دوره‌ی ۵۵، شماره‌ی ۱، بهار ۱۳۹۹ **شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹**

کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران/ فرزانه جایدری، فرهاد خدادادکاشی، اصغر ابوالحسنی، باقر درویشی ۱

تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار در یک مدل ساختاری اقتصاد ایران / محمدحسین رحمتی، علی چویداران ۲۷

تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ثبات مالی ایران در چارچوب ساخت شاخص ترکیبی / مجتبی سید حسین‌زاده، علیرضا عرفانی، مهدی قائمی اصل ۵۷

توسعه بازار کار زنان در استان‌های ایران و تأثیر آن بر طلاق/ محمدعلی فیض‌پور، مرضیه شاکری حسین‌آباد ۸۷

تعیین مؤلفه‌های تاب‌آوری نظام تجاری ایران / حسام الدین قاسمی، عباس عرب مازار ۱۱۵

شبیه‌سازی بازار اجاره مسکن با استفاده از مدل‌سازی عامل محور (مطالعه موردی: منطقه شش شهر اصفهان) / ایمان کی‌فرخی، نعمت‌الله اکبری، شکوفه فرهمند، علی عسگری ۱۳۵

مدل رقابت بنگاه‌ها در بازار انحصار دوجانبه مبتنی بر بازی دیفرانسیلی و با ملاحظه تأخیرهای زمانی در متغیرهای کنترل/ کیان نجف‌زاده، علی محقر، غلامرضا رکنی لموکی ۱۶۷

تأثیر اندازه دولت بر رابطه بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) / یوسف محمدزاده، علی رضازاده، توحید قاسم نژاد ۱۸۷

اطلاعات نامتقارن بین گروهی در بازار بیمه درمان تکمیلی گروهی / محمد وصال، غلامرضا کشاورز حداد، محمدرضا چاقمی ۲۱۵

ارزیابی اثرات اقتصادی عضویت ایران در سازمان همکاری شانگهای: کاربردی از مدل شبیه‌سازی جهانی / سارا مردیها، کریم آذربایجانی، سید کمیل طیبی، داود جعفری ۲۳۳

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

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
حسین عباسی‌نژاد

سردبیر
جعفر عبادی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

هیـأت تحریریـه: حمیـد ابریشـمی (اسـتاد دانشـگاه تهـران)، محسـن بهمنـی اسـکویی (اسـتاد دانشـگاه ویسکانسین - میلواکی آمریکا)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلـی شـرزه‌ای (دانشـیار دانشـگاه تهران)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نـژاد (اسـتاد دانشـگاه تهـران)، اکبـر کمیجـانی (استاد دانشگاه تهران)، سعید مهدوی (استاد دانشگاه تگزاس آمریکا)، عباس میرآخور (استاد، مـدیر اجرایـی- صندوق بین‌المللی پول)، محمد نقی‌زاده (استاد دانشگاه میجی گاکوین، ژاپن).

داوران این شماره:
حمیدرضا ارباب، هما اصفهانیان، سجاد برخورداری، ابوالفضل پاسبانی صومعه، محمدحسین پورکاظمی، فرخنده جبل عاملی، احمد جعفری صمیمی، محمدحسین دهقانی فیروز آبادی، علی سوری، قهرمان عبدلی، محمدحسن فطرس، علی‌اکبر قلی‌زاده، غدیر مهدوی کلیشمی، محسن مهرآرا، رضا نصراصفهانی

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سـال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه‌ی تأیید اعتبـار و تشـخیص ضـرورت انتشـار مجـلات و نشـریات علمـی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمـی‌کشـور مجله‌ی تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی- پژوهشی شناخته شد.
چاپ مقاله‌های این نشریه به‌معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

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

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

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

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

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

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

Sincerely yours,

Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

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

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

شرایط قبول مقاله‌ها

الف: از لحاظ محتوا

۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

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

ب: از لحاظ شکل ظاهری

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

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

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

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

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

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

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

ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مولف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام ونام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).
د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات
هـ) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده ، ... ، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

۶- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.
۷- برای دریافت اصلاحات بیش‌تر به سایت http://jte.ut.ac.ir/ مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

مقاله‌های تالیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از 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 ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند. ترتیب اثر داده نخواهد شد.

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

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

تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۵۵، شماره‌ی ۱، بهار ۹۹
فهرست مطالب

عنوان صفحه

کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران/ فرزانه جایدری، فرهاد خدادادکاشی، اصغر ابوالحسنی، باقر درویشی ۱-۲۶

تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار در یک مدل ساختاری اقتصاد ایران / محمدحسین رحمتی، علی چویداران ۲۷-۵۶

تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ثبات مالی ایران در چارچوب ساخت شاخص ترکیبی / مجتبی سید حسین‌زاده، علیرضا عرفانی، دکتر مهدی قائمی اصل ۵۷-۸۵

توسعه بازار کار زنان در استان‌های ایران و تأثیر آن بر طلاق/ محمدعلی فیض‌پور، مرضیه شاکری حسین‌آباد ۸۷-۱۱۳

تعیین مؤلفه‌های تاب‌آوری نظام تجاری ایران / حسام الدین قاسمی، عباس عرب مازار... ۱۱۵-۱۳۳

شبیه‌سازی بازار اجاره مسکن با استفاده از مدل‌سازی عامل محور (مطالعه موردی: منطقه شش شهر اصفهان) / ایمان کی‌فرخی، نعمت‌الله اکبری، شکوفه فرهمند، علی عسگری..... ۱۳۵-۱۶۵

مدل رقابت بنگاه‌ها در بازار انحصار دوجانبه مبتنی بر بازی دیفرانسیلی و با ملاحظه تأخیرهای زمانی در متغیرهای کنترل/ کیان نجف‌زاده، علی محقر، غلامرضا رکنی لموکی..... ۱۶۷-۱۸۶

تأثیر اندازه دولت بر رابطه بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) / یوسف محمدزاده، علی رضازاده، توحید قاسم نژاد ۱۸۷-۲۱۴

اطلاعات نامتقارن بین گروهی در بازار بیمه درمان تکمیلی گروهی / محمد وصال، غلامرضا کشاورز حداد، محمدرضا چاقمی ۲۱۵-۲۳۲

ارزیابی اثرات اقتصادی عضویت ایران در سازمان همکاری شانگهای: کاربردی از مدل شبیه‌سازی جهانی/ سارا مردیها، کریم آذربایجانی، سید کمیل طیبی، داود جعفری ۲۳۳-۲۶۸

چکیده لاتین

دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۲۶-۱

کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.1.2

فرزانه جایدری*[۱]، فرهاد خداداد کاشی[۲]، اصغر ابوالحسنی[۳]، باقر درویشی[۴]

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، farzaneh.jaidary66@yahoo.com

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، khodadad@pnu.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، abolhasani2003@yahoo.com

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، darvishi_b@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

یکی از مسائل مطرح در تنظیم، پویایی محیط تصمیم‌گیری و عدم تعدیل پایا به سمت شرایط بهینه است که سبب می‌شود ناکارایی در طی زمان پایا باشد. از این‌رو در تنظیم به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا باید کارایی پویا مورد هدف قرار داده شود. هدف از این مطالعه به‌کارگیری کارایی پویا در تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران است. برای این منظور، از یک مدل مرز تصادفی پویا که ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها را در نظر گرفته است، به‌منظور تخمین کارایی پویای ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری، برای دوره ۹۵-۱۳۸۹ با به‌کارگیری رویکرد بیزین استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که در حالت در نظر نگرفتن ناهمگونی در بین شرکت‌ها، پایایی ناکارایی بیشتر از زمانی است که این ناهمگونی در نظر گرفته می‌شود. نتایج مربوط به بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب، نشان می‌دهند که میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، سبب کاهش ناکارایی می‌شوند و تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، آن را افزایش می‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: D24،D21، L95، L43، L51

واژه‌های کلیدی: کارایی پویا، تنظیم، شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، پایایی ناکارایی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۸۷۴۷۶۵۴۶

۱- مقدمه

شرکت‌های آب و فاضلاب به‌عنوان ارائه‌دهندگان خدمات آب شرب، نقش حیاتی در جامعه ایفا می‌کنند. این شرکت‌ها به‌دلیل وجود صرفه‌های به مقیاس و هزینه‌های زیرساختی، دارای ساختار انحصار طبیعی هستند. در حالت انحصار به‌دلیل نبود رقابت، انگیزه‌ای برای افزایش کارایی و بهره‌وری، ارائه خدمات با کیفیت و همچنین سرمایه‌گذاری و نوآوری وجود ندارد. این در حالی است که سرمایه‌گذاری و نوآوری عوامل کلیدی در مواجه با چالش‌های آتی در صنایع زیرساختی مانند آب و فاضلاب هستند (سرا و همکاران[1]، ۲۰۱۱). برای مقابله با این چالش‌ها، این شرکت‌ها باید تحت تنظیم[2] قرار گیرند. تنظیم به‌کارگیری ابزارهای قانونی برای اجرای اهداف سیاسی اقتصادی - اجتماعی است. یک ویژگی ابزارهای قانونی این است که افراد یا سازمان‌ها می‌توانند شرکت‌ها را مجبور کنند که قیمت خاصی را وضع کنند، کالای خاصی را عرضه کنند، خارج از بازار خاصی بمانند، تکنیک‌های خاصی را در فرآیند تولید به‌کار گیرند، یا حداقل دستمزد قانونی را بپردازند (هرتوگ[3] (۱۹۹۹)).

یکی از اهداف تنظیم ارتقای بهبود کارایی در غیاب مکانیسم بازار است. از این‌رو، یکی از مسائل مهم در تنظیم، اندازه‌گیری کارایی است. از آنجا که فرآیند تصمیم‌گیری به‌وسیله شرکت‌ها، دارای ماهیت پویاست، باید به جای اندازه‌گیری کارایی ایستا، کارایی پویا که علاوه بر تعریف بهینگی دوره جاری، هدف بلندمدت شرکت را نیز در نظر می‌گیرد، اندازه گرفته شود. از این‌رو، تنظیم‌کنندگان به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا، باید کارایی پویا را مورد هدف قرار دهند. این در حالی است که با وجود اینکه خصوصی‌سازی و تنظیم بازار انحصار طبیعی از دهه ۱۹۸۰ در جهان آغاز شده، (ابراهیمی نورعلی و همکاران[4]، ۲۰۱۴: ۲۸۱)، در ادبیات تنظیم شرکت‌ها، جنبه پویایی کارایی مورد توجه قرار نگرفته است (سرا و همکاران، ۲۰۱۱). در ایران نیز به‌دلیل دولتی ماندن بیشتر صنایع شبکه‌ای، بحث تنظیم و کارایی پویا مورد توجه نبوده است. شرکت‌های آب و فاضلاب شهری نیز به‌عنوان صنایع شبکه‌ای، اگرچه به‌عنوان شرکت‌های سهامی خاص اداره می‌شوند، اما به‌دلیل این که سهامداران آنها شرکت‌های

1. Serra et al.
2. Regulation
3. Hertog
4. Ebrahimi Nourali et al.

دولتی و نیمه دولتی هستند، خصوصی‌سازی آنها در دستور کار متولیان امر قرار گرفته و از سال ۱۳۹۴ در فهرست بنگاه‌های دولتی یا عمومی در اولویت واگذاری به بخش خصوصی که توسط سازمان خصوصی‌سازی منتشر می‌شود، قرار داده شده‌اند، اما به‌دلیل برخی از مشکلات ازجمله واقعی نبودن قیمت آب و به‌وجود آمدن زیان‌های انباشته این شرکت‌ها در سال‌های اخیر، به‌طوری‌که این شرکت‌ها هر ساله کمک زیان از دولت دریافت کرده‌اند، تاکنون واگذاری انجام نگرفته است (پایگاه اطلاع‌رسانی دولت، چهارشنبه ۶ بهمن ۱۳۸۹-۹:۵۸[1]).

با توجه به اهمیت مسئله تنظیم شرکت‌های آب و فاضلاب، در این مطالعه به‌منظور فراهم آوردن مقدمات تنظیم این شرکت‌ها، کارایی پویا اندازه‌گیری می‌شود و عوامل مؤثر بر آن نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. از این‌رو، هدف از این مطالعه بررسی بحث بر انگیزترین مسئله در تنظیم، یعنی کارایی پویای شرکت‌های آب و فاضلاب شهری ایران و عوامل مؤثر بر پایایی ناکارایی این شرکت‌ها می‌باشد.

این مقاله در شش بخش مقدمه، پیشینه تحقیق، چارچوب نظری، مواد و روش‌ها، یافته‌های تحقیق، بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است. همچنین، منابع و مأخذ در انتهای مقاله آمده است.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعاتی در زمینه اندازه‌گیری کارایی ایستا برای شرکت‌های آب و فاضلاب در ایران و برای کارایی ایستا، پویا و سرمایه‌گذاری بهینه در خارج از کشور انجام شده است که در برخی از این مطالعات از روش تحلیل پوششی داده‌ها و در برخی دیگر از روش تابع مرز تصادفی و در مواردی دیگر، از هر دو روش استفاده شده است. در ادامه به شرح برخی این مطالعات پرداخته می‌شود. استچ و روسی[2] (۲۰۰۲)، به بررسی تفاوت بین کارایی شرکت‌های آب خصوصی و دولتی در آسیا پرداخته‌اند. برای اندازه‌گیری کارایی از روش تحلیل مرز تصادفی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که کارایی هزینه به‌طور قابل توجهی در بخش خدمات همگانی خصوصی و دولتی متفاوت نیست. بوتاسو و کانتی[3] (۲۰۰۳)، به بررسی عدم کارایی هزینه در بخش صنعت آب انگلیس و ولز

1. http:/dolat.ir/detail/198085
2. Estache & Rossi
3. Bottasso & Conti

پرداخته‌اند. برای اندازه‌گیری کارایی هزینه از روش تابع مرزی تصادفی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که هزینه‌های عملیاتی ناکارآمد در طول زمان با دیفرانسیل ناکارآمدی بین شرکت‌های محدود کاهش یافته است و الزامات فنی و ساختاری بر کارایی هزینه اثر می‌گذارند. گارسیا سانچز[1] (۲۰۰۶)، در یک تحقیق به اندازه‌گیری کارایی خدمات آب شهرداری در دولت محلی اسپانیا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که تراکم جمعیت و شبکه، تأثیر قابل توجهی بر کارایی دارند. اوبرت و رینود[2] (۲۰۰۵)، در یک تحقیق، به بررسی اثر تنظیم بر کارایی هزینه برای خدمات آب ویسکانسین[3] پرداخته‌اند. آنها برای سنجش اثر تنظیم بر کارایی، از یک رویکرد مرز هزینه تصادفی که کارایی غیرقابل مشاهده خدمات آب را به‌صورت تابعی از متغیرهای برون‌زا تعریف می‌کند، استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که ناکاراترین آنها، مواردی هستند که از یک طرح ترکیبی به‌صورت ترکیب تنظیم نرخ بازدهی با اطلاعات کمتر، همراه با یک کران بالایی برای افزایش قیمت آب، عمل می‌کنند.

اربتا و کیو[4] (۲۰۰۷)، در یک مطالعه به بررسی اثر تنظیم سقف قیمت به‌وسیله OFWAT[5]، بر کارایی، با استفاده از دو رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها و تابع مرز تصادفی برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که سیستم تنظیم‌کننده معرفی شده در خصوصی‌سازی سهل انگارانه بوده است.

در زمینه اندازه‌گیری کارایی پویا نیز می‌توان به مطالعه پوینتون و متزوس[6](۲۰۱۴) اشاره کرد. در این مطالعه کارایی پویا برای شرکت‌های آب و فاضلاب انگلیس با در نظر گرفتن سرمایه به‌عنوان یک نهاده شبه ثابت با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی داده‌های پویا برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۷ اندازه گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تخصیص نامناسب میان دوره‌ای نهاده شبه ثابت سرمایه، مهم‌ترین عامل ناکارایی است.

1. García-Sánchez
2. Aubert & Reynaud
3. Wisconsin
4. Erbetta and Cave
5. Office of Water Services (UK government)
6. Pointon and Matthews

در زمینه سرمایه‌گذاری بهینه نیز یک مطالعه توسط کاوالیری و همکاران[1] (۲۰۱۷)، انجام گرفته است که در آن به بررسی سرمایه‌گذاری بهینه برای کاهش تلفات آب در یک صنعت تنظیم شده آب با تقاضای کاملاً بی‌کشش و اطلاعات خصوصی در مورد کارایی سرمایه‌گذاری محلی پرداخته شده است. در این مطالعه حالت‌های مالکیت خصوصی و عمومی در حالت مکانیسم سقف درآمد نیز، مقایسه شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تفاوت‌های قیمتی ناشی از تفاوت‌ها در مالکیت و ساختار مالی است.

در ایران نیز در یک مطالعه رضایی و همکاران (۱۳۸۹)، به اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب شهری در بخش آب در استان‌های کشور با استفاده از روش ناپارامتری تحلیل پوششی داده‌ها با دو فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و بازدهی متغیر نسبت به مقیاس پرداخته‌اند.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۳)، در یک مطالعه به اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب به‌عنوان یک ابزار محرک تنظیم برای تحریک کارایی تولید و عرضه از طریق کاهش هزینه و بهبود کیفیت خدمات ارائه شده به‌وسیله توزیع‌کنندگان آب، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری صنعت آب و فاضلاب ایران در طول دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱ کاهش یافته است.

رضائیان و عسگری‌نژاد (۱۳۹۳)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شبکه عصبی مصنوعی، به ارزیابی عملکرد شرکت‌های آب و فاضلاب استان مازندران برای سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که با ترکیب وزنی رتبه و کارایی با بهترین مقادیر تنظیم شده رتبه‌های محاسبه شده برای هر دو تکنیک مقادیری برابر به دست آورده‌اند. سجادی فر و همکاران (۱۳۹۷)، به تحلیل شاخص‌های بهره‌وری شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، برای ۳۴ شرکت آب و فاضلاب، طی بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵، پرداخته‌اند. در این تحقیق از روش پارامتریک برای تخمین بهره‌وری عوامل تولید استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بهره‌وری سرمایه، انرژی و کل عامل‌های تولید در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ کاهش یافته و بهره‌وری نیروی کار تقریباً ثابت مانده است. ملاحظه می‌شود در این مطالعه از داده‌های کیفیت خدمات شرکت‌های آب و فاضلاب و متغیرهای محیطی در محاسبه بهره‌وری استفاده نشده است.

1. Cavaliere et al

از این‌رو ملاحظه می‌شود که برای شرکت‌های آب و فاضلاب شهری، مطالعاتی که در آن کارایی پویا با استفاده از رویکرد بیزین اندازه‌گیری شود، محدود هستند. در مجموع، این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر دارای جنبه‌های نوآوری به شرح زیر است: اول اینکه، در مطالعات داخل کشور، شاخص کیفیت خدمات در محاسبه کارایی شرکت‌ها لحاظ نشده‌اند درحالی‌که در مطالعه حاضر شاخص‌های کیفیت ارائه خدمات آب مورد توجه قرار گرفته‌اند. ثانیاً، مدل کارایی پویا گسترش داده شده است تا ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها امکان‌پذیر شود. کارایی تکنیکی بلندمدت در این حالت، تفاوت در بین شرکت‌ها را نه تنها براساس درجه‌های مختلف پایداری ناکارایی، بلکه به‌دلیل تفاوت در ویژگی‌های خاص هر شرکت، ممکن می‌سازد. افزون بر این، از یک روش جایگزین برای مدل‌سازی پایداری ناکارایی استفاده شده است.

۳- چارچوب نظری

کارایی را می‌توان میزان دستیابی یک واحد اقتصادی به سطح تولید بهینه تعریف کرد و میزان کمی آن را از نسبت میزان تولید جاری به تولید بالقوه به دست آورد (ایزدی، ۱۳۸۸: ۱۶). کارایی را می‌توان از جنبه‌های مختلف به دسته‌های مختلفی تقسیم کرد. از جنبه دوره زمانی، دو نوع کارایی وجود دارد، کارایی ایستا و پویا. در کارایی ایستا به اندازه‌گیری کارایی یک شرکت در یک نقطه از زمان پرداخته می‌شود ولی در کارایی پویا کارایی شرکت در طی زمان اندازه‌گیری می‌شود (اسکواس[1]، ۲۰۱۶).

مباحث کارایی به‌صورت مدون و نظام یافته توسط بررسی‌ها و مطالعات دبرو[2] (۱۹۵۹) و و کوپمنز[3] (۱۹۵۱) آغاز شده و توسط فارل[4] (۱۹۵۷) ادامه یافته، ولی امکان عملی اندازه‌گیری کارایی در سال ۱۹۷۷ با روش اقتصادسنجی (SFA) و در سال ۱۹۷۸ با روش برنامه‌ریزی خطی (DEA)، فراهم شده است (امامی میبدی، ۱۳۷۹:۱۲۷). پس از آن محققان بسیاری در این زمینه شروع به فعالیت کرده‌اند، اما تمام تلاش‌ها معطوف به‌اندازه‌گیری کارایی ایستا بوده است. برای فرمول‌بندی کارایی پویا دو مدل فرم خلاصه

1. Skevas
2. Debreu
3. Copmans
4. Farrell

شده[1] و مدل‌های ساختاری[2] معرفی شده‌اند. مدل‌های فرم خلاصه شده از قابلیت سهولت در برآورد اقتصادسنجی برخوردارند و مدل‌های ساختاری به‌صورت شفاف ساختار پویای مسئله تصمیم‌گیری بنگاه را معرفی می‌کنند. برآورد مستقیم مدل‌های ساختاری یا به‌دلیل در دسترس نبودن داده‌ها و یا به‌دلیل محدودیت‌های محاسباتی در بسیاری از موارد مقدور نیست، بنابراین، بسیاری از روش‌های تخمین این مدل‌ها بر نظریه دوگانگی پویا تکیه می‌کنند (اموالوماتیس[3]، ۲۰۰۶).

بحث کارایی و اندازه‌گیری آن یکی از مباحث مهم در تنظیم است. تنظیم، یک ابزار سیاسی در دست دولت برای حمایت از منافع مشتریان و تضمین حداقل بازدهی قابل‌قبول برای سرمایه‌گذاران در بخش‌ها با ساختار انحصاری است. تنظیم، اثر مهمی بر کارایی پویا به شکل اثر بر انگیزه برای سرمایه گذاری در تحقیق و توسعه و اتخاذ نوآوری‌های جدید دارد (ویسکوزی و همکاران[4]، ۱۹۹۵). ویسکوزی، ورنون و هارینگتون[5] (۱۹۹۵: ۵-۵۳۴)، چهار اثر تنظیم قیمت را بر نوآوری به‌صورت زیر مطرح کرده‌اند: ۱. تنظیمی که با پایین نگه داشتن قیمت سبب غیرسود آور شدن صنعت و مانع ورود رقبا شود، کاهش نوآوری را درپی دارد. ۲. اگر تنظیم، قیمت را زیر هزینه نگه دارد و موجب زیان شرکت‌ها شود ممکن است که تنظیم، یک کاهش در نرخ نوآوری را نتیجه دهد. ۳. اگر تنظیم به‌صورتی باشد که قیمت‌های محصولات مختلف را بیش از حد بالا نگه دارد، نرخ بالاتری از نوآوری را نتیجه می‌دهد. ۴. وقفه‌ها در فرآیند نظارتی به نوآوری توسط شرکت‌های تنظیم شده، منجر می‌شود.

ملاحظه می‌شود که تنظیم بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت در تحقیق و توسعه و نوآوری اثر می‌گذارد. به‌منظور درک بهتر شیوه تأثیرگذاری تنظیم بر فرآیند تصمیم-گیری شرکت در زمینه سرمایه‌گذاری و تعیین سطح ذخیره سرمایه، از تابع زیان پریرا[6] (۲۰۰۱) که توسط پودینه و همکاران[7] (۲۰۱۴)، به‌کار گرفته شده، استفاده می‌شود. براین اساس، شرکت مجموع انتظاری تنزیل شده هزینه‌های تعدیل آینده و هزینه‌های

1. Reduced-form models
2. Structural models
3. Emvalomatis
4. Viscusi et al.
5. Viscusi, Vernon and Harrington
6. Pereira
7. Poudinehet al.

انحراف از مسیر بهینه ذخیره سرمایه را با توجه به قید فرآیند انباشت سرمایه، به‌صورت زیر مینیمم می‌کند:

$$\mathrm{Min}E_t\sum_{i=0}^{\infty}\eta^i[(K_{t+i}-K^*_{t+i})^2+b(In_{t+i})^2 \qquad (1)$$

$$s.t: K_{t+i+1}-K_{t+i}=I_{t+i}-\varphi K_{t+i}$$

که $0<\eta<1$ عامل تنزیل است و $b(In_{t+i})^2$، یک تابع درجه دوم است که ارائه‌دهنده هزینه تعدیل است و b نشان‌دهنده اهمیت هزینه تعدیل در هزینه عدم تعادل می‌باشد و E_t، عملگر انتظار شرطی در مجموع اطلاعات در دسترس برای شرکت در زمان t است. با استفاده از حساب تغییرات زمان گسسته، شرط مرتبه اول برای مسئله بهینه‌سازی پویا در (۱)، منجر به معادله اولر در رابطه (۲)، می‌شود، که مسیر بهینه برای ذخیره سرمایه را نشان می‌دهد:

$$E_tK_{t+1}-\frac{[(1-\varphi)^2+b^{-1}+\eta^{-1}]}{(1-\varphi)}K_t+\frac{1}{\eta}K_{t-1}=-\frac{b^{-1}}{(1-\varphi)}K^*_t \qquad (2)$$

با استفاده از این فرض ساده‌سازی که نرخ استهلاک صفر است ($\varphi=0$) و یک عملگر انتظارات شرطی، رابطه بالا به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$B^2+\zeta B^{-1}+\frac{1}{\eta})E_tK_{t-1}=-b^{-1}E_tK^*_t \qquad (3)$$

که $\zeta=-[1+b^{-1}+\eta^{-1}]<0$ و B، یک عملگر است که به‌صورت $B^{-j}E_tx_t=E_tx_{t+j}$، تعریف می‌شود. معادله (۴)، می‌تواند به عوامل آن به‌صورت زیر تجزیه شود:

$$(\theta_1-B^{-1})(\theta_2-B^{-1})E_tK_{t-1}=-b^{-1}E_tK^*_t \qquad (4)$$

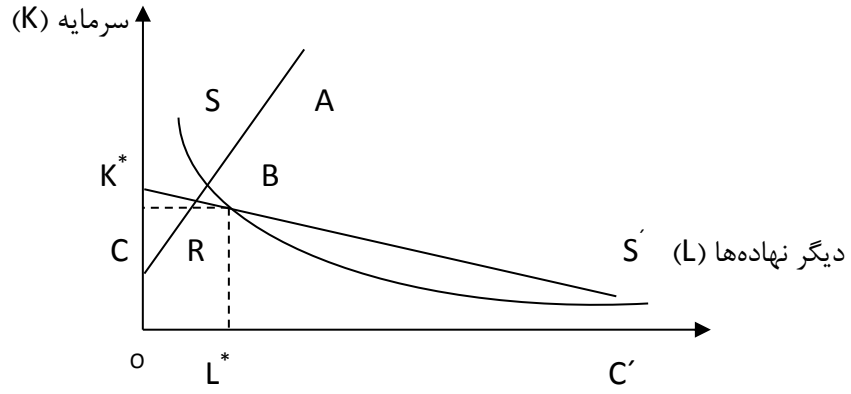
که $\theta_1+\theta_2=-\zeta$ و $\theta_1+\theta_2=-\zeta$. که می‌توان نتیجه گرفت که هر دو ریشه مثبت هستند. رابطه (۴)، با توجه به ریشه ناپایدار θ_2، منجر به معادله حرکت ذخیره سرمایه به‌صورت زیر می‌شود:

$$K_t=\theta_1K_{t-1}+\theta_1\eta b^{-1}\sum_{i=0}^{\infty}(\theta_1\eta)^iE_tK^*_{t+i} \qquad (5)$$

اگر هر دو طرف رابطه (۵)، در $(1-B^{-1})$، ضرب شود، یک معادله مشابه برای حرکت سرمایه‌گذاری به‌صورت معادله (۶) به‌دست می‌آید:

$$I_t = \theta_1 I_{t-1} + \theta_1 \eta b^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_1 \eta)^i E_t I^*_{t+i} \qquad (۶)$$

که $I_t = K_{t+1} - K_t$ و $I^*_t = K^*_{t+1} - K^*_t$. از این‌رو، سطح سرمایه (یا سرمایه‌گذاری)، در دوره جاری به‌طور مستقیم از مقدار آن در دوره قبل و همچنین مقدار سرمایه (یا سرمایه‌گذاری) بهینه جاری و انتظاری آن در آینده، تأثیر می‌پذیرد. وجود یک فرآیند خودرگرسیو برای سرمایه‌گذاری، یک رابطه همانند را برای ناکارایی تکنیکی نتیجه می‌دهد. شکل ۱، کارایی تکنیکی، تخصیصی و اقتصادی یک شرکت را به‌صورت نموداری نشان می‌دهد. فرض می‌شود که شرکت از دو نهاده (سرمایه (K) و دیگر نهاده‌ها (L))، برای تولید یک ستانده واحد استفاده می‌کند. منحنی هم مقداری ´SS، نشان دهنده مرز تولید است. خط ´CC، در سوی دیگر، نشان‌دهنده مینیمم هزینه ترکیبات نهاده‌ها می‌باشد.



نمودار ۱. کارایی تکنیکی، تخصیصی و اقتصادی

منبع: پودینه و همکاران (۲۰۱۴)

فرض کنید که نقطه A عملکرد مشاهده شده یک شرکت باشد، کارایی تکنیکی را می‌توان به‌صورت $TE = OB/OA$ و کارایی تخصیصی را به‌صورت $AE = OR/OB$ تعریف کرد. در سوی دیگر کارایی اقتصادی از حاصل‌ضرب کارایی تکنیکی و اقتصادی به‌صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$EE = TE \times AE = OR/OA \qquad (۷)$$

همان‌طورکه قبلاً هم ذکر شد یک فرآیند خودرگرسیو برای سرمایه، یک رابطه همانند را برای ناکارایی شرکت را نتیجه می‌دهد.

روشن است که در شکل (۱)، $OB=\sqrt{K^{*۲}+L^{*۲}}$ است که K^* و L^* نشان دهنده سطوح کارای سرمایه و سایر نهاده‌ها هستند. به‌طور مشابه، $OA=\sqrt{K^{۲}+L^{۲}}$ است که K از فرآیند رابطه (۵) پیروی می‌کند. با تعریف کارایی تکنیکی به‌صورت $TE=\exp(-u_t)$ که u_t، سطح ناکارایی است، داریم:

$$u_t=-\log(TE)=-\log(OB/OA)=-\log(\sqrt{K^{*۲}+L^{*۲}}/\sqrt{K^{۲}+L^{۲}})=$$
$$\frac{۱}{۲}\log(K^{۲}+L^{۲})/(K^{*۲}+L^{*۲})) \qquad (۸)$$

که می‌توان آن را بیشتر ساده‌سازی کرد:

$$u_t=۱/۲\log[(K/K^*)^{۲}\times KS+LS] \qquad (۹)$$

که $KS=۱/(۱+(L^{*۲}/K^{*۲}))$ و $LS=L^{۲}/(K^{*۲}+L^{*۲})$

اگر رابطه (۵) در رابطه (۹) جایگذاری کنیم، داریم:

$$u_t=\frac{۱}{۲}\log[(\frac{\theta_۱K_{t-۱}+\theta_۱\eta b^{-۱}\sum_{i=۰}^{\infty}(\theta_۱\eta)^{i}E_tK^*_{t+i}}{K^*})^{۲}KS+LS] \qquad (۱۰)$$

که می‌تواند به‌صورت زیر دوباره بازنویسی شود:

$$u_t=\frac{۱}{۲}\log\{(\frac{\theta_۱K_{t-۱}}{K^*})^{۲}KS+LS+\frac{(\theta_۱\eta b^{-۱}\sum_{i=۰}^{\infty}(\theta_۱\eta)^{i}E_tK^*_{t+i})^{۲}+۲(\theta_۱K_{t-۱})(\theta_۱\eta b^{-۱}\sum_{i=۰}^{\infty}(\theta_۱\eta)^{i}E_tK^*_{t+i})}{K^{*۲}}KS\} \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که، $u_{t-۱}=\frac{۱}{۲}\log[(\frac{K_{t-۱}}{K^*})^{۲}KS+LS]$ ، رابطه (۱۱) به روشنی نشان می‌دهد که ناکارایی در دوره جاری با ناکارایی در دوره‌های قبل همبسته است. نسخه اقتصادسنجی این رابطه برای u_t به‌صورت زیر است:

$$u_t=\alpha+(۱-\psi)u_{t-۱}+\varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که α، یک ثابت است، ε_t، یک شوک تصادفی برای سطح ناکارایی در دوره جاری و $\psi-۱$، پایایی ناکارایی را نشان می‌دهد (یعنی ψ، سرعت تعدیل ناکارایی می‌باشد).

عبارت $\alpha+(1-\psi)u_{t-1}$ در رابطه (۱۶)، مقدار انتظاری u_t با فرض u_{t-1} است. به‌عبارت دیگر، با فرض سطح قبلی ناکارایی و حضور یک فرآیند خودرگرسیو، انتظار می‌رود که ناکارایی شرکت، ترکیبی از یک عبارت ثابت (α) و ناکارایی آن در دوره قبل (u_{t-1}) باشد که با ($-\psi u_{t-1}$) اندکی تعدیل شده است. به هر حال در عمل، به‌دلیل شوک‌های خاص (یعنی ε_t)، سطح مشاهده شده ناکارایی می‌تواند کمتر یا بیشتر از مقدار انتظاری باشد. این شوک‌ها امید ریاضی صفر دارند و سبب می‌شوند ناکارایی شرکت از مسیر انتظاری آن، انحراف داشته باشد. آن و سیکلس[1]، این شوک‌ها را ناشی از ظهور تکنولوژی‌های جدی، تنظیم یا عدم تنظیم و تغییرات در رفتار رقبا، نسبت داده‌اند. سرمایه‌گذاری نیز یک عامل مهم در ایجاد شوک دوره‌ای خاص برای سطح جاری ناکارایی است که برای دوره‌های متوالی باقی می‌ماند.

از رابطه (۱۲) فهمیده می‌شود که انتقال ناکارایی در بین دوره‌ها تنها زمانی‌که $\psi \neq 1$، باشد، وجود دارد. اگر $0 < \psi < 1$ باشد، به این معنی است که نرخ انتقال ناکارایی به مرور زمان کاهنده می‌شود. که تحت این شرایط، یک ψ بزرگ‌تر دلالت بر یک تعدیل سریع‌تر به سمت تعادل بلندمدت و یک سطح پایین‌تر پایایی ناکارایی دارد. برعکس، یک ψ کمتر، به تأخیر افتادن پایایی ناکارایی و از این‌رو ناتوانایی تولیدکننده در بهینه کردن سریع هزینه‌اش را نشان می‌دهد. در سوی دیگر اگر ψ مساوی صفر باشد، دلالت بر عدم تمایل ناکارایی برای برگشت به یک نقطه تعادل دارد.

اگرچه در کوتاه‌مدت، ناکارایی شرکت به مقدار گذشته آن وابسته است، در بلندمدت تنها به مقدار α و ψ، بستگی دارد. اگر $0 < \psi < 1$ و ε_t یک فرآیند نوفه سفید باشد، ناکارایی بلندمدت انتظاری $\frac{\alpha}{\psi}$، خواهد بود.

از این‌رو در هر دوره مفروض، ناکارایی تکنیکی دو جزء دارد. یک جزء مربوط به اثرات دوره خاص (ε_t) است و جزء دیگر ناکارایی از دوره قبل ($\alpha+(1-\psi)z_{t-1}$) می‌باشد. این نشان می‌دهد که ناکارایی‌هایی که مربوط به تعدیل آهسته سرمایه هستند و هزینه‌های تعدیل وابسته در طول زمان باقی می‌مانند بدون اینکه شرکت‌ها کنترل زیادی بر آنها در کوتاه‌مدت داشته باشند.

1. Ann and Sickle

۴- مواد و روش‌ها

در این مطالعه برای محاسبه کارایی پویا، از مدلی که توسط گالن و همکاران[1] (۲۰۱۵)، معرفی شده، استفاده می‌شود. این مدل نسبت به مدل‌هایی که در مطالعات قبلی[2] به کار گرفته شده‌اند، امکان جداسازی اجزای پایا و ناپایایی در ناکارایی را فراهم کرده است، همچنین شامل ویژگی‌های ویژه ذاتی برای شرکت‌ها می‌باشد. همچنین، این مدل امکان وارد کردن جزء پایایی ناکارایی را برای تغییر بین شرکت‌ها را فراهم می‌کند. در ادامه، این مدل پویای کلی که همه ویژگی‌های فوق را دارد، آورده شده است.

$$y_{it} = X_{it}\beta + v_{it} - u_{it}, v_{it} \sim N(۰, \sigma_v^۲) \quad (۱۳)$$

$$\log u_{it} = \theta_{it} + z_{it}Y + \xi_{it}, \xi_{it} \sim N(۰, \sigma_\xi^۲) \quad (۱۴)$$

$$\theta_{it} = \omega + \rho_i \theta_{i,t-۱} + \eta_{it}, \eta_{it} \sim N(۰, \sigma_\eta^۲), t = ۲,...,T \quad (۱۵)$$

$$\theta_{it} = \frac{\omega}{۱-\rho_i} + \eta_{i۱}, \eta_{i۱} \sim N(۰, \frac{\sigma_\eta^۲}{۱-\rho_i^۲}), t = ۱. \quad (۱۶)$$

مرز تصادفی ارائه شده در روابط (۱۳) و (۱۴)، تصریح پویایی برای ناکارایی است که θ_{it}، ارائه‌دهنده جزء پایایی می‌باشد که وابسته به ویژگی‌های شرکت نیست، z_{it}، یک بردار سطری از متغیرهای ناهمگنی ویژه شرکت‌ها است، γ ، یک بردار از پارامترها و ξ_{it}، یک فرآیند نویز سفید با واریانس ثابت $\sigma_\xi^۲$ است که ارائه‌دهنده شوک‌های تصادفی می‌باشد که ناپایایی در زمان را ممکن می‌سازد. جزء پایایی θ_{it}، از یک فرآیند خودرگرسیونی که در رابطه (۱۵)، ارائه شده است، پیروی می‌کند که ω، یک ثابت می‌باشد، ρ_i پارامتر پایایی ویژه شرکت است که نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، را اندازه می‌گیرد. سرانجام، η_{it}، شوک‌های تصادفی را ارائه می‌دهد که از یک توزیع نرمال با واریانس، $\sigma_\eta^۲$ پیروی می‌کند. فرض می‌شود این فرآیند پایا و رابطه (۱۶)، مقدار اولیه آن است.

پایایی تضمین می‌کند که پویایی‌های لگاریتم ناکارایی به سمت مثبت یا منفی بی‌نهایت میل نکنند. برای پارامترهای پایا لازم است شرط $|\rho_i| < ۱$، برقرار باشد. این

1. Galan et al.
2. Tsionas and Kumbhakar (2014), Filippini and Hunt(2015), Filippini and Greene (2016), Badunenko and Kumbhakar (2016), Tsionas (2006), Emvalomatis et al. (2011), Emvalomatis (2012a), Galfian et al.(2015).

مدل به شرکت‌ها این امکان را می‌دهد که برخی از ویژگی‌های مشترک را به اشتراک بگذارند. آنها یک جزء پویایی بلندمدت کلی به‌صورت ω، کشش‌های مشترک برای متغیرهای محیطی و یک نسبت مشترک بخش پویای ناکارایی که در زمان پایا هست، دارند. سرانجام، عبارت پایایی ویژه شرکت ρ_i فرض می‌شود که حول یک میانگین پایایی بخشی با قابلیت تغییر ویژه، تغییر می‌کند.

مشخصات پویای پیشنهاد شده در سیستم معادلات (۱۴) تا (۱۶)، دیگر مدل‌ها در ادبیات پویایی را در برمی‌گیرد و اجازه می‌دهد که برخی فرضیه‌ها با در نظر گرفتن محدودیت‌ها، مقایسه شوند. هزینه‌های همگن تعدیل برای همه شرکت‌ها را می‌توان با تحمیل شرط، بررسی کرد.

در این مطالعه از استنتاج بیزین برای تخمین کارایی پویا استفاده می‌شود. استنتاج بیزین برای مدل‌های مرز تصادفی به‌وسیله ون دن بروک و همکاران[1] (۱۹۹۴)، معرفی شده است. در میان مزایای اصلی این روش، می‌توان به‌جا دادن پارامتر عدم قطعیت و استخراج تراکم اولیه کارایی‌ها برای هر شرکت اشاره کرد. همه معادلات (۱۴) تا (۱۶)، به‌وسیله روش بیزین برازش می‌شوند. در این روش، برای پارامترها توزیع‌های اولیه حقیقی فرض می‌شود. برای به دست آوردن این توزیع‌های اولیه و مقادیر اولیه از مطالعات قبلی استفاده می‌شود[2]. به‌طور ویژه، فرض می‌شود توزیع‌ها برای پارامترها در تابع مسافت به‌صورت $\beta \sim N(0, \sum\beta)$ هستند که $\sum_{\beta}^{-1}$، یک ماتریس قطری با در نظر گرفتن مقدار ۰,۰۰۱ به‌عنوان دقت برای همه ضرایب است. معکوس واریانس عبارت خطای ویژه، دارای توزیع گاما است که معادل $\sigma_v^{-2} \sim G(a,b)$ است که a و b، ۰/۰۱ در نظر گرفته می‌شوند.

در معادله (۱۴)، ناکارایی که از یک توزیع نرمال لگاریتمی پیروی می‌کند، از این‌رو $u_{it}|\theta_{it}, z_{it}, \gamma, \sigma_\xi^2 \sim LN(\theta_{it} + z_{it}\gamma, \sigma_\xi^2)$ که جزء میانگین به دو جزء پارامتر پویای مشاهده نشده و جزء ناهمگنی مشاهده شده تقسیم می‌شود.

توزیع برای پارامترهای مشاهده نشده که پویایی‌ها را مدل‌سازی می‌کنند، به‌صورت $\theta_{it}|\theta_{i,t-1}, \omega, s_{it}, \psi, \rho_i, \sigma_\eta^2 \sim N(\omega + s_{it}\psi + \rho_i\theta_{i,t-1}, \sigma_\eta^2)$، برای t=2,…,T، هستند. با فرض پایایی، داریم که:

1. Van den Broeck et al.
2. Galán et al. (2015), Skevas (2016).

$$\theta_{i1}|\omega, s_{i1}, \psi, \rho_i, \sigma_\eta^2 \sim N(\frac{\omega + s_{it}\psi}{1-\rho_i}, \frac{\sigma_\eta^2}{1-\rho_i^2})$$

توزیع برای جمله مشترک ω، نرمال است که میانگین و دقت آن به ترتیب ۱/۵- و ۱ در نظر گرفته شده است. توزیع برای پارامترهای شوک‌های مشاهده شده پایدار به‌صورت $\psi \sim N(0, \sum\psi)$ هستند که $\sum_\psi^{-1}$ ، یک ماتریس قطری می‌باشد و برای دقت توزیع مقدار ۰,۱ در نظرگرفته شده است. سرانجام، توزیع برای پارامترهای مشخصه شرکت در ناکارایی عبارتند از: $\gamma \sim N(0, \sum\gamma)$ که $\sum_\gamma^{-1}$، یک ماتریس قطری است که برای دقت هر ضریب، مقدار ۰/۱ در نظر گرفته می‌شود. با توجه به پارامترهای پایداری، فرض می‌شود $|\rho_i| < 1$، پایایی را تضمین می‌کند. از آنجا که، پارامترهای پایداری، اجازه دارند در بین شرکت‌ها تغییر کنند، یک سلسله مراتبی را به‌صورت زیر برای آنها تعریف می‌کنیم:

در حالتی که قید پایداری همگنی $\rho_i = \rho$ ، تحمیل می‌شود، $\rho = 2h - 1$ با hای که از قبل تعریف شده است، تعریف می‌شود. در این حالت فرض می‌شود معکوس واریانس از یک توزیع گاما پیروی می‌کند که $\sigma_\eta^{-2}, \sigma_\xi^{-2} \sim G(n,d)$ ، با مقادیر از قبل تنظیم شده به‌ترتیب به‌صورت: n مساوی ۱۰، d مساوی ۰/۰۱ و n مساوی ۱ و d مساوی ۰/۰۰۵ می‌باشد.

پیچیدگی این مدل‌ها استفاده از روش‌های ترکیب عددی مانند زنجیره مونت کارلو مارکوف (MCMC[1]) و به‌طور ویژه الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[2] را با افزایش داده‌ها، همان‌گونه که توسط کوپ و همکاران[3](۱۹۹۵)، معرفی شده است، الزامی می‌کند. برای مدل‌های این مطالعه، از نرم‌افزار WinBUGS به پیروی از روش عمومی ارائه شده توسط گریفین و استیل[4] (۲۰۰۷)، استفاده می‌شود. از آنجا که اگر مقدار اولیه داده شده به هر پارامتر خیلی از میانگین توزیع آن پارامتر دور باشد، همگرایی تنها بعد از ۵۰۰۰۰ بار تکرار حاصل می‌شود از این‌رو، در اینجا از ۸۸۰۰۰ بار تکرار برای زنجیره مارکوف استفاده می‌شود که هر ۲۵ بار تکرار یک وقفه بین تکرارها در نظر گرفته می‌شود.

1. Markov Chain Monte Carlo
2. The Gibbs Sampling algorithm
3. Koop et al.
4. Griffin and Steel

داده‌های مورد نیاز برای این مطالعه از سالنامه آماری آب کشور، شرکت مهندسی آب و فاضلاب کشور و گزارش‌های وزارت نیرو برای ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری ایران[۱] جمع‌آوری شده‌اند. متغیرهای این مطالعه به شرح زیر می‌باشند:

ستانده‌ها عبارتند از: تعداد مشترکان و آب فروش رفته و نهاده‌ها شامل تعداد نیروی کار، سرمایه و شاخص‌های کیفیت. برای بررسی عوامل مؤثر بر ناکارایی شرکت‌ها، علاوه بر در نظر گرفتن متغیرهای محیطی (میزان بارش و نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام)، متغیرهای تعداد حوادث در شبکه توزیع آب، تعداد کنتورهای معیوب در بخش توزیع آب، طول اصلاح شبکه توزیع و طول توسعه شبکه توزیع در نظر گرفته شده است. برای موجودی سرمایه اطلاعاتی موجود نبود و از این‌رو با تخمین ارزش مخازن، تصفیه‌خانه‌های آب، شبکه توزیع آب، ارزش کلرزن‌ها و پمپ‌ها، به‌طور تقریبی موجودی سرمایه برای هر شرکت محاسبه شده است. برای شاخص‌های کیفیت ارائه خدمات، با توجه به اطلاعات موجود از شاخص‌های تعداد روزهای استمرار عرضه آب در سال و میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست استفاده شده است.

از آنجا که افزایش شاخص میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست به معنای کاهش سطح کیفیت ارائه خدمات است لذا همانند کار وودباری و دولری[۲](۲۰۰۴)، برای هماهنگ کردن دو شاخص کیفیت، به جای در نظر گرفتن میانگین مدت زمان نصب انشعاب جدید از زمان درخواست، معکوس آن در نظر گرفته می‌شود. مدلی که در این مطالعه باید تخمین زده شود یک تابع ترانسلوگ نهاده محور است که با در نظر گرفتن مشخصه‌های پویا در معادلات (۱۴) تا (۱۶) برای توزیع ناکارایی، به‌صورت زیر است:

$$-\ln x_{۴it} = \beta_. + \sum_{m=۱}^{۲}\beta_m \ln y_{m_{it}} + \sum_{r=۱}^{۳}\sigma_r \ln(\frac{x_{r_{it}}}{x_{۴it}}) +$$

$$۱/۲\sum_{m=۱}^{۲}\sum_{n=۱}^{۲}\beta_{mn} \ln y_{m_{it}} \ln y_{n_{it}} + ۱/۲\sum_{r=۱}^{۳}\sum_{s=۱}^{۳}\sigma_{rs} \ln(\frac{x_{r_{it}}}{x_{۴it}}) \ln(\frac{x_{s_{it}}}{x_{۴it}}) +$$

---

۱. شرکت‌های آب و فاضلاب شهری آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان،کاشان، البرز، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، مشهد، خراسان شمالی، خوزستان، اهواز، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، شیراز، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهکیلویه و بویر احمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد

2. Woodbury and Dollery

$$\sum_{m=1}^{2}\sum_{r=1}^{3}\eta_{mr}\ln y_{m_{it}}\ln(\frac{x_{r_{it}}}{x_{4_{it}}})+\kappa_1 t+1/2\kappa_2 t^2+\sum_{m=1}^{2}\varphi_m t\ln y_{m_{it}}+$$
$$\sum_{r=1}^{3}\phi_r t\ln(\frac{x_{r_{it}}}{x_{4_{it}}})-u_{it}+v_{it}$$

$$\log u_{it}=\theta_{it}+\sum_{p=1}^{6}\gamma_p z_{p_{it}}+\xi_{it};\xi_{it}\sim N(0,\sigma_\xi^2) \qquad (17)$$

$$\theta_{it}=\omega+\rho_i\theta_{i,t-1}+\eta_{it};\eta_{it}\sim N(0,\sigma_\eta^2),t=2,...,T,$$

$$\theta_{i1}=\frac{\omega}{1-\rho_i}+\eta_{i1};\eta_{i1}\sim N(0,\sigma_\eta^2/1-\rho_i^2),t=1,$$

در این مدل علاوه‌بر شرط همگنی خطی در نهاده‌ها، تقارن اثرات مقطعی با الزام شرایط، $\beta_{mn}=\beta_{nm},\delta_{rs}=\delta_{sr}$ در نظر گرفته می‌شود. همچنین در این مدل y_1 ، y_2 به ترتیب آب فروش رفته و تعداد مشترکان می‌باشند، x_1,x_2,x_3,x_4 به‌ترتیب عبارتند از تعداد نیروی کار، استمرار عرضه آب، معکوس مدت زمان نصب انشعاب جدید و سرمایه، z_1,z_2,z_3,z_4,z_5,z_6 نیز به ترتیب میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، تعداد حوادث آب، طول توسعه شبکه توزیع، طول اصلاح شبکه توزیع و تعداد کنتورهای معیوب هستند.

۲- یافته‌های تحقیق

با استفاده از مدل تصریح شده در رابطه (۱۷)، در اینجا ۲ مدل تخمین زده می‌شود. مدل۱، پایداری در بین شرکت‌ها را ثابت در نظر می‌گیرد، یعنی برای همه شرکت‌ها، $\rho_i=\rho$ مدل ۲ نیز مدل معرفی شده در رابطه (۱۷)، به‌منظور ارزیابی میزان تداوم ناکارایی در شرکت‌ها در غیاب نیروهای خارجی مثل نهاد تنظیم‌گر است. در واقع در مدل ۲، پایداری در بین شرکت‌ها ثابت در نظر گرفته نشده است و به جای ρ، ρ_i دارد یعنی در مدل ۲، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، برای هر شرکت و برای هر دوره مورد مطالعه به‌صورت جداگانه محاسبه می‌شود حال آن‌که در مدل ۱، این نسبت به‌صورت یک مقدار عمومی برای همه شرکت‌ها محاسبه می‌شود. نتایج مربوط به محاسبه میانگین پیشین توزیع پارامترها با رویکرد بیزین برای دو مدل در جدول ۲، آورده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند جزء پویایی بلندمدت کلی (ω)، در مدل ۱، نسبت به مدل ۲، کمتر است که

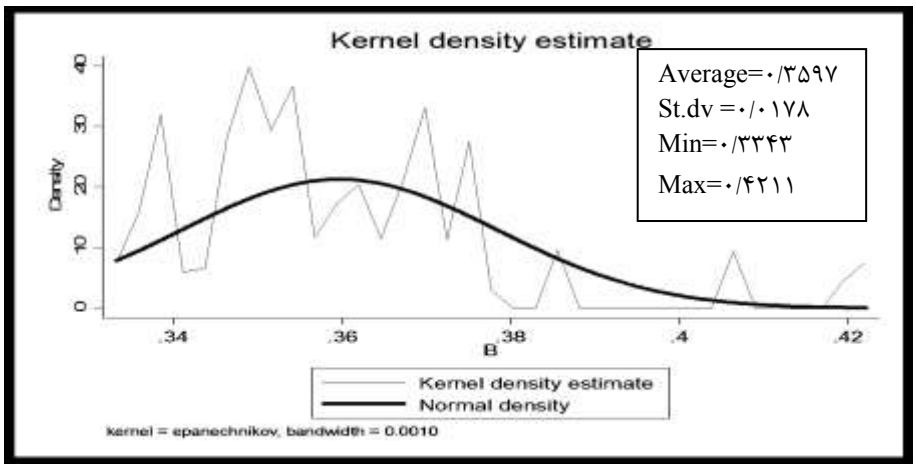
نشان‌دهنده تعدیل آهسته‌تر شرکت‌ها در بلندمدت به سمت شرایط بهینه می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که ضریب پارامتر پایداری عمومی، ρ در مدل ۱، دارای مقدار ۰/۵۱۱۲ است که بیانگر پایداری تا حدودی نسبتاً بالای ناکارایی در بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب شهری کشور می‌باشد که پایداری نسبتاً بالا در ناکارایی به‌دلیل حضور هزینه‌های نسبتاً بالای تعدیل است. شکل ۱، تراکم پیشین و خلاصه آماری متغیر پایایی ناکارایی، ρ_i، برای مدل ۲ را نشان می‌دهد. میانگین پایایی ناکارایی در بین شرکت‌ها در دوره مورد مطالعه ۰/۳۵۹۷، است که یک مقدار نسبتاً پایینی دارد. تغییرات این متغیر حول میانگین، نسبتاً پایین است. این امر نشان می‌دهد که براساس مدل ۲، شرکت‌ها با هزینه‌های تعدیل نسبتاً پایینی، مواجه هستند که منجر به از بین رفتن ناکارایی در آینده می‌شود. از این‌رو در مدل ۲، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، نسبت به مدل ۱، کمتر است. نتایج جدول ۳، در ضمیمه نشان می‌دهند که بیشترین ناپایداری در ناکارایی مربوط به شرکت آب و فاضلاب مازندران و کمترین آن مربوط به استان همدان است.

جدول ۲. نتایج محاسبه میانگین پیشین توزیع پارامترها با رویکرد بیزین برای هر دو مدل

	مدل ۱			مدل ۲		
ضریب	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو
β_0	۱/۲۴۶	۵/۲۶۸	۰/۲۷	۰/۱۷۳۱	۵/۳۰۲	۰/۳۷۲
β_1	۰/۰۰۶۸	۰/۳۵۲۶	۰/۰۱۵۶۶	۰/۰۳۷۰۸	۰/۳۵۱۲	۰/۰۱۷۵۹
β_2	۰/۲۰۷۷	۰/۳۳۸۷	۰/۰۱۳۹۶	۰/۱۶۳۸	۰/۳۵۵۶	۰/۰۲۰۹۰
β_{11}	-۰/۰۴۷۱۱	۰/۱۹۳۱	۰/۰۱۱۲۹	-۰/۰۱۴۶۸	۰/۱۸۰۳	۰/۰۱۰۴۹.
β_{12}	-۰/۰۷۵۰۲	۰/۱۵۴۳	۰/۰۰۸۲۸۶	-۰/۰۹۶۹۹	۰/۱۵۳۵	۰/۰۰۸۹۴
β_{22}	۰/۰۶۷۰۸	۰/۲۱۱۲	۰/۰۱۰۳۷	۰/۰۵۶۵۲	۰/۲۱۹۶	۰/۰۱۱۴۷
δ_1	۰/۴۶۲	۰/۳۳۴۱	۰/۰۱۵۱۱	۰/۴۵۸	۰/۳۵۰۹	۰/۰۲۱۶۱
δ_2	-۰/۲۳۱۷	۰/۳۵۴	۰/۰۱۶۹۲	-۰/۳۰۶۷	۰/۳۵۶۴	۰/۰۲۳۲۳
δ_{11}	۰/۰۲۲۶۲	۰/۰۴۴۶۳	۰/۰۰۲۴۰۹	۰/۰۳۱۸۸	۰/۰۵۵۲۱	۰/۰۰۶۰۹
δ_{21}	۰/۰۰۰۰۳۲	۰/۰۰۲۶۴	۰/۰۰۰۱۲۵	۰/۰۰۰۰۷۸	۰/۰۰۲۵۸	۰/۰۰۰۱۳۳۳
δ_{22}	-۰/۰۱۶۳۱	۰/۰۲۷۵۶	۰/۰۰۱۱۴۱	-۰/۱۶۰۸	۰/۰۲۹۰۱	۰/۰۰۱۶۴۷
δ_{23}	۰/۲۳۹۳	۰/۰۴۸۵۱	۰/۰۰۲۳۳	۰/۲۲۷۸	۰/۰۴۸۰۳	۰/۰۰۲۶۸۳
δ_{12}	-۰/۰۱۶۶	۰/۰۲۶۳۴	۰/۰۰۱۴۲۴	۰/۰۱۰۶۵	۰/۰۳۲۰۱	۰/۰۰۳۰۵
δ_{13}	-۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۵۲۳	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۰۸

	مدل ۱			مدل ۲		
ضریب	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو	میانگین	انحراف معیار	خطای مونت کارلو
$\delta_{۳۳}$	-۰/۳۵۸۳	۰/۰۸۴۲۶	۰/۰۰۴۰۰۵	-۰/۳۴۵۸	۰/۰۸۱۲۶	۰/۰۰۴۵۴۶
$\eta_{۱۱}$	-۰/۲۲۰۹	۰/۰۷۵۹۲	۰/۰۰۴۴۹	-۰/۲۱۲۳	۰/۰۷۹۴۹	۰/۰۰۴۷۵۳
$\eta_{۱۲}$	۰/۱۲۱۸	۰/۰۸۵۸۶	۰/۰۰۴۳۶۳	۰/۰۹۸۱۳	۰/۰۸۳۸۴	۰/۰۰۴۳۷۹
$\eta_{۱۳}$	-۰/۱۷۵۵	۰/۱۱۰۵	۰/۰۰۵۷۱۸	-۰/۱۴۸۲	۰/۱۰۵۲	۰/۰۰۶۰۹
$\eta_{۲۱}$	۰/۱۴۶۸	۰/۰۹۶۱۷	۰/۰۰۵۹۵۶	۰/۱۵۰۸	۰/۱۰۱۵	۰/۰۰۷۴۴
$\eta_{۲۲}$	۰/۱۲۵۶	۰/۰۹۸۰۹	۰/۰۰۵۶۸۲	۰/۱۳۱۸	۰/۰۹۳۴۸	۰/۰۰۴۰۸
$\eta_{۲۳}$	-۰/۱۰۴۴	۰/۱۳۶۹	۰/۰۰۷۵۳	-۰/۱۲۶	۰/۱۲۵۱	۰/۰۰۶۴۳
$\kappa_{۱}$	-۰/۳۸۸۶	۰/۲۳۴	۰/۰۰۸۱۷۷	-۰/۴۲	۰/۲۳۶۶	۰/۰۱۲۶۲
$\kappa_{۲}$	-۰/۰۱۴۱	۰/۰۰۶۵۱۶	۰/۰۰۰۲۷۸	-۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۰۷۰۹
$\phi_{۱}$	-۰/۰۳۷۲	۰/۰۱۹۰۳	۰/۰۰۰۱۱۷۶			
$\phi_{۲}$	-۰/۰۱۸۶۱	۰/۰۲۲۲۴	۰/۰۰۰۱۳۶۲			
$\varphi_{۱}$	-۰/۰۵۸۵۶	۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۰۸۴۱۱	-۰/۰۵۸۹۱	۰/۰۲۰۵	۰/۰۰۱۰۲
$\varphi_{۲}$	-۰/۰۱۶۴۸	۰/۰۱۱۰۶	۰/۰۰۰۴۱۲	-۰/۰۳۸۶	۰/۰۱۱۱۵	۰/۰۰۰۰۷۲۴۵
$\varphi_{۳}$	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۱۳۸	۰/۰۰۰۰۸۶۹	۰/۰۰۰۴۰۳۹	۰/۰۰۰۰۳۱۵
$\sigma_v^۲$	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۷۴	۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۶۶	۰/۰۴۳
$\sigma_u^۲$	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۶۸	۰/۰۴۴	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۵۲	۰/۰۳۰۵
$\gamma_{۱}$	-۰/۱۱۶	۰/۰۸۷۴۸	۰/۰۱۴۵۲	۰/۱۳۸۸	۰/۲۰۹۵	۰/۰۳۴۶۲
$\gamma_{۲}$	-۱/۰۱۱	۰/۱۷۶۷	۰/۰۳۰۴۱	-۲/۷۹۳	۱/۱۷۷	۰/۲۰۸
$\gamma_{۳}$	۰/۹۸۴۲	۰/۱۱۳۳	۰/۰۱۹۰۴	۰/۳۵۹۳	۰/۲۴۵۷	۰/۰۳۹۸۵
$\gamma_{۴}$	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۲۱۹۵	-۰/۰۳۳۱	۰/۰۰۳۶۹	۰/۰۰۰۶۴
$\gamma_{۵}$	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳۴۹	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۱۳۴
$\gamma_{۶}$	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۵۲	۰/۰۰۰۰۰۹
ω	-۰/۳۷۲	۰/۰۱۲۰	۰/۰۰۰۱۵۲	-۰/۳۹۴۹	۰/۳۷۱۵	۰/۳۴۷۸
$\overline{\rho}_{\bar{i}}$				۰/۳۵۹۷	۰/۳۰۹۷	۰/۰۲۹۰۵
ρ	۰/۵۱۱۲	۰/۲۵۳۸	۰/۰۴۳۹۹			
$\sigma_\xi^۲$	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۶۸	۰/۰۴۴	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۵۲	۰/۰۳۰۵
$\sigma_\eta^۲$	۰/۰۰۰۹۱	۰/۰۰۳۴	۰/۰۲۸۵	۰/۰۰۰۹۲۲	۰/۰۰۳۳	۰/۰۳۰۶
$\sigma_{\eta_۱}^۲$	۰/۰۰۱۲۳	۰/۰۰۴۶	۰/۰۳۸۶	۰/۰۰۱۰۶	۰/۰۰۳۸	۰/۰۳۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱. چگالی پسین و خلاصه آماری پایایی ناکارایی ρ_i

منبع : یافته‌های پژوهش

میانگین نتایج مربوط به محاسبه کارایی تکنیکی پویا، تغییرات تکنیکی و بازده به مقیاس، برای دو مدل در جدول ۳، آورده شده است. براساس این نتایج، میانگین کارایی تکنیکی در بین شرکت‌ها و دوره مورد مطالعه برای مدل ۱، ۰/۹۷۱۶ و برای مدل ۲، ۰/۹۷۳۰، است که نشان می‌دهد، به‌طور متوسط شرکت‌های آب و فاضلاب در حال ارائه خدمات به ترتیب در مدل‌های ۱ و ۲ به اندازه ۹۷/۱۶ و ۹۷/۳۰ درصد، آنچه که با استفاده از نهاده‌ها و امکانات موجود، می‌توان ارائه داد، هستند. ملاحظه می‌شود، سطح کارایی تکنیکی شرکت‌های آب و فاضلاب بالاست. نتایج مربوط به تغییرات تکنیکی که در هر دو مدل منفی هستند و بازده به مقیاس که در هر دومدل کاهنده است، نشان می‌دهد که شرکت‌های آب و فاضلاب شهری باید مقیاس عملکرد خود را کاهش دهند.

جدول ۳. نتایج محاسبه بازده به مقیاس شرکت‌ها در دو مدل

شاخص	مدل ۱	مدل ۲
کارایی تکنیکی	۰/۹۷۱۶	۰/۹۷۳۰
تغییرات تکنیکی	-۰/۰۳۳۱۵	-۰/۰۳۳۵۲
بازده به مقیاس	۰/۱۵۱	۰/۲۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب، اثرات نهایی متغیرها با مشتق‌گیری از معادله دوم در رابطه (۱۷)، نسبت به متغیرهای در نظر گرفته شده در بردار z، محاسبه شده است[۱]. نتایج این محاسبات برای دو مدل در جدول ۸، آورده شده است. ملاحظه می‌شود در هر دو طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، منفی است، که نشان‌دهنده اثر مثبت این عوامل بر کارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب می‌باشد و اثر نهایی با توجه به تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، در هر دو مدل مثبت است که نشان دهنده اثر منفی این دو عامل بر کارایی تکنیکی شرکت‌هاست. در هر دو مدل بیشترین اثر مثبت بر کارایی تکنیکی، مربوط به نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام است که به ترتیب هر یک درصد افزایش در این نسبت، به میزان ۲/۲۷ و ۴/۷۳ درصد به ترتیب در مدل‌های ۱و ۲، سبب افزایش در کارایی تکنیکی می‌شود. که این اثر کاملاً منطقی می‌باشد، زیرا با میزان افزایش آب زیرزمینی، هزینه تصفیه آب برای شرکت‌ها کاهش می‌یابد و نیاز به تاسیسات پیچیده تصفیه آب ندارد. کمترین اثر در هر دو مدل مربوط به تعداد کنتورهای معیوب در شبکه توزیع آب است.

جدول۴. اثرات نهایی متغیرها در z بر ناکارایی بلندمدت در مدل ۲

متغیرها	مدل ۱		مدل ۲	
	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
میزان بارندگی	-۰/۰۰۲۶۵	۰/۰۰۲۰۶	-۰/۰۰۸۶۱	۰/۰۰۶۳۱
نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام	-۰/۰۲۲۷	۰/۰۰۴۲۶	-۰/۰۴۷۳	۰/۰۱۳۰
تعداد حوادث آب	۰/۰۲۲۲	۰/۰۰۳۲۱	۰/۰۱۸۸	۰/۰۰۶۴۷
طول توسعه شبکه توزیع	-۰/۰۰۱۰۹	۰/۰۰۰۱۴۵	-۰/۰۰۰۸۶	۰/۰۰۰۲۴۳
طول اصلاح شبکه توزیع	-۰/۰۰۰۱۰۸	۰/۰۰۰۰۴۷	۰/۰۰۰۲۱۹	۰/۰۰۰۰۸۴
تعداد کنتورهای معیوب	۰/۰۰۰۰۰۲۷	۰/۰۰۰۰۰۳۴۲	۰/۰۰۰۰۰۷۷۸	۰/۰۰۰۰۰۲۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. مشتق ناکارایی تکنیکی با توجه به i امین متغیر توضیحی در بردار z، به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \log u}{\partial z} = \frac{\gamma * \exp\{z\gamma\}}{(1+\exp\{z\gamma\})}$$

۳- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به ساختار انحصار طبیعی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب شهری و شکست این ساختار در بازار، این شرکت‌ها نیاز دارند که به‌وسیله دولت اداره شوند و در صورت خصوصی‌سازی نیازمند این‌که به‌وسیله دولت تحت تنظیم قرار گیرند. یکی از اهداف تنظیم کننده، ارتقای کارایی است. از آنجا که محیط تصمیم‌گیری و عملیاتی، یک محیط پویا است، تنظیم کننده به جای هدف قرار دادن کارایی ایستا، باید کارایی پویا را مورد هدف قرار دهد، لذا در این مطالعه به اندازه‌گیری کارایی پویای این شرکت‌ها برای فراهم آوردن مقدمات تنظیم با هدف قرار دادن کارایی پویا، پرداخته شده است. برای این منظور از یک مدل مرز تصادفی پویا که به‌منظور امکان وارد کردن ناهمگونی در کارایی تکنیکی بلندمدت شرکت‌ها، گسترش داده شده است، استفاده شده است. مدل به‌کار رفته در این پژوهش، اجازه می‌دهد که علاوه بر بررسی فرضیه خودهمبستگی بالای ناکارایی در طی زمان، به آزمون اثر برخی از ویژگی‌های خاص شرکت، بر ناکارایی پرداخته شود. در این تحقیق با استفاده از داده‌های ۳۵ شرکت آب و فاضلاب شهری ایران برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵، به اندازه‌گیری کارایی پویا و اثرات ویژگی‌های خاص شرکت بر ناکارایی با استفاده از دو مدل جداگانه به این صورت که در مدل ۱، پایایی ناکارایی در بین شرکت‌ها ثابت در نظر گرفته شده است، یعنی $\rho_i = \rho$ و در مدل ۲، این پایایی برای هر شرکت به‌صورت جداگانه محاسبه و پرداخته شده است.

نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که جزء پویایی بلندمدت کلی (ω)، در مدل اول نسبت به مدل دوم، کمتر است که نشان‌دهنده تعدیل آهسته‌تر شرکت‌ها در بلندمدت به سمت شرایط بهینه است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که در مدل دوم، نسبت بخش پویای ناکارایی که از یک دوره به دوره بعد منتقل می‌شود، نسبت به مدل اول، کمتر است. از این‌رو در مدل اول نسبت به مدل دوم، بر اثر تنظیم دولت و یا اثرات تغییرات پیش‌بینی نشده در شرایط اقتصادی، شرکت‌ها در طی زمان بیشتر ناکارا باقی می‌مانند. در سوی دیگر، براساس مدل دوم، بیشترین ناپایداری در ناکارایی مربوط به شرکت آب و فاضلاب مازندران و کمترین آن مربوط به استان همدان است. نتایج مربوط به تغییرات تکنیکی در هر دو مدل منفی هستند و بازده به مقیاس نیز در هر دو مدل کاهنده است، که این دو با هم نشان می‌دهند که شرکت‌های آب و فاضلاب شهری باید مقیاس عملکرد خود را کاهش دهند. نتایج بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر ناکارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب با استفاده از محاسبه اثرات نهایی متغیرها نشان می‌دهد که در هر دو مدل، اثر نهایی با توجه

به‌میزان بارندگی، نسبت آب زیرزمینی به کل حجم آب خام، طول توسعه شبکه توزیع و طول اصلاح شبکه توزیع، منفی است، که نشان دهنده اثر مثبت این عوامل بر کارایی تکنیکی بخش توزیع آب شرکت‌های آب و فاضلاب می‌باشد و اثر نهایی با توجه به تعداد حوادث آب و تعداد کنتورهای معیوب، در هر دو مدل مثبت است که نشان می‌دهد این دو عامل برکارایی تکنیکی شرکت‌ها منفی است.

براساس نتایج این تحقیق، پیشنهادها زیر به شرکت‌های آب و فاضلاب شهری کشور داده می‌شود: ایجاد زمینه برای ورود بخش خصوصی از طریق استراتژی‌های افزایش راندمان و کاهش هزینه‌ها، تأمین اعتبار برای بازسازی و اصلاح شبکه توزیع آب و جلوگیری از هدر رفت آب، انجام سرمایه‌گذاری در زمینه به کارگیری تکنولوژی‌های برتر و کاهش هزینه‌ها از این طریق، تعویض سریع و به موقع کنتورهای معیوب، ایجاد مخازن مناسب برای جمع‌آوری آب‌های زیر زمینی و جلوگیری از هدر رفت این آب‌ها و به‌کارگیری هر چه بیشتر این منابع به‌دلیل هزینه‌های پایین تصفیه آنها، کاهش مقیاس عملکرد شرکت‌ها با ایجاد واحدهای جدید در استان‌ها به‌دلیل بازدهی به مقیاس نزولی این شرکت‌ها.

ضمیمه

جدول ۱. نتایج محاسبه میانگین کارایی تکنیکی پویا برای مدل ۱ و ۲ برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵

شرکت‌ها	مدل ۱	مدل ۲	شرکت‌ها	مدل ۱	مدل ۲	شرکت‌ها	مدل ۱	مدل ۲
آذربایجان شرقی	۰/۹۵۲۲	۰/۹۷۶۹	مشهد	۰/۹۳۶۹	۰/۹۵۲۱	کرمان	۰/۹۶۷	۰/۹۸۱۶
آذربایجان غربی	۰/۹۹۴۲	۰/۹۸۶۷	خراسان شمالی	۰/۹۶۹۹	۰/۹۷۶۲	کرمانشاه	۰/۰۹۵۳	۰/۹۵۱۲
اردبیل	۰/۹۹۴۷	۰/۹۹۱۲	خوزستان	۰/۹۶۷۴	۰/۹۵۶۶	کهکیلویه و بویراحمد	۰/۹۳۸۵	۰/۹۴۵
اصفهان	۰/۹۹۱۶	۰/۹۹۴۳	اهواز	۰/۹۶۱۵	۹۷۰۳	گلستان	۰/۹۷۰۴	۰/۹۵۰۶
کاشان	۰/۹۹۸۹	۰/۹۹۶۸	زنجان	۰/۹۶۵۸	۰/۹۳۵۳	گیلان	۰/۹۳۸۸	۰/۹۵۵۶
البرز	۰/۹۷۰۶	۰/۹۷۲۹	سمنان	۰/۹۹۴	۰/۹۶۸۶	لرستان	۰/۹۴۱۷	۰/۹۵۶۳
ایلام	۰/۹۷۳۴	۰/۹۸۳۷	سیستان و بلوچستان	۰/۹۸۰۷	۰/۹۸۱۲	مازندران	۰/۹۹۶	۰/۹۸۰۴
بوشهر	۰/۹۸۷۰	۰/۹۸۹۳	فارس	۰/۹۷۴۶	۰/۹۸۲	مرکزی	۰/۹۹۴۹	۰/۹۸۴۹
تهران	۰/۹۷۸	۰/۹۸۳۸	شیراز	۰/۹۵۹۷	۰/۹۷۷۸	هرمزگان	۰/۹۹۷۲	۰/۹۹۱۹
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۸۱۱	۰/۹۷۷۲	قزوین	۰/۹۴۵۲	۰/۹۵۶۳	همدان	۰/۹۹۲	۰/۹۸۲۰
خراسان جنوبی	۰/۹۵۹۳	۰/۹۷۱۱	قم	۰/۹۷۶۷	۰/۹۸۱۸	یزد	۰/۹۹۴۳	۰/۹۸۶۱
خراسان رضوی	۰/۹۴۷۹	۰/۹۴۱۷	کردستان	۰/۹۶۰۹	۰/۹۸۳۱			

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج مربوط به محاسبه میانگین ρ_i در مدل ۲ برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۵

شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین	شرکت‌ها	میانگین
آذربایجان شرقی	۰/۳۶۹۷	چهارمحال و بختیاری	۰/۳۴۹۷	سیستان و بلوچستان	۰/۳۴۸۴	گلستان	۰/۳۵۳۸
آذربایجان غربی	۰/۳۶۷۹	خراسان جنوبی	۰/۳۳۸۶	فارس	۰/۳۳۷۷	گیلان	۰/۳۳۸۷
اردبیل	۰/۳۷۱۲	خراسان رضوی	۰/۳۸۵۶	شیراز	۰/۳۴۲۵	لرستان	۰/۳۵۰۸
اصفهان	۰/۳۷۵۷	مشهد	۰/۴۰۶۷	قزوین	۰/۳۶۲۶	مازندران	۰/۴۲۱۱
کاشان	۰/۳۴۷۲	خراسان شمالی	۰/۳۵۹۳	قم	۰/۳۶۸۹	مرکزی	۰/۳۵۶۰
البرز	۰/۳۳۶۹	خوزستان	۰/۳۴۶۲	کردستان	۰/۳۶۶۳	هرمزگان	۰/۳۷۵۶
ایلام	۰/۳۴۷۹	اهواز	۰/۳۵۱۵	کرمان	۰/۳۴۸۱	همدان	۰/۳۳۴۳
بوشهر	۰/۳۵۵	زنجان	۰/۳۵۳۴	کرمانشاه	۰/۳۷۵۱	یزد	۰/۳۶۳۲
تهران	۰/۳۵۳۱	سمنان	۰/۳۷۰۹	کهکیلویه و بویراحمد	۰/۳۶۰۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

منابع

۱. رضایی، جواد، عید محمدزاده، حسن، فقیه نصیری، مرجان و گرشاسبی، علیرضا (۱۳۸۹). *ارزیابی کارایی شرکت‌های آب و فاضلاب شهری در بخش آب در استان‌های کشور با استفاده از مدل برنامه‌ریزی خطی*، تحقیقات منابع آب ایران، ۶ (۱): ۷۴-۸۲.

۲. رضائیان، جواد و عسگری‌نژاد، عباس (۱۳۹۳). *ارزیابی عملکرد شرکت‌های آب و فاضلاب استان مازندران به کمک مدل ترکیبی تحلیل پوششی داده‌ها و شبکه عصبی مصنوعی*، نشریه مهندسی صنایع، ۴۸ (۲): ۲۱۳-۲۰۱.

3. Ahn, S. C., & Sickles, R. C. (2000). *Estimation of long-run inefficiency levels: a dynamic frontier approach,* Econometric Reviews, 19 (4): 461-492.
4. Ai, C., & Sappington, D.E.M. (2002). *The Impact of State Incentive Regulation on the U.S. Telecommunications Industry*, *Journal of Regulatory Economics, 22*(2): 107–132.
5. Aigner, D., Lovel, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). *Formulation & estimation of stochastic frontier production function models*. Journal of Econometrics, 6 (1): 21-37.
6. Aubert, C., & Reynaud, A. (2005). *The impact of regulation on cost efficiency: an empirical analysis of Wisconsin water utilities*, *Journal of Productivity Analysis*, 23: 383-409.
7. Badunenko, O., & Kumbhakar, S. C. (2016). *When, where & how to estimate persistent & transient efficiency in stochastic frontier panel data models*, European Journal of Operational Research, 255 (1): 272-287.

8. Battese, G., & Coelli, T. (1995*). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production model for panel data*, Empirical Economics 20: 325-332.
9. Bottasso, A., & Conti, M., (2009). *Scale economies, technology & technical change: evidence from the English Water only sector*, Regional Sci. Urban Econ, 39 (2): 138-147.
10. Crew, M.A., & Kleindorfer, P.R. (1996). *Incentive Regulation in the United Kingdom & the United States: Some Lessons*, *Journal of Regulatory Economics, 9*(3): 211–225.
11. Ebrahimi Nourali, A., Davoodabadi, M., & Pashazadeh, H. (2014). Regulation *& Efficiency & Productivity Considerations in Water & Wastewater Industry: Case of Iran*, Procedia - Social & Behavioral Sciences, 109: 281 – 289.
12. Emvalomatis, G. (2012a). *Adjustment & unobserved heterogeneity in dynamic stochastic frontier models*, Journal of Productivity Analysis, 37 (1): 7-16.
13. Emvalomatis, G., Stefanou, S. E., & Oude Lansink, A. (2011). *A Reduced-Form Model for Dynamic Efficiency Measurement: Application to Dairy Farms in Germany & The Netherlands*, American Journal of Agricultural Economics, 93 (1): 161-174.
14. Erbetta, F., & Cave, M. (2007). *Regulation & efficiency incentives: evidence from the England & Wales water & sewerage industry*, Rev. Netw. Econ., 6 (4): 425-452.
15. Estache, A., & Rossi, M. (2002). *How different is the efficiency of public & private water companies in Asia?*, World Bank Economic Review, 16(1): 139-148.
16. Fare, R., & Primont, D. (1995). *Multi-Output Production & Duality: Theory & Applications*, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
17. Filippini, M., & Greene, W. (2016). *Persistent & transient productive inefficiency: a maximum simulated likelihood approach*, Journal of Productivity Analysis, 45 (2):187-196.
18. Filippini, M., & Hunt, L. C. (2015). *Measurement of energy efficiency based on economic foundations*, Energy Economics, 52: S5-S16.
19. Filippini, M., Hrovatin, N., & Zoric´, J. (2008). *Cost efficiency of Slovenian water distribution utilities: An application of stochastic frontier methods*, *Journal of Productivity Analysis*, 29(2): 169–182.
20. Galan, S. E., Veiga, H., & Wiper, M. P. (2015). *Dynamic effects in inefficiency: Evidence from the Colombian banking sector*, European Journal of Operational Research, 240 (2): 562-571.
21. Garcia-Sanchez, I. (2006). *Efficiency measurement in Spanish local government: the case of municipal water services*, Review of Policy Research,23(2) : 355-371.

22. Giannakis, D., Jamasb, T., & M., Pollitt (2005). *Benchmarking & incentive regulation of quality of service: an application to the UK electricity distribution networks*, Energy Policy, 33: 2256–2271.
23. Greenstein, S., McMaster, S., & Spiller, P. (1995). *The effect of Incentive Regulation on Infrastructure Modernization: Local Exchange Companies' Deployment of Digital Technology*, Journal of Economics & Management Strategy, 4(2): 187–236.
24. Griffin, J., & Steel, M. (2007). *Bayesian stochastic frontier analysis using WinBUGS*, Journal of Productivity Analysis, 27, 163-176.
25. Hertog, Johan den (1999). *5000 GENERAL THEORIES OF REGULATION*, Economic Institute/ CLAV, Utrecht University.
26. Jamasb, T., & Pollitt, M., (2001). *Benchmarking & regulation: international electricity experience*, Utilities Policy, 9: 107–130.
27. Jamasb, T., & Pollitt, M., (2007*). Incentive regulation of electricity distribution networks: Lessons of experience from Britain*, Energy Policy, 35: 6163–6187.
28. Joskow, P. L. (2008). *Incentive Regulation & Its Application to Electricity Networks,* Review of Network Economics, 7 (4): 547–560.
29. Koop, G., Steel, M. F. J., & Osiewalski, J. (1995). *Posterior analysis of stochastic frontier models using Gibbs sampling*, Computational Statistics, 10: 353-373.
30. Markou, E., & Waddams Price, C. (1999). *UK Utilities: Past Reform & Current Proposals*, Annals of Public & Co-operative Economics, 70: 371–416
31. Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977*). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error*, International Economic Review, 18 (2): 435-444.
32. Rovizzi, L., & Thompson, D. (1995). *The Regulation of Product Quality in the Public Utilities*, In: Bishop, M., Kay, J., & Mayer, C. (Eds.), The Regulatory Challenge, Oxford University Press.
33. Skevas, I. (2016). *A bayesian approach to dynamic efficiency & productivity measurement*, thesis, at the Faculty of Agricultural Sciences, Georg-August-University Gottingen, Germany
34. Tsionas, E. G. (2006). *Inference in dynamic stochastic frontier models*, Journal of Applied Econometrics, 21 (5): 669-676.
35. Tsionas, E. G., & Kumbhakar, S. C. (2014). *Firm heterogeneity, persistent & transient technical inefficiency: a generalized true random-effects model*, Journal of Applied Econometrics, 29 (1): 110-132.
36. van den Broeck, J., Koop G., Osiewalski J., & Steel, M. (1994). *Stochastic frontier models: A Bayesian perspective*, Journal of Econometrics, 61, 273-303.
37. Viscusi W.K., Vernon, J.M., & Harrington, J.E. (1995). *The Economics of Regulation & Antitrust Second Edition*, Cambridge & London, MIT Press.

38. Vogelsang, I. (2002). *Incentive Regulation & Competition in Public Utility Markets: A 20-Year Perspective*, Journal of Regulatory Economics, 22(1): 5–27.
39. Von Hirschhausen, C. (2008). *Infrastructure, Regulation, Investment & Security of Supply: A Case Study of the Restructured US Natural Gas Market*, Utilities Policy, 16: 1-10.
40. Waddams Price, C., Brigham, B., & Fitzgerald, L. (2002). *Service Quality in Regulated Monopolies*, CCR Working Paper CCR 02-4, Centre for Competition & Regulation, University of East Anglia, Norwich.
41. Woodbury, K., & Dollery, B. (2004). *Efficiency Measurement in Australian Local Government: The Case of New South Wales Municipal Water Services*, Review of Policy Research, 21: 615-636.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۵۶-۲۷

تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار در یک مدل ساختاری اقتصاد ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.2.3

محمدحسین رحمتی [*۱]، علی چویداران [۲]

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، rahmati@sharif.edu

۲. دانشجوی کارشناسی‌ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، chobdaranali@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

در این پژوهش مدلی ساختاری از بازار کار در ایران ارائه شده است و به کمک داده‌های خرد خانوار، هزینه جابه‌جایی بین‌بخشی نیروی کار تخمین زده شده است. در این تحقیق علاوه بر در نظر گرفتن متغیرهای تحصیلات، جنسیت، سن و محل سکونت، هزینه جابه‌جایی متغیر (غیریکسان) بین بخش‌های مختلف اقتصادی نیز برآورد شده است. براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان گفت که: ۱) هزینه جابه‌جایی بین بخشی در اقتصاد ایران بزرگ و بین ۳ تا ۱۱ برابر متوسط درآمد سرانه است. ۲) هزینه جابه‌جایی برای زنان، نیروی کار تحصیل کرده، مسن و روستایی بیشتر است. ۳) در صورتی که این هزینه‌های جابه‌جایی به صفر کاهش یابد، تولید در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله ۳۶ و ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. نتایج این تحقیق به‌روشنی نشان می‌دهد که اعمال سیاست‌های تغییرات شدید می‌تواند هزینه رفاهی بالایی در بخش نیروی کار داشته باشد. تجربه افراد در یک بخش به سختی و با تأخیر فراوان به بخش دیگر قابل انتقال خواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: J61, J21, C15

واژه‌های کلیدی: نیروی کار، هزینه جابه‌جایی، بخش‌های اقتصادی، تخمین مدل ساختاری

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۳۶۲۷۱۵۳۲۰

۱- مقدمه

از جمله سوالاتی که اقتصاددانان حوزه بازار کار با آن روبرو هستند، بررسی میزان و سرعت جابه‌جایی نیروی کار در پاسخ به تغییر شرایط اقتصادی و تحلیل نتایج رفاهی و اقتصادی چنین جابه‌جایی است. تصمیم‌گیری افراد در مورد اشتغال آنها در هر دوره براساس حداکثرسازی مطلوبیت انجام می‌شود و لذا چنین تصمیم‌گیری تابعی از شرایط اقتصادی و همچنین شرایط انفرادی هر فرد در هر دوره است. بر این اساس تغییر شرایط اقتصادی در یک دوره سبب تغییر تصمیم‌گیری افراد شده و انگیزه‌ی جابه‌جایی افراد از بخشی به بخش دیگر را فراهم می‌کند. اگرچه تغییر شرایط اقتصادی انگیزه جابه‌جایی نیروی کار را ایجاد می‌کند، چنین جابه‌جایی مستلزم پرداخت هزینه می‌باشد. این هزینه شامل اجزای مختلفی از جمله هزینه خروج از بخش قبلی، هزینه استخدام، هزینه جستجو و هزینه ناشی از دست رفتن بخشی از سرمایه انسانی[1] ناشی از جانشینی ناقص تجربه‌ی کاری در بخش‌های مختلف[2] است. وجود چنین هزینه‌هایی سبب کاهش سرعت انطباق نیروی کار در پاسخ به تغییر شرایط اقتصادی و حتی جلوگیری از چنین جابه‌جایی می‌شود. بنابراین تحلیل آثار سیاست‌های مؤثر بر جابه‌جایی نیروی کار و مسیر گذار[3] آنها بدون تخمین درستی از چنین هزینه‌هایی، امکان‌پذیر نمی‌باشد.

از جمله سیاست‌های مؤثر بر جابه‌جایی نیروی کار، سیاست‌های تجاری است. چنین سیاست‌هایی به‌دلیل تغییر قیمت نسبی کالای نهایی، سبب تغییر دستمزد نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصاد شده و انگیزه‌ی جابه‌جایی نیروی کار را فراهم می‌کند. با این وجود بخش بزرگی از ادبیات این حوزه، در تحلیل آثار رفاهی چنین سیاست‌هایی و تعیین بازیگران بازنده و برنده ناشی از آنها، از فرض‌های غیرواقعی در مورد درجه‌ی جابه‌جاپذیری نیروی کار استفاده می‌کنند (جابه‌جاپذیری یا عدم جابه‌جاپذیری کامل نیروی کار). همچنین این ادبیات بیشتر بر روی آثار بلندمدت این سیاست‌ها تمرکز کرده و از تحلیل آثار کوتاه‌مدت و میان‌مدت این سیاست‌ها و روند گذار اقتصاد در این بازه‌های زمانی عاجز هستند. تخمین هزینه‌های جابه‌جایی نیروی کار بین بخش‌های مختلف و توزیع این هزینه‌ها بین گروه‌های متفاوت، علاوه بر آنکه ما را قادر به تحلیل کوتاه‌مدت و میان‌مدت این سیاست‌ها و سرعت انطباق اقتصاد به شرایط جدید می‌کند،

1. Human Capital
2. Sector Specific Work Experience
3. Transition Path

در تعیین بازیگران بازنده و برنده چنین سیاست‌هایی نیز بسیار حائز اهمیت می‌باشد. از این جهت در سال‌های اخیر مقالات گوناگونی به تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار به هنگام بررسی آثار سیاست‌های تجاری، پرداخته‌اند. از جمله این مقالات می‌توان به آرتوک و مک لورن[1] (۲۰۰۹)، آرتوک، چادهوری و مک لورن[2] (۲۰۱۰) و دیکس کارنیو[3] (۲۰۱۴) اشاره کرد. هزینه‌های تخمین زده شده در هر یک از این مقالات به‌دلیل تفاوت در مدل مورد استفاده، تفاوت در روش تخمین و همچنین تفاوت در بازار کار، با یکدیگر متفاوت می‌باشند. با این وجود در تمامی این پژوهش‌ها هزینه جابه‌جایی تخمین زده شده در مقایسه با متوسط درآمد سالانه افراد بزرگ می‌باشد.

در مقاله آرتوک و مک لورن (۲۰۰۹)، مدلی پویا و براساس ترجیحات عقلانی برای جابه‌جایی نیروی کار بر اثر تکانه‌های تجاری طراحی شده است. در این مدل متوسط هزینه جابه‌جایی از بخشی به بخش دیگر برای بخش‌های مختلف ثابت فرض شده است و این ویژگی پژوهشگران را قادر ساخته است تا هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها را تنها با استفاده از داده‌های مربوط به سه سال و بدون محاسبه‌ی تابع ارزش هر فرد محاسبه کنند. به عبارت دیگر به‌دلیل آنکه در این مدل، هزینه جابه‌جایی از بخشی به بخش دیگر یکسان می‌باشد، فارغ از بخش مبدا و مقصد، جابه‌جایی هر فرد در هر سال به‌عنوان یک مشاهده مستقل در روش تخمین تلقی شده و این موضوع نیاز به استفاده از بازه‌ی زمانی طولانی برای تخمین پارامترهای مدل را برطرف کرده است. در این پژوهش بعد از حل تحلیلی مدل از رگرسیون ساده برای تخمین پارامترهای مدل استفاده شده و براساس نتایج این مدل، هزینه جابه‌جایی بین بخشی در بازار کار ترکیه در حدود ۹,۵ تا ۲۳ برابر متوسط درآمد سالانه افراد تخمین زده شده است. هزینه‌های بسیار بزرگ تخمین زده شده در این پژوهش منجر به جابه‌جایی آهسته نیروی کار در پاسخ به تغییر تعرفه‌های تجاری شده، به‌گونه‌ای که کاهش ۳۰ درصدی در میزان تعرفه‌های بخش صنعت سبب کاهش ۲۰ درصدی اشتغال در این بخش در فاصله‌ی زمانی ۹ ساله را درپی داشته است.

از جمله اشکالات موجود در روش استفاده شده در مقاله آرتوک و مک لورن (۲۰۰۹)، درون‌زایی متغیرهای تصریح در تخمین هزینه‌های جابه‌جایی بین بخش‌های

1. Artuc and McLaren
2. Artuc, Chadhuari and McLaren
3. Dix-Carneiro

مختلف است. در مقاله آرتوک، چادهوری و مک لورن (۲۰۱۰)، از مدلی مشابه برای تخمین هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها استفاده شده است. در این مقاله به‌دلیل دسترسی به داده طولانی‌تر (۲۳ سال) نسبت به مقاله آرتوک و مک لورن (۲۰۰۹)، امکان استفاده از متغیرهای ابزاری برای برطرف کردن مشکل درون‌زایی فراهم شده است. براساس یافته‌های این مقاله، متوسط هزینه جابه‌جایی بین بخشی در بازار کار آمریکا در حدود ۳ تا ۹ برابر متوسط در آمد سالانه افراد است و لذا این هزینه‌ها بعد از برطرف کردن مشکل درون‌زایی ذکر شده، برای بازار آمریکا همچنان نسبت به متوسط درآمد سالانه افراد بزرگ تخمین زده شده‌اند. چنین هزینه‌های جابه‌جایی زیادی، سبب حرکت آهسته نیروی کار در پاسخ به تکانه‌های تجاری می‌شود. به گونه‌ای که براساس شبیه‌سازی‌های انجام شده در این مقاله، در صورت کاهش ۳۰ درصدی تعرفه‌های تجاری کالاهای بخش صنعت، ۹۵ درصد جابه‌جایی نیروی کار در بازه‌ی زمانی ۹ ساله انجام می‌گیرد و لذا در صورت آزادسازی تجاری، تغییرات گسترده‌ای در توزیع دستمزد بین بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت روی خواهد داد.

با وجود بهبود مدل استفاده شده در مقاله آرتوک، چادهوری و مک لورن، این مدل همچنان دارای دو اشکال اساسی است. نخست آنکه در این مدل همچنان هزینه جابه‌جایی بین بخشی یکسان در نظر گرفته شده است و از این جهت این مدل قادر به محاسبه توزیع هزینه جابه‌جایی بین بخش‌های مختلف نمی‌باشد. همچنین در این مدل از تفاوت دستمزد واقعی هر فرد در دو بخش (بخش مبدا و مقصد) برای تخمین هزینه جابه‌جایی بین آن دو بخش استفاده شده، این در حالی است که دستمزد مشاهده شده هر فرد در هر بخش، علاوه بر تفاوت نرخ دستمزد، مهارت در هر بخش، نشان‌دهنده ویژگی‌های خاص فرد در آن دو بخش (سرمایه انسانی ناهمگن) نیز می‌باشد. از این جهت استفاده از دستمزد مشاهده شده فرد در دو بخش، سبب اریب رو به بالا در محاسبه هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها می‌شود. در مقاله دیکس کارنیو (۲۰۱۴)، تلاش شده است هر دو این مشکل‌ها برطرف شود. در این مقاله مشابه مقاله آرتوک، چادهوری و مک لورن (۲۰۱۰)، برای تحلیل آثار رفاهی و اقتصادی آزادسازی تجاری در بازار کار برزیل در فاصله سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵، به تخمین هزینه‌های جابه‌جایی بین بخش‌های مختلف پرداخته شده است. در مدل مورد استفاده در این پژوهش علاوه بر تفاوت هزینه جابه‌جایی بخشی بین بخش‌های مختلف، از دستمزد مجازی نیروی کار در هر بخش در تخمین هزینه جابه‌جایی استفاده شده است. برای آنکه اهمیت این موضوع

در تخمین هزینه‌های جابه‌جایی مشخص شود باید گفت که در این مقاله، پژوهشگر ابتدا از روشی مشابه روش مقاله، آرتوک، چادهوری و مک لورن در تخمین هزینه جابه‌جایی در بازار کار برزیل استفاده کرده است. براساس نتایج این مدل، هزینه جابه‌جایی بین بخشی در بازار کار برزیل چیزی در حدود ۵۰ برابر متوسط درآمد سالانه در این کشور می‌باشد، این در حالی است که با استفاده از مدل اصلاح شده در این پژوهش، این هزینه‌ها در حدود ۱,۴ تا ۲,۷ برابر متوسط درآمد سالانه تخمین زده می‌شود. چنین تفاوتی در نتایج دو مدل نشان‌دهنده اهمیت استفاده از دستمزد مجازی نیروی کار در هر بخش به هنگام تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار می‌باشد[1]. مقاله دیکس کارنیو (۲۰۱۴) در ارتباط با هدف این پژوهش از جهات مختلفی حائز اهمیت است. در این مقاله علاوه بر در نظر گرفتن هزینه جابه‌جایی متفاوتی بسته به بخش مبدا و مقصد، این هزینه‌ها در بین گروه‌های مختلف افراد نیز متفاوت در نظر گرفته شده است. براساس نتایج این مقاله، گروه‌های مختلف (گروه‌های مختلف جنسیتی، سنی و تحصیلاتی) از نظر هرینه جابه‌جایی بین بخشی تفاوت‌های زیادی با یکدیگر دارند، به‌گونه‌ای که زنان، نیروی کار مسن و نیروی کار کمتر تحصیل کرده هزینه جابه‌جایی بزرگ‌تری نسبت به مردان، نیروی کار جوان و نیروی کار تحصیل کرده دارند (به‌عنوان مثال هزینه جابه‌جایی زنان ۱/۵ برابر هزینه جابه‌جایی بین بخشی در گروه‌های مختلف اهمیت تخمین این هزینه‌ها برای این گروه‌ها را پر رنگ‌تر می‌کند.

علاوه بر موارد فوق، به این دلیل که هزینه جابه‌جایی بین بخش‌های مختلف قبل از جابه‌جایی برای افراد مشخص است، این هزینه‌ها بر تصمیم‌گیری اولیه افراد نیز مؤثر خواهد بود. یکی از دلایل جابه‌جایی افراد، تغییر در شرایط اختصاصی هر فرد (تکانه‌های انفرادی ترجیحات و سرمایه انسانی) می‌باشد. در آرتوک، چادهوری و مک لورن (۲۰۱۰)، اندازه‌ی جابه‌جایی ناخالص نیروی کار در حدود ۱۰ برابر جابه‌جایی خالص آنها بین بخش‌های مختلف گزارش شده است. همچنین در باولس و نیومن (۲۰۰۶)[2] نشان

---

۱. این مقاله بین سه نوع دستمزد تفاوت قائل شده است که عملا به عنوان مانع و یا هزینه جابه‌جایی عمل می‌کنند. اول آنکه تجربه در یک صنعت قابل انتقال کامل به صنعت دیگر نیست. بخش دوم تکانه مستقل به یک صنعت است که دستمزدهای آن صنعت را بهبود می‌بخشد و آن چیزی است که عملاً تکانه سیاست‌گذاری می‌تواند باشد. سومین که دستمزد مجازی همان تجربه شخصی و برتری مهارت فردی است که لزوماً در صنعت دیگر به صورت کامل محقق نمی‌شود.

2. Bowlus and Neumann

داده شده است که ۴۰ درصد افرادی که شغل خود را به شکل اختیاری تغییر می‌دهند، از شغلی با درآمد بیشتر به شغلی با درآمد کمتر جابه‌جا شده‌اند. افراد در طول زمان با تکانه‌های انفرادی منفی و مثبت مختلفی روبرو شده و در صورت نبود هزینه‌های قابل توجهی برای جابه‌جایی، در پاسخ به‌چنین تکانه‌هایی اقدام به جابه‌جایی خواهند کرد. این قابلیت و انعطاف نیروی کار در پاسخ به تکانه‌های انفرادی بر مطلوبیت اکتسابی آنها از اشتغال در هر بخش بسیار مؤثر بوده و وجود موانعی بر سر چنین جابه‌جایی‌هایی سبب کاهش انگیزه اشتغال و نرخ مشارکت افراد خواهد شد. از این جهت تفاوت هزینه جابه‌جایی در گروه‌های مختلف می‌تواند در توضیح نرخ مشارکت متفاوت آنها حائز اهمیت باشد.

توصیف معادله دستمزد افراد در بخش‌های مختلف، مهم‌ترین قسمت طراحی مدل‌های خودانتخابی بازار کار است. یکی از مقالات اساسی که به تحلیل جامعی از این معادله اقدام کرده است، هکمن و سدلسک (۱۹۸۵)[1] می‌باشد. در این مقاله، علاوه بر ویژگی‌های قابل اندازه‌گیری افراد[2]، به ویژگی‌های غیرقابل اندازه‌گیری[3] آنها به هنگام بررسی ناهمگنی نیروی کار توجه شده است. همچنین در این مقاله به جای آنکه افراد در هنگام تصمیم‌گیری تنها بر روی درآمد تمرکز کنند (بیشینه‌سازی درآمد) به دنبال بیشینه‌سازی مطلوبیت نیز هستند. علاوه بر بخش اشتغال، بخش دیگری به‌عنوان بخش خارج از اشتغال نیز در نظر گرفته شده است. معادله دستمزد در مدل پیشنهاد شده این مقاله، از جهات گوناگونی مشابه معادله دستمزد معرفی شده توسط این دو پژوهشگر است. در این معادله، افراد براساس جنسیت، محل زندگی (شهر یا روستا)، تحصیلات و سن آنها گروه‌بندی شده و مهارت متفاوتی در هر بخش به این گروه‌ها نسبت داده شده است. همچنین قستمی برای مدل‌سازی ویژگی‌های غیرقابل مشاهده افراد به هنگام توصیف مهارت آنها در نظر گرفته شده است. در این معادله مشابه مدل افراد ذکر شده، دو بخش خارج از بازار کار (ماندن در خانه و تحصیل) معرفی شده و افراد به جای بیشنه‌ساز درآمد، به‌عنوان بیشنه‌ساز مطلوبیت خود مدل شده‌اند.

همان‌طورکه توضیح داده شد، تخمین هزینه جابه‌جایی بین بخشی نیروی کار و توزیع این هزینه در زیرگروه‌های مختلف در تحلیل سرعت انطباق نیروی کار در پاسخ

1. Heckman and Sedlacek
2. Measured Heterogeneous Skills
3. Unmeasured Heterogeneous Skills

به تغییر شرایط اقتصادی و همچنین توضیح تفاوت نرخ مشارکت نیروی کار در گروه‌های مختلف حائز اهمیت می‌باشد. از این رو در این پژوهش به طراحی و تخمین مدل ساختاری از تصمیم‌گیری اشتغال افراد در جهت تخمین میانگین و انحراف معیار هزینه جابه‌جایی بین بخش‌های مختلف و توزیع این هزینه‌ها براساس ویژگی‌های مختلف افراد از جمله جنسیت، محل زندگی (شهر یا روستا)، تحصیلات و سن، پرداخته شده است. تخمین پارامترهای چنین مدلی علاوه بر آنکه که تخمینی از اندازه هزینه جابه‌جایی در بازار کار ایران ارائه می‌دهد، ما را قادر می‌سازد که فرضیه‌های پادواقع[1] متفاوتی را آزمون کنیم. از جمله این فرضیه‌ها بررسی مقدار تولید، اشتغال و دستمزد در هر بخش در شرایطی است که هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها صفر و یا بسیار بزرگ در نظر گرفته شود. به عبارت دیگر، در این شرایط مقادیر این متغیرها در سالی خاص با مقدار واقعی آنها در همان سال مقایسه خواهد شد. چنین مقایسه‌ای از جهات مختلفی حائز اهمیت است: نخست آنکه در صورتی که در چنین شرایط فرضی مقادیر این متغیرها (تولید، اشتغال و دستمزد در هر بخش) با مقادیر واقعی آنها تفاوت زیادی داشته باشد این موضوع مؤید اهمیت این هزینه‌ها در تصمیم‌گیری اشتغال نیروی کار می‌باشد. همچنین در صورتی که تغییر در اندازه این متغیرها سبب تغییر بزرگی در تولید و اشتغال شود، این نتیجه می‌تواند به‌عنوان رهنمودی برای سیاست‌گذار در طراحی سیاست‌های مرتبط با بازار کار در نظر گرفته شود. به‌عنوان مثال در صورتی که کاهش هزینه جابه‌جایی بین بخشی، سبب افزایش اشتغال و نرخ مشارکت شود، این یافته نشان‌دهنده اهمیت پیگیری سیاست‌های تسهیل‌کننده جابه‌جایی نیروی کار (پرداخت یارانه جابه‌جایی یا برنامه‌های آموزش مجدد نیروی کار در صورت جابه‌جایی به بخش دیگر) می‌باشد.

در ایران علاوه بر مسیرهای فوق که هزینه جابه‌جایی بر پویایی و عملکرد بازار کار مؤثر است، برخی ویژگی‌های خاص بازار کار ایران نیز قابل بررسی می‌باشد. به‌عنوان مثال در صورت تخمین هزینه جابه‌جایی بین بخشی بزرگ‌تری برای زنان نسبت به مردان، این یافته می‌تواند در توجیه نرخ مشارکت پایین زنان در بازار کار ایران حائز اهمیت باشد. یکی از تکانه‌های جدی دیگر در بازار ایران، تغییرات نرخ حامل‌های انرژی

1. Counterfactual

است. نرخ حامل‌های انرژی به‌دلیل آنکه در تعادل عمومی و مرتبط با فضای بین‌الملل به‌دست نمی‌آید، از نگاه آحاد اقتصادی نوعی مالیات بر فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد. تغییر نرخ حامل‌های انرژی مانند مالیات مازاد بر فعالیت‌های مبتنی بر انرژی است که تغییر «مالیات» قیمت نسبی آن‌ها را تغییر داده است. نرخ جابه‌جایی بالای نیروی کار نشان می‌دهد که تغییرات ناگهانی نرخ حامل‌های انرژی دارای هزینه رفاهی بالایی بر جامعه خواهد بود. تحلیل مشابه برای تغییرات ناگهانی نرخ ارز متصور است که به نوعی می‌تواند مشابه تغییر سیاست تجاری ناگهانی بر بخش صنعت عمل کند. توجه سیاست‌گذار به هزینه جایجایی در اعمال سیاست‌های این‌چنینی بسیار مؤثر خواهد بود. نوآوری مهم این تحقیق تخمین هزینه جابه‌جایی نیروی کار در ایران است به‌دلیل آنکه بازار کار در ایران به‌دلیل مشارکت بسیار پایین زنان، نرخ مشارکت پایین بسیار و تمرکز بر صنایع با شدت انرژی بالا متمایز از سایر کشورها می‌باشد. تخمین این مقاله اطلاعات کافی به سیاست‌گذار برای اعمال سیاست‌های اصلاحی را به‌دست می‌دهد.

در ادامه این مقاله در بخش ۲ نظم‌های آماری بازار کار ایران و روش تحقیق استفاده شده در این پژوهش بیان می‌شود. بخش ۳، به توصیف مدل و فروض استفاده شده در آن می‌پردازد. بخش ۴، به بیان روش تخمین و گشتاورهای استفاده شده پرداخته است. در بخش ۵، به بیان و تحلیل نتایج و یافته‌های پژوهش پرداخته و در نهایت، بخش ۶ به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲- روش تحقیق و نظم‌های آماری

اولین قدم در تخمین هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها، تفکیک بازار کار به بخش‌های مختلف به شکل مناسب است. در این پژوهش بخش اشتغال[1] به دو زیرگروه بخش قابل مبادله و بخش غیرقابل مبادله تفکیک شده است. در کنار این دو بخش، دو بخش غیراشتغال و غیرفعال در بازار کار[2] که عبارتند از حضور در خانه و ادامه تحصیل نیز در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر در این حالت مجموعه انتخابی[3] افراد جامعه شامل

1. Employment Sector
2. Non-Employment Sector
3. Choice Set

چهار عضو کار در بخش قابل مبادله[۱]، کار در بخش غیرقابل مبادله[۲]، تحصیل[۳] و حضور در خانه[۴] می‌باشد. چنین تفکیکی از بخش اشتغال به دو دلیل عمده انجام شده است:

۱- از آن جهت که کشور ایران کشوری نفت‌خیز محسوب می‌شود، تغییر در درآمدهای نفتی در طول زمان از جمله عوامل جابه‌جایی نیروی کار در اقتصاد ایران است. تغییر درآمدهای نفتی از طریق تغییر در نرخ ارز حقیقی[۵] سبب تغییر قیمت نسبی کالای نهایی بخش قابل مبادله و بخش غیرقابل مبادله شده و این موضوع سبب تغییر دستمزد در این دو بخش می‌شود و این تغییر انگیزه جابه‌جایی نیروی کار بین این دو بخش را فراهم می‌کند، لذا با تفکیک بخش اشتغال به دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله و تخمین هزینه جابه‌جایی بین این دو بخش، می‌توان به تحلیل دقیق‌تری از تأثیر تغییر درآمدهای نفتی بر جابه‌جایی نیروی کار در اقتصاد ایران دست یافت.

۲- یکی از سیاست‌های مهم و مؤثر بر جابه‌جایی نیروی کار سیاست‌های تجاری از جمله آزادسازی[۶] است. چنین سیاست‌هایی از طریق تغییر قیمت نهایی بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله، سبب تغییر دستمزد در این دو بخش و جابه‌جایی نیروی کار بین این دو بخش می‌شوند. چنین تفکیکی ما را در تحلیل تأثیر این سیاست‌ها بر جابه‌جایی نیروی کار و مسیر گذر آنها یاری خواهد کرد.

بعد از تعریف مجموعه انتخاب افراد، قدم بعدی تعیین انتخاب هر فرد در سنین ۱۶ تا ۶۵ سال در هر دوره به یکی از گزینه‌های در اختیار وی است. برای انجام این کار از داده‌های طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار[۷] و طرح آمارگیری نیروی کار[۸] استفاده شده است. به این منظور در صورتی که فرد در هفته‌ی آمارگیری، اشتغال در فعالیتی را گزارش کرده باشد، با استفاده از کد فعالیت اشتغال[۹] وی در سطح دو رقمی، این فرد به یکی از دو بخش قابل مبادله و یا غیرقابل در آن سال تخصیص داده شده است.

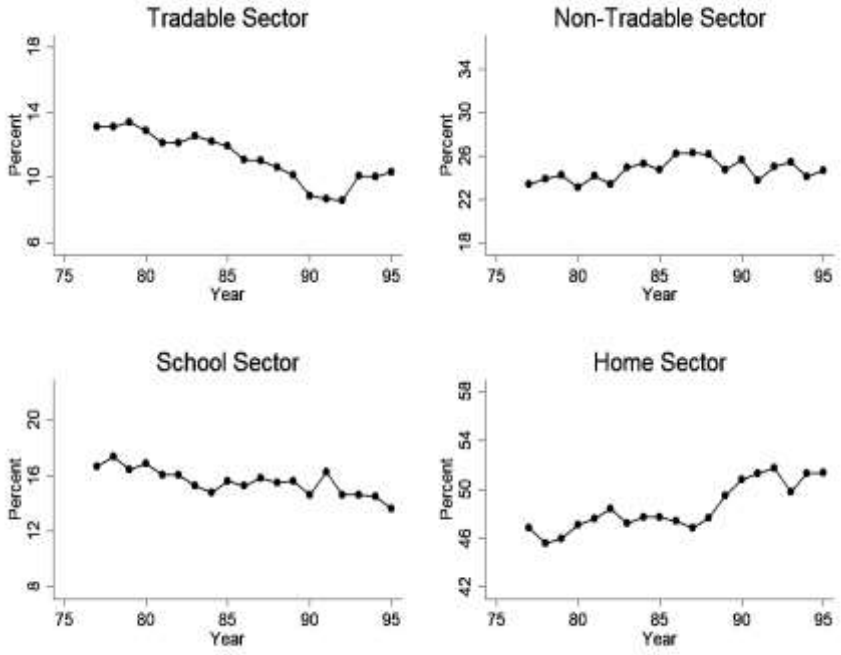
---

1. Tradable Sector
2. Non-Tradable Sector
3. Attending School
4. Remaining at Home
5. Real Exchange Rate
6. Liberalization
7. Household Expenditure and Income Survey
8. Labor Force Survey
9. ISIC

همچنین در صورتی که فرد در دروه‌ی آمارگیری در حال تحصیل بوده است این فرد در بخش تحصیل قرار داده شده و در صورتی که فرد در آن دوره نه در حال تحصیل بوده و نه شاغل، حضور در خانه (غیرفعال) برای وی در نظر گرفته شده است. براساس چنین تقسیمی، بخش خانه شامل افراد بیکار، خارج از نیروی کار و همچنین افراد با اشتغال غیررسمی[1] است. در صورتی که فرد در دوره‌ی آمارگیری اشتغال در دو شغل مختلف بخش قابل مبادله و بخش غیرقابل مبادله را گزارش کرده باشد، درآمد وی در این دو شغل با یکدیگر مقایسه شده و شغل با درآمد بیشتر به‌عنوان اشتغال فرد در آن دوره در نظر گرفته شده است. بعد از چنین تقسیمی هر فرد بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال در هر دوره در تنها یکی از گزینه‌های ذکر شده در مجموعه‌ی انتخاب افراد قرار می‌گیرد. نمودار ۱ درصد افراد در هر بخش در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۵ را نشان می‌دهد.

همان‌طورکه در این نمودار مشاهده می‌شود، درصد افراد در هر بخش از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۹۵ با تغییرات قابل توجهی همراه بوده است. درصد افراد در بخش قابل مبادله از ۱۳,۱۲ درصد در سال ۱۳۷۶ به‌طور پیوسته کاهش یافته و به ۸,۶ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده است. از این سال این روند حالت صعودی به خود گرفته و این مقدار به ۱۰,۳۴ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است. در مورد بخش غیرقابل مبادله تغییرات به نسبت ملایم‌تر بوده و درصد افراد این بخش از ۲۳,۴۱ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۲۶،۶۱ درصد در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته است و از این سال دوباره کاهش یافته و در نهایت به ۲۴،۶۷ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. تغییرات در بخش تحصیل در مجموع در این فاصله زمانی نزولی بوده و از ۱۶،۶۳ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۱۳,۷۶ درصد در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته است. در مورد بخش خانه نیز تغییرات به‌طور عمده صعودی بوده و از ۴۶,۸۲ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۵۱،۳۴ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است.

1. Informal Employment



منبع: محاسبات محققان بر اساس طرح آمارگیری نیروی کار- مرکز آمار ایران

نمودار ۱. درصد افراد در سنین ۱۶ تا ۶۵ سال که در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۵ در چهار بخش قابل مبادله، غیرقابل مبادله، تحصیل و خانه قرار داشته‌اند.

تغییرات مشاهده شده در درصد افراد هر بخش در نمودار ۱ حاصل ورود افراد جدید (افرادی که در دوره قبل ۱۵ سال داشته‌اند) و جابه‌جایی افراد قبلی (افرادی که در دوره‌ی قبل ۱۶ تا ۶۵ سال داشته‌اند) از بخشی به بخش دیگر است. به عبارت دیگر این تغییرات در برگیرنده جابه‌جایی خالص افراد بین این چهار بخش در این دوره‌ی زمانی می‌باشد. با این وجود همان‌طورکه قبلا بیان شد، جابه‌جایی ناخالص افراد چندین برابر میزان جابه‌جایی خالص آنها می‌باشد. جداول ۱ و۲، ماتریس گذار جابه‌جایی افراد در سنین ۱۶ تا ۶۵ سال بین این چهار بخش در دوره‌های یک‌ساله برای مردان و زنان را نشان می‌دهد. محاسبه جابه‌جایی ناخالص افراد بین این چهار بخش، مستلزم ساخت داده تابلویی[1] حداقل دو ساله از داده‌های در دسترس است. داده‌های این دو جدول از

1. Panel

طریق ایجاد داده تابلوهایی دو ساله از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار، محاسبه شده‌اند و به‌دلیل ماهیت و ویژگی‌های این طرح، ایجاد چنین داده تابلوهایی تنها در دوره‌های محدودی امکان‌پذیر می‌باشد.

جدول ۱. ماتریس گذار بین بخش‌های مختلف در طول یک‌سال برای مردان

	بخش قابل مبادله	بخش غیرقابل مبادله	بخش تحصیل	بخش خانه
بخش قابل مبادله	۹۴/۹۹	۲/۶۵	۰/۲۶	۲/۱۰
بخش غیرقابل مبادله	۲/۶۰	۹۳/۳۰	۰/۵۶	۳/۵۴
بخش تحصیل	۰/۶۲	۱/۱۱	۹۶/۲۵	۲/۰۲
بخش خانه	۱/۸۹	۳/۶۵	۹۳/۵۱	۴۳

منبع: محاسبات محققان بر اساس طرح آمارگیری نیروی کار- مرکز آمار ایران

یادداشت: درصد افراد بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال که به‌طور متوسط در دوره‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، ۱۳۸۷-۱۳۸۶، ۱۳۸۹-۱۳۸۸، ۱۳۹۰-۱۳۸۹، ۱۳۹۲-۱۳۹۱ و ۱۳۹۳-۱۳۹۲ از بخشی به بخش دیگر جابه‌جا شده‌اند در زیرگروه مردان – بخش عنوان شده در هر ردیف بخش مبدا و بخش عنوان شده در هر ستون بخش مقصد است.

جدول ۲. ماتریس گذار بین بخش‌های مختلف در طول یک‌سال برای زنان

	بخش قابل مبادله	بخش غیرقابل مبادله	بخش تحصیل	بخش خانه
بخش قابل مبادله	۹۶/۰۵	۰/۱۴	۰/۲۱	۳/۶۰
بخش غیرقابل مبادله	۰/۱۰	۹۸/۳۹	۰/۲۱	۱/۳۰
بخش تحصیل	۰/۱۹	۰/۲۰	۹۶/۱۱	۳/۱۱
بخش خانه	۲/۹۰	۰/۱۲	۹۵/۲۸	۴۳

منبع: محاسبات محققان بر اساس طرح آمارگیری نیروی کار- مرکز آمار ایران

یادداشت: درصد افراد بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال که به‌طور متوسط در دوره‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، ۱۳۸۷-۱۳۸۶، ۱۳۸۹-۱۳۸۸، ۱۳۹۰-۱۳۸۹، ۱۳۹۲-۱۳۹۱ و ۱۳۹۳-۱۳۹۲ از بخشی به بخش دیگر جابه‌جا شده‌اند در زیرگروه زنان – بخش عنوان شده در هر ردیف بخش مبدا و بخش عنوان شده در هر ستون بخش مقصد است.

همان‌طورکه در جداول ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، تفاوت زیادی بین زنان و مردان در متوسط درصد جابه‌جایی افراد در این بازه‌های زمانی مشاهده می‌شود. به‌عنوان مثال متوسط درصد جابه‌جایی مردان از بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله برابر با ۲،۶۵ درصد است، درمقابل این مقدار برای زنان در بازه زمانی مشابه تنها ۰،۱۴ درصد می‌باشد. به‌صورت مشابه درصد جابه‌جایی مردان از بخش غیرقابل مبادله به بخش قابل مبادله برابر با ۲،۶ درصد بوده، که این مقدار برای زنان تنها ۰،۱ درصد است. این تفاوت‌ها در درصد جابه‌جایی زنان و مردان در این بازه‌های زمانی می‌تواند ناشی از تفاوت در هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها برای این دو گروه باشد.

افراد در هر دوره از بین این چهار انتخاب گزینه‌ای را انتخاب کرده‌اند که مطلوبیت آنها را بیشینه کند، با این وجود انتخاب افراد بر روی این مجموعه در عمل ماهیت پویا داشته و انتخاب افراد در هر دوره مستقل از انتخاب آن‌ها در دوره‌های قبل و بعد نمی‌باشد. به‌عنوان مثال انتخاب تحصیل در یک دوره، سبب افزایش سرمایه انسانی فرد در دو بخش اول و دوم در آینده شده، که این نیز به نوبه خود سبب افزایش دستمزد وی در این دو بخش در آینده خواهد شد. از جمله عوامل دیگری که مطلوبیت انتخاب‌های آینده را به انتخاب حال افراد گره می‌زند، تجربه کاری[1] هر فرد و هزینه مستقیم جابه‌جایی[2] است. هر سال کار در دو بخش اشتغال، سبب افزایش تجربه کاری فرد در آن بخش شده که این نیز به نوبه خود افزایش سرمایه انسانی فرد و درآمد وی در آینده را درپی دارد. همچنین افراد به هنگام تصمیم‌گیری، هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها را نیز در نظر می‌گیرند. یکی از اجزای اصلی مطلوبیت اشتغال در بخش قابل مبادله یا غیرقابل مبادله، درآمد حاصل از اشتغال در این دو بخش است، لذا در صورتی که در دوره‌ای تکانه بهره‌وری مثبتی به یکی از این دو بخش به‌عنوان مثال بخش غیرقابل مبادله وارد شود، درآمد حاصل از این بخش افزایش یافته و این تغییر انگیزه اشتغال در این بخش را افزایش می‌دهد. در صورتی که هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها ناچیز باشد، بخش قابل توجهی از افرادی که در دوره قبل در سه بخش دیگر (بخش قابل مبادله، تحصیل، خانه) قرار داشته‌اند، در این دوره به بخش غیرقابل مبادله جابه‌جا شده و از مزایای این تکانه مثبت بهره‌مند می‌شوند. این افراد مادامی که این شوک مثبت در بخش غیرقابل مبادله وجود داشته در این بخش مانده و پس از بین رفتن این

1. Sector Specific Work Experience
2. Direct Mobility Cost

شوک به بخش قبلی خود باز می‌گردند. حال در صورتی که هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها قابل توجه باشد، افراد در تصمیم‌گیری خود باید پرداخت دو بار هزینه جابه‌جایی (یکبار در هنگام ورود به بخش غیرقابل مبادله و یکبار در هنگام بازگشت به بخش اولیه) را مدنظر قرار دهند، لذا در صورتی که این هزینه جابه‌جایی به اندازه کافی بزرگ باشد، این موضوع می‌تواند مانع جابه‌جایی افراد بین این دو بخش در پاسخ به تکانه مذکور شود.

۳- توصیف مدل

قبل از شروع به توصیف دقیق مدل، به مرور ویژگی‌های اصلی مدل پرداخته می‌شود:

۱- تابع تولید در بخش قابل مبادله (بخش ۱) و بخش غیرقابل مبادله (بخش ۲) به‌صورت کاب-داگلاس با پارامترهای غیریکسان مدل شده است. همچنین نرخ اجاره سرمایه[1] و قیمت نسبی کالای نهایی[2] (قیمت کالای نهایی بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله) به‌صورت برون‌زا[3] در نظر گرفته شده است.

۲- افراد بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال در هر سال از بین چهار گزینه کار در بخش قابل مبادله، کار در بخش غیرقابل مبادله، تحصیل و ماندن در خانه انتخاب می‌کنند. به هر فرد در هر دوره دستمزدی تصادفی در هر بخش اشتغال پیشنهاد می‌شود[4] که این دستمزد حاصلضرب نرخ اجاره مهارت در آن بخش و میزان سرمایه انسانی فرد است. میزان سرمایه انسانی فرد در هر بخش تابعی از نوع فرد، میزان تحصیلات و سن او است. علاوه بر مطلوبیت پولی ناشی از دستمزد، اشتغال در هر بخش دارای مطلوبیت غیرپولی ثابتی در طول زمان است. همچنین ماندن در خانه و تحصیلات نیز در هر دوره دارای مطلوبیتی تصادفی خواهد بود و انتقال از هر بخش به بخش دیگر هزینه‌بر است.

۳- جمعیت در هر سال از نسل‌های متقاطع[5] تشکیل شده است که شامل افراد بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال و هر دو جنسیت می‌باشد. جمعیت به چهار نوع تقسیم‌بندی شده

1. Capital Rental Price
2. Relative Price of Final Products
3. Exogenous
4. Stochastic Wage Offer
5. Overlapping Generations

است که هر نوع در سرمایه انسانی در هر بخش و همچنین ارزش مصرف[1] ماندن در خانه و تحصیل تفاوت دارند. احتمال اینکه فردی در نوع خاصی قرار بگیرد به جنسیت و همچنین محل زندگی او (شهر یا روستا) بستگی دارد.

۴- تصمیم‌گیری سمت بنگاه در سطح کلان[2] و تصمیم‌گیری کارگران و مصرف‌کنندگان در سطح خرد[3] مدل شده است. برای جلوگیری از پیچیدگی، رفتار پس‌اندازی افراد مدل نشده است. همچنین فرض شده است که تصمیم‌گیری افراد در مورد اشتغال آن‌ها، مستقل از قیمت نسبی کالای نهایی باشد. چنین فرضی ما را از توصیف فرآیندی تصادفی برای قیمت نسبی کالای نهایی و همچنین تخمین قسمت مصرفی تابع مطلوبیت بی‌نیاز می‌کند.

۵- به‌دلیل آنکه توزیع جمعیت براساس سن، جنسیت و همچنین براساس تحصیلات اولیه افراد (تحصیلات در سن ۱۶ سالگی) در طول زمان متغیر است، تابع عرضه‌ی نیروی کار مدل نیز در طول زمان متغیر خواهد بود. این جابه‌جایی منحنی عرضه می‌تواند یکی از عوامل توضیح‌دهنده تغییرات مشاهده شده در نمودار ۱ باشد.

جزییات مدل به‌صورت زیر می‌باشد:

فناوری[4]

تابع تولید بخش اول (بخش قابل مبادله) و بخش دوم (بخش غیرقابل مبادله) به‌صورت تابع کاب-داگلاس با سهم سرمایه متفاوت در هر بخش در نظر گرفته شده است. شوک بهره‌وری در هر دوره برابر با ξ_t^j است.

$$p_t^j Y_t^j = p_t^j \xi_t^j F^j\left(S_t^j, K_t^j\right) = z_t^j {S_t^j}^{\alpha_j} {K_t^j}^{1-\alpha_j} \qquad j = 1,2 \qquad (۱)$$

p_t^j قیمت کالای نهایی در هر بخش به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ می‌باشد. شوک بهره‌وری حقیقی هر بخش در زمان t برابر z_t^j است و فرآیند خودگردانی برداری مرتبه اولی را در رشد دنبال می‌کند. به عبارت دیگر داریم:

$$\log z_{t+1}^j - \log z_t^j = \phi_0^j + \sum_{k=1,2} \phi_k^j \left(\log z_t^k - \log z_{t-1}^k\right) + \epsilon_{t+1}^j \quad j = 1,2 \qquad (۲)$$

یا:

1. Consumption Value
2. Aggregate Level
3. Micro-level
4. Technology

$$\begin{pmatrix}\log z_{t+1}^{1}-\log z_{t}^{1}\\ \log z_{t+1}^{2}-\log z_{t}^{2}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\phi_{01}\\ \phi_{02}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}\phi_{11} & \phi_{12}\\ \phi_{21} & \phi_{22}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\log z_{t}^{1}-\log z_{t-1}^{1}\\ \log z_{t}^{2}-\log z_{t-1}^{2}\end{pmatrix} \quad (۳)$$
$$+\begin{pmatrix}\epsilon_{t+1}^{1}\\ \epsilon_{t+1}^{2}\end{pmatrix}$$

متغیرهای ϵ_{t+1}^{j} توزیع نرمال هم‌زمان داشته که ماتریس واریانس آنها به‌صورت زیر است:

$$\mathrm{VAR}\begin{pmatrix}\epsilon_{t+1}^{1}\\ \epsilon_{t+1}^{2}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\sigma_{11} & \sigma_{12}\\ \sigma_{12} & \sigma_{22}\end{pmatrix} \quad (۴)$$

مجموعه انتخاب[1]

در هر سن a بین ۱۶ تا ۶۵ سال، هر فرد از نوع h که در زمان t زنده است از بین چهار گزینه متمایز انتخاب می‌کند. انتخاب این فرد با متغیرهای d_a^j نمایش داده شده است. متغیر d_a^j در صورت انتخاب گزینه jام برابر با یک و در غیراین صورت برابر با صفر می‌باشد. جمعیت در هر دوره از ۴ نوع مختلف تشکیل شده است. هر نوع در میزان سرمایه انسانی بخش اول و دوم و همچنین ترجیحات در هر گزینه با دیگری متفاوت است. احتمال اینکه فردی به نوع خاصی از افراد تعلق گیرد؛ تابعی از جنسیت فرد و همچنین محل زندگی او (شهر یا روستا) می‌باشد.

ترجیحات[2]

تابع مطلوبیت افراد نسبت به مصرف کالای نهایی به‌صورت جمعی نوشته شده است. همان‌طورکه گفته شد، با فرض استقلال تصمیم‌گیری افراد از قیمت نسبی کالای نهایی، نیازی به تخمین بخش مصرفی تابع مطلوبیت نیست. این تابع مطلوبیت به‌صورت زیر می‌باشد:

$$U_a^h=\gamma_1 d_a^1+\gamma_2 d_a^2+\gamma_{3h} d_a^3\ \gamma_{4h} d_a^4+\gamma_5 d_{a-1}^4 d_a^4 \quad (۵)$$
$$+\gamma_6 d_a^3(1-d_{a-1}^3)+u(c_a^1,c_a^2)$$

تابع $u(c_a^1,c_a^2)$، قسمت مصرفی تابع مطلوبیت را تشکیل می‌دهد. تفاوت در نرخ اجاره مهارت در دو بخش به تنهایی برای توضیح تفاوت در دستمزد و اشتغال در این دو بخش کافی نیست، لذا برای تخمین دقیق‌تر مدل، مطلوبیت غیرپولی اشتغال در این دو بخش نیز اضافه شده است. پارامترهای γ_1 و γ_2، مطلوبیت غیرپولی اشتغال در بخش

1. Choice Set
2. Preference

اول و دوم را نشان می‌دهند. ارزش مصرفی انتخاب بخش سوم و چهارم براساس نوع افراد متفاوت است (γ_{3h} و γ_{4h}). همچنین به‌دلیل آنکه بازگشت به تحصیل بعد از ترک تحصیل در دوره‌ی قبل نادر است، پارامتر γ_6 به تابع مطلوبیت اضافه شده است. به‌دلیل مشابه و به‌دلیل آنکه انتخاب بخش چهارم از مجموعه انتخاب، چسبندگی بالایی از خود نشان می‌دهد (افرادی که در دوره قبل در خانه بوده‌اند به احتمال زیادی در این دوره نیز در خانه هستند) پارامتر γ_5 به مدل اضافه شده است. تمامی پارامترهای ذکر شده در بالا (به جز پارامترهایی که تابع نوع فرد هستند) با جنسیت افراد متغیر می‌باشند. همچنین پارامترهای γ_{3h} و γ_{4h} دارای جز تصادفی به‌صورت زیر بوده:

$$\gamma_{3h} = \overline{\gamma_{3h}} + +\epsilon_{3h} \quad (۶)$$

$$\gamma_{4h} = \overline{\gamma_{4h}} + +\epsilon_{4h} \quad (۷)$$

ماتریس واریانس متغیرهای ϵ_{3h} و ϵ_{4h} به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{VAR}\begin{pmatrix}\epsilon_{3h}\\ \epsilon_{4h}\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}\sigma_{11}^{\epsilon} & 0\\ 0 & \sigma_{22}^{\epsilon}\end{pmatrix} \quad (۸)$$

قیود بر بهینه‌سازی

هر فرد با قید بودجه‌ی زیر در هر دوره روبرو خواهد بود:

$$\sum_{j=1,2} p_t^j c_t^j = \sum_{k=1}^{2} w_{at}^k d_a^k - \sum_{k=1}^{4}\sum_{j=1}^{4} \delta_{jk} d_a^j d_{a-1}^k \quad (۹)$$

w_{at}^k درآمد سالانه فرد در بخش یک یا دو در صورت اشتغال در یکی از این دو بخش می‌باشد. β_1 و β_2 هزینه مستقیم تحصیل قبل از دانشگاه و دانشگاه را نشان می‌دهند. پارامترهای δ_{jk}، بیانگر هزینه جابه‌جایی بین بخش‌ها می‌باشند، به‌گونه‌ای که خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}\delta_{jk} &= \exp(\mathrm{cost}_{jk} + \kappa_1 I(\mathrm{Female}=1) + \kappa_2 I(\mathrm{Educ} \geq \mathrm{college})\\ &\quad + \kappa_3 I(a > 40) + \kappa_4 I(\mathrm{Urban}=1))\\ \delta_{jk} &= 0 \text{ if } j = k\\ \delta_{jk} &= 0 \text{ if } k = \text{home sector}\end{aligned} \quad (۱۰)$$

براساس معادلات ۱۰، هزینه جابه‌جایی بین بخشی برای هر فرد براساس بخش مبدا و مقصد، جنسیت، تحصیلات، سن و محل زندگی فرد متفاوت در نظر گرفته شده است. در این معادله پارامتر κ_1 تفاوت هزینه جابه‌جایی بین مردان و زنان، پارامتر κ_2 تفاوت هزینه جابه‌جایی بین افراد با تحصیلات دانشگاهی و بدون آن، پارامتر κ_3 تفاون هزینه جابه‌جایی بین نیروی کار مسن (بالای ۴۰ سال) و نیروی کار جوان (زیر ۴۰ سال) و پارامتر κ_4 تفاوت این هزینه‌ها بین افراد شهری و روستایی را تخمین می‌زند.

همچنین برای آنکه تخمین این هزینه‌ها امکان‌پذیر باشد هزینه جابه‌جایی بین بخشی در حالتی که بخش مقصد بخش خانه باشد، به صفر نرمالیزه شده است.

دستمزد پیشنهادی افراد در هر دوره به‌صورت دستمزد بن-پراس-گریلیچز[1] بوده و به‌صورت حاصلضرب نرخ اجاره مهارت در آن بخش و سرمایه انسانی فرد در آن بخش می‌باشد. سرمایه انسانی هر فرد تابعی از نوع فرد، سن و تحصیلات او است و دارای بخشی به‌عنوان تکانه سرمایه انسانی در هر دوره می‌باشد. تأثیر سن در سرمایه انسانی افراد به‌صورت خطی بوده است که بعد از سن ۴۰ سال ظاهر می‌شود. لگاریتم دستمزد فردی از نوع h در سن a و سال t در بخش j برابر است با:

$$\log w_{hat}^{j} = \log r_{t}^{j} + \log s_{ha}^{j} = \log r_{t}^{j} + w_{0h}^{j} + w_{1}^{j} E_{a} \qquad (11)$$
$$+\left(\sum_{k=1}^{2} w_{2}^{jk} X_{a}^{k}\right)^{w_{3}^{j}} - w_{4}^{j} I(a > 40)(a - 40) + \eta_{a}^{j}$$

r_{t}^{j} نرخ اجاره مهارت در بخش jام در زمان t است.

s_{ha}^{j} سرمایه انسانی فرد از نوع h و سن a در بخش jام است.

w_{0h}^{j} لگاریتم دستمزد ثابت فرد از نوع h در بخش jام است که مجموع سرمایه انسانی ثابت فرد (تابع نوع فرد) و نرخ اجاره مهارت در بخش می‌باشد.

w_{1}^{j} میزان افزایش سرمایه انسانی فرد در بخش jام به ازای افزایش یک سال تحصیل را نشان می‌دهد.

E_{a} سال‌های تحصیل فرد در سن a را نشان می‌دهد.

X_{a}^{k} تجربه کاری فرد در سن a در بخش kام است.

$\left(\sum_{k=1}^{2} w_{2}^{jk} X_{a}^{k}\right)^{w_{3}^{j}}$ تابع توصیف‌کننده میزان جانشینی تجربه کاری فرد در هر بخش است.

w_{4}^{j} افزایش یا کاهش سرمایه انسانی با افزایش سن را نشان می‌دهد (این اثر بعد از سن ۴۰ سالگی حادث می‌شود).

η_{a}^{j} تکانه سرمایه انسانی فرد را در بخش jام در سن a نشان می‌دهد. (شوک افراد در هر سن و هر بخش توزیع نرمال و مستقل داشته، iid[2])

سال‌های تحصیل و همچنین تجربه کاری هر فرد به‌ترتیب به‌صورت $E_{a} = E_{a-1} + d_{a-1}^{3}$ و $X_{a}^{j} = X_{a-1}^{j} + d_{a-1}^{j}$ رشد می‌کند. از آنجا که تخمین

1. Ben-Porath-Griliches Specification of Wage Function
2. Independent and Identically Distributed

پارامترهای قسمت مربوط به تجربه‌ی کاری نیازمند استفاده از گشتاورهای مرتبط با تجربه‌ی کاری افراد است، تخمین چنین پارامترهایی، مستلزم داشتن داده تابلویی با طول زمانی زیادی می‌باشد. به‌دلیل آنکه طرح آمارگیری نیروی کار و یا طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار هیچ‌کدام ما را قادر به ساخت چنین داده تابلویی نمی‌کند، این قسمت از معادله دستمزد قابل تخمین نیست، لذا در مدل این مقاله تابع دستمزد بدون قسمت مربوط به تجربه‌ی کاری و به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\begin{aligned} ogw^{j}_{hat} &= logr^{j}_{t} + logs^{j}_{ha} = logr^{j}_{t} + w^{j}_{0h} + w^{j}_{1}E_{a} \\ &\quad -w^{j}_{4}I(a > 40)(a - 40) + \eta^{j}_{a} \end{aligned} \qquad (۱۲)$$

با حذف تجربه‌ی کاری از معادله دستمزد توجه به دو نکته حائز اهمیت است. نخست، همان‌طورکه پیش‌تر گفته شد جابه‌جایی از یک بخش به بخش دیگر شامل دو نوع هزینه است، هزینه مستقیم و هزینه غیرمستقیم. هزینه غیرمستقیم ناشی از جانشینی ناقص تجربه‌ی انباشته شده در بخش مبدا هنگام ورود به بخش مقصد است. به عبارت دیگر افراد با جابه‌جایی از بخشی به بخش دیگر بخشی از سرمایه انسانی خود را از دست می‌دهند و لذا با گرفتن چنین تصمیمی افراد بخشی از دستمزد خود در بخش مبدا را رها می‌کنند (هزینه فرصت). با حذف تجربه‌ی کاری از معادله دستمزد، تمامی هزینه جابه‌جایی (مستقیم و غیرمستقیم) در پارامترهای δ_{jk} معادله (۹) خود را نشان خواهند داد. همچنین همان‌طورکه توضیح داده شد، در معادله دستمزد قسمتی مربوط به سن افراد قرار داده شده است (پارامتر w^{j}_{4}). این پارامتر در حقیقت برای مدل‌سازی فرسایش سرمایه انسانی بر اثر کهولت سن در مدل قرار داده شده است و لذا در حالت عدم حذف تجربه‌ی کاری، انتظار تخمینی مقدار منفی برای این پارامتر وجود خواهد داشت. حال که تجربه‌ی کاری از مدل حذف شده است و به‌دلیل آنکه میزان تجربه‌ی کاری فرد و سن او همبستگی مثبت بالایی دارند، این احتمال وجود دارد که این پارامتر مقدار مثبتی به خود بگیرد (چرا که در این حالت این پارامتر علاوه بر از دست رفتن سرمایه انسانی به علت کهولت سن، افزایش تجربه را نیز نشان می‌دهد.)

تسویه بازار و الگوریتم حل معادلات

اقتصاد از نسل‌های متقاطع بین سنین ۱۶ تا ۶۵ سال تشکیل شده است. هر فرد در زمان t باقیمانده مطولبیت انتظاری حال خود را براساس معادلات ۵ تا ۱۲ و با

انتخاب از بین چهار گزینه موجود بیشینه می‌کند. مطلوبیت انتظاری حال بیشینه‌شده هر فرد در سن a و زمان t برابر است با:

$$V_a(\Omega_{at}) = \max_{\{d_j^{at}\}} \sum_{\tau=a}^{65} E[\rho^{\tau-a} U_\tau | \Omega_{at}] \quad (۱۳)$$

در معادله فوق ρ نرخ تنزیل زمانی و Ω_{at} مجموعه اطلاعات در زمان t و سن a است. سن بازنشستگی (نقطه پایانی) برای تمامی افراد سن ۶۵ سالگی در نظر گرفته شده است. مجموعه اطلاعات شامل شوک‌های زمان حال، سال‌های تحصیل، نرخ اجاره دستمزد زمان حال و گذشته و می‌باشد.

در هر زمان t تمامی افراد جامعه پیش‌بینی مشترکی از توزیع نرخ اجاره سرمایه در زمان آینده تشکیل داده و سپس براساس این پیش‌بینی و همچنین وضعیت حال هر فرد، گزینه‌ای را انتخاب می‌کنند که مطلوبیت آن‌ها را بیشینه سازد. مجموع سرمایه انسانی عرضه شده به هر بخش در هر سال برابر با مجموع سرمایه انسانی افرادی است که در آن سال آن بخش را انتخاب کرده‌اند. به عبارت دیگر در صورتی که N_{at} تعداد کل افرادی باشد که در سن a در زمان t قرار دارند، سرمایه انسانی عرضه شده به هر بخش در این دوره برابر خواهد بود با:

$$S_t^j = \sum_{a=16}^{65} \sum_{n=1}^{N_{at}} s_{nat}^j d_{nat}^j (r_t^1, r_t^2) \quad (۱۴)$$

عرضه‌ی کل سرمایه فیزیکی در هر بخش و در نرخ اجاره فعلی کشش بینهایت داشته و تقاضای کل سرمایه برابر با مجموع تقاضای سرمایه در هر بخش است:

$$\overline{K_t} = K_t^1 + K_t^2 \quad (۱۵)$$

با در نظرگرفتن ماهیت ایستای مدل در سمت بنگاه، تابع تقاضای کل سرمایه انسانی با برابر قرار دادن تولید حاشیه‌ای سرمایه انسانی در مقادیر کلی آن با نرخ دستمزد مهارت به دست می‌آید. به شکل مشابه تابع تقاضای کل سرمایه فیزیکی نیز با قرار دادن تولید حاشیه‌ای سرمایه فیزیکی در مقادیر کلی آن با نرخ اجاره سرمایه فیزیکی به دست می‌آید. لذا داریم:

$$\frac{\partial p_t^1 Y_t^1(S_t^1, K_t^1)}{\partial S_t^1} = r_t^1 \quad (۱۶)$$

$$\frac{\partial p_t^2 Y_t^2(S_t^2, K_t^2)}{\partial S_t^2} = r_t^2 \quad (۱۷)$$

$$\frac{\partial p_t^1 Y_t^1(S_t^1, K_t^1)}{\partial K_t^1} = \frac{\partial p_t^2 Y_t^2(S_t^2, K_t^2)}{\partial K_t^2} = r_t^k \quad (۱۸)$$

در چارچوب ترجیحات عقلانی، مقادیر حال و گذشته تکانه‌های کلان، نرخ‌های اجاره سرمایه مشترک بین تمامی افراد جامعه، به همراه مقادیر انفرادی فضای حالت افراد (سن، تحصیلات، نوع، ترجیحات و شوک‌های انفرادی سرمایه انسانی) نرخ‌های دستمزد مهارت تعادلی را تعیین خواهد کرد. در این چارچوب نرخ دستمزد مهارت تعادلی به گونه‌ای خواهد بود که تقاضای کل سرمایه انسانی در هر بخش را با عرضه‌ی کل آن توسط افراد جامعه برابر سازد. به عبارت دیگر در هر زمان خواهیم داشت:

$$[S_t^j]_{demand} - [S_t^j]_{supply} = e_t^j\left(r_t^1, r_t^2, \widetilde{Z}_t, \tilde{r}^k, \widetilde{\Omega_t}, \Theta\right) = 0 \qquad (۱۹)$$

که در رابطه فوق $\widetilde{Z}_t$ بردار تکانه‌های بهره‌وری زمان حال و گذشته، $\tilde{r}^k$ بردار نرخ‌های اجاره سرمایه زمان حال و گذشته، $\widetilde{\Omega_t}$ بردار فضای حالت تمامی افراد جامعه و Θ بردار پارامترهای مدل است.

تابع تقاضای اضافه معادله (۱۹) جواب تحلیلی ندارد، لذا برای حل این معادله الگوریتم عددی زیر به کار گرفته شده است:

ابتدا مشابه روش استفاده شده در لی و ولپین[1] ۲۰۰۶ و کین و ولپین[2] ۱۹۹۷، فرض می‌شود که جواب معادله (۱۹) برای رشد نرخ‌های اجاره مهارت تعادلی توسط تابع زیر تخمین زده می‌شود:

$$\log r_{t+1}^j - \log r_t^j = \eta_0^j + \sum_{k=1}^{2}\eta_k^j\left[\log r_t^j - \log r_{t-1}^j\right] + \sum_{k=3}^{4}\eta_k^j\left[\log z_{t+1}^j - \log z_t^j\right] \qquad (۲۰)$$

به عبارت دیگر به شکل ماتریسی در این حالت داریم:

$$\begin{pmatrix}\log r_{t+1}^1 - \log r_t^1\\ \log r_{t+1}^2 - \log r_t^2\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}\eta_0^1\\ \eta_0^2\end{pmatrix} + \begin{pmatrix}\eta_1^1 & \eta_2^2\\ \eta_1^2 & \eta_2^2\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\log r_t^1 - \log r_{t-1}^1\\ \log r_t^2 - \log r_{t-1}^2\end{pmatrix} + \begin{pmatrix}\eta_3^1 & \eta_4^2\\ \eta_3^2 & \eta_4^2\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\log z_{t+1}^1 - \log z_t^1\\ \log z_{t+1}^2 - \log z_t^2\end{pmatrix} \qquad (۲۱)$$

در معادلات (۲۰) یا (۲۱) فرض شده است که یک دوره تأخیر رشد هم‌زمان تکانه بهره‌وری در هر بخش، به همراه رشد نرخ دستمزد مهارت در هر بخش برای تخمین بردار تکانه‌های بهره‌وری گذشته و توزیع فضای حالت افراد در اقتصاد (توزیع مشترک تحصیلات، سن، نوع تمامی افراد جامعه) کافی است. در ادامه اگرچه فرض شده است که

1. Lee and Wolpin
2. Keane and Wolpin

پارامترهای معادلات (۲۰) یا (۲۱) و معادلات (۲) یا (۳) مستقل از پارامترهای مدل هستند (ثابت هستند)، در اصل این پارامترها تابعی از پارامترهای مدل می‌باشند.

برای حل معادلات فوق، نقطه شروع، سال ۱۳۷۵ در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر در این سال توزیع اشتغال افراد در هر بخش (بخش ۱ تا ۴) گرفته شده فرض شده و افراد از این سال اقدام به تصمیم‌گیری در مورد این چهار گزینه خواهند کرد. مراحل الگوریتم حل به‌صورت زیر می‌باشد:

۱- پارامترهای اولیه‌ای برای معادلات (۲۰) و (۲) انتخاب می‌شود.

۲- برای هر فرد مسئله بهینه‌سازی در هر سال تا سن ۶۵ سالگی او حل می‌شود. این معادله بیشنه‌سازی در حقیقت یک بهینه‌سازی پویا در بازه متناهی می‌باشد. تابع ارزش معادله (۱۳) را می‌توان به شکل بیشینه‌سازی بر روی تابع ارزش هر بخش نوشت. به عبارت دیگر به‌دست می‌آید:

$$V_a(\Omega_{at}) = \max_{j=1,2,3,4} V_a^j(\Omega_{at}) \qquad (۲۱)$$

$$V_a^j(\Omega_{at}) = \begin{cases} U_a^j(\Omega_{at}) + \rho EV\left(\Omega_{a+1,t+1} \middle| d_{at}^j = 1, \Omega_{at}\right) & a < 65 \\ U_a^j(\Omega_{at}) & a = 65 \end{cases} \qquad (۲۲)$$

جواب معادله (۲۲) به‌صورت تحلیلی نمی‌باشد. روش حل این تابع به‌صورت بازگشتی و با شروع از آخرین دوره‌ای که هر فرد اقدام به تصمیم‌گیری می‌کند، انجام می‌شود (a=65).

۱- نرخ اجاره مهارت اولیه‌ای برای بخش اول و دوم و برای اولین سال (t=1376) حدس زده شده و سپس با در نظر گرفتن توزیع سنی، جنسی، تحصیلی و محل زندگی افراد در این سال، مشخص می‌شود هر فرد بین سن ۱۶ تا ۶۵ در این سال چه انتخابی می‌کند. بعد از آنکه انتخاب هر فرد در این سال مشخص شد، از مجموع سرمایه انسانی، افرادی که بخش اول و دوم را انتخاب کرده‌اند، عرضه‌ی کل سرمایه انسانی به بخش اول و دوم به‌دست آورده می‌شود.

۲- حال عرضه‌ی کل سرمایه انسانی به بخش اول و دوم را در این سال داریم. همچنین داده، تولید کل و سرمایه فیزیکی استفاده شده در هر بخش نیز در این سال در دسترس است. با برابر قرار دادن تولید کل هر بخش با تولید واقعی آن بخش در آن سال و همچنین برابر قرار دادن تولید نهایی مهارت در مقادیر کل سرمایه انسانی عرضه شده با نرخ اجاره مهارت، ۴ معادله ۴ مجهول خواهیم داشت. از حل این چهار معادله نرخ اجاره مهارت و تکانه بهره‌وری جدیدی در هر بخش برای این سال به‌دست می‌آید.

۳- این مقادیر جدید را به‌عنوان حدس اولیه مرحله ۳ جایگزین کرده و مراحل ۳ و ۴ را اینقدر تکرار می‌کنیم که نرخ‌های دستمزد مهارت و تکانه‌های بهره‌وری در این سال به مقادیر ثابتی همگرا شوند.

۴- برای دوره بعد (t=۱۳۷۷) مراحل ۳ تا ۵ را تکرار می‌کنیم.

۵- برای تمامی دوره‌های t=۱۳۷۶ تا t=۱۳۹۵ مرحله ۶ را تکرار می‌کنیم.

۶- حال سری زمانی تکانه‌های بهره‌وری و نرخ‌های دستمزد مهارت در هر بخش را برای تمامی سال‌های t=۱۳۷۶ و t=۱۳۹۵ داریم. با این سری زمانی، معادلات (۲۰) و (۲) را دوباره تخمین می‌زنیم. با این عمل پارامترهای جدیدی برای این دو معادله به‌دست می‌آید.

۷- با این مقادیر جدید برای معادلات (۲۰) و (۲)، مراحل ۲ تا ۸ را آنقدر تکرار می‌کنیم که سری زمانی تکانه‌های بهره‌وری و نرخ‌های اجاره سرمایه در این دو بخش به سری‌های ثابتی همگرا شوند.

۴- روش تخمین و گشتاورهای استفاده شده

به ازای هر بار انتخاب بردار پارامترهای مدل، تمامی مراحل فوق باید انجام شود. به عبارت دیگر خروجی الگوریتم توضیح داده شده، به‌عنوان ورودی روش گشتاورهای شبیه‌سازی شده[1] به کار گرفته می‌شود. در این روش متوسط وزنی فاصله گشتاورهای محاسبه شده در داده با گشتاوهای شبیه‌سازی کمینه می‌شود، که وزن‌های استفاده شده در این روش، وارون ماتریس واریانس گشتاورها می‌باشد.

شبیه‌سازی در هر سال برای ۸۰۰ نفر از هر گروه سنی انجام شده است. انتخاب ۸۰۰ نفر از هر گروه سنی به همراه داشتن ۵۰ گروه سنی (سن ۱۶ تا ۶۵)، در هر سال در مجموع ۴۰۰۰۰ نفر می‌دهد. مراحل ۳ تا ۵ ذکر شده در الگوریتم حل معادلات در حقیقت همان محاسبه نقطه تقاطع عرضه‌ی نیروی کار و تقاضای نیروی کار است. اگرچه تقاضای نیروی کار در مدل (سمت بنگاه) تابعی پیوسته و نزولی برحسب نرخ دستمزد مهارت است، تابع عرضه‌ی نیروی کار ساخته شده توسط ۴۰۰۰۰ فرد، تابعی صعودی، اما گسسته می‌باشد و این گسسته بودن تابع عرضه، به‌دست آوردن نقطه‌ی تقاطع دقیق منحنی تقاضا و عرضه را با مشکل روبرو می‌کند. برای حل این مشکل از درون‌یابی تابع عرضه و تبدیل آن به تابعی پیوسته استفاده شده است.

1. Simulated Method of Moments

برای استخراج گشتاورهای مورد نیاز، از داده‌های طرح آمارگیری نیروی کار[1] در فاصله سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ و طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار[2] در فاصله سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. گشتاورهای استخراج شده توسط هرکدام از این مجموعه داده‌ها به‌صورت زیر می‌باشد:

طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار

- درصد افرادی که در هر سال هر کدام از چهارگزینه موجود را انتخاب می‌کنند، به تفکیک جنسیت.
- درصد افرادی که در هر سال هر کدام از چهارگزینه موجود را انتخاب می‌کنند، به تفکیک محل زندگی.
- درصد افرادی که در هر سال هر کدام از چهارگزینه موجود را انتخاب می‌کنند، به تفکیک نوع.
- درصد افرادی که در هر سال هر کدام از چهارگزینه موجود را انتخاب می‌کنند، به تفکیک سن.
- درصد افرادی که در هر سال هر کدام از چهارگزینه موجود را انتخاب می‌کنند، به تفکیک نوع و سن و تحصیلات.
- میانگین لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک نوع.
- میانگین لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک تحصیلات.
- میانگین لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک سن.
- میانگین لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک نوع، تحصیلات و سن.
- واریانس لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک نوع.
- واریانس لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک تحصیلات.
- واریانس لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک سن.
- واریانس لگاریتم درآمد سرانه هر بخش (بخش ۱و ۲) در هر سال به تفکیک نوع، تحصیلات و سن.

1. Labor Force Survey
2. Household Expenditure and Income Survey

طرح آمارگیری نیروی کار

- درصد افرادی که در هر سال بین چهار گزینه موجود جابه‌جا می‌شوند، به‌تفکیک نوع
- درصد افرادی که در هر سال بین چهار گزینه موجود جابه‌جا می‌شوند، به‌تفکیک تحصیلات
- درصد افرادی که در هر سال بین چهار گزینه موجود جابه‌جا می‌شوند، به‌تفکیک سن
- درصد افرادی که در هر سال بین چهار گزینه موجود جابه‌جا می‌شوند، به‌تفکیک نوع، تحصیلات و سن

در زمان آمارگیری طرح هزینه و درآمد خانوار افرادی وجود دارند که بیش از یک شغل معرفی کرده‌اند. در این حالت در صورتی که هر دو شغل معرفی شده در یک بخش قرار بگیرند (بخش قابل مبادله و یا بخش غیرقابل مبادله) مجموع درآمد فرد در این شغل به‌عنوان درآمد او در آن بخش در نظر گرفته شده است. در صورتی که این دو شغل در دو بخش متفاوت قرار بگیرند، درآمد معرفی شده در این دو شغل مقایسه شده و علاوه بر در نظر گرفتن اشتغال فرد در بخش با درآمد بالاتر، این درآمد به‌عنوان درامد کل او در این بخش در نظر گرفته خواهد شد.

از طرح آمارگیری نیروی کار، برای محاسبه درصد افرادی که در هر دوره از بخشی به بخش دیگر جابه‌جا شده‌اند استفاده شده است. برای محاسبه چنین مقادیری، داده تابلویی دو ساله از مجموعه داده این طرح براساس انطباق سال تولد، ماه تولد، جنسیت و نسبت افراد با سرپرست خانواده ساخته شده است. در صورتی که اشتغال افراد در این داده تابلویی دو ساله در دو دوره متفاوت باشد این افراد به‌عنوان افرادی که این بازه‌ی زمانی بخش خود را تغییر داده‌اند در نظر گرفته شده‌اند. ساخت چنین داده تابلویی برای تمامی سال‌های طرح آمارگیری نیروی کار ممکن نیست. در بعضی از سال‌ها ارتباط این مجموعه داده با سال قبل قطع شده است و لذا در مجموع ۶ مجموعه داده تابلویی دوساله قابل ساخته شدن است (در دوره‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۶، ۱۳۸۶-۱۳۸۷، ۱۳۸۸-۱۳۸۹، ۱۳۸۹-۱۳۹۰، ۱۳۹۱-۱۳۹۲ و ۱۳۹۲-۱۳۹۳)

۵- نتایج و آزمون‌های پادواقع

در جدول ۳ و جدول ۴، پارامترهای مربوط به هزینه جابه‌جایی بین‌بخشی و توزیع این هزینه‌ها در زیرگروه‌های مختلف جنسیتی، تحصیلی، سنی و محل زندگی مشاهده

می‌شود. این مقادیر براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ بوده و همان‌طورکه در معادلات ۱۰ مشاهده می‌شود، تحلیل این مقادیر به‌صورت نمایی می‌باشد. به‌عنوان مثال، براساس پارامترهای تخمین زده شده، متوسط هزینه جابه‌جایی از بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله برای زنی شهری با تحصیلات دانشگاهی و سنی بالای ۴۰ سال برابر است با:

$$\text{متوسط هزینه جابه‌جایی} = \exp(19.156 + 0.314 + 0.083 + 0.121 - 0.128)$$
$$= 30812038 \text{ ریال}$$

همان‌طورکه در مقادیر این دو جدول مشاهده می‌شود، هزینه جابه‌جایی بین بخشی در اقتصاد ایران بسیار بزرگ بوده و بسته به جنسیت، سطح تحصیلات، سن، محل زندگی فرد و بخش مبدا و مقصد بین ۳,۰۸ تا ۱۱,۷۴ متوسط درآمد سرانه در سال ۱۳۹۰ می‌باشد. در این میان جابه‌جایی به بخش تحصیل پرهزینه‌ترین جابه‌جایی و جابه‌جایی از بخش تحصیل به بخش‌های دیگر کم‌هزینه‌ترین جابه‌جایی می‌باشد.

براساس پارامترهای جدول ۴، هزینه‌های جابه‌جایی بین بخشی در زیرگروه‌های مختلف تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای دارند و زنان، افراد تحصیل کرده و مسن و همچنین افراد روستایی با هزینه‌های بیشتری روبرو هستند. براساس این مقادیر، متوسط هزینه جابه‌جایی بین بخشی برای زنان در حدود ۳۷ درصد بیشتر از مردان است. هزینه جابه‌جایی بیشتر، می‌تواند یکی از دلایل نرخ مشارکت پایین زنان در اقتصاد ایران باشد. براساس نتایج این پژوهش در صورتی که این هزینه‌ها در زنان مشابه مردان باشد، اشتغال زنان در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله افزایش چشمگیری می‌یابد.

هزینه جابه‌جایی بیشتر افراد تحصیل کرده را می‌توان به تجربه‌ی کاری و فرآیند یادگیری در کار نسبت داد. افراد تحصیل کرده بیشتر در مشاغل پرمهارت که یادگیری طی کار بخش مهمی از سرمایه انسانی را در آنها تشکیل می‌دهد مشغول به فعالیت هستند و از این جهت به هنگام جابه‌جایی از بخشی به بخش دیگر، بخش قابل توجهی از سرمایه انسانی فرد از دست رفته و این موضوع مانع جابه‌جایی و افزایش هزینه جابه‌جایی برای این افراد می‌شود. هزینه جابه‌جایی بیشتر افراد مسن یعنی افراد بالای ۴۰ سال نیز به‌دلیل مشابه است. به عبارت دیگر از آن جهت که براساس داده‌های در دسترس امکان محاسبه‌ی تجربه‌ی کاری افراد در هر بخش فراهم نبوده، تمامی هزینه جابه‌جایی بین بخشی افراد در پارامتراهای تخمین زده شده نمایان شده است، لذا از آن جهت که افراد مسن، به‌طور متوسط تجربه‌ی کاری بیشتری در بخش مورد اشتغال خود

داشته و به‌دلیل آنکه تجربه‌ی کاری افراد در هر بخش به شکل ناقص قابل انتقال به سایر بخش‌ها می‌باشد، این افراد در هنگام جابه‌جایی با هزینه بیشتری روبرو هستند.

همان‌طورکه گفته شد، هزینه جابه‌جایی شامل انواع مختلفی از جمله هزینه پیدا کردن شغل جدید در بخش مقصد می‌باشد، لذا به جهت آنکه موقعیت‌های شغلی بیشتری به‌طور متوسط در شهر نسبت به روستا موجود است، این موضوع سبب افزایش این جز از هزینه جابه‌جایی افراد روستایی می‌شود.

جدول ۳ . هزینه جابه‌جایی بین بخشی نیروی کار: پارامترهای تخمین زده شده

	بخش قابل مبادله	بخش غیرقابل مبادله	بخش تحصیل	بخش خانه
بخش قابل مبادله	۰	۱۹،۱۶۲ (۱،۱۵۱)	۱۹،۵۹۱ (۱،۲۱۴)	۰
بخش غیرقابل مبادله	۱۹،۱۸۴ (۱،۰۵۵)	۰	۱۹،۵۰۱ (۱،۵۶۲)	۰
بخش تحصیل	۱۸،۹۳۱ (۱،۶۴۶)	۱۸،۹۰۱ (۰،۹۰۷)	۰	۰
بخش خانه	۱۹،۱۰۷ (۱،۱۸۴)	۱۹،۰۱ (۱،۱۸۶۲)	۱۹،۴۰۸ (۱،۹۷۹)	۰

منبع: محاسبات محققان از تخمین مدل ساختاری

یادداشت: مقادیر مربوط به پارامتر cost_{jk} معادله هزینه جابه‌جایی - بخش عنوان شده در هر ردیف بخش مبدا و بخش عنوان شده در هر ستون بخش مقصد است. مقادیر داخل پارانتز انحراف معیار است.

جدول ۴ . هزینه جابه‌جایی بین بخشی نیروی کار: پارامترهای تخمین زده شده

	$\kappa_1: \text{I(Female} = 1)$	$\kappa_2: \text{I(Educ} = 1)$	$\kappa_3: \text{I(age} > 40)$	$\kappa_4: \text{I(Urban} = 1)$
مقدار	۰/۳۱۴ (۰/۰۱۶)	۰/۰۸۳ (۰/۰۰۳)	۰/۱۲۱ (۰/۰۰۹)	-۰/۱۲۸ (۰/۰۰۹)

منبع: محاسبات محققان از تخمین مدل ساختاری

یادداشت: مقادیر مربوط به سایر ضرایب معادله هزینه جابه‌جایی. مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار است.

در جدول ۵ نتایج مربوط به دو آزمون پادواقع مشاهده می‌شود. در آزمون پادواقع اول، هزینه جابه‌جایی بین بخشی صفر در نظر گرفته شده است. به‌عبارت دیگر در این حالت امکان جابه‌جایی کاملاً آزادانه نیروی کار وجود دارد. در آزمون پاد واقع دوم، هزینه جابه‌جایی نیروی بخشی به قدری بزرگ در نظر گرفته می‌شود که عملا امکان

هیچ جابه‌جایی برای نیروی کار وجود ندارد. نتایج مربوط به این دو آزمون پادواقع با استفاده از مقادیر واقعی آنها، نرمالیزه شده است.

همان‌طورکه پیش‌تر توضیح داده شد، هزینه جابه‌جایی بالا سبب کاهش جذابیت بخش قابل مبادله، غیرقابل مبادله و همچنین تحصیل در مقایسه با بخش خانه و کاهش نرخ مشارکت می‌شود، لذا با کاهش این هزینه‌ها انگیزه اشتغال در این سه بخش افزایش می‌یابد. به‌طوری‌که براساس نتایج این پژوهش، درصورتی‌که هزینه جابه‌جایی بین بخشی برابر با صفر باشد، اشتغال در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله در سال ۱۳۹۵ حدود ۶۰ و ۱۲ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش اشتغال در این دو بخش، تولید در این دو بخش افزایش می‌یابد، به‌گونه‌ای که در این حالت، تولید در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله به ترتیب ۳۶ و ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. تفسیر نتایج آزمون پادواقع دوم، یعنی حالتی که در آن نیروی کار امکان هیچ گونه جابه‌جایی ندارد به شکل مشابه است. با افزایش هزینه جابه‌جایی، انگیزه نیروی کار برای اشتغال کاهش می‌یابد که این موضوع نیز به نوبه خود سبب کاهش تولید در این دو بخش می‌شود.

جدول ۵ . نتایج آزمون پادواقع کاهش و افزایش شدید هزینه جابه‌جایی بین‌بخشی

	درصد افراد در بخش قابل مبادله	درصد افراد در بخش غیرقابل مبادله	درصد افراد در بخش تحصیل	درصد افراد در بخش خانه	تولید بخش قابل مبادله	تولید بخش غیرقابل مبادله
آزمون پادواقع اول	۱،۶۰۸	۱،۱۲۶	۱،۵۱۴	۰،۶۸۶	۱،۳۶	۱،۱۶
آزمون پادواقع دوم	۰،۸۷۴	۰،۵۴۲	۰،۸۶۴	۱،۲۸	۰،۸۹۷	۰،۷۸

منبع: محاسبات محققان از تخمین مدل ساختاری

یادداشت: درصد افراد در چهار بخش و تولید در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله در سال ۱۳۹۵ در صورتی‌که هزینه جابه‌جایی بین بخشی صفر (آزمون پادواقع اول) و هزینه جابه‌جایی بین بخشی بسیار بزرگ (آزمون پادواقع دوم). مقادیر این دو آزمون پادواقع با استفاده از مقادیر واقعی آنها در سال ۱۳۹۵ نرمالیزه شده است.

۶- جمع‌بندی

بررسی آثار سیاست‌های مؤثر بر جابه‌جایی نیروی کار از جمله سیاست‌های تجاری بدون درک درستی از درجه‌ی جابه‌جاپذیری نیروی کار و بزرگی هزینه‌هایی که نیروی

کار به هنگام جابه‌جایی از بخشی به بخش دیگر با آنها روبرو است، امکانپذیر نمی‌باشد. تخمین درستی از این هزینه‌ها علاوه بر آنکه ما را به تحلیل کوتاه‌مدت و میان‌مدت این سیاست‌ها قادر می‌کند، در تعیین بازندگان و برندگان چنین سیاست‌هایی نیز رهنمون می‌سازد. برای مثال اگر هزینه‌های جابه‌جایی برای افراد تحصیل‌کرده، پایین، ولی برای افراد با تحصیلات کم، ناچیز باشد، عملا سیاست‌های اصلاحی اگر با شدت اعمال شود و فرصت جابه‌جایی محدود باشد، ممکن است برای اقشار فرودست بسیار پرهزینه به‌شمار می‌رود. از این رو در این پژوهش به طراحی و تخمین مدلی ساختاری در جهت تخمین هزینه‌های جابه‌جایی بین بخشی نیروی کار پرداخته شده است. براساس یافته‌های این پژوهش، هزینه جابه‌جایی در اقتصاد ایران بزرگ و بسته به بخش مبدا و مقصد و ویژگی‌های فردی افراد بین ۳,۰۸ تا ۱۱,۷۴ برابر متوسط درآمد سرانه در سال ۱۳۹۰ تخمین زده می‌شود. همچنین تفاوت‌های زیادی بین افراد براساس جنسیت، سطح تحصیلات، سن و محل زندگی آنها در این هزینه‌ها مشاهده می‌شود، به‌گونه‌ای که زنان، افراد تحصیل کرده، افراد مسن و روستایی با هزینه‌های به مراتب بیشتری روبرو هستند. براساس نتایج آزمون‌های پادواقع، اشتغال و تولید در هر بخش به میزان قابل توجهی به اندازه این هزینه‌ها حساس است. براساس این یافته‌ها، در صورتی که هزینه جابه‌جایی بین بخشی صفر باشد، تولید در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله ۳۶ و ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش به‌دلیل کاهش درصد افراد در بخش خانه و افزایش اشتغال در بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله صورت می‌گیرد. چنین افزایش چشمگیری در تولید در این دو بخش، اهمیت پیگیری سیاست‌های تسهیل‌کننده جابه‌جایی نیروی کار را روشن می‌سازد.

در این پژوهش به‌دلیل محدودیت در داده‌های موجود، امکان بررسی میزان انتقالذیری تجربه‌ی کاری افراد در یک بخش به سایر بخش‌ها نبوده و این موضوع سبب عدم توانایی این مقاله در مقایسه تأثیر سیاست‌های مختلف تسهیل کننده جابه‌جایی نیروی کار شده است. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به سیاست پرداخت یارانه به نیروی کار در صورت جابه‌جایی و سیاست آموزش دوباره نیروی کار اشاره کرد. برای مثال در بسیاری از کشورها برای افرادی که به‌تازگی بیکار شده‌اند کلاس‌های رایگان آموزش مهارت در صنایع/بخش‌های دیگر به همراه پرداخت حقوق حین آموزش تمهید می‌شود. بدیهی است، در صورت دسترسی به مجموعه داده‌هایی که امکان محاسبه‌ی تجربه‌ی کاری افراد در هر بخش در آنها فراهم باشد، بررسی میزان انتقال‌پذیری

تجربه‌ی کاری افراد و مقایسه‌ی تأثیر این دو سیاست می‌تواند به‌عنوان فرصت‌هایی برای پژوهش بیشتر در این زمینه در نظر گرفته شود.

منابع

1. Artuç, E., Chaudhuri, S., & McLaren, J. (2010). Trade shocks and labor adjustment: A structural empirical approach. *American economic review*, *100*(3), 1008-45.
2. Artuc, E., & McLaren, J. (2010). A structural empirical approach to trade shocks and labor adjustment: An application to Turkey. *Adjustment Costs and Adjustment Impacts of Trade Policy, World Bank*, *33*.
3. Bowlus, A. J., & Neuman, G. R. (2006). The job ladder. In *Structural models of Wage and Employment dynamics* (pp. 217-235). Emerald Group Publishing Limited.
4. Dix-Carneiro. (2014). Trade liberalization and labor market dynamics. *Econometrica*, *82*(3), 825-885.
5. Heckman, J. J., & Sedlacek, G. (1985). Heterogeneity, aggregation, and market wage functions: an empirical model of self-selection in the labor market. *Journal of political Economy*, *93*(6), 1077-1125.
6. Keane, M. P., & Wolpin, K. I. (1997). The career decisions of young men. *Journal of political Economy*, *105*(3), 473-522.
7. Kennan, J., & Walker, J. R. (2011). The effect of expected income on individual migration decisions. *Econometrica*, *79*(1), 211-251.
8. Lee, D., & Wolpin, K. I. (2006). Intersectoral labor mobility and the growth of the service sector. *Econometrica*, *74*(1), 1-46.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۸۵-۵۷

تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ثبات مالی ایران در چارچوب ساخت شاخص ترکیبی*

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.3.4

مجتبی سید حسین‌زاده[۱]، علیرضا عرفانی**[۲]، مهدی قائمی اصل[۳]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سمنان، m.hosseinzade@semnan.ac.ir

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، aerfani@semnan.ac.ir

۳. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، M.ghaemi@khu.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

سیستم مالی زمانی باثبات است که بر عملکرد اقتصاد اثر مثبت داشته باشد و مانع آن نشود. بر این اساس، یک سیستم مالی باید بتواند در مقابل شوک‌ها مقاومت کند و تخصیص پس‌اندازها، انتقال اطلاعات، سیستم پرداخت و ... را به‌صورت بهینه و کارا نگه دارد. در این تحقیق، ابتدا با استفاده از تجارب جهانی و داده‌های ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵، یک شاخص ترکیبی ثبات مالی ذیل چهار بُعد «نهادهای سپرده‌پذیر»، «اقتصاد کلان»، «بخش خارجی» و «کیفیت نهادی» برای ایران ساخته شده است. پس از ساخت شاخص ترکیبی، با استفاده از روش تحلیل حساسیت مؤثرترین نماگرها بر «نوسانات» و «مقدار متوسط» شاخص ترکیبی ثبات مالی شناسایی شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که از بین ۴۸ نماگر موجود، «نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی»، که یکی از شاخص‌های اصلی «سلامت مالی دولت» در بُعد «کیفیت نهادی» است، در مجموع بیشترین اثر منفی را بر «نوسانات» و «مقدار متوسط» شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته است؛ بنابراین جهت ارتقاء ثبات مالی در ایران، باید بیشترین تمرکز را بر کنترل «نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی» قرار داد.

طبقه‌بندی JEL: C43، B15

واژه‌های کلیدی: ثبات مالی، الزامات نهادی، شاخص ترکیبی، تحلیل حساسیت

---

*. این مقاله برگرفته از رساله دکتری مجتبی حسین‌زاده تحت راهنمایی دکتر علیرضا عرفانی است.

** . نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۲۳۳۱۰۲۶۱

۱- مقدمه

سیستم مالی زمانی باثبات است که بر عملکرد اقتصاد اثر مثبت داشته باشد و مانع آن نشود. بر این اساس یک سیستم مالی باید بتواند در مقابل شوک‌ها مقاومت کند و تخصیص پس‌اندازها، انتقال اطلاعات، سیستم پرداخت و ... را به‌صورت بهینه و کارا نگه دارد (آربانکوا[1]، ۲۰۱۲، ص۶). از این رو بی‌ثباتی مالی زمانی رخ می‌دهد که شوک‌های وارده به سیستم مالی با جریان اطلاعات تداخل پیدا کند، به‌طوری که سیستم مالی دیگر نتواند کار خود را برای هدایت وجوه به سمت فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد انجام دهد (میشکین[2]، ۱۹۹۹، ص۱۰).

بحران‌ها و بی‌ثباتی‌های بخش مالی همواره برای اقتصادهای مختلف هزینه‌های بسیاری به همراه داشته است که ورشکستگی مؤسسات مالی و بنگاه‌های اقتصادی، بیکاری و برخی معضلات اجتماعی، از جمله این هزینه‌هاست. هرچند تحلیل چرایی وقوع بی‌ثباتی‌های این چنینی در لایه‌های مختلفی قابل انجام است؛ اما در نگاهی عمیق می‌توان گفت بسیاری از این مشکلات محصول عدم وجود معماری درست در نظام مالی می‌باشد.

در مقاله پیش رو اهمیت بندهای ۱۶[3]، و ۱۷[4] سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی که بر «تحول اساسی در ساختارها و منطقی‌سازی اندازه دولت» و «اصلاح نظام درآمدی دولت» تأکید دارند، در تحقق بند ۹[5] همین سیاست‌ها که بر «ایجاد ثبات در اقتصاد ملی» تأکید دارد مورد تبیین و بررسی قرار گرفته است. بر این اساس پس از مرور ادبیات نظری، ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران در شش مرحله انجام شده است. از سویی، با توجه به اینکه تمرکز این تحقیق بر الزامات نهادی تأمین ثبات مالی است، لذا در نهایت به تحلیل حساسیت مؤلفه‌های مربوط به بُعد نهادی پرداخته شده است.

---

1. Urbankova
2. Mishkin
۳. «صرفه‌جویی در هزینه‌های عمومی کشور با تأکید بر تحول اساسی در ساختارها، منطقی‌سازی اندازه‌ی دولت و حذف دستگاه‌های موازی و غیرضرور و هزینه‌های زاید»
۴. «اصلاح نظام درآمدی دولت با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی»
۵. «اصلاح و تقویت همه‌جانبه‌ی نظام مالی کشور با هدف پاسخگویی به نیازهای اقتصاد ملی، ایجاد ثبات در اقتصاد ملی و پیشگامی در تقویت بخش واقعی»

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

با توجه به تعریف ثبات مالی به‌عنوان «شرایطی که در آن نظام مالی یک اقتصاد بتواند خدمات ضروری برای عملکرد مناسب اقتصاد را به‌صورت پیوسته ارائه کند و عرضه این خدمات نیز در مقابل وقوع تکانه‌های مختلف با مشکل روبرو نشود»[۱]؛ بحران‌ها و بی‌ثباتی‌های بخش مالی همواره برای اقتصادهای مختلف هزینه‌های بسیاری به همراه داشته است که ورشکستگی مؤسسات مالی و بنگاه‌های اقتصادی، بیکاری و برخی معضلات اجتماعی از جمله این هزینه‌هاست. به همین دلیل معمولاً کشورهای مختلف پس از بحران‌های مالی به دنبال بازتعریف قواعدی هستند که آحاد اقتصادی در بخش مالی بر این مبنا با یکدیگر تعامل می‌کنند. در کشور ایران نیز در سال‌های اخیر توجه به ثبات نظام بانکی از جمله مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران و کارشناسان به شمار می‌رود. هرچند تحلیل چرایی وقوع بی‌ثباتی‌های این چنینی در لایه‌های مختلفی قابل انجام است اما در نگاهی عمیق می‌توان گفت بسیاری از این مشکلات محصول عدم وجود معماری درست در نظام مالی در ایران می‌باشد. به‌عبارت دیگر ریشه بسیاری از این مشکلات در طراحی نظام مالی ایران است. این تحقیق درصدد بررسی بخشی از معماری نظام مالی یعنی ارکان ساختاری ثبات مالی می‌باشد. امروزه نه‌تنها سازمان‌های بین‌المللی نظیر بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و ... به بحث ثبات مالی پرداخته‌اند بلکه کشورها و سازمان‌های کوچک منطقه‌ای نیز به تدوین برنامه‌هایی جهت نظارت و پایش ثبات مالی اقدام کرده‌اند. از جمله اقدامات انجام شده در این حوزه، ساخت شاخص‌های ترکیبی ثبات مالی جهت در نظر گرفتن و تحلیل و بررسی تمامی ابعاد و مؤلفه‌های اثرگذار بر ثبات مالی است. از این منظر، به برخی از تحقیقات انجام‌گرفته اشاره می‌شود.

ساتیاناس و سوبرامانیان[۲] (۲۰۰۷)، با در نظر گرفتن عوامل نهادی و غیرنهادی مؤثر بر بی‌ثباتی مالی و اقتصاد کلان شامل رشد حجم پول، رخ رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، نرخ تورم، نسبت تراز حساب جاری (کسری حساب جاری) به تولید ناخالص داخلی، بی‌عدالتی اقتصادی، چرخه سیاست مالی، نوسانات سیاست مالی و استقلال بانک مرکزی؛ به این نتیجه رسیده‌اند که اولاً نهادهای سیاسی

---

۱. در حقیقت ثبات مالی عبارت است از: ظرفیت سیستم مالی جهت عملکرد مناسب همراه با اصلاح مداوم اختلالاتی که در سازوکار عملیاتی آن رخ می‌دهد (آلبولسکو، ۲۰۱۰، ص ۸۳).

2. Satyanath & Subramanian

دموکراتیک یکی از عوامل اصلی تأمین ثبات اقتصاد کلان در بلندمدت هستند و ثانیاً اگرچه تلاش‌های نهادهای بین‌المللی برای معرفی برنامه‌های کاهش نابرابری درآمد مفید است، اما در عین حال شناخت تأثیر دموکراسی بر عملکرد بلندمدتِ تورم لزوماً نشانگر یک برنامه دقیق و قابل اجرا در سیاست‌های کوتاه مدت نیست.

کافمن و ماستروزی[1](۲۰۰۹)، با بررسی شش شاخص حکمرانی خوب (WGI) [مؤثر بر ثبات مالی] شامل «حق اظهار نظر و پاسخگویی»، «ثبات سیاسی و عدم خشونت»، «اثربخشی دولت»، «کیفیت قوانین و مقررات»، «حاکمیت قانون» و «کنترل فساد»، نتیجه گرفته‌اند که با توجه به اینکه سطح واقعی حکمرانی در یک کشور ذاتاً غیرقابل مشاهده است لذا هرگونه اندازه‌گیری تجربی حاکم بر مشاهدات تنها یک پروکسی ناقص از ابعاد وسیع حکومت‌داری می‌باشد که از این نظر داده‌های WGI نیز مستثنی نیستند. از این رو در تفسیر شاخص‌های حکمرانی باید به حاشیه خطا نیز توجه شود.

آنایوتوس و تورویان[2](۲۰۰۹)، با بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی کشورهای جنوب صحرای آفریقا شامل شاخص اعتبار اطلاعات، حقوق قانونی وام‌گیرندگان یا ضمانت اجرای قراردادها، ثبات سیاسی و عدم خشونت، کنترل فساد، نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، میزان دسترسی به خدمات مالی، بازدهی اوراق، و نسبت وام‌های غیرفعال به کل‌وام‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که عوامل نهادی تأثیر عمیق‌تری بر توسعه مالی داشته‌اند.

موریس[3](۲۰۱۰)، با استفاده از چندین نماگر مختلف ذیل چهار شاخص کلی «توسعه مالی»؛ «نوسانات مالی»، «سلامت مالی»؛ و «فضای اقتصادی جهان» شاخص ترکیبی ثبات مالی جامائیکا را محاسبه کرده و براساس روش‌های اقتصادسنجی نتیجه گرفته که این شاخص نسبت به تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان بسیار حساس است.

آلبولسکو[4](۲۰۱۰)، به‌منظور ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی رومانی از نماگرهای منفرد مختلفی ذیل چهار گروه کلی «شاخص توسعه مالی»، «شاخص نوسانات مالی»، «شاخص سلامت مالی»، و «شاخص فضای اقتصادی جهان» استفاده کرده و نشان داده که ثبات مالی رومانی در بازه ۱۹۹۹-۲۰۰۷ بهبود یافته است.

---

1. Kaufmann & Mastruzzi
2. Anayiotos & Toroyan
3. Morris
4. Albulescu

چینگ و چوی[1](۲۰۱۱)، شاخص ترکیبی ثبات مالی ماکائو را با استفاده از نماگرهایی با عنوان «شاخص سلامت مالی»، «شاخص نوسانات مالی»، «شاخص فضای اقتصادی منطقه» به دست آورده و نتیجه گرفته‌اند که سطح ثبات مالی فقط در سه دوره بحران مالی آسیا در سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸، رکود اقتصادی در اوخر ۱۹۹۰ و بحران مالی ۲۰۰۸، پایین بوده است.

ناین و سیدیکی[2] (۲۰۱۱)، با استفاده از نماگرهای مختلفی ذیل سه بخش کلی «شاخص سلامت بانکی»، «شاخص نوسانات مالی»، و «شاخص اقتصاد منطقه‌ای» شاخص ترکیبی ثبات مالی بنگلادش را ساخته‌اند و با بررسی روند آن نتیجه گرفته‌اند که این شاخص در شناسایی بحران سیستم مالی در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ و نیز اواخر سال ۲۰۱۰ که بازار سهام کشور سقوط داشته و سیستم بانکی با بحران نقدینگی مواجه شده، به خوبی عمل کرده است.

پتروسکا و میهاجلوسکا[3] (۲۰۱۳)، ثبات مالی مقدونیه را با توجه به شاخص‌های «کفایت سرمایه»، «کیفیت دارایی»، «عایدات و سوددهی»، «حساسیت به نرخ بهره»، «نقدینگی»، و «حساسیت به ریسک بازار» بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که این شاخص ترکیبی می‌تواند امکان نظارت بهتر و مؤثرتر بر ثبات مالی سیستم و نیز پیش‌بینی دقیق‌تر عوامل بی‌ثباتی مالی را برای سیاست‌گذاران فراهم آورد.

ایدنبرگر و تیرپک[4] (۲۰۱۳)، با بررسی متغیرهای مؤثر بر ثبات مالی در کشورهای در حال ظهور اروپا ذیل پنج بخش کلی «ریسک حکومتی»[5]، «بخش بانکی»، «خطر سرایت»، «بخش واقعی»، و «اقتصاد کلان» نتیجه گرفته‌اند که اولاً هم سطح برخی از نماگرها بر ثبات مالی مؤثر می‌باشد (مثل سطح بدهی‌های بخش خصوصی) و هم تغییر برخی متغیرها (مثل رشد اعتبارات) در این زمینه مؤثر است. ثانیاً تأثیر برخی متغیرهای کلیدی بر ثبات مالی غیرخطی می‌باشد و در طول زمان با توجه به حساسیت‌های بازار تغییر می‌کند.

---

1. Cheang & Choy
2. Nayn & Siddiqui
3. Petrovska & Mihajlovska
4. Eidenberger & Tirpak

۵. Soveriogn risk؛ شامل: نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، رشد اعتبارات واقعی، نسبت اعتبارات به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، ذخایر ارزی، نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی

فنیرا[1] (۲۰۱۴)، در مقاله خود با به‌کارگیری شاخص‌های دموکراسی (مثل آزادی انجمن، آزادی بیان، تجمع و تظاهرات، آزادی مطبوعات، آزادی مشارکت سیاسی، آزادی‌های مدنی، پاسخگویی مقامات دولتی، اثربخشی پارلمان، سانسور دولت، پاسخگویی دموکراتیک، شفافیت سیاست‌های دولت و ...) به این نتیجه رسیده است که افزایش دموکراسی بر کاهش تورم و در نتیجه افزایش ثبات مالی مؤثر است.

جاوید[2] (۲۰۱۴)، با بررسی برخی متغیرهای نهادی مثل آزادی‌های مدنی و سیاسی، شاخص کل حکمرانی، شاخص KOF جهانی شدن، آزادی پولی، آزادی سرمایه‌گذاری، و حقوق مالکیت نتیجه گرفته است که به‌طور کلی عوامل نهادی نقش مثبتی را در کاهش بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان دارا هستند. همچنین این عوامل، رشد اقتصادی واقعی را بهبود می‌بخشند.

فرانسیس وایت لولو[3] (۲۰۱۵)، با تقسیم‌بندی نماگرهای منفرد مرتبط با ثبات مالی با پنج عنوان «کفایت سرمایه»، «کیفیت دارایی»، «کارایی»، «عایدات و سوددهی» و «نقدینگی»، شاخص ترکیبی ثبات مالی را برای کشور غنا استخراج کرده و نتیجه گرفته است که شاخص به‌دست آمده توانسته است واقعیت‌های آشکارشده بخش بانکی غنا را به خوبی توضیح دهد؛ بر همین اساس این شاخص می‌تواند ابزاری قدرتمند و سریع در خصوص ارزیابی سلامت بخش بانکی غنا باشد.

کارانوویک[4] (۲۰۱۵) جهت ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی برای کشورهای حوزه بالکان از متغیرهای مختلفی در چهار گروه «شاخص توسعه مالی»، «شاخص نوسانات مالی»، «شاخص سلامت مالی»، و «شاخص فضای اقتصادی جهان» استفاده کرده است. وی پس از استخراج شاخص ترکیبی ثبات مالی، سهم اجزاء این شاخص در نوسانات مالی به‌دست آورده است. بر این اساس وی نتیجه گرفته است که سطح شاخص ثبات مالی در این کشورها نسبتاً پایین است زیرا برخی از ابعاد مالی این کشورها به اندازه سایر کشورهای اتحادیه اروپا توسعه نیافته است. ضمن اینکه نوسانات هر جزئی از این شاخص باید به‌طور جدی مورد توجه قرار گیرد؛ زیرا سهم هر یک از مؤلفه‌ها در مجموع نشان می‌دهد که یک منبع ناامنی ناشی از یک شاخص می‌تواند یک بحران یا یک دوره طولانی بی‌ثباتی ایجاد کند.

---

1. Fenira
2. Javed
3. Francis White Loloh
4. Karanovic

چاو جونگ[1] (۲۰۱۶)، ثبات مالی تایوان را با توجه به شاخص‌های «کفایت سرمایه»، «کیفیت دارایی»، «توانایی مدیریتی»، «عایدات و سوددهی»، «نقدینگی»، «حساسیت به ریسک بازار»، «حساسیت به نرخ بهره»، «رشد کسب و کار» بررسی کرده و نتیجه گرفته است که با توجه به قدرت این شاخص ترکیبی در شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های مالی می‌توان از آن به‌منظور نظارت احتیاطی استفاده کرد.

دومیکیک[2] (۲۰۱۶)، متغیرهای منفرد در شاخص ریسک سیستمی کرواسی را ذیل شش بخش زیر دسته‌بندی کرده است: «ترازنامه بانک‌ها»، «شرکت‌ها»، «خانوارها»، «دولت»، «اقتصاد کلان»، و «بازارهای مالی». وی با بررسی شاخص ترکیبی ساخته شده نتیجه گرفته است که روند تجمع ریسک در کرواسی تا حد زیادی مربوط به فعالیت‌های وام‌دهی و رشد بیش از حد اعتبارات بوده است.

گوتافی و لایب[3] (۲۰۱۶)، شاخص ترکیبی ثبات مالی الجزایر را با استفاده از نماگرهای منفرد در سه بخش «سلامت مالی»، «تاب‌آوری مالی» و «تاب‌آوری اقتصاد کلان» استخراج کرده است. وی پس از تجزیه و تحلیل شاخص به دست آمده نتیجه گرفته است که شاخص‌های سلامت مالی و تاب‌آوری مالی می‌توانند موقعیت ثبات مالی را منعکس کنند؛ بر عکس شاخص‌های تاب‌آوری اقتصاد کلان که بر ثبات مالی اثر معکوس دارند و منجر به بی‌ثباتی مالی می‌شوند. البته این نتیجه را نیز گرفته است که شاخص‌های تاب‌آوری مالی نسبت به شاخص‌های سلامت مالی موقعیت ثبات مالی را بهتر منعکس کرده‌اند. بر این اساس دسترسی به سطح مشخصی از تاب‌آوری مالی جهت نیل به ثبات مالی لازم است.

صیادنیا و دیگران (۱۳۸۹)، به‌منظور طراحی سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران از ۲۷ متغیر مختلف استفاده کرده‌اند؛ سپس با سنجش این متغیرها از طریق مدل لاجیت و شبکه عصبی نتیجه گرفته‌اند که بحران‌های مالی در ایران بیشتر ریشه پولی و ارزی دارند و تقریباً متغیرهای پولی و ارزی، هشدارهای مربوط به بحران را منتشر کرده‌اند، بنابراین تمرکز بر نوسانات و تحرکات بازار ارز، نرخ بهره حقیقی و اسمی و همچنین تورم قبل از شروع بحران‌ها، می‌تواند راهنمایی‌های لازم را به سیاست‌گذاران ارائه دهد.

1. Chau-Jung
2. Dumicic
3. Guettafi & Laib

فرزین‌وش و قربان‌شیران (۱۳۹۱)، از پنج متغیر منفرد شامل «تغییرات نرخ بهره واقعی»، «نوسانات نرخ ارز»، «نسبت نقدینگی به دارایی بانک‌ها»، «نسبت سرمایه بانک‌ها به دارایی آنها» و «نسبت وام‌های غیرعملیاتی به کل وام‌های بانکی» برای ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی برای ۱۰۵ کشور در حال توسعه استفاده کرده و نتیجه گرفته‌اند که با افزایش سطح توسعه‌یافتگی و درآمدی، شاخص ثبات مالی نیز افزایش یافته است. همچنین ثبات بازارهای مالی در کشورهای نفت‌خیز منطقه خاورمیانه نسبت به بقیه کشورها کمتر بوده و ایران دارای یکی از بی‌ثبات‌ترین بازارهای مالی دنیاست.

ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲)، به‌منظور اندازه‌گیری شاخص بی‌ثباتی مالی در ایران از متغیرهای مختلفی مثل تغییرات بدهی بانک مرکزی به دارایی‌های بانک مرکزی، تغییرات در اعتبارات داخلی به‌وسیله بانک‌ها، نرخ سود سپرده‌های بلندمدت، شاخص قیمتی مصرف‌کننده، نرخ تورم، تغییرات در نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، تغییرات دارایی‌های بانک به تولید ناخالص داخلی و تغییرات دارایی‌های خالص بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی استفاده کرده و با تخمین مدل نتیجه گرفته‌اند که افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت، درآمدهای مالیاتی و نرخ سپرده قانونی منجر به افزایش ثبات مالی و خروج از بحران‌های اقتصادی می‌شود و از سویی افزایش مخارج جاری دولت، درآمدهای حاصل از صدور نفت و نقدینگی، منجر به کاهش ثبات مالی و تشدید بحران اقتصادی در کشور می‌شود.

غیاثوند و عبدالشاه (۱۳۹۴)، به‌منظور استخراج شاخص تاب‌آوری برای اقتصاد ایران از ۱۹ متغیر در ۹ بخش مختلف شامل «سلامت سیاست مالی»، «اثربخشی دولت»، «سلامت سیاست پولی»، «قانون»، «سلامت سیستم بانکداری»، «تنوع صادرات»، «استقلال صادرات»، «قدرت خارجی» و «کارایی بازار» استفاده کرده‌اند و با بررسی روند آن در اقتصاد ایران نتیجه گرفته‌اند که در سال ۱۳۸۰ تاب‌آوری به‌دلیل کاهش کسری بودجه و کاهش نرخ تورم و همچنین بهبود حکمرانی به حداکثر خود رسیده و در سال‌های بعد روند کاهشی پیدا کرده است. همچنین این شاخص از سال ۱۳۸۶ به بعد، در پایین‌ترین حد خود قرار دارد که براساس شاخص‌ها می‌توان گفت دلیل اصلی آن بدتر شدن مؤلفه‌های حکمرانی و کارایی بازار بوده است.

عطرکارروشن و محبوبی (۱۳۹۵)، از هفت متغیر شامل نرخ تورم، نرخ سود واقعی، حجم اعتبارات واقعی، شاخص واقعی قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن، شکاف قیمت

نفت‌خام، و نرخ ارز حقیقی جهت ساخت شاخص شرایط مالی ایران استفاده کرده‌اند. یافته‌های پژوهش آنها نشان می‌دهد که متغیر قیمت مسکن در شاخص مورد نظر از وزن بالاتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار بوده است، درحالی‌که اثر ضریب شاخص سهام در هیچ یک از وقفه‌های خود بر روی شکاف تولید ملی بااهمیت نبوده است.

با توجه به تحقیقاتی که در بالا اشاره شد، می‌توان گفت نوآوری تحقیق پیش‌رو در این است که الزامات نهادی ارتقاء ثبات مالی ایران را در قالب یک شاخص ترکیبی مورد بررسی قرار داده و با انجام تحلیل حساسیت، عوامل مختلف را اولویت‌بندی کرده و اثرگذارترین آنها را بر ثبات مالی ایران تعیین کرده است.

۳- روش پژوهش

شاخص ترکیبی در اصطلاح به شاخصی کمی اطلاق می‌شود که از ترکیب و هماوری[1] شاخص‌های منفرد گوناگون به‌دست می‌آید، به‌طوری که در روند ساخت آن، شاخص‌های منفرد براساس الگویی نظری و با محوریت مفهومی چندبعدی، انتخاب، ترکیب و تجمیع می‌شوند (صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱ به نقل از ایمی[2]، ۲۰۰۷). به‌منظور ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران، مراحل زیر انجام شده است:

ابتدا ابعاد ثبات مالی، مؤلفه‌ها و نماگرهای منفرد مربوطه براساس مبانی نظری انتخاب و تعیین شده‌اند. سپس با استفاده از داده‌های خام موجود در منابع اطلاعاتی داخلی و بین‌المللی، داده‌های مربوط به نماگرها از سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۹۵، استخراج و محاسبه و پس از آن داده‌های هر نماگر با توجه به تأثیری که بر شاخص ثبات مالی داشته‌اند هم‌جهت و سپس با استفاده از روش حداقل- حداکثر[3] نرمال‌سازی شده‌اند. در مرحله بعد، با میانگین‌گیری داده‌های نماگرهای مربوط به هر مؤلفه، برای هر مؤلفه، یک سری زمانی مشخص به دست آمده است. در مرحله آخر، مؤلفه‌ها و ابعاد، وزن‌دهی و در نهایت میانگین وزنی آنها محاسبه شده است. به‌منظور وزن‌دهی به مؤلفه‌ها، به پیروی از موریس[4]، ۲۰۱۰، ص. ۱۰؛ کارانوویک[5]، ۲۰۱۵، ص. ۱۰؛ آلبولسکو[6]، ۲۰۱۰، ص. ۹۰،

1. Compilation
2. Amie
3. x't = (xt - xmin) / (xmax - xmin)
4. Morris
5. Karanovic
6. Albulescu

به‌کلیه نماگرهای منفردِ هر مؤلفه وزن یکسان اختصاص داده شده است؛ لذا وزن هر مؤلفه براساس تعداد نماگرهای مربوط به آن مؤلفه نسبت به مجموع نماگرهای موجود در آن بُعد، تعیین می‌شود؛ برای وزن‌دهی به ابعاد نیز از همین روش استفاده شده است؛ یعنی به هر بُعد براساس تعداد مؤلفه زیرمجموعه‌اش وزن اختصاص یافته است.

۴- ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران

با توجه به مبانی نظری و نیز داده‌های در دسترس جمهوری اسلامی ایران، به‌منظور ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران از ۵۲ نماگر منفرد استفاده شده است که با توجه به ماهیتشان ذیل چهار شاخه کلی با عنوان ابعاد ثبات مالی قرار گرفته‌اند. این ابعاد عبارتند از: نهادهای سپرده‌پذیر، اقتصاد کلان، بخش خارجی، و کیفیت نهادی. البته ذیل هر یک از این ابعاد مؤلفه‌هایی نیز وجود دارد که در ادامه به معرفی آنها پرداخته می‌شود.

۴-۱- بُعد نهادهای سپرده‌پذیر (A)

نماگرهای مربوط به نهادهای سپرده‌پذیر تحت چهار مؤلفه «کفایت سرمایه»، «کیفیت دارایی»، «سودآوری» و «نقدینگی» تقسیم‌بندی شده‌اند:

A1: مؤلفه کفایت سرمایه

نسبت سرمایه به دارایی یا به عبارت دیگر میزان بدهکار بودن بانک‌ها بیانگر این نکته است که بانک‌ها در اعطای وام تا چه حد محتاطانه و یا بدون حساب عمل کرده‌اند. همچنین نشان می‌دهد که بانک‌ها در اعطای وام و تسهیلات تا چه حد از سپرده مشتریان استفاده کرده‌اند. بالا بودن این نسبت قدرت و توانایی بانک‌ها را در پاسخگویی به رخداد احتمالی و گردش مالی نشان می‌دهد. ضمن اینکه اقدام بانک‌ها به انجام فعالیت‌های پر ریسک را کاهش داده و از طریق آن مسئله مخاطرات اخلاقی نیز کاهش می‌یابد. زمانی که در بخش بانکی کشور مشکلی پیش بیاید مشتریانی که از بانک طلب دارند بدون توجه به موقعیت بازار برای گرفتن طلب خود به بانک مراجعه خواهند کرد درحالی‌که بانک نمی‌تواند به همان سرعت مطالبات خود را از مردم درخواست کند. حال در چنین شرایطی هر چقدر سهم سپرده مشتریان در مجموع وام‌ها و تسهیلات ارائه شده کمتر باشد، فشار بر بانک کمتر خواهد بود و لذا می‌تواند بحران را راحت‌تر پشت‌سر

بگذارد، بنابراین بین ثبات مالی و اندازه این شاخص رابطه مثبت وجود دارد (فرزین‌وش و قربان‌شیران، ۱۳۹۱، ص. ۱۵).

از سوی دیگر مطالعات انجام‌شده نشان داده‌اند که پراکندگی[۱] نسبت سرمایه به دارایی و نیز پراکندگی نسبت دارایی به تولید ناخالص داخلی در نهادهای سپرده‌پذیر سبب بی‌ثباتی مالی می‌شود(یزدانی و دیگران، ۱۳۹۴، ص. ۱۵۱)؛ (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲، ص. ۱۰۷).

A2: مؤلفه کیفیت دارایی

اولین نماگر این مؤلفه نسبت بدهی‌های خارجی به کل بدهی‌ها است که میزان اهمیت نسبی تأمین مالی توسط ارز خارجی را در کل بدهی‌ها اندازه‌گیری می‌کند. درحقیقت اتکای زیاد به قرض گرفتن ارز خارجی (به ویژه با سررسید کوتاه‌مدت) نشان دهنده این است که این بانک‌ها و مؤسسات در معرض خطر بیشتری هستند(هیث[۲]، ۲۰۱۳، ص. ۳۶).

پراکندگی نسبت خالص دارایی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی، پراکندگی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، پراکندگی نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی و پراکندگی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر ثبات مالی دارند (یزدانی و دیگران، ۱۳۹۴، ص. ۱۵۱)؛ (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲، ص. ۱۰۷)؛ (چینگ و چوی[۳]، ۲۰۱۱، ص. ۳۸).

نماگر بعدی نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی است. هر چه این نسبت بزرگ‌تر باشد، یعنی نهاد سپرده‌پذیر وظیفه واسطه‌گری مالی خود را بهتر انجام داده است و در نتیجه نشان‌دهنده آن است که سیستم بانکداری و نظام اقتصادی پیشرفته‌تر است. مقدار این نماگر با ثبات مالی رابطه مستقیم دارد (موریس[۴]، ۲۰۱۰، ص. ۷؛ کارانوویک[۵]، ۲۰۱۵، ص. ۸؛ آلبولسکو[۶]، ۲۰۱۰، ص. ۸۷).

---

۱. منظور از «پراکندگی» در این تحقیق، پراکندگی داده‌ها حول میانگین است که از طریق مجذور تفاضل هر داده از میانگین دادها به دست آمده است.

2. Heath
3. Cheang & Choy
4. Morris
5. Karanovic
6. Albulescu

آخرین نماگر در این مؤلفه نسبت اعتبارات غیردولتی به کل اعتبارات می‌باشد که منعکس‌کننده تأمین مالی صندوق‌های بخش خصوصی و وسعت رشد سرمایه‌گذاری‌های تولیدی می‌باشد. این نسبت نیز با ثبات مالی رابطه مستقیم دارد (موریس، ۲۰۱۰، ص.۸).

A3: مؤلفه سودآوری

این مؤلفه که نشان‌دهنده میزان سوددهی (تفاضل درآمدها و هزینه‌ها) نهادهای سپرده‌پذیر است با دو نماگر اصلی «نرخ بهره» و «نرخ اسپرید» (تفاضل نرخ تسهیلات و نرخ سپرده‌ها) اندازه‌گیری می‌شود؛ به‌طوری‌که هرچه نرخ‌های بهره بانکی بیشتر باشد احتمال بحران مالی بیشتر خواهد بود (مُهر و وانگر[1]، ۲۰۱۲، ص. ۱۱). همچنین هرچه پراکندگی یا نوسانات نرخ بهره بیشتر باشد ریسک نرخ بهره افزایش یافته و این امر به بی‌ثباتی بازار مالی می‌افزاید (فرزین‌وش و قربان‌شیران، ۱۳۹۱، ص. ۱۴).

پراکندگی در نرخ اسپرید نیز بی‌ثباتی مالی را افزایش می‌دهد (یزدانی و دیگران، ۱۳۹۴، ص. ۱۵۱).

A4: مؤلفه نقدینگی

نسبت وام به سپرده توان ایستادگی نهاد سپرده‌پذیر را در برابر شوک برداشت پول نقد نشان می‌دهد. هر چه این نسبت بیشتر از عدد یک باشد، احتمال اینکه نهاد سپرده‌پذیر در معرض خطر مالی قرار بگیرد بیشتر است؛ به این دلیل که نشان می‌دهد نهاد سپرده‌پذیر جهت اعطای وام و تسهیلات به مشتریان، استقراض کرده است. بنابراین هرچه این نسبت بیشتر باشد ثبات مالی کمتر است (لولوه[2]، ۲۰۱۵، ص. ۱۰)؛ (ناین و سیداکی[3]، ۲۰۱۱، ص. ۱۰).

بالا بودن نسبت ذخایر به سپرده‌ها نشان‌دهنده بیشتر بودن ظرفیت پاسخگویی بانک‌ها در قبال برداشت سپرده می‌باشد. از سوی دیگر نسبت اسکناس و مسکوک به M2 نمایانگر ترجیحات نقدینگی اقتصاد است. بنابراین رجحان نقدینگی بیشتر همراه با نسبت ذخایر به سپرده پایین‌تر می‌تواند سبب بی‌ثباتی مالی شود (موریس، ۲۰۱۰، ص. ۹).

1. Mohr & Wagner
2. Loloh
3. Nayn & Siddiqui

۴-۲- بُعد اقتصاد کلان (B)

نماگرهای این بُعد از ثبات مالی ذیل چهار مؤلفه «بانک مرکزی»، «رشد و تورم»، «نقدینگی» و «بازار سرمایه» ذکر شده‌اند:

B1: مؤلفه بانک مرکزی

هرچه پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی و نیز نسبت «بدهی به دارایی» بانک مرکزی کمتر باشد ثبات مالی بیشتر خواهد بود (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲، ص. ۱۰۷).

B2: مؤلفه نقدینگی

پراکندگی نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و پراکندگی نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی با ثبات مالی رابطه معکوس دارد (یزدانی و دیگران، ۱۳۹۴، ص. ۱۵۱)؛ (چینگ و چوی[1]، ۲۰۱۱، ص. ۳۸).

B3: مؤلفه رشد و تورم

از آنجایی که معمولاً در دوران رکود اقتصادی توان بازپرداخت وام توسط وام‌گیرندگان کم می‌شود، لذا کاهش رشد اقتصادی یا نرخ رشد اقتصادی پایین احتمال ریسک اعتباری و در نتیجه بی‌ثباتی مالی را افزایش می‌دهد، بنابراین می‌توان گفت رشد اقتصادی و ثبات مالی رابطه مستقیم دارند (چینگ و چوی، ۲۰۱۱، ص. ۳۹).

دومین نماگر در این مؤلفه نرخ تورم است، که نشان‌دهنده آسیب‌پذیری اقتصاد کلان است. سطح پایدار این نماگر سبب افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران می‌باشد و لذا جهت وجود ثبات مالی بسیار ضروری است (آلبولسکو، ۲۰۱۰، ص. ۸۷).

B4: مؤلفه بازار سرمایه

نسبت ارزش معاملات انجام گرفته در بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی میزان توسعه بازار سرمایه را نشان می‌دهد. هرچه این نسبت بیشتر باشد، احتمال بی‌ثباتی مالی کمتر است (موریس، ۲۰۱۰، ص. ۸).

رشدهای بالاتر از روند شِاخص بازار سهام می‌تواند نشان‌دهنده حباب قیمتی سهام باشد، که در این صورت احتمال بی‌ثباتی مالی افزایش می‌یابد، بنابراین این شاخص با ثبات مالی رابطه معکوس دارد (گادنس و جایارام[2]، ۲۰۰۸، ص. ۳۶۹).

---

1. Cheang & Choy
2. Gadanecz & Jayaram

۴-۳- بُعد بخش خارجی (C)

نماگرهای مربوط به بُعد بخش خارجی ذیل چهار عنوان «نرخ ارز»، «حساب‌های جاری و سرمایه»، «دارایی و بدهی» و «متغیرهای کلان بین‌المللی» ذکر شده است.

C1: مؤلفه نرخ ارز

زمانی که ارز یک کشور در مقابل ارزهای دیگر با تغییر ارزش زیاد روبرو باشد سبب کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران و صاحبان دارایی‌های مالی نسبت به بازار ارز می‌شود، بنابراین نوسانات نرخ ارز با ثبات مالی رابطه معکوس دارد (فرزین‌وش و قربان‌شیران، ۱۳۹۱، ص. ۱۴).

C2: مؤلفه حساب‌های جاری و سرمایه

لازمه جبران کسری حساب‌های جاری و سرمایه ورود سرمایه به کشور است. و هر چه این کسری بیشتر باشد ورود سرمایه بیشتر خواهد بود و همین امر ثبات و پایداری اقتصاد داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا کسری حساب جاری و حساب سرمایه با ثبات مالی رابطه معکوس دارد (گادنس و جایارام، ۲۰۰۸، ص. ۳۶۸).

C3: مؤلفه دارایی و بدهی

هر چه نسبت ذخایر خارجی به بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی کمتر باشد، احتمال بی‌ثباتی مالی بیشتر خواهد بود (گادنس و جایارام، ۲۰۰۸، ص. ۳۶۸). همچنین حد بهینه نسبت دارایی ارزی به بدهی ارزی برابر عدد یک است، بنابراین هرچه این نسبت از عدد یک فاصله بیشتری داشته باشد، ثبات مالی کاهش می‌یابد.

C4: مؤلفه متغیرهای کلان بین‌المللی

از آنجا که سیستم‌های مالی کشورهای مختلف به هم پیوسته هستند لذا متغیرهای کلان بین‌المللی مثل رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم روی سطح اعتماد سرمایه‌گذاران جهانی و نیز روی متغیرهای داخلی مثل ثبات مالی و اقتصادی تأثیرگذار می‌باشند. (کارانوویک[1]، ۲۰۱۵، ص. ۹؛ آلبولسکو[2]، ۲۰۱۰، ص. ۸۹).

۴-۵- بُعد کیفیت نهادی (D)

جهت اندازه‌گیری کیفیت نهادی از نماگرهای مختلف و متنوعی استفاده شده است که تحت هفت مؤلفه ذکر شده‌اند: «حکمرانی»، «سلامت مالی دولت»، «سلامت و ثبات

1. Karanovic
2. Albulescu

سیاست پولی»، «تنوع و استقلال صادرات»، «قدرت خارجی»، «دخالت دولت در اقتصاد»، و «توانایی مدیریتی نهادهای سپرده‌پذیر».

D1: مؤلفه حکمرانی

نماگرهایی که برای اندازه‌گیری این مؤلفه در نظر گرفته شده‌اند عبارتند از: حق‌اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی و عدم خشونت، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون، و کنترل فساد (خداپرست و دیگران، ۱۳۹۵، ص. ۳۰)؛ (کافمن و ماستروزی[1]، ۲۰۰۹، ص. ۸). مقدار این نماگرها با ثبات مالی رابطه مستقیم دارد (فنیرا[2]، ۲۰۱۴، ص. ۳۶)؛ (جاوید[3]، ۲۰۱۴، ص. ۹).

D2: مؤلفه سلامت مالی دولت

جهت بررسی سلامت مالی دولت از نماگرهای مربوط به کسری بودجه دولت، بدهی دولت به سیستم بانکی و بدهی‌های ارزی دولت استفاده شده است. بر این اساس افزایش کسری بودجه با ثبات مالی رابطه معکوس دارد که این امر نشان می‌دهد افزایش کسری بودجه از یک‌سو به‌دلیل اینکه قاعده‌مندی و استقلال بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از سوی دیگر بدهی‌های دولت و در نتیجه آسیب‌پذیری دولت را افزایش می‌دهد سبب بی‌ثباتی مالی می‌شود. همچنین هرچه بدهی‌های دولت به سیستم بانکی و بدهی‌های ارزی دولت بیشتر باشد احتمال بی‌ثباتی مالی بیشتر می‌شود (جاوید، ۲۰۱۴، ص. ۱۲)؛ (یزدانی و دیگران، ۱۳۹۴، ص. ۱۴۶)؛ (گادنس و جایارام[4]، ۲۰۰۸، ص. ۳۶۷).

D3: مؤلفه ثبات سیاست پولی

به‌منظور بررسی ثبات سیاست پولی از دو نماگر پراکندگی حجم نقدینگی و پراکندگی نرخ سپرده قانونی استفاده شده است؛ هر دو نماگر اثر معکوس بر ثبات مالی دارند (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲، ص. ۱۱۲).

D4: مؤلفه تنوع صادرات

هرچه صادرات متنوع‌تر باشد، اقتصاد در برابر شوک‌های احتمالی مقاوم‌تر و باثبات‌تر خواهد بود؛ بر این اساس هرچه نسبت صادرات نفتی به کل صادرات بیشتر

1. Kaufmann & Mastruzzi
2. Fenira
3. Javed
4. Gadanecz & Jayaram

باشد، یعنی تنوع صادرات کمتر است (غیاثوند و عبدالشاه، ۱۳۹۴، ص. ۱۷۸)، بنابراین نسبت «صادرات نفتی به کل صادرات» با ثبات مالی رابطه معکوس دارد.

D5: مؤلفه قدرت خارجی

هرچه بخش خارجی قوی‌تر باشد، اقتصاد در برابر شوک‌های احتمالی مقاوم‌تر و باثبات‌تر خواهد بود، بنابراین نسبت تراز حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نیز نسبت تراز حساب سرمایه به تولید ناخالص داخلی با ثبات مالی رابطه مستقیم دارند (غیاثوند و عبدالشاه، ۱۳۹۴، ص. ۱۷۸)؛ (آلبولسکو، ۲۰۱۰، ص. ۸۶).

D6: مؤلفه دخالت دولت در اقتصاد

این مؤلفه از سه نماگر تشکیل شده است: نسبت درآمدهای نفتی دولت به مجموع درآمدها، نسبت درآمد مالیاتی دولت به مجموع درآمدها و نسبت مخارج عمرانی دولت به کل مخارج. تحقیقات نشان داده است که ثبات مالی در ایران با درآمدهای نفتی رابطه معکوس و با درآمدهای مالیاتی و مخارج عمرانی رابطه مستقیم داشته است (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲، ص. ۱۱۲).

D7: مؤلفه توانایی مدیریتی نهادهای سپرده‌پذیر

شاخصی که برای سنجش توانایی مدیریتی نهادهای سپرده‌پذیر در نظر گرفته شده است، نرخ اسپرید بهره می‌باشد (چاو جونگ[1] و دیگران، ۲۰۱۶، ص. ۱۷۸). هرچه نرخ اسپرید بهره بیشتر باشد، ناکارآمدی نهادهای سپرده‌پذیر در واسطه‌گری مالی و تخصیص منابع بیشتر است؛ بنابراین نرخ اسپرید بهره اثر معکوس بر شاخص ثبات مالی دارد (موریس، ۲۰۱۰، ص. ۸).

براساس مراحل ذکر شده در روش تحقیق، به‌منظور ساخت شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران، ابتدا داده‌ها هم‌جهت و نرمال شده‌اند (جدول پ-۱)؛ سپس نماگرهای منفرد تجمیع شده‌اند (جدول پ-۲)؛ و در مرحله آخر مؤلفه‌ها و ابعاد وزن‌دهی شده‌اند که اوزان هر یک در جدول ۱ ذکر شده است.

براساس وزن‌های اختصاص‌یافته به مؤلفه‌ها و ابعاد، داده‌های سری زمانی مربوط به هر بُعد و در نهایت داده‌های سری زمانی مربوط به شاخص ثبات مالی به‌دست آمده است (جدول ۲).

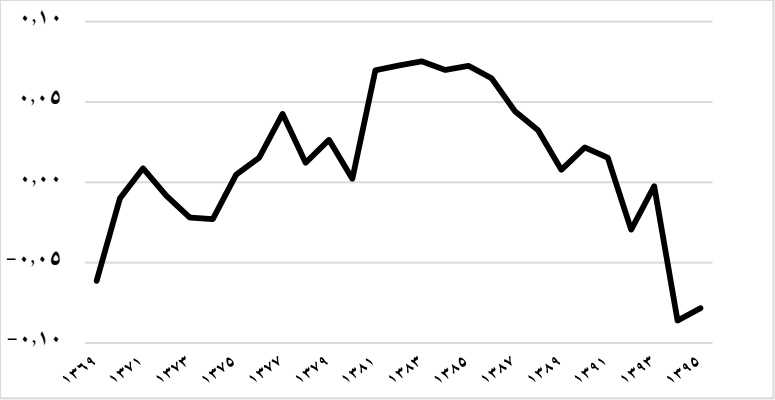
1. Chau-Jung

جدول ۱. ساختار شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران (IAFSI)

بُعد	مؤلفه	نماگر منفرد	
نهادهای سپرده‌پذیر (A)	A1	$A1_1$	نسبت سرمایه به دارایی
		$A1_2$	پراکندگی نسبت سرمایه به دارایی
		$A1_3$	پراکندگی نسبت دارایی به GDP
	A2	$A2_1$	نسبت بدهی‌های خارجی به کل بدهی‌ها
		$A2_2$	پراکندگی نسبت خالص دارایی‌های خارجی به GDP
		$A2_3$	پراکندگی نسبت اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به GDP
		$A2_4$	نسبت اعتبارات داخلی به GDP
		$A2_5$	پراکندگی نسبت اعتبارات داخلی به GDP
		$A2_6$	نسبت اعتبارات غیردولتی به کل اعتبارات
		$A2_7$	پراکندگی نسبت بدهی به GDP
	A3	$A3_1$	نرخ بهره واقعی
		$A3_2$	پراکندگی نرخ بهره واقعی
		$A3_3$	پراکندگی گسترش بهره
	A4	$A4_1$	نسبت وام به سپرده
		$A4_2$	نسبت ذخایر به سپرده‌ها تقسیم بر نسبت اسکناس و مسکوک به M2
اقتصاد کلان (B)	B1	$B1_1$	پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به GDP
		$B1_2$	پراکندگی نسبت «بدهی به دارایی» بانک مرکزی
	B2	$B2_1$	پراکندگی نسبت نقدینگی به GDP
		$B2_2$	نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی
	B3	$B3_1$	نرخ رشد GDP
		$B3_2$	نرخ تورم
	B4	$B4_1$	نسبت بازار سرمایه به GDP
		$B4_2$	پراکندگی شاخص بازار سهام
بخش خارجی (C)	C1	$C1_1$	پراکندگی نرخ ارز واقعی
	C2	$C2_1$	تراز حساب جاری
		$C2_2$	تراز حساب سرمایه
	C3	$C3_1$	نسبت ذخایر ارزی به بدهی‌های کوتاه‌مدت خارجی
		$C3_2$	پراکندگی نسبت دارایی‌های ارزی به بدهی‌های ارزی
	C4	$C4_1$	رشد اقتصادی جهان
		$C4_2$	تورم جهانی

بُعد	مؤلفه	نماگر منفرد	
کیفیت نهادی (D)	D1	$D1_1$	حق اظهار نظر و پاسخگویی
		$D1_2$	ثبات سیاسی و عدم خشونت
		$D1_3$	اثربخشی دولت
		$D1_4$	کیفیت قوانین و مقررات
		$D1_5$	حاکمیت قانون
		$D1_6$	کنترل فساد
	D2	$D2_1$	نسبت کسری بودجه دولت به GDP
		$D2_2$	نسبت بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی به GDP
		$D2_3$	نسبت بدهی‌های خارجی دولت به GDP
	D3	$D3_1$	پراکندگی حجم نقدینگی
		$D3_2$	پراکندگی نرخ سپرده قانونی
	D4	$D4_1$	نسبت صادرات نفتی به کل صادرات
	D5	$D5_1$	نسبت تراز حساب جاری به GDP
		$D5_2$	نسبت تراز حساب سرمایه به GDP
	D6	$D6_1$	نسبت مخارج عمرانی دولت به کل مخارج
		$D6_2$	نسبت درآمدهای نفتی به کل درآمد
		$D6_3$	نسبت درآمدهای مالیاتی به کل درآمد
	D7	$D7_1$	وسعت سپرده و وام (گسترش بهره)

۴-۶- بررسی سیر شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران و عوامل تشکیل‌دهنده آن



نمودار ۱. روند شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ در بازه ۰،۰۷- و ۰،۱۰ در نوسان بوده است. از سویی با توجه به اینکه هر چه مقدار شاخص کل بیشتر باشد ثبات مالی بیشتری را نشان می‌دهد، لذا می‌توان نتیجه گرفت که اقتصاد ایران در طی این سال‌ها عموماً بی‌ثباتی مالی را تجربه کرده است هرچند که روند آن تا حدودی رو به رشد بوده است.

به‌منظور بررسی دقیق‌تر روند ثبات مالی در ایران دوره مورد مطالعه به ۹ بازه به‌صورت زیر تقسیم شده است:

- سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۱: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۰۷ واحد افزایش داشته است؛ که کاهش «پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی» بیشترین اثر مستقیم؛ و افزایش «نرخ تورم» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۳: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۰۲ واحد کاهش یافته است؛ که افزایش «نسبت درآمدهای نفتی دولت»، بیشترین اثر مستقیم و کاهش «پراکندگی نرخ سپرده قانونی»، بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۷: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۰۸ واحد افزایش یافته است؛ که کاهش «نسبت درآمدهای نفتی دولت» بیشترین اثر مستقیم و افزیش «پراکندگی نسبت بدهی به دارایی بانک مرکزی» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۰۶ واحد کاهش یافته است؛ که افزایش «پراکندگی نرخ ارز واقعی» بیشترین اثر مستقیم و کاهش «نرخ تورم» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۰۹ واحد افزایش یافته است؛ که کاهش «پراکندگی نرخ ارز واقعی» بیشترین اثر مستقیم و کاهش «نسبت سرمایه به دارایی نهادهای سپرده‌پذیر» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰،۱۰ واحد کاهش یافته است؛ که کاهش «اثربخشی دولت» بیشترین اثر مستقیم و کاهش «نرخ اسپرید» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۳: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰۰۰۳ واحد افزایش یافته است؛ که کاهش «پراکندگی نرخ اسپرید» بیشترین اثر مستقیم و افزایش «نرخ اسپرید» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۴: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰۰۰۸ واحد کاهش یافته است؛ که افزایش «پراکندگی نرخ سپرده قانونی» بیشترین اثر مستقیم و کاهش «نسبت صادرات نفتی به کل صادرات» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

- سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۵: در این مدت شاخص ترکیبی ثبات مالی ۰۰۰۱ واحد افزایش یافته است؛ که کاهش «پراکندگی نسبت بدهی به دارایی بانک مرکزی» بیشترین اثر مستقیم و افزایش «نسبت صادرات نفتی به کل صادرات» بیشترین اثر معکوس را داشته است.

۴-۷- تحلیل حساسیت نماگرهای شاخص ترکیبی ثبات مالی

تجزیه و تحلیل بالا اطلاعات دقیق و عمیقی در خصوص اینکه کدام یک از مؤلفه‌ها به توجه بیشتری جهت ارتقاء ثبات مالی نیاز دارند ارائه نمی‌دهد. بنابراین جهت فهم بهتر میزان تأثیر هر مؤلفه بر نوسانات شاخص ترکیبی ثبات مالی لازم است ارزیابی دقیق‌تر و پیچیده‌تری صورت گیرد. بدین منظور مؤثرترین نماگرها از دو جهت شناسایی می‌شود، نماگرهایی که بیشترین سهم را در نوسانات شاخص ترکیبی دارند؛ و نماگرهایی که بیشترین اثر منفی را بر متوسط شاخص ترکیبی داشته‌اند. به‌منظور محاسبه نماگرهایی که بیشترین سهم را بر بی‌ثباتی شاخص ترکیبی داشته‌اند، از روش «محاسبه سهم هر مؤلفه در نوسان شاخص کل» که اولین بار توسط چانوت و لاروک[1] (۱۹۷۹) ارائه شده است استفاده می‌شود (کارانوویک[2]، ۲۰۱۵، ص۱۱). در این روش ابتدا انحراف معیار نماگرها (σX_i) و نیز انحراف معیار شاخص ترکیبی (σX_{IAFSI}) و سپس ضریب همبستگی بین هر نماگر و شاخص ترکیبی ($corr(X_i, X_{IAFSI})$) محاسبه می‌شود. در نهایت سهم هر مؤلفه در نوسانات شاخص ترکیبی کل، از فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$VC_i = \frac{corr(X_i, X_{IAFSI}) \times \sigma X_i}{\sigma X_{IAFSI}}$$

1. Chanut and Laroque
2. Karanovic

پس از انجام محاسبات مشخص شده است پنج نماگری که بیشترین سهم را در نوسانات شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته‌اند عبارتند از: پراکندگی شاخص بازار سهام، پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به GDP، پراکندگی نسبت دارایی بانک‌ها به GDP، پراکندگی نسبت بدهی بانک‌ها به GDP، نسبت کسری بودجه دولت به GDP.

جدول ۲. پنج نماگری که بیشترین سهم را در نوسانات شاخص ترکیبی ثبات مالی دارند

کد نماگر	نماگر	سهم نماگر در نوسانات شاخص ترکیبی (٪)	تغییر انحراف معیار شاخص ترکیبی
B42	پراکندگی شاخص بازار سهام	۹/۴۳	-۰/۰۰۳۰
B11	پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به GDP	۸/۱۵	-۰/۰۰۲۵
A13	پراکندگی نسبت دارایی بانک‌ها به GDP	۸/۰۰	-۰/۰۰۲۵
A27	پراکندگی نسبت بدهی بانک‌ها به GDP	۷/۷۴	-۰/۰۰۲۴
D21	نسبت کسری بودجه دولت به GDP	۷/۳۲	-۰/۰۰۲۰

به‌عنوان مثال ردیف اول نشان می‌دهد که «پراکندگی شاخص بازار سهام» با ۹/۴۳ درصد بیشترین سهم را در نوسانات شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته است به‌طوری‌که اگر این نماگر از شاخص ترکیبی حذف شود، انحراف معیار شاخص ترکیبی به میزان ۰/۰۰۳۰ واحد کاهش (بهبود) می‌یابد.

همچنین به‌منظور استخراج نماگرهایی که بیشترین اثر منفی را بر شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته‌اند، تک تک نماگرها از شاخص ترکیبی حذف و اثر آن بر متوسط شاخص ترکیبی محاسبه شده است. بر این اساس پنج نماگری که بیشترین اثر منفی را بر متوسط شاخص ترکیبی داشته‌اند عبارتند از:

جدول ۳. پنج نماگری که بیشترین اثر منفی را بر شاخص ترکیبی ثبات مالی دارند

کد نماگر	نماگر	تغییر متوسط شاخص ترکیبی
A31	نرخ بهره واقعی	۰/۰۱۶۴
D71	وسعت سپرده و وام (نرخ وام منهای نرخ سپرده)	۰/۰۱۵۸
D21	نسبت کسری بودجه دولت به GDP	۰/۰۱۴۳
D41	نسبت صادرات نفتی به کل صادرات	۰/۰۱۳۹
D62	نسبت درآمدهای نفتی به کل درآمد	۰/۰۱۱۸

به‌عنوان مثال، ردیف اول نشان می‌دهد که اگر نرخ بهره واقعی از شاخص ترکیبی حذف شود، شاخص ترکیبی ثبات مالی به‌طور متوسط به میزان ۰/۰۱۶۴ واحد افزایش می‌یابد.

نکته حائز اهمیت، حضور نماگر «نسبت کسری بودجه دولت به GDP» در هر دو جدول فوق است؛ این امر نشان می‌دهد که از بین ۴۸ نماگر موجود در شاخص ترکیبی ثبات مالی، تنها نماگری که هم جزو پنج نماگر اول در بی‌ثبات کردن شاخص ترکیبی و هم پنج نماگر اول در کاهش متوسط شاخص ترکیبی است، «نسبت کسری بودجه دولت به GDP» می‌باشد، که همان‌طورکه قبلا نیز گفته شد یکی از شاخص‌های اصلی سلامت مالی دولت در بُعد نهادی می‌باشد.

نتیجه اینکه به‌منظور ارتقاء ثبات مالی ایران، نماگری که باید بیشتر از سایر نماگرها به آن توجه شود «نسبت کسری بودجه دولت به GDP» می‌باشد، چرا که عدم کنترل درست این نماگر در طی دوره مطالعاتی نشان داده است که این نماگر شاخص ترکیبی ثبات مالی را از دو جهت تحت تأثیر منفی قرار داده است: افزایش نوسان شاخص ترکیبی و کاهش متوسط شاخص ترکیبی.

۵- نتیجه‌گیری

یکی از الزامات اصلی رشد و پیشرفت هر کشور وجود ثبات مالی است. به این معنی که نظام مالی یک اقتصاد بتواند خدمات ضروری برای عملکرد مناسب اقتصاد را به‌صورت پیوسته عرضه کند و ارائه این خدمات نیز در مقابل وقوع تکانه‌های مختلف با مشکل روبرو نشود. از آنجا که بندهای ۹، ۱۶ و ۱۷ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی بر «ایجاد ثبات در اقتصاد ملی»، «تحول اساسی در ساختارها و منطقی‌سازی اندازه دولت» و نیز «اصلاح نظام درآمدی دولت» تأکید دارند لذا جهت تبیین جایگاه سلامت مالی دولت در تأمین ثبات مالی جمهوری اسلامی ایران، ابتدا با مرور جامع ادبیات نظری، عوامل مؤثر بر ثبات مالی شناسایی شده و سپس از بین این عوامل، نماگرهایی که داده‌های آنها برای اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ موجود بوده انتخاب است و ذیل چهار بُعدِ «نهادهای سپرده‌پذیر»، «اقتصاد کلان»، «بخش خارجی» و «کیفیت نهادی» تقسیم‌بندی شده‌اند. سپس در طی شش مرحله، شاخص ترکیبی ثبات مالی ایران ساخته شده است. پس از به‌دست آمدن مقادیر شاخص ترکیبی ثبات مالی، تحلیل حساسیت نماگرها انجام گرفته است؛ به این صورت که ابتدا سهم هر نماگر در نوسانات

شاخص ترکیبی ثبات مالی استخراج شده و سپس با فرض حذف هر نماگر از شاخص ترکیبی، اثر آن بر تغییر متوسط شاخص ترکیبی ثبات مالی اندازه‌گیری شده است. براین اساس مشخص شده است که از بین نماگرهای موجود، نماگرهای «پراکندگی شاخص بازار سهام»، «پراکندگی نسبت دارایی بانک مرکزی به GDP»، «پراکندگی نسبت دارایی بانک‌ها به GDP»، «پراکندگی نسبت بدهی بانک‌ها به GDP»، و «نسبت کسری بودجه دولت به GDP»، به ترتیب بیشترین اثر را بر نوسانات شاخص ترکیبی داشته‌اند. همچنین مشخص شده است که نماگرهای «نرخ بهره واقعی»، «وسعت سپرده و وام (نرخ وام منهای نرخ سپرده)»، «نسبت کسری بودجه دولت به GDP»، «نسبت صادرات نفتی به کل صادرات» و «نسبت درآمدهای نفتی به کل درآمد» بیشترین اثر را در کاهش متوسط شاخص ترکیبی داشته‌اند، از این رو با توجه به اینکه «نسبت کسری بودجه دولت به GDP» -که یکی از شاخص‌های اصلی سلامت مالی دولت در بُعد نهادی است- در مجموع از هر دو جهت (افزایش نوسان و کاهش مقدار متوسط) بیشترین اثر منفی را بر شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته است، لذا نیازمند این است که بیشتر از سایر نماگرها مورد توجه قرار گیرد.

منابع

۱. ابراهیمی، آیت‌اله و سیف، الهمراد (۱۳۹۴). *مفهوم‌شناسی و زمینه‌یابی بانکداری مقاومتی در اقتصاد ایران*. فصلنامه روند شماره ۷۱، ۱۹–۵۴.

۲. بهادر، علی (۱۳۹۵). *ارکان اصلاحات نهادی لازم برای نهادینه‌سازی ثبات بخش مالی*. پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۳. توکلی، محمدجواد و کریمی، عبدالخالق (۱۳۹۳). *شاخص بانکداری اسلامی*. معرفت اقتصاد اسلامی سال ششم، شماره ۱۱، ۷۱-۹۴.

۴. خداپرست، مهدی، فلاحی، محمدعلی و رجب‌زاده مغانی، ناهید (۱۳۹۵). *بررسی نقش کیفیت نهادی بر توسعه مالی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی*. دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره ۱۱، ۲۶-۴۵.

۵. دادگر، یدالله و ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۸۲). *شاخص‌های جهانی شدن اقتصاد و موقعیت ایران*. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۹، ۱۰۳-۱۳۵.

۶. رحمانی، مهرداد و ابونوری، اسماعیل (۱۳۹۴). *استقلال بانک مرکزی و مقررات احتیاطی کلان*. فصلنامه روند، شماره ۶۹، ۱۵۵–۱۸۸.
۷. رضایی، ابراهیم (۱۳۹۰). *تحلیل اثرات عوامل نهادی بر رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با استفاده از مدل فضا حالت*. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۶، ۴۳-۶۰.
۸. سپه‌وند، مهرداد (۱۳۸۹). *سازماندهی ساختار نظارتی بخش مالی و جایگاه بانک مرکزی*. تازه‌های اقتصاد، شماره ۱۲۸، ۴-۱۴.
۹. ستوده‌نیا، سلمان و عابدی، فریبا (۱۳۹۲). *تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران*. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره ۳، ۱۰۳-۱۱۵.
۱۰. شاکری، عباس و باقری، شعله (۱۳۹۳). *بررسی نهادی و کمی سازی تعامل میان دولت و بانک مرکزی در ایران*. فصلنامه روند، شماره ۶۵ و ۶۶، ۵۵-۸۶.
۱۱. شایگانی، بیتا و عبداللهی، مصعب (۱۳۹۰). *بررسی ثبات در بخش بانکی اقتصاد ایران*. دو فصلنامه جستارهای اقتصادی، شماره ۱۶، ۱۴۷-۱۶۷.
۱۲. صادقی شاهدانی، مهدی، میسمی، حسین و قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۱). *ارائه روش‌شناسی جامع در ساخت و ارزیابی شاخص‌های ترکیبی: دلالت‌هایی برای کمی‌سازی مفاهیم در اقتصاد و بانکداری اسلامی*. فصلنامه مطالعات معرفتی در دانشگاه اسلامی، شماره ۱۶، ۶۸۱–۷۰۸.
۱۳. صادقی شاهدانی، مهدی، زاهدی‌وفا، محمدهادی و قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۱). *شاخص‌سازی ترکیبی توسعه انسانی مبتنی بر آموزه‌های تمدن اسلامی و به‌کارگیری آن در ارزیابی جایگاه جمهوری اسلامی ایران*. فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۹۷، ۹۵-۱۱۴.
۱۴. صادقی، محسن (۱۳۹۲). *مدیریت ریسک سیستمیک در نهادهای مالی بازار سرمایه ایران*. مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار ۲۰۱۳-۳۶-۹۲: ۱-۳۹.
۱۵. صیادنیا طیبی، عزت الله، ارشدی، علی، صمدی، سعید و شجری، هوشنگ (۱۳۸۹). *تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران*. فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۶، ۱۶۹-۲۱۱.
۱۶. عطرکارروشن، صدیقه و محبوبی، مطهره سادات (۱۳۹۵). *استخراج شاخص شرایط مالی برای ایران*. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۲۴، ۱۴۷–۱۷۳.

۱۷. غیاثوند، ابوالفضل و عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۴). *مفهوم و ارزیابی تاب‌آوری اقتصادی در ایران*. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۵۹، ۱۶۱-۱۸۷.

۱۸. فرزین‌وش، اسدالله و قربان‌شیران، علی (۱۳۹۱). *تبیین و ساخت شاخص ثبات مالی و بررسی آن برای کشورهای در حال توسعه*. سیاست‌های اقتصای، شماره ۹۳، ۳-۲۸.

۱۹. کریمی، مجید و حامدی، میثم (۱۳۹۵). *حفظ ثبات مالی و ضرورت آن پس از بحران*. تهران: مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار، ۱-۲۱.

۲۰. لطفعلی‌پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی و اسماعیل‌پور مقدم، هادی (۱۳۹۳). *اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران براساس شاخص ترکیبی*. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۱۵، ۶۱–۷۶.

۲۱. میرباقری هیر، میرناصر، ناهیدی امیرخیز، محمدرضا و شکوهی‌فرد، سیامک (۱۳۹۵). *ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک‌های کشور*. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، شماره ۱۵، ۲۳-۴۲.

۲۲. نادعلی، محمد (۱۳۹۴). *ثبات مالی و ضرورت پایش آن در فضای اقتصاد مقاومتی حاکم بر اقتصاد ایران*. فصلنامه روند، شماره ۷۱، ۱۴۵-۱۶۸.

۲۳. نیلی، فرهاد (۱۳۸۴). مقدمه‌ای بر ثبات مالی. فصلنامه روند، شماره ۴۵، ۲۵-۵۶.

۲۴. یزدانی، مهدی، طبیبی، سیدکمیل و یزدانی، نفیسه (۱۳۹۴). *چگونه استقلال بانک مرکزی بر ثبات مالی اقتصاد در کشورهای بازارهای نوظهور اثرگذار است؟* دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره ۹، ۱۳۲-۱۵۲.

25. Albulescu, C. (2010). Forecasting the Romanian financial system stability using a stochastic simulation model. *Romanian Journal of Economic Forecasting 1/2010:* 81-98.

26. Amie, G. (2007). *Constructing composite indices*. *HDRO/RBA Regional Technical Workshop on Measuring Human Development*.

27. Anayiotos, G., & Toroyan, H. (2009). Institutional Factors and Financial Sector Development: Evidence from Sub-Saharan Africa. *IMF Working Paper 09/258*, 1-26.

28. Basso, H., & Costain, J. (2016). Macroprudential theory: advances and challenges. *Documentos Ocasionales 1604.*

29. Boorman, J., Fajgenbaum, J., Ferhani, H., Bhaskaran, M., Arnold, D., & Alberto Kohli, H. (2013). The Centennial Resilience Index: Measuring Countries'Resilience to Shock. *Global Journal of Emerging Market Economies,* 5 (2): 57-98f
30. Borio, C. (2011). Implementing a Macroprudential Framework: Blending. *Capitalism and Society,* 6 (1).
31. Borio, C. (2014). Macroprudential frameworks: (Too) great expectations? *Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR, London*, 29-45.
32. Chau-Jung, K., Yu-Wei, L., & Li-Hua, L. (2016). A Robust Set of Indicators for the Financial Stress and Financial Stability: Taiwan's Case Studies. *International Journal of Financial Research*, 7: 172-188.
33. Cheang, N., Choy, I. (2011). Aggregate Financial Stability Index for an Early Warning System. *Macao Monetary Research Bulletin*, 21: 27-51.
34. Clark, A., Large, A. (2011). *Macroprudential policy; Addressing the things we don't know*. Washington, DC: Group of Thirty.
35. Davis, E. (1999). Financial data needs for macroprudential surveillance; what are the key indicators of risks to domestic financial stability? *Edited by Robert Heath. Handbooks in Central Banking Lecture Series (The Centre for Central Banking Studies, Bank of England)* 2: 1-44.
36. Dirk, S. (2014). Introduction of Macroprudentialism. *Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR,* London 1-8.
37. Dirks, M., Vries, C., & Lecq, F. (2014). Macroprudential policy: The neglected sectors. *Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR,* London 73-85.
38. Dumicic, M. (2016). Financial Stability Indicators – The Case of Croatia. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 5(1): 113-140.
39. Eidenberger, J., Ubl, E., & Tirpak, M. (2013). Measuring Financial (In) Stability in Emerging Europe: A New Index-Based Approach. *Financial Stability Report*, 25: 102-118.
40. Fenira, M. (2014). Democracy: A Determinant Factor in Reducing Inflation. *International Journal of Economics and Financial Issues,* 4 (2): 363-375.
41. Gadanecz, B., & Jayaram, K. (2008). Measures of financial stability - a review. *IFC Bulletin*, 31: 365–380.

42. Gersl, A., & Hermanek, J. (2007). Financial Stability Indicators: Advantages and Disadvantages of Their Use in the Assessment of Financial System Stability. 69-79.
43. Guettafi, S., & Laib, Y. (2016). Resilience and Stability of Algeria's Financial System towards – Resilience versus Stability - Approach. *JEDS (Journal of Economics and Development Studies)*, 4 (1): 78-90.
44. Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F., Schoenholtz, K., Schoenholtz, K., & Watson, M. (2010). Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis. *NBER Working Papers Series*, 16150: 1-56.
45. Heath, R., Errico, L., Loukoianova, E., Firmansyah, A., Khay, P., Perez, R., … Zhao, X.-Z (2013). Modifications to the Current List of Financial Soundness Indicators (FSIs). *IMF Policy Paper,* 1-47.
46. Jan, B. (2013). Key aspects of macroprudential policy. *International Monetary Fund.*
47. Javed, O. (2013). Determinants of institutional quality: A Case Study of IMF Programme Countries. *Munich Personal RePEc Archive Paper* (51344): 1-31.
48. Javed, O. (2014). Institutional quality،macroeconomic stabilization and economic growth: a case study of IMF programme countries. MPRA *Paper (Faculty of Economics and Business, University of Barcelona) 56370*: 1-34.
49. Karanovic, G., Karanovic, B. (2015). Developing an Aggregate Index for Measuring Financial Stability in the Balkans. *Procedia Economics and Finance*, 33: 3-17.
50. Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2009). Governance Matters: Aggregate and Individual Governance Indicators. *Policy Research Working Paper,* 4978: 1-103.
51. Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi M. (2009). *Governance Matters: Aggregate and Individual Governance Indicators*. Policy Research Working Paper, 4978, 1-105.
52. Krishnamurti, D., & Lee, Y.C. (2014). Macroprudential Policy Framework: A Practice Guide. Washington, D.C.: *World Bank Publications*.
53. Loloh, F. (2015). Aggregate Financial Soundness Indicator (AFSI) for Ghana. *SSRN Journal (SSRN Electronic Journal)*, 1-14.
54. Luis, I., Erlend, W., & Patrick, I. (2012). Building Blocks for Effective Macroprudential Policies in Latin America: Institutional Considerations. *IMF Working Papers*, 12 (183).

55. Mishkin, F. S. (1999). Global financial instability: Framework, events, issues. *Journal of Economic Perspectives,* 4: 3-20.
56. Mohan, R., & Kapur, M. (2014). Monetary Policy Coordination and the Role of Central Banks. *IMF Working Papers*, 14 (70).
57. Mohr, B., & Wagner, H. (2012). A Structural Approach to Financial Stability: On the Beneficial Role of Regulatory Governance. *University of Hagen, Department of Economics, Universitaetsstrasse*, 30.
58. Morris, V. (2010). Measuring and Forecasting Financial Stability: The Composition of an Aggregate Financial Stability Index for Jamaica. *Financial Stability Department Bank of Jamaica*, 1-19.
59. Nayn, Z., & Siddiqui, M. (2011). Measuring Financial Stability: The Composition of an Aggregate Financial Stability Index for Bangladesh. 1-32.
60. Petrovska, M., & Mihajlovska, E.M. (2013). *Measures of Financial Stability in Macedonia. Journal of Central Banking Theory and Practice*, 3, 85-110.
61. Portes, R. (2014). Macroprudential policy and monetary policy. *Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR*, *London* 47-59.
62. Prasad, A., Abdel, H., Martinez, P. (2016). Macroprudential Policy and Financial Stability in the Arab Region. *IMF Working Papers,* 16 (98).
63. Puddu, S. (2012). Optimal Weights and Stress Banking Indexes. *University of Neuchatel Institute of Economic Research*, 13-02, 1-44.
64. Ramon, A., Song, L. L., & Schou-Zibell, L. (2010). A Macroprudential Framework for Monitoring and Examining Financial Soundness. *SSRN Journal (SSRN Electronic Journal)*, 43,1-68.
65. Roger, F. (2010). Enhancing financial stability and resilience: macroprudential policy, tools, and systems for the future. *Washington, D.C.: Group of Thirty.*
66. Sameti, M., Dallali Isfahani, R., & Karnameh H. (2012). Outcome of Macroeconomic Instability (A Case for Iran). *RAE (Research in Applied Economics)* 4 (1).
67. Satyanath, S., Subramanian, A. (2007). The Political Economy of Nominal Macroeconomic Pathologies. *IMF Working Papers*, 4, 1-56.
68. Tamarah, S., & Tong, M. (2014). The interaction of the FPC and the MPC. *bank of England*, 396-408.
69. Tomuleasa, I.-I. (2015). Central Bank Communication and its Role in Ensuring Financial Stability. *Procedia Economics and Finance*, 20, 637–644.

70. Tucker, P. (2014). The political economy of macroprudential regimes. *Macroprudentialism. VoxEU eBook, CEPR*, London 61-72.
71. Tucker, P. (2013). Macroprudential policy at the Bank of England. *Bank of England,* 53 (3): 192-200.
72. Urbankova, J. (2012). Measuring Financial Instability: A Survey. *Bachelor Thesis*, 1-87.
73. Victoria, S. (2009). The role of macroprudential policy. *Bank of England Discussion Paper*.
74. Vinals, J. (2011). Macroprudential Policy: An Organizing Framework. *IMF Policy Paper*.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۱۱۳-۸۷

توسعه بازار کار زنان در استان‌های ایران و تأثیر آن بر طلاق

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.4.5

محمدعلی فیض‌پور[۱]، مرضیه شاکری حسین‌آباد*[۲]

۱. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، feizpour@yazd.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه یزد، marzieh_shakeri@yahoo.com

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

سیاست‌های کلی اشتغال، ابلاغی توسط مقام معظم رهبری، در بند دوازدهم با نگاهی منطقه‌ای به بازار کار "توجه ویژه به کاهش نرخ بیکاری استان‌های بالاتر از متوسط کشور" را به‌عنوان یکی از سیاست‌های کلی گوشزد کرده و این موضوع خود می‌تواند با نگاه جنسیتی به دو بخش تقریب نرخ بیکاری زنان و مردان در استان‌ها به متوسط نرخ بیکاری کشور تعبیر گردد. این در حالی است که مبانی نظری و مطالعات موجود، ارتباط معنی‌داری را بین توسعه بازار کار استان‌ها و آسیب‌های اجتماعی آن‌ها نشان داده‌اند اما با وجود این، نتایج این مطالعات نتایجی متفاوت می‌باشد؛ از این‌رو، این پژوهش می‌کوشد تعامل بازار کار استان‌های ایران را با نگاهی جنسیتی با آسیب‌های اجتماعی آن‌ها مورد بررسی و کنکاش قرار دهد. توسعه بازار کار در این مطالعه با نماگرهای اشتغال زنان مورد ارزیابی قرار گرفته و با بهره‌گیری از روش تاپسیس با یکدیگر تلفیق شده‌اند. آسیب‌های اجتماعی استان‌ها نیز با استفاده از نرخ طلاق سنجیده شده است. با استفاده از روش داده‌های تابلویی، نتایج این پژوهش حاکی از آن است که توسعه‌یافتگی بازار کار زنان به‌صورت منفی و معنی‌دار نرخ طلاق استان‌ها را تحت تأثیر قرار داده و به عبارتی، با توسعه بازار کار زنان، پدیده طلاق کاهش می‌یابد. از نظر سیاست‌گذاری، این یافته مبین امکان تعدیل آسیبی اجتماعی با تصمیمی اقتصادی است.

طبقه‌بندی JEL: J12 ،J16 ،O11 ،R23

واژه‌های کلیدی: توسعه بازار کار، بازار کار زنان، نرخ طلاق، روش تاپسیس، استان‌های ایران

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۳۸۵۰۹۵۶۵

۱- مقدمه

دستیابی به توسعه اقتصادی را می‌توان هدف اصلی تمامی دولت‌ها قلمداد کرد و از این‌رو، در اهداف بلندمدت تمامی کشورها دستیابی به این هدف در صدر سایر اهداف جای گرفته است، این در حالی است که توسعه اقتصادی را می‌توان به صور مختلف تعریف و با نماگرهای[1] گوناگون مورد سنجش و ارزیابی قرار داد. در این میان و در میان بازارهای اقتصادی، توسعه بازار کار و معیارهای آن از اصلی‌ترین معیارهای توسعه‌یافتگی و میزان تحقق توسعه اقتصادی تلقی می‌شود. توسعه بازار کار نیز با استفاده از نماگرهای گوناگونی قابل ارزیابی و سنجش بوده و در این میان سهم زنان در بازار کار از اصلی‌ترین معیارهای سنجش توسعه بازار کار محسوب می‌شود. این در حالی است که در تمامی نماگرهای معرفی شده از سوی مجامع بین‌المللی مانند سازمان بین‌المللی کار[2]، صندوق بین‌المللی پول[3] و بانک جهانی[4] نماگرهای اشتغال زنان به‌عنوان مبنایی برای توسعه، توسعه اقتصادی و توسعه بازار کار قلمداد می‌شود. در ایران نیز قانون اساسی بر ایجاد اشتغال برای همه و اشتغال کامل تأکید کرده و تفکیک جنسیتی بین اشتغال زنان و مردان قائل نشده است. این در حالی است که اسناد بالادستی جمهوری اسلامی ایران نیز در راستای قانون اساسی، دستیابی به اشتغال کامل و فرصت‌های برابر شغلی برای زنان و مردان را ارائه کرده‌اند. به‌عنوان مثال، سند چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴ دستیابی به اشتغال کامل را به‌عنوان یکی از اهداف اساسی اقتصادی در این افق ترسیم و علاوه بر آن، برنامه‌های توسعه نیز همواره بر بازیابی و بازشناسی جایگاه زنان در بازار کار تأکید کرده‌اند.

در برنامه اول (۷۲-۱۳۶۸) و دوم (۷۸-۱۳۷۴) توسعه، مشارکت بیشتر زنان در امور اجتماعی، فرهنگی، آموزشی و اقتصادی با حفظ شئونات خانواده و ارزش‌های متعالی شخصیت اسلامی زن به‌عنوان یکی از خط‌مشی‌های برنامه تعریف شده است. برنامه سوم توسعه (۸۳-۱۳۷۹)، پیشنهاد برنامه‌های توسعه و مشارکت زنان در فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی استان را از وظایف شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان مشخص کرده است و مرکز امور مشارکت زنان ریاست جمهوری را موظف نموده

1. Indicators
2. International Labour Organization (ILO)
3. International Monetary Fund (IMF)
4. World Bank (WB)

تا در جهت زمینه‌سازی برای ایفای نقش مناسب زنان در توسعه کشور و تقویت نهاد خانواده، اقدامات لازم برای افزایش فرصت‌های اشتغال زنان و ارتقای شغلی آنها را تهیه و به‌منظور تصویب به هیأت وزیران ارائه کند. در برنامه چهارم توسعه (۸۸-۱۳۸۴)، تساوی مزدها برای زن و مرد در مقابل کار هم‌ارزش و برابری فرصت‌ها برای زنان و مردان و توانمندسازی زنان از طریق دستیابی به فرصت‌های شغلی مورد توجه جدی قرار گرفته و علاوه بر آن، در ماده ۱۱۱ دولت موظف شده تا در راستای تقویت نقش زنان در جامعه و توسعه فرصت‌ها و گسترش سطح مشارکت آن‌ها در کشور، اقدام‌هایی مانند تدوین، تصویب و اجرای برنامه جامع توسعه مشارکت زنان و توجه به ترکیب جنسیتی عرضه نیروی کار را انجام دهد. براساس ماده ۲۳۰ برنامه پنجم توسعه (۹۴-۱۳۹۰)، دولت با همکاری سازمان‌ها و دستگاه‌های ذی‌ربط از جمله مرکز امور زنان و خانواده با هدف تقویت نهاد خانواده و جایگاه زنان در عرصه‌های اجتماعی و استیفای حقوق شرعی و قانونی بانوان در همه زمینه‌ها با تدوین و تصویب "برنامه جامع توسعه امور زنان و خانواده" مشتمل بر محورهایی از جمله تحکیم بنیان خانواده، پیشگیری از آسیب‌های اجتماعی، توسعه و ساماندهی امور اقتصادی- معیشتی با اولویت ساماندهی مشاغل خانگی برای زنان سرپرست خانوار و زنان بدسرپرست اقدام قانونی کند. ماده ۱۰۱ برنامه ششم توسعه (۱۴۰۰-۱۳۹۶)، تقویت نهاد خانواده و جایگاه زن در آن و استیفای حقوق شرعی و قانونی زنان در همه عرصه‌ها و توجه ویژه به نقش سازنده آنها را مد نظر قرار داده است.

با وجود این و اگرچه توافق نسبی بر اهمیت اشتغال زنان در اقتصاد وجود دارد، اما، دیدگاه‌های متعارضی نیز در این راستا کوشیده‌اند تا تأثیر اشتغال زنان را از ابعاد اجتماعی مورد بررسی قرار دهند. به عبارتی، درحالی‌که توافق نسبی بر نقش زنان در بازار کار و توسعه اقتصادی وجود دارد، اما چنین توافقی در حوزه اجتماعی به چشم نمی‌خورد. این در حالی است که براساس شواهد موجود (که در بخش مطالعات پیشین نیز بدان اشاره خواهد شد) ادبیات این حوزه و به‌ویژه در ایران فاقد مطالعات غنی و گسترده‌ای است که تعامل توسعه بازار کار زنان و امنیت خانواده را بررسی کرده باشد. از این‌رو، انجام پژوهشی که بتواند زمینه را برای شناسایی تعامل دو موضوع مذکور فراهم کند از هر نظر لازم و ضروری است. بر این اساس، مسأله اساسی این پژوهش بررسی تأثیر توسعه بازار کار زنان بر یکی از مهم‌ترین آسیب‌های اجتماعی، یعنی طلاق در استان‌های ایران است. این بررسی برای دوره زمانی ۹۳-۱۳۸۴ طراحی شده است. در

این راستا، پژوهش حاضر در شش بخش تنظیم شده و پس از مقدمه به‌عنوان بخش نخست، مبانی نظری در بخش دوم ارائه می‌شود. مروری بر مطالعات پیشین این حوزه موضوع بخش سوم است. بخش چهارم، به تبیین روش انجام پژوهش اختصاص دارد و بخش پنجم یافته‌ها و تحلیل آن‌ها را به تصویر می‌کشد. بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از مجموعه مطالب این پژوهش پرداخته است و سیاست‌های پیشنهادی را ارائه می‌کند.

۲- توسعه بازار کار زنان و طلاق: مبانی نظری

در ادبیات توسعه و به‌ویژه ادبیات توسعه اقتصادی از سهم زنان در اشتغال و به عبارتی، نقش زنان در بازار کار به‌عنوان معیاری برای توسعه‌یافتگی هر کشور یا هر منطقه یاد شده است. به‌عنوان مثال، در نماگرهای توسعه جهانی[1] و در بخش اشتغال بر حسب فعالیت اقتصادی و نیز در بخش‌های کار شایسته و بیکاری همواره از سهم زنان در بازار کار به‌عنوان نماگرهایی برای سطح توسعه کشورها یاد شده است. اگرچه موارد مذکور به‌طور ضمنی این دیدگاه که افزایش سهم زنان در بازار کار و گرایش آن به سمت برابری با سهم مردان را به‌عنوان معیاری برای توسعه اقتصادی تصور می‌کند اما، نظریه‌های متعددی و به‌ویژه در حوزه علوم اجتماعی کوشیده‌اند تا تأثیر اشتغال زنان در بازار کار از ابعاد اجتماعی که امنیت خانواده به‌طور عمومی و طلاق به‌صورت ویژه از مصادیق بارز آن تلقی می‌شود را نیز مورد بررسی و کنکاش قرار دهند. به عبارتی، اگرچه از نگاه اقتصادی توسعه بازار کار زنان را می‌توان مترادف با توسعه اقتصادی محسوب کرد اما، از نگاه اجتماعی چنین توافق نسبی وجود ندارد. به‌عنوان مثال، چهار نظریه تخصیص نقش[2]، فرصت اقتصادی[3]، اقتصاد خانه (خانواده) جدید[4] و مبادله[5] در این حوزه کوشیده‌اند تا تأثیر اشتغال زنان را از ابعاد اجتماعی و به‌ویژه طلاق مورد بررسی قرار دهند.

1. World Development Indicators
2. Role Specialization Theory
3. Economic Opportunity Theory
4. New Home Economics Theory
5. Exchange Theory

نظریه تخصیص نقش که از نظریه‌های پیشگام در این حوزه تلقی می‌شود، توسط پارسونز[1] در دهه ۱۹۵۰ ارائه شده و او بر این باور است که با شکل‌گیری ازدواج تخصیص مجددی از نقش‌ها اتفاق خواهد افتاد، این در حالی است که از نگاه او توجه به تخصیص نقش‌های جدید بر ثبات در ازدواج ضروری است و بر هم زدن آن و به عبارتی افزایش مشارکت زنان در بازار کار احتمال ایجاد رقابت مخرب بین زن و مرد را افزایش خواهد داد. نظریه اجتماعی پارسونز در زمینه اشتغال زنان توسط اقتصاددانان نیز مورد بررسی قرار گرفته و بکر[2] (۱۹۸۱) استدلال نسبتاً مشابهی را در این زمینه ارائه کرده است. به اعتقاد او، وقتی که یک شریک در سرمایه انسانی بازار (یعنی مهارت‌ها و تجربه‌ای که درآمدهای نیروی کار را افزایش دهد) و دیگری در سرمایه انسانی غیربازار (یعنی مهارت‌ها و تجربه‌ای که به حفظ محیط داخلی و تربیت فرزندان کمک می‌کند) متخصص می‌شود، ازدواج یک راهبرد بسیار کارآمد برای زنان و مردان می‌باشد. وی استدلال می‌کند که اگر مرد و زن هر دو در اشتغال مشارکت داشته باشند، تخصص کاهش یافته و دستاوردهای ازدواج کاهش می‌یابد. نقطه بحرانی در نظریه تخصیص نقش این است که مشارکت نیروی کار زنان به‌طور ذاتی تخصص را تضعیف می‌کند و بنابراین، خطر طلاق را افزایش می‌دهد. بر این اساس و با نگاه نظریه تخصیص نقش می‌توان انتظار داشت مشارکت بیشتر زنان در بازار کار، زمینه را برای افزایش احتمال طلاق فراهم کند (بکر، ۱۹۸۱؛ پارسونز، ۱۹۵۵ و ۱۹۵۹؛ شوئن و همکاران[3]، ۲۰۰۲).

نظریه فرصت اقتصادی بر خلاف نظریه تخصیص نقش بر این باور نیست که اشتغال زنان سبب افزایش طلاق خواهد شد بلکه معتقد است که انحلال ازدواج نه به‌دلیل اشتغال بلکه به‌دلیل ازدواجی نامطلوب صورت می‌پذیرد. به عبارتی، اشتغال زنان سبب می‌شود تا زنان در ازدواج‌هایی نامطلوب جایگزین اقتصادی مناسب را برای پایداری ازدواج داشته باشند. در مجموع، نظریه فرصت اقتصادی بر این باور است که مشارکت زنان در بازار کار ازدواج‌های موفق را تضعیف نکرده، بلکه زمینه را برای خارج شدن از ازدواج‌هایی نامطلوب و ناخوشایند به‌ویژه برای زنان فراهم می‌کند (شوئن و همکاران، ۲۰۰۲).

1. Parsons
2. Becker
3. Schoen et al.

نظریه اقتصاد خانه (خانواده) جدید نیز به اشتغال زنان پس از ازدواج به‌عنوان سرمایه زندگی مشترک اشاره کرده و بر این باور است اشتغال زن در طی زندگی مشترک زمینه را برای انحلال ازدواج (طلاق) کاهش می‌دهد. به عبارتی و از نگاه این نظریه اشتغال زن و به تعبیری توسعه بازار کار زنان دارای دو بعد مثبت و منفی است، درحالی‌که غیبت زن در خانه به‌دلیل حضور در بازار کار بعد منفی آن تلقی می‌شود، اما کسب درآمد زمینه را برای افزایش رضایت از زندگی مشترک فراهم کرده و اثر مثبت سود اقتصادی حاصل از اشتغال، بیشتر از اثر منفی غیبت زن در خانه خواهد بود. از این‌رو، اشتغال زنان نه تنها زمینه‌ساز طلاق نخواهد بود، بلکه می‌توان بین اشتغال زنان و ناپایداری ازدواج رابطه معکوس و معنی‌داری را جست‌وجو کرد (مدیری و رحیمی، ۱۳۹۵).

نظریه مبادله نیز همسو با نظریه اقتصاد خانه جدید تأثیر اشتغال بر طلاق را از بعد اقتصادی بررسی می‌کند. با وجود این و ناهمسو با نظریه اقتصاد خانه جدید، انتظار تأثیر نهایی اشتغال بر پایداری ازدواج یا طلاق را قطعی تلقی نمی‌کند. به عبارتی و از این دیدگاه، ازدواج، قراردادی است که در آن هر یک از دو فرد به مبادله پرداخته و چنانچه در این مبادله سود کنند آن را ادامه خواهند داد. چنانچه مبادله مذکور زمینه‌ساز زیان آن‌ها شود به طلاق رو می‌آورند. از این‌رو و براساس این نظریه، اشتغال زنان وقتی می‌تواند زمینه را برای طلاق فراهم کند که افراد در جریان این مبادله، زیانی بیش از سود به‌دست آورند (فخرائی و حکمت، ۱۳۸۹).

علاوه بر نظریه‌های مذکور، نظریه‌های دیگری نیز در حوزه علوم اجتماعی به روش‌های مختلف بر تأثیر مستقیم یا غیرمستقیم اشتغال زنان بر آسیب‌های اجتماعی که طلاق نیز از جمله آن‌ها محسوب شده است تأکید کرده‌اند. نظریه منابع[1]، نظریه خانواده دموکراتیک[2] و نظریه تغییر کارکردها[3] از جمله این نظریه‌ها محسوب می‌شوند (جوادی‌نیک و مرادی‌فر، ۱۳۹۳).

بنابراین و در مجموع، نظریه واحد و مورد پذیرشی از تأثیر اشتغال زنان بر امنیت خانواده و به‌صورت ویژه بر طلاق وجود نداشته است و تمایز آشکاری را می‌توان بین نگاه اقتصادی و نگاه اجتماعی از این منظر مشاهده کرد. از این‌رو و با توجه به تنوع

1. Resource Theory
2. Democratic Family Theory
3. Functions Change Theory

ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جوامع، تنها با مطالعات تجربی می‌توان میزان پذیرش هر یک از دیدگاه‌های مذکور را مورد بررسی قرار داد.

۳- توسعه بازار کار زنان و طلاق: مروری بر مطالعات پیشین

اگرچه مطالعات گوناگونی در دو حوزه مجزای بازار کار زنان و آسیب‌های اجتماعی و از جمله طلاق صورت گرفته است اما، مطالعات اندکی این دو موضوع را به‌صورت همزمان در سطح استان‌ها بررسی کرده است و از این‌رو، ادبیات این حوزه از غنای کافی برخوردار نیست. با وجود این، تلاش شده است تا مطالعات عمده این حوزه در پژوهش انعکاس داده شود. به‌عنوان مثال، جالووارا[1] (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای با عنوان "آثار مشترک وضعیت اجتماعی- اقتصادی طرفین ازدواج بر خطر طلاق" داده‌های اولین ازدواج و طلاق زوج‌ها در فنلاند طی دوره ۹۳-۱۹۹۱ را به‌منظور بررسی اثرات مشترک وضعیت اجتماعی- اقتصادی زوجین بر نرخ طلاق مورد استفاده قرار داده است. نتایج این مطالعه از نگاه عوامل اقتصادی حاکی از آن است که گروه‌هایی که زن، خانه‌دار یا شاغل و مرد، شاغل است، ازدواج نسبتاً پایدارتری دارند. علاوه بر آن، زوج‌هایی که زن، مرد و یا هر دو بیکار بوده‌اند با خطر طلاق بالاتری مواجه هستند، این در حالی است که درآمد بالای مرد خطر طلاق را کاهش داده، اما درآمد بالای زن در تمام سطوح درآمدی مرد، به‌ویژه زمانی که درآمد زن بیشتر از مرد است، خطر طلاق را افزایش می‌دهد.

برمر و کسلرینگ[2] (۲۰۰۴)، در پژوهشی با عنوان "طلاق و مشارکت زنان: شواهدی از داده‌های سری زمانی و هم‌انباشتی" بیان کرده‌اند که نرخ طلاق در آمریکا افزایش یافته و این افزایش با رشد مشارکت زنان و افزایش درآمد آنان همراه بوده است. آن‌ها با استفاده از تکنیک‌های داده‌های سری زمانی و هم‌انباشتی جهت علیت بین این متغیرها را طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۶۰ در آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که چنانچه نرخ مشارکت زنان و درآمدهای آنان افزایش یابد، طلاق افزایش خواهد یافت. همچنین، تغییرات مثبت برای نرخ طلاق، نرخ مشارکت زنان متأهل را افزایش خواهد داد و افزون بر این افزایش سطوح درآمد به مشارکت بیشتر زنان در بازار کار منجر می‌شود.

---

1. Jalovaara
2. Bremmer & Kesselring

نو و همکاران[1] (۲۰۰۷) ، در مطالعه‌ای با عنوان "تحلیلی پویا از درآمد و اثر مستقل مشارکت نیروی کار زنان آمریکایی آفریقایی‌تبار بر طلاق" اثرات پویای متغیرهایی از جمله نرخ مشارکت نیروی کار زنان را بر نرخ طلاق طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها بدین منظور از یک روش سری زمانی همزمان استفاده کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان دهنده آن است که نرخ طلاق زنان به‌طور دائم با افزایش نرخ مشارکت نیروی کار زنان، افزایش می‌یابد.

کوک و گش[2](۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با عنوان "اشتغال پاره‌وقت زنان و ثبات زندگی زوج‌ها در بریتانیا، آلمان غربی و آمریکا" بیان کرده‌اند که اشتغال پاره‌وقت زنان به‌عنوان یک استراتژی تعادل بین کار و خانواده است. آن‌ها با استفاده از تکنیک پنل دیتا[3]، تأثیر سطوح متفاوت اشتغال زنان را بر ثبات زندگی زوج‌ها در کشورهای بریتانیا، آلمان غربی و آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند و بدین‌منظور از داده ازدواج‌های دهه ۱۹۹۰ و پیگیری آن‌ها تقریباً در همان دوره استفاده نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر اشتغال زنان بر ثبات زندگی زوج‌ها در این کشورها متفاوت است. در آلمان غربی، با اشتغال پاره‌وقت با کیفیت بالای آن، زوج‌هایی که زنان به‌صورت پاره‌وقت کار می‌کنند، زندگی باثبات‌تری دارند. در بازار کارهای لیبرال‌تر بریتانیا و آمریکا، اشتغال پاره‌وقت و نه تمام‌وقت به‌صورت معنی‌دار نرخ طلاق را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در آمریکا، مادرانی که به‌صورت پاره‌وقت کار می‌کنند خطر طلاق پایین‌تری را تجربه کرده‌اند.

متیسایک و همکاران[4] (۲۰۱۳)، در پژوهشی با عنوان "شغل و ازدواج پایدار: آیا سابقه مهم است؟" تأثیر اشتغال زنان بر اختلال زندگی زناشویی در کشورهای ایتالیا (از ۱۰۵۸۶ نفر زنان متولد شده طی دوره ۹۴-۱۹۵۵ که ۶۷۰۹ نفر ازدواج اول ۱۴۱ نفر ازدواج دوم و ۲ نفر ازدواج سوم) و لهستان (از ۶۳۵۲ نفر زنان متولد شده طی دوره ۹۳-۱۹۵۵ که ۴۷۳۱ نفر ازدواج اول ۱۳۲ نفر ازدواج دوم و ۳ نفر ازدواج سوم) را با هدف درک نحوه میانجی‌گری پیشینه در ارتباط بین اشتغال زنان و ازدواج پایدار، مورد مقایسه قرار داده‌اند. آن‌ها بدین منظور از مدل مخاطره چندفرآیندی[5] استفاده کرده‌اند.

---

1. No et al.
2. Cooke & Gash
3. Panel Data
4. Matysiak et al.
5. Multi-Process Hazard Model

یافته‌های مطالعه آن‌ها همسو با بیشتر مطالعات پیشین این حوزه تأثیر مثبت و معنی‌دار اشتغال زنان بر انحلال ازدواج را در هر دو کشور تأیید می‌کند. علاوه بر آن، اگرچه پیشینه اشتغال زنان و پذیرش آن در کشور ایتالیا کمتر است، اما این اثر در ایتالیا به اندازه لهستان قوی مشاهده می‌شود.

جیمنز- روبیو و همکاران[1] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان "توضیح عوامل تعیین‌کننده نرخ طلاق: شواهد جدیدی از اسپانیا"، به بررسی عوامل اصلی تعیین‌کننده نرخ طلاق در اسپانیا طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نرخ طلاق در این مطالعه به‌عنوان متغیر وابسته و با دو روش محاسبه شده است. نخست نرخ طلاق در هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت و دوم نرخ طلاق به ازای هر ۱۰۰۰ ازدواج. با استفاده از تکنیک رگرسیونی پنل دیتا، یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که نرخ اشتغال زنان به‌عنوان یکی از عوامل مورد بررسی دارای تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ طلاق بوده است.

منکرینی و ویگنلی[2] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "زنان شاغل و پایداری پیوند ازدواج: او کمک می‌کند وقتی که مردان کمک می‌کنند"، تأثیر مشارکت زنان در بازار کار بر ثبات ازدواج در ایتالیا و طی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۳ را بررسی کرده و مشخص می‌کنند که آیا تقسیم جنسیتی کار خانگی بخشی از این اثر است؟ با استفاده از روش‌های تجزیه و تحلیل میانجی‌گری[3]، یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که مشارکت مردان در کارهای خانه یک واسطه قوی در رابطه بین اشتغال زنان و انحلال ازدواج بوده و اشتغال زنان تأثیر منفی بر ثبات ازدواج نداشته است. این در حالی است که نتایج نشان می‌دهد که کار با حقوق زن، تنها زمانی‌که کار بدون حقوق همسرش (مشارکت در کارهای خانه) محدود شود برای پیوند ازدواج مضر است. منکرینی و ویگنلی، بر این باورند که چنانچه مرد مشارکت قابل‌توجهی را در کارهای خانه داشته باشد، اشتغال زن ثبات را برای روابطشان به ارمغان می‌آورد، چراکه شغل او یک منبع اضافی امنیت اقتصادی بوده یا فرصت‌های بیشتری را برای اوقات فراغت مشترک فراهم می‌کند.

1. Jimenez-Rubio et al.
2. Mencarini and Vignoli
3. Techniques of Mediation Analysis

در ایران نیز در سال‌های اخیر با توجه به روند صعودی نرخ طلاق در استان‌های کشور، مطالعات گوناگونی کوشیده‌اند تا عوامل مؤثر بر این پدیده را مورد بررسی قرار دهند؛ اما با وجود این، مطالعات اندکی عوامل مؤثر بر نرخ طلاق را با نگاه اقتصادی بررسی کرده‌اند. به‌عنوان مثال، گلشن (۱۳۷۲)، در پژوهش خود با عنوان "بررسی طلاق و عوامل اجتماعی- جمعیت‌شناختی مؤثر بر آن در سال‌های ۷۰-۱۳۶۴ در شهرستان خوی"، تأثیر عواملی چون شهرنشینی و صنعتی‌شدن، اشتغال زن و وجود بیکاری در جامعه را بر نرخ طلاق مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده است که هر یک از عوامل فوق در وقوع و بروز پدیده اجتماعی طلاق مؤثر بوده‌اند.

محمودیان و خدامرادی (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی رابطه طلاق و توسعه اقتصادی اجتماعی در شهرستان‌های کشور سال ۱۳۸۵"، نشان داده‌اند که بین توسعه‌یافتگی و طلاق رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر آن، یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که با افزایش اشتغال زنان نرخ طلاق نیز افزایش می‌یابد.

فیض‌پور و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهشی با عنوان "رونق اقتصادی، بازار کار و طلاق: شواهدی از مناطق ایران طی دوره ۹۰-۱۳۸۴" با استفاده از تکنیک پنل دیتا به بررسی تأثیر رونق اقتصادی، تجلی‌یافته در توسعه بازار کار، بر نرخ طلاق پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که نماگر نرخ مشارکت اقتصادی زنان، به‌عنوان یکی از عوامل مورد سنجش، به‌صورت منفی و معنی‌دار نرخ طلاق را تحت تأثیر قرار داده است.

مطالعه مدیری و رحیمی (۱۳۹۵) را می‌توان یکی از جدیدترین مطالعات انجام شده در این زمینه دانست. آن‌ها مطالعه‌ای با عنوان "اشتغال زنان، نشاط زناشویی و گرایش به طلاق (مطالعه موردی: متأهلان شهر تهران)" را با هدف بررسی تأثیر اشتغال زنان بر پایداری خانواده طراحی کرده‌اند. جامعه آماری این مطالعه زنان و مردان شهر تهران هستند که با شیوه نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای ۱۷۳۶ نمونه از ۵۰ حوزه شهر تهران در سال ۱۳۹۰ انتخاب و با بهره‌گیری از ابزار پرسشنامه تأثیر اشتغال زنان بر پایداری خانواده ارزیابی شده است. به‌طور کلی، براساس دست‌آوردهای این مطالعه یافته‌هایی که نشان دهد اشتغال زنان، پایداری خانواده را تضعیف می‌کند مشاهده نشده است، اما با وجود این، اشتغال زنان منابعی را برایشان فراهم می‌کند که از آن می‌توانند در انحلال زندگی زناشویی ناخوشایند استفاده کنند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که ارتقای اقتصادی اجتماعی زنان با پایداری خانواده در تضاد نیست و زنان از اشتغال

در جهت قوام خانواده استفاده می‌کنند. به عبارتی، اشتغال زنان نه تنها موجب گسست زندگی زناشویی نمی‌شود، بلکه در برخی ابعاد، فضای مشترکی را ایجاد می‌کند که در آن فضا رفتارهای جمع‌گرایانه میان همسران تقویت می‌شود.

براساس مطالعات پیشین انجام شده در این حوزه، اگرچه پژوهش‌های گوناگونی تأثیر عوامل اقتصادی از جمله نرخ مشارکت اقتصادی و وضعیت اشتغال زنان را بر پدیده طلاق مورد مطالعه قرار داده‌اند؛ اما با وجود این، کمتر مطالعه‌ای را می‌توان یافت که تأثیر توسعه‌یافتگی بازار کار زنان را، با رویکرد تلفیق نماگرهای بازار کار، بر نرخ طلاق مورد ارزیابی قرار داده باشد. بر این اساس، بررسی این موضوع به تفکیک استان‌های کشور و طی دوره ۹۳-۱۳۸۴، وجه تمایز این پژوهش با مطالعات پیشین این حوزه به‌شمار می‌رود.

۴- روش انجام پژوهش

انجام پژوهش حاضر را از نظر روش می‌توان در دو بخش مجزا ارائه کرد. در بخش نخست نماگرهای بازار کار، شناسایی و با یکدیگر ترکیب شده و در بخش دوم با استفاده از روش رگرسیونی "داده‌های تابلویی" تأثیر توسعه بازار کار زنان بر نرخ طلاق سنجیده شده است. بر این اساس، روش انجام پژوهش در بخش نخست روشی توصیفی و در بخش دوم روشی تحلیلی از نوع همبستگی است. به‌طوری‌که این پژوهش می‌کوشد تا فرضیه: "بین توسعه بازار کار زنان و نرخ طلاق استان‌های کشور رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار وجود دارد" را آزمون نماید[۱]. در بخش نخست، نماگرهای بازار کار ایران و با تأکید بر بازار کار زنان با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران گردآوری شده است. لازم به ذکر است که این مرکز از سال ۱۳۸۴ در قالب گزارش‌هایی با عنوان نتایج آمارگیری نیروی کار به انتشار آمارهای بازار کار به‌صورت فصلی و سالانه، در سطح کشور،

---

۱. همان‌گونه که در بخش بیان مسأله نیز اشاره شده است، این پژوهش می‌کوشد تا تأثیر توسعه بازار کار زنان را در استان‌های کشور بر نرخ طلاق بررسی کند با وجود این، لازم به ذکر است که اگرچه امنیت خانواده را نمی‌توان صرفاً در موضوع طلاق (عدم طلاق) خلاصه کرد، اما بی‌شک و بر اساس شواهد موجود خانواده‌هایی که در معرض طلاق قرار می‌گیرند از امنیتی به مراتب کمتر برخوردارند، بنابراین، طلاق را می‌توان یکی از نمودهای اساسی امنیت خانواده، اگرچه نه همه آن، قلمداد کرد و از این‌رو، مطالعات بیشتری در این حوزه لازم و ضروری است. خواننده علاقه‌مند برای مطالعه بیشتر در این زمینه به مطالعات مولوی و رسول‌زاده (۱۳۸۳)، یونسی و همکاران (۱۳۸۹)، کلانتری و همکاران (۱۳۹۰) و یحیی‌زاده و حامد (۱۳۹۴) مراجعه کند.

به‌تفکیک استان‌ها و نیز به تفکیک جنسیت پرداخته و این مطالعه از داده‌های این گزارش‌ها طی دوره ۹۳-۱۳۸۴ بهره جسته است. در گزارش‌های نتایج آمارگیری نیروی کار، نماگرهای عمده بازار کار شامل ۱۳ نماگر، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ اشتغال، نرخ جمعیت دارای اشتغال ناقص، نرخ بیکاری، نسبت اشتغال، سهم جمعیت دارای اشتغال ناقص، سهم شاغلان با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر، نرخ مقدار اشتغال ناقص، سهم اشتغال در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات و نیز سهم اشتغال در بخش‌های خصوصی و عمومی، معرفی شده است. بر مبنای این داده‌ها مقادیر این نماگرها در رابطه با بازار کار زنان در استان‌های کشور متفاوت است. به‌عنوان مثال، در سال ۱۳۹۳ به‌عنوان سال پایانی دوره مورد بررسی در رابطه با نرخ بیکاری که یکی از مهم‌ترین نماگرهای نمایانگر وضعیت اقتصادی در هر منطقه است، استان کهگیلویه و بویراحمد با نرخ ۳۵/۷ درصد بالاترین نرخ بیکاری زنان را در این سال به خود اختصاص داده و این در حالی است که کمترین نرخ بیکاری زنان متعلق به استان همدان با نرخ ۱۰/۷ درصد است. علاوه بر آن، انحراف معیار نماگرها در هر سال بیانگر تمایز نماگرهای اشتغال زنان در استان‌های کشور بوده و از این‌رو، می‌توان انتظار داشت که شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان نیز در استان‌ها متفاوت باشد.

همان‌گونه که پیشتر نیز اشاره شد، اگرچه نماگرهای عمده بازار کار را می‌توان به ۱۳ نماگر تفکیک کرد، اما با وجود این و به‌دلیل همبستگی و همپوشانی بالا بین برخی از این نماگرها به‌منظور سنجش شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان نمی‌توان از تمام این نماگرها بهره گرفت. از این‌رو، با توجه به نتایج ضرایب همبستگی در این مطالعه، تنها نماگرهایی که ضرایب همبستگی بین آن‌ها کمتر از ۰/۶ بوده در نظر گرفته شده‌اند. بر این اساس و با توجه به مطالب ارائه شده در این پژوهش، شدت توسعه بازار کار زنان با نماگرهای چهارگانه نرخ بیکاری زنان، سهم زنان دارای اشتغال ناقص، سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر و سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی اندازه‌گیری شده که با روش تاپسیس[1] با هم تلفیق و شاخص[2] توسعه استان‌ها محاسبه شده است.

لازم به ذکر است به‌منظور بهره‌گیری از روش تاپسیس و تعیین شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور، ابتدا باید وزن هر نماگر مشخص شود. روش آنتروپی

1. Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution (TOPSIS)
2. Index

شانون[1] یکی از پرکاربردترین روش‌های وزن‌دهی است که این مطالعه نیز از این روش به‌منظور تعیین وزن نماگرهای اشتغال زنان در استان‌های کشور بهره جسته است. ایده اصلی این روش بر این پایه استوار است که هرچه پراکندگی در مقادیر یک نماگر بیشتر باشد، آن نماگر از اهمیت بیشتری برخوردار خواهد بود. برای محاسبه وزن نماگرها با روش آنتروپی شانون مراحل ذیل اجرا می‌شود:

۱- تشکیل ماتریس تصمیم‌گیری با مرتبه m×n که در آن m و n به ترتیب بیانگر استان‌ها و نماگرها است:

$$A_{ij}=\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2n} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ a_{m1} & a_{m2} & \dots & a_{mn} \end{bmatrix} \qquad (۱)$$

۲- تشکیل ماتریس P_{ij} با محاسبه مجموع هر نماگر و تقسیم هر یک از درایه‌های ماتریس بر آن:

$$p_{ij}=\frac{a_{ij}}{\sum_{i=۱}^{m} a_{ij}} \qquad (۲)$$

۳- محاسبه آنتروپی هر نماگر با توجه به اینکه $0<E_j<1$:

$$E_j=-K\sum_{i=۱}^{m}\left[p_{ij}Ln(p_{ij})\right]\Rightarrow\begin{Bmatrix}\forall j=۱,۲,\dots,n\\ K=\frac{۱}{Ln(m)}\end{Bmatrix} \qquad (۳)$$

۴- تعیین درجه انحراف هر یک از نماگرها از مقدار آنتروپی آن:

$$d_j=۱-E_j \qquad \forall j=۱,۲,\dots,n \qquad (۴)$$

۵- محاسبه وزن نماگرها به گونه‌ای که $\sum_{j=۱}^{n} W_j=۱$:

$$W_j=\frac{d_j}{\sum_{j=۱}^{n} d_j} \qquad \forall j=1,2,\dots,n \qquad (۵)$$

1. Shannon Entropy

این پژوهش پس از تعیین وزن هر نماگر با استفاده از روش آنتروپی شانون، شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌ها را با بهره‌گیری از روش تاپسیس تعیین نموده است. مدل تاپسیس یکی از بهترین مدل‌های تصمیم‌گیری چند شاخصه است. این تکنیک بر این مفهوم استوار است که گزینه انتخاب باید کم‌ترین فاصله را از راه حل ایده‌آل مثبت (بهترین حالت ممکن) و بیشترین فاصله را از راه حل ایده‌آل منفی (بدترین حالت ممکن) داشته باشد. مراحل انجام روش تاپسیس به شرح ذیل است:

۱- تشکیل ماتریس تصمیم‌گیری با مرتبه m×n که در آن m و n به ترتیب بیانگر استان‌ها و نماگرها است.

۲- تشکیل ماتریس استاندارد از ماتریس مرحله نخست:

$$n_{ij}=\frac{a_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m}a_{ij}^{2}}} \qquad N_{ij}=\begin{bmatrix} n_{11} & n_{12} & \dots & n_{1n} \\ n_{21} & n_{22} & \dots & n_{2n} \\ . & & & . \\ . & & & . \\ . & & & . \\ n_{m1} & n_{m2} & \dots & n_{mn} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

۳- تشکیل ماتریس بی‌مقیاس موزون V_{ij} از طریق حاصل ضرب ماتریس استاندارد در وزن‌های به‌دست آمده از روش آنتروپی شانون:

$$V_{ij}=N_{ij}\times W_{nn} \qquad V_{ij}=\begin{bmatrix} v_{11} & v_{12} & \dots & v_{1n} \\ v_{21} & v_{22} & \dots & v_{2n} \\ . & & & . \\ . & & & . \\ . & & & . \\ v_{m1} & v_{m2} & \dots & v_{mn} \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

۴- محاسبه راه حل‌های ایده‌آل مثبت و منفی:

$$A^{+}=\left\{\left(\max_i v_{ij}\middle|j\in J^{+}\right),\left(\min_i v_{ij}\middle|j\in J^{-}\right)\middle|i=1,2,\dots,m\right\} \qquad (۸)$$

$$A^{+}=\left\{v_1^{+},v_2^{+},\dots,v_n^{+}\right\}$$

$$A^{-}=\left\{\left(\min_i v_{ij}\middle|j\in J^{+}\right),\left(\max_i v_{ij}\middle|j\in J^{-}\right)\middle|i=1,2,\dots,m\right\} \qquad (۹)$$

$$A^{-}=\left\{v_1^{-},v_2^{-},\dots,v_n^{-}\right\}$$

۵- تعیین فاصله هر گزینه از ایده‌آل مثبت و منفی با روش اقلیدسی:

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^{n}\left(v_{ij} - v_j^+\right)^2} \qquad i = 1,2,...,m \qquad (10)$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^{n}\left(v_{ij} - v_j^-\right)^2} \qquad i = 1,2,...,m \qquad (11)$$

۶- محاسبه نزدیکی نسبی هر گزینه به راه حل ایده‌آل:

$$CL_i^* = \frac{S_i^-}{S_i^- + S_i^+} \qquad i = 1,2,...,m \qquad (12)$$

۷- رتبه‌بندی گزینه‌ها براساس مقادیر CL_i^* با توجه به اینکه $0 < CL_i^* < 1$ بوده و در این راستا $CL_i^* = 1$ نمایانگر بالاترین رتبه و $CL_i^* = 0$ نشان دهنده پایین‌ترین رتبه است[1].

با تعیین شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور و برای آزمون فرضیه این پژوهش و با توجه به دو بعد زمان و مکان از روش رگرسیونی "داده‌های تابلویی" و مدل (۱۳) استفاده شده است. در این مدل DIV_{it}[2] نرخ طلاق و $FLMD_{it}$[3] شدت توسعه بازار کار زنان را در استان iام و زمان tام نشان می‌دهد. لازم به یادآوری است که در این رابطه نرخ طلاق به‌عنوان متغیر وابسته براساس تعداد طلاق در هر ۱۰۰ ازدواج تعیین شده و همان‌گونه که پیشتر نیز اشاره شد، شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور نیز با استفاده از روش تاپسیس مشخص شده است.

$$DIV_{it} = \alpha + \beta FLMD_{it} + u_{it} \qquad (13)$$

۵- یافته‌ها و تحلیل آن‌ها

همان‌گونه که پیشتر نیز اشاره شد این مطالعه با هدف بررسی تأثیر شدت توسعه بازار کار زنان بر نرخ طلاق در استان‌های کشور و طی دوره ۹۳-۱۳۸۴ طراحی شده است. به‌منظور دستیابی به این هدف، نماگرهای چهارگانه نرخ بیکاری زنان، سهم زنان دارای اشتغال ناقص، سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر و سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی برای سنجش سطح توسعه بازار کار استفاده شده و نرخ طلاق براساس تعداد طلاق در هر ۱۰۰ ازدواج محاسبه گردیده است. مقادیر این متغیرها برای سال‌های ابتدایی و انتهایی دوره مورد بررسی (با توجه به محدودیت مقاله) در استان‌ها

---

۱. برای مطالعه بیشتر در این زمینه به مطالعات اکبری و زاهدی کیوان (۱۳۸۷) و طاهرخانی (۱۳۸۶) مراجعه شود.

2. Divorce

3. Females' Labor Market Development

در جدول (۱) ارائه شده و همان‌گونه که مشاهده می‌شود درحالی‌که میانگین نرخ بیکاری زنان در سال ۱۳۸۴ در بین استان‌ها حدود ۱۷ درصد بوده، ۱۴ استان نرخ بیکاری بالاتر از این میزان را تجربه کرده‌اند، این در حالی است که دامنه تغییرات نماگرهای سهم زنان دارای اشتغال ناقص و سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی در سال انتهایی دوره نسبت به ابتدا افزایش یافته، که حاکی از افزایش ناهمگنی در این نماگرها است. افزون بر آن، انحراف معیار نرخ طلاق در بین استان‌ها در سال ۱۳۹۳ نسبت به ۱۳۸۴ تقریباً به دو برابر افزایش یافته است که پراکندگی قابل توجه در نرخ طلاق استان‌ها را به تصویر می‌کشد.

جدول ۱. نماگرهای* بازار کار زنان و نرخ طلاق در استان‌های کشور: ۱۳۸۴ و ۱۳۹۳

نماگر / استان	۱۳۸۴					۱۳۹۳				
	X_1	X_2	X_3	X_4	DIV	X_1	X_2	X_3	X_4	DIV
آذربایجان شرقی	۴/۷	۱/۳	۲۰/۲	۹۰/۳	۸/۰	۱۱/۴	۲/۱	۱۴/۵	۸۵/۳	۲۰/۰
آذربایجان غربی	۷/۳	۳/۴	۲۰/۴	۹۰/۰	۸/۹	۱۱/۱	۱/۶	۹/۹	۸۳/۵	۱۸/۳
اردبیل	۱۲/۵	۱/۹	۱۱/۱	۸۷/۰	۷/۶	۱۴/۰	۲/۷	۱۶/۰	۸۶/۸	۱۷/۰
اصفهان	۲۰/۰	۵/۹	۹/۵	۸۰/۳	۱۰/۳	۲۳/۲	۶/۴	۹/۰	۸۲/۰	۲۳/۱
ایلام	۱۹/۰	۲/۷	۱۵/۷	۷۸/۲	۴/۰	۲۱/۰	۵/۳	۵/۰	۷۰/۶	۱۰/۲
بوشهر	۲۲/۶	۱/۷	۲۷/۹	۶۵/۴	۱۱/۵	۱۲/۷	۳/۰	۱۷/۰	۶۶/۶	۲۱/۸
تهران	۲۵/۶	۳/۳	۲۱/۴	۵۳/۴	۱۹/۰	۲۱/۱	۳/۱	۱۹/۰	۶۵/۵	۳۵/۳
چهارمحال و بختیاری	۱۲/۷	۳/۲	۷/۴	۶۹/۱	۴/۶	۲۵/۲	۲/۹	۱۶/۱	۶۳/۸	۱۱/۵
خراسان جنوبی	۱۴/۳	۶/۸	۱۲/۰	۸۱/۸	۷/۴	۱۰/۸	۲/۶	۷/۶	۷۳/۲	۱۲/۶
خراسان رضوی	۱۲/۲	۷/۱	۱۸/۲	۸۳/۰	۱۱/۰	۱۹/۸	۱۰/۲	۱۱/۰	۷۶/۲	۲۶/۹
خراسان شمالی	۹/۷	۷/۷	۳۶/۳	۸۴/۳	۶/۸	۱۴/۰	۴/۷	۱۸/۲	۸۱/۸	۱۶/۶
خوزستان	۱۸/۲	۵/۱	۱۳/۵	۶۸/۷	۷/۲	۱۹/۴	۴/۱	۱۱/۹	۶۴/۹	۱۶/۵
زنجان	۱۶/۲	۱/۷	۱۸/۰	۸۰/۹	۸/۴	۱۳/۰	۱/۸	۱۲/۶	۷۷/۰	۱۶/۰
سمنان	۲۴/۳	۳/۶	۱۷/۳	۵۸/۱	۸/۸	۲۱/۸	۵/۰	۱۰/۹	۶۹/۰	۲۲/۲
سیستان و بلوچستان	۶/۵	۲/۰	۶/۰	۸۶/۲	۴/۷	۱۴/۲	۲/۹	۷/۴	۶۲/۱	۶/۶
فارس	۱۸/۸	۴/۵	۱۸/۷	۶۸/۲	۱۰/۷	۳۱/۹	۵/۴	۱۵/۷	۶۶/۲	۱۸/۹
قزوین	۱۴/۳	۳/۹	۲۱/۰	۷۷/۷	۸/۳	۱۷/۹	۳/۶	۹/۷	۷۲/۴	۲۲/۳
قم	۱۳/۹	۲/۶	۱۲/۵	۷۱/۵	۱۲/۸	۱۴/۴	۴/۰	۱۱/۷	۶۵/۲	۲۷/۵
کردستان	۱۲/۲	۱/۳	۹/۶	۷۶/۳	۱۲/۸	۱۹/۴	۱/۹	۷/۲	۷۲/۹	۲۰/۳

نماگر / استان	۱۳۸۴					۱۳۹۳				
	X_1	X_2	X_3	X_4	DIV	X_1	X_2	X_3	X_4	DIV
کرمان	۳۱/۴	۶/۶	۱۵/۹	۶۷/۹	۸/۲	۱۳/۵	۱/۴	۹/۶	۵۷/۳	۱۶/۰
کرمانشاه	۲۱/۲	۳/۶	۱۱/۱	۶۹/۴	۱۴/۸	۲۲/۳	۵/۷	۱۵/۸	۷۶/۶	۲۴/۳
کهگیلویه و بویراحمد	۳۲/۱	۱۰/۲	۸/۴	۷۸/۳	۶/۹	۳۵/۷	۳/۱	۱۰/۸	۳۴/۲	۱۵/۴
گلستان	۱۱/۸	۹/۲	۲۲/۷	۸۸/۸	۵/۷	۲۸/۷	۱۳/۷	۱۶/۴	۷۷/۲	۱۷/۸
گیلان	۲۴/۴	۷/۷	۳۳/۵	۸۱/۷	۹/۱	۱۷/۳	۴/۵	۲۴/۲	۸۱/۶	۲۹/۹
لرستان	۲۲/۳	۳/۹	۱۰/۹	۸۱/۴	۸/۴	۳۰/۶	۱/۸	۱۰/۵	۶۶/۷	۱۷/۱
مازندران	۲۰/۸	۸/۱	۲۱/۱	۷۵/۲	۱۰/۴	۳۲/۴	۳/۷	۱۹/۴	۶۸/۳	۲۵/۰
مرکزی	۱۹/۸	۳/۱	۱۳/۵	۷۶/۲	۱۲/۹	۱۴/۹	۲/۴	۹/۲	۶۶/۰	۲۷/۲
هرمزگان	۱۲/۹	۵/۲	۱۲/۷	۶۸/۲	۹/۲	۲۲/۴	۱/۳	۱۵/۶	۵۶/۷	۱۹/۸
همدان	۱۴/۰	۶/۰	۱۶/۹	۷۶/۹	۱۰/۰	۱۰/۷	۲/۲	۱۰/۹	۶۶/۹	۱۹/۶
یزد	۱۱/۹	۵/۰	۸/۹	۷۸/۹	۵/۱	۲۲/۳	۲/۳	۵/۶	۶۹/۴	۱۴/۸
حداکثر	۳۲/۱	۱۰/۲	۳۶/۳	۹۰/۳	۱۹/۰	۳۵/۷	۱۳/۷	۲۴/۲	۸۶/۸	۳۵/۳
حداقل	۴/۷	۱/۳	۶/۰	۵۳/۴	۴/۰	۱۰/۷	۱/۳	۵/۰	۳۴/۲	۶/۶
دامنه تغییرات	۲۷/۴	۸/۹	۳۰/۳	۳۶/۹	۱۴/۹	۲۵/۰	۱۲/۴	۱۹/۲	۵۲/۶	۲۸/۸
میانگین	۱۶/۹	۴/۶	۱۶/۴	۷۶/۴	۹/۱	۱۹/۶	۳/۸	۱۲/۶	۷۰/۲	۱۹/۷
انحراف معیار	۶/۷	۲/۴	۷/۱	۸/۹	۳/۲	۶/۹	۲/۶	۴/۵	۱۰/۳	۶/۰
ضریب تغییرات	۳۹/۴	۵۲/۳	۴۳/۵	۱۱/۶	۳۴/۹	۳۵/۳	۶۷/۳	۳۵/۴	۱۴/۷	۳۰/۶

*X_1: نرخ بیکاری زنان، X_2: سهم زنان دارای اشتغال ناقص، X_3: سهم شاغلان زن با ساعت کار ۴۹ ساعت و بیشتر، X_4: سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی، DIV: نرخ طلاق

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور سنجش تأثیر شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان بر نرخ طلاق، یافته‌های این مطالعه در دو بخش ارائه می‌شود:

تعیین شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور

همان‌گونه که قبلاً نیز اشاره شد برای بررسی شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان در این مطالعه از نماگرهای چهارگانه نرخ بیکاری زنان، سهم زنان دارای اشتغال ناقص، سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر و سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی استفاده شده است. لازم به ذکر است که نماگرهای نرخ بیکاری زنان و سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر دارای ماهیت ضد توسعه‌ای بوده و به‌عنوان

نماگرهای منفی در راستای تعیین شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌ها به‌کار گرفته شده‌اند. این در حالی است که نماگرهای سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی و سهم زنان دارای اشتغال ناقص به‌عنوان نماگرهای مثبت در راستای تعیین شدت توسعه بازار کار زنان مورد بررسی قرار گرفته‌اند. لازم به یادآوری است که اگرچه ممکن است در نگاه نخست سهم زنان دارای اشتغال ناقص به‌عنوان نماگری با تأثیر منفی در بازار کار قلمداد شود، اما این نماگر می‌تواند با توجه به ماهیت وظایف زنان برای بازار کار آن‌ها با رویکردی مثبت تلقی شود. بر این اساس، در این مطالعه این نماگر با جهت مثبت در توسعه بازار کار زنان منظور می‌گردد. با وجود این و برای اطمینان از نتایج و مدل نهایی، تخمین‌ها بدون نماگر مذکور نیز انجام گرفته است.

پس از انتخاب نماگرها، به‌منظور تعیین شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان از روش تاپسیس استفاده شده و برای بهره‌گیری از این روش، نخست وزن نماگرها با استفاده از روش آنتروپی شانون تعیین شده است. جدول (۲)، نتایج حاصل از این محاسبه برای چهار نماگر و طی دوره مورد بررسی را به تصویر می‌کشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، وزن نماگرها در سال‌های مورد بررسی متفاوت است. افزون بر آن، نماگر سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی کمترین وزن را در تمام سال‌های مورد بررسی به خود اختصاص داده و این در حالی است که بیشترین وزن در طول دوره به نماگر سهم زنان دارای اشتغال ناقص تعلق دارد، که این یافته حاکی از پراکندگی بیشتر این نماگر در طول دوره بوده است. علاوه بر آن، نماگرهای سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر و نرخ بیکاری زنان به ترتیب در جایگاه دوم و سوم از لحاظ اختصاص وزن قرار گرفته‌اند.

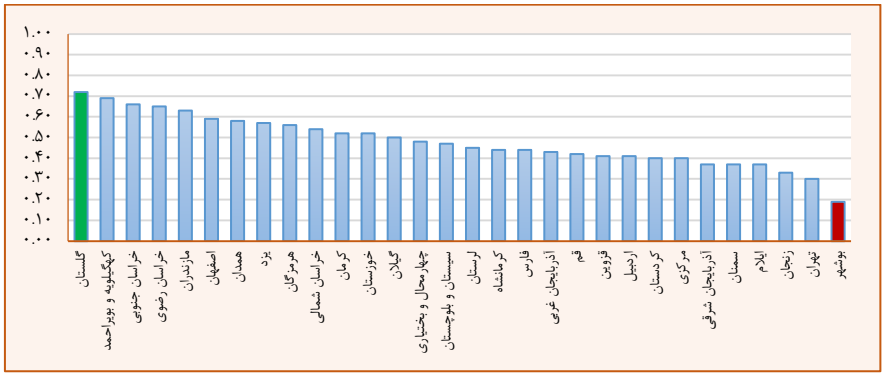
جدول ۲. وزن نماگرهای* بازار کار زنان با استفاده از روش آنتروپی شانون: ۹۳-۱۳۸۴

سال / نماگر	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
X_1	۰/۲۵	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۲۲	۰/۱۹
X_2	۰/۴۴	۰/۵۴	۰/۵۶	۰/۴۵	۰/۵۵	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۴۵	۰/۵۷
X_3	۰/۲۹	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۳۱	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۳۰	۰/۲۰
X_4	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴

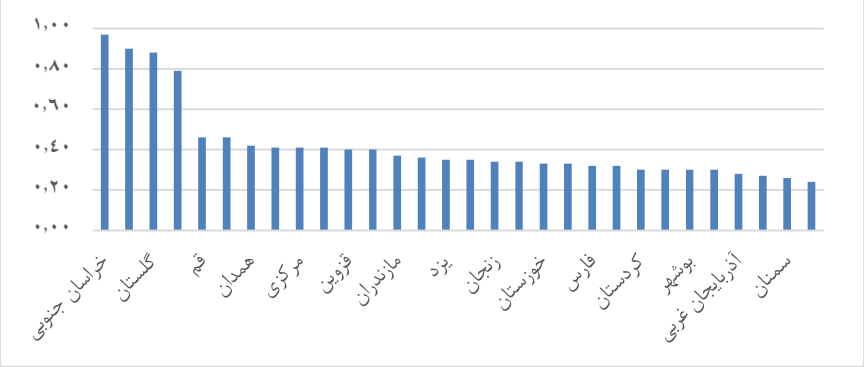
* X_1: نرخ بیکاری زنان، X_2: سهم زنان دارای اشتغال ناقص، X_3: سهم شاغلان زن با ساعت کار ۴۹ ساعت و بیشتر، X_4: سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی

منبع: یافته‌های پژوهش

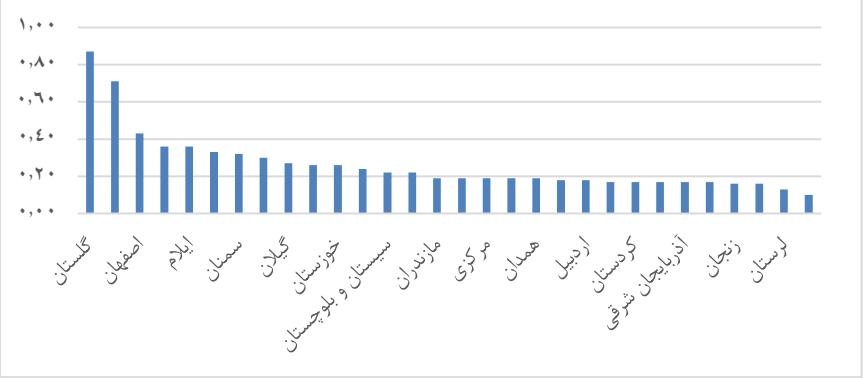
پس از تعیین وزن نماگرها، با استفاده از تکنیک تاپسیس شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان در استان‌ها تعیین شده است. با توجه به اینکه هرچه ضریب توسعه‌یافتگی هر منطقه نزدیک به یک باشد، نمایانگر شدت توسعه‌یافتگی بالاتر آن منطقه است؛ ضرایب توسعه بازار کار زنان به تفکیک استان‌ها در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که هیچ‌یک از استان‌ها طی این دوره روند صعودی یا نزولی منظمی را تجربه نکرده‌اند. با وجود این، استان گلستان در بیشتر سال‌ها بیشترین شدت توسعه در بازار کار زنان را به خود اختصاص داده است، این در حالی است که استان‌های بوشهر و تهران در بیشتر موارد در پایین‌ترین جایگاه در مقایسه با سایر استان‌ها قرار گرفته‌اند. مقایسه شدت توسعه بازار کار زنان در سال انتهای دوره نسبت به سال ابتدایی حاکی از آن است که به استثنای سه استان (گلستان، خراسان رضوی و بوشهر)، در سایر استان‌ها شدت توسعه‌یافتگی بازار کار زنان کاهش یافته است. نمودارهای (۱) تا (۳)، ضرایب توسعه‌یافتگی استان‌ها را برای سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۳ و با نگاهی دیگر سال‌های ابتدا و پایانی برنامه چهارم توسعه و سال چهارم برنامه پنجم به تصویر می‌کشد.



نمودار ۱. مقایسه شدت توسعه بازار کار زنان به تفکیک استان‌ها: ۱۳۸۴



نمودار ۲. مقایسه شدت توسعه بازار کار زنان به تفکیک استان‌ها: ۱۳۸۸



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. مقایسه شدت توسعه بازار کار زنان به تفکیک استان‌ها: ۱۳۹۳

همان‌گونه که مشاهده می‌شود در این مقاطع جایگاه بیشتر استان‌ها از نگاه شدت توسعه نسبت به سایر استان‌ها تغییر کرده، به گونه‌ای که به‌عنوان مثال، در سال ابتدای برنامه چهارم توسعه، استان گلستان بالاترین شدت توسعه‌یافتگی در بازار کار زنان را در بین استان‌های کشور تجربه کرده، اما در سال پایانی این برنامه، سومین استان با بالاترین شدت توسعه بوده است و در سال ۱۳۹۳ جایگاه نخست خود را به‌دست آورده است. این در حالی است که در این سه مقطع به ترتیب استان‌های بوشهر، تهران و هرمزگان پایین‌ترین شدت توسعه‌یافتگی را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین همان‌گونه‌که نمودارها نشان می‌دهد، در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۳ بیشترین

ضرایب توسعه به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۹۷ و ۰/۸۷ بوده، درحالی‌که کمترین مقادیر به ترتیب ۰/۱۹، ۰/۲۴ و ۰/۱۰ می‌باشد که این یافته‌ها حکایت از افزایش دامنه تغییرات ضرایب در این سال‌ها داشته است[۱].

تعیین تأثیر شدت توسعه بازار کار زنان بر نرخ طلاق در استان‌های کشور

با استفاده از مدل (۱۳) و نیز انجام آزمون‌های تشخیص مدل، نتایج به‌دست آمده در جدول (۳) ارائه شده است. در این راستا نخست به‌منظور تشخیص برازش مدل به روش داده‌های تلفیقی[۲] یا داده‌های تابلویی[۳] از آزمون لیمر[۴] استفاده شده است. نتایج این آزمون حاکی از آن است که برآورد مدل باید به روش داده‌های تابلویی انجام گیرد. علاوه بر آن، نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ بروش- پاگان[۵] و هاسمن[۶] بیانگر آن است که مدل باید با روش اثرات تصادفی برآورد شود. برای تخمین مدل با روش اثرات تصادفی باید توجه داشت که در این حالت واریانس‌های اجزاء اخلال مربوط به مقاطع مختلف با هم یکسان نبوده و مدل دچار واریانس ناهمسانی است که نتایج آزمون نسبت درستنمایی[۷] نیز این مطلب را تأیید می‌کند. همچنین نتایج آزمون‌های خودهمبستگی وولدریج[۸] (۲۰۰۲) و همبستگی مقطعی پسران[۹] (۲۰۰۴)، به ترتیب نشان دهنده وجود خودهمبستگی در بین جملات اخلال و وجود همبستگی بین مقاطع است.

---

۱. اگرچه می‌توان این موضوع را به صورت مجزا مورد مطالعه جامع و کاملی قرار داد (که موضوع مقاله نیست)، اما عدم اجرای برنامه‌های توسعه به‌صورت جدی در زمینه تعادل‌های منطقه‌ای، تفکیک استان خراسان به استان‌های خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی و در نتیجه ناهمگونی داده‌ها و مهاجرت‌های شدید به تهران در دوره زمانی مورد مطالعه می‌تواند بخشی از دلائل احتمالی افزایش دامنه تغییرات ضرایب توسعه‌یافتگی در این دوره قلمداد شود.

2. Pool Data
3. Panel Data
4. Limer Test
5. Breusch- Pagan Lagrangian Multiplier Test
6. Hausman Test
7. Likelihood Ratio Test
8. Wooldridge
9. Pesaran

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

آزمون	آماره آزمون	احتمال
لیمر	۱۳/۱۷	۰/۰۰
ضریب لاگرانژ بروش- پاگان	۳۹۴/۳۳	۰/۰۰
هاسمن	۰/۰۷	۰/۷۹
نسبت درستنمایی	۱۲۴/۴۸	۰/۰۰
وولدریج	۶۶/۹۶	۰/۰۰
همبستگی مقطعی پسران	۵۶/۱۵	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون‌های انجام گرفته و رفع مشکلات واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و همبستگی مقطعی، نتایج تخمین نهایی مدل (۱۳) در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین نهایی مدل

متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدأ	۱۷/۲۶	۰/۰۰
توسعه بازار کار زنان	-۲/۸۹	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که مشاهده می‌شود شدت توسعه بازار کار زنان دارای تأثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ طلاق بوده و به عبارتی، در استان‌هایی که بازار کار زنان توسعه‌یافته‌تر باشد، نرخ طلاق کمتر است[1]. همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد، این پژوهش برای سنجش توسعه بازار کار زنان از روش تاپسیس بهره جسته است. این روش با وزن‌دهی به نماگرهای توسعه بازار کار، سهم نسبی آن‌ها را در مقدار نهایی مشخص می‌کند. بر

۱. لازم به یادآوری است همان‌گونه که در بخش "تعیین شدت توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور" نیز اشاره گردید، سنجش شدت توسعه بازار کار زنان بدون نماگر سهم زنان دارای اشتغال ناقص نیز صورت گرفته و این موضوع تغییری اساسی در نتایج مدل ایجاد نکرده است.

این اساس و همان‌گونه که قبلاً نیز یادآوری شده است، بالاترین سهم در توسعه بازار کار زنان به نماگر سهم زنان دارای اشتغال ناقص اختصاص یافته است و پس از آن نماگرهای سهم شاغلان زن با ساعات کار ۴۹ ساعت و بیشتر، نرخ بیکاری زنان و سهم اشتغال زنان در بخش خصوصی در جایگاه دوم تا چهارم قرار گرفته‌اند. این بدان معنی است که در مدل نهایی نیز با بهبود این نماگر در بازار کار می‌توان میزان طلاق مناطق را به نحو بارزی کاهش داد. بنابراین و از نظر سیاست‌گذاری برای کاهش طلاق در مناطق کشور اولویت نخست در بازار کار زنان به بهبود نماگر سهم زنان دارای اشتغال ناقص تعلق خواهد گرفت. با وجود این، مشخص است که نرخ طلاق را نمی‌توان تنها متأثر از بازار کار زنان قلمداد کرد و براساس مبانی نظری و مطالعات موجود عوامل گوناگون دیگری نیز می‌تواند بر این نرخ تأثیرگذار باشد. طلاق والدین و پایبندی مذهبی[۱]، تورم و رشد اقتصادی[۲]، تحصیلات زوجین و نرخ بیکاری مردان[۳] نمونه‌ای از متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ طلاق است. این در حالی است که مطالعه حاضر به‌عنوان گامی نخستین کوشیده است تا با تحلیل بازار کار زنان تأثیر این متغیر اساسی بر نرخ طلاق را نیز مورد بررسی و کنکاش قرار دهد. بدیهی است تحلیل جامع از نرخ طلاق نیازمند مطالعات جامع در این حوزه بوده است تا بتواند با در نظر گرفتن همزمان متغیرهای مؤثر بر طلاق به بررسی این موضوع در سطح استان‌های کشور بپردازد. علاوه بر آن، همان‌گونه که مشاهده می‌شود دوره زمانی در نظر گرفته شده در مقاله دوره‌ای ۱۰ ساله است که در ادبیات برنامه‌ریزی از آن به‌عنوان دوره بلندمدت[۴] یاد شده است و از این‌رو، نتایج مقاله تا حدی قابل اتکا می‌باشد که می‌تواند با واقعیات جامعه به‌طور نسبی سازگار باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

درحالی‌که در ادبیات توسعه اقتصادی از توسعه بازار کار زنان به‌عنوان شاخصی اساسی جهت سنجش توسعه اقتصادی یاد می‌شود، اما در ادبیات توسعه اجتماعی برای

---

۱. برای مطالعه بیشتر به Amato & Rogers (1997) مراجعه شود.

۲. برای مطالعه بیشتر به Nunley (2010) مراجعه شود.

۳. برای مطالعه بیشتر به Lyngstad (2006) مراجعه شود.

۴. در ادبیات برنامه‌ریزی به دوره‌های کمتر از ۵ سال، دوره کوتاه‌مدت؛ دوره‌های ۵ تا ۱۰ سال، دوره میان‌مدت و دوره‌های ۱۰ ساله و بیشتر، دوره بلندمدت اطلاق می‌شود.

موضوع مذکور چنین قطعیتی وجود نداشته و نظریه‌های دوگانه‌ای در این حوزه ارائه شده است. این در حالی است که اسناد بالادستی جمهوری اسلامی ایران نیز برابری فرصت‌های شغلی زنان و مردان را پیگیری کرده است و با وجود این، اقتصاد ایران همچنان شاهد تمایزات آشکاری در توسعه بازار کار زنان و مردان و به نفع مردان می‌باشد. از این‌رو، این پژوهش کوشیده است تا با بررسی تأثیر توسعه بازار کار زنان بر نرخ طلاق استان‌های کشور تعامل متغیری اقتصادی با پدیده‌ای اجتماعی را ارزیابی کند. نتایج این پژوهش نشان داده است که شدت توسعه بازار کار زنان به‌صورت منفی و معنی‌دار نرخ طلاق[1] را در استان‌های کشور تحت تأثیر قرار داده و به عبارتی، با توسعه بازار کار زنان نرخ طلاق کاهش یافته است. این یافته بدان معنی است که با توسعه بازار کار به‌عنوان یک عامل اقتصادی می‌توان یک معضل اجتماعی را کاهش داد. نتایج این مطالعه همسو با نظریه اقتصاد خانه (خانواده) جدید و ناهمسو با نظریه تخصیص نقش است، این در حالی است که نمی‌توان با استفاده از نتایج این مطالعه در مورد پذیرش یا عدم پذیرش نظریه‌های فرصت اقتصادی و مبادله اظهار نظر کرد. چرا که نظریه‌های مذکور به جای اشتغال بر سطوح درآمدی تأکید می‌کنند. علاوه بر آن، نتایج مطالعه حاضر با قریب به اتفاق مطالعات این حوزه، که نشان داده‌اند بین نرخ مشارکت اقتصادی زنان به‌عنوان یکی از نماگرهای توسعه بازار کار و طلاق رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، هم‌خوانی ندارد و این در حالی است که با یافته‌های مطالعه فیض‌پور و همکاران (۱۳۹۳) همسو بوده است. همچنین، نتایج مطالعه حاضر را نمی‌توان با مطالعاتی که این موضوع را از جنبه درآمدی بررسی نموده‌اند مقایسه کرد. با پذیرش این پژوهش و به عبارتی، رابطه معکوس و معنی‌دار بین توسعه بازار کار زنان و نرخ طلاق در استان‌های کشور، از نظر سیاست‌گذاری امکان تعدیل آسیبی اجتماعی با تصمیمی اقتصادی در استان‌های کشور فراهم است. به عبارتی، می‌توان توسعه بازار کار زنان در استان‌های کشور را به‌عنوان یکی از راهکارهای افزایش امنیت خانواده، تجلی‌یافته در کاهش نرخ طلاق، تلقی کرد. این یافته توجه دوچندان به بازار کار زنان و بازیابی این جایگاه را در

---

۱. لازم به یادآوری است در این مطالعه نرخ طلاق صرفاً بر اساس آمارهای رسمی ارائه شده در مراکز مسئول کشور منظور شده است. با وجود این، می‌توان به موضوع مذکور طلاق‌های عاطفی را نیز اضافه نمود. این در حالی است که آمار رسمی قابل استناد برای طلاق‌های عاطفی وجود نداشته و از این‌رو، این مطالعه می‌تواند از این منظر دارای نقص باشد. انتظار بر آن است که مطالعات آینده بتوانند با منظور کردن طلاق عاطفی این نقیصه را برطرف کرده و نتایج واقع‌بینانه‌تری را از موضوع در مناطق ایران ارائه کنند.

اقتصاد ایران گوشزد کرده و این موضوع به‌ویژه در شرایط فعلی اقتصاد ایران که عمده بیکاران جویای کار زنان را دانش‌آموختگان دانشگاهی تشکیل می‌دهد از اهمیتی مضاعف برخوردار است.

منابع

۱. اکبری، نعمت‌الله و زاهدی کیوان، مهدی (۱۳۸۷). *کاربرد روش‌های رتبه‌بندی و تصمیم‌گیری چندشاخصه*، چاپ اول، تهران: انتشارات سازمان شهرداری‌ها و ده‌یاری‌های کشور.

۲. جوادی‌نیک، آمنه و مرادی‌فر، طاهره (۱۳۹۳). بررسی اشتغال زنان و ارتباط آن با نظم و امنیت خانواده. *فصلنامه دانش انتظامی*، ۷(۱۵)، ۷۹-۹۷.

۳. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۸۲). *سند چشم‌انداز جمهوری اسلامی ایران در افق ۱۴۰۴ هجری شمسی*، تهران: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

۴. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۴۰۰-۱۳۶۸). *مجموعه قوانین برنامه‌های اول تا ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران*، چاپ اول، تهران: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

۵. طاهرخانی، مهدی (۱۳۸۶). کاربرد تکنیک TOPSIS در اولویت‌بندی مکانی استقرار صنایع تبدیلی کشاورزی در مناطق روستایی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۶(۳)، ۷۳-۵۹.

۶. فخرائی، سیروس و حکمت، شرمین (۱۳۸۹). عوامل مؤثر بر شدت درخواست طلاق از سوی زنان شهرستان سردشت. *فصلنامه زن و مطالعات خانواده*، ۲(۷)، ۱۰۳-۱۲۰.

۷. فیض‌پور، محمدعلی، شاکری حسین‌آباد، مرضیه و آسایش، فاطمه (۱۳۹۳). رونق اقتصادی، بازار کار و طلاق: شواهدی از مناطق ایران طی دوره ۹۰-۱۳۸۴. اولین همایش ملی رونق اقتصادی و پیشگیری از آسیب‌های اجتماعی، یزد، اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی.

۸. کلانتری، عبدالحسین، روشن‌فکر، پیام و جواهری، جلوه (۱۳۹۰). آثار و پیامدهای طلاق، مرور نظام‌مند تحقیقات انجام شده در ایران با تأکید بر ملاحظات جنسیتی (۱۳۹۰-۱۳۷۶). *فصلنامه زن در توسعه و سیاست*، ۹(۳)، ۱۱۱-۱۳۱.

۹. گلشن، صیاد (۱۳۷۲). *بررسی طلاق و عوامل اجتماعی جمعیتی مؤثر بر آن در سال‌های ۷۰- ۱۳۶۴ در شهرستان خوی* (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). *دانشکده علوم اجتماعی*، دانشگاه تهران.

۱۰. محمودیان، حسین و خدامرادی، حسام (۱۳۸۹). بررسی رابطه طلاق و توسعه اقتصادی اجتماعی در شهرستان‌های کشور سال ۱۳۸۵. *فصلنامه مطالعات امنیت اجتماعی*، (۲۳)، ۱۳-۴۱.

۱۱. مدیری، فاطمه و رحیمی، علی (۱۳۹۵). اشتغال زنان، نشاط زناشویی و گرایش به طلاق (مطالعه موردی: متأهلان شهر تهران). *فصلنامه زن در توسعه و سیاست*، ۱۴(۴)، ۴۵۱-۴۷۵.

۱۲. مرکز آمار ایران (۹۳-۱۳۸۴). *سالنامه آماری کشور*، چاپ اول، تهران: مرکز آمار ایران.

۱۳. مرکز آمار ایران (۹۳-۱۳۸۴). *نتایج آمارگیری نیروی کار*، چاپ اول، تهران: مرکز آمار ایران.

۱۴. مولوی، پرویز و رسول‌زاده، بهزاد (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر در گرایش جوانان به مصرف مواد مخدر، *فصلنامه اصول بهداشت روانی*، ۶(۲۱ و ۲۲)، ۴۹-۵۵.

۱۵. یحیی‌زاد، حسین و حامد، محبوبه (۱۳۹۴). مسائل فرزندان طلاق در ایران و مداخلات مربوطه: فراتحلیل مقالات موجود، *دوفصلنامه مطالعات زن و خانواده*، ۳(۲)، ۹۱-۱۲۰.

۱۶. یونسی، فلورا، معین، لادن و شمشیری‌نیا، ترلان (۱۳۸۹). مقایسه سلامت روان، عزت نفس و مسئولیت‌پذیری دانش‌آموزان دختر مقطع راهنمایی خانواده‌های طلاق و عادی شهرستان فیروزآباد سال تحصیلی ۸۸-۸۷. *فصلنامه زن و جامعه*، ۱(۲)، ۷۹-۹۵.

17. Amato, P. R., & Rogers, S. J. (1997). A Longitudinal Study of Marital Problems and Subsequent Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 59(3), 612-624.
18. Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*, enl. ed. Harvard University Press.

19. Bremmer, D., & Kesselring, R. (2004). Divorce and Female Labor Force Participation: Evidence from Times-Series Data and Cointegration. *Atlantic Economic Journal*, 32(3), 175-190.
20. Cooke, L. P., & Gash, V. (2010). Wives' Part-Time Employment and Marital Stability in Great Britain, West Germany and the United States. *Journal of Sociology*, 44(6), 1091-1108.
21. Jalovaara, M. (2003). The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce. *Journal of Demography,* 40(1), 67-81.
22. Jimenez-Rubio, D., Garoupa, N., & Rosales, V. (2016). Explaining Divorce Rate Determinants: New Evidence from Spain. *Applied Economic Letters*.
23. Lyngstad, T. H. (2006). Does Community Context Have Important Bearings on the Divorce Rate? A Fixed-Effects Study of Twenty Norwegian First-Marriage Cohorts (No. 06/2006). Vienna Institute of Demography (VID) Working Papers.
24. Matysiak, A., Styrc, M., & Vignoli, D. (2013). Job and Stable Marriage: Does Context Matter? Paper Presented at the Paper Prepared for the Population Association of America (PAA) 2013 Annual Meeting.
25. Mencarini, L., & Vignoli, D. (2017). Employed Women and Marital Union Stability: It Helps When Men Help. *Journal of Family Issues*, https://doi.org/10.1177/0192513X17710283.
26. No, S. C., Andrews, D., & Yigletu, A. (2007). Dynamic Analysis of Income and Independence Effect of African American Female Labor Force Participation on Divorce. *Atlantic Economic Journal*, 35(2), 159-171.
27. Nunley, J. M. (2010). Inflation and Other Aggregate Determinants of the Trend in US Divorce Rates Since the 1960s. *Applied Economics*, 42(26), 3367-3381.
28. Parsons, T. (1955). The American Family: Its relation to Personality and to the Social Structure. Pp. 3-26 in Family, Socialization and Interaction Process, edited by T. Parsons and R. F. Bales. Free Press.
29. _____ (1959). The Social Structure of the Family. Pp. 241-73 in The Family: Its Function and Destiny, edited by R. N. Anshen.
30. Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panel. CESifo Working Paper 1229.
31. Schoen, R., Astone, N. M., Kim, Y. J., Rothert, K., & Standish, N. J. (2002). Women's Employment, Marital Happiness, and Divorce. *Journal of Social Forces*, 81(2), 643-662.
32. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT-Press.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۱۳۳-۱۱۵

تعیین مؤلفه‌های تاب‌آوری نظام تجاری ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.5.6

حسام الدین قاسمی*[1]، عباس عرب مازار[2]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، he_ghasemi@sbu.ac.ir

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ab_arabmazar@sbu.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

هدف از این مقاله تعیین مؤلفه‌های مؤثر بر تاب‌آوری نظام تجاری ایران است. آسیب‌پذیری‌های بخش تجاری به‌عنوان عامل مهمی در کاهش تاب‌آوری آن در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، با توجه به ادبیات موجود تاب‌آوری و با استفاده از رویکرد نظریه داده بنیاد و با رویکرد مدل میانگین‌گیری بیزی، مؤلفه‌های مؤثر بر تاب‌آوری بخش تجاری مشخص شده است. با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی، ۴ متغیر شاخص ریسک، نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی، اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی و نسبت واردات مصرفی به کل واردات، در حضور ۲۳ متغیر مهم شناخته شده‌اند که نشان می‌دهد می‌بایست در سنجش اثرگذاری در بخش تجارت و ارز به این متغیرها بیش از سایر متغیرها توجه شود.

طبقه‌بندی JEL: C13 ،F13 ،F41 ،E60

واژه‌های کلیدی: تاب‌آوری، آسیب‌پذیری، رویکرد داده بنیاد، میانگین‌گیری مدل بیزی، نظام تجاری

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۲۰۱۲۹۸۸۲

۱ - مقدمه

مفهوم تاب‌آوری[1] با تمام زمینه‌های اقتصاد و علوم اجتماعی به‌طور کلی تطابق یافته است. اصطلاح تاب‌آوری اقتصادی می‌تواند به این معنی مورد استفاده قرار گیرد که اثر شوک‌های اقتصادی خارجی را بی‌اثر کند. توانایی یک اقتصاد برای جذب شوک‌های خارجی که همراه با انعطاف‌پذیری اقتصاد است، این اقتصاد را قادر به بهبود پس از اثرات شوک‌ها می‌کند (بریگوگلیو و همکاران[2]، ۲۰۰۸). در مجموع، تاب‌آوری یک مفهوم مهم برای درک آسیب‌های سیستم و راه‌های انعطاف‌پذیر سازگاری با بحران‌ها شده‌است (اکسنر و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

در صورت بروز بحران و یا شوک بیرونی و بی‌ثباتی، بخش‌های مختلف نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد و این نوسانات می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی و حتی کاهش سطح تولید در اقتصاد ایران شود. اهمیت این مطالعه در مشخص کردن تأثیرگذارترین مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده‌ی مفهوم تاب‌آوری بخش تجاری است. با توجه به ابعاد متنوع آسیب‌پذیری بخش تجاری و عوامل مؤثری که بر تاب‌آوری هرچه بیشتر این بخش مؤثر هستند و برای رسیدن به یک نتیجه مشخص در مورد اینکه در برای افزایش تاب‌آوری و کاهش آسیب‌پذیری چه اهداف سیاستی مناسب است، شناسایی تأثیرگذارترین متغیرها می‌تواند سیاست‌گذاران را به سمت سیاست‌های بهینه هدایت کند. بخش تجاری مثل سایر بخش‌ها در معرض مخاطره (همچون شوک رکود تقاضای جهانی) قرار دارد و از آنجا که زمینه‌های تقابل کشورهای خارجی در بخش تجاری اقتصاد ایران بالا می‌باشد، توجه به این مخاطرات اهمیت بالایی پیدا می‌کند. جنبه دیگر اهمیت مخاطرات، در میزان تاب‌آوری کم اقتصاد ایران نمود پیدا می‌کند (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵؛ غیاثوند و عبدالشاه، ۱۳۹۴). با توجه به اینکه با کاهش زمینه‌های آسیب‌پذیری، می‌توان میزان تاب‌آوری در مقابل شوک‌های مختلف را افزایش داد، شناخت این زمینه‌ها اهمیت به‌سزایی خواهد داشت.

در بخش دوم به مبانی نظری تاب‌آوری و آسیب‌پذیری پرداخته می‌شود و پس از بررسی سابقه پژوهش در بخش سوم، مدل در بخش چهارم ارائه خواهد شد. با استفاده از رویکرد نظریه داده بنیاد و با استفاده از کدگذاری، مقولات مؤثر بر تاب‌آوری و آسیب‌پذیری بخش تجاری، استخراج و با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزی،

1. resilience
2. Briguglio et al
3. Exner et al

متغیرهایی که برای مقولات مختلف در نظر گرفته می‌شود، مورد آزمون شکنندگی قرار می‌گیرند و متغیرهای غیرشکننده به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تاب‌آوری بخش تجاری اقتصاد ایران شناسایی می‌شوند. پس از آن و در بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- *تاب‌آوری*

مفاهیم تاب‌آوری، به دو دسته‌ی کلی تقسیم می‌شود. (۱) تاب‌آوری سخت[1]: قدرت مستقیم سازه و یا موسساتی که تحت فشار قرار گرفته‌اند. برای مثال، مهندسان بیشتر به افزایش تاب‌آوری یک ساختار از طریق اقدامات تقویتی به‌منظور کاهش احتمال فروپاشی، تاکید دارند. (۲) تاب‌آوری نرم[2]: توانایی سیستم برای جذب و بهبود یافتن از تأثیر وقایع مخرب بدون تغییرات اساسی در عملکرد یا ساختار (پراگ[3]، ۲۰۱۴). می‌توان تاب‌آوری را به دو گروه تاب‌آوری ایستا و تاب‌آوری پویا تقسیم‌بندی کرد. توانایی سیستم برای حفظ عملکرد در هنگام شوک، تاب‌آوری ایستا گفته می‌شود. در مقابل، سرعت بازیابی از شوک، تاب‌آوری پویا گفته می‌شود (رُز و کراوزمن[4]، ۲۰۱۳).

تاب‌آوری به‌عنوان ظرفیت سیستم برای حفظ عملکرد در برابر شوک تعریف می‌شود و اندازه آن با اندازه اختلالی اندازه‌گیری می‌شود که سیستم می‌تواند بدون تغییر ویژگی‌های عملکردی خود، در خود جذب کند (باجیو و پرینگز[5]، ۲۰۱۵).

۲-۲- *آسیب‌پذیری*

در ادبیات مخاطرات بلایا، آسیب‌پذیری به‌عنوان میزان استعداد ابتلا به آسیب تعریف می‌شود. به‌طور خاص، آسیب‌پذیری میزان رنجی که عناصرِ در معرض یک خطر و آسیب، متحمل می‌شوند تعریف می‌شود (آکتر و مالیک[6]، ۲۰۱۳). بریگوگلیو، شاخصی متشکل از چهار متغیر شامل: درجه باز بودن اقتصاد، تمرکز صادرات، وابستگی به

1. Hard resilience
2. Soft resilience
3. Proag
4. Rose & Krausmann
5. Baggio & Perrings
6. Akter & Mallick

واردات استراتژیک و در معرض بلایایی طبیعی بودن را برای آسیب‌پذیری اقتصادی معرفی کرد (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸).

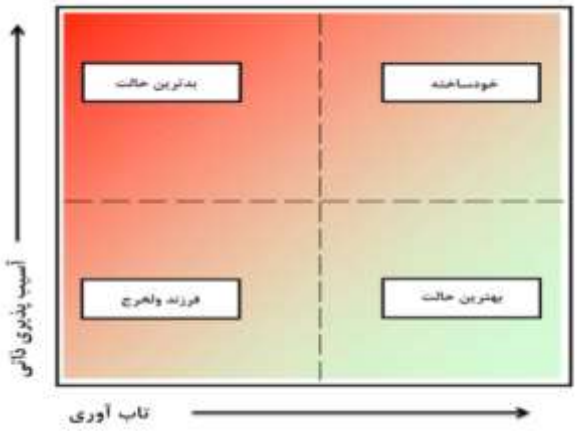
یک تعریف گسترده‌تر، آسیب‌پذیری را به‌عنوان ترکیبی از حساسیت[1] نسبت به آسیب، قرار گرفتن در معرض[2] آن و ظرفیت پاسخگویی[3] به آن در نظر می‌گیرد. حساسیت به‌عنوان ویژگی ذاتی یک سیستم است و به میزانی اشاره دارد که یک سیستم به احتمال زیاد توسط یک اختلال داخلی یا خارجی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. قرار گرفتن در معرض اشاره، به درجه، مدت زمان و یا میزانی که سیستم در تماس با یک اختلال می‌باشد، دارد. ظرفیت پاسخ به توانایی سیستم برای پاسخگویی به اختلال و یا کنار آمدن با اختلال اشاره دارد (پراگ[4]، ۲۰۱۴). بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸)، آسیب‌پذیری را به دو دسته تقسیم می‌کند: یک‌دسته آسیب‌پذیری ذاتی دائمی (مانند کوچک بودن اقتصاد نسبت به بحران‌های خارجی) و دسته دیگر آسیب‌پذیری ذاتی شبه‌دائمی (که براساس نتیجه سیاست‌گذاری‌ها به وجود می‌آیند) (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸). از جمله آسیب‌های بخش تجارت و ارز، عدم ادغام در بازارهای جهانی (بیتز[5] و همکاران، ۲۰۱۴)، عدم تنوع صادرات (بورمن[6] و همکاران، ۲۰۱۳)، باز بودن اقتصاد (بریگوگلیو[7]، ۲۰۰۳؛ ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵)، تمرکز کالایی صادرات (بریگوگلیو، ۲۰۰۳؛ ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵؛ کوبیتچک[8] و همکاران، ۲۰۱۳)، وابستگی به واردات کالاهای اساسی (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸) و آسیب از محل نظام نرخ ارز به‌عنوان میزان توانایی در جذب شوک و تطبیق با شرایط جدید (بورمن[9] و همکاران، ۲۰۱۳) می‌باشند.

۲-۳- *تمایز آسیب‌پذیری و تاب‌آوری*

در مورد تمایز آسیب‌پذیری و تاب آوری، عده‌ای اعتقاد دارند که آسیب‌پذیری در سمت مقابل تاب‌آوری است، به‌عنوان مثال، سطح بالایی از آسیب‌پذیری دلالت بر تاب‌آوری کم دارد و بالعکس. در سوی مقابل، محققانی قرار دارند با این اعتقاد که اگر

1. sensitivity
2. Exposure
3. Capacity of response
4. Proag
5. Bates
6. Boorman
7. Briguglio
8. Kubitschek
9. Boorman

چه یک سیستم تاب‌آور از یک سیستم غیرتاب‌آور کمتر آسیب‌پذیر است، ولی این رابطه لزوما متقارن نیست (آکتر و مالیک، ۲۰۱۳). بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸)، براساس تمایز و ارتباط تاب‌آوری و آسیب‌پذیری، کشورها را به چهار گروه تقسیم می‌کنند: بهترین حالت[1]، بدترین حالت[2]، گروه خودساخته[3] و فرزند ولخرج[4] که در شکل (۱) مشخص است (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸). کشورهای خودساخته (خوداتکا)، آنهایی هستند که آسیب‌پذیری ذاتی بالایی دارند، ولی با استفاده از سیاست‌های مناسب برای مقابله با این آسیب‌پذیری‌ها، توانایی مقابله با شوک‌ها را در خود تقویت می‌کنند. کشورهایی از نوع فرزند ولخرج آنهایی هستند که آسیب‌پذیری ذاتی کمی دارند، ولی با اعمال سیاست‌های نامناسب، تأثیرگذاری شوک‌های بیرونی را افزایش می‌دهند. بهترین حالت در مورد اقتصادهایی است که آسیب‌پذیری ذاتی زیادی ندارند و از سوی دیگر، با استفاده از سیاست‌های مناسب، تاب‌آوری آنها در مقابل شوک‌ها بالا رفته است. بدترین حالت نیز مربوط به کشورهایی است که با وجود آسیب‌پذیری‌های زیاد، با سیاست‌گذاری نامناسب اثرگذاری منفی شوک‌های بیرونی را افزایش می‌دهند و از محل بروز شوک‌های برون‌زا بیشترین صدمات را متحمل می‌شوند (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸).



منبع: بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸)

شکل ۱. چهار سناریو برای توصیف وضعیت تاب‌آوری اقتصادی

1. Best - Case
2. Worst - Case
3. Self - Made
4. Prodigal - Son

براساس ادبیات موضوع مطرح شده، تاب‌آوری در این تحقیق به‌صورت تاب‌آوری خالص که حاصل تفاضل تاب‌آوری بخش تجاری و آسیب‌پذیری این بخش می‌باشد، تعریف و برآورد می‌شود. در عین حال، با توجه به اینکه مقولات و متغیرهای تاب‌آوری و آسیب‌پذیری مطرح شده در ادبیات موضوع، به‌صورت کلی و با هدف مقایسه اقتصاد کلان کشورها تعریف شده است (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸، صص. ۵-۲)، برای تاب‌آوری بخش تجاری اقتصاد ایران به‌صورت بنیادین و با استفاده از رویکرد نظریه داده‌بنیاد به استخراج مقولات پرداخته می‌شود.

۳ - سابقه پژوهش

بریگوگلیو و همکاران[1] (۲۰۰۸)، در پژوهش خود میزان تاب‌آوری را برای تعدادی از کشورها با استفاده از چهار شاخص: ثبات اقتصاد کلان، کارایی بازار اقتصاد خرد، حکمرانی خوب، توسعه اجتماعی بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، کشور ایران در بین ۸۶ کشور با مقدار شاخص ۰/۴۴۵، رتبه ۶۳ را به خود اختصاص داده است و در قسمت بدترین حالت قرار دارد. براساس این رویکرد، بختیاری و سجادیه[2] (۲۰۱۸) برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴، رتبه ایران را در بین ۱۲ کشور[3]، هشتم و ابونوری و لاجوردی (۱۳۹۵)، رتبه ایران را در شاخص خالص تاب‌آوری و در میان ۱۲ کشور عضو اوپک و برای دوره ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۲ برابر ۶ ارزیابی کرده‌اند. غیاثوند و عبدالشاه (۱۳۹۴)، نیز میزان تاب‌آوری اقتصاد ایران را در طول دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۵ مورد مطالعه قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که تاب‌آوری در طول این دوره، پایین بوده است.

جیانونه و همکاران[4] (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل میانگین‌گیری بیزی و با استفاده از ۲۷ متغیر و با بیش از ۱۳۰ میلیون رگرسیون به شناسایی مهم‌ترین مشخص‌کننده‌های تاب‌آوری در بخش پولی و مالی پرداخته‌اند. تعداد زیاد متغیرهایی که به‌طور بالقوه بر تاب‌آوری (که با معیار رشد اقتصادی مشخص شده)، مؤثر هستند و لزوم شناسایی مهم‌ترین مشخص‌کننده‌ها، علت استفاده از این رویکرد عنوان شده است.

---

1. Briguglio et al.
2. Bakhtiari & Sajjadieh
۳. (آلبانی، الجزایر، آذربایجان، اردن، قزاقستان، مالزی، تونس، مصر، اندونزی، قزاقستان، عمان و ایران)
4. Giannone et al.

استورم و ناستپد[1] (۲۰۱۵)، وابستگی آلمان به صادرات را برای این کشور به‌عنوان آسیب‌پذیری مطرح می‌کنند؛ زیرا بحران شدید و کاهش تقاضای سایر کشورها سبب تأثیرگذاری بر درآمدهای آلمان می‌شود و راه حل آن را در اعطای وام بلندمدت به‌منظور جلوگیری از کاهش تقاضای خارجی می‌دانند. آبیاد و همکاران[2] (۲۰۱۵)، به بررسی اثرگذاری سیاست‌های ارزی بر تاب‌آوری اقتصادی برای اقتصادهای در حال توسعه پرداخته و در پژوهش خود به این نتیجه رسیده‌اند که کشورهای با نظام نرخ ارز شناور، آسیب‌پذیری کمتری نسبت به شوک‌های خارجی دارند. آریو[3] (۲۰۱۶)، به بررسی تفاوت تاب‌آوری صادرات خدمات نسبت به صادرات کالاها در بحران مالی دهه گذشته و با استفاده از داده‌های کشور بلژیک پرداخته و نتیجه گرفته است که شوک درآمدی منفی در کشورهای طرف تجاری بر صادرات کالاها تأثیر می‌گذارد اما صادرات خدمات را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

در زمینه مطالعات آسیب‌های بخش تجاری و اثرات آنها، مطالعات مختلفی در داخل انجام گرفته است. یکی از این زمینه‌ها نوسان نرخ ارز است که می‌توان به مطالعات طیبی و همکاران (۱۳۹۴)، شریفی و نبوی (۱۳۹۴) و سعادت و همکاران (۱۳۹۵) اشاره کرد که تأثیر بر میزان صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت و نوسان شاخص قیمت‌ها از نتایج آنها بوده است. همچنین تأثیر منفی عدم اطمینان نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مطالعه مرادپور اولادی و همکاران (۱۳۸۷) مورد تأکید قرار گرفته است. سهم قابل توجه صادرات نفتی در اقتصاد ایران از دیگر آسیب‌های بخش تجاری می‌باشد، به‌طوری‌که رضوی و همکاران (۱۳۹۳)، تاکید کرده‌اند که علاوه بر تأثیر بر منابع درآمدی بودجه دولت، می‌توانند بر بخش‌های دیگری همچون صادرات غیرنفتی تأثیرگذار باشد. در مورد آزادسازی تجاری نظرات متفاوتی وجود دارد. باوجود آنکه برخی اثر آزاد سازی تجاری بر اشتغال بخش صنعت را مثبت (اکبریان و محتشمی، ۱۳۸۵) و تأثیر بر رشد تولید و اشتغال را منفی (اسلاملوئیان و همکاران، ۱۳۸۹) می‌دانند، اما این دیدگاه نیز وجود دارد که محدودیت تجاری رشد اقتصادی را کند می‌کند (سلمانی و یاوری، ۱۳۸۳).

1. Storm & Naastepad
2. Abiad et al.
3. Ariu

از آنجاکه برآورد شاخص تاب‌آوری برای اقتصاد ایران، در مطالعات گذشته به‌صورت کلان و با استفاده از متغیرهای مطرح‌شده در مطالعات خارجی انجام گرفته است، شناسایی مقولات تاب‌آوری و آسیب‌پذیری بخش تجاری، نوآوری این مطالعه به حساب می‌آید.

۴ - ارائه مدل

با توجه به ادبیات مطرح شده در خصوص تاب‌آوری و آسیب‌پذیری و با تاکید بر آسیب‌پذیری ذاتی شبه‌دائمی (که براساس نتیجه سیاست‌گذاری‌ها به وجود می‌آیند)، و با درنظر گرفتن زمینه‌های آسیب‌پذیری بخش تجاری و سایر بخش‌های مؤثر بر آن، تاب‌آوری خالص نظام تجاری، براساس تفاوت میزان تاب‌آوری و آسیب‌پذیری تعریف می‌شود. برای شناسایی تاب‌آوری نظام تجاری اقتصاد ایران که از طریق زمینه‌های آسیب‌پذیری که ریشه در ساختار اقتصاد ایران دارند و سیاست‌های مختلف که با هدف مقابله و دفع اثرات شوک‌های مختلف اتخاذ می‌شود، می‌بایست به‌صورت بنیادی مقولات تشکیل‌دهنده‌ی مفهوم تاب‌آوری نظام تجاری برای اقتصاد ایران شناسایی شود. ابزار لازم برای رسیدن به این هدف استفاده از رویکرد نظریه داده‌بنیاد می‌باشد که در ادامه به اختصار تشریح شده است.

۴-۱- *مدل کیفی*

نظریه داده‌بنیاد[1]، روالی نظام‌مند و کیفی[2] است که مورد استفاده قرار می‌گیرد تا نظریه‌ای تولید کند که یک فرایند، یک کنش، یا برهم‌کنش را درباره یک موضوع واقعی[3]، در یک سطح مفهومی کلی[4]، تشریح نماید (دانایی فرد و همکاران، ۱۳۹۴). تکنیک پایه در این روش، کدگذاری است؛ بنابراین تجزیه و تحلیل داده‌ها طی یک فرایند سه مرحله‌ای شامل: کدگذاری باز[5] ؛ کدگذاری محوری[6] و کدگذاری انتخابی[7]

1. Grounded Theory
2.qualitative procedure
3. A substantive topic
4. Abroad conceptual level
5. Open Coding
6. Axial Coding
7. Selective Coding

انجام می‌شود. کدگذاری باز فرایندی تحلیلی است که با آن مفهوم‌ها شناسایی و ویژگی‌ها و ابعاد آنها در داده‌ها کشف می‌شوند. فرآیند مرتبط کردن مقوله‌ها به مقوله‌های فرعی، کدگذاری محوری نامیده می‌شود. کدگذاری انتخابی شامل یکپارچه کردن و پالایش نظریه می‌باشد (استراوس و کوربین، ۱۳۹۵). در ادبیات تاب‌آوری به مفهوم تاب‌آوری، نظام تجاری و مقوله‌ها و عوامل مؤثر بر آن در اقتصاد ایران کمتر پرداخته شده است. با توجه به این خلأ، براساس روش نظریه داده‌بنیاد (GT)، و از طریق مصاحبه با برخی مطلعان در این زمینه، مقولاتی که نشان‌دهنده زمینه‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری نظام تجاری است، در سه مرحله کدگذاری به دست آمده است.

۴-۲- مقولات و متغیرهای مدل تاب‌آوری بخش تجاری

مقولات مربوط به تاب‌آوری بخش تجارت و ارز براساس نتیجه مصاحبه‌ها و کدگذاری به چهار بخش بازار ارز، تمرکز تجاری، سیاست‌های بخش تجاری و شرایط تجارت تقسیم شده است. بخش بازار ارز مقولاتی همچون ارتباط با بخش پولی، تأثیر شوک نفتی در بازار ارز، ثبات نرخ ارز و ذخایر ارزی را شامل می‌شود. تمرکز تجاری نیز شامل زیربخش‌های تنوع صادراتی، عدم تناسب واردات، تنوع شرکای تجاری و وابستگی صادرات می‌باشد. سیاست‌های بخش تجاری نیز از جنبه سیاست‌های تعرفه‌ای، ثبات سیاستی، سیاست‌های حمایتی و تعامل بین‌المللی حائز اهمیت می‌باشد. شرایط تجارت نیز از جنبه زیرساخت تجارت، رقابت‌پذیری، وابستگی تجارت به درآمد نفتی و پشتیبانی مالی مورد توجه می‌باشند. براساس مقولات بخش‌های مختلف، متغیری متناظر با مقولات در هر دسته در نظر گرفته می‌شود تا اثرات آن متغیر را در جهت نشان دادن تأثیرگذاری آن مفهوم و مقوله بر تاب‌آوری نظام تجاری نمایندگی کند. داده‌های مورد استفاده به‌صورت سری زمانی سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ و از داده‌های بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.

یکی از اساسی‌ترین آسیب‌های بازار ارز، تک‌نرخی نبودن نرخ ارز می‌باشد. اختلاف زیاد نرخ ارز رسمی و آزاد، می‌تواند به تجارت خارجی نیز آسیب وارد کند. برای لحاظ کردن این نوع آسیب، از اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی دلار استفاده می‌شود. بخشی از اثرات شوک‌های نفتی چه به‌صورت جهش قیمتی و افزایش درآمدهای نفتی و چه به‌صورت منفی به بازار ارز منتقل می‌شود، که با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به

فروش منابع نفتی، این آسیب با استفاده از نرخ رشد درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز مورد بررسی قرار می‌گیرد. آسیب دیگر در بازار ارز شامل نوسان و رشد نرخ ارز است که هر دو می‌توانند بی‌ثباتی را در بازار ارز ایجاد و یا افزایش دهند؛ که برای نرخ رشد ارز از نرخ رشد دلار رسمی و برای نوسان آن، از واریانس نرخ رشد دلار در بازار غیررسمی (به‌صورت غلتان برای چهار دوره منتهی به سال مورد نظر) و واریانس قیمت طلا استفاده می‌شود. همچنین افزایش نقدینگی و نوسان در ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌توانند به‌عنوان زمینه‌های آسیب از بخش پولی و شاخص ریسک (که از مجموع واریانس سه متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و نرخ رشد دلار در بازار غیررسمی و نرخ تورم به‌دست می‌آید) برای نوسان و بی‌ثباتی در بازار ارز در نظر گرفته شوند. یکی دیگر از موارد آسیب‌پذیری نظام تجاری، وجود تمرکز تجاری چه از لحاظ وابستگی به صادرات کالاهای مشخص و چه از نظر واردات کالاهای استراتژیک می‌باشد که برای این دسته از آسیب‌پذیری‌های اقتصادی متغیرهای نسبت تراز بازرگانی به حجم تجارت کالا، نسبت تراز خدمات به حجم تجارت خدمات، رابطه مبادله گمرکی، نسبت صادرات نفتی به صادرات (نشاندهنده عدم رقابت‌پذیری)، نسبت صادرات نفتی به غیرنفتی، نسبت واردات مواد اولیه و واسطه‌ای به صادرات غیرنفتی، نسبت واردات مصرفی به کل واردات و نسبت واردات مواد اولیه و واسطه‌ای به کل واردات (وابستگی صادرات) در نظر گرفته شده است. در خصوص آسیب‌های سیاستی و شرایط تجاری اقتصاد ایران نیز متغیرهای نسبت مالیات بر واردات به واردات و نسبت واردات مصرفی به مصرف بخش خصوصی، مانده تسهیلات صادراتی به کل مانده تسهیلات، تناژ حمل و نقل به تولید ناخالص داخلی، میزان برخورداری از امکانات زیرساختی به‌عنوان جایگزین متغیر زیرساخت ارتباطی، شاخص ریسک، نسبت صادرات به واردات (به‌عنوان توان تولیدی) و نسبت واردات به درآمد نفتی در نظر گرفته شده است.

۴-۳- مدل میانگین‌گیری بیزی مدل

برای یافتن اهمیت مقولات، با توجه به رویکرد جیانونه و همکاران[1] (۲۰۱۱)، تأثیر متغیرها بر رشد اقتصادی آزمون می‌شود. زیاد بودن تعداد متغیرهایی که به‌طور بالقوه بر تاب‌آوری مؤثر هستند و لزوم شناسایی مهم‌ترین مشخص‌کننده‌ها، علت استفاده از این

1. Giannone et al.

رویکرد می‌باشد. تأیید مؤثر بودن یک متغیر در کاهش نوسان اقتصادی (از بین متغیرهایی که به‌عنوان عامل مؤثر در تاب‌آوری بخش تجارت و ارز و آسیب‌پذیری آن مطرح می‌باشند)، تأییدی بر پررنگ بودن اثرگذاری آن در بین تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در فرایند شناسایی مقولات مؤثر بر تاب‌آوری تجارت و ارز می‌باشد که می‌توان با توجه به آن، در مسیر سیاست‌گذاری مناسب جهت افزایش تاب‌آوری و کاهش آسیب‌پذیری استفاده نمود. با توجه به اینکه تعداد متغیرهایی که به‌طور بالقوه می‌توانند تأثیری بر تاب‌آوری بخش تجارت و ارز داشته باشند (و برای پالایش بیشتر مقولات، به‌طوری که بتوان متغیرهایی را به‌عنوان متغیرهای نهایی در نظر گرفت که در حضور سایر متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند) تعداد زیادی هستند، از رویکرد میانگین‌گیری بیزی مدل استفاده می‌شود.

در روش میانگین‌گیری بیزی تمامی مدل‌های ممکن در نظر گرفته می‌شود و با توجه به معیارهایی که در ادامه ارائه خواهد شد، شدت تأثیر هر متغیر نسبت به حضور و عدم حضور بقیه متغیرها بررسی می‌شود. در حقیقت به این سوال پاسخ داده می‌شود که اگر همه متغیرهای مؤثر (براساس مطالعات و نظریات) به‌صورت یکجا در نظر گرفته شوند، کدام متغیرها اثر خود را حفظ می‌کنند و کدام متغیرها در حضور بقیه متغیرها، اثر خود را از دست می‌دهند؟ اگر اثر یک متغیر، با حضور سایر عوامل بی‌معنی شود، گفته می‌شود که متغیر مورد بررسی نسبت به حضور بقیه متغیرها حساس بوده و به‌عبارتی، شکننده[1] نامیده می‌شود؛ در غیر اینصورت متغیر نیرومند و غیرشکننده می‌باشد. در میانگین‌گیری بیزی احتمال پسین پارامتر Φ که ضریب متغیر مستقل معین و مشترکی در همه مدل‌ها (با k متغیر مستقل) است، عبارت خواهد بود از:

$$p(\Phi|Y) = \sum_{i=1}^{2^k} p(M_i|Y)\, p(\Phi|Y, M_i) \qquad (۱)$$

در عبارت فوق $p(M_i|Y)$ احتمال پسین مدل و Y نماد داده‌ها است.

$$P(M_j|Y) = \frac{P(M_j)T^{-k_j/2}SSE_j^{-T/2}}{\sum_{i=1}^{2^k} P(M_i)T^{-k_i/2}SSE_i^{-T/2}} \qquad (۲)$$

درمعادله (۲) i نماد مدل، 2^k تعداد رگرسیون‌های نمونه‌گیری شده، T نشان‌دهنده بازه زمانی مورد بررسی، k_i تعداد متغیر مستقل در مدل i ام و SSE_i مجموع مربعات

1. Fragile

خطای مدل i ام می‌باشد. واریانس پسین ضریب Φ نیز به‌صورت معادله (۳) به‌دست می‌آید:

$$VAR(\Phi|Y) = \sum_{i=1}^{2^k} P(M_i|Y)\, VAR(\Phi|Y, M_i) + \sum_{i=1}^{2^k} P(M_i|Y) \left(\widehat{\Phi} - E(\Phi|Y)\right)^2 \quad (۳)$$

برای دستیابی به نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای مورد بررسی، تعداد مدل‌های موجود در فضای مدل برابر 2^{23} مدل یعنی بیشتر از ۸ میلیون رگرسیون است، بنابراین می‌بایست از فضای مدل نمونه‌گیری شود. به پیروی از سلایی مارتین و همکاران محاسبات با تعیین فراپارامتر برابر ۵، انجام شود. به‌دلیل شبیه‌سازی و نمونه‌گیری‌های متدوام از فضای مدل که 2^{23} مدل رگرسیونی را شامل می‌شود، این امر سبب می‌شود که در رگرسیون‌های مختلف احتمال اینکه متغیرهای دارای همپوشانی در کنار یکدیگر در یک معادله رگرسیونی قرار گیرند، بسیار کاهش یابد و نسبت این‌گونه معادلات رگرسیونی به مجموعه رگرسیون‌های شبیه‌سازی شده بسیار کم می‌باشد. با انجام نمونه‌گیری و محاسبه ضرایب و انحراف معیار پسین متغیرها، در نمونه آخر به‌عنوان نتایج نهایی میانگین‌گیری بیزی مدل پذیرفته شده و در جدول (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱. نتایج فرآیند نمونه گیری و محاسبات با فرض $\bar{k}$=۵ براساس دو مرحله شامل چهار میلیون و دویست هزار رگرسیون

	متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیون‌ها با $\|tstat\| > 2$
۱	شاخص ریسک	۰/۹۹۴۷	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۸۴
۲	نسبت واردات مصرفی به مصرف بخش خصوصی	۰/۹۸۲۸	-۰/۰۰۲۳	۰/۰۷	۰/۸۱
۳	اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی	۰/۸۳۳	-۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۰۵	۰/۸۷
۴	نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی	۰/۷۶۱	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۱۱	۰/۷۵
۵	نسبت صادرات به واردات	۰/۱۹۶	۰/۰۵۴	۰/۰۲۰۴	۰/۳۶
۶	رشد نرخ ارز	۰/۱۵۸	-۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۲۷	۰/۲۹
۷	رابطه مبادله گمرکی	۰/۱۳۱	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱۹	۰/۳۱
۸	نرخ رشد درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز	۰/۱۰۷	۰/۰۵۱	۰/۰۶۴	۰/۲۲
۹	نسبت صادرات نفتی به صادرات	۰/۱۰۵	۰/۰۶۷	۰/۰۹۱	۰/۱۶

	متغیر	احتمال پسین	ضریب پسین	انحراف معیار پسین	نسبتی از رگرسیون‌ها با $\|tstat\| > 2$
۱۰	واریانس نرخ رشد ارز آزاد	۰/۰۹۸	-۰/۰۰۷۵	۰/۰۱۲	۰/۱۹
۱۱	نسبت واردات مصرفی به کل واردات	۰/۰۹۱	-۰/۰۰۶۴	۰/۰۱۶	۰/۱۴
۱۲	نسبت مالیات بر واردات به واردات	۰/۰۸۴	۰/۰۶	۰/۰۷۱	۰/۱۱
۱۳	نوسان تغییر در ذخایر بین المللی بانک مرکزی	۰/۰۷۹	-۰/۰۰۰۷۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۹
۱۴	نسبت واردات مواد اولیه و واسطه ای به کل واردات	۰/۰۷۲	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۷۷	۰/۱۰
۱۵	نسبت نقدینگی به دارایی خارجی بانک مرکزی	۰/۰۶۵	۰/۰۰۲۰۷	۰/۰۰۳۱	۰/۰۸
۱۶	نسبت تراز خدمات به حجم تجارت خدمات	۰/۰۶۱	۰/۰۰۶۲	۰/۰۱۴	۰/۰۶
۱۷	نسبت تراز بازرگانی به حجم تجارت کالا	۰/۰۵۹	۰/۰۵۵	۰/۰۶۳	۰/۰۳
۱۸	نسبت واردات به درآمد نفتی	۰/۰۵۳	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۱۱۶	۰/۰۴
۱۹	واریانس تغییرات قیمت طلا	۰/۰۴۷	-۰/۰۰۰۱۶	۰/۰۰۵۳	۰/۰۳
۲۰	نسبت واردات اولیه و واسطه ای به صادرات غیرنفتی	۰/۰۳۳	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۲۷	۰/۰۲
۲۱	تناژ حمل و نقل به تولید ناخالص داخلی	۰/۰۳۱	۰/۰۰۰۷۳	۰/۰۰۶۹	۰/۰۱
۲۲	زیرساخت ارتباطی	۰/۰۲۹	۰/۰۰۹	۰/۰۲۲	۰/۰۲
۲۳	مانده تسهیلات صادراتی به کل مانده تسهیلات	۰/۰۲۶	۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۳۱	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۱) متغیرهایی که احتمال پسین ورودشان با حروف درشت ظاهر شده، متغیرهایی هستند که احتمال پسین بالاتری نسبت به احتمال ورود پیشین دارند؛ یعنی مشاهده داده‌ها سبب بالاتر رفتن احتمال پسین ورود آنها نسبت به احتمال پیشین ورودشان شده است. احتمال پیشین ورود با فرض $\bar{k}=5$، مساوی $\frac{\bar{k}}{K} = \frac{5}{23} =$ ۰/۲۱۷ می‌باشد، در نتیجه احتمال پسین ۴ متغیر بالاتر از ۰/۲۱۷ می‌باشد، که این متغیرها در جدول مشخص شده‌اند. چون احتمال یا انتظار حضور این متغیرها در رگرسیون، با حضور همه متغیرها افزایش یافته است، این متغیرها نیرومند یا غیرشکننده نامیده شده‌اند. با توجه به جدول (۱)، کاملاً مشخصد است که متغیرهای شاخص ریسک، نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی، اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی و نسبت واردات مصرفی به کل واردات، در حضور همه متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به جهت افزایش احتمال حضور این ۴ متغیر در مدل، اثر

این متغیرها در تاب‌آوری بخش تجاری قابل توجه و تامل است و به عبارت دیگر این متغیرها بامعنی می‌باشند. اثر بقیه متغیرها که برحسب احتمال پسین در رتبه ۵ تا ۲۳ قرار دارند، به‌دلیل کم بودن احتمال پسین ورود هر متغیر نسبت به احتمال پیشین آن، بر رشد اقتصادی بی‌معنی می‌باشد.

۵ – نتیجه‌گیری

اهمیت بخش تجاری لزوم توجه به ثبات این بخش در مقابل شوک‌های مختلف را بیشتر مشخص می‌کند. یکی از مباحث جدید در خصوص ثبات‌بخشی، توجه به توان مقاومت در مقابل شوک‌ها و سرعت بازیابی از شوک می‌باشد که در مفهوم تاب‌آوری خود را نشان‌می‌دهد. با آنکه تاب‌آوری اقتصادی در ادبیات موضوع مورد توجه قرار گرفته است و به بخش تجارت خارجی پرداخته شده است، تعریف مستقل از مدل تاب‌آوری تجاری و مؤلفه‌های مؤثر بر آن ارائه نشده است. با توجه به ساختار اقتصاد ایران و اثرگذاری شدید آسیب‌های مختلف در بخش‌های داخلی اقتصاد، تاب‌آوری اقتصادی به‌صورت تفاضل تاب‌آوری و آسیب‌پذیری (با این تحلیل که افزایش میزان آسیب‌پذیری، توان مقاومت اقتصادی را در مقابل شوک‌های مختلف کاهش می‌دهد)، تعریف شده است. برای ورود به این بحث و با استفاده از رویکرد نظریه داده‌بنیاد و برای استخراج ابعاد مختلف مفهوم تاب‌آوری بخش تجارت و ارز، مصاحبه با برخی از مطلعان تا رسیدن به اشباع نظری انجام گرفته و مقولات مختلف تاب‌آوری با استفاده از کدگذاری، دسته‌بندی و مدل مفهومی استخراج شده است.

مقولات مربوط به تاب‌آوری بخش تجارت و ارز براساس نتیجه مصاحبه‌ها و کدگذاری به چهار بخش بازار ارز، تمرکز تجاری، سیاست‌های بخش تجاری و شرایط تجارت تقسیم شده است. بخش بازار ارز مقولاتی همچون ارتباط با بخش پولی، تأثیر شوک نفتی در بازار ارز، ثبات نرخ ارز و ذخایر ارزی را شامل می‌شود. تمرکز تجاری نیز شامل زیربخش‌های تنوع صادراتی، عدم تناسب واردات، تنوع شرکای تجاری و وابستگی صادرات می‌باشد. سیاست‌های بخش تجاری نیز از جنبه سیاست‌های تعرفه‌ای، ثبات سیاستی، سیاست‌های حمایتی و تعامل بین‌المللی حائز اهمیت می‌باشد. شرایط تجارت نیز از جنبه زیرساخت تجارت، رقابت‌پذیری، وابستگی تجارت به درآمد نفتی و پشتیبانی مالی مورد توجه می‌باشند. به‌منظور یافتن مؤلفه‌های غیرشکننده تاب‌آوری بخش تجارت

و ارز، برای هر زیر بخش از مقولات، متغیرهایی در نظر گرفته شده است. با توجه به رویکرد جیانونه و همکاران[1] (۲۰۱۱)، متغیرها از نظر میزان اثرگذاری بر رشد تولید به بوته آزمایش گذاشته شده است تا مشخص شود که کدام متغیرها اثر خود را در حضور سایر متغیرها حفظ می‌کنند. چهار متغیر شاخص ریسک، نسبت صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی، اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی و نسبت واردات مصرفی به کل واردات در دو مرحله انجام محاسبات و در مجموع با محاسبه چهار میلیون و دویست هزار رگرسیون غیرشکننده شده‌اند.

وجود متغیر صادرات نفتی به صادرات غیرنفتی در بین متغیرهای مؤثر بر تاب‌آوری بخش تجارت و ارز، تاکیدی بر اهمیت تنوع صادراتی و عدم تکیه به صادرات نفت می‌باشد؛ که در تحقیق بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸) و بورمن و همکاران (۲۰۱۳) نیز به آن اشاره شده است. میزان قابل توجه صادرات نفتی نسبت به صادرات غیرنفتی و تأثیرپذیری درآمدهای حاصل از صادرات نفتی از تقاضای جهانی، تغییر قیمت نفت خام و تحریم‌های مختلف که به‌دلیل اهمیت این بخش از صادرات جزو اولین اهداف جهت تحریم اقتصادی ایران می‌باشد؛ یکی از مهم‌ترین آسیب‌پذیری‌های بخش تجاری اقتصاد ایران به‌شمار می‌رود. آثار شوک‌های مختلف بر درآمد حاصل از صادرات نفت ایران به‌صورت نوسان درآمدهای نفتی نمود پیدا می‌کند که علاوه بر بخش تجاری، بردرآمدهای دولت و رشد اقتصادی نیز مؤثر است.[2] بر این اساس رقابت‌پذیرتر کردن محصولات صنعتی به‌منظور افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش تأثیر نوسان صادرات نفت و نوسان قیمت نفت بر بخش تجاری و سایر بخش‌های متأثر از آن پیشنهاد می‌شود.

متغیر اختلاف نرخ ارز آزاد و رسمی به نوعی نشان‌دهنده آسیب‌پذیری بالای نظام تجاری اقتصاد ایران از محل تعیین نرخ ارز می‌باشد که در تحقیق آبیاد و همکاران (۲۰۱۵) نیز مورد تاکید قرار گرفته است. با وجود آنکه تک‌نرخی نبودن نرخ ارز می‌تواند سبب ایجاد و سوءاستفاده رانتی گردد و تخصیص منابع را تحت تأثیر قرار دهد، وجود اختلاف بین نرخ ارز رسمی و بازار آزاد، در مواقع بروز بحران و شوک، زمینه را برای تلاطم بیشتر در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید فراهم می‌کند و بنابراین براساس نتایج پیشنهاد می‌شود تا در گام‌های نخست، زمینه کاهش تفاوت بین دو نرخ

1. Giannone et al

۲. مراجعه کنید به ابریشمی و محسنی (۱۳۸۱).

ارز رسمی و غیررسمی فراهم گردد تا پس از آن سیاست تک نرخی کردن ارز با هزینه کمتری اجرایی شود.

شاخص ریسک که از مجموع واریانس نرخ تورم، واریانس نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و واریانس نرخ رشد نرخ ارز دلار در بازار غیررسمی به‌دست آمده است، ریسک فعالیت‌های اقتصادی و فضای اقتصادی را نشان می‌دهد که منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در تولید و درنتیجه به نوعی کاهش صادرات می‌شود، سهم قابل توجهی در آسیب‌پذیری بخش تجاری اقتصاد ایران دارد و می‌تواند تاب‌آوری بخش تجارت و ارز را به شدت تحت تأثیر قرار دهد. هرچه نوسان متغیرهای کلان مؤثر در تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی بیشتر باشد، فعالیت تولیدی و تجاری با احتیاط بیشتری صورت می‌گیرد و در نتیجه می‌تواند بر کاهش حجم آنها مؤثر باشد. با افزایش ریسک فعالیت اقتصادی، منابع از بخش تولید به سمت فعالیت‌های واسطه‌گری و یا فعالیت‌های با بازدهی کوتاه‌مدت جابه‌جا می‌شوند و با کاهش توان و ظرفیت تولید، در صورت بروز شوک، ظرفیت کمتری برای بازیابی از شوک و بازگشت به شرایط پیش از آن وجود خواهد داشت، بنابراین تلاش در جهت کاهش نوسان تورمی با استفاده از هدف‌گذاری تورمی و سیاست‌گذاری پولی در جهت رسیدن به سطح تورم هدف؛ کاهش نوسان نرخ ارز با استفاده از ایجاد محیط کسب و کار با ثبات و بالا بردن شفافیت با ارائه اطلاعات مناسب در مورد روند تغییرات آینده نرخ ارز که می‌تواند ریسک فعالیت‌های اقتصادی و تجاری را کاهش دهد، به‌عنوان پیشنهادات سیاستی، قابل بررسی و تأمل است.

وجود متغیر نسبت واردات مصرفی به کل واردات به‌عنوان متغیر مؤثر بر تاب‌آوری بخش تجاری، از یک سو آسیب وجود وابستگی به کالاهای تولید خارج را خاطر نشان می‌کند و از سوی دیگر عدم توان رقابت‌پذیری تولیدات داخلی و ظرفیت تولید داخلی در مقابل کالاهای وارداتی را پررنگ می‌نماید. تأثیر بلندمدت واردات کالاهای مصرفی بر تولید داخل که بر اثر عدم رقابت‌پذیری قیمتی کالاهای تولید داخل در مقابل کالاهای وارداتی سبب کاهش توان تولید می‌شود، در صورت بروز شوک‌های مختلفی همچون کاهش درآمدهای ارزی (و تأثیر بر میزان واردات) و یا شوک حاصل از افزایش نرخ ارز که قیمت کالاهای وارداتی را با افزایش مواجه می‌کند، یکی از جنبه‌هایی است که می‌تواند آسیب زیادی بر متغیرهای کلان اقتصادی وارد کند و بنابراین حمایت از تولید کالاهایی که امکان تولید در داخل را دارند و سیاست جایگزینی واردات (به‌ویژه برای کالاهای وارداتی مصرفی) می‌تواند آسیب‌های وارده بر اثر شوک‌های بیرونی را کاهش

دهد و بخش‌های مختلف با سرعت بیشتری به روند بلندمدت خود پس از شوک بازگردند. ترکیب متغیرهایی که در فرایند محاسبات غیرشکننده شده‌اند، نشان‌دهنده این است که در سال‌هایی که شوک‌های مختلف تجاری اعم از محدودیت صادراتی اتفاق می‌افتد و یا افزایش نااطمینانی‌های اقتصادی (که خود را در شاخص ریسک نشان می‌دهد) و سرکوب افزایش نرخ ارز رسمی (که خود را در اختلاف بین این نرخ با نرخ ارز بازار غیررسمی نشان می‌دهد)، روی می‌دهد؛ سبب کاهش تاب‌آوری بخش تجاری می‌شوند، که نشان‌دهنده آسیب‌پذیری بالای این بخش از محل بروز شوک‌ها می‌باشد. توجه به این جنبه‌های تجارت خارجی در سیاست‌گذاری‌ها، می‌تواند میزان آسیب‌پذیری از محل بروز شوک‌های مختلف را کاهش دهد.

منابع

۱. ابریشمی، حمید و محسنی، رضا (۱۳۸۱). نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳، ۳۲-۱.

۲. ابونوری، اسماعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوپک، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۱۰)، ۴۴–۲۵.

۳. استراوس، انسلم و کوربین، جولیت (۱۹۹۰). *مبانی پژوهش کیفی فنون و مراحل تولید نظریه زمینه‌ای*. ترجمه ابراهیم افشار. چاپ پنجم، تهران، نشر نی. تاریخ ترجمه (۱۳۹۵).

۴. اسلاملوئیان، کریم، سروستانی شفیعی، مریم و جعفری، محبوبه (۱۳۸۹). بررسی اثر بازبودن تجاری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴۳، ۲۱–۱.

۵. اکبریان، رضا و محتشمی، عباس (۱۳۸۵). تأثیر آزادسازی اقتصاد بر اشتغال بخش صنعت (۱۳۸۲-۱۳۵۲)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۹، ۱۹۶ - ۱۷۱.

۶. سعادت، رحمان، عرفانی، علیرضا و جودکی، حدیث (۱۳۹۵). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایران به ونزوئلا، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۳)، ۶۰۹–۵۹۵.

۷. سلمانی، بهزاد و یاوری، کاظم (۱۳۸۳). سیاست تجاری و رشد اقتصادی: مورد کشورهای صادرکننده نفت، *پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۳۰، ۶۶-۳۷.

۸. شریفی، نورالدین و نبوی، سیدمحسن (۱۳۹۴). عبور نرخ ارز به شاخص قیمت کالاها و تورم در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۳)، ۶۵۸–۶۳۹.

۹. دانایی فرد، حسن، الوانی، سید مهدی و آذر، عادل (۱۳۹۴). *روش شناسی پژوهش کیفی در مدیریت: رویکردی جامع*. چاپ چهارم تهران، صفّار.
۱۰. رضوی، سید عبدله، سلیمی‌فر، مصطفی و ناجی میدانی، علی‌اکبر (۱۳۹۳). نرخ ارز و تأثیر آن بر صادرات غیرنفتی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری، *مجله راهبرد اقتصادی*، ۸، ۳۵-۵۳.
۱۱. طیبی، سید کمیل، نصرالهی، خدیجه، یزدانی، مهدی و ملک حسینی، سید حسن (۱۳۹۴). تحلیل اثر عبور نرخ ارز بر تورم در ایران (۱۳۹۱ – ۱۳۷۰)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۶۳، ۳۶–۱.
۱۲. غیاثوند، ابوالفضل و عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۴). مفهوم و ارزیابی تاب‌آوری اقتصادی ایران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵۹، ۱۸۷-۱۶۱.
۱۳. مرادپور اولادی، مهدی، ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید (۱۳۸۷). بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارزواقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۵، ۱۷۶-۱۵۹.
14. Abiad, A., Bluedorn, J., Guajardo, J., & Topalova, P. (2015). *The rising resilience of emerging market and developing economies. World Development*, 72, 1–26.
15. Akter, S., & Mallick, B. (2013). *The poverty–vulnerability–resilience nexus: Evidence from Bangladesh. Ecological Economics*, 96, 114-124.
16. Ariu, A. (2016). *Crisis-proof services: Why trade in services did not suffer during the 2008–2009 collapse. Journal of International Economics*, 98, 138-149 .
17. Baggio, M., & Perrings, C. (2015). *Modeling adaptation in multi-state resource systems. Ecological Economics*, 116, 378-386.
18. Bakhtiari, S., & Sajjadieh, F. (2018). *Theoretical and Empirical Analysis of Economic Resilience Index. Iranian Journal of Economic Studies*, 7(1), 41-53.
19. Bates, S., Angeon, V., & Ainouche, A. (2014). *The pentagon of vulnerability and resilience: A methodological proposal in development economics by using graph theory. Economic Modelling*, 42, 445-453.
20. Boorman, J., Fajgenbaum, J., Ferhani, H., Bhaskharan, M., Drew, A., & Harpaul, A.K. (2013). *The Centennial Resilience Index: Measuring Countries Resilience to Shock, Centennial Group. Global Journal of Emerging Market Economies*, 5(2), 57 – 98.
21. Briguglio, L., & Galea, W. (2003). *Updating and Augmenting the Economic Vulnerability Index.* Occasional Papers on Islands and Small States, Malta: Islands and Small States Institute of the University of Malta.

22. Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., & Vella, S. (2008). *Economic vulnerability and resilience(concepts and measurements), United Nations University (UNU). World Institute for Development Economics Research (WIDER)*, 1-20.
23. Exner, A., Politti, E., Schriefl, E., Erker, S., Stangl, R., Baud, S., Warmuth, H., Matzenberger, J., Kranzl, L., Paulesich, R., Windhaber, M., Supper S., & Stöglehner, G. (2016). *Measuring regional resilience towards fossil fuel supply constraints. Adaptability and vulnerability in socio-ecological transformations-the case of Austria. Energy Policy*, 91, 128-137.
24. Giannone, D., Lenza, M., & Reichlin, L. (2011). *Market Freedom and the Global Recession. IMF Economic Review*, 59(1), 111 - 135.
25. Kubitschek, A., Katrin, J., Lauren, L., & McGirr, M. (2013). *A Framework for Analyzing Resilience In Fragile and Conflict Affected Situations. USAID*.
26. Martin, S., Gernot, D., & Miller, R. (2004). *Determinants of long-term growth: A bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. The American Economic Review*, 94(4), 813-835.
27. Proag, V. (2014). *The concept of vulnerability and resilience. Procedia Economics and Finance*, 18, 369-376.
28. Rose, A., & Krausmann, E. (2013). *An economic framework for the development of a resilience index for business recovery. International Journal of Disaster Risk Reduction*, 5, 73-83.
29. Storm, S., & Naastepad, C.W.M. (2015). *Crisis and recovery in the German economy: The real lessons. Structural Change and Economic Dynamics*, 32, 11 - 24.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۱۶۵-۱۳۵

شبیه‌سازی بازار اجاره مسکن با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور (مطالعه موردی: منطقه شش شهر اصفهان)

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.6.7

ایمان کی‌فرخی[۱]، نعمت‌الله اکبری[*۲]، شکوفه فرهمند[۳]، علی عسگری[۴]
۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان،
I.keyfarokhi@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان،
N_akbari@ase.ui.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان،
Sh.farahmand@ase.ui.ac.ir
۴. دانشیار گروه مدیریت بحران، دانشگاه یورک، تورنتو، کانادا،
Asgary@yorku.ca

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴

چکیده

مسئله‌ی دسترسی به مسکن برای خانوارها در دو حوزه‌ی جداگانه‌ی «خرید مسکن» و «اجاره‌ی» آن قابل واکاوی است. در این چارچوب، تقاضا برای مسکن شامل تقاضای خرید و تقاضا برای اجاره می‌باشد. با توجه به این موضوع، دو بازار مجزای خرید-فروش و اجاره‌ای مسکن با ویژگی‌های متفاوت در اقتصاد شکل می‌گیرد. بیشتر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه معطوف به بازار خرید و فروش بوده و بازار اجاره تا حد زیادی در تحلیل‌های جاری بازار مسکن مورد بی‌توجهی قرارگرفته است. این پژوهش تلاش می‌کند، تا با ارائه یک مدل ترکیبی پویایی‌شناسی سیستمی و عامل‌محور، نرخ اجاره را برای پنج سال آتی در بازار اجاره مسکنِ منطقه‌ی شش شهر اصفهان شبیه‌سازی کند و قیمت اجاره آن را مورد پیش‌بینی قراردهد. براساس این شبیه‌سازی محله‌ی هزارجریب با اختلاف زیادی از محله‌ی همت‌آباد به ترتیب دارای بالاترین و پایین‌ترین نرخ اجاره است. پس از محله هزارجریب به ترتیب محله‌های سعادت‌آباد، آبشار، باغ‌نگار، فیض، مسجدمصلی، کوی‌امام، تخت‌فولاد و شهیدکشوری قرار می‌گیرد. از دیدگاه تقاضا، بالابودن نرخ اجاره در محله‌ی هزارجریب به‌دلیل سطح بالای شاخص برخورداری آن است. از دیدگاه عرضه نیز بالابودن نرخ اجاره در محله‌ی هزارجریب ناشی از پایین‌بودن عرضه‌ی واحدهای استیجاری است.

طبقه‌بندی JEL: R31،R21، C63، E17

واژه‌های کلیدی: بازار مسکن، نرخ اجاره، شبیه‌سازی، مدل عامل محور، پویایی‌شناسی سیستمی

---

* نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۳۱۳۷۹۳۵۲۱۸

۱- مقدمه

نوسانات قیمت یکی از چالش‌های اساسی در بخش مسکن محسوب می‌شود. این بخش در کلان‌شهرها در طی دو دهه گذشته با دوره‌های رکود و رونق تورمی مواجه بوده است. اصفهان از جمله کلان شهرهایی است که قیمت مسکن در آن طی چند دهه‌ی اخیر به دفعات متناوب افزایش جهشی داشته است که در نتیجه بخش بزرگی از اقشار جامعه، به ویژه گروه‌های کم‌درآمد شهری و حتی طبقه متوسط جهت اجاره‌ی مسکن مناسب با مشکلات و دشواری‌های جدی روبرو شده‌اند.

پژوهش‌های گوناگونی در زمینه نوسانات قیمت مسکن و شناسایی عوامل مؤثر بر آن با استفاده از رویکردهای مختلف انجام شده است (کارپستام و یوهانسون[۱]، ۲۰۱۹؛ لیو[۲] و همکاران، ۲۰۱۹ و فن[۳] و همکاران، ۲۰۱۹). نوسانات قیمت مسکن معمولا با جهش در قیمت مسکن که با کاهش و افت نیز همراه است، مشخص می‌شود (نجی، بروکس و وارد[۴]، ۲۰۱۳:۱۷۲). بخش زیادی از مطالعات که در توضیح پویایی‌های قیمت مسکن انجام شده‌اند به ارتباط بین نوسانات به‌وجود آمده در بازارهای مالی و بازار مسکن پرداخته‌اند (لیو[۵] و همکاران، ۲۰۲۰؛ گارسیا و گروسمن[۶]، ۲۰۲۰ و سان و سانگ[۷]، ۲۰۱۹).

دسته‌ی دیگری از این پژوهش‌ها به تأثیر نوسانات بخش مسکن بر اقتصادکلان می‌پردازند (خیابانی و جابری، ۱۳۹۶). مطابق با نظر لیمر[۸] (۲۰۰۷) نوسانات در قیمت مسکن عامل اصلی بروز چرخه‌های تجاری است و ترکیبی از سیاست‌های تنظیم نرخ ارز و مالیات بر دارایی می‌تواند به ثبات بازار مسکن کمک کند (هی و ژا[۹]، ۲۰۱۹).

یکی از عوامل اثرگذار بر نوسانات قیمت مسکن، دسترسی خانوارها به اعتبارات اعطایی و شوک‌های به وجود آمده از سمت عرضه و تقاضا می‌باشد (لاینز[۱۰]، ۲۰۱۸؛ سو[۱]

1. Karpestam & Johansson
2. Liu
3. Fan
4. Nneji, Brooks & Ward
5. Liu
6. Garcia & Grossman
7. Sun & Sung
8. Leamer
9. He & Xia
10. Lyons

سو[۱] و همکاران، ۲۰۱۸؛ تاپنایت[۲]، ۲۰۱۷ و کلینز، اگلی و اسکوباری[۳]، ۲۰۱۷). همچنین پژوهش‌های گوناگونی در زمینه‌ی انتقال تکانه‌های سیاست پولی به بخش مسکن و ایجاد نوسان در این بخش انجام شده است (کرو[۴] و همکاران، ۲۰۱۳).

با وجود این‌که در ارتباط با بازار مسکن در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی انجام شده است، پژوهش‌هایی که به نقش بازار اجاره پرداخته‌اند محدود هستند. بیشتر این مطالعات پیامدهای توسعه بازار اجاره بر انعطاف‌پذیری بخش مسکن و تأثیرات این انعطاف را بر مقاومت اقتصاد در برابر شوک‌های مختلف بررسی کرده‌اند (کافنر[۵]، ۲۰۱۴؛ صندوق بین‌المللی پول[۶]، ۲۰۰۹). چندین مطالعه نیز در زمینه‌ی ارتباط بین ویژگی‌های بازار اجاره و چرخه‌های رکود و رونق در بخش مسکن انجام شده است. برای نمونه چرنیاک و روباسک[۷] (۲۰۱۴)، به تأثیر اندازه بازار اجاره بر چرخه‌های تجاری در اتحادیه پولی اروپا پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد، که توسعه بازار اجاره در این اتحادیه نه تنها می‌تواند مقاومت اقتصاد را در برابر شوک‌های پولی و تقاضا افزایش دهد بلکه می‌تواند بر نوسانات قیمت مسکن در کل اتحادیه اروپا نیز تأثیرگذار باشد. آرک و سالیدو[۸] (۲۰۱۱)، یک مدل نظری پیشنهاد کرده‌اند که براساس آن دسترسی به مسکن اجاره‌ای می‌تواند خطر پیدایش حباب در قیمت مسکن را کاهش دهد. در مطالعه‌ی کوئرپو[۹] (۲۰۱۴)، نشان داده شده است که کنترل شدید بر قیمت اجاره مسکن می‌تواند اثرپذیری قیمت مسکن را از چهار عامل اقتصادی و اجتماعی که شامل نرخ رشد جمعیت، پویایی‌های درآمد، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و نوسانات در نرخ بهره بلندمدت واقعی است، کاهش دهد.

در بخش دیگری از ادبیات مربوط به بازار اجاره، به ارتباط بین ساختار این بازار و تحرک نیروی کار پرداخته شده است. برای نمونه اندروز[۱۰] و همکاران (۲۰۱۱) دریافته‌اند که افزایش در سطح دسترسی به مسکن اجاره‌ای می‌تواند به تحرک نیروی

1. Su
2. Tupenaite
3. Killins, Egly & Escobari
4. Crowe
5. Kofner
6. International Monetary Fund
7. Czerniak & Rubaszek
8. Arce & Salido
9. Cuerpo
10. Andrews

کار و در نتیجه تخصیص کارآمدتر نیروی کار بینجامد. همچنین وجود یک بازار اجاره‌ای مؤثر می‌تواند میزان بیکاری ساختاری را کاهش دهد و در نتیجه از میزان آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به نوسانات تقاضا بکاهد (بارسلو[1]، ۲۰۰۶ و بلانچفلوئر و اسوالد[2]، ۲۰۱۳).

اگرچه پژوهش‌های صورت گرفته بازار مسکن را از ابعاد مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند، اما این مطالعات رفتار عامل‌های فعال در بازار مسکن را در نظر نگرفته‌اند. روش عامل محور به‌عنوان رویکردی جدید، رفتار عامل‌های فعال در این بازار را در نظر می‌گیرد. در این روش ناهمگنی عوامل موجود در بازار مسکن، هم زمانی عرضه و تقاضا و پویایی‌های موجود در این بازار در نظر گرفته می‌شود و می‌توان قیمت مسکن، تغییرات رفاه افراد بازیگر در این بازار و تحلیل قواعد رفتاری را مورد پیش‌بینی و واکاوی قرار داد.

همان‌طورکه بیان شد، بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه معطوف به بازار خرید و فروش بوده و پژوهش‌های انجام شده خارجی مرتبط با بازار اجاره نیز به تأثیر این بازار بر سایر بازارها تاکید داشته است و از این رو تحلیل بازار اجاره براساس رفتار عاملان فعال در این بازار در تحلیل‌های جاری بازار مسکن مورد بی‌توجهی قرارگرفته است. تاکنون مطالعه داخلی که بازار اجاره مسکن و قیمت آن را از طریق رویکرد عامل‌محور مورد واکاوی قرار داده باشد، انجام نگرفته است. از این رو در این مقاله تلاش شده است با مدنظر قراردادن ناهمگنی موجود بین عوامل تشکیل‌دهنده بازار اجاره‌ی مسکن منطقه شش شهر اصفهان و نحوه تصمیم‌گیری عامل‌های فعال در این بازار در قالب مدل‌سازی ترکیبی- که تلفیقی از روش عامل محور و پویایی‌شناسی سیستمی می‌باشد، روند قیمت اجاره‌ی مسکن مورد پیش‌بینی و واکاوی قرار گیرد.

در حقیقت نوآوری این پژوهش در نظر گرفتن نوع رفتار مصرف‌کننده بر اجاره بها است که این یک نوع مدل‌سازی رفتاری محسوب می‌شود. نوآوری دیگر این پژوهش آن است که از طریق به‌کارگیری روش تلفیقی عامل‌محور و پویایی‌شناسی سیستمی، علاوه بر رفتار مصرف‌کننده، عوامل سمت عرضه‌ی بازار را نیز در مدل‌سازی در نظر می‌گیرد

1. Barceló
2. Blanchflower & Oswald

که حاصل این مدل‌سازی ارائه الگویی است که واقعیت‌های موجود در این بازار را توصیف می‌کند.

این مقاله ابتدا به مبانی نظری و پیشینه پژوهش مرتبط با موضوع مورد بررسی می‌پردازد. در ادامه مراحل اجرایی پژوهش و روش پژوهش مورد استفاده ارائه می‌شود. بخش بعدی به معرفی الگوی پژوهش اختصاص دارد. سپس اجرای مدل و اعتبارسنجی آن ارائه شده است و بخش پایانی به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مبانی نظری پژوهش

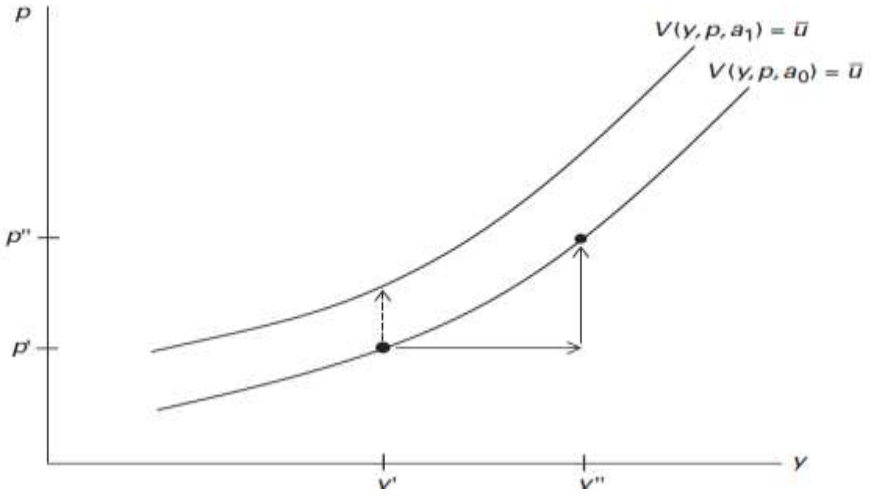
تأثیر امکانات بر اجاره مسکن

در این بخش به چارچوب نظری در ارتباط با تأثیر امکانات بر اجاره مسکن پرداخته می‌شود. تأثیر امکانات[1]، نقش بسیار مهمی را در بازار مسکن ایفا می‌کند. برای نمونه قیمت بالای اجاره مسکن را ناشی از برخورداری آن از امکاناتی نظیر دسترسی به مراکز خرید، مراکز آموزشی، فضای سبز می‌دانند. افراد ساکن در یک محله با ویژگی‌های مطلوب، به‌دلیل برخورداری از این مزایا، باید هزینه بیشتری را بپردازند؛ درحالی‌که افراد ساکن در محله‌های نامطلوب هزینه کمتری برای اجاره مسکن متقبل می‌شوند، بنابراین می‌توان قیمت اجاره مسکن را به‌عنوان یک شاخص کیفیت زندگی در یک محله در نظر گرفت. با مقایسه قیمت‌های یک واحد مسکونی معیار (از لحاظ متراژ، مساحت زمین و...) در دو محله‌ی مختلف، می‌توان تعیین کرد که کدام محله برای زندگی بهتر خواهد بود.

تابع مطلوبیت $u(c,q,a)$ را برای افراد ساکن در یک محله در نظر بگیرید که در آن c بیانگر برداری از کالاهای مصرفی، q بیانگر مسکن و a نشان‌دهنده امکانات است. در یک محله مشخص، مصرف‌کننده c و q را به‌گونه‌ای انتخاب خواهد کرد که تابع مطلوبیت خود را حداکثر کند. میزان مطلوبیت به‌دست آمده به درآمد کسب شده توسط مصرف‌کننده (y)، به قیمت پرداختی برای هر فوت‌مربع مسکن (p) و به‌میزان امکانات (a) بستگی خواهد داشت. این وابستگی را می‌توان به شکل یک تابع مطلوبیت غیرمستقیم $v(y,p,a)$ نشان داد. به‌دلیل اینکه با افزایش درآمد میزان مطلوبیت، بزرگ و با افزایش قیمت کوچک خواهد شد، بنابراین تابع v نسبت به y، افزایشی و نسبت به p

1. Amenity

کاهشی خواهد بود. اگر امکانات از جنبه‌ی مثبت اندازه‌گیری شود، تابع مطلوبیت غیرمستقیم بر حسب a افزایشی می‌باشد. می‌توان ترکیب‌های مختلفی از p و y را در یک سطح ثابتی از امکانات در قالب یک منحنی بی‌تفاوتی نشان داد. شکل ۱، دو نمونه از چنین منحنی‌های بی‌تفاوتی را نمایش می‌دهد. منحنی پایینی مربوط به سطح امکانات a_0 است و این الزام را که $v(y,p,a_0)=\bar{u}$ است، منعکس می‌کند. برای درک این‌که چرا این منحنی دارای شیب صعودی است، یک موقعیتی که در آن $p=p'$ و $y=y'$ می‌باشد، درنظر گرفته می‌شود و فرض می‌شود که درآمد به $y''>y'$ افزایش یابد؛ همان‌طورکه توسط فلش افقی توپر در شکل نشان داده شده است. از آن‌جا که این تغییر درآمد سطح مطلوبیت مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد، یک تعدیل در قیمت مسکن برای خنثی کردن این افزایش به‌طوری‌که مطلوبیت را در $\bar{u}$ ثابت نگه دارد، نیاز است. از آن‌جا که مطلوبیت با افزایش در p کاهش می‌یابد، تعدیل موردنیاز در قیمت مسکن در جهت افزایش آن است که p را از p' به p'' افزایش می‌دهد. این انتقال که مطلوبیت را به $\bar{u}$ بازمی‌گرداند (کاهش می‌دهد)، از طریق فلش عمودی توپر در شکل نمایش داده شده است، بنابراین از آن‌جا که y بالاتر باید با p بالاتر همراه باشد، منحنی بی‌تفاوتی دارای شیب صعودی است.



منبع: براکنر، ۲۰۱۱: ۲۳۴

شکل ۱. منحنی‌های بی‌تفاوتی

همچنین در شکل ۱، منحنی بی‌تفاوتی بالایی با سطح امکانات a_1 که بیش‌تر از a_0 است، متناظر می‌باشد. برای درک علت این‌که چرا این منحنی در بالای منحنی a_0 قرار دارد، دوباره یک موقعیتی که در آن $a=a_0$، $p=p'$ و $y=y''$ است، در نظر گرفته می‌شود. سپس فرض می‌شود که سطح امکانات به a_1 افزایش می‌یابد. از آن‌جا که این تغییر، میزان مطلوبیت را به مقداری بیش‌تر از $\bar{u}$ افزایش خواهد داد، بنابراین تعدیلاتی در p یا y برای خنثی شدن این افزایش موردنیاز است. اگر p به تنهایی تعدیل شود، تغییر موردنیاز در جهت مثبت است و افزایش در p افزایش مطلوبیت حاصل از a بالاتر را خنثی می‌کند. این تعدیل با فلش عمودی خط‌چین در شکل نشان داده شده است. از آن‌جا که این استدلال می‌تواند برای هر نقطه شروع دیگری نیز به‌کار برده شود، نتیجه می‌شود که منحنی بی‌تفاوتی متناظر با $a=a_1$ در بالای منحنی متناظر با $a=a_0$ قرار می‌گیرد (براکنر، ۲۰۱۱: ۲۳۴-۲۳۳).

۲-۲- پیشینه پژوهش

رهیافت‌های مختلفی به بازار مسکن می‌پردازند. اما تاکنون پژوهشگر موفق به یافتن مطالعه‌ی داخلی که بازار اجاره مسکن و قیمت آن را از طریق رویکرد عامل محور مورد واکاوی قرار داده باشد، نشده است و در مطالعات خارجی نیز به‌کارگیری این رهیافت، نسبتاً جدید و بسیار محدود است.

کوکین[1] (۲۰۱۹)، چگونگی تأثیر نسبت وام به ارزش مسکن و نسبت وام به درآمد خانوار را بر چرخه‌های قیمت مسکن در دانمارک در قالب یک مدل عامل‌محور مورد بررسی قرار داده است. با استفاده از مدل ارائه شده می‌توان به تأثیر سیاست‌های به‌کارگرفته شده توسط دولت بر رفتار خانوارهای ناهمگن در بازار مسکن پی برد. در صورتی که میزان اعتباردهی از سوی دولت در این بازار کاهش یابد، چرخه‌های قیمت مسکن نیز با سرعت کمتری رخ خواهد داد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ای غیرخطی بین سیاست‌های به کارگرفته شده و چرخه‌های قیمتی وجود دارد.

مارینی، چوکانی و ابهری[2] (۲۰۱۹)، با استفاده از یک مدل عامل محور به تقاضای مسکن و تأثیرپذیری آن از مهاجرت در شهر لوزان سوییس پرداخته‌اند. این مدل

1. Cokayne
2. Marini, Chokani & Abhari

میلیون‌ها عامل جمعیت را شبیه‌سازی کرده و سناریوهای مهاجرتی متفاوتی را تا سال ۲۰۳۵ برای شهر لوزان طراحی می‌کند. نتایج این سناریوها بیانگر آن است که ظرفیت مسکن شهر لوزان در سال ۲۰۲۲ به حدی خواهد رسید که منجر به رشد ساخت‌وساز در حاشیه شهر لوزان خواهد شد. ساخت خانه‌های مسکونی جدید به‌طورعمده شامل آپارتمان‌های کوچک است که مطلوبیت بیشتری را برای خانواده‌های کوچک‌تر فراهم می‌کند. از آنجایی که ظرفیت ساخت‌وساز در حاشیه شهر رو به افزایش خواهد رفت، نیاز به مراکز ارائه دهنده خدمات آموزشی، بهداشتی و همچنین بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل در حاشیه شهر احساس می‌شود.

هی، دانگ و یو[1] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای با کمک مدل عامل محور به واکاوی فقدان اطلاعات در بازار مسکن و تأثیر آن بر بازار مسکن پرداخته‌اند. در این مدل کارگزاران فعال در بازار مسکن می‌توانند اطلاعات مربوط به عرضه و تقاضا را تحریف و در نتیجه خریداران را در مذاکرات قیمت گمراه کنند. در این پژوهش یک مدل عامل محور فروش دوباره پیشنهاد شده است تا به چگونگی تحلیل تأثیر تحریف اطلاعات بر عملکرد بازار پرداخته شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کارگزاران می‌توانند به‌طور معناداری بر تعداد معاملات در بازار، قیمت فروش دوباره و مزایا و هزینه‌هایی که هر یک از خریداران و فروشندگان متحمل می‌شوند، تأثیرگذار باشند. همچنین نتایج این پژوهش گویای آن است که در صورتی که خریداران و فروشندگان «حق انحصار خرید و فروش» را با کارگزاران امضا کنند، به مراتب اضافه رفاه بیشتری را کسب خواهند کرد.

جی[2] (۲۰۱۷)، با مشاهده رفتار عامل املاک و مستغلات فعال در بازار آمریکا، یک مدل عامل محور را جهت بررسی نوسانات قیمت مسکن ارائه کرده است. یافته‌های این مدل نشان می‌دهد که چگونه شیوه‌های وام‌دهی و رفتار سفته‌بازان می‌تواند منجر به افزایش قیمت مسکن در این بازار شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هر چه وام‌دهی با سرعت بیشتری صورت پذیرد، قیمت مسکن با سرعت بیشتری رشد خواهد کرد و به دنبال آن چرخه‌های رکود و رونق را در این بازار موجب خواهد شد.

استود[3] (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان «یک مدل عامل محور برای بازار مسکن یک کلان‌شهر»، به‌تحلیل قواعد رفتاری بازار مسکنِ پایتخت نروژ، اسلو پرداخته است.

1. He, Dong & Yu
2. Ge
3. Ustvedt

عامل‌های تعیین‌کننده در این مدل خانوارهایی هستند که در تصمیم‌گیری‌هایی مانند انتقال و خرید مسکن به‌عنوان سرمایه‌گذاری شرکت می‌کنند.

نتایج حاصل از اجرای این مدل نشان می‌دهد که خروجی‌های به‌دست آمده از آن به‌خوبی با داده‌های تاریخی تولیدشده سازگار است. برون‌دادهای مدل گویایِ آن است که رشد قیمت مسکن در مراکز شهر نسبت به حومه‌ها بیشتر است، که این به‌دلیل مهاجرت بالای خانوارهای جوان رخ‌داده است.

کارستنسن[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «یک مدل عامل محور بازار مسکن»، با به‌کارگیری یک مدل عامل محور سعی در تحلیل بازار مسکن دانمارک به‌منظور شناخت جنبه‌های مرتبط با چرخه‌های تجاری و قواعد کلان اقتصادی دارد. این مدل شامل پنج هزار نفر عامل ناهمگن در هر نقطه از زمان است که با نسبت دادن رفتارهای واقعی به آنها قادر هستند بازار مسکن را شبیه‌سازی کنند. نتایج اجرای این مدل نشان می‌دهد که خانوارهای جوان تمایل بیشتری به اجاره مسکن دارند. همچنین این مدل تأثیر دو نوع شوک را نیز آشکار می‌کند: شوک‌های مربوط به نرخ بهره و درآمد. تأثیر شوک‌های مثبت و منفی در مدل دیده شده است. یک شوک منفیِ نرخ بهره، بر قیمت‌ها تأثیر نمی‌گذارد، در حالی که شوک مثبت، یک کاهش مشخصی را به همراه خواهد داشت اکستل[2] و همکاران (۲۰۱۴)، در پژوهشی با عنوان «یک مدل عامل محور برای حباب بازار مسکن در کلان‌شهر واشنگتن»، به طراحی یک مدل مبتنی بر رهیافت عامل محور برای کلان‌شهر نیویورک پرداخته‌اند. مدل شامل تعداد زیادی از خانوارهای ناهمگن است که تصمیم به خرید یا اجاره خانه دارند.

این مدل دیدگاه مناسبی در ارتباط با بازار و موجودی مسکن و تنگناهای موجود در این بازار به دست می‌دهد. در این مدل نکات ریز همچون پدیده‌های موقتی مانند جابه‌جایی‌های فصلی خانوار در نظر گرفته نشده است. همچنین در حالی که به شکل عمیق به بازار خرید خانه پرداخته شده، به بازار اجاره‌خانه توجهی نشده است که این می‌تواند به‌عنوان یک ضعف در مدل قلمداد شود. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های نرخ بهره شدیدتر، کمی به کاهش قیمت حباب موجود کمک کرده است.

1. Carstensen
2. Axtell

همچنین در مطالعات داخلی نیز تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن مورد بررسی قرار گرفته است. برای نمونه می‌توان به مطالعه ایزدخواستی، عرب‌مازار و احمدی (۱۳۹۸) اشاره کرد که بر نقش مالیات بر تقاضای سوداگرانه مسکن تأکید کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه که برای مناطق شهری کشور در طی دوره زمانی (۱۳۹۵- ۱۳۸۵) انجام گرفته است، نشان می‌دهد که سیاست مالیاتی اعمال شده در بخش مسکن از طریق کنترل تقاضای سوداگری مسکن، دسترسی خانوارها را به مسکن افزایش داده است و همچنین تسهیلات پرداختی به‌منظور خرید مسکن منجر به کاهش شاخص توان‌پذیری و افزایش دسترسی خانوارها به مسکن شده است.

در پژوهش انجام شده توسط خیابانی و پورجابری (۱۳۹۶)، مطالعه‌ی رکود و رونق بخش مسکن در ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۳- ۱۳۶۷) مورد بررسی قرار گرفته است. در این مقاله اشاره شده است که نوسانات در قیمت مسکن از یک سو منجر به تغییر در ثروت خانوارها و در نتیجه تغییرات سطح مصرف و پس‌انداز در کل اقتصاد می‌شود و از سوی دیگر، به‌دلیل تغییرات در ارزش وثیقه مسکن، خانوار می‌تواند بر عملکرد نظام بانکی کشور اثرگذار باشد. این مطالعه رژیم‌های گوناگون در بازار مسکن ایران را شناسایی کرده و احتمال ماندن در هر رژیم و همچنین انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را برآورد کرده است. براساس یافته‌های پژوهش طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی دو رژیم رونق و رکود در قیمت مسکن قابل شناسایی است و همچنین احتمال ماندگاری در رژیم رکود بیشتر از احتمال ماندگاری در رژیم رونق بوده است.

نصراصفهانی، صفاری و لطیفی (۱۳۹۵)، به شناسایی سهم عوامل غیرذاتی در قیمت واقعی مسکن، شناسایی عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در شهر تهران و تعیین سهم هر یک از عوامل اقتصادی در حباب قیمت مسکن پرداخته‌اند. برآورد الگوی پویای ارزش ذاتی مسکن نشان می‌دهد که تغییرات توضیح داده شده توسط متغیرهای توضیحی در مقایسه با تغییرات توضیح داده نشده، معنی‌دار و جز پسماند پایاست. در مورد متغیرهای توضیح دهنده‌ی ارزش ذاتی - واقعی مسکن شهر تهران، می‌توان گفت تعداد خانوار دارای بیشترین کشش قیمتی و نسبت وام به ارزش دارای کمترین کشش قیمتی در ارزش ذاتی بوده است. در بین متغیرهای توضیح دهنده‌ی حباب قیمت مسکن شهر تهران، متغیرهای حجم نقدینگی واقعی کشور با یک وقفه، مهم‌ترین متغیر و متغیر نرخ واقعی بهره با یک وقفه، کم اهمیت‌ترین متغیر توضیحی حباب قیمت مسکن در شهر تهران هستند.

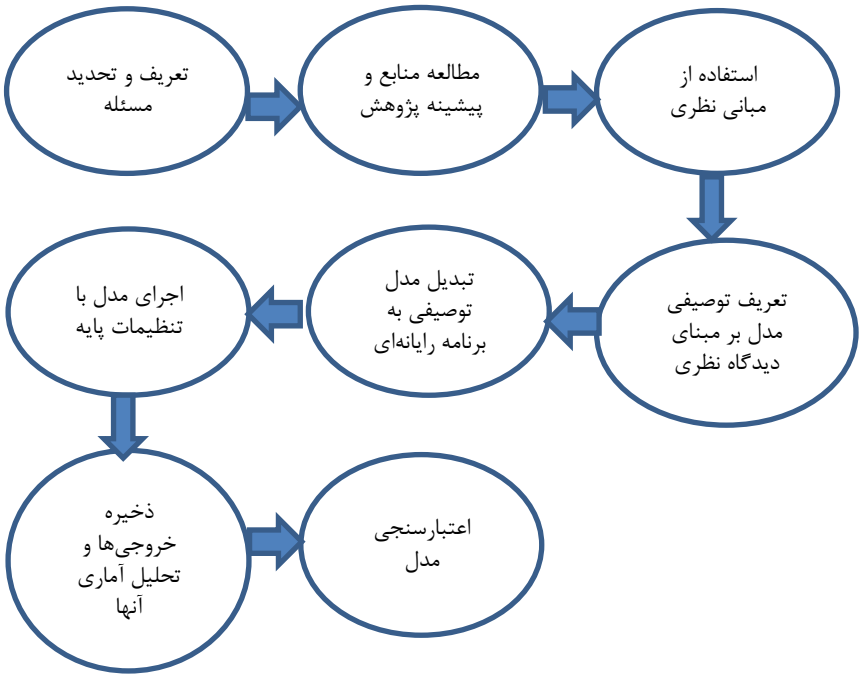
قادری و ایزدی (۱۳۹۵)، از متغیرهای نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی به‌منظور تأثیرگذاری بر قیمت مسکن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۱ در ایران استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش گویای آن است که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت داشته است. همچنین تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن تأثیر منفی داشته است. در ادامه این مطالعه بیان شده است که قیمت مسکن در درجه اول از متغیرهای نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره بها و تولید ناخالص ملی اثر می‌پذیرد. پس از ان هزینه ساخت از از نظر اثرگذاری در درجه دوم قرار گرفته است. در نهایت اشاره می‌شود که سیاست‌های پولی، مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

وجه تمایز این پژوهش نسبت به پژوهش‌های انجام شده در این حوزه این است که این پژوهش تلاش می‌کند با مدنظر قراردادن ناهمگنی موجود بین عوامل تشکیل‌دهنده بازار، اجاره‌ی مسکن و نحوه تصمیم‌گیری عامل‌های فعال در این بازار در قالب مدل‌سازی ترکیبی، بازار اجاره را شبیه‌سازی کرده و قیمت اجاره را مورد پیش بینی و واکاوی قرار دهد.

۳- مراحل اجرایی پژوهش

هدف اصلی این مقاله ارائه یک مدل ترکیبی جهت پیش‌بینی و واکاوی روند قیمت اجاره بازار مسکن در منطقه شش شهر اصفهان است. از نظر روش‌شناسی این مقاله درصدد ارائه یک چارچوب روش‌شناختی دقیق برای پیش‌بینی قیمت اجاره می‌باشد. در این مقاله تأکید شده است که هدف از طراحی و تدوین یک مدل ترکیبی برای بازار اجاره مسکن، درنظر گرفتن ناهمگنی عوامل و رفتارهای اقتصادی آنهاست که با الگوهای رایج به کارگرفته شده متفاوت می‌باشد. به‌عبارتی الگوی مطلوب به‌کارگرفته شده مشتمل بر خروجی‌های ملموس و مبتنی بر رفتارهای عاملان فعال در این بازار است.

فرایند تدوین این مقاله دارای ۸ مرحله است که از تعریف و تحدید مسئله، مطالعه منابع و پیشینه پژوهش، استفاده از منابع نظری، تعریف توصیفی مدل بر مبنای دیدگاه نظری، تبدیل مدل توصیفی به برنامه رایانه‌ای، اجرای مدل با تنظیمات پایه، ذخیره خروجی‌ها و تحلیل آماری آن و در نهایت اعتبارسنجی مدل تشکیل شده است. مراحل اجرایی این مقاله در شکل (۲) آمده است.



شکل ۲. مراحل اجرایی پژوهش

۴- روش پژوهش

۴-۱- مدل‌سازی عامل محور

مدل‌سازی عامل‌محور رویکردی نسبتاً جدید برای مدل‌سازی سامانه‌هایی است که از عوامل مستقل، ولی در تعامل با هم تشکیل شده‌اند. مدل‌سازی عامل‌محور یک پارادایم نسبتاً جدید است و از زمان پیدایش پایگاه‌های داده، یکی از مهم‌ترین پیشرفت‌ها در مدل‌سازی محسوب می‌شود. علوم مهندسی و علوم انسانی به‌صورت

مشترک برای توصیف، درک و مدیریت پدیده‌ها به دنبال مدل‌سازی دنیای واقعی هستند، با این تفاوت که علوم مهندسی پدیده‌های دنیای طبیعی و علوم مدیریت سامانه‌های انسانی را مدل‌سازی می‌کنند (اپستین و اکستل[1]، ۱۹۹۶).

این دست از مدل‌ها برای شبیه‌سازی کنش‌ها و تعاملات عامل‌های مختار (شامل افراد و نهادهای جمعی همچون سازمان‌ها یا گروه‌ها) و سنجش تأثیرات آنها بر سیستم به‌عنوان یک کل کاربرد دارد. علاوه بر این، مدل‌سازی عامل محور، امکان مدل‌سازی رفتار واقعی افراد را فراهم می‌آورد. حال آنکه، اَشکال سنتی مدل‌سازی براساس قواعد و اصول بهینه‌سازی رفتارها می‌باشد (نورث و مکال[2]، ۲۰۰۵).

برخی محققان هر نوعی از اجزای مستقل (مانند نرم‌افزار، مدل، افراد و ...) را به‌عنوان عامل در نظر می‌گیرند (بونابه[3]، ۲۰۰۲). سایر محققان معتقدند که رفتار یک عامل بایستی انطباقی باشد تا بتوان آن را یک عامل در نظر گرفت. در تعریف این گروه از محققان، عنوان عامل برای اجزایی در نظر گرفته می‌شود که می‌توانند از محیط خود یاد بگیرند و رفتار خود را در واکنش به آن تغییر دهند. برخی دانشمندان معتقد هستند که عامل‌ها بایستی هم شامل قوانین رفتاری اساسی باشند و یک سری قوانین سطح بالاتر را در بربگیرند تا که قوانین رفتاری اساسی را تغییر دهند (کستی[4]، ۱۹۹۷).

اوایل قرن بیستم یک محقق دیدگاهی از نظر علوم کامپیوتر ارائه داده است که خصوصیات اساسی رفتار مستقل (خودمختار) را نشان می‌دهد. او ابراز داشته است که ویژگی اصلی یک عامل، قابلیت آن در اتخاذ تصمیمات مستقل می‌باشد (جنینگز[5]، ۲۰۰۰). این امر نیازمند فعال بودن یک عامل است نه منفعل بودن آن. به‌طور کلی، عوامل دارای خصوصیات زیر هستند:

- یک عامل قابل تشخیص می‌باشد. یک عامل به‌صورت جداگانه دارای یک سری از خصوصیات و قوانین رفتاری است و شامل قابلیت‌های تصمیم‌گیری می‌باشد. عوامل بر خود متکی هستند.

1. Epstein & Axtell
2. North. & Macal
3. Bonabeau
4. Casti
5. Jennings

- یک عامل دارای بعد مکان است، در یک محیط زندگی می‌کند که با دیگر عوامل در تعامل است. عوامل برای واکنش با دیگران دارای پروتکل (آداب و رسوم) هستند؛ مثلاً برای برقراری ارتباط یا قابلیت واکنش به محیط روش خاص خود را دارند. عوامل می‌توانند صفات سایر عوامل را شناسایی کنند.

- هر عامل هدف- محور است، یعنی دارای اهدافی است که در راستای دست‌یابی به آنها حرکت می‌کند. این اهداف لزوماً به‌صورت بهینه تعریف نمی‌شوند.

- عامل خودمختار و خودمحور است. عامل می‌تواند به‌صورت مستقل در محیط خود و در تعامل با دیگر عوامل عمل کند.

- یک عامل انعطاف‌پذیر است؛ دارای قابلیت یادگیری و سازگارسازی رفتار خود براساس تجربیاتش می‌باشد. این امر نیازمند شکلی از حافظه است. همچنین، یک عامل قوانینی دارد که براساس آنها رفتار خود را اصلاح می‌کند. عوامل انواع مختلفی دارند، ناهمگن هستند و خصوصیات و قوانین رفتاریِ پویایی دارند (جنینگز، ۲۰۰۰).

از جمله مزیت‌های به‌کارگیری مدل عامل محور به موارد زیر می‌توان اشاره کرد:

۱- تغییر در روش مدل سازی؛

۲- امکان تهیه مدل‌های فرآیندی با مقیاس‌های دقیق‌تر؛

۳- امکان تهیه مدل‌های منعطف‌تر از نظر مشابهت‌ها با دنیای واقعی در مقایسه با مدل‌های تحلیل و مدل‌های سیستم دینامیک؛

۴- قابلیت استفاده از نظریه‌ها و دیدگاه‌های متنوع موجود در علوم انسانی و اجتماعی؛ و

۵- قابلیت تهیه مدل‌های فضایی که تعامل بین انسان و محیط را شبیه‌سازی می‌کنند (عسگری، ۱۳۹۰).

۴-۲- *قلمرو پژوهش*

قلمرو مکانی پژوهش

قلمرو مکانی این پژوهش منطقه شش کلان‌شهر اصفهان است.

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۳. محله‌های منطقه شش شهر اصفهان

همان‌طورکه در شکل ۳ نیز نشان داده شده است این منطقه دارای پانزده محله است. در این مطالعه دو محله‌ی نظامی و سه محله‌ی فیزیدان، ردان و دنارت به‌دلیل ساختار بسیار فرسوده و وجود فعالیت کشاورزی از قلمروی مکانی این پژوهش حذف شده‌اند.

قلمرو زمانی پژوهش

همان‌طورکه قبلا نیز بیان شد این پژوهش در پی آن است تا با بهره‌گیری از روش عامل‌محور یک مدل برای بازار اجاره منطقه شش شهر اصفهان ارائه دهد. این پژوهش تلاش می‌کند بتواند نرخ اجاره را برای ۵ سال آتی مورد پیش‌بینی قراردهد. در همین راستا این پیش‌بینی از سال ۱۳۹۷ به مدت پنج سال درنظر گرفته می‌شود. برای اجرا و تحلیل مدل عامل‌محور از نرم افزار AnyLogic استفاده می‌شود. نرم‌افزار AnyLogic هم دارای زبان مدل‌سازی به‌صورت گرافیکی است و هم می‌توان با استفاده از زبان Java مدل شبیه‌سازی را توسعه داد. در نرم‌افزار مورد استفاده هر صد دوره برابر با یک سال در نظر گرفته شده است.

۵- معرفی مدل

در این پژوهش از مدل‌سازی ترکیبی برای واکاوی بازار اجاره مسکن بهره گرفته شده است.

۵-۱- پارامترها و متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش

متغیرهای مورد استفاده در این شبیه‌سازی، نرخ اجاره مسکن، تعداد مسکن عرضه شده برای بازار اجاره، شاخص برخورداری محله، درآمد خانوار، تعداد خانه‌های اجاره‌ای اولیه در هر محله، سهم مسکن از درآمد و نرخ رشد جمعیت است. آمار و اطلاعات مربوط به نرخ اجاره مسکن، تعداد مسکن عرضه شده برای بازار اجاره، شاخص برخورداری، تعداد خانه‌های اجاره‌ای اولیه در هر محله، سهم مسکن از درآمد و نرخ رشد جمعیت از معاونت پژوهشی شهرداری مرکزی اصفهان و همچنین درآمد خانوار نیز از مرکز آمار ایران به‌دست آمده است. برای شاخص برخورداری هر محله و ویژگی‌های آن از یازده متغیر استفاده شده است که این متغیرها با به‌کارگیری روش تحلیل عاملی به شاخص برخورداری هر محله که عددی بین صفر تا یک می‌باشد، تبدیل شده است. این شاخص توسط معاونت پژوهشی شهرداری برای محله‌های منطقه شش شهر اصفهان محاسبه شده است. متغیرهای مورد استفاده برای استخراج شاخص برخورداری در هر محله بُعد خانوار، نوع شغل خانوارهای ساکن در هر محله، سطح تحصیلات خانوارهای ساکن در هر محله، بار تکفل، ریزدانگی بافت (مسکن با متراژ کمتر از ۵۰ متر مربع)، تعداد اتاق در اختیار خانوار، نوع مصالح به کار رفته در خانه‌های هر محله، نوع بافت (منظم یا نامنظم)، ارزش زمین، بهره‌مندی از آب لوله‌کشی، برق، تلفن ثابت و گاز و برخورداری از پارکینگ است. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش تحلیل عاملی در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. شاخص برخورداری محله‌های منطقه شش شهر اصفهان

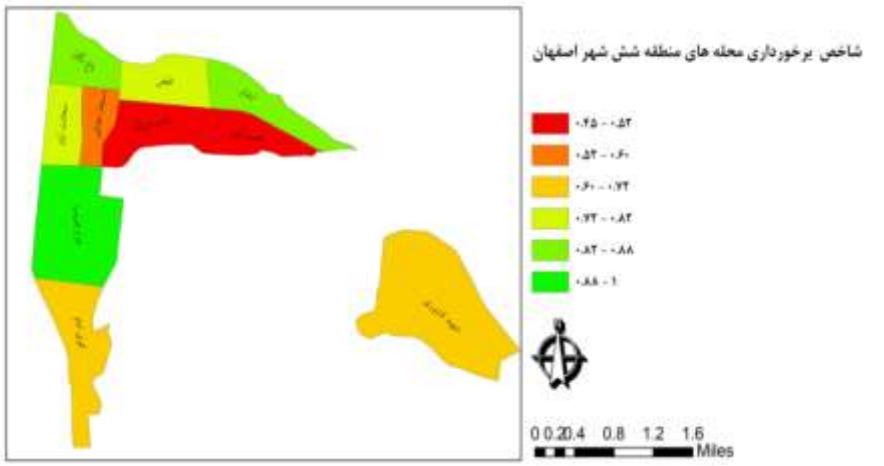
نام محله	شاخص برخورداری هر محله (از یک)
باغ نگار - آئینه‌خانه	۰/۸۸
فیض	۰/۸۲
آبشار	۰/۸۵
همت‌آباد	۰/۵۲
تخت‌فولاد	۰/۴۵
مسجدمصلی	۰/۶۰
سعادت‌آباد	۰/۷۹

هزارجریب	۰/۹۶
کوی‌امام	۰/۶۸
شهیدکشوری	۰/۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

همان‌طورکه مشاهده می‌شود محله هزارجریب با داشتن شاخص برخورداری برابر با ۰/۹۶ بیشترین برخورداری را در بین محلات این منطقه دارد. همچنین محله تخت‌فولاد نیز با شاخص برخورداری برابر با ۰/۴۵ کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است.

از لحاظ مکانی نیز توزیع شاخص برخورداری محله‌های منطقه شش شهر اصفهان در شکل ۴ نشان داده شده است.



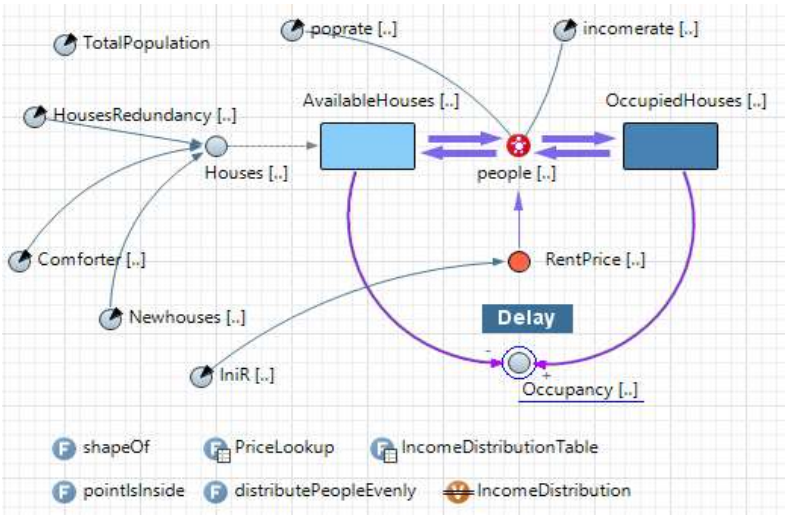
منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۴. توزیع مکانی شاخص برخورداری محله‌های منطقه شش شهر اصفهان

۵-۲- مدل پژوهش

مدل بازار اجاره مسکن در شکل ۵ ارائه شده است. همان‌طورکه قبلا نیز اشاره شد متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش نرخ اجاره اولیه، تعداد خانه‌های عرضه شده به بازار اجاره، شاخص برخورداری هر محله، درآمد خانوار در هر محله، خانه‌های موجود در بازار اجاره، جمعیت کل، نرخ رشد جمعیت است. در این مدل خانه‌های موجود در بازار اجاره عامل‌هایی هستند که تحت تأثیر شاخص راحتی، خانه‌های موجود و درصدی از خانه‌های ساخته شده می‌باشند. خانوارها نیز عامل‌هایی هستند که دارای ویژگی‌های

جمعیت و درآمد می‌باشند. در این مدل عامل خانوار در هر سال تصمیم می‌گیرد با توجه به خانه‌های موجود در بازار اجاره در کدام یک از محلات منطقه شش ساکن شود.

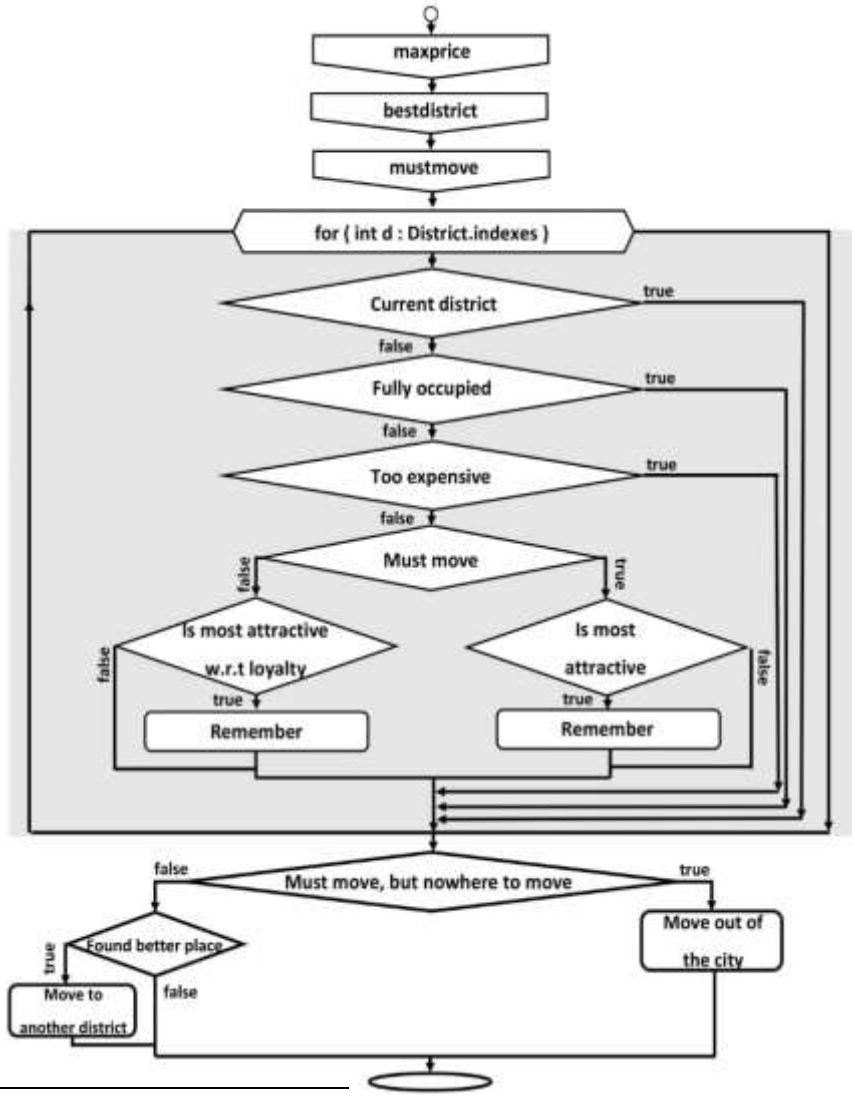


یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۵. مدل شبیه‌سازی بازار اجاره مسکن

همان‌گونه که قبلا نیز مطرح شد مدل‌های عامل‌محور ناهمگنی بین عوامل را در نظر می‌گیرد. این ناهمگنی در درآمد توسط تابع توزیع درآمد که یک تابع توزیع یکنواخت است در مدل به تصویر کشیده شده است. تابع توزیع درآمد مربوط به خانوارهای ساکن در هر محله است. پس از اجرای مدل، خانوارها با نرخ رشد داده شده شروع به رشد می‌کنند و با توجه به تابع توزیع درآمد به هر یک از آنها یک درآمد اختصاص می‌یابد که این مقدار در متغیر توزیع درآمد لحاظ می‌شود. خانوارها به‌صورت تصادفی با توجه به درآمد و نرخ اجاره اولیه در محله‌ها توزیع می‌شوند. متغیر تصرف نشاندهنده‌ی نسبت خانه‌های پر شده به کل خانه‌های موجود است که این متغیر همواره عددی بین صفر و یک است. هر خانوار پس از انتخاب مسکن در آن مستقر می‌شود و به متغیر تصرف محله‌ی جدید اضافه شده و از متغیر تصرف محله‌ای که قبلا خانوار در آن ساکن بوده است، کاسته خواهد شد.

عامل مورد نظر در این مدل شبیه‌سازی، خانوارها هستند که با توجه به درآمد، شاخص برخورداری هر محله و نرخ اجاره در هر محله به دنبال مسکن اجاره‌ای موجود هستند. هر عامل با توجه به موارد مذکور شروع به فرآیند جستجو و تصمیم‌گیری می‌کند. در نهایت تابع تعیین قیمت[1] براساس متغیر تصرف یک نرخ اجاره را برای هر محله محاسبه می‌نماید. ساختار تصمیم‌گیری هر عامل در مدل به شکل (۶) است.



1. Price Lookup

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۶. ساختار تصمیم‌گیری عامل برای سکونت در هر محله

۵-۳- ساختار تصمیم‌گیری عامل

هر عامل در مدل با توجه به درآمد، شاخص برخورداری و نرخ اجاره به دنبال یافتن بهترین مسکن است. فرآیند تصمیم‌گیری به شرح زیر می‌باشد:

۱- در گام اول برخی خصوصیات عامل مقدار دهی اولیه می‌شود. عامل حداکثر پولی[1] را که برای اجاره مسکن می‌پردازد، مشخص می‌کند. این مقدار از حاصل‌ضرب درآمد در سهم مسکن از درآمد خانوار[2] به‌دست می‌آید. برای اندازه‌گیری سهم مسکن از درآمد خانوار از یک تابع توزیع یکنواخت که بین مقادیر ۰/۳ تا ۰/۵ است، کمک گرفته شده است. این بازه با توجه به مطالعات اقتصادی انجام شده توسط معاونت پژوهشی شهرداری مرکزی اصفهان به‌دست آمده است (معاونت پژوهشی شهرداری اصفهان، ۱۳۹۶). در این گزارش سهم مسکن از درآمد برای محله‌های منطقه شش شهر اصفهان بین ۰/۳۳ تا ۰/۴۶ است. در توضیح گستردگی این بازه می‌توان گفت که با توجه به ناهمگن بودن درآمد اجاره‌کنندگان و اختلافات فرهنگی میان ساکنان بومی و مهاجران این منطقه، پراکندگی این سهم اجتناب‌ناپذیر است. فرض بر این است که عامل زمانی که در مدل وارد می‌شود در هیچ‌کدام از مناطق ساکن نیست، به همین دلیل در این مرحله مقداری که به بهترین محله[3] تعلق می‌گیرد برابر با ۱- است. در حقیقت این مقدار اولیه گویای آن است که عامل باید تمام مناطق را براساس این ساختار تصمیم‌گیری مورد ارزیابی قرار دهد تا بتواند به مسکن مناسب در محله‌ی مورد نظر دست یابد.

۲- قدم بعدی تصمیم‌گیری عامل[4] است. این مرحله بیان می‌کند که چه زمانی عامل جابه‌جایی محله را مدنظر قرار می‌دهد. این جابه‌جایی در صورتی انجام می‌شود که اجاره‌ی پرداختی برای مسکن موجود در محله فعلی از حداکثر مبلغی که حاضر است برای آن بپردازد بزرگ‌تر باشد. البته قابل ذکر است که در ابتدای مدل به‌دلیل آنکه عامل هنوز در مرحله‌ای ساکن نشده است (یا به عبارت دیگر مقدار مرحله

1. Max Price
2. Affordable Fraction
3. Best District
4. Must Move

(Best District) برابر با منفی یک است) عامل خود را ملزم به جستجو و ارزیابی سایر محله‌ها می‌داند و از این مرحله عبور می‌کند، اما هنگامی که تنها یک‌بار در محله‌ای ساکن شد، تنها در صورتی حاضر می‌شود محله مورد نظر خود را ترک کند که شرطی که ذکر شد برقرار شود.

۳- در صورتی که عامل قصد جابه‌جایی داشته باشد، وارد حلقه‌ی for خواهد شد که در این حلقه تمامی محله‌های مورد نظر (۱۰ محله) را مورد واکاوی قرار می‌دهد تا بتواند به بهترین محله‌ای که در آن می‌تواند ساکن شود دست یابد. حلقه از اولین محله آغاز می‌شود. Current district در این مرحله بیانگر آن است که آیا عامل در محله‌ی مورد بررسی ساکن است یا خیر. در صورتی که در محله موردنظر ساکن نباشد، عامل به دنبال آن است که آیا خانه‌های محله‌ی مورد بررسی کاملاً اشغال شده است (Fully occupied). اگر خانه‌هایی برای عامل وجود داشته باشد در گام بعدی (Too expensive)، عامل، مقدار اجاره‌ی آن منطقه را با حداکثر پولی که قادر است برای اجاره مسکن بپردازد مورد مقایسه قرار می‌دهد. اگر مقدار اجاره محله‌ی موردنظر کمتر از حداکثر اجاره‌ای باشد که عامل قادر به پرداخت آن است، عامل وارد مرحله تصمیم‌گیری (Must move) می‌شود. در صورتی که اجاره‌ی فعلی خانه در محله‌ای که در آن ساکن است بزرگ‌تر از حداکثر پولی باشد که قادر به پرداخت آن است، عامل، جابه‌جایی را مدنظر قرار می‌دهد. در اینجا (Is most attractive) عامل باید جذابیت محله‌ی مورد نظر را محاسبه و آن را با جذابیت محله‌ی قبلی که خود بهترین محله بوده است، مورد مقایسه قرار دهد و در صورتی که محله‌ی موردنظر جذابیت بزرگ‌تری نسبت به بهترین محله‌ی قبلی داشته باشد، آن را به خاطر بسپارد و به‌عنوان بهترین محله در ذهن خود لحاظ کند. در این مرحله عامل اطلاعات خود در مورد بهترین محله را به‌روزرسانی می‌کند. (Remember).

برای محاسبه‌ی جذابیت هر محله از رابطه‌ی جذابیت که در زیر آمده است، استفاده می‌شود:

(۶)

$$\text{Attractiveness} = \frac{((\text{max price} - \text{price})/\text{max price} * \text{weightPrice} + \text{comfort} * \text{weightComfort})}{2}$$

که در آن:

Max price: حداکثر پرداخت عامل بابت اجاره؛

Price: اجاره مسکن در محله‌ی مورد بررسی؛

Weight price: وزن قیمت اجاره در محاسبه‌ی جذابیت؛ و

Weight comfort: وزن برخورداری هر محله در محاسبه‌ی جذابیت است.

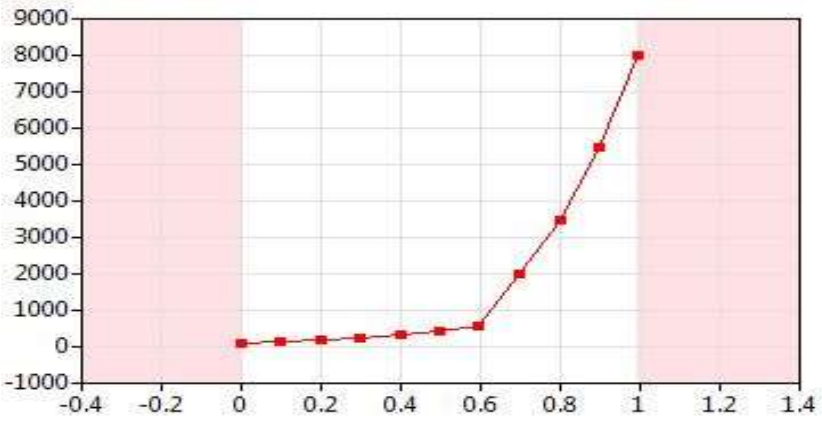
در اینجا وزن‌های نسبت داده شده به قیمت اجاره و برخورداری هر محله برابر با ۰/۵ در نظر گرفته شده است.

شاخه‌ی دیگری از مرحله‌ی (Must move)، مرحله‌ی (Is most attractive w.r.t. Loyalty) است. عامل در صورتی وارد این مرحله خواهد شد که مقدار پولی که قرار است صرف پرداخت اجاره در محله‌ی فعلی کند، از حداکثر پولی که حاضر است بپردازد، کمتر باشد. این مرحله در حقیقت بیان می‌کند که عامل هنوز هم در صورت برقرار نبودن شرط (Must move) نمی‌تواند نسبت به محله‌های دیگر بی‌تفاوت باشد. این عدم بی‌تفاوتی باید به شکل به خاطر سپردن محله‌ی موردنظر خود را نشان دهد. در این مرحله، عامل یک میزان وفاداری (دلبستگی) برای محله‌ای که اکنون در آن ساکن است در نظر می‌گیرد. این مرحله شامل دو شرط است که باید به‌طور همزمان برقرار باشند. شرط اول بیان می‌کند که باید جذابیت محله‌ی موردنظر از جذابیت محله‌ی فعلی به علاوه میزان وفاداری عامل به محله‌ی فعلی بزرگ‌تر باشد. شرط دوم آن است که اگر عامل محله‌ای را مورد ارزیابی قرار دهد، باید جذابیت آن محله از جذابیت بهترین محله‌ای که تاکنون پیدا کرده است بزرگ‌تر باشد. بنابراین در صورت برقرار نبودن شرط (Must move)، جهت عدم بی‌تفاوتی نسبت به محله‌های دیگر و به خاطرسپردن محله‌ی مورد بررسی باید شرط اول و شرط دوم برقرار باشد. در صورت برقرار نبودن دو شرط عامل از این مرحله عبور می‌کند و آن را نادیده می‌گیرد.

پس از ارزیابی و مقایسه‌ی تمام محله‌ها، عامل وارد گام بعدی (must move, but nowhere to move) می‌شود. در این مرحله اگر عامل مورد نظر نتواند از بین محله‌های مورد بررسی بهترین محله را انتخاب کند از آن منطقه خارج خواهد شد (Move out of the city). اما در صورتی که چنین اتفاقی رخ ندهد (Found better place) و عامل بتواند دستکم از بین محله‌های منطقه یک محله را انتخاب کند به آن محله منتقل خواهد شد (Move to another district)، در غیراین صورت باز هم عامل به خارج از منطقه موردنظر هدایت می‌شود.

۶- اجرای مدل

در این قسمت با توجه به آمار و اطلاعات، مدل تعبیه شده و همچنین چگونگی تصمیم‌گیری عامل به اجرای مدل و تحلیل خروجی‌های حاصل از آن پرداخته می‌شود. همان‌طورکه در ابتدا نیز توضیح داده شد، عامل، با توجه به درآمد، اجاره‌خانه در هر محله و همچنین میزان جذابیت در هر مرحله شروع به فرآیند تصمیم‌گیری و انتخاب مسکن موجود می‌کند. در این پژوهش به‌منظور تعیین نرخ اجاره از تابع تعیین قیمت کمک گرفته شده است. این تابع براساس داده‌های مربوط به منطقه شش از زوج مرتب‌هایِ متغیر تصرف و نرخ اجاره تشکیل شده است. متغیر تصرف همواره عددی بین صفر و یک است که متناسب با هر عددی در این بازه برای متغیر تصرف، تابع تعیین قیمت نرخ اجاره‌ی متناسب با این متغیر را مشخص می‌کند. تابع تعیین قیمت مشخص‌کننده تغییرات قیمت براساس حجم ساکنان در آن محله است که هر چه حجم ساکنان افزایش یابد، نرخ اجاره این محله نسبت به محله‌های دیگر افزایش می‌یابد. در حقیقت قیمت‌های نسبی مدنظر قرار داده شده و تغییرات قیمت براساس تفاوت میان عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. بنابراین عواملی نظیر تورم که قیمت محله‌ها را به یک میزان افزایش می‌دهد در تصمیم‌گیری‌ها نقشی نخواهد داشت. شکل (۷)، نمودار مربوط به تابع تعیین قیمت را نشان می‌دهد.

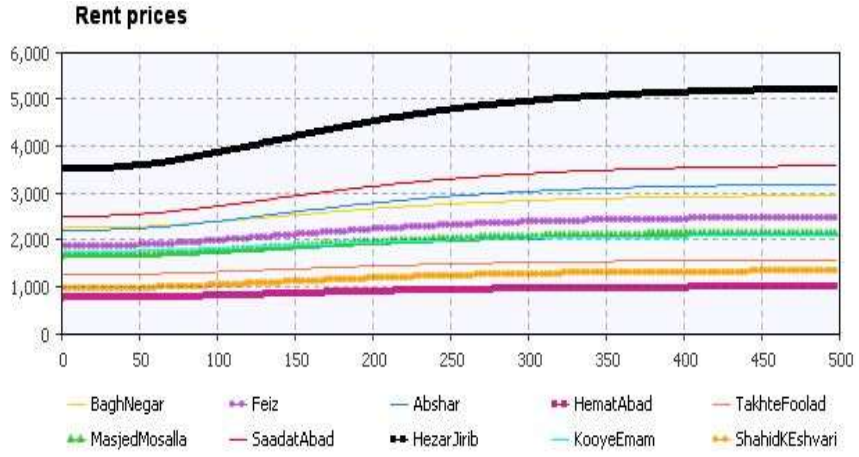


منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۷. نمودار تابع تعیین قیمت

به‌منظور بررسی تأثیر پارامترهای مدل بر روی نرخ اجاره، مقادیر مختلفی به این پارامترها نسبت داده شده و سپس شبیه‌سازی در مدت مشخص اجرا شده است.

داده‌های جمع آوری شده برای شبیه‌سازی بازار اجاره مسکن تا پایان سال ۱۳۹۶ است و این مدل در پی آن است تا بتواند روند قیمت اجاره مسکن را تا پنج سال آینده پیش‌بینی کند. با توجه به اینکه روند پیش‌بینی و اجرای مدل برای پنج سال زمان‌بر است، در نرم‌افزار انی‌لاجیک هر سال برابر با ۱۰۰ واحد در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل و روند نرخ اجاره در شکل ۸ مشاهده می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۸. پیش بینی روند نرخ اجاره مسکن محله‌های منطقه شش شهر اصفهان

شکل (۸)، روند پیش‌بینی نرخ اجاره در محله‌های منطقه شش شهر اصفهان را نشان می‌دهد. در این نمودار محور افقی نشان‌دهنده‌ی زمان (سال) و محور عمودی نشان‌دهنده‌ی نرخ اجاره بر حسب ده هزار ریال است. براساس شکل (۸) محله‌ی هزارجریب دارای بالاترین نرخ رشد اجاره در بین محله‌ها می‌باشد. همچنین محله‌های فیض، مسجد مصلی و کوی امام، دارای نرخ اجاره نزدیک به هم هستند. در انتها نیز محله‌های تخت‌فولاد، شهید کشوری و همت آباد قرار گرفته‌اند. بر طبق این شبیه‌سازی محله‌ی هزارجریب با فاصله‌ی بسیار زیاد، دارای بالاترین و همت‌آباد دارای پایین‌ترین نرخ اجاره می‌باشد. پس از محله هزارجریب، محله‌ی سعادت‌آباد قرار گرفته است که این محله نیز به‌دلیل مجاورت جغرافیایی با محله‌ی هزارجریب و همچنین به‌دلیل شاخص

برخورداری بالایی که از آن خود کرده است، نرخ اجاره‌ی بزرگی خواهد داشت. سه محله‌ی تخت‌فولاد، شهیدکشوری و همت‌آباد به‌دلیل شاخص برخورداری پایین نسبت به دیگر محله‌ها دارای نرخ اجاره پایین و نزدیک به هم می‌باشند.

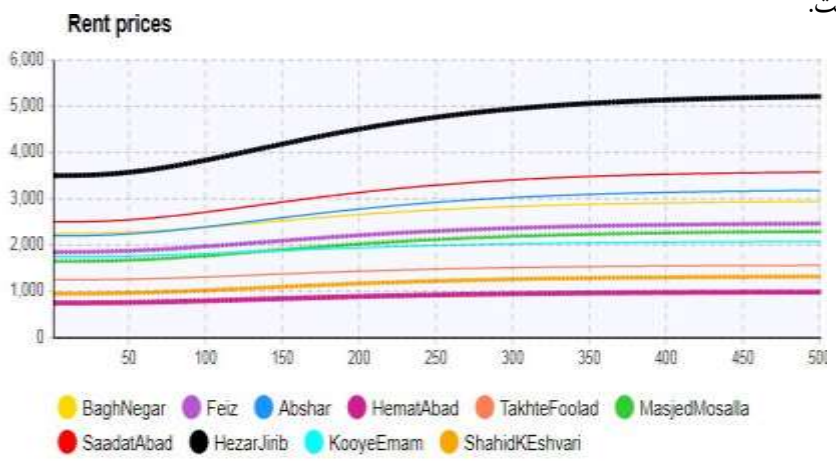
در ابتدای شبیه‌سازی نرخ اجاره برای محله‌ی هزارجریب مقداری برابر با سی و پنج میلیون ریال است که این مقدار در پایان شبیه‌سازی به بیش از پنجاه میلیون ریال می‌رسد. پس از محله هزارجریب به ترتیب محله‌های سعادت‌آباد، آبشار، باغ نگار، فیض، مسجدمصلی، کوی‌امام، تخت فولاد، شهید کشوری و همت آباد قرار می‌گیرد. محله‌ی سعادت آباد در ابتدا نرخ اجاره‌ای برابر با بیست و پنج میلیون ریال دارد که این مقدار پس از پنج سال به سی و هشت میلیون ریال خواهد رسید. محله‌ی آبشار نیز به‌عنوان سومین محله از نظر بالا بودن نرخ اجاره با اجاره اولیه‌ای نزدیک به بیست و دو میلیون ریال پس از پنج سال به نرخ اجاره‌ای نزدیک به سی و یک میلیون ریال می‌رسد. باغ نگار به‌عنوان محله‌ی چهارم از نرخ اجاره‌ی بیست و دو میلیون ریال به نرخ اجاره‌ای نزدیک به سی میلیون ریال افزایش می‌یابد. نرخ اجاره محله فیض به‌عنوان پنجمین محله مقداری برابر با نوزده میلیون ریال دارد که این مقدار پس از پایان شبیه‌سازی به مقداری نزدیک به بیست و پنج میلیون ریال افزایش خواهد یافت. دو محله‌ی مسجد مصلی و کوی‌امام از نرخ‌های اجاره‌ای نزدیک به هفده میلیون ریال به نرخ‌های اجاره‌ای نزدیک به بیست و یک میلیون ریال افزایش خواهند داشت. سه محله آخر که شامل تخت‌فولاد، شهیدکشوری و همت‌آباد می‌باشند، در ابتدا با نرخ‌های اجاره نزدیک به هم قرار گرفته‌اند که پس از شبیه‌سازی نیز این نزدیک بودن نرخ‌های اجاره همچنان حفظ شده است.

از منظر تقاضا می‌توان استدلال کرد که افزایش قیمت نرخ اجاره به‌دلیل افزایش تقاضا برای این محله که ناشی از سطح بالای شاخص برخورداری محله‌ی هزارجریب - دسترسی به مراکز آموزشی، خرید، رفاهی و همچنین امنیت بالا است، می‌باشد. از دیدگاه عرضه نیز این افزایش قیمت ناشی از پایین بودن عرضه‌ی واحدهای مسکونی برای بازار اجاره است، چرا که از نظر سازندگان مسکن، ساخت‌وساز در این محله در صورتی صرفه‌ی اقتصادی دارد که واحدهای نوساز به بازار خرید و فروش عرضه شود و عرضه‌ی این دست از واحدها به بازار اجاره هیچ‌گونه صرفه‌ی اقتصادی دربرنخواهد داشت. این امر سبب شده است که متغیر تصرف برای محله هزار جریب عددی نزدیک

به یک را اختیار کند و به همین دلیل نرخ اجاره این محله نسبت به محله‌های دیگر مقدار بزرگی را به خود اختصاص داده است.

۶-۱- اعتبارسنجی نتایج

در این قسمت از پژوهش، محله‌های منطقه شش شهر اصفهان براساس معیار شاخص برخورداری در سه گروه قرار می‌گیرند. گروه اول شامل محله‌های باغ‌نگار، فیض، آبشار، سعادت‌آباد و هزارجریب است. گروه دوم محله‌های کوی‌امام و شهیدکشوری را شامل می‌شود و در نهایت محله‌های همت‌آباد، تخت‌فولاد و مسجدمصلی در گروه سوم قرار می‌گیرند. به‌دلیل اختلاف زیاد در نرخ اجاره‌ی گروه اول و سوم، شاخص برخورداری یکی از محله‌های گروه سوم که از لحاظ جغرافیایی به محله‌ی هزارجریب نزدیک است افزایش داده شده است تا تأثیر آن بر تصمیم‌گیری عامل، متغیر تصرف و در نهایت نرخ اجاره مورد واکاوی قرار گیرد. در همین راستا شاخص برخورداری محله‌ی مسجدمصلی از ۰/۶ به ۰/۷ افزایش یافته است. نتایج حاصل از این تغییر در شاخص برخورداری نشان می‌دهدکه نرخ اجاره در محله‌ی کوی‌امام کاهش یافته و به نوبه‌ی خود این بدان معنی است که از نرخ تصرف در محله‌ی کوی‌امام کاسته شده است. با توجه به اینکه محله‌های مسجدمصلی و کوی‌امام از لحاظ شاخص برخورداری نزدیک به هم هستند این تغییرات در شاخص برخورداری تنها بر روی محله‌ی کوی‌امام اثرگذار بوده است. همچنین عدم تأثیرپذیری محله‌ی هزارجریب و نیز سایر محله‌ها، ناشی از وفاداری هر خانوار نسبت به محله‌ی ساکن در آن است. می‌توان این‌گونه استدلال کرد که اختلافات نسبتا زیاد در شاخص برخورداری محله‌های منطقه شش سبب شده است که تغییر در شاخص برخورداری هر محله تأثیر چندانی بر متغیر تصرف و در نهایت نرخ اجاره‌ی هر محله نداشته باشد. نتیجه‌ی حاصل از این تغییر در شاخص برخورداری در شکل (۹) آمده است.



منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۸

شکل ۹. تغییر در شاخص برخورداری محله‌ی مسجدمصلی

۷- نتیجه‌گیری

به هنگام بررسی و اظهارنظر در زمینه‌ی بازار مسکن، توجهات به‌طورعمده معطوف به شرایط بازار خرید و فروش و قیمت‌های آن است، اما به نظر می‌رسد در مقام مقایسه، بازار اجاره از مسایل و مشکلات بیشتری آسیب می‌بیند. این مسئله از آن جهت بیشتر حائز اهمیت است که چنان که مطرح شد بیشتر متقاضیان بازار اجاره (مستأجران) را دهک‌های پایین درآمدی و فاقدان مسکن ملکی تشکیل می‌دهند. به نظر می‌رسد این تفاوت تا حد زیادی در تحلیل‌های جاری در خصوص بازار مسکن مورد بی‌توجهی قرار گرفته است. در این پژوهش کوشش شده است تا با تبیین ماهیت و چگونگی عملکرد این بازار، تحلیلی از شرایط بازار اجاره و چالش‌های پیش روی آن در منطقه شش شهر اصفهان ارائه شود.

روش به‌کار گرفته شده در این پژوهش، روش عامل محور است. به‌دلیل مدل‌سازی عامل‌محور، محقق می‌تواند به‌روشنی فرآیندهای تصمیم‌گیری شبیه‌سازی‌شده‌ی عامل‌ها را در سطح خرد توصیف کند. همچنین این روش می‌تواند ناهمگنیِ عوامل را درنظر بگیرد و می‌توان به پیش‌بینی‌های آن اتکا کرد.

در مدل این پژوهش خانوارها تنها عوامل موجود هستند که با توجه به درآمد، قیمت اجاره مسکن در هر محله و محاسبه‌ی شاخص جذابیت به دنبال یافتن بهترین محله برای سکونت هستند. به‌منظور دسترسی به بهترین محله ساختار تصمیم‌گیری برای هر خانوار در نظر گرفته شده است.

براساس نتایج حاصل از این پژوهش، محله‌ی هزارجریب دارای بالاترین نرخ رشد در اجاره در بین محله‌هاست، به‌گونه‌ای که نرخ اجاره برای این محله از مبلغ سی و پنج میلیون ریال در آغاز شبیه‌سازی به مبلغ پنجاه میلیون ریال در پایان شبیه‌سازی خواهد رسید. پس از آن محله‌ی سعادت‌آباد مرتبه دوم را از لحاظ قیمت اجاره به خود اختصاص داده است. نرخ اجاره برای این محله از بیست و پنج میلیون ریال به مقداری

برابر با سی و هشت میلیون ریال در پایان شبیه‌سازی خواهد رسید. محله‌ی آبشار به‌عنوان محله‌ی بعدی با نرخ اجاره‌ی اولیه‌ای نزدیک به بیست و دو میلیون ریال پس از پنج سال به نرخ اجاره‌ای نزدیک به سی و یک میلیون ریال می‌رسد. محله‌های باغ‌نگار و فیض پس از پایان شبیه‌سازی به‌عنوان چهارمین و پنجمین محلات به ترتیب دارای نرخ اجاره‌ای برابر با سی میلیون و بیست و پنج میلیون ریال خواهند داشت. نرخ اجاره دو محله‌ی مسجدمصلی و کوی‌امام پس از پنج سال نزدیک به هم و برابر با هفده میلیون ریال خواهد بود. محله‌های تخت‌فولاد، شهیدکشوری و همت‌آباد سه محله‌ی آخر را شامل می‌شود که در طول دوره‌ی شبیه‌سازی دارای نرخ رشد کم بوده و نزدیک به هم قرار گرفته‌اند.

از دیدگاه تقاضا افزایش قیمت نرخ اجاره در محله‌ی هزارجریب را می‌توان ناشی از دسترسی به سطح بالای شاخص برخورداری این محله دانست. از دیدگاه عرضه نیز این افزایش قیمت ناشی از پایین بودن عرضه‌ی واحدهای مسکونی برای بازار اجاره است.

همچنین جهت اعتبارسنجی نتایج محله‌های منطقه شش شهر اصفهان به سه دسته تقسیم شده‌اند. محله‌های باغ‌نگار، فیض، آبشار، سعادت‌آباد و هزارجریب در دسته‌ی اول، کوی‌امام و شهیدکشوری در دسته‌ی دوم و در آخر محله‌های همت‌آباد، تخت‌فولاد و مسجدمصلی در دسته‌ی آخر قرار گرفته‌اند. از آنجایی که اختلاف زیاد در نرخ اجاره دسته‌ی اول و سوم وجود دارد، شاخص برخورداری یکی از محله‌های دسته سوم که از لحاظ مکانی به محله‌ی هزارجریب همجوار است را افزایش داده تا تأثیر آن بر تصمیم‌گیری عامل، متغیر تصرف و در نهایت نرخ اجاره مورد بررسی قرار گیرد. برای انجام این مهم شاخص برخورداری محله‌ی مصلی به‌عنوان محله‌ی همجوار با محله‌ی هزارجریب از مقدار ۰/۶ به ۰/۷ افزایش یافته است. نتایج حاصل از این افزایش نشان می‌دهد که نرخ اجاره در محله‌ی کوی امام که از نظر برخورداری به محله‌ی مسجد مصلی نزدیک است، کاهش یافته و نرخ اجاره در محله‌ی هزارجریب و همچنین سایر محلات منطقه شش تغییر نکرده است. این عدم تأثیرپذیری را می‌توان ناشی از وفاداری هر خانوار نسبت به محله‌ی ساکن در آن دانست. به‌عبارت دیگر اختلافات بزرگ در شاخص برخورداری محله‌های منطقه شش سبب شده است که تغییر در شاخص برخورداری هر محله اثرگذاری چندانی بر متغیر تصرف و در نهایت نرخ اجاره نداشته باشد.

منابع

۱. ایزدخواستی، حجت، عرب‌مازار، عباس و احمدی، خلیل (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت. *فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال هشتم، ۲۹، ۷۱-۴۱.

۲. خیابانی، ناصر و پورجابری، شقایق (۱۳۹۶). رونق و رکود قیمت‌های مسکن در ایران: رویکرد جابه‌جایی مارکف- خودرگرسیون برداری. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال بیست و دوم، ۱، ۳۲-۳.

۳. عسگری، علی (۱۳۹۰). *مروری بر مدل‌سازی عامل محور و کاربردهای آن در شهرسازی*، تورنتو، دانشگاه یورک.

۴. قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه اقتصاد شهری*، سال اول، ۱، ۷۵-۵۵.

۵. معاونت پژوهشی شهرداری مرکزی اصفهان (۱۳۹۶). بررسی اثرات قانون هدفمند کردن یارانه‌ها بر هزینه و درآمد خانوار شهری. اصفهان: شهرداری اصفهان.

۶. نصراصفهانی، رضا صفاری، بابک و لطیفی، محمد رضا (۱۳۹۵). تحلیل عوامل مؤثر اقتصادی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه‌ی موردی شهر تهران). *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۲، ۱، ۱۸۶- ۱۶۳.

7. Andrews, D., Sánchez, A., & Johansson, A. (2011). Housing markets and structural policies in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers 836*, Paris, France.
8. Arce, ÓJ., & Salido, D. (2011). Housing bubbles, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 212–241.
9. Axtell, R., Farmer, D., Geanakoplos, J., Howitt, P., Carrella, E., Conlee, B., Goldstein, J., Hendrey, M., Kalikman, P., Masad, D., Palmer, N., & Yang, C. (2014). An Agent-Based Model of the Housing Market Bubble in Metropolitan Washington, D.C., *Deutsche Bundesbank's Spring Conference on Housing markets and the macroeconomy.*
10. Barceló, C. (2006). *Housing tenure and labour mobility: a comparison across European countries*. Banco de Espana Documentos de Trabajo 0603. Madrid: Spain.
11. Blanchflower, DG., & Oswald, AJ. (2013). Does high home ownership impair the labor market?, *National Bureau of Economic Research Working Paper 19079*, Cambridge MA, United States.
12. Bonabeau, E. (2002). Agent-based modeling: Methods and techniques for simulating human systems. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99(3), 7280-7287.
13. Brueckner, J. (2011). *Lectures on Urban Economics*, USA, MIT Press.

14. Carstensen, Christian. (2015). *An agent-based model of the housing market*, Master Thesis, The University of Copenhagen.
15. Casti, J. (1997). *Would-be worlds: how simulation is changing the world of science*. USA: Wiley.
16. Cokayne, G. (2019). *Macroprudential policy; Housing finance; Firms and households*. Working Paper, No. 138.
17. Crowe, C., Dell'Ariccia, G., Igan, D., & Rabanal, P. (2013). How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences, *J Finance Stab*, 9(3), 300–319.
18. Cuerpo, C., Kalantaryan, S., & Pontuch, P. (2014). Rental market regulation in the European Union. *European Economy, Directorate General Economic and Financial Affairs Economic Papers 515*, European Commission, Brussels, Belgium.
19. Czerniak, A., & Rubaszek, M. (2017). The Size of the Rental Market and Housing Market Fluctuations, *Open Economies Review*, 29(2), 261-281.
20. Epstein, J., & Axtell, R. (1996). *Growing Artificial Societies*. USA: MIT Press.
21. Fan, Y., Yang, Z., & Yavas, A. (2019). Understanding real estate price dynamics: The case of housing prices in five major cities of China, Journal of Housing Economics, 43, 37-55.
22. Garcia, E., & Grossman, V. (2020). Explosive dynamics in house prices? An exploration of financial market spillovers in housing markets around the world, *Journal of International Money and Finance*, 101, 102103.
23. Ge, J. (2017). Endogenous rise and collapse of housing price: An agent-based model of the housing market, *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 182-198.
24. Ge, J. (2014). Who Creates Housing Bubbles? An Agent-Based Study. In: Alam S., Parunak H. *(eds) Multi-Agent-Based Simulation XIV*. MABS 2013.
25. He, Y., & Xia, F. (2019). Heterogeneous traders, house prices and healthy urban housing market: A DSGE model based on behavioral economics, *Habitat International*, https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2019.102085
26. He, Z., Dong, J., & Yu, L. (2018). An agent-based model for investigating the impact of distorted supply–demand information on China's resale housing market, *Journal of Computational Science*, 25, 1-15.
27. IMF. (2009). *Spain: selected issues*. International Monetary Fund. Washington DC: United States.
28. Jennings, N.R. (2000). On agent-based software engineering. *Artificial intelligence*, 117(2), 277-296.
29. Karpestam, P., & Johansson, S. (2019). Interest-only-mortgages and housing market fluctuations in Denmark, Journal of Housing Economics, 46, 101627.

30. Killins, R., Egly, P., & Escobari, D. (2017). The impact of oil shocks on the housing market: Evidence from Canada and U.S, *Journal of Economics and Business*, 93, 15-28.
31. Kofner, S. (2014). The German housing system: Fundamentally resilient?, *Housing Built Environment*, 29(2), 255–275
32. Leamer, E. (2007). Housing is the business cycle. *National Bureau of Economic Research Working Paper 13428*, Cambridge MA, United States.
33. Liu, C., Zheng, Y., Zhao, Q., & Wang, C. (2020). Financial stability and real estate price fluctuation in China, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 540, 122980.
34. Liu, F., Ren, H., & Liu, C. (2019). Housing price fluctuations and financial risk transmission: a spatial economic model, Journal of Applied Economics, 51(53), 5767-5780.
35. Lyons, R. (2018). Credit conditions and the housing price ratio: Evidence from Ireland's boom and bust, *Journal of Housing Economics*, 42, 84-96.
36. Marini, M., Chokani, N., & Abhari, R. (2019). Immigration and future housing needs in Switzerland: Agent-based modelling of agglomeration Lausanne, *Computers, Environment and Urban Systems*, 78.
37. Nneji, O., Brooks, C., & Ward, W. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes, *Economic Modelling*, 32, 172-178.
38. North, M.J., & Macal, C.M. (2005). *Escaping the accidents of history: an overview of artificial life modeling with Repast, Artificial life models in software*. London: Springer.
39. Su, C., Yin, X., Tao, R., Lobonţ, O., & Moldovan, N. (2018). Are there significant linkages between two series of housing prices, money supply and short-term international capital? Evidence from China, *Digital Signal Processing*, 83, 148-156.
40. Sun, X., & Tsang, K. (2019). Large price movements in housing markets, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 163, 1-23.
41. Tupenaite, L., Kanapeckiene, L., & Naimaviciene, J. (2017). Determinants of Housing Market Fluctuations: Case Study of Lithuania, *Procedia Engineering*, 172, 1169-1175.
42. Ustvedt, Sarah. (2016). An Agent-Based Model of a Metropolitan Housing Market, Master Thesis, Norwegian University of Science and Technology.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۱۸۶-۱۶۷

مدل رقابت بنگاه‌ها در بازار انحصار دوجانبه مبتنی بر بازی دیفرانسیلی و با ملاحظه تأخیرهای زمانی در متغیرهای کنترل

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.7.8

کیان نجف‌زاده[۱]، علی محقر[*۲]، غلامرضا رکنی لموکی[۳]
۱. دانشجوی دکتری مدیریت دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، kian.najafzadeh@ut.ac.ir
۲. استاد دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، amohaghar@ut.ac.ir
۳. دانشیار دانشکده ریاضی، آمار و کامپیوتر، دانشگاه تهران، rokni@ut.ac.ir
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

در یک بازار انحصار دویا چندجانبه، بنگاه‌ها در یک تعامل استراتژیک، رفتار تولیدی خود را به‌منظور تصاحب سهم بازار بیشتر و در راستای رقابت با همدیگر، با استفاده از سیاست‌های مختلفی تنظیم می‌کنند. تغییر در متغیرهای حالت یک تولیدکننده، با تأخیری پس از اعمال سیاست‌های کنترلی محقق می‌شود. برای بازنمایی این رفتار رقابتی از نظریه بازی‌های دیفرانسیلی بدون ملاحظه تأخیر زمانی در متغیرهای کنترل و با ملاحظه تأخیرهای زمانی در آنها استفاده شده است. در این مقاله با حل دو مدل، تأثیر شرایط مختلف تأخیر زمانی در مورد یکی از متغیرهای حالت (کیفیت) و متغیر کنترل مربوطه (سرمایه‌گذاری در ارتقای کیفیت) بررسی شده است. براساس نتایج به‌دست آمده مشخص شده است که تأخیر، پدیده نامناسبی برای بنگاه‌ها در فرآیند رقابت بین آنهاست و بنگاه‌ها باید آن رفتار تعادلی را که از حل مدل بازی دیفرانسیلی متناسب با چگونگی تأخیری که دارند استخراج می‌شود، از خود نشان دهند. در مورد متغیر حالت کیفیت، با افزایش تأخیرزمانی هر بنگاه، سطح کیفیت پایین‌تری نسبت به شرایط بدون تأخیر حاصل می‌شود. تفسیرهای مشابه در خصوص متغیرهای حالت هزینه متوسط تولید و سهم مصرف‌کنندگان مطلع بنگاه‌ها و نیز در ارتباط با متغیرهای کنترل مربوط به آنها را به‌طریق مشابه می‌توان داشت.

طبقه‌بندی JEL: C6، C7، D43، L13، M3، O3

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی، رفتار رقابتی، بازار انحصار دو جانبه، بازی دیفرانسیلی، تأخیر زمانی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۲۳۸۴۸۲۵۶

۱- مقدمه

در یک بازار انحصار دو یا چندجانبه، بنگاه‌ها رفتار تولیدی خود را به‌منظور تصاحب سهم بازار بیشترو در راستای رقابت با همدیگر با استفاده از سیاست‌های قیمت‌گذاری، بازاریابی، تحقیق و توسعه و ارتقای کیفیت تنظیم می‌کنند. بنگاه‌ها در عرصه بازار و در مقابل رفتار مصرف کننده، رفتار تولیدی خود را براساس تقاضای بازار از کالای تولیدیشان تنظیم می‌کنند. طبیعتاً هر بنگاه برای حفظ و افزایش درآمد خود نیاز به حفظ سهم خود در بازار (در درجه اول) و افزایش و توسعه سهم بازار خود (در درجه دوم) دارد. رفتار هر یک از بنگاه‌ها بر رفتار بنگاه یا بنگاه‌های دیگر تأثیرگذار است، لذا رقابت بین شرکت‌ها در بازار انحصاردو یا چند جانبه، ذاتاً یک موقعیت تعامل استراتژیک می‌باشد. مدل‌های مورد استفاده در سمت تولید کننده مدل‌های مربوط به رقابت تولیدکنندگان از طریق ابزارهای تغییر قیمت، صرف هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه (کاهش هزینه تولید و ارتقای کیفیت) می‌باشد که معمولاً در ادبیات مرتبط از طریق مدل‌سازی بر مبنای بازی‌های دیفرانسیلی به آن پرداخته شده است. مدل‌های مختلفی برای بازنمایی این پدیده توسط محققان دیگر ارائه شده است. اما در مدل‌های مزبور ساده سازی‌هایی صورت گرفته و به‌طور عمده از مدل‌های خطی استفاده شده است. به‌طور حتم مدل‌های خطی از سادگی در فهم و همچنین از سهولت در حل تحلیلی و حل کامپیوتری برخوردارند، ولی بخشی از اطلاعات سیستم به‌واسطه ساده‌سازی‌ها از دست می‌رود. چه چیزی برای مدل‌سازی باید انتخاب شود و چه چیزی موجب دسترسی به یک مدل مفهومی خوب می‌شود. مدل باید معتبر، قابل باور و به‌واقعیت نزدیک، امکان‌پذیر و مفید باشد. مدل‌های ساده‌تر بهترند، چون سریع‌تر ساخته می‌شوند، منعطف‌ترند، نیاز به داده کم‌تر دارند، سریع‌تر اجرا می‌شوند و نتایج آن به‌دلیل فهم بهتر، راحت‌تر تفسیر می‌شوند. بنابراین، در زمان‌هایی که مجبور هستیم به یک مدل پیچیده روی می‌آوریم. با افزایش درجه پیچیدگی، دقت مدل افزایش می‌یابد، ولی هیچ وقت به دقت کامل نمی‌رسند. با بالا رفتن سطح پیچیدگی از یک حد بیشتر، دوباره سطح دقت کاهش می‌یابد و دلیل این امر آن است که ما دسترسی به دانش و داده برای اینکه از عهده این پیچیدگی برآییم، نداریم و شروع به در نظر گرفتن فرضیاتی می‌کنیم که درست نیستند (رابینسون[1]، ۲۰۱۳). یکی از جنبه‌های مهم یک

1. Robinsom

مدل خودگرد[1] بودن و ناخودگرد[2] بودن آن است. مدل خودگرد بر مبنای بازی دیفرانسیلی با توابعی مستقل از زمان ساخته می‌شود؛ در حالی‌که مدل‌های ناخودگرد با توابعی وابسته به زمان ساخته می‌شوند. جنبه سوم از پیچیدگی‌های قابل درنظر گرفتن در مدل‌های بازی‌های دیفرانسیلی، افزودن تأخیر است. البته حل و تحلیل چنین مدل‌هایی به‌طور عمده پیچیده و دشوار می‌باشد. در نظر گرفتن هرکدام از این پیچیدگی‌ها به طبیعت و ساختار مسئله اولیه طرح شده بستگی دارد، بنابراین اگر در صورت مسئله هر یک از مفاهیم غیرخطی بودن، ناخودگردبودن و یا تأخیر داشتن وجود داشته باشند؛ باید در مدل در نظر گرفته شوند. این بدان معناست که حضور این پیچیدگی‌ها در مدل لزوماً از اختیارات مدل‌ساز نیست، بلکه بیشتر از الزامات صورت مسئله می‌باشد.

در این تحقیق، در بازنمایی رفتار رقابتی بنگاه‌ها در بازار انحصار دو جانبه به یکی از مدل‌های فراتر از مدل‌های خطی ساده پرداخته شده است. مدل مورد نظر در این مقاله، مدلی است خطی و خودگرد که در آن تأخیر زمانی برای برخی از متغیرهای کنترل بنگاه‌ها در نظر گرفته شده است. در این مقاله، مدلی برای رقابت دو تولید کننده در بازار انحصار دو جانبه در قالب یک بازی دیفرانسیلی (بازی‌های دینامیکی که در طول زمان $[0, T]$ به‌وقوع می‌پیوندند و بازیکنان استراتژی‌های خود را در زمان t، براساس اطلاعات به‌دست آمده از بازی‌هایی که تا لحظه t انجام داده‌اند به‌دست می‌آورند) ارائه شده، که در قیود آن، تأخیر روی متغیرهای کنترل سرمایه‌گذاری روی R&D برای کاهش هزینه تولید، سرمایه‌گذاری در تحقیق و نوآوری برای ارتقای کیفیت و سرمایه‌گذاری در بازاریابی برای دو بازیکن دیده شده است. با حل این مدل، رفتار دینامیکی سیستم در ارتباط با یکی از موارد تأخیر ذکر شده و برای مقادیر کوچک و بزرگ آن، مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- مبنای نظری و ادبیات تحقیق

با استناد به نگاه پارادایمی به بازارها (اردلان[3]، ۲۰۰۷)، هر پارادایمی، یک استراتژی تحقیق را پشتیبانی می‌کند که تحقیق حاضر نیز بر پارادایم کارکردگرا یا نقش باور[4]

1. Autonomous
2. Nonautonomous
3. Ardalan
4. Functionalist

استوار است. در پارادایم مذکور فرض براین است که که جامعه یک موجودیت ملموس و ویژه داشته و از نظم مشخصی پیروی می‌کند. مدل‌های رفتاری بنگاه‌ها و ساختار بازارها موضوعاتی هستند که براساس نظریه بنگاه با ملاحظات پیچیدگی‌های دنیای واقعی و در حوزه سازمان صنعتی مطالعه می‌شوند، برای جزئیات بیشتر می‌توان به (شای[۱]، ۱۹۹۵) مراجعه کرد.

مدل ریاضی برای مطالعه و پاسخ به سوالات مربوط به سیاست‌های کسب و کار، نظریه بازی‌های دیفرانسیلی است که توسط (آیساک[۲]، ۱۹۷۵) برای بازی‌های تعقیب و گریز ارائه شده است. سپس، این رویکرد توسط (کیس[۳]، ۱۹۷۹) برای بازی‌های دیفرانسیلی با مجموع غیرصفر و برای کاربرد در مسائل رقابت اقتصادی توسعه داده شده است. مرجع جامعی توسط (ستی[۴] و تامسون، ۲۰۰۰) در زمینه حل مسائل کنترل بهینه به‌ویژه با استفاده از رویکرد اصل ماکزیمم پونتریاگین ارائه گردیده است. (یورگنسن، داکنر و سورجر[۵]، ۲۰۰۰)، مرجعی برای نظریه و کاربردهای بازی‌های دیفرانسیلی در سازمان صنعتی، بازهای انحصار چند جانبه و بازاریابی منتشر کرده‌اند.

مدل‌های بازی تبلیغات و بازاریابی همکارانه یا غیرهمکارانه مبتنی بر بازی دیفرانسیلی در بازارهای دو یا چند انحصاری با جواب‌های حلقه بسته یا باز، در تحقیقات (یورگنسن[۶]، ۱۹۸۲)، (فراکتر[۷]، ۱۹۹۹)، (سلینی[۸]، لامبرتینی[۹] و لایتمن[۱۰]، ۲۰۰۳)، با هدف سرمایه‌گذاری به‌منظور افزایش قیمت ذهنی[۱۱] مصرف‌کننده، (یورگنسن و زاکور[۱۲]، ۲۰۰۴)، (اریکسون[۱۳]، ۲۰۰۷)، (اریکسون، ۲۰۰۹) با ملاحظه برندهای چندگانه، (یورگنسن و زاکور، ۲۰۱۴) به‌صورت پیمایشی روی ادبیات تبلیغات همکارانه در

1. Oz Shy
2. Isaacs
3. Case
4. Sethi
5. Sorger
6. Jørgensen
7. Fruchter
8. Cellini
9. Lambertini
10. Leitmann
11. Reservation Price
12. Zaccour
13. Erickson

کانال‌های بازاریابی (زنجیره‌های تأمین) با استفاده از روش‌های نظریه بازی‌ها، انجام شده است.

در مورد موضوع سیاست بهینه قیمت‌گذاری دینامیک در بازار انحصار چند جانبه با استفاده از مدل‌های مبتنی بر بازی دیفرانسیلی، تحقیقات (داکنر[۱] و یورگنسن، ۱۹۸۸)، (چینتاگونتا[۲] و رائو[۳]، ۱۹۹۶)، (موکوپادیا[۴] و کوولیس[۵]، ۱۹۹۷) به‌منظور تحلیل تصمیم‌های مرتبط با کیفیت طراحی و قیمت‌گذاری محصول در طی چرخه عمر محصول، (دانا[۶] و فانگ[۷]، ۲۰۱۱) برای انتخاب همزمان قیمت و کیفیت و (لدوینا[۸] و سیرکار[۹]، ۲۰۱۱) انجام شده است.

در مورد بازارهای انحصار چند جانبه تک محصوله کارنو (بیشی[۱۰] و همکاران، ۲۰۰۸) با فرض توابع تقاضا و توابع هزینه خطی و (چیارلا[۱۱]، کوپل[۱۲] و همکاران، ۲۰۱۰) برای ارائه فرآیند تنظیم دینامیک هنگامی که همه بنگاه‌ها سعی کنند تا به‌طور همزمان سطح تولید تعادلی را انتخاب کنند، تحقیق انجام داده‌اند. (ناکائو[۱۳]، ۱۹۸۳)، مدلی دینامیکی را براساس نظریه سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک، برای تشریح روابط میان ساختار و متغیرهای عملکرد ارائه کرده است. (پراساد[۱۴] و همکاران، ۲۰۰۸) یک مدل دینامیکی چندانحصاری را ارائه کرده‌اند که در آن در کنار رقابت، مقوله آگاه‌سازی برند هم مدنظر قرار گرفته است. یک مدل انحصار چندجانبه دینامیک بر پایه کنترل بهینه حلقه باز، توسط (لامبرتینی، ۲۰۱۰) برای بررسی تعادل حالت ماندگار در رفتار بنگاه‌ها با ملاحظه تابع تقاضای محدب و قیمت مقاوم در برابر تغییر، توسعه یافته است. (دراگون[۱۵]، لامبرتینی و همکاران، ۲۰۱۵) برخی از کاربردهای بازی‌های دیفرانسیلی

1. Dockner
2. Chintagunta
3. Rao
4. Mukhopadhyay
5. Kouvelis
6. Dana
7. Fong
8. Ledvina
9. Sircar
10. Bischi
11. Chiarella
12. Kopel
13. Nakao
14. Prasad
15. Dragone

حلقه باز غیرهمکارانه را در بازار انحصار چندجانبه ارائه داده‌اند. در تحقیق انجام شده توسط (بیانکا و همکاران، ۲۰۱۳)، اشاره شده است که برای مدت‌ها، تلاش‌های زیادی انجام گرفته تا فهم عمیقی از پیچیدگی اقتصادی شامل رفتارهای آشوبناک و پایداری حاصل شود. مدل دینامیکی زمان پیوسته رشد اقتصادی با تأخیر زمانی، مدل تنظیم قیمت با تأخیرهای تولید، مدل انحصار چندجانبه کارنو با تأخیر زمانی، مدل اقتصادی با تأخیر در مصرف، از نمونه تحقیقاتی هستند که در این زمینه انجام شده‌اند. در مطالعات (ماتسوموتو و زیداروفسکی، ۲۰۱۰)، مطرح شده است که رفتارهای مجانبی سیستم‌های اقتصادی با دینامیک پیوسته یا گسسته همواره محور مطالعات زیادی بوده و به‌طور کلی در مدل‌های دیفرانسیلی غیرخطی اقتصادی دارای تأخیر که بررسی و مطالعه شده‌اند، رفتارهای مجانبی مورد توجه قرار گرفته است. در این گونه مدل‌ها چنانچه تأخیرها کوچک باشند، رفتارهای مجانبی محلی یکسان خواهند بود؛ اما در تأخیرهای بزرگ، خواص مجانبی متفاوت می‌شوند و با بزرگ‌تر شدن تأخیرها، دینامیک‌های آشوبناک و پیچیده‌تری ممکن است تظاهر کنند.

مدل جامعی که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است، با استفاده از مجموعه تحقیقات فوق به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم الگو برداری شده است. مدل مذکور در هیچکدام از کارهای محققان قبلی ارائه نشده و در هر کدام از تحقیقات مزبور، به جنبه‌ای یا جنبه‌های محدودی از مدل مورد بحث اشاره شده است.

۳- مدل‌سازی رقابت بنگاه‌ها در بازار انحصار دو جانبه

پارامترها و متغیرهای مدل به شرح زیر معرفی می‌شوند.

ρ: نرخ تنزیل

$s_i(t)$: متغیر حالت مقدار تولید (سطح فروش) بنگاه i، ذخیره سازی وجود ندارد.

α_i: ضریب تنظیم

a_i، b_i و d_i پارامترها و ضرایب در منحنی خطی تقاضا به‌صورت $Q_i(t) = a_i - b_i p_i(t) + d_j p_j(t)$ می‌باشد.

$p_i(t)$: متغیر کنترل قیمت بازار بنگاه i

$c_i(t)$: متغیر حالت هزینه متوسط تولید بنگاه i

$k_i(t)$: متغیر کنترل تلاش (سرمایه‌گذاری) R&D بنگاه i برای کاهش هزینه متوسط تولید $c_i(t)$

θ_i: ضریبی است که براساس آن تأثیر هزینه تحقیق و توسعه بنگاه i روی کاهش هزینه متوسط تولید $c_i(t)$ آن سنجیده می‌شود.

μ_j: ضریبی است که با آن تأثیر تلاش از طرف بنگاه j برای کاهش هزینه متوسط تولید، روی تغییر هزینه متوسط تولید بنگاه i سنجیده می‌شود.

δ_i: ضریبی است که بیانگر فرسودگی و پیر شدن تاسیسات است که به‌دنبال آن هزینه‌های متوسط تولید واحد i افزایش می‌یابد.

$q_i(t)$: متغیر حالت سطح کیفیت نسبی کالای تولیدی بنگاه i، متغیر بدون بعد که مقدار آن بین ۰ تا ۱ است.

$l_i(t)$: متغیر کنترل هزینه سرمایه‌گذاری در تحقیق و نوآوری برای ارتقای ۱ درصد در کیفیت نسبی کالای بنگاه i

ω_i: ضریبی است که براساس آن تأثیر تلاش ارتقای کیفیت بنگاه i روی افزایش سطح کیفیت نسبی کالای آن بنگاه سنجیده می‌شود.

φ_j: ضریبی است که براساس آن تأثیر تلاش ارتقای کیفیت بنگاه j روی تغییر سطح کیفیت نسبی کالای بنگاه i سنجیده می‌شود.

ε_i: ضریبی است که براساس آن در هر مرحله زمانی، بخشی از کیفیت نسبی کالای بنگاه i به‌واسطه تغییر سلیقه‌های مصرف‌کنندگان و اثر چرخه عمر از دست می‌رود.

$r_i(t)$: متغیر کنترل تلاش (سرمایه‌گذاری) بازاریابی انجام شده توسط بنگاه i در زمان t است تا مصرف‌کنندگان بیشتری را دربازار در مورد جزئیات (قیمت و کیفیت) کالایش مطلع کند.

$y_i(t)$: متغیر حالت سهم مصرف‌کنندگان مطلع در بازار در مورد جزئیات (قیمت و کیفیت)کالای تولیدی بنگاه i

τ_i: ضریبی است که براساس آن تأثیر تلاش بازاریابی بنگاه i روی افزایش سهم مصرف‌کنندگان مطلع در بازار در مورد جزئیات (قیمت و کیفیت) کالایش سنجیده می‌شود.

$\xi_j \neq 0$: ضریبی است که اثرات منفی که سهم مصرف‌کنندگان مطلع بنگاه i از تلاش‌های بازاریابی رقبا دریافت می‌دارد را اندازه می‌گیرد.

η_i : ضریبی است که بیانگر نرخ کاهش معمول در سهم مصرف‌کنندگان مطلع در بازار بنگاه i است.

الف- مدل ساده بازی دیفرانسیلی

برای بازیکن i ام در حالت رقابت بین دو بازیکن (بازار دو انحصاری) خواهیم داشت.

$$\mathrm{Max}_{p_i(t),k_i(t),l_i(t),r_i(t)} J_1 = \int_0^T e^{-\rho t}\{[p_i(t)-c_i(t)]\dot{s}_i(t) - \dot{c}_i(t)k_i(t) - \dot{q}_i(t)l_i(t) - \dot{y}_i(t)r_i(t)\}dt$$

s.t.

$$\dot{s}_i(t) = \alpha_i\left(a_i - b_i p_i(t) + d_j p_j(t) - s_i(t)\right)\dot{c}_i(t) \qquad s_i(t_0) = s_{i0}$$

$$= -\theta_i k_i(t) - \mu_j k_j(t) + \delta_i c_i(t) \qquad c_i(t_0) = c_{i0}$$

$$\dot{q}_i(t) = \omega_i l_i(t) + \varphi_j l_j(t) - \varepsilon_i q_i(t) \qquad q_i(t_0) = q_{i0}$$

$$\dot{y}_i(t) = \tau_i r_i(t) - \xi_j r_j(t) - \eta_i y_i(t) \qquad y_i(t_0) = y_{i0}$$

$$i, j = 1, 2$$

صورت‌بندی و نحوه حل این‌گونه مسائل توسط (یورگنسن، داکنر و سورجر، ۲۰۰۰)، (یورگنسن و زاکور، ۲۰۰۴)، (اریکسون، ۲۰۰۷) و (دراگون، لامبرتینی و همکاران، ۲۰۱۵) ارائه شده است. در روابطی که برای متغیرهای کنترل دو بنگاه به‌دست می‌آید، استراتژی کنترل هر بنگاه به‌صورت تابعی از زمان، پارامترهای همان بنگاه، پارامترهای بنگاه رقیب، نرخ تنزیل، شرایط اولیه بنگاه و شرایط اولیه بنگاه رقیب می‌باشد و این همان انتظاری است که از نتیجه تحلیل یک مدل مبتنی بر بازی دیفرانسیلی می‌رود. در پیوست مقاله، پیرامون حل این مدل و به‌عنوان نمونه در ارتباط با متغیر حالت کیفیت و متغیر کنترل متناظر با آن، توضیحات بیشتری ارائه شده است.

ب- مدل بازی دیفرانسیلی با تأخیرزمانی در سیاست‌های کنترل

مدل ریاضی بازی دیفرانسیلی انحصار دو جانبه به‌صورت و با فرضیات فوق، هرچند دارای متغیرهای زیاد، محدودیت‌های نسبتا کامل‌تر و تابع هدف جامع‌تری است؛ اما قابل ارتقا به مدلی است که با واقعیت انطباق بیشتری داشته باشد. یکی از مواردی که می‌توان به این مدل اضافه کرد، تأخیرهای زمانی است. کاهش هزینه‌های تولید، ارتقای کیفیت و افزایش تعداد مصرف‌کنندگان مطلع در بازار برای یک تولید کننده بلافاصله پس از صرف هزینه‌های تحقیق و توسعه، ارتقای کیفیت و بازاریابی و تبلیغات محقق نمی‌شود، بلکه هر کدام با یک تأخیری زمانی به‌وقوع می‌پیوندد. مدل فوق با در نظر گرفتن تأخیرهای مزبور تبدیل به یک مدل بازی دیفرانسیلی با تأخیر زمانی و حل آن

به‌صورت حل مسئله کنترل بهینه با تأخیر زمانی در می‌آید. بنابراین لازم است تا روی مسئله بهینه‌سازی سیستم‌های دینامیکی (کنترل بهینه) با تأخیر زمانی کمی متمرکز شویم. نحوه حل این‌گونه مسائل توسط (زواره‌ای[1]، جمشیدی[2] ۱۹۸۷) ارائه شده است.

برای بازیکن i ام در حالت رقابت بین دو بازیکن (بازار دو انحصاری) خواهیم داشت.

$$\mathrm{Max}_{p_i(t),k_i(t),l_i(t),r_i(t)} J_1 = \int_0^T e^{-\rho t}\{[p_i(t)-c_i(t)]\dot{s}_i(t) - \dot{c}_i(t)k_i(t) - \dot{q}_i(t)l_i(t) - \dot{y}_i(t)r_i(t)\}dt$$

s.t.

$$\dot{s}_i(t) = \alpha_i(a_i - b_i p_i(t) + d_j p_j(t) - s_i(t)) \qquad s_i(t_0) = s_{i0}$$
$$\dot{c}_i(t) = -\theta_i k_i(t - t_{ki}) + \mu_j k_j(t) + \delta_i c_i(t) \qquad c_i(t_0) = c_{i0}$$
$$\dot{q}_i(t) = \omega_i l_i(t - t_{li}) - \varphi_j l_j(t) - \varepsilon_i q_i(t) \qquad q_i(t_0) = q_{i0}$$
$$\dot{y}_i(t) = \tau_i r_i(t - t_{ri}) - \xi_j r_j(t) - \eta_i y_i(t) \qquad y_i(t_0) = y_{i0}$$
$$k_i(t) = u_{k_i}(t), \quad -t_{k_i} \le t \le t_0$$
$$l_i(t) = u_{l_i}(t), \quad -t_{l_i} \le t \le t_0$$
$$r_i(t) = u_{r_i}(t), \quad -t_{r_i} \le t \le t_0$$
$$i, j = 1, 2$$

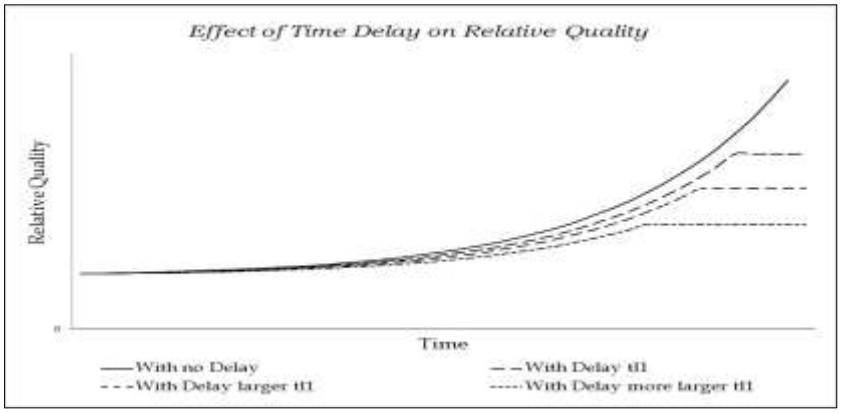
t_{ki}، t_{li} و t_{ri} به‌ترتیب تأخیرهای زمانی متغیرهای کنترل $k_i(t)$، $l_i(t)$ و $r_i(t)$ هستند. در پیوست مقاله، پیرامون حل این مدل و به‌عنوان نمونه در ارتباط با متغیر حالت کیفیت و متغیر کنترل متناظر با آن، توضیحات بیشتری ارائه شده است.

برای اینکه ذهنیت مشهود و تصوری از معادلات حاصل از حل مدل‌های فوق داشته باشیم، کافی است معادلات مربوط به یک مورد از متغیرهای حالت را به‌صورت گرافیکی مورد مطالعه قرار دهیم. متغیر حالت کیفیت برای این منظور انتخاب کرد. بدیهی است می‌توان رفتار بقیه متغیرها را نیز به‌طور مشابه بررسی نمود. هدف از این مطالعه، بررسی اثرات تأخیر نسبی در اعمال سیاست‌های کنترلی بنگاه‌ها است و معمولاً وقتی به بررسی اثرات یک پارامتر در مدلی پرداخته می‌شود، اثرات پارامترهای دیگر ثابت فرض می‌شود، بنابراین فرض شده است که پارامترهای دو بنگاه به غیر از پارامترهای مربوط به تأخیر، کاملاً یکسان هستند. از آنجا که یافتن دو بنگاه کاملاً یکسان در دنیای واقعی و با پارامترهای مشابه عملاً امکان‌ناپذیر است؛ از داده‌ها و مقادیر پارامترهای یک بنگاه واقعی در یک صنعت خاص استفاده شده و دو بنگاه مشابه هم با پارامترهای یکسان در نظر گرفته می‌شود. لازم به توضیح است که برای استخراج پارامترها کافی است با داشتن

1. Z. Avarei
2. Jamshidi

داده‌ها و اطلاعات میزان تولید، قیمت، هزینه متوسط تولید، کیفیت، سهم بازار و ... یکی از بنگاه‌ها برای چند سال متوالی، پارامترهای آن بنگاه را از طریق تحلیل‌های آماری و ریاضی به‌دست آورد و برای بنگاه دوم نیز همان پارامترهای مزبور را مد نظر قرار داد. برای بررسی اثر تأخیر زمانی روی متغیر حالت کیفیت، تأخیر زمانی مربوط به یک بنگاه تغییر داده می‌شود و خروجی‌های مربوطه در یک نمودار تجمیع شده و با هم و با شرایط بدون تأخیر، مقایسه می‌شوند. برای بررسی اثر تأخیر زمانی روی متغیرهای کنترل دو بنگاه نیز، به تأخیرهای زمانی آنها یعنی t_{l1} و t_{l2}، نسبت به هم مقادیر مشابه یا متفاوتی تخصیص داده می‌شود و خروجی‌های مربوطه با هم مقایسه و مورد تفسیر قرار می‌گیرند. برخی از نتایج و تفسیرهای مربوطه در ادامه ارائه و تشریح شده‌اند.

اولین نمودار حاصل از حل مدل با ملاحظات فوق، نمودار مربوط به رفتار متغیر حالت کیفیت است. همان‌گونه که از نمودار ۱ پیداست، با افزایش تأخیر زمانی در اخذ نتایج حاصل از سرمایه گذاری در ارتقای کیفیت، روند افزایش کیفیت کندتر می‌شود و منحنی کیفیت در حالت بدون تأخیر به سمت پایین متمایل می‌شود و شیب آن کاهش می‌یابد.

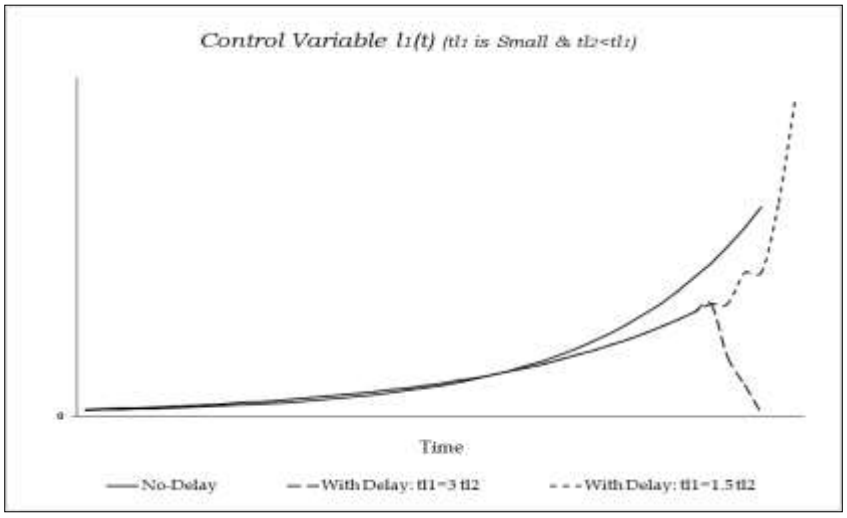


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. رفتار متغیر کیفیت تحت تأخیر زمانی

اما پیچیدگی رفتاری بیشتر مربوط به سیاست سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در زمینه ارتقای کیفیت می‌شود. اینکه تحت تأخیرهای مختلفی که دو بنگاه می‌توانند داشته باشند، رفتار متغیر کنترل $l_i(t), i=1,2$ بنگاه‌ها به چه صورت درمی‌آید.

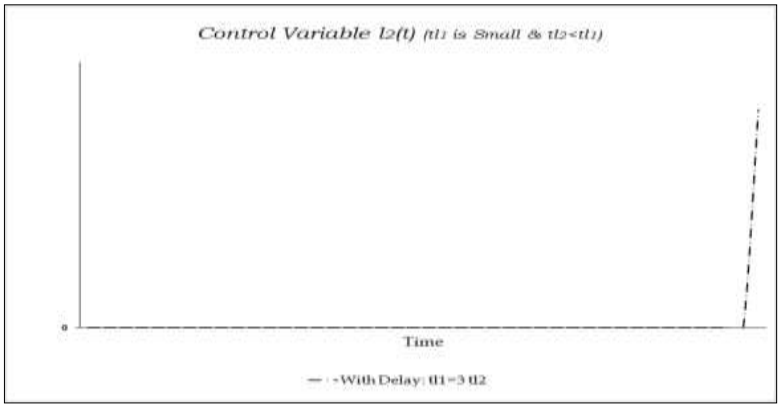
از نمودار ۲ مشخص می‌شود که با افزایش نسبی تأخیر یک بنگاه (بنگاه اول)، بنگاه مزبور از سرمایه‌گذاری بیشتر در مقابل رقیب اجتناب می‌کند. در این‌صورت مطابق نمودار ۳، بنگاه رقیب نیز به تلاش خود در جهت ارتقای کیفیت محصول سرعت زیادی می‌بخشد. ولی با توجه به نمودار ۲، در شرایطی که نسبت میزان تأخیر آن نسبت به تأخیر رقیب کاهش یابد، به تلاش خود در جهت بهبود کیفیت ادامه خواهد داد، هرچند در مقطعی روند این تلاش کند می‌شود. با این وجود بنگاه دارای تأخیر کم (بنگاه دوم) روند ارتقای کیفیت بهتری را با تلاش کمتر مطابق نمودار ۴ خواهد داشت، چون میزان تأخیر کمتری را دارد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. رفتار متغیر کنترل تلاش بنگاه اول برای ارتقای کیفیت، تحت حالات مختلف تأخیر زمانی دو بنگاه

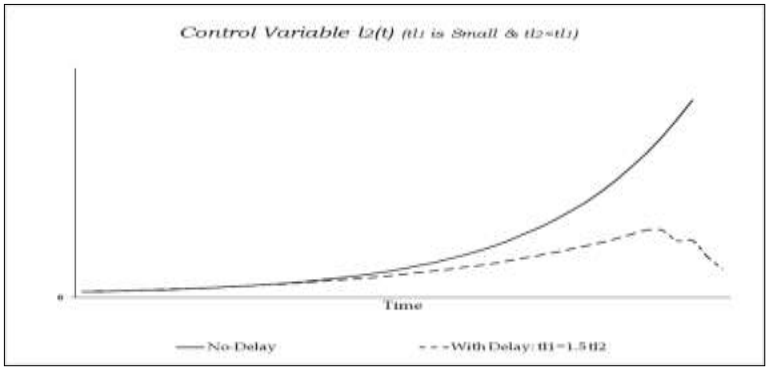
مطابق نمودار ۵، با افزایش تأخیر زمانی، شیب منحنی سرمایه گذاری در تلاش برای ارتقای کیفیت کاهش می‌یابد. اگر نسبت تأخیر بنگاه اول به تأخیر بنگاه دوم زیاد باشد، منحنی سرمایه‌گذاری بنگاه ۱ پس از طی یک دوره با شیب کم، سیر نزولی به خود می‌گیرد. اما اگر نسبت یاد شده کاهش یابد، نمودار مذکور روند صعودی به خود می‌گیرد. مطابق نمودار ۶، رفتار منحنی مربوط به بنگاه دوم نیز پس از طی دوره با شیب کم، در حالتی که نسبت تأخیر بنگاه اول به تأخیر بنگاه دوم زیاد باشد، روند فزاینده با شیب تند پیدا می‌کند.



منبع: یافته‌های پژوهش

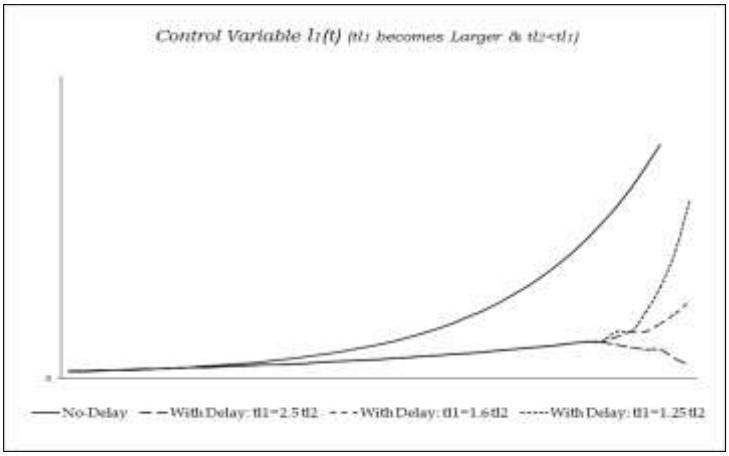
نمودار ۳. رفتار متغیر کنترل تلاش بنگاه دوم برای ارتقای کیفیت، تحت تأخیر نسبی خیلی پایین نسبت به بنگاه اول

اما در حالتی که نسبت مذکور کاهش یابد، منحنی سرمایه‌گذاری بنگاه دوم، برخلاف رفتار بنگاه اول، سیر نزولی به خود می‌گیرد. ولی نکته مهم این است که همواره میزان تلاش بنگاه دوم کم‌تر از بنگاه اول و میزان ارتقای کیفیت محصول آن بیشتر از میزان ارتقای کیفیت محصول بنگاه اول است و دلیل این امر این است که تأخیر بنگاه دوم کم‌تر از تأخیر بنگاه اول می‌باشد.



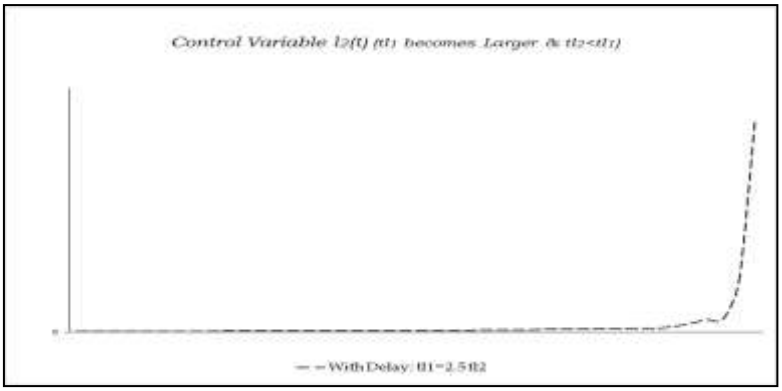
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴. رفتار متغیر کنترل تلاش بنگاه دوم برای ارتقای کیفیت، تحت تأخیر نسبی کم نسبت به بنگاه اول



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵. رفتار متغیر کنترل تلاش بنگاه اول برای ارتقای کیفیت، تحت شرایطی که تأخیر بنگاه اول افزایش می‌یابد، ولی کماکان تأخیر بنگاه دوم نسبت به بنگاه اول کم‌تر است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶. رفتار متغیر کنترل تلاش بنگاه دوم برای ارتقای کیفیت، تحت شرایطی که تأخیر بنگاه اول افزایش می‌یابد و نسبت تأخیر بنگاه اول به تأخیر بنگاه دوم زیاد است

۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بیشتر پدیده‌هایی که در سیستم‌های پیچیده دنیای واقعی، به‌ویژه در سیستم‌های اقتصادی رخ می‌دهند، تأثیرگذاری آنی ندارند و با تأخیرهایی تظاهر می‌کنند، لذا لزوماً

تغییر در متغیرهای حالت هم‌زمان با متغیرهای کنترل محقق نمی‌شود، بلکه هر کدام با یک تأخیر زمانی به‌وقوع می‌پیوندند. بدین معنی که کاهش هزینه‌های تولید، ارتقای کیفیت و افزایش تعداد مصرف‌کنندگان مطلع در بازار برای یک تولید کننده، بلافاصله پس از صرف هزینه‌های تحقیق و توسعه، ارتقای کیفیت و بازاریابی و تبلیغات اتفاق نمی‌افتد، بنابراین ملاحظه تأخیرهای زمانی در متغیرهای کنترل به مدل ماهیت واقع بینانه‌تری خواهد داد و لذا لازم است تا نتایج حل دو مدل با هم مقایسه شوند. از روابط به‌دست آمده برای متغیرهای کنترل دو بنگاه در هر دو سناریوی بدون تأخیر و با تأخیر مشخص می‌شود که استراتژی کنترل هر بنگاه تابعی از زمان، پارامترهای همان بنگاه، پارامترهای بنگاه رقیب، نرخ تنزیل، شرایط اولیه بنگاه و رقیب آن و تأخیرهای زمانی دو بنگاه است و این همان انتظاری می‌باشد که از نتیجه تحلیل بازی دیفرانسیلی می‌رود. توجه به این نکته حائز اهمیت است که نتایج ناشی از تأخیر از ابتدا قابل پیش‌بینی نیست و جهت احصای اثرات ناشی از آن روی متغیرهای حالت و کنترل بنگاه‌ها، نیازمند توسعه مدلی هستیم که در این مقاله ارائه شده است.

تأخیر، پدیده نامناسبی برای بنگاه‌ها در فرآیند رقابت بین آنهاست و بنگاه‌ها باید رفتار تعادلی خاصی را که از حل مدل بازی دیفرانسیلی در هر مورد و هر حالت از تأخیری که دارند استخراج می‌شود، از خود نشان دهند. با افزایش تأخیرزمانی هر بنگاه، پیش‌بینی می‌شود، متغیرهای حالت هزینه تولید، کیفیت و سهم مصرف‌کنندگان مطلع آن بنگاه شرایط نامطلوب‌تری را نسبت به شرایط بدون تأخیر پیدا می‌کنند. رفتار متغیرهای کنترل متناظر با تلاش برای کاهش هزینه تولید، ارتقای کیفیت و افزایش سهم مصرف‌کنندگان مطلع هر بنگاه نیز نه تنها متاثر از میزان تأخیر زمانی آن بنگاه است، بلکه از تأخیر زمانی بنگاه رقیب نیز تأثیر می‌پذیرد.

اگر دو بنگاه دارای تأخیر زمانی در متغیرهای کنترل خود (مثلاً سرمایه‌گذاری در تلاش برای ارتقای کیفیت محصولات) باشند، بنگاه دارای تأخیر کم‌تر، قادر است تا با تلاش کم‌تر، بهبود بیشتری را در متغیرهای حالت خود (مثلاً ارتقای کیفیت بالاتری) محقق کند. چنانچه فاصله تأخیر بنگاه دارای تأخیر بیشتر، بنگاه رقیب زیاد باشد، باید از ادامه سرمایه‌گذاری در جهت بهبود متغیرهای حالت خود (مثلاً تلاش برای بهبود کیفیت) خودداری کند و چنانچه فاصله تأخیر آن با بنگاه رقیب کم باشد، می‌تواند به تلاش خود در جهت بهبود متغیرهای حالت ادامه دهد. هرچند سرمایه‌گذاری بیشتر و بهبود کم‌تری را در مقایسه با بنگاه رقیب خواهد داشت.

رقابت بین بنگاه‌ها و اتخاذ و تنظیم سیاست‌های کنترلی آنها فقط به پارامترهای سمت بنگاه‌ها وابسته نیست بلکه رفتارها، روحیات و سلایق مصرف‌کنندگان نیز روی این پدیده تأثیر می‌گذارد که می‌بایست در بررسی ساختار بازار و در پیش‌بینی تغییرات زمانی سهم‌های بار بنگاه‌ها، کنش‌ها و برهم کنش‌های مکرر هر دو طرف تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در قالب یک مدل جامع مورد ملاحظه قرار گیرد. چنانچه بنگاه‌ها با مصرف‌کنندگانی که کیفیت‌گرا نیستند، مواجه باشند، گرایشی به سرمایه‌گذاری در ارتقای کیفیت نخواهند داشت و متغیرهای کنترل دیگری مانند قیمت، تلاش برای بازاریابی و تبلیغات و تحقیق و توسعه برای کاهش هزینه‌های تولید را فعال خواهند کرد. بررسی تغییرات ساختار بازار با تغییر پارامترهای مختلف بنگاه‌ها و با شرط عدم اطلاع بنگاه‌ها از پارامترهای همدیگر می‌توانند زمینه‌هایی برای پژوهش‌های آینده باشند که عدم اطلاع بنگاه‌ها از پارامترهای همدیگر به نوبه خود بحث بازی‌های دیفرانسیلی تصادفی و تعادل نش حلقه بسته را پیش می‌کشد.

پیوست

الف - توضیح مختصری پیرامون حل مدل بازی دیفرانسیلی ساده و نتایج حل فقط برای متغیرحالت کیفیت و متغیر کنترل متناظر با آن

هامیلتونی برای بازیکن اول به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned}H_1 = {} & [p_1(t) - c_1(t)]\dot{s}_1(t) - \dot{c}_1(t)k_1(t) - \dot{q}_1(t)l_1(t) - \dot{y}_1(t)r_1(t) \\ & + \lambda_{11}(t)\left[\alpha_1\left(a_1 - b_1p_1(t) + d_2p_2(t) - s_1(t)\right)\right] \\ & + \lambda_{12}(t)[-\theta_1k_1(t) - \mu_2k_2(t) + \delta_1c_1(t)] \\ & + \lambda_{13}(t)[\omega_1l_1(t) + \varphi_2l_2(t) - \varepsilon_1q_1(t)] + \lambda_{14}(t)[\tau_1r_1(t) - \xi_2r_2(t) \\ & - \eta_1y_1(t)]\end{aligned}$$

برای بازیکن اول معادلات زیر تشکیل و حل می‌شوند.

$$\frac{\partial H_1}{\partial p_1} = \dot{s}_1(t) - \alpha_1b_1\lambda_{11}(t) = 0$$

$$\frac{\partial H_1}{\partial k_1} = -\dot{c}_1(t) - \theta_1\lambda_{12}(t) = 0$$

$$\frac{\partial H_1}{\partial l_1} = -\dot{q}_1(t) + \omega_1\lambda_{13}(t) = 0$$

$$\frac{\partial H_1}{\partial r_1} = -\dot{y}_1(t) + \tau_1\lambda_{14}(t) = 0$$

$$\dot{s}_1(t) = \alpha_1\left(a_1 - b_1p_1(t) + d_2p_2(t) - s_1(t)\right)$$

$$\dot{c}_1(t) = -\theta_1k_1(t) - \mu_2k_2(t) + \delta_1c_1(t)$$

$$\dot{q}_1(t) = \omega_1l_1(t) + \varphi_2l_2(t) - \varepsilon_1q_1(t)$$

$$\dot{y}_1(t) = \tau_1 r_1(t) - \xi_2 r_2(t) - \eta_1 y_1(t)$$
$$\dot{\lambda}_{11}(t) = \rho\lambda_{11}(t) - \frac{\partial H_1}{\partial s_1(t)}$$
$$\dot{\lambda}_{12}(t) = \rho\lambda_{12}(t) - \frac{\partial H_1}{\partial c_1(t)}$$
$$\dot{\lambda}_{13}(t) = \rho\lambda_{13}(t) - \frac{\partial H_1}{\partial q_1(t)}$$
$$\dot{\lambda}_{14}(t) = \rho\lambda_{14}(t) - \frac{\partial H_1}{\partial y_1(t)}$$
$$\lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}\lambda_{11}(t) = 0$$
$$\lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}\lambda_{12}(t) = 0$$
$$\lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}\lambda_{13}(t) = 0$$
$$\lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}\lambda_{14}(t) = 0$$

برای بازیکن دوم نیز به طریق مشابه عمل می‌شود.

نتایج حل معادلات فوق برای متغیر حالت کیفیت و متغیرهای الحاقی و کنترل متناسب با آن به‌صورت زیر خواهد بود.

$$q_1(t) = \frac{\omega_1 l_1(t_0) + \varphi_2 l_2(t_0) - q_{10}\varepsilon_1}{\rho+\varepsilon_1}\left(e^{(\rho+\varepsilon_1)(t-t_0)} - 1\right) + q_{10}$$
$$q_2(t) = \frac{\omega_2 l_2(t_0) + \varphi_1 l_1(t_0) - q_{20}\varepsilon_2}{\rho+\varepsilon_2}\left(e^{(\rho+\varepsilon_2)(t-t_0)} - 1\right) + q_{20}$$

توابع مربوط به متغیرهای الحاقی در توابع هامیلتونی مربوط به دو بازیکن نیز به‌صورت زیر به‌دست می‌آیند.

$$\Lambda_{13}(t) = \frac{\omega_1 l_1(t_0) + \varphi_2 l_2(t_0) - q_{10}\varepsilon_1}{\omega_1} e^{(\rho+\varepsilon_1)(t-t_0)}$$
$$\lambda_{23}(t) = \frac{\omega_2 l_2(t_0) + \varphi_1 l_1(t_0) - q_{20}\varepsilon_2}{\omega_2} e^{(\rho+\varepsilon_2)(t-t_0)}$$

ج- به‌دست آوردن متغیرهای کنترل تلاش (سرمایه‌گذاری) برای حصول سطح کیفیت نسبی

با داشتن متغیرهای الحاقی $\lambda_{13}(t)$ و $\lambda_{23}(t)$ و با تعریف پارامترهای زیر:

$$L_1 = \omega_1\lambda_{13}(t) + \varepsilon_1 q_1(t)$$
$$L_2 = \omega_2\lambda_{23}(t) + \varepsilon_2 q_2(t)$$

متغیرهای کنترل $l_1(t)$ و $l_2(t)$ از طریق روابط زیر قابل محاسبه خواهند بود.

$$l_1(t) = \frac{\omega_2 L_1 - \varphi_2 L_2}{\omega_1\omega_2 - \varphi_1\varphi_2} \qquad l_2(t) = \frac{\omega_1 L_2 - \varphi_1 L_1}{\omega_1\omega_2 - \varphi_1\varphi_2}$$

ب- توضیح مختصری پیرامون حل مدل بازی دیفرانسیلی با تأخیر زمانی و نتایج حل فقط برای متغیرحالت کیفیت و متغیر کنترل متناظر با آن

هامیلتونی برای بازیکن اول به‌صورت ذیل خواهد بود.

$$H_1 = e^{-\rho t}\{[p_1(t) - c_1(t)]\dot{s}_1(t) - \dot{c}_1(t)k_1(t) - \dot{q}_1(t)l_1(t) - \dot{y}_1(t)r_1(t)\} + \lambda_{11}(t)\left[\alpha_1\left(a_1 - b_1p_1(t) + d_2p_2(t) - s_1(t)\right)\right] + \lambda_{12}(t)[-\theta_1k_1(t - t_{k1}) - \mu_2k_2(t) + \delta_1c_1(t)] + \lambda_{13}(t)[\omega_1l_1(t - t_{l1}) + \varphi_2l_2(t) - \varepsilon_1q_1(t)] + \lambda_{14}(t)[\tau_1r_1(t - t_{r1}) - \xi_2r_2(t) - \eta_1y_1(t)]$$

اگر u^* بردار کنترل بهینه منتجه در یک حالت بهینه $x^*(t)$ باشد، آن‌گاه مسیر بردار الحاقی $\lambda(t)$ به‌صورتی وجود خواهد داشت که همراه با $x(t)$ و $u(t)$ معادله حالت زیر را برآورده نماید.

$$\dot{x}(t) = \nabla_\lambda H(.) = f(x(t), x(t - h_x), u(t), u(t - h_u), t)$$
$$x(t) = \varphi(t), \quad -h_x \le t \le t_0$$
$$u(t) = \eta(t), \quad -h_u \le t \le t_0$$

معادله الحاقی:

$$\dot{\lambda}(t) = -\nabla_x H(.) - \nabla_{x_d} H(., s)\big|_{s=t+h_x}, \quad t_0 < t < t_f - h_x$$
$$= -\nabla_x H(.), \quad t_f - h_x < t < t_f$$
$$\lambda(t_f) = \nabla_{x(t_f)} F(x(t_f), t_f),$$

و معادله حداکثرسازی:

$$0 = \nabla_u H(.) + \nabla_{u_d} H(., s)\big|_{s=t+h_u}, \quad t_0 < t < t_f - h_u$$
$$= \nabla_u H(.), \quad t_f - h_u < t < t_f$$

که x_d و u_d به‌ترتیب بیان کننده $x(t - h_x)$ و $u(t - h_u)$ هستند.

نتایج حل برای متغیر حالت کیفیت

$$q_1(t) = q_{10} + \frac{(\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10})}{\varepsilon_1 + \rho}\left(e^{(\varepsilon_1+\rho)(t-t_0)} - 1\right)$$
$$t_0 < t < T - t_{l_1}$$
$$q_1(t) = q_{10} + \left(\frac{\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10}}{\varepsilon_1 + \rho}\right)\left(e^{(\varepsilon_1+\rho)(T-t_{l_1}-t_0)} - 1\right)$$
$$T - t_{l_1} < t < T$$

به طریق مشابه $q_2(t)$ را نیز می‌توان به‌دست آورد.

$$q_2(t) = q_{20} + \frac{(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20})}{\varepsilon_2 + \rho}\left(e^{(\varepsilon_2+\rho)(t-t_0)} - 1\right)$$
$$t_0 < t < T - t_{l_2}$$
$$q_2(t) = q_{20} + \left(\frac{\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20}}{\varepsilon_2 + \rho}\right)\left(e^{(\varepsilon_2+\rho)(T-t_{l_2}-t_0)} - 1\right)$$

$T - t_{l_2} < t < T$

بدون از دست دادن کلیت فرض می‌کنیم که

$t_0 < T - t_{l_1} < T - t_{l_2} < T$

در مرحله اول، فرض می‌کنیم که $t_0 < t \le T - t_{l_1}$

در این‌صورت برای مرحله اول خواهیم داشت.

$$L_{11}(t) = \left(\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10}\right)\left(1 + \frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\rho}\right)e^{(\varepsilon_1+\rho)(t-t_0)} + \varepsilon_1\left(q_{10} - \frac{(\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10})}{\varepsilon_1+\rho}\right)$$

$$L_{21}(t) = \left(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20}\right)\left(1 + \frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_2+\rho}\right)e^{(\varepsilon_2+\rho)(t-t_0)} + \varepsilon_2\left(q_{20} - \frac{(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20})}{\varepsilon_2+\rho}\right)$$

برای مرحله اول یعنی بازه زمانی $t_0 < t < T - t_{l1}$، $l_{11}(t)$ و $l_{21}(t)$ را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$l_{11}(t) = \frac{1}{\varphi_1}\left(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - L_{21}(t_0)\right)\left(\frac{\varphi_1}{\omega_1}\left(\frac{L_{11}(t_0)+\varphi_2 u_{l_2}(t_0)}{\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - L_{21}(t_0)}\right)\right)^{-\left(\frac{t-t_0}{t_{l_1}}\right)}$$

$$l_{21}(t) = \frac{1}{\varphi_2}\left(\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - L_{11}(t_0)\right)\left(\frac{\varphi_2}{\omega_2}\left(\frac{L_{21}(t_0)+\varphi_1 u_{l_1}(t_0)}{\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - L_{11}(t_0)}\right)\right)^{-\left(\frac{t-t_0}{t_{l_2}}\right)}$$

در مرحله دوم، فرض می‌کنیم که $T - t_{l_1} < t \le T - t_{l_2}$ در این‌صورت

$$L_{12} = \varepsilon_1\left(q_{10} + \left(\frac{\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10}}{\varepsilon_1+\rho}\right)\left(e^{(\varepsilon_1+\rho)(T-t_{l1}-t_0)} - 1\right)\right)$$

$$L_{22}(t) = \left(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20}\right)\left(1 + \frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_2+\rho}\right)e^{(\varepsilon_2+\rho)(t-t_0)} + \varepsilon_2\left(q_{20} - \frac{(\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20})}{\varepsilon_2+\rho}\right)$$

بنابراین برای مرحله دوم یعنی بازه زمانی $T - t_{l1} < t < T - t_{l2}$، $l_{12}(t)$ و $l_{22}(t)$ را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$l_{12}(t) = l_{11}(T - t_{l1})\left(\frac{L_{12}+\varphi_2 l_{21}(T-t_{l1})}{\omega_1 l_{11}(T-t_{l1})}\right)^{-\left(\frac{t+t_{l1}-T}{t_{l1}}\right)}$$

$$l_{22}(t) = l_{21}(T - t_{l1})\left(\frac{L_{22}(T-t_{l1})+\varphi_1 l_{11}(T-t_{l1})}{\omega_2 l_{21}(T-t_{l1})}\right)^{-\left(\frac{t+t_{l1}-T}{t_{l2}}\right)}$$

در مرحله سوم، فرض می‌کنیم که $T - t_{l_2} < t \le T$ در این‌صورت

$$L_{13} = \varepsilon_1\left(q_{10} + \left(\frac{\omega_1 u_{l_1}(-t_{l_1}) - \varphi_2 l_2(t_0) - \varepsilon_1 q_{10}}{\varepsilon_1+\rho}\right)\left(e^{(\varepsilon_1+\rho)(T-t_{l1}-t_0)} - 1\right)\right)$$

$$L_{23} = \varepsilon_2\left(q_{20} + \left(\frac{\omega_2 u_{l_2}(-t_{l_2}) - \varphi_1 l_1(t_0) - \varepsilon_2 q_{20}}{\varepsilon_2 + \rho}\right)\left(e^{(\varepsilon_2+\rho)(T-t_{l_2}-t_0)} - 1\right)\right)$$

بنابراین برای مرحله سوم یعنی بازه زمانی $T - t_{l2} < t < T$، $l_{23}(t)$ و $l_{13}(t)$ را به‌صورت ذیل خواهیم داشت:

$$l_{13}(t) = l_{12}(T - t_{l2})\left(\frac{L_{13} + \varphi_2 l_{22}(T-t_{l2})}{\omega_1 l_{12}(T-t_{l2})}\right)^{-\left(\frac{t+t_{l2}-T}{t_{l1}}\right)}$$

$$l_{23}(t) = l_{22}(T - t_{l2})\left(\frac{L_{23} + \varphi_1 l_{12}(T-t_{l2})}{\omega_2 l_{22}(T-t_{l2})}\right)^{-\left(\frac{t+t_{l2}-T}{t_{l2}}\right)}$$

منابع

1. Ardalan, K. (2007). Markets: a paradigmatic look. International Journal of Social Economics, 34, 943–960.
2. Bianca. C., Ferrara. M., & Guerrini. L. (2013). The Time Delays' Effects on the Qualitative Behavior of an Economic Growth Model. Journal of Abstract and Applied Analysis. 2013, Article ID 901014, 10 pages
3. Case, J. H. (1979). Economics and the Competitive Process. New York University Press.
4. Chiarella, C., Kopel, M., Bischi, G. I., & Szidarovszky, F. (2010). Nonlinear Oligopolies Stability and Bifurcations. Springer-Verlag.
5. Chintagunta, P. K., & Rao, V. R. (1996). Pricing strategies in a dynamic duopoly: A differentialgame model. Informs Management Science, 42, 1501–1514.
6. Dana, Y. F., & Fong, Jr. J. D. (2011). Product quality, reputation, and market structure. International Economic Review, 52, 1059–1076.
7. Dockner, E., & Jorgensen, S. (1988). Optimal pricing strategies for new productsin dynamic oligopolies. Informs Marketing Science, 7, 315–334.
8. Dragone, D., Lambertini, L., Leitmann, G., & A. Palestini. (2015). Hamiltonian potential functions for differential games. Automatica, 62, 134–138.
9. Erickson, G. M. (2007). Differential games in marketing science. Informs Tutorials in Operations Research, 62–78.
10. Erickson, G. M. (2009). Advertising competition in a dynamic oligopoly with multiple brands. Inform Operations Research, 57, 1106–1113.
11. Fruchter, G. E. (1999). The many-player advertising game. Informs Management Science, 45, 1609–1611.
12. Isaacs, R. (1975). Differential games. Robert E. Krieger Publishing Company.
13. Jorgensen, S. (1982). A differential games solution to a logarithmic advertising model. The Journal of the Operational Research Society, 33, 425–432.

14. Jorgensen, S., Van Long, N., Dockner, E., & Sorger, G. (2000). Differential Games in Economics and Management Science. Cambridge University Press.
15. Jorgensen, S., & Zaccour, G. (2004). Differential games in marketing. Springer Science + Business Media, LLC.
16. Jorgensen, S., & Zaccour, G. (2014). A survey of game-theoretic models of cooperative advertising. European Journal of Operational Research, 237, 1–14.
17. Lambertini, L., Cellini, R., & Leitmann, G. (2003). Advertising in a differential oligopoly game. Journal of Optimization Theory and Applications, 116, 61–81.
18. Lambertini, L. (2010). Oligopoly with hyperbolic demand: A differential game approach. Journal of Optimization Theory and Applications, 145, 108–119.
19. Ledvina, A., & Sircar, R. (2011). Dynamic bertrand oligopoly. Applied Mathematics and Optimization, 63, 11–44.
20. Malek-Zavarei. M., & Jamshidi. M. (1987). Time delay Systems, Analysis, Optimization and Applications – North-Holland Systems and Control Series.
21. Matsumoto A., & Szidarovszky F. (2010). Delay Differential Nonlinear Economic Models. In: Bischi G., Chiarella C., Gardini L. (eds) Nonlinear Dynamics in Economics, Finance and Social Sciences. Springer, Berlin, Heidelberg. 195-214.
22. Mukhopadhyay, S. K., & Kouvelis, P. (1997). A differential game theoretic model for duopolistic competition on design quality. Operations Research, 45, 886–893.
23. Nakao, T. (1983). Profitability, market share, product quality and advertising in oligopoly. Journal of Economic Dynamics and Control, 6, 153–171.
24. Prasad, A., Naik, P. A., & Sethi, S. P. (2008). Building brand awareness in dynamic oligopoly markets. Informs Management Science, 54, 129–138.
25. Robinson. S. (2013). CONCEPTUAL MODELING FOR SIMULATION, Proceedings of the 2013 Winter Simulation Conference
26. Sbragia, L., Bischi, G. I., & Szidarovszky, F. (2008). Learning the demand function in a repeated cournot oligopoly game. International Journal of Systems Science, 39, 403–419.
27. Shy, O. (1995). Industrial Organization Theory and Applications – The MIT Press.
28. Thompson, G. L., & Sethi, S. P. (2000). Optimal Control Theory Applications to Management Science and Economics. Springer-Verlag.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۲۱۴-۱۸۷

تأثیر اندازه دولت بر رابطه بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.8.9

توحید قاسم نژاد[۱]، یوسف محمدزاده[۲]*، علی رضازاده[۳]

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ghasemnejad.tohid@gmail.com

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه، a.rezazadeh@urmia.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۴

چکیده

مطالعه حاضر با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم به‌عنوان یکی از مدل‌های تغییر رژیمی، تأثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران را طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۴۸ مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه، اندازه اقتصاد سایه طی دوره مورد بررسی با استفاده از روش MIMIC محاسبه شده است که نتایج محاسبه شده روند افزایشی آن را طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد. نتایج آزمون خطی‌بودن، وجود رابطه غیرخطی بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد را نشان می‌دهد. نتایج برآورد مدل LSTR نشان می‌دهد که حد استان‌های متغیر انتقال (اندازه دولت) برابر ۲/۶۷ و پارامتر شیب نیز ۸/۲۰ برآورد شده است. در رژیم اول افزایش اقتصاد سایه، تأثیر مثبت و افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد. در رژیم دوم نیز اقتصاد سایه و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تأثیر متفاوت از حالت قبل بر نابرابری درآمد دارند. به‌عبارت‌دیگر با افزایش اندازه دولت، اقتصاد سایه تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارند. از نگاهی دیگر هم می‌توان بیان کرد که با توجه به ساختار اقتصاد ایران که ضریب جینی بیشتر با استفاده از درآمدهای قابل رویت به‌ویژه کارکنان دولت محاسبه می‌شود، بزرگ شدن اندازه دولت، توزیع برابرتر درآمدها را نشان می‌دهد که ممکن است گمراه کننده باشد.

طبقه‌بندی JEL: O17, D63, H11

واژه‌های کلیدی: اندازه دولت، اقتصاد سایه، ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم، نابرابری درآمد

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۴۹۱۸۰۰۱۹

۱- مقدمه

اقتصاد سایه عموم اقتصادهای دنیا را درگیر و موجب تحریف قابل‌توجهی از سیستم اقتصادی کشورها می‌شود. اندازه اقتصاد سایه تأثیرات مخربی بر روی اثربخشی سیاست‌های کلان اقتصادی، درآمدهای مالیاتی، کمیت و کیفیت کالاها و خدمات عمومی، رقابت بین‌المللی، هزینه تأمین مالی، نرخ بیکاری، سیستم بانکی، رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌گذارد (سیکویوس[1] و همکاران، ۲۰۱۹). علاوه بر سیستم اقتصادی، گسترش اقتصاد سایه، حتی می‌تواند بر محیط‌زیست یک کشور نیز تأثیر مخربی داشته باشد (کرویتورو و ساراف[2]، ۲۰۱۲ و چن[3] و همکاران، ۲۰۱۸).

برخی از اقتصاددانان معتقد هستند که وجود بخش غیررسمی گسترده در اقتصاد، زمینه‌ساز نابرابری درآمد در اقتصاد بوده و توزیع درآمد را به سمت طبقه‌ای خاص متمایل می‌کند. از سوی دیگر اقتصاد سایه از طریق تأثیر بر مالیات به‌عنوان تأمین‌کننده مالی مخارج و اندازه دولت و تأثیرگذاری بر سیاست‌های اجرایی و هزینه‌های رفاهی دولت، بر نابرابری درآمد اثر می‌گذارد (اسدزاده و جلیلی، ۱۳۹۴). فعالیت‌های مربوط به حوزه اقتصاد سایه ممکن است با دامن زدن به فساد، باندبازی، فعالیت‌های رانتی و مسائلی از این دست، منجر به کاهش درآمد اقشار آسیب‌پذیر جامعه شده و به افزایش نابرابری درآمد منجر شوند. افزون بر این، فعالیت‌های این بخش ممکن است از طریق ایجاد اشتغال برای عده‌ای خاص، ایجاد فضای غیررقابتی در فضای کسب‌وکار و همچنین برخورداری برخی افراد از امتیازات خاص، به نابرابری‌های بزرگ‌تر منجر شود. نابرابری درآمد به‌عنوان معیاری مهم جهت سنجش وضعیت اقتصادی یک کشور به‌شمار می‌رود و به عوامل بسیاری بستگی دارد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها به ویژه در کشورهای درحال توسعه، دولت و مخارج دولتی می‌باشد. اصولاً دولت همواره به‌عنوان یک نهاد مهم و تأثیرگذار در حوزه اقتصاد مورد توجه و مطالعه مکاتب مختلف اقتصادی قرار گرفته است. رشد و توسعه اقتصادی و برقراری عدالت و برابری در امور اقتصادی و اجتماعی کشور از جمله وظایف عمده دولت بوده و دولت برای رسیدن به این اهداف نیاز به اقدامات مؤثر و درخور توجه در تخصیص بهینه منابع و تثبیت اقتصادی دارد.

برخی عوامل مانند پیشرفت‌های تکنولوژیکی، رشد جمعیت، تورم، رکود، شیوع برخی بیماری‌ها، وجود مشکلات عدیده در اقتصاد و مسائلی ازاین‌دست ممکن است

1. Psychoyios
2. Croitoru & Sarraf
3. Chen

زمینه‌ساز افزایش اندازه دولت در اقتصاد شود. با افزایش دخالت دولت در اقتصاد، فعالیت‌های مربوط به حوزه اقتصادی سایه به‌طور چشمگیری رشد می‌کند، که این امر سبب بروز آثار زیانباری در سیاست‌گذاری‌ها و تخصیص منابع می‌شود (یو و همکاران[۱]، ۲۰۰۶). در حقیقت افزایش در مخارج عمومی از سطحی مشخص به بعد، به‌طور حتم مولد نیست و دولت‌هایی با اندازه بزرگ‌تر بهتر از دولت‌هایی با اندازه کوچک‌تر در رسیدن به اهدافشان عمل نمی‌کنند (گوپتا و همکاران[۲]، ۲۰۰۱). در اقتصاد ایران، عوامل و شرایط بسیاری از جمله: وابستگی اقتصاد به نفت و گاز و فرآورده‌های پتروشیمی، عدم وجود صنایع بالادستی، خام فروشی‌های موجود در اقتصاد، تعداد بالای شرکت‌ها و سازمان‌های دولتی، عدم وجود بخش خصوصی قوی در اقتصاد و همچنین عدم حمایت از بخش خصوصی وجود دارند، که نشانگر ضعف این بخش بوده و همگی از لزوم توجه ویژه به این بخش حکایت دارند.

در مطالعه حاضر تلاش بر آن است تا تأثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، ابتدا به مروری بر ادبیات موضوع و تحقیقات انجام گرفته پرداخته شده و سپس روش تحقیق و مدل تحقیق معرفی می‌شود. در بخش چهارم نتایج کمی آزمون‌ها و در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

فعالیت‌هایی که به هر دلیلی در مبادی رسمی کشور اعم از سامانه‌های مالیاتی یا گمرکی کشور ثبت نمی‌شوند، حکم اقتصاد سایه یا فعالیت غیررسمی را دارند. فعالیت‌های مربوط به این بخش از اقتصاد ممکن است در شرایطی با انجام فعالیت‌های هنجارشکنانه همراه بوده و نوعی بی‌قانونی تلقی شوند، اما در برخی موارد نیز با انجام اعمالی که هیچ تناقضی با قانون و مقررات کشور ندارند همراه هستند (نادران و صدیقی، ۱۳۸۷). واژه‌های گوناگونی برای اقتصاد سایه به‌کار گرفته می‌شود از جمله اقتصاد غیررسمی[۳]، زیرزمینی[۴]، پنهان[۵]، مشاهده نشده[۶] و ... (مداح و محمدنیا سروی، ۱۳۹۵).

1. Yuet al
2. Guptaet al
3. Informal Economy
4. Underground Economy
5. Hidden Economy
6. Unobserved Economy

به‌تناسب واژگان گوناگونی که برای معرفی فعالیت‌های مربوط به اقتصاد سایه وجود دارند، تعاریف متفاوتی نیز برای معرفی این بخش از اقتصاد مطرح می‌شوند؛ سازمان بین‌المللی کار (ILO[1]) اقتصاد سایه را شامل تمامی فعالیت‌های اقتصادی که توسط ترتیبات رسمی پوشش داده نشده یا به حد کافی پوشش داده نمی‌شوند، تعریف می‌کند. گوتییرز رومرو[2] (۲۰۰۷)، اقتصاد سایه را به‌عنوان فعالیت‌های اقتصادی تعریف می‌کند که با مالیات و مقررات منطبق نیستند. گومیس پورکوئراس و همکاران[3] (۲۰۱۴)، اقتصاد سایه را به‌عنوان معاملات نقدی که فقط به‌منظور فرار از مالیات انجام می‌شوند، تعریف می‌کنند. کوزنتسوا و کوزنتسوا[4] (۲۰۱۵) اقتصاد سایه را به‌عنوان ابزاری برای ارزیابی نیازهای مصرف‌کننده، پتانسیل واقعی اقتصاد و تجارت ملی معرفی می‌کنند. مداح و محمدنیا سروی (۱۳۹۵)، اقتصاد سایه را شامل تمام فعالیت‌های اقتصادی معرفی می‌کنند که بنابه هر دلیلی از آمار رسمی و نظارت‌های دولتی پنهان می‌مانند. مدینا و اشنایدر[5] (۲۰۱۸)، اقتصاد سایه را شامل تمام فعالیت‌های اقتصادی که به دلایل پولی (اجتناب از پرداخت مالیات و فرار مالیاتی)، نظارتی (اجتناب از بوروکراسی دولتی) و نهادی (فساد و بخش مربوط به نهادهای سیاسی ضعیف) از مقامات دولتی پنهان نگه‌داشته شده‌اند، تعریف می‌کنند.

با توجه به تعاریف فوق، مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر ایجاد و گسترش اقتصاد سایه شامل نظام بوروکراسی و قوانین دست و پاگیر دولتی، عدم وجود نظام مالیات‌ستانی درست، افزایش مالیات‌های دریافتی از سوی دولت، عدم نظارت کافی در بخش‌های مختلف و فرآیندهای غیرقانونی مانند قاچاق، تجارت مواد مخدر و ... می‌باشد.

هر دو بخش رسمی و غیررسمی با توجه به این‌که در چه شرایطی قرار دارند، ممکن است تفاوت‌ها و تشابه‌هایی با یکدیگر داشته باشند. در جدول ۱، بررسی اجمالی دو بخش رسمی و غیررسمی در زمینه‌های ماهیت شرکت‌ها، تکنولوژی، بازار عوامل تولید (ورودی) و بازارهای تولیدی انجام‌شده است، که تفاوت‌های هر دو بخش رسمی و غیررسمی در موارد ذکرشده را نشان می‌دهد.

1. International Labour Organization
2. Gutiérrez-Romero
3. Gomis-Porqueraset al
4. Kuznetsova & Kuznetsova
5. Medina andSchneider

جدول ۱. مقایسه بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد

	بخش رسمی	بخش غیررسمی
ماهیت شرکت‌ها	– شرکت‌های ثبت‌شده، بزرگ و دارای ماهیت حقوقی – شرکت‌های تخصصی – مالکیت داخلی و یا خارجی – تولید در مقیاس بزرگ – شغل ها دائمی، تمام‌وقت با نرخ بالا و براساس قرارداد کار رسمی – حداکثر سود شرکت‌ها همراه با فرار مالیاتی – هدف اصلی انباشت سرمایه است.	– شرکت‌های ثبت‌نشده، کوچک و غیرقانونی – واحدهای مختلف – به‌طور عمده شرکت‌های خانوادگی – تولید در مقیاس کوچک – افرادی که به‌صورت دائمی به‌کار خویش‌فرما مشغول هستند، افراد خانواده که درآمدی از کار کسب نمی‌کنند، کارگران فصلی و نیمه‌وقت – شرکت‌های تولید درآمد با فرار کامل مالیاتی – هدف اصلی جذب کار است.
تکنولوژی	– تکنولوژی پیشرفته مدرن – استفاده از ابزارها و مهارت‌های پیشرفته – تولید سرمایه‌بر – مستلزم آموزش (تحصیلات) رسمی – ورودی‌های ملزومات	– استفاده از تکنولوژی‌های تصویب‌شده – استفاده از ابزارهای ساده و مهارت‌های کم – تولید کاربر – یادگرفتن از طریق انجام دادن – ورودی‌های محلی
بازار عوامل تولید (ورودی)	– دسترسی به مواد خام با مانع مواجه شود. – کارگران طبق قانون کار به‌کار گرفته می‌شوند. – دسترسی به منابع داخلی و خارجی و مؤسسات مالی با نرخ بهره نسبتاً پایین – معاملات اعتباری ممکن است انجام شود.	– دسترسی آسان به مواد خام از محیط‌های محلی – نیروی کار طبق قانون کار به‌کار گرفته نمی‌شود. – به هیچ مؤسسه مالی دسترسی نداشته و به اعتبار خود و یا اعتبار غیررسمی با نرخ بالا وابسته است. – تمام معاملات به‌صورت نقدی انجام می‌پذیرد
بازارهای تولیدی	– موانع ورود – شرکت‌های بزرگ – محصولات استانداردشده – دولت بازار را از طریق تعرفه‌ها، واردات، مجوز و ... سازمان‌دهی می‌کند. – بازگشت بالای هر دو سرمایه انسانی و فیزیکی	– ورود آسان – شرکت‌های رقابتی – محصولات غیراستاندارد – بازارها تنها و بدون سازمان‌دهی هستند. – بازگشت پایین پول و سرمایه

منبع: سوارز- بنرگوئلا[1] (۱۹۸۷)، نافزینگر[2] (۱۹۸۸)، لوبل[1] (۱۹۹۱)، گوپتا[2] (۱۹۹۷)، سازمان ملل متحد[3] (۱۹۹۷)، عطیه[4] (۲۰۰۹).

1. Suarez-Benerguela
2. Nafzinger

عوامل گوناگونی در توضیح شکل‌گیری و اندازه‌ی بخش غیررسمی وجود دارند. وضع مالیات بالا، وضع قوانین دشوار و وضع مالیات بالا برای حقوق و هزینه‌های کار، تنها برخی از این عوامل هستند که ممکن است شرکت‌ها را به غیررسمی بودن سوق دهند (کاپاسو و جاپللی[5]، ۲۰۱۳). در حقیقت بخش غیررسمی از دو نوع نیروی کار بهره می‌برد: نوع اول شامل کارگران خانواده و کارگران بدون حقوق و نوع دوم متشکل از کارگران مزدبگیر، کارگران بدون کارفرمای ثابت، کارگران نیمه‌وقت و موقت بخش رسمی و کارگرانی که در خانه مشغول کار هستند (بیشتر زنان) می‌باشند (عطیه، ۲۰۰۹).

فعالیت‌های مربوط به حوزه اقتصاد سایه پیامدها و تبعاتی به دنبال دارند که می‌توانند به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم بر سایر فعالیت‌های اقتصادی تأثیرگذار باشند. کاهش درآمدهای مالیاتی، مشکلات اخلاقی مالیات، آثار رفاهی ناعادلانه در مالیات‌دهندگان، تحریف داده‌های اقتصادی و اجتماعی، رقابت قیمت ناعادلانه میان شرکت‌کنندگان در بخش رسمی و کسانی که در بخش غیررسمی مشغول هستند و تخصیص ناکارآمد منابع اقتصادی برخی از پیامدهای مهم بخش غیررسمی هستند (باجادا و اشنایدر[6]، ۲۰۰۵).

جدا از مسائل اخلاقی و سیاسی، سهم بزرگ اقتصاد سایه، برای دولت‌ها و سیاست‌گذاران مسئله‌ای جدی است، چون سرمایه‌گذاری‌ها را منحرف و نابرابری درآمدی را تشدید می‌کند (کاپاسو و جاپللی، ۲۰۱۳). در این راستا، تأثیر اقتصاد سایه بر توزیع درآمد با توجه به تناقض آن با هدف دولت در این حوزه، یعنی عادلانه کردن توزیع درآمد از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان کشور برخوردار است.

اقتصاد سایه از طریق اثر بر مالیات به‌عنوان تأمین‌کننده مالی مخارج و اندازه دولت و تأثیرگذاری بر سیاست‌های اجرایی و هزینه‌های رفاهی دولت بر نابرابری درآمد اثرگذار است (اسدزاده و جلیلی، ۱۳۹۴). بخش بزرگ دولتی ممکن است به‌دلیل هزینه‌های تأمین مالی دولت از طریق افزایش مالیات، قرض گرفتن و یا چاپ پول، اثرات سرریز

---

1. Lubell
2. Gupta
3. United Nations
4. Attia
5. Capasso andJappelli
6. Bajada andSchneider

منفی داشته باشد. برعکس اگر هزینه‌های دولت بسیار کوچک یا حتی صفر باشد، دولت در ارائه کالاهای عمومی با مشکل روبرو می‌شود (اسیما کوپولوس وکارویاس[1]، ۲۰۱۵).

دولت به دو طریق مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند بر توزیع درآمد تأثیرگذار باشد: در روش مستقیم، دولت از طریق هزینه‌های دولتی و مالیات‌بندی و در روش غیرمستقیم از طریق اصلاح در نظام مالکیت ارزی و نیز به کار بستن سیاست اشتغال یا سیاست قیمت‌ها، توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (رضایی و همکاران، ۱۳۹۲). هزینه‌های دولت شامل: هزینه نیروی کار، هزینه تأمین کالاهای مصرفی، سرمایه‌گذاری در ایجاد راه‌ها، مدارس، بیمارستان‌ها، هزینه‌های مربوط به بازنشستگان، یارانه‌های نقدی و غیرنقدی، پرداختی به بیکاران و مسائلی از این دست می‌باشد. اگر دولت برای کاهش هزینه‌های ذکرشده اقدام به انتشار اوراق قرضه کند، در این صورت توزیع درآمد بدتر و نابرابری درآمد تشدید می‌شود. در مورد تأثیر مالیات بر نابرابری درآمد نیز دو حالت وجود دارد:

- اگر وضع مالیات با درنظر گرفتن شرایط معیشتی افراد بوده و مالیات پرداختی از سوی افراد ثروتمند و فقیر متفاوت باشد، به بهبود توزیع درآمدها کمک شایانی کرده و زمینه لازم برای افزایش برابری در جامعه را فراهم می‌کند.
- اگر وضع مالیات از همه اقشار جامعه یکسان بوده و وضع معیشتی افراد در نظر گرفته نشود، در این صورت وضع مالیات به نابرابری‌های بیشتر دامن زده و توزیع درآمد را بدتر می‌کند.

اعتقاد عمومی براین است که نرخ‌های بالای مالیات از دلایل اصلی تقویت و رشد اقتصاد سایه هستند (اشنایدر و انست[2]، ۲۰۰۰). به عبارت دقیق‌تر، زمانی که بار مالیاتی افزایش می‌یابد، انگیزه فعالیت در بخش رسمی اقتصاد به شدت کاهش‌یافته و مردم به سمت فعالیت‌های غیررسمی سوق داده می‌شوند. مالیات بر درآمد شخصی بیشترین تأثیر را بر اقتصاد سایه دارد (گونزالز فرناندز و گونزالز ولاسکو[3]، ۲۰۱۵). اگر گسترش اقتصاد سایه، به علت افزایش مالیات باشد، این روند ممکن است به کاهش پایه مالیات‌ها و درآمدهای مالیاتی بینجامد و این امر ممکن است زمینه کسری بودجه دولت را فراهم

1. Asimakopoulos andKaravias
2. Schneider and Enste
3. González-Fernández and González-Velasco

کند که برای جبران آن، نرخ مالیات‌ها دوباره افزایش می‌یابد و پیامد بعدی آن، افزایش دامنه اقتصاد سایه است (سرلک، ۱۳۸۴).

اندازه بهینه دولت و کوچک‌سازی آن از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان معاصر به‌حساب می‌آید. در مورد اندازه دولت دو دیدگاه متفاوت وجود دارد: دیدگاه اول مربوط به اقتصاددانان مکتب نئوکلاسیک است که معتقدند افزایش اندازه دولت به رکود اقتصادی و کاهش عملکرد اقتصادی می‌انجامد و دیدگاه دوم مربوط به اقتصاددانان مکتب کینز است که معتقدند افزایش اندازه دولت با تحریک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به رشد اقتصادی کمک می‌کند.

به عقیده تانزی (۱۹۹۹)، افزایش حجم و دخالت دولت در اقتصاد ممکن است زمینه ظهور یا گسترش اقتصاد سایه را افزایش دهد. با وجود اقتصاد سایه، به احتمال زیاد، سیاست‌های دولت بر پایه متغیرهای کلان اقتصادی ناموفق خواهد بود (هوئی کوآنگ یو و همکاران، ۲۰۰۶).

اندازه دولت به غیراز مالیات‌بندی و وضع مالیات، از طریق کانال‌های گوناگونی از جمله توزیع مناسب و تخصیص بهینه منابع، حمایت از صنایع نوپا، حمایت از فناوری‌های دانش بنیان، به‌کارگیری قشر تحصیل‌کرده در امور اجرایی کشور و بهبود شرایط رفاهی در مناطق محروم نیز ممکن است بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد تأثیرگذار باشد.

اقتصاد زیرزمینی یا اقتصاد در سایه یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران به‌شمار می‌رود. براساس آمار سال ۲۰۱۸، رتبه ایران در شاخص شفافیت ۱۳۸ از ۱۸۰ کشور مورد بررسی بوده است (سازمان بین‌المللی شفافیت[1]، ۲۰۱۸). از سوی دیگر اقتصاد ایران یک اقتصاد بسته و محدودیت‌های بسیار زیادی در تجارت است، تعرفه‌های گمرگی بسیار بالا بوده و قوانین وارادات کالا نسبت به کشورهای دنیا گسترده است. براساس گزارش انجمن اقتصاد جهانی[2] از شاخص رقابت‌پذیری جهانی[3]، رتبه اقتصاد ایران از باز بودن اقتصاد، ۱۳۹ از بین ۱۴۱ کشور است، که نشان می‌دهد اقتصاد ایران یکی از بسته‌ترین اقتصادهای جهان است. یکی از زیرشاخه‌های این شاخص، تعرفه‌های گمرکی است که رتبه ایران ۱۴۱ از ۱۴۱ کشور مورد بررسی می‌باشد (انجمن اقتصاد جهانی، ۲۰۱۹). همچنین یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران، اندازه بزرگ دولت و تسلط دولت بر فعالیت‌های اقتصادی است. از سوی دیگر کیفیت حکمرانی

1. Transparency International
2. World Economic Forum
3. Global Competitiveness index

در این میان اثر سوء مضاعفی را ایجاد می‌کند. مجموعه این شرایط بستری را فراهم می‌آورد که فعالیت‌های زیرزمینی و غیررسمی در اقتصاد ایران توجیه بیشتری برای فعالان اقتصادی داشته باشد. در حقیقت زمانی که یک فعال اقتصادی، فعالیت در اقتصاد رسمی و شفاف را پرهزینه و سخت می‌بیند، به سمت عدم شفافیت و اقتصاد سایه روی می‌آورد. با توجه به این شرایط بررسی، مباحث و مسائل مربوط به اقتصاد سایه در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

مرور ادبیات نظری موضوع بیانگر آن است که تأثیر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد در سطوح مختلف اندازه دولت، چندان روشن نیست، لذا برای روشن شدن تأثیر اقتصاد سایه بر توزیع درآمد، با توجه به اندازه‌های مختلف دولت و حجم دخالت دولت در اقتصاد، لازم است مطالعه تجربی انجام گیرد.

۳- مطالعات تجربی

در این بخش ابتدا مطالعات تجربی خارجی و سپس مطالعات تجربی داخلی مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

والنتینی[1] (۲۰۰۷)، طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه با استفاده از داده‌های تابلویی در کشور ایتالیا پرداخته است. نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد انحراف درآمدی که جذب اقتصاد سایه می‌شود، با توجه به مقیاس دستمزدهای قانونی، کاهش نابرابری درآمد را درپی دارد. بنابراین رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد، منفی است.

کوزنتسوا و کوزنتسوا (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه اقتصاد سایه و فقر پرداخته اند. به عقیده آنها، از بین بردن اقتصاد سایه مستلزم دخالت دولت بوده و باید نیاز تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در نظر گرفته شود. همچنین نتایج مطالعات آن‌ها حاکی از آن است که گرایش بیشتر نسبت به اجرای تعهدات مالیاتی، حجم فعالیت‌های مربوط به اقتصاد سایه را کاهش می‌دهد.

الورن و اوزگور[2] (۲۰۱۶)، رابطه نابرابری درآمد و اقتصاد سایه در ترکیه را طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۳ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون علیت گرنجر بررسی کرده‌اند. براساس نتایج پژوهش آن‌ها، افزایش

1. Valentini
2. Elveren and Özgür

نابرابری درآمد و رقابت در تجارت خارجی منجر به گسترش اقتصاد سایه می‌شود و بیکاری تأثیر منفی بر اقتصاد سایه دارد.

دل آننو[1] (۲۰۱۶)، رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه را با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری (SE) و با بهره‌گیری از داده‌های مقطعی مربوط به ۱۱۸ کشور بررسی کرده‌است. براساس نتایج پژوهش وی، بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه رابطه مثبت وجود دارد و این همبستگی مثبت به‌دلیل کاهش تولید ناخالص داخلی بخش رسمی و نه به‌دلیل افزایش فعالیت‌های غیررسمی می‌باشد.

یاپ و همکاران[2] (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه غیرخطی اقتصاد سایه و نابرابری درآمد با استفاده از روش حداقل مربعات تابلویی و با به‌کارگیری داده‌های تابلویی نامتعادل مربوط به ۱۵۴ کشور طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. براساس نتایج مطالعه آن‌ها، رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه در کشورهای توسعه یافته (کشورهای عضو OECD) و کشورهای در حال توسعه متفاوت است. براساس یافته‌های آن‌ها، میان اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در کشورهای منتخب طی دوره مورد بررسی ارتباط غیرخطی و معنی‌دار وجود داشته و در حالت کلی رابطه این دو متغیر به اندازه اقتصاد سایه بستگی دارد. همچنین رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته (کشورهای عضو OECD) به‌صورت N معکوس بوده و در کشورهای درحال توسعه طبق بررسی‌های نیمه‌پارامتریک و ناپارامتریک این رابطه به‌صورت U معکوس می‌باشد.

سیکویوس و همکاران (۲۰۱۹)، طی مطالعه‌ای ضمن محاسبه اقتصاد سایه در ۱۹ کشور عضو اتحادیه اروپا، به بررسی نقش دولت در میزان گسترش اقتصاد سایه پرداخته‌اند. آنها از ورودی مصرف برق برای اندازه‌گیری اقتصاد سایه بهره برده‌اند و برای بررسی تأثیر کیفیت دولت از سه متغیر استفاده کرده و در مدل پانلی، تأثیرات آنها بر روی اقتصاد سایه را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کیفیت دولت نقش کلیدی در کاهش اندازه اقتصاد سایه دارد. فرزانگان[3] و همکاران (۲۰۱۹) نیز نقش اقتصاد آزاد یا دخالت کم دولت بر روی اقتصاد سایه برای کشور مصر طی دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۳ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نیز حاکی از آن

1. Dell'Anno
2. Yap et al
3. Farzanegan

است که آزادسازی تجاری و عدم دخالت‌های بی‌مورد دولت موجب کاهش اندازه اقتصاد سایه (به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) می‌شود.

دل‌آنو و داوینسکو[1] (۲۰۱۹)، نیز برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷، اندازه اقتصاد سایه و فرار مالیاتی را با روش MIMIC برای کشور رومانی مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که اقتصاد سایه و فرار مالیاتی رفتار متفاوتی را در چرخه‌های تجاری اقتصاد دارند و لذا باید سیاست‌ها و برنامه‌ها متفاوتی را برای آن‌ها ارائه کرد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی اثر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۸ پرداخته‌اند. آن‌ها برای این کار از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) که شامل متغیرهای توزیع درآمد، اندازه دولت، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و تورم استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش اندازه دولت، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی سبب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود.

اسدزاده و جلیلی (۱۳۹۴)، با استفاده از آزمون شکست ساختاری درون‌زای بای-پرون و انجام آزمون ریشه واحد لی-استرازیکیچ و با روش حداقل مربعات معمولی به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و اقتصاد سایه در ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. براساس بررسی آن‌ها اثر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد مثبت بوده و این امر به‌دلیل ضربه زدن اقتصاد سایه بر پیکر تولید، اشتغال و کارآفرینی در جامعه می‌باشد. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که افزایش اندازه دولت، منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

شهاب و پژویان (۱۳۹۴)، به بررسی رابطه بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی برای مجموعه‌ای از ۵۰ کشور متشکل از دو بلوک ۲۵ کشوری طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۹ پرداخته‌اند. آن‌ها برای این کار از داده‌های تابلویی استفاده کرده و در نهایت نتیجه‌گیری کرده‌اند وجود رابطه کوزنتس بین رشد اقتصادی و اقتصاد سایه غیرقابل انکار بوده و نوع ارتباط بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی به موقعیت کشورها در مسیر توسعه بستگی دارد.

فرزانگان و حبیب‌پور (۱۳۹۶)، با استفاده از اطلاعات مربوط به ۱۴۰ هزار نفر شامل بیش از ۳۶ هزار خانوار شهری و روستایی، به بررسی نابرابری درآمد و فقر در ایران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها حکایت از آن دارد که سیاست تقسیم سود منابع

1. Dell'Anno & Davidescu

مالی با مالیات بر درآمد مستقیم، تأثیر قابل توجهی بر شاخص ضریب جینی دارد، در حالی که سیاست‌های هدفمند در کاهش تعداد خانوارهای فقیر مؤثر است.

رضازاده و فتاحی (۱۳۹۶)، طی مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر روی اقتصاد سایه در ایران طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۲ با رویکرد تحلیل هم‌انباشتگی پرداخته‌اند. نتایج آنها حاکی از آن است که هر دو شاخص توسعه مالی (عمق مالی و کارایی مالی) تأثیر منفی بر روی اقتصاد سایه در ایران داشته است. در این مطالعه درجه باز بودن تجاری که به نوعی نشانگر کاهش دخالت دولت در اقتصاد است، تأثیر منفی بر روی اقتصاد سایه‌ای در ایران داشته است.

مداح و فراهتی (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بیکاری بر روی اقتصاد سایه در ایران با رویکرد تقاضای پول برای دوره ۱۳۵۵-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که بار مالیاتی و نرخ بیکاری اثر مثبت بر روی اقتصاد سایه در ایران داشته است، به‌طوری‌که ۷ درصد از اقتصاد سایه به بیکاری مرتبط است. حجم اقتصاد سایه در ایران نیز در این مطالعه ۱۶/۳۵ درصد برآورد شده است.

مرور مطالعات تجربی انجام یافته در داخل کشور، نشان می‌دهد که تأثیر اندازه دولت و حجم دخالت دولت در اقتصاد، بر رابطه بین اقتصاد سایه و توزیع درآمد در مطالعات مورد توجه قرار نگرفته است. با توجه به روشن نبودن تأثیر متغیر اندازه دولت بر رابطه این دو متغیر، بررسی تجربی موضوع می‌تواند برای برنامه‌ریزان امر، اهمیت وافری داشته باشد.

۴- روش تحقیق

در مطالعه حاضر به‌منظور بررسی تأثیر اندازه دولت بر رابطه غیرخطی اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. بر این اساس و به پیروی از تراسویرتا[1] (۲۰۰۴) و آسلانیدیس و خپاپادیس (۲۰۰۶)، یک مدل انتقال ملایم با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \alpha + \{\varphi + \theta z_t G(\gamma, C, S_t)\} z_t + u_t \qquad (۱)$$

در معادله‌ی فوق t=1,…,T و همچنین y_t متغیر وابسته، z_t برداری از متغیرهای برون‌زا، α اثرات ثابت مقاطع و $ut \sim iid(0,\sigma 2)$ جزء خطاست. تابع $G(\gamma, C, S_t)$

1. Terasvira

نشان‌دهنده یک تابع انتقال (عامل ایجاد رابطه غیرخطی) است، که دارای دو ویژگی پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که به پیروی از عزیزی (۱۳۹۷) به‌صورت لاجستیکی تصریح می‌شود.

$$G(s_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^{j}(s_t - c_j)]\}^{-1} \quad (۲)$$

که در آن C یک بردار j بعدی از مقدار استان‌های و γ نشان‌دهنده سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است که همان شیب معادله می‌باشد و دارای قید بدیهی $\gamma > 0$ است. s_t بیانگر متغیر انتقال است. تابع انتقال به‌طورمعمول دارای یک یا دو حد استان‌های ($j=1, j=2$) است، ویژگی پیوسته و کران‌دار بودن تابع انتقال بین صفر و یک موردبحث قرار می‌گیرد (عزیزی، ۱۳۹۷). جهت انتخاب متغیر انتقال مناسب، ابتدا آزمون خطی بودن مدل برای متغیرهای بالقوه مختلف انجام می‌شود و سپس متغیری انتخاب می‌شود که مقدار آماره آزمون برای آن در بین سایر متغیرها کمترین باشد (خورسندی و عزیزی، ۱۳۹۱).

در مطالعه حاضر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در چهارچوب این روش و براساس حداکثر درست‌نمایی شرطی و توسط الگوریتم نیوتون-رافسون برآورد می‌شود، لذا مدل تحقیق در قالب رگرسیون انتقال ملایم می‌تواند به شکل زیر تصریح شود:

$$lgini_t = \alpha + \beta_1 lshadow_t + \beta_2 lgdppc_t + \beta_3 lgs_t \sum_{j=1}^{r}[\varphi_1 lshadow_t + \varphi_2 lgdppc_t + \varphi_3 lgs_t]Gj\left(S_t^j, \gamma_j, c_j\right) + u_t \quad (۳)$$

که در آن $lgini_t$ نشان‌دهنده نابرابری درآمد، $lshadow_t$، نشان‌دهنده اقتصاد سایه، $lgdppc_t$، نشان‌دهنده تولید حقیقی سرانه و lgs_t، نشان‌دهنده اندازه دولت می‌باشند. لازم به ذکر است که تمامی متغیرهای مورد استفاده به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. به‌منظور اندازه‌گیری نابرابری درآمد از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. همچنین اندازه دولت از نسبت مخارج مصرفی به تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده است. در مطالعاتی همچون اسدزاده و جلیلی (۱۳۹۴) و لو و همکاران[1] (۲۰۱۷) نیز اندازه دولت به‌عنوان عامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد معرفی شده است. به‌منظور اندازه‌گیری تولید حقیقی سرانه، از نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت کل کشور استفاده شده است. داده‌های مربوط به هر سه متغیر نامبرده از مجموعه شاخص‌های

1. Luo et al

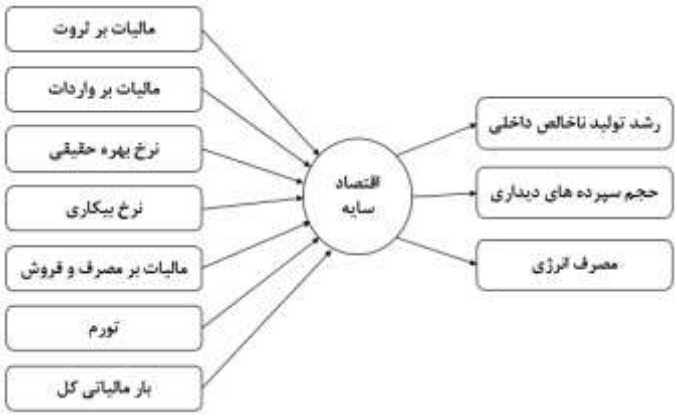
توسعه جهانی بانک جهانی (WDI[1]) برای دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۷ استخراج شده است.

براساس مطالب ارائه شده در مبانی نظری موضوع، این امکان وجود دارد که نحوه تأثیرگذاری اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد تحت تأثیر اندازه دولت متفاوت باشد، لذا در این مطالعه که اندازه دولت به‌عنوان متغیر انتقال مورد استفاده قرار گرفته است، می‌تواند توجیه‌پذیر باشد. البته لازم به توضیح است که انتخاب متغیر انتقال بصورت درون‌زا و براساس نتایج آزمون F انجام گرفته است، ولی این انتخاب کاملا با هدف اصلی تحقیق همسو بوده است.

متغیر Lshadow، بیانگر حجم اقتصاد سایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی مورد بررسی می‌باشد. روش‌های متفاوتی جهت برآورد اقتصاد سایه وجود دارد، که از این بین می‌توان به رویکرد فازی، فازی چندمرحله‌ای، شاخص چندگانه - علل چندگانه (MIMIC[2]) و شاخص چندگانه-علل چندگانه پویا اشاره کرد. مدل MIMIC، توسط جورسکف و گلدبرگر[3](۱۹۷۵) توسعه یافته و در بسیاری از مطالعات تجربی برای پیش بینی اقتصادی سایه مورد استفاده قرار گرفته است. برای به دست آوردن اندازه دقیق از اقتصاد سایه متغیرهای کلان زیادی معرفی شده است. اشنایدر و ساوازان[4] (۲۰۰۷)، مدل MIMIC را با درآمد مالیاتی، نرخ بیکاری، درآمد حقیقی سرانه و تورم به‌عنوان دلایل چندگانه و بازار کار و پول به‌عنوان اثرات چندگانه گسترش داده‌اند (بنکریم[5] و همکاران، ۲۰۱۹).

محاسبه اقتصاد سایه در ایران با استفاده از متغیرهای مالیات برثروت، مالیات بر واردات، نرخ بهره حقیقی، نرخ بیکاری، مالیات بر مصرف و فروش، تورم، بار مالیاتی کل، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، حجم سپرده‌های دیداری و مصرف انرژی و به کمک رویکرد شاخص چندگانه- علل چندگانه (MIMIC) مدل‌سازی شده است. نمودار ۱، مدل‌سازی MIMIC برای محاسبه اقتصاد سایه در ایران را نمایش می‌دهد.

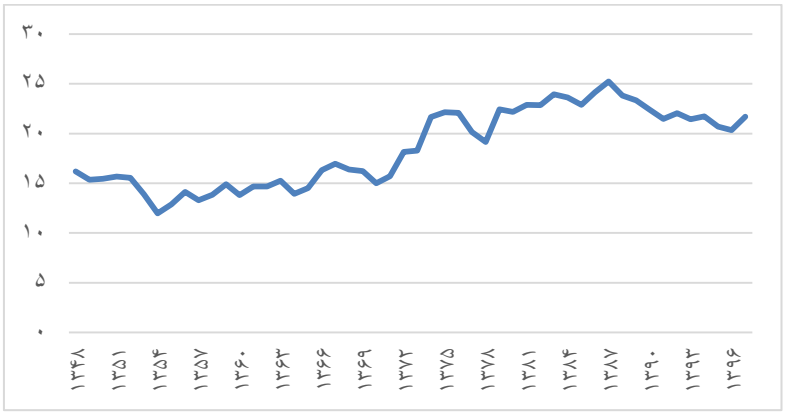
1. World Development Indicators
2. Multiple Indicators and Multiple Causes
3. Joreskog & Goldberger
4. Schneider and Savasan
5. Benkraiem



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. مدل‌سازی استخراج اقتصاد سایه با استفاده از روش MIMIC

براساس مدل فوق، حجم اقتصاد سایه در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۴۸-۱۳۹۷ با استفاده از نرم افزار STATA محاسبه شده است. روند اقتصاد سایه به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی در طی این مدت در نمودار ۲ آمده است. همان‌طورکه در این نمودار مشخص است، حجم اقتصاد سایه در طی دوره روند رو به افزایشی داشته است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. روند تغییرات نسبی اندازه اقتصاد سایه در ایران

در حقیقت، در مطالعه حاضر فرض بر این است که با اندازه‌های متفاوت دولت، رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند. همچنین در این مدل، چنانچه متغیر اندازه دولت کمتر از سطح استان‌های cj باشد،تأثیر اقتصاد سایه و تولید سرانه بر نابرابری درآمد به ترتیب برابر با β_1 و β_2 خواهد بود و چنانچه متغیر اندازه دولت بیشتر از سطح استان‌های cj باشد، تأثیر اقتصاد سایه و تولید سرانه بر نابرابری درآمد به ترتیب برابر با $\varphi_1 + \beta_1$ و $\varphi_2 + \beta_2$ می‌باشد. به پیشنهاد عزیزی (۱۳۹۷)، در نظر گرفتن یک یا دو مقدار استان‌های، j=1،j=2 برای مواجهه با تغییرپذیری پارامترها کفایت می‌کند.

برای j=1، مدل STR، برای دو رژیم حدی مرتبط با مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال در مقایسه با حد استان‌های و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب β_1 و β_2 تا $\varphi_1 + \beta_1$ و $\varphi_2 + \beta_2$ دلالت می‌کند. برای j=2، تابع انتقال در نقطه $(c_1 + c_2)/2$ به‌حداقل می‌رسد و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال لحاظ می‌کند (عزیزی، ۱۳۹۷ به نقل از اسکریبانو و جوردا[1]، ۱۹۹۹).

۵- یافته‌های تجربی

۵-۱- آزمون پایایی

پیش از تجزیه و تحلیل داده‌های تحقیق، پایایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. پایایی متغیرهای تحقیق به این معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل سبب به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود، بنابراین پیش از اینکه مدل STR تخمین زده شود، پایایی متغیرهای مورد استفاده برمبنای آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[2]و شناسایی نقاط شکست برمبنای آزمون زیوت-اندریوز بررسی می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته در جدول (۲) ارائه شده، که بیانگر ناپایایی تمامی متغیرها در سطح آنها بوده است. همه متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا شده‌اند و انباشته از مرتبه یک هستند.

1. Escribano and Jorda
2. Augmented Dickey - Fuller

جدول ۲.آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته

متغیر	سطح		با یک‌بار تفاضل‌گیری	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
LGS	-۱/۶۷۳۴ (۰/۴۳۸۲)	-۲/۶۵۱۷ (۰/۲۶۰۵)	-۷/۳۸۹۱ (۰/۰۰۰۰)	-۷/۳۱۶۹ (۰/۰۰۰۰)
LGINI	-۱/۸۸۳۱ (۰/۳۳۷۳)	-۱/۷۷۱۱ (۰/۷۰۳۵)	-۴/۷۲۲۶ (۰/۰۰۰۴)	-۴/۹۸۷۶ (۰/۰۰۱۰)
LGDPPC	-۱/۹۶۶۱ (۰/۳۰۰۴)	-۱/۹۰۰۴ (۰/۶۳۸۹)	-۴/۲۶۵۳ (۰/۰۰۱۴)	-۴/۳۴۴۳ (۰/۰۰۶۲)
LSHADOW	-۰/۹۸۷۶ (۰/۷۵۰۷)	-۲/۴۳۰۷ (۰/۳۵۹۹)	-۶/۷۶۶۶ (۰/۰۰۰۰)	-۶/۶۹۲۷ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال آماره هستند.

با توجه به این که در سری زمانی متغیرهای کلان اقتصادی وجود شکست ساختاری امری قابل پیش‌بینی می‌باشد و بررسی شکست ساختاری می‌تواند از ایجاد رگرسیون کاذب جلوگیری کند، به‌منظور بررسی پایایی و شناسایی نقاط شکست، از آزمون ریشه واحد با یک شکست ساختاری درون‌زا زیوت- اندریوز[1] (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون ریشه‌واحد با شکست ساختاری درون‌زا، ناپایایی و فرضیه مقابل پایا با لحاظ شکست ساختاری می‌باشد. نتایج آزمون شکست ساختاری زیوت- اندریوز در جدول (۳) در سه الگوی A، B و C که بیانگر شکست در عرض از مبدأ، شکست در روند زمانی و شکست در عرض از مبدأ و روند زمانی می‌باشد، ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون وجود ریشه‌واحد همراه با شکست ساختاری در عرض از مبدأ یا روند و یا هر دو جزء است.

1. Zivot and Andrews

جدول۳.آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون زیوت-اندریوز

متغیر	الگوی A (شکست در عرض از مبدأ)		الگوی B (شکست در روند زمانی)		الگوی C (شکست در عرض از مبدأ و روند زمانی)	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LGS	۱۳۶۲	-۴/۱۴۹۲	۱۳۷۱	-۳/۶۵۲۵	۱۳۶۱	-۴/۰۲۷۴
LGINI	۱۳۵۹	-۳/۶۹۵۳	۱۳۶۶	-۳/۴۸۷۶	۱۳۶۳	-۳/۸۵۳۹
LGDPPC	۱۳۵۷	-۴/۶۹۵۳ *	۱۳۶۶	-۴/۹۹۹۷ ***	۱۳۶۳	-۴/۹۸۸۲ *
LSHADOW	۱۳۷۲	-۴/۲۶۲۹	۱۳۸۷	-۳/۵۲۲۱	۱۳۷۲	-۴/۱۲۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

***، ** و * نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

نتایج به‌دست آمده بیانگر این است که لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه در الگوی A و C در سطح ۱۰ درصد و در الگوی B در سطح ۱ درصد پایا بوده و سایر متغیرها براساس هر سه آماره آزمون زیوت-اندریوز ناپایا هستند. لذا لازم است پس از تخمین مدل STR، مرتبه انباشتگی و پایایی پسماندهای مدل برآورد شده بررسی شود و درصورتی مدل از نظر پایداری قابل قبول خواهد بود که پسماندهای حاصل شده پایا بوده و انباشته از مرتبه صفر باشند.

۵-۲- *آزمون غیرخطی بودن مدل، انتخاب متغیر انتقال و شکل تابع انتقال*

نخستین گام در برآورد مدل STR، تعیین وقفه‌های بهینه برای متغیرهای به کار رفته در مدل است. برای این منظور از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان کوئین استفاده می‌شود. در این مطالعه، با توجه به پایین بودن تعداد مشاهدات و صرفه‌جویی در تعیین وقفه بهینه، از معیار شوارتز بهره گرفته شده است. وقفه بهینه براساس این معیار، وقفه یک برای متغیر وابسته و وقفه صفر برای متغیرهای توضیحی به دست آمده است.

حال لازم است وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفته و پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی، باید از میان متغیرهای مورد مطالعه، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی براساس آزمون F2،F، F3 وF4 تعیین

شود. نتایج برآورد این مرحله از پژوهش در قالب جدول(۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهدکه فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود.

جدول۴. آزمون خطی بودن و رابطه‌غیرخطی، نوع الگو و متغیر انتقال

مدل پیشنهادی	ارزش احتمالی F_2	ارزش احتمالی F_3	ارزش احتمالی F_4	ارزش احتمالی F	متغیر انتقال
Linear	۰/۰۰۳۹	۰/۹۸۶۲	۰/۸۵۱۳	۰/۱۴۸۳	LGINI(t-1)
LSTR1	۰/۰۱۶۰	۰/۹۴۵۸	۰/۰۱۱۵	۰/۰۰۹۶	LGS(t)*
LSTR1	۰/۰۰۶۵	۰/۴۳۷۶	۰/۱۴۱۵	۰/۰۱۸۵	LSHADOW(t)
Linear	۰/۰۷۵۳	۰/۰۰۰۰۸	–	–	LGDPPC
LSTR1	۰/۰۰۷۲	۰/۰۶۸۹	۰/۵۵۳۷	۰/۰۱۷۴	TREND

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها، مرحله‌ی بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای الگویی غیرخطی می‌باشد. در این مرحله متغیری به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شده باشد (شهبازی و حسن‌زاده، ۱۳۹۴)، بنابراین با توجه به جدول (۶)، مناسب‌ترین متغیر انتقال اندازه دولت (GS) تعیین می‌گردد. برای انتخاب نوع الگو از آماره F2، F3 و F4 استفاده می‌شود. با مراجعه به نتایج گزارش‌شده در جدول فوق، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال (GS) الگوی LSTR1، یعنی مدل لاجستیک با یک‌بار تغییر رژیم است. در ادامه مدل فوق با لحاظ اندازه دولت به‌عنوان متغیر انتقال با استفاده از مقادیر اولیه و الگوریتم نیوتن - رافسن برآورد شده است.

جدول (۵)، بیانگر نتایج حاصل از تخمین مدل می‌باشد، که براساس آن پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ۸/۲۰ برآورد شده و مقدار مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۲/۶۷ برآورد شده است. لذا درصورتی‌که اندازه دولت به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی از ۲/۶۷ درصد تجاوز

کند، رفتار متغیر مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد استان‌های فوق، در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

جدول ۵. تخمین مدل STR

بخش غیرخطی			بخش خطی		
آماره t	ضریب	متغیر	آماره t	ضریب	متغیر
-۲/۶۳۸۴	-۲/۵۴۷۷ (۰/۹۶۵۶)	CONST	-۱/۳۵۹۸	-۰/۶۵۶۵ (۰/۴۸۲۸)	CONST
-۳/۲۵۳۶	-۰/۹۶۱۴ (۰/۲۹۵۵)	LGINI(t-1)	۴/۰۹۹۴	۰/۸۳۳۶ (۰/۲۰۳۴)	LGINI(t-1)
-۲/۶۶۵۳	-۰/۵۱۲۸ (۰/۱۹۲۴)	LSHADOW(t)	۲/۳۰۲۳	۰/۰۶۹۳ (۰/۰۳۰۱)	LSHADOW(t)
۲/۸۵۴۴	۰/۲۲۰۴ (۰/۰۷۷۲)	LGDPPC(t)	-۳/۰۷۸۷	-۰/۱۷۶۱ (۰/۰۵۷۲)	LGDPPC(t)
-۴/۲۵۴۴	-۰/۳۴۱۲ (۰/۰۸۰۲)	LGS(t)*	۱/۳۳۰۸	-۰/۰۸۷۲ (۰/۰۶۵۵)	LGS(t)*
مکان وقوع تغییر رژیم: C=۲/۶۷۶۱					
R2 = ۰/۸۴	AIC = -۶/۵۴۵		SC = -۶/۰۸۲	HQ = -۶/۳۶۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده خطای معیار ضریب برآورد شده هستند.

به‌منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج به‌دست‌آمده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شود. رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (اندازه دولت) کمتر از حد استان‌های (مکان تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\text{LGINI} = -0.6565 + 0.8336\ \text{LGINI}\ (t-1) + 0.0693\ \text{LSHADOW} \quad (۴)$$
$$-0.1761\ \text{LGDPPC} - 0.0872\ \text{LGS}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر باحالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (اندازه دولت) بیش از حد استان‌های (مکان تغییر رژیم)

می‌باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LGINI = -2.5477 + -0.1278\ LGINI\ (t-1) - 0.4435\ LSHADOW + 0.0443\ LGDPPC - 0.4284\ LGS \quad (۵)$$

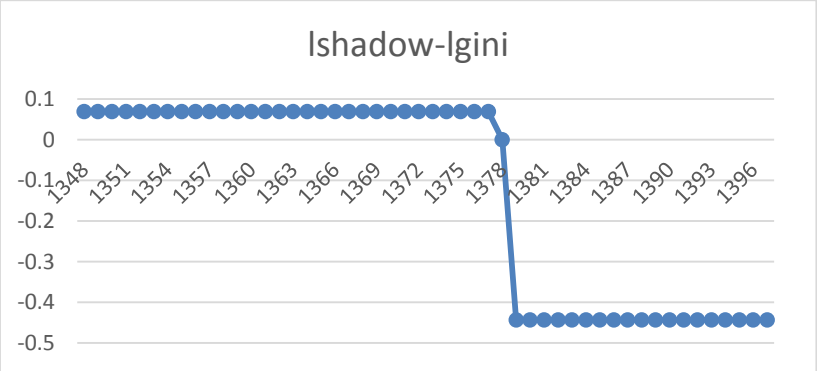
همان‌طورکه مشاهده می‌شود اندازه دولت در رژیم اول و دوم دارای اثرات همسویی می‌باشد. این بدین معنی است که اندازه دولت در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد داشته و رفتار متقارنی از خود نشان می‌دهد.

متغیر اقتصاد سایه در رژیم حدی اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد، با این وجود میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بیشتر است. شایان‌ذکر است این نتیجه نشان می‌دهد، اقتصاد سایه با اندازه‌های متفاوت دولت، رفتار و تأثیر نامتقارنی بر نابرابری درآمد دارد، یعنی زمانی که اندازه دولت کوچک بوده و دخالت دولت در اقتصاد پایین است، افزایش حجم اقتصاد سایه نسبت به اقتصاد رسمی، منجر به افزایش نابرابری درآمد در ایران می‌شود، ولی در مقاطعی که دولت دخالت بیشتری در اقتصاد دارد، افزایش حجم بخش غیررسمی منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. به بیان دیگر، به نظر می‌رشد با افزایش اندازه دولت، آن قسمت از فعالیت‌های غیررسمی که اثرات مثبتی از خود برجای می‌گذارند، رو به فزونی گذاشته و در نهایت ضریب جینی در کشور را کاهش می‌دهند.

متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه در رژیم حدی اول تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارد و میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بیشتر است. بدین ترتیب تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه با اندازه‌های متفاوت دولت بر نابرابری درآمد، رفتار و تأثیر نامتقارنی از خود نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد زمانی‌که اندازه دولت پایین است، افزایش تولید و درآمد سرانه منجر به کاهش شکاف طبقاتی در کشور می‌شود. یعنی بخش غیردولتی فضای مناسبی برای فعالیت داشته و فعالیت این بخش در نهایت می‌تواند با افزایش تولید سرانه کشور، توزیع درآمد را بهبود ببخشد. اما در مقاطعی که دولت بزرگ است، فعالیت‌های بخش خصوصی محدودتر شده و در نهایت افزایش تولید سرانه نیز نمی‌تواند وضعیت توزیع درآمد را بهبود ببخشد.

دو حالت بررسی‌شده در قسمت فوق جزء رژیم‌های حدی می‌باشند و در حقیقت رفتار متغیرها مابین این دو حالت حدی قرار دارد. به‌دلیل ذکرشده نمی‌توان مقدار

عددی ضرایب متغیرها را درحالت حدی تفسیر کرد. نمودار (۱)، نشان‌دهنده این مهم است که اقتصاد سایه پیش از حد استان‌های تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارد و با سرعت انتقال ملایمی پس از ورود به رژیم دوم تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد؛ به‌عبارت دیگر با افزایش اندازه دولت، اقتصاد سایه، افزایش یافته و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد که کاهش نابرابری حکایت از بهبود توزیع درآمدها در شرایط نام‌برده دارد. نتایج رژیم اول با نتایج مطالعات الورن و اوزگور (۲۰۱۶) و دل آننو (۲۰۱۶) مبنی بر رابطه مثبت اقتصاد سایه و نابرابری درآمد همسو می‌باشد. در رژیم دوم یعنی در حالتی که اندازه دولت در اقتصاد بزرگ باشد، رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد منفی است، که نتایج مطالعه والنتینی (۲۰۰۷) این مورد را تأیید می‌کند. بنابراین، نتیجه حاصل شده در این مطالعه، تنوع در نتایج حاصل شده را پوشش می‌دهد و نتایج متفاوت به‌دلیل رفتار نامتقارن متغیرهای اقتصاد سایه و نابرابری درآمد با اندازه‌های متفاوت دولت می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. تأثیر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد (در دو رژیم متغیر انتقال- اندازه دولت)

در انتها به بررسی آزمون‌های تکمیلی در تخمین الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) پرداخته می‌شود. اولین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد. سطح عدم اطمینان آزمون F برای وقفه‌های یک و دو این آزمون به‌ترتیب برابر

۰/۴۱ و ۰/۵۲ برآورد شده است که براساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای هر دو وقفه رد نمی‌شود.

آزمون دوم، آزمون عدم باقی‌مانده غیرخطی در پسماندهای مدل می‌باشد. با توجه به سطح عدم اطمینان آزمون F برآورد شده (۰/۲۲)، فرضیه صفر این آزمون مبنی برعدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود، بر این اساس مدل توانسته است رابطه غیرخطی بین متغیرها را به خوبی تصریح کند.

از آزمون‌هایی که به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین در الگویی STR می‌پردازند می‌توان به آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera اشاره کرد، که به ترتیب برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن پسماندها به‌کار می‌رود. براساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۳۷ برآورد شده است. براساس ارزش احتمال هردوی این آماره‌ها، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر همسانی واریانس در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. همچنین ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera ۰/۶۱ برآورد شده است، که براساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسبی پذیرفته می‌شود. به‌طور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی پذیرفته می‌شود.

با توجه به این‌که بیشتر متغیرهای تحقیق ناپایا هستند، برای اطمینان از کاذب نبودن تخمین موردنظر آزمون ریشه واحد برای پسماندها مدل STR بررسی می‌شود. آزمون ریشه واحد انجام شده، نشان می‌دهد که پسماندها در سطح احتمال ۹۹ درصد پایا می‌باشند و متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته هستند.

جدول۶. آزمون ریشه واحد برای پسماندها

مقدار آماره t	احتمال
-۷/۱۲۵۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر تأثیر اندازه دولت بر رابطه اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران را طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۴۸ مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از مدل رگرسیون

انتقال ملایم (STR) که توسط تراسویرتا (۲۰۰۴) و آسلانیدیس و خپاپادایس (۲۰۰۶) ارائه و گسترش یافته، استفاده شده است. در حقیقت مدل STR مدل اثرات ثابت با تخمین زننده‌های برون‌زا بوده و به‌عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیمی مطرح می‌باشد که قادر است روابط غیرخطی متغیرها را مدل‌سازی کند.

در این مطالعه با استفاده از مدل STR، ارتباط غیرخطی اقتصاد سایه و نابرابری درآمد در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. از مزیت‌های مدل STR، امکان تغییر روابط بین متغیرها بر حسب شرایط سیستم می‌باشد. شرایط سیستم توسط متغیری باعنوان متغیر انتقال و فاصله آن با حد آستانه مشخص می‌شود. با توجه به این که فرضیه صفر آزمون F متغیر اندازه دولت به‌طور قوی‌تری رد شده متغیر اندازه دولت به‌عنوان متغیر انتقال مدل انتخاب شده است. از این‌رو این نکته وجه تمایز این مطالعه با مطالعات گذشته می‌باشد.

نتایج آزمون خطی بودن، وجود رابطه غیرخطی بین اقتصاد سایه و نابرابری درآمد را نشان می‌دهد. همچنین نتایج حاکی از این بوده است که حد استان‌های متغیر انتقال برابر ۲/۶۷ درصد بوده و پارامتر شیب نیز ۸/۲۰ برآورد شده‌است. در رژیم اول، افزایش اقتصاد سایه تأثیر مثبت و درآمد سرانه تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد. بدین معنی که با افزایش فعالیت‌های حوزه اقتصاد سایه در این حالت، توزیع درآمد بدتر شده و نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. در شرایطی که با افزایش حجم فعالیت‌های حوزه اقتصاد سایه، نابرابری درآمد افزایش یابد، فعالیت‌های بد و هنجارشکنانه حوزه اقتصاد سایه مورد توجه قرار می‌گیرند. فعالیت‌هایی از قبیل فرار از مالیات، عدم رعایت قوانین و مقررات از جمله قوانین حداقل دستمزد، عدم پرداخت بیمه‌های تأمین اجتماعی، تقلب، حساب‌سازی دفاتر قانونی، فاکتورسازی از سوی برخی کارپردازان شرکت‌ها، عدم اخذ مجوز برای اجرای قراردادها و همچنین به‌کارگیری کارگران مهاجری که استخدام آن‌ها منع قانونی دارد از این نوع فعالیت‌ها محسوب می‌شوند، که اگرچه در مبادی رسمی کشور ثبت نمی‌شوند، اما از طریق آثار به‌جای مانده آن‌ها در مبادی رسمی و نیز با اخذ مالیات‌هایی همچون مالیات بر ثروت و وجود سیستم مالیات ستانی کارآمد می‌توان به وجود این فعالیت‌ها در بدنه اقتصاد پی برد.

در رژیم دوم نیز اقتصاد سایه و درآمد سرانه تأثیر متفاوت از حالت قبل بر نابرابری درآمد دارند. به‌عبارت‌دیگر با افزایش اندازه دولت، اقتصاد سایه تأثیر منفی و درآمد سرانه تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارند. چنان‌چه در فصول گذشته اشاره شد، تمامی

فعالیت‌های حوزه اقتصاد سایه لزوماً بد نبوده و برخی از این فعالیت‌ها مانند فعالیت زنان خانه‌دار در منزل، فعالیت‌های داوطلبانه و خیریه و همچنین فعالیت‌های روستاییان در زمین خود از جنبه‌های مثبت نیز برخوردار هستند. با افزایش اندازه دولت، فعالیت‌های مربوط به اقتصاد سایه افزایش می‌یابد؛ بسیاری از مطالعات از جمله یو و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعات خود به این مهم اشاره داشته‌اند. حال چنان‌چه فعالیت‌های مزبور از نوع فعالیت‌های مثبت اقتصاد سایه بوده و منافعی را نصیب فرد و جامعه گردانند، در چنین شرایطی توزیع درآمدها بهتر شده و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد.

با اینکه عموما در ادبیات اقتصادی گفته می‌شود که اندازه دولت و گسترش اقتصاد سایه ناکارایی اقتصاد را بیشتر می‌کند، اما این مسیر اغلب برای کنترل اقتصاد و تولید شغل طی می‌شود. حتی بررسی روند توزیع درآمد در اقتصاد ایران به ظاهر تفاوتی فاحش در طول سال‌های مختلف را نشان نمی‌دهد، درحالی‌که اقتصاد ایران همواره تورم‌های بالایی را تجربه می‌کند و نابرابری ثروت از نتایج قطعی تورم‌ها مداوم می‌تواند باشد. بنابراین می‌توان گفت با توجه به ساختار اقتصاد ایران و گسترش اقتصاد سایه و همچنین عدم شفافیت اطلاعات، بیشتر درآمدهای قابل رویت و درآمد کارکنان دولت در محاسبه ضریب جینی نقش پیدا می‌کنند، که لذا نتایج محاسبه ضریب جینی روند تقریبا ثبات و حتی نزولی در کوتاه مدت را به نمایش می‌گذارد. مطالعه حاضر از این منظر که دیدگاه معقول و منطقی از رابطه متغیرهای مورد بررسی ارائه می‌دهد، در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی کلان اقتصادی از اهمیت به‌سزایی برخورددار است.

منابع

۱. اسدزاده، احمد و جلیلی، زهرا (۱۳۹۴). اقتصاد سایه و نابرابری درآمدی در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۰)، ۱۰۹-۹۱.

۲. خورسندی، مرتضی و عزیزی، زهرا (۱۳۹۱). ترکیب مصرف و اثرگذاری انرژی بر رشد اقتصادی: کاربردی از رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم. فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، ۱(۳۱)، ۳۴-۱۷.

۳. رضازاده، علی و فتاحی، فهمیده (۱۳۹۶). تأثیر توسعه‌ی مالی بر اقتصاد سایه‌ای در ایران: رویکرد هم‌انباشتگی، با لحاظ شکست ساختاری، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۳)، ۶۳۹-۶۱۹.

۴. رضایی، اسعداله، حسین‌زاده، جواد، فرامرزی، ایوب و یـزدان‌خـواه، منصـوره (۱۳۹۲). تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه سیاست‌های راهبـردی و کـلان*، ۱(۴) ۴، ۳۶-۲۱.

۵. سازمان بین المللی کار (۱۳۸۳). کار شایسـته و اقتصـاد غیررسـمی. ترجمـه محمـد ضیایی بیگدلی، تهران: *پژوهشکده امور اقتصادی*.

۶. سـرلک، احمـد (۱۳۸۴)، اقتصـاد زیرزمینـی، *مجلـه اطلاعـات سیاسـی-اقتصـادی*، ۲۱۳و۲۱۴ ، ۱۶۳-۱۵۴.

۷. شهاب، محمدرضا و پژویان، جمشید (۱۳۹۴). ارتبـاط بـین اقتصـاد سـایه‌ای و رشـد اقتصادی: یک تحلیل تجربی با استفاده از سیستم معادله‌های پنل همزمان. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۹(۳)، ۲۸-۱.

۸. شهبازی، کیومرث و حسن‌زاده، خدیجه (۱۳۹۵). نقش توسعه مالی در تأثیر تمرکز و ثبات بانکی بـر ارزش افـزوده بخـش صـنعت. فصـلنامه پـژوهش‌هـا و سیاسـت‌هـای اقتصادی، ۲۴(۷۹)، ۲۱۴-۱۸۹.

۹. عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). بررسی عدم ثبات ضرایب در تابع واکـنش مـداخلات ارزی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۶(۸۵)، ۳۰۰-۲۷۱.

۱۰. مداح، مجید و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۸)، تحلیل تجربی اثر مستقیم بیکاری بر اقتصاد سایه در ایران (رویکرد تقاضای پول)، تحقیقات اقتصادی، ۵۴(۲)، ۴۴۱-۴۱۹.

۱۱. مـداح، محمدرضـا و محمـدنیا سـروی، زینـب (۱۳۹۵). بررسـی رابطـه بـین فسـاد اقتصادی، اقتصاد سـایه‌ای و آلـودگی محـیط زیسـت در کشـورهای منتخـب اوپـک (رهیافت لیزرل). فصلنامه مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۱۳(۴)، ۱۸-۱.

۱۲. نادران، الیاس و صدیقی، حسن (۱۳۸۷). بررسی اثر مالیات‌ها و اجـزای آن بـر حجـم اقتصاد زیرزمینی در ایران (۱۳۵۱-۱۳۸۲)؛ *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴(۴۳)، ۲۶-۱.

13. Asimakopoulos, S., & Karavias, Y. (2016). The impact of government size on economic growth: A threshold analysis. *Economics Letters*, *139*, 65-68.
14. Aslanidis, N., & Xepapadeas, A. (2006). Smooth transition pollution–income paths. *Ecological Economics*, *57*(2), 182-189.
15. Attia, S. M. (2009). The informal economy as an engine for poverty reduction and development in Egypt.

16. Bajada, C., & Schneider, F. (2005). The shadow economies of the Asia-Pacific. *Pacific Economic Review*, *10*(3), 379-401.
17. Benkraiem, R., Lahiani, A., Miloudi, A., & Shahbaz, M. (2019). The asymmetric role of shadow economy in the energy-growth nexus in Bolivia. *Energy policy*, *125*, 405-417.
18. Capasso, S., & Jappelli, T. (2013). Financial development and the underground economy. *Journal of Development Economics*, *101*, 167-178.
19. Chen, H., Hao, Y., Li, J., & Song, X. (2018). The impact of environmental regulation, shadow economy, and corruption on environmental quality: Theory and empirical evidence from China. *Journal of Cleaner production*, *195*, 200-214.
20. Croitoru, L., & Sarraf, M. (2012). Benefits and costs of the informal sector: the case of brick kilns in Bangladesh. *Journal of Environmental Protection*, *3*(6), 476-484.
21. Dell'Anno, R., & Davidescu, A. A. (2019). Estimating shadow economy and tax evasion in Romania. A comparison by different estimation approaches. *Economic Analysis and Policy*, *63*, 130-149.
22. Dell'Anno, R. (2016). Analyzing the determinants of the shadow economy with a "separate approach". An application of the relationship between inequality and the shadow economy. *World Development*, *84*, 342-356.
23. Elveren, A. Y., & Özgür, G. (2016). The effect of informal economy on income inequality: Evidence from turkey. *Panoeconomicus*, *63*(3), 293-312.
24. Escribano, A., & Jorda, O. (1999). Improved testing and specification of smooth transition regression models. In *Nonlinear time series analysis of economic and financial data* (pp. 289-319). Springer, Boston, MA.
25. Farzanegan, M. R., Hassan, M., & Badreldin, A. M. (2019). Economic liberalization in Egypt: A way to reduce the shadow economy?. *Journal of Policy Modeling*.
26. Farzanegan, M. R., & Habibpour, M. M. (2017). Resource rents distribution, income inequality and poverty in Iran. *Energy Economics*, *66*, 35-42.
27. Gomis-Porqueras, P., Peralta-Alva, A., & Waller, C. (2014). The shadow economy as an equilibrium outcome. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *41*, 1-19.

28. González-Fernández, M., & González-Velasco, C. (2015). Analysis of the shadow economy in the Spanish regions. *Journal of Policy Modeling*, *37*(6), 1049-1064.
29. Gregorio, J. D., & Lee, J. W. (2002). Education and income inequality: new evidence from cross-country data. *Review of income and wealth*, *48*(3), 395-416.
30. Gupta, S., Leruth, L., De Mello, L., & Chakravarti, S. (2003). Transition economies: how appropriate is the size and scope of government?. *Comparative Economic Studies*, *45*(4), 554-576..
31. Kuznetsova, N. V., & Kuznetsova, E. V. (2015). Shadow economy as a self-adjustment of poverty and a signal from invisible hand. *Asian Social Science*, *11*(5), 295.
32. Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years?. 1-76.
33. Oueslati, W., Zipperer, V., Rousselière, D., & Dimitropoulos, A. (2017). Energy taxes, reforms and income inequality: An empirical cross-country analysis. *International Economics*, *150*, 80-95.
34. Psychoyios, D., Missiou, O., & Dergiades, T. (2019). Energy based estimation of the shadow economy: The role of governance quality. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
35. Romero, R. B. G. (2007). The Effects of Inequality on the Dynamics of the Informal Economy.
36. Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, *38*(1), 77-114.
37. Terasvirta, T. (2004). Smooth Transition Regression Modelling, in H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics.
38. Transparency International Organization (2019), report of Corruption Perceptions Index: https://www.transparency.org/cpi2018
39. Valentini, E. (2007). *Inequality and underground economy: A not so easy relationship*. Università politecnica delle Marche.
40. World Economic Forum (2019), report of Global Competitiveness index. http://www3.weforum.org/docs/WEF_TheGlobalCompetitivenessReport2019.pdf
41. Yap, W. W., Sarmidi, T., Shaari, A. H., & Said, F. F. (2018). Income inequality and shadow economy: a nonparametric and semiparametric analysis. *Journal of Economic Studies*. 45(3), 2-13.
42. Yu, T. H. K., Wang, D. H. M., & Chen, S. J. (2006). A fuzzy logic approach to modeling the underground economy in Taiwan. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *362*(2), 471-479.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۲۳۲-۲۱۵

اطلاعات نامتقارن بین گروهی در بازار بیمه درمان تکمیلی گروهی

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.9.0

محمد وصال[۱]، غلامرضا کشاورز حداد[۲*]، محمدرضا چاقمی[۳]

۱. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، m.vesal@sharif.edu

۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، g.k.haddad@sharif.edu

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، mohamadrezacha@gmail.com

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۶

چکیده

وجود اطلاعات نامتقارن، دو پدیده کژگزینی و کژمنشی را در بازار بیمه درپی‌دارد. در طول زمان، به‌دلیل آگاهی از سطح ریسک خود هر یک از دو طرف قرارداد، میزان عدم تقارن اطلاعات ممکن است کاهش یابد. بیمه‌ی درمان تکمیلی در ایران، برخلاف انواع دیگر بیمه، به‌صورت گروهی ارائه می‌شود، بنابراین در این بازار، اطلاعات نامتقارن علاوه بر بعد فردی، بعد گروهی نیز دارد. در این مقاله، ابتدا با استفاده از آزمون همبستگی مثبت، وجود اطلاعات نامتقارن بین گروهی بررسی می‌شود. سپس، با توجه به نبود کژمنشی در بیماری‌های حاد بیمارستانی، کژمنشی از کژگزینی تفکیک می‌شود. سرانجام، با استفاده از تغییرات قراردادهای بیمه طی زمان، کژمنشی از آگاهی از سطح ریسک خود تفکیک می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، شامل مشخصات افراد بیمه‌شده، ویژگی‌های قرارداد و تمامی خسارت‌های پرداختی به تفکیک نوع بیماری و تاریخ پرداخت خسارت است که از داده‌های ثبتی بیمه‌گذاران درمان گروهی شرکت بیمه آسیا، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۵، برگرفته شده است. نتایج، شواهد معنی‌داری از تقارن اطلاعات در بیماری‌های حاد بیمارستانی نشان نمی‌دهد، لذا با توجه به نبود کژمنشی، کژگزینی نیز در این نوع از بیماری وجود ندارد. در گروه بیماری‌های پاراکلینیکی، اطلاعات نامتقارن مشاهده می‌شود که به علت وجود کژمنشی می‌باشد، در هر دو گروه بیماری، شواهدی مبنی بر آگاهی از سطح ریسک خود بیمه‌گذاران به چشم می‌خورد.

طبقه‌بندی JEL: I11، D82، D83، C33

واژه‌های کلیدی: اطلاعات نامتقارن، کژگزینی بین گروهی، کژمنشی، آگاهی از سطح ریسک خود، بیمه درمان تکمیلی گروهی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۶۶۰۴۹۱۹۵-۰۲۱ و ۰۹۳۵۵۰۰۰۱۰۰

۱- مقدمه

بیمه درمان در بازار ایران به شکل گروهی ارائه می‌شود. انتظار می‌رود قرارداد گروهی بیمه درمان، سبب کاهش کژگزینی شود. با این وجود، ضریب خسارت بیمه و تعداد خسارات پرداختی که نشانی از وجود اطلاعات نامتقارن هستند، در حوزه بیمه تکمیلی درمان، بسیار زیاد هستند. به همین سبب، تحقیق حاضر در پی آزمون تجربی وجود اطلاعات نامتقارن در بیمه گروهی درمان تکمیلی و علل آن است. گروه در این مقاله به تعدادی از افراد (حداقل ۵۰ نفر) اشاره دارد که برای هدفی غیر از دریافت بیمه در کنار یکدیگر قرار گرفته‌اند. بر این اساس، فرضیه اول تحقیق به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه اول: اگر در بیمه درمان گروهی، گروه‌ها به دلایلی غیر از خرید بیمه شکل گرفته باشند و اعضای گروه حق انتخاب نوع پوشش را نداشته باشند، بیمه گروهی سبب حذف کژگزینی خواهد شد.

عدم وجود کژمنشی در بازار بیمه‌ی بیماری‌های حاد، یک باور رایج دیگر در ادبیات بازار بیمه‌ی درمان است (الیس و همکاران، ۲۰۱۶) که با استفاده از داده‌های موجود می‌توان آن را آزمون کرد، بنابراین فرضیه دوم تحقیق به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه دوم: در پوشش بیماری‌های حاد بیمارستانی، کژمنشی وجود ندارد.

در بازارهای بیمه با قراردادهای تکرار شونده، در طی زمان ممکن است «آگاهی از سطح ریسک خود[1]» از سوی هر دو طرف قرارداد شکل بگیرد. به این شکل که بیمه‌گر با توجه به اطلاعات آشکارشده در دوره‌های گذشته، باور خود از ریسک متوسط گروه را تعدیل کرده و به افزایش حق بیمه یا خودداری از تمدید قرارداد در دوره‌های آتی می‌پردازد. البته با افزایش دفعات تجدید قرارداد، بیمه‌گذار نیز نسبت به ریسک، خودآگاهی پیدا می‌کند و می‌تواند پوشش بیمه را تعدیل کند. با توجه به اینکه در داده‌های ما بیمه‌گذارانی وجود دارند که قرارداد خود را به دفعات تمدید کرده‌اند، می‌توان آگاهی از سطح ریسک خود را در بازار بیمه‌ی گروهی درمان تکمیلی مورد بررسی قرار داد. بنابراین فرضیه‌ی سوم به‌صورت ذیل بیان می‌شود:

---

۱. به‌نظرم واژه یادگیری معادل بهتری است و به رساندن پیام مورد نظر کمک بیشتری می‌کند.

فرضیه سوم: میزان اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه درمان تکمیلی گروهی، پس از چند دوره تمدید قرارداد، بر اثر آگاهی از سطح ریسک خود یکی از دو طرفین قرارداد تغییر خواهد کرد.

این مقاله، در ادامه مقاله الینگ و همکاران (۲۰۱۵) در پی بررسی وجود اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه گروهی، با استفاده از آزمون همبستگی مثبت و با فرض عدم وجود انتخاب فردی است. همچنین مانند الیس و همکاران (۲۰۱۶)، با استفاده از ویژگی خاص بیماری‌های حاد، مبتنی بر عدم وجود کژمنشی در این گروه از بیماری، در پی تفکیک کژمنشی و کژگزینی است و در نهایت با استفاده از ویژگی پویای قراردادهای بیمه، مانند دیونی و همکاران (۲۰۱۳)، به‌دنبال تفکیک کژمنشی، کژگزینی و آگاهی از سطح ریسک خود می‌باشد. در ایران بیشتر پژوهش‌های این حوزه که با استفاده از داده‌های خرد شرکت‌های بیمه انجام گرفته است، به بیمه اتومبیل اختصاص دارد و بیشتر تحقیقات در حوزه بیمه درمان، از داده‌های هزینه و درآمد خانوار برای بررسی اطلاعات نامتقارن استفاده کرده‌اند و بنا بر اطلاعات ما تا به حال پژوهشی با استفاده از داده‌های خرد شرکت‌های بیمه‌ی درمان انجام نشده است.

به‌طور خلاصه، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کژگزینی در بازار بیمه‌ی درمان تکمیلی گروهی وجود ندارد. کژمنشی نیز برای بیمه‌ی بیماری‌های حاد بیمارستانی موجود نیست، اگرچه کژمنشی برای بیمه‌ی بیماری‌های پاراکلینیکی مشاهده می‌شود. در نهایت اینکه، در محیط مورد بررسی ما، آگاهی از سطح ریسک خود به‌طور عمده از جانب بیمه‌گذاران اتفاق می‌افتد. در ادامه‌ی این مقاله، ادبیات این حوزه بررسی می‌شود. در بخش سوم، در مورد داده‌ها و قوانین موجود بحث می‌شود. در بخش چهارم، مدل تجربی تحقیق مشخص می‌شود. در بخش پنجم، نتایج تحقیق آورده شده و در نهایت در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مرور ادبیات

آزمون همبستگی مثبت توسط چیاپوری و سلانیه (۲۰۰۰) در بازار بیمه‌ی اتومبیل فرانسه معرفی شده است. اشکال این آزمون این است که تمایزی میان دو مفهوم کژمنشی و کژگزینی در نظر نمی‌گیرد. یک روش برای تفکیک کژگزینی و کژمنشی بر پایه‌ی خاصیت‌های پویای این دو پدیده استوار است. از آنجا که کژمنشی و کژگزینی روابط متفاوتی را بین ریسک‌های گذشته و آینده ایجاد می‌کنند، آبرینگ و همکاران (۲۰۰۳)، مدلی مطرح می‌کنند که نشان می‌دهد چگونه داده‌های پانل می‌تواند

به‌تفکیک این دو پدیده کمک کند، آن‌ها از این مسئله که در بیشتر قراردادهای بیمه، حق بیمه با توجه به سوابق ادعای خسارت بیمه‌گذار تعیین می‌شود، استفاده می‌کنند. روشی دیگر برای تفکیک کژمنشی و کژگزینی، از داده‌های مقطعی استفاده می‌کند و همبستگی ریسک و پوشش را به‌صورتی تجزیه می‌کند که دو توضیح موجود برای این همبستگی را متمایز کند (کوهن، ۲۰۰۵). به‌طور مشخص، این روش در بیمه درمان، با استفاده از ویژگی‌های انواع پوشش، می‌تواند کژگزینی را از کژمنشی تفکیک کند. برای بعضی از انواع بیماری می‌توان فرض کرد که کژمنشی زیادی در بازار بیمه‌ی درمان وجود ندارد. به‌عنوان مثال، دوآرته (۲۰۱۲) و الیس و همکاران (۲۰۱۶)، کشش تقاضای بیماری‌های حاد، مانند آپاندیس، گچ‌گیری را برابر با صفر محاسبه کرده‌اند. از این جهت، به نظر می‌آید که در خسارت‌های بیمارستانی مربوط به بیماری‌های حاد، اطلاعات نامتقارن تنها از وجود کژگزینی در بازار ناشی می‌شود.

در زمینه بیمه‌های گروهی، میرز و اسمیت (۱۹۸۱) پیش‌بینی کرده‌اند که اگر ایجاد گروه‌ها به علتی غیر خرید از بیمه باشد و به افراد هر گروه اجازه انتخاب نوع پوشش و یا سطح پوشش داده نشود، کژگزینی بین گروهی از بین خواهد رفت. با این وجود، هنسن (۲۰۰۵)، با استفاده از نظریه بازی‌ها نشان داده است که حتی با برقراری فروض میرز و اسمیت (۱۹۸۱)، بیمه‌های گروهی کماکان احتمال کژگزینی دارند و تشکیل گروه، اگرچه سبب کاهش واریانس ریسک می‌شود، ولی لزوماً به بهبود تعادل حاصله کمکی نخواهد کرد. این دو تحقیق تئوریک، در مقاله الینگ و همکاران (۲۰۱۵)، در بازار بیمه بیماری‌های حاد چین مورد بررسی قرار گرفته و آن‌ها نتایج حاصل از مدل هنسن (۲۰۰۵) را تأیید کرده‌اند.

تحت تأثیر آگاهی از سطح ریسک خود در قراردادهای بیمه‌ای، بیمه‌گر می‌تواند قراردادها را با توجه به میزان سلامتی افراد تعدیل می‌کند و از سوی دیگر مشتریانی که از وضعیت سلامتی بهتری برخوردارند، می‌توانند قراردادهای خود را تجدید نکنند (کوهن و سیگلمن، ۲۰۱۰). آگاهی از سطح ریسک خود ممکن است لزوماً متقارن نباشد و تنها به یکی از دو طرف قرارداد منحصر باشد، این نوع آگاهی از سطح ریسک خود کژگزینی را تحت تأثیر یکی از منابع برتری اطلاعاتی بیمه‌گذاران که در مقاله‌ی کوهن (۲۰۱۲) در بازار بیمه‌ی اتومبیل مطرح شده، تأثیر سوابق خسارتی هر فرد است که بیمه‌گر جدید اطلاعی از آن‌ها ندارد. با توجه به اینکه در بازار بیمه درمان تکمیلی ایران بیمه‌گران سوابق اطلاعاتی بیمه‌گذاران جدید را مورد ارزیابی قرار نمی‌دهند، این برتری اطلاعاتی برای بیمه‌گذار محتمل به نظر می‌رسد. هنسن (۲۰۰۵)، یک علت دیگر نیز

برای برتری اطلاعاتی بیمه‌گذار ارائه می‌دهد؛ بیمه‌گذار معمولاً وضعیت سلامتی کارکنان خود را در سطح فردی می‌داند، ولی بیمه‌گر تنها میانگینی از وضعیت هر گروه اطلاع دارد. همچنین کارفرماها قادرند برتری اطلاعاتی خود را از طریق برخوردهای روزانه و یا آزمایش‌های سلامتی برای کارکنان‌شان به‌دست آورند. این نوع برتری اطلاعاتی، اغلب در گروه‌های کوچک‌تر، با وضوح بیشتری دیده می‌شود. (مانهیت و شون، ۲۰۰۴).

دیونی و همکاران (۲۰۱۳)، از ویژگی رتبه‌بندی سوابق در بازار بیمه اتومبیل فرانسه به‌منظور تفکیک کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود با استفاده از داده‌های پویا استفاده می‌کنند. مقالات آن‌ها، به نوعی بسط یافته‌ی اثر آبرینگ و همکاران (۲۰۰۳) می‌باشد. دیونی و همکاران (۲۰۱۳)، آگاهی از سطح ریسک خود را از جانب بیمه‌گذار مشاهده می‌کنند؛ در نتیجه، آگاهی از سطح ریسک خود باعث تشدید کژگزینی می‌شود، زیرا در محیط مورد بررسی آنها بیمه‌گر تنها می‌تواند خسارات درخواستی افراد را مشاهده کند، ولی بیمه‌گذار میزان خسارت اعلام‌نشده را نیز می‌داند.

۳- داده‌ها و محیط مورد بررسی

طبق ماده (۲) آیین‌نامه (۷۴)، بیمه درمان تکمیلی ایران، بیمه‌شدگان شامل کارکنان رسمی، پیمانی یا قراردادی و اعضای خانواده‌شان هستند که بیمه‌گذار آنها را به‌عنوان اعضای گروه معرفی کرده است و حداقل ٪۵۰ کلیه کارکنان باید همزمان تحت پوشش بیمه قرار گیرند. ارائه پوشش بیمه درمان به سایر گروه‌ها (از قبیل اصناف، اتحادیه‌ها و انجمن‌ها) به این شرط مجاز است که با هدفی غیر از دریافت پوشش بیمه موضوع این بیمه‌نامه تشکیل شده باشند. این ماده به برقراری یکی از دو شروط لازم میرز و اسمیت (۱۹۸۱) برای عدم وجود کژگزینی، یعنی تشکیل گروه به دلایلی غیراز خرید بیمه، کمک می‌کند. به‌دلیل اینکه ما تنها به اطلاعات نامتقارن بین گروهی توجه می‌کنیم و تنها بیمه‌گذارانی را در نظر می‌گیریم که یک نوع بیمه گروهی را به‌کارکنانشان ارائه می‌دهند، این سبب می‌شود قدرت انتخاب بیمه‌شدگان در هر گروه از بین برود و شرط دوم میرز و اسمیت (۱۹۸۱) نیز، مبتنی بر حذف انتخاب فردی درون گروهی، برقرار شود.

دو دسته داده برای آزمون فرضیه‌های تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای آزمون فرضیه اول، یعنی بررسی وجود اطلاعات نامتقارن در گروه‌های بیماری مختلف، به‌دلیل اینکه تعداد دفعات تجدید قرارداد اهمیت دارد، قراردادهایی که در سال اول موجود بودند را حذف می‌کنیم (به‌دلیل اینکه تاریخ شروع قرارداد این بیمه‌گذاران در دسترس نیست). برای آزمون فرضیه دوم و سوم، یعنی بررسی وجود کژمنشی و تفکیک

کژمنشی از آگاهی از سطح ریسک خود، برای افزایش حجم نمونه و کاهش واریانس، از تمامی داده‌های در دسترس استفاده می‌کنیم. دسته اول داده‌های مربوط به ۴۰۷۲ بیمه‌گذار، ۲۶۸۷ بیمه‌گذار منحصر به فرد، برای ۱،۷۲۲،۹۳۶ نفر به مدت ۵ سال، از ابتدای بهمن ۱۳۹۰ تا ابتدای بهمن ۱۳۹۵، است. دسته دوم، مربوط به ۶۸۷۹ بیمه‌گذار، ۳۵۹۰ بیمه‌گذار منحصر به فرد، برای ۲،۱۵۴،۲۲۵ نفر به مدت ۶ سال، از ابتدای بهمن ۱۳۸۹ تا ابتدای بهمن ۱۳۹۵، است.

جدول ۱. خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی (با در نظر گرفتن تعداد دفعات تجدید قرارداد)

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
سن	۴۰۷۲	۲۸/۶۳	۳/۵۷۷	۰/۹۵۲	۵۲/۷۶
جنسیت	۴۰۷۲	۰/۵۱	۰/۰۷۴۱	۰	۱
بعد خانوار	۴۰۷۲	۲/۸۱۳	۰/۵۶۷	۱	۶/۹۵۷
سرپرست	۴۰۷۲	۰/۴۴۵	۰/۱۱۶	۰	۱
تجدید قرارداد	۴۰۷۲	۱/۲۸۵	۱/۰۷۱	۰	۳
لگاریتم نرخ بیمه	۴۰۷۲	-۵۲/۳۵	۱۹/۶۷	-۶۲/۳۷	۰
تعداد پوشش	۴۰۷۲	۶/۸۵۱	۰/۴۲۱	۵	۷
منطقه	۴۰۷۲	۰/۴۳۷	۰/۵۰	۰	۱
اندازه گروه	۴۰۷۲	۳۵۷/۲	۸۳۲/۸	۵۰	۲۵۰۰۰
سقف پاراکلینیکی	۴۰۷۲	۳۵۸/۶	۴۲۷/۲	۰	۴۸۷۷
میانگین تعداد خسارت پاراکلینیکی	۴۰۷۲	۰/۲۹۵	۰/۲۱۳	۰	۵
نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی	۴۰۷۲	۰/۱۵۵	۰/۰۹۱۳	۰	۱
میانگین خسارت پاراکلینیکی	۴۰۷۲	۳۲/۵۴	۱۴/۴۵	۰	۱۸۷/۱
سقف بیمارستانی	۴۰۷۲	۶۱۲۰	۳۸۹۳	۰	۶۰۰۰۰
میانگین تعداد خسارت بیمارستانی	۴۰۷۲	۰/۰۰۰۸۳۳	۰/۰۰۴۹۴	۰	۰/۲۰۰
نسبت کارکنان با خسارت بیمارستانی	۴۰۷۲	۰/۰۰۰۷۱۰	۰/۰۰۴۱۶	۰	۰/۲۰۰
میانگین خسارت بیمارستانی	۴۰۷۲	۲۲۷/۶	۷۷۶/۵	۰	۹۰۳۹

توضیحات: مقادیر نرخ بیمه، میانگین خسارت پاراکلینیکی و بیمارستانی و سقف این دو گروه بیماری به هزار تومان است که با استفاده از تورم موجود در بخش بهداشت و درمان تعدیل شده است. جنسیت نشان‌دهنده نسبت مردان بیمه‌شده هر بنگاه، متغیر سرپرست نشان‌دهنده تعداد سرپرستان به کل افراد بیمه‌شده هر بنگاه، بعد خانوار نشانی از میانگین بعد خانوارهای بیمه شده هر بنگاه دارد. منطقه نیز برای بنگاه‌های صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد.

جدول ۲. خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی (کلیه داده‌های مورد استفاده)

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
سن	۶۸۷۹	۲۸/۷۴	۳/۵۹۷	۰/۹۵۲	۵۷
جنسیت	۶۸۷۹	۰/۵۱۱	۰/۰۷۲۶	۰	۱
بعد خانوار	۶۸۷۹	۲/۸۲۱	۰/۵۵۷	۱	۶/۹۵۷
سرپرست	۶۸۷۹	۰/۴۴۳	۰/۱۱۴	۰	۱
لگاریتم نرخ بیمه	۶۸۷۹	-۵۱/۶۳	۱۹/۹۳	-۶۴/۶۹	۰
تعداد پوشش	۶۸۷۹	۶/۸۴۶	۰/۴۲۴	۵	۷
ضریب جریمه	۲۸۳۲	-۰/۰۱۰۷	۰/۱۶۹	-۱	۰/۰۸۸۰
منطقه	۶۸۷۹	۰/۴۷۵	۰/۴۹۹	۰	۱
اندازه گروه	۶۸۷۹	۳۱۹/۵	۷۳۴/۱	۵۰	۲۵۰۰۰
سقف پاراکلینیکی	۶۸۷۹	۳۷۷/۳	۶۶۱/۰	۰	۲۹۴۱۱
میانگین تعداد خسارت پاراکلینیکی	۶۸۷۹	۰/۲۷۶	۰/۲۰۳	۰	۵
نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی	۶۸۷۹	۰/۱۴۷	۰/۰۸۸۷	۰	۱
میانگین خسارت پاراکلینیکی	۶۸۷۹	۳۲/۵۶	۱۴/۷۸	۰	۱۸۷/۱
سقف بیمارستانی	۶۸۷۹	۶۰۷۰	۳۵۶۷	۰	۶۰۰۰۰
میانگین تعداد خسارت بیمارستانی	۶۸۷۹	۰/۰۰۰۸۵۰	۰/۰۰۴۵۴	۰	۰/۲۰۰
نسبت کارکنان با خسارت بیمارستانی	۶۸۷۹	۰/۰۰۰۷۴۱	۰/۰۰۳۸۴	۰	۰/۲۰۰
میانگین خسارت بیمارستانی	۶۸۷۹	۲۲۱/۹	۷۶۶/۹	۰	۹۵۱۳

توضیحات: مقادیر نرخ بیمه، میانگین خسارت پاراکلینیکی و بیمارستانی و سقف این دو گروه بیماری به هزار تومان است که با استفاده از تورم موجود در بخش بهداشت و درمان تعدیل شده است. جنسیت نشان‌دهنده نسبت مردان بیمه‌شده هر بنگاه، متغیر سرپرست نشان‌دهنده تعداد سرپرستان به کل افراد بیمه‌شده هر بنگاه، بعد خانوار نشانی از میانگین بعد خانوارهای بیمه شده هر بنگاه دارد. منطقه نیز برای بنگاه‌های صادره از تهران مقدار یک می‌گیرد.

پوشش‌های بیماری مورد استفاده شامل: ۱. گروه بیماری پاراکلینیکی شامل موارد جبران هزینه‌های سونوگرافی، ماموگرافی، انواع اسکن، انواع آندوسکوپی، ام‌آرآی، اکوکاردیوگرافی، استرس اکو و دانسیومتری و ۲. گروه بیمارستانی نیز شامل جبران خسارت‌های مربوط به اعمال جراحی مهم، عمل‌های پیوند قلب، مغز استخوان، کبد، کلیه، ریه می‌شود.

با توجه به هر گروه بیماری، سه متغیر خسارت تعریف می‌شود: لگاریتم میانگین خسارت، میانگین تعداد خسارت، نسبت کارکنان دارای خسارت. میانگین خسارت از تقسیم تمامی خسارت‌های هر بنگاه به کلیه کارکنانش به‌دست می‌آید. نسبت کارکنان دارای خسارت نیز از تقسیم تعداد کارکنان دارای خسارت به کلیه کارکنان هر بنگاه به‌دست می‌آید. متغیرهای مستقل این تحقیق نیز شامل: ۱. لگاریتم سقف هر گروه بیماری، ۲. نرخ حق بیمه: این متغیر برای کنترل ریسک بنگاه بیمه‌گذار استفاده می‌شود. این متغیر از طریق میانگین حق بیمه نسبی (حق بیمه پرداختی به سقف تحت پوشش آن گروه بیماری) هر گروه بیماری محاسبه می‌شود، ۳. تعداد پوشش: تعداد پوشش‌های خریداری‌شده، ۴. تجدید قرارداد، ۵. اندازه گروه: برابر با تعداد کارکنان بیمه‌شده هر گروه است، ۶. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی: شامل: سن، جنسیت، سرپرست، بعد خانوار، منطقه صدور، ۷. ضریب جریمه: تغییرات نرخ حق بیمه از دوره قبل به دوره جاری، می‌شود.

در جدول (۱) و (۲)، به ترتیب خلاصه آماری از ویژگی‌های مورد بررسی برای آزمون‌های تحقیق مشخص شده‌اند. همان‌طورکه مشاهده می‌شود میانگین سنی در این دو داده که برای افراد زیر ۶۰ سال است، با یکدیگر برابر است. نرخ مشارکت زنان و مردان در هر دو داده تقریباً یکسان است. میانگین بعد خانوار نیز در هر دو دسته از داده‌ها برابر با میزان ۲/۸ می‌باشد. بیش از ۴۰٪ افراد را در هر دو حالت سرپرست خانوار تشکیل می‌دهد. حدود ۴۵٪ بیمه‌نامه‌ها صادره از تهران هستند که با ضریب نفوذ بیمه در این استان (۴۱٪) تقریباً برابر است. حداقل اندازه گروه در هر دو داده برابر با ۵۰ نفر می‌باشد. در نهایت اینکه برای هر دو نوع پوشش، چهار متغیر سقف، میانگین خسارت، میانگین تعداد خسارت و نسبت کارکنان دارای خسارت مشاهده می‌شود. طبق این دو جدول، تعداد خسارت هر بنگاه در بخش بیمارستانی کمتر از پاراکلینیکی است، اما در صورت وقوع خسارت خسارت پرداختی برای گروه بیمارستانی بیشتر خواهد بود. همچنین سقف پوشش بیمارستانی از پاراکلینیکی بیشتر است.

۴- مدل تجربی مورد استفاده

برای شناسایی اطلاعات نامتقارن، از مدل کلاسیک همبستگی ریسک-پوشش، معادله (۲) (کوهن و سیگلمن، ۲۰۱۰)، استفاده می‌شود. در این معادله، $Risk_i$

نشان‌دهنده خسارت پرداخت شده به بیمه‌گذار i است، که از طریق سه متغیر خسارت اشاره‌شده محاسبه می‌شود. $Coverage_i$، نشان‌دهنده نوع پوشش انتخابی بیمه‌گذار i می‌باشد که از طریق لگاریتم سقف پرداختی برای هر نوع پوشش (بیمارستانی و پاراکلینیکی) محاسبه می‌شود X_i برداری از ویژگی‌های بیمه‌گذار i است که برای بیمه‌گر شناخته شده است و به‌صورت بالقوه به میزان ریسک او مربوط می‌شود. همبستگی مثبت بین میزان ریسک و انتخاب پوشش ($H_0: \beta > 0$)، شرط لازم برای وجود اطلاعات نامتقارن است و نشان می‌دهد که مشتریان با ریسک بیشتر، پوشش گسترده‌تری را خریداری می‌کنند.

$$Risk_i = \alpha + \beta Coverage_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

به‌صورت مشخص‌تر، X_i برداری از متغیرهای کنترلی است که ویژگی‌های بیمه‌نامه، سطح بالقوه ریسک و اثرات زمانی را شامل می‌شود. با توجه به اینکه در تمامی بیمه‌نامه‌ها طول دوره پوشش، ثابت و یکساله است، تنها از اندازه هر گروه برای کنترل ویژگی‌های بیمه‌نامه استفاده می‌شود. الینگ و همکاران (۲۰۱۵)، دو راه برای کنترل سطح بالقوه ریسک بیمه‌گذار مطرح می‌کنند: ۱) ویژگی‌های جمعیت‌شناختی قابل مشاهده، ۲) حق بیمه‌ای تعدیل شده (نرخ بیمه). کنترل نرخ بیمه نسبت به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی مزیت دارد، زیرا نه تنها نشانی از چگونگی استفاده بیمه‌گر از ویژگی‌های مشاهده شده است، بلکه واکنش بیمه‌گر به سوابق بیمه‌گذار را نیز منعکس می‌کند، بنابراین حق بیمه تعدیل شده، بهترین ملاک برای باور بیمه‌گر نسبت به سطح بالقوه ریسک هر گروه است که در این تحقیق نیز از این شاخص برای تخمین معادله اصلی استفاده می‌شود. از ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نیز برای بررسی استحکام تخمین استفاده خواهد شد. در نهایت از متغیر مجازی سال نیز برای کنترل اثرات زمانی استفاده می‌شود.

برای برآورد رگرسیون معادله (۲) از دسته اول داده‌ها استفاده می‌شود. هر سه متغیر وابسته، مربوط به مقادیر مشاهده شده تقاضا خدمات درمانی بنگاه هستند و ما از تمایل واقعی بنگاه‌ها برای استفاده از این خدمات آگاه نیستیم. در این موارد، اگرچه رگرسیون برای تمایل بنگاه‌ها نوشته می‌شود، ولی عملاً از مقادیر مشاهده شده استفاده می‌شود. در این حالت بسیاری از مشاهدات برابر با صفر خواهند بود. معمولاً در ادبیات بیمه‌ای برای این تخمین این نوع از متغیرهای وابسته از مدل‌های توبیت استفاده می‌شود.

همان‌طورکه بحث شد، برای بیماری‌های حاد بیمارستانی کژمنشی وجود ندارد، در نتیجه برای این نوع پوشش از بیماری می‌توان اطلاعات نامتقارن محاسبه شده در معادله (۲) را به‌عنوان کژگزینی درنظر گرفت، اما کماکان بررسی وجود کژمنشی برای بیماری‌های پاراکلینیکی احتیاج به آزمون دیگری دارد. این معادله برای آزمون آگاهی از سطح ریسک خود نیز کاربرد دارد، به این صورت که می‌توان از متغیر تعداد دفعات تجدید قرارداد، به‌عنوان متغیر مستقل در رگرسیون معادله (۲) استفاده کرد و با توجه به علامت آن متوجه شد که آگاهی از سطح ریسک خود بیشتر از جانب کدامیک از طرفین قرارداد اتفاق می‌افتد. اما این روش به‌طور دقیق مشخص نمی‌کند که آگاهی از سطح ریسک خود برای تجدید قرارداد بیش از یک بار چگونه خواهد بود.

با توجه به دو اشکال آزمون همبستگی، عدم بررسی وجود کژمنشی در پوشش پاراکلینیکی و مشخص نکردن دقیق آگاهی از سطح ریسک خود، احتیاج به آزمون دیگری وجود دارد. بنابراین برای بررسی دقیق‌تر کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود از مدل دیونی و همکاران (۲۰۱۳) استفاده می‌کنیم. فرض استفاده از این مدل، وجود یک سیستم رتبه‌بندی سوابق است. در این نوع سیستم میزان خسارت دوره گذشته هر بنگاه، حق بیمه دوره جاری آن را متأثر می‌کند. دیونی و همکاران (۲۰۱۳)، مدل خود را به‌صورت دستگاه معادلات (۳) ارائه می‌دهند.

$$\begin{aligned} n_{it} &= I\left(x_{it}\beta_n + \phi_{nd}d_{it-1} + \phi_{nn}n_{it-1} + \phi_{nb}b_{it} + \epsilon_{n,it} > 0\right) \\ d_{it} &= I(x_{it}\beta_d + \phi_{dd}d_{it-1} + \phi_{dn}n_{it-1} + \phi_{db}b_{it} + \epsilon_{d,it} > 0) \end{aligned} \qquad (۳)$$

متغیر n_{it} سه متغیر وابسته مطرح‌شده (مربوط به خسارت) در زمان t و برای بیمه‌گذار i است. متغیر d میزان سقف پوشش هر نوع از بیماری است. x شامل متغیرهای جمعیت‌شناختی و اندازه گروه و b نیز مقدار ضریب جریمه است.

اگر میزان تلاش بیمه‌گذار برای کاهش خسارت، به ویژگی‌های قرارداد بستگی داشته باشد، کژمنشی رخ خواهد داد. دو ویژگی قرارداد که برای بیمه‌گذاران متفاوت است، میزان پوشش انتخابی و ضریب جریمه است. به‌دلیل افزایش ضریب جریمه، وقوع خسارت سبب افزایش هزینه نهایی خسارت‌های آتی می‌شود، بنابراین تلاش بیمه‌گذار برای کاهش خسارت، هنگامی‌که حق بیمه افزایش می‌یابد (و یا به‌طور هم ارز نرخ جریمه افزوده می‌شود)، بیشتر می‌شود. این مسئله به ایجاد یک رابطه منفی بین ضریب جریمه و میزان خسارت دوره جاری می‌شود ($\phi_{nb} < 0$). از سوی دیگر، با توجه به همبستگی میزان پوشش دوره گذشته و دوره جاری بنگاه‌ها (به‌دلیل وجود هزینه‌های

معاملاتی و یا علاقه به حفظ وضع موجود) و اینکه تلاش بیمه‌شدگان برای حفظ سلامتی‌شان در صورت داشتن پوشش کمتر بیشتر خواهد بود، کژمنشی سبب ایجاد یک رابطه مثبت بین پوشش دوره گذشته و میزان خسارت دوره جاری می‌شود ($\phi_{nd} > 0$).

در نهایت، مقاله دیونی و همکاران (۲۰۱۳)، پیش‌بینی می‌کند که در صورت وجود آگاهی از سطح ریسک خود بیمه‌گذاران، یک رابطه مثبت بین خسارت دوره گذشته و میزان پوشش در دوره جاری به وجود خواهد آمد ($\phi_{nd} > 0$)، یعنی بیمه‌گذارانی که در دوره قبل خسارت بیشتری را درخواست کرده‌اند، باور ذهنی‌شان را تعدیل می‌کنند و در دوره جاری انگیزه دارند که پوشش گسترده‌تری را خریداری کنند. به‌طور کلی، با توجه به‌دستگاه معادلات (۳)، می‌توان آزمون‌هایی برای وجود کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود را به‌صورت روابط (۴) مطرح کرد:

$$\begin{aligned} &1.\ \text{MH1: } \phi_{nb} < 0 \\ &2.\ \text{MH2: } \phi_{nd} > 0 \\ &3.\ \text{AL: } \ \phi_{nd} > 0 \end{aligned} \qquad (۴)$$

در روابط (۴)، دو رابطه اول (MH1 و MH2)، برای بررسی وجود کژمنشی و رابطه آخر (AL) برای بررسی وجود آگاهی از سطح ریسک خود در بیمه‌گذاران انجام می‌شود. برای برآورد روابط (۴)، دستگاه معادلات (۳) از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود.

۵- نتایج

نتایج حاصل از آزمون عدم تقارن اطلاعات، معادله (۲)، برای پوشش پاراکلینیکی در جدول (۳) آورده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود برای هر سه متغیر وابسته، لگاریتم سقف پوشش پاراکلینیکی تأثیر مثبت و معناداری بر خسارت دارد. این ضریب مثبت، عدم تقارن اطلاعات را برای این دسته از بیمه‌شدگان نشان می‌دهد، اما این آزمون مشخص نمی‌کند که علت وقوع اطلاعات نامتقارن چیست. از سوی دیگر، ضریب لگاریتم نرخ بیمه نیز بر تمامی متغیرهای وابسته اثر مثبت و معنادار دارد که کنترل ریسک بیمه‌گذار توسط بیمه‌گر را نشان می‌دهد. اندازه گروه فقط بر متغیر نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی اثر مثبت معنادار دارد، اگرچه در این مورد روند کلی و قابل استنتاجی وجود ندارد، این امر می‌تواند دشوارتر بودن کنترل ریسک گروه‌های

بزرگ‌تر را برای بیمه‌گر نشان دهد. همچنین با افزایش دفعات تجدید قرارداد، مشاهده می‌شود که میزان خسارت پاراکلینیکی، برای هر سه متغیر وابسته، افزوده می‌شود، اما در مورد معناداری این ضرایب در قراردادهای بیش از یک بار تجدیدشده نمی‌توان ادعای دقیقی را مطرح کرد و احتیاج به آزمون دیگری دارد. اما به‌نظر می‌رسد در بیماری‌های پاراکلینیکی آگاهی از سطح ریسک خود به نسبت بیشتری از جانب بیمه‌گذار اتفاق می‌افتد که در بلندمدت می‌تواند سبب تشدید اطلاعات نامتقارن شود.

نتایج حاصل از آزمون عدم تقارن اطلاعات در معادله (۲) برای پوشش بیمارستانی در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به اینکه در این نوع از بیماری، کژمنشی قابل چشم‌پوشی است، بنابراین عدم تقارن اطلاعات را می‌توان تنها ناشی از کژگزینی دانست. همان‌طورکه برای هر سه متغیر وابسته مشاهده می‌شود، لگاریتم سقف بیمارستانی اثری معنادار بر خسارت ندارد، بنابراین با توجه به بی‌معنا شدن این ضریب می‌توان ادعا کرد در گروه بیماری‌های بیمارستانی کژگزینی وجود ندارد. از سوی دیگر، ضریب لگاریتم نرخ بیمه نیز در تمامی موارد متغیر وابسته مثبت و معنادار است که این نشان‌دهنده کنترل ریسک بیمه‌گذار توسط بیمه‌گر می‌باشد. اندازه گروه برای هر سه متغیر وابسته تأثیر مثبت و معنادار دارد که نشان می‌دهد کنترل ریسک بیمه‌گذار، با تعداد کارکنان بیمه‌شده زیاد، برای بیمه‌گر سخت‌تر می‌شود. در نهایت، با افزایش دفعات تجدید قرارداد می‌توان مشاهده کرد که هیچ یک از متغیرهای وابسته تغییر ملموسی نمی‌کنند. این می‌تواند به این دلیل باشد که اساساً اطلاعات نامتقارن در این نوع بیماری وجود ندارد و آگاهی از سطح ریسک خود در طول زمان نیز نمی‌تواند آن را متأثر کند.

به‌منظور بررسی استحکام نتایج، این آزمون با استفاده از متغیرهای جمعیت‌شناختی برای کنترل ریسک در پوشش‌های پاراکلینیکی و بیمارستانی بررسی شده است نسبت به حالت اولیه، هیچ تغییری در علامت و معناداری متغیرهای سقف گروه بیماری، اندازه گروه و دفعات تجدید قرارداد ایجاد نشده است و تنها در اندازه ضرایب سقف پوشش کاسته می‌شود که می‌تواند نشانه این باشد که بیمه‌گر به‌طور مناسب (به علل موانع قانونی و یا عدم توانایی در کنترل کافی)، با توجه به متغیرهای جمعیت‌شناختی، بیمه‌نامه‌ها را قیمت‌گذاری نکرده است. برای خسارت پاراکلینیکی افزایش سن، نسبت زنان بیشتر در بنگاه با سه متغیر خسارت رابطه مثبت دارند. بیمه‌نامه‌های صادره از تهران نیز اگرچه میانگین خسارت پرداختی بیشتر دارند، ولی میانگین تعداد خسارت آنها کمتر است و نسبت افراد کمتری از آنها دارای خسارت

می‌باشند. این رابطه برای دو متغیر نسبت سرپرست به کل افراد بیمه شده و بعد خانوار نیز برقرار است. برای خسارت بیمارستانی نیز تنها دو متغیر سن و منطقه صدور از بین متغیرهای جمعیت‌شناختی تأثیرگذار هستند، به این صورت که با افزایش میانگین سنی هر بنگاه میزان خسارتش افزایش می‌یابد و بنگاه‌ها با بیمه‌نامه صادره از تهران، میزان خسارت کمتری برای این گروه از بیماری دارند.

همان‌طورکه بحث شد، با توجه به اینکه روند مشخصی در مورد آگاهی از سطح ریسک خود وجود ندارد و همچنین برای بررسی وجود کژمنشی، به آزمون دیگری نیاز است. بدین منظور، از دستگاه معادلات (۳) دیونی و همکاران (۲۰۱۳) و آزمون‌های اشاره شده در روابط (۴) استفاده می‌شود. نتایج این آزمون برای پوشش پاراکلینیکی و بیمارستانی به ترتیب در جدول (۵) و (۶) آورده شده است.

همان‌طورکه در جدول (۵) برای پوشش پاراکلینیکی مشاهده می‌شود، برای آزمون اول در مورد کژمنشی (رابطه ۱)، ضریب جریمه بر هیچ‌یک از متغیرهای وابسته تأثیر منفی ندارد، بنابراین کژمنشی در این آزمون قابل شناسایی نیست. در آزمون دوم برای بررسی وجود کژمنشی (رابطه ۲)، میزان سقف پوشش انتخاب‌شده در دوره گذشته بر هر سه متغیر وابسته تأثیر مثبت دارد که نشان از وجود کژمنشی در این نوع دارد. در آزمون مربوط به آگاهی از سطح ریسک خود (رابطه ۳)، ضریب هر یک از سه متغیر وابسته در دوره گذشته بر میزان سقف آن گروه بیماری بررسی می‌شود. این ضریب اگرچه برای هر سه متغیر وابسته مورد بررسی مثبت است، ولی تنها برای دو متغیر میانگین تعداد خسارت و نسبت کارکنان دارای خسارت معنادار می‌شود که نشان از آگاهی از سطح ریسک خود بیشتر بیمه‌گذاران دارد.

با توجه به جدول (۶)، برای پوشش بیمارستانی، در آزمون اول در مورد کژمنشی (رابطه ۱)، برای هر سه متغیر ضریب جریمه منفی می‌شود، اما برای هیچ یک از حالت‌ها معنادار نیست. در آزمون دیگر بررسی کژمنشی (رابطه ۲)، میزان سقف پوشش انتخاب‌شده در دوره گذشته بر هیچ یک از سه متغیر وابسته تأثیر مثبت ندارد که نشان از عدم وجود کژمنشی در این نوع از پوشش دارد. این نتیجه انتظارات ما را تأیید می‌کند. برای آزمون سوم مربوط به آگاهی از سطح ریسک خود نامتقارن (رابطه ۴،۳)، مانند گروه پاراکلینیکی، این ضریب اگرچه برای هر سه متغیر وابسته مورد بررسی مثبت است، ولی تنها برای دو متغیر میانگین تعداد خسارت و نسبت کارکنان دارای خسارت

معنادار می‌شود که این امر نشان از آگاهی از سطح ریسک خود بیشتر بیمه‌گذاران در این گروه از بیماری دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون عدم تقارن اطلاعات، معادله (۲)، برای پوشش پاراکلینیکی

متغیرها	لگاریتم میانگین خسارت پاراکلینیکی	میانگین تعداد خسارت پاراکلینیکی	نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی
لگاریتم سقف پاراکلینیکی	۰/۱۷۱***	۰/۰۶۳۷***	۰/۰۲۸۷***
	(۰/۰۱۳۳)	(۰/۰۰۶۸۹)	(۰/۰۰۲۵۵)
لگاریتم نرخ بیمه	۰/۰۴۱۱***	۰/۰۲۶۵***	۰/۰۱۳۸***
	(۰/۰۱۴۱)	(۰/۰۰۴۸۵)	(۰/۰۰۲۰۹)
لگاریتم اندازه گروه	-۰/۰۱۴۷*	۰/۰۰۲۸۸	۰/۰۰۲۶۵***
	(۰/۰۰۷۸۱)	(۰/۰۰۳۱۰)	(۰/۰۰۱۲۶)
تجدید قرارداد =۱	۰/۰۶۲۲***	۰/۰۰۶۵۰	۰/۰۰۴۸۶
	(۰/۰۲۱۸)	(۰/۰۰۸۱۴)	(۰/۰۰۳۴۵)
تجدید قرارداد =۲	۰/۰۸۷۶***	۰/۰۲۰۲**	۰/۰۱۳۰***
	(۰/۰۲۱۰)	(۰/۰۰۸۱۳)	(۰/۰۰۳۴۵)
تجدید قرارداد =۳	۰/۱۰۹***	۰/۰۱۲۴	۰/۰۰۹۵۱***
	(۰/۰۲۳۹)	(۰/۰۰۸۳۱)	(۰/۰۰۳۵۳)

توضیحات: این جدول نتایج حاصل از تخمین معادله (۲) را برای پوشش پاراکلینیکی نشان می‌دهد. در این حالت از نرخ حق بیمه برای کنترل ریسک بیمه‌گذار استفاده می‌شود. اعداد داخل پرانتز میزان واریانس ضرایب را نشان می‌دهد و همچنین *،**،*** به‌ترتیب بیانگر معناداری ضرایب در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. همه مدل‌ها عرض از مبدأ، ثابت سال و تعداد پوشش دارند.

جدول ۴. نتایج آزمون عدم تقارن اطلاعات، معادله ۲، برای پوشش بیمارستانی

متغیرها	لگاریتم میانگین خسارت بیمارستانی	میانگین تعداد خسارت بیمارستانی	نسبت کارکنان با خسارت بیمارستانی
لگاریتم سقف بیمارستانی	۰/۵۶۲ (۰/۴۹۵)	۰/۰۰۰۹۳۷ (۰/۰۰۰۹۰۹)	۰/۰۰۰۸۰۱ (۰/۰۰۰۷۹۵)
لگاریتم نرخ بیمه	***۱/۱۶۳ (۰/۴۲۵)	**۰/۰۰۱۵۴ (۰/۰۰۰۷۰۷)	**۰/۰۰۱۲۹ (۰/۰۰۰۶۱۳)
لگاریتم اندازه گروه	***۵/۰۵۵ (۰/۱۶۳)	***۰/۰۰۶۶۸ (۰/۰۰۱۲۰)	***۰/۰۰۵۶۴ (۰/۰۰۱۲۹)
تجدید قرارداد =۱	۰/۸۲۳ (۰/۶۳۴)	۰/۰۰۱۵۴ (۰/۰۰۱۲۲)	۰/۰۰۱۵۰ (۰/۰۰۱۰۸)
تجدید قرارداد =۲	۰/۶۲۹ (۰/۶۳۹)	۰/۰۰۱۴۰ (۰/۰۰۱۱۸)	۰/۰۰۱۰۹ (۰/۰۰۰۹۵۶)
تجدید قرارداد =۳	-۰/۸۷۷ (۰/۷۴۶)	-۰/۰۰۱۷۹ (۰/۰۰۱۲۸)	-۰/۰۰۱۲۹ (۰/۰۰۱۰۹)

توضیحات: این جدول نتایج حاصل از تخمین معادله (۲) را برای پوشش بیمارستانی را نشان می‌دهد. در این حالت از نرخ حق بیمه برای کنترل ریسک بیمه‌گذار استفاده شده است. اعداد داخل پرانتز میزان واریانس ضرایب را نشان می‌دهد و همچنین *،**،*** به‌ترتیب معناداری ضرایب را در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهند. همه مدل‌ها عرض از مبدأ، ثابت سال و تعداد پوشش دارند و مشاهدات ۴۶۴۴ است.

جدول ۵. نتایج آزمون تفکیک کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود معادله (۳) برای گروه بیماری پاراکلینیکی

متغیرها	میانگین تعداد خسارت پاراکلینیکی	لگاریتم سقف پاراکلینیکی	نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی	لگاریتم سقف پاراکلینیکی	لگاریتم میانگین خسارت پاراکلینیکی	لگاریتم سقف پاراکلینیکی
لگاریتم سقف پاراکلینیکی در دوره گذشته	۰/۰۵۱۱** (۰/۰۰۶۰۱)*	۰/۸۳۳*** (۰/۰۱۳۴)	۰/۰۱۷۸*** (۰/۰۰۲۶۰)	۰/۸۳۵*** (۰/۰۱۳۴)	۰/۰۷۸۸** (۰/۰۱۶۴)*	۰/۸۴۲*** (۰/۰۱۳۶)
ضریب جریمه	۲/۱۴۸*** (۰/۲۸۳)	۱۲/۷۲*** (۰/۶۳۴)	۰/۶۵۱*** (۰/۱۲۳)	۱۲/۶۳*** (۰/۶۳۳)	۰/۶۷۲ (۰/۷۵۶)	۱۱/۸۸*** (۰/۶۲۹)
میانگین تعداد خسارت پاراکلینیکی دوره گذشته	۰/۳۹۱*** (۰/۰۱۷۹)	۰/۲۹۰*** (۰/۰۴۰۰)				
نسبت کارکنان با خسارت پاراکلینیکی در دوره گذشته			۰/۳۷۲*** (۰/۰۱۶۹)	۰/۶۰۲*** (۰/۰۸۷۰)		
لگاریتم میانگین خسارت پاراکلینیکی در دوره گذشته					۰/۱۱۱*** (۰/۰۱۵۸)	۰/۰۳۴۳ (۰/۰۱۳۱)

توضیحات: این جدول نتایج حاصل از تخمین معادلات ساختاری (۳)، با فرض وجود همبستگی بین دو معادله، برای پوشش پاراکلینیکی را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز میزان واریانس ضرایب را نشان می‌دهد و همچنین *،**،*** به ترتیب معناداری ضرایب را در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهند. همه مدل‌ها عرض از مبدأ، ثابت سال، تعداد پوشش، اندازه بنگاه و متغیرهای جمعیت‌شناختی دارند.

جدول ۶. نتایج آزمون تفکیک کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود، معادله (۳)، برای گروه بیماری بیمارستانی

متغیرها	میانگین تعداد خسارت بیمارستانی	لگاریتم سقف بیمارستانی	نسبت کارکنان با خسارت بیمارستانی	لگاریتم سقف بیمارستانی	لگاریتم میانگین خسارت بیمارستانی	لگاریتم سقف بیمارستانی
لگاریتم سقف بیمارستانی در دوره گذشته	۰/۰۰۱۰۲ (۰/۰۰۱۱۲)	۰/۸۹۳*** (۰/۰۱۱۷)	۰/۰۰۰۸۲۸ (۰/۰۰۰۹۸۵)	۰/۸۹۳*** (۰/۰۱۱۷)	۰/۸۰۰ (۰/۸۳۲)	۰/۸۹۴*** (۰/۰۱۱۷)
ضریب جریمه	-۰/۰۱۷۶ (۰/۰۴۶۴)	۲/۴۳۹*** (۰/۵۰۱)	-۰/۰۱۴۱ (۰/۰۴۰۹)	۲/۴۳۸*** (۰/۵۰۱)	-۲۴/۹۵ (۳۴/۶۱)	۲/۴۰۲*** (۰/۵۰۱)
میانگین تعداد خسارت بیمارستانی دوره گذشته	۰/۰۷۲۶ (۰/۰۶۵۸)	۲/۲۵۲*** (۰/۸۷۲)				
نسبت کارکنان با خسارت بیمارستانی در دوره گذشته			۰/۰۲۶۱ (۰/۰۶۹۹)	۲/۴۵۴** (۰/۹۹۵)		
لگاریتم میانگین خسارت بیمارستانی در دوره گذشته					۰/۲۸۸** (۰/۱۲۷)	۰/۰۰۳۷۹* (۰/۰۰۲۱۳)

توضیحات: این جدول نتایج حاصل از تخمین معادلات ساختاری (۳)، با فرض وجود همبستگی بین دو معادله، برای پوشش پاراکلینیکی را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز میزان واریانس ضرایب را نشان می‌دهد و همچنین *،**،*** به ترتیب معناداری ضرایب را در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهند. همه مدل‌ها عرض از مبدأ، ثابت سال، تعداد پوشش، اندازه گروه و متغیرهای جمعیت‌شناختی دارند.

۶- نتیجه‌گیری

در این تحقیق ابتدا همبستگی ریسک و میزان پوشش بیمه‌ای خریداری شده با روش توبیت، برای دو نوع پوشش پاراکلینیکی و بیمارستانی، بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده، شواهدی برای کژگزینی در پوشش خدمات بیمارستانی بازار بیمه درمان تکمیلی گروهی ارائه نمی‌دهد، اما برای پوشش پاراکلینیکی عدم تقارن اطلاعات مشاهده می‌شود که ناشی از کژمنشی می‌باشد. سپس از طریق تخمین دستگاه معادلات با فرض تأثیر سوابق خسارت گذشته بیمه‌گذار بر حق بیمه جاری، کژمنشی و آگاهی از سطح ریسک خود تفکیک شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کژمنشی تنها در پوشش

پاراکلینیکی وجود دارد و آگاهی از سطح ریسک خود به میزان بیشتری از جانب بیمه‌گذار اتفاق می‌افتد. نتایج این تحقیق، پیش‌بینی میرز و اسمیت (۱۹۸۱)، مبتنی بر عدم وجود کژگزینی در بازار بیمه درمان گروهی، در صورت برقراری دو شرط تشکیل گروه به دلایلی غیراز خرید بیمه و عدم وجود حق انتخاب میزان پوشش برای اعضای گروه را تأیید می‌کند. این نتایج، لزوم توجه بیمه‌گر به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و سوابق خسارتی بیمه‌گذار را، در پوشش‌های پاراکلینیکی، برجسته می‌کند.

منابع

1. Abbring, J. H., Chiappori, P. A., & Pinquet, J. (2003). Moral hazard and dynamic insurance data. *Journal of the European Economic Association*, *1*(4), 767-820.
2. Chiappori, P. A., & Salanié, B. (2000). Testing for asymmetric information in insurance markets. *Journal of political Economy*, *108*(1), 56-78.
3. Cohen, A. (2005). Asymmetric information and learning: Evidence from the automobile insurance market. *Review of Economics and statistics*, *87*(2), 197-207.
4. Cohen, A. (2012). Asymmetric Learning in Repeated contracting: An empirical study. *Review of Economics and Statistics*, *94*(2), 419-432.
5. Cohen, A., & Siegelman, P. (2010). Testing for adverse selection in insurance markets. *Journal of Risk and insurance*, *77*(1), 39-84.
6. Dionne, G., Michaud, P. C., & Dahchour, M. (2013). Separating moral hazard from adverse selection and learning in automobile insurance: longitudinal evidence from France. *Journal of the European Economic Association*,*11*(4), 897-917.
7. Duarte, F. (2012). Price elasticity of expenditure across health care services. *Journal of health economics*, *31*(6), 824-841.
8. Eling, M., Jia, R., & Yao, Y. (2015). Between-group adverse selection: evidence from group critical illness insurance. *Journal of Risk and Insurance*.
9. Ellis, R. P., Martins, B., & Zhu, W. (2016). Health Care Demand Elasticities by Type of Service.
10. Hanson, R. (2005). Adverse selection in group insurance: The virtues of failing to represent voters. *Economics of Governance*, *6*(2), 139-157.
11. Mayers, D., & Smith Jr, C. W. (1981). Contractual provisions, organizational structure, and conflict control in insurance markets. *Journal of Business*, 407-434.
12. Monheit, A. C., & Schone, B. S. (2004). How has small group market reform affected employee health insurance coverage?. Journal of Public Economics, 88(1-2), 237-254.

تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی)/ دوره ۵۵، شمارهٔ ۱، بهار ۹۹/ ص ۲۶۸-۲۳۳

ارزیابی اثرات اقتصادی عضویت ایران در سازمان همکاری شانگهای: کاربردی از مدل شبیه‌سازی جهانی

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.1.10.1

سارا مردیها[۱]، کریم آذربایجانی*[۲]، سید کمیل طیبی[۳]، داود جعفری[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sara.mardiha@ase.ui.ac.ir

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، k_azarbaiejani@ase.ui.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

۴. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، jafarydavoud@gmail.com

نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۶

چکیده

امروز سازمان همکاری شانگ‌های به‌عنوان یک سازمان مهم منطقه‌ای در پیشبرد یکپارچه‌سازی تجاری در بین اعضای خود مطرح است. از آنجا که اکنون ایران به‌عنوان عضو ناظر در پیمان شانگهای محسوب می‌شود و در مرحله الحاق به این پیمان قرار دارد، این پژوهش به پیش‌بینی و ارزیابی اثرات اقتصادی بالقوه ناشی از عضویت ایران در این سازمان با استفاده از رهیافت شبیه‌سازی جهانی (GSIM) که یک روش ارزیابی پیشینی است، پرداخته و بر این اساس، چهار سناریو شامل کاهش ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصدی نرخ‌های تعرفه (آزادسازی ناقص) و حذف ۱۰۰ درصدی (آزادسازی کامل) نرخ‌های تعرفه بر روی ۱۳ کالای عمده صادراتی که به‌طور متوسط ۷۰ درصد از حجم صادرات ایران به کشورهای عضو سازمان شانگهای را تشکیل می‌دهند را مورد مطالعه قرار داده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که پیوستن ایران به سازمان شانگهای و اجرای آزادسازی موجب خلق تجارت و افزایش رفاه برای ایران و سایر کشورهای عضو خواهد شد. این در حالی است که اثرات رفاهی و میزان خلق تجارت در حالت آزادسازی کامل بیشتر از آزادسازی ناقص است.

طبقه‌بندی JEL: F47, F17, F13

واژه‌های کلیدی: موافقتنامه تجارت منطقه‌ای، سازمان همکاری شانگهای، الگوی تعادل جزئی، الگوی شبیه‌سازی جهانی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۳۱۱۶۰۲۴۸

۱- مقدمه

نظریه‌های اقتصادی بیان می‌کنند که آزادسازی تجاری، کارایی، صرفه‌های ناشی از مقیاس، رقابت، بهره‌وری عوامل و جریان تجاری را افزایش می‌دهد و در نهایت موجب رشد اقتصادی می‌شود (بارو و سالایی مارتین[1]، ۱۹۹۵؛ واکزیارگ[2]، ۱۹۹۷). آزادسازی در چهارچوب تجارت چند جانبه جهانی، در طی دهه‌های گذشته از ابتدا با شکل‌گیری موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت (گات[3])، آغاز و هم اینک نیز به‌وسیله سازمان تجارت جهانی (WTO)[4] دنبال می‌شود. با فعال شدن سازمان تجارت جهانی و پیوستن کشورهای بیشتری به آن، کشورهای مختلف به‌ویژه کشورهای در حال توسعه به یک تغییر جهت کلی برای به انجام رساندن آزادسازی تجارت اقدام کرده‌اند. در این ارتباط بسیاری از کشورها ترجیح می‌دهند که برای گسترش تجارت و تقویت روابط اقتصادی بین‌المللی، توافقات تجاری دو جانبه و یا منطقه‌ای ایجاد کنند.

سازمان همکاری شانگهای سازمانی میان دولتی منطقه‌ای است که ابتدا، در سال ۲۰۰۱ برای همکاری‌های چند جانبه امنیتی توسط رهبران چین، روسیه، قزاقستان، قرقیزستان، تاجیکستان و ازبکستان بنیان گذاشته شده است. علاوه بر اعضای اصلی، ابتدا مغولستان در سال ۲۰۰۴ و یک سال بعد ایران، پاکستان و هند و سپس افغانستان در سال ۲۰۱۲ و پس از آن بلاروس به‌عنوان عضو ناظر به سازمان پیوستند. در سال ۲۰۱۵ این سازمان با عضویت هندوستان و پاکستان موافقت نمود و این دو کشور در کوتاه‌تر از دو سال همه شرایط را برای عضویت کامل در این سازمان به‌دست آورده و عضویت آن‌ها در سال ۲۰۱۷ به تصویب رسید. چهارچوب توافقنامه همکاری اقتصادی کشورهای عضو این سازمان برای تشکیل منطقه آزاد تجاری نخستین بار در نشست مورخ ۲۳ سپتامبر ۲۰۰۳ تهیه و به امضا رسید. بررسی‌های انجام شده حاکی از آن است که کل تجارت کالایی کشورهای عضو این سازمان با جهان در سال ۲۰۰۱، معادل ۶۷۱,۵۲۸ میلیون دلار بوده است با در نظر گرفتن ارزش تجارت، صادرات و واردات کالا در جهان، کشورهای عضو در سال مذکور ۵/۴ درصد از تجارت جهانی، ۶/۲ درصد از صادرات و ۴/۷ درصد از واردات جهانی کالا را به خود اختصاص داده‌اند. بعد از گذشت ۱۶ سال از تأسیس سازمان، در سال ۲۰۱۷، مجموع صادرات کشورهای عضو به جهان

1. Barro & Sala-i-Martin
2. Wacziarg
3. General Agreement on Tariff & Trade (GATT)
4. World Trade Organization

معادل ۳,۰۸۳,۵۳۲ میلیون دلار و مجموع واردات کشورهای عضو از جهان ۲,۷۲۵,۷۶۷ میلیون دلار بوده است که به ترتیب ۱۷/۶ درصد و ۱۵/۳ درصد از کل صادرات و واردات جهان می‌باشد. بر این اساس با گسترش سازمان و پیوستن کشورهایی همچون هند و پاکستان، سهم سازمان در تجارت جهانی افزایش قابل توجهی یافته است.

از نظر تجارت درون گروهی، مجموع ارزش صادرات درون گروهی کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای در سال ۲۰۱۷، در حدود ۳۲۹ میلیارد دلار بوده است. در این رابطه، کشور چین با ۵۲ درصد بالاترین و تاجیکستان با سهم حدود ۰/۱۸ درصد پایین‌ترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، مجموع ارزش واردات درون گروهی کشورهای عضو سازمان در سال مزبور در حدود ۴۸۳,۹۶۴ میلیون دلار بوده است. کشورهای چین و تاجیکستان به ترتیب بالاترین (۴۶ درصد) و پایین‌ترین (۰/۴۶ درصد) سهم را از این نظر داشته‌اند. لازم به ذکر است، در سال مزبور ایران از لحاظ صادرات و واردات درون گروهی سازمان به‌ترتیب با سهمی در حدود ۵ درصد و ۳/۴ درصد در رتبه چهارم و هفتم قرار دارد. در این میان بیشترین میزان صادرات ایران به شانگهای در سال مزبور به ترتیب به کشورهای چین، افغانستان، هند و پاکستان (حدود ۹۵ درصد از کل صادرات ایران به سازمان) و بیشترین واردات ایران از کشورهای چین، هند، روسیه (حدود ۹۶ درصد از کل واردات ایران از سازمان) بوده است.

در حال حاضر ایران در آستانه ورود به سازمان تجارت جهانی است. به‌منظور عضویت ایران در این سازمان کاهش تعرفه‌ها می‌بایست مطابق زمان‌بندی، با سرعت بیشتری صورت پذیرد. برای کشورهای در حال توسعه با اقتصاد نسبتاً بسته همچون ایران، که آمادگی ورود ناگهانی به تجارت آزاد را ندارند، یکپارچگی‌های اقتصادی نظیر سازمان همکاری شانگهای[1] به‌عنوان میدان آزمایشی اولیه برای ورود به صحنه رقابت‌های بین‌المللی حائز اهمیت است، چرا که در چارچوب چنین تشکل‌هایی، موانع تجاری و تعرفه‌ها در سطح منطقه حذف شده و دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر فراهم می‌شود. ایران با تکیه بر مزایای نسبی و توانایی‌های مختلف اقتصادی می‌تواند فضای لازم در این زمینه را ایجاد کرده و با کسب تجارب متفاوت از یکپارچگی‌های مختلف اقتصادی- منطقه‌ای توان خود را برای حرکت در مسیر جهانی شدن افزایش دهد. از آنجا که اکنون ایران به‌عنوان عضو ناظر در پیمان شانگهای محسوب می‌شود و در مرحله الحاق به این پیمان قرار دارد، ارزیابی دقیق موضوع و تمرکز و توجه به اثرات احتمالی

1. Shanghai cooperation organization

مثبت و منفی ناشی از آن، قبل از الحاق و در حین انجام مذاکرات حائز اهمیت است. همان‌گونه که ذکر شد، یکی از اهداف عنوان شده توسط سازمان همکاری شانگهای در زمینه اقتصادی، حذف تدریجی موانع تعرفه‌ای و ایجاد یک موافقتنامه (ناحیه) تجارت آزاد[1] است. بر این اساس، این مطالعه چهار سناریو شامل کاهش ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصدی (آزادسازی ناقص) و حذف ۱۰۰ درصدی (آزادسازی کامل) نرخ‌های تعرفه را در نظر گرفته و سعی بر آن دارد تا با استفاده از الگوی شبیه‌سازی جهانی[2] تعادل جزئی[3] به‌ارزیابی اثرات آزادسازی تجاری در سطوح جزئی (کدهای ۶ رقمی کالا) پرداخته و اثرات ناشی از کاهش و حذف تعرفه‌ها را بر جریان‌های تجاری، سطح رفاه، خلق تجارت و انحراف تجارت پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل کند.

۲- بحث نظری

از نظر بیسوارو[4] همکاری اقتصادی منطقه‌ای شامل فرآیند یکپارچگی‌های تجاری، اقتصادی و مالی کشورهای ادغام شده است (بیسوارو، ۲۰۰۳). مامبارا[5] (۲۰۰۷)، همکاری اقتصادی منطقه‌ای را به معنای ایجاد و تشکیل پیوندهای اقتصادی نزدیک‌تر به‌ویژه از طریق موافقتنامه‌های تجارت ترجیحی[6]، در میان کشورهایی می‌داند که از نظر جغرافیایی به یکدیگر نزدیک هستند. برای مثال، در اتحادیه اروپا یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای به‌منزله فرآیند غلبه بر مرزهای اجتماعی، اقتصادی، فیزیکی و سیاسی، از طریق پیمان‌های مشترک و همچنین تشریک مساعی و همکاری در مدیریت منابع و اهداف ملی مشترک تلقی می‌شود (لولت کریزینگر و ون نیکرک[7]، ۲۰۰۵). در این میان کشورهایی که از منافع اقتصادی مشترک و پیوندهای سیاسی برخوردار هستند، با ایجاد یکپارچگی، تجارت آزاد را با سیاست‌های حمایتی ادغام می‌کنند و در مراحل مختلفی از اتحادیه‌های تجاری اعم از اتحادیه گمرکی، بازار مشترک و ترتیبات تعرفه ترجیحی، روابط تجاری را بین خود گسترش می‌دهند.

---

1. Free trade agreement
2. Global Simulation model
3. Partial equilibrium
4. Biswaro
5. Mambara
6. Preferential trade agreement
7. Lolette Kritzinger-Van Niekerk

به‌طور کلی دو دسته نظریه در ارتباط با همکاری‌های اقتصادی وجود دارد: نظریه سنتی و نظریه جدید. نظریات سنتی بر اثرات رفاهی ایستا یا اولیه موافقتنامه‌ها، شامل اثر خلق تجارت و انحراف تجارت، مدیریت پس‌انداز، قدرت چانه‌زنی بیشتر و بهبود رابطه مبادله در کشورهای عضو متمرکز شده‌اند. در نظریه اقتصاد سنتی دو سؤال مهم در رابطه با منطقه‌گرایی و جهانی شدن وجود دارد: اثرات رفاهی بر هر یک از کشورهای عضو چگونه است؟ و تأثیرات رفاهی بر روی کل بلوک و بر بقیه دنیا به چه صورت است؟ پاسخ به این سؤالات منجر به تغییر در تحولات نظری و یافته‌های تجربی در این زمینه شده است. اولین قدم در زمینه نظریات سنتی توسط ژاکوب واینر[1] (۱۹۵۰) بسط داده شده است. بر این اساس، اندازه‌گیری ایستای اثرات رفاهی موافقتنامه تجارت ترجیحی منجر به تشخیص و جداسازی دو اثر تولیدی، شامل ایجاد تجارت و انحراف تجارت در اتحادیه‌های گمرکی شده است. تا قبل از آن، تصور چنین بوده است که تجارت در قالب پیمان‌های همکاری منطقه‌ای منجر به تخصیص دوباره منابع و افزایش رفاه می‌شود. ولی نظریه واینر نشان می‌دهد که هر چند موافقتنامه‌های تجارت منطقه‌ای کاهش برخی از موانع تجارت آزاد را در پی دارد؛ اما این امر لزوماً سبب ایجاد منافع ناشی از تجارت نمی‌شود و این منافع زمانی به‌دست می‌آید که همه موانع تجاری کاهش یابد. براساس نظریه واینر، اگر تولیدات کارآمدتر و کم هزینه‌تر شریک تجاری عضو اتحادیه جایگزین تولیدات غیرکارآمد و هزینه‌بر تولیدکننده داخلی شود، در آن صورت منافع خلق تجارت به‌دست خواهد آمد. این امر موجب ایجاد تجارت بیشتری میان کشورهای عضو می‌گردد که در نبود موافقتنامه وجود نداشته است. اما از سوی دیگر ممکن است به‌دلیل وضع تعرفه بر کشورهای غیرعضو، تولیدات کشور شریک تجاری با کارایی کمتر جایگزین واردات با هزینه‌های کمتر از سایر کشورهای جهان شود، یعنی کاهش واردات از سایر کشورهای جهان و در نهایت جایگزینی محصولات با کیفیت پایین با محصولات دارای کیفیت بالا در نتیجه انحراف تجارت، موجب کاهش رفاه مصرف‌کنندگان و عدم تخصیص بهینه منابع گردد. تحلیل واینر نشان می‌دهد که ایجاد تجارت و انحراف تجارت اثرات رفاهی مخالف با یکدیگر ایجاد می‌کند و اثر خالص بستگی به غالب بودن اثر ایجاد تجارت یا اثر انحراف تجارت دارد (پال[2]، ۲۰۱۱).

1. Jacob Viner
2. Pal

جانسون[1] (۱۹۶۲)، ایده واینر را به موافقتنامه‌های تجارت ترجیحی تعمیم داده و نظر مشابهی را بیان کرده است. در حقیقت کاهش ترجیحی تعرفه‌ها در میان اعضای یک موافقتنامه تجارت ترجیحی ممکن است برای هر یک از کشورهای عضو و در برخی موارد برای دنیا سودمند باشد. مید (۱۹۵۵)، نتیجه‌گیری کرده است، که یک اتحادیه گمرکی می‌تواند موجب افزایش رفاه گردد، اگر کشورهای شریک به‌طور بالفعل رقابتی اما بالقوه مکمل یکدیگر باشند و اگر سطوح اولیه تعرفه بسیار بالا باشد و اگر هر شریک تجاری عرضه‌کننده اصلی و عمده کالاهای مورد مبادله برای شریک دیگر باشد. مک میلان و مک‌کن (۱۹۸۱) با استفاده از یک الگوی سه کالایی ثابت می‌کنند که دو شریک تجاری در درون یک بلوک تجاری یکسان ممکن است ترجیح دهند که درون اتحادیه تعرفه وضع کرده و یا به تجارت آزاد داخلی یارانه پرداخت کنند تا از طریق افزایش واردات از کشور غیرعضو منتفع شوند (سورهون، ۲۰۱۵). سازمان تجارت جهانی (۲۰۱۱) مطالعات گوناگونی را به‌منظور بررسی اثرات موافقتنامه‌های تجارت منطقه‌ای مطرح انجام داد و به این نتیجه رسیده است که انحراف تجارت می‌تواند در برخی قراردادها و برخی بخش‌ها نقش داشته باشد، اما به‌عنوان اثر کلیدی موافقتنامه‌های ترجیحی ظاهر نمی‌شود (فریوند و اورنلاس[2]، ۲۰۱۰).

همچنین واناکوت[3] و لوتز[4] (۱۹۸۹)، سامرز[5] (۱۹۹۱) و کروگمن[6] (۱۹۹۱)، اثبات کرده‌اند که ایجاد یک اتحادیه میان کشورهای همسایه و یا به عبارتی شرکای تجاری طبیعی به‌دلیل فاصله جغرافیایی کوتاه‌تر و هزینه حمل و نقل کمتر، موجب کاهش انحراف تجارت می‌شود. بر این اساس این نوع از اتحادیه‌ها به‌طور عمده دارای اثر خلق تجارت بوده به‌گونه‌ای که اثر مثبت بر سطح رفاه جامعه ایجاد می‌کند.

دسته دیگر از نظریات همکاری اقتصادی، نظریات نوین است که اثرات پویا یا منتج را تجزیه و تحلیل می‌کند. بالاسا (۱۹۶۲) و کوپر و ماسل[7] (۱۹۶۵) مفهوم اثرات پویای همکاری اقتصادی را مطرح می‌کنند. بالاسا، مجموعه‌ای از مهم‌ترین اثرات پویای یکپارچگی تجاری مانند اقتصادهای بزرگ مقیاس، نقل و انتقالات و تغییرات

1. Johnson
2. Freund & Ornelas
3. Wonnacott
4. Lutz
5. Summers
6. Krugman
7. Cooper & Massell

تکنولوژیکی، تأثیر یکپارچگی بر ساختار بازار، رقابت، جریان سرمایه‌گذاری، رشد بهره‌وری و ریسک و نا اطمینانی را معرفی کرده است که در طی زمان حاصل می‌گردند. چیف و وینترز[1] (۱۹۹۸) نیز اثرات پویا را مبتنی بر نرخ رشد اقتصادی در کشورهای عضو همکاری در میان‌مدت و بلندمدت می‌دانند (مارینو[2]، ۲۰۱۴).

در برخی از مطالعات اخیر (همچون بورفیشر، رابینسون و تیرفلدر[3] (۲۰۰۳) و کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل[4] (۲۰۰۷)) اثرات ایستا با عنوان "منطقه‌گرایی قدیم[5]" و اثرات پویا با عنوان "منطقه‌گرایی جدید[6]" در نظر گرفته شده است (هسنی[7]، ۲۰۱۳). اثرات ایستا، کوتاه‌مدت بوده و به‌دلیل تغییر اولیه در رفتار عاملان اقتصادی است، درحالی‌که اثرات پویای بلندمدت مربوط به بهبود عملکرد بنگاه‌ها و کارایی آن‌ها و رقابت است (پانوشف[8]، ۲۰۰۳).

اثرات پویا به‌طور نابرابر در میان کشورهای عضو توزیع می‌شود. با وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس و رقابت ناقص (الگوی رقابت انحصاری) انتظار قطعی وجود ندارد، که همه کشورها از یکپارچگی اقتصادی بهره‌مند شوند و یا منافع بالقوه به‌طور برابر در میان آن‌ها توزیع شود. تحت شرایط بازار رقابت ناقص نظریه جدید تجارت نشان می‌دهد که همکاری‌های اقتصادی به‌طور عمیق ساختار اقتصادی کشورهای مشارکت‌کننده را که باید انحصارات داخلی و سنت‌های "خودبسندگی[9]"را اصلاح و یا حتی ترک کنند، تغییر می‌دهد (جوانوویک، ۲۰۱۵).

طبق نظریات ارائه شده توسط اقتصاددانان، به‌منظور پایدار بودن همکاری‌های اقتصادی ایجاد شده میان کشورها و تحقق مزایای ناشی از آن، وجود شرایط گوناگون اقتصادی، سیاسی، نهادی و طبیعی در همه کشورهای عضو لازم است. در مجموع وجود روابط تجاری و اقتصادی قوی، روابط سیاسی هماهنگ و طولانی‌مدت و تشابه سیستم‌های اقتصادی کشورهای همکار موجب ایجاد تجارت و کاهش آثار ناشی از انحراف تجارت خواهد شد. در صورت وجود موانع تجاری زیاد میان کشورها پیش از

1. Schiff & Winters
2. Marino
3. Burfisher, Robinson; Thierfelder
4. UNCTAD: United Nations Conference on Trade & Development
5. Old regionalism
6. New regionalism
7. Hosny
8. Panusheff
9. Autarkic traditions

یکپارچگی تجاری، با کاهش احتمالی و یا حذف کامل موانع تعرفه‌ای، قیمت کالاهای مورد مبادله در اقتصاد منطقه‌ای ایجاد شده کاهش چشمگیر یافته و این امر در نهایت منجر به خلق تجارت می‌شود. همچنین با وضع موانع تجاری تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای پایین بر واردات منطقه یکپارچه از کشورهای غیرعضو، تجارت با چنین کشورهایی به‌منظور افزایش ایجاد درآمدهای تعرفه‌ای توسط کشورهای عضو حفظ می‌گردد.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

به‌طور کلی روش‌های بررسی آثار ناشی از تغییر در سیاست‌های تجاری به دو دسته شامل مطالعات پیشینی[1] (پیش از وقوع) و مطالعات پسینی[2] (پس از به وقوع پیوستن) تقسیم می‌شود. در این میان روش پیشینی برخلاف روش پسینی که اثرات بالفعل ناشی از یکپارچگی‌های تجاری را پس از به وقوع پیوستن آن بررسی می‌کند، به دنبال پیش‌بینی آثار بالقوه ناشی از سیاست‌های تجاری است.

برای انجام تحلیل‌های پسینی و تجزیه و تحلیل جریان‌های تجاری پس از اجرای موافقتنامه‌های تجارت آزاد، معمولاً الگوی جاذبه به‌عنوان روش اقتصادی اصلی در نظر گرفته می‌شود (بایر، برگستراند و فنگ[3]، ۲۰۱۴). به‌عنوان مثال کارر[4] (۲۰۰۶) با استفاده از الگوی جاذبه نشان می‌دهد که موافقتنامه تجارت آزاد اثرات معناداری بر خلق تجارت میان کشورهای عضو دارد. اگرچه این تأثیرات در میان موافقتنامه‌های تجارت آزاد مختلف متفاوت است. همچنین اندرسون و یوتو[5] (۲۰۱۶)، میزان اثرات موافقتنامه تجارت آزاد را با استفاده از داده‌های تابلویی و الگوی جاذبه برآورد کرده‌اند.

در مطالعات پیشینی به‌منظور شبیه‌سازی و پیش‌بینی اثرات موافقتنامه‌ها، بیشتر الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه به‌کار گرفته شده است. به‌عنوان مثال مای، آدامز، فن، لی و ژنگ[6] (۲۰۰۵) منافع بالقوه ناشی از شکل‌گیری موافقتنامه تجارت آزاد چین- استرالیا را با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه شبیه‌سازی کرده‌اند. سیریواردانا[7] (۲۰۰۷)، اثرات خلق و انحراف تجارت ناشی از موافقتنامه تجارت آزاد

1. Ex-ante studies
2. Ex-post studies
3. Baier, Bergstrand, & Feng
4. Carrère
5. Anderson and Yotov
6. Mai, Adams, Fan, Li, and Zheng
7. Siriwardana

استرالیا- ایالات متحده آمریکا را با استفاده از الگوی تعادل عمومی تحلیل‌های تجارت جهانی[1] را ارزیابی کرده است. همچنین واچیک[2] (۲۰۰۹)، اثرات موافقتنامه‌های تجارت آزاد را بر کشورهای غیرعضو شبیه‌سازی نمود.

الگوی جاذبه و تعادل عمومی قابل محاسبه دو ابزار کمی مهم برای تجزیه و تحلیل اثرات اقتصادی موافقتنامه‌ها هستند. اما هر دو الگو به‌دلیل پایه‌های ضعیف اقتصاد و عملکرد ضعیفشان اغلب مورد انتقاد قرار می‌گیرند (هرتل، هاملز، ایوانیک و کینی[3]، ۲۰۰۷). علاوه بر این، این مطالعات اثرات تجاری موافقتنامه‌های تجارت منطقه‌ای را با استفاده از داده‌های تجمیع شده تجزیه و تحلیل می‌کنند و تاکنون مطالعات اندکی بر سطوح جزئی (صنعت) متمرکز شده‌اند. در این میان هولزنر[4] (۲۰۰۴)، در مطالعه خود با استفاده از مدل شبیه‌سازی جهانی پیامدهای ناشی از موافقت‌نامه تجارت آزاد دو طرفه را برای کشورهای بالکان و اتحادیه اروپا نشان می‌دهد. براساس نتایج برای بسیاری از کشورهای جنوب شرقی اروپا آزادسازی تجاری منجر به کاهش قابل ملاحظه‌ای در درآمد تعرفه‌ای می‌شود. با این وجود، این مسأله از طریق افزایش بیشتری در اضافه رفاه مصرف‌کنندگان و کاهش قابل توجه در قیمت مصرف‌کننده جبران می‌شود. کامفوس[5] (۲۰۱۰)، تأثیر اقتصادی بالقوه موافقنامه تجارت آزاد بین برزیل و اتحادیه اروپا را با استفاده از مدل شبیه‌سازی جهانی مورد بررسی قرار داده است. یافته‌ها به‌صورت کلی نشان می‌دهند که ادغام عمیق با سطح بیشتر رفاه، تجارت، قیمت، تولید و اثرات کشور ثالث همراه است. بورکیتبایوا و کر[6] (۲۰۱۴)، با استفاده از الگوی شبیه‌سازی جهانی، صنعت صادرات گندم در دنیا را زمانی که قزاقستان و روسیه و اوکراین به سازمان تجارت جهانی بپیوستند، را مورد تحلیل و بررسی قرار داده‌اند. براساس یافته‌ها، تغییر در تعرفه‌ها به کشورهای مذکور اجازه داده است که تجارت بیشتری را با بازارهایی همچون ترکیه، اتحادیه اروپا و چین داشته باشند. در عین حال به نظر نمی‌رسد که صادرکنندگان بزرگ سنتی گندم استرالیا، کانادا و اتحادیه اروپا و ایالات متحده، تأثیر منفی قابل توجهی پذیرفته باشند. ژیانگ، کوانگ و لی[7] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای تأثیر

1. Global Trade Analysis Project (GTAP)
2. Waschik
3. Hertel, Hummels, Ivanic, & Keeney
4. Holzner
5. Kamphuis
6. Burkitbayeva & Kerr
7. Xiang, Kuang & Li

موافقتنامه تجارت آزاد چین- استرالیا را بر تولید و تجارت جهانی زغال سنگ با استفاده از روش شبیه‌سازی جهانی برآورد کرده‌اند. براساس داده‌های سال ۲۰۱۴، یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که این موافقتنامه تأثیر معناداری بر خلق تجارت داشته است، به‌طوری‌که صادرات زغال سنگ از استرالیا به چین ۳۷/۵ درصد و صادرات چین به استرالیا ۱۹/۹ درصد افزایش یافته است. این در حالی است که تأثیر موافقتنامه بر سطح تولید و قیمت جهانی ناچیز بوده است.

در مطالعات صورت گرفته در داخل کشور نیز نیاکان لاهیجی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل جاذبه به این نتیجه رسیده است که در صورت یکپارچگی تجاری ایران با کشورهای عضو پیمان شانگهای و با بهتر شدن وضعیت سیاست‌های تجاری و تعرفه‌ای و همچنین حذف موانع غیرتعرفه‌ای، تجارت خارجی ایران با کشورهای مورد بررسی افزایش می‌یابد. نصرالهی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با به‌کارگیری مدل اسمارت، آثار ایجاد و انحراف تجارت در بخش کشاورزی ایران و کشورهای عضو اتحادیه اروپا را برآورد کرده‌اند. براساس نتایج انعقاد، این موافقتنامه سبب افزایش حجم تجارت و صادرات محصولات کشاورزی ایران شده است. محمودی (۱۳۹۳)، به‌منظور شبیه‌سازی حذف موانع تجاری بین اعضای اکو از الگوی شبیه‌سازی جهانی استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که اصلاح سیاست‌های تجاری اعضای اکو موجب افزایش صادرات و واردات، تولید، کاهش قیمت‌های واردات، تقاضای بیشتر برای مواهب، افزایش مصرف شهروندان و افزایش مطلوبیت و رفاه برای کشورهای عضو خواهد شد.

با توجه به اینکه در بیشتر مطالعات صورت گرفته در داخل کشور از روش‌های پسینی استفاده شده است، این مطالعه، از معدود مطالعاتی است که از یک الگوی پیشینی بهره گرفته است. این پژوهش یک روش کاربردی به‌منظور تحلیل تجربی اثرات اقتصادی ناشی از موافقتنامه تجارت آزاد را در سطوح صنعت و با چشم‌انداز جهانی فراهم می‌کند. همچنین، با استفاده از این الگو اثرات موافقتنامه‌های تجاری نه تنها بر جریان‌های تجاری جهانی، بلکه بر سطح تولید و قیمت جهانی و همچنین سطح رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در کشورهای مرتبط شبیه‌سازی می‌شود.

۴- تصریح الگو

ایجاد استراتژی تجارت آزاد به سبب وابستگی متقابل بین کشورها، اثرات تجاری و اثرات رشد بسیار پیچیده‌ای دارد. به‌منظور تحلیل این تأثیرات می‌توان از مدل

شبیه‌سازی جهانی استفاده کرد که توسط فرانسوا و هال[1] (۲۰۰۳) به‌منظور شبیه‌سازی تغییرات به وجود آمده در رفاه، سطح تولید، قیمت کالاها و جریان تجاری در اثر آزادسازی تجاری بسط داده شده است. در چارچوب رهیافت تعادل جزیی و در حوزه جهانی و یا منطقه‌ای این مدل قادر است که تغییر در جریان‌های تجاری ناشی از سیاست‌های تجاری (همچون تغییر در تعرفه‌ها، یارانه‌های صادراتی، یارانه‌های تولیدی و یا تغییر در معادل هزینه‌های تجاری) را اندازه‌گیری کند. این الگو دارای مزیت‌های مختلفی است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز آن در مقایسه با سایر روش‌های ارزیابی، از جمله الگوهای تعادل عمومی کمتر و قابل دسترس‌تر می‌باشد. همچنین با استفاده از این الگو، اثرات برقراری و اجرای موافقتنامه‌های تجارت آزاد بر جریان‌های تجاری میان کشورها به تفصیل در سطوح کالایی، به‌صورت تحلیل‌های کمی قابل ارائه و ارزیابی است. و این امر امکان بررسی دقیق اثرات تغییر سیاست‌های تجاری بر تجارت، سطوح تولید و قیمت، رفاه و ... را فراهم می‌کند (فرانسوا و هال، ۲۰۰۳). با در نظر گرفتن اینکه مذاکره‌کنندگان موافقتنامه‌های تجارت ترجیحی بیشتر نیازمند تحلیل‌های جزئی در سطح کالایی هستند، الگوی شبیه‌سازی جهانی تجارت می‌تواند در قالب تحلیل‌های جزئی، تصویر آشکاری را به‌خصوص در رابطه با بخش‌های خاصی از اقتصاد که در مذاکرات پر اهمیت است، در اختیار مذاکره‌کنندگان قرار دهد.

بر این اساس، در این پژوهش چهار سناریو شامل کاهش ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصدی نرخ‌های تعرفه (آزادسازی ناقص) و حذف ۱۰۰ درصدی نرخ‌های تعرفه (آزادسازی کامل) در نظر گرفته شده است و تأثیرات آزادسازی بر کشورهای عضو سازمان شانگهای، ایران و بقیه جهان بررسی و تجزیه و تحلیل می‌شود.

به‌منظور ساده‌سازی و امکان محاسبه تغییرات ارزش تجاری کشورها هم‌زمان با حذف نرخ تعرفه در این مدل از فروض زیر استفاده شده است:

۱- فرض اساسی در این مدل، فرض آرمینگتون است. این فرض بیان می‌کند که محصولات از منابع مختلف (به‌عنوان مثال کشورهای مختلف) همگن نیستند. مدل شبیه‌سازی جهانی بین واردات از منابع مختلف تمایز قائل شده و براساس این تمایز در تولیدات ملی، آن‌ها را به‌عنوان جانشین‌های ناقص یکدیگر در نظر می‌گیرد. چنان‌چه

1. Francois & Hall

جانشینی به‌صورت کامل در نظر گرفته شود، هر کشور برای واردات یک محصول فقط کشوری را انتخاب می‌کند که واردات از آن کشور با کمترین هزینه صورت گیرد.

ناهمگنی محصول به‌دلیل این واقعیت است که سیاست‌ها (تغییرات تعرفه و غیره) اغلب دو طرفه به اجرا درمی‌آیند. این سیاست‌های دو جانبه منجر به تعرفه‌هایی می‌شود که از کشوری به کشور دیگر متفاوت است. تعرفه‌ها، قیمت نسبی کالا را تعیین می‌کند که براساس آن میزان واردات از کشورهای مختلف تغییر می‌نماید

۲- کشش جانشینی بین محصولات کشورهای مختلف برابر و ثابت است. در نتیجه چنین فرضی تأثیر سهم یک کشور از بازار بر کشش‌ها صفر می‌شود.

۳- کشش قیمتی تقاضای واردات کل و کشش عرضه صادرات هر کشور نیز در مدل شبیه‌سازی جهانی ثابت هستند.

ورودی‌های مدل جریان‌های تجاری دو جانبه میان کشورها، نرخ‌های تعرفه اولیه و ثانویه (نرخ تعرفه ثانویه براساس سناریوهای طراحی شده در نظر گفته می‌شود) و کشش‌های جانشینی، عرضه صادرات و تقاضای واردات هستند. ساختار ریاضی این مدل براساس معادلات عرضه صادرات و تقاضای واردات می‌باشد. این مدل با مجموعه‌ای از معادلات منتج شده از شرایط تسویه بازار، به‌منظور تعیین تأثیرات بر رفاه، توصیف می‌شود. ساختار شرح داده شده در زیر بازتاب ساختار ریاضی الگوی شبیه‌سازی جهانی است که در مقاله مدل‌سازی تعادل جزئی (فرانسوا و هال، ۱۹۹۷) و تحلیل شبیه‌سازی جهانی سیاست تجاری در سطح صنعت (فرانسوا و هال، ۲۰۰۳) ارائه شده است.

براساس مدل شبیه‌سازی جهانی در هر کشور واردکننده (v)، تقاضای واردات محصولات تولیدی گروه (i) از کشور (r) تابعی از قیمت‌های صنعت و کل هزینه‌های صرف شده برای واردات آن کالا است. معادله ۱ سهم هزینه‌ای تقاضای کشور v برای واردات کالای i از کشور r از کل هزینه‌های صرف شده برای واردات کالای مزبور و معادله ۲ کل هزینه‌های صرف شده برای واردات کالای i در کشور v را نشان می‌دهد:

$$\boldsymbol{\theta}_{(i,v),r} = \mathbf{M}_{(i,v),r}\mathbf{P}_{(i,v),r}/\mathbf{y}_{(i,v)} \qquad (۱)$$

$$\mathbf{y}_{(i,v)} = \sum_{s} \mathbf{M}_{(i,v),s}\mathbf{P}_{(i,v),s} \qquad (۲)$$

سهم هزینه تقاضا، تابعی از مقدار واردات (M) و قیمت است. با توجه به معادلات ۱ و ۲ می‌توان بیان کرد که تقاضای واردات (M) کالای i در کشور v از کشور r تابعی از قیمت داخلی کالای i در کشور v که از کشور r به این کشور وارد شده ($P_{(i,v)r,}$)، کل

هزینه صرف شده برای واردات کالای i در کشورv ($y_{(i,v)}$)، قیمت داخلی کالا در کشور v در صورت واردات از سایر مناطق ($P_{(i,v),s\neq r}$) می‌باشد[۱].

$$M_{(i,v),r} = f\left(P_{(i,v),r}, P_{(i,v),s\neq r}, y_{(i,v)}\right) \quad (۳)$$

با مشتق‌گیری از معادله (۳) براساس قیمت‌های $P_{(i,v),s\neq r}$ و $P_{(i,v),r}$، به‌ترتیب کشش متقاطع قیمتی تقاضا و کشش قیمتی خودی حاصل خواهد شد:

$$\frac{dM_{(i,v),r}}{dP_{(i,v),s\neq r}} = \frac{\partial f}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} + \frac{\partial f}{\partial y_{(i,v)}}\frac{\partial y_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} \quad (۴)$$

$$N_{(i,v),(r,s)} = \eta_{(i,v),(r,s)} + \eta_{(i,v),(r,y)}\eta_{(i,v),(y,s)} \quad (۵)$$

$N_{(i,v),(r,s)}$ کشش قیمتی متقاطع تقاضای کشورv برای واردات کالای i از کشور r، $\eta_{(i,v),(r,s)}$ کشش قیمتی جزیی تقاضای کشور v برای واردات کالای i از کشور r، $\eta_{(i,v),(r,y)}$ کشش مخارج تقاضای کشور v برای واردات کالای i از کشور r، $\eta_{(i,v),(y,s)}$ کشش قیمتی مخارج واردات کالایi کشورv[۲] است.

با به‌کارگیری تجزیه اسلاتسکی برای جزء اول سمت راست معادله، می‌توان اثر جانشینی و اثر درآمدی متناظر با این جزء را محاسبه کرد:

$$\frac{\partial f}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} = \frac{\partial f}{\partial P_{(i,v),s\neq r}}\bigg|_{\bar{y}_R} - \frac{\partial\left(M_{(i,v),r}\right)}{\partial y} * \left(M_{(i,v),S}\right) \quad (۶)$$

و بر این اساس خواهیم داشت:

$$\eta_{(i,v),(r,s)} = \eta^{*}_{(i,v),(r,s)} - \theta_{(i,v),s}\eta_{(i,v),(r,y))} \quad (۷)$$

$\theta_{(i,v),s}$ سهم مخارج (هزینه) صرف شده برای واردات کالای i از کشور s از کل هزینه‌های مربوط به واردات این کالا در کشور v است. $\eta^{*}_{(i,v),(r,s)}$، کشش قیمتی جبرانی تقاضا می‌باشد. با استفاده از تعریفی که الن - اوزاوا از کشش جانشینی خالص داشته‌اند:

$$E_s = \frac{1}{\theta_{(i,v),s}}\frac{\partial \ln\left(M_{(i,v),r}\right)}{\partial \ln\left(P_{(i,v),s\neq r}\right)} \quad (۸)$$

---

۱. تقاضای واردات کشور v از تفاضل تقاضای داخل Q_v^d و عرضه داخل Q_v^s به‌دست می‌آید: $M_v^d = Q_v^d - Q_v^s$ می‌توان فرض کرد که تقاضای واردات برای هر کالای i در یک بخش تابعی است از قیمت کالاها و مخارج آن بخش. از نگاه تئوری تقاضای مصرف‌کننده چنین فرضی با در نظر گرفتن جدایی‌پذیری ضعیف ترجیحات حاصل می‌شود. بدین صورت که مطلوبیت ناشی از تقاضای هر کالا مستقل از تقاضای کالای دیگر بخش‌ها باشد.

۲. $\eta_{(i,v),(r,s)}$ با ثابت در نظر گرفتن $y_{(i,v)}$ (مخارج اسمی واردات) به‌دست آمده است.

در نتیجه کشش قیمتی جبرانی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\eta^{*}_{(i,v),(r,s)} = E_s\,\theta_{(i,v),s} \qquad (۹)$$

با جایگذاری معادله ۹ در معادله ۷ خواهیم داشت:

$$\eta_{(i,v),(r,s)} = E_s\,\theta_{(i,v),s} - \theta_{(i,v),s}\,\eta_{(i,v),(r,y)} \qquad (۱۰)$$

در نهایت کشش قیمتی متقاطع تقاضا با جایگذاری معادله ۱۰ در معادله ۵ به‌دست خواهد آمد:

$$N_{(i,v),(r,s)} = \theta_{(i,v),s}E_s + \eta_{(i,v),(r,y)}\left(\eta_{(i,v),(y,s)} - \theta_{(i,v),s}\right) \qquad (۱۱)$$

به‌منظور محاسبه کشش خودی می‌بایست از معادله (۳) براساس قیمت $P_{(i,v),r}$ مشتق‌گیری شود:

$$\frac{dM_{(i,v),r}}{dP_{(i,v),r}} = \frac{\partial f}{\partial P_{(i,v),r}} + \frac{\partial f}{\partial y_{(i,v)}}\frac{\partial y_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),r}} \qquad (۱۲)$$

$$N_{(i,v),(r,r)} = \eta_{(i,v),(r,r)} + \eta_{(i,v),(r,y)}\eta_{(i,v),(y,r)} \qquad (۱۳)$$

$N_{(i,v),(r,r)}$ کشش قیمتی خودی تقاضای واردات کشور v برای کالای i از کشور r، $\eta_{(i,v),(r,r)}$ کشش قیمتی جزیی تقاضای کشور v برای واردات کالای i از کشور r، $\eta_{(i,v),(r,y)}$ کشش مخارج تقاضای واردات کشور v برای کالای i از کشور r و $\eta_{(i,v),(y,r)}$ کشش قیمتی مخارج کل واردات کالای i کشورv است.

تجزیه اسلاتسکی برای $\eta_{(i,v),(r,r)}$ بدین صورت است:

$$\eta_{(i,v),(r,r)} = \eta^{*}_{(i,v),(r,r)} - \theta_{(i,v),r}\eta_{(i,v),(r,y)} \qquad (۱۴)$$

با توجه به اینکه که تقاضای هیکسی همگن از درجه صفر است می‌توان نوشت:

$$\sum_s \eta^{*}_{(i,v),(r,s)} = 0$$

لذا $\eta^{*}_{(i,v),(r,r)}$ براساس دیگر کشش‌ها قابل محاسبه است. با جایگذاری معادله ۱۴ در ۱۳، معادله کشش قیمتی خودی تقاضا به‌دست می‌آید:

$$N_{(i,v),(r,r)} = -\sum_{s\neq r}\theta_{(i,v),s}E_s + \eta_{(i,v),(r,y)}(\eta_{(i,v),(y,r)} - \theta_{(i,v),r}) \qquad (۱۵)$$

فرض هموتیک بودن ترجیحات دلالت بر این دارد که:

$$\eta_{(i,v),(r,y)} = 1$$

همچنین کشش تقاضای واردات کشور v بدین صورت قابل محاسبه است:

$$E_{M,v} = \frac{\partial M_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v)}}\frac{P_{(i,v)}}{M_{(i,v)}} \qquad (۱۶)$$

در این رابطه $M_{(i,v)}$ بیان‌کننده سبد ترکیبی واردات بوده که $P_{(i,v)}$ قیمت متناظر با سبد ترکیبی واردات می‌باشد. براساس معادلات $\eta_{(i,v),(y,s)}$ بدین صورت محاسبه می‌شود:

$$\eta_{(i,v),(y,s)} = \frac{\partial y_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} \frac{P_{(i,v),s\neq r}}{y_{(i,v)}} = \frac{\partial (P_{(i,v)} M_{(i,v)})}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} \frac{P_{(i,v),s\neq r}}{y_{(i,v)}} \quad (۱۷)$$
$$= \left(\frac{\partial P_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} M_{(i,v)} + \frac{\partial M_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v)}} \frac{\partial P_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} P_{(i,v)} \right) \frac{P_{(i,v),s\neq r}}{y_{(i,v)}}$$

با استفاده از لم شفارد و محاسبه تابع تقاضای کل واردات کشور v و تابع تقاضای واردات کشور v از کشور s می‌توان به تساوی زیر رسید:

$$\frac{\partial P_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v),s\neq r}} = \frac{M_{(i,v),s\neq r}}{M_{(i,v)}} \quad (۱۸)$$

با ترکیب معادلات ۱۷ و ۱۸ خواهیم داشت:

$$\eta_{(i,v),(y,s)} = M_{(i,v),s\neq r} \left(1 + \frac{\partial M_{(i,v)}}{\partial P_{(i,v)}} \frac{P_{(i,v)}}{M_{(i,v)}} \right) \frac{P_{(i,v),s\neq r}}{y_{(i,v)}} \quad (۱۹)$$

$$\eta_{(i,v),(y,s)} = \theta_{(i,v),s} \left(1 + E_{M,v} \right) \quad (۲۰)$$

با جایگذاری روابط عبارت‌های زیر حاصل می‌شود:

$$N_{(i,v),(r,s)} = \theta_{(i,v),s} \left(E_{M,v} + E_s \right) \quad (۲۱)$$

$$N_{(i,v),(r,r)} = \theta_{(i,v),r} E_{M,v} - \sum_{s\neq r} \theta_{(i,v),s} E_s \quad (۲۲)$$
$$= \theta_{(i,v),r} E_{M,v} - (1 - \theta_{(i,v),r}) E_s$$

علاوه بر این، برای تبیین تسویه کامل بازار به توابع عرضه داخلی کالاها نیاز خواهیم داشت. با تعریف $P^*_{i,r}$ به‌عنوان قیمت صادرات که به‌وسیله کشور صادرکننده r در بازار جهانی دریافت شده است (قیمت جهانی کالای i که به‌وسیله کشور r صادر شده است)، و $t_{(i,v),r}$ به‌عنوان میزان تعرفه‌ای که کشور v بر روی کالای وارداتی از کشور r وضع می‌کند، می‌توان قیمت داخلی کالای وارداتی i در کشور v را بدین‌گونه محاسبه کرد:

$$P_{(i,v),r} = \left(1 + t_{(i,v),r} \right) P^*_{i,r} = T_{(i,v),r} P^*_{i,r} \quad (۲۳)$$

در رابطه ۹، $T_{(i,v),r}$، قدرت تعرفه است. عرضه صادرات به بازارهای جهانی تابعی از قیمت جهانی P^* است:

$$X_{i,r} = f\left(P^*_{i,r} \right) \quad (۲۴)$$

با دیفرانسیل‌گیری از روابط ۳ و ۲۳ و ۲۴ و ترکیب نتایج، روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\widehat{P}_{(i,v),r} = \widehat{P}_{i,r}^{\,*} + \widehat{T}_{(i,v),r} \quad (۲۵)$$

$$\widehat{X}_{i,r} = E_{X,(i,r)}\widehat{P}_{i,r}^{\,*} \quad (۲۶)$$

$$\widehat{M}_{(i,v),r} = N_{(i.v)(r,r)}\widehat{P}_{(i,v),r} + \sum_{s\neq r} N_{(i,v),(r,s)}\,\widehat{P}_{(i,v),s} \quad (۲۷)$$

که در آن ^ نشان‌دهنده تغییرات درصدی است: $\hat{x} = \frac{dx}{x}$

اکنون با استفاده از سیستم معادلات بالا، جانشینی‌های دیگری صورت می‌گیرد تا مدلی کاربردی که براساس قیمت‌های جهانی است به‌دست آید. به‌ویژه معادلات ۲۱، ۲۲ و ۲۵ در معادله ۲۷ جایگزین شده و برای بازارهای وارداتی جمع زده می‌شود.

$$\widehat{M}_{(i,r)} = \sum_{v} \widehat{M}_{(i,v),r} \quad (۲۸)$$

$$= \sum_{v} N_{(i.v)(r,r)}\widehat{P}_{(i,v),r} + \sum_{v}\sum_{s\neq r} N_{(i,v),(r,s)}\,\widehat{P}_{(i,v),s} = \sum_{v} N_{(i.v)(r,r)}[P_r^* + \widehat{T}_{(i,v),r}] + \sum_{v}\sum_{s\neq r} N_{(i,v),(r,s)}\,[\widehat{P}_s^{\,*} + \widehat{T}_{(i,v),s}]$$

سپس می‌توان معادله ۲۸ را با فرم اصلاح شده معادله ۲۶ برابر قرار داد.

$$\widehat{X}_{(i,r)} = \widehat{M}_{(i,r)} \rightarrow \quad (۲۹)$$

$$E_{X(i,r)}\widehat{P}_{(i,r)}^{\,*} = \sum_{v} N_{(i,v),(r,r)}\,\widehat{P}_{(i,v),r} + \sum_{v}\sum_{s\neq r} N_{(i,v)(r,s)}\widehat{P}_{(i,v),s} = \sum_{v} N_{(i,v),(r,r)}\,[P_r^* + \widehat{T}_{(i,v),r}] + \sum_{v}\sum_{s\neq r} N_{(i,v)(r,s)}[\widehat{P}_s^* + \widehat{T}_{(i,v),s}]$$

معادله ۲۶ برای مقادیر صادرات و معادله ۲۸ برای مقادیر واردات استفاده می‌شود. از این طریق محاسبه اثرات درآمدی نیز آسان خواهد بود. تغییر در مازاد تولیدکننده (صادرکننده) و مازاد مصرف‌کننده به‌عنوان معیاری خام از اثرات رفاهی خواهند بود.

$$\Delta PS_{(i,r)} = R^{\circ}_{(i,r)}.\,\widehat{P}_{(i,r)}^{\,*} + {}^{1}\!/_{2.\,R^{\circ}_{(i,r)}.\,\widehat{P}_{(i,r)}^{\,*}.\,\widehat{X}_{(i,r)}} \quad (۳۰)$$

$$= \left(R^{\circ}_{(i,r)}.\widehat{P}_{(i,r)}{}^{*}\right).\left(1+\frac{E_{X(i,r)}\widehat{P}_{(i,r)}{}^{*}}{2}\right)$$

در معادله ۳۰، $R^{\circ}_{(i,r)}$ نشان‌دهنده معیاری برای درآمدهای صادراتی در قیمت‌های جهانی است.

تغییر در مازاد مصرف‌کننده به‌صورت تغییر در ناحیه بین منحنی تقاضا و قیمت کالای مرکب که به‌وسیله مصرف‌کنندگان حس می‌شود تعریف می‌شود. این مفهوم به‌وسیله معادله ۳۱ فرمول‌نویسی شده است:

$$\Delta CS_{(i,v)} \left(\sum_{r} R^{\circ}_{(i,v),r}.T^{\circ}_{(i,v),r}\right) + \left(\frac{1}{2}E_{M(i,v)}.\widehat{P}_{(i,v)}{}^{2}.\mathrm{sing}\left(\widehat{P}_{(i,v)}\right)-\widehat{P}_{(i,v)}\right) \qquad (۳۱)$$

$$\text{where } \widehat{P}_{(i,v)} = \sum_{r}\theta_{(i,v),r}\widehat{P}_{r}{}^{*}+\widehat{T}_{(i,v),r}$$

در معادله ۳۱ مازاد مصرف‌کننده با توجه به منحنی تقاضای واردات مرکب اندازه‌گیری می‌شود، به‌طوری‌که $P_{(i,v)}$ نشان‌دهنده قیمت واردات مرکب[۱] و $R^{\circ}_{(i,r)}$. $T^{\circ}_{(i,v),r}$ بیانگر سطح مخارج در قیمت‌های داخلی است.

ایجاد و انحراف تجارت

با فرض ثبات قیمت‌های جهانی، تغییر در قیمت‌ها ناشی از تغییر در تعرفه است. در این مورد خواهیم داشت:

$$\widehat{M}_{(i,v),r} = N_{(i,v),(r,r)}\widehat{P}_{(i,v),r}+\sum_{s\neq r}N_{(i,v),(r,s)}\hat{P}_{(i,v),s} \qquad (۳۲)$$

$$= N_{(i,v),(r,r)}\widehat{T}_{(i,v),r}+\sum_{s\neq r}N_{(i,v),(r,s)}\widehat{T}_{(i,v),s}$$

سپس می‌توان معادله ۳۲ را به اثرات ایجاد تجارت و انحراف تجارت تجزیه کرد:

$$\text{Trade Creation} = TC_{(i,v),r} = M_{(i,v),r}\times\left[N_{(i,v),(r,r)}\widehat{T}_{(i,v),r}\right] \qquad (۳۳)$$

$$\text{Trade Diversion} = TD_{(i,v),r} \qquad (۳۴)$$

$$= M_{(i,v),r}\times\sum_{s\neq r}N_{(i,v),(r,s)}\widehat{T}_{(i,v),s}$$

---

۱. میانگین وزنی قیمت کالاهای منتخب

در معادلات ۳۳ و ۳۴ ایجاد تجارت به‌صورت تجارتی که در اثر کاهش تعرفه‌های خودی ایجاد شده و انحراف تجارت به‌صورت تغییر در تجارت ناشی از تغییر در تعرفه‌های واردات از سایر کشورها تعریف شده است.

۵- برآورد الگو و تحلیل نتایج

به‌منظور شبیه‌سازی اثرات تجاری پیوستن ایران به سازمان شانگهای در قالب مدل شبیه‌سازی جهانی، ایران به همراه هشت کشور عضو اصلی سازمان شانگهای و بقیه کشورهای جهان به‌عنوان ۱۰ کشور در نظر گرفته شده‌اند و مدل مورد نظر برای روابط تجاری ۱۰ کشور طراحی شده است. اطلاعات مربوط به جریانی‌ها تجاری دو طرفه میان کشورها در سطح کدهای کالایی ۶ رقمی و همچنین آمار مربوط به تعرفه‌های وضع شده از سوی کشورها برای سال ۲۰۱۶ و از مجموعه پایگاه‌های داده‌ای مرکز تجارت بین‌الملل (ITC[1]) (شامل Trade Map و MacMap) و همچنین پایگاه داده‌ای WITS[2] وابسته به بانک جهانی جمع‌آوری شده است. برای محاسبه کشش‌های مورد استفاده در الگو نیز از نسخه ۸ نرم‌افزار پروژه تجارت جهانی (GTAP) استفاده شده است. فرآیند مدل‌سازی بدین‌گونه است که با تغییرات نرخ تعرفه هزینه تمام شده یک کالا در هر کشور تغییر خواهد کرد. با تغییر نرخ‌های تعرفه یک کالا، جریان‌های تجاری جدید در کشورهای عضو شانگهای و بقیه کشورهای جهان ایجاد شده و موجب می‌شود که تغییراتی در سطح رفاه جامعه و درآمدهای تعرفه‌ای و ... به‌وجود آید. در این مطالعه اثرات کاهش و حذف تعرفه بر روی ۱۳ کالای عمده صادراتی که به‌طور متوسط ۷۰ درصد از حجم صادرات ایران به کشورهای عضو سازمان شانگهای را تشکیل می‌دهند مورد بررسی قرار گرفته است. اطلاعات مربوط به این کالاها در جدول ۷ آمده است. جداول زیر حاصل خروجی‌های الگو است که هر کدام به‌صورت جداگانه تحلیل خواهد شد:

1. International Trade Center
2. World Integrated Trade Solution

۵-۱- ارزش تغییرات در درآمد تعرفه‌ای، مازاد مصرف‌کننده و خالص رفاه در ایران با حذف ۱۰۰ درصدی تعرفه‌ها

جدول ۱. اثرات آزادسازی کامل بر درآمد تعرفه‌ای، مازاد مصرف‌کننده و خالص رفاه ایران (هزار دلار)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
تغییر درآمد تعرفه‌ای	۰	۲۶۵	-۲۲۴	۰	۱	۰	۳	۰	۱	-۴	۰	۰	۰	۴۲
تغییر مازاد مصرف‌کننده	۰	-۳۲۶۴	-۲۸۹	-۳۵	-۷	۰	-۱۵۸	۰	-۶	۲	۰	۰	۰	-۳۷۵۷
افزایش خالص رفاه	۰	۱۰۰۱۱۶	۴۹۶۶۳	۴۹۱۰۳	۴۳۶۰۴	۸۳	۴۱۱۴۲	۱۰۱۶۶	۲۲۰۲۱	۲۶۴۱۷	۷۵۹۰	۴۹۰۴	۱۲۶۹۰	۳۶۷۴۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس آنچه در مبانی نظری بیان می‌شود، در نظریه سنتی اقتصاد، به‌منظور سنجش تأثیر همکاری اقتصادی منطقه‌ای باید اثرات رفاهی بر هر یک از کشورهای عضو (همچنین کشوری که قصد ورود به بلوک را دارد)، بر کل بلوک و بر بقیه دنیا بررسی شود، لذا ابتدا در جدول ۱، تغییرات درآمد تعرفه‌ای، مازاد مصرف‌کننده و رفاه ایران مشاهده می‌شود.

با توجه به نتایج جدول ۱، به غیر از کد کالای ۲۷۰۹۰۰[1] افزایش خالص رفاه در بقیه کدهای کالایی برای ایران مثبت است که به معنای افزایش درآمد حقیقی می‌باشد، لذا با پیوستن ایران به سازمان شانگهای انتظار می‌رود که در مجموع درآمد کشور در حدود ۳۷۰ میلیون دلار افزایش یابد. در بین کدهای کالایی منتخب، بیشترین افزایش رفاه مربوط به کد کالایی ۳۹۰۱۲۰ است. در این کد کالا نرخ تعرفه ۶/۲۵ درصد می‌باشد که پس از حذف آن، خالص رفاه بیش از ۱۰۰ میلیون دلار افزایش خواهد یافت. مجموع تغییرات درآمد تعرفه‌ای در حدود ۴۰ هزار دلار است. حذف تعرفه برای شرکای تجاری موجب می‌شود که دولت‌ها یکی از منابع درآمدی خود را از دست بدهند.

---

۱. در این کد کالایی تعرفه برای کشورهایی که ایران به آن‌ها صادرات دارد صفر است.

بیشترین تغییر درآمد تعرفه‌ای مربوط به کد کالای ۳۹۰۱۲۰ و ۳۹۰۱۱۰ است. برای کد کالای ۳۹۰۱۱۰، ایران نرخ تعرفه ۵/۷ درصدی را برای همه کشورها اعمال می‌کند. نکته قابل توجه آن است که درآمد تعرفه‌ای کد کالای ۳۹۰۱۲۰ با وجود حذف تعرفه تغییر مثبت داشته است. در این کد کالا مجموع واردات ایران از کشورهای عضو شانگهای برابر با ۴۹۱۵ هزار دلار است[۱]، درحالی‌که واردات ایران از بقیه کشورهای جهان برابر۱۲۳۵۱۶ هزار دلار می‌باشد. با حذف نرخ تعرفه برای کشورهای عضو شانگهای، صادرات این کالا به ایران مزیت پیدا کرده است، به‌گونه‌ای که واردات ایران از کشورهای عضو شانگهای ۲۳۳۰ هزار دلار افزایش یافته است. در همین حال واردات ایران از بقیه کشورهای جهان ۹۱۵۶ هزار دلار افزایش پیدا کرده است. همان‌طورکه بیان شد، براساس نتایج، با حذف نرخ تعرفه درآمد حقیقی کشور افزایش خواهد یافت. با افزایش درآمد حقیقی می‌توان انتظار داشت که واردات از بقیه کشورها نیز افزایش یابد. با در نظر گرفتن اینکه واردات ایران از بقیه کشورهای جهان بیش از واردات از کشورهای بلوک شانگهای است و نرخ تعرفه بقیه کشورهای جهان حذف نشده است، در کل می‌توان بیان کرد که درآمد تعرفه‌ای بر اثر افزایش واردات می‌بایست برای این کد کالایی افزایش داشته باشد. افزایش درآمد تعرفه‌ای کد کالای ۳۹۰۱۲۰ بیش از کاهش درآمد تعرفه‌ای کد کالای ۳۹۰۱۱۰ و بقیه کالاهاست، بنابراین در مجموع درآمد تعرفه‌ای افزایش خواهد یافت.

در مجموع مازاد مصرف‌کننده تغییرات منفی داشته و ۳۷۵۷ هزار دلار کاهش یافته است. مازاد مصرف‌کننده نیز مانند تغییرات درآمد تعرفه‌ای برای کد کالاهای ۳۹۰۱۲۰ و ۳۹۰۱۱۰ بیشترین تغییرات را داشته و برای برخی از کد کالاها همچون ۲۷۰۹۰۰ و ۲۶۰۱۱۱ صفر بوده است. براساس نتایج، در کد کالای ۳۹۰۱۲۰، مصرف داخلی ۱۴۶۹۰ هزار دلار کاهش یافته است[۲]، زیرا با حذف تعرفه از سوی کشورهای عضو شانگهای (تعرفه کشورهایی همچون ازبکستان، هند و چین برای ایران به ترتیب ۳۰ و ۷/۵ و ۶/۵ بوده است)، ایران توانسته است با صادرات ارزان‌تر این کالاها، مزیت صادراتی پیدا کند. افزایش مزیت صادراتی در این کد کالا موجب شده است که فروش این

---

۱. دقت شود که درست که ایران در کدهای کالایی منتخب، مزیت صادراتی دارد، اما این بدان معنا نیست که مبادلات تجاری ایران در این کدهای کالایی یک طرفه است. هر چند که میزان واردات ممکن است ناچیز باشد.

۲. داده‌های تغییرات مقادیر تجارت، تغییرات ارزش تجارت کالاهای منتخب، تغییرات مصرف داخل در این پژوهش ذکر نشده اند. در صورت تمایل با درخواست از نویسندگان این داده‌ها ارسال خواهند شد.

محصولات در داخل کشور کاهش پیدا کرده و در نتیجه مازاد مصرف‌کننده کاهش پیدا کند (در مقابل ارزش تجاری صادرات ایران با کشورهای عضو شانگهای ۱۹۹۲۵۴ هزار دلار افزایش خواهد یافت). با توجه به اینکه میزان کاهش مازاد مصرف‌کننده در این کد کالا به مراتب بیش از افزایش مازاد مصرف‌کننده در کالاهای دیگر است، در کل مشاهده می‌شود که مازاد مصرف‌کنندگان کاهش یافته است. در بین کالاهای صادراتی بیشترین میزان ارزش صادرات مربوط به کد کالای ۲۷۰۹۰۰ می‌باشد. با توجه به نتایج جدول ۱ مشاهده می‌شود که هیچ‌گونه تغییری در مقادیر درآمد تعرفه‌ای، مازاد مصرف‌کننده و خالص رفاه مشاهده نمی‌شود. در رابطه با این کد کالایی، در بین کشورهای شانگهای، بیشتر صادرات ایران مربوط به چین و هند است و صادرات به بیشتر کشورهای شانگهای صفر می‌باشد. این دو کشور هیچ تعرفه‌ای بر روی واردات این کد کالایی وضع نکرده‌اند، لذا می‌توان انتظار داشت که با پیوستن ایران به شانگهای تغییری در صادرات ایران به این کشورها رخ ندهد. در مجموع با توجه به عدم تغییر جریان صادرات و واردات این کد کالایی، تغییرات خالص رفاه مربوط به این کالا صفر خواهد بود.

۵-۲- تغییرات رفاه کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای پس از حذف ۱۰۰ درصدی نرخ تعرفه

با بررسی میزان افزایش خالص رفاه می‌توان به این نتیجه رسید که حذف کامل نرخ‌های تعرفه موجب خواهد شد که در مجموع، خالص رفاه در بلوک شانگهای افزایش یابد. به عبارت دیگر، با پیوستن ایران به سازمان شانگهای درآمد حقیقی کل بلوک و بیشتر کشورهای عضو افزایش خواهد یافت. به‌گونه‌ای که افزایش خالص رفاه برای کشورهای عضو سازمان شانگهای و ایران در مجموع به رقمی بیش از ۴۰۰ میلیون دلار می‌رسد.

چنانچه افزایش رفاه هر کشور (پس از حذف نرخ تعرفه همه کالاهای منتخب) بررسی شود، مشاهده می‌شود که به‌جز تاجیکستان تمامی کشورهای عضو سازمان شانگهای افزایش رفاه خواهند داشت. در بین کشورهای عضو (به‌جز ایران)، روسیه بیشترین سهم از افزایش خالص رفاه را خواهد داشت. میزان افزایش خالص رفاه این کشور در حدود ۲۰ میلیون دلار خواهد بود.

جدول ۲. آثار رفاهی حذف کامل نرخ‌های تعرفه در کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای (هزار دلار)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
چین	۰	-۴۶۸۵	-۱۴۷۸	۳۵۸	-۱۱۲۳	۲۵	۶۶۲	-۱۲۹۷	۱۳۷۷۴	-۲۴۹	-۱۱۴	-۱۰۲۵	-۲۰	۴۸۳۰
هند	۰	-۶۲۰	-۶۱۸	۳	۳۸۰	-۱۰	-۶۴	۱۸۵۶	-۴۱۱	-۱۹۶	-۳۶	۴۴۲	-۳۰۶	۴۲۱
پاکستان	۰	-۷۲۶	-۲۱۵	۴۴۰۶	۱۲۹	۰	۳۳۱۰	۴۹۳	-۵۶۲	۳۶۷	-۵۴	-۵۱۸۹	۲۳	۱۹۸۲
روسیه	۰	۵۲۰۲	۷۲۰۸	۴۶۳	۱۰۴۹	۰	۴۷۳	۱۱۲	۴۹۹۶	-۷۱	۲۵	۲۶	۳۴۲	۱۹۸۲۴
ازبکستان	۰	۷۹۷۰	-۴۷۴	-۲	۰	۰	-۲۰	-۱۴۳۹	۲۷۱	۲۳۷	-۷۶	۰	۰	۶۴۶۴
قزاقستان	۰	۱۵۳۹	۴۰۹	۱۷۰۷	۵۱	۰	۱۰۵۰	-۴۰	۱۲۱۸	-۳	۰	۰	-۳	۵۹۲۷
قرقیزستان	۰	-۳۶	۶	۴۲۹	۰	۰	-۱	۲۳۴	۵۹۷	۰	۰	۰	۰	۱۲۲۹
تاجیکستان	۰	-۵۶	۱۱۴	-۴۱۴۱	۰	۰	-۱۲۵۴	-۷۵	۱۲۲۹	-۴	۰	۰	۰	-۴۴۱۵
مجموع	۰	۸۵۸۹	۴۷۲۴	۳۲۲۴	۴۸۶	۱۶	۴۱۵۵	-۱۵۸	۲۱۱۱۲	۸۲	-۲۵۵	-۵۷۴۵	۳۵	۳۶۲۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

چنانچه میزان افزایش رفاه ناشی از حذف نرخ تعرفه هر کالا (افزایش رفاهی که حذف تعرفه یک کالای مشخص برای تمامی کشورها خواهد داشت) بررسی شود، در بین کدهای کالایی، حذف تعرفه کد ۳۱۰۲۱۰ با ایجاد بیش از ۲۱ میلیون دلار تغییرات خالص رفاه، بیشترین افزایش رفاه را حاصل می‌کند، به‌طور متقابل حذف تعرفه کد کالایی ۲۹۰۲۴۳ بیشترین کاهش خالص رفاه را خواهد داشت، به‌طوری‌که سبب کاهش رفاه کشورها در حدود ۶ میلیون دلار خواهد شد.

۵-۳- ارزش انحراف تجارت ایران و کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای پس از حذف ۱۰۰ نرخ تعرفه

انحراف تجارت، کاهش رفاه مصرف‌کنندگان و عدم تخصیص بهینه منابع را به‌همراه خواهد داشت. با توجه به معادله ۲۰، با کاهش نرخ‌های تعرفه انحراف تجارت $TD_{(i,v),r}$ مقدار منفی خواهد داشت؛ که به معنای آن است با کاهش نرخ تعرفه کشور v بر روی کالای وارداتی i از کشور s، واردات کالای i برای کشور v از کشور r کاهش یافته است.

جدول ۳. انحراف تجارت ایران و سایر کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای در آزادسازی کامل (هزار دلار)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	-۴۶۲۶	-۱۰۰۰	-۳۰۶	-۲۶۸	۰	-۲۳۰	-۲۱	-۹۲۰۰	-۷۹	-۳	-۴۴	-۱	-۱۵۷۷۸
چین	۰	-۱۶	-۶۴	۰	۰	۰	۰	-۲۱	-۹۳۵۱	-۱۹	۰	۰	-۱	-۹۴۷۱
هند	۰	-۱۴۶۷	-۱۴۶	۰	-۱	۰	۰	۰	۰	-۹۳	۰	-۴۴	۰	-۱۷۵۲
پاکستان	۰	۰	-۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۴
روسیه	۰	-۶۰۰	-۱۵۵۱	-۱۲	-۲۶۶	۰	-۱	-۲۶	-۸۹۴	-۳۳	-۳	۰	۰	-۳۳۸۶
ازبکستان	۰	-۳۱۴۱	-۱۷	۰	۰	۰	۰	۰	-۱۷۴	۰	۰	۰	۰	-۳۳۳۲
قزاقستان	۰	-۱۳۲	۰	-۲۹۵	۰	۰	-۲۲۹	-۱۱	۰	۰	۰	۰	۰	-۶۶۸
قرقیزستان	۰	-۲۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۲۷
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
بقیه کشورهای دنیا	۰	-۱۰۶۲۱۷	-۵۴۵۵۸	-۸۹۱۶	-۲۴۱۶۹	-۱۰۳	-۵۵۷۷	-۲۳۶	-۲۰۱۰۷	-۲۸۸۴۴	-۸۴۸۱	-۷۵۹۳	-۱۳۲۲۶	-۲۷۸۰۲۷
مجموع	۰	-۱۱۶۲۲۶	-۵۷۳۴۱	-۹۵۳۰	-۲۴۷۰۴	-۱۰۳	-۶۰۳۶	-۳۱۵	-۳۹۷۲۶	-۲۹۰۶۷	-۸۴۸۷	-۷۶۸۱	۱۳۲۲۸	-۳۱۲۴۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اطلاعات ارائه شده در جدول ۳، بیشترین انحراف تجارت مربوط به سایر کشورهای دنیا است. این مسأله با توجه به اینکه کشورهای عضو سازمان تعرفه‌ها را در میان خود حذف کرده ولی همچنان تعرفه وضع شده بر سایر کشورها را در همان حد قبلی حفظ نموده‌اند، امری طبیعی به نظر می‌رسد. در حقیقت با حذف نرخ تعرفه بلوک شانگهای و ایران، واردات این کشورها از سایر کشورهای جهان در حدود ۲۸۰ میلیون دلار کاهش یافته است. همچنین، با حذف نرخ‌های تعرفه، واردات کشورهای عضو شانگهای و بقیه کشورهای جهان از ایران در حدود ۱۶ میلیون دلار کاهش یافته است. در کل می‌توان بیان کرد که اجرای آزادسازی کامل در رابطه با کالاهای مورد بررسی در این پژوهش در پیمان شانگهای، موجب می‌شود در حدود ۳۱۲ میلیون دلار عدم تخصیص بهینه منابع صورت گیرد.

۵-۴- ارزش خلق تجارت ایران و کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای پس از حذف ۱۰۰ نرخ تعرفه

انحراف و خلق تجارت اثرات رفاهی مخالف یکدیگر دارند. بر این اساس مقادیر خروجی معادله ۳۳ که نشان‌دهنده میزان خلق تجارت است، مثبت خواهد بود، زیرا در این معادله نیز با کاهش تعرفه‌ها علامت $\widehat{T}_{(i,v),r}$ منفی خواهد بود. در این معادله کشش قیمتی خودی $N_{(i,v),(r,r)}$ حضور دارد که علامت آن منفی است، زیرا با کاهش قیمت واردات کالای i از کشور r تقاضا در کشور v برای این کالا افزایش خواهد داشت که به‌معنای رابطه معکوس تغییرات قیمت و تغییرات تقاضاست. بنابراین برآیند اثر کاهش تعرفه و کشش در معادله خلق تجارت موجب می‌شود که با کاهش نرخ تعرفه میزان خلق تجارت مثبت باشد. اطلاعات ارائه شده در جدول ۴، ارزش خلق تجارت ایران و کشورهای عضو سازمان شانگهای را نشان می‌دهد. بیشترین میزان خلق تجارت ناشی از این آزادسازی مربوط به ایران خواهد بود که ارزش آن بیش از دو میلیارد دلار است. با توجه به این‌که کالاهای مورد بررسی در این پژوهش، عمده کالاهای صادراتی ایران به کشورهای عضو سازمان شانگهای است، با حذف نرخ‌های تعرفه میان اعضا و در نتیجه کاهش قیمت کالاها، فرصت‌های صادراتی پیش روی کشور افزایش یافته و این امر موجب شکل‌گیری جریان‌های جدید تجاری و خلق تجارت برای کشور شده است. خلق تجارت ایجاد شده برای بقیه کشورهای جهان در مجموع صفر خواهد بود. مجموع خلق تجارت سایر کشورهای عضو بلوک شانگهای (به‌جز ایران) نیز در حدود ۳۰۰ میلیون دلار است.

جدول ۴. خلق تجارت ایران و سایر کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای در آزادسازی کامل (هزار دلار)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	۶۵۸۹۱۲	۳۲۵۵۰۹	۲۰۱۰۰۰	۲۶۷۷۶۸	۱۵۰	۱۶۸۴۹۱	۴۱۸۰۷	۱۵۵۸۵۲	۱۷۰۰۷۹	۴۹۳۱۱	۳۲۱۰۵	۸۰۶۰۲	۲۱۵۱۵۸۸
چین	۰	۳۹۱۷	۲۴۲۲	۲۱	۱	۰	۱۰	۴۲۲	۱۴۴۵۶۴	۳۴۶	۰	۰	۲۴	۱۵۱۷۲۸
هند	۰	۲۵۵۶۱	۴۱۳۲	۰	۵۱	۰	۰	۰	۴	۳۶۷۵	۱۱۸	۲۱۴۲۵	۷	۵۴۹۷۲
پاکستان	۰	۰	۴۳	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۴۳
روسیه	۰	۹۰۹۴	۲۰۷۴۵	۲۸۰	۱۸۵۲	۰	۱۳	۱۷	۶۷۲۴	۴	۱۶۴	۰	۰	۳۸۸۹۲
ازبکستان	۰	۵۸۴۳۴	۱۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱۲۸۷	۰	۰	۰	۰	۵۹۸۲۲
قزاقستان	۰	۰	۰	۷۰۶۱	۰	۰	۴۱۶۳	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱۱۲۲۳
قرقیزستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
مجموع	۰	۷۵۵۹۱۸	۳۵۲۹۵۲	۲۰۸۳۶۲	۲۶۹۶۷۲	۱۵۰	۱۷۲۶۷۷	۴۲۲۴۷	۳۰۸۴۳۱	۱۷۴۱۰۵	۴۹۵۹۳	۵۳۵۳۰	۸۰۶۳۳	۲۴۶۸۲۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

چنانچه خلق تجارت با توجه به کدهای کالایی بررسی شود، حذف نرخ تعرفه کد کالایی ۳۹۰۱۲۰ بیشترین سهم را در خلق تجارت ایران داشته است. میزان خلق تجارت این کد کالایی برای ایران در حدود ۶۵۰ میلیون دلار می‌باشد. همچنین کد کالایی ۳۱۰۲۱۰ بیشترین سهم را در مجموع خلق تجارت ایجاد شده برای سایر کشورهای عضو خواهد داشت. به‌گونه‌ای که حذف نرخ‌های تعرفه در رابطه با این کالا موجب خلق تجارتی در حدود ۱۵۰ میلیون دلار برای کشورهای مذکور شده است. بر این اساس و با توجه به مبانی نظری، از آنجا که این توافق موجب افزایش رفاه و خلق تجارت برای ایران و در مجموع برای کل بلوک شانگهای شده است، سودمند است.

۵-۵- مجموع ارزش خلق و انحراف تجارت ایران و کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای

بنابر آن‌چه که واینر بیان داشته است، اثر خالص تشکیل یک اتحادیه بستگی به برآیند دو اثر انحراف تجارت و خلق تجارت خواهد داشت. لذا لازم است که برآیند اثرات انحراف تجارت و خلق تجارت ناشی از پیوستن ایران به سازمان شانگهای و حذف نرخ‌های تعرفه بررسی شود. به‌منظور بررسی جامع‌تر، مجموع ارزش خلق و انحراف تجارت در چهار حالت شامل کاهش ۲۵، ۵۰ و ۷۵ درصدی و حذف ۱۰۰ درصدی نرخ‌های تعرفه بررسی خواهد شد. بر این اساس می‌توان اثرات پیوستن ایران به سازمان شانگهای را درصورتی‌که فرآیند آزادسازی جریان تجارت به‌صورت ناقص و کامل انجام شود، بررسی کرد.

الف- آزادسازی ناقص (کاهش ۲۵ درصدی نرخ‌های تعرفه)

نتایج حاصل از این سناریو نیز حاکی از آن است که با کاهش ۲۵ درصدی نرخ‌های تعرفه کالاهای منتخب، اقتصاد ایران بیش از ۵۳۰ میلیون دلار منفعت کسب می‌کند. سایر کشورهای دنیا نیز در نتیجه این آزادسازی به‌طور خالص انحراف تجارتی در حدود ۶۸ میلیون دلار را تجربه خواهند کرد. این در حالی است که در مجموع و برای اقتصاد جهانی برآیند دو اثر همچنان مثبت باقی خواهد ماند.

جدول ۵. برآیند خلق و انحراف تجارت برای سازمان همکاری شانگهای در حالت آزادسازی ناقص (کاهش ۲۵ درصدی نرخ‌های تعرفه)

	۲۷۰۹۰۰	۲۹۰۱۲۰	۲۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	۱۶۳۵۷۲	۸۱۱۲۷	۵۰۱۷۳	۶۶۸۷۵	۳۸	۴۲۰۶۵	۱۰۴۴۶	۳۶۶۶۳	۴۲۵۰۰	۱۲۳۲۷	۸۰۱۵	۲۰۱۵۰	۵۳۳۹۵۲
چین	۰	۹۷۵	۵۸۹	۵	۰	۰	۳	۱۰۰	۳۳۸۰۳	۸۲	۰	۰	۶	۳۵۵۶۴
هند	۰	۶۰۲۳	۹۹۶	۰	۱۲	۰	۰	۰	۱	۸۹۵	۳۰	۵۳۴۵	۲	۱۳۳۰۵
پاکستان	۰	۰	۱۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱۰
روسیه	۰	۲۱۲۳	۴۷۹۸	۶۷	۳۹۶	۰	۳	-۲	۱۴۵۷	-۷	۴۰	۰	۰	۸۸۷۷
ازبکستان	۰	۱۳۸۲۳	۲۱	۰	۰	۰	۰	۰	۲۷۸	۰	۰	۰	۰	۱۴۱۲۳
قزاقستان	۰	-۳۳	۰	۱۶۹۱	۰	۰	۹۸۴	-۳	۰	۰	۰	۰	۰	۲۶۳۹
قرقیزستان	۰	-۷	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۷
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
بقیه کشورهای دنیا	۹۷۸	-۲۶۵۵۴	-۱۳۶۴۰	-۲۲۲۹	-۶۰۴۲	-۲۶	-۱۳۹۴	-۵۹	-۵۰۲۷	-۷۲۱۱	-۲۱۲۰	-۱۸۹۸	-۳۳۰۷	-۶۸۵۲۸
مجموع	۹۷۸	۱۵۹۹۲۳	۷۳۹۰۳	۴۹۷۰۸	۶۱۲۴۲	۱۲	۴۱۶۶۰	۱۰۴۸۳	۶۷۱۷۶	۳۶۲۵۹	۱۰۲۷۶	۱۱۴۶۲	۱۶۸۵۱	۵۳۹۹۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

ب- آزادسازی ناقص (کاهش۵۰ درصدی نرخ‌های تعرفه)

جدول ۶. برآیند خلق و انحراف تجارت برای سازمان همکاری شانگهای در حالت آزادسازی ناقص (کاهش۵۰ درصد نرخ‌های تعرفه)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	۳۲۷۱۴۳	۱۶۲۲۵۴	۱۰۰۳۴۷	۱۳۳۷۵۰	۷۵	۸۴۱۳۱	۲۰۸۹۳	۷۳۳۲۶	۸۵۰۰۰	۲۴۶۵۴	۱۶۰۳۱	۴۰۳۰۱	۱۰۶۷۹۰۵
چین	۰	۱۹۵۱	۱۱۷۹	۱۱	۰	۰	۵	۲۰۱	۶۷۶۰۷	۱۶۴	۰	۰	۱۲	۷۱۱۲۸
هند	۰	۱۲۰۴۷	۱۹۹۳	۰	۲۵	۰	۰	۰	۲	۱۷۹۱	۵۹	۱۰۶۹۱	۳	۲۶۶۱۰
پاکستان	۰	۰	۲۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲۰
روسیه	۰	۴۲۴۷	۹۵۹۷	۱۳۴	۷۹۳	۰	۶	-۴	۲۹۱۵	-۱۴	۸۰	۰	۰	۱۷۷۵۳
ازبکستان	۰	۲۷۶۴۶	۴۲	۰	۰	۰	۰	۰	۵۵۷	۰	۰	۰	۰	۲۸۲۴۵
قزاقستان	۰	-۶۶	۰	۳۳۸۳	۰	۰	۱۹۶۷	-۶	۰	۰	۰	۰	۰	۵۲۷۸
قرقیزستان	۰	-۱۳	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۱۳
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
بقیه کشورهای دنیا	۰	-۵۳۱۰۹	-۲۷۲۷۹	-۴۴۵۸	-۱۲۰۸۴	-۵۱	۲۷۸۸	-۱۱۸	-۱۰۰۵۳	-۱۴۴۲۲	-۴۲۴۱	-۳۷۹۶	-۶۶۱۳	-۱۳۹۰۱۳
مجموع	۰	۳۱۹۸۴۶	۱۴۷۸۰۵	۹۹۴۱۶	۱۲۲۴۸۴	۲۴	۸۳۳۲۱	۲۰۹۶۶	۱۳۴۳۵۲	۷۲۵۱۸	۲۰۵۵۳	۲۲۹۲۵	۳۳۷۰۲	۱۰۷۷۹۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که براساس نتایج جدول ۶ مشاهده می‌شود، برآیند دو اثر خلق تجارت و انحراف تجارت برای ایران، در حالت کاهش ۵۰ درصدی نرخ‌های تعرفه همچنان مثبت است. همانند حالت قبلی، در این سناریو نیز برآیند این دو اثر به غیر از قرقیزستان برای

بقیه کشورهای عضو سازمان شانگهای منفی نبوده است. علاوه بر این همچنان بیشترین منفعت مربوط به ایران بوده است که میزان آن به حدود بیش از یک میلیارد دلار می‌رسد. براساس نتایج با حذف ۵۰ درصدی نرخ‌های تعرفه، اقتصاد جهان نیز از این همکاری اقتصادی بیش از یک میلیارد دلار سود می‌برد. علاوه بر این، در این سناریو نیز بیشترین سود حاصل از کاهش نرخ‌های تعرفه، توسط کد کالایی ۳۹۰۱۲۰ ایجاد شده است که میزان آن در حدود ۳۲۰ میلیون دلار خواهد بود.

ج- آزادسازی ناقص (حذف ۷۵ درصدی نرخ‌های تعرفه)

جدول ۷. برآیند خلق و انحراف تجارت برای سازمان همکاری شانگهای در حالت آزادسازی ناقص (حذف ۷۵ درصدی نرخ‌های تعرفه)

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	۴۹۰۷۱۵	۲۴۳۳۸۲	۱۵۰۵۲۰	۲۰۰۶۲۵	۱۱۳	۱۲۶۱۹۶	۳۱۳۳۹	۱۰۹۸۹۹	۱۲۷۵۰۰	۳۶۹۸۱	۲۴۰۴۶	۶۰۴۵۱	۱۶۰۱۸۵۷
چین	۰	۲۹۲۶	۱۷۶۸	۱۶	۱	۰	۸	۳۰۱	۱۰۱۴۱۰	۲۴۵	۰	۰	۱۷	۱۰۶۶۹۳
هند	۰	۱۸۰۷۰	۲۹۸۹	۰	۳۷	۰	۰	۰	۳	۲۶۸۶	۸۹	۱۶۰۳۶	۵	۳۹۹۱۵
پاکستان	۰	۰	۲۹	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲۶
روسیه	۰	۶۳۷۰	۱۴۳۹۵	۲۰۱	۱۱۸۹	۰	۹	-۶	۴۳۷۲	-۲۲	۱۲۱	۰	۰	۲۶۶۳۰
ازبکستان	۰	۴۱۴۶۹	۶۳	۰	۰	۰	۰	۰	۸۳۵	۰	۰	۰	۰	۴۲۳۶۸
قزاقستان	۰	-۹۹	۰	۵۰۷۴	۰	۰	۲۹۵۱	-۸	۰	۰	۰	۰	۰	۷۹۱۷
قرقیزستان	۰	-۲۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۲۰
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰		۰
بقیه کشورهای دنیا	۰	-۷۹۶۶۳	-۴۰۹۱۹	-۶۶۸۷	-۱۸۱۲۶	-۷۷	-۴۱۸۲	-۱۷۷	-۱۵۰۸۰	-۲۱۶۳۳	-۶۳۶۱	-۵۶۹۵	-۹۹۲۰	-۲۰۸۵۲۰
مجموع	۰	۴۷۹۷۶۹	۲۲۱۷۰۸	۱۴۹۱۲۴	۱۸۳۷۲۶	۳۶	۱۲۴۹۸۱	۳۱۴۴۹	۲۰۱۵۲۹	۱۰۸۷۷۷	۳۰۸۲۹	۳۴۳۸۷	۵۰۵۵۴	۱۶۱۶۸۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که براساس نتایج جدول ۷ مشاهده می‌شود، برآیند دو اثر خلق تجارت و انحراف تجارت برای ایران در حالتی که نرخ‌های تعرفه به میزان ۷۵ درصد کاهش یابد مثبت است. به غیر از قرقیزستان برای بقیه کشورهای عضو سازمان شانگهای نیز در این حالت برآیند این دو اثر منفی نبوده است. بیشترین منفعت مربوط به ایران بوده که میزان آن بیش از ۱/۵ میلیارد دلار است. بر طبق یافته‌ها، در کل، اقتصاد جهان نیز از این یکپارچگی بیش از ۵/۱ میلیارد دلار منفعت می‌برد. در بین کالاهای منتخب، حذف نرخ تعرفه کد کالایی ۳۹۰۱۲۰ بیشترین سود را به وجود خواهد آورد که میزان آن در حدود ۵۰۰ میلیون دلار خواهد بود.

د- آزادسازی کامل (حذف ۱۰۰ درصدی نرخ‌های تعرفه)

همان‌گونه که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، در این حالت نیز قرقیزستان در میان کشورهای سازمان شانگهای تنها کشوری است که برآیند خلق تجارت و انحراف تجارت منفی را پس از حذف کامل نرخ‌های تعرفه تجربه کرده است. ایران مانند حالت‌های قبل، از حذف کامل نرخ‌های تعرفه منفعت خواهد برد که میزان آن بیش از دو میلیارد دلار خواهد بود. پس از ایران، در بین کشورهای بلوک، چین بیشترین منفعت را از این همکاری خواهد برد که میزان آن در حدود ۱۴۰ میلیون دلار می‌باشد. اقتصاد جهانی نیز پس از حذف کامل نرخ‌های تعرفه، منفعت بیش از ۲ میلیارد دلار را تجربه خواهد کرد. در این حالت نیز حذف نرخ تعرفه کد کالایی ۳۹۰۱۲۰ بیشترین منفعت را به وجود خواهد آورد که میزان آن به بیش از ۶۳۰ میلیون دلار می‌رسد. با مقایسه همه سناریوهای مذکور مشخص می‌شود که در تمامی حالت‌های در نظر گرفته شده، پیوستن ایران به سازمان شانگهای و حذف ناقص و کامل نرخ تعرفه‌ها موجب بهبود اقتصاد ایران و اقتصاد جهانی خواهد شد. بر این اساس، مرحله به مرحله با افزایش درجه آزادسازی منفعت خالص ایجاد شده برای ایران و همچنین اقتصاد کل دنیا افزایش یافته است، به‌طوری‌که با حذف کامل نرخ‌های تعرفه بر روی کالاهای مورد بررسی، اقتصاد ایران و اقتصاد جهانی بیشترین منفعت را کسب خواهند کرد.

جدول ۸. برآیند خلق و انحراف تجارت برای سازمان همکاری شانگهای در حالت آزادسازی کامل

	۲۷۰۹۰۰	۳۹۰۱۲۰	۳۹۰۱۱۰	۲۷۱۱۱۲	۲۹۰۵۱۱	۲۶۰۱۱۱	۲۷۱۱۱۳	۲۷۱۳۲۰	۳۱۰۲۱۰	۲۹۰۵۳۱	۲۹۰۲۵۰	۲۹۰۲۴۳	۲۸۱۴۱۰	مجموع
ایران	۰	۶۵۴۲۸۶	۳۲۴۵۰۹	۲۰۰۶۹۴	۲۶۷۵۰۱	۱۵۰	۱۶۸۲۶۲	۴۱۷۸۶	۱۴۶۶۵۲	۱۷۰۰۰۰	۴۹۳۰۸	۳۲۰۶۱	۸۰۶۰۱	۲۱۳۵۸۱۰
چین	۰	۳۹۰۲	۳۳۵۷	۲۱	۱	۰	۱۰	۴۰۱	۱۳۵۲۱۳	۳۲۷	۰	۰	۲۳	۱۴۲۲۵۷
هند	۰	۲۴۰۹۴	۳۹۸۶	۰	۴۹	۰	۰	۰	۴	۳۵۸۲	۱۱۸	۲۱۳۸۱	۷	۵۳۲۲۰
پاکستان	۰	۰	۳۹	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۳۹
روسیه	۰	۸۴۹۳	۱۹۱۹۴	۲۶۸	۱۵۸۶	۰	۱۲	-۸	۵۸۳۰	-۲۹	۱۶۱	۰	۰	۳۵۵۰۶
ازبکستان	۰	۵۵۲۹۳	۸۴	۰	۰	۰	۰	۰	۱۱۱۳	۰	۰	۰	۰	۵۶۴۹۰
قزاقستان	۰	-۱۳۲	۰	۶۷۶۵	۰	۰	۳۹۳۴	-۱۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱۰۵۵۵
قرقیزستان	۰	-۲۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۲۷
تاجیکستان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
بقیه کشورهای دنیا	۰	-۱۰۶۲۱۷	-۵۴۵۵۸	-۸۹۱۶	-۲۴۱۶۹	-۱۰۳	-۵۵۷۷	-۲۳۶	-۲۰۱۰۷	-۲۸۸۴۴	-۸۴۸۱	-۷۵۹۳	-۱۳۲۲۶	-۲۷۸۰۲۷
مجموع	۰	۶۳۹۶۹۲	۲۹۵۶۱۱	۱۹۸۸۳۲	۲۴۴۹۶۸	۴۸	۱۶۶۶۴۲	۴۱۹۳۲	۲۶۸۷۰۵	۱۴۵۰۳۶	۴۱۱۰۶	۴۵۸۵۰	۶۷۴۰۵	۲۱۵۵۸۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری

با توجه به استمرار تحریم‌های آمریکا علیه ایران و نیز روابط نه چندان مطلوب با اروپا ناشی از بحران سیاسی، در شرایط کنونی، یکی از بهترین گزینه‌های پیش روی ایران، قدرت‌های آسیایی همچون روسیه، هند و چین هستند. در چنین موقعیتی گرایش به کشورهای آسیایی می‌تواند به ایران این مجال را دهد که اولاً برنامه‌ریزی برای استفاده از ظرفیت‌های همکاری با کشورهای شرقی و شمالی خود را در ذهن داشته باشد و ثانیاً از پتانسیل این کشورها برای مقابله با تحریم‌ها استفاده کند. بر این اساس نتایج این پژوهش می‌تواند به‌عنوان راهنمایی برای سیاست‌گذاران باشد، تا بتوان با شناسایی رژیم‌های تعرفه‌ای مناسب و شناسایی صنایعی که در صورت آزادسازی ارزآور خواهند بود، تراز تجاری کشور را در اثر تجارت با اعضای سازمان مذکور بهبود بخشیده و تا حد ممکن نقش تحریم‌ها را کمرنگ ساخت. براساس یافته‌های پژوهش، حذف کامل نرخ‌های تعرفه به‌جز تاجیکستان برای تمامی کشورهای عضو سازمان شانگهای و همچنین ایران افزایش رفاه به همراه داشته است و در حقیقت با پیوستن ایران به سازمان شانگهای درآمد حقیقی بیشتر کشورهای عضو با افزایش روبه‌رو می‌شود. از سوی دیگر با انجام این آزادسازی تجاری، واردات ایران و سایر کشورهای عضو سازمان از سایر کشورهای جهان کاهش یافته و این امر موجب انحراف تجارت برای سایر کشورها می‌شود. بنا بر نظر واینر، با توجه به تغییراتی که همکاری‌های تجاری و اقتصادی در الگوی مصرف، جریان تجاری و... ایجاد می‌کند، افزایش رفاه آن همکاری محل تردید است. همچنین همان‌گونه که در مبانی نظری بیان شده، توافقی سودمند است که موجب خلق تجارت شود. در مجموع، با بررسی نتایج به‌دست آمده برای برآیند اثرات خلق و انحراف تجارت برای کشورها، در رابطه با کالاهای مورد بررسی در این مطالعه، می‌توان مشاهده کرد که در همه سناریوهای در نظر گرفته شده در پژوهش (حذف کامل و ناقص نرخ‌های تعرفه)، پیوستن ایران به سازمان شانگهای موجب افزایش رفاه و خلق تجارت برای بلوک کشورهای شانگهای خواهد شد. همچنین اقتصاد ایران نیز با پیوستن به سازمان شانگهای از افزایش رفاه و خلق تجارت بهره‌مند خواهد شد.

خلق تجارت موجب افزایش بهره‌وری و تخصصی شدن تولیدات منطقه‌ای بر پایه مزیت نسبی و نیز بهبود رفاه عمومی کشورهای عضو یک موافقتنامه تجارت منطقه‌ای می‌شود. لذا می‌توان پیوستن ایران به توافق شانگهای را سودمند دانست. گرچه با حذف نرخ‌های تعرفه به‌صورت کامل، اقتصاد ایران و اقتصاد جهانی منفعت بیشتری را نسبت به

حذف ناقص نرخ‌های تعرفه کسب خواهد کرد. همچنین در همه سناریوهای مورد آزمون، بیشترین خلق تجارت ایجاد شده برای کشور ایران بوده است. همان‌گونه که بیان شده است، به‌طور کلی براساس یافته‌ها هرچه سطح تجارت و روابط اقتصادی کشورهای عضو یک موافقتنامه تجاری قبل از شکل‌گیری موافقتنامه بالاتر باشد، احتمال ایجاد تجارت در نتیجه یکپارچگی تجاری منطقه‌ای بین آن کشورها بیشتر خواهد بود. بر این اساس، ایجاد توافقات منطقه‌ای بین این دسته از کشورها آثار انحراف تجارت کمتری را در بر خواهد داشت. علاوه بر این، همان‌گونه که در مبانی نظری ذکر شده است، در صورت وجود موانع تجاری زیاد میان کشورها پیش از یکپارچگی، با کاهش احتمالی و یا حذف کامل موانع تعرفه‌ای، قیمت کالاهای مورد مبادله در اقتصاد منطقه‌ای ایجاد شده بسیار کاهش یافته و این امر در نهایت منجر به خلق تجارت می‌شود. با توجه به اینکه براساس آمار و اطلاعات، سطح روابط تجاری میان ایران و برخی از کشورهای عضو سازمان همکاری شانگهای همچون چین، هند و پاکستان بالا است و این کشورها از جمله شرکای اصلی ایران محسوب می‌شوند و همچنین با توجه به بالا بودن نسبی تعرفه‌های وضع شده بر کالاهای مورد بررسی در این پژوهش، طبیعی به نظر می‌رسد که پس از آزادسازی و کاهش و یا حذف نرخ‌های تعرفه میان این کشورها، امکان افزایش صادرات و بهبود رفاه ایران فراهم شود. ازاین‌رو، با توجه به نقش مهم سازمان شانگهای در همکاری اقتصادی منطقه‌ای و جهانی، گسترش روابط اقتصادی ایران با کشورهای عضو این سازمان می‌تواند گام مهمی جهت توسعه تجارت خارجی محسوب شود. افزایش تحرکات و فعالیت‌های دیپلماتیک میان ایران و کشورهای عضو سازمان و تلاش در جهت حل مشکلات دو جانبه کشور با برخی کشورهای مزبور و در نهایت جلب نظر مثبت همه اعضای سازمان همکاری شانگهای گام مثبتی در جهت الحاق دائمی ایران به سازمان است.

پیوست

جدول ۹. کالاهای مورد بررسی در پژوهش

شماره تعرفه	نوع کالا
۳۹۰۱۲۰	پلی اتیلن با وزن مخصوص (چگالی) ۰/۹۴ یا بیشتر
۲۷۱۱۱۲	پروپان
۲۹۰۵۱۱	متانول (الکل متلیک)
۲۶۰۱۱۱	سنگ آهن و کنسانتره‌های آن غیر از پیریت‌های آهن تفته شده (خاکستر پیریت) به‌صورت به هم فشرده نشده
۳۹۰۱۱۰	پلی اتیلن با وزن مخصوص (چگالی) کمتر از ۰/۹۴
۲۷۱۱۱۳	بوتان
۳۱۰۲۱۰	اوره حتی به‌صورت محلول در آب
۲۹۰۵۳۱	اتیلن گلیکول (اتان دی ئول)
۲۹۰۲۵۰	استیرن
۲۷۰۹۰۰	نفت خام و روغن حاصل از مواد معدنی قیری، خام
۲۹۰۲۴۳	پارا - اکسیلن
۲۷۱۳۲۰	قیر نفت
۲۸۱۴۱۰	آمونیاک بدون آب

منابع

۱. زرگر طالبی، محمد و مجاوریان، سید مجتبی (۱۳۹۵). عوامل تعیین کننده شدت تجارت درون منطقه‌ای محصولات کشاورزی: مطالعه موردی اکو، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، ۸۰، ۱۷۱-۱۵۱.

۲. محمودی، عبدالله (۱۳۹۳). تأثیرات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو اکو در یک مدل تعادل عمومی استاندارد (مدل GTAP)، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲ (۷۰)، ۳۰-۵.

۳. نصرالهی، زهرا، ثاقب، حسن و افشاریان، سمیه (۱۳۹۱). آثار برقراری موافقتنامه تجارت ترجیحی بین ایران و اتحادیه اروپا بر تجارت محصولات کشاورزی. *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱(۴)، ۱۵۰-۱۲۵.

۴. نیاکان لاهیجی، علی (۱۳۹۱). بررسی آثار تجاری پیوستن ایران به پیمان شانگهای (با استفاده از مدل جاذبه). رساله دکتری. دانشگاه پیام نور.

5. Barro, R., & Sala, I. M. (1995). Economic Growth, New York: Mc Graww-Hill.
6. Biswaro, J.M. (2003). Perspectives on Africa's Integration & Cooperation from OAU to AU: *An Old Wine in a New Bottle*, Washington: WIU.
7. Burkitbayeva, S., & Kerr, W. (2014). The Accession of Kazakhstan, Russia and Ukraine to the WTO: What will it Mean for the World Trade in Wheat? RESEARCH IN AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS.
8. Corden, W. M. (1972). Economies of Scale and Customs Union Theory. Journal of Political Economy, 80(3), 465-472.
9. Francois, J., & H.K. Hall. (1997). Partial Equilibrium Modeling in J.F. Francois & K. Reinert, eds*., Applied Methods for Trade Policy Analysis*: A Handbook, Cambridge University Press: Cambridge.
10. Francois, J., & Hall, H.K. (2003). *Global simulation analysis of industry-level trade policy*. Version, 3, 21.
11. Frankel, J., & A. Rose (1998); "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *The Economic Journal*, no.108, pp.1009-1025.
12. Freund, C., & Ornelas, E. (2010). Regional trade agreements. *Annual Review of Economics*, 2, 136-167.
13. Gerber, J. (2013). *International economics*, Prentice Hall.
14. Goulart, & L. A. Serino (Eds.), South-South Globalization: Challenges & Opportunities for Development,105-130. London & New York: Routledge.
15. Holzner, M. (2004). *GSIM Measurement of the Costs of Protection in Southeast Europe*, the Vienna Institute for International Economic Studies.
16. Hosny, A.S. (2013). Theories of Economic Integration: A Survey of the Economic & Political Literature, *International Journal of Economy, Management & Social Sciences*, 2 (5), 133-155.
17. Johnson, H. G. (1962). *The economic theory of customs unions in money, trade & economic growth*. London: George Allen & Unwin.
18. Jovanović, M. N. (2005). *The economics of European integration: Limits & prospects.* Edward Elgar Pub.
19. Kamphuis, T. (2010). *An analysis of a Brazil* - EU Free Trade Agreement. Master thesis Economics & Business Economics.
20. Kemp, M., & Henry, J. W. (1976). An Elementary Proposition Concerning the Formation of Customs Unions. Journal of International Economics, 6, 95-97.

21. Krugman, P. (1991). The Move to Free Trade Zones. In Policy Implications of Trade and Currency the Formation of Customs Unions. Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, 7-41.
22. Lio, T. (2007). *Empirical Analysis of the Impact of Regional Trade Agreement for Australia & China.* A thesis submitted in fulfilment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy. RMIT University.
23. Lipsey, R.G. (1957). The theory of customs unions: Trade diversion and welfare. Economica, 24(93), 40-46. doi:10.2307/2551626.
24. Lolette Kritzinger-van Niekerk. (2005). Regional integration: Concepts, advantages, disadvantages & lessons of experience. [Online]. Retrieved March 30, 2016.
25. Mambara, J.L. (2007). Assessment of benefits of regional integration in SADC and COMESA – A gender analysis. Harare: Trade and Development Studies Centre.
26. Meade, J. E. (1955). *The theory of customs unions.Amsterdam*: North Holland.
27. Mukunoki, H. (2005). Understanding the Effects of Preferential Trade Agreements: A Theoretical Overview. Bulletin of Gakushuin University Research Institute of Economics and Management, 19.
28. Pal, P. (2011). The Assymmetry of North-South Regional Trade Agreements. In S. M.Murshed, P.
29. Panagariya, A., & Krishna, P. (2002). On Welfare Enhancing FTAs. Journal of International Economics, 57(2), 353-367.
30. Panusheff, E. (2003). *Economic integration in the European Union*. PH Nekst, Sofia. (In Bulgarian).
31. Peru-China free trade agreement: joint feasibility study. (2007). Report prepared by the Ministry of Foreign Trade & Tourism of Peru & the Ministry of Commerce of the People's Republic of China.
32. Pugel, T. (2012). International economics. Fifteenth Edition. McGraw Hill.
33. Santos, P. U. (2002). The Effects of Trade Liberalization on Imports in Selected Developing Countries, *World Development*, 30(6), 959–974.
34. Sheila, P. Regionalism among Developing Countries. London: Macmillan Press LTD, Overseas Development Institute., 2000.
35. Sofjan, M. (2016). Assessing the economic impact of free trade agreement on Indonesia. Economies & finances. University de Bordeaux.
36. Viner, J. (1950). The customs union issue. Carnegie Endowment for International Peace. New York.
37. Wacziarg, R. (1997*). Trade, Competition & Market Size*, Cambridge: Harvard University.

Assessing the Economic Effects of Iran's Membership in Shanghai Cooperation Organization: An Application of Global Simulation Model

Sara Mardiha[1], Karim Azarbaiejani*[2], Komeil Tayebi[3], Davoud Jafary[4]

1. PhD Student in Economics, University of Isfahan, Faculty of Administrative Sciences and Economics, sara.mardiha@ase.ui.ac.ir

2. Faculty Member of University of Isfahan, Faculty of Administrative Sciences and Economics, k_azarbaiejani@ase.ui.ac.ir

3. Faculty Member of University of Isfahan, Faculty of Administrative Sciences and Economics, sk.tayebi@ase.ui.ac.ir

4. Master of Science in Economics, University of Isfahan, Faculty of Administrative Sciences and Economics, jafarydavoud@gmail.com

Received: 2019/10/08 Accepted: 2019/03/10

Abstract

Today, the Shanghai Cooperation Organization is considered as a major regional organization in order to pursue trade liberalization among it's members. Since Iran is now an observer state in the Shanghai Convention and is at the stage of its accession to the treaty, the purpose of this study is to assess the potential economic impacts of Iran's membership in the SCO using the Global Simulation model (GSIM). Accordingly, four scenarios including 25%, 50% and 75% reduction in tariff rates (incomplete liberalization) and 100% eliminatiom (full liberalization) in tariff rates are considered. The effects of tariff liberalization are estimated at 13 major export commodities in both scenarios. Research findings suggest that joining Iran into the Shanghai organization and eliminating tariff rates will increase the net welfare and cause trade creation in the Iran and Shanghai bloc. However, the welfare effects and the degree of trade creation in full liberalization are more than incomplete liberalization.Therefore, it is possible to consider Iran's membership in the Shanghai agreement as a useful convergence.

JEL Classification: F47, F17, F13

Keywords: Regional trade agreement, Shanghai cooperation organization, Partial equilibrium model, Global simulation model

*. Corresponding Author, Tel: 09131160248

Between-Group Adverse Selection: Evidence from Irans's Group Supplemental Health Insurance

Mohammad Vesal[1], Gholamreza Keshavarz Haddad[*2], mohamadreza Chaghomi[3]

Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, m.vesal@sharif.edu

Associate Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, g.k.haddad@sharif.edu

MSc Economics Graduate, Sharif University of Technology, Tehran, mohamadrezacha@gmail.com

Received: 2018/04/09 Accepted: 2019/10/08

Abstract

Asymmetric information in insurance markets leads to adverse selection and moral hazard. The amount of asymmetric information could change over time due to learning. Unlike other insurance contracts, supplementary health insurance contracts in Iran are in group form. Therefore, between group asymmetric information might play an important role. In this article, positive correlation test is used to test presence of between group asymmetric information. Since acute hospital disease category does not have moral hazard, adverse selection is separately identified. Finally, using the temporal variation in insurance contracts, moral hazard is separated from learning. The data is a panel of insurance contracts from Asia Insurance Company, for two types of paraclinical and hospital health services, during the period of 2011-2016. Results show no asymmetric information for acute hospital disease and since there is not any moral hazard, we can conclude no between group adverse selection. For paraclinical services, we find significant evidence for asymmetric information, mainly due to moral hazard. We also found evidence of learning for insured groups.

JEL Classification: I11, D82, D83, C33

Keywords: asymmetric information, between-group adverse selection, moral hazard, learning, group supplemental health insurance

*. Corresponding Author, Tel: 09355000100, +982166049195

The Investigation of Relationship between Shadow Economy and Inequality of Income in Iran: STR Approach

Tohid Qhasemnajad [1],Yousef Mohammadzadeh [*2], Ali Rezazadeh[3]
1. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, ghasemnejad.tohid@gmail.com
2. Assistant Professor, Economic department, Economic and Management Faculty, Urmia University, Urmia, yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, a.rezazadeh@urmia.ac.ir
Received: 2018/12/04 Accepted: 2020/05/13

Abstract

This study investigates the relationship between shadow economy and inequality of income using smooth transition regression model (STR) as one of the most prominent regime switching models, over the period 1969 to 2015. To this end, we used the Consumption expenditure ratio to GDP as the government size variable and transition variable. Gini coefficient was used to measure income inequality and data on the shadow economy have been extracted using the MIMIC approach. Linearity test results indicate non-linear relationship between shadow economy and income inequality. The results show that the threshold level is 2.67% and estimated slope parameter is 8.20. In the first regime, shadow economy has a positive impact on income inequality, but the impact of the per capita income is negative and significant. In the second regime, shadow economy and per capita income have a different effect than income on inequality. In other words, with increasing government size, shadow economy has a negative impact on income inequality, but the impact of per capita income is positive.

JEL Classification: O17, D63, H11

Keywords: Government Size, Shadow Economy, Inequality of Income, Iran, Smooth Transition Regression (STR)

*. Corresponding Author, Tel: 09149180019

Competition Model of Firms in Duopoly Market Based on Differential Game and with Delayed Control Variables

Kian Najafzadeh[1], Ali Mohaghar[*2], Gholam Reza Rokni Lamouki[3]

1. Ph.D Student, Department of Industrial Management, School of Management, University of Tehran, kian.najafzadeh@ut.ac.ir

2. Professor, Department of Industrial Management, School of Management, University of Tehran, amohaghar@ut.ac.ir

3. Associate Professor, School of Mathematics, Statistics and Computer Science, College of Science, University of Tehran, rokni@ut.ac.ir

Received: 2019/03/23 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The firms in duopoly markets adjust their behavior under strategic interactions to attain more market share and try to compete by different policies. In this study, we used non-delayed and delayed forms of differential game model to investigate competition between firms. Regarding quality as one of the state variables and related control variables of two firms, we have compared the results of two models and have discussed about the results of delayed form. When the delay, which is an unfavorable phenomenon, happens, the firms must behave corresponding to the equilibrium relations derived from the delayed differential game model. Effort of each firm to improve its product quality is influenced by either its delay or its competitor's delay. The firm having less delay is able to achieve higher quality by means of less effort.

JEL Classification: C6, C7, D43, L13, M3, O3

Keywords: Modeling, competitive behavior, Duopoly Market, Differential Game, Time Delay

*. Corresponding Author, Tel: +982188984646

Simulation of the Housing Rental Market Using Agent-Based Modeling Case Study: District 6 of Isfahan City

Iman Keyfarokhi[1], Nematollah Akbari[*2], Shekoofeh Farahmand[3], Ali Asgary[4]

1. Ph.D. Student, Dept. of Economics, University of Isfahan, I.keyfarokhi@gmail.com

2. Professor, Dept. of Economics, University of Isfahan, N_akbari@ase.ui.ac.ir

3. Associate Professor, Dept. of Economics, University of Isfahan, Sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

4. Associate Professor, Disaster & Emergency Management, School of Administrative Studies, Faculty of Liberal Arts and Professional Studies, York University, Toronto, Ontario, Canada, asgary@york.ca

Received: 2019/05/27 Accepted: 2020/05/13

Abstract

This study tries to predict the rental rates in district six of Isfahan for five years in the future by using an agent-based model. According to this simulation, district of Hezar Jerib has the highest and Hemat Abad has the lowest rental rate. Districts of Sa'adat Abad, Abshar, Baghnegar, Feiz, Masjed Mosala, Kuye Emam, Takht-e Foulad and Shahid Keshvari are followed by the district of Hezar Jerib. From the demand point of view, the high rental rate in Hezar Jerib district is due to higher comfort index in that region. From the supply point of view, the high rental rate in Hezar Jerib district is due to low supply of residential units.

JEL Classification: R31, R21, C63, E17

Keywords: Housing market, Rental rate, Simulation, agent-based model, System dynamics

*. Corresponding Author, Tel: +983137935218

Determining the Resiliency Components of Iran's Trade System

Hesameddin Ghasemi[*1], Abbas Arabmazar[2]

1. Ph.D. Student of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, he_ghasemi@sbu.ac.ir

2. Associate Professor, Faculty of Economics, Shahid beheshti University, Tehran, ab_arabmazar@sbu.ac.ir

Received: 2019/06/27 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The purpose of this paper is to determine the effective factors on the resilience of Iran's trade system. Trade system vulnerabilities are considered as an important factor in reducing resilience. So, according to the existing resilience literature, and using the Grounded Theory approach, and the Bayesian Model Averaging approach, indicator factors were extracted. Four variables were identified in the presence of 23 variables; which include Risk index, oil export ratio to non-oil exports, free and official exchange rate differences, and Consuming imports to aggregate import ratio, as important variables. It shows that these variables should be considered more than other variables in assessing the effect of trade system.

JEL Classification: E60, F41, F13, C13

Keywords: Resilience, Vulnerability, Grounded theory, Bayesian Model Averaging, Trade System

*. Corresponding Author, Tel: 09120129882

Females' Labor Market Development in Iran's Provinces and its Impact on Divorce

Mohammad Ali Feizpour[1], Marzieh Shakeri Hossein Abad[*2]

1. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, feizpour@yazd.ac.ir

2. PhD. Student of Economic Sciences, Yazd University, marzieh_shakeri@yahoo.com

Received: 2019/03/05 Accepted: 2020/05/13

Abstract

In the twelfth paragraph of Overall employment policies, issued by the supreme leader of Iran, the "reduction of the provincial unemployment in the provinces which have the rates above the national average" has been argued as a general policy. This subject can be interpreted in terms of gender point of view into two parts, the proximity of females and males unemployment rates in the provinces to the average unemployment rate of the country. While the theoretical foundations and available studies have indicated a significant relationship between provincial labor market development and social harms but, the results of these studies are different. Therefore, this research attempts to explore the interaction between the labor market and social harms in terms of gender in the provinces of Iran. The labor market development in this study is estimated with female employment indicators and integrated by using TOPSIS method. Also social harms of the provinces are measured by using the divorce rates. Using panel data method, the results of this research suggest that there is a significant and negative relationship between the females' labor market development and divorce rates. In other words, the divorce rates have reduced by the females' labor market development. From the policy point of view, this finding recommends the possibility of modifying the social harm by an economic decision.

JEL Classification: R23, O11, J16, J12

Keywords: Labor Market Development, Females' Labor Market, Divorce Rate, TOPSIS Method, Iranian Provinces

*. Corresponding Author, Tel: 09138509565

Sensitivity Analysis and Ranking of Factors Affecting Iranian Financial Stability in the Framework of Composite Index Construction

Mojtaba Seyed Hosseinzadeh[1].Alireza Erfani[*2], Mahdi Ghaemi Asl[3]

1. Ph.D. Student of Economics at Semnan University, m.hosseinzade@semnan.ac.ir

2. Associate Professor of the Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences of Semnan University, aerfani@semnan.ac.ir

3. Assistant Professor of Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, M.ghaemi@khu.ac.ir

Received: 2019/04/26 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The financial system is *stable* when it has a positive effect on the performance of the economy and does not hinder it. Accordingly, a financial system must be able to withstand shocks and keep the allocation of savings, data transfer, payment system, etc. efficient and effective. In this study, first using global experience and data from Iran from 1990 to 2016, an aggregate index of financial stability under the four dimensions of "debtor institutions", "macroeconomics", "foreign sector" and "institutional quality" for Iran was built. After constructing the aggregate index, the most effective indicators on the "fluctuations" and "average value" of the aggregate financial stability index have been identified using the sensitivity analysis method. The results show that of the 48 available indicators, the "ratio of government budget deficit to GDP", which is one of the main indicators of "government financial health" in the "institutional quality" dimension, has the most negative effect on "fluctuations" and "average value" of the aggregate index of financial stability. Therefore in order to improve financial stability in Iran, the greatest focus should be on controlling the "ratio of government budget deficit to GDP."

JEL Classification: C43, B15

Keywords: Financial stability, institutional requirements, composite index, Sensitivity analysis

*. Corresponding Author, Tel: 09123310261

Estimates of Labor Mobility Costs in a Structural Model of Iran Economy

Mohammad Hossein Rahmati[*1], Ali Choobdaran[2]

1. Associate Professor Sharif University of Technology, Azadi Street, Tehran, Iran, rahmati@sharif.edu

2. Master Student Sharif University of Technology, Tehran, chobdaranali@gmail.com

Received: 2019/05/14 Accepted: 2020/05/13

Abstract

In this study, we construct a structural model of labor market in Iran in order to estimate the labor mobility cost using micro data. The model benefits from heterogeneity in age, gender, household location, and education and estimate varying labor mobility costs conditional on these factors and the origin and destination of the mobility. We find that 1) inter-sectoral labor mobility in Iran is substantial and range between 3 to 11 times of average per capita income 2) the labor mobility costs is higher for women, educated laborer, old, and rural population 3) if the cost vanishes to zero, the production in tradable and non-tradable sector increase by 36 and 16 percent, respectively. These estimates provide significant evidence that implementing major policy changes can bring substantial welfare loss especially for laborers with lower education and in rural areas.

JEL Classification: J61, J21, C15

Keywords: labor, mobility costs, economic sectors, structural model estimation

*. Corresponding Author, Tel: 09362715320

Dynamic Efficiency in Regulation of Urban Water and Wastewater Companies of Iran

Farzaneh Jaidary*[1], Farhad khodadad kashi[2], Asghar Abolhasani[3], Bagher Darvishi[4]

1. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, farzaneh.jaidary66@yahoo.com

2. Professor, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, khodadad@pnu.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, abolhasani2003@yahoo.com

4. Associate Professor, Department of Economics, Ilam University, darvishi_b@yahoo.com

Received: 2019/08/17 Accepted: 2020/05/13

Abstract

The purpose of this study is to apply dynamic efficiency in regulation of urban water and wastewater companies in Iran. To this end, a dynamic stochastic frontier model that considers the heterogeneity in the long-term technical eficiency of the companies has been used to estimate the dynamic efficiency of 35 urban water and wastewater companies for the period of 2011-16 using the Bayesian approach. The research findings show that, in the absence of heterogeneity among companies, the inefficiency persistence is greater than the time when this heterogeneity is considered.

JEL Classification: D24, D21, L95, L43, L51

Keywords: dynamic efficiency, regulation, urban water and wastewater companies, the inefficiency persistence

*. Corresponding Author, Tel: 09187476546

ISSN 0039-8969

Economic Research

Vol. 55, No. 1, Spring 2020

Dynamic Efficiency in Regulation of Urban Water and Wastewater Companies of Iran/ Farzaneh Jaidary, Farhad khodadad kashi, Asghar Abolhasani, Bagher Darvishi

Estimates of Labor Mobility Costs in a Structural Model of Iran Economy/ Mohammad Hossein Rahmati, Ali Choobdaran

Sensitivity Analysis and Ranking of Factors Affecting Iranian Financial Stability in the Framework of Composite Index Construction / Mojtaba Seyed Hosseinzadeh, Alireza Erfani, Mahdi Ghaemi Asl

Females' Labor Market Development in Iran's Provinces and its Impact on Divorce/ Mohammad Ali Feizpour, Marzieh Shakeri Hossein Abad

Determining the Resiliency Components of Iran's Trade System/ Hesameddin Ghasemi, Abbas Arabmazar

Simulation of the Housing Rental Market Using Agent-Based Modeling Case Study: District 6 of Isfahan City / Iman Keyfarokhi, Nematollah Akbari, Shekoofeh Farahmand, Ali Asgary

Competition Model of Firms in Duopoly Market Based on Differential Game and with Delayed Control Variables/ Kian Najafzadeh, Ali Mohaghar, Gholam Reza Rokni Lamouki

The Investigation of Relationship between Shadow Economy and Inequality of Income in Iran: STR Approach/ Tohid Qhasemnajad,Yousef Mohammadzadeh, Ali Rezazadeh

Between-Group Adverse Selection: Evidence from Irans's Group Supplemental Health Insurance/ Mohammad Vesal, Gholamreza Keshavarz Haddad, mohamadreza Chaghomi

Assessing the Economic Effects of Iran's Membership in Shanghai Cooperation Organization: An Application of Global Simulation Model/ Sara Mardiha, Karim Azarbaiejani, Komeil Tayebi, Davoud Jafary

---

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

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

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

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Bahmani-Oskooee, Mohsen	Professor, University of Wisconsin-Milwaukee-U.S.A
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mahdavi, Saeid	Professor, University of Texas-U.S.A
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Naghizadeh Mohammad	Professor, Meiji Gakuin University-Japan
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Associate Professor, University of Tehran-Iran

Referees:
Ghahreman Abdoli (Ph.D), Hamidreza Arbab (Ph.D), Sajad Barkhordari (Ph.D), Mohammad hossein Dehghani Firuz Abadi (Ph.D), Homa Esfahanian (Ph.D), Mohammad Hassan Fotros (Ph.D), Aliakbar Gholizade (Ph.D), Farkhondeh Jabalameli (Ph.D), Ahmad Jafari Samimi (Ph.D), Ghadir Mahdavi (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Reza Nasresfahani (Ph.D), Abulfazl Pasebani Someeh (Ph.D), Mohammad Hosein Pourkazemi (Ph.D), Ali Souri (Ph.D)

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

Economic Research

Vol. 54, No. 4, Winter 2020 **ISSN 0039-8969**

Dynamic Efficiency in Regulation of Urban Water and Wastewater Companies of Iran/ Farzaneh Jaidary, Farhad khodadad kashi, Asghar Abolhasani, Bagher Darvishi 1

Estimates of Labor Mobility Costs in a Structural Model of Iran Economy/ Mohammad Hossein Rahmati, Ali Choobdaran 2

Sensitivity Analysis and Ranking of Factors Affecting Iranian Financial Stability in the Framework of Composite Index Construction / Mojtaba Seyed Hosseinzadeh, Alireza Erfani, Mahdi Ghaemi Asl 3

Females' Labor Market Development in Iran's Provinces and its Impact on Divorce/ Mohammad Ali Feizpour, Marzieh Shakeri Hossein Abad 4

Determining the Resiliency Components of Iran's Trade System/ Hesameddin Ghasemi, Abbas Arabmazar 5

Simulation of the Housing Rental Market Using Agent-Based Modeling Case Study: District 6 of Isfahan City / Iman Keyfarokhi, Nematollah Akbari, Shekoofeh Farahmand, Ali Asgary 6

Competition Model of Firms in Duopoly Market Based on Differential Game and with Delayed Control Variables/ Kian Najafzadeh, Ali Mohaghar, Gholam Reza Rokni Lamouki 7

The Investigation of Relationship between Shadow Economy and Inequality of Income in Iran: STR Approach/ Tohid Qhasemnajad,Yousef Mohammadzadeh, Ali Rezazadeh 8

Between-Group Adverse Selection: Evidence from Irans's Group Supplemental Health Insurance/ Mohammad Vesal, Gholamreza Keshavarz Haddad, mohamadreza Chaghomi 9

Assessing the Economic Effects of Iran's Membership in Shanghai Cooperation Organization: An Application of Global Simulation Model/ Sara Mardiha, Karim Azarbaiejani, Komeil Tayebi, Davoud Jafary 10

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