0}^{\infty}\delta^{n(k+m)}(F-np\delta)\right]+\frac{V\delta^{k+1}}{1-\delta}\left[\sum_{n=0}^{\infty}\delta^{n(k+m)}(1-\delta^{nk+(n+1)m-1})\right]$$

لم. در صورتی که مقدار رانتی که کارمندان از انتخاب استراتژی رانت‌خواری به‌دست می‌آورند در رابطه‌ی (۵) صدق کند، کارمندان استراتژی رانت‌خواری را انتخاب نخواهند کرد.

$$\mathbf{R}\leq\left[\sum_{n=0}^{\infty}[\delta^{(n+1)k+nm+1}-\delta^{(2n+1)k+2nm+m}]+\left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right)\left(1-\sum_{n=0}^{\infty}(\delta^{n(k+m)+1}-\delta^{(n+1)k+nm+1})\right)-1\right]\mathbf{a}+\left[\left(\sum_{n=0}^{\infty}[\delta^{n(k+m)+1}+\delta^{2n(k+m)+k(1+m)}]+\left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right)-1\right)\right]\mathbf{bx_i}+\left[-\left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right)(1-\delta^{k})\left(\sum_{n=0}^{\infty}n\delta^{n(k+m)+2}\right)\right]\mathbf{p}\qquad(۵)$$

اثبات. با مقایسه عایدی کارمندان در شرایط انتخاب استراتژی‌های رفتار صادقانه و رفتار رانت‌خواری خواهیم داشت:

$$\frac{V}{1-\delta}\geq\left[\frac{V+R}{1-\delta^{k+m}}\right]+\frac{\delta(1-\delta^{k})}{(1-\delta)}\left[\sum_{n=0}^{\infty}\delta^{n(k+m)}(F-np\delta)\right]+\frac{V\delta^{k+1}}{1-\delta}\left[\sum_{n=0}^{\infty}\delta^{n(k+m)}(1-\delta^{nk+(n+1)m-1})\right]$$

$$\rightarrow V \geq (V + R)\left(\frac{1-\delta}{1-\delta^{k+m}}\right) +$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} \delta^{n(k+m)+1}\left[\left(1-\delta^{k}\right)(F - np\delta) + V\delta^{k}\left(1-\delta^{nk+(n+1)m-1}\right)\right] \qquad (۶)$$

با جایگزینی حروف عبارات (۱) تا (۳) در عبارت (۶) داریم:

$$a + bx_i \geq \frac{(a+bx_i+R)(1-\delta)}{1-\delta^{k+m}} + \sum_{n=0}^{\infty} \delta^{n(k+m)+1}\left[\left(1-\delta^{k}\right)(a - np\delta) + (a + bx_i)\delta^{k}\left(1-\delta^{nk+(n+)m-1}\right)\right]$$

پس از ساده‌سازی روابط فوق، رابطه‌ی (۵) حاصل می‌شود.

در ادامه نمودارهایی با توجه به R، مقدار رانتی که کارمندان به‌دست می‌آورند و x_i میزان فعالیتی که در سازمان انجام می‌دهند، رسم می‌شود، تا منطقه‌ایی که در آن بخش‌ها، کارمندان استراتژی رفتار صادقانه را انتخاب می‌کنند، نشان داده شود.

برای ساده‌تر شدن نمایش فرمول‌ها، از نام‌گذاری‌های جدول (۱) استفاده می‌شود. با توجه به این حروف جایگزین، می‌توان عبارت (۱) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\mathbf{R \leq (W)a + (Y)bx_i + (Z)p}$$

جدول ۱. نام‌گذاری متغیرهای ضرایب در رابطه‌ی (۵)

ضرایب	مقدار محاسبه شده از عبارت (۲)	حروف جایگزین
a	$\sum_{n=0}^{\infty}\left[\delta^{(n+1)k+nm+1} - \delta^{(2n+1)k+2nm+m}\right] + \left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right)\left(1 - \sum_{n=0}^{\infty}\left(\delta^{n(k+m)+1} - \delta^{(n+1)k+nm+1}\right)\right) - 1$	W
p	$-\left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right)\left(1-\delta^{k}\right)\left(\sum_{n=0}^{\infty} n\delta^{n(k+m)+2}\right)$	Z
bx_i	$\sum_{n=0}^{\infty}\left[\delta^{n(k+m)+1} + \delta^{2n(k+m)+k(1+m)}\right] + \left(\frac{1-\delta^{k+m}}{1-\delta}\right) - 1$	Y

به سادگی می‌توان نشان داد که شیب این نمودار (bY) همواره مثبت است، چرا که طبق تعریف، b مقداری مثبت اختیار می‌کند. مقدار X نیز مثبت است، زیرا اگر مقدار n را صفر قرار دهیم، حاصل Σ مقداری بزرگ‌تر از یک شده و به‌طور حتم با جمع تمام مقادیر n این رابطه بزرگ‌تر از یک خواهد شد. همچنین با توجه به این که مقدار کسر نیز همواره مثبت است، جمع این دو مقدار از یک بزرگ‌تر می‌شود، بنابراین، با درنظرگرفتن این نکته که شیب نمودار همواره مثبت است، می‌توان نمودار عبارت

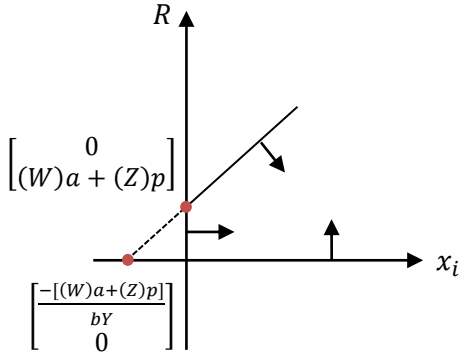
$R \le (W)a + (Y)bx_i + (Z)p$ را در سه حالت مختلف عرض از مبدا، به صورت زیر رسم کرد.

الف) $(W)a + (Z)p > 0$: در این حالت خواهیم داشت $p > -\frac{W}{Z}a$، که در حقیقت نشان‌دهنده‌ی میزان تنبیهی است که برای کارمندان متخلف در نظر گرفته می‌شود، بنابراین در صورتی که تنبیه تعیین شده برای بخش متخلف از $\left(-\frac{W}{Z}a\right)$ بیشتر باشد، محدوده‌ایی که در آن کارمند iام، رفتار صادقانه را انتخاب می‌کند، به صورت نمودار (۱) خواهد بود.

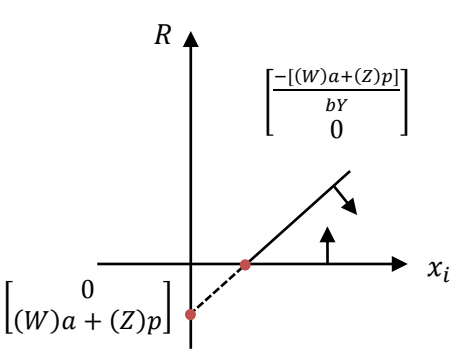
ب) $(W)a + (Z)p = 0$: در این صورت $p = -\frac{W}{Z}a$ که نشان‌دهنده‌ی مقداری است که به‌عنوان تنبیه برای کارمندان متخلف در نظرگرفته می‌شود. با در نظرگرفتن حالت «ب»، محدوده‌ایی مانند آنچه در نمودار (۲) نشان داده شده‌است حاصل می‌شود که در آن کارمندان استراتژی رانت‌خواری را انتخاب نمی‌کنند.

ج) $(W)a + (Z)p < 0$: در این‌صورت $p < -\frac{W}{Z}a$ می‌باشد که در حقیقت نشان‌دهنده‌ی میزان تنبیهی است که برای کارمندان متخلف در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، در صورتی که تنبیه تعیین شده برای بخش متخلف از $\left(-\frac{W}{Z}a\right)$ کمتر باشد، محدوده‌ای که در آن کارمند i ام، رفتار صادقانه را انتخاب می‌کند، به صورت نمودار (۳) خواهد بود.

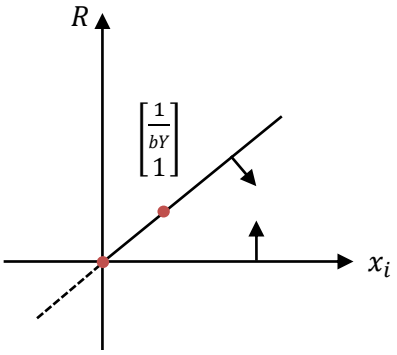
همان‌طور که در نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) مشاهده می‌شود، با افزایش مقدار تنبیه و کوچک شدن مقدار عبارت $(W)a + (Z)p$، محدوده‌ی رفتار صادقانه بازیکن کاهش یافته و تمایل بیشتری برای رانت‌خواری دارد.



نمودار ۱. محدوده‌ی مربوط به انتخاب رفتار صادقانه در حالت (الف)



نمودار۳. محدوده‌ی مربوط به انتخاب رفتار صادقانه در حالت (ج)



نمودار۲. محدوده‌ی مربوط به انتخاب رفتار صادقانه در حالت (ب)

علامت عبارت $\left(-\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}\right)$، با توجه به این‌که مقدار a (مبلغ ثابت حقوق) همواره مثبت و مقدار Z (ضریب p) همواره منفی (با توجه به جدول (۱)) است، به علامت W وابسته می‌باشد. در صورتی که $\mathrm{W} < 0$ باشد، عبارت $\left(-\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}\right)$ منفی و در صورتی‌که $\mathrm{W} > 0$، عبارت $\left(-\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}\right)$ مثبت خواهد بود، بنابراین با در نظرگرفتن این نکته که تنبیه در نظر گرفته شده برای کارمند متخلف، نمی‌تواند مقداری منفی اختیار کند، برای تعیین مقدار آن (p) در حالت‌های الف و ج، می‌توان به جدول (۲) مراجعه کرد. حالت ب، نیز تنها در شرایطی رخ می‌دهد که مقدار W صفر شود.

جدول ۲. تحلیل مقادیر ممکن برای p

حالت	شرایط	علامت W	علامت $\left(-\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}\right)$	تحلیل
حالت الف	$\mathrm{p} > -\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}$	−	−	$\mathrm{p} > 0$
		+	+	$\mathrm{p} > \frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}$
حالت ج	$\mathrm{p} < -\frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}$	−	−	غیر قابل قبول
		+	+	$0 < \mathrm{p} < \frac{\mathrm{W}}{\mathrm{Z}}\mathrm{a}$

برای نمونه می‌توان (جداول ۳ و ۴)، مقدار عددی ضرایب تعریف شده را در حالت‌های مختلف به دست آورد. به‌طور حتم هرچه دوره‌ی تنبیه (k) طولانی‌تر باشد، رفتار سازمان در برابر کارمند متخلف سخت‌گیرانه‌تر خواهد بود. هم‌چنین بیشتر بودن مقدار m نشان‌دهنده‌ی تمایل بیشتر کارمند برای اتخاذ رفتار صادقانه است.

نرخ تنزیل $\delta = \frac{1}{1+r}$ در جدول(۳) مساوی ۰/۳ و در جدول (۴) مساوی ۰/۷ فرض شده است. برای تبدیل ارزش آینده (F) به ارزش فعلی (P)، در طی n دوره با نرخ بهره‌ی r از فرمول $P = F\left(\frac{1}{(1+r)^n}\right)$ استفاده می‌شود[۳]، بنابراین هرچه مقدار بهره کوچک‌تر باشد نرخ تنزیل بزرگ‌تر و در نتیجه ارزش فعلی نیز بزرگ‌تر خواهد بود. یعنی، با افزایش نرخ تنزیل ارزش فعلی ضرایب a، p و bx_i نیز افزایش یافته و مقادیر آن‌ها در جدول (۴) بیشتر از جدول (۳) است.

در این جداول، مقادیر ضرایب با در نظر گرفتن حالت‌های مختلفی برای k و m به دست آمده‌اند. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، در نرخ تنزیلِ ۰/۳ (به جز حالت k=۱ و m=۱)، ضریب به‌دست‌آمده برای تنبیه (p)، تقریبا مساوی صفر به‌دست آمده است. این مطلب نشان می‌دهد که در این حالت، تعیین محدوده‌ای که در آن کارمند رفتار صادقانه را انتخاب می‌کند، مستقل از مقدار تنبیه در نظر گرفته شده است. در این حالت با توجه به صفر بودن ضریب تنبیه (Z)، داریم: $Wa > 0$. زیرا مقدار a همواره مثبت و مقدار W هم با توجه به مقادیر جدول مثبت است، بنابراین محدوده‌ی رفتار صادقانه‌ی بازیکن در شرایط $۰ \leq \delta < ۰/۵$ همواره به صورت نمودار (۱) خواهد بود. همان‌طور که اشاره شد، در حالت الف (نمودار (۱)) محدوده‌ی رفتار صادقانه‌ی بازیکن نسبت به دو حالت دیگر بیشتر است، بنابراین سازمان‌هایی که از حساسیت بالاتری برخوردار هستند و رانت‌خواری کارمند می‌تواند صدمات جبران‌ناپذیری را در آنها به بار آورد، می‌توانند با انتخاب نرخ تنزیل در این محدوده و هم‌چنین m و k متناسب با خط‌مشی خود، احتمال بروز پدیده رانت‌خواری را کاهش دهند.

جدول ۳. مثال‌های عددی از رابطه‌ی بین R و X_i ($۰ \leq \delta < ۰/۵$)

δ		k , m			W	Z	Y	رابطه
			m	k				
$۰ \leq \delta < ۰/۵$	$\delta = ۰/۳$	$k = m$	۱	۱	۱/۳۱	-۰/۰۱	۰/۷۲	$R \leq ۰/۷۲bx_i + ۱/۳۱a - ۰/۰۱p$
			۲	۲	۰/۳۲	۰	۰/۳۶	$R \leq ۰/۳۶bx_i + ۰/۳۲a$
		$k > m$	۲	۳	۰/۰۱	۰	۰/۷۲	$R \leq ۰/۷۲bx_i + ۰/۳۲a$
			۲	۴	۰/۰۰۴	۰	۰/۷۳	$R \leq ۰/۷۳bx_i + ۰/۰۰۴a$
		$k < m$	۳	۲	۰/۰۰۶	۰	۰/۷۲	$R \leq ۰/۷۲bx_i + ۰/۰۰۶a$
			۴	۲	۰/۰۶۲	۰	۰/۷۳	$R \leq ۰/۷۳bx_i + ۰/۰۶۲a$

اما همان‌طور که در جدول (۴) نیز نشان داده شده است، برای مقادیر نرخ تنزیل بین ۰/۵و یک، ضریب p مقدار قابل توجهی داشته و امکان صرف‌نظر کردن از آن در این حالت وجود ندارد، بنابراین هر سه حالت الف، ب و ج احتمال وقوع دارند و محدوده رفتار صادقانه‌ی بازیکنان می‌تواند در قالب هر یک از نمودارهای رسم شده باشد. در صورتی که سازمان‌ها از این نرخ تنزیل استفاده کنند، می‌بایست با توجه به میزان حساسیت فعالیت‌های خود، مقادیر m و k را به‌گونه‌ای تعیین کنند که حداکثر محدوده رفتار صادقانه را در اختیار داشته باشند.

جدول ۴. مثال‌های عددی از رابطه‌ی بین R و X_i (۰/۵≤ δ <۱)

δ		k , m			W	Z	Y	رابطه
			m	k				
۰/۵≤ δ <۱	δ =۰/۷	$k = m$	۱	۱	۰/۳۲	-۰/۴۷	۲/۷۲	$R \leq ۲/۷۲bx_i + ۰/۳۲a - ۰/۴۷p$
			۲	۲	۰/۵۴	-۰/۲۶	۲/۵۸	$R \leq ۲/۵۸bx_i + ۰/۵۴a - ۰/۲۶p$
		$k > m$	۲	۳	۰/۳۵	-۰/۲۲	۲/۶۳	$R \leq ۲/۶۳bx_i + ۰/۳۵a - ۰/۲۲p$
			۲	۴	۰/۸۸	-۰/۱۶	۲/۷۵	$R \leq ۲/۷۵bx_i + ۰/۸۸a - ۰/۱۶p$
		$k < m$	۳	۲	۰/۸۲	-۰/۱۷	۲/۶۷	$R \leq ۲/۶۷bx_i + ۰/۸۲a - ۰/۱۷p$
			۴	۲	۱/۰۲	-۰/۱۱	۲/۷۶	$R \leq ۲/۷۶bx_i + ۱/۰۲a - ۰/۱۱p$

۴. نتیجه‌گیری

با توجه به این‌که رانت‌خواری، رفتاری غیرمولد برای جامعه بوده و منجر به کاهش بهره‌وری اقتصادی و اجتماعی می‌شود، سازمان‌ها می‌بایست شرایطی را فراهم کنند که تحت آن کارمندان تمایل به انتخاب استراتژی رفتار صادقانه داشته باشند. در مقاله‌ی ارائه شده، این شرایط با بررسی عایدی کارمندان در قالب یک بازی تکرارپذیر نامحدود مورد تحلیل قرار گرفته است. در این بازی، کارمندان می‌توانند یکی از استراتژی‌های رانت‌خواری یا رفتار صادقانه را انتخاب کنند. سازمان نیز در برابر رفتار کارمندان، یکی از استراتژی‌های پرداخت حقوق ثابت یا تشویقی را اتخاذ می‌کند. براساس این استراتژی‌ها و تکرارپذیر بودن بازی، میزان رانت حاصل از فعالیت‌های رانت‌خواری، در سه حالت مختلف بررسی شده است. در حالت‌هایی که کارمند رفتار رانت‌خواری را در پیش می‌گیرد، مقادیر مختلفی از تنبیه نشان داده می‌شود که می‌تواند برای کارمند متخلف در نظر گرفته شود. هم‌چنین رفتار کارمند زمانی که بیش از یکبار استراتژی رانت‌خواری را انتخاب می‌کند، به صورت نمودارهایی به نمایش درآمده که نواحی‌ای را نشان می‌دهد

که در آن کارمندان، رفتار صادقانه را به استراتژی رانت‌خواری ترجیح می‌دهند. در بخش نهایی، مثال عددی از تحلیل‌های انجام گرفته ارائه می‌شود. از این مثال‌های عددی می‌توان دریافت که برای مقادیر نرخ تنزیلِ کمتر از ۰/۵، مقدار تنبیه در نظر گرفته شده نقشی در تعیین فضای مربوط به رفتار صادقانه ندارد. قابل ذکر است که سازمان‌ها می‌توانند با انجام ارزیابی‌های غیررسمی به‌صورت متوالی و در بین دوره‌ها، عملکرد کارمندان را به‌طور کامل ثبت کرده و با بهره‌گیری از نتایج آن‌ها ارزیابی رسمی و دوره‌ای را ارتقا دهند تا عامل رانت‌خواری را سریع‌تر و با اطمینان بیشتر کشف کنند.

برای پیشبرد موضوع مطرح شده پیشنهاد می‌شود، تنبیهِ بازیکن رانت‌خوار متناسب با ماهیت سازمان (خدماتی، تولیدی) و جایگاه شغلی کارمند تعریف شده و به صورت مطالعه‌ی موردی تحلیل شود. تعامل سازمان و کارمند و بررسی رفتار رانت‌خواری در این مقاله به صورت همزمان دیده شده است، می‌توان این بازی را به صورت استکلبرگ و تکرارپذیر نیز بررسی کرد. هم چنین می‌توان بازی را در شرایط اطلاعات ناکامل نیز بررسی کرد، به این صورت که جریمه‌ی کارمند متخلف برای او مشخص نباشد یا نتایج حاصل از رانت، با تأخیر و پس از چند دوره برای سازمان مشخص شود.

منابع

۱. عبدلی، قهرمان (۱۳۹۰). نظریه‌ی بازی‌ها و کاربردهای آن، چاپ سوم، جهاد دانشگاهی واحد تهران، تهران.

۲. عبدلی، قهرمان (۱۳۹۱). طراحی سازوکار و نقش آن در بازار کالاهای اعتباری؛ با تأکید بر دیدگاه اسلامی، مجله‌ی تحقیقات اجتماعی، دوره‌ی ۴۸، شماره‌ی ۱، ۱۳۸-۱۲۱.

۳. اسکونژاد، محمد مهدی (۱۳۷۵). اقتصاد مهندسی یا ارزیابی اقتصادی پروژه‌های صنعتی، چاپ بیست و هفتم، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران.

4. Auriol, E., Staub, S., & Flochel, T. (2016), "Public procurement and Rent seeking: The case of Paraguay", World Development, 77, 395-407.
5. Clark, D.J., & Riis, C. (1998). "Competition over more than one prize", The American Economic Behavior, 88, 276-289.
6. Daskalopoulou, I. (2016). "Rent seeking or corruption? An analysis of income satisfaction and perceptions of institutions in Greece", The Social Science Journal, 53, 477-485.

7. Congleton, D.R., Hillman, L. A., & Konrad, A.K. (2008),"Forty Years of Research on Rent Seeking.1, Theory of rent seeking". Springer, cop. Berlin.
8. Falluchi, F., Renner, E., & Sefton, M. (2013). "Information feedback and contest structure in rent seeking games", European Economic Review, 64, 223-240.
9. Fey, M. (2008). "Rent-seeking contests with incomplete information". Public Choice, 135, 225-236.
10. Higgins, R.S., Shughart II, W.F., & Tollison, R.D. (1985). "Efficient rents 2 free entry and efficient rent seeking", Public Choice, 46, 247-258.
11. Kooreman, P., & Schoonbeek, L. (1997). "The specification of the probability functions in Tullock's rent seeking contest", Economic Letters, 56, 59-61.
12. Konrad, K.A. (2000). "Sabotage in rent seeking contests", Journal of Law, Economics and Organization, 16, 155-165.
13. Krueger, A. (1974). "The political economy of the rent seeking society", The American Economic Review, 64, 291-303.
14. Malueg, D.A., & Yatas, A.J. (2004). "Rent seeking with private values", Public Choice, 119, 161-178.
15. Nitzan, S. (1994). "Modeling rent-seeking contests". European Journal of Political Economy, 10, 41-60.
16. Posner, R. (1975). "The social costs of monopoly and regulation", The Journal of Political Economy, 83, 807-828.
17. Priks, M. (2011). "Firm Competition and Incentive Pays: Rent Seeking at Work". Economics Letters, 113, 154-156.
18. Shurong, Z., & Peng, M. (2012). "Rent-seeking Behaviors analysis in Engineering Supervision based on the Game Theory". Systems Engineering Procardia, 4, 445-459.
19. Skaperdas, S. (1996). "Contest success functions", Economic Theory, 7, 283-290.
20. Tullock, G. (1967). "The welfare costs of tariffs, monopolies and theft", Western Economic Journal, 5, 224-232.
21. Tullock, G. (1980). "Efficient rent-seeking, in: J.M Buchanan, R.D Tollison and G. Tullock", toward a theory of the rent-seeking society. Texas A. & M. University Press, College Station, 112, 3-16.
22. Warneryd, K. , (2003). "Information in conflicts", Journal of Economics Theory, 110, 121-136.
23. Wasser, C. (2010). "Rent-seeking Contests under Symmetric and Asymmetric Information". Discussion paper, 311, 1-33.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۱۲-۲۸۷

تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران

ایوب خزائی[۱]، امیرمنصور طهرانچیان[*۲]، احمد جعفری‌صمیمی[۳]، رضا طالبلو[۴]

۱. دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، akhazaei65@gmail.com

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، a.tehranchian@umz.ac.ir

۳. استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، jafarisa@umz.ac.ir

۴. استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، talebloo.r@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

چرا با وجود هزینه‌های پایین‌تر تأمین مالی از طریق منابع داخلی، مدل‌های تصمیم‌گیری که بر اساس تئوری نمایندگی شکل می‌گیرند، تأمین مالی از طریق بدهی را بر تأمین مالی از طریق منابع داخلی ترجیح می‌دهند؟ پاسخ این پرسش را می‌توان در یکسان نبودن تمایلات مدیران و سهامداران جستجو کرد. از منظر تئوری نمایندگی، تأمین مالی از طریق بدهی علاوه بر کاهش احتمال اتلاف منابع در سرمایه‌گذاری‌های غیرسودآور، انضباط حاکمیتی بر مدیریت تحمیل می‌کند. در این چارچوب، مقاله‌ی حاضر به‌دنبال بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی کشور می‌باشد. برای این منظور از داده‌های تابلویی ۱۴۱ بنگاه تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار تهران در قالب ۲۰ صنعت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ استفاده شده است. برای بررسی عملکرد بنگاه‌ها، از متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده دارایی‌ها و بازده فروش استفاده شده است. به‌منظور برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید از متدلوژی لوینسون و پترین (۲۰۰۳) بهره گرفته شده و سپس بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی چندسطحی (Multilevel Panel)، ضمن توجه به اثرات سطح صنعت (سطح دوم) و تفکیک صنایع وابسته به نفت (سطح سوم)، تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده‌ی تائید فرضیه‌ی پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی است. همچنین نتایج حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار تأمین مالی از طریق منابع داخلی (جریانات نقدی) بر عملکرد بنگاه‌های مورد بررسی و نیز تأثیر منفی و معنی‌دار اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز بر بهره‌وری بنگاه‌ها است.

طبقه‌بندی JEL: D24، G30، G32.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، عملکرد بنگاه‌ها، تأمین مالی از طریق بدهی، جریان نقدی آزاد

---

*. نویسنده مسئول، ۰۹۰۱۴۸۷۶۷۰۰

۱. مقدمه

قضیه‌ی نامرتبط بودن[1] (بی‌اهمیت بودن) ساختار سرمایه بر عملکرد بیانگر این است که تحت شرایطی ساختار سرمایه تأثیری بر عملکرد بنگاه ندارد. این قضیه تأثیر بسیاری بر تحولات نظری و روند پژوهش‌های مربوط به مالیه شرکتی داشته است. بعد از مقالات مودیلیانی و میلر[2] (۱۹۵۸ و ۱۹۶۳)، که برای اولین بار به بیان ارتباط میان ساختار سرمایه و عملکرد بنگاه تحت عنوان قضیه نامرتبط بودن پرداخته‌اند اقتصاددانان حوزه‌ی مالی تمایل بسیاری به بررسی رابطه‌ی میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه از خود نشان داده و به نتایج تجربی مختلفی دست یافته‌اند. بده-بستان میان هزینه‌های نمایندگی مربوط به تامین مالی از طریق بدهی و سهام (ینسن و مکلینگ[3]، ۱۹۷۶)، اثر مسئولیت محدود بدهی (براندر و لویس[4]، ۱۹۸۶) و اثر نظم‌دهی بدهی (گروسمن و هارت[5]، ۱۹۸۳؛ ینسن، ۱۹۸۶)، همگی به تأثیر مثبت اهرم مالی بر عملکرد بنگاه اشاره دارند. با این وجود، استفاده از ابزارهای بدهی مشکلاتی از جمله عدم استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری (میرز[6]، ۱۹۷۷) و واکنش‌های منفی سهامداران نسبت به میزان بدهی‌های بنگاه (ماکسیموویچ و تیتمن[7]، ۱۹۹۱؛ تیتمن، ۱۹۸۴) را به‌دنبال خواهد داشت که اثر منفی بر عملکرد بنگاه برجای می‌گذارند، با این وجود، همچنان بررسی رابطه‌ی میان سطح بدهی بنگاه‌ها و عملکرد آن‌ها با در نظر گرفتن شرایط مختلف نظیر صنایع، نوع بازارها و کشورهای مختلف نتایج قابل اهمیتی را به‌دنبال خواهد داشت. بر این اساس، مقاله‌ی حاضر به‌دنبال این است که تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی در ایران را بررسی کند.

یکی از مسائل دیرپای اقتصادی ایران، مواجهه‌ی بنگاه‌ها با تنگنای اعتباری برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری و سرمایه در گردش است. بازار وام و اعتبار در ایران طی دوره‌ای طولانی با مازاد تقاضا مواجه بوده و طی سال‌های اخیر به‌دلیل کاهش منابع مالی دولت، کاهش اعتبارات بانکی و محدودیت دسترسی به منابع مالی بین‌المللی به‌دلیل تحریم‌های اقتصادی، بر مازاد تقاضا افزوده و محدودیت‌های اعتباری و تنگناهای مالی را برای بنگاه‌ها تشدید کرده است. از سوی دیگر، هم‌سویی نسبی چرخه‌های تولید

1. Irrelevance theory
2. Modigliani & Miller
3. Jensen & Meckling
4. Brander & Lewis
5. Grossman & Hart
6. Myers
7. Maksimovic & Titman

و اعتبار، گواه متأثر شدن عملکرد بخش واقعی از بخش مالی است. در سال ۱۳۹۱ مانده‌ی کل تسهیلات اعطایی سیستم بانکی ۱۴ درصد کاهش داشته است، که آثار آن بر بخش خرد به‌وضوح قابل ردیابی می‌باشد؛ به‌طوری‌که مانده تسهیلات شرکت‌های بورسی به قیمت ثابت ۶ درصد و ارزش حقیقی تسهیلات که طی سال ۱۳۹۱ به این بنگاه‌ها اعطا شده ۱۴ درصد کاهش یافته است. اثر کاهش در مانده و جریان تسهیلات روی متغیرهای تولیدی بنگاه‌ها به‌گونه‌ای بوده که در سال مزبور ارزش فروش حقیقی این شرکت‌ها ۱۸ درصد و ارزش حقیقی شده‌ی دارایی‌های آن‌ها ۴ درصد کاهش یافته است (نیلی و محمودزاده، ۱۳۹۳)، بنابراین بر اساس اطلاعات و شواهد سطح خرد، بخشی از افت تولید و رکود سال‌های اخیر به کاهش اعتبارات در دسترس بنگاه‌ها قابل انتساب بوده و به‌عنوان کمبود منابع تأمین مالی در سطح خرد مطرح است، بنابراین به‌نظر می‌رسد با توجه به فضای حاکم بر نظام مالی کشور، بررسی ساختار تأمین مالی بنگاه‌های تولیدی می‌تواند نتایج و شواهد مناسبی از تأثیرگذاری آن بر عملکرد بنگاه‌ها به‌دنبال داشته باشد، از این‌رو، در ادامه با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۴۱ بنگاه تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲، تأثیر ساختار تأمین مالی بنگاه‌ها بر عملکرد آن‌ها در چارچوب تئوری نمایندگی بررسی شده و به بررسی این فرضیه پرداخته می‌شود که تأمین مالی از طریق بدهی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد بنگاه‌ها دارد. برای این منظور، این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و در بخش چهارم نیز مدل ارائه شده برآورد می‌شود و در بخش پایانی به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

دسترسی آسان و با هزینه‌ی پایین به نقدینگی، به‌دلیل افزایش احتمال نوآوری (کینگ و لوین[1]، ۱۹۹۳)، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، بهبود وضعیت تکنولوژی و تخصیص بهینه‌ی منابع (لوین و زروس[2]، ۱۹۹۸) و همچنین کاهش ریسک نقدینگی در پروژه‌هایی که در بلندمدت منجر به افزایش بهره‌وری می‌شوند (آگیون و همکاران[3]، ۲۰۱۰)، اثر مثبت بر بهره‌وری و بنابراین بر رشد بنگاه دارد. از سوی دیگر، عدم

1. King & Levine
2. Levine & Zervos
3. Aghion & et al

دسترسی به نقدینگی و وجود محدودیت‌های مالی تأثیر قابل توجهی بر فعالیت‌های واقعی بنگاه‌ها از جمله سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت (فاتزاری[1] و همکاران، ۱۹۸۸)، سرمایه‌گذاری در موجودی (کارپنر و همکاران[2]، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۸) و اشتغال (نیکل و نیکولیتساس[3]، ۱۹۹۹؛ بنیتو و هرناندو[4]، ۲۰۰۷) دارد. بنابراین می‌توان انتظار داشت میان میزان دسترسی بنگاه‌ها به‌منابع مالی یا به‌طور کلی تأمین مالی و عملکرد بنگاه‌ها ارتباط وجود دارد.

برای بررسی رابطه‌ی میان میزان دسترسی به منابع مالی و عملکرد بنگاه‌ها، فرض می‌شود که بنگاه‌ها از سرمایه (K) و نیروی کار (L) برای تولید محصول (Y) در قالب یک تابع تولید کاب- داگلاس با ویژگی زیر استفاده می‌کنند (لوین و واروساویثارانا[5]، ۲۰۱۴):

$$Y = e^{z}K^{\alpha}L^{1-\alpha} \qquad (1)$$

که α نشان‌دهنده‌ی سهم سرمایه و z نشان‌دهنده‌ی لگاریتم بهره‌وری بنگاه‌ها می‌باشد. بنگاه‌ها نیروی کار را در نرخ دستمزد ثابت ω استخدام می‌کنند. جریان نقدی بنگاه‌ها به‌صورت زیر قابل ارائه است:

$$\Pi = \max_{L} Y - \omega L \qquad (2)$$

موجودی سرمایه با نرخ δ مستهلک می‌شود. بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری ثابت (فیزیکی) خود را با منابع داخلی و بیرونی تأمین مالی می‌کنند. فرض کنید که بنگاه‌ها با هزینه‌ی تعدیل سرمایه‌گذاری به‌صورت $\lambda\frac{I^2}{2K}$ مواجه هستند که یک تابع درجه‌ی دوم است. در نظر گرفتن هزینه‌ی تعدیل تنها به این دلیل ضروری است که اطمینان حاصل شود سرمایه‌گذاری به‌خوبی تعریف شده است.

بنگاه‌ها می‌توانند در پروژه‌های نوآورانه که منجر به افزایش بهره‌وری (z) می‌شود، سرمایه‌گذاری کنند. فرض کنید S بیانگر مخارج پروژه‌های نوآورانه باشد. می‌توان نتیجه و دستاورد چنین مخارجی را اتفاقی در نظر گرفت (دوراژلسکی و ژائوماندرو[6]، ۲۰۱۳؛ واروساویثارانا، ۲۰۱۳)؛ بدین صورت که ممکن است بازدهی آن‌ها بسیار بالا باشد و یا در

1. Fazzari & et al
2. Carpenter & et al
3. Nickell & Nicolitsas
4. Benito & Hernando
5. Levine & Warusawitharana
6. Doraszelski & Jaumandreu

مواردی با شکست مواجه شود. بهره‌وری بنگاه‌ها از طریق تابع تصادفی $g(S/K)$ افـزایش می‌یابد. به این دلیل از (S/K) استفاده می‌شود که مخارج پروژه‌های نوآورانـه (S) بـا در نظر گرفتن اندازه‌ی بنگاه‌ها (K) مورد تحلیل قرار گیرد، این بدان معناست که بنگاه‌هـای بزرگ‌تر برای افزایش مشـابه در بهـره‌وری مـی‌بایسـت منـابع بیشـتری را صـرف کننـد. بهره‌وری دوره‌ی بعد (z') یک متغیر تصـادفی اسـت کـه بـه‌صـورت رابطـه (۳) تعریـف می‌شود:

$$z' = z + g(S/K) \qquad (۳)$$

فرض می‌شود که تابع $g(S/K)$ اکیداً فزاینده و مقعر است:

$$\frac{\partial g(S/K)}{\partial S} > 0,\ \frac{\partial^2 g(S/K)}{\partial S^2} < 0 \qquad (۴)$$

ارزش بنگاه $V(K,z)$ می‌تواند به‌صورت حل معادله‌ی بلمن[1] زیر نوشته شود:

$$V(K,z) = \max_{I,S} \Pi - I - \lambda\frac{I^2}{2K} - S + \frac{1}{1+r}E[V(K',z')] \qquad (۵)$$
$$K' = K(1-\delta) + I$$

که r عبارت است از نرخ بهره‌ای که بنگاه با آن مواجه می‌شود. بـرای سـاده‌سـازی، ساختار سرمایه خلاصه شده و به‌گونه‌ای مدل‌سازی شده است که بنگاه با یک نرخ بهـره ثابت مواجه باشد.

با در نظر گرفتن شرایط مرتبه‌ی اول، مخارج بهینه‌ی پروژه‌های نوآورانه بـه‌صـورت زیر ارائه می‌شود:

$$1 = \max_{I,S} \frac{1}{1+r}E[V(K',z')] \qquad (۶)$$

که هزینه‌ی نهایی چنین مخارجی برابر با یک است و معادله‌ی سمت راست منفعت نهایی را به‌دست می‌دهد.

مقدار منابع مالی بیرونی استفاده شده توسط بنگاه (F) به‌صورت مابـه‌التفـاوت کـل منابع و میزان استفاده از وجوه نقد ارائه می‌شود:

$$F = I + \lambda\frac{I^2}{2K} + S - \Pi \qquad (۷)$$

که بر این اساس، افزایش مخارج پروژه‌های نوآورانه، بنگاه‌ها را ملزم به تأمین مـالی اضافی می‌کند.[2]

---

1. Bellman

۲. فرض می‌شود بنگاه‌ها نمی‌توانند همه‌ی سرمایه‌گذاری‌های خود را خودشان تأمین مالی کنند.

مهم‌ترین نتیجه‌ای که می‌توان با استفاده از روابط فوق به‌دست آورد این است که بنگاه‌هایی که از تأمین مالی بیشتری استفاده می‌کنند، رشد بهره‌وری بیشتری خواهند داشت؛ یعنی: $\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} > 0$.

به‌منظور اثبات ادعای فوق داریم:

$$\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} = \frac{\partial E[g(S/K)]}{\partial F} = E\left[\frac{\partial g(S/K)}{\partial S}\ \frac{\partial S}{\partial F}\right] \qquad (۸)$$

با توجه به این‌که در رابطه‌ی (۴) عبارت $\frac{\partial g(S/K)}{\partial S}$ مثبت فرض شده است، برای این‌که $\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} > 0$ *باشد، می‌بایست* $\frac{\partial S}{\partial F}$ نیز مثبت باشد. برای این منظور، با دیفرانسیل‌گیری از رابطه‌ی (۷) نسبت به S داریم:

$$\frac{\partial F}{\partial S} = 1 + \left(1 + \lambda\frac{I}{K}\right)\frac{\partial I}{\partial S} = 1 + q(z)\frac{\partial I}{\partial S}$$

از دیفرانسیل‌گیری شرایط مرتبه‌ی اول برای سرمایه‌گذاری نسبت به S داریم:

$$\lambda/K\ \frac{\partial I}{\partial S} = \frac{\partial q(z)}{\partial S}$$

با فرض یکنواختی $g(S/K)$، عبارت $q(z) = \frac{1}{1+r}E[V(K,z)]$ نسبت به S فزاینده است که این موضوع دلالت بر این دارد که سرمایه‌گذاری (I) نیز نسبت به S فزاینده است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که:

$$\frac{\partial F}{\partial S} > 0 \ \Rightarrow\ \frac{\partial S}{\partial F} > 0$$

می‌توان از رابطه‌ی (۸) نتیجه گرفت که $\frac{\partial E[z'-z]}{\partial F} > 0$ است؛ یعنی بنگاه‌هایی که از تأمین مالی بیشتری استفاده می‌کنند، بهره‌وری بیشتری خواهند داشت.

علاوه بر میزان استفاده از منابع مالی، یکی از مهم‌ترین عواملی که عملکرد بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، شیوه تأمین مالی بنگاه‌هاست؛ زیرا روش‌های مختلف تأمین مالی، آثار مختلفی بر عملکرد بنگاه‌ها دارند. انتخاب نحوه‌ی تأمین مالی یکی از مهم‌ترین تصمیماتی است که توسط مدیران بنگاه‌ها گرفته می‌شود و تأثیر این تصمیمات بر عملکرد بنگاه‌ها پس از مقاله‌ی مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) وارد ادبیات تأمین مالی شرکتی شده است. در زمینه‌ی انتخاب الگوهای مختلف تأمین مالی و ساختارهای متفاوت سرمایه از سوی بنگاه‌ها و مزیت‌های هر یک از الگوهای تأمین مالی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. از منظر تئوری سلسله مراتب گزینه‌های تأمین مالی (میرز و

مایلوف[1]، ۱۹۸۴) مدیران بنگاه‌ها منابع مالی داخلی مانند سودهای انباشته را به منابع مالی بیرونی مانند بدهی و انتشار سهام جدید ترجیح می‌دهند. عدم اطمینان وام‌دهندگان نسبت به فعالیت‌های بنگاه‌ها منجر به افزایش هزینه‌های وام‌گیری نسبت به تأمین مالی از طریق منابع داخلی بنگاه شده و حتی در صورتی‌که بنگاه‌ها با ارائه وثیقه‌ها و تضمین‌های معتبر اقدام به اخذ وام کنند، به‌دلیل وجود هزینه‌های ناشی از ارزیابی وثیقه‌ها و نظارت بر وضعیت وام، این نوع تأمین مالی بسیار گران‌تر از تأمین مالی داخلی خواهد بود. از سوی دیگر، تأمین مالی از طریق وام همواره بنگاه را در معرض ریسک‌های ناشی از نوسانات نرخ بهره قرار می‌دهد (نیکل و نیکولیتساس، ۱۹۹۹). حال پرسشی که مطرح می‌شود این است که چرا با وجود هزینه‌های پایین‌تر تأمین مالی از طریق منابع داخلی، مدل‌های تصمیم‌گیری که بر اساس تئوری نمایندگی شکل می‌گیرند، تأمین مالی از طریق بدهی را بر تأمین مالی از طریق منابع داخلی ترجیح می‌دهند؟ پاسخ این پرسش را می‌توان در یکسان نبودن تمایلات مدیران و سهامداران جستجو کرد. از منظر تئوری نمایندگی که در قالب مدل‌های نمایندگی ینسن و مکلینگ (۱۹۷۶) و ینسن (۱۹۸۶) مطرح می‌شوند، میان منافع مدیران و سهامداران تعارض وجود داشته و این منافع با هم همسو نیستند. ینسن (۱۹۸۶)، در قالب نظریه‌ی خود که با عنوان «نظریه جریان نقدی آزاد» شناخته می‌شود، بیان می‌کند که تأمین مالی از طریق بدهی به دو طریق به بنگاه سود می‌رساند. اول، منابع کمتری تحت کنترل مدیریت است و احتمال کمتری برای اتلاف این منابع در سرمایه‌گذاری‌های غیرسودآور وجود دارد. دوم، وابستگی به بازار بدهی برای تأمین سرمایه‌ی جدید، انضباط حاکمیتی بر مدیریت تحمیل می‌کند که در غیر این‌صورت وجود نخواهد داشت. از آن‌جا که مدیران همواره توجه بسیاری به ضرر و زیان بنگاه دارند، در مقایسه با سهامداران بیشتر نگران ورشکستگی هستند، بنابراین زمانی‌که بنگاه بدهی بیشتری داشته و خطر ورشکستگی بالا باشد، مدیر بنگاه تمام تلاش خود را برای کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی، کاهش دستمزدها و از این دست اقدامات در راستای افزایش بهره‌وری به‌کار می‌گیرد. در حقیقت مدل‌های نمایندگی یک رابطه‌ی مثبت میان میزان بدهی و عملکرد بنگاه در نظر می‌گیرند.

1. Myers & Majluf

نتایج تجربی متفاوتی در زمینه‌ی تأثیر الگوهای مختلف تأمین مالی بر عملکرد بنگاه‌ها به ثبت رسیده است. وستون و بریگام[1] (۱۹۸۱)، به این موضوع اشاره کرده‌اند که توافق جامعی در خصوص این‌که چه چیزی انتخاب ساختار سرمایه بنگاه را تعیین می‌کند و چگونه این انتخاب عملکرد بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، وجود ندارد. تعدادی از مطالعات به تأثیر منفی تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه اشاره کرده‌اند. (باگات و بولتون[2]، ۲۰۰۸؛ گوش[3]، ۲۰۰۸؛ کینگ و سانتور[4]، ۲۰۰۸)، در حالی‌که برخی دیگر تأثیر مثبت (برگر و بناکورسی دی‌پاتی[5]، ۲۰۰۶؛ مارگاریتیس و سیلاکی[6]، ۲۰۱۰؛ ویل[7]، ۲۰۰۸) یا کم اهمیت (فیلیپس و سیپاهیوغلو[8]، ۲۰۰۴) را گزارش می‌کنند.

مطالعات انجام شده در ایران از جمله مطالعات جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۳)، مرادزاده‌فرد و نادعلی‌پور منفرد (۱۳۸۸)، مرادزاده‌فرد و همکاران (۱۳۹۲) و خانی و همکاران (۱۳۹۲) به‌طور عمده به بررسی اثر روش‌های تأمین مالی بر قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و توجهی به عملکرد شرکت نداشته‌اند. مطالعات ملانظری و همکاران (۱۳۸۹)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) و خادم‌علیزاده (۱۳۹۲)، جزء معدود مطالعاتی هستند که اثر روش‌های مختلف تأمین مالی بر عملکرد شرکت‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. ملانظری و همکاران (۱۳۸۹)، به‌منظور بررسی ارتباط روش‌های تأمین مالی و بازده فروش، به انجام آزمون آماری کای‌دو بسنده کرده‌اند. جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۲)، رابطه‌ی مثبت میان تأمین مالی کوتاه‌مدت و رشد فروش شرکت‌ها و خادم‌علیزاده (۱۳۹۲) رابطه‌ی مثبت میان تأمین مالی بلندمدت و رشد فروش بنگاه‌ها را گزارش نموده‌اند. بررسی مطالعات انجام شده در ایران نشان‌دهنده آن است که عملکرد شرکت‌ها از منظر شاخص‌هایی مانند قیمت سهام، بازده سهام و سودآوری شرکت‌ها و با استفاده از تحلیل متغیرهای سطح بنگاه مورد بررسی قرار گرفته و متغیرهای سطح صنعت و سطح کلان اقتصاد مورد غفلت واقع شده است. بر این اساس، پژوهش حاضر تلاش کرده است که

1.Weston & Brigham
2. Bhagat & Bolton
3. Ghosh
4. King & Santor
5. Berger & Bonaccorsi di Patti
6. Margaritis & Psillaki
7. Weill
8. Phillips & Sipahioglu

خلأ مزبور را پر کند و بر آن است با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی، با کنترل اثرات مختلف صنعت و سطح کلان اقتصاد، به بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها بپردازد. به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم سطح بالاتر خواهد بود.

۳. داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق

۱.۳. داده‌ها

داده‌های مورد استفاده از متن گزارشات و صورت‌های مالی سالیانه‌ی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ استخراج شده‌اند. تمامی شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای دوره‌ی زمانی مورد استفاده موجود بوده و دارای ویژگی‌های ذیل هستند، مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری که درآمد آن‌ها ناشی از مالکیت سهام شرکت‌های دیگر است، نباشند.
- سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
- اطلاعات مورد نیاز در دوره‌ی مورد بررسی وجود داشته باشد.
- در طی دوره‌ی مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند.

مجموعه داده‌های نهایی یک پانل متوازن شامل ۱۴۱ شرکت در قالب ۲۰ صنعت می‌باشد.

۲.۳. مانایی (پایایی) متغیرهای پژوهش در طی دوره‌ی پژوهش

لازم است قبل از برآورد الگو از مانایی متغیرها اطمینان حاصل شود تا با جلوگیری از تشکیل رگرسیون کاذب، نتایج مطلوبی به‌دست آید. برای این منظور از آزمون‌های ریشه‌ی واحد از نوع آزمون‌های لوین، لین و چو، استفاده شده است. این آزمون در اصطلاح، آزمون ریشه واحد پانل نامیده می‌شود و از لحاظ نظری برای ساختارهای داده‌های تابلویی متوازن به‌کار می‌رود.

بر اساس نتایج این آزمون چون مقدار P-Value کمتر از ۵٪ است، کل متغیرهای وابسته و توضیحی پژوهش در طی دوره‌ی پژوهش در سطح مانا هستند، این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است.

۳.۳. روش‌شناسی تحقیق

به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید و این‌که آیا تأمین مالی از طریق بدهی تأثیری بر آن دارد یا خیر، رابطه‌ی (۳) به‌صورت زیر بسط داده شده و با روش داده‌های تابلویی چندسطحی تخمین زده می‌شود:

$$\begin{aligned}\text{Performance}_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Performance}_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} \\ & + \alpha_3 \text{Leverage}_{i,t-1} + \alpha_4 \text{Leverage}^2_{i,t-1} \\ & + \alpha_5 \, \text{CF}_{it}/\text{K}_{it} + \alpha_6 \text{WorCap}_{it} + \alpha_7 \text{R\&D}_{it} \\ & + \lambda_t + v_i + v_j + v_z + \varepsilon_{it}\end{aligned} \qquad (۹)$$

که Performance_{it} بیانگر عملکرد بنگاه i در زمان t (شامل متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید[۱] (TFP)، بازده فروش (ROS) و بازده دارایی‌ها (ROA))[۲] و X_{it} بردار متغیرهای کنترل‌کننده ویژگی‌های بنگاه i در زمان t است، که شامل اندازه‌ی بنگاه (لگاریتم دارایی‌های حقیقی کل)، لگاریتم سن بنگاه و وضعیت صادرات بنگاه می‌شود. Leverage_{it} اهرم مالی بنگاه[۳] (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها)، $\text{CF}_{it}/\text{K}_{it}$ نسبت جریان نقدی به کل دارایی‌ها، $\text{R\&D}_{it}$ نسبت هزینه‌ی تحقیق و توسعه به فروش و WorCap_{it} سرمایه در گردش بنگاه‌ها (مابه‌التفاوت دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری تقسیم بر کل دارایی‌ها) می‌باشد. λ_t نیز مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی است که برای کنترل وقایع سطح کلان اقتصاد وارد مدل شده و دربرگیرنده‌ی متغیرهای مجازی تحریم‌های نفتی، شوک ارزی و هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران است.

با توجه به این‌که مدل فوق به روش داده‌های تابلویی چندسطحی تخمین زده می‌شود، جزء اخلال آن از چهار جزء تشکیل شده است. v_i اثر مختص بنگاه است که از طریق وارد کردن وقفه‌ی متغیر وابسته کنترل می‌شود. v_j اثر مختص صنعت است که از

---

۱. مهم‌ترین متغیر نماینده عملکرد بنگاه‌ها در این مقاله مطابق رابطه‌ی (۳)، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) است که طبق روش لوینسن و پترین (۲۰۰۳) برآورد می‌شود.

۲. متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه از جمله بهره‌وری فرآیند مرتبه‌ی اول مارکف را دنبال می‌کنند، لذا وقفه‌ی اول متغیر وابسته برای کنترل همبستگی سریالی وارد شده است (چن و گواریگلیا، ۲۰۱۳).

۳. وارد کردن وقفه اهرم مالی ($\text{Leverage}_{i,t-1}$) کمک می‌کند تا از هرگونه علیت معکوس میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه ممانعت به‌عمل آید. بر اساس تئوری توازن ساختار سرمایه، اثر اهرم مالی بر عملکرد یک رابطه درجه دوم و غیرخطی است؛ به این صورت که با افزایش بیش از اندازه‌ی حجم بدهی‌ها، هزینه‌های بدهی (افزایش احتمال ورشکستگی) بر منافع آن (صرفه‌جویی مالیاتی) چیره می‌شود. به‌منظور بررسی این موضوع از توان دوم متغیر اهرم مالی یعنی $\text{Leverage}^2_{i,t-1}$ استفاده می‌شود (مارگاریتیس و سیلاکی، ۲۰۱۰؛ فُسو، ۲۰۱۳).

طریق وارد کردن کدهای دو رقمی صنعت به‌عنوان متغیر مجازی و اضافه کردن سطح صنعت به تحلیل‌های کنترل شده و v_z اثر مختص سطح سوم تحلیل، یعنی صنایع وابسته به صنعت نفت است که از طریق وارد کردن متغیر مجازی مربوط به آن و ارائه‌ی مدل سه سطحی، کنترل می‌شود. ε_{it} نیز جزء اخلال پیش‌بینی نشده است.

در روش داده‌های تابلویی چندسطحی، برای یک مدل خطی داریم (گرین[1]، ۲۰۱۱؛ کامرون و تریودی[2]، ۲۰۰۵):

$$y_{ij} = \acute{X}_{ij}B_j + u_{ij} \qquad (۱۰)$$

در این‌جا پارامتر رگرسیون β می‌تواند به تعداد K بار به‌وسیله گروه j تغییر کند. به‌عنوان مثال، داده‌های شرکت‌ها در داخل صنایع را در نظر بگیرید. بر این اساس، y_{ij} یک معیار مانند بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت iاُم در صنعت jاُم است.

در مدل دو سطحی، ضرایب مدل سطح اول توسط یک تابع خطی از جزء تصادفی تعیین می‌شوند و متغیرهای سطح دو در اینجا ویژگی‌های صنایع هستند. با در نظر گرفتن پارامتر عددی β_{kj}، مؤلفه k اُم بردار $K\times 1$ پارامتر β_j است. سپس β_{kj} به‌عنوان یک متغیر وابسته به بردار ویژگی‌های صنایع (w_k) که مقدار w_{kj} را برای شرکت jاُم به خود می‌گیرد، مدل‌سازی می‌شود:

$$\beta_{kj} = \acute{w}_{kj}\gamma_k + v_{kj}, \quad k = 1, \dots, K \qquad (۱۱)$$

جزء اول w_{kj} معمولاً ثابت است. با قراردادن تمام K ها در β خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix}\beta_{1j}\\ \vdots \\ \beta_{Kj}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\acute{w}_{1j} & 0 & 0\\ 0 & \ddots & 0\\ 0 & 0 & \acute{w}_{Kj}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\gamma_1\\ \vdots \\ \gamma_K\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}v_{1j}\\ \vdots \\ v_{Kj}\end{bmatrix}$$

یا در علامت‌گذاری ساده ماتریسی داریم:

$$\beta_j = w_j\gamma + v_j \qquad (۱۲)$$

این موارد خاص شامل مدل‌هایی با عرض از مبدأهای تصادفی و شیب‌های تصادفی هستند؛ اما چارچوب مذکور علاوه بر این به ضرایب رگرسیون اجازه می‌دهد که با مشاهدات سطح دو (w_j) تغییر کنند. چارچوب مدل فوق می‌تواند به سطوح بیشتری توسعه داده شود. به‌این‌صورت که تک‌تک شرکت‌ها (با اندیس i) در صنایعی (با اندیس j)

1. Greene
2. Cameron & Trivedi

که ممکن است به صنعت نفت وابسته باشند یا خیر (با اندیس k)، جای بگیرند. آن‌گاه مدل سه سطحی بدین صورت تصریح می‌شود:

$$Y_{ijk} = \acute{X}_{ijk}\pi_{jk} + e_{ijk}$$
$$\Pi_{jk} = X_{jk}\beta_k + u_{jk}$$
$$\beta_k = W_j\gamma + w_k$$

اولین معادله n بار تخمین زده می‌شود، یکبار برای هر شرکت i و سپس ضریب برآورد شده روی x_{ijk} در هر رگرسیون یک مشاهده برای رگرسیون مرحله‌ی دوم ایجاد می‌کند. مدل فوق را می‌توان به‌عنوان یک مدل خطی مختلط[1] بازتصریح کرد، زیرا با جایگذاری رابطه‌ی (۱۱) در (۱۰) خواهیم داشت:

$$y_{ij} = \left(\acute{X}_{ij}W_j\right)\gamma + \acute{X}_{ij}v_j + u_{ij} \qquad (۱۳)$$

هدف این است که پارامتر رگرسیون γ و واریانس‌ها و کواریانس‌های خطاها u_{ij} و v_j برآورد شود. از آن‌جا که فرض می‌شود خطاها از برآوردگرها مستقل هستند، برآورد OLS منجر به تخمین‌های سازگار پارامتر γ می‌شود. رهیافت فوق از برآوردگرهای کاراتری استفاده می‌کند که فروضی بر روی واریانس‌ها و کواریانس‌ها خطاها u_{ij} و v_j به‌کار می‌گیرند.

برآوردهای مربوط به این روش با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی (MLE)[2] انجام می‌گیرد. با انجام محاسبات از طریق برآوردگر حداکثر درستنمایی، برآوردهای سازگاری از واریانس $u_{it} + v_{it}$ به‌دست خواهد آمد.

باید به این نکته توجه داشت که بدون توجه به نوع صنعت و نحوه‌ی وابستگی صنایع به صنعت نفت به‌عنوان یکی از بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران (به‌عنوان متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای که کمیتی نمی‌توان برای آن‌ها اندازه‌گیری کرد)، تحلیل‌ها ناقص خواهد بود. بر این اساس، ابتدا لازم است شرکت‌ها در قالب گروه‌های صنعتی مختلف تقسیم‌بندی شده و سپس با در نظر گرفتن صنعتی که هر شرکت به آن تعلق دارد و همچنین جدا کردن اثرات صنایع وابسته به نفت، اثر متغیرهای الگو بر عملکرد شرکت تعیین شود. با این توصیف، الگوی مورد استفاده از شکل اثرات خطی به اثرات چندسطحی[3] تبدیل می‌شود؛ به این صورت که در سطح اول تحلیل، متغیرهای

1. Mixed Linear Model
2. Maximum Likelihood Estimator
3. Multi-Level (Mixed) Effects Model

اثرگذار مربوط به نحوه‌ی تأمین مالی بر عملکرد شرکت‌ها و در سطح دوم متغیر مربوط به نوع صنعت و در سطح سوم متغیر مربوط به صنایع وابسته به نفت وارد می‌شود. به این ترتیب، نتایج برآوردها حاوی جمع اثرات مستقیم ناشی از متغیرهای توضیحی و آثار غیرمستقیم سطح بالاتر خواهد بود.

با تخمین (۹)، بررسی می‌شود که آیا میزان دسترسی به ابزارهای بدهی نقشی در تعیین عملکرد بنگاه دارد یا خیر. فرضیه‌ی تحقیق این است که افزایش تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی اثر مثبت بر عملکرد دارد، زیرا افزایش بدهی به‌عنوان ابزار نظم‌دهنده به رفتار مدیران منجر به کاهش هزینه‌های نمایندگی و بهبود عملکرد می‌شود، بنابراین، اگر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی اثری بر عملکرد بنگاه داشته باشد، باید انتظار ضرایب مثبت و معنی‌دار برای ابزارهای بدهی را داشت.

۴. برآورد مدل

۱.۴. آمار توصیفی

قبل از برآورد مدل پژوهش، به بررسی ویژگی‌ها و توصیف متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود. جدول (۱)، متغیرهای استفاده شده در الگو و همچنین تعداد دیگری از ویژگی‌های بنگاه‌های مورد بررسی را توصیف می‌کند. ستون (۱) جدول زیر به داده‌های مربوط به کل بنگاه‌ها اختصاص دارد. نرخ بازده دارایی‌های بنگاه‌های مورد بررسی ۱۵ درصد و نرخ بازده فروش آن‌ها نیز تقریباً ۲۰ درصد است. نسبت نیروی کار به سرمایه یا به‌عبارتی میزان کاربری بنگاه‌ها ۴۲ درصد بوده، که می‌توان گفت سرمایه‌بر هستند. میانگین سن بنگاه‌ها حدود ۳۱ سال و تنها ۹ درصد از حجم فروش آن‌ها به‌صورت صادراتی بوده است. همچنین نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به کل فروش بنگاه‌ها بسیار ناچیز بوده و تقریباً برابر با صفر است.

به‌منظور بررسی دقیق‌تر وضعیت بنگاه‌ها، اطلاعات بنگاه‌ها در سه گروه نوع مالکیت (ستون‌های (۲) و (۳))، وضعیت صادرات (ستون‌های (۴) و (۵)) و وابستگی به صنعت نفت (ستون‌های (۵) و (۶)) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

جدول ۱. توصیف داده‌های پژوهش

		گروه‌بندی بنگاه‌ها بر اساس مالکیت		گروه‌بندی بنگاه‌ها بر اساس وضعیت صادرات		گروه‌بندی بنگاه‌ها براساس وابستگی مستقیم به صنعت نفت	
	نمونه کامل (۱)	بنگاه‌های دولتی (۲)	بنگاه‌های غیردولتی (۳)	بنگاه‌های صادراتی (۴)	بنگاه‌های غیرصادراتی (۵)	بنگاه‌های وابسته (۶)	بنگاه‌های غیروابسته (۷)
TFP	۲/۹۴۴ (۳/۰۷۸)	۳/۴۸۶ (۲/۸۶۹)	۲/۷۳۶ (۳/۱۳۱)	۳/۰۰۸ (۳/۳۷۷)	۲/۸۱۹ (۲/۳۹۴)	۳/۵۵۸ (۱/۰۵۵)	۲/۸۴۸ (۳/۲۷۳)
ROA	۰/۱۵۰ (۰/۱۴۵)	۰/۱۶۸ (۰/۱۴۹)	۰/۱۴۴ (۰/۱۴۳)	۰/۱۶۰ (۰/۱۵۱)	۰/۱۳۲ (۰/۱۳۰)	۰/۱۸۸ (۰/۱۷۶)	۰/۱۴۵ (۰/۱۳۹)
ROS	۰/۱۹۷ (۰/۲۳۵)	۰/۲۱۱ (۰/۲۴۷)	۰/۱۹۱ (۰/۲۳۰)	۰/۲۱۶ (۰/۲۳۳)	۰/۱۶۱ (۰/۲۳۵)	۰/۲۰۶ (۰/۳۰۹)	۰/۱۹۵ (۰/۲۲۲)
Size	۹/۲۶۶ (۱/۵۱۶)	۱۰/۰۵۸ (۱/۸۱۴)	۸/۹۶۴ (۱/۳۱۴)	۹/۴۴۰ (۱/۴۱۵)	۸/۹۳۴ (۱/۶۴۴)	۱۰/۰۸۲ (۱/۷۲۶)	۹/۱۴۰ (۱/۴۴۱)
L/K	۰/۴۲۳ (۰/۵۲۵)	۰/۲۸۰ (۰/۴۱۶)	۰/۴۷۷ (۰/۵۵۱)	۰/۳۹۹ (۰/۴۹۵)	۰/۴۶۸ (۰/۵۷۵)	۰/۲۲۴ (۰/۴۲۷)	۰/۴۵۳ (۰/۵۳۲)
Age	۳۱/۱۲۲ (۱۳/۴۲۰)	۲۹/۴۳۲ (۱۳/۰۲۸)	۳۱/۸۶۷ (۱۳/۴۵۰)	۳۲/۴۴۶ (۱۲/۲۵۳)	۲۸/۹۶۱ (۱۴/۹۹۴)	۲۵/۴۴۷ (۱۳/۶۴۴)	۳۲/۰۰۵ (۱۳/۱۷۱)
CF/K	۱/۲۳۷ (۱/۹۴۳)	۱/۳۳۸ (۲/۳۸۵)	۱/۱۹۹ (۱/۷۴۴)	۱/۳۱۶ (۲/۰۸۰)	۱/۰۸۸ (۱/۶۴۰)	۱/۲۶۵ (۲/۹۳۱)	۱/۲۳۳ (۱/۷۴۲)
Leverage	۰/۶۵۱ (۰/۲۰۰)	۰/۶۴۶ (۰/۱۹۱)	۰/۶۵۳ (۰/۲۰۴)	۰/۶۵۴ (۰/۱۹۸)	۰/۶۴۴ (۰/۲۰۵)	۰/۶۲۶ (۰/۲۲۰)	۰/۶۵۵ (۰/۱۹۷)
Coverage ratio	۸۵/۰۲۴ (۷۲۷/۳۸۴)	۱۶۴/۶۲۳ (۱۲۲۰/۱۵۴)	۵۶/۷۳۱ (۴۳۱/۰۱۹)	۱۰۱/۷۹۸ (۸۲۶/۲۰۰)	۵۱/۳۶۴ (۴۶۸/۹۹۳)	۱۲۹/۳۷۹ (۵۶۰/۳۴۲)	۷۹/۵۷۵ (۷۴۵/۲۸۵)
WorCap	۰/۰۷۵ (۰/۲۲۳)	۰/۰۴۳ (۰/۲۰۸)	۰/۰۸۷ (۰/۲۲۷)	۰/۰۷۷ (۰/۲۲۷)	۰/۰۷۰ (۰/۲۱۴)	۰/۰۶۷ (۰/۲۲۲)	۰/۰۷۶ (۰/۲۲۳)
Exp/Sale	۰/۰۹۱ (۰/۱۷۳)	۰/۰۹۵ (۰/۱۵۶)	۰/۰۸۹ (۰/۱۷۹)	۰/۱۳۹ (۰/۱۹۷)		۰/۱۷۷ (۰/۲۴۷)	۰/۰۷۸ (۰/۱۵۴)
R&D	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)
تعداد مشاهدات (٪)	۱۹۴۶ (۱۰۰٪)	۵۳۷ (۲۷/۶٪)	۱۴۰۹ (۷۲/۴٪)	۱۲۷۷ (۶۵/۶٪)	۶۶۹ (۳۴/۴٪)	۲۶۰ (۱۳/۴٪)	۱۶۸۶ (۸۶/۶٪)

جدول فوق میانگین ساده را به‌همراه انحراف معیار (اعداد داخل پرانتز) ارائه می‌نماید. TFP، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید است که با استفاده از روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳) برآورد شده است. ROA، بازده دارایی‌ها (سود خالص پس از کسر مالیات تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها)؛ ROS، بازده فروش (سود قبل از کسر مالیات تقسیم بر کل فروش)؛ Size، اندازه بنگاه (لگاریتم ارزش دفتری کل دارایی‌های حقیقی)؛ L/K، مقدار کاربری (تعداد نیروی کار تقسیم بر دارایی‌های ثابت مشهود واقعی)؛ CF/K، جریان نقدی تقسیم بر دارایی‌های ثابت مشهود؛ Leverage، اهرم مالی (کل بدهی‌ها بر روی کل دارایی‌ها)؛ Coverage ratio، نسبت پوشش (سود قبل از کسر مالیات تقسیم بر کل پرداخت‌های بهره‌ای)؛ WorCap، سرمایه در گردش (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری تقسیم بر کل دارایی‌ها)؛ Exp/Sale، نسبت درآمدهای صادراتی به کل فروش و R&D نیز نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به کل فروش می‌باشند.

۱.۱.۴. نوع مالکیت

در ستون (۲) جدول فوق داده‌های مربوط به بنگاه-سال‌هایی که مالکیت دولتی دارند و در ستون (۳) بنگاه- سال‌هایی که مالکیت غیردولتی دارند، بررسی می‌شوند. ۲۷/۶ درصد از بنگاه- سال‌های مورد بررسی دولتی و ۷۲/۴ درصد نیز غیردولتی می‌باشند.

جدول فوق نشان می‌دهد که بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور قابل ملاحظه‌ای در بنگاه‌های دولتی بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی است. بازده دارایی‌ها و بازده فروش که سودآوری را نشان می‌دهند، برای بنگاه‌های دولتی بسیار بیشتر از بازده دارایی‌ها و بازده فروش بنگاه‌های غیردولتی است. به‌طور کلی معیارهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها نشان‌دهنده‌ی وضعیت بسیار بهتری برای بنگاه‌های دولتی هستند. اندازه‌ی بنگاه‌های دولتی به مراتب بزرگ‌تر از بنگاه‌های غیردولتی بوده و از سوی دیگر، بنگاه‌های دولتی سرمایه‌برتر هستند؛ به‌طوری‌که شاخص میزان کاربری برای دولتی‌ها تقریباً به اندازه‌ی نصف بنگاه‌های غیردولتی می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، فرآیند تولید بنگاه‌های دولتی سرمایه‌برتر از بنگاه‌های خصوصی است. در این‌جا تفاوت قابل ملاحظه‌ای در سن بنگاه‌های نمونه وجود نداشته و میانگین سن بنگاه‌های دولتی حدود ۲۹/۵ سال و برای بنگاه‌های غیردولتی حدود ۳۲ سال می‌باشد (با توجه به داده‌های سال ۱۳۹۲).

نسبت جریان نقدی به سرمایه برای بنگاه‌های دولتی (۱۳۳/۸ درصد) بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی (۱۱۹/۹ درصد) می‌باشد، که این موضوع ممکن است به‌دلیل سودآوری بهتر آن‌ها باشد. با دقت در آمار فوق می‌توان دریافت که به‌طور کلی نسبت جریان نقدی به سرمایه در کل بنگاه‌های مورد بررسی بالا بوده و نزدیک به ۱۲۳ درصد است و انتظار می‌رود این حجم از جریان نقدی آزاد با توجه به تئوری نمایندگی ینسن و مکلینگ (۱۹۷۶) و ینسن (۱۹۸۶) تأثیر منفی بر عملکرد بنگاه‌ها داشته باشد. اهرم مالی برای دو گروه بنگاه‌ها نزدیک به ۶۵ درصد بوده و تفاوت قابل ملاحظه‌ای میان بنگاه‌ها از نظر نحوه تأمین مالی از طریق بدهی وجود ندارد. از سویی نسبت پوشش بهره برای بنگاه‌های دولتی به‌طور چشمگیری بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی است (۱۶۴۶۲/۳ درصد در مقابل ۵۶۷۳/۱ درصد). این مقادیر بسیار زیاد نسبت پوشش بهره برای هر دو گروه بنگاه‌ها حاکی از استفاده‌ی بسیار کم آن‌ها از وام و تسهیلات بانکی است. درحقیقت حجم پرداخت‌های بهره‌ای نسبت به سود قبل از کسر مالیات بنگاه‌ها مقدار بسیار ناچیزی بوده و نشان‌دهنده‌ی این است که بخش قابل‌توجهی از بدهی‌های بنگاه‌ها

ناشی از اعتبارات تجاری است که به آن‌ها بهره‌ای تعلق نمی‌گیرد. دلیل این موضوع می‌تواند عدم دسترسی بنگاه‌ها به وام و اعتبارات بانکی و یا دیدگاه حاکم بر فضای مدیریت بنگاه‌ها باشد که از وام بانکی و پرداخت بهره اجتناب کنند. در هر صورت میزان پرداخت‌های بهره‌ای بنگاه‌ها (که برای آن‌ها سپر مالیاتی ایجاد می‌نماید) نسبت به سود آن‌ها مقدار ناچیزی است، بنابراین با توجه به اندازه‌ی اهرم مالی و میزان پرداخت‌های بهره‌ای بنگاه‌ها، می‌توان گفت منافع نهایی بدهی (صرفه‌جویی مالیاتی و همچنین نقش نظم‌دهندگی آن) بیش از هزینه‌ی نهایی آن (افزایش احتمال ورشکستگی) بوده و به سطح بهینه‌ی مورد نظر تئوری توازن ساختار سرمایه نرسیده است. بر این اساس انتظار می‌رود طبق مدل‌های نمایندگی ینسن و مکلینگ (۱۹۷۶) و ینسن (۱۹۸۶)، اثر اهرم مالی بر عملکرد بنگاه‌ها مثبت بوده و ارزش بنگاه را حداکثر می‌کند. لازم به ذکر است که نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌های بنگاه‌های غیردولتی دو برابر بنگاه‌های دولتی است (۸/۷ درصد در مقابل ۴/۳ درصد). بررسی دقیق‌تر نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌های کل بنگاه‌ها (به‌طور میانگین ۷/۵ درصد) نشان‌دهنده‌ی پایین بودن میزان سرمایه در گردش بنگاه می‌باشد.

نسبت صادرات به فروش در بنگاه‌های دولتی ۹/۵ درصد بوده و اندکی بیشتر از بنگاه‌های غیردولتی (۸/۹ درصد) است؛ اما به‌طور کلی حجم صادرات به فروش برای کل نمونه مقدار قابل توجهی نیست. نسبت هزینه‌های انجام شده روی تحقیق و توسعه به فروش برای هر دو گروه بنگاه‌ها نزدیک به صفر بوده و نشان‌دهنده‌ی عدم توجه به نقش تحقیق و توسعه بر افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها در نمونه‌ی مورد بررسی است. این موضوع زمانی اهمیت بیشتری می‌یابد که نمونه‌ی مورد بررسی مربوط به شرکت‌های بورسی بوده و این شرکت‌ها به نسبت سایرین از کیفیت بالاتری برخوردار هستند.

۲.۱.۴. وضعیت صادراتی

در جدول فوق علاوه بر تقسیم‌بندی بنگاه‌ها بر اساس مالکیت آن‌ها، تقسیم‌بندی دیگری بر مبنای وضعیت صادرات آن‌ها نیز ارائه شده است. در ستون (۴) اطلاعات بنگاه - سال‌های صادرکننده و در ستون (۵) اطلاعات بنگاه - سال‌هایی که صادرات ندارند، آورده شده است. برای ۶۵/۶ درصد از بنگاه - سال‌ها ارقام مثبت برای صادرات گزارش شده و در ۳۴/۴ درصد نیز صادراتی انجام نگرفته است. هدف از این تقسیم‌بندی، بررسی این موضوع است که مشخص شود که آیا بین بنگاه‌های صادراتی و غیرصادراتی تفاوتی از نظر عملکرد و مشخصات آن‌ها وجود دارد یا خیر. مشاهده می‌شود که شاخص‌های

عملکرد بنگاه یعنی لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده دارایی‌ها و بازده فروش برای بنگاه‌های صادراتی بیشتر از بنگاه‌های غیرصادراتی بوده و لذا بنگاه‌های صادراتی بهره‌ورتر و سودآورتر هستند که این موضوع با ادبیات اقتصاد بین‌الملل سازگار است. شواهد زیادی وجود دارد مبنی بر این‌که دسترسی به بازارهای بین‌المللی بهره‌وری بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد (برنارد و ینسن[1]، ۱۹۹۹).

بنگاه‌های صادرکننده نسبت به بنگاه‌هایی که صادرات ندارند، از نظر سرمایه برتر، از نظر اندازه بزرگ‌تر و همچنین مسن‌تر هستند. از سویی نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش برای هر دو گروه بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است.

از منظر شاخص‌های مربوط به نحوه‌ی تأمین مالی، نسبت جریان نقدی آزاد به دارایی ثابت مشهود، اهرم مالی، نسبت پوشش بدهی و نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها برای بنگاه‌های صادراتی بیشتر از سایر بنگاه‌هاست. این موضوع بیانگر این است که بنگاه‌های صادراتی از منابع مالی بیشتری (اعم از داخل و خارج از بنگاه) برخوردار هستند.

۳.۱.۴. وابستگی به صنعت نفت

برای بررسی این موضوع که وابستگی مستقیم بنگاه‌ها به صنعت نفت (با توجه به مزیت‌هایی که این صنعت با خود به‌همراه دارد) چه تأثیری بر وضعیت آن‌ها دارد، در ستون (۶) جدول فوق اطلاعات مربوط به بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت و در ستون (۷) اطلاعات مربوط به بنگاه‌های غیروابسته ارائه شده است. بنگاه‌هایی که در سه صنعت زیر فعالیت داشتند به‌عنوان بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در نظر گرفته شده‌اند: (۱) فرآورده‌های نفتی، (۲) محصولات شیمیایی (شامل پتروشیمی‌ها) و (۳) عرضه‌ی برق، گاز، بخار و آب‌گرم. تعداد بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در نمونه‌ی مورد بررسی ۱۹ بنگاه بوده که معادل ۱۳/۴ درصد از کل حجم نمونه می‌باشد.

از منظر معیارهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها، بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت بهره‌ورتر و سودآورتر بوده‌اند، به‌گونه‌ای که لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید، بازده فروش و بازده دارایی آن‌ها بیشتر از بنگاه‌های غیروابسته می‌باشد.

بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت از نظر اندازه، بزرگ‌تر بوده و سرمایه‌برتر هستند. سن بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت نسبت به سایر بنگاه‌ها کمتر بوده و نسبت صادرات

1. Bernard & Jensen

به فروش آن‌ها ۱۷/۷ درصد است، در حالی‌که این نسبت برای بنگاه‌های غیروابسته ۷/۸ درصد می‌باشد.

نسبت جریان نقدی به دارایی ثابت مشهود و همچنین اهرم مالی برای هر دو گروه بنگاه‌ها تقریباً مشابه بوده و تفاوت چندانی ندارد. نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌های بنگاه‌های وابسته به صنعت نفت در مقایسه با سایر بنگاه‌ها کمتر بوده، اما نسبت پوشش بهره‌ی آن‌ها به‌طور قابل توجهی بیشتر از بنگاه‌های غیروابسته است.

۲.۴. برآورد مدل

نتایج تخمین معادله‌ی (۹) در جدول (۲) آورده شده است. در ستون‌های ۱ تا ۳ نتایج برآورد الگو برای نمونه‌ی کامل آورده شده است. ستون ۴ نیز نتایج برآورد الگو برای شرکت‌های دولتی را ارائه می‌کند.

پیش از تفسیر نتایج الگو، لازم است ابتدا نسبت به مناسب بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی[1] (الگوهای مرسوم خطی یا یک‌سطحی) اطمینان حاصل شود. پس، فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنا بودن الگوی چندسطحی در برابر الگوی خطی به‌صورت زیر آزمون می‌شود:

$$H_0: Z_{ijt}^{(2)}\, u_{ijt}^{(2)} = 0 \qquad H_1: Z_{ijt}^{(2)}\, u_{ijt}^{(2)} \neq 0 \qquad (۱۴)$$

فرضیه‌ی صفر: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل به‌لحاظ آماری بی‌معناست.

فرضیه‌ی مقابل: اثرات ناشی از سطح دوم تحلیل از نظر آماری معنادار است.

همان‌گونه که در جدول نتایج گزارش شده است، برای تمامی برآوردها، سطوح دوم و سوم تحلیل از نظر آماری قویاً معنادار هستند.

ستون (۱) جدول از متغیر لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) به‌عنوان متغیر وابسته، و ستون‌های (۲) و (۳) از متغیرهای بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده فروش (ROS) استفاده کرده‌اند. لازم به ذکر است متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه فرآیند مرتبه‌ی اول مارکف را دنبال می‌کنند، لذا به‌منظور کنترل همبستگی سریالی وقفه‌ی اول متغیر وابسته وارد شده است (چن و گواریگلیا[2]، ۲۰۱۳). مشاهده می‌شود که در هر سه مورد، وقفه‌ی اول متغیر وابسته تأثیر مثبتی بر متغیر وابسته داشته و در سطح یک درصد معنی‌دار است. در ادامه به بررسی نتایج اصلی برآورد الگو پرداخته می‌شود.

1. LR test vs. linear regression
2. Chen & Guariglia

طبق نتایج ستون (۱)، اندازه‌ی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر TFP دارد، در حالی‌که سن، تأثیر منفی و معنی‌داری بر TFP دارد. این موضوع که بهره‌وری بنگاه‌های بزرگ‌تر بیشتر از بهره‌وری بنگاه‌های کوچک‌تر است، به‌طور گسترده از جنبه‌های نظری (ملیتز[1]، ۲۰۰۳) و تجربی (برنارد و ینسن، ۱۹۹۹) مستند شده است. گاتی و لاو[2] (۲۰۰۸)، به اثر منفی سن بر بهره‌وری اشاره داشته و چن و گواریگلیا (۲۰۱۳) اثر منفی سن بنگاه بر TFP را این‌گونه توجیه می‌کنند که بیشتر بنگاه‌هایی که سن بیشتری دارند، انعطاف‌پذیری مالی، سودآوری، پویایی و کارایی کمتری نسبت به بنگاه‌های جوان‌تر دارند.

مانند مطالعات گرین‌وی و همکاران[3] (۲۰۰۷) و چن و گواریگلیا (۲۰۱۳)، در این‌جا هم تأثیر صادرات بر بهره‌وری از نظر آماری بی‌معنا گزارش شده است. این موضوع را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که فعالیت‌های صادراتی بنگاه‌های صادرکننده زمینه‌ساز رشد بهره‌وری آن‌ها نشده و از طرفی ورود آن‌ها به بازارهای صادراتی به‌دلیل بهره‌وری بیشتر آن‌ها نسبت به سایر بنگاه‌ها نبوده و بیشتر بنگاه‌های صادرکننده به‌دلیل بهره‌مندی از حمایت‌های دولت (نظیر نرخ پایین حامل‌های انرژی برای بسیاری از صنایع نظیر صنعت پتروشیمی و یا حمایت‌های ویژه دولت از صنعت خودروسازی) و یا فروش مواد اولیه و محصولات فرآوری نشده به سایر کشورها (همانند استخراج از معادن و منابع طبیعی) وارد بازارهای بین‌المللی شده‌اند.

تأثیر دسترسی به منابع مالی داخلی (جریان نقدی) بر بهره‌وری، منفی و به شدت معنی‌دار گزارش شده است که با تئوری نمایندگی سازگاری کامل دارد. بر اساس مطالعه‌ی ینسن (۱۹۸۶)، هر چه منابع مالی صلاحدیدی بیشتری در اختیار مدیر باشد، احتمال این‌که از آن‌ها در راستای منافع شخصی خود استفاده کند، بیشتر است. این بدان معنی است که مدیران یک میل باطنی برای گسترش مقیاس بنگاه خود دارند، حتی اگر این کار منجر به سرمایه‌گذاری بیش از اندازه، اجرای پروژه‌های ضعیف‌تر و در نهایت کاهش ارزش بنگاه شود. از سوی دیگر، تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی (اهرم مالی) بر بهره‌وری مثبت و به‌شدت معنی‌دار می‌باشد. افزایش میزان استفاده از ابزارهای بدهی منجر به کاهش منابع مالی صلاحدیدی در اختیار بنگاه شده و امکان تصمیمات همراه با کژگزینی و کژمنشی را به حداقل می‌رساند. از آن‌جا که مدیران همواره توجه بسیاری به ضرر و زیان بنگاه دارند، در مقایسه با سهامداران بیشتر نگران ورشکستگی

1. Melitz
2. Gati & Love
3. Greenaway & et al

هستند، بنابراین زمانی‌که وضعیت بدهی بنگاه بدتر می‌شود و خطر ورشکستگی زیاد می‌شود، آن‌ها تمام تلاش خود را برای افزایش انضباط مالی و کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی، کاهش دستمزدها و از این قبیل اقدامات نظم‌دهنده در راستای افزایش بهره‌وری خود به‌کار می‌گیرند. بر این اساس، شواهد حاکی از تائید فرضیه‌ی تحقیق مبتنی بر اثر مثبت استفاده از ابزارهای بدهی بر بهره‌وری بنگاه‌ها می‌باشند. طبق نتایج گزارش شده در جدول (۴)، توان دوم اهرم مالی دارای تأثیر منفی بر بهره‌وری بنگاه‌هاست، بنابراین اثر اهرم مالی بر بهره‌وری بنگاه‌ها غیرخطی و به‌صورت U- معکوس بوده و با تئوری توازن ساختار سرمایه (تانگ و جانگ، ۲۰۰۷؛ جانگ و همکاران، ۲۰۰۸) هماهنگی دارد.

تأثیر سرمایه در گردش بر بهره‌وری بنگاه‌ها مثبت و به‌شدت معنی‌دار می‌باشد. دسترسی به مقدار زیاد دارایی‌های نقدشونده توان بنگاه را در بازپرداخت به‌موقع بدهی‌های جاری افزایش می‌دهد. بنگاه‌هایی که دارایی‌های جاری بیشتری دارند، به‌سرعت می‌توانند بخشی از دارایی‌های خود را در مواقع نیاز به منابع مالی اضافی برای تأمین مالی فعالیت‌های افزایش‌دهنده‌ی بهره‌وری، تبدیل به نقد کنند. در مقابل، بنگاه‌هایی که سرمایه‌ی در گردش ندارند، ممکن است قادر به انجام چنین فعالیت‌هایی نباشند (فاتزاری و پترسن، ۱۹۹۳؛ نوتسی و همکاران[1]، ۲۰۰۵؛ دینگ و همکاران، ۲۰۱۳).

برخلاف شواهد نظری و تجربی موجود مبنی بر تأثیر مثبت تحقیق و توسعه بر بهره‌وری، در این‌جا هزینه‌های تحقیق و توسعه تأثیر منفی و از نظر آماری بی‌معنی بر بهره‌وری داشته است. دلیل اصلی این موضوع را می‌توان در عدم ثبت درست حسابداری هزینه‌های تحقیق و توسعه در صورت‌های مالی شرکت‌ها دانست. در بسیاری از موارد هزینه‌های مربوط به مشاوران با عنوان هزینه‌های تحقیق و توسعه ثبت می‌شود و در مواردی هم هزینه‌های تحقیق و توسعه در قالب سایر هزینه‌ها و یا هزینه‌های سربار پروژه‌ها ثبت شده و قابل ردگیری در صورت‌های مالی شرکت‌ها نیستند.

تأثیر اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی و افزایش نرخ ارز مطابق انتظار بر بهره‌وری بنگاه‌ها منفی و به‌شدت معنی‌دار بوده است. هر دوی این وقایع که فضای اقتصاد کلان ایران را تحت تأثیر قرار داده‌اند، منجر به افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها در دوره‌ی زمانی موردنظر شده‌اند. از سویی با توجه به این‌که سهم صادرات از فروش بنگاه‌ها (همان‌طور که در جدول (۱) نشان داده شد) بسیار کم است، افزایش نرخ ارز بیش از آن‌که درآمدهای بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، سبب ایجاد فشار هزینه بر آن‌ها شده است.

1. Nucci & et al.

تحریم‌های نفتی که از سال ۱۳۹۱ به‌صورت جدی دنبال شده، برخلاف انتظار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. دلیل اصلی این موضوع را می‌توان این‌طور بیان کرد که اگرچه تحریم‌هایی که قطع درآمدهای نفتی دولت را هدف قرار داده بوده‌اند، از سال ۱۳۹۱ کلید خوردند، اما تا پایان دوره‌ی مورد بررسی که سال ۱۳۹۲ می‌باشد، تأثیر خود را بر اقتصاد ایران و بنگاه‌های تولیدی بر جای نگذاشته بودند.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد الگو

Dependent variable	**TFP_{it}** (۱)	**ROA_{it}** (۲)	**ROS_{it}** (۳)
$(\text{Dependent variable})_{i,t-1}$	۰/۸۱۶***	۰/۶۳۷***	۰/۴۳۲***
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۲۱)
Age_{it}	-۰/۰۲۱*	-۰/۰۰۷*	۰/۰۰۵
	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۸)
$Size_{it}$	۰/۰۲۷*	-۰/۰۰۳**	۰/۰۰۶*
	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)
$Exp/Sale_{it}$	-۰/۰۱۸	۰/۰۳۷	۰/۰۳۶
	(۰/۰۳۷)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۷۸)
$(CF/K)_{it}$	-۰/۰۱۱***	-۰/۰۲۶***	-۰/۰۲۴***
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)
$Leverage_{i,t-1}$	۰/۴۲۰***	۰/۱۶۸***	۰/۲۵۶***
	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۵۸)
$Leverage^2_{i,t-1}$	-۰/۱۳۸***	-۰/۰۴۳***	-۰/۰۵۴**
	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۲۶)
$WorCap_{it}$	۰/۱۴۵***	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳
	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۵۸)
$R\&D_{it}$	-۱/۸۹۳	۱/۶۴۶	۲/۸۰۳
	(۳/۱۱۲)	(۱/۱۶۰)	(۲/۲۲۲)
$Embargo_t$	۰/۱۱۵***	۰/۰۳۱***	۰/۰۲۷*
	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۶)
$Subsidy_t$	-۰/۰۵۱***	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۴
	(۰/۰۱۹)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۴)
$Exchange_t$	-۰/۰۸۴***	-۰/۰۱۴	-۰/۰۲۱
	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۸)
تعداد مشاهدات	۱۷۹۰	۱۸۰۵	۱۸۰۵
تعداد صنایع	۲۰	۲۰	۲۰
آماره‌ی آزمون مناسب بودن الگوی‌چندسطحی (ارزش احتمال)	۹۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	۱۳۷/۶۸ (۰/۰۰۰)	۷۳/۳۹ (۰/۰۰۰)
آماره‌ی آزمون والد (ارزش احتمال)	۴۰۸۹/۸۱ (۰/۰۰۰)	۷۹۱/۸۷ (۰/۰۰۰)	۴۰۸۹/۸۱ (۰/۰۰۰)

ستون‌های ۲ و ۳، سایر متغیرهای مربوط به عملکرد بنگاه‌ها را نشان می‌دهند. در ستون‌های ۲ و ۳، بهره‌وری کل عوامل تولید به‌ترتیب با بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده فروش (ROS) جایگزین شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر استفاده از ابزارهای بدهی (اهرم مالی) بر سایر جنبه‌های عملکردی بنگاه‌ها، منفی و معنی‌دار است. بیشتر ضرایب و نتایج دیگر نیز مشابه زمانی است که از بهره‌وری به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است.

تأثیر سن بنگاه‌ها بر روی بازده‌ی فروش مانند قبل منفی و معنی‌دار است، اما این متغیر تأثیر معنی‌داری بر بازده فروش بنگاه‌ها نداشته است. تأثیر اندازه‌ی بنگاه بر بازده فروش مانند بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و معنی‌دار است، اما تأثیر آن بر روی بازده دارایی‌ها منفی و معنی‌دار گزارش شده است که منطقی به نظر می‌رسد. به‌طور کلی طبق فرمول محاسبه‌ی بازده دارایی‌ها، رابطه‌ی میان حجم دارایی‌ها (که اندازه‌ی بنگاه به‌وسیله‌ی آن اندازه‌گیری می‌شود) و بازده دارایی‌ها منفی است. تأثیر صادرات و تحقیق و توسعه بر هر سه متغیر وابسته یعنی TFP، ROA و ROS معنی‌دار نیست. تأثیر تحریم‌های نفتی برخلاف انتظار بر هر سه متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار بوده که همان‌طور که قبلاً بیان شد دلیل این موضوع را می‌توان عدم تأثیرگذاری کامل تحریم‌ها بر اقتصاد ایران با توجه به شروع تحریم‌ها از سال ۱۳۹۱ و پایان دوره‌ی زمانی تحقیق یعنی ۱۳۹۲ دانست. تأثیر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز بر هر سه متغیر وابسته منفی بوده ولی تأثیر معنی‌داری بر سودآوری بنگاه‌ها (بازده فروش و بازده دارایی‌ها) نداشته است. تأثیر دسترسی به منابع مالی داخلی (جریانات نقدی آزاد) بر سودآوری بنگاه‌ها برای هر دو متغیر وابسته منفی و به‌شدت معنی‌دار و تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی بر سودآوری بنگاه‌ها مثبت و به‌شدت معنی‌دار بوده است که مانند قبل مطابق با مدل‌های نمایندگی می‌باشد. اهرم مالی تأثیر غیرخطی بر سودآوری بنگاه‌ها داشته است که با توجه به شکل U - معکوس آن، مؤید تئوری توازن ساختار سرمایه می‌باشد. سرمایه‌ی در گردش تأثیر معنی‌داری بر سودآوری شرکت‌ها نداشته؛ هرچند که مانند بهره‌وری تأثیر مثبتی بر سودآوری داشته است.

به‌طور خلاصه، این نتایج بیان می‌کنند که افزایش جریانات نقدی بنگاه تأثیر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری و سودآوری بنگاه‌های مورد بررسی داشته است و همان‌طور که تئوری نمایندگی بیان می‌کند، افزایش حجم بدهی‌ها از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی به‌طور مثبت و معنی‌داری بهره‌وری و سودآوری و به‌طور کلی عملکرد بنگاه‌های مورد بررسی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این نتایج فرضیه‌ی تحقیق مبنی بر

تأثیر مثبت افزایش استفاده از ابزارهای بدهی بر بهره‌وری در چارچوب تئوری نمایندگی را مورد تائید قرار می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه از داده‌های تابلویی ۱۴۱ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در قالب ۲۰ صنعت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ برای بررسی رابطه‌ی میان به‌کارگیری ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه‌ها (بهره‌وری و سودآوری) استفاده شده است. از متغیرهای جریان نقدی و اهرم مالی به‌ترتیب به‌عنوان نماینده‌های تأمین مالی داخلی و تأمین مالی از طریق بدهی استفاده شده است. همچنین متغیرهای اندازه، سن، وضعیت صادراتی، سرمایه در گردش و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه به‌عنوان متغیرهای کنترلی به‌کار رفته‌اند. متغیرهای مجازی مربوط به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، نرخ ارز و تحریم‌های نفتی نیز به‌عنوان متغیرهای مشخص‌کننده‌ی وضعیت اقتصاد کلان کشور وارد مدل شده‌اند.

نتایج حاکی از آن است که دسترسی به جریانات نقدی آزاد اثر منفی و معنی‌دار و تأمین مالی از طریق بدهی اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد بنگاه‌ها داشته است. این شواهد تائید می‌کنند که افزایش استفاده از ابزارهای بدهی از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از دسترسی به جریانات نقدی آزاد، زمینه‌ساز بهبود عملکرد بنگاه‌ها می‌شوند. همچنین شواهد حاکی از غیرخطی بودن رابطه‌ی میان اهرم مالی و عملکرد بنگاه‌ها هستند. اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز به‌دلیل افزایش هزینه‌ها، تأثیر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری بنگاه‌ها داشته است. به‌طور کلی می‌توان این طور بیان کرد که فضای اقتصاد کلان کشور طی سال‌های ۱۳۸۹ به بعد، زمینه‌ساز کاهش بهره‌وری بنگاه‌ها شده است.

منابع

۱. جعفری‌صمیمی، احمد، خزائی، ایوب و منتظری‌شورکچالی، جلال (۱۳۹۲). بررسی اثر روش تأمین مالی بر رشد سودآوری بنگاه‌ها در ایران. *فصلنامه‌ی علمی‌پژوهشی راهبرد اقتصادی*، شماره‌ی ۷، ۱۰۶-۸۱.

۲. جعفری‌صمیمی، احمد، یحیی‌زاده‌فر، محمود و عبادی‌دولت‌آبادی، میرکریم (۱۳۸۳). بررسی رابطه‌ی روش‌های تأمین مالی خارجی (منابع خارجی) و بازده و قیمت سهام شرکت‌های بورس تهران. *دو ماهنامه‌ی علمی پژوهشی دانشور رفتار*، سال یازدهم، شماره‌ی ۵، ۴۷-۳۷.

۳. خادم علیزاده، امیر (۱۳۹۲). بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد خرد (سطح بنگاه، ۱۳۹۰-۱۳۷۰). *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره‌ی ۵۴.
۴. خانی، عبدالله، افشاری، حمیده و حسینی کندلجی، میرهادی (۱۳۹۲). بررسی تصمیمات تأمین مالی، زمان‌بندی بازار و سرمایه‌گذاری واقعی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی علمی‌پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، شماره‌ی ۱، ۱۲۲-۱۹۰.
۵. مرادزاده‌فرد، مهدی و نادعلی‌پور منفرد، حسام (۱۳۸۸). رابطه‌ی جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی و بازده سهام. *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۱، ۱۶۱-۱۴۵.
۶. مرادزاده‌فرد، مهدی، نوری‌فرد، یداله و علیپور، سعیده (۱۳۹۲). رابطه‌ی نوع و حجم تأمین مالی با عملکرد عملیاتی، *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۱۹، ۱۰۱-۶۹.
۷. ملانظری، مهناز، حجازی، رضوان و صحرائی، محمد (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی بین روش‌های تأمین مالی (منابع برون‌سازمانی) و موفقیت و عدم موفقیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، شماره‌ی ۶، ۸۶-۶۵.
۸. نیلی، فرهاد و محمودزاده، امینه (۱۳۹۳). تنگنای اعتباری از شواهد خرد تا پیامدهای کلان. *پژوهشکده‌ی پولی و بانکی*، گزارش سیاستی.
9. Aghion, P., Angeletos, G., Banerjee, A., & Manova, K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics, 57*, 246–265.
10. Ayyagari, M., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2010). Formal versus Informal Finance: Evidence from China. *Review of Financial Studies, 23*, 3048–3097.
11. Benito, A., & Hernando, I. (2007). Firm behavior and financial pressure: Evidence from Spanish panel data, *Bulletin of Economic Research, 59*, 283–311.
12. Berger, A. N., & Bonaccorsi di Patti, E. (2006). Capital structure and firm performance: A new approach to testing agency theory and an application to the banking industry. *Journal of Banking & Finance, 30*, 1065–1102.
13. Bernard, A. B., & Jensen, J. B. (1999). Exceptional exporter performance: cause, effect or both?. *Journal of International Economics,* 47, 1–25.
14. Brander, J. A., & Lewis, T. R. (1986). Oligopoly and financial structure: The limited liability effect. *The American Economic Review*, *76*, 956–970.
15. Bhagat, S., & Bolton, B. (2008). Corporate governance and firm performance. *Journal of Corporate Finance, 14*, 257–273.
16. Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

17. Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1994). Inventory investment, internal-finance fluctuations and the Business-cycle. *Brookings Papers on Economic Activity, 2*, 75–138.
18. Carpenter, R. E., Fazzari, S. M., & Petersen, B. C. (1998). Financing constraints and inventory investment: A comparative study with high-frequency panel data. *Review of Economics and Statistics, 80*, 513–519.
19. Carpenter, R. E., & Petersen, B. C. (2002). Is the growth of small firms constrained by internal finance?. *The Review of Economics and Statistics, 84(2),* 298-309.
20. Chen, M., & Guariglia, A. (2013). Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference?. *Journal of Comparative Economics, 41*(4), 1123–1140.
21. Ding, S., Guariglia, A., & Knight, J. (2013). Investment and financial constraints in China: does working capital management make a difference?. *Journal of Banking and Finance, 37*, 1490–1507.
22. Doraszelski, U., & Jaumandreu, J. (2013). R&D and productivity: Estimating endogenous productivity, forthcoming, *Review of Economic Studies*.
23. Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity, 1*, 141–195.
24. Fosu, S. (2013). Capital structure, product market competition and performance: Evidence from South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance (In Press)*.
25. Fazzari, S. M., & Petersen, Bruce C. (1993) Working capital and fixed investment: new evidence on financing constraints. *The RAND Journal of Economics, 24*, 328-342.
26. Gatti, R., & Love, I. (2008). Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgaria. *Economics of Transition, 16*, 445–465.
27. Ghosh, S. (2008). Leverage, foreign borrowing and corporate performance: Firm level evidence for India. *Applied Economics Letters, 15*, 607–616.
28. Greenaway, D., Guariglia, A., & Kneller, R. (2007). Financial factors and exporting decisions. *Journal of International Economics, 73*: 377–395.
29. Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). New York: Pearson Education.
30. Grossman, S. J., & Hart, O.D. (1983). Corporate financial structure and managerial incentives (Working Paper No. R0398). *National Bureau of Economic Research.*
31. Guariglia, A., Liu, X., & Song, Lina. (2011). Internal finance and growth: Microeconometric evidence on Chinese firms. *Journal of Development Economics, 96*, 79–94.
32. Héricourt, J., & Poncet, S. (2009). FDI and credit constraints: firm level evidence in China. *Economic Systems 33*, 1–21.
33. Jang, S., Tang, C., & Chen, M. (2008). Financing behaviors of hotel companies. *International Journal of Hospitality Management, 27*, 478–487.
34. Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash fow, corporate fnance and takeovers. *American Economic Review, Papers and Proceedings, 76*, 323-329.

35. Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics, 3*, 305–360.
36. King, M. R., & Santor, E. (2008). Family values: Ownership structure, performance and capital structure of Canadian firms. *Journal of Banking & Finance, 32*, 2423–2432.
37. King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics, 32*, 513–542.
38. Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks and economic growth. *American Economic Review, 88*(3), 537–558.
39. Levine, O., & Warusawitharana, M. (2014). Finance and productivity growth: Firm-level evidence. Finance and Economics Discussion Series, *Federal Reserve Board*, Washington, D. C.
40. Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control unobservables. *Review of Economic Studies, 70*, 317–341.
41. Maksimovic, V., & Titman, S. (1991). Financial policy and reputation for product quality. *The review of Financial Studies, 4,* 175–200.
42. Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking & Finance, 34*, 621–632.
43. Melitz, M. J. (2003). The impact of intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica, 71*, 1695–1726.
44. Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review, 48*, 261–297.
45. Modigliani, F., & Miller, M. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review, 5*, 433–443.
46. Myers, S. C. (1977). The determinants of corporate borrowing. Journal of Financial Economics, 5, 147–175.
47. Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics, 13*, 187–221.
48. Nickell, S., & Nicolitsas, D. (1999). How does financial pressure affect firms?. *European Economic Review, 43*, 1435–1456.
49. Nucci, F., Pozzolo, A. F. & Schivardi, F. (2005). Is firm's productivity related to its financial structure? Evidence from microeconomic data. *Rivista di Politica Economica I-II*, 177–298.
50. Phillips, P. A., & Sipahioglu, M. A. (2004). Performance implications of capital struc-ture: Evidence from quoted U.K. organisations with hotel interests. *The Service Industries Journal, 24*, 31–51.
51. Tang, C., & Jang, S. (2007). Revisit to the determinants of capital structure: a comparison between lodging firms and software firms. *International Journal of Hospitality Management, 26* (1), 175–187.
52. Titman, S. (1984). The effect of capital structure on a firm's liquidation decision. *Journal of Financial Economics, 13*, 137–151.
53. Warusawitharana, M. (2013). Research and development, profits and firm value: A structural estimation, Finance and Economics Discussion Series, *Federal Reserve Board*, Washington, D. C.
54. Weill, L. (2008). Leverage and corporate performance: Does institutional environ-ment matter?. *Small Business Economics, 30*, 251–265.
55. Weston, J., & Brigham, E. (1981). *Managerial Finance* (7th ed.). Dryden Press, Hinsdale, IL.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۲۴-۳۱۳

مطالعه‌ی تأثیر ارزش افزوده بخش صنعت برتقاضای برق این بخش و پیش بینی تقاضای برق صنعت با توجه به اصلاحات قیمتی

مصطفی سلیمی فر[۱]، احمد سیفی[۲]، سعید شعوری[۳*]

۱. استاد، دانشگاه فردوسی مشهد گروه اقتصاد، moetafa@um.ac.ir

۲. استادیار، دانشگاه فردوسی مشهد گروه اقتصاد، spring05@um.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، saeedshoaouri@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

با توجه به اهمیت انرژی برق به‌عنوان یکی از ارکان مهم رشد و توسعه‌ی اقتصادی، مطالعات گسترده‌ای به منظور برآورد و پیش بینی تقاضای برق انجام گرفته است. در این مقاله با استفاده از از روش ARDL، تقاضای برق در بخش صنعت کشور ایران برآورد و پیش‌بینی شده است. نتایج توابع برآورد شده حاکی از آن است که ارزش افزوده بخش صنعت تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای برق این بخش دارد. کشش درآمدی در بخش صنعت کوچک‌تر از یک بوده که بیانگر ضروری بودن کالای برق می‌باشد.

نتایج حاصل از تخمین، بیانگر وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای بخش صنعت است. در این مقاله بر اساس اصلاحات قیمتی مربوط به قانون هدفمند کردن یارانه‌ها و تخمین‌های به‌دست آمده، پیش بینی تقاضای برق تا پایان برنامه‌ی پنجم توسعه انجام شده که نتایج بیانگر افزایش مصرف برق در بخش صنعت می‌باشد. در پایان پیشنهادات سیاستی جهت ایجاد تغیرات اساسی در ساختار صنعت برای بهبود تکنولوژی ماشین‌آلات و تجهیزات صنایع مختلف ارائه می‌کند که در این راستا توصیه می‌شود دولت پس از تدوین ضوابط و استانداردهای کارائی تجهیزات و ماشین آلات، بر اجرای آن نظارت داشته باشد.

طبقه بندی JEL: E64 ,L16 , C32, Q31

واژهای کلیدی: تقاضای برق، ارزش افزوده، مدل ARDL، بخش صنعت، اصلاحات قیمتی

---

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۵۱۳۸۶۸۲۰۸۶

۱. مقدمه

برق امروزه به‌عنوان یکی از ارکان مهم رشد و توسعه‌ی اقتصادی به‌شمار می‌رود. مطالعات تقاضای برق و تغییرات زمانی آن، منطبق با توسعه زیر بخش‌های اقتصادی و تغییرات اجتماعی، یک بخش مهم و لازم الاجرا در فرآیند برنامه‌ریزی در زمینه‌ی توسعه‌ی بهینه سیستم انرژی می‌باشد. برنامه‌ریزی توسعه‌ی ظرفیت‌های تولیدی برق در کشور نیازمند آینده‌نگری و پیش بینی بلندمدت تقاضای برق است. برق به‌عنوان یکی از صنایع کشور دارای دو ویژگی اساسی است که آن را به نحوی از دیگر صنایع ممتاز می‌کند، یکی آن که سرمایه‌گذاری‌های لازم برای افزایش ظرفیت‌های جدید تولید، انتقال و توزیع برق قابل توجه است و دیگری زمان لازم برای ایجاد این ظرفیت‌ها قابل توجه است. لذا برای این که بتوان به شناخت دقیق و صحیحی از ساختار رفتاری مصرف برق به ویژه به صورت بخشی رسید، باید به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای برق در بخش‌های مختلف اقتصادی شامل صنعت، کشاورزی و خدمات پرداخت. در فرآیند تحلیل تقاضای برق لازم است اطلاعاتی در مورد عوامل مهم تأثیر گذار مانند ارزش افزوده در رفتار مصرف کنندگان و چگونگی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی تعیین شود. شناخت این عوامل برنامه‌ریزان را قادر می‌سازد تا در زمینه‌ی تولید و مصرف بهینه آن اقدام مناسب را انجام دهند. مصرف انرژی در بخش‌های مختلف، شامل صنعت، خدمات و کشاورزی انجام می‌گیرد. در این مطالعه تلاش شده براساس مبانی نظری و تئوریکی و با استفاده از مبانی اقتصادسنجی (که در اینجا از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1](ARDL) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ استفاده شده) ارتباط معناداری ارزش افزوده بخش صنعت با مصرف برق این بخش، بررسی شده و در نهایت پیش‌بینی تقاضای برق تا سال ۱۳۹۴ انجام شود.

۲. مروری بر انجام شده مطالعات

صمدی و همکاران (۱۳۸۷)، با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۳-۱۳۶۳، به برآورد یک مدل تعدیل جزئی از تقاضای برق پرداخته‌اند که نتایج حاصل از برآورد گویای این واقعیت است که پاسخ بلندمدت به تغییرات قیمت و درآمد به مراتب بیش از پاسخ کوتاه‌مدت به این تغییرات است. همچنین به‌منظور پیش بینی‌های تقاضای برق مدل ARIMA زیر برآورد شده است که پیش‌بینی آن نشان می‌دهد تقاضای سرانه‌ی برق با

1. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

نرخ رشد ۴/۴ درصد سالانه افزایش می‌یابد که حاکی از رشد بسیار بالای مصرف برق در ایران می‌باشد.

محمدرضا لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای با عنوان برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با به‌کارگیری الگوی سری زمانی ساختاری (STSM)، تلاش کرده‌اند تا با معرفی مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) و به‌کارگیری آن در الگوی سری زمانی ساختاری (STSM)، توابع تقاضای برق ایران در بخش‌های خانگی و صنعتی طی دوره‌ی ۱۳۵۵-۱۳۹۰ برآورد شود. نتایج نشان می دهد که ماهیت روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) در تابع تقاضای برق بخش صنعتی، مدل سطح نسبی با انتقال و در تابع تقاضای برق در بخش خانگی مدل روند یکنواخت می باشد. همچنین، تقاضای برق در بخش‌های مذکور نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه مدت و بلندمدت بی‌کشش است.

سیدکمال صادقی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ی خود تلاش کرده‌اند رابطه‌ی بین مصرف برق و توسعه ی مالی در اقتصاد ایران را بااستفاده از تکنیک ARDL به‌همراه علیت گرانجردربازه‌ی زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۳) مدل‌سازی کنند نتایج نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت و معنی دار توسعه‌ی مالی بر مصرف برق می باشد. علیت دوطرفه‌ای بین رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی و علیت یک طرفه‌ای از توسعه‌ی مالی به مصرف برق برقراراست. رشد اقتصادی و مصرف برق در اقتصاد ایران به‌وسیله‌ی توسعه‌ی مالی تقویت شده است.

محمود هوشمند (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی تأثیر افزایش قیمت برق و سایر حامل‌های انرژی بر تقاضای برق بخش صنعت در ایران با به‌کارگیری از روش تعادل با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، تلاش کرده است آثار افزایش قیمت برق بر تقاضای آن در دو سناریوی افزایش قیمت برق بدون تغییر قیمت سایر نهاده‌های انرژی و افزایش قیمت برق و سایر حامل‌ها به صورت همزمان، در صنایع مختلف را بررسی کند. باتوجه به نتایج به دست آمده، براساس سناریوی اول، بیشترین کاهش تقاضای برق مربوط به صنایع غذایی، شیشه و محصولات شیشه‌ای و ماشین‌آلات و براساس سناریوی دوم، بیشترین کاهش تقاضای برق مربوط به صنایع نساجی، شیشه و محصولات شیشه‌ای و ماشین‌آلات می‌باشد.

سابهاش، مالاه و بانس [1] (۲۰۰۵)، در مقاله‌ای با عنوان "تجزیه و تحلیل بخشی تقاضای برق در هند"، تقاضای برق را در بخش‌های مختلف هند در دوره‌ی ۱۹۷۰ تا

1. D. Sharma, P.S Nair, R. Balasubramanian

۲۰۰۵ برآورد کرده‌اند. در این مطالعه، تقاضای انرژی برق در بخش‌های مختلف به‌صورت مدل خطی اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که تقاضای برق در مجموع از ۱/۵۲ به متوسط ۷ درصد افزایش می یابد. رشد سریع‌تر بیانگر رشد اقتصادی سریع و رشد مصرف برق به دلیل تغیرات ساختاری در هند است.

بانکو[1] و همکارانش (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به برآورد و پیش‌بینی تقاضای برق با استفاده از مدل‌های رگرسیونی خطی می‌پردازند تا تأثیر متغیرهای اقتصادی و جمعیتی را بر تقاضای برق ایتالیا در دوره‌ی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دهند. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای برق چه در بخش خانگی و چه در بخش غیر خانگی نسبت به قیمت، کم کشش و نسبت به درآمد با کشش است و کشش‌های بلندمدت نسبت به کشش‌های کوتاه‌مدت بزرگ‌تر هستند.

۳. مبانی نظری

تقاضای انواع انرژی برای بخش‌های تولیدی به منزله‌ی یک نهاده‌ی تولید، براساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

یک بنگاه اقتصادی حداکثر کننده‌ی سود، ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول مصرف نماید. با حداقل کردن تابع هزینه‌ی بنگاه و با فرض مقدار مشخص تولید (Q) و قیمت عوامل تولید داده شده، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست خواهد آمد.

فرض می‌شود تابع تولید یک بنگاه به صورت زیر قابل تعریف باشد:

$$Q = Q(J, N) \qquad (۱)$$

که در آن N بیان کننده‌ی مقدار انرژی مصرفی که شامل انرژی برق (E) و انرژی‌های جایگزین دیگر (S) و J سایر عوامل تولید است. همچنین فرض می‌شود تابع هزینه‌ی بنگاه به صورت زیر باشد:

$$C = P_j J + P_s S + P_e E \qquad (۲)$$

بنابراین، با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت:

$$MinL = P_j J + P_s S + P_e E + \mu(\overline{Q} - Q(J, N(E,S)) \qquad (۳)$$
$$S.t: C = P_j J + P_s S + P_e E$$

1. Bianco

که در اینجا P_e قیمت خدمات انرژی برق، P_s قیمت خدمات انرژی‌های جایگزینی، P_j قیمت سایر نهاده‌های تولید و μ ضریب تابع لاگرانژ است. پس از انجام بهینه‌سازی، تقاضای برق به‌عنوان یک نهاده تولید، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$X_{ei} = X_{ei}(P_k, P_l, P_m, P_i, Q, S) \qquad (۴)$$

در این مطالعه به منظور برآورد تابع تقاضای برق در بخش‌های صنعت و بررسی رابطه‌ی تقاضای هر بخش و ارزش افزوده درهر یک از آنها، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود. فرم کلی الگوی ARDL به این صورت است که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی مقادیر $s = 0,1,2\ldots,d$ و $nt = 0,1,2,..,d$ و $i=۱,۲,...,k$، یعنی به تعداد $(d+1)k+1$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین شده و تمام مدل در دوره‌ی ($t = d+1,\ldots,n$) تخمین زده می‌شود. در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کویین یا ضریب تعیین تعدیل شده، یکی از معادلات انتخاب می‌شود. در این بررسی از معیار شوارتز- بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه‌ی وقفه‌های مدل استفاده شده است (Pesaran & shin, 1999).[۱]

۴. مدل سازی و برآورد

به دلیل تفاوتی که بخش‌های مختلف اقتصادی از نظر مبانی تئوریکی در مصرف و تقاضای برق دارند، در تمامی مطالعات انجام گرفته در زمینه‌ی تقاضای برق بخش‌های اقتصادی از یکدیگر تفکیک گردیده‌اند. تقاضای برق در بخش صنعت تابعی از متغیرهای توضیحی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$E_I = F(VA_I, P_{EI}, P_G, P_{FO}, S_I)$$

E_I: معرف تقاضای برق در بخش صنعت است که میزان فروش برق به مشترکان برق در بخش صنعت و برحسب کیلو وات ساعت (kws) و در بازه‌ی زمانی سال ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱، را نشان می‌دهد.

VA_I: این متغیر توضیحی معرف ارزش افزوده در بخش صنعت می‌باشد. ارزش افزوده عبارتست از تفاوت سود خالص عملیاتی بعد از کسر مالیات (NOPAT) و

۱.تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت، انتشارات مؤسسه‌ی فرهنگی دیباگران تهران، چاپ اول ص ۱۰۵تا ۱۰۶.

هزینه‌ی سرمایه، که در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ از گزارشات اقتصادی بانک مرکزی جمع آوری شده است.

P_{EI}: معرف قیمت برق در بخش صنعت بر حسب ریال به ازای هر کیلو وات ساعت است که به صورت سالانه در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ جمع آوری شده است.

P_G: این متغیر توضیحی معرف قیمت گاز به‌عنوان قیمت یکی از حامل‌های انرژی جایگزین برق است که برحسب ریال به ازای هر متر مکعب و در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ می‌باشد.

P_{FO}: این متغیر معرف قیمت نفت کوره به‌عنوان یکی از فرآورده‌های مهم نفتی مصرفی در بخش صنعت است که بر حسب ریال به ازای هر لیتر می‌باشد که در بازه‌ی ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ جمع آوری شده است.

S_I: این متغیر تعداد مشترکان برق برای کارگاه‌های ۵۰ نفر به بالا می‌باشد.

نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادسنجی تعیین درجه‌ی یکپارچه‌گی سری‌های تحت بررسی است. یکی از روش‌های متداول آزمون تعیین درجه‌ی یکپارچگی سری‌زمانی، آزمون دیکی فولر (DF) است. در این آزمون آماره‌ی مرتبط به آزمون دیکی فولر با کمیت بحرانی جدول مک‌کینون مقایسه می‌شود. اگر قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق آماره‌ی مک‌کینون بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبتنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود که دلالت بر مانا بودن سری زمانی دارد، در غیر این صورت سری زمانی نامانا خوهد بود و باید مانایی سری‌های زمانی با تفاضل‌گیری از آنها بررسی شود.

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرها در بخش صنعت

متغیر	مقدار بحرانی	آماره‌ی دیکی فولر مرتبه‌ی اول در سطح ۵ درصد	وضعیت پایایی
Ln Ei	-۲/۹۵۲۸	-۴/۳۴۱۵	ایستا با درجه I (۱)
Ln VAi	-۲/۹۵۲۸	-۵/۲۸۲۳	ایستا با درجه I (۱)
Ln Pi	-۲/۹۵۲۸	-۵/۰۲۰۷	ایستا با درجه I (۱)
Ln PG	-۲/۹۵۲۸	-۴/۷۵۵۴	ایستا با درجه I (۱)
Ln Si	-۲/۹۵۲۸	-۴/۶۵۴۱	ایستا با درجه I (۱)
Ln Pfo	-۲/۹۵۲۸	-۶/۰۲۰۱	ایستا با درجه I (۱)
Ln PGO	-۲/۹۵۲۸	-۴/۳۵۶۴	ایستا با درجه I (۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۱ نشان دهنده‌ی بزرگ‌تر بودن مقدار آماره‌ی دیکی فولر متغیرها از مقدار بحرانی و رد فرض صفر و در نتیجه انباشته بودن تمامی متغیرها از مرتبه‌ی یک I(1) می‌باشد.

۱.۵. طراحی مدل تقاضای برق در بخش صنعت

تقاضای برق در بخش صنعت تابعی از متغیرهای توضیحی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$E_I = F(VA_I, P_{EI}, P_G, P_{FO}, S_I)$$

با توجه به مبانی نظری و شواهد ارائه شده در قسمت قبل، الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توضیحی زیر به منظور بررسی رفتار بلندمدت تقاضای برق در نظر گرفته می‌شود.

$$LnE_S = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j LnE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1}\beta_{1j} LnVA_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2}\beta_{2j} LnPe_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5}\beta_{5j} LnSi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6}\beta_{6j} LnG_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_8}\beta_{8j} LnFO_{t-j} + \lambda T + \varepsilon_t$$

که در اینجا Ln لگاریتم طبیعی، T متغیر روند، و ε_t جزء اخلال می‌باشد. به منظور واقعی‌کردن متغیرها از داده‌های سالانه به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است. در ادامه با استفاده از داده‌های توصیف شده به تخمین الگوی ARDL فوق پرداخته می‌شود. به منظور تعیین وقفه‌ی بهینه برای هر یک از متغیرهای مدل، از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. نتایج تخمین این الگو با توجه به ملاحظات فوق به‌ترتیب جدول (۲) می‌باشد:

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین کوتاه‌مدت ARDL(1,0,0,0,0,0,2)

متغیر	ضریب	انحراف از معیار	آماره‌ی t
LnEi(-1)	۰/۲۷۹۹۲	۰/۱۵۷۵۷	۱/۷۷۶۵
LnVai	۰/٤۱۳۹۱	۰/.۱٦۷۵۵	۲/٦۱۸۳
LnPei	۰/۱٤۵۹۵	۰/۰٤۰۳۳٦	۳/٦۱۸۳
LnSi	۰/۱۷۰۵۲	۰/۰۹٤۱۹	٤/۳۲۵۸
LnSi(-1)	۰/۰٦۳٤۳۹	۰/۰۳۷۸۱٤	۱/٦۷۷۷
LnG	-۰/۰۰٤۱۸۰۱	۰/۰۰۹٤۳۷٤	-۰/٤٤۲۹۳
LnFO	-۰/۰٤٤۲۹۲	۰/۰۲٦٤٦۱	-۱/٦۷۳۹
C	-۱/۳٦۹۱	۰/۱٦۰۰٤	-۰/۸۵۵٤۸
T	۰/۰۰۵۳۵۳۱	۰/۰۱۲۰٤۱	۰/٤٤٤۵٦

در این بخش نیز با استفاده از اطلاعات تخمین فوق می‌توان همگرایی بلندمدت متغیرهای الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی را از طریق آزمون پیش گفته بررسی کرد. پس از محاسبه‌ی آماره‌ی فوق باید آن را با کمیت بحرانی بنرجی و دیگران (۱۹۹۲) مقایسه کرد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} \delta_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0/27992 - 1}{0/15757} = -4/569$$

آماره‌ی t محاسبه شده برای الگوی تقاضای برق ۴/۵۶۹- می‌باشد و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران برابر با ۴/۳- در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد، لذا فرض H0، رد و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود (تشکینی، (۱۳۸۴))

۵. نتایج برآورد الگوی تقاضای برق صنعت

همانگونه‌که در بخش قبل نشان داده شد. الگوی تخمین تابع تقاضای برق دارای ارتباط بلندمدت میان متغیرهای آن می‌باشد. تخمین این ارتباط در جدول (۶) آمده است.

جدول ۳. تخمین بلندمدت تقاضای برق در بخش صنعت ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	انحراف از معیار	آماره‌ی (prob)
LnVai	۰/۶۹۳۸۳	۰/۱۴۷۸۱	۴/۶۹۴۱ (۰۰/۰)
LnPei	۰/۱۴۵۹۵	۰/۰۴۰۳۳۶	۳/۶۱۸۳ (۰/۰۰۲)
LnSi	۰/۲۳۳۹۶	۰/۰۲۳۸۹۴	۹/۷۹۱۶ (۰۰۰)
LnG	-۰/۰۰۴۱۸۰۱	۰/۰۰۹۴۳۷۴	۰/۴۴۲۹(۰/۰۶۶۲)
LnFO	-۰/۰۴۴۲۹۲	۰/۰۲۶۴۶۱	-۱/۶۷۳۹(۰/۱۰۹)
C	-۱/۳۲۶۳	۰/۱۶۸۳۰	۰/۷۸۸۰۶(۰/۴۳۹)
T	۰/۰۰۵۳۵۳۱	۰/۰۱۲۰۴۱	۰/۴۴۴۵۶(۰/۶۶۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه در جدول فوق نشان داده شده است. ارزش افزوده‌ی بخش صنعت دارای تأثیر مثبت و معناداری بر روی تقاضای برق در افق بلندمدت می‌باشد. در این رابطه، کشش درآمدی تقاضای برق برابر با ۰/۶۹ بوده و به این معناست که با یک درصد افزایش در ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، ۰/۶۹ درصد تقاضای برق افزایش می‌یابد.

همچنین همان‌گونه که مشاهده می‌شود کشش قیمتی تقاضای برق در بخش صنعت دارای ضریب مثبت و معنادار می‌باشد. در این بخش کشش قیمتی تقاضا برابر ۰/۱۴ است. درهمین چارچوب کشش متقاطع تقاضای برق نسبت به قیمت گاز معنادار و مثبت و کشش‌های متقاطع تقاضای برق نسبت به قیمت نفت کوره، بی‌معناست.

۶. پیش‌بینی تقاضای برق

پیش‌بینی تقاضای برق در بخش صنعت را با استفاده از توابع برآوردی و با ارائه‌ی سناریوی زیرتقاضای برق تا پایان سال ۱۳۹۴ انجام می‌دهیم. با توجه به معنی‌دار بودن و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو، پیش‌بینی در بخش صنعت انجام می‌گیرد. پیش‌بینی تقاضای برق با توجه فروض زیر انجام خواهد شد که نرخ رشد ارزش افزوده در هر بخش براساس نرخ‌های پیش بینی شده در برنامه پنجم توسعه و همچنین نرخ رشد قیمت برق در هر بخش و قیمت حامل‌های انرژی براساس اصلاحات قیمتی در لایحه‌ی هدفمندکردن یارانه‌ها خواهد بود و در نهایت نرخ رشد تعداد مشترکان معادل متوسط نرخ رشد این متغیر در سال‌های گذشته در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به فروض اشاره شده، نرخ رشد ارزش افزوده در هر بخش بر اساس برنامه‌ی چهارم و پنجم توسعه تعیین شده است و نرخ برق استفاده شده برای پیش بینی، قیمت‌هایی است که وزارت نیرو تا سال ۱۳۹۴ و براساس اصلاحات قیمتی تعیین کرده است۱. نرخ رشد قیمت حامل‌های انرژی هم مطابق با قانون هدفمند کردن یارانه‌ها تا سال ۱۳۹۴ رشد داده شده است.

جدول ۴. مقادیر پیش بینی شده‌ی تقاضای برق در بخش صنعت (مگاوات ساعت)

سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
بخش صنعت	۹۱۳۰۰	۹۳۲۱۷	۹۵۰۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق

پیش بینی‌های انجام شده حاکی از آن است که مصرف در بخش صنعت افزایش خواهد یافت، به‌طوری که با نرخ متوسط حدود ۴ درصد در پایان دوره‌ی نسبت به ابتدای دوره‌ی رشد خواهد یافت که مهم‌ترین علت آن افزایش قیمت حامل‌های جانشین برق در بخش صنعت و افزایش تولید تعیین شده در برنامه‌ی پنجم توسعه است.

---

۱. منبع: وزارت نیرو، بسته سیاستی برق، اقدامات و برنامه‌های وزارت نیرو در راستای هدفمندسازی یارانه‌ها، ۱۳۸۹

۷. نتایج و پیشنهادات سیاستی

۱.۷. نتایج تحقیق

براساس نتایج به دست آمده، برق کالایی تقریباً بی‌کشش است. کشش درآمدی تقاضای برق کوچک‌تر از واحد و نشان می‌دهد که برق در زمره‌ی کالاهای ضروری است. در این بخش نیز با استفاده از اطلاعات تخمین زده شده همگرایی بلندمدت متغیرهای الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی که از طریق آزمون همگرایی بلندمدت انجام گرفته، بررسی شده است، که نتایج نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود. نتایج برآورد بلندمدت بیانگر این است که کشش درآمدی تقاضای برق در بخش صنعت مثبت و معنادار بوده و برابر با ۰/۶۹ می‌باشد. تقاضای برق بی‌کشش می‌باشد که به دلیل یارانه‌ای بودن برق، قیمت برق پایین است و قیمت برق تأثیر چندانی بر مصرف این کالا ندارد و رشد روز افزون مصرف برق در بخش صنعت ناشی از عوامل غیرقیمتی بوده است. نتایج به‌دست آمده در این مطالعه و مقایسه با دیگر مطالعات انجام شده[۱] نشان می‌دهد که کشش قیمتی و درآمدی پایین می‌باشد و رابطه‌ی بلندمدتی بین تقاضای برق و ارزش افزوده در بخش صنعت وجود دارد.

۲.۷. پیشنهادات سیاستی

هدف اصلی از هدفمندکردن یارانه‌ها و اصلاحات قیمتی، کاهش مصرف حامل‌های انرژی و در حقیقت بهینه مصرف کردن و افزایش کارایی در بخش‌های تولیدی و صنعتی می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این مقاله مبنی بر پایین بودن کشش قیمتی، نمی‌توان انتظار داشت که رشد مصرف و تقاضای برق در بخش صنعت به‌سرعت کاهش یابد، مگر این که از یک سو در ساختار صنعت تغیرات اساسی ایجاد شود و از سوی دیگر صنایع ملزم به رعایت ضوابط و استانداردهای کارائی تجهیزات و ماشین‌آلات شوند، در این صورت صنایع با مصرف برق کمتر و تکنولوژی پیشرفته، جایگزین صنایع برق بر می‌شوند که سبب افزایش ارزش‌افزوده صنعت خواهدشد. این مقاله تلاش کرده است سیاست‌هایی را در جهت بهتر اجرا شدن اصلاحات برق پیشنهاد نماید:

۱. بنگاه‌های اقتصادی در بخش صنعت باید با استفاده از منابع مختلف سرمایه، ارز خارجی، نیروی کار متخصص و ماهر، تکنولوژی و مدیریت کارا، در جهت بهبود فناوری ماشین آلات و تجهیزات و ارتقا کارائی قدم بردارند. صنایع مختلف با تشکیل بخش تحقیق و توسعه (R&D) به‌عنوان مغز متفکر هر بنگاه صنعتی، برنامه‌ریزی لازم برای پیشرفت و ارتقا را انجام دهند.

---

۱. حلافی و اقبالی (۱۳۸۴)، صمدی و همکاران (۱۳۸۷)

۲. دولت با اتخاذ سیاست قیمتی مناسب، می‌تواند انگیزه‌ی لازم برای ایجاد اقدامات مناسب جهت صرفه‌جویی برق توسط صنایع ایجاد کند. دولت باید منابع به‌دست آمده در نتیجه اصلاحات قیمتی را به‌منظور بهبود و جایگزین کردن تجهزات و ماشین‌آلات ناکارامد، به بنگاهای تولیدی تزریق کند همچنین با اولویت‌بندی صنایع، می‌تواند در جهت تخصیص درست این منابع برنامه‌ریزی نماید به‌طور مثال در صنایع اساسی کشور همچون صنایع نفت و گاز سرمایه‌گذاری کند.

۳. دولت علاوه بر اصلاحات قیمتی و هدفمند کردن یارانه‌ها باید سیاست‌های غیر قیمتی مانند استفاده از سیاست‌های تشویقی و حتی تنبیهی برای تولیدکنندگان داخلی در جهت افزایش راندمان تولید و افزایش بهره‌وری برق با استفاده از تکنولوژی‌های نو را اجرا کند. همچنین باید با سیاست‌های غیرقیمتی در بخش صنعت استانداردهای مربوط به کارائی انرژی ماشین‌آلات و تجهیزات را تدوین کرده و سپس نظارت لازم را بر اجرای آن داشته باشد.

منابع

۱. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۲. سهیلی، کیومرث (۱۳۹۱). *برآورد کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای نهاده‌ی انرژی در بخش کشاورزی، با استفاده از الگوی فرم تصحیح خطای خودتوضیح با وقفه‌ی توزیعی*، فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۷۸، ۱۷۱.

۳. صفاری پوراصفهانی، مسعود (۱۳۷۶). *بررسی و پیش بینی تقاضای برق در ایران*، مجله‌ی برنامه و بودجه، ۱۳ و ۱۴، ۷۵ – ۹۲.

۴. صفاری پوراصفهانی، مسعود (۱۳۸۰). *چشم انداز تقاضای برق و ظرفیت علمی نیروگاهی مورد نیاز در برنامه‌ی سوم توسعه*، مجله‌ی برنامه و بودجه، ۳۷، ۱۷۱-۱۸۰.

۵. صمدی، سعید، شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۷). *تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم همجمعی و مدل ARIMA (۱۳۸۳-۱۳۶۳)*. مجله‌ی دانش و توسعه، ۲۵، ۱۱۳-۱۳۶.

۶. عباسی، ابراهیم و صفوی، درسا (۱۳۸۵). *برآورد مصرف انرژی الکتریکی*، مطالعات اقتصاد انرژی، ۹، ۱۳ – ۳۸.

۷. عسکری، علی (۱۳۷۹). *تخمین تقاضای برق خانگی و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی آن*، مجله‌ی برنامه و بودجه، ۱۰، ۶۲ و ۶۳.

۸. گجراتی، دامور (۱۳۸۷). *مبانی اقتصادسنجی*، مؤسسه‌ی انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، ترجمه حمید ابریشمی، تهران، چاپ پنجم.
۹. لطفعلی پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی و ناظمی معزآبادی، سیما (۱۳۹۴)، *برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با به‌کارگیری الگوی سری زمانی ساختاری*، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳، ۱۸۷-۲۰۸.
۱۰. لطفی، احمد (۱۳۸۳). *برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان*، پایانامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد.
۱۱. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه‌ی واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی*. تهران: مؤسسه‌ی خدماتی رسا.
۱۲. نیاکان، لیلی و منظور، داوود (۱۳۹۲). *تحلیل جانشینی بین سوخت‌ها در بخش صنعت با استفاده از مدل لاجیت خطی*، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۳۹، ۱۵۵.
۱۳. وزارت نیرو، ترازنامه‌ی انرژی کشور، سال‌های مختلف.
14. Ang, B.W. (1988*). East and South East Asian developing countries*, Energy Policy, 16, 2, 115-121.
15. Ang, B.W. (1988). *Electricity-output ration and sectoral electricity use case of East and South East Asian developing countries*. Energy Policy, 16, 115-121.
16. Bianco, V., Manca, O., & Nardini, S. (2009). *Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models*, Energy, 34 , No. 9, 1413–1421.
17. Box, G.E.P., & Jenkins, G.M. (1970*). Time series analysis: forecasting and control*, San Francisco: Holden-Day.
18. Ceylan, H., & Ozturk, H.K. (2004). Estimating energy demand of Turkey based on economic indicators using genetic algorithm approach, Energy Convers Manage, 45, 25-37
19. Egelioglu, F., Mohamad, A.A., & Guven, B. (2001). Economic variables and electricity consumption in Northern Cyprus, Energy, 26, No. 4, PP: 355–362.
20. Kavaklioglu, K., Ceylan, H., Ozturk, H.K., & Canyurt,O.E. (2009). Modeling and prediction of Turkey's electricity consumption using ArtificialNeural Networks. Energy Conversion and Management, 50, 11, 2719 - 2727.
21. Lin, Bo. Q. (2003). Electricity Demand in the People's Republic of China: Investmentrequirement and Enviromental Impact. Asian Development Bank, Working 50. 37.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۴۶-۳۲۵

اثرات گذار جمعیتی بر مخارج دولت و توزیع درآمد در ایران: کاربرد همجمعی آستانه‌ای

علی‌حسین صمدی*[۱]، لیلا شاه‌علی[۲]

۱. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۲. کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه شیراز، Leila.shahali@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

در مقاله‌ی حاضر، تأثیرگذار جمعیت بر مخارج دولت و توزیع درآمد در اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک همجمعی آستانه‌ای و الگوی اصلاح خطا در سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برای متغیر گذار جمعیتی، سال ۱۳۶۵ سال شکست می باشد و کل دوره به دو رژیم ۱۳۴۸ تا ۱۳۶۵ و ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۰ قابل تقسیم است. یافته‌ی مهم مقاله‌ی حاضر این است که هرچند بین گذار جمعیت و مخارج دولت و توزیع درآمد، همجمعی آستانه‌ای و بنابراین رابطه‌ی تعادلی درازمدت وجود دارد، اما گذار جمعیتی نتوانسته است تأثیر آماری معناداری بر متغیرهای مخارج دولت و توزیع درآمد در کوتاه‌مدت در هر دو رژیم داشته باشد. همچنین نتایج حاصل از الگوی اصلاح خطا نشان می‌دهد تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت درازمدت در رژیم دوم سریع‌تر از رژیم اول است.

طبقه‌بندی JEL : D33 ,H50 ,J13 ,J11

واژه‌های کلیدی: گذار جمعیت، مخارج دولت، توزیع درآمد، همجمعی آستانه‌ای، ایران

---

* . نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۷۷۱۰۰۴۴۵

۱. مقدمه

بدبینی مالتوس در سال ۱۷۹۸، بنیان حضور متغیرهای جمعیتی در اقتصاد را شکل داده، سبب مطرح شدن نظریه‌های جمعیتی شده، و پیشرفت‌های شگرفی را نیز در تشریح مسایل اقتصادی ایجاد کرده است. نظریه‌های مطرح شده توسط اقتصاددانان معروفی مانند جان استوارت میل، رابرت سولو و گری بکر نمونه‌هایی از این پیشرفت‌های نظری می‌باشد که به گسترش نظریه‌گذار جمعیتی[1] کمک شایان توجهی کرده است. این نظریه برای اولین بار در کشورهای توسعه یافته مطرح و به تشریح میزان گذار از تولد و مرگ و میر زیاد به کم پرداخته و به مرور در کشورهای درحال توسعه نیز به آثار اقتصادی آن توجه شده است.

کاهش جمعیت سنین زیر ۱۵ سال، افزایش جمعیت جوان در سن کار و افزایش سرعت سالخوردگی، برخی از ویژگی‌های جمعیتی ایران در چند دهه گذشته بوده و در متون جمعیت شناختی از آن با عنوان گذار جمعیتی یاد می‌شود. این تغییرات (گذار جمعیتی) حکایت از تغییرات اساسی در ساختار جمعیتی ایران (یا هر کشور دیگری) دارد و می‌تواند اثرات تعیین کننده‌ای بر متغیرهای کلان اقتصادی (از جمله تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، مخارج دولت، توزیع درآمد و ...) داشته باشد.

در رابطه با اثرات گذار جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی مطالعات زیادی انجام گرفته است که نتایج متفاوت و گاه متناقضی را نشان داده‌اند. با توجه به اینکه بررسی تأثیر متغیر گذار جمعیتی بر تمامی متغیرها در یک مقاله امکان‌پذیر نمی‌باشد و به این دلیل که هم در داخل و هم در خارج از کشور کمتر کسی به اثر گذار جمعیت بر مخارج دولت و توزیع درآمد توجه داشته است، بنابراین در مطالعه‌ی حاضر به بررسی تأثیر این متغیر بر مخارج دولت و توزیع درآمد پرداخته شده است.

نکته حایز اهمیت در بررسی تأثیر تغییر یک متغیر روی سایر متغیرها این است که بدانیم آیا تعدیل متغیرهای اقتصادی نسبت به انحراف (مثبت و منفی) از سطح تعادلی درازمدت یکسان است یا خیر؟ درصورت یکسان نبودن این تعدیلات، تعدیلات نامتقارن خواهد بود و به ناچار باید از روش‌های مناسب استفاده کرد. پس از بررسی تجربی موضوع و برای رسیدن به هدف خاص مطالعه می‌توان از روش همجمعی آستانه‌ای استفاده کرد، بنابراین، از آنجا که در همه‌ی مطالعات موجود در اقتصاد ایران، تاکنون مطالعه‌ای به بررسی اثر آستانه‌ای گذار جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی

1. Demographic Transition

ازجمله مخارج دولت و توزیع درآمد نپرداخته است، مطالعه‌ی حاضر، با هدف بررسی ارتباط این متغیرها با استفاده از رویکرد همجمعی آستانه‌ای انجام شده است.

براین اساس، مقاله‌ی حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، پیشینه‌ی تحقیق به صورت خلاصه آمده است. در بخش سوم مبانی نظری و ساختار الگو بررسی شده و نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل آن‌ها در بخش چهارم و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش پنجم آورده شده است.

۲. پیشینه‌ی تحقیق

مطالعات انجام شده به دو دسته‌ی "گذار جمعیت و مخارج دولت" و "گذار جمعیت و توزیع درآمد" تقسیم‌بندی شده است.

۱.۲. گذار جمعیت و مخارج دولت

از جمله مطالعات انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعات وربن[1] (۱۹۹۰)، لی و لین[2] (۱۹۹۴)، سوری و کیهانی حکمت (۱۳۸۲)، اشواریا[3] (۱۹۹۵)، لوسکی و وینبلت[4] (۱۹۹۸) و گونزالز- ایراس و نیپلت[5] (۲۰۱۲)، اشاره کرد.

وربن (۱۹۹۰)، با استفاده از الگوی نسل‌های همپوشان، به بررسی اثر گذار جمعیت بر نرخ مالیات و اندازه دولت پرداخته است. وی به این نتیجه رسیده است که در دوره‌هایی که جمعیت تغییر می‌کند درآمدها و بدهی‌های دولت و به‌دنبال آن اندازه‌ی دولت نیز تغییر می‌کند. لی و لین (۱۹۹۴)، با توجه به اثر تغییرات جمعیت، با دسته‌بندی ۸۶ کشور جهان در چهار گروه درآمدی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵، به این نتیجه رسیدند که متغیرهای جمعیتی نه تنها تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی هستند، بلکه بر اندازه دولت نیز اثرگذارند و بار تکفل سنین پیر و جوان رابطه‌ی مثبت با اندازه دولت و رابطه‌ی منفی با اندازه و تراکم جمعیت دارد. سوری و کیهانی حکمت (۱۳۸۲)، به بررسی اثر متغیرهای جمعیتی بر اندازه‌ی دولت و رشد اقتصادی با استفاده از الگوی لی و لین (۱۹۹۴) و براساس داده‌های ۱۳۷۹-۱۳۳۸ برای کشور ایران پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نه تنها متغیرهای جمعیتی بر رشد اقتصادی تأثیر گذارند، بلکه بر اندازه‌ی دولت نیز اثر دارند، به این معنا که هرچه بار تکفل سنین

1. Verbon
2. Lee and Lin
3. Chevarria
4. Luski and Weinblatt
5. Gonzalez-Eraz and Niepelt

پیر و جوان بیشتر باشد اندازه‌ی دولت نیز بزرگ‌تر است. همچنین هنگامی که متغیرهای جمعیتی وارد معادلات می‌شوند، تأثیر اندازه‌ی دولت بر نرخ رشد اقتصادی به‌طور معنی‌دار منفی می‌شود.

اشواریا (۱۹۹۵)، با استفاده از یک الگوی رشد ساده به بررسی رابطه‌ی بین ساختار سنی جمعیت و مخارج دولت در حکومت‌های فدرال پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که با تغییر در ساختار سنی جمعیت، به دلیل تغییر در نیازهای جامعه و تقاضای کالاها و خدمات، مخارج دولت نیز تغییر می‌کند. لوسکی و وینبلت (۱۹۹۸)، به بررسی اثر تغییرات جمعیت (به خصوص تغییر در ساختار سنی) بر مخارج عمومی دولت (شامل آموزش، سلامت، رفاه، دفاع و خدمات اقتصادی) با استفاده از یک الگوی رشد ساده و روش حداقل مربعات معمولی لگاریتمی- خطی در کشورهای با درآمد بالا و پایین در دو دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که کشش درآمدی خدمات اجتماعی دولت، به خصوص در آموزش و رفاه و در کشورهای با درآمد بالا واحد و درکشورهای با درآمد پایین بیشتر از یک است. گونزالز-ایراس و نیپلت (۲۰۱۲) نیز با استفاده از الگوی نسل‌های همپوشان به بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت و درازمدت اثر گذار جمعیت بر رشد سرانه و اثر غیرمستقیم آن بر مالیات و مخارج دولت برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که با پیری جمعیت، مخارج دولت افزایش و بنابراین برای تسریع در رشد، مالیات و سن بازنشستگی افزایش می‌یابد.

۲.۲. گذار جمعیت و توزیع درآمد

در این زمینه نیز مطالعات اندکی وجود دارد. از جمله مطالعات انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعات ویزاکر[1] (۱۹۸۸)، داهان و سیدون[2] (۱۹۹۸)، میازاوا[3] (۲۰۰۶)، و ژنگ[4] (۲۰۱۱) اشاره کرد.

ویزاکر (۱۹۸۸)، با استفاده از یک الگوی ساده‌ی اقتصاد خرد و جمعی‌سازی آن، به بررسی رابطه‌ی بین توزیع درآمد نیروی کار و ساختار سنی جمعیت پرداخته است. نتایج وی حاکی از آن است که، نابرابری، تابعی فزاینده از امید به زندگی و تابعی کاهنده از نرخ باروری است. داهان و سیدون (۱۹۹۸) نیز با استفاده از الگوی پویای کوزنتس

1. Weizsacker
2. Dahan and Tsiddon
3. Miyazawa
4. Zhong

برای توزیع درآمد و رویکرد نسل های همپوشان که درآن بنگاه ها بـرای دو دوره زنـدگی می‌کنند، به بررسی رابطه‌ی پویا بـین گـذار جمعیتـی، توزیـع درآمـد و رشـد اقتصـادی پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که، در فرآیند رشد و توسـعه‌ی اقتصـادی بـین باروری و توزیع درآمد رابطه‌ای به شـکل U معکـوس وجـود دارد. همچنـین، در فرآینـد گذار جمعیتی، در مرحله‌ی اول، نرخ باروری، بالا و نابرابری توزیع درآمد بیشتر است. اما در مرحله‌ی دوم، نرخ باروری، کم و برابری بیشتری در توزیع درآمد دیده می‌شود.

میازاوا (۲۰۰۶)، با استفاده از توسعه‌ی الگوی ارث تصـادفی بـا بـاروری درون‌زا، بـه بررسی اثر کاهش نرخ باروری بر تعادل نرخ رشد اقتصادی و توزیع درآمد پرداخته اسـت. نتایج وی نشان می‌دهد که با کاهش نرخ باروری، در ابتدا، رابطه‌ی بین رشد اقتصـادی و نابرابری توزیع درآمد مثبت است، اما با پیری جمعیت این رابطه‌ی منفی می‌شود. ژنـگ (۲۰۱۱) نیز به بررسی تجربی اثر سالمندی جمعیت بر توزیع درآمد در مناطق روسـتایی کشور چین، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، در سـال هـای ۱۹۹۱ تـا ۲۰۰۶ پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که سیاست تـک فرزنـدی از سـوی دولـت چـین سبب بروز سالمندی جمعیت و کاهش جمعیت جوان در سال های آتی می شود، بنابراین کاهش نیروی کار جوان و گسترش صنعت موجب نیاز به بالاتر رفـتن سـن بازنشسـتگی شده است و نابرابری توزیع درآمد را بین مناطق شهری و روستایی افزایش می‌دهد.

به‌طور کلی، بررسی مطالعات انجام گرفته نشان مـی‌دهـد کـه تغییـرات جمعیـت و ساختار جمعیتی تأثیری قوی بر میزان و ترکیب مخارج دولـت دارد. همچنـین رابطـه‌ی مثبتی بین افزایش باروری (گذار جمعیتی) و کاهش نـابرابری توزیـع درآمـد و رابطـه‌ی منفی بین پیری جمعیت و کاهش نابرابری توزیع درآمد وجود دارد. هرچند این یافته‌ها، یافته‌های کلی است، اما نیاز به بررسی دقیق‌تر برای اقتصاد هر کشوری دارد. بـر اسـاس اطلاعات نگارندگان، تاکنون در داخل کشور در زمینه‌ی بررسی تأثیر گـذار جمعیـت بـر توزیع درآمد مطالعه‌ی چاپ شده‌ای وجود ندارد. مطالعات بسیار محدود انجـام گرفتـه‌ی داخلی در زمینه‌ی تأثیر گذار جمعیتی بر میزان و ترکیب مخارج دولت نیز بدون درنظـر گرفتن بحث تعدیلات نامتقارن بوده است، بنـابراین از دسـتاوردهای تجربـی ایـن مقالـه می‌توان به این مهم اشاره کرد. همچنین در مطالعـات خـارجی نیـز از بحـث همجمعـی آستانه‌ای در این فضا استفاده‌ای نشده است.

۳. مبانی نظری و ساختار الگو

نظریه‌ی گذار جمعیت، حد فاصل گذار از یک تعادل جمعیتی به تعادل دیگـر بیـان می‌شود. دوران گذار خود به دو مرحله تقسیم مـی‌شـود: در مرحلـه‌ی اول مـرگ و میـر

کاهش و باروری افزایش می‌یابد، اما در مرحله‌ی دوم، در پی کاهش مرگ و میر، سطح باروری نیز کاهش می‌یابد (سرایی، ۱۳۹۱: ۱۰۰). تأثیر متغیر گذار جمعیتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در متون مورد توجه قرار گرفته است. در ادامه و براساس اهداف مقاله‌ی حاضر، تأثیر آن فقط بر مخارج دولت و توزیع درآمد به صورت مختصر بررسی می‌شود.

۱.۳. تأثیر گذار جمعیت بر مخارج دولت

تعدادی از سئوالات درباره مخارج دولت به گذار جمعیت و عوامل جمعیتی برمی گردد. الگوی رفتاری مخارج دولت از اندازه و ساختار جمعیت تأثیر می پذیرد، بنابراین با تغییر این متغیرها، میزان و ترکیب مخارج دولت نیز تغییر می‌کند (اشواریا، ۱۹۹۵: ۳۰۲).

گذار جمعیت سبب پدیده‌ی فشار مالی می‌شود. فشار مالی زمانی رخ می‌دهد که مخارج دولت با نرخی بیشتر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی افزایش یابد. فشار مالی و تغییرات آن به‌طور عمده به تغییرات جمعیتی وابسته است (لوسکی و وینبلت، ۱۹۹۸: ۱۴۳۱). گذار جمعیت به دلیل کاهش باروری و افزایش امید به زندگی سبب تجربه‌ی پیری جمعیت می‌شود که از نتایج آن افزایش مخارج دولت به دلیل افزایش در مخارج تأمین اجتماعی، بیمه‌های بازنشستگی، سلامت عمومی و بهداشت است. این مسأله به دلیل افزایش مخارج دولت، کاهش درآمد دولت به‌دلیل کاهش نیروی کار و در نتیجه کاهش درآمد حاصل از مالیات نیروی کار، سبب افزایش نگرانی دولت‌ها شده است. به همین دلیل در بسیاری از کشورهای توسعه یافته که گذار جمعیت را تجربه کرده‌اند، برای کاهش فشار مالیاتی نیروی کار و مخارج دولت، دست به افزایش سن بازنشستگی و یا سخت‌تر کردن شرایط بازنشستگی زودهنگام زده‌اند (گونزالس- ایراس و نیپلت، ۲۰۱۲: ۹۸-۹۷).

۲.۳. تأثیر گذار جمعیت بر توزیع درآمد

توزیع درآمد، بیانگر چگونگی سهم افراد یک کشور از درآمد ملی است و از راه‌های گوناگون از متغیرهای جمعیتی تأثیر می‌پذیرد. مشاهدات نشان می‌دهند که شاخص‌های پیری جمعیت بیش از ۳۵٪ نوسانات نابرابری درآمدی را توضیح می‌دهند و این مسأله نشان دهنده‌ی اهمیت بالای گذار جمعیت در فرایند تعدیل توزیع درآمد است (ویزاکر،

۱۹۸۹: ۳۷۸). کاهش نرخ زاد و ولد سبب افزایش دستمزدها و کاهش نرخ بیکاری برای آن دوره‌ی سنی و در نتیجه کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود (پستیو، ۱۹۸۹: ۱۸). همچنین آموزش نقش مهم و مؤثری بر توزیع درآمد دارد. خانواده‌های تحصیل کرده، فرزندان کمتر و در نتیجه نرخ باروری کمتری خواهند داشت. اما به آموزش و سرمایه ی انسانی اهمیت زیادی داده و بنابراین فرزندان آن‌ها نیز در آینده درآمد بیشتری کسب خواهند کرد، در حالی که خانواده‌های با تحصیلات پایین، فرزندان بیشتر و درآمد کمتری خواهند داشت، بنابراین فرزندان آن‌ها نیز آموزش کمتری دیده و در بازار کار نیز درآمد کمتری کسب می کنند. بنابراین در جوامعی که به انباشت سرمایه‌ی انسانی اهمیت بیشتری داده می‌شود، نابرابری توزیع درآمد کاهش می‌یابد. همچنین در طی فرآیند گذار جمعیتی، رابطه‌ی بین گذار جمعیت و توزیع درآمد به صورت U معکوس می‌باشد. در مرحله‌ی اول گذار جمعیت، با افزایش رشد جمعیت، به‌دلیل کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی، نابرابری توزیع درآمد افزایش می‌یابد، اما در مرحله‌ی دوم گذار جمعیت، به دلیل کاهش نرخ باروری و نرخ رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری در انباشت سرمایه ی انسانی افزایش یافته و بنابراین توزیع درآمد به سمت برابری پیش می‌رود (داهان و سیدون، ۱۹۹۸: ۳۳-۲۹).

در فرآیند گذار جمعیتی، باروری کمتر به دلیل افزایش دسترسی به خدمات سلامت و آموزش و بنابراین ارتقاء سرمایه‌ی انسانی، نابرابری توزیع درآمد را کاهش می‌دهد (ام سی نیکول، ۲۰۰۳: ۱۰). از سویی با کاهش نرخ باروری، زنان زمان بیشتری برای تحصیل و اشتغال در جامعه دارند که خود نیز سبب باز توزیع درآمد می شود (شولتز، ۲۰۰۵: ۱۲). نئو ماتریال‌ها[1] معتقدند که نابرابری توزیع درآمد با شرایط افراد در جامعه مرتبط است. آن‌ها بیان می کنند که نابرابری توزیع درآمد با سطح تحصیلات افراد جامعه رابطه‌ی عکس دارد. هرچه سطح تحصیلات افراد در جامعه‌ای افزایش یابد، به دلیل افزایش توانایی در کسب درآمد، نابرابری توزیع درآمد کاهش می یابد. این شرایط کاملاً مرتبط با نرخ باروری در جامعه است، زیرا هرچه در جامعه‌ای نرخ باروری کمتر باشد، امکان سرمایه‌گذاری برای تحصیلات افزایش می‌یابد. این رویکرد را می‌توان در طبقات مختلف جامعه نیز مشاهده کرد. در طبقات بالاتر در هر جامعه‌ای نرخ باروری کمتر و بنابراین سطح تحصیلات بالاتر و امکان کسب درآمد بهتر، بیشتر می‌باشد (مولر، ۲۰۰۲: ۲۳).

1. Neomaterials

۳.۳. ساختار الگو

در مقاله‌ی حاضر برای تصریح یک الگوی اقتصادسنجی به‌طور کلی به مطالعات پیشین در زمینه مخارج دولت و توزیع درآمد رجوع شده و الگوسازی انجام گرفته است. در ادامه شیوه تصریح آنها به‌طور مختصر ارایه می‌شود.

۳.۳.۱. گذار جمعیت و مخارج دولت

به تبعیت از بیشتر مطالعات پیشین[۱]، عمده‌ی متغیرهای اثرگذار بر مخارج دولت شامل، درآمد سرانه، درآمد مالیاتی دولت و موجودی سرمایه می‌باشند. در مطالعات داخلی درآمد دولت، شامل دو منبع درآمدی، یعنی درآمدهای مالیاتی و نفتی، درنظر گرفته شده است. با توجه به نقش مهم درآمد نفتی در اقتصاد ایران، از متغیر درآمد دولت در معادله‌ی مخارج و متغیر درآمد مالیاتی در الگوی توزیع درآمد استفاده شده است. همچنین، به دلیل استفاده از متغیر جمعیتی، متغیر نیروی کار نیز حذف شده است. بنابراین الگوی پیشنهادی به صورت رابطه‌ی (۱) می‌باشد:

$$G_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 K_t + \gamma_3 R_t + \gamma_4 P_t + U_t \qquad (۱)$$

که در آن، G_t نشان دهنده‌ی مخارج دولت است. متغیرهای Y_t، K_t، R_t و P_t نیز به‌ترتیب نشان دهنده‌ی درآمد سرانه، موجودی سرمایه، درآمد دولت و متغیر نماینده‌گذار جمعیتی می‌باشند. U_t جمله اخلال و γ_0 مقدار ثابت (عرض از مبداء) است.

۳.۳.۲. گذار جمعیت و توزیع درآمد

به تبعیت از بیشتر مطالعات پیشین[۲]، عمده متغیرهای اثرگذار بر توزیع درآمد شامل، درآمد سرانه، نرخ تورم و مالیات می‌باشند، بنابراین الگوی پیشنهادی به صورت رابطه‌ی (۲) می‌باشد:

$$ID_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t + \delta_2 T_t + \delta_3 INF_t + \delta_4 P_t + U_t \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی (۲)، ID_t نشان دهنده‌ی وضعیت توزیع درآمد است. متغیرهای Y_t، T_t، INF_t و P_t نیز به ترتیب نشان دهنده‌ی درآمد سرانه، درآمد مالیاتی، نرخ تورم و

---

۱. برخی از این مطالعات عبارتند از: کلی (۱۹۷۶)، لوسکی و وینبلت (۱۹۹۸)، فولستر و هنریکسون (۲۰۰۱)، آکیتوبای و همکاران (۲۰۰۶)، گاویندراجو و همکاران (۲۰۱۱)، باسی و همکاران (۲۰۱۲)، توکلی و شجری (۱۳۷۹)، محنت‌فر (۱۳۸۳)، ضیائی بیگدلی و مقصودی (۱۳۸۴)، رازینی و همکاران (۱۳۹۰) و صادقی عمروآبادی و همکاران (۱۳۹۲).

۲. برخی از این مطالعات عبارتند از: شولتز (۱۹۶۹)، بورگینان و موریسون (۱۹۹۰)، سیلبر و زیلدرفارب (۱۹۹۴)، میلانویک (۱۹۹۴)، آچدات (۱۹۹۶)، جانسون و شیپ (۱۹۹۹)، بارو (۲۰۰۰)، چن (۲۰۰۵)، ژانگ (۲۰۱۱)، ریسو و همکاران (۲۰۱۳)، نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴)، احمدی و مهرگان (۱۳۸۴)، ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶)، نوفرستی و محمدی (۱۳۸۸)، دهمرده و همکاران (۱۳۸۹) و تابلی و کوچک زاده (۱۳۹۲).

متغیر نماینده‌گذار جمعیتی می‌باشند. U_t جمله اخلال و δ_0 مقدار ثابت (عرض از مبداء) است.

۴.۳. شیوه تخمین الگوها

الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR)[1] از الگوهای مشهور در بین الگوهای ناخطی است. رابطه‌ی بین متغیر وابسته و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۳) در نظر گرفت:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \cdots + \beta_k x_{kt} + \mu_t \qquad (۳)$$

که در آن y_t، x_{it}، μ_t و β_i به ترتیب، متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی، متغیر تصادفی مانا (جمله اخلال) و پارامترهای الگو می‌باشند. الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR)، را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۴) نوشت:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-2} + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن $\Delta\mu_{t-1}$، μ_{t-2}، μ_{t-1} و ε_t به ترتیب، متغیر تصادفی مانا دوره‌ی قبل و دو دوره‌ی قبل، تغییرات متغیر تصادفی مانا دوره‌ی قبل و جمله‌ی اخلال می‌باشند، همچنین ρ_1 و ρ_2 ضرایب تعدیل برای انحرافات مثبت و منفی از سطح تعادل درازمدت هستند. شرط کافی برای مانایی μ_t این است که $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ *باشد*. I_t نیز شاخص هوی‌ساید است که به صورت رابطه‌ی (۵) تعریف می‌شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if} \quad \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (۵)$$

که در آن τ سطح آستانه است و به وسیله‌ی آن کل مشاهدات به دو گروه تقسیم می‌شوند و هر گروه یک رژیم نامیده می‌شود. به‌طور کلی مقدار سطح آستانه نامشخص است و باید برآورد شود، اما در بیش‌تر مطالعات اقتصادی سطح آستانه را برابر با صفر در نظر می‌گیرند، زیرا این مقدار همواره عددی نزدیک به صفر است (اندرس و سیکلاس، ۲۰۰۱: ۱۶۹).

اندرس و گرنجر[2] (۱۹۹۸) و اندرس و سیکلاس (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که اگر تعدیلات، لحظه‌ای (ناگهانی) باشند، از الگو با عنوان خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای (MTAR)[3] یاد می‌شود. اگر ماهیت دقیق ناخطی بودن ناشناخته باشد، تعدیلات، به تغییرات در μ_{t-1}، یعنی $\Delta\mu_{t-1}$، بستگی دارند، بنابراین شاخص هوی‌ساید به‌صورت

1. Threshold Autoregressive
2. Enders and Granger
3. Momentum Threshold Autoregressive

رابطه‌ی (۶) تعریف شده و الگوی مورد استفاده الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای خواهد بود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if} \quad \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (۶)$$

از الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای زمانی استفاده می‌شود که مقادیر دنباله کاهش یا افزایش ناگهانی داشته باشند، در حالی که الگوی خود رگرسیون آستانه‌ای می‌تواند فرآیندی را نشان دهد که مقادیر دنباله کاهش و افزایش ناگهانی نداشته و به تدریج کم یا زیاد شوند (هوور و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۸۲)، بنابراین تفاوت بین الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای و خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای به تعریف آن‌ها در شاخص هوی‌ساید بر می‌گردد.

اندرس و سیکلاس (۲۰۰۱)، با استفاده از الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای و خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای به بررسی رابطه‌ی همجمعی در درازمدت پرداخته‌اند. الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای با روابط (۳)، (۴) و (۵) و الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای با روابط (۳)، (۴) و (۶) بیان می‌شود. برای فرضیه‌ی صفر $\rho_1 = 0$ یا $\rho_2 = 0$ آماره‌های t تعریف می‌شوند. شرط لازم برای داشتن رابطه‌ی همجمعی این است که ρ_1, ρ_2 منفی باشند و آماره‌ی T-max (بزرگ‌ترین مقدار آماره‌ی t) آزمونی برای این شرط می‌باشد. فرضیه‌ی صفر در این آزمون نبود همجمعی و فرضیه‌ی رقیب وجود همجمعی در الگوست. چنانچه آماره به‌دست آمده از نظر قدر مطلق، بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ارائه شده توسط اندرس و سیکلاس (۲۰۰۱)[۱] باشد، فرضیه‌ی صفر پذیرفته نشده و وجود همجمعی تأیید می‌شود.

همچنین این پژوهشگران آماره‌ی دیگری را با عنوان F توأم[۲]، (با نماد Φ) معرفی کرده‌اند. در حقیقت این آماره بیانگر شرط کافی برای همجمعی آستانه‌ای می‌باشد. این آماره شرط همجمعی یعنی $\rho_1 = \rho_2 = 0$ را آزمون می‌کند. در این آزمون فرضیه‌ی صفر نبود همجمعی آستانه‌ای و فرضیه‌ی رقیب وجود آن است. در این آزمون چنانچه مقادیر بحرانی به‌دست آمده بیش از مقادیر ارائه شده در جدول ارائه شده توسط اندرس و سیکلاس باشند، فرضیه‌ی صفر پذیرفته نشده و وجود همجمعی آستانه‌ای تأیید می‌شود. در صورت تأیید فرضیه وجود همجمعی آستانه‌ای، مقدار آستانه را برای متغیر آستانه‌ای پیدا کرده و برای هر رژیم الگوی اصلاح خطا، به منظور تعدیل تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت درازمدت تخمین زده می‌شود[۳].

---

۱. به اندرس و سیکلاس (۲۰۰۱)، ص ۱۷۰ مراجعه شود.

2. F-Joint

۳. برای مطالعه‌ی بیشتر به اندرس و سیکلاس (۲۰۰۱) مراجعه شود.

۴. نتایج تجربی

۱.۴. داده‌های مورد استفاده و خاصیت آماری آن‌ها

در مقاله‌ی حاضر از داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۰ استفاده شده است. به جای متغیر سرمایه‌ی انسانی، از شاخص متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار استفاده شده است. به جای درآمد قابل تصرف، به دلیل نبود اطلاعات از تولید ناخالص داخلی بدون نفت، به جای متغیر ثروت نیز از متغیر نقدینگی واقعی استفاده شده است. موجودی سرمایه از استادزاد و بهپور (۱۳۹۳)، استخراج شده است. سایر داده‌ها نیز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. تمامی داده‌ها براساس قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشند.

برای اندازه‌گیری متغیر گذار جمعیتی شاخص‌های گوناگونی وجود دارند که می‌توان به نرخ خام تولد[1](نسبت تعداد تولدهای زنده در یک سال به جمعیت در میانه‌ی سال ضربدر ۱۰۰۰)، نرخ باروری کل (نسبت تعداد تولدها در یک سال به تعداد زنان بین سنین ۱۵ تا ۴۵ سال ضربدر ۱۰۰۰)، نرخ خام مرگ و میر[2] (نسبت تعداد مرگ و میر در یکسال به جمعیت در میانه سال ضربدر ۱۰۰۰)، و شاخص امید به زندگی (میانگین طول زندگی یا میانگین سن انتظاری مرگ افراد) اشاره کرد. متغیر نماینده‌ی گذار جمعیتی در این مطالعه، شاخص نرخ باروری در نظر گرفته شده و به دلیل عدم دسترسی به داده‌های سالانه در ایران از داده‌های بانک جهانی[3] استخراج شده است. بررسی روند این متغیر نشان می‌دهد که در مرحله‌ی اول دوران گذار در ایران، سطح مرگ و میر به شدت پایین آمده، اما باروری تا حدود سال ۱۳۶۵ تقریباً تغییری نکرده و جمعیت ایران پس از یک تأخیر طولانی، وارد مرحله‌ی دوم گذار جمعیتی شده است (سرایی، ۱۳۹۱: ۱۱۰-۱۰۹). در شکل (۱)، روند نرخ باروری در ایران در طی سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۰ آورده شده است.

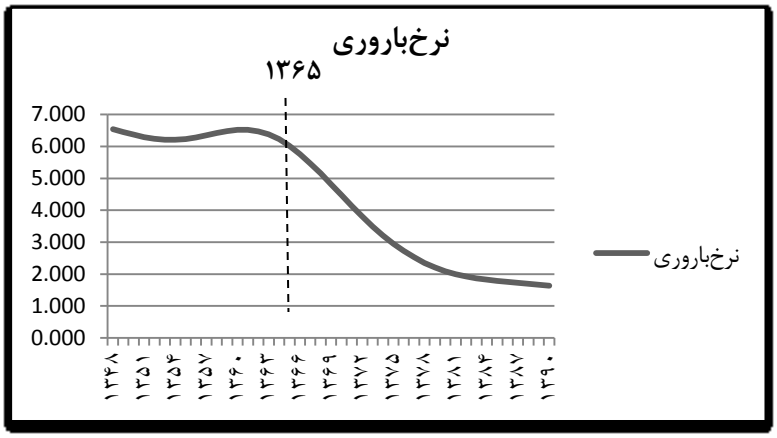
اولین قدم در آزمون‌های اقتصاد سنجی بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهاست. به‌طور کلی نتایج آزمون ریشه‌ی واحد زیوت-اندریوز[4] نشان می‌دهد تمام متغیرها به جز درآمد سرانه و توزیع درآمد، در سطح مانا نبوده، برخی I(1) و برخی I(2) می‌باشند[5].

---

1. Crude Birth Rate
2. Crude Death Rate
3. http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN

۴. در مقاله‌ی حاضر به دلیل انعکاس اثر شکست‌های ساختاری عمده در اقتصاد ایران از این آزمون استفاده شده است.

۵. نتایج این آزمون به دلیل کمبود فضا گزارش نشده است و در نزد نویسندگان موجود می‌باشد.



شکل ۱. روند نرخ باروری در ایران (۱۳۴۸ تا ۱۳۹۰)

به منظور اطمینان از ناخطی بودن متغیرهای مستقل، در این مطالعه از آزمون براک-دیکرت-شاینکمن[1] (BDS) استفاده شده است. نتایج آزمون BDS برای بررسی ناخطی بودن متغیرها در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون BDS

متغیر	ابعاد	۲	۳	۴	۵	۶
نرخ باروری	آماره‌ی BDS	۰/۱۹۰	۰/۳۱۴	۰/۳۹۳	۰/۴۴۳	۰/۴۷۴
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
درآمد دولت	آماره‌ی BDS	۰/۱۵۶	۰/۲۳۷	۰/۲۷۲	۰/۲۶۴	۰/۲۱۳
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
درآمد سرانه	آماره‌ی BDS	۰/۱۲۴	۰/۲۰۵	۰/۲۵۵	۰/۲۷۲	۰/۲۷۶
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
موجودی سرمایه	آماره‌ی BDS	۰/۱۷۱	۰/۲۷۳	۰/۳۳۰	۰/۳۵۸	۰/۳۶۲
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
درآمد مالیاتی	آماره‌ی BDS	۰/۰۸۵	۰/۱۳۰	۰/۱۲۰	۰/۱۳۱	۰/۱۳۰
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
نرخ تورم	آماره‌ی BDS	۰/۰۵۲	۰/۰۹۴	۰/۱۱۸	۰/۱۱۸	۰/۱۲۱
	P-Value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

1. Brock-Dechert-Scheinkman

در جدول (۱) مقادیر آماره‌ی BDS نشان دهنده‌ی ناخطی بودن شدید روند تمام متغیرها می‌باشد، بنابراین می‌توان از الگوهای ناخطی مانند الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای و خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای استفاده کرد. نتایج این آزمون‌ها در قسمت بعدی آورده شده است. این الگوها یک الگوی ناخطی را به تعدادی رژیم خطی تبدیل کرده و هرکدام را به صورت جزئی از الگوهای اصلی تحلیل می‌کنند.

۲.۴. آزمون خودرگرسیون آستانه‌ای

نتایج آزمون خودرگرسیون آستانه‌ای در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون خودرگرسیون آستانه‌ای برای نرخ بارروی

متغیر	سطح آستانه	سال شکست
FR_transf	۱/۸۶۱	۱۳۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

با توجه به جدول (۲) یک سطح آستانه و دو رژیم وجود دارد. رژیم اول، دوره‌ی زمانی ۱۳۴۸ تا ۱۳۶۵، و رژیم دوم دوره‌ی زمانی ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۰ را شامل می‌شود. در رژیم اول نرخ باروری در ایران روند غیرنزولی دارد و در رژیم دوم، نرخ باروری روند کاهشی دارد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود وجود شکست در سال ۱۳۶۵با توجه به‌روند گذار جمعیتی در ایران مقوله‌ای دور از انتظار نیست (شکل ۱) و با مشاهدات و مطالعات جمعیتی هم‌خوانی دارد[۱].

۳.۴. همجمعی آستانه‌ای و الگوی اصلاح خطا

۱.۳.۴. گذار جمعیت و مخارج دولت

با توجه به تأیید ناخطی بودن متغیرها، می‌توان از آزمون همجمعی آستانه‌ای استفاده کرد. نتایج این آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

در جدول (۳)، مشاهده می‌شود که برای هر دو الگو، قدر مطلق مقادیر آماره‌ی T-Max از مقادیر بحرانی در جدول بیشتر می‌باشد، بنابراین فرضیه‌ی صفر پذیرفته نمی‌شود. مقادیر آماره‌ی F توأم نیز نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر پذیرفته نمی‌شود،

۱. برای اطلاعات بیشتر به سرایی (۱۳۹۱) مراجعه شود.

بنابراین همجمعی آستانه‌ای با هر دو الگو وجود دارد و الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای الگوی مورد نظر می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در تأثیرگذار جمعیت بر مخارج دولت کاهش و افزایش ناگهانی وجود نداشته و مقادیر آن به تدریج کم و زیاد می‌شوند.

جدول ۳. نتایج آزمون همجمعی آستانه‌ای برای گذار جمعیت و مخارج دولت

آزمون	مقدار به‌دست آمده	مقدار بحرانی
الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای		
T-Max	-۴/۲۵۸	-۳/۱۶۲
F-Joint(Phi)	۱۴/۱۰۲	۱۱/۱۱۲
الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای		
T-Max	-۳/۶۷۴	-۳/۰۸۰
F-Joint(Phi)	۱۴/۳۳۹	۱۱/۹۳۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

نتایج برآورد الگوی اصلاح خطا برای رژیم اول (۱۳۶۵-۱۳۴۸) در جدول (۴) و برای رژیم دوم (۱۳۹۰-۱۳۶۶) در جدول (۵) ارائه شده‌اند:

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی اصلاح خطای رژیم اول برای گذار جمعیت و مخارج دولت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	احتمال
تغییرات (نرخ باروری ≥ ۶/۰۱۷)	۰/۱۳۸	۰/۸۷۲	۰/۱۵۸	۰/۸۷۵
تغییرات (درآمد دولت)	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	-۲/۹۶۸	۰/۰۰۵
تغییرات (درآمد سرانه)	۰/۰۲۴	۰/۰۳	۸/۰۰۱	۰/۰۰۰
تغییرات (موجودی سرمایه)	۰/۱۴۵	۰/۰۷۴	۱/۹۴۵	۰/۰۶۰
تغییرات (روند)	-۰/۰۹۶	۰/۱۳۳	-۰/۷۲۰	۰/۴۷۶
ضریب اصلاح خطا	-۰/۶۱۴	۰/۱۱۱	-۵/۵۲۰	۰/۰۰۰
Cointeq = Government expenditure – (0.2248*(FR≥6.017)- 0.0002*R+ 0.039*Y + 0.2357*K+ 0.1564*trend				

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی اصلاح خطای رژیم دوم برای گذار جمعیت و مخارج دولت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	احتمال
تغییرات (۶/۰۱۷ > نرخ باروری)	-۰/۸۱۲	۰/۹۲۶	-۰/۸۷۷	۰/۳۸۸
تغییرات (درآمد دولت)	-۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰	-۰/۲۱۲	۰/۸۳۳
تغییرات (درآمد دولت (۱-))	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۳/۰۰۳	۰/۰۰۵
تغییرات (درآمد سرانه)	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵	۵/۱۳۸	۰/۰۰۰
تغییرات (موجودی سرمایه)	۰/۲۷۹	۰/۱۶۵	۱/۶۸۶	۰/۱۰۳
تغییرات (موجودی سرمایه (۱-))	-۰/۲۳۰	۰/۱۳۸	-۱/۶۶۴	۰/۱۰۷
تغییرات (روند)	-۰/۳۱۴	۰/۱۳۹	-۲/۲۴۹	۰/۰۳۲
ضریب اصلاح خطا	-۰/۶۵۱	۰/۱۱۱	-۵/۸۲۵	۰/۰۰۰
Cointeq = Government expenditure – (2.1941*(FR<6.017)- 0.0003*R+ 0.0384*Y + 0.3472*K- 0.4823*B				

مآخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

با توجه به تأیید رابطه‌ی همجمعی آستانه‌ای بین متغیرها می‌توان بیان کرد که رابطه‌ی درازمدت بین متغیر گذار جمعیتی (نرخ باروری) و مخارج دولت وجود دارد و به تعبیری گذار جمعیتی بر الگوی رفتاری مخارج دولت در ایران در درازمدت تأثیر می‌گذارد. اما براساس نتایج ارایه شده در جدول‌های ۴ و ۵ مشاهده می‌شود که متغیرگذار جمعیتی (تغییرات نرخ باروری)، تأثیر آماری معناداری بر ترکیب مخارج دولت در اقتصاد ایران طی دوره‌های کوتاه‌مدت ۶۵-۱۳۴۸ و ۹۰-۱۳۶۶ نداشته است. هرچند به لحاظ نظری انتظار می‌رود که الگوی رفتاری مخارج دولت از اندازه و ساختار جمعیت تأثیر بپذیرد و بخش عمده‌ای از مخارج دولت را مخارج آموزشی، بهداشتی، رفاهی و خدمات اقتصادی تشکیل دهدکه برخی از این هزینه‌ها وابسته به جمعیت و ساختار جمعیتی می‌باشد، اما در دوره‌ی ۶۵-۱۳۴۸ به دلیل وقوع حوادث مهمی مانند وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی و بی توجهی دولت‌های وقت به پدیده‌گذار جمعیتی، بیشتر مخارج دولت‌ها به مخارج نظامی و دفاعی تخصیص داده شده است و عدم تأثیرگذاری نرخ باروری بر الگوی رفتاری مخارج دولت در این دوره‌ی طبیعی به‌نظر می‌رسد.

ادامه روند الگوی رفتاری مخارج دولت در سال‌های پس از اتمام جنگ و پی‌گیری سیاست بازسازی اقتصاد و استفاده از سیاست جمعیتی خاص (سرکوب جمعیت و شعار فرزند کمتر، زندگی بهتر) و ادامه بی‌توجهی دولت‌ها به تنظیم مخارج خود بدون توجه به ساختار جمعیتی موجود را می‌توان از دلایل عدم تأثیرگذاری نرخ باروری بر مخارج دولت در دوره‌ی کوتاه‌مدت ۹۰-۱۳۶۶ دانست.

ضریب اصلاح خطا در رژیم اول برابر با ۰/۶۱۴- و در رژیم دوم برابر با ۰/۶۵۱- به‌دست آمده است که نشان دهنده‌ی تعدیل به نسبت سریع تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل دراز مدت است. از دیگر یافته‌های این مطالعه این است که تغییرات درآمد سرانه در هر دو رژیم تأثیر مثبتی بر مخارج دولت داشته است که مؤید قانون واگنر در اقتصاد ایران است. همچنین تغییرات موجودی سرمایه در هر دو رژیم و تغییرات درآمد دولت در رژیم دوم تأثیر معناداری بر مخارج نشان نداده است.

۴.۴. گذار جمعیت و توزیع درآمد

نتایج آزمون همجمعی آستانه‌ای با توجه به تأیید ناخطی بودن متغیرها، در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶. نتایج آزمون همجمعی آستانه‌ای برای گذار جمعیت و توزیع درآمد

آزمون	مقدار به‌دست آمده	مقدار بحرانی
الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای		
T-Max	-۳/۰۲۷	-۲/۸۵۸
F-Joint(Phi)	۱۰/۱۵۵	۹/۶۵۹
الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای		
T-Max	-۳/۱۰۵	-۲/۷۴۲
F-Joint(Phi)	۱۰/۳۸۶	۱۰/۰۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

در جدول (۶) برای هر دو الگو قدرمطلق مقادیر آماره‌ی T-Max از مقادیر بحرانی در جدول بیشتر می‌باشد، بنابراین فرضیه‌ی صفر پذیرفته نمی‌شود. مقادیر آماره‌ی F توأم نیز نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر پذیرفته نمی‌شود و بنابراین وجود همجمعی آستانه‌ای در درازمدت براساس هر دو الگو تأیید می‌شود. نتایج حاصل از مقایسه‌ی دو الگو نشان می‌دهند که الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای الگوی مناسب‌تری می‌باشد، بنابراین کاهش یا افزایش ناگهانی در فرآیند تأثیرگذار جمعیت بر توزیع درآمد در دوره‌ی مورد بررسی مشاهده نمی‌شود.

نتایج برآورد الگوی اصلاح خطا برای رژیم اول (۱۳۶۵-۱۳۴۸) در جدول (۷) و برای رژیم دوم (۱۳۹۰-۱۳۶۶) در جدول (۸) ارائه شده است. براساس جدول‌های ۷ و ۸ می‌توان مشاهده کرد که‌گذار جمعیتی (نرخ باروری) نتوانسته است تأثیر معناداری در کوتاه‌مدت بر کاهش نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) در هر دو رژیم داشته باشد. می‌توان چنین استنباط کرد که در فرایند گذار جمعیتی، کاهش نرخ باروری همراه با

افزایش دسترسی به خدمات سلامت و آموزش و بنابراین ارتقاء کیفی سرمایه‌ی انسانی و در آخر کاهش نابرابری توزیع درآمد نبوده است و در حقیقت توزیع درآمد از عوامل مهم دیگری به جز نرخ باروری تأثیر پذیرفته است.

جدول ۷. نتایج برآورد الگوی اصلاح خطای رژیم اول برای گذار جمعیت و توزیع درآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	احتمال
تغییرات (نرخ باروری ≥۶/۰۱۷)	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۹۹۹	۰/۳۲۵
تغییرات (نرخ تورم)	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	-۱/۱۵۰	۰/۲۵۹
تغییرات (درآمد مالیاتی)	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	-۲/۴۲۶	۰/۰۲۱
تغییرات (درآمد سرانه)	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰	۵/۷۶۶	۰/۰۰۰
ضریب اصلاح خطا	-۰/۵۹۴	۰/۱۵۶	-۳/۷۹۲	۰/۰۰۰
Cointeq = Income distribution – (0.0135*(FR≥6.017)- 0.0006*INF-0.0005*T + 0.0003*Y+ 0.4178				

مآخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

جدول ۸. نتایج برآورد الگوی اصلاح خطای رژیم دوم برای گذار جمعیت و توزیع درآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	احتمال
تغییرات (نرخ باروری <۶/۰۱۷)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۹	۰/۱۳۷	۰/۸۹۱
تغییرات (نرخ تورم)	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۳	۲/۴۸۱	۰/۰۱۹
تغییرات (درآمد مالیاتی)	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	-۳/۷۸۵	۰/۰۰۰
تغییرات (درآمد سرانه)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۳/۸۳۰	۰/۰۰۰
ضریب اصلاح خطا	-۰/۷۲۴	۰/۱۸۸	-۳/۸۳۴	۰/۰۰۰
Cointeq = Income distribution – (0.0018*(FR≥6.017)- 0.0012*INF-0.0007*T + 0.0004*Y- 0.4308				

مآخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 9

ضریب اصلاح خطا در رژیم اول برابر با ۰/۵۹۴- و در رژیم دوم برابر با ۰/۷۲۴- بوده است که حکایت از تعدیل سریع تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل دراز مدت به ویژه در رژیم دوم دارد. از دیگر یافته‌های این مطالعه این است که ارتباط مثبتی بین نرخ تورم و نابرابری توزیع درآمد تنها در رژیم دوم مشاهده می‌شود. افزایش قیمت در گروه‌های عمده کالایی در بودجه خانوار در این دوره را می‌توان به چنین ارتباطی نسبت داد. همچنین تغییرات درآمد مالیاتی دولت در هر رژیم تأثیر منفی بر ضریب جینی داشته است که می‌توان این تأثیر گذاری را به بهبود اندک در عملکرد نظام مالیاتی نسبت داد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در مطالعاتی که تاکنون در زمینه‌ی اثر گذار جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی به ویژه مخارج دولت و توزیع درآمد انجام شده است، توجهی به اثر آستانه‌ای متغیر گذار جمعیتی (نرخ باروری) نشده است، بنابراین در این مقاله با در نظر گرفتن اثر آستانه‌ای متغیر گذار جمعیتی، به بررسی تأثیر گذار جمعیتی بر مخارج دولت و توزیع درآمد در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۴۸ تا ۱۳۹۰پرداخته شده است.

نتایج به‌دست آمده از بررسی رابطه‌ی بین گذار جمعیت و مخارج دولت نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی همجمعی آستانه‌ای وجود دارد. به دلیل نبود مطالعات مشابه در کشور در این زمینه، امکان مقایسه‌ی نتایج وجود ندارد. نتایج حاصل از الگوی اصلاح خطا بیان می‌کند که قبل از رسیدن به مقدار آستانه، سرعت تعدیل به سمت درازمدت کمتر از دوره پس از آن می‌باشد و این به آن معناست که رژیم اول مدت زمان بیشتری لازم دارد تا به مقدار تعادلی خود در درازمدت برسد. در رژیم اول عدم تعادل‌های بیشتری نسبت به رژیم دوم، به علت دوران انقلاب اسلامی و سال‌های جنگ وجود دارد.

همچنین گذار جمعیت و توزیع درآمد نیز یک رابطه‌ی همجمعی آستانه‌ای دارند. در این زمینه مطالعه‌ای در کشور انجام نشده است، بنابراین امکان مقایسه‌ی نتایج وجود ندارد. برآوردهای حاصل از الگوی اصلاح خطا نشان می‌دهد که سرعت تعدیل به سمت تعادل درازمدت در رژیم اول کندتر بوده و این تفاوت کاملاً آشکار است. بیشتر سال‌های رژیم اول مربوط به دوران شاهنشاهی است که در آن تبعیض طبقاتی بیشتر و در نتیجه نابرابری توزیع درآمد بالا بوده و روند آن در رسیدن به تعادل درازمدت کندتر می‌باشد. در رژیم دوم تأثیر درآمد سرانه بر نابرابری توزیع درآمد کاهش یافته است که نشان‌دهنده‌ی کاهش اختلاف طبقاتی می‌باشد، از سویی درآمد مالیاتی دولت تأثیر بیشتری بر کاهش نابرابری توزیع درآمد در رژیم اول داشته است. این عامل نیز نشان دهنده‌ی بهبود نظام مالیات ستانی در رژیم دوم است.

مهم‌ترین یافته‌ی مطالعه‌ی حاضر این است که هرچند بین گذار جمعیتی و متغیرهای مخارج دولت و توزیع درآمد یک رابطه‌ی تعادلی درازمدت (همجمعی) آستانه‌ای وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت‌گذار جمعیتی نتوانسته است تأثیر آماری معناداری براین متغیرها داشته باشد. می‌توان این یافته را به عدم توجه دولت به بحث جمعیت و سیاست‌های جمعیتی نسبت داد. همچنین باید یادآوری کرد که این نتایج را به دلیل کوتاه بودن دوره‌ی زمانی و استفاده از یک شاخص خاص به جای متغیر گذار جمعیتی (نرخ باروری) با دیده‌ی احتیاط نگریست.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۶). "اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران (مطالعه‌ی بین استانی)"، *مجله‌ی تحقیقات اقتصادی*، شماره‌ی ۷۷، صص ۹۵-۶۵.

۲. ابونوری، اسمعیل، مفتح، سمیه و پرهیزی گشتی، هادی (۱۳۸۹). "تجزیه وتحلیل اثر تورم بر توزیع درآمد در ایران (تحلیل مقایسه‌ای مناطق شهری و روستایی ایران"، *فصلنامه‌ی علوم اقتصادی*، شماره‌ی ۱۳، صص ۹۶-۷۷.

۳. احمدی، علی‌محمد و مهرگان، نادر (۱۳۸۴). "تأثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۰، صص ۲۳۲-۲۰۹.

۴. استادزاد، علی‌حسین و بهپور، سجاد (۱۳۹۳). "رویکردی نوین در محاسبه‌ی سری زمانی سرمایه در ایران: روش الگوریتم بازگشتی با استفاده از الگوریتم ژنتیک (۱۳۳۸-۱۳۸۹)"، فصلنامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره‌ی ۱۸، صص ۱۴۱-۱۷۸.

۵. پژویان، جمشید (۱۳۸۳). اقتصاد بخش عمومی (هزینه‌های دولت). چاپ سوم. تهران: نشر جنگل.

۶. تابلی، حمید و کوچک‌زاده، اسما (۱۳۹۲). "بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی"، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد اسلامی، شماره‌ی ۱۱، صص ۱۰۶-۹۱.

۷. توکلی، اکبر و شجری، هوشنگ (۱۳۷۹). "تأثیر آزادسازی تجارت خارجی بر مخارج دولت و مصرف خانوارها در ایران (روش کنترل بهینه)"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۵۷، صص ۶۰-۳۱.

۸. جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۸). اقتصاد بخش عمومی (۱). چاپ دهم، تهران: انتشارات سمت.

۹. دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و شهیکی تاش، مهیم (۱۳۸۹). "تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)"، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۵۴، صص ۵۵-۲۵.

۱۰. رازینی، ابراهیم علی، سوری، امیررضا و تشکینی، احمد (۱۳۹۰). "بیکاری و اندازه دولت : آیا رابطه‌ی قابل قبولی وجود دارد؟"، مجله‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی پایدار، شماره‌ی ۲، صص ۵۸-۳۵.

۱۱. سرایی، حسن (۱۳۹۱). جمعیت شناسی: مبانی و زمینه‌ها. چاپ دوم، تهران: انتشارات سمت.
۱۲. سوری، علی و کیهانی‌حکمت، رضا (۱۳۸۲). "متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران"، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌ی ۹ و ۱۰، صص ۶۰-۸۲.
۱۳. سوری، علی و کیهانی‌حکمت، رضا (۱۳۸۳). "بررسی ساختار سنی جمعیت بر مخارج دولت ایران"، فصلنامه‌ی جمعیت، شماره‌ی ۵۰ و ۴۹، صص ۹۶-۷۳.
۱۴. صادقی عمروآبادی، بهروز، گوگرد چیان، احمد و شهبازی، نجف علی (۱۳۹۱). "تحلیل تجربی آثار پول شویی بر رشد اقتصادی، مخارج دولت و نابرابری درآمدی در ایران"، مجله‌ی پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی، شماره‌ی ۱، صص ۹۷-۱۱۸.
۱۵. صمدی، علی‌حسین و اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مؤثر بر رفتار موافق ادواری سیاست مالی با تأکید بر تلاطم قیمت نفت: مطالعه‌ی موردی ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)"، مجله‌ی جستارهای اقتصادی ایران، سال ۹، شماره‌ی ۱۸. صص ۲۹-۵۷.
۱۶. صمدی، علی‌حسین، رنانی، محسن و دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۹۰). "تأثیر حفاظت از حقوق مالکیت بر رشد اقتصادی در ایران"، مجله‌ی سیاست‌گذاری اقتصادی، سال ۳، شماره‌ی ۶، صص ۶۰-۳۳.
۱۷. ضیایی بیگدلی، محمد تقی و مقصودی، نصرالله (۱۳۸۴). "بررسی اثرات تورم بر کسری بودجه از لحاظ درآمد و مخارج دولت در اقتصاد ایران"، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی ۱۸، صص ۱۱۲-۸۱.
۱۸. محنت فر، یوسف (۱۳۸۳). "عوامل مؤثر بر هزینه‌های جاری دولت در ایران (۱۳۳۸ - ۱۳۸۰)"، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی ۱۵، صص ۱۰۸-۷۹.
۱۹. نوفرستی، محمد و محمدی، فردین (۱۳۸۸). "بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران"، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۳، شماره‌ی ۳۸، صص ۵۲-۳۱.
۲۰. نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، فصلنامه‌ی برنامه‌ریزی و بودجه، شماره‌ی ۱۰ و ۱۱، صص ۱۵۴-۱۲۱.

۲۱. نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب (۱۳۸۴). "تخمین سرمایه‌ی انسانی بر مبنای متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار برای ایران (۱۳۴۵-۱۳۷۹)"، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۷، شماره‌ی ۲۵، صص ۲۲-۱.

22. Achdut, L. (1996). "Income inequality, income composition and macroeconomic trends: Israel: 1979-93". Journal of Economica, 63(250), pp. 21-27.
23. Akitobay, B., Clements, B., Gupta, S., & Inchauste, G. (2006). "Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries". European Journal of Political Economy, 22(4), 908-924.
24. Barro, R. J. (2000). "Inequality and growth in a panel of countries". Journal of Economic Growth, 5(1), 5-32.
25. Bucci, A., Florio, M., & Torre, D. A. (2012). "Government spending and growth in second-best economies". Journal of Economic Modeling, 29(3), 624-663.
26. Bourgignon, F., & Morrison, C. (1990). "Income distribution, development and foreign trade: A cross sectional analysis". Journal of European Economic Review, 34(6), 1113-11132.
27. Chen, H. J. (2005). "Educational systems, growth and income distribution: A quantitative study". Journal of Development Economics, 76(2), 325-353.
28. Dahan, M., & Tsiddon, D. (1998). "Demographic transition, income distribution and economic growth". Journal of Economic Growth, 3(1), 29-52.
29. Echevarria, C. A. (1995). "On age distribution of population, government expenditure and fiscal federalism". Journal of Population Economics, 8(3), 301-313.
30. Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). "Cointegration and threshold adjustment". Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 19, No. 2, pp. 166-176.
31. Folster, S., & Henrekson, M. (2001). "Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries". Journal of European Economic Review, 45(8), 1501-1520.
32. Gavindaraju, V. G. R. Ch., Rao, R., & Anwar, S. (2011). "Economic growth and government spending in Malaysia: A re-examination of Wagner and Keynesian views". Journal of Economic Change Restrict, 44, (3), 203-219.
33. Gonzalez-Eraz, M., & Niepelt, D. (2012). "Ageing, government budgets, retirement, and growth". Journal of European Economic Review, 56(1), 97-115.
34. Hoover, G. A., Giedeman, D. C. , & Dibooglu, S. (2009). "Income inequality and the business cycle: A threshold cointegration approach". Journal of Economic Systems, 33(3), 278-292.

35. Johnson, D. S. , & Shipp, S. (1999). "Inequality and the business cycle: A consumption viewpoint". Journal of Empirical Economics, 24(1), 173-180.
36. Kelly, A. C. (1976). "Demographic change and the size of the government sector". Southern Economic Journal, 43(2), 1056-1066.
37. Lee, B.S., & Lin, Sh. (1994). "Government size, demographic changes, and economic growth". International Economic Journal, 8(1), 91-108.
38. Luski, I., & Weinblatt, J. (1998). "A dynamic analysis of fiscal pressure and demographic transition". Journal of Applied Economics, 30(11), 1431-1442.
39. McNicoll, G. (2003). "Population and development: An introductory view". Population council, Working paper, No. 174, 1-25.
40. Milanovic, B. (1994). "Cash social transfers, direct taxes and income distribution in late socialism". Journal of Comparative Economics, 18(2), 175-197.
41. Miyazawa, K. (2006). "Growth and inequality: a demographic explanation". Journal of Population Economics, 19(3), 559-578.
42. Muller, A. (2002). "Education, income inequality and mortality: A multiple regression analysis". British medical Journal, 324(7328), 23-25.
43. Pestieau, P. (1989). "The demographics of inequality". Journal of Population Economics, 2(1), 3-24.
44. Radgers, G. B. (1978). "Demographic determinants of the distribution of income". Journal of World Development, 6(3), 305-318.
45. Risso, W. A., Punzo, L. F., & Carrera, E. J. S. (2013). "Economic growth and income distribution in Mexico: A cointegration exercise". Journal of Economic Modeling, 35(1), 708-714.
46. Schultz, T. P. (1969). "Secular trends and cyclical behavior of income distribution in United States: 1944-1965". Journal of National Bureau of Economic Research, 33(1), 75-106.
47. Schultz, T. P. (2005). "Fertility and income". Economic growth center, Discussion paper, Yale university, No. 925, 1-30.
48. Silber, J., & Zilderfarb, B. Z. (1994). "The effect of anticipated and unanticipated inflation on income distribution: The Israeli case". Journal of Income Distribution, 4(1), 41-49.
49. Verbon, H. A. A. (1990). "Transfers to the old, government debt and demographic change". Journal of Population Economics, 3(2), 89-104.
50. Weizsacker, R.K. (1988). "Age structure and income distribution policy". Journal of Population Economics, 1(1), 35-55.
51. Weizsacker, R.K. (1989). "Demographic change and income distribution". Journal of European Economic Review, 33(2-3), 377-388.
52. Zhong, H. (2011). "The impact of population on income inequality in developing countries: Evidence from rural China". Journal of China Economic Review, 22(1), 98-107.
53. http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۷۰-۳۴۷

تحصیل‌زدگی و دستمزدها در بازار کار: شواهدی از داده‌های فردی ایران

غلامرضا کشاورز حداد*[۱]، محمد امین جواهری[۲]

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، G.K.haddad@sharif.edu

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آدم اسمیت، java.mamin@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

در سال‌های اخیر، عرضه‌ی نیروی کار تحصیل‌کرده به بازار کار ایران افزایش چشم‌گیری یافته و این تحول سبب بروز مازاد تحصیلات شده است. عبارت مازاد تحصیلات به این مفهوم است که فرد، دارای تحصیلاتی بیشتر از آن مقداری است که شغل وی به آن نیاز دارد. در این پژوهش میزان شیوع و اثر این پدیده بر دستمزد نیروی کار در ایران بررسی می‌شود. تعداد سال‌های تحصیل موردنیاز برای انجام هر شغل، با استفاده از معیار تطبیق تحقق یافته، تعیین‌شده و افراد در سه گروه دارای تحصیلات متناسب، دارای مازاد تحصیلات و دارای کسری تحصیلات، طبقه‌بندی می‌شوند. سال‌های تحصیل بیشتر، تجربه‌ی کاری کمتر، مرد بودن و اشتغال در بخش خصوصی، منجر به افزایش احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن می‌شوند. اثر دستمزدی رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد، با استفاده از روش دانکن و هافمن بررسی می‌شود. نتایج حاصل از روش دانکن و هافمن، حاکی از وجود رابطه‌ی مستقیم و معنادار میان سال‌های تحصیل متناسب برای انجام هر شغل و دریافتی ماهیانه افراد است؛ درحالی‌که بازدهی سال‌های مازاد و کسری تحصیلات، معنادار نیست.

طبقه‌بندی JEL: I21 ,J24

واژه‌های کلیدی: سال‌های تحصیل، عدم تطبیق، مازاد تحصیلات، دریافتی، معادله‌ی دستمزد مینسر

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۳۵۵۰۰۰۱۰۰

۱. مقدمه

مفهوم سرمایه‌ی انسانی از نظر اقتصاددانان، به‌عنوان انباره‌ای از دانش فرد است که بهره‌وری وی را افزایش می‌دهد. این سرمایه‌ی انسانی، از طریق تحصیل[1] و کارآموزی حین کار[2] حاصل می‌شود و به افراد این توانایی را می‌بخشد که در بازار کار مشارکت داشته باشند. سطح دانش و مهارت (توانمندی) نیروی کار، عامل پیشران[3] در فرآیند رشد اقتصادی است.

مفهوم مازاد یا کسری تحصیلات به این موضوع اشاره دارد که سال‌های تحصیل نیروی کار بیشتر و یا کمتر از سال‌های تحصیل لازم برای انجام شغل وی است (هارتوگ، ۲۰۰۰). ریچارد فریمن[4] در کتابش با عنوان " آمریکایی‌های دارای مازاد تحصیلات[5]" که در سال ۱۹۷۶ به چاپ رسید، برای اولین بار مسئله‌ی مازاد تحصیلات را مطرح کرد. وی به این نتیجه رسید که کاهش بازدهی تحصیلات، به دلیل افزایش عرضه‌ی نیروی کار جوان با تحصیلات بالا و پایین بودن تقاضا برای این دسته از نیروی کار است. مطالعه و بررسی مسئله‌ی مازاد تحصیلات با کار دانکن و هافمن[6] (۱۹۸۱) حیات دوباره یافت و این موضوع به‌صورت جدی‌تر مورد تحقیق قرار گرفت.

تطابق بین تحصیلات و شغل افراد برای تحقق انباره‌ی بهینه‌ی سرمایه‌ی انسانی ضروری است. عدم تطابق بین تحصیلات و شغل نیروی کار، اثرات منفی بر اقتصاد کشور دارد (مک گینس[7]، ۲۰۰۶). در سطح کلان، رفاه اجتماعی به دلیل عدم به‌کارگیری تمامی مهارت کسب‌شده توسط نیروی کار، کاهش خواهد یافت. در سطح بنگاه‌های اقتصادی، سانگ[8] (۱۹۸۷)، اثر مازاد تحصیلات بر روی بهره‌وری نیروی کار را بررسی کرده است. نتایج تحقیق او حاکی از وجود اثر منفی مازاد تحصیلات بر تولید بنگاه می‌باشد. در سطح فردی، نیروی کار دارای مازاد تحصیلات، نسبت به افراد هم‌رده‌ی تحصیلی خود که دارای شغل متناسب با تحصیلات خود هستند، دستمزد کمتری دریافت می‌کنند (هارتوگ[9]، ۲۰۰۰). عرضه‌ی نیروی کار دارای مازاد تحصیلات، منجر

1. Education
2. On- the- job training
3. Driving Force
4. Richard Freeman
5. The Overeducated American
6. Duncan and Hoffman
7. McGuinness
8. Tsang
9. Hartog

به نارضایتی شغلی، تغییر شغل، بهره‌وری کمتر و نارضایتی سیاسی می‌شود. از سوی دیگر کسری تحصیلات در جامعه منجر به ایجاد تنگناهایی برای رشد اقتصادی می‌شود.

به دلیل اجرای سیاست‌های توسعه‌ی آموزش عالی در ایران، سهم نیروی کار با تحصیلات عالی از کل جمعیت نیروی کار افزایش چشم‌گیری یافته است، این در حالی است که سهم نیروی کار با تحصیلات پایین روند نزولی دارد. سهم شاغلان دارای تحصیلات عالی به‌کل شاغلان از ۶/۹۶ در سال ۱۳۷۳ به ۲۳/۸۳ در سال ۱۳۹۰ افزایش‌یافته است. نرخ باسوادی نیز از ۳۰/۲ در سال ۱۳۴۶ به ۸۷/۳ در سال ۱۳۸۸ رسیده است.

هدف این پژوهش، بررسی وجود نیروی کار دارای مازاد تحصیلات در ایران و اثر این پدیده بر دستمزد این گروه از نیروی کار است. به دنبال آن نیروی کار دارای کسری تحصیلات نیز شناسایی و اثر کسری تحصیلات بر دستمزد این گروه نیز بررسی می‌شود. بررسی این مسئله در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران، از چند نظر حائز اهمیت است. نخست اینکه، افزایش انباره‌ی سرمایه‌ی انسانی جامعه منجر به تسریع رشد اقتصادی می‌شود. در راستای تحقق این هدف بسیاری از کشورهای در حال توسعه با اجرای سیاست‌هایی در تلاش برای افزایش سال‌های تحصیل افراد جامعه هستند. دومین مورد، مربوط به قابل‌توجه بودن سهم نیروی کار دارای مازاد تحصیلات در بازار کار است.

برای تحلیل عوامل تعیین‌کننده‌ی رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد از مدل لاجیت چندجمله‌ای بهره خواهیم برد. به‌منظور استفاده از این مدل، متغیری تعریف می‌شود که سه مقدار متفاوت، متناظر با وضعیت‌های مختلف رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد را که شامل دارای تحصیلات متناسب، دارای مازاد تحصیلات و دارای کسری تحصیلات است، اختیار می‌کند. سپس با تعیین تحصیلات متناسب به‌عنوان مرجع، متغیرهایی که منجر به مازاد و یا کسری تحصیلات می‌شوند، شناسایی خواهند شد.

به‌منظور اندازه‌گیری اثر رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد روی دستمزد، از مدل توبیت[1] استفاده خواهیم کرد. ازآنجاکه برای تعدادی از افراد علیرغم داشتن شغل، مقدار درآمد ماهیانه صفر گزارش‌شده است، با یک مدل سانسور شده[2] مواجه هستیم. به همین منظور برای مشاهدات صفر به‌جای احتمال خود صفر، احتمال دنباله سمت چپ

1. Tobit
2. Censored

توزیع درآمد را در نظر می‌گیریم. با این کار مشکل سانسور شدن داده‌ها را در برآورد مدل در نظر می‌گیریم.

۲. چارچوب نظری تحقیق

۱.۲. ادبیات نظری

عدم تطبیق مهارت[1] واژه‌ای با دامنه‌ای گسترده از مفاهیم است که به انواع مختلف عدم تطابق بین مهارت‌های کسب‌شده فرد و شغل وی اشاره دارد. تمامی انواع عدم تطبیق مهارت می‌توانند توسط معیارهای متفاوتی اندازه‌گیری شوند که هرکدام از این معیارها معایب و مزایای خاص خودشان را دارند. به‌طور دقیق عدم تطبیق مهارت به دو دسته تقسیم می‌شوند (پیراچا و وادیم[2]، ۲۰۱۲):

۱- عدم تطبیق مهارت افقی[3] ۲- عدم تطبیق مهارت عمودی[4]

عدم تطبیق مهارت افقی به ناسازگاری بین رشته‌ی تحصیلی فرد و شغل وی اشاره دارد (هارتوگ، ۲۰۰۰). در این حالت فرد در رشته‌ای خاص تحصیل‌کرده که شغل فعلی وی، ارتباطی با رشته‌ی تحصیلی او ندارد. دلایل رخ دادن این عدم تطبیق می‌توانند افزایش پیچیدگی ساختار صنعت و عدم هماهنگی بین آموزش و تحولات بازار کار کشور باشند. عدم تطبیق مهارت عمودی مربوط به عدم سازگاری بین سال‌های تحصیل فرد و شغل وی است.

در این پژوهش، عدم تطبیق مهارت عمودی یعنی اندازه‌گیری مازاد تحصیلات و اثر آن بر دستمزد نیروی کار در ایران بررسی می‌شود. فریمن، از نخستین افرادی است که مازاد تحصیلات را به‌عنوان سال‌های تحصیل اضافی نسبت به نیازمندی تحصیلی شغل فرد، مفهوم‌سازی کرده است. او بر این اعتقاد است که سیستم آموزشی کشور ایالات‌متحده آمریکا در دهه ۱۹۷۰ میلادی در حال پرورش نیروی کار تحصیل‌کرده بیشتر از تقاضا، بوده است. اولین تحلیل پدیده‌ی مازاد تحصیلات بر مشاهدات کل بازار کار ایالات‌متحده آمریکا تمرکز داشته است. فریمن پس از انتشار اولین کارش در این زمینه، این موضوع را برای گروه‌های مختلف در بازار کار بررسی کرده است. با این‌وجود،

1. Skill Mismatch
2. Piracha and vadim (2012)
3. Horizental Skill Mismatch
4. Vertical Skill Mismatch

تمام کارهای وی به داشتن یک دید کلی به این موضوع و نادیده گرفتن ویژگی‌های فردی افراد شناخته می‌شوند.

دومین اثر مهم در این زمینه، کار راسل رومبرگر[1]، در سال ۱۹۸۱ در کشور ایالات‌متحده آمریکا می‌باشد. برتری پژوهش رومبرگر نسبت به فریمن به‌دلیل تغییر دیدگاه از یک دید کلی و کلان به دیدگاهی خرد و فردی می‌باشد. هیچ‌کدام از این دو محقق موفق به یافتن بازدهی کاهنده‌ی تحصیلات در بین نیروی کار جوان آمریکایی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ نشدند، اما هردوی این محققان به رشد پدیده‌ی مازاد تحصیلات نیروی کار پی بردند.

مازاد تحصیلات موضوعی مسئله‌ساز در مورد نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی[2] بکر[3] (۱۹۶۴) است. این موضوع سبب روی آوردن به نظریه‌های جایگزین نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی مانند مدل رقابت شغل[4] تارو[5] (۱۹۷۴)، نظریه‌ی تحرک شغل[6] سیشرمن[7] (۱۹۹۱) و فرضیه‌ی غربال[8] اسپنس[9] (۱۹۷۳) می‌شود.

۱.۱.۲. نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی

نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی که توسط بکر (۱۹۶۴) معرفی شده است، بیان می‌کند نیروی کار به‌اندازه‌ی بهره‌وری نهایی‌اش که توسط انباره‌ی سرمایه‌ی انسانی او تعیین می‌شود، دستمزد دریافت می‌کند. بنگاه‌ها فناوری خود را در واکنش به تحولات جمعیتی نیروی کار تحصیل‌کرده تغییر می‌دهند. اگر عرضه‌ی نیروی کار تحصیل‌کرده افزایش یابد، دستمزد نسبی این دسته کاهش می‌یابد و به دنبال آن بنگاه‌ها فناوری تولید خود را به‌طوری تغییر می‌دهند تا از این مازاد مهارت نیروی کار، با هزینه‌ی کمتری استفاده کنند (دانکن و هافمن، ۱۹۸۱).

در نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی کلاسیک، وجود عدم تطابق بین شغل و سال‌های تحصیل فرد می‌تواند با عدم کارایی در بازار کار توضیح داده شود (مک گینس، ۲۰۰۶). وجود مازاد تحصیلات در بین نیروی کار الزاماً به معنی نقض نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی

---

1. Russell Rumberger
2. Human Capital Theory
3. Becker
4. Job Competition Model
5. Thurow
6. Job Mobility Theory
7 .Sicherman
8. Screening Hypothesis
9. Spence

نیست، بلکه نشان می‌دهد که بنگاه‌ها نیاز به زمان دارند تا با ایجاد تغییرات در فناوری تولید خود، از این انباشت مهارت نیروی کار استفاده کنند (مک گینس، ۲۰۰۶). این بدین مفهوم است که مازاد تحصیلات پدیده‌ای کوتاه‌مدت است و با تغییرات فناوری به‌مرور از بین خواهد رفت. اگر مازاد تحصیلات برای مدت طولانی در بازار کار باقی بماند ناشی از تغییرات کُند فناوری تولید است؛ مازاد تحصیلات در این مورد می‌تواند به پاشنه‌ی آشیلی برای نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی کلاسیک تبدیل شود.

۲.۱.۲. مدل رقابت شغل

مدل دیگری که می‌تواند به توضیح وجود مازاد تحصیلات کمک کند، مدل رقابت شغل است. در این مدل که توسط تارو (۱۹۷۵) ارائه شده است، ردیفی از مشاغل و ردیفی از افراد موجود است. برای هر شغل، مجموعه‌ای مشخص از مهارت‌ها و ویژگی‌های لازم برای انجام آن شغل وجود دارد. موقعیت هر فرد در ردیف، به‌وسیله‌ی تحصیلات و تجربه‌ی کاری مشخص می‌شود. تجربه‌ی کاری و تحصیلات فرد معیاری برای هزینه‌ی آموزش فرد برای انجام شغل هستند که این هزینه توسط کارفرما پرداخت می‌شود. هر چه تحصیلات فرد و تجربه‌ی وی بیشتر باشد، جایگاه وی در این صف بهتر خواهد بود. کارفرمایان ترجیح می‌دهند افراد دارای مازاد تحصیلات را به کار گمارند تا از این طریق هزینه‌های آموزش را کاهش دهند. افراد نیز ترجیح می‌دهند با افزایش سال‌های تحصیل، جایگاه خود را در صف یادشده بهبود بخشند و از این طریق شانس خود را برای یافتن شغل افزایش دهند. در چنین حالتی، مازاد تحصیلات قسمتی از وضعیت طبیعی برای نیروی کار در حال رقابت برای یافتن شغل خواهد بود. ازآنجاکه مشاغل خوب محدود و کمیاب هستند، تعداد کمی از نیروی کار موفق به یافتن آن‌ها می‌شوند و دیگران با وجود داشتن تحصیلات بالا به انجام مشاغلی گمارده می‌شوند که تحصیلات کمتری برای انجام آن‌ها لازم است. در مدل تارو، دستمزد هر شغل منعکس‌کننده‌ی بهره‌وری و هزینه‌ی آموزش نیروی کار در شغل مذکور می‌باشد. این دیدگاه بر اهمیت جایگاه نسبی فرد تأکید می‌کند و مازاد سرمایه‌گذاری در آموزش را توضیح می‌دهد.

۳.۱.۲. نظریه‌ی تحرک شغلی

سیشرمن و گالور[1] (۱۹۹۰)، نظریه‌ای برای تحرک شغلی معرفی کرده‌اند که طبق آن، دو توضیح برای پدیده‌ی مازاد تحصیلات وجود دارد. بر اساس اولین سناریو، نیروی کار در ابتدا شغلی را انتخاب می‌کند که در آن دارای مازاد تحصیلات محسوب می‌شود،

1. Galor

سپس با کسب تجربه انتظار ارتقا شغلی دارد تا زمانی که به شغل متناسب با تحصیلات خود برسد (بوشل و مرتنز[1]، ۲۰۰۰). طبق این سناریو انتظار می‌رود نیروی کار دارای مازاد تحصیلات، با احتمال بیشتری از ارتقا شغلی بهره‌مند شود (روبست[2]، ۲۰۰۵). طبق سناریوی دوم، نیروی کار دارای مازاد تحصیلات ممکن است برای شغل خاصی با در نظر گرفتن سایر اجزای سرمایه‌ی انسانی ازجمله تجربه و آموزش در حین کار، دارای مازاد کیفیت نباشد (روبست، ۲۰۰۵). نتایج تجربی سیشرمن و گالور (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که نیروی کار دارای مازاد تحصیلات، دارای تجربه کمتر و آموزش کمتر نسبت به نیروی کار دارای تحصیلات متناسب است. این نکته قابل‌توجه می‌باشد که نظریه‌ی تحرک شغلی، توضیح کاملی برای عدم تطابق تحصیلات و شغل ارائه نمی‌کند، زیرا این تئوری توضیحی برای وجود کسری تحصیلات ندارد (بوشل و مرتنز، ۲۰۰۰).

۴.۱.۲. فرضیه‌ی غربال

بنابر فرضیه‌ی غربال اسپنس (۱۹۷۳)، اطلاعات ناکامل در بازار کار وجود دارد؛ به همین دلیل کارفرمایان از تحصیلات نیروی کار به‌عنوان معیاری برای بهره‌وری آن‌ها استفاده می‌کنند و از این طریق بهره‌ورترین آن‌ها را به کار می‌گمارند. از سوی دیگر، نیروی کار در تحصیلات خود سرمایه‌گذاری خواهد کرد تا بتواند خود را از سایرین متمایز کند. این سازوکار می‌تواند منجر به تحصیلات نیروی کار، بالاتر از حدی شود که کارفرمایان به آن نیاز دارند. طبق نتایج کار لوین و سانگ[3] (۱۹۸۵)، اگر نیازمندی تحصیلی شغل تغییر نکند، آنگاه بازدهی خصوصی سرمایه‌گذاری در تحصیلات همچنان قابل‌توجه خواهد بود و این خود سبب ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاری در تحصیلات می‌شود. در نهایت اگر تحصیلات به‌عنوان معیاری برای بهره‌وری در نظر گرفته شود، آنگاه نیروی کار دارای مازاد تحصیلات نسبت به نیروی کار دارای کسری تحصیلات برای یافتن شغل، فرصت‌های بهتری خواهد داشت.

۲.۲. روش‌های تعریف و اندازه‌گیری مازاد تحصیلات

مطالعه‌ی مازاد تحصیلات، چالش‌های روش‌شناسی مهمی را برای محققان به وجود آورده است. یکی از مهم‌ترین مسائل در این موضوع، روش اندازه‌گیری مازاد تحصیلات است. بر مبنای مطالعات گذشته، سه روش برای تخمین سال‌های تحصیل موردنیاز برای

1. Büchel & Mertens
2. Robst
3. Tsang and Levin

انجام هر شغل وجود دارد که عبارت‌اند از: روش تحلیل شغل[۱]، روش خودارزیابی[۲] و روش تطبیق تحقق‌یافته[۳].

تمام مطالعات اولیه در مورد مازاد تحصیلات از اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی که به‌طور عمده توسط فریمن و رومبرگر انجام گرفته‌اند، بر اساس رویکردی به نام DOT-GED شکل یافته‌اند. توسعه‌ی تحصیلات عمومی[۴] (GED) منجر به پدید آمدن دائره‌المعارف عناوین مشاغل[۵] (DOT) شده است. این دائره‌المعارف شامل اطلاعات مربوط به تحصیلات لازم برای انجام مشاغل مختلف در کشور ایالات‌متحده آمریکا می‌باشد. در ابتدا، متخصصان بازار کار، مشاغل مختلف را بررسی و نیازمندی تحصیلی هر شغل را تعیین کردند. مجموع اطلاعات به‌دست‌آمده توسط متخصصان مشاغل منجر به ایجاد دائره‌المعارف عناوین مشاغل شده است. اولین مطالعات در مورد مازاد تحصیلات در کشور ایالات‌متحده‌ی آمریکا بر اساس طبقه‌بندی دائره‌المعارف عناوین مشاغل انجام شده است. معیارهای اندازه‌گیری مازاد تحصیلات که منطبق بر دائره‌المعارف عناوین شغلی هستند، معیارهای ارزیابی شغل[۶] نامیده می‌شوند.

امروزه، معیارهای ذهنی[۷]، دسته‌ای دیگر از روش‌های اندازه‌گیری مازاد تحصیلات باعنوان خودارزیابی نیروی کار را تشکیل می‌دهند. نتایج به‌دست‌آمده از معیارهای ذهنی، عموماً حاصل پاسخ نیروی کار به سؤالی در مورد شغل فعلی او و رابطه‌ی شغل و تحصیلات او می‌باشد. پاسخ‌دهندگانی که ادعا می‌کنند شغل فعلی آن‌ها نیاز به تحصیلات بیشتری نسبت به تحصیلات آن‌ها دارد، دارای کسری تحصیلات در نظر گرفته می‌شوند و به‌صورت قرینه، آن‌هایی که ادعا می‌کنند شغل فعلی آن‌ها نیاز به تحصیلات کمتری نسبت به تحصیلات آن‌ها دارد، دارای مازاد تحصیلات تعریف می‌شوند و افرادی که در این دودسته قرار نمی‌گیرند دارای تحصیلات متناسب خواهند بود.

دسته سوم از معیارهای اندازه‌گیری مازاد تحصیلات، تطبیق تحقق‌یافته[۸] نامیده می‌شوند. این روش توسط کیلیفرد کلاگ و جیمز شاکی در سال ۱۹۸۴ معرفی شده است. این روش توسط کلاگ برای اندازه‌گیری مازاد تحصیلات بر این اساس که در هر شغل، افراد دارای تحصیلات متناسب هستند، به‌کار گرفته شده است. در حقیقت وی به

1. Job Analysis
2. Self-Assessment
3. Realized Match
4. General Education Development
5. Dictionary of Occupaional Titles
6. Job Assessment
7. Subjective
8. Realized Matched (RM)

دنبال این بوده است که افراد دارای تحصیلات متناسب در هر شغل را مشخص کنـد. بـا شروع این مرحله، معیاری برای مازاد تحصیلات معرفی شده است که طبـق ایـن معیـار، فردی دارای مازاد تحصیلات در نظر گرفته می‌شود که تحصیلات وی بـه‌انـدازه بـیش از یک انحراف معیار بالاتر از میانگین سال‌های تحصـیل افـراد شـاغل در آن شـغل باشـد. درنتیجه، فردی دارای کسری تحصیلات محسوب می‌شود که تحصیلات وی بـه‌انـدازه‌ی بیش از یک انحراف معیار کمتر از میانگین سال‌های تحصـیل افـراد شـاغل در آن شـغل باشد. روش جایگزین این است که از نمای توزیع سطح تحصـیلات بـه‌عنـوان سـال‌هـای تحصیل کافی (متناسب) با شغل موردنظر استفاده شـود. اگـر تحصـیلات فـرد بیشـتر از نمای توزیع سطح تحصیلات افراد هم‌رده‌ی شغلی او باشد، فـرد دارای مـازاد تحصـیلات محسوب می‌شود.

۳. پیشینه‌ی تحقیق

دانکن و هافمن (۱۹۸۱)، از داده‌های مطالعـه‌ی تـابلویی پویـایی درآمـد در کشـور ایالات‌متحده آمریکا استفاده کرده‌اند. محققان در این مطالعه از روش خودارزیابی نیـروی کار بهره جسته‌اند. تحصیلات موردنیاز گزارش‌شده برای انجـام هـر شـغل بـا تحصـیلات افراد شاغل در آن شغل، مقایسه و نیروی کار دارای مـازاد و کسـری تحصـیلات تعیـین شده‌اند. این مقاله اولین کاری است که بازدهی تحصیلات را با ایجاد تغییراتـی در مـدل مینسر محاسبه کرده است. در این مطالعه، سـال‌هـای تحصـیل هـر فـرد بـه سـال‌هـای تحصیل مورد نیاز و سال‌های تحصیل مـازاد و یـا کسـری تجزیـه شـده اسـت. بـازدهی سال‌های تحصیل مورد نیاز را به ترتیب برای مـردان و زنـان معـادل ۰/۰۶۳ و ۰/۰۹۱ و بازدهی سال‌های تحصیل مازاد را بـه ترتیـب ۰/۰۲۹ و ۰/۰۵۲ تخمـین زده‌انـد. نتـایج نشان می‌دهد که بازدهی سال‌های تحصیل مازاد، مثبت و معنی‌دار اسـت؛ امـا انـدازه‌ی آن تقریباً معادل نیمی از بازدهی سال‌های تحصیل متناسب می‌باشد.

رومبرگر (۱۹۸۷)، از داده‌هـای مطالعـه‌ی شـرایط کـار در سـال ۱۹۶۹ و داده‌هـای بررسی کیفیت اشتغال سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۷ در آمریکا استفاده کرده است. رومبرگر، روش خودارزیابی نیروی کار برای داده‌های ۱۹۶۹ و ۱۹۷۷ و روش دائره‌المعارف عنـاوین مشاغل برای سال ۱۹۷۳ را بکار برده است. مشابه باکار قبلی، وی به این نتیجـه رسـیده است که بازدهی سال‌های تحصیل مازاد، کوچک‌تر از بازدهی سال‌های تحصیل متناسـب برای هر شغل است. وی دلیل این امر را عدم اسـتفاده‌ی فـرد دارای مـازاد تحصـیلات از تمام توانایی‌ها در شغلش می‌داند. برای سال ۱۹۷۳، او بـا اسـتفاده از معیـاری ذهنـی و

عینی، بازدهی یکسانی برای سال‌های تحصیل متناسب و مازاد به دست آورده است. همچنین او به این نتیجه رسیده که بازدهی مازاد تحصیلات در بین گروه‌های شغلی و در بین جنسیت‌های مختلف متفاوت است.

گروت و برینگ[1] (۱۹۹۷)، از داده‌های بریتانیا برای محاسبه‌ی بازدهی رشته‌های تحصیلی و مازاد تحصیلات استفاده کرده‌اند. راه پیشبرد این مطالعه در نظر گرفتن درون‌زایی تحصیلات برای تخمین بازدهی مازاد تحصیلات است. برای محاسبه‌ی بازدهی تحصیلات، سه مدل مختلف برازش شده‌اند. در نخستین مدل از روش رایج حداقل مربعات معمولی استفاده شده که در آن تحصیلات به‌عنوان متغیری برون‌زا وارد مدل می‌شود. مدل دوم شامل متغیرهای ابزاری برای لحاظ کردن درون‌زایی تحصیلات متناسب، مازاد تحصیلات و کسری تحصیلات می‌باشد و در مدل سوم، از یک مدل پروبیت رتبه‌بندی شده برای برطرف کردن مشکل انتخاب نمونه استفاده شده است. این دو محقق به این نتیجه رسیده‌اند که ممکن است مطالعات گذشته در مورد بازدهی تحصیلات به دلیل تورش ناشی از توانایی افراد و انتخاب نمونه، بزرگنمایی کرده باشند. ضریب برازش شده برای مازاد تحصیلات در مدل دارای متغیر ابزاری، از ضریب متناظر در مدل حداقل مربعات معمولی کوچک‌تر بوده است. همچنین مدل انتخاب نمونه نشان می‌دهد که نیروی کار دارای مازاد تحصیلات نسبت به نیروی کار دارای تحصیلات متناسب دستمزد کمتری دریافت می‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد مازاد تحصیلات پدیده‌ای کوتاه‌مدت است که در طول دوره تعدیل رخ می‌دهد.

سیشرمن (۱۹۹۱) نیز مدل دانکن و هافمن را برای کشور آمریکا محاسبه کرده است. طبق مدل دانکن و هافمن، بازدهی تحصیلات متناسب، مازاد تحصیلات و کسری تحصیلات را به ترتیب معادل ۰/۰۴۸، ۰/۰۳۹ و ۰/۰۱۷- درصد تخمین زده است.

۴. معرفی الگو

۱.۴. تعیین رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد

از معیار تطبیق تحقق‌یافته برای تعیین رابطه‌ی تحصیلات و شغل افراد بهره گرفته می‌شود. محدوده‌ی سنی به افراد بین ۱۸ تا ۴۰ سال محدود می‌شود. علاوه بر محدودیت سنی، بررسی روی شش گروه پایین شغلی[2] انجام می‌گیرد؛ زیرا این باور

1. Groot & Brink

۲. منظور از افراد شاغل در شش گروه پایین شغلی، افرادی است که کدچهاررقمی استاندارد بین‌المللی طبقه‌بندی مشاغل مربوط به شغل آن‌ها، از ۴۰۰۰ بزرگ‌تر است.

وجود دارد که سه گروه بالای شغلی، شغل‌های تخصصی بوده و نیازمند سال‌های تحصیل بالایی هستند که این امر سبب عدم توانایی در تعریف مازاد تحصیلات برای افراد شاغل در این سه گروه شغلی و یا پایین بودن سهم افراد دارای مازاد تحصیلات در این سه گروه خواهد شد. برای استفاده از روش تطبیق تحقق‌یافته، میانگین و واریانس سال‌های تحصیل افراد شاغل در هر یک از کدهای چهاررقمی استاندارد بین‌المللی طبقه‌بندی مشاغل[1] محاسبه می‌شوند. با استفاده از میانگین و انحراف معیار، بازه‌ای به‌عنوان سال‌های تحصیل متناسب برای هر یک از این کدهای چهاررقمی، تعریف و در مرحله‌ی بعد با استفاده از این بازه، افراد در سه گروه دارای مازاد تحصیلات، دارای تحصیلات متناسب و دارای کسری تحصیلات طبقه‌بندی می‌شوند.

با استفاده از مدل لاجیت چندجمله‌ای[2] اثر عوامل مختلف بر روی رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد بررسی می‌شود. متغیرهای مستقل در این تحلیل عبارت‌اند از:
۱- سال‌های تحصیل ۲- سابقه بالقوه ۳- جنسیت ۴- وضعیت تأهل ۵- گروه شغلی (شامل ۶ گروه شغلی) ۶- بخش اشتغال (شامل۵ بخش اشتغال) ۷- اشتغال در بخش دولتی یا خصوصی

مدل لاجیت برای متغیر وابسته دوگزینه‌ای، برای متغیر وابسته با چند گزینه رتبه‌ی نامرتب[3] نیز می‌تواند تعمیم یابد. برخلاف مدل‌سازی لاجیت رتبه‌بندی شده، این نوع از داده‌ها در تناظر قرار دادن اعداد برای گزینه‌های یک گروه، اختیاری است و رعایت هیچ الگوی افزایش یا کاهش لازم نیست. فرض کنید y_i یک متغیر تصادفی را نشان دهد که می‌تواند یکی از مقادیر مجموعه $\{0,1,\dots,J\}$ را برای J یک مقدار عدد صحیح مثبت انتخاب کند. علاوه بر این، فرض را بر این قرار دهید که x_i بردار متغیر توضیحی باشد. متغیر وابسته در مدل لاجیت چندجمله‌ای، لگاریتم احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن بر روی احتمال دارای تحصیلات متناسب بودن است. همانند مدل‌سازی لاجیت با متغیر وابسته دوگزینه‌ای، هدف ما این است که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، چگونه تغییر در یکی از مؤلفه‌های بردار متغیرهای توضیحی x_i احتمال متغیر وابسته یعنی $\Pr(y_i = j|x_i), j = 0,1,\dots,J$ را تغییر می‌دهد. از آنجائی که مجموع احتمال‌ها باید برابر یک باشد، $\Pr(y_i = 0|x_i)$، زمانی تعیین می‌شود که احتمال‌های $j = 0,1,\dots,J$ تعیین شده باشد.

1. International Standard Classification of Occupations (ISCO)
2. Multinomial Logit Model
3. Unordered Response

فرض کنید x_i یک بردار $1 \times K$ با مؤلفه اول برابر با یک باشد. مدل لاجیت چندجمله‌ای دارای احتمال وقوع حادثه $y_i = j$ زیر می‌شود:

$$\Pr(y_i = j|x_i) = \exp(x_i\beta_i)/[1 + \sum_{j=1}^{J} \exp(x_i\beta_i), \quad j = 0,1,\dots,J \qquad (۱)$$

هنگامی‌که $J = 1$ باشد، β_1 یک بردار $K \times 1$ از پارامترهای مجهول بوده و مدل لاجیت چندجمله‌ای به مدل لاجیت با دوگزینه‌ای تحول می‌یابد. برای x_{ki} پیوسته، می‌توان نوشت:

$$\partial \Pr(y_i{=}j|x_i)/\partial x_{ki} = \Pr(y_i = j|x_i)\{\beta_{jk} - [\sum_{h=1}^{J} \beta_{hk} \exp(x_i\beta_i)/g(x_i\beta)]\} \qquad (۲)$$

یک تفسیر ساده‌تر بردار β_j می‌تواند به‌وسیله‌ی عبارت زیر صورت گیرد:

$$P_j(x_i,\beta)/P_0(x_i,\beta) = \exp(x_i,\beta) \qquad (۳)$$

بنابراین تغییر در $P_j(x_i,\beta)/P_0(x_i,\beta)$ برای یک متغیر توضیحی پیوسته x_{ki} تقریباً برابر است با $\beta_{jk} \exp(x_i\beta_j) . \Delta x_k$. به‌طور هم‌ارز لگاریتم نسبت احتمال یک تابع خطی در بردار x_i است:

$$\log(P_j(x_i,\beta)/P_0(x_i,\beta)) = x_i,\beta \qquad (۴)$$

این نتیجه برای تمام حالت‌های ممکن j و h قابل‌تعمیم می‌باشد:

$$\log(P_j(x_i,\beta)/P_h(x_i,\beta)) = x_i(\beta_j - \beta_h) \qquad (۵)$$

اکنون با در اختیار داشتن توزیع y_i به‌شرط x_i، می‌توان تابع راست نمایی y_i برای $i = 1,\dots,N$ را نوشت و پارامترهای β را با حداکثرسازی آن به دست آورد. آنگاه برای هر i مفروض، تابع راست نمایی شرطی y_i به‌شرط x_i عبارت است از:

$$l_i(\beta) = \sum_{j=0}^{J} 1[y_i = j] \log\{P_j(x_i,\beta)\} \qquad (۶)$$

در نهایت، معادلات مدل لاجیت چندجمله‌ای برای مازاد و کسری تحصیلات به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$\log(P^0/P^a) = a_0 + a_1\text{School} + a_2\text{Exp} + a_3X_i + e_i \qquad (۷)$$

$$\log(P^u/P^a) = b_0 + b_1\text{School} + b_2\text{Exp} + +b_3X_i + e_i \qquad (۸)$$

X_i شامل متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، گروه شغلی، بخش اشتغال و اشتغال در بخش دولتی یا خصوصی است.

P^o، P^a و P^u، به ترتیب احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن، احتمال دارای تحصیلات متناسب بودن و احتمال دارای کسری تحصیلات بودن هستند. مدل فوق برای هرسال در مناطق شهری و روستایی به‌صورت مجزا تخمین زده خواهد شد.

۲.۴. تصریح مدل اقتصادسنجی برای بررسی اثر دستمزدی مازاد تحصیلات

در این قسمت، مدل مورداستفاده برای تعیین اثرات مازاد و کسری تحصیلات روی درآمد افراد معرفی می‌شود. این مدل بر اساس کار دانکن و هافمن است که بر اساس آن می‌توان اثر یک سال تحصیلات مازاد و یا کسری تحصیلات بر درآمد افراد را مشخص کرد. با استفاده از مدل دانکن و هافمن (۱۹۸۱)، سال‌های تحصیل فرد به سال‌های تحصیل موردنیاز و سال‌های تحصیل مازاد یا سال‌های تحصیل کسری تجزیه می‌شود. یعنی خواهیم داشت:

$$s = s^r + \max(0, s - s^r) - \max(0, s^r - s) \qquad (۱۰)$$

بنابراین برای مازاد تحصیلات خواهیم داشت:

$$\begin{cases} School^o = School - School^r & \text{اگر } School > School^r \\ School^o = 0 & \text{اگر فرد دارای مازاد تحصیلات نباشد} \end{cases} \qquad (۱۱)$$

و برای کسری تحصیلات داریم:

$$\begin{cases} School^u = School^r - School & \text{اگر } School^r > School \\ School^u = 0 & \text{اگر فرد دارای کسری تحصیلات نباشد} \end{cases} \qquad (۱۲)$$

با استفاده از تعاریف فوق، معادله‌ی دستمزد به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Ln } W = {} & \alpha_0 + \alpha_1 Exp + \alpha_2 Exp^2 + \alpha_3 School^r + \alpha_4 \max(0, s - s^r) \\ & + \alpha_5 \max(0, s^r - s) + \beta X_i \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

X_i شامل متغیرهای گروه شغلی، جنسیت و حاصل‌ضرب تجربه‌ی کاری بالقوه در سال‌های تحصیل متناسب، کسری و یا مازاد است.

۱- انتظار داریم ضرایب α_3 و α_4 هر دو مثبت باشند ($\alpha_3 > 0$, α_4) و $\alpha_3 > \alpha_4$.

۲- انتظار داریم α_5 برابر با مقداری منفی شود یعنی $\alpha_5 < 0$

این نتایج مورد انتظار بر پایه این استدلال هستند که سال‌های تحصیل فرد به‌تنهایی تعیین‌کننده‌ی دستمزد وی نیستند، بلکه عوامل دیگری هم در تعیین دستمزد اثرگذار هستند. همچنین کوچک‌تر بودن ضریب مازاد تحصیلات نسبت به تحصیلات متناسب، نشان می‌دهد سرمایه‌ی انسانی اضافی به‌طور کامل استفاده‌نشده و این برای بنگاه هزینه‌بر است (دانکن و هافمن (۱۹۸۱)، هارتوگ و استربیک (۱۹۸۸)، رومبرگر (۱۹۸۱)، سانگ (۱۹۸۷)).

اگر سطح بهره‌وری و دستمزد ثابت باشند، آنگاه انتظار داریم ضرایب مربوط به کسری و مازاد تحصیلات صفر و ضریب تحصیلات متناسب مقداری مثبت باشد، اما اگر سطح بهره‌وری و دستمزد متغیر و منعطف باشند و یک رابطه‌ی مثبت بین بهره‌وری نیروی کار و تحصیلات وجود داشته باشد، آنگاه انتظار داریم ضریب مازاد تحصیلات مثبت و ضریب کسری تحصیلات منفی باشد.

طبق دیدگاه نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی، بازدهی تحصیلات مثبت و کاهشی خواهد بود. در نتیجه، انتظار داریم:

۱- نیروی کار دارای مازاد تحصیلات هم نسبت به نیروی کار دارای تحصیلات متناسب و هم نسبت به نیروی کار دارای کسری تحصیلات، دستمزد بیشتری دریافت کند.

۲- نیروی کار دارای کسری تحصیلات هم نسبت به نیروی کار دارای تحصیلات متناسب و هم نسبت به نیروی کار دارای مازاد تحصیلات، دستمزد کمتری دریافت کند.

و به‌صورت گسترده‌تر خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}\text{Ln W} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Exp} + \alpha_2 \text{Exp}^2 + \\ & \alpha_3 \text{School}^{\text{r}} + \alpha_4 \text{School}^{\text{o}} + \alpha_5 \text{School}^{\text{u}} + \alpha_6 \text{Gender} + \alpha_7 \text{Expove} + \\ & \alpha_8 \text{Expade} + \alpha_9 \text{Expund} + \lambda_1 \text{Job}_1 + \lambda_2 \text{Job}_2 + \lambda_3 \text{Job}_3 + \lambda_4 \text{Job}_4\end{aligned} \qquad (۱۴)$$

۵. داده‌های آماری

در این مطالعه از داده‌های خام درآمد و هزینه‌ی خانوارهای شهری و روستایی سال‌های ۱۳۸۰، ۱۳۸۴، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۱ استفاده می‌شود.

پرسشنامه‌ی بودجه خانوار از چهار بخش کلی تشکیل‌شده است. قسمت اول، خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار را شامل می‌شود. قسمت دوم، محل سکونت و تسهیلات و لوازم عمده زندگی خانوار، قسمت سوم به هزینه‌های خانوار و قسمت چهارم مربوط به درآمد اعضای خانوار می‌باشد. برای انجام این تحقیق به‌طور مشخص از اطلاعات مربوط به قسمت اول و قسمت چهارم پرسشنامه استفاده می‌شود. بخش درآمدهای پرسش‌نامه‌ی بودجه‌ی خانوار دارای سه زیر بخش اصلی است:

۱- درآمد پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری

۲- درآمد پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل غیر مزد و حقوق‌بگیری (آزاد)

۳- درآمدهای متفرقه خانوار در ۱۲ ماه گذشته که در پرسشنامه سال ۹۰ دریافتی‌های یارانه‌ای نقدی خانوار در ۱۲ ماه گذشته تحت ستونی به این بخش اضافه شده است.

۱.۵. درآمد ماهیانه

منظور از درآمد ماهیانه این است که یک فرد در یک ماه مشخص چه میزان دستمزد از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دریافت می‌کند. برای محاسبه‌ی این متغیر از زیر بخش اول قسمت چهارم پرسش‌نامه‌ی بودجه‌ی خانوار که درآمدهای پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری را شامل می‌گردد، استفاده می‌شود.

سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که چرا برای محاسبه‌ی درآمد ماهیانه تنها از درآمد خالص بخش مزد و حقوق بگیری استفاده شده است، درحالی‌که با اطلاعاتی که از زیر بخش دوم درآمدها برای هر فرد قابل استخراج است، می‌توان این متغیر را نیز برای این بخش از درآمدها محاسبه کرد. باید توجه داشت که هرچند می‌توان دستمزد ماهیانه را برای این بخش درآمدی محاسبه کرد، اما گزارش این عدد به‌عنوان درآمد فرد، مفهومی را القا نمی‌کند، چراکه درآمد خالص در این زیر بخش نشان‌دهنده سود فرد است، زیرا سهم سرمایه نیز در آن مستتر است و نمی‌توان میزان سهم سرمایه را از کل سود فرد جدا کرد، بنابراین دستمزد ماهیانه تنها به زیر بخش اول درآمدها محدود می‌شود. در این پژوهش، به جای لگاریتم درآمد سالیانه، از لگاریتم درآمد ماهیانه استفاده شده است.

۲.۵. تحصیلات

در پرسش‌نامه‌ی هزینه و درآمد خانوار، دو ستون به‌منظور شناسایی سطح سواد و تحصیلات افراد وجود دارد. یک ستون وضع سواد و تحصیل و دیگری با استفاده از کدهای تحصیلی، مدرک تحصیلی فرد را مشخص می‌کند. ستون دوم فقط برای افرادی پر می‌شود که در ستون وضع سواد و تحصیل اظهار کرده‌اند که با سواد هستند.

۳.۵. تجربه‌ی کاری بالقوه

به دلیل آنکه اطلاعات دقیقی از میزان تجربه‌ی کاری افراد در دسترس نیست، در ادبیات، از تجربه‌ی کاری بالقوه افراد به‌عنوان متغیری جایگزین[1] برای متغیر تجربه،

1. proxy

استفاده می‌شود. فرضی که در نحوه ساختن این متغیر مستتر است این است که افراد بلافاصله پس از پایان تحصیل، وارد بازار کار می‌شوند. متغیر تجربه‌ی کاری بالقوه، به‌صورت رابطه‌ی (۱۵) تعریف می‌شود:

$$\exp_i = age_i - schooling_i - 6 \qquad (۱۵)$$

در معادله‌ی (۳-۱۳)، $\exp_i$ نشان‌دهنده‌ی تعداد سال‌های تجربه‌ی بالقوه فرد i ام، $schooling_i$، تعداد سال‌های تحصیل فرد iام و "۶" بیان کننده‌ی تقریبی از سن فرد برای ورود به دوره‌ی ابتدایی است. عدد ۶ برای مردان به‌دلیل در نظر گرفتن دوران خدمت سربازی، به ۸ افزایش می‌یابد.

۴.۵. وضعیت زناشویی

در پرسشنامه‌ی هزینه و درآمد خانوار، در قسمت خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار، ستونی با عنوان وضع زناشویی وجود دارد که در آن، وضعیت زناشویی افراد با چهار گزینه مشخص می‌شود. دارای همسر، بی‌همسر براثر فوت همسر، بی‌همسر بر اثر طلاق، هرگز ازدواج نکرده. برای در نظر گرفتن این متغیر، متغیر مجازی به نحوی تعیین می‌شود که برای افراد دارای همسر، عدد یک و برای سایر موارد عدد صفر اختیار کند. این متغیر می‌تواند بر احتمال دارای مازاد و یا کسری تحصیلات بودن اثرگذار باشد.

۵.۵. گروه شغلی

در پرسشنامه‌ی هزینه و درآمد خانوار و در زیر بخش مربوط به مشاغل مزد و حقوق‌بگیری، ستونی به‌منظور تعیین شغل افراد وجود دارد و به‌طور کلی ۹ گروه شغلی تعریف شده است.

۱. قانون گذاران، مقامات عالی رتبه و مدیران ۲. متخصصان (علمی و فنی) ۳. تکنسین‌ها و دستیاران ۴. کارمندان امور اداری و دفتری ۵. کارکنان خدماتی و فروشندگان ۶. کارکنان ماهر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری ۷. صنعتگران و کارکنان مشاغل مربوط ۸. متصدیان و مونتاژکاران ماشین‌آلات و دستگاه‌ها ۹. کارگران ساده

در این مطالعه گروه‌های شغلی که از نظر سطح درآمد ماهیانه شباهت بیشتری به هم دارند در یک گروه قرار می‌گیرند. گروه‌های ششم و نهم شغلی به‌دلیل نزدیک بودن درآمد افراد شاغل در این دو گروه، به‌عنوان یک گروه شغلی در نظر گرفته می‌شوند. به‌دلیل اینکه ۳ رده‌ی بالایی گروه‌های شغلی، نیازمندی‌های تحصیلی بالایی دارند، این

سه رده از تحلیل خارج می‌شوند، بنابراین از ۶ گروه شغلی و با لحاظ کردن افراد شاغل در گروه‌های ۶ و ۹ دریک گروه، به ۵ گروه شغلی خواهیم رسید. برای در نظر گرفتن این ۵ گروه شغلی در مدل، متغیرهای مجازی ۴ گانه در مدل جای داده شده و گروه کارگران ساده (به همراه گروه کارکنان کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری) به‌عنوان گروه مرجع معرفی می‌شوند.

۶. نتایج تخمین مدل

۱.۶. نتایج تخمین مدل لاجیت چندجمله‌ای عوامل تعیین کننده‌ی مازاد تحصیلات

در جدول (۱)، نتایج مدل لاجیت چندجمله‌ای عوامل تعیین کننده‌ی مازاد تحصیلات، به تفکیک مناطق شهری و روستایی و براساس معیار تطبیق تحقق‌یافته آورده شده است. تحصیلات، تجربه و جنسیت نقش مهمی در تعیین رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد بازی می‌کنند، بنابر نتایج گزارش‌شده در این جدول، نوعی جانشینی بین سال‌های تحصیل فرد و سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه‌ی وی وجود دارد. با افزایش سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه‌ی فرد، احتمال اینکه وی دارای مازاد تحصیلات باشد نسبت به احتمال اینکه دارای تحصیلات متناسب باشد، کاهش خواهد یافت. فرد تازه وارد به بازار کار، سابقه‌ی کاری کمتر خود را با سال‌های بیشتر تحصیلش جبران می‌کند. با گذشت زمان و کسب تجربه توسط فرد تازه وارد به بازار کار، ارتقا شغلی، سبب رسیدن وی به شغلی متناسب با تحصیلاتش خواهد شد. اشتغال در بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی سبب کاهش نسبت احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن به احتمال دارای تحصیلات متناسب بودن می‌شود. دلیل این کاهش، نحوه‌ی گزینش و جذب نیروی کار در بخش دولتی است. در بخش دولتی، استخدام و به‌کارگیری نیروی کار با توجه به تحصیلاتش است و این سبب تطابق بهتر تحصیلات و شغل افراد در بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی می‌شود. نتایج حاکی از آن است که مرد بودن نسبت به زن بودن نیز منجر به افزایش نسبت احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن به احتمال دارای تحصیلات متناسب بودن می‌شود.

جدول ۱. نتایج مدل لاجیت چندجمله‌ای عوامل تعیین‌کننده‌ی مازاد تحصیلات براساس معیار تطبیق تحقق یافته و به تفکیک مناطق شهری و روستایی

سال	۱۳۸۰		۱۳۸۴		۱۳۸۸		۱۳۹۱	
منطقه / متغیر	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
سال‌های تحصیل	۰.۵۸۹***	۱.۱۶۳***	۰.۶۰۶***	۱.۱۴۷***	۰.۷۳۸***	۱.۱۹۵***	۰.۶۹۳***	۱.۰۳۷***
	(۰.۰۲)	(۰.۰۳)	(۰.۰۲)	(۰.۰۲)	(۰.۰۲)	(۰.۰۳)	(۰.۰۲)	(۰.۰۲)
سال‌های تجربه‌ی بالقوه	-۰.۰۲۴***	-۰.۰۳۱***	-۰.۰۲۹***	-۰.۰۴۳***	-۰.۰۴۷***	-۰.۰۴۴***	-۰.۰۲۹***	-۰.۰۴۹***
	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)	(۰.۰۱)
جنسیت (یک برای مرد)	۰.۵۰۱***	۰.۳۵۳***	۰.۴۸۵***	۰.۲۹۴***	۰.۷۳۶***	-۰.۱۳۲	۰.۹۶۶***	۰.۲۸۸***
	(۰.۱۰)	(۰.۱۲)	(۰.۰۹)	(۰.۱۱)	(۰.۰۹)	(۰.۱۱)	(۰.۰۹)	(۰.۱۱)
وضعیت تاهل (یک برای متاهل)	-۰.۰۷۶	-۰.۱۰۲	-۰.۰۰۳	-۰.۱۲۳	-۰.۰۰۲	-۰.۰۴۵	-۰.۰۳۱	۰.۰۳۵
	(۰.۰۸)	(۰.۱۰)	(۰.۰۸)	(۰.۱۰)	(۰.۰۷)	(۰.۰۹)	(۰.۰۷)	(۰.۰۹)
بخش اشتغال (یک برای دولتی)	-۱.۵۳۹***	-۴.۹۲۴***	-۱.۳۷۳***	-۴.۸۲۲***	-۱.۷۱۹***	-۴.۹۳۸***	-۱.۴۱۱***	-۳.۸۳۹***
	(۰.۱۱)	(۰.۲۲)	(۰.۱۰)	(۰.۲۱)	(۰.۱۰)	(۰.۲۱)	(۰.۱۰)	(۰.۲۰)

توضیح: علائم*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد و اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده‌ی انحراف معیار ضرایب برآورد شده، می‌باشد.

۲.۶. نتایج تخمین معادله‌ی دستمزد مینسر بر اساس روش دانکن و هافمن و معیار تطبیق تحقق‌یافته

در جدول (۲)، نتایج تخمین معادله‌ی دستمزد مینسر بر اساس روش دانکن و هافمن و معیار تطبیق تحقق‌یافته آورده شده است. ضریب متغیر سال‌های تحصیل متناسب در معادله‌ی دستمزد مینسر در تمامی این چهار سال مثبت و معنادار است. معناداری ضریب این متغیر در معادله‌ی دستمزد به این مفهوم است که با افزایش سال‌های تحصیل متناسب برای انجام شغل، دستمزد نیز افزایش می‌یابد. اندازه این ضریب نشان می‌دهد که با افزایش یک سال در سال‌های تحصیل متناسب برای انجام شغل، دستمزد ماهیانه فرد چند درصد تغییر می‌کند. ازآنجاکه سال‌های تحصیل متناسب برای انجام شغل، از ترکیب میانگین و انحراف معیار سال‌های تحصیل افراد شاغل در هر شغل به دست می‌آید، افزایش میانگین سال‌های تحصیل افراد شاغل در هر شغل سبب افزایش دستمزد ماهیانه آن‌ها می‌شود. اندازه‌ی ضریب متغیر سال‌های تحصیل کسری نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در سال‌های تحصیل کسری، دستمزد ماهیانه فرد چند درصد تغییر می‌کند. منفی بودن این ضریب بدین معناست که افزایش در سال‌های تحصیل کسری که به مفهوم سال‌های تحصیل کمتر فرد نسبت به افراد هم‌رده‌ی شغلی‌اش است، سبب کاهش دستمزد وی خواهد شد. تجربه‌ی کاری بالقوه در تمامی این چهار سال نقش تعیین‌کننده‌ای در معادله‌ی دستمزد مینسر به‌ویژه در مناطق شهری دارد. علامت مثبت ضریب متغیر تجربه‌ی بالقوه بیانگر آن است که با افزایش سال‌های تجربه، دستمزد افراد افزایش می‌یابد.

جدول ۲. نتایج تخمین معادله‌ی دستمزد مینسر بر اساس روش دانکن و هافمن

سال	۱۳۸۰				۱۳۸۴				۱۳۸۸				۱۳۹۱			
منطقه	شهری		روستایی		شهری		روستایی		شهری		روستایی		شهری		روستایی	
بخش / متغیر	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی	دولتی	خصوصی
سال‌های تحصیل متناسب	۰.۱۵۹***	۰.۱۳۲**	۰.۲۰۲**	۰.۲۱۷***	۰.۰۷۸***	۰.۱۶۶***	۰.۲۲۳***	۰.۱۲۵***	۰.۱۰۳***	۰.۰۷۸***	۰.۰۹۶*	۰.۱۵۹***	۰.۰۶۲***	۰.۰۴۴***	۰.۲۰۹***	۰.۱۰۱***
	(۰.۰۴)	(۰.۰۶)	(۰.۰۹)	(۰.۰۷)	(۰.۰۳)	(۰.۰۳)	(۰.۰۸)	(۰.۰۴)	(۰.۰۳)	(۰.۰۲)	(۰.۰۶)	(۰.۰۳)	(۰.۰۲)	(۰.۰۱)	(۰.۰۴)	(۰.۰۲)
سال‌های تحصیل مازاد	-۰.۴۰۰***	-۰.۲۹۴*	۰.۵۸۱**	-۰.۶۱۹***	۰.۰۳۴	-۰.۳۱۸***	۰.۳۱۱	-۰.۳۶۳***	۰.۴۱۱***	۰.۰۳۶	۰.۳۴۲	۰.۱۹۴**	۰.۱۶۲	۰.۰۰۳	۰.۰۶۷	۰.۰۹۳
	(۰.۱۶)	(۰.۱۶)	(۰.۲۷)	(۰.۱۸)	(۰.۱۱)	(۰.۰۸)	(۰.۲۰)	(۰.۱۰)	(۰.۱۲)	(۰.۰۶)	(۰.۲۶)	(۰.۰۸)	(۰.۱۱)	(۰.۰۲)	(۰.۱۹)	(۰.۰۵)
سال‌های تحصیل کسری	-۰.۱۴۸	-۰.۲۳۴	۰.۲۰۴	-۱.۰۷۱*	-۰.۲۳۸	۰.۱۴۴	-۰.۵۵۲*	-۰.۳۹۱	-۰.۱۰۱	۰.۰۳۶	-۰.۰۱۳	۰.۲۸۱	۰.۰۱۹	۰	-۰.۰۸۹	-۰.۱۷
	(۰.۲۳)	(۰.۴۷)	(۰.۳۷)	(۰.۵۵)	(۰.۲۴)	(۰.۱۹)	(۰.۲۲)	(۰.۲۶)	(۰.۲۳)	(۰.۱۴)	(۰.۱۹)	(۰.۱۷)	(۰.۱۴)	(۰.۰۹)	(۰.۱۸)	(۰.۱۳)
سال‌های تجربه‌ی بالقوه	۰.۱۳۶**	۰.۲۴۰***	۰.۳۰۵***	۰.۱۰۱	۰.۱۰۴***	۰.۱۰۰***	۰.۱۸۳*	۰.۰۰۲	۰.۲۹۲***	۰.۰۹۱***	۰.۱۰۲	۰.۰۸۴**	۰.۰۷۹***	۰.۰۵۲***	-۰.۰۲۹	۰.۰۶۳***
	(۰.۰۶)	(۰.۰۷)	(۰.۱۲)	(۰.۰۸)	(۰.۰۴)	(۰.۰۳)	(۰.۰۹)	(۰.۰۵)	(۰.۰۴)	(۰.۰۲)	(۰.۰۷)	(۰.۰۳)	(۰.۰۳)	(۰.۰۱)	(۰.۰۶)	(۰.۰۲)
جنسیت (یک برای مرد)	۰.۴۳	۲.۲۶۴***	۱.۸۸۶***	۲.۷۴۸***	۰.۷۸۴***	۲.۱۴۱***	۳.۹۰۶***	۲.۸۶۸***	۰.۵۷۴***	۱.۰۷۷***	۱.۱۸۴***	۱.۷۵۳***	۰.۶۱۴***	۱.۰۶۴***	۱.۷۵۹***	۱.۱۹۷***
	(۰.۳۲)	(۰.۴۷)	(۰.۷۱)	(۰.۴۴)	(۰.۱۹)	(۰.۲۱)	(۰.۵۹)	(۰.۲۴)	(۰.۱۹)	(۰.۱۴)	(۰.۴۲)	(۰.۱۸)	(۰.۱۱)	(۰.۰۸)	(۰.۳۰)	(۰.۱۴)

توضیح: علائم*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری ضرایب در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد و اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده‌ی انحراف معیار ضرایب برآورد شده، می‌باشد.

طبق جدول (۲) در سال ۱۳۸۰، ضریب متغیر سال‌های تحصیل متناسب، هم در مناطق شهری و روستایی و هم در بخش‌های خصوصی و دولتی مثبت و معنی‌دار است، اما ضریب متغیر سال‌های تحصیل کسری در هیچ‌یک از مناطق به‌جز در بخش خصوصی مناطق روستایی اختلاف معناداری از صفر ندارد. این ضریب نشان می‌دهد با افزایش یک سال در سال‌های تحصیل کسری، دستمزد فرد به‌اندازه‌ی ۱/۱ درصد کاهش خواهد یافت. متغیر سال‌های تحصیل مازاد تنها در بخش دولتی مناطق روستایی دارای علامت مثبت و معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد افزایش متغیر سال‌های تحصیل مازاد به‌اندازه‌ی یک سال سبب افزایش ۰/۶ درصدی دستمزد ماهیانه می‌شود. منفی بودن مقدار این ضریب در سایر موارد در این سال، نشانگر کاهش دستمزد در اثر افزایش سال‌های تحصیل مازاد است. در این سال افراد دارای مازاد تحصیلات نسبت به افراد هم‌رده‌ی شغلی خود به‌دلیل داشتن سال‌های تحصیل بیشتر، دستمزد بیشتری دریافت نمی‌کنند. جنسیت همواره در معادله‌ی دستمزد مینسر معنادار است. طبق نتایج، مرد بودن نسبت به زن بودن سبب افزایش دستمزد تا ۲/۷۴ درصد می‌شود. همچنین طبق این جدول، متغیر سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه به‌جز در بخش خصوصی مناطق روستایی دارای ضریب مثبت و معنادار است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که به ازای یک واحد افزایش در سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه، دستمزد ماهیانه حداکثر تا ۰/۳ درصد زیاد می‌شود.

در سال ۱۳۸۴، ضریب متغیر سال‌های تحصیل متناسب، هم در مناطق شهری و روستایی و هم در بخش‌های خصوصی و دولتی مثبت و معنی‌دار است. طبق این نتایج، با افزایش سال‌های تحصیل متناسب به‌اندازه یک سال، دستمزد ماهیانه‌ی افراد با توجه به منطقه‌ی سکونت و بخش اشتغال از ۰/۰۸ الی ۰/۲۲ درصد افزایش خواهد یافت. منفی بودن ضریب متغیر سال‌های تحصیل مازاد در بخش خصوصی بیانگر این واقعیت است که داشتن مازاد تحصیلات، منجر به کاهش دستمزد افراد دارای مازاد تحصیلات نسبت به افراد هم‌رده‌ی شغلی در بخش خصوصی می‌شود. متغیر سال‌های تحصیل کسری تنها در بخش خصوصی مناطق روستایی، منفی و معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که با افزایش یک سال در سال‌های تحصیل کسری، دستمزد به‌اندازه ۱/۰۸ نسبت به افراد هم‌رده‌ی شغلی کاهش خواهد یافت. طبق نتایج، مرد بودن نسبت به زن بودن، سبب افزایش دستمزد تا ۲/۸ درصد می‌شود.

نتایج برای سال ۱۳۸۸، حاکی از آن است که ضریب متغیر سال‌های تحصیل متناسب، هم در مناطق شهری و روستایی و هم در بخش‌های خصوصی و دولتی مثبت و معنی‌دار است. با افزایش سال‌های تحصیل متناسب به‌اندازه‌ی یک سال، دستمزد ماهیانه‌ی افراد با توجه به مناطق سکونت و بخش اشتغال از ۰/۰۸ الی ۰/۱۶ درصد افزایش‌یافته است. ضریب متغیر سال‌های تحصیل مازاد در بخش‌های دولتی مناطق شهری و خصوصی مناطق روستایی، دارای ضریب مثبت و معنادار است. طبق این ضرایب، افزایش یک واحدی در سال‌های تحصیل مازاد، سبب افزایش دستمزد به‌اندازه‌ی ۰/۴۲ و ۰/۲۰ درصد می‌شود. متغیر سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه به‌جز در بخش خصوصی مناطق روستایی، دارای ضریب مثبت و معنادار است. یک سال افزایش در سال‌های تجربه‌ی کاری بالقوه منجر به افزایش دستمزد ماهیانه تا ۰/۳ درصد می‌شود. مرد بودن نسبت به زن بودن منجر به افزایش دستمزد از ۰/۶ الی ۱/۸ درصد در سال ۱۳۸۸ شده است.

در نهایت، نتایج برای سال ۱۳۹۱ نشان می‌دهد که از بین ضرایب نشان‌گر رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد، تنها ضریب متغیر سال‌های تحصیل متناسب، هم در مناطق شهری و روستایی و هم در بخش‌های خصوصی و دولتی مثبت و معنی‌دار است. با افزایش سال‌های تحصیل متناسب به‌اندازه‌ی یک سال، دستمزد ماهیانه افراد با توجه به مناطق سکونت و بخش اشتغال از ۰/۰۴ الی ۰/۲۲ درصد افزایش‌یافته است. عدم معناداری ضرایب متغیرهای سال‌های تحصیل مازاد و سال‌های تحصیل کسری نشان‌دهنده‌ی از عدم تأثیرگذاری این متغیرها بر دستمزد افراد است. دستمزد نیروی کار تنها تابعی از سال‌های تحصیل متناسب نیروی کار در هر شغل می‌باشد.

۷. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد بودجه‌ی خانوار در ایران در سال‌های منتخب بین ۱۳۸۰ و ۱۳۹۱، میزان شیوع مازاد تحصیلات و اثر آن بر دستمزد نیروی کار مطالعه شده است. با استفاده از مدل لاجیت چندجمله‌ای اثر عوامل مؤثر بر رابطه‌ی بین تحصیلات و شغل افراد اندازه‌گیری می‌شود. بررسی داده‌های هزینه و درآمد بودجه‌ی خانوار در ایران نشان می‌دهند که در ایران، مازاد تحصیلات در میان مردان نسبت به زنان، پدیده‌ی شایع‌تری است؛ درحالی‌که کسری تحصیلات در میان زنان نسبت به مردان، با احتمال بیشتری رخ می‌دهد. این شواهد توسط نتایج مدل لاجیت چندجمله‌ای نیز تائید می‌شود. نتایج این مدل نشان می‌دهد که تحصیل زدگی در میان

مردان شایع‌تر از زنان است. همچنین تجربه‌ی کاری بالقوه، رابطه‌ی معکوسی با احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن دارد. در حقیقت نیروی کار جوان با تجربه‌ی کاری کمتر، با احتمال بیشتری دارای مازاد تحصیلات خواهد بود. این امکان وجود دارد که نیروی کار جوان با در نظر گرفتن سایر اجزای سرمایه‌ی انسانی به‌غیراز تحصیلات، دارای کسری کیفیت باشد و از مازاد تحصیلات برای جبران این کسری کیفیت استفاده کند. این نتیجه از مدل لاجیت چندجمله‌ای که سال‌های تحصیل بیشتر سبب افزایش احتمال دارای مازاد تحصیلات بودن می‌شود نیز، از نتایج بدیهی این مدل است.

با وجود شایع بودن مازاد تحصیلات در بین نیروی کار، اثر دستمزدی این پدیده بر دستمزد نیروی کار، مطابق پیش‌بینی‌های مدل‌های نظری نیست. براساس معیار تطبیق تحقق‌یافته و روش دانکن و هافمن، سال‌های تحصیل متناسب دارای اثر مثبت و معنادار بر دستمزد نیروی کار است. ضریب متغیر سال‌های تحصیل کسری در نمونه‌ی مورد مطالعه، اختلاف معناداری از صفر ندارد. این بدین مفهوم است که کسری تحصیلات سبب کاهش دستمزد نسبت به افراد هم‌رده‌ی شغلی نمی‌شود. هم‌چنین، سال‌های تحصیل مازاد نیز اثر معناداری بر دستمزد در بخش‌ها و مناطق مختلف ندارد. یافته‌ها نشان می‌دهند که عامل اصلی اثرگذار بر دستمزد نیروی کار، تحصیلات متناسب، سابقه‌ی کاری و جنسیت وی است و مازاد و یا کسری تحصیلات اثر معناداری روی دستمزد نیروی کار ندارد.

منابع

1. Alba-Ramirez, A. (1993). Mismatch in the Spanish labor market: over -education? *The Journal of Human Resources*, 27, 259–78.
2. Assaad, R., and Roudi-Fahimi, F. (2007). Youth in the Middle East and North Africa: Demographic opportunity or challenge? Washington, DC: Population Reference Bureau.
3. Bauer, T. (2002) "Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis." Economics of Education Review, 21, 221–229.
4. Becker, G. S. (2009). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. University of Chicago Press.
5. Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. Handbook of labor Economics, 3, 1801-1863.
6. Chevalier, A. , & Lindley, J. (2009) "Over-education and the skills of UK graduates", Journal of the Royal Statistical Society: Series A, 172, 307-337.
7. Clark, N. (2013). Education in Egypt. World Education News and Reviews.

8. Di Pietro, G., & Urwin, P. (2006) "Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market", Applied Economics, 38:1, 79-93
9. Dolton, P., & Vignoles, A. (2000). The incidence and effects of Over-education in the UK graduate labour market. Economics of Education Review, 19, 179–198.
10. Duncan, G. J. , & Hoffman, S. (1981). The incidence and wage effects of over-education, Economics of Education Review, 1, 75–86.
11. Freeman, R. B. (1976). The overeducated American. New York: Academic Press.
12. Groot, W., & Brink, M. V. D. (1997). Allocation and the returns to over-education in the UK. Education Economics, 5(2). 169-183.
13. Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: where are we, where should we go? Economics of Education Review. 19, 131–147.
14. Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometrica, 46(6), 1251-1271.
15. Leuven, E., & Oosterbeek, H. (2011). Over-education and mismatch in the labor market. Handbook of the Economics of Education, 4, 283-326.
16. Levels, M., van der Velden, R., & Allen, J. (2013). Educational mismatches and skills: new empirical tests of old hypotheses.
17. Mavromaras, K., McGuinness, S., O'Leary, N., Sloane, P., &Wei, Z. (2013). Job Mismatches and Labour Market Outcomes: Panel Evidence on University Graduates.Economic Record, 89, 382–395.
18. McGoldrick, K., & Robst, J. (1996). Gender differences in Over-education: a test of the theory of differential overqualification. The American Economic Review, 280-284.
19. McGuinness, S. (2006). Over-education in the labour market. Journal of Economic Surveys, 2(3), 387-418.
20. Mincer, J. A. (1974). Schooling and earnings. In Schooling, experience, and earnings (pp. 41-63). Columbia University Press.
21. Rumberger, R. W. (1987). The Impact of Surplus Schooling on Productivity and Earnings. Journal of Human resources, 22(1).
22. Sicherman N., & Galor O., (1990). A Theory of Career Mobility. Journal of Political Economy, 98(1), 169-192.
23. Spence, M. (1973). Job market signaling. The quarterly journal of Economics, 87(3), 355-374.
24. Thurow, L. C. (1975). Generating Inequality. New York, NY: Basic Books.
25. Tsang, M. (1987). The impact of underutilization of education of productivity: a case study of the U.S. Bell companies. Economics of Education Review, 11, 239–234.
26. Tsang, M., & Levin, H. (1985). Economics of Education Review, 4(2), 93-104.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۳۹۶-۳۷۱

تخمین، ارزیابی و مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس مصرف و اجزاء آن با استفاده از روش GMM و تابع HJ

محمدنبی شهیکی تاش[۱]، سپهر محمدزا ده*[۲]، رضا روشن[۳]

۱. دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۲. دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان، az.mohammadzadeh@gmail.com

۳. استادیار دانشگاه خلیج فارس بوشهر، بوشهر، re_roshan@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

یکی از موضوعات مهم در اقتصاد مالی، توجه به ریسک و رابطه آن با بازده است. یکی از روش‌های بررسی رابطه بین ریسک و بازده، استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. از این‌رو این مقاله به بررسی این موضوع پرداخته و با استفاده از تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری‌های دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، رابطه بین بازده و ریسک در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نموده است. این تعدیلات شامل تغییراتی در تابع مطلوبیت کلاسیک است. با وارد کردن متغیرهای جدید به تابع مطلوبیت و دنبال کردن فرایند بهینه‌سازی رفتار مصرف‌کننده و ساخت روابط اویلر مربوطه، مدل‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده‌اند. در این راستا چهار مدل CCAPM، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس شکل‌گیری عادات، مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفته‌اند. معناداری پارامتر میل به پس‌انداز در مدل SCCAPM بدین معنی است که ورود پس‌انداز به تابع مطلوبیت معنادار است. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد پس‌انداز، مخارج مصرفی و اجزاء آن در توضیح بازده سهام در دوره ۹۱-۱۳۶۷ موفق بوده‌اند. علاوه بر این نتایج مقایسه عملکرد مدل‌ها با استفاده از معیار هنسن- جاناتان (HJ) نشان می‌دهد که کاراترین مدل در توضیح بازده سهام مدل SCCAPM است.

طبقه‌بندی JEL: G11، G12، G19

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، شکل‌گیری عادات، قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، روش GMM

---

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۵۰۳۵۱۱۵۴

۱. مقدمه

یکی از مؤثرترین عوامل در توسعه‌ی اقتصادی هرکشور، عملکرد بازار سرمایه یآن کشور است. بورس اوراق بهادار به‌عنوان نماد بازار سرمایه، تأثیرپذیری زیادی از تغییر چرخه‌های اقتصادی دارد. این تأثیر بر متغیرهای اصلی این بازار هم‌چون بازده دارایی‌های مختلف مشهود است. به‌عبارتی بازده دارایی‌های مالی مختلف تحت تأثیر ریسک‌های مختلفی قرار دارد. اصولاً توجه به عامل ریسک، رابطه‌ی بین ریسک و بازده مورد انتظار و ارائه یک مدل مناسب جهت نمایش این رابطه، موضوع مهمی است که همواره مورد توجه دانشمندان حوزه‌ی اقتصاد مالی بوده است و این رابطه یکی از جذاب‌ترین موضوعاتی است که مباحث تفسیری زیادی را در حوزه‌ی تحقیقات مالی و اقتصادی مطرح کرده است و کشف این رابطه‌ها می‌تواند برای سیاست‌گذاران مالی و اقتصادی حائز اهمیت باشد. یکی از بهترین روش‌های بررسی رابطه‌ی بین بازده و ریسک استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایست. همچنین با مروری اجمالی بر ادبیات مالی مشخص می‌شود که یکی از مهم‌ترین اهداف علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌هاست، بنابراین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از دو سو دارای اهمیت خاصی می‌باشد. از یک‌سو مبحث قیمت‌گذاری اوراق بهادار مطرح است و از سویی دیگر بررسی رابطه‌ی بین بازده و ریسک (سایر متغیرهای اثر گذار بر بازده اوراق بهادار) از مهم‌ترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه می‌باشد. بدین جهت پژوهشگران علاقمند هستند ضمن قیمت‌گذاری دقیق سهام به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود بپردازند.

یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی که بر بازده سهام اثرگذار است متغیر مخارج مصرفی است. ورود این متغیر (مخارج مصرفی) به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تقریباً پس از گذشت دو دهه از معرفی مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) آغاز شده است. از جمله مدل‌های تعدیل یافته مبتنی بر مدل CAPM، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[2] (CCAPM) است که توسط بریدن[3] (۱۹۷۸) ارائه شده است. در این مدل همان‌طور که بیان شده است متغیر مخارج مصرفی به‌عنوان عامل ریسک وارد مدل‌سازی می‌شود. در این مدل، بازده مورد انتظار سهام با کواریانس بازده سهام و مصرف (ضریب این وابستگی بتای مصرف

1. Capital Asset Pricing Model
2. Consumption Capital Asset Pricing
3. Breeden

نام دارد) تغییر می‌کند. ولی مدل CCAPM نیز در مطالعات بعدی همراه با انتقاداتی بوده است. یکی از این انتقادات، ایجاد معمای صرف سهام[1] می‌باشد. با توجه به انتقادات وارد بر مدل CCAPM، در مطالعات بعدی تعدیلاتی در این مدل انجام گرفته است. این تعدیلات شامل ورود متغیرهای جدید به مدل‌های قیمت‌گذاری پایه می‌باشد. از جمله‌ی این متغیرها می‌توان به مخارج مصرفی بخش مسکن، متغیر پس‌انداز و شکل‌گیری عادات مصرفی اشاره کرد. با توجه به معناداری این مدل‌ها در بیشتر اقتصادها، متاسفانه تاکنون در داخل کشور، مطالعه‌ای در این زمینه انجام نشده است و بیشتر مطالعات مربوط به قیمت‌گذاری دارایی‌ها، معطوف به مدل‌های پایه بوده و روش برآورد آن‌ها نیز روش‌های خطی می‌باشد. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع و مطالعات اندک در این زمینه، این مقاله درصدد است تا به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در اقتصاد ایران بپردازد و با استفاده از تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری‌های دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) رابطه‌ی بین بازده و ریسک در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کند، مدل‌های مورد بررسی در این مقاله مدل CCAPM پایه بهمراه ۳ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز[2] (SCCAPM)، قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر شکل‌گیری عادات[3] مدل و قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن[4] (HCCAPM) است. پس از تخمین مدل‌های فوق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته[5] (GMM)، به منظور مقایسه‌ی عملکرد این مدل‌ها، از تابع فاصله‌ی هنسن- جاناتان[6] (HJ) استفاده شده است. معیار HJ، معیاری است که توسط هنسن و جاناتان (۱۹۹۷) به منظور مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها معرفی شده است.

این مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است که پس از مقدمه، بخش دوم این مقاله، به مروری بر مطالعات گذشته در این زمینه اختصاص داده شده است. مبانی نظری مدل، شامل چگونگی ورود متغیرهایی همچون پس‌انداز به تابع مطلوبیت و مدل‌سازی در رابطه با ارتباط بازده و عوامل مؤثر بر بازده دارایی‌ها در بخش سوم ارائه خواهد شد. در ادامه و در بخش چهارم، نتایج برآورد مدل‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) آمده است علاوه بر این نتایج مقایسه عملکرد

1. Equity Premium Puzzle
2. Saving-Based Asset Pricing
3. Habit Formation model
4. Housing-augmented two-good version of CCAPM
5. Generalized Method of Moments
6. Hansen-jagnnathan

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با روش فاصله HJ، گزارش شده است. در نهایت بخش آخر این مقاله، نتیجه‌گیری و ارائه نتایج حاصل از این پژوهش خواهد بود.

۲. پیشینه‌ی پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، در سال ۱۹۷۸ توسط لوکاس و بریدن[1] تبیین شده است. لوکاس و بریدن، با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله‌ای که دارای مصرف‌کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را ارائه داده‌اند. آن‌ها مدل خود را با عامل مصرف‌کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کرده‌اند.

پس از آن مانکیو و شاپیرو[2] (۱۹۸۶)، با ادعای این که بتای مبتنی بر مصرف بهتر از بتای بازار می‌تواند نقش معیار ریسک را به عهده بگیرد، این مدل را در بازار بورس نیویورک مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها دلایل ادعای خود را چنین بیان کردند که بتای مصرف باید به دو دلیل در زمینه‌ی تئوریکی ترجیح داده شود، اول این که این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند. دوم این که، هم زمان شکل‌های دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به‌اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک اند را به صورت یکجا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازده‌ی متوسط بالاتری را ارائه دهد و با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده و شاخص مصرف سرانه، بررسی کرده‌اند که آیا سهامی که بتای بازار و مصرف بالاتری دارند، بازدهی بیشتری را ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی، در مقایسه با مدل CCAPM لوکاس، که تابع استاندارد مطلوبیت را با قدرت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر می‌گیرد، بازده‌ی اضافی را بهتر محاسبه می‌کند.

کوچرلاکوتا[3] (۱۹۹۶)، نشان داده‌اند که CCAPM، به دلیل نقش جدایی‌ناپذیری که در اقتصاد کلان پیشرفته و اقتصاد بین الملل ایفا می‌کند، در عالم واقع مهم‌تر از CAPM است. افزون بر یافته‌های هنسن و سینگلتون[4] (۱۹۸۲)، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، مانکیو

1. Lucas & Breeden
2. Mankiw&Shapiro
3. Kocherlakota
4. Hansen & Singleton

و زلدز[1] (۱۹۹۱) وکمپبل[2] (۱۹۹۳) و (۱۹۹۶) و ادبیات موجود در زمینه‌ی CCAPM نشان می‌دهد که CCAPM استاندارد لوکاس توانسته است بازده دارایی‌ها را در ایالات متحده آمریکا تبیین کند. افزون بر آن، کامبی[3] (۱۹۹۰) نیز نشان داده است که این مدل می‌تواند در بازار بین المللی سهام نیز تبیین کننده باشد.

شاید بتوان سرآغاز ورود متغیر مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مطالعه‌ی لوستیگ و ون نیووربورگ[4] (۲۰۰۵) دانست. نویسندگان مذکور در پژوهشی به مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند که در آن وثیقه‌ی مسکن به مدل‌های پایه‌ی قیمت‌گذاری دارایی افزوده شده است. نویسندگان در این تحقیق اشاره می‌کنند که در یک مدل با وثیقه مسکن، یک کاهش در قیمت مسکن ارزش وثیقه را کاهش و ریسک خانوار را افزایش می‌دهد. این مکانیسم وثیقه می‌تواند برای توضیح تغییرات مقطعی صرف سهام به کار برده شود. نویسندگان با به کار بردن این مدل برای داده‌های ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۲ آمریکا به این نتیجه می‌رسند که این مدل قدرت توضیح‌دهندگی قابل قبولی برای بازده سهام دارد.

هر چند لوستیگ و ون نیووربورگ (۲۰۰۵) بحث مسکن را به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی وارد کرده‌اند، ولی در ادبیات مالی وارد کردن مخارج مصرفی مربوط به مسکن به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با کار پیازسی و همکاران[5] (۲۰۰۷) شناخته می‌شود، به‌طوری که مدل استفاده شده توسط این نویسندگان با عنوان مدل H-CCAPM در ادبیات مالی مشهور شده است. پیازسی و همکاران (۲۰۰۷)، برای بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی استاندارد، بخش مسکن را به این مدل‌ها وارد کردند تا علاوه بر افزایش قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها برای بازده سهام به توضیح معماهایی همچون صرف ریسک سهام نیز کمک کرده باشند. در مدل این نویسندگان مطلوبیت خانوار از دو بخش استخراج می‌شود؛ بخش اول مخارج مصرفی مسکن و بخش دوم سایر مخارج مصرفی خانوار می‌باشد. نکته حائز اهمیت در این تحقیق این است که مسکن هم به‌عنوان یک کالای مصرفی و هم به‌عنوان یک دارایی در مدل وارد شده است. با تخمین مدل‌ها با روش GMM و با استفاده از داده‌های دو دوره‌ی ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۱ و ۱۹۳۶ تا ۲۰۰۱، نویسندگان به این نتیجه می‌رسند که وارد

1. Mankiw & Zeldes
2. Campbell
3. Cumby
4. Lustig and Van Nieuwerburgh
5. Piazzesi et al.

کردن مسکن به مدل CCAPM پایه‌ی عملکرد آن را بهبود می‌بخشد و سهم مسکن در مخارج مصرفی خانوارها عامل پیش‌بینی‌کننده خوبی برای بازده سهام است.

دیویس و مارتین[1] (۲۰۰۹)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ اقتصاد آمریکا، به بررسی صرف سهام و بازده سهام پرداخته‌اند. نویسندگان در مقاله‌ای با عنوان «مسکن، تولید خانه، سهام و مقدار معمای صرف»، به آزمون مدل عامل نماینده با وجود بخش مسکن پرداخته‌اند. برای بخش مسکن در این مقاله از تابع تولید کاب-داگلاس استفاده شده است که در آن سرمایه و نیروی کار و تکنولوژی دخیل هستند. این تابع تولید در دو بخش مورد بررسی قرار گرفته است که در بخش اول سهم نیروی کار در تولید مسکن، صفر در نظر گرفته شده است و در بخش دوم سهم نیروی کار در تولید مسکن، بزرگ‌تر از صفر است. نویسندگان پس از تخمین مدل با روش GMM به این نتیجه رسیده‌اند که صرف سهام به‌دست آمده توسط پارامترهای به‌دست آمده از تخمین مدل، با مقدار صرف سهام مشاهده شده در دنیای واقعی مطابقتی ندارد.

بچ و مولر[2] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ی خود، مدل قیمت‌گذاری دارایی بر اساس مصرف با شکل‌گیری عادات و مشارکت محدود مصرف را تخمین زده‌اند. بررسی آن‌ها بر اساس نمونه‌ای از خانوارهای آمریکایی انجام گرفته است که در این نمونه دو گروه وجود داشته‌اند: گروهی که سهام نگهداری می‌کنند و گروهی که سهام نگهداری نمی‌کنند. این‌طور نشان داده شده است که مصرف کسانی که سهام نگهداری می‌کنند دارای عملکرد بالاتری از کسانی است که سهام نگهداری نمی‌کنند. همچنین مشخص شده است که نوسان بالای مصرف دارندگان سهام مدل را قادر می‌سازد که معمای صرف سهام و معمای نرخ بدون ریسک را همزمان برای یک ارزش منطقی از ریسک‌گریزی نسبی، توضیح دهد.

دریر، اشنایدر و اسمیت[3] (۲۰۱۳)، تعدیلاتی در مدل CCAPM ایجاد و با عنوان «قیمت‌گذاری بر اساس پس انداز» مقاله‌ی خود را ارائه کرده‌اند. تحقیق آنها بر اساس مطالعه مارشال (۱۹۲۰) انجام گرفته است که در آن، افراد نه تنها با مصرف، بلکه با پس‌انداز نیز مطلوبیت به‌دست می‌آورند. در این مقاله، رابطه‌ی اویلر برای این ترجیحات استخراج و با استفاده از روش GMM تخمین زده شده است. تخمین‌ها نشان می‌دهد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت است.

1. Davisa and Martin
2. Bach& Møller
3. Dreyer & Schneider & Smith

فلوین و لیانگ[1] (۲۰۱۳)، با استفاده از مدل H-CCAPM، به بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دوره‌ی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ در اقتصاد آمریکا پرداخته‌اند. آن‌ها بدین نتیجه رسیده‌اند که عامل تنزیل تصادفی در مدل H-CCAPM نسبت به مدل CCAPM پایه‌ی نوسان بیشتری دارد. همچنین در مطالعه‌ی این نویسندگان عملکرد مدل H-CCAPM نسبت به مدل پایه بهتر ارزیابی شده است. این عملکرد در مواردی همچون بررسی معمای صرف سهام و توضیح بازده‌های مقطعی سهام می‌باشد.

هانگ، یو و جیانگ[2](۲۰۱۴)، با تفکیک بازار کالاهای داخل و خارج، به توسعه‌ی مدل CCAPM پرداخته‌اند، در مدل آن‌ها مصرف‌کنندگان می‌توانند کالاهای داخلی و خارجی را مصرف و فقط در بازارهای داخلی سرمایه‌گذاری کنند. در این مدل نرخ ارز از کانال مطلوبیت نهایی بر قیمت دارایی‌ها اثرگذار است. همچنین متغیر نرخ ارز سبب افزایش ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد. این مدل به‌خوبی سبد صنایع و سبد فاما-فرنچ را در بازار چین قیمت‌گذاری می‌کند. علاوه بر این متغیر نرخ ارز در طول زمان تغییر می‌کند و رفتار ضد دوره‌ای دارد که می‌تواند به توضیح رفتار ضددوره‌ای صرف سهام کمک کند.

وان، لیونگ و دانگ۳ (۲۰۱۵)، به بررسی انواع مدل‌های CCAPM برای اقتصاد هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. در مطالعه‌ی این نویسندگان مدل H-CCAPM نیز به همراه ۷ مدل دیگر مورد بررسی قرار گرفته است. نویسندگان با استخراج معادلات اویلر مربوطه و با روش GMM به تخمین مدل‌ها پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره‌ی ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. پارامتر مربوط به عکس کشش جانشینی بین کالای مسکن و سایر کالاها در این مقاله ۰/۹۱ به‌دست آمده است. علاوه براین عامل تنزیل زمانی و ریسک‌گریزی نسبی به ترتیب ۰/۹۷ و ۱/۳۹ برآورد شده است. در نهایت نتیجه‌گیری آنها بدین صورت بوده است که همیشه وارد کردن بحث مسکن به مدل پایه CCAPM سبب بهبود عملکرد مدل‌ها نخواهد شد. به‌عبارتی متغیر مخارج مصرفی بخش مسکن در توضیح بازده سهام نقش معنی‌داری نخواهد داشت.

از میان مطالعات داخلی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

رستمیان و جوانبخت (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان «مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

1. Flavin, Liang
2. Huang, Wu, Zhang
3.Kwan, Leung, & Dong

مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران»، به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف که توسط بریدن (۱۹۷۹) عنوان شده است، پرداخته‌اند. در این تحقیق ۱۳۴ سهم از بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که هر چند هیچ کدام از دو مدل، مدل کامل و مناسبی جهت پیش‌بینی دقیق بازده نمی‌باشند، ولی مدل CAPM در مقایسه با مدل CCAPM در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران از کارآیی بالاتری برخوردار است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی و مقایسه‌ی دو مدل CCAPM و HCCAPM در بازار بورس تهران پرداخته‌اند. نویسندگان با استفاده از روش تخمین GMM و با کمک داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ به این نتیجه رسیده‌اند که هر دو مدل فوق در توضیح بازده سهام در دوره‌ی مذکور موفق عمل می‌کنند، ولی از نظر عملکرد مدل HCCAPM، مدل معنادارتری خواهد بود.

۳. مبانی نظری

در این قسمت به مبانی نظری مربوط به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)، مبتنی بر شکل‌گیری عادات و مبتنی بر پس‌انداز پرداخته می‌شود. این قسمت نشان‌دهنده‌ی چگونگی استخراج معادلات اویلر مربوطه برای تخمین با روش GMM خواهد بود.

۱.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)

طبق بیان کوکران[1] (۲۰۰۰)، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به‌صورت رابطه‌ی $p=E(Mx)$ قابل بیان است. در این رابطه، P، نشان دهنده‌ی قیمت دارایی، M، عامل تنزیل تصادفی[2] (SDF) و x، بازدهی دارایی می‌باشد. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی بر می‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد که این تغییرات منجر به تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها خواهد شد. طبق مدل CCAPM هر چند بازده‌های انتظاری می‌تواند در طول زمان و بین دارایی‌ها تغییر کند، بازده‌های تنزیلی

1. Cochrane
2. Stochastic Discount Factor

باید همیشه برای هر دارایی یکسان و برابر یک باشد و این مطلب به صورت زیر قابل بیان است[۱] (کوکران، ۲۰۰۰):

$$۱ = E_t(M_{t+۱}R_{i,t+۱}) \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق، $R_{i,t+1}$ بازده دارایی iام و M_{t+1} عامل تنزیل تصادفی است که باعنوان کرنل قیمت‌گذاری[۲] (SDF)، شناخته می‌شود. در این مدل، عامل تنزیل تصادفی برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین‌دوره‌ای[۳] (IMRS) است. هر مدل قیمت‌گذاری دارایی یک کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصر به فرد دارد و عملکرد مدل‌های مذکور را می‌توان با ایجاد معادلات اویلر مربوطه با توجه به این عامل تنزیل، با هم مقایسه کرد. برای استخراج عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM پایه، ابتدا تابع مطلوبیت نمایی جمع‌پذیر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C,\eta) = \frac{C^{۱-\eta}}{۱-\eta} \quad ,۰ < \eta < \infty \qquad (۲)$$

در تابع مطلوبیت فوق (رابطه‌ی ۲)، پارامتر η، انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر η برابر یک باشد، تابع مطلوبیت به‌صورت لگاریتمی در خواهد آمد. علاوه بر این η ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است. مصرف‌کننده مطلوبیت کل دوره را طبق رابطه‌ی زیر به حداکثر می‌رساند:

$$E.\left\{\sum_{t=۰}^{\infty}\beta^t U(C_t)\right\} \quad ,۰ < \beta < ۱ \qquad (۳)$$

با توجه به تابع مطلوبیت در رابطه‌ی (۲) می‌توان نتیجه گرفت مصرف‌کننده حل مسئله زیر را پیش‌رو خواهد داشت:

$$Max_{C_t} E_t\left\{\sum_{j=۰}^{\infty}\beta^j\left(\frac{C_{t+j}^{۱-\eta}}{۱-\eta}\right)\right\} \quad ,۰ < \beta < ۱ \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴)، C، مصرف سرانه، β عامل تنزیل ذهنی زمان (که تفاوت مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان‌های مختلف برای افراد را تبیین می‌کند) و E عملگر انتظارات شرطی است. در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت که اگر β کوچک باشد

---

۱. خوانندگان محترم به‌منظور پی‌گیری روند اثبات روابط جبری می‌توانند به کتاب قیمت‌گذاری دارایی‌ها، نوشته‌ی کوکران (۲۰۰۰) (منبع ۴) مراجعه کنند.

2. Pricing kernel

3. Intertemporal Marginal Rate of Substitution

افراد بسیار ناشکیبا هستند. به عبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند، مطلوبیت از نوع تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] (CRRA) در نظر گرفته شده است. طبق تعریف، برای به‌دست آوردن عامل تنزیل تصادفی (کرنل قیمت‌گذاری) می‌توان از رابطه‌ی زیر کمک گرفت:

$$M = \beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \qquad (۵)$$

در رابطه‌ی فوق، $U'(C_{t+1})$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره‌ی آتی و $U'(C_t)$ مشتق تابع مطلوبیت نسبت به مصرف دوره کنونی است. با دنبال کردن فرایند بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کنندگان در این حالت کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \beta(\frac{C_{t+1}}{C_t})^{-\eta} \qquad (۶)$$

بعد از به‌دست آوردن کرنل قیمت‌گذاری با قرار دادن آن در رابطه‌ی اویلر (۱)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

۲.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)

همان‌طور که قبلا نیز اشاره شد، مدل H-CCAPM، اولین بار توسط پیازسی و همکاران (۲۰۰۷)، ارائه شد. این مدل، مدل تعدیل‌یافته و یکی از حالات خاص مدل CCAPM می‌باشد با این توضیح که در این مدل مخارج مصرفی به دو نوع تقسیم شده‌اند. نوع اول، شامل مخارج مصرفی خانوارها به‌جز مخارج بخش مسکن و نوع دوم، مخارج مصرفی بخش مسکن خواهد بود. در این مدل تابع مطلوبیت شامل دو آرگومان می‌باشد که به معادله (۷) است:

$$U(C_t, H_t) = \frac{(\widetilde{C}_t)^{1-\eta}}{1-\frac{1}{\eta}}, \widetilde{C}_t = \left[C_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega H_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad (۷)$$

در تابع فوق، C_t مخارج مصرفی به غیر از بخش مسکن H_t، مخارج مصرفی در بخش مسکن، η ضریب ریسک‌گریزی نسبی، ω وزن نسبی مخارج مصرفی به غیر از مسکن در تابع مطلوبیت و ϵ کشش جانشینی ثابت بین C_t و H_t است، به‌طوری که اگر مقدار ϵ برابر

1. Constant Relative Risk Aversion

صفر باشد دو کالا مکمل هستند و اگر $\epsilon \to \infty$ باشد دو کالا جانشین‌های کاملی هستند. همچنین اگر مقدار ϵ برابر یک باشد تابع فوق تبدیل به تابع کاب- داگلاس خواهد شد. فرض ضمنی این مدل این است که جریان خدمات بخش مسکن بخشی از موجودی مسکن (H) می‌باشد. در این مدل کرنل قیمت‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \frac{\beta \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}}}{\frac{\partial U}{\partial C_t}} = \beta \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta} \left[\frac{1+\omega\left(\frac{H_{t+1}}{C_{t+1}}\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}{1+\omega\left(\frac{H_t}{C_t}\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}} \right]^{\frac{1-\varepsilon\eta}{(\varepsilon-1)}} \right] \qquad (8)$$

برای بررسی کاربردی راحت‌تر با عملیات جبری ساده می‌توان عامل تنزیل تصادفی را به صورت زیر نیز در نظر گرفت:

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta} \left(\frac{\alpha_{t+1}}{\alpha_t}\right)^{\frac{\eta-\varphi}{1-\varphi}} \qquad (9)$$

در رابطه‌ی فوق تعاریف زیر برقرار است:

$$\alpha_t = \left(\frac{C_t}{C_t + p_h H}\right) \quad \text{و} \quad \varphi = \frac{1}{\varepsilon}$$

که α_t برابر با نسبت مخارج مصرفی غیر از بخش مسکن به کل مخارج مصرفی است، بنابراین برخلاف حالت قبل (مدل CCAPM پایه) که تنها متغیر توضیح‌دهنده بازده، رشد مصرف بوده، در این مدل (H-CCAPM) علاوه بر تغییرات مصرف کل، تفکیک این متغیر به مخارج مصرفی بخش مسکن و مخارج مصرفی غیر از بخش مسکن نیز وارد مدل‌سازی شده است. عامل تنزیل تصادفی فوق، ساختار دو عاملی از کرنل قیمت‌گذاری را تصریح کرده است.

۳.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات

کنستانتیندز[1] (۱۹۹۰) و ساندرسون[2] (۱۹۸۹)، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل شکل‌گیری عادات درونی[3] را پیشنهاد داده‌اند. در این حالت، عادات یک

1. Constantinides
2. Sundaresan
3. Internal habit formation

فرد به تصمیمات مصرفی گذشته‌اش بستگی دارد. بابا (۲۰۰۰)، مطلوبیت انتظاری را در این حالت به‌صورت زیر در نظر گرفته است:

$$U(C_t, X_t) = E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t \frac{\left(C_t / X_t\right)^{1-\eta}}{1-\eta}\right] \qquad (10)$$

در رابطه‌ی فوق، سطح عادات به‌طور مستقیم با مصرف دوره‌ی گذشته به‌صورت زیر در ارتباط است:

$$X_t = (\overline{C}_{t-1})^k \quad , 0 < k < 1 \qquad (11)$$

K درجه‌ی تفکیک ناپذیری زمان[1] و $\overline{C}_{t-1}$ مصرف کل دوره‌ی گذشته است. از آنجا که یک عامل نوعی وجود دارد در تعادل مصرف کل برابر است با مصرف خود عامل، بنابراین در تعادل

$$X_t = (C_{t-1})^k$$

در این حالت عامل تنزیل تصادفی (SDF) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$M_{t+1} = \beta \frac{U_C(C_{t+1}, X_{t+1})}{U_C(C_t, X_t)} = \beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{c_t}{c_{t-1}}\right)^{k(\eta-1)} \qquad (12)$$

در رابطه‌ی فوق، U_c مشتق جزئی تابع مطلوبیت نسبت به C است.

۴.۳. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM)

در مدل SCCAPM، تعدیل انجام گرفته در تابع ترجیحات، با وارد کردن پس‌انداز به تابع مطلوبیت انجام گرفته است. ترجیحات استفاده شده در این پژوهش بر اساس ایده‌ی مارشال[2] (۱۹۲۰) است که افراد نه تنها برای مصرف آتی، بلکه برای کسب مطلوبیت نیز پس انداز می‌کنند. به‌عبارتی تابع مطلوبیت تابعی از مصرف و پس‌انداز است. در این حالت قید بودجه به‌صورت زیر در نظرگرفته می‌شود:

$$w_{t+1} = (w_t - C_t)R^w_{t+1} \qquad (13)$$

1. Degree of time non-separability
2. Marshall

در رابطه‌ی فوق، W-C نقدینگی در دسترس است و R در این رابطه بازده این نقدینگی است که میانگین وزنی بازده‌ها بر دارایی‌های مالی و انسانی می‌باشد. تابع مطلوبیت نیز به‌صورت معادله ۱۴ در نظر گرفته می‌شود.

$$u\left(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) = \frac{\left[C_t\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta}\right]^{1-\eta}}{1-\eta}\ , \eta>0, \eta\neq 1 \qquad (۱۴)$$

$$= LnC_t + \theta Ln\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right), \eta = 1$$

در رابطه‌ی فوق، η انحنای تباع مطلوبیت را نشان می‌دهد. پارامترهای انحنای تابع مطلوبیت در یک مدل پویا نه تنها ریسک‌گریزی و ترجیحات بین کالاها را نشان می‌دهد، بلکه بیانگر میل به جانشینی مصرف در طول زمان نیز می‌باشد. تابع داخل کروشه تابع مطلوبیت مقعر است، که ترجیحات ترتیبی بین دو کالا را نشان می‌دهد. حال با دنبال کردن فرایند بهینه‌سازی رفتار مصرف کننده می‌توان رابطه‌ی اویلر مربوطه را استخراج کرد. اگر عامل تنزیل ثابت β را در نظر بگیریم، مصرف‌کننده مطلوبیت انتظاری طول عمر را با توجه به قید بودجه (رابطه‌ی ۱۳) و ثروت اولیه w_0 حداکثر می‌کند.

$$\max_{\{C_t,\lambda_t\}_{t=0}^{\infty}} E\sum_{t=0}^{\infty} u(C_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}) \qquad (۱۵)$$

با وجود پس‌انداز، رابطه‌ی اویلر مربوطه به‌صورت زیر خواهد بود[۱]:

$$\left(R_{t+1} - R_{t+1}^f\right)\begin{bmatrix} u_2\left(c_t, \frac{w_{t+1}}{w_t}\right) + \beta u_1\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right) \\ -\beta u_2\left(c_{t+1}, \frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}\right)\frac{1}{w_{t+1}}\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}} \end{bmatrix} = 0 \qquad (۱۶)$$

برای مقایسه‌ی راحت‌تر با حالت استاندارد، رابطه‌ی ۱۶ را با استفاده از ترجیحات رابطه‌ی (۱۴) می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$E\left(R_{t+1} - R_{t+1}^f\right)\left(\frac{w_{t+1}}{w_t}\right)^{\theta(1-\eta)} \qquad (۱۷)$$

$$\left\{\theta\frac{C_t}{w_t}\frac{w_t}{w_{t+1}} + \beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\eta}\left(\frac{\frac{w_{t+2}}{w_{t+1}}}{\frac{w_{t+1}}{w_t}}\right)^{\theta(1-\eta)}\left[1-\theta\frac{C_{t+1}}{w_{t+1}}\right]\right\} = 0$$

پس از استخراج روابط اویلر به‌صورت فوق باید به تخمین روابط مربوطه پرداخت.

---

۱. برای اثبات معادلات اویلر فوق به مقاله‌ی کوچرلاکوتا (۱۹۹۶) مراجعه شود.

۴. نتایج برآورد مدل‌ها

متغیرهای مورد نیاز برای تخمین معادلات اویلر مربوطه، داده‌های فصلی مربوط به دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ است که از وبسایت بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. متغیرهای اصلی مورد نیاز برای تخمین مدل، مخارج مصرفی بخش خصوصی می‌باشد که از دو بخش مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی تشکیل شده است. داده‌های آماری حاکی از آن است که در طول سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ سهم مخارج مصرفی در بخش مسکن نسبت به کل مخارج مصرفی افزایش پیدا کرده است. برای آگاهی بیشتر از وضعیت این متغیرها، آماره‌های توصیفی مربوط به این متغیرها در جدول زیر ارائه شده است. در این جدول C، کل مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت، Ca_t، مخارج مصرفی بخش خصوصی به‌جز مسکن و S پس‌انداز ملی است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	می‌نیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
C	۴۸۲۲۵/۷۲	۴۲۳۱۹/۴۵	۷۸۵۴۶/۰	۲۴۴۷۲/۲۰	۱۷۱۰۹/۴۲	۰/۲۹۰۵۷	۱/۴۹۶۷۷
S	۲۹۳۳۹/۹۷	۲۸۱۶۷/۱۰	۶۸۰۹۵/۴	۳۹۱۱/۵۱۸	۱۳۱۲۲/۶۶	۰/۲۵۶۷۴	۲/۵۶۶۰۱
Ca_t	۳۲۸۴۸/۸۳	۲۷۶۶۹/۷۷	۵۲۲۶۳/۸	۱۷۴۱۹/۵۹	۱۱۸۷۴/۵۷	۰/۳۱۹۵۶	۱/۳۹۷۱۷
R	۰/۰۶۳۹۱۹	۰/۰۳۹۵۸۴	۰/۶۱۰۴۴	-۰/۲۸۵۷۱	۰/۱۴۳۹۲	۰/۹۴۹۶۸	۵/۰۱۸۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۴.۱. تخمین مدل CCAPM

پس از استخراج معادلات اویلر مربوطه در قسمت قبل، در این قسمت با استفاده از روش GMM، به برآورد این معادلات پرداخته می‌شود. برای برآورد مدل‌ها با روش GMM نیاز به استفاده از متغیرهای ابزاری است. برای انتخاب متغیرهای ابزاری باید به دو نکته مهم توجه کرد:

- متغیرهای ابزاری بیشتر به معنی مطلوب‌تر بودن تخمین نیست.
- متغیرهای ابزاری باید بر اساس توانایی‌شان در تخمین و تشخیص شرایط انتخاب شوند.

اگر اضافه کردن متغیر ابزاری جدید اثر مثبتی بر کیفیت تخمین داشته باشد، این متغیر به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده خواهد شد، ولی اگر اضافه کردن متغیر ابزاری سبب هم‌خطی بین متغیرهای ابزاری، خطای مدل، بدتر کردن شرایط تخمین مدل یا تخمین نتایج گوشه‌ای برای پارامترها شود، متغیر ابزاری استفاده نخواهد شد. جدول ۲ متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل را نشان می‌دهد:

جدول ۲. متغیرهای ابزاری استفاده شده در تخمین مدل CCAPM

نام متغیر	توضیح
R(-2)	بازده سهام دو دوره‌ی قبل
RH(-1)	بازده مسکن یک دوره‌ی قبل (نرخ رشد شاخص قیمت مسکن)
Tepex	شاخص قیمت سهام
Exch(-1)	نرخ ارز دوره‌ی قبل
IH(-1)	سرمایه‌گذاری در مسکن دوره‌ی قبل (سرمایه‌گذاری در مسکن مناطق شهری)
Tepex(-1)	شاخص قیمت سهام یک دوره‌ی قبل

هر چند روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد داده‌های تحقیق ندارد، اما بررسی ساکن‌پذیری متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است، بنابراین قبل از تخمین مدل نیاز به بررسی ساکن‌پذیری داده‌هاست. در این قسمت، آزمون ریشه‌ی واحد برای متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه‌ی H_0 یعنی وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای مدل CCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۹۳۴	-۱۹/۹۷۰
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۴	-۶/۰۴

*مقادیر بحرانی جدول مک‌کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-

**C: مخارج مصرفی بخش خصوصی، R: بازده سهام

نتایج تخمین مدل CCAPM با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ در جدول (۴) نشان داده شده است. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم‌همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله‌ی آزمون J که توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شده است انجام پذیرد. تست j هانسن برای محدودیت‌های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری کند. به‌عبارتی فرضیه‌ی صفر در این آزمون رابطه‌ی $E[h(x_t; \Theta_{GMM}, Z_t)] = 0$ است. همان‌طور که در فصل قبل توضیح داده شد، آماره‌ی

آزمون دارای توزیع مجانبی کی- دو با r درجه آزادی است. r تعداد متغیرهای ابزاری همراه با مقدار ثابت (محدودیت‌های تعامدی یا شروط گشتاوری) می‌باشد. همان‌طور که نتایج تخمین در جدول زیر نشان می‌دهد، شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده شده است و بنابراین این نتایج می‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل CCAPM با روش GMM

مدل	نتایج تخمین با روش GMM		آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η		p-Value
CCAPM	۰/۹۶۵ (۸/۹۶)	۱۹/۶۵۰ (۴/۱۵)	۸/۱۵۸	۰/۱۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش- اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل (شامل مخارج مصرفی بخش خصوصی) بر بازده سهام اثر معناداری دارند. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون J استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه‌ی صفر حاکی از عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. همان‌طور که مشاهده می‌شود فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم‌همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. نتایج به‌دست آمده از مدل CCAPM برای پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۶۵ است، آماره‌ی t برای این پارامتر نشان از معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه‌ی تعریف شده برای این پارامتر ($0 < \beta < 1$) قرار دارد. همان‌طور که در بخش مبانی تئوری مقاله توضیح داده شد، بزرگ‌تر بودن این پارامتر نشان از شکیبایی عوامل اقتصادی در مصرف دارد، به عبارتی افراد ترجیحاتی برای مصرف آتی نیز دارند (افراد شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند). تخمین پارامتر η (انحنای تابع مطلوبیت، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای) در این مدل مقدار ۲۵/۹۸۱ را دارد و این عدد با توجه به مثبت بودن علامت آن نشان از ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی دارد و مقدار بزرگ‌تر از یک و دو برای این عدد، ریسک‌گریزی بالا را نشان می‌دهد. هر چند در بسیاری از متون اقتصادی (رومر، ۲۰۰۰)

پارامتر ریسک‌گریزی در بازه‌ی صفر و ۵ قرار می‌گیرد ولی مطالعاتی (جانک، ۲۰۰۴) نیز استدلال می‌کند که این پارامتر عددهای بزرگ‌تر از ۱۰ و یا حتی ۳۰ را نیز به خود می‌گیرد.

۲.۴. تخمین مدل *SCCAPM*

قبل از ارائه‌ی نتایج تخمین مدل، آزمون ریشه‌ی واحد بر متغیرهای مورد نیاز مسئله انجام گرفته است، همان‌طور که جدول (۵) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر و فیلیپس پرون، فرضیه‌ی H_0 یعنی وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرهای مدل مانا یا ساکن هستند.

جدول ۵. بررسی مانایی متغیرهای مدل SCCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
$\frac{S_{t+1}}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۵۴	-۱۸/۳۴
$\frac{C_t}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳۱	-۹/۱۶
$\frac{S_t}{S_{t+1}}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۲/۱۶	-۱۴/۰۷
$\frac{C_{t+1}}{C_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۳/۰۶	-۱۹/۹۸
$\frac{S_{t+2}}{S_{t+1}} \Big/ \frac{S_{t+1}}{S_t}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۲/۵۸	-۱۴/۶۵
$\frac{C_{t+1}}{S_{t+1}}$	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۳۱	-۹/۱۶
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۴	-۶/۰۴

*مقادیر بحرانی جدول مک کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-

**S: پس‌انداز خالص ملی، C: مصرف بخش خصوصی، R: بازده سهام

به منظور برآورد معادلات اویلر استخراج شده در بخش دوم و تخمین مقادیر عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) و بررسی معناداری آن‌ها، از متغیرهای ابزاری به شرح جدول (۶) استفاده شده است.

جدول ۶. متغیرهای ابزاری مدل SCCAPM

ردیف	متغیر	توضیح
۱	R(-2)	بازده‌ی سهام دو دوره‌ی قبل
۲	M	حجم نقدینگی (حاصل جمع اسکناس، مسکوکات و سپرده‌های دیداری)
۳	GDP	تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه (۱۳۷۶)
۴	at/at(-1)	نسبت at دوره‌ی جاری بر at دوره‌ی قبل (at: نسبت مخارج مصرفی غیرمسکن به کل مخارج مصرفی)
۵	Consum76	مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶
۶	Consum76(-1)	متغیر Consum76 دوره‌ی قبل
۷	S_{t-1}/S_{t-2}	نسبت پس‌انداز دوره‌ی قبل به پس‌انداز دو دوره‌ی قبل (به قیمت‌های سال ۱۳۷۶)

نتایج تخمین مدل SCCAPM در جدول (۷) نشان داده شده است. همان‌طور که پیش از این بیان شد سازگاری تخمین‌زننده GMM می‌تواند به وسیله‌ی آزمون J انجام پذیرد، بنابراین نتایج تخمین در جدول زیر، شرایط شناسایی در مدل GMM برآورده شده است و این نتایج می‌تواند مورد اعتماد قرار گیرد.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل SCCAPM

گزینه	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	θ		p-Value
۱	۰/۹۸۸ (۱۵/۷۷)	۲۵/۳۲ (۶۷/۸۰)	۰/۱۴۸ (۲۳۳/۱۲)	۷/۰۰	۰/۲۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تخمین پارامترها به ترتیب برای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، انحنای تابع مطلوبیت (η)، تمایل به پس‌انداز (θ) برابر ۰/۹۸۸، ۲۵/۳۲ و ۰/۱۴۸ می‌باشد. مقدار ۰/۱۴۸ برای پارامتر θ نشان می‌دهد که ترجیحات برای پس‌انداز معنادار است اما مقدار بالایی ندارد. شاید بتوان بدین صورت این عدد را تفسیر کرد که افراد تمایل زیادی به پس‌انداز ندارند و پس‌انداز زیادی توسط آن‌ها انجام نمی‌گیرد. در عین حال، باید گفت مقدار θ کوچک بدین معنی نخواهد بود که پس‌اندازها اثر ناچیزی بر مطلوبیت دارند، چرا که θ نشان‌دهنده کشش مطلوبیت نسبت به نرخ پس انداز ناخالص است نه پس‌انداز مستقیم.

۳.۴. تخمین مدل *HCCAPM*

همانند مدل‌های قبل ابتدا نتایج بررسی مانایی متغیرها در جدول زیر گزارش شده است. همان‌طور که جدول (۸) نشان می‌دهد، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ساکن هستند.

جدول ۸. بررسی مانایی متغیرهای مدل HCCAPM

نام متغیر	وضعیت	آزمون ADF	آزمون PP
C_{t+1}/C_t	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۹۳۴	-۱۹/۹۷۰
at	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۰۲۵	-۱۰/۰۲۵
R_{t+1}	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۹۰۸	-۶/۰۴۷

*مقادیر بحرانی جدول مک کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۹۵- و ۲/۶۱-

** C_{t+1}/C_t : نسبت مصرف دوره‌ی آتی نسبت به مصرف دوره‌ی کنونی، at: نسبت مخارج مصرفی به‌جز بخش مسکن به کل مخارج مصرفی، R_{t+1}: نرخ بازده سهام

برای تخمین مدل HCCAPM از متغیرهای ابزاری به شرح جدول ۹ استفاده شده است.

جدول ۹. متغیرهای ابزاری مدل HCCAPM

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
R(-2)*	نرخ بازده‌ی سهام	SS0(-2)	نسبت S_{t-2}/S_{t-3}
RH(-1)	نرخ بازده‌ی مسکن	Consum76	مخارج مصرفی بخش خصوصی به‌قیمت ثابت ۷۶
TEPEX	شاخص قیمت سهام	GI(-2)	مخارج عمرانی دولت
TEPEX(-1)	TEPEX با یک دوره تأخیر	C1(-1)	Ct-1/Ct-2
RH	نرخ بازده‌ی مسکن	C0C3(-2)	Ct-3/Ct-4
PriceH(-1)	شاخص مسکن اجاره‌ای	IH(-1)	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌ها
S	پس انداز ناخالص ملی سرانه	C0(-1)	Ct-2/Ct-1
CS(-1)	نسبت مصرف به پس‌انداز	GC(-2)	مخارج مصرفی دولت
Exch(-2)	نرخ ارز غیررسمی		

*اعداد داخل پرانتزها نشان‌دهنده‌ی دوره‌های تأخیری است.

نتایج تخمین مدل HCCAPM در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل HCCAPM

مدل	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	ϕ		p-Value
H-CCAPM	۰/۹۸۱ (۲/۰۲)	۲۰/۷۶۱ (۳/۰۵)	۰/۸۴۳ (۱۵/۲۹)	۱۹/۶۶۶	۰/۱۸۵

* اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)، منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل (مخارج مصرف بخش خصوصی و نسبت مخارج مصرفی مسکن به کل مخارج مصرفی) اثر معناداری بر بازده سهام دارند. با توجه به آماره‌ی J، می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

نتایج به‌دست آمده از مدل H-CCAPM نشان از معناداری تک‌تک پارامتر دارد. تخمین پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۸۱ می‌باشد، به عبارتی می‌توان نتیجه گرفت که افراد در مصرف بین‌دوره‌ای شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند. تخمین پارامتر η در این مدل مقدار ۲۰/۷۶۱ را دارد، بنابراین می‌توان استدلال کرد عوامل اقتصادی اولاً ریسک‌گریز هستند و دوم اینکه ریسک‌گریزی آن‌ها بالاست. پارامتر ϕ که در مدل HCCAPM به پارامترهای مدل قبل اضافه شده طبق تعریف برابر $\varphi = \frac{1}{\varepsilon}$ است، که در این رابطه‌ی ε کشش جانشینی ثابت بین C_t و H_t است. مقدار برآورد این پارامتر در مدل ۰/۸۴۳ است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که کشش جانشینی بین‌دوره‌ای بین مخارج مصرفی غیر از مسکن و مخارج مصرفی در بخش مسکن ۱/۱۸۴ می‌باشد. تحقیقات اقتصادی دیگر (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵، پیازسی و همکاران، ۲۰۰۷) نیز مقدار کشش جانشینی بین مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی را عدد مثبتی به‌دست آورده‌اند.

۴.۴. تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات مصرفی

جدول ۱۱ متغیرهای ابزاری مدل شکل‌گیری عادات را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. متغیرهای ابزاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
R(-2)*	نرخ بازده سهام	C1(-1)	نسبت C_{t-1}/C_{t-2}
TEPEX	شاخص قیمت سهام	SS0(-2)	نسبت S_{t-2}/S_{t-3}
TEPEX(-1)	متغیر TEPEX دوره‌ی قبل	AT	نسبت مخارج مصرفی غیرمسکن به کل مخارج مصرفی تقسیم بر همین متغیر یک دوره‌ی قبل
CPG(-1)	رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶		

*اعداد داخل پرانتزها نشان‌دهنده‌ی دوره‌های تأخیری است.

نتایج تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر شکل‌گیری عادات در جدول زیر نشان داده شده است:

جدول ۱۲. نتایج تخمین مدل شکل‌گیری عادات

مدل	نتایج تخمین با روش GMM			آماره‌ی آزمون J	احتمال آماره‌ی آزمون J
	β	η	k		p-Value
مدل شکل‌گیری عادات	۰/۹۷۱ (۶/۵۹)	۲۲/۰۳ (۶/۷۸)	۰/۲۲۸ (۲/۰۰)	۸/۷۹	۰/۱۱

* اعداد داخل پرانتز (آماره‌ی t)- منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول فوق، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. به‌عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل (مخارج مصرفی بخش خصوصی، نسبت مخارج مصرفی دوره‌ی کنونی به دوره‌ی قبل و نسبت مخارج مصرفی دوره‌ی آتی به دوره‌ی کنونی) بر بازده سهام اثر معناداری دارند. و ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

نتایج به‌دست آمده از مدل شکل‌گیری عادات برای پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۹۷۱ می‌باشد، آماره‌ی t برای این پارامتر نشان از معناداری تخمین دارد و این مقدار در بازه‌ی تعریف شده برای این پارامتر ($0<\beta<1$) قرار می‌گیرد، همان‌طور که در بخش مبانی تئوری مقاله توضیح داده شد بزرگ‌تر بودن این پارامتر شکیبایی

عوامل اقتصادی در مصرف را نشان می‌دهد. به‌عبارتی افراد ترجیحاتی برای مصرف آتی نیز دارند (افراد شکیبا هستند و ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند). تخمین پارامتر η (انحنای تابع مطلوبیت، ضریب ریسک‌گریزی نسبی و عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای) در این مدل مقدار ۲۲/۰۳ را دارد و این عدد با توجه به مثبت بودن علامت آن ریسک‌گریزی عوامل اقتصادی را نشان می‌دهد و مقدار بزرگ‌تر از یک و دو برای این عدد، ریسک‌گریزی بالا را بیان می‌کند. مقدار پارامتر K برابر ۰/۲۲۸ است و بدان معناست که شکل‌گیری عادات به‌صورت $X_t = (C_{t-1})^{0.228}$ می‌باشد. این مقدار تخمینی به این معنی است که شکل‌گیری عادات ضعیف است و مصرف کنونی تحت تأثیر کمی از مصرف دوره‌ی قبل می‌باشد.

۵.۴. مقایسه‌ی مدل‌ها با استفاده از تابع فاصله HJ

در این مقاله برای مقایسه قدرت مدل‌ها در پیش‌بینی و توصیف بهتر داده‌ها از روش فاصله HJ (هنسن و جاناتان، ۱۹۹۷) استفاده شده است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷)، شاخصی (HJ) را برای مقایسه‌ی مدل‌های غیرخطی ارائه کرده‌اند. می‌توان این طور بیان کرد، این شاخص که خطای تصریح غلط عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل را اندازه‌گیری می‌کند، در حالت ساده به‌صورت زیر به‌دست می‌آید (انتخاب m به‌طوری‌که مربع δ مینیمم شود):

$$\delta^2 = E(y-m)^2 \qquad (۱۸)$$
$$S.t \quad E(mx) = q$$

در رابطه‌ی فوق، y عامل تنزیل تصادفی (SDF) مدل، x بردار بازدهی دارایی‌ها و q بردار قیمت‌های دارایی‌های متناظر است. هنسن و جاناتان (۱۹۹۷)، نشان داده‌اند که رابطه‌ی فوق یک راه حل دارد و می‌توان رابطه‌ی فوق را به دو صورت بیان کرد. اولین بیان به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$\delta^2 = E\left[y^2 - (y-\lambda' x)^2 - 2\lambda' q\right] \qquad (۱۹)$$
$$\lambda = (Exx')^{-1}E(xy-q)$$

بیان دوم از δ به صورت زیر می‌باشد:

$$\delta^2 = (Exy-Eq)'(Exx')^{-1}(Exy-Eq) \qquad (۲۰)$$

δ می‌تواند به‌عنوان یک میانگین وزنی از خطاهای قیمت‌گذاری ($E(xy-q)$) تعبیر شود، بنابراین طبق رابطه‌ی (۲۰)، مدلی که خطای کمتری (δ) داشته باشد از لحاظ عملکرد مطلوب‌تر خواهد بود. همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهد با روش GMM برآوردهای معناداری از پارامترها حاصل شده است. اما سؤالی که ایجاد می‌شود این است که کدام مدل توصیف بهتری از داده‌ها ارائه می‌دهد و از آنجایی‌که روش GMM نمی‌تواند تشخیص دهد که کدام مدل بهتر است، باید معیار دیگری برای مقایسه مدل‌ها معرفی کرد. (در جدول ۱۳) با مقایسه‌ی مدل‌های جدول (۳) می‌توان عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها را با معیار تابع فاصله HJ مشاهده کرد.

جدول ۱۳. نتایج مقایسه مدل‌ها

مدل	CCAPM	SCCAPM	HCCAPM	مدل شکل‌گیری عادات
شاخص HJ	۰/۲۰۱۹۸۸	۰/۰۹۰۹۶۳	۰/۱۱۹۷۰۳	۰/۱۹۰۲۸۷
رتبه مدل‌ها از نظر کارایی	۴	۱	۲	۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، کاراترین مدل در توضیح بازده‌ی سهام در بین ۴ مدل مورد بررسی پژوهش حاضر، مدل SCCAPM است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصاد مالی، ریسک و بازدهی دو رکن اصلی تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری‌اند و همواره بیشترین بازدهی با توجه به حداقل ریسک، معیاری مناسب برای سرمایه‌گذاری است. یکی از روش‌هایی که به تبیین رابطه‌ی بین ریسک و بازده کمک می‌کند استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایست. در همین راستا و همان‌طور که در فصول قبل به‌طور کامل تشریح شد، هدف از انجام این تحقیق، مروری بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تخمین ۴ مدل قیمت‌گذاری دارایی در اقتصاد ایران و برای دوره‌ی ۱۳۹۱-۱۳۶۷ است. در این تحقیق پس از توضیح مبانی نظری و ارائه‌ی معادلات اویلر مربوط به هر مدل، نتایج برآورد مدل‌ها گزارش شده است. مدل‌های قیمت‌گذاری مورد بررسی در این تحقیق شامل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های

سرمایه‌ای مبتنی بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر پس‌انداز (SCCAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای براساس شکل‌گیری عادات است. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که مخارج مصرفی، اجزای آن (مخارج مصرفی بخش مسکن و سایر مخارج مصرفی)، شکل‌گیری عادات و پس‌انداز در توضیح بازده سهام در دوره‌ی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ نقش مهم و معناداری داشته‌اند. به‌عبارت دیگر نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که برای توضیح بازده سهام در اقتصاد ایران در دوره یاد شده می‌توان از این ۴ مدل استفاده کرد. معناداری پارامترهای عامل تنزیل ذهنی زمان (β)، عامل ریسک‌گریزی (η)، میل به پس‌انداز (θ)، عکس کشش جانشینی بین سایر مخارج مصرفی و مخارج مصرفی بخش مسکن (φ) و ضریب تفکیک ناپذیری زمان (k)، تأییدکننده معناداری مدل‌های مورد نظر است. در ادامه و پس از برآورد معادلات اویلر مربوطه، با استفاده از روش تابع فاصله HJ به مقایسه‌ی عملکرد این ۴ مدل پرداخته شده است. نتایج حاصل از مقایسه‌ی مدل‌ها نشان می‌دهد که مدل SCCAPM، نسبت به سایر مدل‌ها از کارایی بیشتری در توضیح بازده سهام برخوردار است، بنابراین با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش پیشنهاد می‌شود در بررسی رفتار بازده دارایی‌های مختلف به‌ویژه سهام علاوه بر متغیرهای مالی به متغیرهای کلان اقتصادی همچون مخارج مصرفی و اجزاء آن توجه شود و با توجه به اینکه در همه‌ی مدل‌های مورد بررسی در این مقاله ضریب ریسک‌گریزی نسبی عدد بزرگی به‌دست آمده است، می‌توان نتیجه گرفت به‌منظور تشویق مشارکت عوامل اقتصادی در بازارهای مالی به اهرم‌هایی نیاز است که از آن جمله می‌توان به حضور مثبت دولت و سیاست‌گذاران پولی و مالی در جهت افزایش ثبات و کاهش نااطمینانی در این بازارها اشاره کرد.

منابع

۱. رستمیان، فروغ، و جوانبخت، شاهین (۱۳۹۰). مقایسه‌ی کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال ۹، شماره‌ی ۳۱، ۱۵۷-۱۴۳.

۲. محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی و روشن، رضا (۱۳۹۴). مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی

بر مخارج مصرفی بخش مسکن (HCCAPM). در توضیح بازده‌ی سهام در ایران. فصلنامه‌ی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال۲، شماره‌ی ۳، ۷۲-۴۹.

3. Baba, Naohiko (2000). "*Exploring the role of money in asset pricing in Japan: does monetary consideration significantly improve the empirical performance of C-CAPM",* Tokyo: Bank of Japan, 18(2), 159-198.
4. Breeden, D. T. (1979). An inter temporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.
5. Bach, Ch., & Moller, S. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption. *Journal of Banking & Finance,* 35(11), 2891–2901.
6. Campbell, Johan. Y. (1993). "*Inter temporal asset pricing without consumption data*", American Economic Review, 83(3), 487-512.
7. Campbell, Johan. Y. (1996). "*Consumption and the stock market: Interpreting international experience",* Swedish Economic Policy Review, 3(2), 251-299.
8. Campbell, Johan Y., & Cochrane, Johan H. (1999). "*By force of habit: A consumption based explanation of aggregate stock market behavior*", Journal of Political Economy, 107(2), 205-251.
9. Cumby, R. E.(1990). Consumption risk and international equity returns: Some empirical evidence, *Journal of International Money and Finance*, 9(2): 182-192.
10. Cochrane, J. H. (2000). Asset pricing: Princeton university press.
11. Davis, M. A., & Martin, R. F. (2009). Housing, house prices, and the equity premium puzzle. FEDS *working paper,* 2005–13.
12. Dreyer, J.K., Schneider, J., & Smith, W.(2013) Saving-based asset-pricing, *Journal of Banking & Finance*, 37(9):3704–3715.
13. Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A Theoretical framework, *Journal of Econometrica*, 57(4), 937-969.
14. Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical analysis. *Journal of Political Economy*, 99, 263-286.
15. Flavin, M., & Liang, X. (2013). The housing CCAPM with adjustment costs and heterogeneous agents. *Journal of the Econometric Society,* 10(2), 31-52.
16. Flavin, M., & nakagawa, S. (2007). A model of housing in the presence of adjustment costs: a structural interpretation of habit persistence, *american economic review*, 98(1), 474-495.

17. Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1269-1286.
18. Huang, L., Wu, J., & Zhang, R. (2014). Exchange risk and asset returns: A theoretical and empirical study of an open economy asset pricing model, *Emerging Markets Review*, 21, 96–116.
19. Janecek, K. (2004). What is a realistic Aversion to Risk for real-world individual Investors? *Working Paper*, Carnegie Mellon University, 1-20.
20. Kocherlakota, Narayana R. (1996). "*The equity premium: It's still a puzzle",* Journal of Economic Literature, 34(1), 42-71.
21. Kang, J., Kim T S., Lee, C., & Min, B. K. (2011). Macroeconomic risk and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking & Finance,* 35(12): 3158–3173.
22. Kwan, Y. K., Leung, C. K. Y., & Dong, J. (2015). Comparing consumption-based asset pricing models: The case of an Asian city. *Journal of Housing Economics*, 28, 18-41.
23. Lucas Jr, Robert. E. (1978). "*Asset prices in an exchange economy*," Econometrica, 46(6), 1429–1445.
24. Lustig, H. N., & Van Nieuwerburgh, S. G. (2005). Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: an empirical perspective. *The Journal of Finance*, 60(3), 1167-1219.
25. Mankiw, N. G., Shapiro, M. (1986). Risk and return: Consumption beta versus market beta, *Review of Economics and Statistic*s, 68,(3): 452-459.
26. Mankiw, N. G., Zeldes, S. (1991) The consumption of stockholders and non-stockholders, *Journal of Financial Economics*, 29(1): 97-112.
27. Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of monetary Economics*, 15(2): 145-161.
28. Piazzesi, M., Schneider, M., & Tuzel, S. (2007). Housing, consumption and asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 83(3): 531–569.
29. Xiao, Y., Faff, R., Gharghori, P., & Min, B. K. (2013). Pricing innovations in consumption growth: A re-evaluation of the recursive utility model. *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4465-4475.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۴۲۸-۳۹۷

برآورد آثار مستقیم و سرریز سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات بر تولید صنایع ایران با تأکید بر نقش سرمایه‌ی انسانی و ظرفیت جذب[۱]

سعید مشیری*

دانشیار، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران، smoshiri@stmcollege.ca

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌عنوان یکی از فناوری‌های با کاربردهای عام، اقتصاد کشورهای جهان را طی دهه‌های اخیر متحول ساخته است. ایران نیز به‌عنوان یک کشور در حال توسعه و نیمه صنعتی، سرمایه‌گذاری‌های نسبتا زیادی برای به کارگیری فاوا در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور به ویژه در دهه اخیر انجام داده است، اما وضعیت شاخص‌های سرمایه‌گذاری فاوا درکشور در مقایسه با سایر کشورهای منطقه و جهان، مطلوب نبوده و آثارآن بررشد تولید و بهره‌وری به‌طور دقیق مشخص نیست. هدف این پژوهش، برآورد آثار فاوا برتولید بخش صنعتی ایران است. برای این کار، از یک مدل اقتصادسنجی با داده‌های پنل، شامل داده‌های صنایع کارخانه‌ای با کدهای چهاررقمی در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۸۳ استفاده شده است. در مدل به‌کار رفته، آثار عوامل مکمل مانند کیفیت نیروی کار، با استفاده از شاخص‌های مختلف سطح مهارت و آموزش و نوع فعالیت و ظرفیت جذب بنگاه‌ها، با استفاده از متغیر تحقیق و توسعه، نیز برآورد شده‌اند. هم چنین، علاوه بر اثار مستقیم فاوا، آثار غیرمستقیم یا سرریز آن در درون صنایع و بین صنایع نیز تصریح و برآورد شده‌اند. نتایج برآورد نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری فاوا اثر مثبتی بر تولید صنایع کارخانه‌ای ایران داشته و اثرآن در طول زمان افزایش یافته است. افزایش میزان مهارت، سطح تحصیلات و سرمایه‌ی تحقیق و توسعه نیز برمیزان اثرگذاری فاوا افزوده است. هم چنین نتایج به‌دست آمده دلالت بر آثار سرریز سرمایه‌گذاری فاوا درمیان صنایع و بین صنایع دارد.

طبقه بندی JEL: O1, O3, O4

واژه‌های کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)، صنایع کارخانه‌ای، ایران، نیروی کار، تحقیق و توسعه، سرریز

---

۱. این مقاله بر گرفته از یک طرح پژوهشی است که در شهریور ۱۳۹۵ برای سازمان فناوری و اطلاعات ایران انجام شده است.

*. شماره تماس: ۰۹۱۲۵۱۳۲۵۵۸

۱. مقدمه

تحولات چشمگیر فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) طی دهه‌های اخیر، وضعیت اقتصادی و اجتماعی کشورهای جهان را به شدت تحت تأثیر قرارداده و موجب پیشرفت اقتصادی کشورهای توسعه یافته و برخی کشورهای درحال توسعه شده است. اقتصاد دیجیتالی هم چنان با سرعت زیادی در جهان در حال گسترش است و امروزه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل محرک نوآوری، رقابت‌پذیری و رشد به ویژه در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه محسوب می‌شود. در حقیقت، تفاوت بین اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه در دوران اخیر کمتر به سطح منابع طبیعی و یا حتی سرمایه‌ی انسانی بستگی دارد. درحال حاضر، شکاف توسعه یافته‌گی بیشتر مربوط به تفاوت رو به رشد در دسترسی به ظرفیت‌های سازمانی است و اینکه تا چه حد این ظرفیت‌ها فرصت هماهنگی و بهره‌برداری از منابع اطلاعاتی را ایجاد می‌کنند (استیگلیتز، ۲۰۰۲)[1]. ظرفیت‌های سازمانی اغلب به صورت مستقیم به توانایی به‌کارگیری فاوا در میان ساختارهای شبکه‌ای وابسته است که می‌تواند بنگاه‌های اقتصادی را با روش‌های نوین به یکدیگر ارتباط دهد.

ویژگی‌های فاوا، مانند سرعت زیاد پیشرفت و سادگی انتشار آن، این امکان را به کشورهای درحال توسعه می‌دهد تا بتوانند سریع‌تر از قبل فاصله‌های علمی و اقتصادی خود با جهان توسعه یافته را کمتر کنند. برخی از کشورهای درحال توسعه مانند چین و هند، با شناخت مناسب از این فرصت تاریخی، سرمایه‌گذاری‌های لازم در فاوا و بخش‌های زیرساختی و مکمل آن کرده و به رشدهای قابل توجهی دست یافته‌اند. برخی کشورهای کمتر توسعه یافته در آفریقا، آسیا و آمریکای لاتین نیز در این زمینه دست آوردهای مناسبی به‌دست آورده‌اند. ایران نیز با جمعیت نسبتا زیاد با ترکیب سنی جوان و تحصیلات بالا و درآمد سرانه‌ی متوسط، به‌عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه و صنعتی شدن در جهان مطرح است، بنابراین، انتظار می‌رود که درآن سرمایه‌گذاری‌های لازم در زمینه نوآوری‌های تکنولوژی متناسب با پیشرفت‌های بین‌المللی صورت پذیرد تا نه تنها از گردونه‌ی رشد اقتصادی و علمی عقب نماند، بلکه بتواند فاصله سنتی خود با استانداردهای زندگی جهانی را با سرعت مناسبی کم کند. هرچند سرمایه‌گذاری‌های نسبتا زیادی در فاوا در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور به‌ویژه در دهه اخیر انجام گرفته است، ولی وضعیت شاخص‌های سرمایه‌گذاری فاوا درایران در مقایسه با سایر کشورهای منطقه و جهان مطلوب نبوده و آثار ان بررشد تولید و بهره‌وری به‌طور دقیق مشخص نیست.

---

1. Stiglitz

داده‌های کلان نشان می‌دهند که ایران طی ده سال اخیر نزدیک به ۳/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی اش را صرف سرمایه‌گذاری در فاوا کرده است که نسبت به میانگین جهانی (۶/۵ درصد) بسیار پایین است. هم چنین، متوسط سرمایه‌گذاری فاوا در دوره‌ی اخیر به ازای هر ۱۰۰۰ نفر در ایران برابر با ۴۷۵ هزاردلار بوده است که فاصله زیادی با میانگین جهانی ۱.۵ میلیون دلار دارد (WITSA, 2010). طبق حساب‌های اقماری ICT، ارزش افزوده ICT حدود ۲ درصد کل ارزش افزوده کشور در سال ۱۳۹۱ است که ۱/۵۵ درصد آن به ارتباطات و ۰/۵۸ درصد آن به سایر زیربخش‌های فاوا، یعنی اطلاعات و خدمات رایانه‌ای تعلق دارد (حساب‌های اقماری ICT، ۱۳۹۱).

هدف این پژوهش، برآورد آثار فاوا برتولید بخش صنعتی ایران است. برای این کار، از یک مدل اقتصادسنجی با داده‌های پنل شامل داده‌های صنایع کارخانه‌ای با کدهای چهاررقمی در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۸۳ استفاده شده است. نوآوری‌های مقاله شامل چهار مورد زیراست. اول، استفاده از داده‌های با حجم زیاد صنایع با کدهای چهاررقمی در طول ۱۰ سال که دقت بیشتری از ضرایب برآورد شده نسبت به داده‌های تجمیع شده و کلان به دست می‌دهد. دوم، برآورد اثر کیفیت نیروی کار بر بازدهی فاوا درتولید است که برای آن از شاخص‌های مختلف سطح مهارت و آموزش و نوع فعالیت استفاده شده است. سوم، تصریح و برآورد نقش ظرفیت جذب بنگاه‌ها در بازدهی اثرفاوا است که با استفاده از متغیر تحقیق و توسعه انجام شده است. چهارم، در مقاله‌هایی که تاکنون در زمینه‌ی اثرگذاری فاوا در ایران منتشر شده‌اند، تمرکز برآثار مستقیم فاوا بوده است. در این مقاله، علاوه بر اثار مسقتیم فاوا، آثار غیرمستقیم یا سرریز آن در درون صنایع و بین صنایع نیز تصریح و برآورد شده است.

بقیه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. دربخش ۲، ابعاد نظری مسیرهای اثرگذاری فاوا بر فعالیت‌های اقتصادی و در بخش ۳، مشاهدات تجربی بین‌المللی و ایران بررسی شده‌اند. بخش ۴، شامل تصریح مدل تجربی، داده‌های مورد استفاده در مدل و نتایج برآوردها و تجزیه و تحلیل آن‌هاست. نتیجه‌گیری دربخش ۵ مقاله ارایه شده است.

۲. مسیرهای اثرگذاری فاوا در اقتصاد

مسیر زمانی تأثیرگذاری فاوا بر اقتصاد از قاعده‌ای که توسط شومپیتر[1] برای فرایند اثرگذاری فناوری‌های با کاربردعام[2] ارایه شده است پیروی می‌کند. طبق این قاعده،

1. Shumpeter
2. General Purpose Technology (GPT)

فناوری‌های با کاربردعام، مانند ماشین بخار وبرق در قرن گذشته، در ابتدا ممکن است اثر خنثی و یاحتی منفی بر بهره‌وری و رشد فعالیت‌های اقتصادی داشته باشند، زیرا در شرایط اولیه‌ی توسعه‌ی فناوری، سایر امکانات مکمل آن‌ها هنوز آماده نبوده و ریسک استفاده از آن‌ها برای بنگاه‌ها نیز زیاد است. اگر فناوری از ویژگی سرریز شبکه‌ای نیز برخوردار باشد، با توجه به کوچک بودن اندازه‌ی شبکه در مراحل اولیه، نفع زیادی برای استفاده کنندگان آن وجود نخواهد داشت. پس از طی مرحله‌ی اول، هنگامی که عوامل مکمل اماده و افراد و واحدهای اقتصادی به‌تدریج با ابعاد فناوری جدید آشنا شده مهارت‌های لازم را کسب کردند، بازدهی سرمایه‌گذاری در فناوری افزایش می‌یابد و در نتیجه شاهد گسترش وسیع و سریع آن در بخش‌های مختلف اقتصاد خواهیم بود. در مرحله‌ی سوم، رشد فناوری اشباع شده و اثر بهره‌وری آن به حالت عادی بازخواهد گشت[1]. مطالعات انجام شده در زمینه‌ی اثرگذاری فاوا بر رشد تولید و بهره‌وری کشورهای توسعه یافته، روند شومپیتری توسعه‌ی فناوری در مورد فاوا را تأیید می‌کنند. هر چند بررسی‌های اولیه در اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰ نتوانستند اثر مثبتی برای استفاده از فاوا بر بهره‌وری بنگاه‌ها و کل اقتصاد پیدا کنند، اما با توجه به تحقیقات بسیاری که بعدها در زمینه‌ی اثرگذاری فاوا در سطح بنگاه‌های اقتصادی و اقتصاد کلان در جهان و به ویژه در کشورهای توسعه یافته انجام شد، مشخص شد که سرمایه‌گذاری در فاوا اثر مثبت زیادی بر فعالیت‌های بنگاه های تولیدی و کل اقتصاد به ویژه در نیمه‌ی دوم دهه ۱۹۹۰ داشته است. به‌طور خاص، استفاده از سیستم‌های اطلاعاتی و ارتباطاتی دیجیتال موجب افزایش کارآیی عوامل تولید و کارآیی کل، بهبود کیفیت کالا، تولید محصولات جدید، افزایش سود، افزایش سهم بازار، تحولات ساختار بازار کار، افزایش نوآوری و رقابت‌پذیری در سطح بنگاه‌ها و کل اقتصاد می‌شود[2]. اما این که آیا توسعه‌ی فاوا و میزان اثرگذاری آن بر بهره‌وری به مرحله‌ی اشباع خود رسیده یا نه، هنوز موضوع مورد اختلاف و بحث پژوهشگران است[3].

---

1. Agion& Howitt, 1998, Lipsey et al., 2005

۲. خنثی یا منفی بودن اثر فاوا بر کارآیی در مطالعات مربوط به اوایل دهه‌ی ۱۹۹۰، در این جمله معروف سولو، اقتصاددان برجسته MIT. و برنده جایزه نوبل، آشکار است که به‌عنوان "معمای سولو"، شناخته می‌شود. عبارت معروف سولو این بود که کارآیی را در همه جا به جز کامپیوترها می‌توان مشاهده کرد (Moshiri, 2016).
(Baldwin & Sabourin, 2002; Jorgenson, 2012; Bresnahan, 2010; Moshiri & Simpson, 2011; Brynjolfsson & Hitt, 2000; Brynjolfsson & Hitt., 2003)

۳. Robert Gordon، استاد برجسته‌ی دانشگاه North Western آمریکا، به داشتن عقاید بدبینانه نسبت به آینده فاوا معروف است، ولی Erick Brhnjolfsson، استاد دانشگاه MIT، معتقد است که اثر بهره وری فاوا درآینده نیز ادامه خواهد داشت. مشاهده‌ی برای مناظره‌ی این دو به سایت زیر مراجعه فرمایید:

توجه به مراحل اثرگذاری فناوری بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اهمیت زیادی دارد، زیرا سیاست‌گذاری‌های متناسب با توسعه‌ی فناوری باید با توجه به تشخیص این مراحل در هر جامعه‌ای باشد. به‌طورمشخص، در مراحل اولیه‌ی توسعه‌ی فناوری، نیاز به حمایت‌های دولت برای جبران ریسک‌های ناشی از ناشناخته بودن آثار فناوری و کوچک بودن اندازه‌ی شبکه وجود دارد. وضع قوانین و مقررات مناسب برای حمایت و تشویق کارآفرینی و رشد فناوری در این مرحله نیز می‌تواند بسیار حایز اهمیت باشد. در مراحل بعدی توسعه‌ی فناوری، با توجه به پذیرش آن در سطح عمومی جامعه و بهره‌مندی مستقیم افراد و بنگاه‌ها از به‌کارگیری آن، دیگر نیازی به حمایت‌های اقتصادی دولت وجود نخواهد داشت.

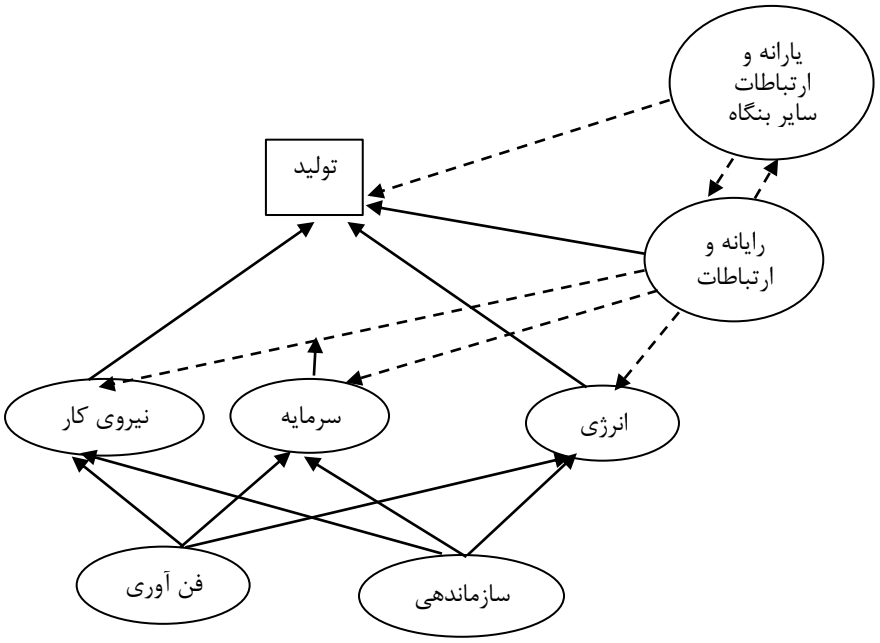
به‌طور کلی، فاوا از سه طریق بر کارآیی بنگاه‌های تولیدی اثر می‌گذارد. اول، اثر مستقیم که مانند اثر سایر عوامل تولید بر تولید، یعنی تعمیق سرمایه[1] است. افزایش عوامل تولید موجب افزایش تولید می‌شود، ولی با توجه به ویژگی بازدهی نزولی یک عامل تولید با فرض ثبات سایر عوامل تولید در کوتاه‌مدت، عمر این روند پایدار نیست. دوم، اثر غیرمستقیم، یا سرریز داخلی است که به معنی افزایش کارآیی سایر نهاده‌ها به‌علت استفاده از فاوا است. به‌عنوان نمونه، استفاده از رایانه و نرم افزارهای تخصصی موجب افزایش سطح مهارت و کارآیی نیروی کار و سایر سرمایه‌های فیزیکی می‌شود. هم چنین، به‌کارگیری فن‌آوری جدید زمینه‌ی ایجاد تغییرات اساسی در سازماندهی تولید شامل سلسله مراتب، انعطاف‌پذیری در ساعات کار، ارتباط عوامل تولید با هم و با خارج از بنگاه را فراهم می‌کند. اثر سوم، اثر سرریز خارجی است، به این ترتیب که استفاده از فاوا در یک بنگاه موجب افزایش کارآیی در سایر بنگاه‌ها می‌شود. این اثر ناشی از ویژگی‌های آثار خارجی کالاهای شبکه‌ای و دانش بنیان است. اثر شبکه‌ای به این معنی است که استفاده از فن‌آوری یا کالای خاص توسط دیگر افراد یا بنگاه‌ها، ارزش و کارآیی آن را برای استفاده کننده‌ی آن افزایش می‌دهد. ویژگی دانش بنیان نیز به این معنی است که ایجاد دانش، به‌عنوان یک کالای عمومی، در یک بنگاه در محدوده‌ی آن بنگاه محصور نمی‌ماند و مورد استفاده‌ی سایر بنگاه‌ها نیز قرار خواهد گرفت. تلفن همراه، اینترنت، یا شبکه‌های مجازی نمونه‌های بارزی از کالاهای شبکه‌ای هستند، به‌طوری‌که ارزش آن‌ها برای استفاده کنندگان با گسترش حجم شبکه بیشتر

---

http://blog.ted.com/the-future-of-work-and-innovation-robert-gordon-and-erik-brynjolfsson-debate-at-ted2013/

1. Capital Deepening

می‌شود (مشیری، ۲۰۱۵). همگرایی سریع بنگاه‌ها در استفاده از نوآوری‌ها، دلالت بر انتشار سریع دانش جدید فراتر از مرزهای بنگاه‌های تولید کننده آن دارد. نمودار ۱، مسیرهای اثرگذاری فاوا بر تولید بنگاه را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. مسیرهای اثرگذاری فاوا بر تولید بنگاه ها

۳. شواهد تجربی

مطالعات تجربی رابطه‌ی نزدیک بهره‌وری نیروی کار در بنگاه‌ها با میزان استفاده از فاوا در بسیاری از کشورهای جهان را نشان می‌دهند. به‌عنوان نمونه، می‌توان به مطالعات آروانتیس (۲۰۰۵)[1] درکشور سویس، روویـنن و مالیرانتا[2] (۲۰۰۴) در کشور فنلاند[3] همپل و همکاران (۲۰۰۴) در دو کشور آلمان و هلند وبالدوین و همکاران[4] (۲۰۰۴) در کشور کانادا اشاره کرد. برای مثال، بنگاه‌های کانادایی که از فاوا استفاده کرده‌اند، بیشترین بهره‌وری را در بین بنگاه‌ها داشته و در نتیجه سهم بزرگ‌تری از بازار

1. Arvanitis
2. Maliranta & Rouvinen
3. Hempell
4. Baldwin

را کسب کرده‌اند. در این میان بعضی از تکنولوژی‌های فاوا مانند تکنولوژی شبکه ارتباطات اهمیت خاصی داشته‌اند (بالدوین و صبورین، ۲۰۰۲)[1]. هم‌چنین، روویننن و مالیرانتا[2] (۲۰۰۴) با مطالعه‌ی بنگاه‌های کشور فنلاند بهره‌وری اضافه ایجاد شده از نیروی کار مجهز به فاوا را بین ۸ تا ۱۸ درصد و کشش سرمایه‌ی فاوارا ۵ تا ۶ درصد برآورد می‌کنند. این اثر برای بنگاه‌های جوانتر و بخش تولید فاوا، به ویژه تولید خدمات فاوا، بیشتر است.

بررسی بنگاه‌ها نشان می‌دهد که استفاده از فاوا زمانی در عملکرد اقتصادی تأثیر مثبتی دارد که همراه با عوامل مکملی مانند مهارت و تجربه، نوآوری و تغییرات سازمانی باشد. همچنین، عواملی چون سن بنگاه، اندازه بنگاه و نوع فعالیت بنگاه در میزان تأثیر فاوا بر عملکرد بنگاه‌ها تأثیر گذارند (پیلات، ۲۰۰۵)[3] برای مثال مطالعه‌ی گرتن[4] و همکاران (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که اثرات مفید استفاده‌ی فاوا در رشد بهره‌وری کل عوامل در استرالیا معمولا در ارتباط مستقیم با سطح سرمایه‌ی انسانی و مهارت در بنگاه‌ها است. همچنین تجربه‌ی بنگاه در اختراع، کاربرد روش‌های پیشرفته‌ی تجارت و شدت تغییرات سازمانی، عوامل مهم دیگر دراثرگذاری فاوا هستند. افزون بر این، این مطالعه نشان می‌دهد که بنگاه‌هایی که با شدت بیشتری از فاوا استفاده می‌کنند معمولا بنگاهای بزرگ‌تر با مدیران و کارگران ماهرتر هستند. مشیری و سیمپسون (۲۰۱۱)[5]، نیز با استفاده از دادهای نظرسنجی کارفرمایان و کارکنان کانادا در طی دوره‌ی ۱۹۹۰-۲۰۰۳، نشان می‌دهند که استفاده از کامپیوتر توسط کارکنان اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری بنگاه‌ها داشته و این اثر زمانی که همراه با سرمایه‌ی انسانی بالاتر باشد، بیشتراست. در مطالعه دیگری، همپل و همکاران (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های بنگاه‌های آلمان و هلند در بخش خدمات، نشان می‌دهند که اثر تعمیق سرمایه‌ی فاوا زمانی که همراه با ترکیب پایدارتری از استفاده فاوا و اختراعات فناوری در بنگاه باشد، بیشتر است. به عبارت دیگر، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که وقتی بنگاه‌ها خود برای نوآوری تلاش می‌کنند، فاوا با بهره‌وری بالاتری مورد استفاده قرار می‌گیرد.

---

1. Baldwin and Sabourin
2. Maliranta & Rouvinen
3. Pilat et al.
4. Greton
5. Moshiri & Simpson

استفاده از فاوا، علاوه بر آثار مثبتی که بـر فرآینـد تولیـد و کـارآیی بنگـاه‌هـا دارد، دارای آثار کلان اقتصادی و اجتماعی نیز هست. به‌عنوان نمونه، فـاوا نقـش عمـده‌ای در رشد اقتصادی و ایجاد اشتغال، به ویژه شغل‌های جدید، ایفا کرده است، به‌طوری کـه در سال‌های اخیر، نرخ رشد اقتصاد دیجیتالی در اتحادیه‌ی اروپا هفت برابر نرخ رشد بقیه‌ی اقتصاد بوده و حدود نیمی از افزایش بهره‌وری کل در سرمایه‌گـذاری فـاوا ریشـه داشـته است (دی ای ا۲۰۱۲)[1]. هم چنین، با وجود کـاهش ۲/۹- درصـدی اشـتغال در تمـامی بخش‌های اقتصادی در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۱۲ در اتحادیه‌ی اروپا، اشتغال در بخش فـاوا با نرخی معادل ۲ درصد رشد داشته است (ای وی امو ۲۰۱۳).[2]

با توجه به مطالعات بسیاری که در زمینه‌ی آثار صنعت فاوا بر رشد بهروری نیـروی کار کشورهای OECD انجام شده، می‌توان نتیجه گرفت کـه طـی دهـه ۱۹۹۰، صـنعت تولید فاوا بر رشد بهروری نیروی کار تأثیر قابل ملاحظه‌ای داشته است. البته میزان ایـن تأثیر به این که کشورها چه نوع از کالاهای فـاوا را بـه صـورت اصـلی تولیـد مـی‌کننـد، بستگی دارد. برای مثال، این اثر در کشورهایی که تجهیزات جانبی تولید می‌کنند کمتـر بوده است، زیرا این نوع محصولات پیشرفت فناوری بسیار آهسته‌تری داشته‌انـد. در بـین کشورهای OECD، بیشترین افزایش رشد بهره‌وری کل ناشی از تولیدات فاوا در فنلانـد، ایرلند، ژاپن، کره، سوئد و ایالات متحـده آمریکـا بـوده اسـت (بیـاجی، ۲۰۱۳)[3]. ولـف و پیلات (۲۰۰۴)[4] نشان می‌دهند که بخـش تولیـد خـدمات فـاوا (خـدمات کـامپیوتری و مخابرات) نقش کمتری در رشد بهره‌وری کل بازی کرده‌اند. هرچند که این بخـش نیـز، تا حدی به واسطه آزادسازی بازار مخابرات و سرعت سـریع تغییـرات تکنولـوژی در ایـن بازار، با پیشرفت سریعی همراه بوده است. این مطالعه نشان می‌دهد که اثر این بخش بـر رشد بهره‌وری کل در بسیاری از کشورها طی دهه‌ی ۱۹۹۰، به ویـژه در کانـادا، فنلانـد، فرانسه، آلمان و هلند، افزایش یافته است. مقداری از رشد تولید خـدمات فـاوا بـه دلیـل ظهور صنعت خدمات کامپیوتر است که در سـرریز خـدمات فـاوا در کشـورهای OECD کمک کرده است.

---

1. DEA
2. EVM
3. Biagi
4. Pilat &Wölfl

بررسی بخش‌های استفاده کننده‌ی فاوا که به صورت متمرکز از فاوا استفاده می‌کنند (مانند تجارت خرده فروشی و عمده فروشی، خدمات بیمه و تجاری، مالی) طی دهه‌ی ۱۹۹۰ نشان می‌دهد که این بخش‌ها اثر قابل ملاحظه‌ای بر رشد بهره‌وری کل در کشورهایی چون استرالیا، کانادا، ایرلند، مکزیک، انگلستان و آمریکا داشته‌اند. برای مثال در ایالات متحده‌ی آمریکا، رشد بهره‌وری کل عوامل در تجارت خرده فروشی، تجارت عمده فروشی، و امنیت به صورت سالانه به ترتیب از ۰/۲ درصد، ۱/۵ درصد و ۳/۱ درصد در دوره‌ی ۱۹۸۷-۱۹۹۵ به ۲/۹ درصد، ۳/۱ درصد و ۶/۶ درصد در دوره‌ی ۱۹۹۵-۲۰۰۱ افزایش یافته است (بسورث و تریپلت[1]، ۲۰۰۷). مطالعه‌ی تجربی‌ای که توسط ون آرک[2] و دیگران (۲۰۰۳) انجام شده است نشان می‌دهد که رشد بهروری سریعتر در ایالات متحده آمریکا نسبت به اروپا ناشی از سهم بزرگ‌تر نیروی کار در بخش تولید فاوا (به‌خصوص در صنایع کامپیوتری و نیمه رساناها) و رشد بهروری بیشتر در صنایع خدماتی است که در آنها به شدت از فاوا استفاده می‌شود.

نتایج تعدادی از محاسبات حسابداری رشد برای برخی از کشورهای در حال توسعه برای دوره‌ی بعد از اواسط ۱۹۹۰ نیز نشان می‌دهد که شتاب سرمایه‌گذاری فاوا سبب اثر مثبت و قابل ملاحظه‌ای در رشد GDP شده است. کشورهای کره جمهوری، کوستا ریکا، شیلی و چین بیشترین بهره‌برداری از سرمایه‌گذاری فاوا را داشته‌اند (حدود ۰/۵ درصد که نزدیک به متوسط کشورهای G7 بوده است). درسایرکشورهای در حال توسعه، اثرفاوا بررشد GDP تا حد ۰/۲۵ درصد بوده است. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه‌ی سرمایه‌گذاری فاوا در حد بسیار زیادی در بخش تولید فاوا متمرکز شده است. مطالعات گوناگونی نشان می‌دهند که در بیشتر کشورهای در حال توسعه افزایش زیاد بهره‌وری به‌طور عمده به‌واسطه‌ی خود صنعت تولید فاوا ایجاد شده است(بایومی و هاکر[3]، ۲۰۰۲). در مقیاس جهانی، برخی از کشورهای در حال توسعه موفق به جذب سرمایه‌های خارجی شده سهم بزرگی از خدمات و کالاهای جهانی فاوا را تولید کرده‌اند (انکتاد[4]، ۲۰۰۷).

1. Basworth and Triplett
2. Van Arck
3. Bayoumi & Haacker
4. UNCTAD

شواهد نشان می‌دهند که فواید بهره‌وری از فاوا درکشورهایی که فاوا سهم کمی در اقتصاددارد، پایین است. به عبارت دیگر، وقتی نهاده‌های تولید سهم بسیار کوچکی از کل تولید دارند نمی توانند بر GDP اثر بزرگی را ایجاد کنند، حتی اگر سرمایه‌گذاری در این نهاده‌ها با نرخ بالایی در حال افزایش باشد. نمونه این مسأله را می‌توان در نتایجی که از بررسی کشورهای توسعه یافته برای دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ به‌دست آمده است، مشاهده کرد. این نتایج نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری در تجهیزات کامپیوتری در دهه ۱۹۸۰، تأثیر ناچیزی بر رشد GDP داشته است، به‌عنوان مثال، ۰/۲ درصد برای ایالات متحده آمریکا، در حالی که این اثر در دهه ۱۹۹۰ به ۲/۳ درصد افزایش یافته است. (UNCTAD, 2007). این موضوع برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه، اما با تأخیر زمانی، نیز قابل مشاهده است.

مشیری و نیک پور (۲۰۱۰) با مطالعه‌ی ۶۹ کشور طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۹۲ نشان می‌دهند که سرریز فاوا اثرات مثبت بر بهره‌وری در جهان داشته است. علت این امر شاید به ویژگی خاص فاوا یعنی ویژگی شبکه‌ای آن مربوط می‌شود. فاوا این ویژگی خاص را دارد که هر چه بنگاه‌ها و یا مصرف کنندگان بیشتری از آن استفاده می‌کنند، فواید آن برای کلیه استفاده کنندگانش بیشتر می‌شود، بدون آنکه برای استفاده کنندگان جدید هزینه اضافه‌ای ایجاد شود، بنابراین اثرات سرریز فاوا فراتر از بنگاه‌ها و مصرف کنندگان انفرادی می‌رود و هرچه اندازه شبکه بزرگ‌تر باشد فواید خارجی ناشی از آن بیشتر می‌شود. این ویژگی به خصوص در مورد ارتباطات و اینترنت بیشتر صادق است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر سرریز در کشورهای در حال توسعه بسیار ضعیف‌تر از کشورهای توسعه یافته بوده است.

در کشورهای کمتر توسعه یافته عوامل بازدارنده گوناگونی، در استفاده‌ی فاوا توسط بنگاه‌ها و مصرف کنندگان دخیل هستند. برای مثال در کشور تایلند، عواملی چون بالا بودن قیمت‌ها و پایین بودن دانش چگونگی به کارگیری فاوا در بهبود عملکرد تجاری به‌عنوان عامل‌های بازدارنده بنگاه‌ها در استفاده‌ی فاوا شناخته شده‌اند (انکتاد، ۲۰۰۷). هم چنین می‌توان انتظار داشت که آثار خارجی استفاده فاوا در کشورهای کمتر توسعه یافته، به دلیل کوچک‌تر بودن شبکه کمتر باشد. استفاده‌ی گسترده از فاوا به ویژه رایانه و خدمات مربوط به آن نیاز به عوامل مکملی مانند نیروی انسانی تحصیلکرده و ماهر و شرایط سازمانی و مدیریت انعطاف‌پذیر دارد. کمبود این عوامل در کشورهای در حال توسعه یکی از موانع گسترش سریع فاوا در آن‌ها بوده است (مشیری و قره خانلو ۱۳۸۶).

مطالعات نسبتا زیادی در مورد آثار فاوا در ایران طی دهه اخیرانجام شده است. جدول ۱، پیوست فهرست مطالعات انجام شده در مورد آثار فاوا در سطح کلان و خرد را نشان می‌دهد. مطالعات انجام شده در سطح کلان، اثر فاوا را بر سطح تولید کل، رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری، اشتغال و صادرات بررسی کرده‌اند. در سطح خرد نیز برخی از مطالعات انجام گرفته اثر فاوا را بر یک صنعت خاص یا مجموعه‌ای از صنایع برآورد کرده‌اند. هم چنین مطالعات اندکی وضعیت فاوا در سطح استان‌ها را ارزیابی کرده‌اند. در بیشتر مطالعات مورد بررسی از روش داده‌های تابلویی (پنل) استفاده شده اما از دیگر روش‌ها همانند سری زمانی، حسابداری رشد، داده‌های پوششی، جدول داده- ستانده و فضا- حالت نیز استفاده شده است.

نتایج اولین مطالعه‌ی علمی در زمینه‌ی اثر سرمایه‌گذاری فاوا در ایران که توسط مشیری و جهانگرد با استفاده از روش پویای فضا-حالت در سال ۱۳۸۳ انجام شده است، اثر مثبت و معنی دار سرمایه‌گذاری فاوا (بین ۰/۰۲ تا ۰/۸) بررشد اقتصادی ایران را نشان می‌دهد. سایر مطالعات مانند کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۷) نیز نتایجی مشابه با این مطالعه به دست آورده‌اند. مطالعه‌ی غلامی، مشیری، و تام لی[1] (۲۰۰۴) در سطح صنایع کارخانه‌ای ایران ضریب فاوا بر بهره‌وری تولید را ۵/۷ درصد گزارش کرده است. همچنین، مشیری و رضوان (۱۳۸۴) نیز نشان داده‌اند که استفاده از فاوا در صنعت هوایی ایران بر کارآیی و سودآوری این صنعت افزوده است. جهانگرد و منصوری (۱۳۸۸) نیز با استفاده از جدول داده- ستاده ۱۳۸۷ نشان داده‌اند که ضرایب اثر گذاری فاوا بین ۰/۱ تا ۰/۹ است. مطالعاتی نیز در زمینه‌ی اثر فاوا بر بازار اشتغال انجام شده است که اثر مثبت فاوا بر اشتغال نیروی کار ماهر و اثر منفی بر اشتغال نیروی کار ساده و هم چنین اثر مثبت استفاده از اینترنت بربهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهند (رسولی نژاد و نوری، ۱۳۸۸؛ هژبر کیانی و نعمتی، ۱۳۹۲؛ حسین پور و کریمی جعفری، ۱۳۹۱).

به‌طور کلی، با وجود کمبود داده‌های دقیق خرد و کلان مورد نیار برای ارزیابی اثر فاوا بر فعالیت‌های مختلف اقتصادی در ایران، مطالعات انجام شده حاکی از آن هستند که اثر فاوا بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل و بخشی در ایران مثبت بوده است. هیچ یک از مطالعات انجام شده در ایران در زمینه‌ی آثار فاوا به موضوع سرریز و یا ظرفیت جذب نپرداخته و تنها آثار مستقیم آن را برآورد کرده‌اند.

1. Gholami, Moshiri, Tom Li

۴. آثار فاوا بر تولید صنایع کارخانه‌ای کشور

در این بخش، اثر سرمایه‌ی فاوا بر تولید صنایع کارخانه‌ای کشور با استفاده از داده‌های کارگاه‌های صنعتی در سطح کدهای چهاررقمی برآورد می‌شود. داده‌های موجود که شامل ۱۴۱ صنعت در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹ می‌باشد، امکان بررسی‌های دقیق‌تری نسبت به داده‌های تجمیع شده و یا کلان برای ارزیابی اثر فاوا بر تولید را میسر می‌کند.

۱.۴. تصریح مدل تجربی

مدل مورد استفاده در این بخش، یک تابع تولید لگاریتمی کاب داگلاس به صورت زیر است که سرمایه‌ی مورد استفاده در آن به دو بخش سرمایه‌ی غیرفاوا و سرمایه‌ی فاوا تجزیه شده است.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln c_{it} + \beta_3 l + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (۱)$$
$$i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T$$

که در آن y نماینگر تولید، k سرمایه‌ی غیرفاوا، c سرمایه‌ی فاوا و l نیروی کار هستند. i و t به ترتیب صنعت و زمان را نشان می‌دهند. α_i متغیر اثرثابت است که اثر ناهمگونی غیرقابل مشاهده بین صنایع را کنترل می‌کند و μ_t اثر ثابت زمان است که اثر غیرقابل مشاهده و خاص هر دوره را مشخص می‌کند. ε_{it} متغیر تصادفی پسماند است که فرض می‌شود توزیعی مستقل و همانند (iid[1]) دارد. $\ln$ علامت لگاریتم را نشان می‌دهد.

مدل فوق را می‌توان با توجه به نکات خاصی که در مورد اثر فاوا بر تولید وجود دارد تعمیم داد. در این جا، به‌طور مشخص پنج نکته‌ی عمده در نظر گرفته می‌شود. اول، با توجه به بحث مربوط به اثرگذاری متفاوت فاوا به‌عنوان یک فناوری فراگیر در طول زمان که در بخش ۲ مطرح شد، متغیر روند و تعامل آن با سرمایه‌ی فاوا به مدل اضافه می‌شود تا میزان اثرگذاری فاوا در طول زمان برآورد شود. بنابراین، مدل به صورت معادله ۲ خواهد بود.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln c_{it} + \beta_3 l + \beta_4 \ln c_{it} * t + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن $\ln c_{it} * t$ متغیر تعامل زمان و سرمایه‌ی فاوا را نشان می‌دهد و ضریب آن (β_4) مشخص می‌کند که چگونه اثر فاوا در طی زمان تغییر کرده است. دوم، اثر

1. Identical and independently distributed

سرمایه‌گذاری فاوا در بخش‌های مختلف اقتصادی بستگی به ظرفیت جذب[1] بخش‌ها دارد. به‌طور مشخص، هر چه ظرفیت جذب یک بنگاه یا صنعت بالا باشد، انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاری فاوا اثر بیشتری بر تولید آن بنگاه یا صنعت داشته باشد. منظور از ظرفیت جذب، شرایطی است که بنگاه برای پذیرش فناوری‌های نو و اوضاع جدید بازار به وجود می‌آورد. متاسفانه ظرفیت جذب به‌طور مستقیم قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیست ولی می‌توان آن را با سایر متغیرهای مربوط به توان نوآوری‌های بنگاه مانند سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه اندازه‌گیری کرد (مارش[2] و دیگران، ۲۰۱۶). به عبارت دیگر، فرض می‌شود که بنگاه‌ها با سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه شان ظرفیت‌های جذب بیشتری کسب می‌کند. بنابراین در مدل فوق، متغیر سرمایه‌ی تحقیق و توسعه هم به صورت مستقل و هم به صورت متعامل با سرمایه‌ی فاوا به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln c_{it} + \beta_3 l + \beta_4 \ln RD_{it} + \beta_5 \ln RD_{it} * \ln c_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن RD سرمایه‌ی تحقیق و توسعه و $\ln RD_{it} * \ln c_{it}$ تعامل دو سرمایه‌ی فاوا و تحقیق و توسعه را نشان می‌دهد. تغییر سوم، مربوط به ویژگی‌های نیروی کار و اثر آن بر میزان اثرگذاری فاوا بر تولید است. همان گونه که در بخش مقدماتی این مطالعه مطرح شد، یکی از مسایلی که در مورد اثرگذاری فاوا بر تولید بنگاه‌ها می‌تواند مؤثر باشد، کیفیت نیروی کار است. سرمایه‌گذاری فاوا اگر در محیطی انجام شود که نیروی کار ماهر و تحصیلکرده و کارآفرین وجود داشته باشد، تأثیر به مراتب بیشتری بر تولید خواهد گذاشت. هم چنین سرمایه‌گذاری فاوا اثر سرریز بر کیفیت نیروی کار موجود دارد و موجب می‌شود تا سطح آموزش و مهارت نیروی کار افزایش یابد. در این جا، برای در نظرگرفتن کیفیت نیروی کار، از متغیرهای مختلفی مانند درجه مهارت، نوع کار و میزان تحصیلات نیروی کار در مدل استفاده می‌شود، بنابراین مدل به صورت معادله ۴ خواهد بود.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln c_{it} + \beta_3 l + \beta_4 \ln H_{it} + \beta_5 \ln H_{it} * \ln c_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

1. Absorptive Capacity
2. Marsh

که در آن H سرمایه‌ی انسانی و $\ln H_{it} * \ln c_{it}$ تعامل سرمایه‌ی انسانی و سرمایه‌ی فاوا را نشان می‌دهد. چهارم، با وجود این که در روش برآورد مدل به صورت پنل با اثر ثابت، اثر شرایط ویژه و غیرقابل مشاهده هر صنعت توسط پارامتر α_i کنترل می‌شود، ضریب فاوا (β_2) میانگین اثر فاوا بر تولید صنایع مختلف را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، در مدل فوق فرض شده است که اثر سرمایه‌ی فاوا در تمامی صنایع یکسان است، درحالی که با توجه به شرایط مختلف صنایع از نظر ساختار تولید و ترکیب نهاده‌ها، انتظار می‌رود که اثر فاوا در هر صنعت با دیگری تفاوت داشته باشد. برای برآورد اثر فاوا در هر صنعت به‌طور مجزا، یک متغیر مجازی که نماینده هر صنعت با کد دو رقمی است به صورت متعامل با سرمایه‌ی فاوا وارد مدل می‌شود. به این ترتیب، به جای یک ضریب متوسط برای اثر سرمایه‌ی فاوا بر تولید، ۲۲ ضریب جداگانه برای هر یک از صنایع برآورد خواهد شد.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln c_{it} + \beta_3 l + \sum_j \beta_j \ln ict_{it} * Ind_j + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که در آن Ind_j نمایانگر صنایع با کدهای دو رقمی است. آخرین تغییردر مدل، مربوط به اثر سرریز سرمایه‌گذاری فاوا است. بیشترمدل‌هایی که اثر فاوا بر تولید و بهره‌وری را برآورد کرده‌اند، صرفا به اثر مستقیم آن یعنی (β_2) اکتفا کرده‌اند، در حالی که طبق مباحثی که در بخش ۲ مطرح شد، یکی از تفاوت‌های مهم سرمایه‌ی فاوا با سایر نهاده‌ها اثر سرریز آن بر سایر نهاده‌ها و تولید سایر بنگاه‌ها یا صنایع است (مشیری، ۲۰۱۶، مشیری و سیمپسون[1]، ۲۰۱۱). در این مطالعه، اثر سرریز به دو صورت تعریف می‌شود: اول، اثر سرریز درون صنعت است که به صورت اثر سرمایه‌گذاری فاوا دریک صنعت با کد دورقمی بر تولید صنایع با کدچهاررقمی درون آن صنعت مشخص می‌شود. به عبارت دیگر، سرریز فاوا برای صنعت j با کد چهاررقمی که عضو گروه صنعتی با کد دورقمی k است به صورت زیر خواهد بود:

$$sp_{intra_{jk}} = \sum_i^N ict_{ik},\ i \neq j,\ i = 1, \dots, N_k \text{ and } k = 1, \dots, K \quad (۶)$$

که در آن N_k تعداد صنایع در گروه صنعتی k است و تعداد کل صنایع دو رقمی برابر با K است. سرریز دوم، سرریز فاوای بین صنعت است که برای یک صنعت با کد دو رقمی به صورت مجموع سرمایه‌گذاری فاوا در سایر صنایع دو رقمی به صورت زیر خواهد بود:

1. Moshiri and Simpson

$$sp_{inter_{jh}} = \sum_{k}^{K}\sum_{i}^{Nk} ict_{ik}, k \neq h,\ i = 1, \dots,\ N_k \text{ and } k = 1, \dots, K \qquad (۷)$$

که سرریز برای صنعت j از گروه صنعتی h را نشان می‌دهد و برای همه صنایع درون یک گروه صنعتی یکسان خواهد بود.

۲.۴. داده‌های آماری و اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای موجود در داده‌ها شامل مقدار تولید، سرمایه‌های فیزیکی غیر فاوا، سرمایه‌ی فاوا، هزینه‌های تحقیق وتوسعه، و نیروی کار با ویژگی‌های مختلف آن (درجه مهارت، نوع شغل و میزان تحصیلات) هستند. همه متغیرهای اسمی با استفاده از شاخص قیمت‌های تولید کننده (۱۳۸۳=۱۰۰) حقیقی شده‌اند. داده‌های انباشت سرمایه در سطح صنایع کشور وجود ندارند و بنابراین باید برآورد شوند. ما برای برآورد انباشت سرمایه‌های غیرفاوا و فاوا از روش PIM[1] با استفاده از الگوریتم StockCapi در نرم‌افزار استتا[2] برآورد شده‌اند. متغیر تحقیق و توسعه نیز به صورت هزینه‌ی سالانه گزارش شده است، ولی با توجه به این که هزینه‌های تحقیق و توسعه مانند سرمایه‌گذاری فیزیکی به صورت سالانه مستهلک نمی‌شوند و دانش ایجاد شده در بنگاه یا صنعت به‌صورت انباشته مورد استفاده قرار می‌گیرد (مارش و دیگران، ۲۰۱۶)، این متغیر نیز به‌صورت سرمایه با فرض نرخ استهلاک صفر تبدیل شده است. همه متغیرها در سطح صنایع با کدهای استاندارد صنعتی بین المللی چهار رقمی[3] هستند که تقسیم بندی کلی‌تر آن‌ها با کدهای دو رقمی در پیوست نشان داده شده است. جدول ۱ خلاصه آماری متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهد. کلیه محاسبات، برنامه‌نویسی‌ها، و برآوردها با نرم افزار استاتا، نسخه ۱۳، انجام شده‌اند.

1. Perpetual Inventory Method
2. Stata Statistical Software
3. 4-digit ISIC (International Standard for Industrial Classification)

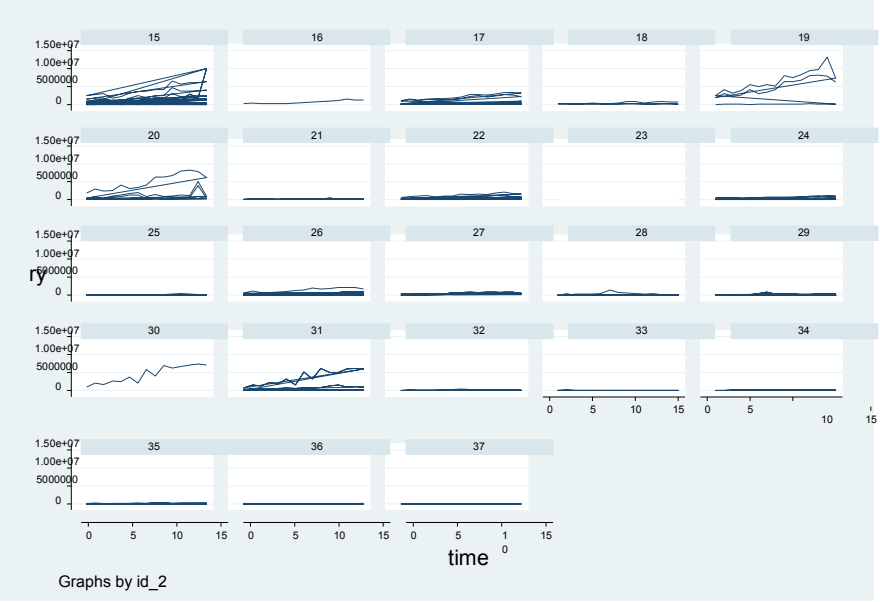
جدول ۱. خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌های استفاده شده در مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار
مقدارتولید	۱۹۸۰	۱۱/۴۰	۲/۵۳
سرمایه غیر فاوا	۱۹۸۴	۱۰/۷۳	۲/۵۶
سرمایه فاوا	۱۸۹۸	۹/۱۸	۱/۷۰
تحقیق و توسعه	۱۶۲۹	۹/۹۲	۲/۳۱
نیروی کار	۲۰۲۰	۸/۶۰	۱/۷۲
نیروی کار غیرماهر	۲۰۱۴	۷/۲۸	۱/۷۷
نیروی کار ماهر	۲۰۱۸	۷/۴۹	۱/۷۶
نیروی کار با تحصیلات			
بی سواد	۱۹۳۷	۴/۵۷	۸۶۱
زیر دیپلم	۲۰۱۴	۷/۷۳	۱/۷۷
دیپلم	۲۰۲۰	۷/۴۸	۱/۷۹
فوق دیپلم	۱۹۸۴	۵/۸۹	۱/۷۴
لیسانس	۲۰۰۳	۶/۲۹	۱/۴۷
فوق لیسانس	۱۹۰۶	۴/۱۵	۱/۴۸
دکتری	۱۷۲۷	۲/۳۳	۱/۴۰
شاخص قیمت تولید کننده	۲۰۷۰	۱۰۰/۴	۵۰/۳۲

توضیحات: داده‌ها ی آماری متوسط ۱۴۱ صنعت با کدهای ۴ رقمی در دوره‌ی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹ هستند. همه متغیرها بر حسب لگاریتم طبیعی گزارش شده‌اند. مقادیر تولید و سرمایه به ریال و نیروی کار و ویژگی‌های آن برحسب تعداد هستند. سرمایه‌ی غیرفاوا، سرمایه‌ی فاوا، و سرمایه‌ی تحقیق و پژوهش با استفاده از روش PIM و داده‌های سرمایه گذاری برآورد شده‌اند.

منبع: مرکز آمار ایران، بانک اطلاعات داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، محاسبات نویسنده

نمودارهای ۲ و ۳ به ترتیب روند تغییرات تولید حقیقی و سرمایه‌ی فاوا در صنایع مختلف را نشان می‌دهند.



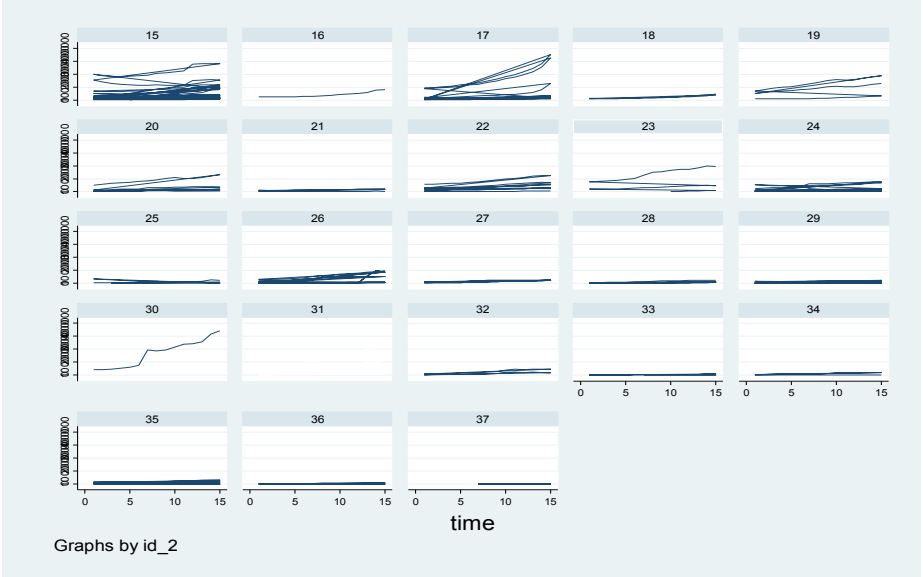
نمودار ۲. روند تولید حقیقی صنایع کارخانه ای ایران (۱۳۸۹-۱۳۷۶)

*فهرست صنایع با کدهای دو رقمی در جدول پیوست آمده است.

جدول ۲ . نتایج مدل پایه با داده‌های صنایع کارخانه ای درسطح کدهای ۴ رقمی (۱۳۷۶-۱۳۸۹)

	مدل (۱)		مدل (۲)		مدل (۳)	
متغیر	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار
سرمایه‌ی غیر فاوا	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۳۰	۰/۰۰۸	۰/۰۳۱
سرمایه‌ی فاوا	۰/۳۳*	۰/۰۵۸	۰/۲۳*	۰/۰۶۷	۰/۲۴*	۰/۰۶۷
نیروی کار	۰/۸۵*	۰/۰۸۱	۰/۷۷*	۰/۰۸۷	۰/۷۳*	۰/۰۸۸
متغیر روند			۰/۰۲۴*	۰/۰۰۷		
عرض از مبدا	-۳/۵۱*	۰/۶۴	-۱/۹۸*	۰/۸۰	-۱/۴۹*	۰/۸۵
اثرثابت صنعت	بله		بله		بله	
اثرثابت زمان	خیر		خیر		بله	
ضریب تعیین کلی (R^2)	۰/۸۰		۰/۸۰		۰/۸۰	
تعداد مشاهدات	۱۸۸۱		۱۸۸۱		۱۸۸۱	

توضیحات: متغیر وابسته تولید حقیقی است. همه متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی هستند. روش برآورد، روش اثر ثابت با داده‌های پانل است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. نتیجه آزمون‌هاسمن (ch2=172.13, p-value=0.000) فرضیه درونزایی را رد کرده و برآورد مدل با اثر ثابت را تایید می‌کند. علامت‌های *، **، و *** به ترتیب به معنای معناداربودن ضریب در سطوح ۱و ۵ و ۱۰ درصد هستند.



نمودار ۳. روند سرمایه فاوا در صنایع کارخانه ای ایران (۱۳۷۶-۱۳۸۹)

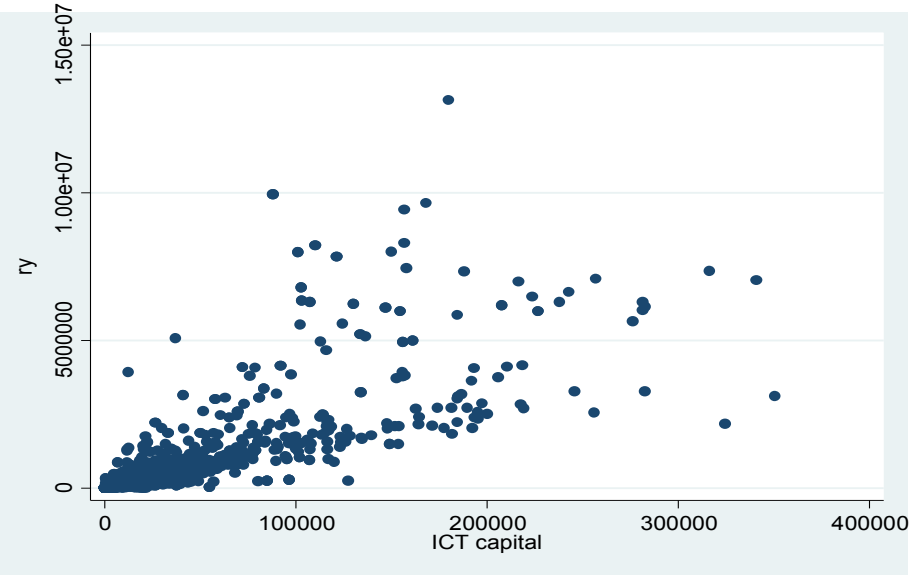
*فهرست صنایع با کدهای دورقمی در جدول پیوست آمده است.

نمودار ۲، نشان می‌دهد که تولید حقیقی طی سال‌های مورد بررسی در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی (۱۵)، دباغی و چرم (۱۹)، چوب و محصولات چوبی (۲۰)، تولید ماشین آلات اداری و حسابگر(۳۰)، و تولید ماشین آلات مولد برق و انتقال برق (۳۱) افزایش نسبتا زیادی داشته است، اما روند تولید در صنایع منسوجات (۱۷)، انتشار و چاپ (۲۲) و تولید محصولات کانی غیر فلزی (۲۶) با سرعت کمتری افزایش یافته و در سایر صنایع تقریبا ایستا بوده است. نمودار ۳ نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌ی فاوا در صنایع موادغذایی و آشامیدنی (۱۵)، تولید منسوجات (۱۷)، دباغی و تولید چرم (۱۹)، تولید چوب و محصولات چوبی (۲۰)، انتشار و چاپ (۲۲)، پالایشگاه‌ها (۲۳) و تولید ماشین‌های حسابگر و اداری (۳۰) افزایش نسبتا زیادی داشته، ولی در سایر صنایع رشد چندانی نکرده است.

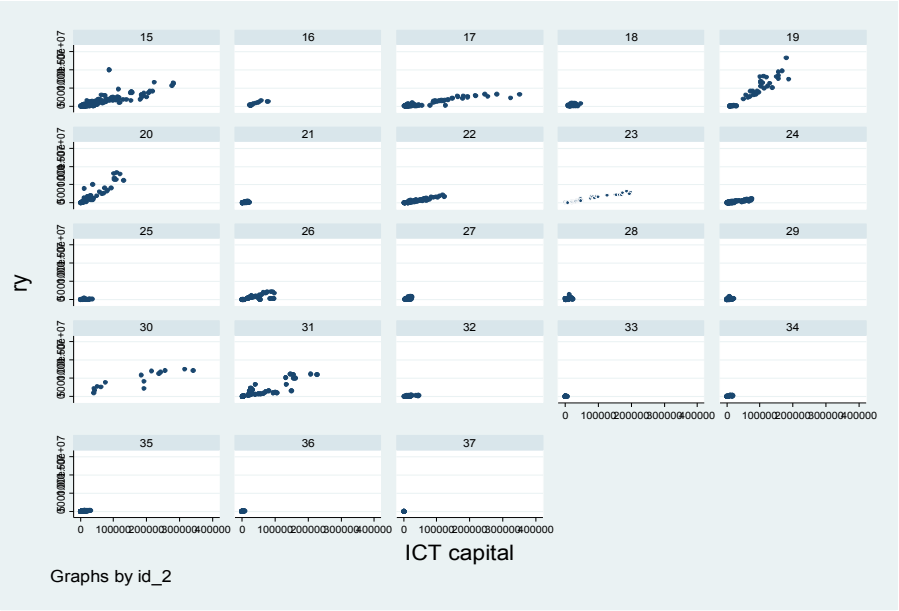
نمودار ۴، رابطه‌ی متوسط تولید حقیقی و سرمایه‌ی فاوا در صنایع کارخانه‌ای را نشان می‌دهد که حاکی از ارتباط مثبت این دو متغیر به‌طور متوسط می‌باشد. همان گونه که در نمودار پیداست، تعداد زیادی از صنایع در گوشه چپ نمودار جمع شده‌اند که به معنی تولید و سرمایه‌ی فاوای کم در آن‌ها می‌باشد. بنگاه‌هایی که سرمایه‌ی فاوای

آن‌ها زیاد است، تولید بیشتری نیز داشته‌اند، ولی پراکندگی زیادی در آن‌ها مشاهده می‌شود.

نمودار ۵، رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری فاوا و تولید حقیقی را به تفکیک صنایع نشان می‌دهد. طبق این نمودار، رابطه‌ی مثبتی بین سرمایه‌ی فاوا و تولید در بیشتر صنایع وجود دارد، ولی شدت رابطه در آن‌ها یکسا ن نیست. باید توجه کرد که این نمودار، تنها رابطه‌ی دوگانه‌ی سرمایه‌ی فاوا و تولید را نشان می‌دهد و دلالتی مبنی بر رابطه‌ی علی بین این دو ندارد. نتایج مدل اقتصاد سنجی که در آن نقش سایر متغیرهای مؤثر بر تولید نیز در نظرگرفته شده‌اند، می‌تواند تصویرواقع بینانه‌تری نسبت به اثرسرمایه‌ی فاوا بر تولید ارایه دهد. نمودارهای۱ و ۲، پیوست روند ویژگی‌های نیروی کار در صنایع کشور را نشان می‌دهند. در نمودار ۱ پیوست، ترکیب نیروی کار ساده و ماهر به تفکیک صنایع و در نمودار ۲ پیوست، ساختار نیروی کار صنایع از نظر سطح تحصیلات نمایش داده شده است. در بیشتر صنایع، به استثنای صنایع تولید محصولات از توتون و تنباکو (۱۶)، منسوجات (۱۷) و تولید پوشاک (۱۸)، تعداد نیروی کار ماهر از غیرماهر بیشتر و یا برابر با هم هستند. بیشترین تفاوت در بین تعداد نیروی کار ماهر و غیر ماهر مربوط به صنعت تولید ماشین‌های حسابگر و اداری (۳۰) می‌باشد که در حقیقت بخش مهمی از صنعت فاوا می‌باشد. نمودار ۲ پیوست نشان می‌دهد که ترکیب نیروی کار از نظر میزان تحصیلات در صنایع مختلف، متفاوت است، ولی به‌طور کلی می‌توان مشاهده کرد که در بیشتر صنایع، تعداد نیروی کار با تحصیلات زیردیپلم نسبت به نیروی کار با سایر سطوح تحصیلات بیشتر است. هم چنین نسبت نیروی کار با تحصیلات لیسانس و بالاتر در صنایعی مانند تولید ماشین‌های حسابگر واداری (۳۰) و تولید ماشین آلات مولد و انتقال برق (۳۱) در مقایسه با سایر صنایع بیشتر است.



نمودار ۴. سرمایه‌ی فاوا و تولید صنایع کارخانه ای (۱۳۸۹-۱۳۷۶)



نمودار ۵. رابطه سرمایه‌ی فاوا و تولید حقیقی به تفکیک صنایع (۱۳۸۹-۱۳۷۶)

۴.۳. نتایج برآورد مدل

نتایج مدل‌های برآورد شده به ترتیب مدل پایه و مدل‌های تعمیم یافته گزارش می‌شوند. قبل از برآورد مدل، مجموعه‌ای از آزمون‌های مربوط به تصریح مدل و روش برآورد انجام شده است. نتیجه‌ی آزمون همگون بودن صنایع (ضرایب ثابت یکسان در تابع تولید) نشان می‌دهد که باید اثرمتمایز هر صنعت در رگرسیون در نظر گرفته شود (F=۱۸/۵ , Prob=۰/۰۰۰). نتیجه‌ی آزمون اثرثابت و تصادفی صنایع (آزمون هاسمن) نیز دلالت بر اثرثابت دارد (Chi۲=۱۷۲/۱۳ , Prob=۰/۰۰۰). هم چنین طبق نتیجه آزمون وو وهاسمن[1]، فرضیه درون زا بودن فاوا رد می‌شود، بنابراین، مدل رگرسیون با روش پنل با اثر ثابت برآورد می‌شود. با توجه به پراکندگی نسبتا زیاد متغیرها در صنایع مختلف و رد نکردن فرضیه واریانس همسانی، برای کارآ بودن ضرایب برآورد شده، ناهمسانی واریانس در برآوردها تصحیح شده‌اند. جدول ۲، نتایج اولین مدل که در آن تولید تابعی از سرمایه‌های غیرفاوا و فاوا و نیروی کار درنظر گرفته شده است را نشان می‌دهد. در ستون‌های اول و دوم اثرثابت صنعت وجود دارد، ولی اثر ثابت زمان کنترل نشده است. در ستون دوم، اثر روند به صورت مستقل در مدل وارد شده است و درستون آخر، هردو اثر ثابت صنعت و زمان کنترل شده‌اند. در هر سه حالت، اثر سرمایه‌ی غیرفاوا، مثبت، ولی از نظر آماری معنادار نیست. اثر فاوا و نیروی کار هر دو مثبت و معنادار است، ولی مقدار ضرایب آنها با دخالت اثر زمان تعدیل شده است. در ستون سوم، که مدل مبنای ما خواهد بود، ضریب فاوا ۰/۲۳ است، که به معنی افزایش ۰/۲۳ درصدی تولید به‌طور متوسط در اثر افزایش یک درصد در سرمایه‌ی فاوا می‌باشد.

در جدول ۳، نتایج مدل با درنظرگرفتن سرمایه‌ی تحقیق و توسعه و کیفیت نیروی کار گزارش شده‌اند. نتایج مدل (۴) در ستون اول نشان می‌دهد که تحقیق و توسعه اثر مثبت بر تولید دارد، ولی اثرآن از نظر آماری معنادار نیست. اثر فاوا در این مدل به ۰/۲۷ افزایش یافته است، که شاید علت آن ورود تحقیق و توسعه و ارتباط آن با فاوا باشد. نتایج مدل (۵) در ستون‌های دوم نشان می‌دهد که نیروی کار ماهر و غیرماهر تأثیر مثبت و معناداری بر تولید دارند، ولی اثر نیروی کارماهر به‌اندازه ۰/۰۴ بیشتر است. مدل (۶)، در ستون سوم نیز اثر نیروی کار تکنسین و مهندسان را نشان می‌دهد که اولی، منفی، ولی از لحاظ آماری معنادار نیست و دومی مثبت و معنادار است. قابل

1. Woo and Hausman

توجه است در هر دو حالتی که متغیرهای مربوط به کیفیت نیروی کار وارد مدل می‌شوند، اثر سرمایه‌ی فاوا در تولید افزایش می‌یابد.

جدول ۳. نتایج رگرسیون با داده‌های صنایع کارخانه ای با تحقیق و توسعه و تفکیک نیروی کار (۱۳۷۶-۱۳۸۹)

	مدل (۴)		مدل (۵)		مدل (۶)	
متغیر	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار
سرمایه غیر فاوا	۰/۰۱۱	۰/۰۳۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۵۱***	۰/۰۳۱
سرمایه فاوا	۰/۲۷*	۰/۰۸۹	۰/۳۰*	۰/۰۸۹	۰/۳۸*	۰/۰۹۰
نیروی کار	۰/۷۵*	۰/۰۹۸				
نیروی کار غیرماهر			۰/۲۵*	۰/۰۶۷		
نیروی کار ماهر			۰/۲۹*	۰/۰۸۹		
نیروی کار تکنسین					-۰/۰۰۶	۰/۰۷۶
نیروی کار مهندس					۰/۲۰*	۰/۰۷۶
تحقیق و توسعه	۰/۰۷۷	۰/۱۲	۰/۰۹۶	۰/۱۲	۰/۰۸۵**	۰/۱۱
عرض از مبدا	-۲/۷۵*	۴۹/۱	۰/۸۸	۱/۵۳	۱/۲۷	۱/۳۵
اثرثابت صنعت	بله		بله			بله
اثرثابت زمان	بله		بله			بله
ضریب تعیین کلی (R^2)	۰/۸۱		۰/۸۰			۰/۷۹
تعداد مشاهدات	۱۵۹۸		۱۵۹۸			۱۵۹۲

توضیحات: متغیر وابسته تولید حقیقی است. همه متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی هستند. متغیر تحقیق و توسعه به‌صورت سرمایه انباشته شده و با روش PIM محاسبه شده است. روش برآورد، روش اثر ثابت با داده‌های پانل است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. علامت‌های *، **، و *** به‌ترتیب به‌معنای معنادار بودن ضریب در سطوح ۱و ۵ و ۱۰ درصد هستند.

در مدل‌های (۱) تا (۶)، اثرسرمایه‌ی فاوا بـر تولیـد درطـول زمـان و بـرای همـه‌ی صنایع، یکسان فرض شده است. در جدول (۴)، با درنظر گرفتن تعامل سـرمایه‌ی فـاوا و متغیر زمان و هم چنین تعریف متغیرهای مجازی برای هـر صـنعت و تعامـل آن‌هـا بـا سرمایه‌ی فاوا، امکان برآورد اثر فاوا در طول زمان و هم چنین اثر مجزای سرمایه‌ی فـاوا در هر صنعت فراهم شده است. نتایج مدل (۷) در ستون اول، نشان می‌دهـد کـه اثرفـاوا بر تولید، در طی ۱۵ سال مورد بررسی، به‌طـور متوسـط ۰/۱۳ درصـد در سـال افـزایش یافته است. در مدل (۸)، صنایع به سه گروه تقسیم شده‌اند: گروه اول (صنعت ۱) شـامل صنایع موادغذایی و پوشاک و محصولات چرمی، گـروه دوم (صـنعت ۲) شـامل صـنایع کانی و فلزی و شیمایی و چوبی و گروه سوم (صـنعت ۳)، شـامل صـنایع تولیـد ماشـین آلات و ابزارهای مختلف. نتایج سـتون دوم نشـان مـی‌دهـد کـه سـرمایه‌ی فـاوا تقریبـا به‌صورت یکسانی در هرسه صنعت اثر مثبـت و معنـاداری داشـته اسـت. بـرای بررسـی دقیق‌تر، تعامل سرمایه‌ی فاوا با صنایع با کدهای دو رقمی که شامل ۲۳ صنعت اسـت در مدل وارد شده است. طبق نتایج به‌دست آمده، میزان اثرگـذاری فـاوا بـر تولیـد صـنایع مختلف یکسان نیست و تفاوت نسبتازیادی بین آن‌ها وجـود دارد. بـه‌عنـوان مثـال، اثـر سرمایه‌ی فاوا بر تولید در ۱۶ صنعت مثبت و معنادار بـوده، ولـی در ۶ صـنعت (صـنایع تولید ذغال کک، محصولات پلاستیکی و شیمیایی، تولیـد فلـزات اساسـی، تولیـد رادیـو وتلویزیون و تولید مبلمان) اثرمعناداری از نظـر آمـاری نداشـته اسـت. بیشـترین تـأثیر سرمایه‌ی فاوا به ترتیب در صنایع بازیافت، تولید ابزار پزشکی و اپتیکی، صنایع غـذایی و آشامیدنی، صنایع تولید وسایل نقلیه‌ی موتوری، تولید محصولات چرمی، توتون وتنباکو، منسوجات، پوشـاک، انتشـارات، محصـولات چـوبی، محصـولات فلـزی فـابریکی، کـانی غیرفلزی، ماشین آلات مولد و انتقال برق و ماشین‌های حسابگر بوده است. نکته‌ی قابـل توجه در نتایج فوق این است کـه سـرمایه‌ی فـاوا تـأثیر کمتـری بـر تولیـد بخـش‌هـای تولیدکننده‌ی سرمایه‌ی فاوا یعنی صنعت تولید ماشـین آلات حسـابگر و اداری، انتشـارو چاپ و تکثیر، تولید رادیو و تلویزیون و دستگاه‌هـای ارتبـاطی نسـبت بـه سـایر صـنایع داشته است. این مساله، اهمیت سرمایه‌ی فـاوا در تولیـد و بهـره‌وری سـایر صـنایع کـه استفاده کننده‌ی فاوا محسوب می‌شوند را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل با روند و اثر متمایز صنایع (۱۳۷۶-۱۳۸۹)

	مدل (۷)		مدل (۸)		مدل (۹)	
متغیر	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار
سرمایه‌ی غیر فاوا	۰/۰۰۰۵	۰/۰۳۰	-۰/۰۰۶	۰/۳۱	۰/۰۲۳	۰/۰۲۵
سرمایه‌ی فاوا	۰/۱۶ ***	۰/۰۹۲				
سرمایه‌ی فاوا x زمان	۰/۱۳*	۰/۰۰۶				
سرمایه‌ی فاوا در						
صنعت ۱			۰/۰۱۶ *	۰/۰۰۶		
صنعت ۲			۰/۰۱۴*	۰/۰۰۶		
صنعت ۳			۰/۰۱۳ *	۰/۰۰۶		
صنعت ۱۵					۰/۹۰*	۰/۲۶
صنعت ۱۶					۰/۶۷ *	۰/۰۷
صنعت ۱۷					۰/۵۷*	۰/۰۹
صنعت ۱۸					۰/۴۰*	۰/۸۹
صنعت ۱۹					۰/۶۶ *	۰/۱۶
صنعت ۲۰					۰/۳۲*	۰/۰۶
صنعت ۲۱					۰/۱۰	۰/۰۶
صنعت ۲۲					۰/۳۶ *	۰/۰۹
صنعت ۲۳					-۰/۰۴	۰/۲۶
صنعت ۲۴					۰/۲۸	۰/۲۴
صنعت ۲۵					-۱/۱۹	۰/۹۱
صنعت ۲۶					۰/۳۱*	۰/۰۳
صنعت ۲۷					۰/۱۹	۰/۲۸
صنعت ۲۸					۰/۳۶ *	۰/۰۸
صنعت ۲۹					۰/۵۰ *	۰/۰۷
صنعت ۳۰					۰/۱۳ *	۰/۰۵
صنعت ۳۱					۰/۲۶ **	۰/۱۲
صنعت ۳۲					۰/۰۰۶	۰/۱۶
صنعت ۳۳					۱/۵۲ *	۰/۳۳
صنعت ۳۴					۰/۶۹ *	۰/۰۳
صنعت ۳۵					-۰/۴۴**	۰/۰۱

	مدل (۷)		مدل (۸)		مدل (۹)	
صنعت ۳۶					۰/۱۹	۰/۷۱
صنعت ۳۷					۳/۳۴ *	۰/۳۰
نیروی کار	۰/۷۳ *	۰/۱۰۳	۰/۸۰ *	۰/۰۳۱	۰/۷۹ *	۰/۰۹۰
تحقیق و توسعه	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۲۴ **	۰/۱۲	۰/۰۷۱ *	۰/۰۱۷
عرض از مبدا	۲/۸۵ ***	۱/۳۲	۴/۴۴ ***	۱/۶۸	-۴/۰۵	۰/۷۲
اثرثابت صنعت	بله		بله		بله	
اثرثابت زمان	بله		بله		بله	
ضریب تعیین کلی (R^2)	۰/۸۱		۰/۸۱		۰/۸۱	
تعداد مشاهدات	۱۵۹۸		۱۵۹۸		۱۸۲۵	

توضیحات: متغیر وابسته تولید حقیقی است. همه متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی هستند. روش برآورد، روش اثر ثابت با داده‌های پانل است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. صنعت ۱ شامل صنایع موادغذایی و پوشاک و محصولات چرمی، صنعت ۲ شامل صنایع کانی و فلزی و شیمایی و چوبی، صنعت ۳ شامل صنایع تولید ماشین آلات و ابزارهای مختلف است. تعریف صنایع با کدهای دو رقمی در پیوست آمده است. علامت‌های *، **، و *** به ترتیب به معنای معناداربودن ضریب در سطوح ۱و ۵ و ۱۰ درصد هستند.

جدول (۵)، نتایج مدل با در نظرگرفتن آثار متقابل سرمایه‌ی فاوا با مجموعه‌ای از سایر متغیرهای مدل مانند سرمایه‌ی تحقیق و پژوهش به‌عنوان معیاری از ظرفیت جذب و شاخص‌های مختلفی از کیفیت نیروی کار را گزارش می‌کند. نتایج مدل (۱۰) در ستون اول، اثر سرمایه‌ی تحقیق و پژوهش بر میزان اثرگذاری سرمایه‌ی فاوا بر تولید را نشان می‌دهد. در این مدل، اثرمتوسط سرمایه‌ی فاوا بر تولید از نظر آماری معنادار نیست، ولی صنایعی که تحقیق و توسعه‌ی بیشتری دارند، از سرمایه‌ی فاوا در جهت افزایش تولید بهره‌ی بیشتری نیز برده‌اند. به‌طورمشخص، افزایش یک درصدی سرمایه‌ی تحقیق و توسعه، اثرگذاری فاوا بر تولید را به‌طور متوسط به میزان تقریبا ۰/۰۳ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه، فرضیه‌ی ظرفیت جذب و اثر آن بر بهره‌وری سرمایه‌ی فاوا راتأیید می‌کند. به‌عبارت دیگر، صنایعی که با افزایش سرمایه‌ی تحقیق و توسعه ظرفیت جذب بیشتری کسب کنند، موفق خواهند شد تا از سرمایه‌ی فاوا به‌صورت کارآتری بهره‌برداری کنند.

جدول ۵. نتایج رگرسیون با متغیرهای متعامل سرمایه فاوا، تحقیق و پژوهش و کیفیت نیروی کار (۱۳۸۹-۱۳۷۶)

	مدل (۱۰)		مدل (۱۱)		مدل (۱۲)		مدل (۱۳)	
متغیر	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار
سرمایه غیر فاوا	۰/۰۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱۱	۰/۳۲	۰/۰۱۷	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳
سرمایه فاوا	-۰/۳۰	۰/۱۷	۰/۲۳**	۰/۱۳	۰/۳۳**	۰/۱۴	-۰/۶۶	۰/۴۲
سرمایه فاوا X تحقیق و پژوهش	۰/۰۲۷**	۰/۱۲						
نیروی کار	۰/۷۳*	۰/۱۰	۰/۶۹*	۰/۱۶	۰/۸۳ *	۰/۱۵	۰/۶۷*	۰/۱۳
سرمایه فاوا X نیروی کار ماهر			۰/۰۰۶	۰/۱۲				
سرمایه فاوا X نیروی کار تکنسین					-۰/۰۰۸	۰/۰۰۷		
سرمایه فاوا X نیروی کار مهندس					-۰/۰۰۲	۰/۰۱۲		
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات ۱							۰.۷۹*	۰/۳۸
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات ۲							۰/۸۸**	۰/۴۲
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات ۳							۱/۱۳*	۰/۵۲
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات ۴							۰/۲۱	۰/۵۵
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات۵							۴/۹۶*	۴/۰۴
سرمایه فاوا X سطح تحصیلات۶							۲/۳۷	۴/۲۹
تحقیق و توسعه			۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۰۶۹	۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۲۳
عرض از مبدا	۱/۰۸	-۱/۷۷	-۲/۴۰	۱/۷۰	-۳/۴۰	۲/۴۰	-۰/۶۱	۰/۹۹
اثرثابت صنعت		بله	بله		بله		بله	
اثرثابت زمان		بله	بله		بله		بله	
ضریب تعیین کلی (R^2)		۰/۸۱	۰/۸۱		۰/۸۰		۰/۷۸	
تعداد مشاهدات		۱۵۹۸	۱۵۹۸		۱۵۹۲		۱۸۷۶	

توضیحات: متغیر وابسته تولید حقیقی است. همه متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی هستند. متغیر تحقیق و توسعه به صورت سرمایه انباشته شده محاسبه شده است. روش برآورد، روش اثر ثابت با داده‌های پانل است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند.سطح تحصیلات ۱ نشانگر زیردیپلم، ۲ دیپلم، ۳ فوق دیپلم، ۴ کارشناسی، ۵ کارشناسی ارشد، و ۶ دکتری است. علامت‌های *، **، و *** به ترتیب به معنای معناداربودن ضریب در سطوح ۱و ۵ و ۱۰ درصد هستند.

مدل‌های (۱۱) و (۱۲) در ستون‌های دوم و سوم، اثر نیروی کار ماهر و انواع شغل‌ها در تعامل با سرمایه‌ی فاوا را نشان می‌دهند. طبق این نتایج، به ازای یک درصد افزایش در تعداد نیروی کار ماهر، میزان اثرگذاری فاوا بر تولید به مقدار ۰/۰۰۶ درصد افزایش می‌یابد که مقداری غیرقابل توجه بوده و از نظر آماری معنی‌دار نیست. اثر تعداد تکنسین‌ها و مهندسان تأثیر مستقیمی برمیزان اثرگذاری سرمایه‌ی فاوا بر تولید ندارد، اما ضریب فاوا بر تولید را به میزان ۰/۱ درصد افزایش می‌دهد. در مدل (۱۳)، اثر متعامل سرمایه‌ی فاوا با سطح تحصیلات نیروی کار برآورد شده است. طبق این نتایج، به‌طور کلی سطح تحصیلات بیشتر نیروی کار، به مقدار قابل توجهی میزان اثرگذاری مثبت سرمایه‌ی فاوا بر تولید را افزایش داده است. به‌طور مشخص، به ازای هر یک درصد افزایش در تعداد نیروی کار با تحصیلات زیردیپلم، اثرگذاری فاوا بر تولید به‌میزان ۰/۷۹ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش برای نیروی کار با تحصیلات دیپلم، فوق دیپلم و کارشناسی به ترتیب برابر با ۰/۸۸، ۱/۱۳ و ۰/۲۱ درصد است. بیشترین اثرسطح تحصیلات در مقطع کارشناسی ارشد است که افزایش یک درصد تعداد نیروی کار در این مقطع تحصیلی، اثرگذاری سرمایه‌ی فاوا بر تولید را به میزان تقریبا ۵ درصد افزایش می‌دهد. سطح تحصیلات مقطع دکتری نیز اثر مثبت و قابل توجهی بر میزان بهره‌وری سرمایه‌ی فاوا دارد، ولی با توجه به پراکندگی زیاد آن در صنایع مختلف، اثر متوسط آن از نظر آماری معنادار نیست.

در آخرین مرحله، اثر سرریز سرمایه‌ی فاوا به مدل اضافه می‌شود تا علاوه بر اثر مستقیم فاوا در صنایع، اثر غیرمستقیم آن بر تولید نیز برآورد شود. با توجه به داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، اثر سرریز به دو صورت درون صنعت و بین صنعت تعریف می‌شود. نتایج برآورد در جدول (۶) ارایه شده‌اند. ضرایب برآورد شده‌ی مدل (۱۴) در ستون اول نشان می‌دهند که سرمایه‌ی فاوا علاوه بر اثر مستقیم بر تولید به میزان ۰.۲۵، اثر غیرمستقیم به صورت سرریزدرون صنعت تقریبا به مقدار ۰/۱ نیز دارد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش یک درصدی سرمایه‌ی فاوا در هر یک از صنایع با کدهای دورقمی، تولید بنگاه‌های درون آن صنعت به‌طور متوسط به میزان ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد. نتایج مدل (۱۵) در ستون دوم نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌ی فاوا اثر سرریز بین صنعت نیز دارد، ولی این اثر از نظر آماری معنادار نیست. باید توجه شود که ورود متغیر سرریز بین صنعت در مدل، ضریب سرمایه‌ی فاوا را به میزان ۰/۰۶ درصد افزایش می‌دهد و موجب معنادارشدن ضریب متغیر تحقیق و توسعه نیز می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هرچه صنایع از نظر استانداردهای طبقه‌بندی صنایع

به هم نزدیک‌تر باشند، اثرسرریز سرمایه‌ی فاوا در آنها بیشتر خواهد بود. با توجه به این که سرمایه‌گذاری فاوا در یک صنعت موجب تغییر در شرایط کاری، سازماندهی و ارتباطات آن صنعت می‌شود و صنایع نزدیک به هم معمولا از نرم افزارها و یا شبکه‌های ارتباطی مشابه استفاده می‌کنند، اثر معنی دار سرریز سرمایه‌گذاری فاوا در میان صنایع یک گروه صنعتی قابل توضیح است.

جدول ۶. نتایج مدل با آثار سرریزسرمایه فاوا ۱۳۸۴-۱۳۷۶)

	مدل (۱۴)		مدل (۱۵)	
متغیر	ضریب براورد شده	انحراف معیار	ضریب براورد شده	انحراف معیار
سرمایه غیر فاوا	۰/۰۰۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
سرمایه فاوا	٭۰/۲۵	۰/۰۸۶	٭۰/۳۱	۰/۰۸۷
نیروی کار	٭۰/۷۱	۰/۰۹	٭۰/۷۱	۰/۰۸۷
سرریز فاوا درون صنعت	٭۰/۰۹۵	۰/۰۳۵		
سرریز فاوا بین صنعت			۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
تحقیق و توسعه	۰/۱۰۴	۰/۱۰۷	٭۰/۱۸	۰/۰۵
عرض از مبدا	٭-۶/۱۸	۱/۹۷	٭۴/۷۸	۰/۷۱
اثرثابت صنعت	بله		نه	
اثرثابت زمان	بله		بله	
ضریب تعیین کلی (R^2)	۰/۸۱		۰/۸۲	
تعداد مشاهدات	۱۵۹۸		۱۵۹۸	

توضیحات: متغیر وابسته تولید حقیقی است. همه متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی هستند. متغیر تحقیق و توسعه به صورت سرمایه انباشته شده و متغیرهای سرریز طبق روابط (۶) و (۷) محاسبه شده‌اند. روش برآورد، روش اثر ثابت با داده‌های پانل است. انحراف معیارها نسبت به واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. علامت‌های ٭، ٭٭، و ٭٭٭ به ترتیب به معنای معناداربودن ضریب در سطوح ۱و ۵ و ۱۰ درصد هستند.

۵. نتیجه‌گیری

برآوردهای مدل اقتصاد سنجی با داده‌های صنایع کارخانه‌ای با کدهای چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۶ نشان می‌دهند که سرمایه‌ی فاوا به‌طور متوسط اثر مثبت و معناداری بر تولید صنایع ایران دارد و این اثر در طول زمان افزایش یافته است و

می‌تواند دلالت بر بلوغ تدریجی صنعت فاوا در اقتصاد کشور داشته باشد. تجزیه و تحلیل‌های جزیی‌تر نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری فاوا بر تولید با افزایش ظرفیت جذب صنایع که با سرمایه‌ی تحقیق و توسعه اندازه‌گیری شده است، افزایش می‌یابد. افزون بر این، کیفیت بالای نیروی انسانی از نظر سطح مهارت و تحصیلات نیز میزان اثرگذاری فاوا بر تولید را افزایش می‌دهد.

بیشترین تأثیر سرمایه‌ی فاوا به ترتیب در صنایع بازیافت، تولید ابزار پزشکی و اپتیکی، صنایع غذایی و آشامیدنی، صنایع تولید وسایل نقلیه‌ی موتوری، تولید محصولات چرمی، توتون و تنباکو، منسوجات، پوشاک، انتشارات، محصولات چوبی، محصولات فلزی فابریکی، کانی غیرفلزی، ماشین آلات مولد و انتقال برق و ماشین‌های حسابگر بوده است. نکته‌ی مهم دیگر در سرمایه‌گذاری فاوا، اثر غیرمستقیم آن بر تولید سایر صنایع است که با متغیرهای سرریز درون صنعت و بین صنعت اندازه‌گیری شده است. نتایج برآوردها دلالت بر این دارند که سرمایه‌ی فاوا در یک صنعت علاوه بر اثر مستقیم بر تولید آن صنعت، موجب افزایش تولید سایر صنایع درون آن گروه صنعتی نیز شده است. به‌طور مشخص، افزایش یک درصد در سرمایه‌گذاری فاوا در یک صنعت، به‌طور متوسط منجر به افزایش حدود ۰/۱ درصد در تولید سایر صنایع در یک گروه صنعتی می‌شود. هم چنین، سرمایه‌ی فاوا در یک گروه صنعتی، تولید سایر گروه‌های صنعتی را نیز افزایش می‌دهد، ولی این اثر نسبت به اثر اولی کمتر است.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش کیفیت نیروی کار علاوه بر تأثیرمستقیم بر تولید، اثر غیرمستقیمی بر کارآیی سرمایه‌گذاری فاوا دارد. هم چنین، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه علاوه بر این که می‌تواند به ایجاد نوآوری منجر شود، کارآیی سرمایه‌گذاری فاوا را نیز افزایش می‌دهد. با توجه به ضعف صنایع کارخانه‌ای ایران در زمینه‌ی عوامل مکمل فوق، سرمایه‌گذاری در آن‌ها در کنار سرمایه‌گذاری فاوا می‌تواند تولید و بهره‌وری صنایع را به نحو مطلوب‌تری افزایش دهد.

منابع

۱. جهانگرد، اسفندیار و منصوری، حبیبه (۱۳۸۸). تأثیر تقاضای نهایی بر تولید فعالیت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات ایران: رویکرد ضرایب فزاینده با ریشه‌های مشخص، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۳۹، صص ۲۸-۱.

۲. کمیجانی، اکبر و محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی ایران (رهیافت حسابداری رشد)، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی اقتصادی، دوره‌ی ۸، شماره‌ی ۲، صص ۱۰۷-۷۵.
۳. رسولی‌نژاد، احسان و نوری، مهدی (۱۳۸۸). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۹، صص ۱۰۷-۸۷.
۴. مرکز آمار (۱۳۹۴). حساب‌های اقماری سال ۱۳۹۱، گزارش دوم و سوم.
۵. مشیری، سعید و جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۳). فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و رشد اقتصادی ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۱۹، صص ۷۸-۵۵.
۶. مشیری، سعید و رضوان، مهدی (۱۳۸۴). اثر به کارگیری فن‌آوری ارتباطات و اطلاعات در کارایی صنعت خدمات هوایی ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۶، صص۲۴-۱.
۷. هژبر کیانی، کامبیز و نعمتی، صدیقه (۱۳۹۲). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای استان تهران، فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، شماره‌ی ۲۱، صص ۵۰-۳۹.
8. Agion, P., & Howitt, P. (1998). Endogenous Growth Theory. *Cambridge, MA, MIT Press*.
9. Arvanitis, S. (2005). Computerization, Workplace Organization, Skilled Labour and Firm Productivitiy: Evidence for the Swiss Business Sector. *Economic Innovation and New Technology, 14*(4), 225-249.
10. Baldwin, J. R., & Diverty, B. (1995). Advanced technology use in Canadian manufacturing establishments. *Statistics Canada Working Paper, 85*.
11. Baldwin, J. R., & Sabourin, D. (2002). Impact of the Adoption of Advanced Information and Communication Technologies on Firm Performance in the Canadian Manufacturing Sector.
12. Baldwin, J. R., Sabourin, D., & Smith, D. (2004). Firm Performance in the Canadian Food Processing Sector: the Interaction between ICT Advanced Technology Use and Human Resource Competencies. *The economic impact of ICT: Measurement, evidence and implications*, 153-81.
13. Bayoumi, T., & Haacker, M. (2002). It's not what you make, it's how you use IT: measuring the welfare benefits of the IT revolution across countries. No. 2-117. International Monetary Fund.
14. Biagi, F. (2013). ICT and Productivity: A Review of the Literature. European Commission.

15. Bosworth, B. P., & Triplett, J. E. (2007). Services Productivity in the United States: Griliches. *Hard-to-measure goods and services: Essays in honor of Zvi Griliches, University of Chicago Press*, 413-447.
16. Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (2000). Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance. *Journal of Economic Perspectives, 14*, 23-48.
17. Brynjolfsson, E., & Hitt., L. M. (2003). Beyond computation: information technology, organizational transformation, and business performance. *Inventing the organizations of the 21st century. MIT Press. Cambridge, MA–London*, 71-99.
18. DEA. (2012). Digital Agenda for Europe, Scoreboard 2012. *European Commission*, June 2012.
19. Dervojeda, K., Verzijl, D., Nagtegaal, F., Lengton, M., & Rouwmaat, E. (2013). *Big Data: Artificial Inteligence.* Business Innovation Observatory - European Commission.
20. EVM. (2013). European Vacancy Monitor. November 2013.
21. globalwebindex. (2014). *GWI Social Summery.*
22. Gholami, R., Moshiri, S..and Sang-Yong ،T. L. (2004). ICT And Productivity of the Manufacturing Industries in Iran, EJISDC, No 19, P 1-19.
23. Gretton, P., Gali, J., & Parham, D. (2004). The effects of ICTs and complementary innovations on Australian productivity growth. *The economic impact of ICT: Measurement, evidence and implications*, 105-30.
24. Hempell, T., Leeuwen, G. V., & Wiel, H. V. (2004). ICT, innovation and business performance in services: Evidence for Germany and the Netherlands. *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, 04-06.
25. Jorgenson, D. W. (2012). Information Technology and U.S. Productivity Growth. (M. M. Stehrer, Ed.) *Industrial Productivity in Europe*, 35-64.
26. Lipsey, R., Carlaw, K., & Bekar, C. (2005). Economic Transformations: General Purpose Technologies and Long-term Economic Growth. *Oxford, UK, Oxford University Press*.
27. Moshiri, Saeed (2016). "The Spillovers Effects of ICT Investment in Canada, Provincial and Industry Analysis, *Journal of Economic Innovation and New Technology*, Vol. 25, No.8.
28. Moshiri, S. and E. Jahangard (2007). ICT Impact on the Labor Productivity in the Iranian Manufacturing Industries; a Multilevel Analysis, Iranian Economic Review, 12 (1), 121-142.
29. Moshiri, Saeed, and Somaieh Nikpour (2010). International ICT Spillover, in *"ICTs and Sustainable Solutions for the Digital Divide: Theory and Perspectives,*" edited by Jacques Steyn, and Graeme Johanson, Information Science Reference, U.S.
30. Moshiri, S., & Simpson, W. (2011). Information Technology and the Changing Workplace in

31. OECD. (2011). *An overview of growing income inequalities in OECD countries: Main findings*. Paris, France: Divided We Stand—Why Inequality Keeps Rising. In: OECD Publishing.
32. Oliner, S., & Sichel, D. (2000). The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? *Journal of Economic Perspectives, 14*(4), 3-22.
33. O'Mahony, M., Robinson, C., & Vecchi, M. (2008). The impact of ICT on the demand for skilled labour: a cross-country comparison. *Labour economics, 16*(5), 1435-1450.
34. Pilat, D. (2005). The economic impacts of ICT–Lessons learned and new challenges. *Eurostat Conference Knowledge Economy–Challenges for Measurement.*
35. Pilat, D., & Lee, F. (2001). Productivity Growth in ICT-producing and ICT-using Industries: A Source of Growth Differentials in the OECD? *OECD Science, Technology and Industry Working Papers, No. 2001/04,*OECD Publishing, Paris. DOI: http://dx.doi.org/ 10.1787/774576300121.
36. Pilat, D., & Wölfl, A. (2004). ICT Production and ICT Use: What Role in Aggregate Productivity Growth? In OECD, *The Economic Impact of ICT – Measurement, Evidence and Implications* (pp. 85-104). Paris: OECD2014.
37. Stiglitz, J. E. (2002). *Globalization and its Discontents* (Vol. 500). New York: Norton.
38. UNCTAD. (2007). Infromation Economy Report 2007-2008: Science and technology for development: the new paradigm of ICT. New York and Geneva: United Nations.
39. UNCTADStat. (2016). Retrieved from http://unctadstat.unctad.org/wds/ Report Folders/report Folders.aspx?sCS_ChosenLang=en.
40. Van Ark, B., Inklaar, R., & McGuckin, R. H. (2003). Changing Gear: Productivity, ICT and Service Industries in Europe and the United States. *The industrial dynamics of the new digital economy, Edward Elgar*, 56-99.
41. WITSA. (2010). *Digital Plantet 2010.* World Information Technology and Service Alliance (WITSA).
42. WITSA. (2010). *World Information Technology And Services Alliance*.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۴۵۸-۴۲۹

عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر

سیاب ممی‌پور*[1]، صغری جعفری[2]

۱. استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه خوارزمی، mamipours@gmail.com

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه خوارزمی، Jafaris980@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران است. برای این منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. به‌طوری که ابتدا رفتار نرخ ارز با استفاده از الگوی مارکوف سویچینگ تک متغیره با احتمال انتقال ثابت طی دوره‌ی زمانی ۹۳-۱۳۶۳ برآورد شده و سپس عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در چارچوب احتمال انتقالات متغیر در طی زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز با دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تورم و درآمدهای نفتی به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را، کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد. یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفتی از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

طبقه‌بندی JEL: F31، E58، E52، C34

واژه‌های کلیدی: فشار بازار ارز، ذخایر ارزی، تورم، درآمدهای نفت، مدل مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت و متغیر

---

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۴۱۲۸۱۱۴۹

۱. مقدمه

مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران همواره یکی از چالش‌های عمده‌ی سیاست‌گذاران اقتصاد کشور بوده و در همه‌ی دوره‌ها در محافل دانشگاهی و سیاست‌گذاری اقتصاد ایران مباحث چالش برانگیزی در خصوص نحوه‌ی تعیین نرخ ارز در جریان بوده است. تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. تعیین نرخ ارز از یک‌سو نقش مؤثری در صادرات و واردات و به‌دنبال آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری و تراز پرداخت‌های کشور دارد و از سوی دیگر، نقش مؤثری در تعیین قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در بازارهای داخلی و خارجی و به‌دنبال آن تعیین میزان تولید و اشتغال دارد. همچنین تعیین نرخ ارز می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها و به تبع آن تورم نیز مؤثر باشد، بنابراین با توجه به پیامدهای گسترده‌ی تغییر نرخ ارز برای عملکرد اقتصاد ایران، مدیریت نرخ ارز و بررسی عوامل مؤثر بر آن از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است.

به‌طور کلی، برای محاسبه‌ی فشار بازار ارز دو دسته الگوی خطی و غیرخطی وجود دارند. الگوهای خطی فشار بازار ارز را به روش‌های خطی محاسبه می‌کنند. اما از آن‌جا که رفتار فشار بازار ارز می‌تواند از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت و درون‌زا تعیین شود، لذا رفتار آن غیرخطی بوده و نیازمند استفاده از الگوهای غیرخطی مناسب است. یکی از تکنیک‌های غیرخطی مناسب برای برآورد فشار بازار ارز، الگوی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر است که زمان تغییر رژیم در آن به صورت درون‌زا می‌باشد. این مدل شامل ساختارهای چندگانه است که می‌تواند رفتارهای سری‌های زمانی در رژیم‌های مختلف را مورد بررسی قرار دهد. در این روش با استفاده از یک الگوریتم تکراری به‌نام الگوریتم فیلتر، می‌توان رژیم‌های مختلف، طول هر رژیم و اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر فشار بازار ارز را در چارچوب احتمال بقا در رژیمی خاص یا انتقال از رژیمی به رژیمی دیگر مورد تجزیه و تحلیل قرار داد، از این‌رو، در این تحقیق تلاش شده است عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد وابسته به درآمدهای نفتی با استفاده از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار گیرد.

در ادامه مطالب مقاله در چهار بخش سازماندهی شده است بدین صورت که بعد از مقدمه، در بخش دوم، به بیان مفاهیم نظری و عملیاتی فشار بازار ارز پرداخته شده و

سپس مطالعات تجربی داخلی و خارجی در بخش سوم به اختصار آورده شده است. بخش چهارم، به روش‌شناسی تحقیق و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته و سرانجام در بخش پایانی، به نتیجه‌گیری و ارائه‌ی پیشنهادها پرداخته شده است.

۲. فشار بازار ارز

فشار بازار ارز[1] اولین بار توسط گیرتون و روپر[2] (۱۹۷۷) مطرح شده و در ادامه ویمارک[3] (۱۹۹۵)، تعریف آن را کامل کرده است. طبق تعریف ویمارک، فشار بازار ارز، کل تقاضای اضافی برای پول در بازارهای بین‌المللی را مورد سنجش قرار می‌دهد با این توضیح که این مازاد تقاضا برای ارز در شرایط عدم مداخله‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در بازار ارز حذف می‌شود. از تعریف ویمارک استنباط می‌شود که در نظام نرخ ارز شناور، فشار بازار ارز می‌تواند به‌طور مستقیم و بدون محاسبات اضافی به‌صورت تغییرات نرخ ارز اندازه‌گیری شود، اما در سیستم نرخ ارز میانی (نه ثابت و نه کاملاً شناور) فشار بازار ارز با در نظر گرفتن تغییرات نرخ ارز، تغییرات ذخایر خارجی و تغییرات اعتبارات داخلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه می‌شود (طباطبایی نسب و افشاری، ۱۳۹۱: ص ۳).

عوامل مختلفی بر فشار بازار ارز مؤثر است. یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی می‌باشد. از آنجا که افزایش درآمدهای نفتی منجر به افزایش ذخائر ارزی می‌شود، به دنبال آن فشار بر بازار ارز افزایش می‌یابد. به‌طور معکوس، کاهش درآمدهای نفتی از کانال کاهش ذخائر ارزی منجر به کاهش فشار بر بازار ارز می‌شود. همچنین در کشورهای متکی به نفت، دولت با در اختیار داشتن منابع طبیعی و حق انحصاری در صادرات آن‌ها، مالک بخش زیاد یا تمام درآمدهای حاصل از صادرات آن‌ها می باشد که این موضوع در مورد اقتصاد ایران نیز صادق است. در این کشورها به‌طور معمول بخشی از درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت به‌صورت مستقیم صرف مخارج دلاری دولت می‌شود و بخشی دیگر با مراجعه به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و تبدیل آن به پول داخلی، صرف پوشش مخارج دولت در داخل می‌شود. هر چه بخش بیشتری از درآمدهای ارزی در داخل کشور باقی مانده و به ذخائر بانک مرکزی اضافه شود، یعنی نسبت درآمدهای ارزی به تغییر در ذخائر ارزی

1. Exchange Market Pressure
2. Girton and Roper
3. Weymark

بانک مرکزی کوچک‌تر باشد، احتمال بروز حملات سوداگرانه کمتر بوده و نیز توانایی بانک مرکزی در مقابله‌ی موفق با این حملات (البته در صورت وقوع)، بیشتر خواهد بود. همچنین هر چه تورم در یک کشور بالاتر باشد، هجوم سرمایه‌ها به بازار دارایی‌ها برای حفظ ارزش پول بیشتر خواهد بود، لذا انتظار بر این است که با افزایش تورم احتمال افزایش قیمت ارز به دلیل افزایش تقاضا برای آن بیشتر شود. البته لازم به ذکر است که اگر نرخ بهره در پاسخ به افزایش تورم افزایش یابد، امکان آن وجود دارد که سرمایه‌های خرد به سمت بانک‌ها بازگردند و از فشار بر بازار ارز کاسته شده و احتمال بحران ارزی کاهش یابد (ابراهیمی و توکلیان، ۱۳۹۱: صص ۱۳-۱۲)، بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد.

وقوع فشار بازار ارز به وقوع هم‌زمان افزایش یا کاهش نرخ ارز بستگی دارد. چارچوب کلی مدل فشار بازار ارز در این مطالعه، مبتنی بر مطالعه کوماه[1] (۲۰۱۱) است که مطابق آن، برای تعیین متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز از شرط تعادل در بازار پول، فرض برابری قدرت خرید[2] (PPP)، برابری بهره پوشش داده نشده[3] (UIP) و تابع واکنش حاکمیت پولی به صورت زیر استفاده می‌شود. در مطالعه‌ی کوماه (۲۰۱۱)، تقاضای واقعی برای پول به‌صورت تابع log-linear شده از درآمد (y) و نرخ‌های بهره‌ی اسمی داخلی (i) است:

$$m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + \nu_t \qquad (۱)$$

که در آن α نشانگر کشش درآمدی پول یا درصد تغییر تقاضای پول در برابر تغییر درآمد، β نشانگر کشش پول نسبت به نرخ بهره یا درصد تغییر تقاضای پول در برابر تغییر نرخ بهره و ν_t نشانگر متغیر شوک پیش‌بینی نشده‌ی تقاضای پول است. فرض انتقال کامل تورم خارجی به قیمت‌های داخلی از طریق نرخ ارز (قیمت پول ملی بر حسب پول خارجی)، ایجاب می‌کند که فرض برابری قدرت خرید برقرار باشد و تصمیمات کارگزاران برای انتخاب سبد بهینه‌ی پورتفوی‌شان از فرض برابری بهره پوشش داده نشده پیروی کند. با این دو فرض می‌توان معادله تقاضا برای پول را به‌صورت زیر نوشت:

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta(i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t)) + \nu_t \qquad (۲)$$

1. Kumah
2. Purchasing Power Parity
3. Uncovered Interest Parity

که در آن p_t^* سطح عمومی قیمت‌های خارجی، i_t^* نرخ بهره خارجی، پرانتز اول برابری قدرت خرید و پرانتز دوم برابری بهره پوشش داده نشده می‌باشد، e_t نرخ ارز اسمی (قیمت پول ملی برحسب پول خارجی)، E عملگر انتظارات و $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ تغییرات مورد انتظار نرخ ارز در آینده با داشتن اطلاعات تا دوره‌ی جاری هستند. عرضه‌ی پول داخلی از اعتبارات داخلی (d_t) و ذخایر خارجی (r_t) تشکیل‌شده است که با فرض ضریب پولی یک برای آن به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$m_t^s = d_t + r_t \qquad (۳)$$

علاوه بر این فرض می‌شود که حاکمیت پولی در بازار خارجی با خرید و فروش ارز خارجی طبق قانون زیر مداخله می‌کند:

$$\Delta r_t = -\chi \Delta e_t \qquad (۴)$$

مطابق این قانون و همچنین طبق جدول (۱)، اگر حاکمیت‌های پولی، تغییرات نرخ ارز را به‌صورت تقویت (تضعیف) نرخ ارز ببینند، با خرید (فروش) ارز خارجی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کنند. البته تحت نظام نرخ ارز کاملاً شناور، χ دقیقاً برابر صفر است و فرض می‌شود که نرخ ارز فقط از طریق تغییرات در عوامل اقتصادی تغییر می‌کند. با گرفتن اولین تفاضل از معادلات (۲) و (۳) و با توجه به اینکه $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$ همان $E(\Delta e_{t+1}|I_t) - e_t$ است، تغییرات در تقاضا و عرضه‌ی پول به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta \Delta i_t^* - \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta \Delta e_t + \Delta v_t \qquad (۵)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \qquad (۶)$$

با برابر قرار دادن معادلات (۵) و (۶) برای تعادل در بازار پول و استفاده از معادله‌ی (۴)، نرخ ارز تعادلی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1+\beta+\chi)} \left(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* + \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) - \Delta v_t + \Delta d_t\right) \qquad (۷)$$

معادله‌ی (۷) نشان می‌دهد که در غیاب مداخله بانک مرکزی ۱. با افزایش سطح قیمت‌های خارجی، ارزش پول ملی افزایش می‌یابد، ۲. با افزایش سطح تولید داخلی، تقاضا برای ارز خارجی کاهش می‌یابد و از این طریق سبب افزایش ارزش پول ملی می‌شود، ۳. افزایش نرخ بهره‌های خارجی سبب افزایش سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود و در نتیجه ارزش پول ملی کاهش می‌یابد، ۴. ارزش پول ملی در پاسخ به یک شوک مثبت تقاضای پول ملی افزایش می‌یابد که نرخ‌های بهره داخلی را بالا می‌برد ولی در پاسخ به شوک‌های عرضه‌ی پول انبساطی کاهش می‌یابد.

تغییرات نرخ ارز تا حد زیادی به ضریب مداخله χ بستگی دارد. وقتی این ضریب به‌سمت بی‌نهایت میل کند (چه مثبت و چه منفی)، مقدار تغییرات نرخ ارز صفر خواهد

بود که این واقعیت در نظام نرخ ارز ثابت رخ می‌دهد و نشان‌دهنده این است که بانک مرکزی می‌تواند برای ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز مداخله‌ی مستقیم داشته باشد. اگر این ضریب به سمت $-\infty$ میل کند، آنگاه تغییرات نرخ ارز از بالا به سمت صفر میل می‌کند و این به این معناست که بانک مرکزی در هنگام تضعیف ارزش پول ملی، با فروش ارز خارجی در بازار مداخله می‌کند و اگر این ضریب به سمت $+\infty$ میل کند، آنگاه تغییرات نرخ ارز از پایین به سمت صفر می‌رود که این نشان می‌دهد بانک مرکزی در هنگام افزایش ارزش پول ملی با خرید ارز خارجی در بازار ارز مداخله می‌کند. اگر ضریب مداخله صفر باشد، تغییرات نرخ ارز کاملاً شناور خواهد بود. همچنین مقادیر صفر تا بی‌نهایت ضریب مداخله، دلالت بر مداخله‌ی میانه و نظام شناور مدیریت‌شده دارد. افزون بر این وقتی $\chi < -(1+\beta)$ باشد، آنگاه مداخله ناهمسو و اگر $-(1+\beta) < \chi < 0$ باشد، آنگاه تغییرات نرخ ارز بسیار زیاد خواهد بود (کوماه[1]، ۲۰۱۱: ص ۴).

جدول ۱. توصیف فشار بازار ارز

	افزایش ارزش پول $(\Delta e_t < 0)$	**کاهش ارزش پول** $(\Delta e_t \geq 0)$
انباشت ذخایر $(\Delta r_t > 0)$	افزایش فشار (اندازه‌گیری با استفاده از یک شاخص بر پایه‌ی قدرت خرید یا یک شاخص بر پایه‌ی برابری بهره پوشش داده نشده)	رابطه‌ی پول- نرخ ارز نرمال (مدل‌سازی با استفاده از یک مدل پولی حرکات نرخ ارز)
کاهش ذخایر $(\Delta r_t \leq 0)$	رابطه‌ی پول- نرخ ارز نرمال (مدل‌سازی با استفاده ازیک مدل تعادل سهام یا یک مدل پولی حرکات نرخ ارز)	کاهش فشار (اندازه‌گیری با استفاده از یک شاخص بر پایه قدرت خرید یا یک شاخص بر پایه برابری بهره پوشش داده نشده)

منبع: کوماه، ۲۰۱۱: ص ۳

به منظور تشخیص رابطه‌ی بین مداخله و حرکات نرخ ارز، تعریف فشار بازار ارز مطرح می‌شود. طبق تعریف ویمارک، در سیستم نرخ ارز میانی، زمانی‌که مداخله در بازار ارز تنها از طریق خرید و فروش ذخایر ارزی انجام پذیرد، فشار بازار ارز را می‌توان از رابطه‌ی ۸ به‌دست آورد (طباطبایی نسب و افشاری، ۱۳۹۱: ص ۳):

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t \qquad (۸)$$

که در آن Δe_t نشانگر درصد تغییرات نرخ ارز، Δr_t نشانگر تغییرات ذخایر خارجی و $\eta = -\frac{\partial e_t}{\partial r_t}$ می‌باشد. البته این فرمول تنها زمانی به کار می‌رود که حاکمیت پولی

1. Kumah

هیچ‌گونه عقیم‌سازی روی اثر مداخله‌ی بازار ارز خارجی در پایه‌ی پولی اعمال نکند. بدین معنا که حاکمیت پولی در بازار ارز خارجی با خرید و فروش ارز مداخله کند. زمانی که مداخله‌ی بازار ارز به‌طور کامل عقیم است، یعنی حاکمیت پولی در بازار ارز خارجی مداخله نمی‌کند، فشار بازار ارز طبق معادله‌ی ۸ برابر تنها تغییرات در نرخ ارز می‌باشد که این مسئله طبق جدول ۱ امکان‌پذیر نمی‌باشد، چرا که طبق این جدول تغییرات هم‌زمان نرخ ارز و ذخایر ارزی منجر به فشار بازار ارز می‌شود، بنابراین با توجه به جدول ۱ و با جای‌گذاری معادله‌ی ۴ در معادله‌ی ۸ داریم:

$$\mathrm{EMP_t} = (1 - \eta\chi)\Delta \mathrm{e_t} \qquad (۹)$$

که در آن $\eta \in [-1,0)$ و χ می‌تواند مقادیر مختلفی را اختیار کند. معادله‌ی ۹ در تشخیص فشار بازار ارز یک رابطه‌ی غیرخطی بین درجه‌ی مداخله (χ) و کشش تغییرات نرخ ارز در برابر تغییرات ذخایر خارجی (η) را نشان می‌دهد. جدول ۱ نیز تغییرات نرخ ارز و تغییرات ذخایر ارزی را به‌طور هم‌زمان در تشخیص فشار بازار ارز مشخص می‌کند. بنابراین جدول ۱ و معادله‌ی ۹ دارای پیوستگی می‌باشند.

همچنین شرایط تعیین انواع رژیم‌ها که در ادامه توضیح داده می‌شود، نشان می‌دهد عدم پیوستگی زمانی در فشار بازار ارز وجود دارد که ناشی از طبیعت غیرخطی آن به‌دلیل تغییرات گسسته در فرآیند نرخ ارز است، بنابراین برخلاف روش‌های خطی که فشار بازار ارز را با استفاده از معادله‌ی ۸ معرفی می‌کنند، در این مطالعه خصوصیت غیرخطی فشار بازار ارز مطابق با آنچه کوماه (۲۰۱۱) اشاره کرده است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{EMP}\begin{cases} < 0 \text{ for } \chi \neq 0, \chi \in \left(-\left(1+\beta\right), \infty\right) \text{ and } \Delta \mathrm{e_t} < 0 & \text{افزایش فشار} \\ = 0 \text{ for } \chi = 0; & \text{نرخ ارز نرمال} \\ > 0 \text{ for }, \chi \in \left(-\infty, -\left(1+\beta\right)\right) \text{ and } \Delta \mathrm{e_t} > 0 & \text{کاهش فشار} \end{cases} \qquad (۱۰)$$

طبق این خصوصیت، فشار بازار ارز تحت سه رژیم[1] تضعیف ارزش پول ملی، تغییرات نرمال نرخ ارز و تقویت ارزش پول ملی به‌صورت زیر شناسایی می‌شود: رژیم تضعیف ارزش پول ملی در زمانی رخ می‌دهد که تغییرات نرخ ارز نامنفی ($\Delta \mathrm{e_t} \geq 0$) و تغییرات ذخائر خارجی نامثبت ($\Delta \mathrm{r_t} \leq 0$) است و به اصطلاح گفته می‌شود که فشار روی نرخ ارز بالاست. رژیم تقویت ارزش پول ملی نیز در زمانی رخ می‌دهد که تغییرات

1. State

نرخ ارز، منفی ($\Delta e_t < 0$) و تغییرات ذخایر خارجی مثبت ($\Delta r_t > 0$) است و به اصطلاح گفته می‌شود که فشار روی نرخ ارز پایین می‌باشد. رژیم تغییرات عادی نرخ ارز نیز هنگامی اتفاق می‌افتد که یا تغییرات نرخ ارز نامنفی ($\Delta e_t \geq 0$) و تغییرات ذخایر خارجی مثبت ($\Delta r_t > 0$) است یا اینکه تغییرات نرخ ارز منفی ($\Delta e_t < 0$) و تغییرات ذخایر خارجی نیز نامثبت ($\Delta r_t \leq 0$) می‌باشد. در حقیقت رژیم تغییرات عادی نرخ ارز رژیم نرخ ارز کاملاً شناور را نشان می‌دهد که حاکمیت پولی هیچ گونه دخالتی در بازار ارز ندارد (خیابانی و همکاران، ۱۳۹۳: ص۷).

از آن‌جا که بازار ارز در ایران نیز در دوره‌های مختلف دارای رژیم‌های ارزی مختلفی بوده و زمان تغییر رژیم نیز نامعلوم است، برای اندازه‌گیری فشار بازار ارز باید از روشی غیرخطی استفاده شود که روش مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال متغیر برای محاسبه‌ی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران روش غیرخطی مناسبی می‌باشد که در این مطالعه از این روش استفاده شده است.

۳. مروری بر ادبیات

۱.۳. مطالعات خارجی

یونوس[1] (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای به‌طور تجربی اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز بنگلادش را بررسی کرده است. در این مطالعه، فشار بازار ارز به‌صورت مجموع درصد تغییر ذخایر بین‌المللی و درصد تغییر نرخ ارز اسمی اندازه‌گیری می‌شود. همچنین در این مقاله به بررسی اثر تغییرات درآمد واقعی، ضریب پول و نرخ تورم خارجی بر فشار بازار ارز پرداخته شده است. ازآنجایی‌که اقتصاد بنگلادش یک اقتصاد باز کوچک است، نرخ‌های ارز اسمی برای تخمین مدل‌های فشار بازار ارز مجزا به‌کار گرفته شده‌اند. این محقق به بررسی فشار بازار ارز بر اساس مدل گیرتون و روپر (۱۹۷۷) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری تک معادله دومرحله‌ای انگل- گرنجر طی اطلاعات فصلی ۲-۱۹۷۶ الی ۱-۲۰۰۳ پرداخته است. نتایج حاصل از توابع واکنش عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس نشان می‌دهند سیاست پولی اندازه‌گیری شده توسط اعتبار داخلی، اثر قابل‌توجهی روی فشار بازار ارز دارد. پاسخ فشار بازار ارز به شوک اعتبار داخلی منفی و معنی‌دار بوده است این بدین معناست که کارگزاران پولی در بنگلادش فشار بازار ارز را به‌وسیله کاهش ذخایر خارجی یا تضعیف پول ملی کاهش می‌دهند.

1. Sayera Younus

لیو و پایولس[1] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تـأثیر فشـار سیاسـی خـارجی بـر افزایش سریع‌تر ارزش پول در چین پرداخته اند. در ایـن راسـتا تعـدادی شـاخص فشـار سیاسی مربوط به نرخ ارز پول در چین، با تأکید بر فشار ایالات‌متحـده را مـورد بررسـی قرار داده و دریافته‌اند. این محققان دریافتند که فشار سیاسی آمریکـایی و غیرآمریکـایی تأثیر قابل توجهی بر بازده‌های روزانه ارزش پول (در چـین) نـدارد. بـا ایـن‌حـال شـواهد تجربی نشان می‌دهد فشارهای سیاسی به ویژه برای ایالات متحده آمریکـا اثـرات آمـاری معنی‌داری بر نوسانات شرطی پول (در چین) داشته است. علاوه بـر ایـن، آن‌هـا همـین روش را روی نرخ ارز آتی غیرقابل انتقال ۱۲- ماهه پـول (در چـین) انجـام داده و طبـق شواهد دریافته‌اند که جلسات دو جانبه چین و ایالات‌متحده بر نوسانات شرطی نرخ آتـی غیرقابل انتقال پول (در چین) اثر می‌گذارد.

نارایان[2] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی پیش بینـی بـازده‌هـای نـرخ ارز توسط قیمت نفت برای ۱۴ کشور آسـیایی پرداختـه و دریافتـه اسـت. وی دریافـت کـه قیمت‌های نفت بالاتر به کاهش آتی واحد پـول ویتنـام و افـزایش آتـی ارزهـای محلـی بنگلادش، کامبوج و هنگ‌کنگ منجر می‌شود.

ابوالباشر، هاگ و سادرسکی[3] (۲۰۱۵)، طـی مطالعـه‌ای بـا اسـتفاده از مـدل‌هـای مارکوف سوئیچینگ، به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر نرخ‌های ارز واقعی برای کشورهای صادرکننده و واردکننده‌ی نفت پرداخته‌اند. آن‌ها دریافته‌اند که شوک‌های تقاضای نفـت در اقتصادهای صادرکننده‌ی نفت موجب افزایش فشار نرخ ارز[4] می‌شود. همچنین شواهد محدودی از تأثیرگذاری شوک‌های عرضه‌ی نفت بر نـرخ‌هـای ارز یافتـه‌انـد. افـزون بـر ایـن دریافته‌اند شوک‌های تقاضای ارز بر هر دو کشورهای صادرکننده و واردکننده‌ی نفـت تـأثیر می‌گذارد، اگرچه الگوی سیستماتیکی از افزایش یا کاهش نرخ‌های ارز واقعی وجود ندارد.

اندرسون[5] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ی خـود بـه بررسـی پاسـخ‌هـای نـرخ ارز واقعـی بـه شوک‌های عوامل مؤثر بر نرخ ارز برای چهارده کشور آسیایی در حال توسعه پرداخته‌اند. تحلیل آن‌ها بـر پایـه‌ی مـدل تصـحیح خطـای بـرداری سـاختاری پانـل[6] (PSVECM) می‌باشد و شناسایی شوک‌ها با استفاده از محدودیت‌هـای صـفر و علامـت انجـام گرفتـه

1. Liu and pauwels
2. Seema Narayan
3. Abul basher, Haug and Sadorsky
4. Exchange rate appreciation pressure
5. Heather M. Anderson
6. Panel structural vector error correction model

است. آن‌ها متوجه شده‌اند که آزادسازی تجاری، کاهش فشار دائم و مصرف دولتی بالاتر، افزایش فشار دائم را به همراه دارد. هم‌چنین شواهد نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری و مصرف دولتی تأثیر قوی‌تری بر نرخ‌های ارز واقعی دارند، درحالی‌که اثر شوک‌های بهره‌وری بخش تجاری بر نرخ ارز ضعیف می‌باشد.

پندی[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ی خود با استفاده از یک مدل پولی فشار بازار ارز، به بررسی اثر سیاست پولی بر نرخ ارز نپال پرداخته و دریافته است که متغیرهای اعتبار داخلی و ضریب پولی تأثیرات مثبت و رشد پولی تأثیر منفی روی فشار بازار ارز دارد، ولی تورم خارجی اثر ناچیزی روی فشار بازار ارز دارد. درنهایت این محقق نتیجه گرفته است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش فشار بازار ارز می‌شود.

۲.۳. مطالعات داخلی

طباطبایی نسب و افشاری (۱۳۹۱)، به برآورد درجه‌ی مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بازار ارز از اردیبهشت ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. برای این منظور، شاخص فشار بازار ارز را با بهره‌گیری از روش 3SLS محاسبه کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره‌ی قبل از یکسان‌سازی، نرخ ارز میانگین درجه‌ی مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ۰/۱۶ و در دوره‌ی بعد از یکسان‌سازی ۰/۳۳ بوده است. علاوه بر این، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بیشتر ماه‌ها از سیاست مداخله‌ی ناهمسو پیروی کرده است.

هادیان و اوجی‌مهر (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز (EMP)، در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۷۰-۱۳۹۰ پرداخته‌اند؛ بدین منظور ابتدا شاخص EMP با به‌کارگیری یک روش الگو- مستقل محاسبه شده است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که شاخص فشار بازار ارز، ماهیتی غیرخطی داشته و بازار ارز ایران طی دوره‌ی مورد بررسی همواره با کاهش فشار یا افزایش ارزش پول داخلی مواجه بوده است؛ همچنین، در هیچ دوره‌ای حرکتی یکنواخت و بدون فشار را تجربه نکرده است؛ چنین نتیجه‌ای شده است. که برای تحلیل فشار بازار ارز در ایران باید از الگوهای غیرخطی بهره گرفت؛ ازاین‌رو در ادامه با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR)، فشار بازار ارز در ایران مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصل از برآوردها حاکی از آن است که تغییرات حجم پول و نرخ تورم در رژیم افزایش فشار بازار ارز، تأثیر

1. Anjan Panday

مثبت و معناداری بر EMP داشته است، اما در رژیم کاهش فشار بازار ارز، ضریب نرخ تورم، منفی و ضریب تغییرات حجم پول، بی‌معنی بوده است.

باغجری، حسینی‌نسب و نجارزاده (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چگونه مقامات پولی ایران نسبت به فشار بازار ارز طی دوره‌ی فصل اول سال ۱۳۶۸ تا فصل چهارم ۱۳۹۱ واکنش نشان داده‌اند. بدین منظور از مدل پولی گیرتون و روپر[1] برای بیان تئوری و از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به‌منظور تخمین استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که اجرای سیاست انبساط پولی موجب افزایش فشار بر نرخ ارز می‌شود همچنین تأثیر متغیر ضریب تکاثری پول بر فشار بازار ارز مثبت و تأثیر دو متغیر تولید داخلی و قیمت نفت‌خام بر فشار بازار ارز منفی می‌باشد. نتایج تجزیه‌ی واریانس متغیر فشار بازار ارز نشان می‌دهد در دوره‌ی اول این متغیر حدود ۹۵٪ و در دوره‌ی دهم از قدرت توضیح‌دهندگی این متغیر کاسته شده و حدود ۷۹٪ از تغییرات خود را توضیح می‌دهد. بین سایر متغیرها بیشترین توضیح دهندگی مربوط به متغیر ضریب تکاثری پول با قدرت توضیح دهندگی حدود ۱۰ ٪ است پس از این متغیر سایر متغیرها به ترتیب درآمد ملی با حدود ۶/۷ ٪، اعتبار داخلی با حدود ۳/۳۸٪ و در نهایت قیمت نفت با ۱/۶۱٪ از نوسان‌های فشار بازار را توضیح می‌دهند.

خیابانی و غلجه‌ای (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ی خود از یک مدل انعطاف‌پذیر فشار بازار برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز و تعیین میزان مداخله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای مدیریت این نوسانات استفاده کرده‌اند. سپس این مدل را با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ- خودرگرسیو برداری MSMH(2)-VAR(2) با داده‌های فصلی و در دوره‌ی ۹۲-۱۳۶۲ مورد برآورد قرارداده‌اند. در این الگو تغییرات سه متغیر شاخص قیمت‌های داخلی، نقدینگی و درآمد صادرات نفت به‌عنوان عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز شناسایی شده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش درآمد صادرات نفت موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و افزایش ارزش پول ملی شده که با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه می‌باشد، درحالی‌که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار نرخ ارز همراه بوده است. همچنین نتایج بزرگ‌تر بودن احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را نسبت به‌احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی نشان می‌دهد.

1. Girton and Rorer

در جمع‌بندی مطالعات تجربی می‌توان دریافت که بیشتر مطالعات انجام گرفته در داخل، از مدل‌های خطی برای ارزیابی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز استفاده کرده‌اند در حالی‌که به دلیل رفتار غیر خطی فشار بازار ارز بهتر است از مدل‌های غیرخطی استفاده شود. همان‌طور که در مطالعه‌ی مربوط به هادیان و همکاران نیز به این نتیجه رسیده بودندکه برای بررسی رفتار فشار بازار ارز در ایران باید از الگوی غیرخطی استفاده شود. مطالعه‌ی مشابه داخلی مربوط به مطالعه‌ی خیابانی و همکاران (۱۳۹۳) است که با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ خودرگرسیون برداری (MS-VAR) با ماتریس احتمال انتقال ثابت[1] (FTP)، به بررسی فشار بازار ارز پرداخته‌اند. نوآوری مقاله‌ی حاضر نسبت به مقاله‌ی مذکور این است که برای بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز از ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان[2] (TVTP) استفاده شده است که روش مناسبی برای بررسی عوامل کلان اقتصادی روی فشار بازار ارز محسوب می‌شود.

۴. روش‌شناسی تحقیق

این مطالعه از نظر هدف بنیادی بوده و از لحاظ روش با رویکرد تحلیلی و توصیفی تهیه شده است. همچنین ازنظر گردآوری آمار و اطلاعات به صورت کتابخانه‌ای می‌باشد. اطلاعات این تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و استفاده از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است. دوره‌ی زمانی مورد بررسی داده‌های سالانه کشور ایران مربوط به بازه‌ی زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ می‌باشد که بر حسب محدودیت دسترسی به اطلاعات متغیرهای مورد استفاده در مدل انتخاب شده است. همچنین از روش مارکوف سوئیچینگ با ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان برای برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج استفاده شده است.

۱.۴. روش مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال ثابت و متغیر

مدل مارکوف سوئیچینگ، به تازگی به‌صورت فزاینده‌ای در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند و یکی از مدل‌های سری زمانی غیرخطی معروف و شناخته شده است. این مدل شامل ساختارهای چندگانه می باشد که می‌تواند رفتارهای سری‌های زمانی در رژیم‌های مختلف را مورد بررسی قرار دهد. شکل جدیدی از مدل مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیزم تبدیل و انتقال بین ساختارها و رژیم‌های مختلف از طریق متغیر وضعیت غیر قابل مشاهده کنترل می‌شود که پیرو زنجیره‌ی

1. Fixed Transition Probability
2. Time-Varing Transition Probability

مرتبه ی اول مارکف است. قالب اصلی مدل تغییر رژیم احتمال تغییر تمام یا برخی پارامترها بر اساس فرایند مارکوف در وضعیت‌ها یا رژیم‌های مختلف است که وضعیت‌های مختلف به وسیله ب متغیر غیرقابل مشاهده نشان داده می‌شود. منطق این نوع مدل‌سازی ترکیب توزیع‌های مختلف با خصوصیات متفاوت است که ارزش جاری متغیرها بر طبق وضعیت (غیرقابل مشاهده) محتمل‌تر که به‌وسیله مشاهدات تعیین می‌شود از این مدل استخراج می‌شود.

مدل مارکوف سویچینگ برای نخستین بار از سوی کوانت[1] (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد[2] (۱۹۷۳)، معرفی و سپس از سوی همیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده است. برخلاف دیگر روش‌های غیرخطی، همانند[3] ANN و STAR[4] که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به‌صورت تدریجی[5] انجام می‌پذیرد، در مدل مارکوف سویچینگ انتقال به‌سرعت[6] انجام می‌گیرد. همچنین در بررسی روابط بین متغیرهای اقتصادی، روش خود رگرسیون برداری یکی از روش‌های متداول و رایج است، اما یکی از معایب این روش این است که فرض می‌کند تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل پایا هستند و برای متغیرهای ناپایا قابل استفاده نمی‌باشد.

در تحقیق حاضر از آنجا که رفتار فشار بازار ارز از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت و درون‌زا می‌باشد از این روش با ماتریس احتمالات انتقال متغیر در طی زمان استفاده شده است. در این روش با استفاده از یک الگوریتم تکراری به نام الگوریتم فیلتر[7]، می‌توان رژیم‌های مختلف و طول مدت هر رژیم و فشار بازار ارز در هر رژیم و همچنین تأثیر متغیرهای تعیین‌کننده‌ی فشار بازار ارز روی احتمال گذار بین رژیم‌ها را با استفاده از ماتریس احتمال انتقال متغیر در طی زمان به دست آورد. در مدل مارکوف – سوئیچینگ، فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرآیند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم، به‌سادگی می‌توان فرض کرد که s_t، مقادیر ۱و ۲ را اختیار می‌کند. یک مدل AR(1) دو رژیمی را می‌توان به‌صورت معادله‌ی ۱۱ نشان داد.

1. Quandt
2. Quandt and Goldfeld
3. Artificial Neural Network
4. Smooth Transition Autoregressive
5. Gradual Switching
6. Sudden Switching
7. Filtering algorithm

$$y_t = \begin{cases} \emptyset_{0,1} + \emptyset_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if} \quad s_t = 1 \\ \emptyset_{0,2} + \emptyset_{1,2} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if} \quad s_t = 2 \end{cases} \qquad (۱۱)$$

و یا به‌صورت خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \emptyset_{0,s_t} + \emptyset_{1,s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

برای تکمیل مدل باید ویژگی‌های فرآیند s_t را مشخص کرد. در مدل مارکوف-سوئیچینگ، s_t یک فرآیند مارکوف از درجه‌ی اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که s_t فقط به رژیم دوره‌ی قبل، یعنی s_{t-1} بستگی دارد. احتمال انتقال[1] p_{ij} که بیانگر احتمال حرکت زنجیره‌ی مارکوف، از وضعیت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t می‌باشد، به صورت معادله‌ی ۱۳ بیان می‌شود.

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (۱۳)$$

انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیوی تک متغیره به‌شرح جدول ۲ می‌باشد.

جدول ۲. انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

نام مدل	معادله	توزیع جملات اخلال	جزء وابسته به رژیم
MSM[2](m)-AR(p)	$\Delta y_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\Delta y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) - \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI[3](m)-AR(p)	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	عرض از مبدأ
MSH[4](m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2(s_t))$	واریانس جملات خطا
MSA[5](m)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (s_t)(\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خود توضیح

منبع: کازرونی، اصغرپور، محمدپور و بهاری، ۱۳۹۱

1. Transition Probability
2. Markov-switching mean
3. Markov-switching intercept term
4. Markov-switching heteroskedasticity
5. Markov-switching autoregressive p

با ترکیب حالت‌های اول و دوم با مدل‌های دوم و سوم می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد، بنابراین، برای آنکه بتوان بهترین مدل را از میان مدل‌های فوق انتخاب کرد، استراتژی انتخاب مدل به صورت زیر خواهد بود:

۱. تعیین خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی[1] (LR)

۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای حاضر در مدل با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک[2] (AIC) و شوارتز[3] (SIC) برای تمام حالت‌های ممکن مدل مارکوف سوئیچینگ (حالت‌های مذکور در جدول ۲)

۳. تعیین تعداد رژیم‌ها برای حالت‌های مختلف مدل مارکوف - سوئیچینگ با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز

۴. مقایسه حالت‌های تخمین زده شده برمبنای سه ویژگی «داشتن بیشترین ضرایب معنادار (به ویژه اجزای وابسته به رژیم)»، «داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی» و «داشتن حداقل واریانس جملات اخلال»

۵. انتخاب مدل بهینه برمبنای ویژگی فوق (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: صص ۱۲-۱۱).

بعد از مراحل فوق، دو روش برای تخمین احتمالات انتقالات وجود دارد که شامل احتمال انتقال ثابت (FTP) و احتمال انتقال متغیر در طی زمان (TVTP) می‌باشد. ویژگی اصلی FTP این است که اجازه نمی‌دهد احتمالات انتقال متغیر باشند. در این روش فرض می‌شود که احتمال متغیر S_t یک مقدار مشخص j می‌باشد و تنها به مقدار قبلی S_{t-1} وابسته است:

$$p(s_t = j|s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = p(s_t = j|s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (۱۴)$$

بنابراین در روش احتمال انتقال ثابت، ماتریس انتقال مارکوفی‌ای می‌توانیم بسازیم که انتقال به رژیم بعدی فقط به رژیم جاری بستگی داشته باشد، لذا احتمال انتقال به صورت زیر نشان داده می‌شود (همیلتون[4]، ۱۹۸۹: ص۱۴).

$p = pr(S_t = 1|S_{t-1} = 1)$ احتمال ماندن در رژیم اول

$p = pr(S_t = 2|S_{t-1} = 2)$ احتمال ماندن در رژیم دوم

1. Likelihood Ratio
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Information Criterion
4. Hamilton

روش احتمال انتقال متغیر در طی زمان (TVTP) گسترش‌یافته، روش احتمال انتقال ثابت (FTP) می‌باشد. این روش اولین بار توسط فیلاردو[1] (۱۹۹۴) معرفی شده است. در این مطالعه برای بررسی عوامل یا متغیرهای کلان اقتصادی روی فشار بازار ارز از این رویکرد استفاده می‌شود. تابع منطقی برای تشخیص احتمالات انتقال متغیر با زمان به‌صورت زیر می‌باشد:

$$p_{i,j,t} = pr[s_t = j|s_{t-1} = i, z_{t-1}] = \frac{\exp(\lambda_{i,j,0}+z'_{t-1}\lambda_{i,j,1})}{1+\exp(\lambda_{i,j,0}+z'_{t-1}\lambda_{i,j,1})} \quad (۱۵)$$

که در آن i=1,…,M, j=1,…,M-1 می‌باشد و همچنین داریم:

$$p_{i,M,t} = pr[s_t = M|s_{t-1} = i, z_{t-1}] = 1 - \sum_{j=1}^{M-1} p_{i,j,t} \ , i = 1, \dots, M \quad (۱۶)$$

که در این معادلات M تعداد رژیم‌ها، S_t متغیر مارکوف مرتبه‌ی اول، Z_t برداری از متغیرهای اقتصادی می‌باشد که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را توضیح می‌دهند. بر مبنای فیلاردو (۱۹۹۴)، احتمالات انتقال متغیر با زمان برای دو رژیم به‌صورت زیر می‌باشد (خمیری و سامی بن علی[2]، ۲۰۱۲: ص ۱۱):

$$pr(s_t = 1 \,|\, s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{10}+\sum_{j=1}^{n} z'_{t-1}\lambda_{1j})}{1+\exp(\lambda_{10}+\sum_{j=1}^{n} z'_{t-1}\lambda_{1j})}$$

$$pr(s_t = 1 \,|\, s_{t-1} = 2) = \frac{\exp(\lambda_{20}+\sum_{j=1}^{n} z'_{t-1}\lambda_{2j})}{1+\exp(\lambda_{20}+\sum_{j=1}^{n} z'_{t-1}\lambda_{2j})}$$

به‌طوری که $pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1)$ احتمال ماندن در رژیم ۱ را نشان می‌دهد و $pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2)$ نشانگر احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ است.

در این تحقیق، Z نشانگر عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز است که بر اساس مبانی نظری فشار بازار ارز متناسب با شرایط اقتصاد ایران به‌عنوان اقتصاد متکی به درآمدهای نفتی تعیین شده است. این عوامل مشتمل بر ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (cash)، تورم[3] (inf) و درآمدهای نفتی (oil) می‌باشد. مدل مارکوف سوئیچینگ با ماتریس انتقال متغیر با زمان به‌کار رفته در مطالعه ی حاضر بر اساس متغیرهای تعریف شده به‌صورت ذیل می‌باشد:

1. Filardo
2. Khemiri and Sami ben ali
۳. برای محاسبه‌ی تورم از درصد رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) استفاده شده است.

$$\mathrm{pr}(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{10}+\lambda_{11}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{12}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{13}\mathrm{Doil}_{t-1})}{1+\exp(\lambda_{10}+\lambda_{11}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{12}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{13}\mathrm{Doil}_{t-1})} \quad (۱۷)$$

$$\mathrm{pr}(s_t = 1|s_{t-1} = 2) = \frac{\exp(\lambda_{20}+\lambda_{21}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{22}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{23}\mathrm{Doil}_{t-1})}{1+\exp(\lambda_{20}+\lambda_{21}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{22}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{23}\mathrm{Doil}_{t-1})} \quad (۱۸)$$

پارامترهای اساسی مؤثر بر احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ضرایب مربوط به متغیرها یا همان λ ها می‌باشند. علائم این ضرایب حائز اهمیت هستند. برای مثال، اگر λ_{11} (ضریب مربوط به ذخایر ارزی) منفی باشد، به‌این معناست که افزایش ذخایر ارزی، عامل مهمی در کاهش احتمال ماندن در رژیم اول است. یا اگر λ_{11} مثبت باشد به‌این معناست که افزایش ذخایر ارزی، احتمال ماندن در رژیم اول را افزایش می‌دهد. به‌طور مشابه، علامت ضریب λ_{21} (ضریب ذخایر ارزی در معادله‌ی ۱۸) مشخص می‌کند چطور متغیر درونی Z بر احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را تحت تأثیر قرار می‌دهد بدین صورت که اگر این ضریب مثبت باشد، احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را افزایش و اگر منفی باشد احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ را کاهش می‌دهد. به همین ترتیب برای ضرایب سایر متغیرها نیز به همین صورت تفسیر می‌شود.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

همان‌طور که اشاره شد در این مطالعه عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. قبل از برآورد مدل، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل به شرح جدول ۳ می‌باشد.

جدول ۳. توصیف ویژگی‌های متغیرهای مدل

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف استاندارد
EXR (دلار بر حسب ریال)	۷۸۷۳/۹۵	۸۰۰۸/۵۰	۳۲۷۸۴/۹۰	۶۱۴/۵۰	۱/۸۷
OIL (میلیون دلار)	۳۴/۲۷	۱۹/۲۷	۱۱۲/۶۲	۶/۲۵	۱/۱۷
CASH (میلیارد ریال)	۳۰۳/۲۷	۱۰/۱۰	۲۰۳۴/۲۰	-۱/۱۰	۲/۱۹
INF (درصد)	۱۹/۹۲	۱۸/۱۰	۴۹/۴۰	۶/۹۰	۱/۱۶

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌طوری که EXR نشانگر نرخ ارز غیر رسمی و OIL نشانگر درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز می‌باشد که در این مقاله به‌منظور رعایت اختصار از عبارت

درآمدهای نفتی استفاده شده است، CASH نشانگر خالص ذخایر ارزی بانـک مرکـزی و INF بیانگر رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است که به‌عنوان شاخص تـورم در نظر گرفته شده است[۱].

جدول۴. مقادیر سطوح معنی داری متغیرها در آزمون‌های ADF,KPSS

متغیرها	ADF		KPSS	
	سطح	تفاضل مرتبه‌ی اول	سطح	تفاضل مرتبه‌ی اول
EXR	۱/۹۲	-۳/۴۷**	۰/۶۴	۰/۳۸**
OIL	-۱/۳۴	-۵/۳۶*	۰/۵۴	۰/۱۰۷***
CASH	۵/۸۶	-۳/۵۳*	۰/۵۵	۰/۵۶*
INF	-۳/۳۰**	--	۰/۱۵*	-

منبع: یافته‌های تحقیق، *و ** و *** به‌ترتیب نشانگر سطح معنی‌داری ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

نقطه‌ی شروع برای تحلیل هر سری زمانی، بررسی مانـایی داده‌هـای سـری زمـانی مربوطه می‌باشد. برای این منظور ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشـه‌ی واحـد KPSS و ADF، وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی آزمون شده است. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، همه‌ی متغیرها به‌جز تورم (inf) با یکبار تفاضل‌گیری مانا شـده‌انـد، ولی متغیر تورم در سطح مانا می‌باشد، لـذا از تفاضـل مرتبـه‌ی اول متغیرهـای نـرخ ارز (EXR)، درآمدهای نفتی (oil) و خالص ذخایر ارزی بانـک مرکـزی جمهـوری اسـلامی ایران (cash) استفاده می‌شود.

همان‌طورکه در جدول ۲ نیز اشاره شده است، ابتدا با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ تک متغیره، رفتار نرخ ارز در اقتصاد ایران برآورد می‌شود. در این مرحله لازم است مدل بهینه برای برآورد رفتار نرخ ارز انتخاب شود برای این منظور انواع مدل مارکوف سویچینگ با عوامل مختلف وابسته به رژیم و تعداد رژیم‌های مختلف برآورد و مدل بهینه براساس معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) انتخاب شده است، بدین صورت که مدلی که دارای حداقل مقدار آکائیک است به‌عنوان مدل بهینه در برآورد رفتار نرخ ارز تعیین می‌شود[۲].

---

۱. روند زمانی متغیرهای مورد استفاده در قسمت نتایج حاصل از مدل در نمودارهای ۲، ۳ و ۴ آورده شده است.

۲. برای برآورد مدل از نرم افزار OX-Metrix استفاده شده است.

جدول ۵. تعیین مدل و وقفه بهینه

وقفه	MSM	MSI	MSIH	MSMH	MSMA	MSIA	MSIAH	MSMAH
۱	۱۸/۸۷۳	۱۶/۲۸۹	۱۶/۰۱۱	۱۵/۹۶۴	۱۶/۲۶۰	۱۶/۲۹۵	۱۶/۱۲۲	۱۵/۹۹۵
۲	۱۸/۹۱۳	۱۶/۱۲۴	۱۵/۸۴۶	۱۶/۸۱۱	۱۶/۲۵۱	۱۶/۱۷۵	۱۵/۹۰۲	۱۵/۹۳۶
۳	۱۹/۰۳۲	۱۶/۲۳۷	۱۶/۰۵۷	۱۵/۹۴۱	۱۶/۳۵۰	۱۶/۴۲۳	۱۷/۱۹۴	۱۶/۶۱
min	۱۸/۸۷۳	۱۶/۱۲۴	۱۵/۸۴۶	۱۵/۹۴۱	۱۶/۲۵۱	۱۶/۱۷۵	۱۵/۹۰۲	۱۵/۹۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ۵، مدل MSIH(2)-AR(2) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. این مدل به صورت ترکیبی از دو مدل واریانس وابسته به رژیم و مدل عرض از مبدا وابسته به رژیم است که این دو مورد در جدول ۲ آمده‌اند. همچنین دو وقفه و دو رژیم به‌عنوان وقفه و رژیم بهینه تعیین شده است.

۱.۵. نتایج حاصل از احتمال انتقال ثابت (FTP)

در این بخش به بررسی معادلات بیان شده ی روش مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت پرداخته می‌شود. در حقیقت متغیر درونزای y_t در این مطالعه همان تفاضل مرتبه‌ی اول نرخ ارز (تغییرات نرخ ارز) و مجموعه اطلاعاتی آن همان دو وقفه‌ی به‌دست آمده از تفاضل نرخ ارز می‌باشد، بنابراین مدل MSIH(2)-AR(2) به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$dexr_t = \beta_0(s_t) + \beta_1 dexr_{t-1} + \beta_2 dexr_{t-2} + u_t \qquad (۹)$$

که در معادله‌ی فوق، β_0 به‌عنوان عرض از مبدا مدل، وابسته به رژیم بوده و تابعی از رژیم یا $s_t = 1,2$ قرار دارد. در مطالعه‌ی حاضر ضریب وقفه‌ها تابعی از رژیم نمی‌باشد و در هر دو رژیم یکسان است. جمله خطای u_t به‌صورت $u_t \sim NID[(0, \sigma^2(s_t)]$ مشخص می‌شود به‌طوری که جمله خطای مدل دارای توزیعی نرمال با میانگین صفر و واریانس وابسته به رژیم $\sigma^2[s_t] = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 \text{, if } s_t = 1 \\ \sigma_2^2 \text{, if } s_t = 2 \end{vmatrix}$ می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل MSIH(2)-AR(2) در جدول ۷ آمده است.

جدول۶. نتایج حاصل از مدل MSIH(2)-AR(2) با احتمال انتقال ثابت

متغیرها	ضرایب	مقدار آماره‌ی t	ارزش احتمال
عرض از مبدا وابسته به رژیم			
$\beta_0(1)$ (رژیم۱)	۲۵۵۴/۱۴	۲/۰۱	۰/۰۵۸
$\beta_0(2)$ (رژیم۲)	۱۶۳/۴۲۱	۵/۳۱	۰/۰۰۰
ضرایب خودرگرسیو			
$dexr_{t-1}$	۰/۴۰۹۹۱۰	۴۱/۸	۰/۰۰۰
$dexr_{t-2}$	-۰/۱۱۱۲۱۷	-۱۰/۸	۰/۰۰۰
واریانس وابسته به رژیم			
σ_1^2 (رژیم۱)	۴۴۱۲/۶۹		
σ_2^2 (رژیم۲)	۱۲۷/۲۳۴		
آماره‌های تشخیص و ویژگی رژیم‌ها			
Log-likelihood	-۲۱۳/۸۳۹۷۳	LR-test	۸۹/۵۵۶[۰/۰۰۰۰]**
P_{11}	۰/۵۵۵۴۷	دوره‌ی تداوم۱ در رژیم۱	۲/۳۳
P_{22}	۰/۸۴۹۵۸	دوره‌ی تداوم در رژیم۲	۵/۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

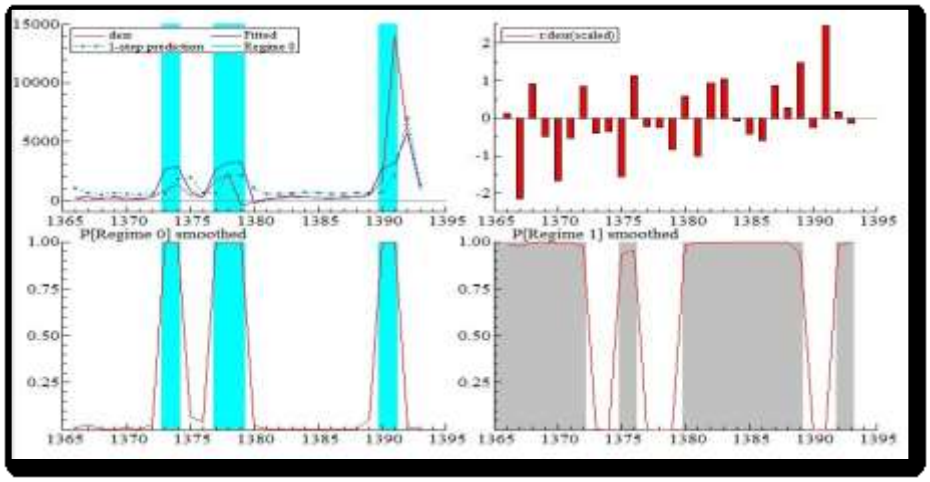
همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود برای تعیین خطی بودن یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون LR استفاده می‌شود که در اینجا مقدار این آزمون نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن استفاده از یک الگوی غیرخطی می‌باشد. همچنین مقدار عرض از مبدا رژیم اول بیشتر از عرض از مبدا رژیم دوم بوده و از نظر آماری معنی‌دار است، لذا می‌توان استدلال کرد رژیم اول به‌عنوان رژیم تضعیف ارزش پولی ملی و رژیم دوم به‌عنوان رژیم تقویت ارزش پول ملی می‌باشد. همچنین با توجه به مقدار واریانس رژیم اول و دوم می‌توان رژیم‌ها را به‌صورت زیر نام‌گذاری کرد:

- **رژیم ۱:** رژیم تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا
- **رژیم ۲:** رژیم تقویت ارزش پول ملی با تلاطم پایین

همچنین نتایج حاصل از ماتریس احتمالات انتقال نشان می‌دهد احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی برابر ۰/۵۵ و احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پولی برابر ۰/۸۵ می‌باشد که نشان می‌دهد در دوره‌ی مورد بررسی احتمال ماندن در رژیم تقویت ارزش پول ملی بیشتر از احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی می‌باشد. این نتیجه بیانگر مداخله‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای حفظ ارزش پول

1. Duration

در بازار ارز در طی دوره‌ی مورد بررسی است بدین صورت که در رژیم ۱ (تضعیف ارزش پول ملی) فشار روی نرخ ارز بالاست و نرخ ارز تمایل به افزایش دارد، در این حالت بانک مرکزی در جهت تثبیت یا حفظ ارزش پول ملی عمل کرده و توانسته با احتمال ۵۵ درصد در رژیم تضعیف و با احتمال ۴۵ درصد از رژیم تضعیف به رژیم تقویت انتقال یابد. در مقابل در رژیم ۲ (تقویت ارزش پول ملی) فشار روی نرخ ارز پایین است و نرخ ارز تمایل به افزایش دارد، در این حالت بانک مرکزی با مداخله سعی در تثبیت نرخ ارز داشته است، به‌طوری که با احتمال ۸۵ درصد در رژیم تقویت و با احتمال ۱۵ درصد از رژیم تقویت به رژیم تضعیف انتقال می‌یابد. در حالت کلی می‌توان استدلال کرد که بانک مرکزی طی دوره‌ی مورد بررسی غالباً سعی در حفظ ارزش پول ملی داشته و سیاست تقویت ارزش پول ملی به‌عنوان سیاست غالب بوده است.



نمودار ۱. نتایج حاصل از مدل مارکوف- سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت

همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، نمودار بالا سمت چپ مربوط به مقادیر واقعی و برازش شده‌ی متغیر وابسته یا تغییرات نرخ ارز است. نمودار بالا سمت راست، مقادیر تغییرات نرخ ارز را در طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. مقادیر منفی در این نمودار نشانگر کاهش نرخ ارز یا افزایش ارزش پول ملی بوده و مقادیر مثبت بیان‌کننده‌ی افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در بیشتر دوره‌ها نرخ ارز حالت کاهشی داشته و سیاست حفظ یا تقویت ارزش پول ملی در اولویت بوده است. نمودار سمت چپ پایین و نمودار سمت راست پایین به‌ترتیب نشانگر احتمال ماندن در رژیم‌های تضعیف و تقویت ارزش پول است.

۲.۵. نتایج حاصل از احتمال انتقال متغیر (TVTP)

هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر بررسی عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در طی دوره‌ی مورد مطالعه است. بدیهی است متغیرهای کلان اقتصادی بسیاری می‌توانند به‌عنوان عامل مؤثر بر فشار بازار ارز در نظر گرفته شود ولی در مطالعه‌ی حاضر با توجه به مبانی نظری فشار بازار ارز و سوابق تجربی موجود در این زمینه، متغیرهای ذخایر ارزی بانک مرکزی به‌عنوان متغیر مؤثر در مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز، متغیر تورم به‌عنوان سیاست پولی بانک مرکزی و درآمدهای نفتی به‌عنوان متغیر مؤثر در عرضه‌ی ارز در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که در این مطالعه متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی نیز به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز مورد بررسی قرار گرفته‌اند، اما به دلیل بی‌معنا بودن ضریب و در برخی موارد به دلیل مشکل همگرایی مدل، از مدل‌سازی حذف شده‌اند. همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد وجود و تداوم تورم موجب کاهش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی می‌شود، لذا برای جبران افت رقابت‌پذیری قیمتی ناشی از تورم باید نرخ ارز را به‌طور متناسب افزایش داد تا کاهش رقابت‌پذیری ناشی از افزایش قیمت‌ها جبران شود. همچنین تغییرات درآمدهای نفتی و به‌دنبال آن تغییرات عرضه‌ی منابع ارزی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌تواند نقش کلیدی در افزایش یا کاهش ارزش پول ملی ایفا کند.

بنابراین در این مطالعه، متغیرهای کلان تغییرات درآمدهای نفتی (doil)، تورم (inf) و تغییرات ذخایر ارزی (dcash)، به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در نظر گرفته شده است. برای استحکام نتایج، مدل در سه حالت برآورد شده است. حالت اول حالتی است که در آن فشار بازار ارز تابعی از متغیرهای مؤثر تورم و خالص ذخایر ارزی می‌باشد. حالت دوم شامل متغیرهای مؤثر تورم و درآمدهای نفتی و حالت سوم که کامل‌ترین حالت است، شامل متغیرهای تورم، درآمدهای نفتی و خالص ذخایر ارزی می‌باشد. در جدول ۷، نتایج حاصل از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر (معادلات ۱۷ و ۱۸) بر پایه‌ی متغیرهای مؤثر بر احتمال ماندن در رژیمی خاص و احتمال انتقال از رژیمی به رژیمی دیگر گزارش شده است[1]. معادلات ۲۰ و ۲۱ بیانگر حالت سوم یا کامل مدل مورد بررسی است:

$$\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\lambda_{10}+\lambda_{11}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{12}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{13}\mathrm{Doil}_{t-1}}{1+\exp(\lambda_{10}+\lambda_{11}\mathrm{Dcash}_{t-1}+\lambda_{12}\mathrm{inf}_{t-1}+\lambda_{13}\mathrm{Doil}_{t-1}} \qquad (۲۰)$$

۱. برای برآورد مدل مارکوف سویچینگ با احتمال انتقال متغیر از نرم افزار متلب استفاده شده است.

$$pr(s_t=1|s_{t-1}=2)=\frac{\exp(\lambda_{20}+\lambda_{21}Dcash_{t-1}+\lambda_{22}inf_{t-1}+\lambda_{23}Doil_{t-1}}{1+\exp(\lambda_{20}+\lambda_{21}Dcash_{t-1}+\lambda_{22}inf_{t-1}+\lambda_{23}Doil_{t-1}}$$

همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، عرض از مبدا رژیم ۱ در تمامی مدل‌ها بیشتر از عرض از مبدا رژیم ۲ می‌باشد و این بدین معنی است که تغییرات نرخ ارز در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد، لذا رژیم ۱ به‌عنوان رژیم تضعیف ارزش پول ملی و رژیم ۲ به‌عنوان رژیم تقویت ارزش پول ملی است. نتایج حاصل از ماتریس احتمال انتقال متغیر در طی زمان نشان می‌دهد که ضرایب متغیر تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی احتمال ماندن در رژیم تضعیف (λ_{11})را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف (λ_{21}) را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، در رژیم تضعیف که فشار بازار ارز بالاست، افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی منجر به کاهش فشار بازار ارز و کاهش احتمال ماندن در رژیم تضعیف می‌شود.

جدول۷. نتایج حاصل از مدل MSIH(2)-AR(2) با احتمال انتقال متغیر

متغیرها	حالت۱	حالت ۲	حالت۳
عرض از مبدا وابسته به رژیم			
$\beta_0(1)$	۴۰۶/۰۴۵۹۹۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۰۶/۰۴۹۰۰۲ (۰/۰۰۰۰)	۴۰۶/۰۴۵۸۱۹ (۰/۰۰۰۰)
$\beta_0(2)$	-۱۰۷۱/۹۸۱۵۳۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱۴۳/۷۸۵۶۶۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱۰۷۱/۹۷۹۰۸۶ (۰/۰۰۰۰)
ضرایب خودرگرسیو			
$dexr_{t-1}$	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۸۳۰۴ (۰/۰۰۰۰)
$dexr_{t-2}$	-۰/۱۳۷۱۹۷ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۳۷۱۹۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۳۷۱۹۷ (۰/۰۰۰۰)
واریانس وابسته به رژیم			
σ_1^2	/۶۴۶۰۶۹ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)	/۶۱۷۲۶۴ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)	/۶۴۶۰۷۰ ۵۷۹۴۷۲۸ (۰/۰۰۰۰)
σ_2^2	/۴۷۱۸۲۸ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)	/۴۷۳۹۲۹ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)	/۴۷۱۸۲۸ ۸۶۹۲۰۹۳ (۰/۰۰۰۰)

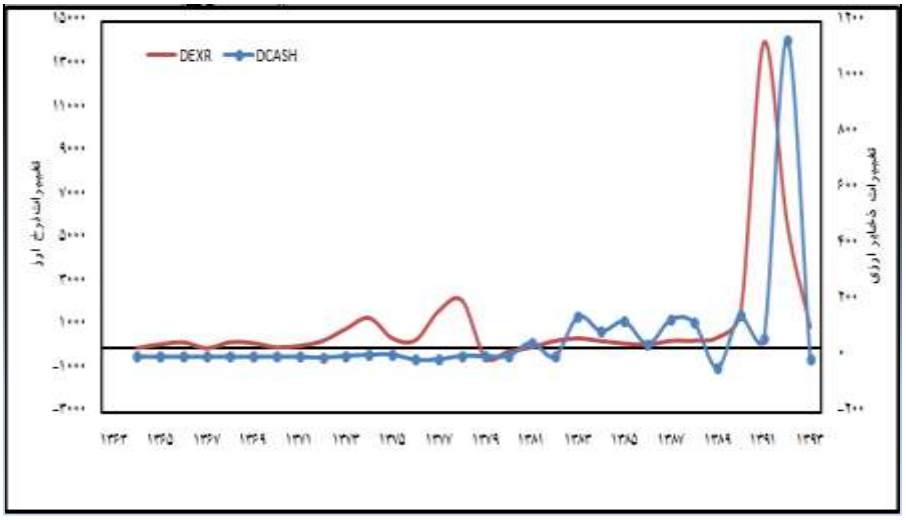
متغیرها		حالت۱	حالت ۲	حالت۳
ضرایب متغیرهای کلان در ماتریس احتمال انتقالات				
احتمال ماندن در رژیم۱ (رژیم تضعیف ارزش پول ملی)	λ_{10}	۲/۴۵۰۶۸۹ (۰/۰۰۰۰)	۲/۰۲۹۶۴۹ (۰/۰۰۰۰)	۲/۴۳۴۰۵۳ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{11}	-۰/۲۷۲۲۹۴ (۰/۰۰۰۰)	ـــــ	-۰/۱۸۳۴۸۲ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{12}	۹/۰۹۰۵۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۶۷۸۷۶ (۰/۰۰۰۰)	۶/۰۷۲۳۰۵ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{13}	ـــــــ	-۰/۱۷۷۲۶۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۸۷۸۹۱۵ (۰/۰۰۰۰)
احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ (رژیم تقویت به رژیم تضعیف)	λ_{20}	-۱/۶۴۰۶۰۴ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۷۵۸۲۴۱ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۶۳۹۷۱۸ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{21}	۰/۰۳۶۷۰۸ (۰/۰۰۰۰)	ـــــ	۰/۰۴۱۴۴۱ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{22}	۹/۳۳۴۴۲۷ (۰/۰۰۰۰)	۶/۲۷۰۸۲۰ (۰/۰۰۰۰)	۹/۳۶۱۴۹۷ (۰/۰۰۰۰)
	λ_{23}	ـــــــ	-۰/۱۶۱۴۵۸ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۲۵۰۴۶۹ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال ضرایب برآورد شده است.

جهت تحلیل بهتر نتایج، نمودار مربوط به تغییرات ذخایر ارزی و نرخ ارز در نمودار ۲ آورده شده است. در حقیقت می‌توان استدلال کرد زمانی که درآمدهای نفتی در سطح بالایی قرار دارد و ذخایر ارزی انباشت شده است، بانک مرکزی از نقش مسلط در بازار ارز برخوردار است و می‌تواند با تغییر عرضه‌ی ارز، نرخ ارز را به دلخواه خود تغییر دهد، اما زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد و ذخایر ارزی نیز در وضعیت مناسبی نباشد، قدرت مانور بانک مرکزی برای عرضه‌ی ارز و کنترل نرخ ارز کاهش می‌یابد و در نتیجه، در چنین دوره‌هایی نرخ ارز افزایش خواهد یافت. بررسی نرخ ارز در دو دهه‌ی اخیر نیز این امر را تأیید می‌کند.

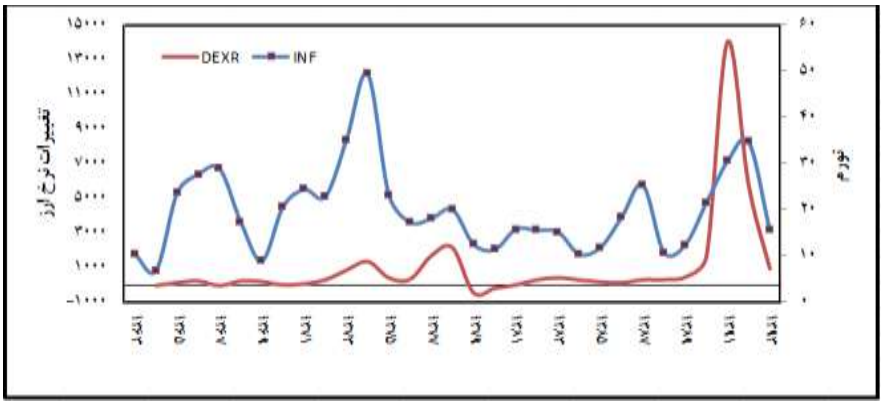
همان‌طور که در نمودار ۲ نیز نمایان است، در سال‌های دهه‌ی ۱۳۷۰ که درآمد نفتی در سطح بالایی نبوده و ذخایر ارزی نیز وضعیت مناسبی نداشته، قدرت مانور دولت و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای کنترل نرخ ارز بسیار پایین بوده است و به‌خصوص در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ که درآمدهای ارزی به شدت کاهش پیدا کرده و

نرخ ارز افزایش قابل توجهی یافته است. اما در دهه‌ی ۱۳۸۰ که درآمدهای نفتی از روند صعودی برخوردار بوده است، با افزایش ذخایر ارزی، نرخ ارز نیز روند نزولی داشته است.



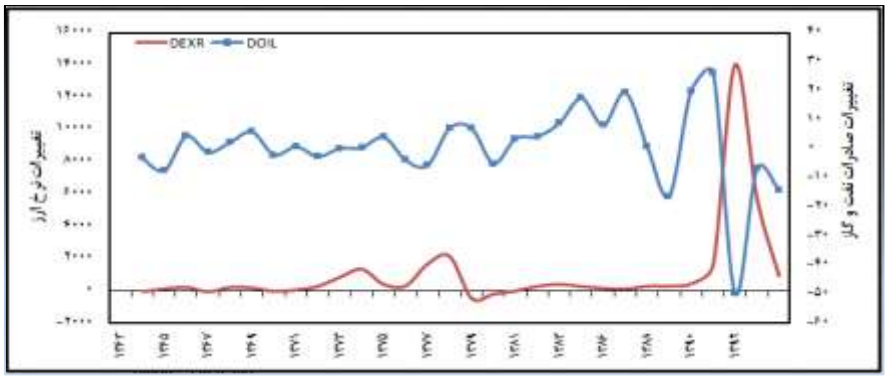
نمودار ۲. روند تغییرات ذخایر ارزی و نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

ضرایب مربوط به متغیر تورم که احتمال ماندن در رژیم تضعیف آن برابر ($\lambda_{۱۲}$) و احتمال گذار از رژیم تقویت به تضعیف، برابر ($\lambda_{۲۲}$) می‌باشد، هر دو مثبت هستند به‌عبارتی افزایش تورم احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد. با افزایش نرخ تورم ضمن کاهش ارزش پول داخلی، فشار بازار ارز افزایش می‌یابد. همان‌طور که در نمودار ۳ نیز آورده شده است، تغییرات سطح قیمت‌ها (تورم) با تغییرات نرخ ارز تقریباً همسو بوده است، بدین صورت که با افزایش نرخ تورم، فشار بازار ارز نیز بیشتر شده و ارزش پول ملی کاهش می‌یابد و بالعکس. به‌عنوان مثال طی سال‌های ۱۳۷۲تا ۱۳۷۴ که تورم افزایش یافته، فشار روی نرخ ارز بالا رفته و ارزش پول ملی کاهش پیدا کرده است. همچنین در این وضعیت در طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۲ که تورم حالت افزایشی داشته، فشار روی بازار ارز نیز بیشتر شده است، در حالی‌که در طی سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۶ همراه با کاهش تورم، بازار ارز در دوره‌ی تقویت ارزش پول ملی قرار گرفته و از فشار بر بازار ارز کاسته شده است، لذا می‌توان نتیجه گرفت تورم یکی از عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشد.



نمودار۳. روند تورم و تغییرات نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

نتایج حاصل از برآورد مدل در مورد ضریب متغیر صادرات نفت نشان می‌دهد که اثر تغییرات قیمت نفت بر احتمال ماندن در رژیم ۱ و احتمال گذار از رژیم ۲ به رژیم ۱ منفی است. به عبارت دیگر افزایش صادرات نفت، احتمال ماندن در رژیم تضعیف را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به تضعیف را نیز کاهش می‌دهد. بدین مفهوم که افزایش درآمد صادرات نفت از طریق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده و این مطلب با افزایش احتمال گذار به رژیم تقویت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است، در حالی که کاهش درآمدهای نفتی با افزایش احتمال گذار به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و افزایش فشار روی نرخ ارز همراه بوده است.



نمودار۴. روند تغییرات درآمدهای نفتی و نرخ ارز در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۳

همان‌طور که در نمودار ۴ نیز ملاحظه می‌شود، زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یافته، فشار روی نرخ ارز بالا بوده و ارزش پول ملی کاهش یافته است و هر زمانی که درآمدهای نفتی افزایش پیدا کرده، از فشار نرخ ارز کاسته شده و ارزش پول ملی تقویت شده است.

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثر متغیرهای ذخایر ارزی بانک مرکزی، تورم و درآمدهای حاصل از صادرات نفت بر فشار بازار ارز ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ بررسی شده است. به این منظور روش غیرخطی MS-AR به کار گرفته شده است که یک مدل غیرخطی مناسب و انعطاف‌پذیر می‌باشد. بدین منظور ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد KPSS و ADF مانایی متغیرها، مورد ارزیابی قرار گرفته و بعد از یک مرحله تفاضل‌گیری متغیرها، مانا شده‌اند، به‌طوری که از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای نرخ ارز غیررسمی (بازار آزاد)، ذخایر ارزی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و درآمدهای حاصل از صادرات نفت و همچنین از سطح متغیر تورم در برآورد مدل استفاده شده است. ابتدا مدل مارکوف سوئیچینگ با ماتریس احتمال انتقال ثابت برآورد و سپس تأثیر متغیرهای تورم، ذخایر ارزی بانک مرکزی و درآمدهای نفتی بر احتمال انتقال از رزیم تقویت به رژیم تضعیف ارزش پول ملی و احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی با استفاده از ماتریس احتمال انتقال متغیر با زمان مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز در چارچوب دو رژیم تقویت و تضعیف ارزش پول ملی با تلاطم بالا و پایین قابل ارزیابی است و ذخایر ارزی بانک مرکزی، تورم و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر فشار بازار ارز در اقتصاد ایران می‌باشند. بدین صورت که تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی احتمال ماندن در رژیم تضعیف ارزش پول ملی را کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به رژیم تضعیف ارزش پول ملی را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش تورم، احتمال ماندن در رژیم تضعیف و احتمال گذار از تقویت به تضعیف را افزایش می‌دهد، یعنی با افزایش نرخ تورم، ارزش پول ملی کاهش یافته و بر فشار بازار ارز افزوده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل در خصوص متغیر صادرات نفت نشان می‌دهد که افزایش صادرات نفت، احتمال ماندن در رژیم تضعیف را، کاهش و احتمال گذار از رژیم تقویت به

تضعیف را نیز کاهش می‌دهد. بدین مفهوم که افـزایش درآمـد صـادرات نفـت از طریـق افزایش درآمدهای ارزی بانک مرکزی موجب افزایش مداخله‌ی بانک مرکزی در بازار ارز و تقویت ارزش پول ملی شده و این مطلب با افزایش احتمال گذار بـه رژیـم تقویـت ارزش پول ملی و کاهش فشار نرخ ارز همراه شده است.

سیاست ارزی در مورد مدیریت عرضه‌ی ارز توسط دو مرجع اصـلی شـامل مقامـات دولت و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اعمال می‌شود. در حقیقت این سیاست‌های دولت در زمینه مدیریت ذخایر حساب ذخیره ارزی است که تعیین می‌کند چه میـزان از درآمدهای نفتی وارد چرخه‌ی اقتصاد کشور شود و در راسـتای آن، سیاسـت‌هـای بانـک مرکزی در مدیریت ذخایر ارزی بانک مرکزی تعیین می‌کند که چه میزان از درآمـدهای نفتی که به واسطه‌ی سیاست مالی دولت وارد چرخه اقتصاد شده است، به بازار ارز عرضه شود. روشن است که با توجه بـه میـزان قابـل توجـه درآمـدهای نفتـی بـه خصـوص در سال‌های رونق بازار جهانی نفت و محدودیت‌های عرضه‌ی ارز توسط بانک مرکزی، بانـک مرکزی نسبت به دولت از قدرت مانور کمتری برای مدیریت عرضه‌ی ارز برخوردار اسـت. به هر حال در مجموع، نحوه‌ی مدیریت درآمدهای ارزی حاصل از صـادرات نفـت توسـط دولت و بانک مرکزی، نقش ویژه‌ای در بازار ارز و تعیین نـرخ ارز دارد. البتـه بایـد توجـه داشت که قدرت مانور سیاست‌های دولت و بانک مرکزی در عرضه‌ی ارز، تا حد بالایی به وضعیت درآمدهای نفتی و ذخایر ارزی وابسته است. در حقیقـت زمـانی کـه درآمـدهای نفتی در سطح بالایی قرار دارد و ذخایر ارزی انباشت شده است، دولت از نقش مسلط در بازار ارز برخوردار است و می‌تواند با تغییر عرضه‌ی ارز، نرخ ارز را به دلخـواه خـود تغییـر دهد. اما زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد و ذخـایر ارزی نیـز در وضـعیت مناسـبی نباشد، قدرت مانور دولت برای عرضه‌ی ارز و کنترل نرخ ارز کاهش می‌یابـد و در نتیجـه، در چنین دوره‌هایی نرخ واقعی ارز افزایش خواهد یافت. نکته‌ی مهـم در اعمـال سیاسـت ارزی این است که دولت و بانک مرکزی می‌تواننـد بـا انباشـت ذخـایر ارزی (در حسـاب ذخیره و ذخایر ارزی بانک مرکزی) در دوره‌ی رونق نفتی، از یـک سـو از کـاهش شـدید نرخ ارز در دوره‌های رونق نفتی جلوگیری کرده و از سوی دیگر قدرت مـانور خـود را در مدیریت نرخ ارز در دوره‌ی رکود نفتی حفظ کرده و تا حدی از کـاهش عرضـه‌ی ارز بـه بازار و افزایش شدید نرخ ارز جلوگیری کنند. در حقیقت این سیاست کمک می‌کند تا از نوسانات نرخ ارز به دلیل نوسانات نفتی جلوگیری شود.

منابع

۱. ابراهیمی، ایلناز و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). طراحی یک سامانه‌ی هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ. بیست و دومین همایش سالیانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران: پژوهشکده‌ی پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۲. باغجری، محمود و حسینی‌نسب، ابراهیم و نجارزاده، رضا (۱۳۹۳). اثر سیاست پولی بر فشار بازار ارز: مطالعه‌ی موردی ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۷۱، صفحات ۷۸-۵۳.

۳. خیابانی، ناصر و غلجه‌ای، سمیرا (۱۳۹۳). رژیم‌های ارزی و فشار بازار ارز در یک اقتصاد صادرکننده‌ی نفت (مورد ایران). فصلنامه‌ی برنامه‌ریزی و بودجه، شماره‌ی ۳، صفحات ۲۲-۳.

۴. طباطبایی‌نسب، زهره و افشاری، زهرا (۱۳۹۱). برآورد میزان مداخله‌ی مستقیم بانک مرکزی ایران با رویکرد فشار بازار ارز. فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۶۴، صفحات ۱۱۴-۸۷.

۵. کازرونی، علیرضا و اصغرپور، حسین و محمدپور، سیاوش و بهاری، صابر (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ واقعی ارز بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ. مجله‌ی اقتصادی- دو ماهنامه‌ی بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌های ۷ و ۸، صفحات ۲۶-۵.

۶. هادیان، ابراهیم و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۳). بررسی رفتار شاخص فشار بازار ارز در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی خودرگرسیو با انتقال ملایم (STAR). فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، شماره‌ی ۱۰، صفحات ۲۴۷-۲۶۶.

7. Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2016). The Impact of Oil Shocks on Exchange Rates: A Markov Regime-Switching Approach. *Energy Economics*, 54, 11–23. https://doi:10.1016/j.eneco.2015.12.004

8. Dumrongrittikul, T. & Anderson, H., M. (2016). How do shocks to domestic factors affect real exchange rates of Asian developing countries?. *Journal of Development Economics*, 119(C), 67-85. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.10.004

9. Donadelli, M., & Paradiso, A. (2014). Does financial integration affect real exchange rate volatility and cross-country equity market returns correlation?. *The North American Journal of Economics and Finance*, 28, 206-220. https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.03.001

10. Filardo, A. (1994). Business-cycle phases and their Transitional Dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3) 299-308.
11. Girton, L., & Roper, D. (1977). A Monetary Model of Exchange Market pressure Applied to the postwar Canadian Experience. *American Economic Review*, 67(4),537-548. http://www.jstor.org/stable/1813387
12. Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384. https://doi:10.2307/1912559.
13. Khemiri, R., & Sami Ben Ali, M. (2013). Exchange Rate Pass-Through and Inflation Dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 7 (43), 1–30. http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2013-43
14. Kumah, F., Y. (2011). A Markov-switching approach to measuring exchange market pressure. *International journal of finance and economics*, John Wiley & Sons, Ltd., 16(2), 114-130. https://doi: 10.1002/ijfe.415
15. Liu, L., G., & Pauwels, L., L. (2012). Do external Political Pressures affect the Renminbi exchange rate?. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1800-1818.
https://doi: 10.1016/j.jimonfin.2012.04.001.
16. Narayan, S. (2013). Foreign exchange markets and oil prices in Asia. *Journal of Asian Economics*, 28, 41-50.
https://doi: 10.1016/j.asieco.2013.06.003.
17. Panday, A. (2015). Impact of Monetary policy on Exchange Market pressure: The Case of Nepal. *Journal of Asian of economics*,37, 59-71. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2015.02.001
18. Weymark, D. (1995). Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.
https://doi.org/10.1016/0022-1996(95)01389-4
19. Younus, S. (2005). Exchange Market Pressure and Monetary Policy. *Bangladesh Journal of Political Economy*, 22(1 and 2), 441-468

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۴۷۸-۴۵۹

تحلیل رابطه‌ی بین بازار ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ناپارامتریک و کاپولا

صابر مولایی[۱]، محمد واعظ برزانی*[۲]، سعید صمدی[۳]، افشین پرورده[۴]
۱. دانشجو دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان، Saber.molai@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، M.vaez@ase.ui.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، s.samadi@ase.ui.ac.ir
۴. دانشیار گروه آمار دانشگاه اصفهان، a.parvardeh@stat.ui.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۰۹

چکیده

درک ارتباط بازار سهام با بازار ارز برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران دارای اهمیت است. در این پژوهش با استفاده از رویکرد کاپولا همبستگی بین نرخ ارز، پرش قیمت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی ۹۴-۱۳۸۵ محاسبه شده است. هم‌چنین از رویکرد ناپارامتریک جهت برآورد میانگین بازده، نوسان و پرش قیمت داده‌های شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که میانگین سالانه‌ی بازدهی، نوسان و تعداد پرش قیمت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر با ۱۹ درصد، ۰/۰۱۲ و ۲۶ درصد است. افزون بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که بین نرخ ارز و شاخص قیمت رابطه‌ی یکطرفه از نرخ ارز به شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. براساس رویکرد کاپولا، ضریب همبستگی شاخص کل قیمت با نرخ ارز ۰/۸۵ است.

طبقه‌بندی JEL: G00 ،C02 ،C14 ،F31
واژه‌های کلیدی: شاخص کل قیمت، پرش قیمت، نرخ ارز، رویکرد ناپارامتریک، کاپولا

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۳۳۱۶۲۱۹۰

۱. مقدمه

نرخ ارز یکی از متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر بازار سهام و قیمت دارایی‌های مالی است. درک همبستگی بین بازار ارز و بازار سهام برای بیشتر سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بسیار مهم است، همبستگی بین بازار ارز و بازار سهام به سرمایه‌گذاران در راهبردهای ایجاد پرتفوی کمک می‌کند. سیاست‌گذاران اقتصادی با تحلیل مجراهای ارتباطی بین بازار ارز و بازار سهام، می‌توانند سیاست‌های خود را به خوبی تعدیل کنند و پیش‌بینی دقیق‌تری از اثرات سیاست‌های خود داشته باشند. به‌طور کلی می‌توان گفت در زمینه‌ی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص سهام دو نظریه‌ی مهم وجود دارد که یکی از آنها قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و دیگری الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ می‌باشد. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز بر شاخص سهام در چارچوب این دو نظریه قابل توضیح است. به دلیل آنکه افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، طلا و ارز نگهداری می‌کنند تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، نرخ تورم، بهره و غیره تقاضای افراد را برای نگهداری هریک از دارایی‌های مزبور از جمله تقاضا برای سهام تحت تأثیر قرار می‌دهد و این موضوع به نوبه‌ی خود بر قیمت سهام اثرگذار است. از سوی دیگر انتشار اخبار و اطلاعات مرتبط با متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز منجر به پرش قیمت دارایی‌های مالی می‌شود. پرش‌های قیمت می‌توانند با عوامل مهمی از جمله کارایی تشکیل قیمت یا میزان نقدینگی بازیگران بازار مالی مرتبط باشند. با توجه به اینکه پرش قیمت یکی از عوامل نوسان‌های قیمت است، بنابراین مورد توجه مشارکت‌کنندگان در بازار مالی می‌باشد. توضیح دقیق نوسان‌ها با عملکرد انواع ابزار مالی ارتباط تنگاتنگی دارد و بر این اساس فهم پرش‌های قیمت می‌تواند سبب بهبود عملکرد پرتفوی و موقعیت بهتر در پوشش ریسک شود.

پرش قیمت شاخصی برای مطالعه‌ی ناکارایی بازار و فهم بهتر بحران‌ها در بازار مالی قابل استفاده است. یکی از مشکلات مهم مرتبط با پرش‌های قیمت، کمبود شواهد درباره منشاء آن‌ها می‌باشد. برخی منشاء پرش‌های قیمت را انتشار اخبار و اطلاعات در بازار مالی همانند انتشار اخبار و اطلاعات مربوط به عملکرد متغیرهای کلان اقتصادی می‌دانند (مایکلند[1]، ۲۰۰۸). از نظر برخی منشاء اصلی پرش‌های قیمت، کمبود نقدینگی از طرف خریداران یا فروشندگان است (مایکلند، ۲۰۰۸). پرش‌های قیمت به وسیله‌ی دو

1. Mykland

رویکرد ذیل در ریاضیات تعریف می‌شوند که عبارتند از؛ رویکـرد پیوسـته و گسسـته. در رویکرد پیوسته فرض می‌شود فرآیند پایه تکامل قیمت به صورت پیوسته است، بنـابراین فرآیندهای قیمت به وسیله‌ی معادله‌های دیفرانسیل تصادفی توضیح داده می‌شود، مانند الگوی مرتون. در این رویکرد پرش‌های قیمت با افزودن فرآیند دیفرانسیل مانند فرآینـد پواسن، الگوسازی می‌شوند. در رویکرد گسسته فرآیند پایه‌ی تکامـل قیمـت بـه صـورت گسسته می‌باشد. الگوسازی رفتار قیمت دارایی‌های مالی با استفاده از معادله‌های انتشار، قسمت اصلی ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است. معادله‌هـای انتشـار بـه صورت گسترده برای توضیح رفتار تصادفی قیمت سهام، شاخص بازار و نرخ بهـره مـورد استفاده قرار می‌گیرند. به منظور برآورد ضرایب معادله‌های انتشار می‌توان از رویکردهای پارامتریک، ناپارامتریک و شبه پارامتریک استفاده کـرد. در رویکـرد پارامتریـک بایسـتی شکل نهایی تابع چگالی مشاهده‌ها تعیین شود. در بیشتر الگوهای انتشار پژوهشگر قـادر به تعیین تابع چگالی داده‌ها نیست، از این رو برآورد این معادله‌ها با اسـتفاده از رویکـرد پارامتریک امکان‌پذیر نمی‌باشد، اما رویکرد ناپارامتریک این امکان را می‌دهـد کـه بـدون نیاز به شناخت تابع چگالی، ضرایب طیف گسترده‌ای از معادله‌های انتشار تعیین شوند.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱.۲. نرخ ارز و بازار سهام

درباره‌ی رابطه‌ی پویای میان نرخ ارز و قیمت سهام می‌تـوان دو دیـدگاه کلـی را از یکدیگر تفکیک کرد: دورنبوش و فیشر[1] (۱۹۸۰)، با طرح الگوهـای جریـان‌گـر[2]، فـرض کرده‌اند ساختار حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین کننـده‌ی نـرخ ارز هستند. بر این اساس، تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بـین‌المللـی و تـراز تجـاری و بـدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد هم‌چون تولید و درآمد حقیقی و بر جریـان نقـدینگی جاری و آتی شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد. بر طبق این الگو، کـاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) شرکت‌های داخلـی را رقابتمنـدتر کـرده و صـادرات آن‌هـا را آسان‌تر می‌کند. افزایش مزیت کالای تولید داخـل و بـه‌دنبـال آن افـزایش صـادرات بـه درآمد بالاتر منجر می‌شود که به نوبه‌ی خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش مـی‌دهـد، بنابراین در این الگوها نرخ ارز بر قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. دیـدگاه دوم بـه دیـدگاه

1. Dornbusch and Fisher
2. Flow-oriented models

الگوهای سهام‌گرا [1]معروف هستند. در این الگوها فرض می‌شود حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده‌ی نرخ ارز است. این الگوها شامل الگوی توازن پرتفوی و الگوی پولی هستند. در الگوی پرتفوی، برانسون[2](۱۹۸۳)، عنوان می‌کند که رابطه‌ی منفی میان نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این الگو کاهش قیمت سهام سبب کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود که این امر سبب کاهش تقاضای پول برای پول و نرخ بهره‌ی کمتر می‌شود. کاهش نرخ بهره با فرض ثبات سایر شرایط، موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج کشور و کاهش ارزش پول ملی و گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. براساس الگوی پولی گاوین[3] (۱۹۸۹)، برعکس دو الگوی فوق بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد.

۲.۲. پرش قیمت

به تغییرات غیرعادی و ناگهانی قیمت، پرش قیمت گفته می‌شود. نوسان در بازار مالی را به صورت کلی می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی کرد: (۱) نوسان‌های منظم و (۲) نوسان‌های نامنظم.

نوسان‌های منظم، دارای توزیع گاوسین استاندارد و نوسان‌های نامنظم که به‌عنوان پرش قیمت شناخته می‌شوند، معمولا با تغییرات زیاد همراه است. این انتقال‌های شدید قیمتی دارای گشتاورهای بی‌نهایت می‌باشند، بنابراین یکی از عوامل مهم در ایجاد تغییرات زیاد در شاخص کل قیمت، وجود پرش قیمت است. پرش‌های قیمت ابزار مفیدی برای مطالعه‌ی سرریز اطلاعات در بازارهای مالی است. پرش قیمت در بازارهای مالی می‌تواند به‌عنوان انتشار اطلاعات مهم در بازار تلقی شود و می‌تواند به‌عنوان نشانه‌ی بالقوه‌ی مشکلات مرتبط با مبادله توسط افراد داخلی[4] شرکت‌های بازار مالی و نیز علامت ناکارایی بازار مالی تلقی شود. سه عامل مؤثر بر پرش قیمت عبارتند از؛ (۱) اخبار مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی داخلی (۲) اخبار مربوط به متغیرهای کلان سایر کشورها و (۳) تکانه‌های بازار مالی که ناشی از افشای اطلاعات درونی هستند. الگوی انتشار - پرش مرتون به صورت زیر می‌باشد:

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t + dJ_t \qquad (۱)$$

1. Stock-oriented models
2. Branson
3. Gavin
4. Insider-trading

در رابطه‌ی بالا dX لگاریتم شاخص کل قیمت و J_t فرآیند پرش است. در حقیقت تأثیر ورود اطلاعات بر قیمت‌ها و تغییرات غیرعادی قیمت‌ها در قالب عبارت J_t در الگو لحاظ شده است. در الگوی مرتون (۱۹۷۶)، معادله‌ی انتشار از سه جزء تشکیل شده است: (۱) عامل انتقال خطی، (۲) حرکت براونی که نشان دهنده‌ی تغییرات نرمال در قیمت دارایی است و (۳) فرآیند پواسن که تغییرات غیرعادی در قیمت (پرش قیمت) را نشان می‌دهد. این تغییرات ناشی از ورود اخبار است. اگر پرش قیمت با شدت λ اتفاق بیفتد، به معنای این است که زمان انتظاری بین پرش‌ها برابر با $\frac{1}{\lambda}$ می‌شود. به عبارت دیگر پرش قیمت با نرخ متوسط λ در هر واحد زمانی اتفاق می‌افتد و $g(.,Y)$ نیز اثر پرش می‌باشد.

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \int g(X_{t-1},\gamma)N(dt,d\gamma) = dt \qquad (۲)$$

در رابطه‌ی فوق، ΔX_t اندازه‌ی پرش است. با توجه به اینکه در زمان صفر، پرش قیمت وجود ندارد، در نتیجه $\Delta X_{.} = ۰$ و $\mathbf{J}$ فرآیند پرش است. N_t^{Φ} یک اندازه شمارشگر پواسن با گام‌های مانا و مستقل می‌باشد. فرآیند N_t^{Φ} در حقیقت تعداد پرش‌های قیمت را قبل و در زمان t محاسبه می‌کند. فرض کنید اولین پرش در زمان τ_1 اتفاق بیفتد، دومین پرش در زمان τ_2 اتفاق بیفتد و به همین ترتیب پرش قیمت رخ دهد. متغیرهای تصادفی τ_j را زمان بین رخداد[1] می‌نامند (شرو[2] ۲۰۰۴، ۴۶۰-۴۷۹).

۳.۲. پیشینه‌ی پژوهش

سنسوی[3] (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد همبستگی شرطی پویا، رابطه‌ی بین بازار سهام، ارز و نرخ بهره را در اقتصاد ترکیه بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ی مثبت و بین بازار اوراق قرضه و سهام رابطه‌ی منفی وجود دارد. نتایج لیو[4] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که بین شاخص بورس شانگ‌های و نرخ ارز رابطه‌ی بلندمدت وجود ندارد. همچنین پیش از بحران مالی رابطه‌ی علیت بین نرخ ارز و شاخص سهام وجود ندارد، اما پس از بحران مالی اخیر، علیت گرنجر از نرخ ارز به

1. Interarrival
2. Shreve
3. Sensoy
4. Liu

شاخص قیمت سهام وجود ایجاد شده است. ستانتون[1] (۱۹۹۷)، نحوه‌ی برآورد الگوهای پیوسته و آزمون‌های مرتبط با آن را در قالب رویکرد ناپارامتریک معرفی کرده است. سپس جوهانسن (۱۹۹۹) و باندی[2] (۲۰۰۳)، معادله‌های انتشار همراه با پرش قیمت را با استفاده از رویکرد ناپارامتریک برآورد کرده‌اند. جوهانسن (۲۰۰۴)، با استفاده از رویکرد ناپارامتریک پرش‌های نرخ بهره را محاسبه کرده و به بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی و وقوع پرش قیمت در نرخ ارز پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که پرش قیمت تحت تأثیر اخبار غیرمنتظره‌ی مرتبط با متغیرهای کلان اقتصادی است. همچنین پرش‌های قیمت در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی دارای اهمیت هستند. رنه و باندی (۲۰۰۸)، در پژوهشی با عنوان «نوسان‌های تصادفی ناپارامتریک» با به کارگیری رویکرد ناپارامتریک، ضرایب الگوی نوسان‌های تصادفی را برآورد کرده‌اند. تانگ و چن[3] (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «برآورد پارامتریک و تصریح اریب فرآیندهای انتشار» با استفاده از ترکیب رویکرد پارامتریک حداکثر درستنمایی و روش بوت استرپ، ضرایب معادله‌ی انتشار را محاسبه کرده‌اند. بدین صورت که در ابتدا با استفاده از روش حداکثر درستنمایی ضرایب الگوی انتشار برآورد و در ادامه به منظور کاهش اریب، از رویکرد بوت استرپ استفاده شده است. برای آزمون روش پیشنهادی از داده‌های ماهانه‌ی نرخ بهره‌ی آمریکا در طی دوره‌ی زمانی ۹۸-۱۹۶۳ استفاده شده است. نتایج بیانگر کاهش اریب روش پیشنهادی در فرآیندهای تک متغیره و چند متغیره بوده است.

ناهیدی و نیکبخت (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران» دریافته‌اند که رابطه‌ی مثبت بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و شاخص سود نقدی و قیمت سهام بورس تهران برقرار است. حیدری و بشیری (۱۳۹۱)، رابطه‌ی بین نوسان‌های نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه‌ی منفی و معنی‌دار وجود دارد، اما بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز رابطه‌ی معنی‌داری وجود ندارد. راسخی، جعفری صمیمی و ارثی (۱۳۹۲)، با استفاده از رویکرد گارچ چند متغیره رابطه‌ی میان نوسان نرخ ارز و نوسان بازدهی سهام در ایران را بررسی کرده‌اند.

1. Stanton
2. Bandi
3. Tang & Chen

نتایج آن‌ها نشان دهنده‌ی اثر مثبت نوسان نرخ ارز واقعی بر نوسان بازده سهام است، اما نوسان بازده سهام اثر معناداری بر نوسان نرخ واقعی ارز ایران ندارد.

۳. داده‌ها و روش پژوهش

۱.۳. داده‌ها

داده‌های این پژوهش شامل مشاهده‌های روزانه‌ی شاخص کل قیمت و نرخ ارز در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۴/۷-۱۳۸۵ است. در ابتدا با استفاده از آزمون جیانگ وجود پرش قیمت در شاخص کل قیمت بررسی می‌شود. در صورت تأیید با استفاده از معادله‌ی انتشار دارای عامل پرش قیمت، به الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت پرداخته می‌شود. برای برآورد ضرایب معادله‌ی انتشار از رویکرد ناپارامتریک استفاده خواهد شد. با برآورد تعداد پرش قیمت طی زمان، می‌توان همبستگی آن را با نرخ ارز با استفاده از ضریب همبستگی خطی و رویکرد کاپولا محاسبه کرد.

۲.۳. رویکرد ناپارامتریک

یکی از معایب روش پارامتریک این است که در این روش باید ابتدا تابع چگالی پیوسته تعیین شود، اما در روش ناپارامتریک، تابع چگالی پیوسته بدون هیچ فرضی در مورد شکل آن تعیین می‌شود. هیستوگرام یکی از برآوردگرهای ناپارامتریک و نخستین برآوردگر تابع چگالی است (اسکات[1]، ۱۹۷۹). از معایب هیستوگرام گسسته بودن و ناهموار بودن آن است، همچنین هنگامی که تعداد متغیرها دو یا بیش از دو باشد، برآورد تابع چگالی با هیستوگرام بسیار پیچیده می‌شود. با توجه به معایب فوق در چند دهه‌ی گذشته، چندین برآوردگر ناپارامتریک ارائه شده‌اند که از ویژگی آن‌ها می‌توان به پیوسته و هموار بودن آن‌ها اشاره کرد. یکی از پرکاربردترین برآوردگرهای ناپارامتریک، برآوردگر کرنل[2] است (پاگان، ۱۹۹۹ص: ۶).

هیستوگرام، یک تخمین از تابع چگالی است که در آن دامنه‌ی داده‌ها به بازه‌های مساوی تقسیم شده و تعداد مشاهده‌ها در هر بازه محاسبه می‌شود. فرض کنید X یک متغیر گسسته تصادفی بوده و هدف، برآورد تابع چگالی $f(x)$ از x_i باشد. در حقیقت تخمین تابع چگالی $f(x)$ در داده‌های گسسته برآورد تعداد اعداد برابر با x در جمعیت

1. Scott
2. Kernel

X است. برای داده‌های $x_1, x_2, ..., x_n$، یک تخمین‌زن سازگار تعداد مشاهده‌ها برابر با x در جمعیت مورد بررسی است، اگر n^* تعداد مشاهده‌ها برابر با x باشد، آنگاه $f_1(x) = \frac{n}{n^*}$ باشد، آنگاه $\hat{f}_1(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} I(x_i = x)}{n}$ است. $I(x_i = x)$ تابع شاخص است و در نقطه‌ی $x_i = x$ مقدار تابع شاخص برابر با یک است. در غیر این صورت، مقدار تابع مذبور برابر با صفر می‌باشد. فرض کنید که X یک متغیر پیوسته‌ی تصادفی باشد، انگاه احتمال $x_i = x$ برابر با صفر است، بنابراین تابع چگالی $f(x)$ بر اساس متوسط x_i های مجاور x تعیین می‌شود.

اگر h پهنای باند باشد، آنگاه تخمین‌زن $\hat{f}_1(x)$ به صورت زیر است:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} I(-0/5 < \frac{(x - x_i)}{h} < 0/5) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} I(-0/5 < \psi_i < 0/5) \quad (3)$$

در رابطه‌ی فوق $\psi_i = \frac{(x - x_i)}{h}$، و $I(-0/5 < \psi_i < 0/5)$ تابع وزنی است، هم‌چنین انتگرال تابع وزنی در بازه‌ی منفی بی‌نهایت تا مثبت بی‌نهایت برابر با یک است. به عبارت دیگر $\int_{-\infty}^{\infty} I(\psi)d\psi = \int_{-0/5}^{0/5} I(\psi)d\psi = \int_{-0/5}^{0/5} d\psi = 1$ می‌باشد. در حقیقت برآورد هیستوگرام براساس مشاهده‌های محلی نسبت به x است. غیرمنفی بودن و برابر با یک بودن انتگرال تابع چگالی از ویژگی مهم هیستوگرام می‌باشد. فرض کنید $f(x)$ یک تابع چگالی پیوسته از متغیر تصادفی x در نقطه x باشد و $x_1, x_2, ..., x_n$ مشاهده‌هایی از f باشند، تخمین‌زن چگالی $\hat{f}(x)$ از $f(x)$ به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{f} = \hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K(\frac{(x - x_i)}{h}) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} w_i \quad (4)$$

در رابطه‌ی فوق K تابع کرنل و h پهنای باند است. w_i تابع وزن و وابسته به فاصله x_i از x، تعداد مشاهدات و h است (پاگان، ۱۹۹۹).

۳.۳. برآورد ضرایب فرآیند انتشار با استفاده از رویکرد ناپارامتریک

فرض می‌شود که الگوی قیمت‌گذاری از حرکت براونی هندسی پیروی می‌کند. حرکت براونی هندسی ساده‌ترین الگوی قیمت‌گذاری است. فرض کنید X_t قیمت دارایی مالی باشد. آنگاه:

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t \quad (5)$$

در رابطه‌ی فوق μ عامل انتقال بوده و نرخ شرطی انتظاری تغییر در فرآیند قیمت دارایی را طی زمان نشان می‌دهد. بنابراین:

$$\mu(a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E(X_t - X_0 \mid X_0 = 0) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E^a[X_t - X_0] \qquad (۶)$$

عامل نوسان، نرخ شرطی تغییر نوسان را طی زمان نشان می‌دهد. بنابراین:

$$\sigma^2(a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E((X_t - X_0)^2 \mid X_0 = a) = \lim_{t\to 0}\frac{1}{t}E^a[(X_t - X_0)^2] \qquad (۷)$$

برای تعیین عامل انتقال μ در نقطه‌ی a، ابتدا از داده‌های مجاور a تفاضل گرفته شده و سپس متوسط این تفاضل تعیین می‌شود. این رویکرد در واقع اساس برآورد در روش‌های ناپارامتریک و شبه پارامتریک است. از مزایای مهم و جالب توجه رویکرد ناپارامتریک این است که نیازی به فرض مانایی دارایی پایه ندارد. باندی و فیلیپس[1] (۲۰۰۳)، تخمین‌زن کرنل نادارایا- واتسون[2] را جهت محاسبه ضرایب معادله‌های انتشار ارائه کرده‌اند:

$$\hat{\mu}(a) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)} \qquad (۸)$$

$$\hat{\sigma}^2(a) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)}$$

در الگوی معادله‌ی دیفرانسیل همراه با پرش، اثر پرش برابر است با $g(x, Y) = Y$ که در آن Y یک متغیر تصادفی با توزیع نرمال دارای میانگین صفر و واریانس σ_Y^2 است. به عبارت دیگر $dJ_t = YdN_t$ ضرایب الگو است. در رویکرد ناپارامتریک ابتدا گشتاورها محاسبه می‌شوند:

$$M_k(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - x}{h_{n,T}}\right) K\left(X_{(i+1)\Delta_{nT}} - X_{i\Delta_{nT}}\right)^k}{t\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{X_{i\Delta_{nT}} - a}{h_{n,T}}\right)} \qquad (۹)$$

1. Bandi- Phillips
2. Nadaraya-Watson

بنابراین با توجه به روابط فوق ضرایب به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$M_1(x) = \hat{\mu}(x) \qquad (10)$$

$$M_2(x) = \sigma^2(x) + \lambda^2(x)\sigma_Y^2$$

$$M_4(x) = 3\lambda\ (x)(\sigma_Y^2)^2$$

$$M_6(x) = 15\lambda\ (x)(\sigma_Y^2)^3$$

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{M_6(x_i)}{M_4(x_i)}$$

$$\hat{\lambda}\ (x_i) = \frac{M_4(x_i)}{3\hat{\sigma}_Y^2}$$

در رابطه‌ی فوق $\hat{\sigma}_Y^2$ واریانس پرش قیمت است. مزایای تخمین‌زن‌های ناپارامتریک عبارتند از: نخست این تخمین‌زن‌ها نیاز کمی به اطلاعات پیشین مرتبط با شکل تابعی انتظارات شرطی دارند. دوم، تخمین‌زن‌های ناپارامتریک محلی[1] هستند، بدین معنی که هر مشاهده بیشتر تحت تأثیر مشاهده‌هایی است که در همسایگی نزدیک آن هستند. در حقیقت حذف تعدادی از مشاهده‌هایی که در همسایگی بسیار دور قرار دارند به‌صورت اساسی منجر به تغییر نتیجه‌گیری نمی‌شود (جوهانس ۲۰۰۴، ۲۲۷-۲۶۰).

۳.۴. آزمون وجود پرش قیمت

در این پژوهش به منظور آزمون وجود پرش قیمت در شاخص کل قیمت از رویکرد جیانگ و اومن[2] (۲۰۰۸) استفاده می‌شود. براساس این آزمون در صورت عدم وجود پرش قیمت در دارایی پایه، اختلاف بازده از لگاریتم بازده قادر به توضیح پنجاه درصد نوسان‌های درجه دوم مشاهده‌هاست. نوسان درجه دوم فرآیند r در بازه‌ی $[0,t]$ برابر با $\sum_{i=0}^{n-1}(r_i - r_{i-1})^2$ است. در آزمون جیانگ فرض صفر مبنی بر عدم وجود پرش قیمت بوده و فرض جایگزین نیز حاکی از وجود پرش قیمت است. فرض کنید R_t لگاریتم بازده‌ی دارایی در دوره‌ی t، r_t بازده دارایی در دوره‌ی t، RV واریانس تحقق

1. Local
2. Jiang & Oomen

یافته، N تعداد مشاهده‌ها در دوره‌ی t و p یک پارامتر بین ۴ تا ۶/۴ باشد. در این صورت آماره‌ی آزمون جیانگ اومن به صورت زیر است (جیانگ ۲۰۰۸).

$$JO_t = \frac{NBV_t}{\sqrt{\Omega SW}\,(1-\frac{RV_t}{SW_t})} \qquad (11)$$

$$SW_t = 2\sum_{i=1}^{n}(R_{t,i} - r_{t,i})$$

$$\Omega SW = \frac{\mu_6 N^2 \mu_6^{-p}}{9N-p-1}\sum_{i=1}^{N-p}\prod_{k=1}^{p}\left|r_{t,i+k}\right|^{\frac{6}{p}}$$

۳.۵. کاپولا

کاپولای دو متغیره C یک توزیع احتمال با تابع چگالی نهایی یکنواخت است که میزان همبستگی بین متغیرهای تصادفی را نشان می‌دهد. فرض کنید U_1 و U_2 متغیرهای تصادفی با توزیع یکنواخت و U بردار تصادفی باشد، آنگاه $C(u_1,u_2) = \Pr\{U_1 \le u_1, U_2 \le u_2\}$ است. توابع کاپولا ابزارهای ریاضی هستند که در دهه‌ی اخیر در اقتصاد مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. کاپولا این امکان را به محقق می‌دهد که بدون هیچ گونه فرضی در مورد شکل پارامتریک توابع چگالی، همبستگی بین متغیرهای تصادفی را تعیین کند. برخلاف ضریب همبستگی خطی که فقط برای توزیع‌های نرمال قابل استفاده است، در رویکرد کاپولا می‌توان همبستگی متغیرهای تصادفی دارای توزیع‌های غیرنرمال را نیز برآورد کرد. تابع کاپولا با توجه به اینکه ابزار قدرتمندی در ایجاد توزیع‌های چند متغیره بوده، در نتیجه جهت الگوسازی رفتار دارایی‌های مالی فاقد توزیع نرمال، قابل استفاده است. تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که آماره‌ی جارک- برا برای نرخ ارز و شاخص قیمت به ترتیب ۳۳۶ و ۳۵۵ است و ارزش احتمال این آماره برای هر دو متغیر صفر می‌باشد، بنابراین فرض نرمال بودن توزیع این متغیرها در سطح ۵ درصد قابل پذیرش نیست. از جمله کاربردهای کاپولاها در اقتصاد مالی می‌توان به مدیریت ریسک، تعیین پرتفوی بهینه و پوشش ریسک اشاره کرد. کاپولاهای پارامتریک عبارتند از: گوسین، فرانک، کلایتون، گامبل (خاروبی[1] ۲۰۱۳، ۱۵۵۵-۱۵۶۴). انتخاب تابع کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی میان متغیرها از اهمیت زیادی برخوردار است. کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی با استفاده از

1. Kharoubi

معیار اطلاعاتی اعتبارسنجی مقطعی کاپولا تعیین می‌شود. هر تابع کاپولا که دارای بیشترین مقدار معیار اطلاعاتی باشد، به‌عنوان کاپولای مناسب انتخاب می‌شود. در جدول ۱ انواع کاپولا مشاهده می‌شود.

جدول ۱. توابع توزیع تجمعی و مولد کاپولاهای پارامتریک

نام کاپولا	کاپولای دو متغیره $C(u_1,u_2)$	تابع مولد $\psi_\alpha(t)$
گوسین ($-1\le\rho\le1$)	$\Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1),\Phi^{-1}(u_2))$	$e^{-\frac{\alpha t^2}{2}}$
فرانک ($\alpha\neq0$)	$-\frac{1}{\alpha}\ln(1+\frac{(e^{-\alpha u_1}-1)(e^{-\alpha u_2}-1)}{(e^{-\alpha}-1)})$	$-\ln(1+\frac{(e^{-\alpha t}-1)}{(e^{-\alpha}-1)})$
گامبل ($\alpha\ge0$)	$\exp(-((-\ln u_1)^\alpha+(-\ln u_2)^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}})$	$(-\ln t)^\alpha$
کلایتون ($\alpha>0$)	$(u_1^{-\alpha}+u_2^{-\alpha}-1)^{-\frac{1}{\alpha}}$	$\frac{1}{\alpha}(t^{-\alpha}-1)^{-\frac{1}{\alpha}}$

ρ ضریب همبستگی، Φ توزیع نرمال دو متغیره. منبع: خاروبی، ۲۰۱۳

ویژگی‌های تابع کاپولا عبارتند از؛ (۱) اگر یکی از متغیرها صفر باشد، آنگاه مقدار کاپولا صفر است. به عبارت دیگر $C(0,u_2)=0=C(u_1,0)$ می‌باشد. (۲) کاپولا برابر با u_1 است، اگر سایر متغیرها یک باشند به عبارت دیگر $C(u_1,1)=u_1$ و کاپولا تابعی غیرکاهنده است.

در ادامه تابع چگالی هریک از کاپولاهای پارامتریک ارائه می‌شود:

گوسین:

$$\frac{1}{\sqrt{(1-\rho^2)}}e^{\frac{(\Phi^{-1}(u_1)^2+\Phi^{-1}(u_2)^2-2\rho\Phi^{-1}(u_1)\Phi^{-1}(u_2))}{2(1-\rho^2)}+\frac{\Phi^{-1}(u_1)^2\Phi^{-1}(u_2)^2)}{2}} \quad (۱۲)$$

فرانک:

$$\frac{\alpha(1-e^{-\alpha})e^{-\alpha(u_1+u_2)}}{((1-e^{-\alpha})-(1-e^{-\alpha u_1})(1-e^{-\alpha u_2}))^2} \quad (۱۳)$$

گامبل:

$$\frac{e^{(-((-\ln u_1)^{\alpha}+(-\ln u_2)^{\alpha})^{\frac{1}{\alpha}})}((-\ln u_1)^{\alpha}(-\ln u_2)^{\alpha})^{\alpha-1}}{u_1u_2((-\ln u_1)+(-\ln u_2))^{2-\frac{1}{\alpha}}}\times$$
$$(((-\ln u_1)^{\alpha}+(-\ln u_2)^{\alpha})^{\frac{1}{\alpha}}+\alpha-1) \quad (14)$$

کلایتون:

$$(1+\alpha)(u_1u_2)^{-\alpha-1}(u_1^{-\alpha}+u_2^{-\alpha}-1)^{2-\frac{1}{\alpha}} \quad (15)$$

۴. نتایج تجربی

حداقل و حداکثر نرخ ارز طی بازه‌ی مورد بررسی به ترتیب ۹۰۹۵ و ۳۹۸۰۰ واحد است. همچنین حداقل و حداکثر شاخص قیمت به ترتیب ۷۹۵۵ و ۸۹۵۰۱ واحد می‌باشد. در ابتدا باید تعیین شود که آیا شاخص کل قیمت دارای پرش است یا نه. به این منظور با استفاده از آزمون پرش قیمت جیانگ و اومن، وجود پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه‌ی شاخص قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول زیر نتیجه‌ی آزمون وجود پرش قیمت مشاهده می‌شود.

جدول ۲. آزمون پرش قیمت

آماره	مقدار بحرانی	احتمال
۲/۸۹	۱/۹۵	۰/۰۰۳

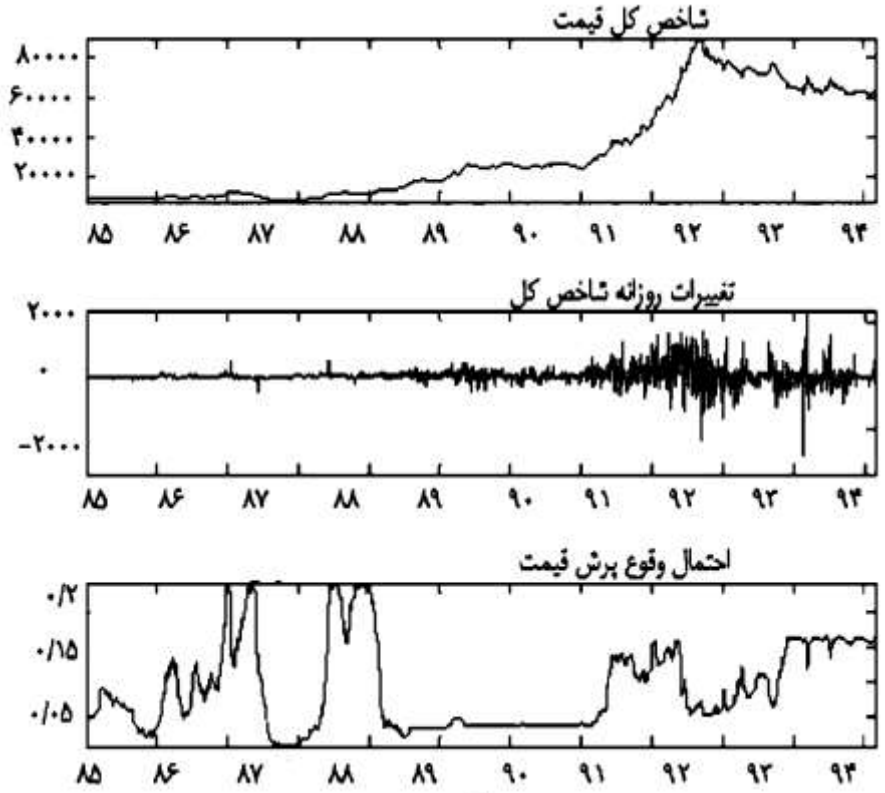
منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، فرض صفر مبنی بر عدم وجود پرش در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد قابل پذیرش نیست، به عبارت دیگر شاخص کل قیمت دارای پرش قیمت است، بنابراین جهت الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت باید از معادله‌ی انتشار دارای عامل پرش قیمت استفاده شود. در این بخش با استفاده از رویکرد ناپارامتریک ضرایب فرآیند انتشار دارای پرش قیمت محاسبه می‌شود. این الگو توسط مرتون در سال۱۹۷۶ به منظور الگوسازی رفتار قیمت سهام جهت قیمت‌گذاری اختیار معامله ارائه شد. در این الگو انتشار اطلاعات و اخبار مهم در بازار مالی منجر به پرش قیمت اوراق

بهادار می‌شود و احتمال وقوع پرش قیمت از فرآیند پواسن پیروی می‌کند. فرآیند انتشار مرتون به منظور توضیح رفتار دارایی پایه به صورت زیر است.

$$dX_t = \mu dt + \sigma dW_t + dJ \qquad (۱۶)$$

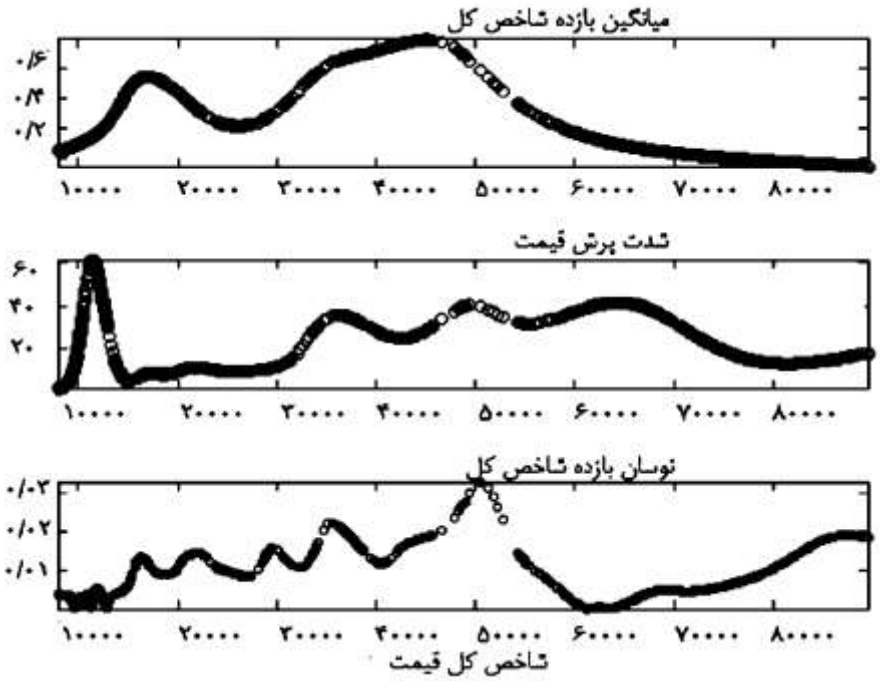
به منظور برآورد ضرایب معادله‌ی انتشار فوق از تابع کرنل گوسین استفاده شده است. پهنای باند μ، σ و گشتاورهای چهارم و ششم به ترتیب برابر ۱/۲۵، ۰/۴ و ۰/۷۵ انحراف معیار مشاهده‌ها در نظر گرفته شده‌اند.



نمودار ۱. شاخص کل قیمت، تغییرات روزانه و احتمال وقوع پرش قیمت

در نمودار فوق روند شاخص کل قیمت، تغییرات روزانه‌ی شاخص کل و احتمال وقوع پرش قیمت در شاخص کل دوره‌ی زمانی ۹۴-۱۳۸۵ مشاهده می‌شود. در بازه‌ی زمانی مورد بررسی، بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۱۳۸۸/۱/۹ به کمترین مقدار شاخص کل قیمت برابر با ۷۹۵۵ رسیده است همچنین در تاریخ ۱۳۹۲/۱۰/۱۵

بیشترین مقدار شاخص کل قیمت برابر با ۸۹۵۰۱ را تجربه کرده است. با توجه به نمودار تغییرات روزانه شاخص کل قیمت، می‌توان دریافت که بیشترین تغییرات روزانه‌ی شاخص کل قیمت در بازه‌ی زمانی ۹۴-۱۳۹۱ بوده است. در نمودار سوم احتمال پرش قیمت در دوره‌ی زمانی مورد بررسی محاسبه شده است. با توجه به این نمودار، حداکثر احتمال وقوع پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه برابر با ۰/۲ بوده که در سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ اتفاق افتاده است. در دوره‌ی زمانی ۹۱-۱۳۸۹ احتمال وقوع پرش قیمت کمتر از ۰/۱ می‌باشد. از سال ۱۳۹۲ به بعد احتمال وقوع پرش قیمت در بازار سهام روند صعودی داشته است. از دلایل مهم افزایش احتمال پرش قیمت می‌توان به اتفاقات سیاسی کشور هم‌چون انتخابات ریاست جمهوری و غیره اشاره کرد. یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت، نرخ ارز است. با افزایش نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱، شاخص کل قیمت نیز روند افزایشی داشته است. با توجه به نمودار نرخ ارز و احتمال وقوع پرش قیمت می‌توان دریافت که اخبار مربوط به بازار ارز در افزایش احتمال وقوع پرش قیمت بازار سهام مؤثر بوده است.



نمودار ۲. برآورد ضرایب فرآیند انتشار با استفاده از رویکرد ناپارامتریک

در نمودار فوق ضرایب برآوردی فرآیند انتشار دارای پرش قیمت مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج رویکرد ناپارامتریک، حداقل بازده‌ی شاخص کل قیمت برابر با ۰/۰۴- در سال می‌باشد و حداکثر بازده برابر با ۰/۷۷ است. متوسط بازده‌ی سالیانه برابر با ۰/۱۹ می‌باشد. در شاخص کل قیمت ۳۰۰۰۰ تا ۴۵۰۰۰ میانگین بازده قیمت روند افزایشی و از شاخص کل قیمت ۴۵۰۰۰ به بعد میانگین بازده روند کاهشی دارد. حداقل تعداد پرش قیمت برابر با ۲/۲۳ در سال و حداکثر تعداد پرش قیمت برابر ۶۹/۷۶ در سال و میانگین تعداد پرش قیمت در سال برابر با ۲۵/۵ است. متوسط تعداد پرش قیمت در شاخص کل قیمت ۱۵۰۰۰ تا ۳۰۰۰۰ کمتر از ۲۰ عدد می‌باشد. تعداد پرش‌های قیمت در شاخص کل ۳۰۰۰۰ تا ۷۵۰۰۰ بیش از ۲۰ عدد می‌باشد. حداقل مقدار پارامتر انتشار برابر با ۰/۰۰۴ و حداکثر مقدار پارامتر انتشار در سال برابر با ۰/۰۴۴ و میانگین این پارامتر برابر با ۰/۰۱۲ است. در جدول زیر میانگین و انحراف معیار ضرایب الگوی مرتون مشاهده می‌شود.

جدول۳. میانگین و انحراف معیار ضرایب فرآیند انتشار همراه با عامل پرش قیمت

ضریب	مقدار	انحراف معیار
μ	۰/۱۹	۰/۱۷
σ	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵
λ	۲۶/۵	۱۷
σ_J	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه با استفاده از همبستگی خطی، رویکرد کاپولا و آزمون علیت گرنجر، رابطه‌ی بین پرش قیمت، شاخص کل قیمت و نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول زیر ضریب همبستگی خطی نرخ ارز با شاخص کل قیمت و ضریب همبستگی نرخ ارز با پرش قیمت مشاهده می‌شود.

جدول ۴. ضریب همبستگی خطی بازار سهام و ارز

همبستگی نرخ ارز- شاخص کل قیمت	همبستگی نرخ ارز- پرش قیمت
۰/۹	۰/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق ضریب همبستگی خطی شاخص کل قیمت و نرخ ارز برابر با ۰/۹ است. همبستگی خطی نرخ ارز و پرش قیمت نیز برابر با ۰/۳۲ می‌باشد، زیرا شاخص کل قیمت و نرخ ارز دارای توزیع نرمال نیستند، بنابراین به منظور بررسی همبستگی این دو متغیر از رویکرد کاپولا استفاده می‌شود. در جدول زیر نتایج این رویکرد مشاهده می‌شود. در ستون سوم و پنجم این جدول معیار اطلاعاتی اعتبارسنجی مقطعی هر کاپولا آمده است. براساس معیار اعتبارسنجی، کاپولای تی استودنت، به‌عنوان کاپولای مناسب جهت تعیین همبستگی نرخ ارز و شاخص کل قیمت انتخاب می‌شود، زیرا دارای بیشترین مقدار معیار اعتبار است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود همبستگی نرخ ارز و شاخص کل قیمت براساس کاپولای تی استودنت برابر با ۰/۸۵ است، از این رو می‌توان گفت در دوره‌ی زمانی مورد بررسی نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بوده است. به‌منظور بررسی همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت در شاخص کل، کاپولای کلایتون نسبت به سایر توابع کاپولا مناسب‌تر است. همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت براساس کاپولای کلایتون برابر با ۰/۴۹ است.

جدول ۵. همبستگی بازار سهام و ارز با استفاده از کاپولا

کاپولا	همبستگی نرخ ارز- شاخص کل قیمت	معیار اطلاعاتی	همبستگی نرخ ارز- پرش قیمت	معیار اطلاعاتی
کلایتون	۴/۸۷	۷۰۵	۰/۴۹	۳۷۳
گامبل	۲/۴۵	۷۶۹	۱/۲	۴۷
فرانک	۱۴/۲	۹۳۶	۱/۷۶	۱۱۲
گوسین	۰/۸۲	۹۴۸	۰/۲۶۶۵	۱۴۷
تی استیودنت	۰/۸۵	۹۴۹	۰/۲۶۶۹	۱۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در رویکرد همبستگی نمی‌توان جهت علیت متغیرها را تعیین کرد، در ادامه با استفاده از آزمون علیت گرنجر جهت علیت نرخ ارز و شاخص کل قیمت تعیین می‌شود. لازم به ذکر است که نرخ ارز و شاخص کل قیمت براساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون در سطح نامانا هستند، بنابراین یکبار از متغیرها تفاضل گرفته شده است.

جدول ۶. آزمون علیت گرنجر

علیت	آماره‌ی F	احتمال
نرخ ارز علیت شاخص کل قیمت نیست	۱/۹	۰/۰
شاخص کل قیمت علیت نرخ ارز نیست	۱/۰۳	۰/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، نرخ ارز علیت گرنجر شاخص کل قیمت است، ولی شاخص کل قیمت علیت نرخ ارز نیست. همچنین با توجه به نمودار (۱) می‌توان دریافت که نرخ ارز به‌عنوان عامل پیشرو بر شاخص کل قیمت مؤثر می‌باشد. متوسط رشد اقتصادی در دوره‌ی ۹۳-۱۳۹۰ برابر با ۱/۴- درصد بوده است، اما بورس اوراق بهادار تهران با بازدهی بیش از ۵۰ درصد یکی از مؤفق‌ترین بورس‌های دنیا قلمداد شده است. در حقیقت بیشتر شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران احتمالا فقط با تعدیل دارایی‌ها خود براساس نرخ ارز جدید توانسته‌اند سودهایی بالا به سپرده‌گذاران و سرمایه‌گذاران پرداخت کنند، در حالی که بیشتر این شرکت‌ها از نظر اقتصادی با رکود مواجه بوده‌اند.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از همبستگی خطی و توابع کاپولا، همبستگی نرخ ارز و پرش قیمت با داده‌های روزانه شاخص کل قیمت طی دوره‌ی ۹۴-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا به منظور آزمون وجود پرش قیمت در داده‌های شاخص کل قیمت، از آزمون جیانگ و اومن استفاده شده است. براساس نتایج این آزمون، شاخص کل قیمت در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد دارای پرش قیمت می‌باشد، بنابراین به منظور الگوسازی رفتار شاخص کل قیمت از الگوهای انتشار دارای عامل پرش قیمت استفاده می‌شود. در ادامه از الگوی مرتون که نقش اخبار و اطلاعات غیرمنتظره را در قالب عامل پرش قیمت به معادله‌های دیفرانسیل تصادفی اضافه کرده است، به‌منظور بررسی رفتار شاخص کل قیمت استفاده شده است. براساس نتایج این پژوهش، حداکثر احتمال وقوع پرش قیمت در مشاهده‌های روزانه شاخص کل قیمت در دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۰/۲ است که در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ اتفاق افتاده است. از دلایل افزایش احتمال پرش قیمت در این دوره، اخبار مرتبط با انتخابات ریاست جمهوری و نوسان‌های بسیار زیاد نرخ ارز است. در دوره‌ی زمانی نیمه‌ی دوم سال ۱۳۸۸ تا اوایل سال ۱۳۹۱،

احتمال وقوع پرش قیمت تقریبا برابر با ۰/۰۵ بوده است. در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۱ احتمال وقوع پرش قیمت در داده‌های روزانه شاخص کل قیمت به بیش از ۰/۱ افزایش و تا نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۴ این روند ادامه یافته است. از دلایل این افزایش در احتمال وقوع پرش قیمت می‌توان به انتخابات ریاست جمهوری و افزایش ناگهانی نرخ ارز اشاره کرد. بر اساس نتایج این پژوهش، متوسط بازدهی سالانه‌ی بازار سهام در دوره‌ی مورد بررسی برابر با ۱۹ درصد و متوسط تعداد پرش قیمت سالانه برابر با ۲۶ بوده است. همبستگی خطی شاخص کل قیمت و نرخ ارز برابر با ۰/۹ است. همچنین نرخ ارز علیت شاخص کل قیمت است. میزان همبستگی شاخص کل قیمت و نرخ ارز در رویکرد کاپولا برابر با ۰/۸۵ می‌باشد. با توجه به این نتایج، نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بوده است. همچنین با توجه به همبستگی مثبت بازار ارز خارجی و بازار بورس اوراق بهادار تهران، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند از این دو بازار به‌منظور پوشش ریسک استفاده کنند.

منابع

۱. حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۱). بررسی رابطه‌ی بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه‌ی مدل VAR-GARCH، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹: ۹۲-۷۱.

۲. راسخی، سعید، جعفری صمیمی، احمد، کیان ارثی، زهرا و شهرزادی، میلاد (۱۳۹۲). رابطه‌ی نوسان نرخ ارز و نوسان بازدهی سهام در ایران؛ با استفاده از گارچ چند متغیره، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۰، ۲: ۱۱۸-۹۹.

۳. ناهیدی، محمدرضا و نیکبخت، فاطمه (۱۳۸۹). بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار، ۱۱: ۵۹-۴۳.

۴. نصرالهی، زهرا، نصرالهی، خدیجه و میرزا بابایی، سید مرتضی (۱۳۹۰). بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران، فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری، ۸، ۳: ۱۰۳-۸۹.

5. Bandi, F., & Phillips, P. (2002). Fully Nonparametric Estimation of Scalar Diffusion Models, *Econometrica*, 71(1): 241-283.

6. Becketti, S., & Roberts. D. (1990). Will Increased Regulations of Stock Index Futures Reduce Stock Market Volatility?, *Economic Review*, 75(6): 33-46.

7. Branson, W.H. (1983). Macroeconomic Determinant of Real Exchange Rates, *Cambridge University Press*, 16(3): 382-385.
8. Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980). Exchange Rates and Current Account, *American Economic Review*, 70(5): 960-971.
9. Gavin, M. (1989). The Stock Market and Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Money and Finance*, 8(2): 181-200.
10. Jiang, J.G., & Oomen R.C.A (2008). Testing for Jumps When Asset Prices Are Observed With Noise "Swap Variance" Approach, *Journal of Econometrics*, 144(2): 352-370.
11. Johannes, M. (2004). The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models, *the Journal of Finance*, 1(2): 227-260.
12. Kharoubi, C., & Maurer, F. (2013). Cupola in Finance Ten Years Later, *the Journal of Applied Business Research*, 29: 1554-1564.
13. Liu, L., & Wang, J. (2012). The relationships between Shanghai stock market and CNY/USD exchange rate: New evidence based on cross-correlation analysis, structural cointegration and nonlinear causality test, *Physica A*, 391: 6051-6059.
14. Pagan, A., & Ullah, A. (1999). Nonparametric Econometrics, *Cambridge University Press*, 6-8.
15. Reno, R., & Bandi, F. (2008). Nonparametric Stochastic Volatility, *SoFiE Inaugural conference*.
16. Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey, *Economic Modelling*, 43: 448–457.
17. Shreve, S. (2004). Stochastic Calculus for Finance II, *Springer*, 85-123.
18. Stanton, R. (1997). A Nonparametric Model of Term Structure Dynamics and the Market Price of Interest Rate Risk, *Journal of Finance*, 52(5): 1973–2002.
19. Tang, C., & Chen, S. (2009). Parameter Estimation and Bias Correction of Diffusion Processes. *Journal of Econometrics*, 149(1): 65-81.

تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۶/ ص ۴۹۸-۴۷۹

تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر اصفهان

بابک صفاری[۱]، رضا نصراصفهانی*[۲]، فاطمه موذنی[۳]

۱. هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، b_saffari@ase.ui.ac.ir

۲. استادیار، دانشگاه هنر اصفهان، اقتصاد شهری، گروه کارآفرینی و اقتصاد ، r.nasr@aui.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد شهری دانشگاه هنر اصفهان، moazeni_ue@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

در این پژوهش، به منظور تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر اصفهان از مدل اندازه‌ی تعادلی استفاده شده است که براساس هزینه‌ها و منافع شهری اندازه‌ی بهینه را تعیین می‌کند و در آن جمعیت به‌عنوان عامل مهم و کلیدی مقیاس شهر مورد توجه می‌باشد. اساس مطالعه بر مقایسه‌ی هزینه‌ها و منافع نهایی ناشی از افزایش جمعیت در شهر بنا شده است و با توجه به دو اصل نزولی بودن منافع نهایی و صعودی بودن هزینه‌های نهایی افزوده شدن جمعیت، اندازه‌ی بهینه‌ی شهر از برابری این دو به‌دست می‌آید. در پژوهش حاضر هزینه‌های شهری شامل هزینه‌ی خانوار شهری، آلودگی هوا، زمان انتظار یا ترافیک، مالیات محلی و هزینه‌ی اجاره مسکن در نظر گرفته شده و هم‌چنین منافع شهری نیز در قالب افزایش بهره‌وری و درآمد شهر دیده شده است. در همین راستا توابع هزینه و منفعت کل شهر اصفهان در دوره‌ی ۱۳۶۱-۱۳۹۱ برآورد و با برابر قراردادن هزینه‌ی نهایی شهر با منفعت نهایی شهر، اندازه‌ی بهینه‌ی آن برابر با ۵۳۷۰۱۷ نفر تخمین زده شده است که به دلیل عدم پرداخت هزینه‌ها به‌صورت مستقیم با جمعیت فعلی شهر اصفهان فاصله‌ی زیادی دارد.

طبقه‌بندی JEL: H75, P42, R12, R23

واژه‌های کلیدی: اندازه‌ی بهینه‌ی شهر، هزینه‌های شهری، منافع شهری، اصفهان

---

*. نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۳۳۱۵۲۴۴۴

این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد سرکار خانم موذنی که در دانشگاه هنر اصفهان در سال ۱۳۹۳ دفاع شده است.

۱. مقدمه

از دهه پنجاه میلادی مطالعات مختلفی برای تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر[1] انجام گرفته است که برخی معتقدند که توافق کاملی بر سر تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی یک شهر وجود ندارد و بیش‌تر توجه خود را بر سلسله مراتب شهری و نظام شهری معطوف کرده‌اند (عابدین درکوش و نصیری، ۱۳۸۹). توافق زیادی بر سر این حقیقت وجود دارد که در یک اندازه‌ی شهری معین و مشخص، بازدهی فزاینده خالص مشاهده می‌شود. بیش‌تر از این اندازه‌ی مکانیزم‌های منفی ایجاد خواهد شد که پیامدهای خارجی مثبت را به پیامدهای خارجی منفی تبدیل می‌کند. در این وضعیت هزینه‌های مکانی[2] افزایش یافته و بیش‌تر از منافع مکانی[3] می‌شود. در این شرایط منابع موجود بیش از اندازه مورد استفاده قرار گرفته و بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس رخ خواهد داد. (کاماگنی[4]، کاپلو[5]، و کاراگلیو[6]، ۲۰۱۳). امّا لازم به ذکر است که جامعه شهری با تمام تنوع مسائل خاص خود، آکنده از مشکلات می‌باشد. مشکلات اجتماعی مسکن، ترافیک، اشتغال، آموزش، حاشیه نشینی و سکونت‌گاه‌های غیر رسمی، طلاق، اعتیاد، قتل، سرقت و ... به‌طور معمول از مسائل عمده شهری هستند. هم‌چنین شهر، مکان تغییرهای اجتماعی، نوآوری، خلق ادبیات، هنرها، اکتشاف‌ها و بسیاری از پدیده‌های انسانی می‌باشد. بسیاری از نیازهای اجتماعی به زندگی شهری دامن می‌زند و این نیازها با توجه به شدت رشد و توسعه‌ی نواحی شهری و سطح اقتصادی در نوسان است (محسنی، ۱۳۸۸). به‌طور معمول فعالیت‌های اقتصادی در ناحیه تجاری مرکزی (CBD[7]) در شهر، متمرکز می‌شوند و افراد از مناطق مسکونی اطراف، به محل کار خود در ناحیه تجاری مرکزی رفت و آمد می‌کنند. بدین ترتیب، هم‌زمان با صرفه‌های ناشی از مقیاس، هزینه‌هایی مانند افزایش جرم و جنایت، آلودگی، برخوردهای اجتماعی و افزایش هزینه‌های رفت و آمد در اثر بزرگ‌تر شدن اندازه‌ی شهر نیز پدید می‌آید. هزینه‌های مذکور، منافع ناشی از مقیاس تولید را خنثی می‌کند (اکبری، عسگری، و فرهمند، ۱۳۸۵).

1. The optimal city size
2. local costs
3. local benefits
4. R. Camagni
5. R. Capello
6. A. Caragliu
7. Central Business District

هدف این پژوهش، تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر اصفهان می‌باشد که با بهره‌گیری از مدل اندازه‌ی تعادلی کاماگنی و همکارانش در سال ۲۰۱۳ انجام شده است (کاماگنی، کاپلو، و کاراگلیو، ۲۰۱۳). در این مدل توابع هزینه‌ی کل و منفعت کل شهر به‌عنوان تابعی از جمعیت برآورد شده و با تساوی هزینه‌ی نهایی با منفعت نهایی شهر، اندازه‌ی بهینه تخمین زده می‌شود. در این پژوهش، هزینه‌ی کل شهر برابر با مجموع هزینه‌ی خانوار شهری، جرائم شهری، مالیات محلی، نرخ اجاره مسکن، آلودگی هوا و زمان انتظار یا ترافیک در نظر گرفته شده و تابع منفعت کل شهر که تابعی از جمعیت می‌باشد برابر با مجموع بهره‌وری و تولید شهر به‌عنوان دو منفعت شهری لحاظ شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توسعه‌ی کشورها، شهرنشینی در آنها افزایش پیدا می‌کند. پیشرفت فناوری در هر کشور سبب انتقال نیروی کار از تولید کالاهای کشاورزی به تولید کالاهای شهری می‌شود. انتقال جمعیت روستایی به مناطق شهری موجب تغییر شکل فضایی و اقتصادی کشور خواهد شد که این تغییر مستلزم رشد شهرهای موجود یا خلق شهرهای جدید و رشد روستاها و تبدیل آنها به مراکز شهری و یا هر دو مورد است. در هر اقتصاد، شهرها به این دلیل شکل می‌گیرند که صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در تولیدات صنعتی وجود دارد. مقیاس بزرگ‌تر فعالیت‌ها از طریق عواملی مانند ارتباطات، صرفه‌جویی‌ها و ایجاد فرصت های بیش‌تر برای تخصصی شدن، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. شهرها به دلیل تجمع فعالیت‌های اقتصادی، سرریز دانش و اطلاعات محلی به‌عنوان موتور رشد اقتصادی کشورها شناخته می‌شوند (فرهمند و اکبری، ۱۳۸۶)

از آنجا که بر اساس گزارش توسعه جهانی بانک جهانی در سال ۲۰۰۹، ارتباط مثبت و قوی بین سطح شهرنشینی و توسعه‌ی اقتصادی وجود دارد (گزارش توسعه‌ی جهانی بانک جهانی، ۲۰۰۹، ص.۵۷)؛ از این رو توجه به شهر و عملکرد اقتصادی آن به منظور رشد و توسعه‌ی کشور، دارای اهمیت می‌باشد. پژوهش در زمینه شهر و کارکرد آن دارای ابعاد گسترده‌ای است که در حین بررسی باید مدنظر قرار گرفته شود. بر این مبنا، لازم است رشد اندازه‌ی شهر همراه با اثرات مثبت و منفی آن در نظر گرفته شود. هرچه شهرها به ویژه شهرهای تک مرکزی، بزرگ‌تر باشند، امکان بهره‌گیری از صرفه‌های شهری ناشی از تجمع بیش‌تر است، اما از سوی دیگر، رشد بیش از حد اندازه‌ی شهر منجر به اثرات منفی می‌شود (فرهمند، ۱۳۹۱). بر همین اساس اقتصاددانان شهری به‌دنبال اندازه‌ی بهینه‌ی شهر هستند؛ اندازه‌ای که هم متضمن رشد

اقتصادی باشد و هم با ایجاد پیامدهای خارجی[1] بیش از حد رفاه ساکنان را کاهش ندهد. به همین منظور شناسایی و مطالعه در زمینه شهر، اندازه‌ی شهر، پیامدهای خارجی مثبت و منفی ناشی رشد شهرها حائز اهمیت می‌باشد.

پیشینه‌ی پژوهش

در پژوهش‌های انجام شده در زمینه‌ی تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر، روش‌های مختلفی به کار برده شده است. از جمله آنها پژوهشی است که با استفاده از تعیین رابطه‌ی بین تجمع اقتصادی[2] و اندازه‌ی شهر، اندازه‌ی بهینه را برآورد نموده است. کانموتو[3]، با همین روش به بررسی اندازه‌ی شهرهای ژاپن و به‌طور ویژه شهر توکیو پرداخته است. این پژوهش‌گران پس از تعریف ناحیه‌ی کلان شهری در هر یک از آنها با استفاده از داده‌های سرمایه، نیروی کار، ارزش افزوده، سرمایه‌ی سربار اجتماعی[4] تابع تولید را تخمین زده‌اند. (کانموتو، اوکاوارا[5]، و سوزوکی[6]، ۱۹۹۶). در جای دیگر، پژوهشگران اندازه‌ی بهینه‌ی شهر را در اقتصاد فضایی بررسی کرده و جمعیت را معیار اصلی تعیین بهینگی تشخیص داده‌اند. بر اساس این روش، زمانی جمعیت بهینه خواهد بود که مخارج انجام شده بر روی کالای عمومی ساموئلسون[7] با تغییرات نرخ اجاره زمین[8] برابر باشد. این مدل برای رسیدن به بهینگی و اقتصاد رقابتی، حداقل مداخله دولت را ضروری می‌داند و بر ارتباط بهینگی و تجمع اقتصادی تمرکز دارد (آرنوت[9]، ۱۹۷۷).

مدل رتبه‌بندی کریستالر- لوش[10]، در راستای تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر، با استفاده از بهره‌وری شهرها تحلیل می‌شود. در این مدل، شاخص بهینگی[11] تخمین زده می‌شود و اگر توزیع اندازه‌ی شهرها بهینه باشد شاخص OI=0 خواهد بود و هرچه انحراف از بهینگی بیش‌تر باشد مقدار شاخص OI بیش‌تر خواهد شد، بنابراین با کمک

1. Externalities
2. Agglomeration Economies
3. Y. Kanemoto
4. Social Overhead Capital
5. T. Ohkawara
6. T. Suzuki
7. Samuelsonian Public Good
8. Differential Land Rents
9. R. Arnott
10. Christaller-Losch
11. Optimality Index

این شاخص تغییرات توزیع اندازه‌ی بهینه‌ی شهرها را می‌توان بررسی کرد (هوآن سو[1]، ۱۹۹۱). روش دیگر، روش تابع مازاد[2] (ژنگ[3]) است که تابع مازاد اضافی کل خانوار در یک شهر را که با S نمایش می‌دهد از تفاوت بین درآمد و هزینه‌ی کل خانوار به دست می‌آورد.

$$S \equiv W - C \qquad (۱)$$

پس از به کار بردن روش مذکور و برآورد W و C تابع مازاد اضافی S با جایگزینی دو تابع فوق نوشته، حداکثرنمایی شده و حّد بهینه‌ی شهر به دست می‌آید (ژنگ، ۲۰۰۷). تئوری هنری جورج[4] نیز در تعیین اندازه‌ی بهینه‌ی شهر کاربرد دارد و جمعیت بهینه را مشخص می‌کند و در ادبیات مالیه عمومی شهری مطرح می‌شود. زمانی که اندازه‌ی جمعیت بهینه و هزینه‌ی حمل و نقل بهینه‌ی برابر صفر است (T=۰)، در هر سطحی از کالای عمومی خالص DLR[5] به‌طور کامل مخارج کالاهای عمومی را پوشش می‌دهد، بنابراین مالیات بر روی DLR به‌طور کامل کالاهای عمومی شهری را تأمین مالی می‌کند:

$$\frac{1}{2}AN^{\frac{3}{2}} = P = DLR \qquad (۲)$$

(فو[6]، ۲۰۰۴). یکی از روش‌های مطالعه‌ی تجربی اندازه‌ی بهینه‌ی شهر تخمین هزینه و منافع شهری است. این مطالعه با استفاده از روش ژنگ اندازه‌ی بهینه را تعیین می‌کند؛ با این تفاوت که هزینه‌ی آلودگی محیط را به‌عنوان هزینه‌ی اجتماعی در نظر می‌گیرد. در این مدل سه بخش مهم مورد بررسی قرار می‌گیرد: بنگاه، خانوار و دولت محلی. بنگاه، تولیدکننده‌ی کالای صادراتی X و خانوار، ارائه دهنده نیروی کار N است که با دریافت دستمزد کالاهای اساسی مثل مسکن را خریداری و مصرف می‌کنند. خانوارها باید به‌دولت محلی مالیات پرداخت کنند. دولت محلی با استفاده از درآمد مالیاتی کالاهای عمومی محلی را ارائه می‌دهد. بنگاه و خانوار سبب تولید آلودگی شده و سطح کیفیت زندگی را کاهش می‌دهد. دولت محلی وظیفه کاهش آلودگی را به‌عنوان کالای عمومی برعهده دارد. لازم به ذکر است که در این مطالعه منفعت کل به‌عنوان درآمد کل شهر تعریف می‌شود که مجموع درآمدهای افراد را تشکیل می‌دهد. هم‌چنین

1. S. Hwan Suh
2. Surplus function
3. X. zheng
4. Henry George Theorem
5. Differential Land Rents
6. Sh. Fu

هزینه‌ی کل شهر شامل مجموع مخارج خانوار و هزینه‌ی آلودگی محیطی به‌عنوان هزینه‌ی اجتماعی است. هزینه‌ی آلودگی محیطی شامل آلودگی‌های ناشی از صنعت و حمل ونقل (هزینه‌ی اجتماعی صنعت و هزینه‌ی اجتماعی حمل ونقل) می‌باشد (میزوتانی[1]، تاناکا[2]، و ناکایاما[3]، ۲۰۱۲)

اکبری و همکارانش (۱۳۸۵)، با استفاده از روش‌های زیف[4] (رتبه - اندازه[5])، جیبرات[6] و ضریب جینی فضایی[7]، به بررسی اندازه‌ی شهر و ارتباط آن با رتبه‌ی شهر طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۵پرداخته‌اند. این پژوهش نشان می‌دهد که در طول زمان نابرابری در توزیع اندازه، افزایش پیدا کرده است. هم‌چنین معناداری ضریب برآوردی در مدل جیبرات نشان می‌دهد که رشد شهرها از اندازه‌ی اولیه‌ی آنها تأثیر می‌پذیرد.

درکوش و نصیری (۱۳۸۹) نیز در ایران اندازه‌ی بهینه‌ی شهر را مورد بررسی قرار داده و تابع مازاد اضافی را تفاوت بین درآمد کل قابل تصرف و تمام هزینه‌های کار و زندگی یک خانوار در نواحی شهرهای بزرگ تعریف می‌کنند و اندازه‌ی بهینه‌ی شهر را بازتابی از جمعیت شهر می‌دانند که تابع مازاد اضافی را حداکثر می‌کند. جمعیت به‌عنوان معیار در نظر گرفته شده است. بر اساس یافته‌های این تحقیق با روش مستقیم، حد بهینه‌ی شهر تهران در حدود ۱۲۵۰۰۰۰ نفر است که تهران از این میزان فاصله‌ی زیادی دارد.

یکی از مهم‌ترین عوامل محدود کننده‌ی مقیاس شهرها، آلودگی‌های زیست‌محیطی مرتبط با افزایش جمعیت است، که توسط صادقی و سعادت (۱۳۸۳)، مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش حاکی از وجود یک رابطه‌ی علّی یک طرفه از رشد جمعیت به تخریب زیست محیطی است هم‌چنین یک رابطه‌ی دوطرفه بین تخریب زیست محیطی و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. شهرها دارای منافع غیر قابل انکار هستند از دید اقتصاد شهری، شهر فرصت‌هایی را برای انتشار آگاهی و دانش، ایده‌های مشترک مردم، فرصت آموزش مهارت به کارگران، توسعه‌ی محصولات جدید و فناوری‌های تولید فراهم می‌آورد. سرمایه‌ی انسانی، به شکل دانش و مهارت کسب شده به وسیله‌ی نیروی کار به

1. F. Mizutani
2. T. Tanaka
3. N. Nakayama
4. Zipf Rule
5. Rank – Size Rule
6. Gibrats law
7. Spatial Gini coefficient

شکل تحصیل رسمی، تجربه‌ی کاری و تعاملات اجتماعی تعریف شده است. شهرها با تأمین مکان تجمع مناسب، امکان تجارت و بازرگانی را برای خریداران و فروشندگان آسان می‌کنند. شهرها هم‌چنین به‌عنوان مراکز تولید شناخته شده‌اند. زیرا تولید بسیاری از کالاها و خدمات، در یک محیط شهری با تراکم بالاتر از راندمان بیش‌تری برخوردار است. (اوسیلوان، ۱۳۸۶، ص۷)

لری سینگل[1] (۱۹۷۴)، به‌منظور بررسی اندازه‌ی بهینه‌ی شهر، معانی متفاوت از بهینگی اندازه‌ی شهر را بیان کرده‌اند که عبارت از حداقل کردن هزینه‌ی شهرداری‌ها، ارائه‌ی خدمات عمومی، کارایی تولید و توزیع خدمات عمومی و رفاه اجتماعی و کارایی می‌باشند. وی شهر را بنگاهی می‌داند که دارای منحنی‌های هزینه می‌باشد و منافع حاصل از شهر نیز همان منافع حاصل از سکونت در شهر است. سینگل، برای هر سه وضعیت حالت بهینگی را جداگانه بررسی می‌کند. گتز[2] (۱۹۷۹) نیز در پژوهشی مطرح می‌کند که به‌منظور بررسی اندازه‌ی شهر و کنترل آن اول باید مشخص شود که آیا اندازه‌ی شهر بهینه‌ای وجود دارد یا خیر و آیا بازارهای غیر متمرکز منجر به اندازه‌ی بهینه‌ی شهر می‌شوند یا مداخله دولت ضروری می‌باشد. این پژوهش برای تعیین اندازه‌ی شهر، روش مقایسه‌ی هزینه‌ها و منافع شهری را مطرح می‌کند. یارمحمدیان و همکارانش (۲۰۱۴)، در پی تعیین اندازه‌ی بهینه و پایدار کلان‌شهرهای منتخب ایران (تهران، اصفهان، مشهد، شیراز و اهواز)، بیان کرده‌اند که اندازه‌ی شهر بر مبنای جمعیت ساکن در شهر تعریف می‌شود. روش برآورد با استفاده از طراحی الگوی اقتصادسنجی تابع رفاه اجتماعی مبتنی بر یک الگوی اقتصاد محلی بوده است. در این روش ابتدا تابع مازادی به کمک تابع منافع کل و هزینه‌های کل شهری تعریف می‌شود. سپس با تصریح یک معادله‌ی رگرسیونی و برآورد هر کدام از توابع، اندازه‌ی بهینه‌ی شهر و اندازه‌ی پایدار شهر با استفاده از روابط مستخرج از شرط بهینگی و شرط پایداری محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلان شهرهای نام‌برده بالاتر از سطح بهینه قرار دارند. رشد شهرها و افزایش جمعیت سبب شکل‌گیری منافعی هم از نگاه خصوصی و هم از نگاه اجتماعی خواهد شد. بهره‌وری یکی از منافع رشد شهری است که دیوید سگال[3] (۱۹۷۶) از طریق تخمین مجموع توابع تولید کاب- داگلاس این مسأله را بررسی کرده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد در مناطق کلان شهری که بیش از ۳ میلیون نفر

1. Larry D. Singell
2. M. Getz
3. D. Segal

ساکن دارند، عامل بهره‌وری ۸ درصد بیش‌تر از سایر شهرهاست. یکی دیگر از این منافع بالارفتن مهارت کارگران است، که باکولد[1] و همکارانش (۲۰۰۹)، آن را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج پژوهش نشان داد ه است که کارگران شهرهای بزرگ، مهارت بیش‌تری دارند، هم‌چنین در مناطق کلان‌شهری با جمعیت بیش‌تر، قیمت هدونیک مهارت‌های شناختی بیش‌تر است. در این میان یکی از هزینه‌های شهری که با اندازه‌ی شهر در ارتباط است جرائم شهری است. رابطه‌ی مثبت بین اندازه‌ی جمعیت و نرخ جرم و جنایت مورد تأیید است (هوچ[2]، ۱۹۷۴). این پژوهش اندازه‌ی جمعیت را علّت جرم دانسته و یا حداقل به‌عنوان کاتالیزوری برای آن در نظر می‌گیرد. برخی از علل جرم و جنایت ممکن است با مقیاس‌های شهری همراه باشد که با اندازه‌ی جمعیت و تراکم تعریف می‌شوند.

۳. روش تحقیق

بر اساس مطالعه‌ی ژنگ (۲۰۰۷)، یک تابع حداکثرسازی مازاد رفاه به فرم زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{MAX\ S} \equiv \mathrm{TB} - \mathrm{TC}$$

شرط مرتبه‌ی اول برای این حداکثرسازی به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial \mathrm{S}}{\partial \mathrm{N}} = \frac{\partial \mathrm{TB}}{\partial \mathrm{N}} - \frac{\partial \mathrm{TC}}{\partial \mathrm{N}} = 0$$

و شرط مرتبه‌ی دوم برای حداکثرسازی مازاد رفاه آن است که:

$$\frac{\partial^2 \mathrm{S}}{\partial^2 \mathrm{N}} = \frac{\partial^2 \mathrm{TB}}{\partial^2 \mathrm{N}} - \frac{\partial^2 \mathrm{TC}}{\partial^2 \mathrm{N}} < 0$$

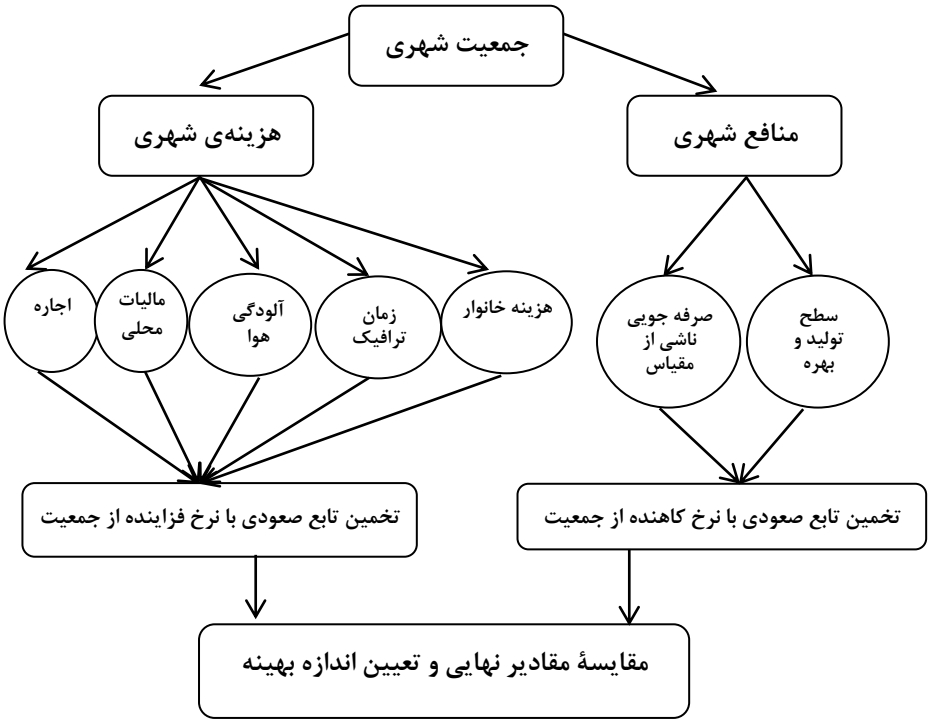
در این شرایط صعودی بودن هزینه‌ی نهایی (صعودی و محدب بودن هزینه‌ی کل) و نزولی بودن منافع نهایی (صعودی و مقعر بودن منافع کل) تضمین کننده‌ی وجود جواب مناسب خواهد بود. به منظور رسیدن به این مهم لازم است در فرم تابعی چند جمله‌ای بیشترین توان در تابع هزینه از یک بزرگ‌تر بوده و بیشترین توان در تابع هزینه از یک کوچک‌تر باشد

$$\mathrm{TC(N)} = \sum_{\mathrm{i}=0}^{\mathrm{n}} \mathrm{N^i} \qquad \mathrm{n} > 1$$

1. M. Bacold
2. I. Hoch

$$TB(N) = \overline{W} + N^k \qquad 0 < k < 1$$

به همین دلیل توان‌های توابع هزینه‌ی کل بسته به برازش مدل برابر دو یا سه و توان توابع منافع کل نیز یک دوم در نظر گرفته شده است. وجود عرض از مبدا در مدل (توان صفر جمعیت) متناسب با مفهوم متغیر می‌باشد. به‌عنوان مثال هزینه‌ی زمانی ترافیک با در نظر گرفتن جمعیت صفر قطعا برابر صفر خواهد بود، پس در این هزینه‌ی عرض از مبدا در نظر گرفته نخواهد شد، اما برای هزینه‌ی خانوار در جمعیت صفر نیز هزینه‌ای وجود خواهد داشت، پس عرض از مبدا در مدل وجود دارد. برای تعیین هزینه‌های شهری، هزینه‌ی خانوار شهری $C(N)$، هزینه‌ی آلودگی هوا $E(N)$، هزینه‌ی زمان انتظار در ترافیک $T_W(N)$، مالیات محلی $T(N)$ و اجاره‌ی مسکن $R(N)$ در نظر گرفته می‌شود و در تعیین منافع شهری درآمد شهر $Q(N)$ و بهره‌وری $F(N)$ لحاظ خواهد شد که در ادامه به علل آن پرداخته می‌شود.



شکل ۱. مدل مفهومی تحقیق

جدول ۱. مدل نظری تحقیق

تابع حداکثرسازی مازاد رفاه	$MAX\ S \equiv TB - TC$
شرط مرتبه‌ی اول برای حداکثرسازی مازاد رفاه	$\frac{\partial S}{\partial N} = \frac{\partial TB}{\partial N} - \frac{\partial TC}{\partial N} = 0$
شرط مرتبه‌ی دوم برای حداکثرسازی مازاد رفاه	$\frac{\partial^2 S}{\partial^2 N} = \frac{\partial^2 TB}{\partial^2 N} - \frac{\partial^2 TC}{\partial^2 N} < 0$
شرایط صعودی بودن هزینه‌ی نهایی	$TC(N) = \sum_{i=0}^{n} N^i \qquad n > 1$
نزولی بودن منافع نهایی	$TB(N) = \overline{W} + N^k \qquad 0 < k < 1$
هزینه‌ی حمل و نقل	$0 \le T(r) < Y, T(\infty) = \infty$
TC هزینه‌ی کل: هزینه‌ی خانوار شهری S(N)، هزینه‌ی آلودگی هوا E(N)، هزینه‌ی زمان انتظار در ترافیک $T_W(N)$، مالیات محلی T(N)، اجاره مسکن R(N)	$TC = C(N) + T_W(N) + T(N) + R(N) + E(N)$
درآمد شهر Q(N) و بهره‌وری F(N)	$TB = Q(N) + F(N)$ $Q(N) = \overline{Q} + Q_1\sqrt{N}$
شرط اندازه‌ی بهینه‌ی شهر (جمعیت)	$MC(N)=MB(N) \Rightarrow N=N^*$

الف- هزینه‌های شهر

هزینه‌ی خانوار شهری

خانوار شهری در نظر گرفته می‌شود که در فاصله r از CBD قرار دارد و دارای درآمد ثابت Y است. مخارج وی به سه مورد کلی تقسیم می‌شود. ۱- مصرف ترکیب کالاها، ۲- حمل و نقل ۳- زمین که در پی آن خانوار مطلوبیت u را کسب می‌کند که آن را نسبت به قید بودجه حداکثر می‌نماید. هزینه‌ی حمل و نقل و زمین، به فاصله‌ی محل استقرار خانوار از CBD که با r نشان داده می‌شود، بستگی دارد. در یک شهر تک مرکزی فرض می‌شود که افراد در CBD مشغول به کار و فعالیت می‌باشند و در ناحیه مسکونی در خارج از CBD و به فاصله r از آن، زندگی می‌کنند و هر روز برای کار این

فاصله را جابه‌جا می‌شوند. لازم به ذکر است که هزینه‌ی حمل و نقل به‌طور پیوسته، همراه با بالا رفتن این فاصله افزایش خواهد یافت.

$$0 \leq T(r) < Y \qquad , \qquad T(\infty) = \infty$$

T در اینجا نشان دهنده‌ی هزینه‌ی حمل و نقل می‌باشد (فوجیتا[1] ۱۹۸۹).

هرچه اندازه‌ی شهر بزرگ‌تر شود و جمعیت ساکن در شهر افزایش یابد، این هزینه نیز افزایش خواهد یافت و در نهایت سبب بالا رفتن هزینه‌ی کل خانوار خواهد شد. هزینه‌ی اجاره زمین شهری نیز هم‌زمان با رشد اندازه‌ی شهر، به دلیل کمیابی و البته رشد کسب و کارها افزایش پیدا می‌یابد. بخش سوم از هزینه‌های خانوار شهری مصرف ترکیب کالاهاست که در شهرهای بزرگ که قدرت حمایت تعداد بیش‌تری از کالاها را خواهند داشت و این تنوع کالاها منجر به مصرف ترکیب کالاهای بیش‌تر در شهرهای بزرگ‌تر خواهد شد.

آلودگی هوا

افزایش تعداد خانوار شهری انتشار آلودگی را از دو جهت مستقیم و غیرمستقیم افزایش می‌دهد. انتشار مستقیم در نتیجه‌ی مصرف حامل‌های انرژی و انتشار غیرمستقیم از ناحیه‌ی تولیدات صنعتی است. طبق گزارش‌های آژانس بین المللی انرژی، شهرها حدود دو سوم انرژی مصرفی دنیا را در سال ۲۰۰۶ مصرف کرده و ۷۰ درصد از انتشار CO_2 را نیز موجب شده‌اند. (فطرس و فتحی، ۱۳۹۰).

از مجموع کل آلاینده‌های وارد شده به شهر اصفهان، ۱۳ درصد متعلق به صنایع شهری، ۱۱ درصد مربوط به منابع خانگی و ۷۶ درصد از کل آلاینده‌ها مربوط به منابع آلوده کننده‌ی ناشی از ترافیک در شهر اصفهان می‌باشد و مهم‌ترین منابع متحرک آلوده‌کننده ی هوا در شهرهای صنعتی و از جمله اصفهان، اتومبیل‌های دارای موتور چهار زمانه با سوخت مصرفی بنزین می‌باشد (ضرابی، محمدی و عبدالهی، ۱۳۸۹). در پژوهش حاضر، آلودگی به‌عنوان یکی از هزینه‌های شهری ناشی از رشد شهر در نظر گرفته می‌شود.

زمان انتظار یا ترافیک

یکی از پیامدهای خارجی منفی تراکم ترافیک است. در ایران متداول‌ترین شیوه‌ی سفر در بخش حمل و نقل شهری، استفاده از خودروهای شخصی است. سه مشکل

1. M. Fujita

عمده ناشی از به‌کارگیری خودروها عبارت از تراکم ترافیک، آلودگی هوا و تصادف‌های جاده‌ای می‌باشد (اوسیلوان، ۱۳۸۶، ص ۴). مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که بر اثر بالا رفتن حجم ترافیک هزینه‌هایی بر فرد و جامعه تحمیل می‌شود که از جمله‌ی آنها می‌توان زیاد شدن زمان سفر در ازای هر راننده، هزینه‌های شخصی و اجتماعی سفر را نام برد (الله‌وردی زاده، ۱۳۸۳). از سوی دیگر، تولید کنندگان کالاهای اقتصادی و خدمات به دلیل اثر ترافیک بر روی هزینه‌های تجارت، بهره‌وری و سطح محصولات، نسبت به تراکم ترافیک حساس می‌باشند. هم‌چنین تراکم ترافیک سبب اثر منفی در منطقه ی بازاری تجاری می‌شود و تجمع اقتصادی را در نواحی شهری بزرگ کاهش می‌دهد، در حالی که موجب افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. تراکم ترافیک روی کیفیت زندگی نیز بی‌تأثیر نخواهد بود (ویزبرود[1]، وری[2]، و تریز۳، ۲۰۰۳). در شهرهای کوچک با جمعیت کم، مسأله ترافیک وجود ندارد و هم‌زمان با رشد اندازه‌ی شهر و بالا رفتن جمعیت شهری این مشکل رخ می‌دهد و به‌عنوان یکی از هزینه‌های شهری به شمار می‌رود.

مالیات محلی

دولت محلی و مالیات محلی در ایران مصداق ندارد و برخی از منابع درآمدی شهرداری‌ها مانند عوارض نوسازی و عمران شهری به‌عنوان مالیات محلی شناسایی می‌شوند، بنابراین به منظور بررسی مالیات محلی به‌عنوان یکی از هزینه‌های شهری، ابتدا درآمدهای شهرداری‌ها بررسی می‌شود. درحال حاضر، منابع درآمدی شهرداری‌ها را می‌توان در سه دسته عوارض ۶۹/۵۹ درصد، فروش خدمات ۴۳/۳۲ درصد و کمک‌های بلاعوض ۱/۹۴ درصد تقسیم‌بندی کرد (عباسی کشکولی و باقری کشکولی، ۱۳۸۹). از آنجا که در شهرهای بزرگ‌تر، خدمات بیش‌تری به ساکنان شهرها ارائه می‌شود، بنابراین عوارضی که از آنها دریافت می‌شود نیز نسبت به شهرهای کوچک‌تر بیش‌تر است، یکی از هزینه‌های شهری که بر اثر رشد شهرها رخ می‌دهد مالیات محلی بیش‌تر است.

---

1. G. Weisbrod
2. D. vary
3. G. Treyz

نرخ اجاره مسکن

برای بررسی قیمت مسکن در شهرها از رهیافت هدونیک استفاده می‌شود. قیمت بازاری منزل مسکونی برابر با جمع قیمت‌های اجزای فردی است. اثر همسایگی یا اثرهای محله، بهینگی‌ها و نابهینگی‌ها در شهر مثل نزدیکی به فاضلاب‌های سمّی شهری یا امکانات رفاهی از جمله عواملی هستند که بر قیمت مسکن اثر می‌گذارند (اوسیلوان، ۱۳۸۶، ص ۲۴۵). بر این اساس در شهرهای بزرگ‌تر که امکاناتی از قبیل دسترسی به بیمارستان‌ها، مدارس و خدمات آموزش عالی مثل دانشگاه‌ها، تنوع خدمات تفریحی مثل سینما و تئاتر و یا سرمایه‌های فرهنگی مثل موزه‌ها در شهرهای بزرگ‌تر، از مزیت‌های نامشهود است که بر نرخ اجاره مسکن تأثیرگذار می‌باشد.

ب- منافع شهر: بهره‌وری و تولید (درآمد) شهر

هندرسون[1]، در سال ۱۹۸۶، دریافت که بهره‌وری بنگاه‌ها و کارگران در شهرها با بزرگ‌شدن اندازه‌ی شهر و صنعت، افزایش پیدا می‌کند این عامل به تجمع اقتصادی نسبت داده می‌شود. همان‌گونه که بیان شد جمعیت و اندازه‌ی شهر بر بهره‌وری اثر گذار می‌باشد و با افزایش اندازه‌ی آنها، بهره‌وری نیز افزایش می‌یابد. شهرها مکانی کارا برای تولید برخی کالاها در مقیاسی وسیع هستند. به عبارت دیگرصرفه‌های ناشی از مقیاس درونی و بیرونی در شهرها سبب ایجاد و رشد آنها شده است. تجمیع محلّی و شهری از سه طریق عمده می‌تواند منجر به تولید بیش‌تر شود. الف- استفاده‌ی مشترک از تأمین‌کنندگان نهاده‌های که تولید را برای تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در آن محدوده‌ی جغرافیایی مقرون به صرفه می‌کنند. ب- استفاده‌ی مشترک از اندوخته‌ی نیروی کار که هزینه‌ی نقل و انتقال کارگران را هم برای کارگران و هم برای کارفرما کاهش می‌دهد. ج- استفاده‌ی مشترک از اطلاعات که برای بنگاه‌هایی که در مجاورت هم استقرار یافته‌اند منجر به سرریزهای دانش و اگاهی شده و موجب افزایش تولید و بهره‌وری می‌شود، بنابراین شهرها به‌عنوان مراکز تولید شناخته می‌شوند، زیرا تولید بسیاری از کالاها و خدمات در یک محیط شهری با تراکم بالاتر از راندمان بیشتری برخوردار می‌باشد (اوسیلوان، ۱۳۸۶، ص ۷). بر همین اساس یکی از منافع ناشی از رشد اندازه‌ی شهرها، تولید بیش‌تر در آنهاست که به صورت تابعی از جمعیت شهری تعریف می‌شود:

$$Q(N) = \overline{Q} + Q_1\sqrt{N} \qquad (۱۰)$$

1. J. V. Henderson

پس از توضیح موارد بیان شده به‌عنوان هزینه‌ها و منافع شهری، تابع هزینه‌ی کل شهر و منفعت کل شهر تعریف می‌شود که مجموعه‌ای از هزینه‌ها و منافع مطرح شده می‌باشد. TC هزینه‌ی کل و TB منفعت کل شهر می‌باشد.

$$TC = C(N) + T_W(N) + T(N) + R(N) + E(N) \quad (۱۱)$$

$$TB = Q(N) + F(N) \quad (۱۲)$$

با استفاده از روش رگرسیون توابع فوق تخمین زده شده و پس از محاسبه MC و MB از تقاطع این دو منحنی نقطه‌ای که در آن اندازه‌ی شهر بهینه است به دست می‌آید.

۴. داده‌ها و نتایج تجربی پژوهش

از آنجا که جمعیت، معیار اندازه‌ی شهر است، در نتیجه، هزینه‌ها و منافع شهری به صورت سرانه در نظر گرفته شده و با هدف یکسان سازی واحدهای هزینه‌ها و منافع همه موارد نام‌برده به صورت ریالی بررسی می‌شوند و به منظور در نظر گرفتن اثر تورم نیز این هزینه‌ها و منافع با شاخص CPI[1] تعدیل شده‌اند.

۱.۴. هزینه‌ی خانوار شهری

نتایج حاصل از تخمین تابع هزینه به فرم چند جمله‌ای به صورت زیر است:

$$S(N) = 3891560 - 7.9470\,N + (5.53 \times 10^{-6}\,N^2 - (1.22 \times 10^{-12})\,N^3 + u$$

مقدار آماره‌ی F ۶۵.۸۵۹۸۸ و ضریب تعیین ۸۷ درصد حاکی از معنادار بودن رگرسیون تخمین زده شده و قدرت توضیح دهندگی بالای آن است. هم چنین مقدار آزمون دوربین- واتسون ۲ برابر ۹۹ /۰ است.

۲.۴. آلودگی هوا

همان‌گونه که گفته شد خودروهای دارای موتور چهار زمانه با سوخت مصرفی بنزین مهم‌ترین منبع آلوده‌کننده هوای شهر اصفهان می‌باشند، به همین منظور از داده‌های مقدار انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای (CO_2، SO_2، CO) ناشی از سوخت

1. Consumer Price Index
2. Durbin-watson state

بنزین در خلال سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۱ در کشور استفاده شده و میزان انتشار آلاینده‌ها در شهر اصفهان به‌کار رفته است. نتایج پژوهشی که در زمینه‌ی هزینه‌ی خسارات آلودگی هوا و ضرورت اجرای مالیات سبز انجام شده است، نشان می‌دهد که هزینه‌ی هر تن کاهش آلاینده‌های CO، SO_2، CO_2 به ترتیب برابر ۰/۲، ۳/۱۴ و ۱۶/۲ میلیون ریال می‌باشد (اسدی، ۱۳۸۷). به این ترتیب هزینه‌ی ریالی آلودگی هوای شهر اصفهان محاسبه و پس از تخمین، تابع آلودگی هوا به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$E(N) = (-1.47 \times 10^{-7})N + (2.01 \times 10^{-12})\, N^2 - (6.08 \times 10^{-19})\, N^3 + u$$

این تابع تخمینی دارای ضریب تعیین ۰/۷۱ و آماره‌ی دوربین- واتسون ۱/۲۴ می‌باشد.

۳.۴. زمان انتظار یا ترافیک

به منظور بررسی این معضل شهری از شاخص کل ساعات تلف شده در ترافیک روزانه‌ی خودروها در سال‌های ۱۳۶۸، ۱۳۷۹ و ۱۳۹۲ ضرایب تابع ترافیک به‌عنوان یک هزینه‌ی شهری به روش درون‌یابی محاسبه شده و سپس به کمک ضرایب کل ساعات تلف شده در ترافیک روزانه‌ی خودروها در سال‌های مابین به‌صورت زیر برآورد شده است:

$$T_W(N) = -61.79688\, N + (5.98 \times 10^{-5})\, N^2 + u$$

ضریب تعیین رگرسیون تخمین زده شده برابر ۰/۹۶ می‌باشد و مقدار آزمون دوربین- واتسون نیز پس از تعدیلات لازم به ۱/۸۵ می‌رسد.

۴.۴. مالیات محلی

در این بخش از پژوهش برای بررسی مالیات محلی به‌عنوان یکی از هزینه‌های شهری، از درآمد شهرداری اصفهان به ازای هر ساکن شهر به‌عنوان مالیات محلی یاد می‌شود.

$$T(N) = (-6.789 \times 10^{-3})\, N + (1.22 \times 10^{-8})\, N^2 + u$$

رگرسیون تخمین زده شده دارای ضریب تعیین ۸۰ درصد می‌باشد و مقدار آزمون دوربین- واتسون پس از تعدیلات لازم به مقدار قابل قبول ۱/۸۴ می‌رسد.

۵.۴. نرخ اجاره ی مسکن

به منظور تخمین این هزینه، از داده‌های متوسط هزینه‌ی خالص غیرخوراکی سالانه‌ی یک خانوار شهری، بخش مسکن، در شهر اصفهان از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۱ استفاده شده است.

$$R(N) = -715514.4 + 0.892235\ N - (2.43 \times 10^{-7})\ N^2$$

ضریب تعیین ۷۶ درصد و آماره‌ی F ۱۸/۲۷۰۰۹، نشان‌دهنده‌ی قدرت توضیح‌دهندگی بالا و معنادار بودن رگرسیون می‌باشد. مقدار آزمون DW، ۱/۷۵۷۴۰۰، نیز نشان‌دهنده عدم خود همبستگی بین اجزای اخلال است.

۶.۴. بهره‌وری

شاخص بهره‌وری عبارت از نسبت ستاده به نهاده و یا به عبارتی نسبت خروجی به ورودی است.

$$\text{شاخص بهره وری} = \frac{\text{ستانده}}{\text{نهاده}} = \frac{\text{خروجی}}{\text{ورودی}}$$

در صورتی که در مخرج کسر فقط یکی از ورودی‌ها قرار گیرد، شاخص بهره‌وری جزیی و در صورتی که در مخرج کسر گروهی از ورودی‌ها مثل کار و سرمایه قرار گیرد، شاخص بهره‌وری کلی نامیده می‌شود. از تخمین بهره‌وری جزئی محاسبه شده نسبت به نیروی کار نتایج زیر حاصل شده است:

$$F(N) = -273532.4 + 1.810352\sqrt{N} + u$$

رگرسیون تخمین زده شده دارای ضریب تعیین ۰/۷۹۸۲۵۶ و آماره‌ی F، ۹۸/۹۱۹۱۴ می‌باشد. از آنجا که عامل بهره‌وری در تولید شهر پنهان است، از محاسبه‌ی مجدد آن در تابع منفعت کل شهر خودداری شده است.

۷.۴. تولید شهر

به منظور بررسی این منفعت شهری از درآمد خانوار شهری به‌عنوان معیار تولید شهر استفاده شده است. دلیل اصلی این جایگذاری، فقدان آمارهای شهری از جمله تولید ناخالص شهرها در کشور می‌باشد. همان‌گونه که در اقتصاد کلان مطرح می‌شود در مدل دو بخشی، خانوار مالک عوامل تولید است و از راه‌های دستمزد و حقوق، اجاره،

بهره و سود از عوامل تولید کسب درآمد می‌کند. در نتیجه درآمد خانوار معادل درآمد ملّی ناخالص است. با استفاده از همین تفسیر درآمد خانوارهای شهری را به‌عنوان تولید ناخالص شهر در نظر می‌گیرد.

$$Q(N) = 0.429643\sqrt{N} + u$$

با توجه به ضریب تعیین ۰/۶۸و آماره‌ی F، ۶۱/۹۱۰۸۴، رگرسیون معنادار می‌باشد.

۸.۴. هزینه و منفعت کل شهر

با ترکیب اقلام هزینه‌ها، در نهایت توابع هزینه‌ی کل شهری و منفعت کل شهری به شکل زیر، بازنویسی شده است:

$$TC(N) = 317645 - 68.86\,N + (6.51 \times 10^{-5})\,N^2 - (1.2 \times 10^{-12})N^3$$
$$TB(N) = Q(N) = 0.429643\sqrt{N}$$

که تابع MC وMB نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$MC = -68.86 + (1.30 \times 10^{-4})N - (3.66 \times 10^{-12})\,N^2$$
$$MB = \frac{0.429643}{2\sqrt{N}}$$

برابری منفعت نهایی و هزینه‌ی نهایی شهر اصفهان در جمعیتی برابر ۵۳۷۰۱۷ نفر می‌باشد، بنابراین اندازه‌ی شهر با جمعیت ۵۳۷۰۱۷، بهینه است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

همانگونه که انتظار می‌رود نتایج پژوهش تأیید می‌کند که هزینه‌ها و منافع شهری با افزایش اندازه‌ی شهر افزایش می‌یابد، اما معناداری ضرایب توان‌های بالاتر از یک در تابع هزینه نشان دهنده‌ی آن است که هزینه‌های شهری با نرخ فزاینده نسبت به جمعیت در حال افزایش است و البته معناداری ضریب توان کوچک‌تر از یک در تابع تولید شهر بیان می‌کند نرخ افزایش تولید با افزایش جمعیت نزولی می‌باشد.

صعودی بودن هزینه‌های نهایی و نزولی بودن منافع نهایی وجود جمعیت بهینه‌ی ۵۳۷۰۱۷ را نشان می‌دهد، در حالی که جمعیت شهر اصفهان در سال ۱۳۹۲ برابر ۲۰۲۷۰۴۶ نفر است و از سطح بهینه‌ی به دست آمده فاصله زیادی دارد. علت فاصله‌ی زیاد مقدار بهینه‌ی محاسبه شده از مقدار حال حاضر جمعیت آن است که افراد ساکن

در شهرها از منافع شهری که همان افزایش درآمد است سود می‌برند، اما در پرداخت هزینه‌های شهری مشارکت نمی‌کنند. معمولا هزینه‌ی آلایندگی توسط شهروندان به‌صورت مستقیم پرداخت نمی‌شود و حتی هزینه‌های ناشی از تلف شدن زمان در ترافیک شهر نیز در چشم شهروندان ناچیز به نظر می‌رسد. به همین دلیل پیشنهاد می‌شود راهکارهایی توسط نهادهای ذیصلاح در پیش گرفته شود تا هزینه‌های اجتماعی به شهروندان انتقال یافته و به صورت مالیات و یا عوارض از آنها دریافت شود. از جمله‌ی این روش‌ها، اعمال سیاست‌هایی برای جبران آلودگی هوا مثل مالیات سبز می‌باشد. با اعمال این سیاست‌ها، کارایی انتخاب محل زندگی افزایش می‌یابد، به بیان دیگر فردی که قصد مهاجرت به شهر اصفهان را دارد ممکن است درآمد مورد انتظار وی در شهر اصفهان با هزینه‌های شخصی اش تطابق داشته و وی را به مهاجرت ترغیب کند، اما اعمال جرائم ناشی از آلودگی وی در مصرف سوخت‌های فسیلی و غیره سبب می‌شود در انتخاب محل زندگی تجدیدنظر کند. از آنجا که مقدار جمعیت محاسبه شده از نظر اجتماعی بهینه است، هدف قرار دادن اندازه‌ی بهینه‌ی شهر در سیاست‌ها و برنامه‌های شهرداری‌ها، سبب رشد و توسعه و رفاه اجتماعی ساکنان آن شهر می‌شود.

یکی از عوامل مهم در ارزیابی جمعیت بهینه‌ی شهرها محیط زیست و منابع طبیعی پیرامونی آن می‌باشد. در این مطالعه هزینه‌های زیست محیطی در قالب هزینه‌ی آلاینده‌های هوا مورد بررسی قرار گرفته است، در حالی‌که می‌توان این هزینه‌ها را به سایر منابع آلاینده تعمیم داد و بر اساس ظرفیت و توان محیطی سرزمین به تعیین مقدار بهینه‌ی اندازه اقدام کرد.

منابع

۱. اسدی، مرتضی (۱۳۸۷). هزینه‌ی خسارات آلودگی هوا و ضرورت اجرای مالیات سبز. فصل‌نامه‌ی تخصصی مالیات، ۳ (مسلسل ۵۱)، ۱۹۹-۲۳۴.

۲. اکبری، نعمت ا... و فرهمند، شکوفه (۱۳۸۵). تحلیل توزیع اندازه‌ی شهرها در سیستم شهری ایران. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۴)، ۸۳-۱۰۴.

۳. الله‌وردی زاده، پژمان (۱۳۸۶). هزینه‌های تراکم و تأخیر در ترافیک شهری. مجله‌ی شهرداری‌ها، ۸(۸۳)، ۱۴-۱۸.

۴. اوسیلوان، آرتور (۱۳۸۶). مباحثی در اقتصاد شهری (جلد اول) (مترجم: جعفر قادری و علی قادری). تهران: دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده‌ی اقتصاد (۱۳۵۹).

۵. اوسیلوان، آرتور (۱۳۸۶). مباحثی در اقتصاد شهری (جلد دوم) (مترجم: جعفر قادری و علی قادری). تهران: دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده‌ی اقتصاد (۱۳۵۹).
۶. سوری، علی (۱۳۹۰). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews7. تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم.
۷. صادقی، حسین و سعادت، رحمان (۱۳۸۳). رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران (یک تحلیل علّی). مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۶۴، ۱۶۳-۱۸۰.
۸. ضرابی، اصغر، ... ، و عبداللهی، علی اصغر (۱۳۸۹). بررسی و ارزیابی منابع ثابت و متحرک در آلودگی هوای شهر اصفهان. فصل‌نامه‌ی علمی- پژوهشی انجمن جغرافیای ایران، ۸(۲۶)، ۱۵۱-۱۶۴.
۹. عباسی کشکولی، محمدعلی و باقری کشکولی، علی (۱۳۸۹). راه‌های تأمین درآمد پایدار برای شهرداری‌های کشور. مجله‌ی شهرداری‌ها، ۱۰(۹۸)، ۱۸-۲۷.
۱۰. فرهمند، شکوفه (۱۳۹۱). تخصص شهرها در بخش‌های اقتصادی و تأثیر آن بر رشد شهری در ایران. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۴)، ۱۱۷-۱۳۶.
۱۱. فرهمند، شکوفه و اکبری، نعمت اله (۱۳۸۷). تحلیل فضایی توسعه‌ی شهری در ایران (رشد تعداد شهرها). فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۰(۳۴)، ۷۳-۹۸.
۱۲. محسنی، رضاعلی (۱۳۸۸). الویت‌بندی آسیب‌ها و مسائل شهری در ایران: مطالعه‌ی موردی شهر گرگان. پژوهش‌نامه‌ی علوم اجتماعی۳، (۳)، ۲۳-۴۳.
13. Arnott, R.J. (1979). Optimal city size in a spatial economy, Journal of Urban Economics, 6, 65-89.
14. Bacold, M., & William C. Strange (2009). Skills in the city. Journal of Urban Economics 65, 136-153.
15. Camagni, R., & Andrea C. (2013). One or infinite optimal city size? In search of an equilibrium size for cities. The Annals of Regional Science, 51, 309-341.
16. Fu, Sh. (2004). Dynamic henry George theorem and optimal city sizes. Department of Economics, Boston College.
17. Fujita, M. (1989). Urban economic theory, Land use and city size. The Press Syndicate of the University of Cambridge.
18. Getz, M. (1979). Optimal city size: fact or fancy. Journal of Law and Contemporary Problems, 2(43), 197-210.
19. Henderson, J. V. (1986). Efficiency of resource usage and city size. Journal of Urban Economics, 19, 47-70.
20. Hoch, I. (1974). Factors in urban crime. Journal of Urban Economics, 1,184-229.

21. Hwan Suh, S. (1991). The optimal size distribution of cities. Journal of Urban Economics, 30, 182-191.
22. Kanemoto, Y., & Suzuki, T. (1996). Agglomeration economies and a test for optimal city size in japan. Urban Economies, 10(4), 379-398.
23. Mizutani, F., & Nakayama, N. (2012). Estimation of optimal metropolitan size in japan with consideration of social costs. Discussion Paper Series 19.
24. Singell, L., D. (1974). Optimum city size: some thought on theory and policy. Land Economics, 50(3), 207-212.
25. World Bank (2009). World Development Report 2009: Reshaping Economic Geography.
26. Yarmohammadian, N., & Movahedinia, N. (2014). Optimal and sustainable city size by estimating surplus function for metropolitans of Iran. International Journal of Business and Development Studies, 6(1), 21-38.
27. Weisbord, G., & Treyz, G. (2003). Measuring the economic costs of urban traffic congestion to business. Journal of the Transportation Research Board, 1839, 98-106.
28. Zheng, X. (2007). Measurement of optimal city sizes in japan: a surplus function approach. Urban Studies, 5/6 (44), 939-951.

Determining the Optimal Size of Isfahan City

Babak saffari[1], Reza Nasr Esfahani[*2], Fateme moazeni[3]

1. Assistant Prof, Economic Sciences, University of Isfahan, b_saffari@ase.ui.ac.ir
2. Assistant Prof, University of Isfahan Art, Urban Economic, Entrepreneurship and Economic Groups, r.nasr@aui.ac.ir
3. MSc, Urban Economics, Art University of Isfahan, Moazeni_ue@yahoo.com

Received: 2015/10/25 Accepted: 2016/10/25

Abstract

In this article, to determine the optimal size of the Isfahan city, we used model of Camagni, Capello and Caragliu that it is based on urban costs and benefits. In this model, population is the key factor that causes more benefits and costs and optimum population occurs where the marginal benefits and marginal costs meet each other. Among all urban costs, the urban household expenditures, air pollution, the waiting time in traffic, local taxes and housing rent are considered. Also among all urban benefits has drawn attention the productivity and production of city. The total cost function and benefit function were estimated in period 1361-1391 and finally by equalizing marginal cost and benefit, optimized city size of Isfahan was estimated to 537017 people. The present population of Isfahan is so far from the optimum size.

JEL Classification: H75, P42, R12, R23

Keywords: The optimal city size, urban costs, urban benefits, Isfahan

*. Corresponding Author, 09133152444

Analyzing the Relationship between the Foreign Exchange Market and the Tehran Stock Exchange Price Index: Nonparametric Approach and Copula

Saber Molaei[1], Mohamad Vaez Barzani[*2], Saeed Samadi[3], Afshin Parvardeh[4]

1. Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Administrative Science and Economic, Isfahan University, Isfahan, Iran, saber.molai@yahoo.com
2. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Science and Economic, Isfahan University, Isfahan, Iran, M.vaez@ase.ui.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Science and Economic, Isfahan University, Isfahan, Iran, s.samadi@ase.ui.ac.ir
4. Associate Professor of Statistics, Department of Statistics, Isfahan University, Isfahan, Iran, a.parvardeh@stat.ui.ac.ir

Received: 2016/07/19 Accepted: 2017/02/27

Abstract

For investors and policymakers, it is essential to understand the dependencies between the stock market and the foreign exchange market. In this study Copula approach is applied to estimate correlation between the exchange rate, price jump, and the Tehran stock exchange price index (TEPIX) from 2006 to 2015. Moreover, nonparametric approach is used to calculate the mean, diffusion, and price jump of the TEPIX. The empirical results show that the mean of annual return, diffusion, and price jump of the TEPIX are 19 percent, 0.012, and 26, respectively. In addition, the results of Granger causality test show a unidirectional relationship between the exchange rate and TEPIX, running from the exchange rate to the TEPIX. According to Copula approach, the Correlation coefficient between the TEPIX and the exchange rate is equal to 0.85.

JEL Classification: C02, C14, F31, G00

Keywords: Total Price Index, Price Jump, Exchange Rate, Nonparametric Approach, Copula

*. Corresponding Author, 09133162190

Affecting Factors on Exchange Market Pressure in Iran by the Markov Switching Model with Time Varying Transition Probability

Siab Mamipour*[1], Soghra Jafari[2]

1. Assistant Professor in Economics, University of Kharazmi, Economic Department, Tehran, Iran, mamipours@gmail.com
2. MSc Student of Economic and Social Systems, University of Kharazmi, Economic Department, Tehran, Iran, Jafaris980@yahoo.com

Received: 2016/08/01 Accepted: 2017/02/27

Abstract

The main purpose of this study was to investigate the factors affecting on exchange market pressure in Iran's economy. For this purpose, we used Markov switching model with time varying transition probability. At first we estimated behavior of exchange rate using single variable markov swiching model with fixed transmission probability during the period of time 1984-2014 and then analyzed affecting factors on exchange market pressure within framework of possibility of changing transfers during time.

Results shows that behavior of exchange rate within framework of two regimes of appreciation and depreciation of currency with high and low volatility can be assessed, and foreign exchange reserves of Central Bank, inflation rate and oil revenues are effective variables on exchange market pressure in Iran's economy. In this sense, changes of exchange reserves reduce the probability of staying in depreciation regime of national currency value and increase probability of transition from appreciation regime to depreciation regime. Increase in inflation increases the probability of staying in depreciation regime and transition from appreciation regime to depreciation regime. i.e with increasing of inflation, value of national currency is reduced and pressure added on exchange market. Also results shows that increasing of oil exports lead to increase Central Bank intervention in exchange market and and increase transition probability of appreciation regime and reduce the burden of exchange rate.

JEL Classification: F31, E58, E52, C34

Keywords: Exchange Market Pressure, Foreign Exchange Reserves, Inflation, Oil Revenues, Markov-Switching Model with Fixed Transition Probability (FTP) and Time Varying Transition Probability (TVTP)

*Corresponding Author, 09150351154

The Impact of ICT Effects on Production in Iran, Spillover and Absorption Capacity Effects

Saeed Moshiri*
STM College, University of Saskatchewan, smoshiri@stmcollege.ca
Received: 2016/10/06 Accepted: 2017/02/27

Abstract

Iran is a semi-industrialized developing country that has made increasing investment in ICT for the past decade. However, the country is lagging behind in many indices for the digital economy and the impacts of ICT investment are not clear. In this paper, we analyze the effect of ICT investment on production in Iran using a panel data of the 4-digit manufacturing industries for the period 2003-2013. In the estimation model, the effects of complementary factors such as education and skill level, as well as the absorption capacity are controlled for. In addition to the direct effect of ICT, we have also estimated the spillover effects within and between industries. The results indicate that ICT investment has contributed to the production growth and the effect has been increasing through time. Furthermore, increases in the labour skills, education levels, and R&D capital have increased the positive impact of ICT on production. The ICT investment in one industry has also had a spillover effect on within and between industries.

JEL Classification: O1, O2, O4

Keywords: ICT investment, manufacturing industries, Iran, human capital, absorption capacity, R&D, spillover effect

*. 09125132558

Estimating, Evaluation and Comparison Consumption-Based Asset Pricing Models with GMM Method and HJ Function

Mohammad Nabi Shahiki Tash[1], Sepehr Mohammadzadeh[*2], Reza Roshan[3]

1. Associate Professor of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran, mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
2. PhD in Financial Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran, Az.mohammadzadeh@gmail.com
3. Assistant Professor of Economics , Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran, re_roshan@yahoo.com

Received: 2016/08/27 Accepted: 2017/02/27

Abstract

One of the most important issues in financial economics is attention to risk and its relation to returns. One way to examine the relationship between risk and return is using the capital asset pricing model. In this regard this article examines this issue and with the adjustments in consumption-based Asset pricing models (CCAPM), has examined the relationship between return and risk in the Tehran Stock Exchange. These adjustments include changes in the classic utility function. By introducing new variables to utility function and following process optimization for consumer behavior and derivation the corresponding Euler equation, these models have been estimated using Generalized Method of Moments (GMM). In this regard, four models were evaluated and compared. The four models include basic CCAPM model, SCAPM, HCCAPM and pricing based on habit formation. The taste for saving parameter in the model SCCAPM means that it can be concluded preferences for savings is significant. The results indicate that consumer spending and its components have been successful in explaining stock returns in the period1367 to 1391. After estimation of the model parameters, the performance of the models have been compared using standard Hansen – Jonathan measure. The comparison of models suggests that the most efficient model is SCCAPM model in explaining stock returns.

JEL Classification: G11 ،G12 ،G19

Keywords: Capital Asset Pricing, Habit formation, Asset pricing based consumption, GMM Method

---

*. Corresponding Author, 09150351154

Over-Education and Wages in the Labour Market: Evidence from Iran's Micro-Data

GholamReza Keshavarz Haddad[*1], **Mohammadamin Javaheri**[2]
1. Associate Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, G.K.Haddad@sharif.edu
2. Postgraduate student at Adam Smith Business School- University of Glasgow, Berlin School of Economics and Law The University of Glasgow United Kingdom, java.mamin@gmail.com
Received: 2015/08/31 Accepted: 2017/02/27

Abstract

Over the recent past years the supply of educated labor has increased in the Iranian labor market. This change has led to over-education. The concepts of over-education refers to the individual possesses a level of education that is above the required level of education to perform a certain job. This study has dealt with the incidence of Over-education and its wage consequences in the labor market of Iran. The years of education needed for each job has been determined using two criteria, i.e., realized match and job analysis. Based on these two criteria, individuals have been classified in three groups including adequately educated, over-educated and under-educated. More years of schooling, less job experience, being male and employment in private sector lead to higher probability of being overeducated. The wage effect of the relationship between education and the individual's job is studied using Duncan & Hoffman model. The findings of this model based on realized match criterion show that there is a direct and significant relationship between the years of education which is adequate for each job and monthly salary of the individuals. However, the return of years of over-education and under-education is insignificant.

JEL Classification: J24, I21

Keywords: Years of Schooling, Miss-match, Over-education, Earnings, Mincer Wage Equation

*. Corresponding Author, 09355000100

The Effects of Demographic Transition on Government Expenditure and Income Distribution in Iran: An Application of Threshold Cointegration

Ali Hussein Samadi[1]*, Leila Shah Ali[2]
1. Associate Prof. of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran,
asamadi@rose.shirazu.ac.ir
2. Master of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Received: 2015/10/09 Accepted: 2017/02/27

Abstract

In this paper, we study the effects of demographic transition on government expenditure and Income distribution for Iran's economy during 1969-2011 using threshold cointegration technique. The results, shows that the year 1986 is the break date of demographic transition. Therefore the whole period is divided into two regimes, 1969-1986 and 1987-2011. The main results of this paper is that, there is a threshold cointegration between demographic transition, government expenditure and income distribution. So, there is long-term equilibrium relationship between them. But, there isn't any short-term relationship between them. Also, the results of the estimation of error correction model show that adjustment of short-term equilibrium to long-term equilibrium is faster in the second regime rather than the first one.

JELClassification: J11, J13, H50, D33

Keywords: Demographic Transition, Government Expenditure, Income Distribution, Threshold Cointegraion, Iran

*. Corresponding Author, 09177100445

The Study of the Impact of Value Added of the Industrial Sector on Electricity Demand and Forecast of Demand for Electricity in Industrial Sector with Attention to Price Reforms

Salimifar Mostafa[1], Ahmad Seifi[2], Saeed Shouri[*3]

1. Professor , Ferdowsi University of Mashhad, Department of Economics, moetafa@um.ac.ir
2. Assistant Professor , Ferdowsi University of Mashhad, Department of Economics, spring05@um.ac.ir
3. Master in Energy Economics, saeedshoaouri@yahoo.com

Received: 2016/06/04 Accepted: 2017/02/27

Abstract

Given the importance of electrical energy as one of the main factors behind economic growth and development, numerous studies in different countries have been devoted to estimate and forecast electricity demand. In this paper, ARDL technique is used to estimate and forecast electricity demand in the industrial sector. The results indicate that the value added of the industrial sector has a significant positive impact on the demand for electricity in this sector. The income elasticity in industrial sector is found to be less than unity, which shows electricity to be a necessary commodity.

The results indicate the existence of a long-term relationship between the variables in this industry. In this article, based on amendments to the law on subsidies, forecast of electricity demand was carried out until the end of the Fifth Development Plan; and the results point to an increase in power consumption in the industry. At the end, fundamental changes in the structure of industry to improve technology and equipment in various industries have been proposed. In this regard, government should develop standards for equipment efficiency and monitor its implementation carefully.

JEL Classification: Q31, E64, L16, C32

Keyword: Electricity Demand, Value Added, Model ARDL, Industrial Sector, Price Reform

*. Corresponding Author, 05138682086

The Effects of Debt Financing on Manufacturing Firms' Performance in Iran

Ayoub Khazaei[1], Amir-Mansour Tehranchian[2*], Ahmad Jafari-Samimi[3], Reza Talebloo[4]

1. Ph.D Student in Economics, University of Mazandaran, akhazaei65@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, University of Mazandaran, a.tehranchian@umz.ac.ir
3. Professor of Economics, University of Mazandaran, jafarisa@umz.ac.ir
4. Assistant Professor of Economics, Allameh Tabataba'i University, talebloo.r@gmail.com

Received: 2016/08/20 Accepted: 2017/02/27

Abstract

Despite of lower costs of internal financing, the agency cost theory advises debt financing. The theory is premised on the idea that the interests of the firm's managers and its shareholders are not perfectly aligned. So, debt financing reduces misallocation of resources in nonprofitable investments and disciplines managerial behavior. So, this paper under the theory investigates impacts of debt financing on manufacturing firm's performance, using a panel of 141 Iranian manufacturing firms listed in Tehran Stock Exchange in 20 industries, over the period 1379-1392. Our measures of firm performance are ROA, ROS and TFP (estimated with the Levinsohn and Petrin (2003) method).We examine the effect of debt financing on firm performance using Multi-Level (Mixed) Effects Model and considers industry-level effects and oil depended industries effects. We found that debt financing has positive and significant effect and internal financing has negative and significant effect on firms' performance. This results prove our hypothesis. Our Findings also confirm that the effects of cutting subsidies and exchange rate fluctuation on firm's productivity are negative and significant.

JEL Classification: G32, G30, D24

Keywords: Total Foctor Productivity, Firm Performance, Debt Financing, Free Cash flow

*. Corresponding Author, 09014876700

Analysis Rent-Seeking Behavior by Repeated Games

Maryam Esmaeili[*1], Mahsa Mahdipour Azar[2], Saideh Yarmohamadlo[3]

1. Associate Professor of Faculty of Engineering, Alzahra University, esmaeili_m@alzahra.ac.ir
2. MA student of Industrial Engineering, Alzahra University, m.mahdipur@gmail.com
3. MA student of Industrial Engineering, Alzahra University, ysaideh85@yahoo.com

Received: 2015/10/09 Accepted: 2017/02/27

Abstract

Rent-seeking is an effort that is formed between a company and its employees to obtain more profit under their tendency to rent-seeking. In this paper, the interaction between a company and its employees is studied by an unlimited multi stage repeated games. According to the strategies of the company and its employees (payment and punishment types for rent-seeker employee) subgame perfect equilibrium (SPE) and their payoffs are obtained based on the history of game. Finally it will be shown that under what condition (the punishment and payment types), the employees do not choose the rent-seeking strategies and behave honestly.

JEL Classification: D72, C73, C73

Keywords: Multi Stage Game, Rent-seeking, Repeated Game

*. Corresponding Author, 02188617535

ISSN 0039-8969

Journal of Economic Research

Vol. 52, No. 2, Summer / 2017

Analysis Rent-Seeking Behavior by Repeated Games / Maryam Esmaeili, Mahsa Mahdipour Azar, Saideh Yarmohamadlo

The Effects of Debt Financing on Manufacturing Firms' Performance in Iran/ Ayoub Khazaei, Amir-Mansour Tehranchian, Ahmad Jafari-Samimi, Reza Talebloo

The Study of the Impact of Value Added of the Industrial Sector on Electricity Demand and Forecast of Demand for Electricity in Industrial Sector with Attention to Price Reforms / Salimifar Mostafa, Ahmad Seifi, Saeed Shouri

The Effects of Demographic Transition on Government Expenditure and Income Distribution in Iran: An Application of Threshold Cointegration / Ali Hussein Samadi, Leila Shah Ali

Over-Education and Wages in the Labour Market: Evidence from Iran's Micro-Data / GholamReza Keshavarz Haddad, Mohammadamin Javaheri

Estimating, Evaluation and Comparison Consumption-Based Asset Pricing Models with GMM Method and HJ Function / Mohammad Nabi Shahiki Tash, Sepehr Mohammadzadeh, Reza Roshan

The Impact of ICT Effects on Production in Iran, Spillover and Absorption Capacity Effects/ Saeed Moshiri

Affecting Factors on Exchange Market Pressure in Iran by the Markov Switching Model with Time Varying Transition Probability / Siab Mamipour, Soghra Jafari

Analyzing the Relationship between the Foreign Exchange Market and the Tehran Stock Exchange Price Index: Nonparametric Approach and Copula / Saber Molaei, Mohamad Vaez Barzani, Saeed Samadi, Afshin Parvardeh

Determining the Optimal Size of Isfahan City/ Reza Nasr Esfahani, Babak saffari, Fateme moazeni

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

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Journal of Economic Research

Editor

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

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Bahmani-Oskooee, Mohsen	Professor, University of Wisconsin-Milwaukee-U.S.A
Khalili Araghi, Mansour	Professor, University of Tehran-Iran
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mahdavi, Saeid	Professor, University of Texas-U.S.A
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Naghizadeh Mohammad	Professor, Meiji Gakuin University-Japan
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Associate Professor, University of Tehran-Iran

Referees:

Ghahreman Abdoli (Ph.D), Seyed Abedini Dorkoosh (Ph.D), Esmaiel Abounoori (Ph.D), Majid Ahmadian (Ph.D), Nafiseh Behradmehr (Ph.D), Ali Emami Meibodi (Ph.D), Esfandiar Jahangard (Ph.D), Hajar Jahangard (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Vahid Mehrbani (Ph.D), Hossein Mirshojaeian Hosseini (Ph.D), Seyed Jamaledin Mohseni Zonouzi (Ph.D), Hamid reza Navidi (Ph.D), Farhad Rahbar (Ph.D), Mohammad Hossein Rahmati (Ph.D), Saeed Samadi (Ph.D), Mohammad Nabi Shahiki Tash (Ph.D), Ali Souri (Ph.D), Hassan Taee (Ph.D),

Annual Membership Rate: 20 $

Published by University of Tehran

P. O. Box 14155-6445

Tehran, Islamic Republic of Iran

Journal of Economic Research

Vol. 52, No. 2, Summer / 2017 **ISSN 0039-8969**

Analysis Rent-Seeking Behavior by Repeated Games / Maryam Esmaeili, Mahsa Mahdipour Azar, Saideh Yarmohamadlo..... 1

The Effects of Debt Financing on Manufacturing Firms' Performance in Iran/ Ayoub Khazaei, Amir-Mansour Tehranchian, Ahmad Jafari-Samimi, Reza Talebloo 2

The Study of the Impact of Value Added of the Industrial Sector on Electricity Demand and Forecast of Demand for Electricity in Industrial Sector with Attention to Price Reforms / Salimifar Mostafa, Ahmad Seifi, Saeed Shouri 3

The Effects of Demographic Transition on Government Expenditure and Income Distribution in Iran: An Application of Threshold Cointegration / Ali Hussein Samadi, Leila Shah Ali 4

Over-Education and Wages in the Labour Market: Evidence from Iran's Micro-Data / GholamReza Keshavarz Haddad, Mohammadamin Javaheri 5

Estimating, Evaluation and Comparison Consumption-Based Asset Pricing Models with GMM Method and HJ Function / Mohammad Nabi Shahiki Tash, Sepehr Mohammadzadeh, Reza Roshan 6

The Impact of ICT Effects on Production in Iran, Spillover and Absorption Capacity Effects/ Saeed Moshiri..... 7

Affecting Factors on Exchange Market Pressure in Iran by the Markov Switching Model with Time Varying Transition Probability / Siab Mamipour, Soghra Jafari 8

Analyzing the Relationship between the Foreign Exchange Market and the Tehran Stock Exchange Price Index: Nonparametric Approach and Copula / Saber Molaei, Mohamad Vaez Barzani, Saeed Samadi, Afshin Parvardeh 9

Determining the Optimal Size of Isfahan City/ Reza Nasr Esfahani, Babak saffari, Fateme moazeni 10

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

مجله‌ی تحقیقات اقتصادی تابستان ۹۶ شماره‌ی ۲