

برنامه ریزی و بودجه

شماره ۱۵۳

تابستان ۱۴۰۰

شماره ۲

سال بیست و ششم

نمایه در ISC



مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

مدیر مسئول

دکتر محمد نهاوندیان

سرمدیر

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

معاون سرمدیر

دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی

میترا اولیایی

نشانی وب سایت مؤسسه

عالی آموزش و پژوهش

مدیریت و برنامه ریزی

<http://www.imps.ac.ir>

نشانی وب سایت نشریه

برای ارسال مقاله

<http://www.jpbdud.ir>

پست الکترونیک

info@jpbdud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱

شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰۰ ریال

چاپ: کهن

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی
(وابسته به ریاست جمهوری اسلامی ایران)

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک

دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت مالی و تجارت جهانی، دانشگاه ویلیام پترسون

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

استاد گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر ناصر خیابانی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر سید جعفر سجادی

استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر عباس شاکری

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر جعفر عبادی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

دکتر غلامعلی فرجادی

دانشیار بازنشسته گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر احمد مجتهد

استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیر هوشنگ مهریار

استاد بازنشسته مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر مسعود نیلی

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال آباد- خیابان شهید مختار عسگری -

شماره ۶ - مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی - طبقه ششم

کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۴ تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۲

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه

برنامه ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن

برای ارتقای اعضای هیات علمی دانشگاه ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

- درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس کننده نظر نشریه برنامه ریزی و بودجه نیست.
- نشریه برنامه ریزی و بودجه در ویرایش مقاله ها، به ترتیبی که آرا و عقاید نویسندگان تغییر نکند، آزاد است.
- نقل و اقتباس مطالب نشریه با ذکر مأخذ مجاز است.

فهرست مطالب

- ۳ | ■ **قیمتگذاری بهینه خدمات مراکز تبادل ترافیک اینترنت: رویکرد برنامه‌ریزی هندسی فازی**
اکبر احمدی
- ۴۳ | ■ **جانشینی عوامل در تابع هزینه صنایع شیمیایی**
منصور عسگری، طیبه رهنمون‌پیروج و سعیده هوشمندگر
- ۷۷ | ■ **مقایسه اقتصادی و فنی تامین انرژی از نیروگاه ترکیبی خورشیدی - بادی به جای احداث خط انتقال گاز طبیعی**
زین‌العابدین صادقی، حمیدرضا حری و سیده سکینه صادقی نساچ
- ۱۱۱ | ■ **مالیات انتقال سهام در بورس اوراق بهادار تهران (نظریه نقدشوندگی در مقابل نظریه ساختاری)**
پروانه مطیع، علی مزیکی، حسین پناهیان و حسن قدرتی
- ۱۳۳ | ■ **پیش‌بینی بحران در بورس اوراق بهادار تهران با معیارهای آنتروپی و بررسی بحران‌های شناسایی شده مانند کووید-۱۹**
محمد اصولیان و علی کوشکی
- ۱۵۳ | ■ **نقش پیچیدگی اقتصادی در ردیابی بوم‌شناختی: بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) برای ایران**
علی مریدیان، ناصر یارمحمدیان، معصومه مطلبی و افسانه شادمهر

دکتر سجاد ابراهیمی

دکتر سیداحمد رضا جلالی نائینی

دکتر ناصر خیابانی

آقای شهبد صیقلانی

دکتر مهدی فدایی

دکتر علی متوسلی

برگردان چکیده ها به انگلیسی

علی رستمیان

ویراستار علمی و ادبی

سیدحسین چابک

طراح

سعید زراعتی

مقدمه

تعیین قیمت بهینه برای کالاها و خدماتی که تولید و مصرف آن‌ها در شرایط بازار رقابت کامل صورت نمی‌گیرد، از مباحث مهم علم اقتصاد است. یکی از زمینه‌های تعیین قیمت مناسب برای خدمات، اینترنت است که با توجه به روند افزایش بسیار سریع و چشمگیر استفاده از آن برای انجام فعالیت‌های تجاری و سرگرمی، به عنوان یکی از مهم‌ترین پدیده‌های اجتماعی چند دهه اخیر دارای اهمیتی مضاعف است. توسعه فناوری‌های فیبر نوری برای کاهش هزینه‌ها از یک‌سو، و مقبولیت عمومی و گسترده استفاده از پروتکل‌های اینترنتی به عنوان پلتفرم برتر در ارتباطات از سوی دیگر، به ایجاد یک شبکه همگرا منجر شده که می‌تواند خدمات ارتباطی متعددی ارائه کند و برنامه‌های فراوانی را پشتیبانی نماید. این خدمات ارتباطی، مسیر و سبک زندگی فردی و جمعی مردم را در حوزه‌های مختلف اقتصادی، سیاسی، و تجاری تحت تاثیر و گاه تغییر داده است. خدماتی مانند تماس‌های صوتی و تصویری، ارسال و دریافت عکس و متن به صورت برخط، و انواع بازی‌ها و سرگرمی‌های فردی و جمعی در زمان حقیقی (Zhang, 2011). ارائه این خدمات مستلزم دانش فنی و ایجاد زیرساخت‌هایی است که علاوه بر هزینه‌بر بودن، ظرفیت محدودی برای استفاده دارند. تامین‌کنندگان و ارائه‌دهندگان خدمات شبکه، برای جبران هزینه‌های فیزیکی و دانش فنی، و به منظور کنترل میزان استفاده کاربران در چارچوب محدودیت‌های ظرفیت فنی ایجادشده، خدمات را قیمتگذاری می‌کنند. این کار به تامین هزینه‌ها و سودآوری تامین‌کنندگان و بقای آن‌ها در بازار برای تداوم و بهبود کیفیت خدمات می‌انجامد، و از سوی دیگر به شکل‌دهی تقاضای کاربران و در نتیجه کنترل ازدحام و تراکم^۱ شبکه منجر می‌شود (Hande et al., 2010). این تنها کاربرد قیمتگذاری در شبکه‌های ارتباطی نیست، بلکه با شناخت بیش‌تر از ویژگی‌ها و خدمات شبکه می‌توان نقش‌های دیگری نیز برای قیمتگذاری این شبکه‌ها برشمرد. ویژگی‌هایی نظیر اثرات جانبی بزرگ شدن شبکه، به صفر میل کردن هزینه نهایی تولید خدمات، تسهیم آماری^۲، و امکان تعامل تقاضای کاربران برای استفاده از خدمات شبکه با تامین‌کنندگان این خدمات (Courcoubetis & Weber, 2003).

در نتیجه تحولات سریع در دنیای دیجیتال و با هدف بهبود و افزایش کارایی سیستم‌ها و شبکه‌های اطلاعاتی، ظهور فناوری‌های جدیدی شکل گرفته‌اند که تعیین قیمت منصفانه و بهینه آن‌ها چالش‌های فکری جدیدی را در حوزه اینترنت و اقتصاد دیجیتال موجب شده است. یکی از

1. Congestion
2. Multiplexing

فناوری‌های به‌نسبت جدید که به منظور کاهش هزینه‌های انتقال داده و نیز افزایش کارایی آن از اواسط دهه ۱۹۹۰ به دنیا معرفی شده، «نقاط تبادل ترافیک اینترنت» (IXP) است که به عنوان بخشی از زیرساخت ارتباطات اینترنتی کمک شایانی به افزایش کارایی و سرعت انتقال داده‌ها کرده است (Böttger et al., 2018). هدف اصلی این زیرساخت ارتباطی این است که شبکه‌ها به‌جای این که با واسطه و به صورت غیرمستقیم با یکدیگر به تبادل اطلاعات بپردازند، بتوانند به صورت مستقیم به هم متصل شوند تا هم از ایجاد هزینه‌های بیش‌تر جلوگیری کنند و هم با سرعت بیش‌تری به تبادل داده بپردازند (Böttger et al., 2018). تا اوایل سال ۲۰۲۱ حدود ۸۷۰ مرکز تبادل ترافیک اینترنت در سراسر جهان ایجاد شده است (www.peeringdb.com).

با وجود نوظهور بودن نقاط تبادل ترافیک اینترنت، به دلیل تاثیراتی که بر کاهش هزینه‌های ترانزیت و افزایش کارایی و سرعت انتقال داده‌ها داشته، در طی مدت کوتاهی رشد به‌نسبت قابل‌توجهی کرده است. تعداد این نقاط در جهان طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ از ۱۷۸ عدد با رشدی ۳۸۰ درصدی به ۸۷۰ عدد و تعداد مشترکان آن هم در طی این مدت از ۲۸۰۰ ASN به ۲۱۶۵۲ ASN افزایش یافته است (www.peeringdb.com). با تجاری شدن فعالیت نقاط تبادل ترافیک اینترنت، موضوع تامین هزینه‌های سرمایه‌ای و زیرساختی جای خود را به بیشینه‌سازی درآمد و سود از طریق تعیین قیمت خدمات داد (Muttitanon & Samanchuen, 2020).

الگوهای مختلفی برای تعیین قیمت خدمات اینترنت مورد استفاده قرار گرفته که می‌توان به الگوی قیمتگذاری ایستا با نرخ یکنواخت (Shakkottai et al., 2008)، قیمتگذاری بر مبنای میزان استفاده (Hande et al., 2010)، قیمتگذاری پویا مبتنی بر پیش‌فروش برای روز بعد (Ha et al., 2012)، قیمتگذاری پویای مبتنی بر حراج (MacKie-Mason & Varian, 1995) اشاره کرد. با این حال، تاکنون مدلی برای تعیین قیمت بهینه خدمات نقاط تبادل ترافیک اینترنت بر مبنای الگوهای بهینه‌یابی ریاضی ارائه نشده و قیمت خدمات این نقاط نه بر مبنای نظریه‌های اقتصادی، که عموماً بر اساس هزینه‌های حسابداری و بهای تمام‌شده خدمات و به صورت ایستا انجام گرفته است (Sen et al., 2013).

قیمت خدمات این مراکز در ایران توسط کمیسیون تنظیم مقررات ارتباطات و بدون مبنای دقیقی تعیین می‌شود. این کمیسیون در دو مقطع زمانی سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۹ تعرفه ایجاد و اتصال به نقاط تبادل ترافیک داده کشور را برای مشترکان این نقاط به شرح جدول (۱) تصویب کرده است.

جدول ۱: تعرفه ایجاد و اتصال به نقاط تبادل ترافیک داده کشور

سال ۱۳۹۹		سال ۱۳۹۳	
نوع پورت	تعرفه ماهانه اتصال به ازای هر پورت (ریال)	نوع پورت	تعرفه ماهانه اتصال به ازای هر پورت (ریال)
1Gbps	۲۰/۰۰۰/۰۰۰	۶/۰۰۰/۰۰۰	۱۰/۰۰۰/۰۰۰
10Gbps	۹۵/۰۰۰/۰۰۰	۲۸/۵۰۰/۰۰۰	۴۰/۰۰۰/۰۰۰
40Gbps	-	-	۱۲۰/۰۰۰/۰۰۰
100Gbps	-	-	۲۵۰/۰۰۰/۰۰۰

منبع: صورت جلسات شماره ۲۱۴ و ۳۱۰ کمیسیون تنظیم مقررات ارتباطات

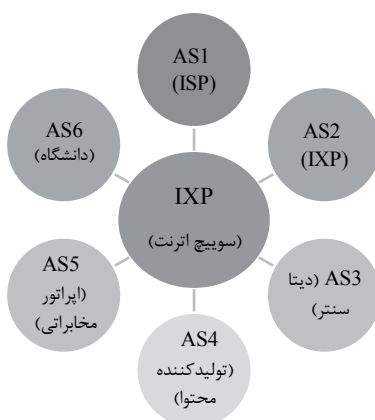
تعرفه‌های فوق به صورت یکنواخت و بدون تغییر نسبت به میزان تقاضا یا میزان مصرف مشترکان تعیین شده‌اند. آیا این تعرفه‌ها بر اساس نظریه‌های اقتصادی متضمن بیش‌ترین سود برای شرکت ارتباطات زیرساخت است؟ به نظر می‌رسد این تعرفه‌ها با توجه به ساختار مالکیت و نحوه اداره آن توسط نهاد بالادست، با هدف نفوذ در بازار و در چارچوب راهبرد تامین نیاز مشتریان به شکل یکنواخت و ثابت برای پورت‌های مورد درخواست انجام می‌شود. بنابراین، با توجه به خلأ موجود در تعیین قیمت بهینه خدمات IXP‌های کشور و نامشخص بودن تکنیک‌های محاسبه و تعیین آن، این پژوهش ضمن معرفی نقاط تبادل ترافیک اینترنت، و خدمات و اهمیت آن‌ها در فضای اقتصاد دیجیتال کشور، اولاً با اقتباس از رویکرد سجادی و همکاران^۱ (۲۰۱۱) چارچوبی برای تخمین کسب قیمتی تقاضا برای پورت‌های IXP ارائه می‌کند، ثانیاً با مدلسازی ریاضی الگوی تعیین قیمت خدمات IXP ایران، قیمت بهینه این خدمات را در شرایط فازی و ابهام در داده‌ها محاسبه و با قیمت‌های ابلاغی مقایسه می‌کند.

معرفی نقاط تبادل ترافیک اینترنت

نقاط تبادل ترافیک اینترنت یا IXP‌ها به‌طور ساده مکان‌های فیزیکی با تجهیزات خاصی نظیر انواع سویچ‌ها هستند که در آن‌جا شبکه‌های مختلف از سامانه‌های خودگردان^۲ (AS) مانند شبکه‌های

1. Sadjadi et al.
2. Autonomous System

تولیدکننده محتوای اینترنت، شبکه‌های مختلف مخابراتی، ارائه‌دهندگان خدمات اینترنتی، دانشگاه‌ها و مراکز داده^۱ با کابل‌های مسی یا فیبر نوری به یکدیگر متصل می‌شوند تا به وسیله سویچ‌ها و سایر امکانات شبکه‌ای و فنی موجود در IXP به تبادل ترافیک اینترنتی با یکدیگر بپردازند. در حقیقت، IXP سامانه‌های خودگردان را به‌جای این‌که با واسطه و غیرمستقیم به یکدیگر متصل شوند، از طریق «سویچ‌های اترنت^۲» به‌طور مستقیم به یکدیگر متصل می‌کند تا علاوه بر افزایش کارایی و سرعت انتقال داده‌ها، موجب کاهش هزینه‌های ذی‌نفعان شبکه اینترنت را هم فراهم سازد (شکل ۱).



شکل ۱: نمونه‌ای از اتصالات سامانه‌های خودگردان به IXP

منبع: اقتباس از زعیم کهن و همکاران (۱۳۹۸)

سویچ اترنت وظیفه ارسال، پردازش، و انتقال داده را بین دستگاه‌های موجود روی یک شبکه کامپیوتری متصل به یکدیگر بر عهده دارد. دو ویژگی اصلی سویچ‌های اترنت، تعداد پورت‌های (درگاه) آن و سرعت انتقال داده است. پورت امکانی است که برای رد و بدل کردن اطلاعات بین دو کامپیوتر استفاده می‌شود و به دو دسته پورت‌های فیزیکی مانند پورت‌های مودم (که امکان اتصال لپ‌تاپ یا گوشی همراه را به خط تلفن فراهم می‌کنند)، پورت شبکه، پورت کارت حافظه، و پورت USB، و پورت‌های مجازی تقسیم می‌شوند. از نظر سرعت

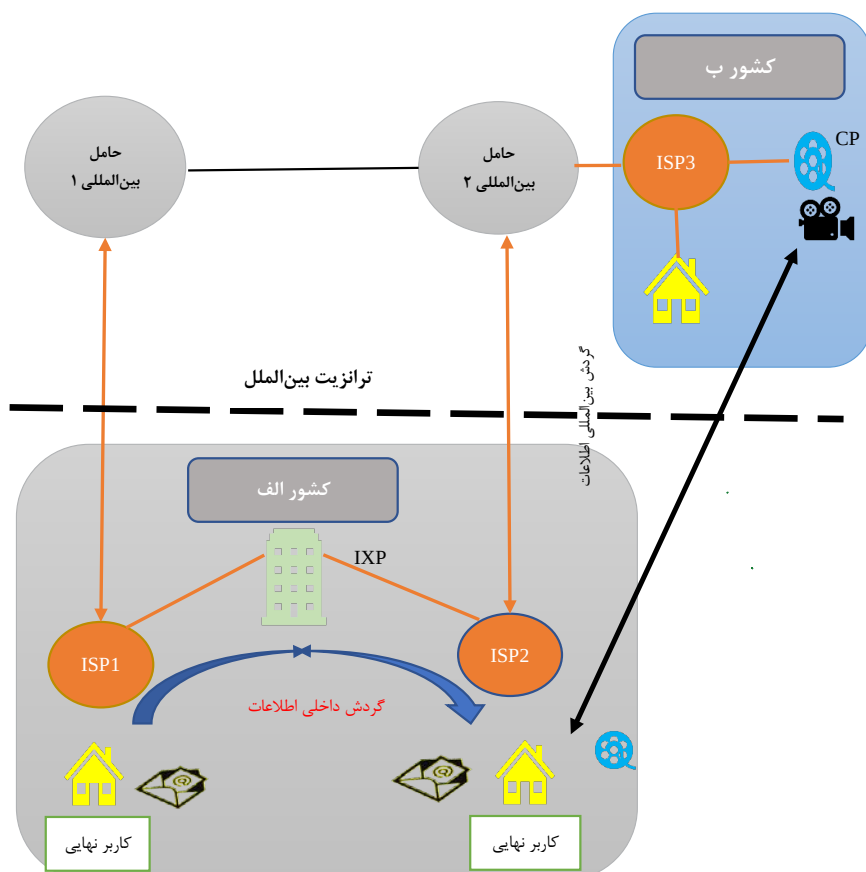
1. Data Centers
2. Ethernet Switches

می‌توان به سوییچ‌های اترنت سریع^۱ و گیگابیت اترنت اشاره کرد که امکان ارسال و دریافت داده را در اولی با سرعت ۱۰۰ مگابیت در ثانیه و در دومی با سرعت‌های ۱۰، ۱۰۰، و ۱۰۰۰ گیگابیت در ثانیه ممکن می‌سازد. برای درک بهتری از عملکرد «نقاط تبادل ترافیک اینترنت» لازم است به‌طور خلاصه به خاستگاه آن اشاره شود. شبکه جهانی اینترنت شبکه‌ای از سامانه‌های خودگردان یا خودکار (AS) است که در چارچوب قواعد و نظم خاصی که پروتکل اینترنت نامیده می‌شود، امکان ارتباط بین این سامانه‌ها و نقل و انتقال داده و اطلاعات و محتوا را فراهم می‌سازد. سامانه‌های خودگردان که مشتریان بالقوه نقاط تبادل ترافیک اینترنت هستند، شبکه بزرگ یا گروهی از شبکه‌ها مانند ارائه‌دهندگان خدمات اینترنتی (ISP)، خدمات ابری، ارائه‌دهندگان خدمات ارتباط صوتی و تصویری از راه دور، شبکه‌های توزیع محتوا (CDN)، ارائه‌دهندگان خدمات میزبانی (هاستینگ)، و موسسه‌های آموزشی و پژوهشی هستند که از خط‌مشی و سیاست مسیریابی واحدی تبعیت می‌کنند و تحت یک مدیریت واحد اداره می‌شوند. هر رایانه یا وسیله‌ای که به اینترنت متصل است، در واقع به یک AS متصل شده است. هر AS دارای یک شناسه انحصاری است که با ASN^۲ نشان داده می‌شود و برای شناسایی و تشخیص آن‌ها از دیگر AS‌ها استفاده می‌شود. خدمات‌دهنده‌های اینترنتی یا ISP‌ها سازمان‌هایی هستند که خدماتی نظیر دسترسی به اینترنت، ترانزیت اینترنت، ثبت نام دامنه، و میزبانی وب^۳ ارائه می‌کنند. خدمت دسترسی ارائه‌شده توسط ISP‌ها در سطوح داخلی و بین‌المللی و از طریق اتصالات به یکدیگر یا به مراکز واسطه انجام می‌شود که مستلزم پرداخت هزینه است. با بالا رفتن هزینه‌های اتصالات و ارائه خدمات، یا به عبارتی، بالا رفتن هزینه‌های اینترنت، کشورها به سمت راهکارهای جدید برای کاهش هزینه‌ها و در عین حال حفظ یا بهبود کیفیت ارائه خدمات رفته‌اند. اولین گام در این مسیر، محلی کردن ارتباطات و اتصالات از طریق ایجاد یک بستر ارتباطی با نام نقاط تبادل ترافیک اینترنت بوده که به کاهش هزینه‌های ناشی

۱. پورت‌های اترنت سریع (Fast Ethernet) از نرخ تبادل داده ۱۰۰ مگابیت در ثانیه پشتیبانی می‌کنند، یعنی در هر ثانیه توانایی تبادل ۱۰۰ مگابیت داده را دارند. این نوع پورت‌ها رایج‌ترین پورت‌های استفاده‌شده در شبکه‌های کامپیوتری با تعداد دستگاه‌های متصل کم هستند. همچنین، بیش‌تر پورت‌های شبکه کامپیوترها، سوییچ‌ها، مودم‌ها، و روترها از نوع اترنت سریع هستند. در مقابل، پورت‌های گیگابیت اترنت (Giga Ethernet) نسل بعدی پورت‌های شبکه هستند که از توانایی پشتیبانی نرخ تبادل داده ۱۰۰۰ مگابیت در ثانیه برخوردار هستند، یعنی می‌تواند در هر ثانیه ۱ گیگابیت داده را جابه‌جا کند. پورت‌های 10GE و 100GE به معنای این است که در هر ثانیه توانایی جابه‌جایی ۱۰ گیگابیت و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه را دارند.

2. AS Number
3. Web Hosting

از اتصال به شبکه‌های بین‌المللی انجامیده است (Muttitanon & Samanchuen, 2020). در شکل (۲)، گردش اطلاعات بین دو کاربر برای ارسال و دریافت ایمیل نشان داده شده است. اگر IXP نباشد، ISP1 ایمیل را از طریق ترانزیت بین‌المللی، ابتدا به حامل بین‌المللی ۱ ارسال می‌کند و این حامل، ایمیل را از طریق حامل بین‌المللی ۲ به ISP2 و نهایتاً کاربر ۲ انتقال می‌دهد. این ارسال و دریافت اطلاعات با واسطه بین‌المللی مستلزم پرداخت هزینه از سوی ISP‌های داخلی است. در صورتی که با استقرار IXP در داخل، تبادل اطلاعات بین دو کاربر با اتصال مستقیم این دو ISP از طریق IXP انجام می‌شود.



شکل ۲: گردش داخلی اطلاعات از طریق IXP

منبع: www.internetsociety.org

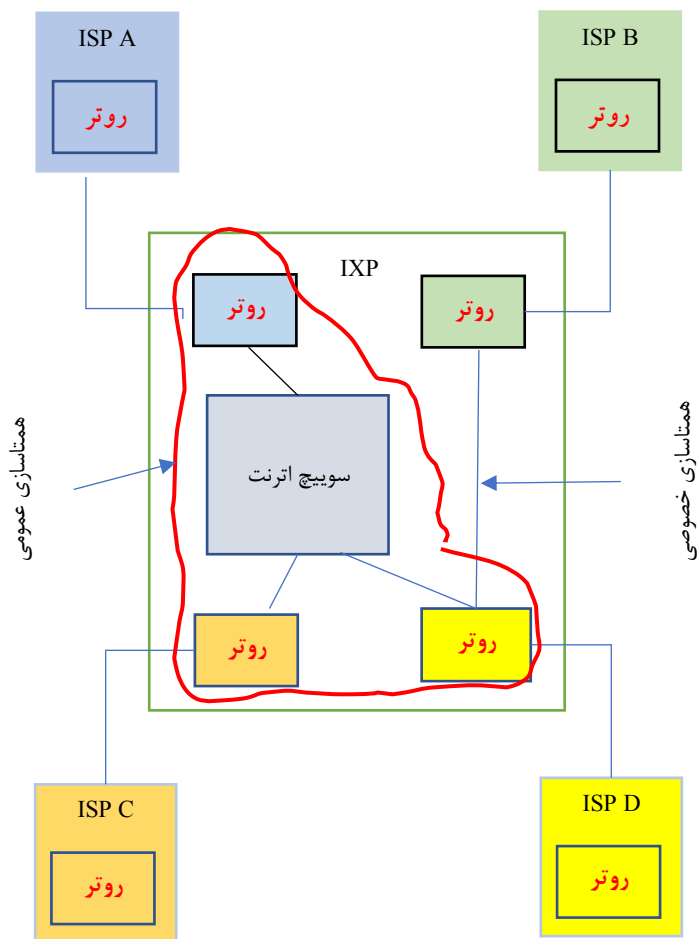
مهم‌ترین تجهیزات مورد نیاز برای راه‌اندازی IXP که بیش‌ترین بار هزینه‌ای را نیز دارد، مربوط به سویچ‌ها، کابل‌کشی و تجهیزات مسیریابی و انتقال است. هر یک از سویچ‌های مورد استفاده در نقاط تبادل ترافیک اینترنت دارای مشخصات خاصی هستند و بیش‌ترین بار هزینه‌ای را در بخش تجهیزات سرمایه‌ای به خود اختصاص می‌دهند. به‌طور معمول، برای راه‌اندازی یک نقطه تبادل ترافیک اینترنت مانند IXP مرکز انقلاب تهران و تجهیزات مشابه آن به رقمی در حدود ۴۰۰ هزار دلار برای خرید تجهیزات سرمایه‌ای نیاز است. علاوه بر هزینه‌های سرمایه‌ای، اداره این مراکز مستلزم هزینه‌های عملیاتی شامل دستمزد، اجاره محل، هزینه‌های انرژی، نگهداری شبکه، و به‌روزرسانی نرم‌افزارها، هزینه‌های اداری بازاریابی و فروش است (سپاسی و احمدی، ۱۳۹۹).

شرکت ارتباطات زیرساخت بر اساس مصوبه سال ۱۳۹۱ شورای عالی فضای مجازی مجموعاً ۱۰ مرکز تبادل ترافیک داده‌های اینترنت در شهرهای تهران، تبریز، شیراز، اصفهان، قم، مشهد، و اهواز با مجموع ۹۳۸ پورت در سرعت‌های مختلف و ظرفیت ۲۰۳۲۴ گیگابیت (۲۰ ترابیت در ثانیه) راه‌اندازی کرده است. در حال حاضر ۷۳ سامانه خودگردان AS با دسترسی به ۱۱۸ پورت متقاضی ظرفیت اسمی ۵۳۷۰ گیگابیت در ثانیه (ظرفیت واقعی مورد استفاده ۱۶۱۹ گیگابیت در ثانیه) از کل ظرفیت ایجادشده هستند (<https://tehran-ix.ir>). این مراکز به استناد سیاست‌های مصوب شورای عالی فضای مجازی، «مجاز به راه‌اندازی هیچ‌گونه خدمات محتوایی یا داده‌ای نظیر موتور جستجو، داده‌کاوی، پست الکترونیکی، و میزبانی که درآمد مشترکان را محدود کند نیستند» و صرفاً می‌توانند در ازای هزینه‌هایی که انجام می‌دهند، از مشترکان وجوهی اخذ کنند. اما چه خدماتی توسط این مراکز ارائه می‌شود؟ هدف مشتریان از اتصال به IXP ها، به‌اشتراک‌گذاری امکانات تبادل داده‌های اینترنتی خود با یکدیگر به صورت عمومی یا خصوصی^۱ (شکل ۳)، به‌اشتراک‌گذاری مکان (هم‌مکانی)^۲، و دسترسی

۱. Private and Public Peering: در توافقات هم‌تاسازی خصوصی، دو یا چند اپراتور شبکه با یکدیگر توافق می‌کنند که امکان دسترسی و تبادل ترافیک اینترنتی مشتریان یکدیگر را به صورت اختصاصی و بدون تحمیل هزینه فراهم سازند. توافقات هم‌تاسازی عمومی، از نظر فنی همانند توافق هم‌تاسازی خصوصی است، اما برخلاف هم‌تاسازی خصوصی که فقط AS های خاص به یکدیگر به صورت مستقیم متصل هستند، ارائه خدمات برای تمام مشتریان IXP به صورت یکسان فراهم است.

۲. هم‌مکانی یا Colocation عبارت است از در اختیار قرار دادن یک ساختمان یا یک محیط امن با امکاناتی نظیر سیستم‌های تامین برق و خنک‌کننده یا کابل‌کشی و اتصالات لازم برای اتصال سرورهای مشتریان به شبکه‌های اینترنت. ظرفیت‌های موجود در این فضاها برحسب تعداد یا مترای اتاق، قفسه یا کابینت اجاره داده می‌شود. در واقع، نوعی مرکز داده است که تجهیزات، فضا، و پهنای باند برای اجاره به مشتریان در دسترس است.

به مراکز ءاءه و شبكههاى ءءوىل مءءواسء^۱.



شكل ۳: نحوه اءصلاء و همءاسازى ءصوصى و عمومى ءر مراکز ءبءل ءر افىءك اىءءرنء

منبع: www.internetsociety.org

۱. شبكه ءءوىل/ ءوزىء مءءوا (Content Delivery Network/ Content Distribution Network) شبكههاى اسء با سرورهای بزرء ءر نءاء مءءلف ءءرافىاىى كه مءءواى ءىءىءالى به وبءاههاى مءءلف عرضه مى كنىء. برءى از اىن ءءن ها فقط برائى مصرف يك مءءموءه وبءاه ءوسعه پىءا كردهاىء مائءء شبكه ءءوىل مءءواى ءوءل.

در مقابل این هزینه‌ها، انتظار می‌رود که مشتریان برای دریافت خدمات با کیفیت بهتر ضمن تمایل پیدا کردن برای اتصال به این نقاط، بخشی از هزینه‌ها را نیز جبران کنند. تمایل مشتریان برای اتصال به نقاط تبادل ترافیک اینترنت، تقاضای آن‌ها را شکل می‌دهد و این تقاضا ارتباط مستقیم دارد با قیمت خدماتی که دریافت می‌کنند. **سپاسی و همکاران (۱۳۹۹)**، بر اساس نظرسنجی انجام‌داده از مشتریان IXP داخلی، مهم‌ترین عوامل موثر بر تقاضا برای اتصال به این نقاط را به ترتیب اهمیت فهرست کرده‌اند: ۱. تعرفه (قیمت) اتصال به پورت‌های موجود؛ ۲. امکان ارائه خدمات مختلف نظیر هم‌مکانی، سرورهای مسیریاب، هم‌تاسازی خصوصی و هم‌تاسازی عمومی؛ ۳. هزینه دسترسی به IXP؛ ۴. وجود پورت‌هایی با ظرفیت‌های متنوع (۱ و ۱۰ و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه)؛ ۵. حضور داشتن در چندین نقطه شهر به منظور دسترسی آسان‌تر مشتریان؛ و ۶. امکان ارائه خطوط انتقال برای مشتریان خارج از کشور. اگرچه به استناد مصوبه نشست مورخ ۱۳۹۱/۱۱/۲۸ کمیسیون عالی تنظیم مقررات فضای مجازی، «از تاریخ راه‌اندازی نقاط تبادل ترافیک داده در کشور... اتصال متقابل شبکه‌ها و تبادل ترافیک داده بین کلیه شرکت‌های ارائه‌دهنده خدمات داده و اینترنت در داخل کشور، جز از طریق شبکه شرکت ارتباطات زیرساخت یا از طریق اتصال به نقاط تبادل ترافیک داده تعریف‌شده در مصوبه مزبور ممنوع شده است»^۱، اما همچنان تعداد زیادی از ISP‌ها و تولیدکننده‌های محتوا و سایر ذی‌نفعان به دلایل عمدتاً هزینه‌ای و قیمت به این نقاط متصل نشده‌اند. با توجه به هزینه‌هایی که برای راه‌اندازی این مراکز شده، و همچنین با توجه به نقش مهمی که این مراکز در کنترل گردش داخلی اطلاعات و جلوگیری از انتقال آن‌ها به سرورها و مراکز داده‌ای خارج از کشور داشته است، تکمیل ظرفیت این مراکز و همچنین ترغیب ذی‌نفعان به اتصال به این نقاط اهمیت پیدا کرده و از این منظر تعیین قیمت مناسب خدمات این مراکز نیز نه تنها از بُعد خصوصی و خرد بلکه از جنبه عمومی و کلان هم دارای اهمیت بوده است.

مبانی نظری پژوهش

قیمتگذاری خدمات نقاط تبادل ترافیک اینترنت (IXP)

فرایند تعیین قیمت یک محصول یا خدمت در عمل شامل مراحل مختلفی از جمله تعیین هدف (مثلاً بیشینه کردن سود یا جلب رضایت مشتری یا کسب سهم بازار)، تخمین تقاضا، تخمین هزینه‌ها، بررسی محیط قیمتگذاری (وضعیت بازار محصول، وضعیت اقتصادی) انتخاب راهبرد قیمتگذاری

1. <https://cyber-law.ir>

(مبتنی بر پوشش هزینه، مبتنی بر تامین تقاضای بازار، مبتنی بر نیاز مشتریان، مبتنی بر کشش قیمتی، قیمتگذاری محصول جدید)، و انتخاب تکنیک قیمتگذاری (بر اساس هدف و راهبردهای تعیین شده) است. در علم اقتصاد، راهبردها و رویکردهای متعددی برای تعیین قیمت کالا و خدمات وجود دارد که از میان آنها می‌توان به راهبردهای قیمتگذاری معطوف به کمینه‌سازی هزینه، راهبردهای قیمتگذاری معطوف به بیشینه‌سازی سود، و راهبردهای قیمتگذاری مبتنی بر عرضه و تقاضا و ساختار بازار اشاره کرد. در راهبرد معطوف به هزینه، مهم‌ترین اجزای موثر بر خدمات اینترنتی قیمتی که بتواند تمام این عوامل را در بطن خود پوشش دهد، به عنوان قیمت خوب در نظر گرفته می‌شود (He et al., 2012).

در راهبرد بیشینه‌سازی سود، با توجه به ساختار بازار و محیط قیمتگذاری، پس از تخمین توابع هزینه و تقاضا و محاسبه کشش قیمتی، عرضه‌کننده به محاسبه قیمتی که متضمن بیش‌ترین سود برای او باشد، می‌پردازد (Sadjadi et al., 2011; Sato & Nakashima, 2020). در راهبرد مبتنی بر عرضه و تقاضا، قیمت خدمات متناسب با ساختار بازار و بر اساس الگوی عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. این روش‌ها که مبتنی بر مدلسازی ریاضی هستند، به دو روش عمده تقسیم می‌شوند: بهینه‌یابی سیستمی و بهینه‌یابی راهبردی. هدف در الگوهای بهینه‌یابی سیستمی، تعیین قیمتی است که به تعادل عرضه و تقاضای کل منابع یا بیش‌ترین درآمد منجر می‌شود. این کار با استفاده از مفهوم بیشینه‌سازی مطلوبیت شبکه^۱ انجام می‌شود و بر اساس این نظریه اقتصادی است که در نقطه تعادل بازار، مطلوبیت شبکه در مقدار بیشینه خود است (Kelly et al. 1998). در بهینه‌یابی راهبردی، قیمتگذاری در چارچوب نظریه بازی‌ها و بر اساس دو رویکرد مختلف بازی‌های غیرهمکارانه^۲ و بازی‌های همکارانه^۳ دنبال می‌شود (He et al., 2012). در این پژوهش در قالب راهبرد بهینه‌سازی سود، تعیین قیمت خدمات IXP مدلسازی می‌شود.

هر مرکز تبادل ترافیک اینترنت دارای تعداد محدودی پورت قابل‌واگذاری روی سویچ‌های خود است. اتصال مشترکان به سویچ‌های مرکز از طریق این پورت‌ها امکان هم‌تاسازی عمومی و خصوصی و سایر خدمات را برای آنها فراهم می‌سازد. هر پورت دارای سرعت و ظرفیت خاصی است که قیمت آن را از سایر پورت‌ها متمایز می‌کند. مشترکان متناسب با ظرفیت مورد نیاز خود و قیمت پورت‌ها به IXP متصل می‌شوند. اتصال مشترکان موجب درآمدزایی IXP‌ها می‌شود که مقدار آن اداره‌کنندگان

1. Network Utility Maximization (NUM)
2. Non-Cooperative Game
3. Cooperative

آن‌ها را به ادامه فعالیت‌های خود و نحوه توسعه این نقاط ترغیب یا دلسرد می‌کند. مرکز تبادل ترافیک اینترنت به دنبال بیشینه‌سازی سود حاصل از واگذاری این پورت‌ها به مشتریان است.

فرض کنید که در یک IXP تعداد محدودی سویچ دسترسی مجموعاً با N پورت در سرعت‌های مختلف وجود دارد که هر یک از آن‌ها با قیمت P_i به مشتریان عرضه می‌شود. به دلیل تفاوت در سرعت پورت‌های IXP تقاضای مشتریان برای هر پورت مستقل از پورت‌های دیگر است. تعداد خدماتی که در هر IXP عرضه می‌شود، با تقاضای کاربران رابطه مستقیم دارد، به‌طوری که هر چقدر تعداد خدمات یک IXP بیش‌تر باشد، تقاضا برای اتصال به آن IXP بیش‌تر می‌شود، زیرا می‌تواند با مشتریان بیش‌تری از طریق اتصال و هم‌تاسازی عمومی یا خصوصی، به تبادل اطلاعات بپردازد. بنابراین، تقاضا برای پورت i تابعی از قیمت همان پورت یعنی P_i ، و همچنین تعداد کل خدمات یعنی K است، یعنی: $Q_i = f(P_i, K); i = \{1, 2, \dots, N\}$.

انتظار می‌رود تقاضا برای این خدمات عادی باشد، یعنی با افزایش قیمت پورت تقاضا برای آن کاهش و با کاهش قیمت آن تقاضا افزایش یابد. فرض می‌کنیم که اطلاعات انحصارگر از مطلوبیت و تقاضای مشتریان کامل است.

تابع هدف: اگر در هر بردار قیمتی مانند $P = (P_1, P_2, \dots, P_N)$ ، مقدار تقاضا برای تمام پورت‌ها Q_i باشد، در این صورت درآمد کل برابر رابطه (۱) خواهد بود.

$$R = P'Q = \sum_{i=1}^N P_i Q_i \quad (1)$$

از طرف دیگر، مهم‌ترین بخش هزینه IXP مربوط به تجهیزات آن است که فرض شده است به‌طور مستقیم با تعداد پورت‌ها رابطه دارد، یعنی $C = C(N), C' > 0$. بر اساس این، تابع هدف (سود) IXP به شکل رابطه (۲) خواهد بود:

$$\pi = P'Q(P, K) - C(N) \quad (2)$$

هدف انحصارگر بیشینه‌سازی سود است. اما سود IXP باید نسبت به برخی قیود و محدودیت‌های فیزیکی و قانونی آن بیشینه شود. اولین قید مسئله مربوط به ظرفیت IXP است. کل تقاضا نمی‌تواند بیش‌تر از ظرفیت کل در این مراکز قابل تخصیص باشد. یعنی $Q_i(P, K) \leq N$. علاوه بر این، اداره‌کنندگان نقاط تبادل ترافیک اینترنت می‌خواهند قیمت بهینه در سطحی تعیین شود که دست‌کم بخشی از ظرفیت ایجادشده برای هر پورت مورد استفاده قرار گیرد. فرض کنید مدیران IXP بخواهند دست‌کم $0 < \delta \leq 100$ درصد از ظرفیت کل توسط مشترکان جذب شود، یعنی: $Q_i(P, K) \geq \delta N$. با تلفیق این دو قید خواهیم داشت: $\delta N \leq Q_i(P, K) \leq N$.

از سوی دیگر، قیمت بهینه باید به گونه‌ای تعیین شود که علاوه بر پوشش هزینه نهایی، از مقدار معینی از متوسط قیمت‌های IXP‌های مشابه $\bar{P}$ بیش‌تر نشود. یعنی: $\frac{\partial C}{\partial N} \leq P_i \leq (1 + \mu)\bar{P}_i; \forall i$. بنابراین، مسئله IXP حل برنامه (۳) است:

$$\text{Max } \pi = P'Q(P, K) - C(N) \quad (3)$$

s. t.

$$\delta N \leq Q(P, K) \leq N$$

$$\frac{\partial C}{\partial N} \leq P_i \leq (1 + \mu)\bar{P}_i; \forall i = 1, \dots, N$$

که با انجام چند محاسبه ساده می‌توان برنامه (۳) را به شکل مسئله برنامه‌ریزی (۴) تبدیل کرد:

$$\text{Min } -\pi = C(N) - P'Q(P, K) \quad (4)$$

s. t.

$$\delta N Q^{-1}(P, K) \leq 1$$

$$N^{-1} Q(P, K) \leq 1$$

$$\frac{\partial C}{\partial N} \cdot P^{-1} \leq 1$$

$$P_i [(1 + \mu)\bar{P}_i]^{-1} \leq 1; \forall i = 1, \dots, N$$

$$\delta, \mu, G > 0$$

برنامه (۴)، یک مسئله بهینه‌یابی ریاضی است و از روش‌های مختلفی می‌توان آن را حل کرد. اما با توجه به ماهیت عموماً غیرخطی توابع تقاضا در چنین مواردی و ساختار برنامه (۴)، عموماً روش برنامه‌ریزی هندسی که در مقایسه با روش‌های دیگر برنامه‌ریزی ریاضی، مانند برنامه‌ریزی غیرخطی، از کارایی بیش‌تری برخوردار است، بکار گرفته می‌شود (Rao, 2019).

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از منظر هدف کاربردی، از منظر گردآوری داده‌ها پیمایشی، و از منظر تکنیک مدلسازی در قالب یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی عمومی با ضرایب فازی است. تصریح تابع هدف این مسئله مستلزم تخمین ضرایب توابع تقاضا و هزینه است که در حالت ایده‌آل با استفاده از اطلاعات سری زمانی قابل‌حصول است. اما در این‌جا به دلیل فقدان اطلاعات سری زمانی ثبتي تغییرات قیمت و تقاضا برای اتصال به IXP‌های کشور، تخمین ضرایب مزبور با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به آخرین اطلاعات منتشرشده از قیمت پورت‌ها، تعداد مشترکان و خدمات ۲۰ نقطه تبادل ترافیک اینترنت دنیا از جمله ایران (به شرح جدول ۱پ) که در سال ۲۰۲۱ مبادرت به انتشار اطلاعات مالی

و اقتصادی خود می کنند، انجام شده است. بسیاری از IXP های دنیا به دلایلی از انتشار اطلاعات و جزییات مربوط به قیمت و خدمات خود به صورت باز و کامل خودداری می کنند. بنابراین، در پژوهش حاضر صرفاً نقاطی که اطلاعات مربوط به نوع خدمات، قیمت، و تعداد اعضای خود را منتشر کرده اند، از طریق مراجعه به سایت آن ها به صورت مستقل به عنوان نمونه انتخاب شده اند. از سوی دیگر، هزینه های ترانزیت بین المللی داده برای تمام ISP ها در سراسر دنیا تقریباً یکسان است. بنابراین، فرض شده است که واکنش اعضای IXP ها به تغییرات قیمت خدمات دریافتی، از جمله مشتریان ایرانی، مشابه است. این که تا چه حد خطای برآورد در کشش قیمتی تقاضا بر نتایج مدل و قیمت های بهینه اثر می گذارد، در بخش تحلیل حساسیت بررسی شده است. پس از جمع آوری اطلاعات تخمین ضرایب و پارامترهای توابع تقاضا و هزینه با استفاده از نرم افزار Eviews، ابتدا مسئله بیشینه سازی سود IXP های کشور با توجه به قیدهای مربوطه در قالب الگوی برنامه ریزی هندسی با ضرایب قطعی و ضرایب فازی فرموله می شود و مقادیر بهینه با استفاده از نرم افزار GPPLAB و CVX در محیط MATLAB محاسبه و با قیمت های فعلی ابلاغی مقایسه می شوند.

برنامه ریزی هندسی

برنامه ریزی هندسی در کنار روش های کلاسیک بهینه یابی مبتنی بر حسابان، حساب تغییرات و کنترل بهینه، برنامه ریزی غیرخطی، برنامه ریزی درجه دو، برنامه ریزی پویا، برنامه ریزی عدد صحیح، برنامه ریزی تفکیک پذیر، برنامه ریزی چندهدفه، برنامه ریزی تصادفی، روش های شبکه، و نظریه بازی یکی از زیرشاخه های برنامه ریزی ریاضی و از فنون بهینه یابی است که توسط زینر^۱ (۱۹۶۱) به عنوان روشی برای حل گروهی از معادلات غیرخطی مهندسی، که توابع آن ها مجموعی از توابع خطی - لگاریتمی مثبت بودند، معرفی شد و بعدها در توسط دافین و پیترسون^۲ (۱۹۶۶) با استفاده از نامساوی میانگین های حسابی - هندسی^۳ و مفهوم دوگان^۴ توسعه داده شد. روش دافین و پیترسون (۱۹۶۶) با کشف ماهیت خطی پنهان در مسائل برنامه ریزی هندسی از طریق دوگان آن ها همراه بود. این روش برای مواردی که با کمینه سازی توابعی به شکل چندجمله ای غیرخطی مثبت نسبت به قیودی از همان نوع مواجه هستیم، بکار می رود. تفاوت این روش با سایر روش های بهینه یابی این است که در

1. Zener
2. Duffin & Peterson
3. Inequality of Arithmetic-Geometric Means
4. Dual

این نوع مدلسازی، به جای متغیرهای تصمیم، بر اندازه و مقدار نسبی هر یک از جملات تابع هدف تاکید می‌شود. در برنامه‌ریزی هندسی به جای یافتن مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم، ابتدا مقدار بهینه تابع هدف محاسبه می‌شود، به‌ویژه این روش برای مواردی که یافتن مقدار هدف بیش‌تر از متغیرهای تصمیم اهمیت داشته باشد، مناسب است. دیگر مزیت این روش در تقلیل مسئله پیچیده بهینه‌یابی توابع غیرخطی به دستگاهی از معادلات جبری خطی است (Rao, 2020). می‌توان نمونه‌های فراوانی از مسائل غیرخطی را در اقتصاد (مثلاً بیشینه کردن سود یا درآمد که در آن توابع تولید یا فروش به صورت کاب داگلاس در نظر گرفته می‌شود) برشمرد که جواب‌های بهینه آن‌ها به روش برنامه‌ریزی هندسی به دست می‌آید. برنامه‌ریزی هندسی به صورت یک مسئله بهینه‌یابی نامقید یا مقید تعریف می‌شود. ضرایب و پارامترهای این نوع برنامه‌ریزی می‌توانند به صورت قطعی، فازی یا تصادفی در نظر گرفته شود. ما در این‌جا ابتدا به معرفی مدل برنامه‌ریزی هندسی با ضرایب قطعی می‌پردازیم و سپس الگوی فازی آن را مطرح می‌کنیم.

در مسائل بهینه‌یابی اغلب اوقات تابع هدف $f(X)$ را می‌توان به صورت مجموعی از N جزء مانند $U_j(X)$ تعریف کرد. اگر هر یک از این اجزا را به صورت توابع توانی مثل $U_j(X) = c_j x_1^{a_{1j}} \dots x_n^{a_{nj}}$ در نظر بگیریم که در آن همه c_j ها مثبت باشند، یک تابع چندجمله‌ای مثبت یا 1 posynomial خواهیم داشت. برنامه‌ریزی هندسی، کمینه کردن یک تابع چندجمله‌ای مثبت به شکل رابطه (۵) است.

$$\text{Min } y = f(X) = \sum_{j=1}^N c_j U_j(X) \quad , \quad X = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n]^T \quad (5)$$

نقطه بهینه را می‌توان با روش‌های کلاسیک بهینه‌یابی (مشتق مرتبه اول نسبت به X) به دست آورد.

$$\nabla f(X^*) = \left[\sum_{j=1}^N \frac{\partial U_j}{\partial x_1}, \dots, \sum_{j=1}^N \frac{\partial U_j}{\partial x_n} \right]^T = \left[\frac{1}{x_1} \sum_{j=1}^N a_{1j} c_j \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}}, \dots, \frac{1}{x_n} \sum_{j=1}^N a_{nj} c_j \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}} \right]^T = 0 \quad (6)$$

اگر تعداد جملات با تعداد متغیرهای تصمیم به اضافه یک برابر باشد، در آن صورت جواب یکتا برای متغیرها به دست می‌آید. چون در این حالت، یک دستگاه جبری غیرخطی به دست می‌آید که تضمینی برای همگرایی و یافتن پاسخ آن وجود ندارد، برای حل آن، دو طرف رابطه (۱) را با تقسیم بر $y = f(X)$ و تعریف وزن هر یک از اجزای تابع هدف برحسب نسبتی از مقدار کل تابع بازنویسی می‌کنند.

$$w_j = c_j \prod_{i=1}^n (x_i^{a_{ij}} / y) = \frac{U_j(X)}{y} \quad (7)$$

مجموع وزن‌های فوق برای تمام j ها برابر ۱ است که به‌طور ساده از تعریف تابع چندجمله‌ای مثبت نتیجه می‌شود.

$$\sum_{j=1}^n w_j = \sum_{j=1}^n \left[c_j \prod_{i=1}^n (x_i^{a_{ij}} / y) \right] = 1 \quad (8)$$

معادله (۸) را شرط تعامد^۱ گویند. با در نظر گرفتن شرط لازم برای حل مسئله و تعریف فوق می‌توانیم به شرط رابطه (۹) که آن را شرط نرمال بودن^۲ می‌نامند، برسیم.

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} w_j = 0, \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

با استفاده از شرط تعامد و تعریف وزن نسبی می‌توانیم تابع هدف را به صورت رابطه (۱۰) تعریف کنیم:

$$y = y^{\sum w_j} = \prod_{j=1}^n y^{w_j} = \prod_{j=1}^n \left(\frac{U_j(X)}{w_j} \right)^{w_j} = \prod_{j=1}^n \left(\frac{c_j}{w_j} \right)^{w_j} \prod_{j=1}^n \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij} w_j} \quad (10)$$

آخرین عبارت فوق که به صورت ضرب دوگانه ظاهر شده است را می‌توان به شکل ساده‌تری بازنویسی کرد:

$$\prod_{j=1}^n \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij} w_j} = \prod_{i=1}^n x_i^{\left(\sum_{j=1}^n a_{ij} w_j \right)}$$

در نتیجه، تابع هدف در نقطه بهینه عبارت خواهد بود از:

$$y^* = \prod_{j=1}^n \left(\frac{c_j}{w_j^*} \right)^{w_j^*} \prod_{i=1}^n x_i^{\left(\sum_{j=1}^n a_{ij} w_j^* \right)} = \prod_{j=1}^n \left(\frac{c_j}{w_j^*} \right)^{w_j^*} \quad (11)$$

با توجه به رابطه (۹) $\prod_{i=1}^n x_i^{\left(\sum_{j=1}^n a_{ij} w_j^* \right)}$ برابر ۱ است و در نتیجه مسئله (۷)، به یافتن مقادیر وزن‌های نسبی w_j تقلیل می‌یابد که آن‌ها را می‌توان با استفاده از شرط تعامد و نرمال بودن که خطی هستند، به‌دست آورد (Rao, 2019). از آنجایی که y^* و w_j^* معلوم هستند، می‌توانیم مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم را از رابطه (۷) به‌دست آوریم. $U_j^*(X) = w_j^* y^* = c_j \prod_{i=1}^n (x_i^*)^{a_{ij}}$ و با تقسیم بر c_j و لگاریتم‌گیری از دو طرف به یک دستگاه n معادله‌ای خطی نسبت به ضرایب می‌رسیم. یعنی:

$$\ln \left(\frac{w_j^* y^*}{c_j} \right) = a_{1j} \ln(x_1^*) + \dots + a_{nj} \ln(x_n^*)$$

اگر $\ln(x_i^*)$ را برابر λ_i فرض کنیم، مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم از رابطه $x_i^* = e^{\lambda_i}$ به‌دست می‌آید. در تعداد معادلات برابر $n+1$ و تعداد مجهولات N است. اگر این دو با هم برابر باشند، می‌توان

1. Orthogonality Condition
2. Normality

به جواب یکتا برای مسئله دست یافت. کمیت $N-n-1$ را در برنامه‌ریزی هندسی درجه سختی^۱ می‌نامند و با df نشان می‌دهند. در حالت‌های عمومی‌تر، ضرایب تابع هدف ممکن است دارای علامت منفی باشند. برای مثال، بیشینه کردن تابع سود مستلزم نسبت دادن ضرایب منفی به تابع هزینه است، بنابراین از حالت چندجمله‌ای مثبت خارج می‌شود. در این شرایط، با شکل عمومی‌تر مدل‌های برنامه‌ریزی هندسی مواجه هستیم که با عنوان برنامه‌ریزی هندسی تعمیم‌یافته یا برنامه‌ریزی هندسی عمومی از آن‌ها یاد می‌شود.

برنامه‌ریزی هندسی عمومی^۲

یک مدل برنامه‌ریزی هندسی مقید عمومی با m قید نامساوی در حالت کلی به صورت رابطه (۱۲) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Min}_x \quad & y = \sum_{j=1}^{N_0} \sigma_{oj} c_{oj} \prod_{i=1}^n x_i^{a_{oij}} \\ \text{s.t.} \quad & g_k(x) = \sum_{j=1}^{N_k} (\sigma_{kj} \beta_{kj} / \sigma_k) \prod_{i=1}^n x_i^{\gamma_{kij}} \leq 1, \quad k = 1, \dots, m, \\ & x_j > 0, \quad j = 1, \dots, N_k. \end{aligned} \quad (12)$$

که در آن m : تعداد قیود مسئله، n : تعداد متغیرهای تصمیم، N_0 : تعداد چندجمله‌ای‌های تابع هدف، N_k : تعداد چندجمله‌ای‌های توابع قید، $c_{oj} > 0$ و علامت $\sigma_{oj} = \pm 1$ $j = 1, 2, \dots, N_0$ ضرایب تابع هدف، $\beta_{kj} > 0$ ضرایب توابع قید، γ_{kij} و a_{oij} توان متغیرها و اعدادی حقیقی، و σ_{oj} و σ_k به توابع علامت^۳ اشاره دارند.

اگر توابع علامت مثبت و منفی باشند، مسئله فوق را برنامه‌ریزی هندسی signomial می‌نامند. اگر تمام ضرایب تابع علامت مثبت باشند، برنامه فوق به یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی چندجمله‌ای مثبت تقلیل می‌یابد. برای حل مسئله اولیه، استفاده از شرایط لازم کاروش-کان-تاکر^۴ ما را به سیستمی از معادلات غیرخطی می‌رساند که حل آن‌ها دشوار است. اما می‌توان با تبدیل مسئله اولیه به دوگان، برنامه را به مسئله‌ای با قیود خطی تبدیل کرد که حل آن ساده است.

$$\text{Max } d(w) = \prod_{j=1}^{N_k} \left(\frac{c_{oj}}{w_{oj}} \right)^{w_{oj} \sigma_{oj}} \prod_{j=1}^{N_k} \left(\frac{\beta_{kj}}{w_{kj}} \right)^{w_{kj} \sigma_{kj}} \prod_k^m \sum_j^{N_k} (w_{kj})^{\sum_j^{N_k} (w_{kj})} \quad (13)$$

1. Degree of Difficulty
2. General Geometric Programming
3. Signum Functions
4. Karush- Kuhn-Tucker

Subject to:

$$\sum_{j=1}^n \sigma_{ij} w_j = 1, \quad \forall i = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$\sum_{j=1}^n \sigma_{ij} a_{ij} w_j = 0, \quad \forall i = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$w_j > 0$$

اگر درجه سختی مسئله دوگان صفر باشد، شرایط تعامد و نرمال بودن، جواب یکتایی برای بردار بهینه w^* به دست می‌دهند که می‌توان بر اساس آن‌ها، جواب بهینه تابع هدف اولیه یعنی X^* را به دست آورد.

برنامه ریزی هندسی با پارامترهای فازی

در برنامه ریزی هندسی با پارامترهای فازی ضرایب تابع هدف و قیدها، به صورت اعداد فازی در نظر گرفته می‌شوند. در این پژوهش از اعداد فازی مثلثی به شکل $\tilde{x} = (x^l, x^m, x^u)$ استفاده می‌شود که x^m عدد وسط، میانگین دو عدد دیگر است. در این صورت مسئله (۳) را می‌توان به شکل رابطه (۱۴) بیان کرد (Ojha & Biswal, 2010; Islam & Mandal, 2019). مسئله اولیه برنامه ریزی هندسی با پارامترهای چندگانه زیر را در نظر بگیرید:

$$\text{Min} \quad \sum_{j=1}^{N_o} \tilde{c}_{oj} \prod_{i=1}^n x_i^{\tilde{a}_{ij}} \quad (14)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{N_i} \tilde{c}_{kj} \prod_{i=1}^n x_i^{\tilde{a}_{ij}} \leq 1; \quad x_j \geq 0 \quad ; k = 1, 2, \dots, m$$

که در آن ضرایب در تابع هدف و قیدها اعداد فازی مثلثی هستند. برای هر ترکیب سه تایی $(\tilde{c}_o, \tilde{c}_k, \tilde{a})$ تابع هدف متناظر با هر مقدار عبارت است از $\gamma(\tilde{c}_o, \tilde{c}_k, \tilde{a})$ در این صورت سه مقدار برای γ قابل تعریف است:

$$y^l = \text{Min}_x \sum_{j=1}^{N_o} c_{oj}^l \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^l} \quad \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{N_i} c_{kj}^l \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^l} \leq 1; \quad k = 1, 2, \dots, m$$

$$y^u = \text{Min}_x \sum_{j=1}^{N_o} c_{oj}^u \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^u} \quad \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{N_i} c_{kj}^u \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^u} \leq 1; \quad k = 1, 2, \dots, m$$

$$y^m = \text{Min}_x \sum_{j=1}^{N_o} c_{oj}^m \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^m} \quad \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^{N_i} c_{kj}^m \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^m} \leq 1; \quad k = 1, 2, \dots, m$$

میانگین حسابی این سه مقدار برابر است با برابر $\bar{y} = \frac{y^l + y^m + y^u}{3}$ می‌توان تابع هدف را به صورت

کمینه‌سازی کمیتی مانند δ در نظر گرفت که کوچک‌تر یا مساوی $\bar{y}$ باشد و سه مقدار متناظر تابع هدف نیز به صورت قید به مسئله اضافه شود، یعنی:

$$\begin{aligned}
 & \text{Min } \delta \\
 & \text{s.t.} \\
 & \frac{y^l + y^m + y^u}{3} \leq \delta \\
 & \sum_{j=1}^{N_o} c^l_{oj} \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^l} \leq y^l \\
 & \sum_{j=1}^{N_o} c^u_{oj} \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^u} \leq y^u \\
 & \sum_{j=1}^{N_o} c^m_{oj} \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^m} \leq y^m \\
 & \sum_{j=1}^{N_i} c^m_{kj} \prod_{i=1}^n x_i^{a_{ij}^m} \leq 1; k = 1, 2, \dots, m
 \end{aligned} \tag{۱۵}$$

برنامه (۱۵) با تبدیل چهار قید ابتدایی به حالت نامساوی (کوچک‌تر از ۱) به یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی استاندارد تبدیل می‌شود که با تبدیل دوگان آن می‌توان جواب بهینه را به‌دست آورد (Islam & Mandal, 2019).

مروری بر پژوهش‌های پیشین

در این بخش نگاهی به چند پژوهش که به الگوهای قیمتگذاری بهینه خدمات اینترنت یا مطالعاتی که مبتنی بر روش‌های حل برنامه‌ریزی هندسی هستند اشاره می‌شود.

اکونگیایاکو و همکاران^۱ (۲۰۱۴)، چارچوبی نظری بر مبنای نظریه بازی‌ها برای بررسی هم‌تاسازی یا انتقال ترافیک داده‌های اینترنت ارائه می‌کنند. الگوی آن‌ها به صورت بهینه‌سازی شبکه در قالب یک بازی غیرهمکارانه تنظیم شده است که در آن تصمیم سامانه‌های خودگردان AS برای ارتباط بین یکدیگر و انتقال ترافیک یک مسئله راهبردی توصیف می‌شود و مبتنی بر هزینه‌های اتصال متقابل با در نظر گرفتن دوگانگی «همتایی - انتقال» انجام می‌گیرد. **مزمودار و همکاران^۲ (۱۹۹۱)**، در چارچوب نظریه بازی‌ها، موضوعات انصاف را در قیمت خدمات شبکه‌های ارتباطی بررسی می‌کنند. آن‌ها مطرح می‌کنند که در بازی‌های غیرهمکارانه، افراد به صورت مستقل و بدون توجه به واکنش

1. Accongiagioco et al.
2. Mazumdar et al.

دیگران، راهبردهای خود را انتخاب می‌کنند که این مسئله اگرچه تعادل نش^۱ را به صورت محض یا مخلوط در پی دارد، اما می‌تواند به ناکارایی پارتو^۲ منجر شود. بنابراین از نظر آن‌ها، قیمتگذاری از طریق فرمول‌بندی مسئله در قالب یک بازی همکارانه ارجح است. در انتها نتیجه‌ای که می‌گیرند این است که راه‌حل چانه‌زنی نش، کاندیدای مناسبی برای دستیابی به یک نقطه عملیاتی منصفانه و بهینه است. **کیم و لی^۳ (۱۹۹۸)**، به تعیین همزمان قیمت و اندازه یک بنگاه دارای ظرفیت محدود با هدف بیشینه کردن سود بنگاه می‌پردازند. این دو از مدل برنامه‌ریزی هندسی مقید برای تعیین جواب بهینه استفاده می‌کنند. در مدل آن‌ها تقاضا به صورت تابعی نمایشی از قیمت و مخارج بازاریابی تعریف می‌شود و هزینه تولید نیز تابعی از تقاضاست. با استفاده از کاروش - کان - تاکر و تحلیل‌های حساسیت و حاشیه‌ای، آن‌ها نشان می‌دهند که برنامه‌های کاهش هزینه واحد تولید بنگاه نه تنها به کاهش هزینه‌های کل بنگاه منجر می‌شود، بلکه استفاده از ظرفیت بنگاه را نیز بهبود می‌بخشد و در نهایت موجب افزایش سود بنگاه می‌گردد. **چن^۴ (۲۰۰۰)**، با معرفی یک مدل بیشینه‌ساز سود از موجودی انبار در قالب مسئله برنامه‌ریزی هندسی، به تعیین مقدار بهینه قیمت خرید و فروش محصول در یک بنگاه واسطه‌ای می‌پردازد. در پژوهش **چن (۲۰۰۰)**، تابع سود از تفاضل درآمد و مجموع هزینه‌های ثابت، هزینه‌های خرید، و هزینه‌های نگهداری انبار به دست می‌آید. نرخ عرضه به صورت تابعی نمایشی از قیمت و مقدار، و تابع تقاضای معکوس نیز به شکل کاب داگلاس و تابعی از مجموع مقادیر واسطه فروش رفته در نظر گرفته می‌شود. با استفاده از تکنیک‌های برنامه‌ریزی هندسی و روش دوگان، قیمت‌های بهینه فروش و خرید محصول به دست آمده است. **یو و همکاران^۵ (۲۰۰۹)**، از یک مدل برنامه‌ریزی عدد صحیح مقید برای تخصیص پهنای باند اینترنت استفاده می‌کنند تا درآمد انتظاری ISPها بیشینه شود. در پژوهش آن‌ها منابع پهنای باند (مصارف پهنای باند) به چند طبقه و گروه تقسیم شده و برای هر طبقه یک قیمت در نظر گرفته شده است. همچنین، مجموع پهنای باند ثابت است. برای پیشگیری از ازدحام و کنترل پهنای باند تخصیصی، آن‌ها برای ISPها قید سقف فروش در یک افق محدود را در نظر گرفته‌اند. در این پژوهش یک مدل برنامه‌ریزی عدد صحیح مقید معرفی شده و با الگوریتم (بهینه‌سازی ازدحام ذرات^۶) مقادیر بهینه را محاسبه کرده‌اند.

1. Nash Equilibrium
2. Pareto Inefficiency
3. Kim & Lee
4. Chen
5. You *et al.*
6. Particle Swarm Optimization (PSO)

سجادی و همکاران (۲۰۱۱)، به تعیین قیمت بهینه خدمات ISP با استفاده از برنامه‌ریزی هندسی فازی می‌پردازند. آن‌ها ابتدا مدل ریاضی قیمتگذاری خدمات ADSL را در قالب یک الگوی برنامه‌ریزی هندسی با هدف بیشینه‌سازی درآمد ISP فرموله می‌کنند و سپس با تبدیل ضرایب و پارامترهای تابع تقاضا در مدل قطعی به اعداد فازی مثلثی، با داده‌های فرضی مدل را با کمک نرم‌افزار CVX حل می‌کنند و مقادیر بهینه را به‌دست می‌آورند. اگر^۱ (۱۹۸۰)، به بررسی برنامه‌ریزی هندسی با رویکرد کاربردی می‌پردازد. وی بر برنامه‌های چندجمله‌ای مثبت و چندجمله‌ای چندعلامتی متمرکز است. هدف پژوهش او، ارائه شناخت جامعی از نتایج اساسی برنامه‌ریزی هندسی به خواننده از طریق پرداختن به نمونه‌های کاربردی این نوع برنامه‌ریزی ریاضی است. رحمانیانی و همکاران^۲ (۲۰۱۲)، یک الگوی برنامه‌ریزی هندسی فازی برای تعیین قیمت بهینه ISP‌ها مورد استفاده قرار می‌دهند. در پژوهش آن‌ها تقاضا برای یک خدمت ISP به صورت تابعی نمایی از قیمت با اثر معکوس و مخارج بازاریابی با اثر مثبت در نظر گرفته می‌شود. پژوهشگران با در نظر گرفتن قیدهای بودجه‌ای بازاریابی و پهنای باند و نیز اعتمادپذیری، قیمت بهینه خدمات ISP را در قالب یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی فازی و با داده‌های فرضی تعیین می‌کنند. کمایی و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، به حل یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی چندجمله‌ای مثبت با ضرایب و پارامترهای فازی می‌پردازند. در پژوهش آن‌ها گروهی از مسائل برنامه‌ریزی هندسی که تمام پارامترها اعداد فازی هستند مورد بررسی قرار می‌گیرد. پس از تبدیل مسئله اولیه برنامه‌ریزی هندسی فازی به دوگان، مسئله را با استفاده از اصل گسترش لطفی‌زاده^۴ (۱۹۷۸)، به یک جفت مسئله برنامه‌ریزی ریاضی تبدیل می‌کنند و با استفاده از برش α در تابع هدف و برش τ در محدودیت‌های فرم دوگان برنامه‌ریزی هندسی، مقادیر بهینه را در سطح قابل‌قبولی از α و τ به‌دست می‌آورند.

جهانگرد (۱۳۸۶)، ضمن برشمردن اهمیت اطلاعات و شبکه جهانی اینترنت و ارائه تعاریفی از شبکه‌های ارتباطی، به موضوع قیمتگذاری در شبکه‌ها، انواع روش‌های نظری قیمتگذاری مانند قیمتگذاری با تعرفه‌های دوبخشی، قیمتگذاری رمزی، و قیمتگذاری تضمینی می‌پردازد. باقری و ناظم‌ان^۵ (۲۰۲۰)، در قالب یک الگوی بیشینه‌سازی سود نیروگاه‌های کشور، به بررسی عملکرد بازار عمده‌فروشی برق ایران از جنبه انحراف از معیار رقابت کامل و مقایسه قیمت‌ها می‌پردازند و نشان می‌دهند که قیمت

1. Ecker
2. Rahmaniani et al.
3. Kamaei et al.
4. Zadeh
5. Bagheri & Nazeman

برق نیروگاه‌های دولتی در ۶۵ درصد ساعات و نیروگاه‌های غیردولتی در ۸۵ درصد ساعات کم‌تر از ۱۰ درصد با هزینه نهایی انحراف دارند. به عبارتی، بازار برق ایران دارای انحراف اندکی از معیار رقابتی است.

تحلیل داده‌ها و حل مدل

مدل تعیین قیمت با ضرایب قطعی

در چارچوب مدل برنامه‌ریزی (۴)، ابتدا باید تابع هدف یعنی تابع تقاضا و تابع هزینه را تصریح کنیم و ضرایب آن را تخمین بزنیم.

تابع تقاضا: در IXP تقاضا برای هر پورت مستقل از تقاضای پورت‌های دیگر است، زیرا پورت‌ها دارای قابلیت و سرعت انتقال داده خاصی هستند. مشترکی که حجم فعالیت‌هایش برای هم‌تاسازی عمومی یا خصوصی با پورت 1G پوشش داده می‌شود، برای پورت 10G و بالاتر تقاضایی نخواهد داشت، چرا که فقط هزینه‌های بیش‌تری را باید پرداخت کند. بنابراین، فرض می‌کنیم که تابع تقاضا برای هر پورت به شکل $Q = f(P, K)$ خواهد بود که در آن P قیمت پورت مورد تقاضا، و K تعداد خدمات قابل ارائه فعلی IXP است. با فرض نرمال بودن تقاضا برای اتصال به IXP و استفاده از خدمات آن می‌توانیم تابع تقاضا را به صورت تابع (۱۶) در نظر بگیریم:

$$Q(P, K) = AP^{-\alpha} K^{\beta} \quad (16)$$

که در آن α کشش قیمتی تقاضا و β کشش تقاضا نسبت به تعداد خدمات موجود در IXP و ضرایبی مثبت هستند. A ثابت تقاضا و معرف سایر عوامل موثر بر تقاضاست. برای تعیین تابع سود، لازم است هزینه این نقاط را در نظر بگیریم.

تابع هزینه: بیش‌ترین بار هزینه‌ای IXP‌ها مربوط به خرید تجهیزات سوئیچ و تعداد پورت‌های آن است. به همین خاطر و برای سادگی محاسبات، هزینه را تابعی خطی از تعداد پورت‌ها در نظر می‌گیریم:

$$C(N) = cN ; c \geq 0 \quad (17)$$

که در آن C متوسط هزینه واحد هر پورت (و در این حالت خاص برابر هزینه نهایی پورت) و N تعداد کل پورت‌هاست.

مدل قطعی تعیین قیمت خدمات IXP: با توجه به توضیحاتی که در بخش مبانی نظری ارائه شد، با جایگذاری توابع تقاضا و هزینه فوق در برنامه (۳)، به الگوی (۱۸) برای تعیین قیمت بهینه خدمات IXP می‌رسیم:

$$\text{Max } \pi = AP^{1-\alpha}K^\beta - cN \quad (18)$$

Subject to

$$\delta N \leq AP^{-\alpha}K^\beta \leq N$$

$$c \leq P \leq (1 + \mu)\bar{P}$$

$$(\mu, \alpha, \beta, \delta) \in \mathbb{R}; (A, P, c, K, N, \bar{P}) \in \mathbb{R}^+$$

مدل (۱۸)، که در آن ضرایب تابع هدف منفی هم هستند، یک مدل از نوع برنامه‌ریزی هندسی signomial است و جواب بهینه آن محلی است. این جواب بهینه محلی با روش تکراری و حدس جواب اولیه قابل حصول است (Boyd et al., 2007). اما برای حل برنامه (۱۸) از طریق تبدیل آن به یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی posynomial که متضمن جواب بهینه جهانی است، ابتدا باید مدل را به شکل استاندارد (۸) تبدیل کنیم. چون تابع هدف از نوع سود است و سود منفی (زیان) مورد نظر عرضه‌کننده نیست، بنابراین متغیر مثبت ناصف‌ری مثل G را در نظر می‌گیریم و تابع هدف را به شکل $\pi \geq G$ به عنوان یک قید به مسئله تعریف می‌کنیم. تابع هدف در این حالت عبارت است از بیشینه کردن مقدار G .
لم ۱: فرض کنید $G = \{x/x \in \mathbb{R}^+ - \{0\}\}$. مسئله بیشینه‌یابی نامقید $\text{Max } f(x)$ با جواب شدنی x^* معادل مسئله بهینه‌یابی مقید (۱۹) است:

$$\text{Max } G \quad (19)$$

s. t.

$$f(x) \geq G$$

$$G > 0$$

با استفاده از لم ۱ و توجه به این نکته که بیشینه G با کمینه G^{-1} معادل است، مسئله (۱۸) با اندکی عملیات جبری به‌راحتی به مسئله نهایی برنامه‌ریزی هندسی (۲۰) با ضرایب قطعی تبدیل می‌شود. مسئله اخیر با استفاده از شرایط تعامد و نرمال بودن برنامه (۱۳) از طریق دوگان حل می‌شود:

$$\text{Min } G^{-1} \quad (20)$$

S.t:

$$GA^{-1}P^{\alpha-1}K^{-\beta} + cNA^{-1}P^{\alpha-1}K^{-\beta} \leq 1$$

$$N^{-1}AP^{-\alpha}K^\beta \leq 1$$

$$\delta NA^{-1}P^\alpha N^{-\beta} \leq 1$$

$$[(1 + \mu)\bar{P}]^{-1}P \leq 1$$

$$cP^{-1} \leq 1$$

$$(\mu, \alpha, \beta, \delta) \in \mathbb{R}; (A, P, c, K, N, \bar{P}, G, FC) \in \mathbb{R}^+$$

مدل تعیین قیمت بهینه فازی

برای لحاظ کردن نااطمینانی و خطای اندازه‌گیری، در این بخش پارامتر A و کشش‌های تابع تقاضای خدمات IXP و همچنین هزینه واحد و مقدار تابع هدف G را اعداد مثلثی فازی در نظر می‌گیریم و مدل قیمتگذاری را با ضرایب قطعی (۱۸) به صورت رابطه (۲۱) فازی می‌کنیم. فرض کنید هر یک از ضرایب و پارامترهای مسئله به صورت $\tilde{x} = (x^l, x^m, x^u)$ در نظر گرفته شود که در آن x^m محتمل‌ترین عدد و متوسط دو مقدار x^l و x^u باشند. با این فرض می‌توانیم مدل قیمتگذاری فازی را به شکل رابطه (۲۱) تعریف کنیم:

$$(G^l, G^m, G^u) \text{ Max } \tilde{G} = \quad (21)$$

St:

$$\begin{aligned} \tilde{A}P^{1-\alpha}K^{\tilde{\beta}} - \tilde{c}N &\geq \tilde{G} \\ N^{-1}\tilde{A}P^{-\alpha}K^{\tilde{\beta}} &\leq 1 \\ \delta N\tilde{A}^{-1}P^{\alpha}N^{-\tilde{\beta}} &\leq 1 \\ \tilde{c}P^{-1} &\leq 1 \\ [(1+\mu)\tilde{P}]^{-1}P &\leq 1 \\ (\mu, \alpha, \beta, \delta) \in \mathbb{R}; (c^m, A^m, G^m, P, K, N, \bar{P}, FC) &\in \mathbb{R}^+ \end{aligned}$$

میانگین حسابی ساده $\tilde{G}$ مقداری برابر $\frac{G^l+G^m+G^u}{3}$ خواهد بود. از نامساوی میانگین‌های حسابی - هندسی^۱ در مورد رابطه میانگین حسابی و هندسی می‌دانیم که میانگین حسابی حداقل برابر میانگین هندسی است. یعنی:

$$\frac{G^l+G^m+G^u}{3} \geq (G^l \cdot G^m \cdot G^u)^{1/3}$$

با استفاده از لم ۱ با تعریف متغیر مثبتی مانند G_0 می‌توان فرم فازی مسئله را به شکل رابطه (۲۲) بیان کرد:

$$\begin{aligned} G_0 &\equiv \text{Min } G_0^{-1} \text{ Max} \\ \text{St:} \\ \sqrt[3]{G^l \cdot G^m \cdot G^u} &\geq G_0 \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} G^l A^{l-1} P^{\alpha^u-1} K^{-\beta^l} + c^l N G^l A^{l-1} P^{\alpha^u-1} K^{-\beta^l} &\leq 1 \\ G^m A^{m-1} P^{\alpha^m-1} K^{-\beta^m} + c^m N G^m A^{m-1} P^{\alpha^m-1} K^{-\beta^m} &\leq 1 \\ G^u A^{u-1} P^{\alpha^l-1} K^{-\beta^u} + c^u N G^u A^{u-1} P^{\alpha^l-1} K^{-\beta^u} &\leq 1 \\ N^{-1} A^l P^{-\alpha^u} K^{\beta^l} &\leq 1 \\ \delta N A^{l-1} P^{\alpha^u} K^{-\beta^l} &\leq 1 \\ [(1+\mu)\tilde{P}]^{-1} P &\leq 1 \\ c^l P^{-1} &\leq 1 \\ (\mu, \alpha, \beta, \delta) \in \mathbb{R}; (c^m, A^m, G^m, P, K, N, \bar{P}, FC) &\in \mathbb{R}^+ \end{aligned}$$

نامساوی اولین محدودیت مسئله با تقسیم دوطرف بر $\sqrt[3]{G^l \cdot G^m \cdot G^u}$ به شکل $1 \leq$ در خواهد آمد و آن را به یک مسئله برنامه‌ریزی هندسی استاندارد با ضرایب قطعی تبدیل می‌کند که با روش‌های حل مسائل برنامه‌ریزی هندسی می‌توان مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم را به دست آورد (Kamaei et al., 2019; Rahmaniyan et al., 2012; Islam & Mandal, 2019).

تخمین ضرایب و حل مدل

برای تعیین قیمت بهینه خدمات IXP ایران در چارچوب مدل‌های برنامه‌ریزی (۲۰) و (۲۲) نیاز به تخمین کشش‌های قیمتی تقاضا و هزینه نهایی IXP داریم. برای تخمین آن‌ها ابتدا توابع تقاضا و هزینه را در چارچوب روابط (۱۶) و (۱۷) تخمین می‌زنیم.

تخمین ضرایب تابع تقاضا: اطلاعات و داده‌های مربوط به فعالیت این مراکز با توجه به نوپا بودن و ناشناخته بودن آن‌ها برای بسیاری از ISPها و CDNها و شرکت‌ها و شبکه‌های تولید محتوای داخلی کشور، به صورت ثبت‌شده و سری زمانی در دسترس نیستند. صرفاً اطلاعات لحظه‌ای منتشر می‌شود. از سوی دیگر، قیمت پورت‌ها نیز فقط در دو مقطع زمانی ۱۳۹۳ و ۱۳۹۹ تعیین شده و تغییر کرده است که حتی در صورت وجود اطلاعات مربوط به تعداد مشتریان در سال ۱۳۹۳، داده‌های این دو سال نمی‌تواند مبنای تخمین دقیقی از ضرایب تقاضا باشد. بنابراین، برای تخمین ضرایب تابع تقاضای خدمات IXP در ایران و رسیدن به تخمین قابل‌قبولی از کشش قیمتی تقاضا، از آخرین داده‌های منتشرشده توسط IXPهای بین‌المللی با ساختار ارائه خدمات مشابه با ایران که اقدام به انتشار اطلاعات خود می‌کنند، استفاده شده است.^۱ تابع تقاضای خطی شده (۱۶) به شکل $\ln(AS_i) = c + \alpha \ln(P_i) + \beta K_i$ برای هر پورت تعریف شده است که در آن AS_i تعداد سامانه‌های خودگردان متصل به نقطه تبادل ترافیک i -ام، P_i متوسط قیمت ماهانه پورت به میلیون ریال، و K_i تعداد خدمات i IXP است. با توجه به این که در مدل‌های تقاضا، قیمت به طور معمول درون‌زاست، آزمون درون‌زایی با استفاده از اختلاف آماره J در دو حالت مقید و نامقید انجام شده است. مقدار آماره J برابر $16/9$ به دست آمده است. بنابراین، فرض برون‌زا بودن متغیر قیمت نمی‌تواند در سطح معناداری قبول شود. برای رفع مشکل درون‌زایی قیمت و مقدار تقاضا، ضرایب با معرفی متغیرهای ابزاری به روش 2SLS تخمین زده شده‌اند. متغیر لگاریتم n (مجموع تمام پورت‌های IXP) به عنوان

۱. داده‌های هر IXP به صورت مستقیم از سایت آن‌ها اخذ شده است. سایت‌های www.linx.net و www.ams-ix.net/ams دو نمونه از IXPهایی‌اند که به صورت برخط اقدام به انتشار قیمت خدمات خود می‌کنند.

متغیرهای ابزاری استفاده شده است. برای این که متغیر ابزاری مناسبی انتخاب شود، باید دو شرط برقرار باشد: ۱. متغیر ابزاری با متغیر درون‌زا مرتبط و دارای همبستگی باشد، و ۲. متغیر ابزاری با جملات اختلال همبستگی نداشته باشد. این دو شرط بر اساس مقادیر همبستگی و آماره t مربوط به معناداری آن‌ها در ادامه بررسی شده‌اند که بر اساس آماره t هر دو شرط قابل پذیرش هستند.

$$\text{Corr}(\ln(p), \ln(N)) = -0.3525 \text{ و آماره } t \text{ برابر } 1/5986 -$$

$\text{Corr}(\ln(N), e) = -1.2 \times 10^{-15}$ و آماره t برابر -5.1×10^{-15} که در آن e به عنوان تقریب جملات اختلال و پسماند حاصل از برآورد مدل است. اکنون تابع تقاضا به تفکیک هر پورت با داده‌های مربوط به قیمت و تعداد AS‌های متصل به هر یک بر اساس آخرین اطلاعات مندرج در سایت‌های ۲۰ مرکز تبادل ترافیک داده‌های اینترنتی دنیا در سال ۲۰۲۱ تخمین زده می‌شوند.^۱

جدول ۲: برآورد ضرایب تابع تقاضا برای پورت 1GE

متغیر	ضریب برآوردشده	انحراف معیار	آماره t	p-value
ثابت	۴/۹۸۱۸	۲/۰۴۰۱	۲/۴۴۱۸	۰/۰۲۸۵
Log(P)	-۰/۸۸۶۵۲	۰/۴۴۱۷	-۱/۹۵۸۴	۰/۰۷۰۴
Log(K)	۱/۶۱۲۲	۱/۲۹۶۹	۱/۲۴۳۱	۰/۲۳۴۲
R2	۰/۱۸۷۷			
BPG test: $n \times R2$	۵/۲۰۸۴	p-value	۰/۰۷۰۴	

جدول ۳: برآورد ضرایب تابع تقاضا برای پورت 10GE

متغیر	ضریب برآوردشده	انحراف معیار	آماره t	p-value
ثابت	۹/۵۰۳۲	۳/۰۱۱۶	۳/۱۵۵۵	۰/۰۰۷۰
Log(P)	-۱/۶۱۲۵	۰/۴۴۱۷	-۱/۹۵۸۴	۰/۰۰۷۳
Log(K)	۲/۹۸۰۳	۱/۰۵۸۲	۱/۸۱۶۳	۰/۰۱۳۷
R2	۰/۴۳۶۸			
BPG test: $n \times R2$	۳/۸۱۷۶	p-value	۰/۱۴۸۳	

۱. این اطلاعات به صورت جداگانه و از طریق سایت نقاط تبادل ترافیک اینترنت جمع‌آوری شده است (جدول ۱پ).

جدول ۴: برآورد ضرایب تابع تقاضا برای پورت 100GE

متغیر	ضریب برآوردشده	انحراف معیار	آماره t	p-value
ثابت	۶/۳۷۴۵	۴/۰۷۳۵	۲/۶۹۰۵	۰/۱۳۹۹
Log(P)	-۱/۰۲۹۸	۰/۸۷۴۲	-۱/۸۸۸۷	۰/۰۷۹۸
Log(K)	۲/۳۵۲۲	۰/۵۴۵۲	۱/۵۶۴۸	۰/۰۱۷۶
R2	۰/۲۱۵۳			
BPG test: n*R2	۲/۴۴۵۹	p-value	۰/۲۹۴۴	

علاوه بر آزمون ناهمسانی واریانس که به روش بروش-پاگان-گادفری^۱ انجام شده و نتایج آن در جداول (۲)، (۳)، و (۴) آمده است، آزمون‌های نرمال بودن، و خودهمبستگی سریالی در جملات پسماند نیز برای تمام مدل‌های فوق انجام شد که نتایج آن حاکی از قابل‌اعتماد بودن ضرایب برآوردشده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، کشش قیمتی تقاضا برای پورت‌های ۱ و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه در سطح ۹۲ درصد و برای پورت ۱۰ گیگا در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. علاوه بر این، علامت آن‌ها مطابق انتظار است.

تخمین هزینه واحد پورت: مرکز تبادل ترافیک انقلاب تهران^۲ در حال حاضر پرکارترین IXP کشور از نظر تعداد مشترکان، حجم تبادل داده، و سطح تجهیزات نسبت به سایر IXP‌های داخلی است (<https://tehran-ix.ir>). این مرکز با مجموع ۴۸۰ پورت شامل ۲۴۰ پورت 1G، ۱۴۴ پورت 10G، ۳۲ پورت 40G، و ۶۴ پورت 100G در مجتمع انقلاب وزارت ارتباطات قرار دارد. هزینه‌های عملیاتی و متغیر این مرکز در سال ۱۳۹۹ معادل ۴۲۸۱۰ میلیون ریال برآورد شده است.^۳ بنابراین، متوسط هزینه هر پورت بدون توجه به سرعت آن‌ها برابر ۸۹/۱۸ میلیون ریال خواهد شد. برای محاسبه هزینه نهایی پورت 1G و 10G و 100G ابتدا وزن هر یک از آن‌ها را در کل پورت‌های موجود در مرکز محاسبه، سپس در متوسط هزینه هر پورت ضرب می‌کنیم. به این ترتیب، هزینه نهایی پورت 1G برابر ۱۳/۸۹، پورت 10G برابر ۲۳/۱۶، و پورت 100G برابر ۵۲/۱۲ میلیون ریال به‌دست آمده است.

1. Breusch-Pagan-Godfrey

2. <https://tehran-ix.ir>

۳. هزینه‌های خرید و نصب و راه‌اندازی تجهیزات به عنوان هزینه‌های ثابت و سرمایه‌ای و همچنین، هزینه استهلاک در محاسبه هزینه نهایی پورت لحاظ نشده است. نرخ ارز در این پژوهش در مقطع محاسبات برای خریدهای سرمایه‌ای، معادل نرخ ارز در سامانه نیما در نظر گرفته شده است.

متوسط قیمت جهانی واگذاری پورت‌های IXP: متوسط قیمت جهانی پورت‌های IXP ۲۰ دنیا (شامل IXP‌های ایران) برای مشتریان در سال ۲۰۲۱ برای پورت 1G برابر ۲۶۰/۰۲ یورو معادل ۱۳/۰۷۴ میلیون ریال، برای پورت 10G برابر ۹۷۱/۴۷ یورو معادل ۴۸/۸۹ میلیون ریال، و برای پورت 100G برابر ۴۶۲۵/۷۶ یورو معادل ۲۳۲/۸ میلیون ریال است (جدول ۵).

جواب مدل با ضرایب قطعی

با توجه به نتایج تخمین سه مدل تقاضای خدمات IXP و اطلاعات مربوط به هزینه و قیمت متوسط هر پورت، می‌توانیم پارامترها و ضرایب مدل برنامه‌ریزی هندسی تعیین قیمت بهینه را به صورت جدول (۵) خلاصه کنیم:

جدول ۵: ضرایب و پارامترهای تخمینی برای الگوی برنامه‌ریزی هندسی قطعی

نوع پورت	α	β	A	N	μ	C
1GE	۰/۸۶۵۲	۱/۶۱۲۲	۱۴۵/۶۲	۳۵۳	۱۳/۰۷	۰/۱
10GE	۱/۶۱۲۵	۲/۹۸۰۳	۱۳۳۵۹/۷	۱۶۵	۴۸/۸۹	۰/۱
100GE	۱/۰۲۹۸	۲/۳۵۲۲	۵۸۶/۶۹	۶۴	۲۳۲/۸	۰/۱

با در نظر گرفتن ضرایب فوق و جایگذاری در مدل (۱۸)، قیمت بهینه خدمات IXP در حالت قطعی با استفاده از نرم‌افزار CVX در محیط MATLAB به شرح جدول (۶) به‌دست آمده است.

جدول ۶: قیمت‌های بهینه برای پورت‌های IXP در ایران با الگوی برنامه‌ریزی هندسی قطعی (ارقام به میلیون ریال/ ماه)

نوع پورت	قیمت فعلی	قیمت بهینه	بیشینه سود
1GE	۱۰	۱۴/۳۷	۴۵۹/۹
10GE	۴۰	۵۳/۷۷	۵۰۵۲/۱
100GE	۲۵۰	۲۵۶	۱۳۰۵۳

قیمت بهینه برای پورت‌های ۱، ۱۰، و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه به‌ترتیب برابر ۱۴/۳۷ میلیون، ۵۳/۷ میلیون، و ۲۵۶ میلیون ریال به‌دست آمده است که به‌ترتیب ۴۳ درصد، ۳۴ درصد، و ۲ درصد بیش از قیمت فعلی تعیین‌شده برای این پورت‌هاست. مقدار بهینه تابع هدف در این قیمت برای پورت 1G برابر ۴۵۹/۹

میلیون، برای پورت 10G برابر ۵۰۵۲ میلیون، و برای پورت 100G برابر ۱۳۰۵۳ میلیون ریال است. مجموع بیشینه سود برای IXP برابر ۱۹۱۳۹/۷ میلیون ریال در ماه برآورد شده که از جمع سودهای IXP در هر پورت به دست آمده است. با توجه به کشش‌های قیمتی تقاضای به دست آمده، می‌توانیم اثر افزایش یا کاهش قیمت را بر مقدار تقاضا ارزیابی کنیم. برای پورت‌های ۱ گیگابیت، هر یک درصد افزایش در قیمت، با فرض ثابت بودن تعداد خدمات، حدود ۰/۸۶ درصد تقاضا را برای این پورت‌ها کاهش می‌دهد. بنابراین، افزایش قیمت این نوع پورت‌ها به سطح بهینه موجب کاهش ۳۷ درصدی تقاضا برای آن‌ها می‌شود. همچنین، اثر افزایش قیمت پورت‌های ۱۰ گیگابیت و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه از وضعیت فعلی به سطح بهینه به ترتیب موجب کاهش تقاضا برای این پورت‌ها به مقدار ۵۴/۸ درصد و ۲ درصد می‌شود. با توجه به این که تقاضا برای پورت‌های ۱۰ و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه کشش‌پذیر هستند، با افزایش قیمت آن‌ها، درآمد افزایش خواهد یافت. اما افزایش قیمت پورت‌های ۱ گیگابیت موجب کاهش درآمد خواهد شد.

جواب مدل با ضرایب فازی

برای یافتن پاسخ‌های بهینه در الگوی برنامه‌ریزی هندسی فازی (۲۲)، بر اساس ضرایب تخمین زده شده در **جدول (۷)** کران‌های بالا و پایین هر ضریب را به دست می‌آوریم.

جدول ۷: کران‌های بالا و پایین ضرایب مورد استفاده در مدل Fuzzy GP برای پورت‌های مختلف

نوع پورت	کران بالا (x^u)	نقطه مرکزی (x^m)	کران پایین (x^l)
α	1GE	۰/۸۶۵۲	۰/۶۴۸۹
	10GE	۱/۶۱۲۵	۱/۲۰۹۳
	100GE	۱/۰۲۹۸	۰/۷۷۲۳
β	1GE	۱/۶۱۲۲	۱/۲۰۹۱
	10GE	۲/۹۸۰۳	۲/۲۳۵۲
	100GE	۲/۳۵۲۲	۱/۷۶۴۱
A	1GE	۱۴۵/۶۲	۱۰۹/۲
	10GE	۱۳۳۵۹/۷	۱۰۰۱۹/۷
	100GE	۵۸۶/۶۹	۴۴۰/۰۱
C	1GE	۱۳/۸۹	۱/۳۹
	10GE	۲۳/۱۶	۲/۳۱
	100GE	۵۲/۱۲	۵/۲۱

مدل را با داده‌های فوق و با استفاده از نرم‌افزار^۱ GPPLAB حل کرده‌ایم که نتایج آن به صورت جدول (۸) به‌دست آمده است.

جدول ۸: قیمت‌های بهینه برای پورت‌های IXP در ایران با الگوی برنامه‌ریزی هندسی فازی (ارقام به میلیون ریال / ماه)

نوع پورت	قیمت فعلی	قیمت بهینه	بیشینه سود
1GE	۱۰	۱۱/۰۳	۲۷۱۴/۴
10GE	۴۰	۳۹/۳	۴۲۴۶/۲
100GE	۲۵۰	۲۱۳/۶	۱۲۱۶۴

همان‌طور که در جدول (۸) نشان داده شده است، با بکارگیری و استفاده از ضرایب با پارامترهای فازی به شرح جدول (۷)، مدل برای تمام پورت‌ها دارای جواب شدنی بهینه است. متوسط قیمت جهانی پورت‌های ۱ گیگابیت، ۱۰ گیگابیت، و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه به‌ترتیب برابر ۱۳/۰۷ میلیون ریال، ۴۸/۸۹ میلیون ریال، و ۲۳۲/۸ میلیون ریال است. به این ترتیب، جواب بهینه برای تمام پورت‌ها از متوسط قیمت جهانی کم‌تر اما نسبت به قیمت‌های فعلی در کشور متفاوت است. قیمت بهینه برای پورت‌های 1GE حدود ۱۰/۳ درصد بیش‌تر از قیمت فعلی و قیمت بهینه پورت‌های 10GE و 100GE به‌ترتیب در حدود ۱/۷۵ درصد و ۱۴/۵ درصد کم‌تر از قیمت فعلی آن در کشور است.

ارزیابی قیمت‌های بهینه بر سود IXP

در بخش قبل، قیمت‌های بهینه را بر اساس دو مدل قطعی و فازی تخمین زدیم. اکنون می‌خواهیم بدانیم کدام قیمت مناسب‌تر یا به‌اصطلاح بهینه است. همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد، قیمت بهینه در این پژوهش قیمتی است که سود IXP را بیشینه کند. برای ارزیابی سود IXP بر اساس یافته‌های فوق، قیمت‌های بهینه محاسبه‌شده را در تابع سود قرار می‌دهیم و نتایج را با یکدیگر مقایسه می‌کنیم. از آنجایی که در مسئله برنامه‌ریزی هندسی، برای هر پورت یک برنامه در نظر گرفته و مدل حل شده است، با استفاده از لم ۲ مقادیر بهینه سود را به‌دست می‌آوریم.

لم ۲: برای توابع حقیقی که روی تمام مقادیر دامنه خود پیوسته باشند، هم‌ارزی زیر برقرار است:

$$\text{Max} \{ \sum_{i=1}^n f_i(x_i) \} \equiv \sum_{i=1}^n \{ \text{Max} f_i(x_i) \}$$

به عبارت دیگر، بیشینه مجموع توابع مستقل از یکدیگر با مجموع بیشینه تک تک توابع برابر است. در این جا توابع مستقل همان توابع درآمدی حاصل از فروش پورت ها توسط IXP است. با توجه به این که تابع هزینه نیز به صورت خطی تعریف شده است، بنابراین خواهیم داشت:

جدول ۹: مقایسه مقادیر بیشینه سود

مدل تعیین قیت بهینه	مقدار بیشینه سود (میلیون ریال / ماه)
برنامه ریزی هندسی با ضرایب قطعی	۱۸۵۶۵
برنامه ریزی هندسی با ضرایب فازی	۱۹۱۲۴

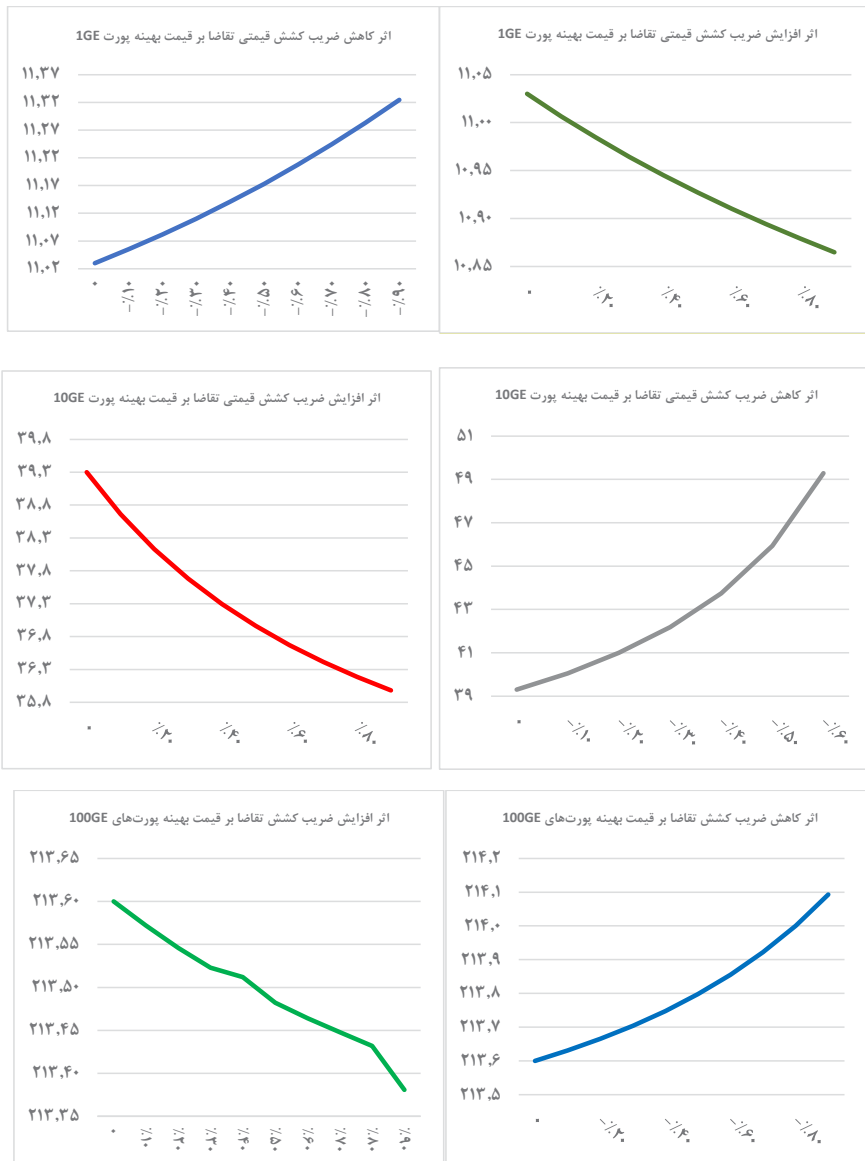
همان طور که در **جدول (۹)** نشان داده شده است، علی رغم این که قیمت های بهینه مدل برنامه ریزی هندسی با ضرایب قطعی، بیش تر از قیمت های بهینه مدل برنامه ریزی هندسی با ضرایب فازی است، اما فروش IXP در قیمت های مدل اخیر به سود بیش تری منجر می شود، از این منظر، مدل تعیین قیمت بهینه با ضرایب فازی نسبت به مدل تعیین قیمت با ضرایب قطعی برتری دارد.

تحلیل حساسیت

با توجه به این که مدل برنامه ریزی هندسی فازی سود بیش تر با قیمت های کم تری نتیجه داده است، در این جا تحلیل حساسیت نتایج را به تغییر ضرایب الگو در برنامه ریزی هندسی فازی انجام می دهیم. برای این کار کشش تخمین زده شده را در فاصله ۹۰- تا ۹۰+ درصد تغییر داده و نتایج آن را بر مقدار قیمت بهینه هر پورت و سود IXP بررسی کرده ایم. این نتایج در **جدول (۱۰)** و **شکل (۴)** نشان داده شده است. برای پورت های 1GE و 100GE، مدل در فاصله تغییرات مورد اشاره، دارای جواب شدنی است، اما برای پورت های 10GE فقط در فاصله [۹۰٪، ۷۰٪] دارای جواب شدنی است. در **جدول (۱۰)**، مقایسه نتایج مربوط به قیمت و سود بهینه برای تغییر ضرایب در این فاصله محاسبه شده است.

جدول ۱۰: تحلیل حساسیت سود و قیمت بهینه پورت 1GE نسبت به تغییر کَشش قیمتی تقاضا (ارقام به میلیون ریال در ماه)

تغییر ضریب کَشش تقاضا (درصد)	قیمت بهینه پورت 1G	قیمت بهینه پورت 10G	قیمت بهینه پورت 100G	بیشینه سود
-۹۰	۱۱/۳۲۴	Infeasible	۲۱۴/۰۹۳	۱۹۱۲۴
-۷۰	۱۱/۲۴۴	Infeasible	۲۱۳/۹۲۲	۱۹۱۲۴
-۵۰	۱۱/۱۷۳	۴۵/۹۳۲	۲۱۳/۷۹۸	۱۹۱۲۴
-۳۰	۱۱/۱۱۰	۴۲/۱۸۷	۲۱۳/۷۰۴	۱۹۱۲۴
-۱۰	۱۱/۰۵۵	۴۰/۰۵۷	۲۱۳/۶۳۱	۱۹۱۲۴
۰	۱۱/۰۳۰	۳۹/۳۰۰	۲۱۳/۶۰۰	۱۹۱۲۴
۱۰	۱۱/۰۰۶	۳۸/۶۶۱	۲۱۳/۵۷۲	۱۹۱۲۴
۳۰	۱۰/۹۶۴	۳۷/۶۸۱	۲۱۳/۵۲۳	۱۹۱۲۴
۵۰	۱۰/۹۲۷	۳۶/۹۶۱	۲۱۳/۴۸۲	۱۹۱۲۴
۷۰	۱۰/۸۹۴	۳۶/۴۱۳	۲۱۳/۴۴۸	۱۹۱۲۴
۹۰	۱۰/۸۶۵	۳۵/۹۸۳	۲۱۲/۵۹۸	۱۹۱۲۴



شکل ۴: اثر تغییرات کشتی قیمتی تقاضا بر قیمت بهینه پورت و سود IXP

همان‌طور که در شکل (۴) نشان داده شده است، با افزایش صرفاً کشتش قیمتی تقاضا از ۰ تا ۹۰ درصد، قیمت بهینه پورت‌ها کاهش می‌یابند. بیش‌ترین تاثیر مربوط به قیمت بهینه پورت‌های 10GE است، به‌طوری که در صورت افزایش کشتش تقاضا تا ۹۰ درصد مقدار تخمینی، قیمت بهینه با ۸/۴ درصد کاهش از ۳۹/۳ میلیون ریال در ماه به ۳۶/۲۸ میلیون ریال کاهش می‌یابد. قیمت بهینه پورت 1GE نیز در صورت افزایش ۹۰ درصدی کشتش قیمتی، با ۲/۷ درصد کاهش از ۱۱/۰۳ میلیون ریال به ۱۰/۷۴ میلیون ریال کاهش می‌یابد. قیمت بهینه پورت 100GE نیز در صورت افزایش کشتش تقاضا تا ۹۰ درصد، تنها ۰/۰۹ درصد کاهش می‌یابد که بسیار ناچیز است. می‌توان نتیجه گرفت که افزایش کشتش قیمتی تقاضا برای پورت‌های 100GE اثری بر قیمت بهینه مدل ندارد. از سوی دیگر، کاهش کشتش قیمتی تقاضا از مقدار برآوردشده موجب افزایش قیمت بهینه پورت‌ها می‌شود. بیش‌ترین تاثیر نیز در این حالت مربوط به پورت‌های 10GE است که افزایش ۶۰ درصدی کشتش قیمتی تقاضا قیمت بهینه با ۲۵ درصد افزایش از ۳۹/۶ میلیون ریال به ۴۹/۷ میلیون ریال افزایش می‌دهد. مدل برای افزایش کشتش قیمتی تقاضا بیش‌تر از ۶۰ درصد فاقد جواب شدنی است. برای پورت‌های 1GE و 100GE نیز با کاهش قیمتی تقاضا تا ۹۰ درصد، قیمت بهینه به‌ترتیب تا ۲/۷ درصد و ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف تعیین قیمت بهینه خدمات مراکز تبادل ترافیک اینترنت کشور که یکی از زیرساخت‌های فیزیکی مهم در ساختار ارتباطات است، انجام شده است. خدماتی که در این مراکز ارائه می‌شود، عموماً در قالب واگذاری پورت با سرعت‌های متفاوت به مشتریان عرضه می‌شود. مقدار قیمت بهینه هر پورت با رویکرد بیشینه‌سازی سود IXP و از تکنیک برنامه‌ریزی هندسی مقید ایستا با ضرایب فازی محاسبه و با قیمت‌های ابلاغی مقایسه شده است.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از الگوهای برنامه‌ریزی هندسی فازی یا مدل‌های مبتنی بر ضرایب چندمقداری، ضمن این‌که جواب‌های شدنی برای مسئله دارند، از حیث این‌که قادر به پوشش دادن شرایط نااطمینانی و ابهام و خطا در داده‌ها هستند، نتایج قابل‌اعتمادتری به‌دست می‌دهند. به‌طور کلی، بر اساس بررسی‌ها و نتایج این پژوهش می‌توان گفت تقاضا برای خدمات مراکز تبادل ترافیک تابعی از قیمت پورت‌های موجود، و تنوع و تعداد خدمات هر مرکز است. تخمین ضرایب کشتش قیمتی تقاضا نشان می‌دهد که این تابع تقاضا نرمال است و با قیمت پورت رابطه منفی و با تعداد خدمات رابطه مستقیم و مثبت دارد.

بر اساس نتایج حاصل از حل مدل برنامه‌ریزی هندسی فازی، قیمت بهینه برای پورت‌های ۱ گیگابیت در ثانیه باید $10/3$ درصد بیش‌تر از قیمت‌های فعلی تعیین شود. اما قیمت بهینه پورت‌های 10GE برابر $39/3$ میلیون ریال در ماه محاسبه شده است که ۱ درصد از مقدار ابلاغی فعلی کم‌تر است. همچنین، قیمت بهینه پورت‌های 100GE نیز برابر $213/6$ میلیون ریال است که $14/5$ درصد کم‌تر از قیمت‌های ابلاغی فعلی است.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که قیمتگذاری با قیمت‌های مدل برنامه‌ریزی هندسی فازی سود بیش‌تری را در مقایسه با قیمت‌های مدل برنامه‌ریزی هندسی قطعی نتیجه می‌دهد. در مدل با ضرایب قطعی، قیمت‌های بهینه برای هر سه نوع پورت سودی برابر 18565 میلیون ریال در ماه برای IXP های کشور به همراه خواهد داشت، در حالی که اعمال قیمت‌های بهینه بر مبنای الگوی با ضرایب فازی به سودی معادل 19124 میلیون ریال در ماه منجر خواهد شد.

نتایج تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که تغییر ضرایب کشش تقاضا از $+10$ تا $+90$ درصد بر سود بهینه تأثیری ندارد، اما قیمت بهینه را تا حدود ناچیزی تحت تأثیر قرار می‌دهد. برای کاهش 10 تا 90 درصدی ضریب کشش خودقیمتی، قیمت بهینه از $0/2$ درصد تا $0/4$ درصد افزایش می‌یابد و دست‌بالا $\{= \text{حداکثر}\}$ به $11/2$ میلیون ریال در ماه افزایش می‌یابد. برای افزایش همین ضریب در همین فاصله، قیمت بهینه از $10/9$ تا $10/7$ میلیون ریال کاهش می‌یابد. بنابراین، مقدار خطای محاسباتی در تخمین ضریب کشش قیمتی تأثیر معناداری بر قیمت بهینه ندارد.

مدلسازی ریاضی برای تعیین قیمت بهینه خدمات مراکز تبادل ترافیک داده‌های اینترنت در قالب الگوی برنامه‌ریزی هندسی، تخمین کشش قیمتی تقاضا برای خدمات این نقاط، و همچنین تحلیل حساسیت نتایج به‌دست‌آمده در مقابل تغییرات ضرایب کشش قیمتی تقاضا مهم‌ترین سهم این پژوهش در ادبیات است. در این راه مهم‌ترین محدودیت و مشکل برای انجام این پژوهش و احتمالاً پژوهش‌های اقتصادی آتی، دسترسی به اطلاعات سری زمانی اقتصادی این نقاط (به‌طور خاص قیمت پورت‌ها و مشترکان آن‌ها) به علت فقدان بانک اطلاعاتی داده‌هاست. به نظر می‌رسد این مسئله عمده‌تاً به دلیل نوپا بودن و ناشناخته بودن مزایای اتصال به این نقاط برای بسیاری از ISP ها و شرکت‌ها و شبکه‌های تولید و توزیع محتوای داخلی، و عدم استقبال کافی به آن‌هاست.

این نقاط به‌طور بالقوه فرصت‌های سودآوری برای شرکت ارتباطات زیرساخت به عنوان متولی اصلی ایجاد و راه‌اندازی این نقاط و کارایی و کیفیت بالاتر در ارسال و دریافت داده‌ها برای سایر ذی‌نفعان آن‌ها اعم از ISP ها، تولیدکننده‌های محتوا، مراکز داده، و دانشگاه‌ها فراهم می‌سازند. با توجه

به اهمیت روزافزون ارتباطات و اینترنت، و تاثیرات عمیقی که توسعه فعالیت‌های مبتنی بر آن بر جنبه‌های مختلف اقتصادی، اعم از سطوح خرد و کلان بر جای می‌گذارد، لازم است توجه بیش‌تری به مبانی و روش‌های قیمتگذاری این خدمات به عمل آید. بر اساس این، پیشنهاد می‌شود کمیسیون تنظیم مقررات ارتباطات نسبت به بازنگری و کاهش قیمت‌های ابلاغی برای پورت‌های ۱۰ گیگابیت و ۱۰۰ گیگابیت در ثانیه به‌ترتیب به میزان ۱ درصد و ۱۴/۵ درصد، و افزایش قیمت پورت‌های ۱ گیگابیت در ثانیه به میزان ۱۰/۳ درصد نسبت به قیمت‌های ابلاغی فعلی اقدام نماید. همچنین، مراکز تبادل ترافیک اینترنت به صورت مستقل نسبت به ایجاد و نگهداری بانک اطلاعاتی داده‌های اقتصادی فعالیت‌های این مراکز، اعم از تغییرات قیمت و مشتریان به تفکیک پورت‌ها در مقاطع زمانی هفتگی و ماهانه، و همچنین ثبت و نگهداری هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای و تعمیر و نگهداری آن در مقاطع زمانی ماهانه و یک‌ساله اقدام نمایند. در پایان، استفاده از نظریه بازی‌ها برای فرموله کردن و نحوه تعامل ذی‌نفعان نقاط تبادل ترافیک اینترنت می‌تواند جنبه‌های راهبردی رفتار مشتریان این نقاط با قیمتگذاران را به شکل دقیق‌تری در بر گیرد و پاسخ عملیاتی‌تری برای قیمت بهینه فراهم سازد، بنابراین استفاده از آن برای مطالعات بیش‌تر پیشنهاد می‌شود.

اظهاریه

نویسنده از مساعدت و کمک‌های معنوی محسن سپاسی در گروه ارتباطات ثابت پژوهشگاه ارتباطات و فناوری اطلاعات، اسفندیار جهانگرد و ناصر خیابانی اعضای هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، از پیشنهادها و نکات اصلاحی و ارزنده داوران محترم ناشناس، و ویراستار علمی نشریه برنامه‌ریزی و بودجه (مازیار چابک) صمیمانه سپاسگزاری می‌نماید.

منابع

الف) انگلیسی

- Accongiagioco, G., Altman, E., Gregori, E., & Lenzini, L. (2014). A Game Theoretical Study of Peering vs Transit in the Internet. Paper Presented at the 2014 IEEE Conference on Computer Communications Workshops (INFOCOM WKSHPS). <https://doi.org/10.1109/INFCOMW.2014.6849330>
- Bagheri, A., & Nazeman, H. (2020). Investigating Competition in Iran's Electricity Industry. *The Journal of Planning and Budgeting*, 25(1), 87-108. <http://jpbud.ir/article-1-46-fa.html>

- Böttger, T., Antichi, G., Fernandes, E. L., di Lallo, R., Bruyere, M., Uhlig, S.,... Castro, I. (2018). Shaping the Internet: 10 Years of IXP Growth. *arXiv preprint arXiv:1810.10963*.
- Boyd, S., Kim, S.-J., Vandenberghe, L., & Hassibi, A. (2007). A Tutorial on Geometric Programming. *Optimization and Engineering*, 8(1), 67-127. <https://doi.org/10.1007/s11081-007-9001-7>
- Chen, C.-K. (2000). Optimal Determination of Quality Level, Selling Quantity and Purchasing Price for Intermediate Firms. *Production Planning & Control*, 11(7), 706-712. <https://doi.org/10.1080/095372800432179>
- Courcoubetis, C., & Weber, R. (2003). *Pricing Communication Networks: Economics, Technology and Modelling*: John Wiley & Sons.
- Duffin, R., & Peterson, E. L. (1966). Duality Theory for Geometric Programming. *SIAM Journal on Applied Mathematics*, 14(6), 1307-1349. <https://doi.org/10.1137/0114105>
- Ecker, J. G. (1980). Geometric Programming: Methods, Computations and Applications. *SIAM Review*, 22(3), 338-362. <https://doi.org/10.1137/1022058>
- Ha, S., Sen, S., Joe-Wong, C., Im, Y., & Chiang, M. (2012). *TUBE: Time-Dependent Pricing for Mobile Data*. Paper Presented at the Proceedings of the ACM SIGCOMM 2012 Conference on Applications, Technologies, Architectures, and Protocols for Computer Communication.
- Hande, P., Chiang, M., Calderbank, R., & Zhang, J. (2010). *Pricing Under Constraints in Access Networks: Revenue Maximization and Congestion Management*. Paper Presented at the 2010 Proceedings IEEE INFOCOM.
- He, H., Xu, K., & Liu, Y. (2012). Internet Resource Pricing Models, Mechanisms, and Methods. *Networking Science*, 1(1-4), 48-66. <https://doi.org/10.1007/s13119-011-0004-5>
- Islam, S., & Mandal, W. A. (2019). *Fuzzy Geometric Programming Techniques and Applications*: Springer.
- Kamaei, S., Kamaei, S., & Saraj, M. (2019). Solving a Posynomial Geometric Programming Problem with Fully Fuzzy Approach. *Yugoslav Journal of Operations Research*, 29(2), 203-220. <https://doi.org/10.2298/YJOR1811>
- Kelly, F. P., Maulloo, A. K., & Tan, D. K. H. (1998). Rate Control for Communication Networks: Shadow Prices, Proportional Fairness and Stability. *Journal of the Operational Research Society*, 49(3), 237-252. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jors.2600523>
- Kim, D., & Lee, W. J. (1998). Optimal Joint Pricing and Lot Sizing with Fixed and Variable Capacity. *European Journal of Operational Research*, 109(1), 212-227. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(97\)00100-8](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(97)00100-8)
- MacKie-Mason, J., & Varian, H. (1995). *Public Access to the Internet*: MIT Press, Chapter Pricing the Internet.
- Mazumdar, R., Mason, L. G., & Douligeris, C. (1991). Fairness in Network Optimal Flow Control: Optimality of Product Forms. *IEEE Transactions on Communications*, 39(5), 775-782.
- Muttitanon, W., & Samanchuen, T. (2020). Internet Cost Reduction Using Internet Exchange Point: A Case Study of Internet Network of Thailand. *Wireless Personal Communications*, 115(1), 3177-3198. <https://doi.org/10.1007/s11277-020-07198-1>
- Ojha, A. K., & Biswal, K. (2010). Posynomial Geometric Programming Problems with Multiple Parameters. *Journal of Computing*, 2(1), 84-90.

- Rahmaniani, R., Sadjadi, S. J., Shafia, M. A., & Rahmaniyan, N. (2012). The Optimal Pricing Model in an Uncertain and Competitive Environment: Using Possibilitic Geometric Programming Approach. *African Journal of Business Management*, 6(46), 11565-11574. <https://doi.org/10.5897/AJBM12.704>
- Rao, S. S. (2019). *Engineering Optimization: Theory and Practice*: John Wiley & Sons.
- Sadjadi, S., Yousefli, A., & Ghezelsoflou, R. (2011). Optimal Pricing for Internet Service Providers: Fuzzy Geometric Programming Model. *African Journal of Business Management*, 5(17), 7291-7295. <https://doi.org/10.5897/AJBM10.1122>
- Sato, K., & Nakashima, K. (2020). Optimal Pricing Problem for a Pay-Per-Use System Based on the Internet of Things with Intertemporal Demand. *International Journal of Production Economics*, 221(1), 107477. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2019.08.012>
- Sen, S., Joe-Wong, C., Ha, S., & Chiang, M. (2013). Smart Data Pricing (SDP): Economic Solutions to Network Congestion. *Recent Advances in Networking*, 1(1), 221-274.
- Shakkottai, S., Srikant, R., Ozdaglar, A., & Acemoglu, D. (2008). The Price of Simplicity. *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, 26(7), 1269-1276.
- You, P.-S., Hsieh, Y.-C., & Huang, C.-M. (2009). A Particle Swarm Optimization Based Algorithm to the Internet Subscription Problem. *Expert Systems with Applications*, 36(3), 7093-7098. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2008.08.080>
- Zadeh, L. A. (1978). Fuzzy Sets as a Basis for a Theory of Possibility. *Fuzzy Sets and Systems*, 1(1), 3-28. [https://doi.org/10.1016/0165-0114\(78\)90029-5](https://doi.org/10.1016/0165-0114(78)90029-5)
- Zener, C. (1961). A Mathematical Aid in Optimizing Engineering Designs. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 47(4), 537-539.
- Zhang, F. (2011). *Pricing in Multi-Service Communication Networks: A Game-theoretic Approach*. (Doctor of Philosophy). The University of Oklahoma,

ب) فارسی

- جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۶). اقتصاد شبکه‌ای: مدل‌های قیمتگذاری محصولات شبکه‌ای. *نشریه اقتصاد و تجارت نوین*، ۳ (۱۰ و ۱۱)، ۲۱۴-۱۸۵.
- زعیم کهن، علی؛ فضلی آق‌قلعه، امیررضا، و چلوبی، پویا (۱۳۹۸). *طراحی و معماری بستر ارتباطی IXP در شبکه‌های Backbone مخابراتی*. گزارش تحقیقی وزارت ارتباطات و فناوری، شرکت ارتباطات زیرساخت.
- سیاسی، محسن، و احمدی، اکبر (۱۳۹۹). *تحلیل بازار و ارزیابی اقتصادی نقاط تبادل ترافیک اینترنت کشور*. پژوهشکده ارتباطات و فناوری اطلاعات، گزارش فنی داخلی، گروه ارتباطات ثابت
- سیاسی، محسن؛ قربانی تبریزی، شهرزاد؛ رستم فرودی، ماندانا؛ اقتداری، پریسا، و ابوالحسن‌زاده، بهروز (۱۳۹۹). *شناخت مشتریان شرکت ارتباطات زیرساخت و سرویس‌های آن‌ها با رویکرد توسعه و شکل‌گیری مراکز تبادل ترافیک/اینترنت*. پژوهشکده ارتباطات و فناوری اطلاعات، گزارش فنی داخلی، گروه ارتباطات ثابت.

پیوست:

جدول اپ: قیمت پورت‌های 20 IXP دنیا (به یورو)

نام IXP	قیمت پورت 1GE	قیمت پورت 10GE	قیمت پورت 100GE	تعداد ASN
ams-ix	۲۵۰	۷۲۰	۳۶۰۰	۸۶۹
bknix	۲۸۰	۱۴۰۰	۱۱۱۹۹/۶	۳۶
bcix	۲۰۰	۷۵۰	۳۷۵۰	۱۱۰
bix	۷۰	۳۹۱/۷	۱۵۶۶/۸	۴۹
catnix	۲۰۰	۶۵۰	۳۹۰۰	۴۲
ecix-ber	۵۰۰	۱۰۰۰	۵۰۰۰	۶۱
espanix	۱۹۵۰	۷۸۰۰	۳۱۲۰۰	۱
gr-ix	۸۰	۲۷۰	۷۷۵	۲۰
swissix	۳۲/۳	۶۹۳/۹	۲۳۱۳	۱۹۹
linx	۲۴۳	۵۷۲/۱	۳۴۰۱	۹۶۱
tehran-ix	۲۰۲	۸۰۸	۵۰۴۹	۷۳
catnix	۲۰۰	۵۰۰	۲۹۰۰	۴۲
sthix	۲۵	۴۴۴	۲۷۶۳/۳	۱۲۵
notnodix	۱۵۸	۷۴۰	۳۳۳۱	۵
hkix	۱۰۰	۸۳۸	۳۳۵۲	۳۱۳
nix.cz	۱۰۰	۴۰۰	۵۰۰	۱۹۶
dtel-ix	۲۴۰	۴۲۰	۲۳۴۰	۲۴۵
bnix	۲۲۵	۶۷۵	۴۱۲۵	۵۶
qix.ca	۴۸	۱۵۹	۱۱۹۹	۸۵
rix	۱۰۲	۱۹۸	۲۵۰	۳۳

جانشینی عوامل در تابع هزینه صنایع شیمیایی^۱

m.asgari@itsr.ir

منصور عسگری

دانشیار موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

t.rahnemoon@itsr.ir

طیبه رهنمون ییروج

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه رازی کرمانشاه و پژوهشگر موسسه مطالعات

و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.

s.hooshmand@itsr.ir

سعیدہ ہوشمند گھر

پژوهشگر موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.

يذيرش: ١٤٠٠/٠٥/٢٠

دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۴

مقاله پژوهشی

چکیده: صنایع شیمیایی دارنده یکی از بزرگترین زنجیره‌های ارزش تولید در میان صنایع مختلف است و محصولات این صنایع به عنوان کالای واسطه‌ای در دیگر صنایع کاربرد وسیعی دارد. در این پژوهش تابع هزینه، کشش‌های جانشینی و خودی آلن، کشش‌های قیمتی، کشش‌های موریشیما، کشش انواع انرژی، و کشش بازدهی نسبت به مقیاس در هفت فعالیت منتخب صنایع شیمیایی با استفاده از آمار و اطلاعات سال‌های ۱۳۹۶/۴ - ۱۳۸۱/۱ برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد متوسط سهم اشتغال، دستمزد، ستانده و انرژی در صنایع شیمیایی از اشتغال، دستمزد، ستانده و انرژی کل بخش صنعت در دوره مورد بررسی به ترتیب برابر ۶/۳۸، ۴۱/۴، ۱۲/۲۸، و ۱۷/۴۵ درصد است. در تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی، تولید الیاف مصنوعی، و تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی تغییرات قیمت نهاده انرژی بیش‌تر از قیمت سایر نهاده‌ها هزینه‌های تولید را تحت تأثیر قرار خواهد داد. همچنین، حساسیت تقاضای موجودی سرمایه به تغییرات قیمت سرمایه بیش از سایر نهاده‌هاست و مقادیر کشش‌های جانشینی متقاطع تقاضا کوچک هستند. در فعالیت‌های تولید مواد شیمیایی اساسی، تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه، و تولید الیاف مصنوعی کشش قیمتی گاز طبیعی بیش از سایر انواع انرژی است. در فعالیت‌های تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی، تولید صابون، شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی، و تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی کشش قیمتی برق بیش‌تر از سایر نهاده‌هاست. فعالیت‌های منتخب در این مطالعه دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس هستند و واحدهای بزرگ‌تر آن‌ها را با واحدهای کوچک‌تر ارجح است.

کلیدواژه‌ها: صنایع شیمیایی، هزینه، ترانسلوگ، کشش‌های آلفا، کشش‌های موریشیما طبقه‌بندی JEL: D33, D24, D11.

۱. این پژوهش برگرفته از طرح پژوهشی با عنوان «طراحی الگوی کلان‌سنجی بخش‌های صنعت، معدن و تجارت ایران» در موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی است.

مقدمه

هزینه و سهم هر یک از عوامل تولید، نقش بسیار مهمی در ادامه فعالیت و بقای هر صنعت تولیدی دارد. آگاهی از چگونگی هزینه‌ها در فرایند تولید سبب افزایش کارایی، زمینه‌ساز بهبود قیمت‌ها، افزایش توان رقابتی، افزایش سطح رفاه اجتماعی، و پایداری رشد اقتصادی خواهد شد. از طرفی، نقش صنعت در اقتصاد کلان ناشی از تأثیری است که بر رشد و توسعه می‌گذارد. رشد صنعت امکان می‌دهد قدرت نیروهای تولیدی مدام در حال افزایش باشد و این افزایش با توجه به توسعه روزافزون علم و فناوری به‌طور منظم روند صعودی را طی می‌کند. با رشد صنعتی شدن کشور ایران، این امکان فراهم می‌شود که نیازهای جامعه بیش‌تر تأمین شود و تولید و وضعیت اجتماعی ارتقا یابد. فرایند تولید صنعتی که فرایند فنی انسانی است، از نظر اقتصادی، به‌ویژه در سطح کلان و در بلندمدت، از ویژگی‌هایی برخوردار بوده که تحت عنوان نقش صنعت در رشد و توسعه اقتصادی مورد بحث اقتصاددانان و اندیشمندان مختلف قرار گرفته است. از سوی دیگر، شناخت کافی از وضعیت عملکرد بخش صنعت، سیاستگذار را در تهیه بسته‌های حمایتی برای بهبود وضعیت بخش‌های صنعتی کمک خواهد نمود. یکی از شاخص‌های عملکردی در بخش صنعت کشور، هزینه تولید است. در شرایطی که احتمال افزایش قیمت حامل‌های انرژی و تعدیل قیمت این حامل‌ها وجود دارد، داشتن تصویری از وضعیت هزینه تولید در بخش‌های مختلف صنعتی، به‌ویژه بخش تولید صنایع شیمیایی، می‌تواند به عنوان یک مولفه در کنار سایر مولفه‌ها، نحوه و میزان توزیع کمک‌های حمایتی را برای سیاستگذار مشخص نماید.

صنایع شیمیایی از جمله صنایع مادر و اشتغال‌زا در ایران است که می‌تواند نقش اساسی در رشد و توسعه و سیاست‌های صنعتی کشور داشته باشد. صنایع شیمیایی از جمله بخش‌هایی است که بیش‌ترین قابلیت‌ها را در تنوع محصولی گسترده، سودآوری، بازارهای مصرف گسترده، اشتغال‌زایی بالا، نرخ بازگشت سرمایه بیش‌تر در مقایسه با صنایع دیگر دارد و اثرگذاری بیش‌تری در حرکت به سوی تولیدات رقابتی و صادرات‌گرا بر بخش صنعت کشور می‌گذارد. به دلیل وجود ذخایر عظیم نفت و گاز در ایران از یک‌سو، و وجود سرمایه انسانی متخصص و کارآزموده از سوی دیگر، و همچنین وجود روابط پسین و پیشین گسترده این صنعت با صنایع دیگر می‌توان این صنعت را به عنوان پیشران صنایع کشور مورد توجه ویژه قرار داد.

در این پژوهش تابع هزینه برای هفت فعالیت منتخب تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی استاندارد فعالیت‌های صنعتی (ISIC)^۱ دارای ۱۰ نفر کارکن

و بیش‌تر در دوره زمانی ۱۳۸۱/۴-۱۳۹۶/۱ با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ^۱ برآورد می‌شود که شامل فعالیت‌های تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳)، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده در جای دیگر (۲۰۲۹)، و تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰) است. تابع ترانسلوگ از نظر مفهوم ساده است و هیچ محدودیت پیشینی بر کشش‌های جایگزینی ایجاد نمی‌کند، از این‌رو در تجزیه و تحلیل تجربی از آن استفاده گسترده می‌شود. از تابع هزینه ترانسلوگ برای بررسی جایگزینی نهاده، تغییرات فنی، رشد بهره‌وری و کارایی تولید استفاده می‌شود و برای برآورد معادلات سهم هزینه اغلب تحت شرایط فرض بازارهای کاملاً رقابتی نهاده و ستاده مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در این پژوهش، رفتار هزینه صنایع شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی در قالب مدل و معیارهای اقتصادی تجزیه و تحلیل شده است. هدف از این پژوهش، تخمین تابع هزینه ترانسلوگ در بخش صنایع شیمیایی ایران است. پژوهش حاضر در راستای دستیابی به هدف خود به دنبال پاسخی برای این پرسش‌هاست: ۱. آیا جانشینی بین عوامل تولید در صنایع شیمیایی ایران وجود دارد؟ ۲. موثرترین عامل تولید بر هزینه صنایع شیمیایی کشور کدام است؟ و ۳. بازدهی نسبت به مقیاس در صنایع شیمیایی ایران چگونه است؟

برای پاسخ به این پرسش‌ها از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده می‌گردد و در ادامه با استفاده از تابع مذکور هزینه، سهم هزینه‌ای نیروی کار، سرمایه و انرژی، کشش‌های جانشینی آلن^۲، کشش‌های قیمتی تقاضا، کشش‌های جانشینی موریشیما^۳، و نوع ارتباط جانشینی و مکملی عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه، و انرژی) به‌دست می‌آید. در خصوص سهم^۴ این پژوهش در پیشبرد ادبیات تجربی و کاربرد مبانی نظری در بخش صنعت و صنایع شیمیایی کشور باید گفت که شکاف‌هایی در استفاده از داده‌های فصلی در بخش صنعت و صنایع شیمیایی، استفاده از آمار و اطلاعات صنایع شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی استاندارد فعالیت‌های صنعتی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر، تخمین کشش‌های مهم آلن و موریشیما و سایر کشش‌ها با استفاده از تخمین تابع ترانسلوگ، و

1. Translog Cost Function
2. Allen Substitution Elasticity
3. Morishima
4. Contribution

محاسبه کسب انواع انرژی در هزینه صنایع شیمیایی کشور وجود دارد که پژوهش حاضر با استفاده از مبانی نظری معتبر مانند کریستنسن و همکاران^۱ (۱۹۷۳)، گولیکی و لاول^۲ (۱۹۸۰)، استرن^۳ (۱۹۹۴)، و کوردا^۴ (۱۹۸۷) به مسئله پژوهش پاسخ می‌دهد.

مبانی نظری پژوهش

بر اساس نظریه دوگانگی^۵، وریان^۶ (۱۹۹۲) ساختار تولید یک صنعت را با استفاده از توابع تولید و هزینه مورد مطالعه قرار می‌دهد. از طرفی، هر تابع تولید حداکثر دارای یک تابع هزینه حداقل به عنوان سیستم ثانویه است. بنابراین، تمام روابط بین سطوح تولید و عوامل مستتر در تابع تولید بازتابی در تابع هزینه دارد. با این اوصاف، استفاده از تابع هزینه دارای چندین مزیت است که عبارت‌اند از: ۱. در تابع هزینه، ضرورتی ندارد که فرض شود تابع تولید نسبت به عوامل، همگن از درجه یک است، زیرا باعث تحمیل محدودیت‌هایی بر مدل می‌گردد. اما در مقابل فرض همگن خطی بودن تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل منطقی است، مثلاً k -برابر شدن قیمت عوامل، هزینه کل را نیز بدون تاثیر بر نسبت عوامل k -برابر می‌کند و همین فرض همگن خطی بودن تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل برای رسیدن به معادلات قابل‌برآورد مدل کافی است. ۲. استفاده از قیمت‌ها به جای مقادیر کمی نهاده‌ها برتری دارد، زیرا در تابع هزینه، میزان هزینه تابعی از قیمت نهاده‌هاست و احتمال بروز همخطی میان قیمت نهاده‌ها کمتر از مقادیر آن‌هاست (Ray, 1982). یک تابع هزینه، رابطه بهینه‌ای میان هزینه بنگاه، قیمت نهاده‌ها، و سطح تولید ارائه می‌کند که فرم ضمنی آن به صورت رابطه (۱) است:

$$C = C(P_1, P_2, P_3, \dots, P_i, Q) \quad (1)$$

$$Q = Q(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

که در آن C هزینه کل تولید، P_i قیمت هر واحد نهاده i -ام بکاررفته در تولید، Q مقدار محصول تولیدی، و X_i مقدار عوامل تولید است. بنابراین، تابع هزینه به صورت رابطه (۲) ارائه می‌شود:

$$C(P, Q) = \min P \cdot X \quad (2)$$

s.t

$$H(X) \geq Q$$

1. Christensen *et al.*
2. Guilkey & Lovell
3. Stern
4. Kuroda
5. Dual
6. Varian

برای به دست آوردن تابع هزینه لازم است بودجه بنگاه با توجه به محدودیت فناوری کمینه $\{= \text{حداقل}\}$ گردد یا تولید بنگاه با نسبت به محدودیت بودجه بیشینه $\{= \text{حداکثر}\}$ گردد که در واقع این دو معادل یکدیگرند. یافتن راه حل برای مسئله فوق منوط به تساوی نرخ جایگزینی فنی با منفی نسبت قیمت نهاده‌های تولیدی است. تابع هزینه را می‌توان با شیوه‌های کمینه کردن رابطه هزینه به دست آورد. همچنین، با مفروض بودن تابع هزینه، می‌توان تابع تولید و فناوری تولیدی را که چنین تابع هزینه‌ای ایجاد کرده است، به دست آورد. به عبارت دیگر، هر مفهومی که برحسب ویژگی‌ها و خواص تابع تولید تعریف شود، یک تعریف هم‌ارز برحسب ویژگی‌ها و خواص تابع هزینه دارد، و برعکس (Diewert, 1971). در برآورد تابع هزینه می‌توان فرم‌های گوناگونی را مانند تابع ترانسلوگ، لئونتیف^۱، و درجه دوم بکار برد.

با توجه به این که تابع هزینه ترانسلوگ، ساختار تولید را محدود به هموتتیک^۲ بودن و همگنی نمی‌کند و هیچ محدودیتی روی کشش‌های جانشینی نهاده‌های تولید ندارد، لازم است این محدودیت‌ها از نظر آماری روی تابع هزینه ترانسلوگ آزمون شوند تا ضمن کسب اطمینان از صحت مدل انتخابی و نبود ارباب در پارامترهای برآورد شده، شاخص‌های لازم بررسی شوند (Huang, 2001). فرضیه هموتتیک بودن تابع تولید: هموتتیک نبودن به این معناست که تغییر مقیاس تولید در نسبت یا سهم استفاده از عوامل تولید، ارباب‌دار خواهد شد، یعنی با تغییر مقیاس تولید، نسبت بکارگیری عوامل نیز تغییر می‌کند و تولیدکننده با ارباب تغییر مقیاس مواجه می‌شود. اگر تابع هزینه برآورد شده به صورت $C = F(Y).H(W)$ قابل تفکیک باشد، تابع تولید هموتتیک است که در آن $F(Y)$ تابعی پیوسته و غیرنزولی از Y است که به آن تابع هزینه هر واحد گویند. $H(W)$ یک تابع غیرمنفی، همگن خطی، غیرنزولی، و مقعر نسبت به قیمت عوامل است (Lopez, 1980)، که این فرض محدودیت رابطه (۳) را بر پارامترهای تابع هزینه و معادلات سهم هزینه اعمال می‌کند. در صورتی که تابع هزینه هیچ‌گونه ارباب در پیشرفت فناوری نسبت به هیچ‌کدام از عوامل تولید نداشته باشد، تابع هزینه باید شرایط (۳) را تأمین نماید:

$$b_{it} = 0, \quad i = K, L, E \quad (3)$$

در صورت لزوم آزمون این که فناوری تولید، هموتتیک باشد و هیچ‌گونه اربابی در پیشرفت فناوری نباشد، محدودیت‌های خطی باید آزمون شوند. در رابطه (۳)، اگر تمام پارامترهای $i = K, L, E$

1. Leontief
2. Homothetic

تفاوت معناداری از صفر نداشته باشند، فناوری تولید هموتتیک^۱ است و اثر تغییر مقیاس بر استفاده از نهاده‌ها اریب دارد (Gervais et al., 2006). برای اندازه‌گیری این اریب برحسب پارامترهای تابع هزینه ترانسلوگ از رابطه (۴) استفاده می‌شود:

$$N_i = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Q} = \frac{\partial S_i}{\partial \ln Q} \times \frac{1}{S_i} = \beta_{iQ} \times \frac{1}{S_i} \quad (4)$$

که در آن، N_i میزان اریب ناشی از غیرهموتتیک بودن تابع تولید برای نهاده i -ام، S_i سهم عامل i ، Q مقدار تولید، و β_{iQ} پارامتر ضرب متقاطع لگاریتم قیمت نهاده i در لگاریتم مقدار تولید است. اگر $N_i > 0$ باشد، تغییر مقیاس در جهت افزایش میزان استفاده از آن نهاده است، و اگر $N_i < 0$ باشد، تغییر مقیاس موجب کاهش میزان استفاده از آن نهاده است. همچنین اگر $N_i = 0$ باشد، تغییر مقیاس خنثی است و نسبت بکارگیری نهاده‌ها را تغییر نمی‌دهد.

آزمون فرضیه بازدهی ثابت نسبت به مقیاس: فناوری تولید دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس است، در صورتی که تابع هزینه به صورت $C(Q,P) = Q.H(P)$ قابل تجزیه باشد. در این حالت، تابع باید همگن از درجه یک باشد و افزایش مقدار معین نهاده‌ها به افزایش همان مقدار در میزان تولید منجر شود و از آن‌جا که هزینه متوسط، با وجود تغییر سطح تولید، ثابت است پس عامل فزاینده‌گی (کاهنده‌گی) هزینه متوسط یعنی $(\ln Q)^2$ باید حذف شود، که در رابطه (۵) داریم:

$$g_{iQ} = g_{QQ} = 0, \quad i = K, L, E \quad (5)$$

آماره این فرضیه مانند آماره هموتتیکی با استفاده از نسبت درست‌نمایی محاسبه می‌شود، به‌طوری که دو الگوی مقید و نامقید از طریق آزمون χ^2 با آماره $LR = -2(L_r - L_u) = -2 \ln \lambda$ یا همان نسبت درست‌نمایی آزمون می‌شود که L_r لگاریتم تابع درست‌نمایی در حالت مقید و L_u لگاریتم تابع درست‌نمایی در حالت نامقید است (Gervais et al., 2006).

لازمه آزمون همگنی و واحد بودن کشش جانشینی واحد، برقراری ویژگی رابطه (۶) است:

$$\gamma_{QQ} = \gamma_{iQ} = \gamma_{ii} = 0, \quad i = K, L, E \quad (6)$$

برای این آزمون، ابتدا باید تابع هزینه به صورت نامقید و سپس مقید برآورد شود. سپس باید با استفاده از آماره F ، فرضیه H_0 مطابق رابطه (۷) مورد آزمون قرار گیرد:

$$F_{(R, d, f)} = \frac{SSR_R / SSE_{II}}{SSE_{II} / df} \quad (7)$$

۱. هر تابعی که بتواند تابعی صعودی و یکنواخت از یک تابع همگن باشد، تابع هموتتیک نامیده می‌شود.

در فرمول (۷)، SSE_R و SSE_{II} به ترتیب مجموع مجذورات جملات پسماند مدل مقید و مجموع مجذورات جملات پسماند مدل نامقید، R تعداد قیود، N تعداد مشاهده‌ها، K تعداد پارامترهای مدل نامقید، و $df = N - K$ درجه آزادی (مخرج) است (Kuroda, 1987).

تابع ترانسلوگ از اشکال انعطاف‌پذیر و غیرخطی تابع تولید و هزینه است که برای تخمین مستقیم تابع تولید و هزینه بکار می‌رود. تابع ترانسلوگ که اولین بار توسط کریستنسن و همکاران (۱۹۷۳) ارائه گردید، به پژوهشگران اجازه می‌دهد آزمون‌های مربوط به نظریه تولید و هزینه را انجام دهند و کشش‌ها و سایر پارامترهای تولید و هزینه را تحت یک سری حداقل مفروضات اولیه تخمین بزنند که در این ارتباط نظریه‌هایی در خصوص میزان دقت تخمین‌های ترانسلوگ از پارامترها وجود دارد. از آنجایی که تابع ترانسلوگ تنها یک تقریب از یک فناوری ناشناخته تولید است، کریستنسن و همکاران (۱۹۷۳) تابع ترانسلوگ را به واسطه شباهت آن به سری مرتبه دوم تیلور توجیه می‌کنند. وایت^۱ (۱۹۸۰)، نشان می‌دهد که یک برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) از تابع ترانسلوگ یک تقریب از سری‌های تیلور برای یک تابع حقیقی نیست و این یک تقریب کلی است، مگر این که یک تقریب جزئی باشد. گالانت^۲ (۱۹۸۱)، در همین ارتباط استفاده از بسط فوریه^۳ را برای ارائه یک تقریب کلی در مورد توابع تولید و مطلوبیت پیشنهاد می‌کند. تعدادی از پژوهشگران نیز از تکنیک‌های شبیه‌سازی برای آزمون تابع ترانسلوگ در مدلسازی فناوری‌های تولید یا رفتارهای مصرف‌کننده که به عنوان کشش‌ها شناخته می‌شوند، استفاده می‌کنند.

والز^۴ (۱۹۷۷)، از تکنیک‌های مونت کارلو^۵ به منظور آزمایش عملکرد تابع ترانسلوگ استفاده می‌کند و تابع مطلوبیت لئونتیف را در یک ترتیب کشش با مقادیر متفاوت تعمیم می‌دهد و درمی‌یابد که عملکرد هر دو تابع همچنان که یکی از آن‌ها از مقدار ایده‌آل کشش فاصله می‌گیرد، با کاهش مواجه می‌شوند (عدد یک برای تابع ترانسلوگ و عدد صفر برای تابع لئونتیف تعمیم‌یافته). گولیکی و لاول (۱۹۸۰)، آزمایش‌های مونت کارلو را به منظور تشخیص توانایی تابع ترانسلوگ در ایجاد تخمین‌های دقیق برای فناوری‌هایی که مقیاس‌های پیچیده و ویژگی‌های جایگزینی در آن‌ها بود، انجام می‌دهند و این تجزیه و تحلیل را با آزمایش اثرات مقدار و پراکندگی داده‌ها بسط می‌دهند. در مجموع، آن‌ها نتیجه‌گیری می‌کنند که تابع ترانسلوگ یک تقریب وابسته از واقعیت ارائه می‌دهد،

1. White
2. Gallant
3. Fourier Series
4. Wales
5. Monte Carlo

به شرطی که این واقعیت خیلی پیچیده نباشد. همچنین در ادامه این پژوهش، **برنت و کرسیتزین**^۱ (۱۹۷۳) تلاش می‌کنند سطح اطمینان^۲ تابع ترانسلوگ را تحت یک سری حداقل مفروضات اولیه با در نظر گرفتن شکل فناوری تولید مورد آزمون قرار دهند. آن‌ها چنین بحث می‌کنند که ویژگی یک ارتباط صریح بین ورودی‌ها و خروجی‌ها، که توسط **گولیکی و لاول** (۱۹۸۰) مطرح شد، ممکن است بر تخمین‌های مربوط به کشش‌ها اثر بگذارد. آن‌ها در ادامه یک تابع هزینه ترانسلوگ را با رویکرد سهمیه‌بندی هزینه تخمین می‌زنند و پی می‌برند که کشش متقاطع قیمتی و کشش قیمتی در هر مورد از کشش‌های شناسایی‌شده، که برای ایجاد داده‌ها در نظر گرفته شده بود، به‌طور چشمگیری تفاوت دارند (Stem, 1994).

پژوهش‌های انجام‌شده نشان می‌دهند تابع ترانسلوگ یک تخمین‌زن خوب و معقول برای تابع هزینه است، همچنان که میزانی از اختلال در این تابع با پیچیده‌تر شدن فناوری یا فاصله گرفتن کشش‌های جانشینی از مقادیر ایده‌آل اتفاق می‌افتد. **استرن** (۱۹۹۴)، در نشان می‌دهد زمانی که فناوری تحت بررسی ساده اما نامشخص باشد، تابع ترانسلوگ تخمین‌های قابل‌قبولی از کشش‌های قیمتی و کشش‌های متقاطع قیمتی ارائه می‌دهد. تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که توابع هزینه ترانسلوگ و لئونتیف برای تمام پارامترهای انتخابی نمی‌توانند به‌طور نظری و کلی سازگار باشند. ولی با صرف‌نظر کردن از مقادیر قیمتی بسیار پایین، سازگاری نظری تابع هزینه ترانسلوگ نسبت به تابع هزینه لئونتیف بسیار بیش‌تر می‌شود.

شهبازی و فدایی (۲۰۱۷)، با برآورد توابع هزینه‌های بنگاه و تقاضای نهاده‌های تولید در بخش صنعت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ در چارچوب یک مدل پویا و استخراج کشش‌های قیمتی و جانشینی میان نهاده‌ها، رابطه جانشینی یا مکملی میان نهاده‌های تولید و نیز حامل‌های انرژی را استخراج می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹، نهاده‌های انرژی و سرمایه مکمل نیروی کار و نهاده‌های انرژی و نیروی کار مکمل سرمایه هستند. همچنین سرمایه و نیروی کار، جانشین انرژی می‌شوند. اما این روابط در دوره سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ تغییر می‌کند و میان همه نهاده‌های تولید، رابطه جانشینی کم‌کشش برقرار است. می‌توان گفت بین همه حامل‌های انرژی در بخش صنعت رابطه جانشینی وجود دارد. به علاوه، بررسی کشش‌های قیمتی تقاضای حامل‌ها، روند کاهش تقاضای همه حامل‌های انرژی را بر اثر افزایش قیمت این حامل‌ها در مسیر کوتاه‌مدت به

1. Berndt & Christensen
2. Reliability

بلندمدت نشان می‌دهد. **عسگری و همکاران (۱۳۹۹)**، با استفاده از آمار و اطلاعات سال‌های ۱۳۹۶/۴-۱۳۸۱/۱ نتیجه‌گیری می‌کنند که در فعالیت ۲۰۱۱، کشش متوسط تولید نسبت به موجودی سرمایه، اشتغال و انرژی به ترتیب برابر ۰/۴۷، ۰/۱۵ و ۰/۳۹ است، و متغیرهای سرمایه و انرژی مکمل و متغیرهای سرمایه، اشتغال، و انرژی جانشین یکدیگر هستند. تحریم بیش‌ترین تاثیر منفی را بر اشتغال فعالیت‌های ۲۰۲۹ با ۰/۱۱-، فعالیت ۲۰۲۹ با ۰/۱۰-، و فعالیت ۲۰۲۳ با ۰/۰۹- داشته است. بالاترین کشش تقاضای واردات صنعتی نسبت به نرخ ارز حقیقی به ترتیب در فعالیت‌های ۱۴۱۰ با ۰/۳۳-، فعالیت ۲۰۱۲ با ۰/۲۵-، و فعالیت ۲۷۴۰ با ۰/۱۳- است. **عسگری (۲۰۱۹)**، با استفاده از تحلیل‌های مرزی تصادفی و استفاده از تابع ترانسلوگ و آمار و اطلاعات سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۶، تولید و کارایی فنی بخش صنعت ایران را به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC محاسبه می‌کند و نتیجه می‌گیرد صنایع شیمیایی و نفت و زغال سنگ در رتبه اول کارایی، و صنایع نساجی و پوشاک و چرم، صنایع چوب و محصولات چوبی، و صنایع کاغذ و مقوا و چاپ و انتشار در رتبه چهارم کارایی قرار دارند. **اسدی مهماندوستی و همکاران (۲۰۱۸)**، شاخص‌های بهره‌وری و کشش قیمت و جانشینی عوامل تولید را به عنوان پارامترهای مهم بخش صنعت اقتصاد ایران در دو حالت کل عوامل تولید و شاخص بهره‌وری انرژی با استفاده از تابع هزینه انعطاف‌پذیر درجه دوم نرمال‌شده طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳ برآورد می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد متوسط شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و شاخص بهره‌وری انرژی به ترتیب ۰/۳۲ درصد و ۰/۶۲ درصد است و بر اساس کشش‌های هزینه محاسبه‌شده هر دو عوامل تولید و حامل‌های انرژی نهاده‌های نرمال هستند و کشش خودی آن برای نهاده‌های مختلف مطابق نظریه، منفی بوده است. از طرفی، کشش جانشینی موریشیما بین این دو متغیر برای تمام نهاده‌ها غیر از یک مورد برای عوامل تولید مثبت و کوچک‌تر از یک است که بیانگر جانشینی محدود عوامل تولید و حامل‌های انرژی در بخش صنعت ایران است. لطفعلی‌پور و همکاران (۲۰۱۸)، جایگزین کردن نیروی کار به جای انرژی و تاثیر آن بر اقتصاد را به دلیل آثار مخرب مصرف انرژی بررسی می‌کنند. آن‌ها کشش جانشینی بین نهاده‌های نیروی کار و انرژی را برای بخش صنعت ایران با استفاده از تابع تولید CES و مشاهده‌های دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۹ برآورد می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد کشش جانشینی بین نهاده‌ها ۰/۴۸ درصد است و با افزایش قیمت انرژی می‌توان مصرف آن را کاهش داد و با توجه به جانشینی این دو نهاده، افزایش تقاضا برای نیروی کار قابل انتظار است. **کاغذیان و همکاران (۲۰۱۶)**، به برآورد تابع هزینه بانک رفاه با سهم نهاده‌های تولید بر اساس اطلاعات درآمد و هزینه کل بانک در سراسر کشور در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۰ می‌پردازند. در این پژوهش، تابع

ترانسلوگ برای برآورد پارامترهای مربوط به معادلات تقاضای مشتق شده نهاده‌های تولید و محاسبه کشش جانشینی قیمت عوامل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد عوامل تولید بانک رفاه جانشین هم است و کشش متقاطع سرمایه فیزیکی و نیروی انسانی بیش‌تر از کشش متقاطع نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی است که نشان از تأثیر بیش‌تر سرمایه بر هزینه‌های بانک دارد. از طرف دیگر، کشش قیمتی نهاده سرمایه نسبت به سایر نهاده‌ها بیش‌تر است و بیانگر حساسیت بیش‌تر این نهاده در مقابل تغییر قیمت‌های نهاده‌هاست. همچنین، بانک رفاه با صرفه‌های ناشی از مقیاس و بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس مواجه است. سامتی و همکاران (۱۳۸۶)، به بررسی سهم عامل نیروی کار در تابع هزینه صنایع با استفاده از نظریه دوگان و تابع هزینه ترانسلوگ می‌پردازند و نتیجه‌گیری می‌کنند که کشش میان تمام نهاده‌ها منفی و بیانگر رابطه مکملی میان آن‌هاست.

دینینگر و همکاران^۱ (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه جانشینی بین عوامل و شدت انرژی بنگاه‌های صنعتی می‌پردازند و درجه جانشینی میان عوامل سرمایه، کار، انرژی و مواد اولیه را با سهم هزینه انرژی کم، متوسط، و زیاد و با استفاده از روش پانل دیتا در بنگاه‌های صنعتی سوییس در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۹ بررسی می‌کنند و نتیجه می‌گیرند در بنگاه‌های پرمصرف انرژی، سرمایه و انرژی مکمل یکدیگر هستند و یک درصد افزایش در قیمت‌های انرژی، میزان استفاده از سرمایه را ۰/۰۹ درصد کاهش می‌دهد که این رابطه مکملی نیز به تدریج در شدت مصرف انرژی بنگاه‌ها در حال افزایش است. **لین و تین^۲ (۲۰۱۷)**، نتیجه‌گیری می‌کنند که اصلاح قیمت برق برای صرفه‌جویی در انرژی صنایع سبک چین بسیار دارای اهمیت است. همچنین، اثر جایگزینی بین عوامل تولیدی نیروی محرکه بسیار مهمی است و ترویج استفاده و حفاظت از فناوری جدید و اصلاح قیمت برق را به عنوان سیاست‌های پیشنهادی آینده ارائه می‌دهند. آن‌ها بر اساس تابع هزینه ترانسلوگ، مقدار اثر برگشتی را در صنایع سبک چین برای اولین بار با استفاده از حداقل مربعات معمولی پویا و روش‌های رگرسیون به‌ظاهر غیرمرتبط تخمین می‌زنند و درمی‌یابند که با در نظر گرفتن اثرات نامتقارن قیمت‌های انرژی بر مصرف انرژی، اثر برگشتی تقریباً ۳۷/۷ درصد است و تمام عوامل تولید به‌جز نیروی کار و انرژی جانشین یکدیگر هستند. **بولوک و کوچ^۳ (۲۰۱۰)**، تابع هزینه ترانسلوگ را با چهار عامل سرمایه، نیروی کار، مواد واسطه‌ای، و انرژی برق طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۰ تخمین می‌زنند و هدف آن‌ها تحلیل ساختاری اثرات آزادسازی قیمت برق است. نتایج نشان می‌دهد تقاضای برق نسبتاً به قیمت

1. Deininger et al.

2. Lin & Tian

3. Bölük & Koç

حساس است و عوامل برق - نیروی کار و برق - و سرمایه دوه‌دو مکمل هستند، در حالی که بین برق و مواد واسطه‌ای امکان جانشینی وجود دارد. **فنگ و سرلتیز**^۱ (۲۰۰۸)، با استفاده از آمار عوامل تولید و رویکرد اقتصادسنجی به محاسبه بهره‌وری، انحراف تغییرات فناوری، کشش قیمتی، و کشش جانشینی برای صنعت ایالات متحده در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۵۳ می‌پردازند. در این پژوهش از چهار تابع هزینه انعطاف‌پذیر لئونتیف، ترانسلوگ، درجه دوم نرمال‌شده، و مدل ایده‌آل کاملاً انعطاف‌پذیر استفاده می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای پاسخگویی به پرسش‌های مورد نظر از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده شده و با استفاده از تابع مذکور، سهم هزینه‌ای نیروی کار، سرمایه و انرژی، کشش‌های جانشینی آن، کشش‌های قیمتی تقاضا، کشش‌های جانشینی موریشیما و نوع ارتباط جانشینی و مکملی عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه، و انرژی) به‌دست آمده است. رابطه (۸)، نشان‌دهنده توابع تولید و هزینه مورد نظر است.

$$Q = f(L, K, E) \quad (8)$$

$$Q = AL^\alpha K^\beta E^\gamma e^{ut}$$

$$C = f(P_L, P_K, P_E, q)$$

تابع هزینه ترانسلوگ را با استفاده از سه عامل تولید موجودی سرمایه (K)، نیروی کار (L)، انرژی (E) و تولید (q) به صورت رابطه (۹) تصریح می‌شود که قیمت سرمایه (PK)، دستمزد (PL)، قیمت انرژی (P_E)، هزینه (C)، و تولید (q) و Ln اپراتور لگاریتم است.

$$C = f(P_L, P_K, P_E, q) \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha + \beta_K \ln P_K + \beta_L \ln P_L + \beta_E \ln P_E + \beta_{KK} \frac{1}{2} \ln^2 P_K + \beta_{KL} \ln P_K \ln P_L + \beta_{KE} \ln P_K \ln P_E \\ & + \beta_{LL} \frac{1}{2} \ln^2 P_L + \beta_{LE} \ln P_L \ln P_E + \beta_{EE} \frac{1}{2} \ln^2 P_E + \beta_{qK} \ln q \ln P_K + \beta_{qL} \ln q \ln P_L + \beta_{qE} \ln q \ln P_E \\ & + \beta_q \ln q + \beta_{qq} \frac{1}{2} \ln^2 q + \varepsilon_C \end{aligned}$$

برای محاسبه کشش‌ها در تابع هزینه ترانسلوگ، معادلات سهم عوامل تولید در رابطه (۱۰) ارائه می‌شود.

$$S_K = \beta_K + \beta_{KK} \ln P_K + \beta_{KL} \ln P_L + \beta_{KE} \ln P_E + \beta_{qK} \ln q + \varepsilon_K \quad (10)$$

$$S_L = \beta_L + \beta_{KL} \ln P_K + \beta_{LL} \ln P_L + \beta_{LE} \ln P_E + \beta_{qL} \ln q + \varepsilon_L$$

$$S_E = \beta_E + \beta_{KE} \ln P_K + \beta_{LE} \ln P_L + \beta_{EE} \ln P_E + \beta_{qE} \ln q + \varepsilon_E$$

در سیستم معادلات (۱۰)، ۱۵ پارامتر وجود دارد که با استفاده از شروط تقارن ارائه شده در رابطه (۱۱) تعداد پارامترها به ۱۲ پارامتر تقلیل می‌یابد.

$$\beta_{KL} = \beta_{LK}, \quad \beta_{KE} = \beta_{EK}, \quad \beta_{EL} = \beta_{LE} \quad (11)$$

که با توجه به فرض همگن بودن ضرایب نسبت به قیمت‌ها خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \beta_K + \beta_L + \beta_E &= 1 & \rightarrow & \beta_E = 1 - (\beta_K + \beta_L) \\ \beta_{KK} + \beta_{LK} + \beta_{EK} &= 0 & \rightarrow & \beta_{EK} = -(\beta_{KK} + \beta_{LK}) \\ \beta_{KL} + \beta_{LL} + \beta_{EL} &= 0 & \rightarrow & \beta_{EL} = -(\beta_{KL} + \beta_{LL}) \\ \beta_{KE} + \beta_{LE} + \beta_{EE} &= 0 & \rightarrow & \beta_{EE} = -(\beta_{KE} + \beta_{LE}) \\ \beta_{qE} &= -(\beta_{qK} + \beta_{qL}) \end{aligned} \quad (12)$$

شرط خطی بودن نیز در رابطه (۱۳) بیان شده است.

$$\beta_{LE} = \beta_{KE} = 0 \quad (13)$$

$$C = \sum_{i=1}^3 P_i X_i, \quad S_i = \frac{P_i X_i}{C}, \quad \sum_{i=1}^3 S_i = 1$$

در ادامه، پارامترهای مربوط به متغیر انرژی یا همان E با استفاده از رابطه (۱۲) در رابطه (۹) جایگزین می‌شود و در نهایت پس از ساده‌سازی رابطه (۱۰) به صورت رابطه (۱۴) بازنویسی می‌گردد.

$$S_K = \beta_K + \beta_{KK} \ln\left(\frac{P_K}{P_E}\right) + \beta_{KL} \ln\left(\frac{P_L}{P_E}\right) + \beta_{qK} \ln q + \varepsilon_K \quad (14)$$

$$S_L = \beta_L + \beta_{KL} \ln\left(\frac{P_K}{P_E}\right) + \beta_{LL} \ln\left(\frac{P_L}{P_E}\right) + \beta_{qL} \ln q + \varepsilon_L$$

کشش‌های تابع هزینه ترانسلوگ

کشش جانشینی آلن-اوزاوا بیانگر تغییرات درصدی در نسبت دو عامل تولیدی ناشی از یک درصد تغییر در قیمت‌های نسبی آن‌هاست و برای مشخص نمودن رابطه جانشینی و مکملی بین هر جفت از نهاده‌ها بکار می‌رود. این کشش برای تابع هزینه ترانسلوگ به صورت رابطه (۱۵) محاسبه می‌شود.

$$AES_{ij} = \frac{\sum f_i}{X_i}, \frac{X_i}{X_j}, \frac{|B_{ij}|}{|B|} \quad (15)$$

$$AES_{ij} = \frac{(\gamma_{ij} + S_i S_j)}{S_i S_j}, \quad AES_{ii} = \frac{(\gamma_{ii} + S_i^2 - S_j)}{S_i^2}$$

در رابطه (۱۵)، AES_{ii} و AES_{ij} به ترتیب معرف کشش جزئی خودی و جانشینی آلن است. S_i و S_j سهم عوامل i و j و γ_{ij} پارامتر ضرب متقاطع لگاریتم قیمت نهاده i در لگاریتم قیمت نهاده j در تابع ترانسلوگ است. در ارتباط با کشش‌های جزئی خودی آلن، علامت مورد انتظار منفی است، چرا که تقاضای هر کالا (به جز گیفن) با قیمت آن رابطه عکس دارد. همچنین، در ارتباط با کشش جانشینی آلن، اگر $AES_{ij} > 0$ باشد، دو کالای i و j جانشین و در غیر این صورت، دو کالا مکمل هستند (Kuroda, 1987).

کشش قیمتی عوامل تولید

کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌ها به عنوان شاخص حساسیت نسبی تقاضا به نوسانات قیمت و کشش متقاطع قیمتی تقاضا، با فرض ثبات قیمت سایر نهاده‌های تولیدی برای تبیین رابطه جانشینی و مکملی میان نهاده‌های تولید بکار گرفته می‌شود که به صورت رابطه (۱۶) قابل محاسبه است.

$$\varepsilon_{ij} = \frac{(\gamma_{ij} + S_i S_j)}{S_i}, \quad \varepsilon_{ii} = \frac{(\gamma_{ii} + S_i^2 S_j)}{S_i} \quad (16)$$

$$\varepsilon_{ij} \neq \varepsilon_{ji} \quad i, j = K, L, E$$

$$\varepsilon_{ii} = AES_{ii} \cdot S_i \quad i = j$$

$$\varepsilon_{ij} = AES_{ij} \cdot S_j \quad \varepsilon_{ji} = AES_{ji} \cdot S_i \quad i \neq j$$

ε_{ij} و ε_{ji} به ترتیب کشش قیمتی خودی تقاضا و کشش قیمتی متقاطع تقاضای نهاده‌ها را نشان می‌دهند. در مورد کشش‌های قیمتی تقاضای نهاده‌ها اگر $\varepsilon_{ij} > 1$ باشد، تقاضا برای نهاده کشش‌پذیر و اگر $\varepsilon_{ij} < 1$ باشد، تقاضا برای نهاده کشش‌ناپذیر و اگر $\varepsilon_{ij} = 1$ باشد، تقاضا برای نهاده دارای کشش واحد است، به علاوه، این کشش‌ها نامتقارن هستند و کشش متقاطع ij با ji متفاوت است.

کشش موریشیما

کشش جانشینی موریشیما با استفاده از رابطه (۱۷) قابل محاسبه است.

$$MES_{ij} = AES_{ij} - AES_{ji} \quad (17)$$

که AES_{jj} کشش جزئی خودی و AES_{ij} کشش جانشینی آلن است. در مواردی که کشش جانشینی آلن دارای اطلاعات کم باشد، اندازه‌گیری دیگری از جانشینی عوامل وجود دارد که تحت عنوان کشش جانشینی موریشیما (MSE) شناخته می‌شود و از طریق مشتق لگاریتمی نسبت نهاده‌ها نسبت به نرخ نهایی جایگزینی یا نسبت قیمت نهاده‌ها به دست می‌آید و فرمول آن به صورت رابطه (۱۸) است.

$$MES_{ij} = \partial \frac{(\ln X_i / X_j)}{\partial \ln P_j} = \left(\frac{\beta_{ji}}{S_i} \right) - \left(\frac{\beta_{ij}}{S_j} \right) + 1 = AES_{ij} - AES_{jj}, \text{ for } i \neq j \quad (18)$$

$\partial \frac{(\ln X_i)}{X_j}$ مشتق لگاریتمی نسبت نهاده X_i به نهاده X_j و $\partial \ln P_j$ نرخ نهایی جایگزینی یا نسبت قیمت نهاده‌هاست. این کشش، انحنای منحنی تولید یکسان و اثرات تغییر را در قیمت نسبی بر سهم نسبی هزینه بیان می‌کند (Morishima, 1967). در این ارتباط، اگر کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر مثبت و بزرگ‌تر از یک باشد، جانشینی قوی بین آن جفت نهاده وجود دارد که این موضوع در کشش جانشینی آلن نیز قابل مشاهده است. در صورتی که کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر مثبت و کوچک‌تر از یک باشد، جانشینی بین آن جفت نهاده وجود دارد، اما درجه جانشینی بین آن‌ها ضعیف است. اما اگر کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر منفی و بزرگ‌تر از یک باشد، رابطه مکملی قوی بین آن جفت نهاده وجود دارد، و در صورتی که این کشش کوچک‌تر از یک باشد، رابطه مکملی بین آن دو نهاده ضعیف است.

کشش خودی و جانشینی آلن-اوزاوا بیانگر تغییرات درصدی در نسبت دو عامل تولیدی، ناشی از یک درصد تغییر در قیمت‌های نسبی آن‌هاست و برای تشخیص قابلیت جانشینی و مکملی هر جفت از نهاده‌هاست. این نوع کشش برای تابع هزینه ترانسلوگ به صورت رابطه (۱۹) محاسبه می‌شود.

$$AES_{ii} = \frac{\gamma_{ij} + S_i^2 + S_j}{S_i^2} \quad i = j, \quad AES_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{S_i S_j} + 1 \quad i \neq j \quad (19)$$

AES_{ij} و AES_{ii} به ترتیب، معرف کشش جزئی خودی و جانشینی آلن است. S_i و S_j به ترتیب سهم عوامل i و j و γ_{ij} پارامتر ضرب متقاطع لگاریتم قیمت نهاده i در لگاریتم قیمت نهاده j در تابع ترانسلوگ است. در ارتباط با کشش‌های جزئی خودی آلن، انتظار بر این است که علائم این نوع کشش‌ها منفی باشند، چرا که تقاضای هر کالا (به جز کالای جیفن) با قیمت آن رابطه عکس دارد. در رابطه با کشش جانشینی آلن اگر $AES_{ij} > 0$ باشد دو نهاده جانشین، و اگر $AES_{ij} < 0$ باشد دو نهاده مکمل یکدیگرند (Kuroda, 1987).

کشش مقیاس

اغلب به صورت افزایش در تولید تعریف می‌شود، هنگامی که همه نهاده‌ها به یک نسبت افزایش می‌یابند. برای محاسبه کشش مقیاس با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، ابتدا کشش هزینه مورد محاسبه قرار می‌گیرد، سپس کشش مقیاس به صورت معکوس کشش هزینه تعریف می‌شود که به‌ترتیب از طریق رابطه (۱۸) محاسبه می‌شود.

$$\varepsilon_C = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q} = \frac{MC}{AC} = \beta_q + \beta_{qq} \ln q + \sum_{i=1}^3 \beta_{iq} \ln P_i = \frac{\partial C}{\partial q} \cdot \frac{q}{C} \quad (20)$$

$$\varepsilon_S = \frac{1}{\varepsilon_C} = (\varepsilon_C)^{-1}$$

اگر کشش مقیاس $\varepsilon_S > 1$ یا $\varepsilon_C < 1$ باشد، فناوری تولید با صرفه‌های ناشی از مقیاس مواجه است و واحدهای تولیدی بزرگ، اقتصادی‌تر از واحدهای کوچک‌تر هستند و اگر $\varepsilon_S < 1$ یا $\varepsilon_C > 1$ باشد، فناوری تولید با نبود صرفه‌های ناشی از مقیاس مواجه است و واحدهای تولیدی کوچک، اقتصادی‌تر از واحدهای بزرگ هستند.

یافته‌های تجربی

به‌منظور برآورد تابع هزینه از یک دستگاه معادلات همزمان، به‌طور عام از روش رگرسیون تعمیم‌یافته و به‌طور خاص از روش‌های رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده می‌شود و دلیل استفاده از این روش، وجود همبستگی بین جملات اخلاخل است. دلیل وجود ارتباط بین جملات اخلاخل معادلات متفاوت این است که جمع سهم‌های هزینه برابر یک است و اگر طرف اول معادلات با هم جمع شوند، جمع طرف دوم معادلات نیز باید برابر یک شود (رابطه ۲۱).

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ji} = 0 \quad (21)$$

جمع جملات اخلاخل معادلات باید برابر صفر باشد و این به مفهوم ارتباط خطی جملات اخلاخل معادلات متفاوت است و چون متغیرهای مستقل تمام معادلات تقاضا یکسان است، مجموعه تمام متغیرهایی که وارد مدل نشده‌اند در جملات اخلاخل ظاهر می‌شوند و بین جملات همبستگی ایجاد می‌کنند (Moss et al., 2003).

در روش SUR فرض می‌شود بین جملات اخلاخل یک معادله خودهمبستگی وجود ندارد و این

1. Seemingly Unrelated Regressions (SUR)

جملات دارای واریانس همسان هستند. در حالی که جملات اخلال در معادلات متفاوت دارای واریانس ناهمسانی هستند. از طرف دیگر، همبستگی همزمانی بین جملات اخلال معادلات متفاوت وجود دارد، ولی همبستگی غیرهمزمانی بین جملات اخلال معادلات متفاوت وجود ندارد. زیرا در روش SUR در مرحله اول، مجموعه معادلات به صورت تک‌معادله به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)^۱ برآورد می‌گردد و ماتریس واریانس - کوواریانس جملات اخلال محاسبه و برای مرحله بعدی آماده می‌شود. وقتی تمام معادلات با هم برآورد می‌شوند، با توجه به $\sum_{i=1}^n \varepsilon_i = 0$ ماتریس واریانس - کوواریانس جملات منفرد خواهند بود و امکان تخمین وجود نخواهد داشت (گجراتی، ۱۳۸۵). این که کدام یک از معادلات باید از سیستم معادلات حذف شود، اغلب در روش SUR معادله‌ای حذف می‌شود که کم‌ترین سهم را در هزینه داشته باشد. به منظور دوری از این محدودیت، به جای روش SUR از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب تکراری (ISUR)^۲ استفاده می‌شود، زیرا برآوردهای ISUR نسبت به معادله حذف‌شده از سیستم حساس نیست و به سمت برآوردهای روش بیشینه درست‌نمایی^۳ (ML) که منحصر به فرد و مستقل از معادله حذف‌شده است، همگرا می‌شوند (Alvarez & Lawrence, 2008).

مدل رگرسیون به‌ظاهر نامرتب (SUR) روشی برای تحلیل سیستم‌هایی با چند معادله رگرسیونی مرتبط است. این مدل برای تحلیل هر معادله رگرسیونی، با بکارگیری همزمان اطلاعات موجود در مشاهده‌های آن معادله و اطلاعات موجود در مشاهده‌های سایر معادلات، کارایی برآورد پارامترها را افزایش می‌دهد. مدل رگرسیون به‌ظاهر نامرتب در بسیاری از علوم، به‌ویژه در اقتصاد، کاربرد دارد. از آن‌جا که سیستم معادلات همزمان به لحاظ ساختاری متفاوت با رگرسیون‌های چندمتغیره است، ممکن است تامین‌کننده فروض کلاسیک حاکم بر رگرسیون‌های چندمتغیره نباشد. یکی از مشخصه‌های سیستم معادلات همزمان این است که متغیر وابسته در یک معادله به عنوان متغیری توضیحی در معادله‌های دیگر از سیستم ظاهر می‌شود. چنین متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌هایی که در آن به عنوان متغیر توضیحی وارد شده است، همبسته باشد و همبسته بودن متغیر توضیحی با جمله پسماند در یک معادله، فرض کلاسیک $Cov(x_i, u_i) = 0$ را نقض می‌کند. بنابراین، به دلیل نبود استقلال بین متغیرهای توضیحی درون‌زا و جزء اخلال، روش OLS برای تخمین یک معادله در سیستم همزمان نامناسب است و کاربرد روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتب کارایی بیشتری در این موارد دارد. یک سیستم به‌ظاهر نامرتب ترکیبی از چندین رابطه مجزا

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Iterative Seemingly Unrelated Regression (ISUR)
3. Maximum Likelihood (ML)

(منفرد) است که بر اساس همبستگی اجزای اخلاص خود با هم رابطه دارند. دو مزیت روش SUR آن است که این روش بر اساس ترکیب اطلاعات معادلات متفاوت تخمین کارایی را به دست می دهد و دیگری، قیودی را که شامل پارامترهای معادلات مختلف است نیز لحاظ می کند، که می توان گفت بر اساس روابط ارائه شده در بخش قبلی، مدل این پژوهش در قالب روش SUR به دلیل مزایای آن برای تخمین مدل انتخاب شده است.

برای این که مدل را با استفاده از روش SUR برآورد کنیم، باید بین اجزای اخلاص مدل برای دو معادله همبستگی زمانی وجود داشته باشد. **بروش و پاگان**^۱ (۱۹۸۰)، برای بررسی وجود همبستگی بین اجزای اخلاص آزمونی را با نام آزمون ماتریس همبستگی پسماندها معرفی می کنند که فرضیه صفر در این آزمون بیان کننده نبود همبستگی پسماندهاست که برای برآورد مدل از روش رگرسیون نامرتبط باید این آزمون را انجام داد. با اعمال این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر نبود همبستگی بین پسماندها رد می شود و در نتیجه، پسماندها دارای همبستگی هستند که می توان مدل را از روش SUR برآورد نمود. برای محاسبه قیمت سرمایه از رابطه $P_K = (i + \delta) P_{FCFD}$ استفاده می شود که در آن: P_K قیمت سرمایه؛ i نرخ بهره بلندمدت؛ δ نرخ استهلاک، و P_{FCFD} شاخص تعدیل کننده سرمایه گذاری است.^۲ برای محاسبه موجودی سرمایه از رابطه $K_t = K_{t-1} + I_t - 0.05 * K_{t-1}$ استفاده شده است؛ K_t : موجودی سرمایه در دوره t ؛ K_{t-1} : موجودی سرمایه در دوره $t-1$ ؛ و I_t : سرمایه گذاری در دوره t . نرخ استهلاک نیز برابر پنج درصد و مقدار اولیه موجودی سرمایه مربوط به سال ۱۳۸۰/۴ است.

داده ها

داده های مورد استفاده در این پژوهش از مرکز آمار ایران^۳ دریافت شده است و شامل دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۱ است. در مرحله بعد متغیرها فصلی می شوند و از آن ها در برآورد و تخمین مدل ها استفاده می گردد. برای فصلی نمودن متغیرها از روش اسپلین^۴ و از برنامه X-11 در نرم افزار SAS^۵ استفاده شده است. در این روش، ابتدا داده های سالیانه را با استفاده از برنامه Expand به داده های فصلی تبدیل می کنیم. در مرحله بعد، یک منحنی اسپلین درجه سوم را به مقادیر اولیه داده ها (تبدیل شده به seasonal) برازش می کنیم که البته باید بهترین برازش (مجموع مربع خطاهای حداقل) باشد. در این جا

1. Breusch & Pagan
2. Gross Fixed Capital Formation Deflator (FCFD)
3. <https://www.amar.org.ir>
4. Spline
5. Statistical Analysis System

تابع اسپلاین درجه سوم را به شرطی که کل منحنی و مشتق‌های اول و دوم آن پیوسته باشند به‌دست می‌دهد. در مرحله بعد، تحت شرایط فوق بین نقاط اتصال (داده‌های seasonal) یک منحنی برازش می‌کنیم که نقاط به‌دست‌آمده از این منحنی همان داده‌های فصلی تعدیل‌شده (با حذف اثر seasonal) خواهند بود. نیاز به یادآوری است که معیار بهینه بودن برازش منحنی در این بخش آماره F است و احتمال این که بتوان F بزرگ‌تری به‌دست آورد، وجود دارد. در این بخش، خلاصه‌ای از آمار و اطلاعات مورد استفاده در مقایسه با کل بخش صنعت کشور در **جدول (۱)** ارائه شده است.

جدول ۱: سهم متغیرهای عمده تولید صنایع شیمیایی از بخش صنعت ایران (درصد)

سال	تعداد کارگاه	اشتغال	دستمزد	ستانده	نهاد	ارزش افزوده	صادرات	سرمایه‌گذاری	انرژی
۱۳۸۱	۴/۴۳	۵/۰۵	۶/۴۹	۹/۰۵	۷/۴۰	۱۱/۳۷	۳۲/۱۹	۸/۷۶	۸/۸۲
۱۳۸۲	۴/۸۹	۵/۰۰	۶/۱۹	۸/۳۳	۷/۰۷	۷/۹۷	۳۲/۷۶	۱۶/۸۴	۸/۰۲
۱۳۸۳	۵/۰۱	۴/۸۹	۵/۸۳	۸/۵۸	۷/۵۸	۱۰/۱۰	۲۹/۳۴	۸/۰۷	۷/۹۰
۱۳۸۴	۵/۱۳	۵/۰۷	۵/۶۶	۸/۷۰	۷/۷۱	۱۰/۳۴	۲۹/۶۳	۶/۵۲	۸/۰۴
۱۳۸۵	۴/۹۹	۵/۲۱	۶/۳۱	۱۰/۷۴	۱۰/۲۵	۱۰/۳۸	۳۰/۰۶	۲۳/۷۲	۹/۷۶
۱۳۸۶	۵/۲۹	۵/۴۳	۶/۶۵	۱۲/۱۶	۱۲/۰۰	۱۱/۹۸	۴۸/۹۲	۳۳/۲۸	۱۲/۵۹
۱۳۸۷	۵/۲۵	۶/۰۹	۷/۷۵	۱۵/۸۲	۱۶/۶۸	۱۳/۶۲	۵۸/۱۱	۲۷/۸۱	۱۵/۵۶
۱۳۸۸	۵/۸۲	۶/۶۳	۸/۵۵	۱۲/۷۱	۱۲/۱۱	۱۴/۱۰	۴۶/۶۰	۲۱/۶۷	۱۸/۹۵
۱۳۸۹	۵/۴۹	۷/۰۹	۹/۵۰	۱۴/۲۵	۱۳/۶۳	۱۵/۶۵	۴۹/۳۷	۱۴/۱۸	۱۶/۵۵
۱۳۹۰	۵/۶۸	۷/۳۲	۱۰/۱۲	۱۵/۲۶	۱۳/۷۵	۱۹/۴۳	۴۸/۳۰	۱۳/۸۲	۱۶/۵۹
۱۳۹۱	۵/۷۴	۷/۲۱	۹/۳۹	۱۶/۲۹	۱۴/۰۱	۲۱/۷۲	۵۲/۷۴	۲۰/۸۶	۲۱/۸۳
۱۳۹۲	۶/۲۳	۷/۶۸	۹/۱۴	۱۳/۳۷	۱۳/۰۳	۲۳/۱۳	۴۴/۴۲	۸/۹۵	۱۸/۷۸
۱۳۹۳	۶/۳۷	۷/۷۱	۹/۷۰	۱۶/۵۴	۱۴/۱۶	۲۳/۴۱	۴۶/۹۴	۱۵/۴۶	۲۷/۱۰
۱۳۹۴	۵/۲۹	۷/۲۴	۱۰/۲۳	۱۶/۳۷	۱۴/۳۸	۲۰/۷۶	۵۱/۵۰	۱۲/۰۵	۲۶/۷۲
۱۳۹۵	۵/۴۶	۷/۳۹	۱۱/۴۴	۱۶/۱۱	۱۴/۶۱	۱۸/۴۸	۴۶/۵۱	۲۲/۲۵	۳۰/۶۷
۱۳۹۶	۵/۱۵	۷/۰۳	۱۱/۶۲	۱۶/۱۶	۱۴/۳۲	۲۰/۳۹	۴۵/۱۴	۱۴/۳۲	۳۱/۴۰
متوسط دوره	۵/۳۹	۶/۳۸	۸/۴۱	۱۳/۲۸	۱۲/۰۴	۱۵/۹۹	۴۳/۶۶	۱۶/۷۸	۱۷/۴۵

منبع: مرکز آمار و محاسبات پژوهش

برای بررسی جایگاه صنایع شیمیایی در بخش صنعت ایران، به اختصار سهم متغیرهای عمده این صنایع را در **جدول (۱)** ارائه می‌کنیم. نتایج نشان می‌دهد سهم تعداد بنگاه‌ها در تولید صنایع شیمیایی از تعداد کل بنگاه‌های بخش صنعت از ۴/۴۳ درصد در ۱۳۸۱ به ۵/۱۵ درصد در ۱۳۹۶ افزایش یافته است. همچنین، متوسط سهم این متغیر در دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۶ حدود ۵/۳۹ درصد است. سهم اشتغال در تولید صنایع شیمیایی از اشتغال کل بخش صنعت از ۵/۰۵ درصد در ۱۳۸۱ به ۷/۰۳ درصد در ۱۳۹۶ رسیده است. متوسط سهم این متغیر در دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۶ حدود ۶/۳۸ درصد است. سهم دستمزد پرداختی در تولید صنایع شیمیایی از دستمزد پرداختی کل بخش صنعت از ۶/۴۹ درصد در ۱۳۸۱ به ۱۱/۶۲ درصد در ۱۳۹۶ رشد داشته است. متوسط سهم این متغیر در این دوره حدود ۸/۴۱ درصد است. سهم ستانده در تولید صنایع شیمیایی از ستانده کل بخش صنعت از ۹/۰۵ درصد در ۱۳۸۱ به ۱۶/۱۶ درصد در ۱۳۹۶ افزایش یافته و متوسط سهم این متغیر حدود ۱۳/۲۸ درصد بوده است. سهم نهاده در تولید صنایع شیمیایی از نهاده کل بخش صنعت از ۷/۴۰ درصد در ۱۳۸۱ به ۱۴/۳۲ درصد در ۱۳۹۶ رسیده است. متوسط سهم این متغیر حدود ۱۲/۰۴ درصد است. سهم ارزش افزوده در تولید صنایع شیمیایی از ارزش افزوده کل بخش صنعت از ۱۱/۳۷ درصد به ۲۰/۳۹ درصد افزایش یافته و متوسط سهم این متغیر در دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۶ حدود ۱۵/۹۹ درصد بوده است. سهم صادرات مستقیم در تولید صنایع شیمیایی از صادرات مستقیم کل بخش صنعت از ۳۲/۱۹ درصد به ۴۵/۱۴ درصد افزایش یافته و متوسط سهم این متغیر در دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۶ حدود ۴۳/۶۶ درصد بوده است. سهم سرمایه‌گذاری در تولید صنایع شیمیایی از سرمایه‌گذاری کل بخش صنعت از ۸/۷۶ درصد در ۱۳۸۱ به ۱۴/۳۲ درصد در ۱۳۹۶ افزایش یافته است. همچنین، متوسط سهم این متغیر در همان دوره حدود ۱۶/۷۸ درصد است. در نهایت، سهم انرژی مصرفی در تولید صنایع شیمیایی از انرژی مصرفی کل بخش صنعت از ۸/۸۲ درصد در ۱۳۸۱ به ۳۱/۴۰ درصد در ۱۳۹۶ افزایش یافته و متوسط سهم این متغیر حدود ۱۷/۴۵ درصد بوده است. آمارهای این پژوهش به صورت فصلی و دوره زمانی ۱۳۸۱/۱-۱۳۹۶/۴ و سال پایه ۱۳۹۵ است^۱ که در ادامه نتایج تخمین تابع هزینه ترانسلوگ صنایع شیمیایی بر اساس کدهای چهار رقمی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر صنایع شیمیایی در هفت فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳)، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر (۲۰۲۹)، و تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰) در **جدول (۲)** ارائه می‌گردد (**جدول ۲** از تخمین رابطه ۹ به‌دست آمده است).

۱. آخرین آمار و اطلاعات در دسترس بخش صنعت که به صورت رسمی منتشر شده است.

جدول ۲: برآورد تابع هزینه صنایع شیمیایی

ردیف	فعالیت	هزینه متوسط			هزینه جانشینی		
		قیمت سرمایه β_k یا	قیمت اشتغال β_L یا	قیمت انرژی β_E یا	سرمایه و اشتغال β_{kl} یا	انرژی و سرمایه β_{Ek} یا	انرژی و اشتغال β_{EL} یا
۱	۲۰۱۱	۰/۲۹	۰/۳۷	۰/۳۴	-۰/۰۶	-۰/۹۴	-۱/۰۵
	آماره t	۳/۲۵	۴/۳۳	۳/۲۱	-۳/۶۱	-۲/۳۹	-۲/۱۱
۲	۲۰۱۲	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/۷۲	-۰/۱۰	-۱/۲۹	-۱/۴۹
	آماره t	۲/۱۸	۳/۲۸	۲/۷۱	-۴/۳۳	-۵/۱۱	-۲/۶۱
۳	۲۰۱۳	۰/۲۴	۰/۲۷	۰/۴۹	-۰/۳۸	-۰/۸۶	-۱/۰۶
	آماره t	۳/۲۱	۱/۹۶	۳/۳۶	-۲/۰۴	-۳/۴۱	-۲/۷۷
۴	۲۰۲۲	۰/۳۸	۰/۲۹	۰/۳۳	۰/۴۲	-۰/۸۸	۰/۲۹
	آماره t	۲/۰۸	۲/۰۱	۲/۹۷	۲/۶۷	-۲/۷۹	۲/۳۲
۵	۲۰۲۳	۰/۴۱	۰/۲۵	۰/۳۵	۰/۶۱	-۰/۸۶	۰/۷۶
	آماره t	۱/۹۸	۲/۰۹	۲/۳۲	۲/۳۹	-۳/۹۱	۳/۵۵
۶	۲۰۲۹	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۶۷	-۱/۰۶	-۱/۷۴	-۱/۰۶
	آماره t	۲/۲۴	۳/۱۳	۴/۸۷	-۴/۰۴	-۱/۹۹	-۲/۰۹
۷	۲۰۳۰	۰/۳۸	۰/۱۹	۰/۴۴	۰/۱۲	-۱/۴۳	-۱/۲۶
	آماره t	۲/۶۱	۳/۴۲	۴/۲۲	۲/۶۰	-۲/۰۵	-۳/۲۸

نتایج نشان می‌دهد در تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۲۹، ۰/۳۷، و ۰/۳۴ است. می‌توان گفت با فرض ثبات سایر شرایط، با افزایش یک درصد در قیمت موجودی سرمایه، قیمت نیروی کار، و قیمت انرژی هزینه در این فعالیت به ترتیب حدود ۰/۲۹، ۰/۳۷، و ۰/۳۴ درصد افزایش خواهد یافت. اشتغال، اثرگذارترین نهاد در هزینه و موجودی سرمایه به عنوان کم‌اثرترین نهاد در هزینه‌های این فعالیت است (یک واحد اشتغال در هزینه فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی بیش‌تر از سایر متغیرها و یک واحد موجودی سرمایه کم‌تر از سایر متغیرها بر هزینه‌های این فعالیت موثر است). از طرفی، متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، انرژی و موجودی سرمایه، و انرژی و اشتغال دوه‌دو مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت

موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۱۵، ۰/۱۳، و ۰/۷۲ است. متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، انرژی و موجودی سرمایه، و انرژی و اشتغال دوجه دو مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل نخستین (۲۰۱۳)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۲۴، ۰/۲۷، و ۰/۴۹ است. متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، انرژی و موجودی سرمایه، و انرژی و اشتغال مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۳۸، ۰/۲۹، و ۰/۳۳ است. متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، و انرژی و اشتغال دوجه دو جانشین یکدیگر هستند، یعنی برای صرفه جویی در هزینه‌ها می‌توان یکی از نهاده‌ها را جایگزین دیگری نمود، در حالی که متغیرهای انرژی و موجودی سرمایه مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۴۱، ۰/۲۵، و ۰/۳۵ است. موجودی سرمایه اثرگذارترین نهاد در هزینه و اشتغال به عنوان کم‌اثرترین نهاد در هزینه‌های این فعالیت است. متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، و انرژی و اشتغال جانشین یکدیگر هستند، یعنی برای صرفه جویی در هزینه‌ها می‌توان یکی از نهاده‌ها را جایگزین دیگری نمود، در حالی که متغیرهای انرژی و موجودی سرمایه مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر (۲۰۲۹)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، دستمزد، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۱۸، ۰/۱۵، و ۰/۶۷ است. متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، انرژی و موجودی سرمایه، و انرژی و اشتغال مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاد کم‌تر استفاده شود.

در تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰)، سهم متوسط هزینه نسبت به قیمت موجودی سرمایه، قیمت اشتغال، و قیمت انرژی به ترتیب برابر ۰/۳۸، ۰/۱۹، و ۰/۴۴ است. یک واحد انرژی در هزینه فعالیت تولید الیاف مصنوعی بیش‌تر از سایر متغیرها و یک واحد اشتغال، کم‌تر از سایر متغیرها بر هزینه‌های این فعالیت موثر است. از طرفی، متغیرهای موجودی سرمایه و اشتغال، انرژی و موجودی سرمایه، و انرژی

و اشتغال مکمل یکدیگر هستند و برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها باید از هر دو نهاده کمتر استفاده شود. کشش‌های جانشینی آلن مربوط به تخمین تابع هزینه صنایع شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی (ISIC) در **جدول (۳)** ارائه شده است.

جدول ۳: کشش‌های جانشینی جزئی متقاطع و خودی آلن

فعالیت	کشش	کار	سرمایه	انرژی
۲۰۱۱	کار	-۰/۱۲	-۰/۱۱	۰/۰۰
	سرمایه		-۰/۷۷	-۱/۴۵
	انرژی			-۰/۷۹
۲۰۱۲	کار	-۰/۸۶	۱/۰۰	-۰/۲۴
	سرمایه		۰/۱۹	-۰/۱۷
	انرژی			-۰/۳۰
۲۰۱۳	کار	-۰/۸۰	-۰/۴۱	۰/۰۱
	سرمایه		-۰/۴۲	-۱/۸۷
	انرژی			-۰/۴۰
۲۰۲۲	کار	-۰/۷۸	-۱/۲۷	۰/۲۷
	سرمایه		-۰/۳۷	-۱/۲۴
	انرژی			-۰/۳۰
۲۰۲۳	کار	-۱/۴۵	-۳/۷۹	۰/۷۳
	سرمایه		۰/۴۵	-۰/۲۳
	انرژی			-۱/۱۵
۲۰۲۹	کار	-۰/۴۱	۱/۴۹	-۰/۳۸
	سرمایه		-۰/۹۳	-۳/۰۴
	انرژی			-۰/۳۸
۲۰۳۰	کار	-۰/۴۹	۱/۷۸	-۰/۲۹
	سرمایه		-۰/۹۶	-۲/۲۳
	انرژی			-۰/۷۸

علامت مورد انتظار برای کشش‌های جانشینی جزئی خودی آلن منفی است که بیانگر رابطه معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای آن نهاده است. بدین معنا که با افزایش قیمت نهاده مقدار کمتری

از آن نهاد تقاضا می‌شود. قدر مطلق کشش جانشینی جزئی خودی برخی نهاده‌ها کم‌تر از یک است که بیانگر بی‌کشش بودن تقاضای این نهاده‌هاست، به‌طوری که با افزایش درصد معینی در قیمت هر نهاده، مقدار تقاضای آن به میزان کم‌تر از درصد تغییر یافته در قیمت آن نهاد تغییر می‌کند. همچنین، مقادیر عددی مثبت کشش‌های جانشینی جزئی متقاطع آلن نشان می‌دهد که آن نهاده‌ها جانشین یکدیگر هستند و افزایش قیمت یک نهاد موجب افزایش استفاده از نهاد دیگر می‌شود، و بالعکس، در حالی که نهاده‌هایی با مقادیر عددی منفی کشش‌های جانشینی جزئی متقاطع آلن مکمل یکدیگرند، افزایش قیمت هر یک سبب کاهش مصرف دیگری می‌شود.

کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاد مربوط به تخمین تابع هزینه صنایع شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر در **جدول (۴)** نمایش داده شده است.

جدول ۴: کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها

فعالیت	کشش	کار	سرمایه	انرژی
۲۰۱۱	کار	-۰/۴۰	-۰/۰۴	۰/۰۰
	سرمایه		۰/۳۰	-۰/۴۷
	انرژی			-۱/۱۵
۲۰۱۲	کار	-۰/۱۳	۰/۷۷	-۰/۰۴
	سرمایه		-۱/۳۵	-۰/۱۳
	انرژی			-۱/۸۰
۲۰۱۳	کار	-۰/۷۹	-۰/۱۰	۰/۰۰
	سرمایه		-۱/۴۳	-۰/۴۶
	انرژی			-۰/۹۳
۲۰۲۲	کار	-۰/۴۸	-۰/۳۹	۰/۰۵
	سرمایه		-۱/۷۵	-۰/۳۸
	انرژی			-۰/۱۶
۲۰۲۳	کار	-۰/۶۷	-۲/۴۵	۰/۱۱
	سرمایه		-۱/۴۸	-۰/۱۵
	انرژی			-۱/۲۴

ادامه جدول ۴: کشش های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده ها

فعالیت	کشش	کار	سرمایه	انرژی
۲۰۲۹	کار	-۰/۶۳	۰/۴۲	-۰/۰۷
	سرمایه		-۱/۲۰	-۰/۸۵
	انرژی			۵/۰۲
۲۰۳۰	کار	-۰/۲۴	۰/۵۴	-۰/۰۵
	سرمایه		-۱/۱۰	-۰/۶۸
	انرژی			-۱/۱۷

علامت صحیح مورد انتظار برای کشش های قیمتی خودی تقاضا منفی است که بیانگر رابطه معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای آن نهاده است. بدین معنا که با افزایش قیمت نهاده مقدار کمتری از آن نهاده تقاضا می شود. از طرفی، تقاضای نهاده های دارای قدر مطلق کشش های قیمتی خودی تقاضا و بزرگ تر از یک با کشش هستند، به طوری که با افزایش درصد معینی در قیمت هر یک از این نهاده ها، مقدار تقاضای آن نهاده به میزان بیش تر از درصد تغییر یافته در قیمت تغییر می کند. در هفت فعالیت مورد بررسی، کشش قیمتی خودی تقاضا برای موجودی سرمایه به طور کلی بیش از سایر نهاده ها است، یعنی حساسیت تقاضای موجودی سرمایه به تغییرات قیمت خود، بیش تر از بقیه نهاده ها است. با این حال، قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای برخی نهاده ها کم تر از یک است که بیانگر بی کشش بودن تقاضای این نهاده ها است، یعنی با افزایش درصد معینی در قیمت هر نهاده، مقدار تقاضای آن به میزان کم تر از درصد تغییر یافته در قیمت تغییر می کند. با توجه به این که اکثر مقادیر کشش های جانشینی متقاطع تقاضا کوچک هستند، سیاست های تغییر قیمت در این نهاده ها تغییر چندانی در ترکیب هزینه ای فعالیت های مذکور نخواهد داشت و همچنین تغییرات قیمت یکی از نهاده ها تاثیر زیادی بر تقاضای دیگری نخواهد داشت. با وجود این، مقادیر نزدیک به یک یا بزرگ تر از یک در کشش های جانشینی متقاطع تقاضا بیانگر آن است که سیاست های تغییر قیمت در این نهاده ها ممکن است تغییراتی در ترکیب هزینه ای فعالیت های مذکور ایجاد نماید و ممکن است تغییرات قیمت یکی از نهاده ها تاثیر زیادی بر تقاضای دیگری داشته باشد.

کشش های متقاطع موریشیما مربوط تخمین تابع هزینه صنایع شیمیایی به تفکیک کدهای چهار رقمی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش تر در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: کشش‌های متقاطع موریشیما

فعالیت	کشش	سرمایه	انرژی
۲۰۱۱	کار	۱/۶۰	۰/۳۲
	سرمایه		-۰/۴۳
۲۰۱۲	کار	۰/۵۷	-۰/۲۰
	سرمایه		۱/۲۸
۲۰۱۳	کار	۱/۲۲	۱/۱۱
	سرمایه		-۱/۱۸
۲۰۲۲	کار	۱/۹۳	۱/۸۹
	سرمایه		-۰/۲۲
۲۰۲۳	کار	۱/۹۹	۱/۰۰
	سرمایه		۱/۹۲
۲۰۲۹	کار	-۰/۷۲	-۱/۰۷
	سرمایه		-۱/۹۵
۲۰۳۰	کار	-۱/۶۵	-۱/۲۷
	سرمایه		-۱/۰۳

در مواردی که کشش جانشینی آلن دارای اطلاعات کم است، اندازه‌گیری دیگری از جانشینی عوامل وجود دارد که تحت عنوان کشش جانشینی موریشیما (MSE) شناخته می‌شود و از طریق مشتق لگاریتمی نسبت نهاده‌ها نسبت به نرخ نهایی جایگزینی یا نسبت قیمت نهاده‌ها به دست می‌آید. این کشش، انحناى منحنی تولید یکسان و اثرات تغییر در قیمت نسبی را بر سهم نسبی هزینه بیان می‌کند. در این ارتباط، اگر کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر مثبت و بزرگ‌تر از یک باشد، جانشینی قوی بین آن جفت نهاده وجود دارد که این موضوع در کشش جانشینی آلن نیز قابل مشاهده است. در صورتی که کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر مثبت و کوچک‌تر از یک باشد، جانشینی بین آن جفت نهاده وجود دارد، اما درجه جانشینی بین آن‌ها ضعیف است. اما اگر کشش نسبت دو نهاده به یکدیگر منفی و بزرگ‌تر از یک باشد، رابطه مکملی قوی بین آن جفت نهاده وجود دارد و در صورتی که این کشش کوچک‌تر از یک باشد، رابطه مکملی بین آن دو نهاده ضعیف است. در ادامه، نتایج بازدهی نسبت به مقیاس فعالیت‌های منتخب صنایع شیمیایی در دوره زمانی ۱۳۹۶/۴-۱۳۸۱/۱ در **جدول (۶)** ارائه شده است.

جدول ۶: کشش‌های مقیاس

ردیف	کد	شرح	کشش مقیاس
۱	۲۰۱۱	تولید مواد شیمیایی اساسی	۱/۰۸
۲	۲۰۱۲	تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن	۱/۱۱
۳	۲۰۱۳	تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه	۱/۰۳
۴	۲۰۲۲	تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه	۱/۰۹
۵	۲۰۲۳	تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی	۱/۱۰
۶	۲۰۲۹	تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱/۰۷
۷	۲۰۳۰	تولید الیاف مصنوعی	۱/۰۲

ملاحظه می‌گردد که تمام هفت فعالیت مورد بررسی دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس هستند، یعنی آن‌که واحد بزرگ‌تر آن‌ها به واحدهای کوچک‌تر ترجیح دارند که ضرورت دارد سیاستگذار این بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس را مورد توجه قرار دهد. تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن و تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی دارای بازدهی بالاتری نسبت به سایر فعالیت‌ها هستند.

در **جدول (۷)**، کشش‌های قیمتی انواع انرژی به تفکیک (کل انرژی، گازوییل، گاز طبیعی، بنزین، برق، و سایر انرژی‌ها) به تفکیک کدهای چهار رقمی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر در تابع هزینه صنایع شیمیایی ارائه شده است. کشش‌های قیمتی خودی تقاضا بیانگر رابطه معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای آن نهاده است، بدین معنا که با افزایش قیمت نهاده مقدار کم‌تری از آن نهاده تقاضا می‌شود. از طرفی، تقاضای نهاده‌های دارای قدر مطلق کشش‌های قیمتی خودی تقاضا و بزرگ‌تر از یک باکشش هستند.

جدول ۷: کشش قیمتی انرژی

فعالیت	کل انرژی	گازوویل	گاز طبیعی	بنزین	برق	سایر انرژی‌ها
۲۰۱۱	-۱/۰۷	-۰/۰۳	-۰/۵۱	-۰/۰۱	-۰/۴۴	-۰/۰۷
۲۰۱۲	-۱/۲۸	-۰/۰۲	-۰/۷۶	-۰/۰۱	-۰/۴۴	-۰/۰۵
۲۰۱۳	-۱/۵۱	-۰/۰۲	-۰/۵۴	-۰/۰۲	-۰/۸۱	-۰/۱۳
۲۰۲۲	-۱/۶۷	-۰/۱۶	-۰/۷۹	-۰/۱۱	-۰/۵۳	-۰/۰۹
۲۰۲۳	-۱/۶۵	-۰/۱۶	-۰/۵۵	-۰/۰۷	-۰/۸۰	-۰/۰۸
۲۰۲۹	-۱/۳۳	-۰/۱۴	-۰/۵۵	-۰/۰۳	-۰/۶۰	-۰/۰۲
۲۰۳۰	-۱/۵۶	-۰/۰۳	-۰/۷۵	-۰/۰۱	-۰/۷۳	-۰/۰۴

قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای کل انرژی در فعالیت تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲) بیش از سایر فعالیت‌هاست. همچنین، حساسیت تقاضای انرژی به تغییرات قیمت خود بیش‌تر از بقیه نهاده‌هاست، در حالی که این کشش در فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای انرژی به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست. قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای گازوویل، در فعالیت‌های تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲) و تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳) بیش از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای گازوویل نیز به تغییرات قیمت خود بیش‌تر از بقیه نهاده‌هاست، در حالی که این کشش در فعالیت‌های تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲) و تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و در آن‌ها حساسیت تقاضای گازوویل به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست. قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای گاز طبیعی در فعالیت تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲) بیش از سایر فعالیت‌هاست، در حالی که این کشش در فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای گاز طبیعی به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست. قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای بنزین در فعالیت تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲) بیش از سایر فعالیت‌هاست، در حالی که این کشش در فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲) و تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای بنزین به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست. قدر مطلق

کشش قیمتی خودی تقاضا برای برق در فعالیت تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳) بیش از سایر فعالیت‌هاست و این کشش در فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱) و تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای برق به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست. قدر مطلق کشش قیمتی خودی تقاضا برای سایر انرژی‌ها (گاز مایع، نفت کوره، و زغال سنگ)، در فعالیت تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳) بیش از سایر فعالیت‌هاست و این کشش در فعالیت تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده در جای دیگر (۲۰۲۹) کم‌تر از سایر فعالیت‌هاست و حساسیت تقاضای سایر انرژی‌ها به تغییرات قیمت خود کم‌تر از بقیه نهاده‌هاست.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش تجزیه و تحلیل تابع هزینه و محاسبه انواع کشش‌ها در صنایع شیمیایی ایران به تفکیک کدهای چهار رقمی استاندارد فعالیت‌های صنعتی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر در دوره ۱۳۸۱/۱-۱۳۹۶/۴ با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ است. برای تخمین تابع هزینه از متغیرهای موجودی سرمایه، اشتغال، انرژی، و تولید استفاده شده، تابع هزینه صنایع شیمیایی در هفت فعالیت منتخب برآورد گردیده، و در ادامه کشش‌های جانشینی و خودی آلن، کشش‌های قیمتی، کشش‌های موریشیما، کشش انواع انرژی، و کشش بازدهی نسبت به مقیاس محاسبه شده است.

نتایج برآورد تابع هزینه صنایع شیمیایی نشان می‌دهد در تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی، تولید الیاف مصنوعی و تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده، با فرض ثبات سایر شرایط، تغییرات قیمت نهاده انرژی بیش‌تر از قیمت سایر نهاده‌ها هزینه‌های تولید را تحت تاثیر قرار خواهد داد. در حالی که در فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی، نهاده اشتغال اثرگذارترین در هزینه است. ضمن آن‌که در تولید همه فعالیت‌ها، نهاده‌های تولید دوه‌دو مکمل یکدیگر هستند، پس برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها لازم است مصرف هر دو نهاده مکمل کاهش یابد. از سوی دیگر، در فعالیت‌های تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه و تولید صابون، شوشینه‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی این قیمت نهاده سرمایه است که بیش‌ترین سهم را در هزینه تولید دارد. همچنین، در این فعالیت‌ها نهاده‌های سرمایه و اشتغال، و انرژی و اشتغال دوه‌دو جانشین یکدیگر هستند، یعنی برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها می‌توان یکی از نهاده‌ها را جایگزین دیگری نمود.

به علاوه، پژوهش حاضر نتایج برآورد کشش‌های جانشینی جزئی متقاطع و خودی آلن، میزان و جهت رابطه بین قیمت و تقاضای نهاده‌ها، و همچنین میزان و جهت تاثیرپذیری تقاضای یک نهاده از قیمت نهاده دیگر را در فعالیت‌های مختلف نشان داده است. به عنوان یک نمونه ملموس، در فعالیت تولید صابون، شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی اثر افزایش قیمت نهاده کار (دستمزد) در تابع هزینه تولید می‌تواند از طریق جایگزین نمودن نهاده موجودی سرمایه با افزایش $\frac{3}{8}$ درصد جبران شود. همچنین، کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها برآورد گردیده است. یافته‌ها حاکی از آن است که در هر هفت فعالیت مورد بررسی، حساسیت تقاضای موجودی سرمایه به تغییرات قیمت خود بیش از بقیه نهاده‌هاست. به علاوه، عمدتاً مقادیر کشش‌های جانشینی متقاطع تقاضا کوچک هستند، یعنی تغییرات قیمت یکی از نهاده‌ها تاثیر زیادی بر تقاضای دیگری نخواهد داشت.

این پژوهش همچنین کشش‌های قیمتی خودی انواع انرژی به تفکیک (کل انرژی، گازویل، گاز طبیعی، بنزین، برق، و سایر انرژی‌ها) را در هر هفت فعالیت برآورد کرده است. نتایج این برآورد حاکی از آن است که در فعالیت‌های تولید مواد شیمیایی اساسی، تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه و تولید الیاف مصنوعی کشش قیمتی خودی گاز طبیعی بیش از سایر انواع انرژی است. این در حالی است که در فعالیت‌های تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده، تولید صابون، شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی و تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی کشش قیمتی خودی برق بیش‌تر از سایر نهاده‌هاست. همچنین، فعالیت‌های منتخب در این پژوهش دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس هستند که واحدهای بزرگ‌تر آن‌ها بر واحدهای کوچک‌تر ارجح است.

یکی از سیاست‌های دولت‌ها برای مدیریت مصرف انرژی و جبران کسری بودجه، افزایش قیمت انرژی است. از طرفی، تغییرات قیمت انرژی به عنوان نهاده‌ای مهم در هزینه و عملکرد بسیاری از صنایع و نیز اثرگذارترین نهاده در فعالیت‌های تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی (۲۰۱۳)، تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰)، و تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده (۲۰۲۹) است. بنابراین، تغییر قیمت انرژی بیش‌تر از تغییر قیمت سایر نهاده‌ها موجب افزایش هزینه‌های تولید این صنایع می‌شود. در نتیجه، در سیاست‌های تغییر قیمت انرژی لازم است این ملاحظات و برابند سیاست مذکور و تبعات آن بر تولید این صنایع لحاظ شود، سپس تصمیم نهایی اتخاذ گردد.

با توجه به این که در فعالیتهای تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲) و تولید صابون، شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، قیمت نهاده سرمایه موثرترین نهاده در هزینه است و دیگر آن که نهاده‌های این فعالیتهای دوه‌دو جانشین یکدیگر هستند، در صورت تغییر قیمت یکی از نهاده‌ها برای صرفه‌جویی در هزینه‌ها می‌توان نهاده دیگر را جایگزین نمود.

تصمیم‌گیران تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، باید مطلع باشند که اشتغال، اثرگذارترین نهاده در هزینه این فعالیت است، پس در سیاست‌های مرتبط با تعیین دستمزد یا تعدیل نیروی کار، برآورد هزینه‌های تحمیلی بر تولید این فعالیت دارای اهمیت است. در فعالیتهای تولید صنایع کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲) و تولید صابون، شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، رابطه معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای موجودی سرمایه وجود ندارد، پس سیاست تغییر قیمت نهاده سرمایه در این فعالیتهای تأثیری بر میزان تقاضای سرمایه ندارد. طبق بررسی کشش جانشینی جزئی خودی و متقاطع آن در تخمین تابع هزینه نهاده‌ها و با وجود جانشین بودن نهاده‌های کار و انرژی در فعالیتهای تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳)، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، و تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، اما درجه جانشینی این دو نهاده در این فعالیتهای ضعیف است. برای کسب اطلاعات دقیق‌تر از درجه جانشینی این دو نهاده در این فعالیتهای کشش موریشیما استفاده شده که بیانگر وجود جانشینی قوی بین دو نهاده کار و انرژی در همه فعالیتهای مذکور، به‌استثنای فعالیت تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱) (درجه جانشینی ضعیف) بوده است. بر اساس این، می‌توان به منظور صرفه‌جویی در هزینه‌ها با تغییر قیمت یکی از این نهاده‌ها، مقدار تقاضای نهاده دیگر را تغییر داد. برای مثال، به منظور افزایش اشتغال‌زایی می‌توان قیمت نهاده انرژی را افزایش داد، که به تبع آن افزایش اشتغال حاصل می‌شود. همچنین، لحاظ کردن این نکته نیز ضروری است که اعمال این سیاست برای فعالیت تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳) و با توجه به حساسیت بالای هزینه‌های تولید این فعالیت به تغییر قیمت انرژی نسبت به سایر نهاده‌ها لازم است برابری سیاست مذکور و تبعات آن بر تولید این صنایع لحاظ شود، سپس تصمیم نهایی اتخاذ گردد.

در کشش جانشینی متقاطع آن نهاده‌های کار و سرمایه در فعالیتهای تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر (۲۰۲۹)

و تولید الیاف مصنوعی (۲۰۳۰) جانشین هستند، اما در بررسی کشش موریشیما به استثنای فعالیت تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲) این دو نهاد مکمل هستند. همچنین، بین دو نهاد کار و سرمایه در فعالیت‌های تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳)، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، و تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، جانشینی قوی و در فعالیت تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، جانشینی ضعیف وجود دارد. بنابراین، به منظور اشتغال‌زایی می‌توان قیمت سرمایه را افزایش داد تا از طریق آن بتوان افزایش اشتغال را به دست آورد. اما در این جا قید این نکته نیز ضروری است که قوی و ضعیف بودن درجه جانشینی نیز باید مد نظر قرار گیرد و با توجه به قوی بودن درجه جانشینی این دو نهاد در فعالیت‌های مذکور، می‌توان نتایج خوبی را از این سیاست به دست آورد. به عنوان ملاحظه باید در نظر داشت که اعمال این سیاست، موجب عقب‌افتادگی فعالیت‌های مذکور در استفاده از فناوری‌های به‌روز نشود.

همچنین، مطابق بررسی کشش قیمتی خودی و متقاطع تقاضای نهاده‌ها در فعالیت‌های صنایع شیمیایی و با توجه به این که بیش‌تر مقادیر کشش‌های جانشینی متقاطع تقاضا کوچک هستند، سیاست‌های تغییر قیمت در این نهاده‌ها تغییر چندانی در ترکیب هزینه‌ای فعالیت‌های مذکور نخواهد داشت. همچنین، تغییر قیمت یکی از نهاده‌ها تأثیر زیادی بر تقاضای نهاده دیگر ندارد. با وجود این که کشش قیمتی خودی گاز طبیعی در فعالیت‌های تولید مواد شیمیایی اساسی (۲۰۱۱)، تولید کود شیمیایی و ترکیبات نیتروژن (۲۰۱۲)، تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه (۲۰۲۲)، و تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳) در مقایسه با سایر انرژی‌ها بیش‌تر است، اما به‌طور کلی بی‌کشش است و سیاست قیمتی گاز طبیعی اثر کم‌تری بر میزان تقاضای گاز طبیعی دارد. همچنین، سیاست افزایش قیمت به منظور صرفه‌جویی در میزان مصرف گاز طبیعی نیز نتایج قابل‌قبولی ارائه نخواهد داد.

کشش قیمتی خودی برق در فعالیت‌های تولید پلاستیک و لاستیک مصنوعی در شکل اولیه (۲۰۱۳)، تولید صابون و شوینده‌ها، ترکیبات تمیزکننده و براق‌کننده، عطرها و مواد آرایشی (۲۰۲۳)، و تولید سایر فرآورده‌های شیمیایی طبقه‌بندی‌نشده در جای دیگر (۲۰۲۹) در مقایسه با سایر انرژی‌ها بیش‌تر است، اما به‌طور کلی بی‌کشش است و سیاست قیمتی برق اثر کم‌تری بر میزان تقاضای برق خواهد داشت. همچنین، سیاست افزایش قیمت به منظور صرفه‌جویی در میزان مصرف برق نیز نتایج قابل‌قبولی ارائه نخواهد داد.

در تمامی کدهای مورد بررسی، تقاضای هر دو انرژی بنزین و گازوییل نسبت به تغییر قیمت آن‌ها بی‌کشش است و افزایش قیمت تأثیری بر میزان تقاضای این انرژی‌ها در فعالیت‌های صنایع شیمیایی و صرفه‌جویی در هزینه‌ها نخواهد داشت.

در خصوص سهم پژوهش حاضر می‌توان ادعا نمود این پژوهش در مواردی چون دوره زمانی، استفاده از کدهای چهار رقمی (ISIC) دارای ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر، دسته‌بندی فعالیت‌های صنعتی شبیه به هم در یک گروه، استفاده از متغیر انرژی مصرفی در بخش صنعت به عنوان یکی از عوامل تولید، و استفاده از داده‌های فصلی بخش صنعت دارای تفاوت است که می‌توان گفت در موارد ذکرشده نسبت به مطالعات گذشته در ایران سهمی متفاوت در ادبیات تجربی دارد.

در خصوص پیشنهادهای آتی به پژوهشگران توصیه می‌گردد مطالعه برای تمام زیرگروه‌های بخش صنعت صورت پذیرد و نتایج زیربخش‌های مختلف با یکدیگر مقایسه گردد. عمده‌ترین محدودیت این پژوهش به‌روز نبودن آمار و اطلاعات اقتصادی کشور ایران، به‌ویژه بخش صنعت است که این موضوع سبب می‌شود، نتایج از ویژگی به‌روز نبودن رنج ببرند.

اظهاریه

با توجه به آن‌که پژوهش حاضر برگرفته از طرح پژوهشی است که در موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی انجام شده است، نویسندگان از مساعدت موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی و همکاران طرح «طراحی الگوی کلان‌سنجی بخش‌های صنعت، معدن و تجارت ایران»، داوران، و ویراستار محترم نشریه علمی «برنامه‌ریزی و بودجه» (مازیار چابک) تشکر و قدردانی می‌کنند.

منابع

الف) انگلیسی

- Alvarez, M. A., & Lawrence, N. D. (2008). *Sparse Convolved Gaussian Processes for Multi-Output Regression*. Paper Presented at the NIPS.
- Asadi Mehmandosti, E., Bazzazan, F., & Mousavi, M. H. (2018). Calculating Total Factor Productivity and Substitution Elasticities in the Manufacturing Sector in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(74), 1-32. <https://dx.doi.org/10.22054/ijer.2018.8824>
- Asgari, M. (2019). Technical Efficiency in Iran's Industry Sector: A Stochastic Frontier

- Analysis (SFA) Approach. *The Journal of Planning and Budgeting*, 24(3), 61-85. <http://jpbud.ir/article-1-1876-fa.html>
- Berndt, E. R., & Christensen, L. R. (1973). The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in US Manufacturing 1929-1968. *Journal of Econometrics*, 1(1), 81-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(73\)90007-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(73)90007-9)
- Bölük, G., & Koç, A. A. (2010). Electricity Demand of Manufacturing Sector in Turkey: A Translog Cost Approach. *Energy Economics*, 32(3), 609-615. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.01.007>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55(1), 28-45. <https://doi.org/10.2307/1927992>
- Deininger, S. M., Mohler, L., & Mueller, D. (2018). Factor Substitution in Swiss Manufacturing: Empirical Evidence Using Micro Panel Data. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 154(1), 1-15. <https://doi.org/10.1186/s41937-017-0016-5>
- Diewert, W. E. (1971). An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy*, 79(3), 481-507. <https://doi.org/10.1086/259764>
- Feng, G., & Serletis, A. (2008). Productivity Trends in US Manufacturing: Evidence from the NQ and AIM Cost Functions. *Journal of Econometrics*, 142(1), 281-311. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.06.002>
- Gallant, A. R. (1981). On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form. *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90115-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90115-9)
- Gervais, J.-P., Bonroy, O., & Couture, S. (2006). Economies of Scale in the Canadian Food Processing Industry. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA) Paper*, No. 64.
- Guilkey, D. K., & Lovell, C. K. (1980). On the Flexibility of the Translog Approximation. *International Economic Review*, 21(1), 137-147. <https://doi.org/10.2307/2526244>
- Huang, B. (2001). Fertilizer Usage in Mainland China. *Agricultural Policy and Agriculture*.
- Kaghazian, S., Naghdi, Y., & Sepehri, Y. (2016). Surveying the Influence of Inputs on the Cost Function of Refah Bank and the Possibility of Inputs Substitution. *Iranian Journal of Trade Studies*, 20(79), 155-176. http://pajooreshnameh.itsr.ir/article_22209.html
- Kuroda, Y. (1987). The Production Structure and Demand for Labor in Postwar Japanese Agriculture, 1952-1982. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 328-337. <https://doi.org/10.2307/1242283>
- Lin, B., & Tian, P. (2017). Energy Conservation in China's Light Industry Sector: Evidence from Inter-Factor and Inter-Fuel Substitution. *Journal of Cleaner Production*, 152(1), 125-133. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.03.099>
- Lopez, R. E. (1980). The Structure of Production and the Derived Demand for Inputs in Canadian Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 38-45. <https://doi.org/10.2307/1239470>
- Lotfalipour, M. R., Falahi, M. A., & Zohoorian, E. (2018). The Review of Substitution between

- Energy and Labor in Industry Sector of Iran (With Emphasis on Environmental Policy). *Quarterly Energy Economics Review*, 13(55), 39-68. <http://iiesj.ir/article-1-839-fa.html>
- Morishima, M. (1967). A Few Suggestions on the Theory of Elasticity. *Keizai Hyoron (Economic Review)*, 16(1), 144-150.
- Moss, C. B., Erickson, K. W., Ball, V. E., & Mishra, A. K. (2003). *A Translog Cost Function Analysis of US Agriculture: A Dynamic Specification*. Paper Prepared for Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada.
- Ray, S. C. (1982). A Translog Cost Function Analysis of US Agriculture, 1939-1977. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 490-498. <https://doi.org/10.2307/1240641>
- Shahbazi, M., & Fadaee, M. (2017). The Relationship between Production Inputs and Energy Carriers in Iran's Manufacturing Sector. *The Journal of Planning and Budgeting*, 21(4), 134-171. <http://jpbud.ir/article-1-1501-en.html>
- Stern, D. I. (1994). Accuracy of the Translog Function. *Applied Economics Letters*, 1(10), 172-174. <https://doi.org/10.1080/135048594357943>
- Varian, H. (1992). *Microeconomic Analysis*: WW Norton and Company.
- Wales, T. J. (1977). On the Flexibility of Flexible Functional Forms: An Empirical Approach. *Journal of Econometrics*, 5(2), 183-193. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90023-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90023-9)
- White, H. (1980). Using Least Squares to Approximate Unknown Regression Functions. *International Economic Review*, 21(1), 149-170. <https://doi.org/10.2307/2526245>

(ب) فارسی

- سامتی، مرتضی؛ همایونی‌راد، سعید، و کریم‌زاده، فاطمه (۱۳۸۶). بررسی سهم عامل نیروی کار در تابع هزینه صنایع. *نشریه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۲)، ۲۴-۵.
- عسگری، منصور؛ ولی‌بیگی، حسن؛ رهنمون‌پیروج، طیبه؛ هوشمندگهر، سعیده، و وجدانی، هدیه (۱۳۹۹). *طراحی الگوی کلان‌سنجی بخش‌های صنعت، معدن و تجارت / ایران*. طرح پژوهشی موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- گجراتی، دامودار (۱۳۸۵). *مبانی اقتصادسنجی* (جلد ۱). ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

مقایسه اقتصادی و فنی تامین انرژی از نیروگاه ترکیبی خورشیدی - بادی به جای احداث خط انتقال گاز طبیعی

z_sadeghi@uk.ac.ir

زین العابدین صادقی

دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران (نویسنده مسئول).

horryhr@uk.ac.ir

حمیدرضا حری

دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

سیده سکینه صادقی نساج

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۱۹

دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۷

چکیده: برای مصرف گاز طبیعی نیاز به انتقال گاز از چاه استخراج به دست مصرف کننده است، که خود نیازمند یک سیستم گسترده در تولید، انتقال، و توزیع است. هزینه انتقال نسبت به مسافت انتقال، صعب العبوری منطقه، و تعداد ایستگاه تقلیل یا افزایش فشار متفاوت است. پس اگر بتوان از انرژی دیگری به جای گاز با هزینه های سرمایه ای پایین تر که در خود محل تولید و مصرف شود استفاده نمود، موجب کاهش هزینه و زمان بهره برداری می شود. برای این منظور در این پژوهش با استفاده از نرم افزارهای شبیه سازی نیروگاه تجدیدپذیر، مقایسه ای بین نیروگاه ترکیبی خورشیدی - بادی به لحاظ درآمدی و هزینه ای با خط انتقال گاز در منطقه اندیکا استان خوزستان انجام شده است. نتایج نشان می دهد به لحاظ هزینه سرمایه ای، نیروگاه ترکیبی هزینه بسیار پایین تری نسبت به خط انتقال گاز دارد. هزینه عملیاتی خط انتقال گاز بسیار بیش تر از درآمد حاصل فروش گاز است و این در حالی است که درآمد سالیانه حاصل از فروش برق، هزینه عملیاتی نیروگاه ترکیبی را پوشش می دهد. یکی از مصارف اصلی گاز در کشور ایران در بحث استفاده از آن برای تامین سوخت نیروگاه های تولید برق است، و این در حالی است که ایران در سال های اخیر با توجه به پیک مصرفی در زمستان با خاموشی هایی مواجه شده که ناشی از افت فشار گاز و در نتیجه کاهش تولید برق بوده است. بنابراین، به جای هزینه برای انتقال گاز به مناطق دورافتاده، که باعث افزایش تقاضای گاز می شود و همچنین با وجود تقاضای برق در این مناطق، می توان از روش تولید پراکنده استفاده نمود. به عبارت دیگر، برق هر منطقه در همان جا و با روش تجدیدپذیر تولید و مصرف شود. به طور کلی، هزینه سرمایه بالای انتقال گاز، با توجه به درآمد سالیانه حاصل از فروش آن، اقتصادی بودن آن را رد می کند و این در حالی است که نیروگاه ترکیبی با توجه به هزینه سرمایه ای پایین تر نسبت به انتقال گاز، و درآمد بیش تر نسبت به فروش گاز، به لحاظ اقتصادی از انتقال گاز توجیه پذیرتر است.

کلیدواژه ها: نیروگاه ترکیبی، خط انتقال گاز، هزینه یابی، استان خوزستان، انرژی تجدیدپذیر،

نرم افزار RETScreen

طبقه بندی JEL: Q21, Q41, Q31

مقدمه

به طور کلی، توسعه اقتصادی به عنوان یک رکن اساسی در مجموعه سیاست‌ها و خط‌مشی‌های هر کشور محسوب می‌شود. انرژی در جریان توسعه اقتصادی به عنوان نیروی محرکه رشد و توسعه به‌شمار می‌رود و امروزه می‌توان گفت که هیچ فعالیتی بدون صرف انرژی امکان‌پذیر نیست. بخش انرژی به عنوان یکی از بخش‌های اقتصادی - اجتماعی تاثیر بسزایی بر سایر بخش‌ها دارد (اسماعیل‌نیا و زاهدی سرشت، ۱۳۸۸). یکی از حامل‌های انرژی که امروزه نقش بسزایی در زندگی مردم دارد، گاز طبیعی است. در واقع، گاز طبیعی به عنوان مهم‌ترین حامل انرژی محسوب می‌شود که سهم بسیاری از مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی، به‌ویژه در بخش مصرف خانوار دارد. همچنین، مصرف گاز طبیعی با توجه به محدودیت حامل‌های انرژی تجدیدپذیر از یک طرف، و رشد جمعیت جهان از طرف دیگر ارتباط تنگاتنگی با هم دارد. در حال حاضر، گاز طبیعی در بیش از ۵۰ کشور جهان تولید می‌شود، و به دلیل این‌که نسبت به سایر حامل‌های انرژی اثرات زیست‌محیطی کم‌تری دارد، مورد توجه بسیار زیادی قرار گرفته است (عباسی و امینی‌فرد، ۱۳۹۷).

برای مصرف گاز طبیعی به انتقال گاز از چاه استخراج به دست مصرف‌کننده نیاز است و انتقال گاز طبیعی به صورت کارآمد و موثر از منطقه تولید به منطقه مصرف نیازمند یک سیستم گسترده در تولید، انتقال، و توزیع است. این در حالی است که در بسیاری از مناطق ایران هم مسافت زیاد است و هم نقاط صعب‌العبور وجود دارد. پس در کنار زمان‌بر بودن، به لحاظ صرف هزینه و سرمایه نیز باعث ایجاد مشکلاتی می‌شود (Khaleghian et al., 2012). علاوه بر صرف منابع مالی در خطوط انتقال گاز، نصب یک خط لوله موجب تجاوز به طبیعت و موجب پیامدهای زیست‌محیطی جبران‌ناپذیری می‌شود. بنابراین، ایده استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک که بتوان در همان منطقه مصرف تولید نمود و به‌جای گاز مصرف شود، توجیه‌پذیر است. یکی از این حامل‌های انرژی برق است. بهره‌وری بالاتر و وابستگی به پیشرفت‌های فنی و سرمایه‌بر بودن وسایل استفاده‌کننده برق موجب می‌شود که با گذر زمان این نوع وسایل جای وسایل استفاده‌کننده از انرژی فسیلی را بگیرند. بر اساس این، بیشتر کشورهای جهان در چارچوب قانونی به منظور تشویق مردم و نهادهای اقتصادی به استفاده از منابع تجدیدپذیر در راستای اهداف آژانس بین‌المللی انرژی و پیمان کیوتو^۱ قدم برمی‌دارند. در میان این اهداف، برای پیشبرد عرضه و تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه، جایگزین کردن منابع

۱. Kyoto Protocol: یک پیمان بین‌المللی است که به دلیل گرم شدن زمین در دهه‌های اخیر، برای کاهش عامل اصلی آن، یعنی صدور گازهای گلخانه‌ای، محدودیت‌هایی اعمال نمودند.

انرژی پاک و افزایش بهره‌وری مصرف انرژی در رأس دستور کار این نهادها و پیمان‌ها قرار دارد (Maji, 2015). همراه با این چالش‌ها، فرصت‌هایی نیز به‌دست می‌آید و این باعث می‌شود صنعت برق در زمان حاضر جذاب باشد (BP, 2019). یکی از روش‌های تولید انرژی برق استفاده از انرژی تجدیدپذیر خورشیدی و بادی است که این امکان را دارد در همان محل مصرف، تولید شود. به عبارت دیگر، نیازی به خط انتقال و جابه‌جایی ندارد و در همان محل، تولید و مصرف می‌شود. سهم این پژوهش در ادبیات این است که به صورت همزمان به ارزیابی و مقایسه اقتصادی دو نوع تامین انرژی تجدیدپذیر و فسیلی با لحاظ کردن هزینه انتقال آن‌ها می‌پردازد. از آن‌جا که محاسبه هزینه‌های زیست‌محیطی در خطوط انتقال گاز به مسافت و مسیر انتقال گاز وابستگی دارد، و همچنین در این پژوهش تمام روستاهای منطقه در نظر گرفته شده‌اند، پس امکان محاسبه هزینه‌های زیست‌محیطی برای همه آن‌ها مقدور نیست. بنابراین، هزینه‌های زیست‌محیطی در نظر گرفته نشده‌اند. فقط هزینه‌های اجتناب از آلودگی با استفاده از منابع تجدیدپذیر لحاظ شده است. این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این پرسش اصلی است: آیا استفاده از نیروگاه خورشیدی - بادی به جای انتقال و استفاده از گاز طبیعی در مناطق سردسیر و دوردست از منظر اقتصادی توجیه‌پذیر است؟

مبانی نظری پژوهش

بسیاری از صاحب‌نظران، استفاده از نیروگاه‌های خورشیدی و سایر انرژی‌های نو را راه‌حلی برای جایگزینی گاز طبیعی می‌دانند، زیرا نیروگاه‌های خورشیدی نسبت به سایر مراکز تولید انرژی برق فسیلی در ایران، به‌ویژه استان خوزستان به عنوان زمینه این پژوهش، مزایایی مانند ظرفیت بالقوه انرژی‌های تجدیدپذیر، تولید نشدن گازهای مخرب، و امکان استفاده از فضاهای بدون کاربرد و بایر برای بهره‌برداری را دارا هستند. نکته مهم در استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، غیرقابل اعتماد بودن آن‌هاست. عوامل محیطی بسیار نامشخص و وابسته به مکان هستند. از طرفی، انرژی‌های تجدیدپذیر مانند باد و خورشید نیز به زمان روز، فصل و نوع زمین وابسته هستند، که همه آن‌ها بر تولید انرژی الکتریکی و هزینه انرژی تاثیر می‌گذارند و این امر سبب ایجاد نااطمینانی در تولید برق از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌شود (Nerse- sian, 2016). بنابراین، شناخت دقیق و مناسب نوع انرژی تجدیدپذیر، عوامل موثر بر آن، راه‌های محاسبه و اندازه‌گیری خروجی برای محاسبات اقتصادی از اهمیت بسزایی برخوردار است. طبق آمار موجود، تولید هر کیلووات ساعت انرژی الکتریکی حاصل از انرژی تجدیدپذیر می‌تواند از انتشار حدود یک کیلوگرم کربن دی اکسید در مقایسه با نیروگاه‌های سوخت فسیلی جلوگیری نماید (Wang et al., 2019).

یکی از مزایای انرژی باد آن است که در زمستان‌ها وزش باد سریع‌تر است و تداوم بیش‌تری دارد. بنابراین، هنگامی که نیاز مصرف گاز به دلیل گرمایش بیش‌تر می‌شود، نیروگاه بادی الکتریسیته بیش‌تری تولید می‌کند (Richardson, 2013). این در حالی است که ظرفیت بالقوه انرژی خورشیدی در استان‌های جنوبی کشور با توجه به تعداد روزهای آفتابی بالا و صافی هوا، استفاده از این انرژی را بسیار توجیه‌پذیر می‌نماید. پژوهش‌های بسیاری در مورد استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌ویژه انرژی خورشیدی و بادی، انجام شده که بیش‌تر به مقایسه اقتصادی این نوع انرژی با نیروگاه انرژی فسیلی پرداخته‌اند.

خسروانی تهرانی (۱۳۹۲)، به ارزیابی اقتصادی نیروگاه فسیلی در مقایسه با نیروگاه خورشیدی می‌پردازد. در این پژوهش با استفاده از روش بررسی هزینه - فایده، استفاده از سه نوع نیروگاه را در ایران مورد مطالعه قرار می‌دهد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، تولید برق در نیروگاه خورشیدی گران‌تر از نیروگاه سیکل ترکیبی است و تنها خرید برق در قیمت‌های بالاتر توجیه اقتصادی دارد. همچنین، در شرایط استفاده از ارز مبادله‌ای و نرخ‌های تنزیل پایین‌تر نیز هیچ‌کدام از نیروگاه‌ها اقتصادی نیست. از طرفی، با وارد کردن عوامل دیگر همچون صرفه‌جویی مصرف سوخت و هزینه‌های جانبی نیروگاه‌های فسیلی برای تولید مواد سمی ناشی از احتراق گاز و گازوییل دو نیروگاه تجدیدپذیر اقتصادی نبودند. **کولاک و همکاران^۱ (۲۰۲۰)**، به مقایسه و انتخاب بهینه بین نیروگاه خورشیدی و نیروگاه سیکل ترکیبی می‌پردازند. در این پژوهش ساخت نیروگاه خورشیدی فتوولتائیک^۲ در ترکیه با استفاده از فناوری سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی (GIS)^۳ مکان‌یابی شده است. در چارچوب پژوهش، عوامل موثر بسیاری از جمله ظرفیت بالقوه انرژی خورشیدی، جاده‌ها، خطوط انتقال انرژی، مراکز ترانسفورماتور، شیب، موقعیت سدها و رودخانه‌ها، خطوط لوله گاز طبیعی، خطوط گسل، پوشش اراضی و مناطق مسکونی در نظر گرفته شده‌اند. با استفاده از روش فرایند سلسله‌مراتبی تحلیلی، وزن عامل‌ها محاسبه شد. در نتیجه تمام این فرایندها، نقشه‌ای ارائه می‌دهد که مکان‌های بهینه را برای نیروگاه‌های انرژی خورشیدی نشان می‌دهد. **الموهلاوی و همکاران^۴ (۲۰۱۹)**، به مقایسه تحلیل عملکرد حرارتی سیستم متمرکز خورشیدی (CSP)^۵ با نیروگاه سیکل ترکیبی گاز طبیعی

1. Colak et al.
2. Photovoltaic
3. Geographic Information System
4. Elmhawly et al.
5. Concentrated Solar Power

(NGCC)^۱ می‌پردازند. از دو مدل شبیه‌سازی ترمودینامیکی برای تجزیه و تحلیل و ارزیابی عملکرد ترمودینامیکی چرخه‌ها در هر شرایط عملیاتی استفاده شده است. برای نیروگاه مجتمع چرخه ترکیبی خورشیدی (ISCC)^۲، توان خالص و توان خروجی در تابستان تا ۵۵۵/۳۶ مگاوات و ۵۴۶/۴۳ مگاوات برای ISCC، در مقایسه با نیروگاه NGCC مرجع به ترتیب در حدود ۵۲/۳۱۵ و ۴۳/۳۸ مگاوات بالاتر است. همچنین، کارایی کلی از ۵۸/۷۵ درصد به ۶۵ درصد برای هر دو دوره افزایش یافته است، هرچند این مقادیر در روزهای زمستان به دلیل کم‌تر بودن تابش خورشید کاهش می‌یابد. همچنین، در ISCC سناریو دوم کاهش کربن سالانه معادل ۷۳۵۸۶ (تن در سال) با نسبت صرفه‌جویی سوخت فسیلی (FSR)^۳ سالانه ۱۱/۲۸ درصد است. برای ISCC سناریو اول نیز این مقدار برابر با ۶۲۸۸۵ (تن در سال) انتشار کربن و FSR برابر با ۹/۶ درصد است. با وجود پژوهش‌هایی در زمینه انرژی‌های تجدیدپذیر و مقایسه آن با مصرف انرژی تجدیدپذیر، اما کم‌تر به موضوع جایگزینی این انرژی‌ها پرداخته شده است.

روش‌شناسی پژوهش

نیروگاه ترکیبی خورشیدی – بادی

با توجه به ماهیت متناوب و قدرت غیرقابل پیش‌بینی از منابع انرژی تجدیدپذیر مستقل مانند انرژی خورشیدی و بادی، تولید برق ترکیبی از لحاظ هزینه عملیاتی و چرخه عمر، الزامات اندازه‌گیری و تعمیر و نگهداری سیستم بیش‌تر قابل اعتماد است (Ahmad et al., 2018). طراحی یک سیستم انرژی ترکیبی عمدتاً وابسته به توزیع تقاضای برق است، پس می‌توان ترکیب ظرفیت‌های متفاوتی از آن، با توجه به شرایط منطقه انتخاب نمود. بنابراین، ابتدا باید میزان خروجی هر نوع سیستم خورشیدی و بادی را محاسبه نمود.

یک سلول فتوولتائیک کوچک‌ترین واحد در یک پنل خورشیدی است که توانایی تولید ۱ تا ۲ وات الکتریسیته دارد و از ترکیب چند سلول خورشیدی یک صفحه خورشیدی به وجود می‌آید که توانایی تولید آن بین ۵۰ تا ۳۰۰ وات است (Nersesian, 2016). به ترکیب چندین صفحه خورشیدی آرایه خورشیدی گفته می‌شود که قدرت تولید آن بستگی به تعداد صفحه و توانایی آن‌ها دارد. خروجی

1. Natural Gas Combined Cycle
2. Integrated Solar Combined Cycle
3. Fossil Fuel Saving Ratio (FSR)

قدرت آرایه خورشیدی فتوولتائیک را به صورت رابطه (۱) می‌توان محاسبه نمود:

$$P_{PV} = P_{PV,STV} f_{PV} f_{temp} \left(\frac{I_T}{I_{T,STC}} \right) \quad (1)$$

در این رابطه $P_{PV,STV}$ ظرفیت اسمی آرایه فتوولتائیک در شرایط آزمون استاندارد (STC)^۱، f_{PV} عامل تغییرات سلول فتوولتائیک^۲ (%، f_{temp} عامل تغییرات دما^۳ (بدون بُعد)، $I_{T,STC}$ تابش تصادفی در شرایط آزمون استاندارد^۴ (۱ کیلووات بر متر مربع)، و I_T میزان تابش خورشیدی در یک واحد از آرایه فتوولتائیک (کیلووات بر متر مربع) است، که به صورت رابطه (۲) تعریف و محاسبه می‌شود (Ramli et al., 2016):

$$I_T = \left(1 + \frac{I_d}{I_0} \right) I_b R_b + I_d \left(1 - \frac{I_b}{I_d} \right) \left(\frac{1 + \cos \beta}{2} \right) \left(1 + \sqrt{\frac{I_b}{I} \sin^3 \frac{\beta}{2}} \right) + \rho_g \quad (2)$$

در این جا I تابش افقی جهانی^۵ (کیلووات / متر مربع)، I_0 تابش افقی فرازمینی^۶ (کیلووات بر متر مربع)، I_b تابش پرتو مستقیم بر یک سطح افقی^۷ (کیلووات / متر مربع)، I_d تابش منتشرشده بر یک سطح افقی^۸ (کیلووات / متر مربع)، ρ_g بازتاب زمین یا آلبدو^۹ (%، β زاویه شیب سطح (درجه)، و R_b نسبت پرتو در زاویه سطح به زاویه پرتو تابش در سطح افقی (بدون بُعد) است که به صورت رابطه (۳) شرح می‌شود:

$$R_b = \frac{\cos \theta}{\cos \theta_z} \quad (3)$$

در این جا θ مشخص کننده زاویه برخورد و θ_z زاویه برخورد در اوج تابش (ظهر) است. بنابراین، یک سیستم ردیابی در پنل‌های خورشیدی باعث افزایش بهره‌وری می‌شود، به طوری که در سیستم‌های ردیابی تک‌محور، بهره‌وری ۲۵-۳۵ درصد و در دو محور ۳۵-۴۵ درصد افزایش پیدا می‌کند (Nersesian, 2016). عامل دیگری که در میزان خروجی سلول خورشیدی تاثیرگذار است، درجه حرارت یا دما است. در طول شب، دمای سلول خورشیدی همانند دمای محیط است، اما در طول

1. Standard Test Conditions
2. PV Derating Factor
3. Temperature Derating Factor
4. Incident Radiation at Standard Test Conditions
5. Global Horizontal Radiation
6. Extraterrestrial Horizontal Radiation
7. Direct Beam Radiation on a Horizontal Surface
8. Diffuse Radiation on a Horizontal Surface
9. Albedo

روز که خورشید کامل است، دمای سلول خورشیدی می‌تواند تا بیش از ۳۰ درجه سانتیگراد از دمای محیط بیش‌تر باشد که بر بهره‌وری سلول خورشیدی اثرگذار است. عامل تغییرات درجه حرارت به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$f_{temp} = \frac{1 + \alpha_p \left[T_a + I_T \left(\frac{T_{C,NOCT} - T_{a,NOCT}}{I_{T,NOCT}} \right) \right] - T_{C,NOCT}}{1 + \alpha_p I_T \left(\frac{T_{C,NOCT} - T_{a,NOCT}}{I_{T,NOCT}} \right) \frac{\eta_{mp,STC}}{0.9}} \quad (4)$$

در این‌جا T_a درجه حرارت محیط ($^{\circ}\text{C}$)، $T_{C,NOCT}$ دمای اسمی عملیاتی سلول خورشیدی (NOCT) $^{\circ}\text{C}$ ، $T_{a,NOCT}$ دمای محیطی که در آن دمای عملیاتی سلول تعیین شده است (۲۰ درجه سانتیگراد)، $I_{T,NOCT}$ تابش خورشیدی است که در شرایط NOCT تعریف شده است (۰/۸ کیلووات بر متر مربع)، $\eta_{mp,STC}$ بازده صفحه فتوولتائیک در نقطه حداکثر قدرت آن تحت شرایط STC (%) است، و a_p ضریب دمای قدرت^۲ است. مقادیر a_p ، $T_{C,NOCT}$ و $\eta_{mp,STC}$ به‌طور معمول به عنوان بخشی از داده‌های سلول خورشیدی توسط تولیدکنندگان ارائه می‌شود (Ramli et al., 2016).

دمای اسمی عملیاتی سلول خورشیدی، درجه حرارت سطح آرایه فتوولتائیک است که در معرض ۰/۸ کیلووات در متر مربع تابش خورشید، با دمای محیط ۲۰ درجه سانتیگراد و سرعت باد ۱ متر بر ثانیه قرار می‌گیرد، که اصطلاحاً به این شرایط، شرایط آزمون استاندارد (STC) گفته می‌شود. بهترین مازول در دمای اسمی عملیاتی ۳۳ درجه سانتیگراد، مازول‌های محیطی خشن در دمای ۵۸ درجه سانتیگراد، و مازول‌های معمولی در دمای ۴۸ درجه سانتیگراد هستند. برای محاسبه دمای سلول توسط داده‌ها از رابطه (۵) استفاده می‌شود:

$$T_{Cell} = T_a + \frac{NOCT - 20}{80} S \quad (5)$$

در این رابطه S میزان آفتاب‌گیری در هر مگاوات بر سانتیمتر مربع است. سرعت باد بر دمای سلول اثرگذار است. به عبارتی، دمای مازول در سرعت باد بالا، پایین‌تر و در سرعت باد پایین، بالاتر است. در صورتی که نخواهیم عامل تغییر دما را در نظر بگیریم، معادله تولید سلول خورشیدی به صورت رابطه (۶) درمی‌آید:

$$P_{PV} = Y_{PV} f_{PV} \left(\frac{\bar{G}_T}{\bar{G}_{T,STC}} \right) \quad (6)$$

1. Nominal Operating Cell Temperature
2. Power Temperature Coefficient

Y_{pv} ظرفیت اسمی آرایه خورشیدی، PV به معنای قدرت خروجی آن در شرایط آزمون استاندارد است (کیلووات)، $\bar{G}_T$ عامل کاهش حد مجاز در سلول خورشیدی^۱ (%، و $\bar{G}_{T,STC}$ تابش تصادفی خورشیدی در آرایه فتوولتائیکی در بُعد زمانی (کیلووات بر متر مربع) است. تابش افقی جهانی (GHI)^۲ کل تابش خورشیدی در یک سطح افقی است. این مجموع نور مستقیم عادی (DNI)^۳، تابش افقی روشنایی و بازتاب زمین است (Nersesian, 2016). همچنین، می‌توان میزان تولید انرژی توربین بادی را در سرعت‌های مختلف باد طبق رابطه (۷) نیز محاسبه نمود:

$$P_W = \left(\frac{\rho}{\rho_0} \right) P_{W,STP} \quad (7)$$

جایی که P_W توان واقعی خروجی توربین بادی (کیلووات)، $P_{W,STP}$ خروجی قدرت توربین بادی در شرایط STP (کیلووات)، ρ چگالی واقعی هوا^۴ (کیلوگرم بر متر مکعب)، ρ_0 چگالی هوا در شرایط STP (۱/۲۲۵ کیلوگرم در متر مکعب) است (Ramli et al., 2016). در این رابطه $P_{W,STP}$ خروجی توربین بادی است که در شرایط استاندارد محاسبه شده است، یعنی شرایطی که در آن چگالی باد (۱/۲۲۵ کیلوگرم در متر مکعب) است. بنابراین، آنچه که سبب تفاوت خروجی باد می‌شود، تفاوت در چگالی باد در شرایط واقعی است که با وارد کردن نسبت چگالی واقعی به چگالی استاندارد در این معادله در نظر گرفته شده است. چگالی واقعی هوا را می‌توان از رابطه (۸) محاسبه نمود:

$$\rho = \frac{1}{2} \rho_0 A \sum_{i=1}^n P(V_i) V_i^3 \quad (8)$$

که در این رابطه $P(V_i) V_i^3$ چگالی توان باد در سرعت‌های مختلف و A واحد سطح است که معمولاً به صورت یک متر مربع در نظر گرفته می‌شود. چگالی توان باد در سرعت‌های باد مختلف میزان متفاوتی دارد که در **جدول (۱)** مقدار چگالی توان باد در سرعت‌های مختلف ارائه شده است.

1. Solar Radiation Incident on the PV Array in the Current Time Step [kW/m2]
2. Global Horizontal Irradiance (GHI)
3. Direct Normal Irradiance (DNI)
4. Actual Air Density

جدول ۱: چگالی توان باد در سرعت‌های مختلف باد

سرعت باد (متر بر ثانیه)	$P(V_i)V_i^3$
۲-۳	۳۷۴/۴۱
۳/۵-۵	۱۵۹۰/۴۶
۵/۵-۸	۸۸۹۴/۰۵
۸/۵-۱۰/۵	۱۲۴۳۱/۸۶
۱۱-۱۳/۵	۱۳۹۷۰/۷۷
۱۴-۱۶/۵	۸۹۷۲/۸۲
۱۷-۲۰	۵۸۲۵/۰۹
۲۰/۵-۲۳/۵	۱۵۹۷/۰۲

منبع: داده‌های خام سازمان هواشناسی^۱

محاسبه هزینه

هزینه خط انتقال گاز^۲

هزینه‌های خط لوله انتقال گاز به هزینه‌های سرمایه‌ای (CAPEX)^۳ و هزینه‌های عملیاتی (OPEX)^۴ تقسیم می‌شود. بر اساس یولوستد و اورلند^۵ (۲۰۱۲)، هزینه‌های سرمایه‌ای برای خط لوله به‌طور عمده وابسته به هزینه مصالح (فولاد کربن)، هزینه نیروی کار، طول خط لوله، قطر لوله، و تعداد ایستگاه‌های تقویت یا تقلیل فشار گاز است. برای این منظور می‌توان از رابطه (۹) استفاده نمود:

$$C = 42675\mu\delta + (3 \times 10^7)a + 1500c \quad (9)$$

یولوستد و اورلند (۲۰۱۲)، روش متعارف استفاده از فولاد با درجه ۷۰-x را برای برآورد هزینه‌های سرمایه‌ای خط لوله انتقال گاز استفاده می‌کنند. بر طبق تکلیف (۲۰۱۳)، احداث خط لوله با استفاده از این نوع موجب می‌شود که هزینه‌های خطوط انتقال لوله با مسافت‌های طولانی و با ظرفیت سالیانه

1. <https://www.irimo.ir/far/index.php>

۲. همه هزینه‌ها و محاسبه‌های این پژوهش برحسب دلار است.

3. Capital Expenditures
4. Operational Expenditure
5. Ulvestad & Overland

بالا، حدود ۳۰ درصد کاهش پیدا کند. منظور از x-70 نوع فناوری بکاررفته لوله خط انتقال است که یک اصطلاح تخصصی در تولید خطوط انتقال گاز و نفت است^۱ و خارج از حیطه اقتصادی است. بر اساس این، با اعمال فناوری x-70 در معادله (۷) به معادله (۱۰) دست پیدا می‌کنیم:

$$C = 0/8(42675\mu\delta) + (3 \times 10^7)a + 1500c \quad (10)$$

در واقع، هزینه‌های ساخت‌وساز این خط لوله با ضرب هزینه ثابت در قطر (μ) برحسب اینچ و طول خط لوله (δ) برحسب کیلومتر محاسبه می‌شود. a تعداد ایستگاه‌های تقویت فشار است و c ظرفیت کلی از ایستگاه‌های تقویت فشار برحسب اسب بخار است. بر اساس این که هزینه‌های واقعی در هر مایل خط لوله در آمریکا در طی سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ تغییر ناچیزی داشته است، ما نیز از ارقام تجدیدنظرشده **یولوستد و اورلند (۲۰۱۲)** استفاده خواهیم نمود. ایستگاه‌های فشار بیش‌ترین درصد از هزینه‌های سرمایه‌ای را تشکیل می‌دهند، که معمولاً یک عدد ثابت برای هر تعداد ایستگاه در نظر گرفته می‌شود.

هزینه‌های عملیاتی خط انتقال گاز به دو دسته تقسیم می‌شود: هزینه‌های عملیاتی و درصد ثابتی از هزینه‌های سرمایه‌ای. بر اساس **یولوستد و اورلند (۲۰۱۲)**، هزینه‌های عملیاتی برای یک خط لوله به‌طور معمول هزینه‌های سالانه‌ای شامل سوخت ایستگاه‌های تقویت فشار، تعمیرات خط لوله، مجوزهای زیست‌محیطی، و هزینه‌های اداری است و بر طبق معادله (۱۱) محاسبه می‌گردد:

$$O_p = C\tau + \left(1 - (1 - \kappa)^{\frac{\delta}{\eta}}\right)NP \quad (11)$$

N : حجم گاز طبیعی برحسب متر مکعب در هر سال، P : قیمت گاز طبیعی برحسب دلار به‌ازای هر متر مکعب، δ : طول خط لوله برحسب کیلومتر، η : فاصله بین ایستگاه‌های تقویت فشار برحسب کیلومتر^۲، $(C\tau)$: هزینه‌های عملیاتی که سهمش از هزینه‌های سرمایه‌ای به‌طور معمول ۳/۵ درصد برای خط لوله است، و K : گاز طبیعی مورد استفاده به عنوان سوخت در ایستگاه‌های تقویت فشار

۱. یکی از پرکاربردترین فولادها در خطوط پرفشار انتقال گاز طبیعی، فولاد API X-70 است. پژوهش روی این فولاد عموماً به منظور بهبود خواص مکانیکی یا بهینه کردن فرایند ترمومکانیکی یا اصلاح ترکیب شیمیایی آن متمرکز شده است.

۲. باعث افزایش هزینه‌های O_p می‌شود.

۳. δ با افزایش طول لوله با فرض ثابت بودن فاصله بین تعداد ایستگاه‌ها، در نتیجه تعداد ایستگاه‌ها و سپس هزینه‌ها افزایش می‌یابد.

۰/۴ درصد به ازای هر ۱۰۰ مایل است. از آنجا که در این پژوهش ایستگاه تقویت فشار گاز استفاده نمی‌شود، پس هزینه عملیاتی فقط شامل ۳/۵ درصد از هزینه سرمایه‌ای برای ساخت ایستگاه تقلیل فشار محاسبه می‌شود (خزاعی، ۱۳۹۴). نیاز به اشاره است که هزینه ایستگاه تقویت فشار یک عدد ثابت در نظر گرفته می‌شود و شامل کل هزینه‌هاست.

هزینه نیروگاه تجدیدپذیر ترکیبی

هزینه سرمایه‌ای در انرژی خورشیدی و بادی به عنوان عملکردی توان نامی^۱ ($P_{el,WT}$ و $P_{el,PV}$) محاسبه می‌شوند. برای مثال، هزینه مشخصی برابر با ۱۵۰۰ دلار در هر کیلووات برای انرژی خورشیدی و ۳۵۰۰ دلار در هر کیلووات برای انرژی بادی، هزینه سرمایه‌ای به صورت روابط (۱۲) و (۱۳) محاسبه می‌شود.

$$C_{CE,PV} = 1500 \times P_{el,PV} \quad (12)$$

$$C_{CE,WT} = 3500 \times P_{el,WT} \quad (13)$$

جمع هزینه سرمایه‌ای و هزینه نصب و راه‌اندازی را هزینه اولیه^۲ می‌گویند که به صورت رابطه (۱۴) قابل محاسبه است:

$$C_{IC} = C_{CE} + C_{install} \quad (14)$$

علاوه بر این، سیستم انرژی تجدیدپذیر دارای هزینه سرمایه‌ای سیستم ذخیره‌سازی ($C_{CE,LAB}$) است که به صورت تابعی از هزینه برای هر کیلووات ساعت از ظرفیت انرژی سیستم ذخیره‌سازی و هزینه سرمایه‌ای مبدل برق ($C_{CE,inverter}$) به عنوان عملکردی از قدرت اسمی پانل‌های خورشیدی است. مثلاً با فرض هزینه مشخصی برابر با ۱۷۶ و ۱۵۸ دلار در هر کیلووات برای آن‌ها هزینه سرمایه‌ای به صورت روابط (۱۵) و (۱۶) محاسبه می‌شود.

$$C_{CE,LAB} = 176 \times Capacity_{LAB} \quad (15)$$

$$C_{CE,Inverter} = 158 \times P_{el,PV} \quad (16)$$

بنابراین، با جمع هزینه‌های فوق، کل هزینه سرمایه‌ای اولیه به‌دست خواهد آمد (Buonomano et al., 2018):

$$C_{tot,CE} = C_{IC} + C_{CE,LAB} + C_{CE,Inverter} \quad (17)$$

برای انجام مقایسه ابتدا با توجه به گزارش‌های مصرف در شهرستان گاز شهرستان اندیکا و با

1. Rated Power
2. Initial Cost

توجه به تعداد روستاهای این شهرستان، متوسط مصرف گاز سالیانه برای هر روستا محاسبه می شود و با استفاده از فرمول محاسبه کالری، مقدار گاز مصرفی به برق مورد نیاز تبدیل می گردد. در ادامه با توجه به برق مورد نیاز سناریوهای ایجادشده و با استفاده از نرم افزار RETScreen اقدام به شبیه سازی نیروگاه ترکیبی با توجه به پارامترهای فنی و هواشناسی در این شهرستان می شود و میزان هزینه و درآمد محاسبه و مقایسه می گردد.

در این پژوهش، مقایسه ای بین نیروگاه ترکیبی و خط انتقال گاز در شهرستان اندیکا استان خوزستان انجام می شود. این شهرستان از جمله شهرستان های در حال گسترش استان خوزستان است که با مساحت ۲۳۹۱ کیلومتر مربع بین ۴۹ درجه و ۵۲ دقیقه تا ۴۹ درجه و ۵۳ دقیقه طول شرقی و بین ۳۱ درجه و ۴۳ دقیقه تا ۳۲ درجه و ۳۹ دقیقه عرض شمالی در شمال شرقی استان خوزستان و تقریباً در مرکز رشته کوه های زاگرس واقع شده است. اندیکا در شمال شرقی استان خوزستان قرار دارد و از شمال غرب به لالی، از شمال به سردشت دزفول، از شمال و شمال شرق به استان چهارمحال و بختیاری، از شرق به ایذه، و از جنوب به مسجد سلیمان محدود می شود و دارای ۵۱۲۶ خانوار است. ارتفاع متوسط از سطح دریا به طور میانگین حدود ۸۰۰ متر است که با وجود مناطق کوهستانی و صعب العبور، گاز طبیعی لوله کشی در برخی از روستاهای این شهرستان انجام نشده و سوخت های فسیلی جوابگوی آن ها نبوده است. بنابراین، نصب توربین های بادی تجاری و سلول های خورشیدی با در نظر گرفتن بیشترین ضریب قدرت توان می تواند انرژی الکتریکی را در این روستاها تامین کند و حتی به عنوان حامل انرژی جایگزین گاز طبیعی نیز مورد استفاده قرار گیرد. برای این منظور به بررسی و مقایسه نیروگاه ترکیبی خورشیدی - بادی با خط انتقال انجام می گیرد.

تجزیه و تحلیل اطلاعات

محاسبه برق مورد نیاز

در جدول (۲)، آمار تعداد روستاها، تعداد خانوار، میزان گاز مصرفی، و برق مصرفی خانوار روستایی برای شهرستان اندیکا که جزو شهرستان های کم برخوردار در استان خوزستان است، ارائه می شود.

جدول ۲: آمار تفصیلی گاز شهرستان اندیکا (استان خوزستان)

شهرستان	شهرستان اندیکا	آمار
تعداد روستا	۸۶	
تعداد خانوار	۱۰۶۱۳	
متر از لوله‌گذاری مورد نیاز	۳۹۷۵۶۰	
تعداد انشعاب گاز مورد نیاز	۴۴۹۰	
تعداد ایستگاه تقلیل فشار گاز مورد نیاز	۹	
متوسط گاز مصرفی هر روستا (متر مکعب)	۱۰۳۱۸۷/۳	

منبع: شرکت ملی گاز ایران^۱

برای انجام یک مقایسه بهتر بین استفاده از انرژی تجدیدپذیر و گاز طبیعی، ابتدا باید این مقایسه را در یک مقیاس و مقدار مشابه انجام داد. از آن‌جا که ما به دنبال استفاده از برق به جای مصرف گاز طبیعی هستیم، ابتدا باید میزان متوسط گاز مصرفی هر روستا را تبدیل به برق مصرفی هر روستا نماییم. به عبارت دیگر، در صورت مصرف حجم مشخصی از گاز چه میزان برق مورد نیاز است؟ همان‌طور که می‌دانیم، میزان گاز مصرفی برحسب متر مکعب اندازه‌گیری می‌شود و این در حالی است که میزان برق مصرفی به کیلووات - ساعت قابل‌اندازه‌گیری است. بنابراین، برای تبدیل گاز مصرفی به برق به این صورت اقدام کنیم: اولین قدم محاسبه گاز طبیعی مورد نیاز برای تبدیل حجم به یک مقدار کالری است. معمولاً در شبکه گاز، مقدار کالری از ۳۷/۵ تا ۴۳/۰ مگاژول بر هر متر مکعب (MJ/m³) متفاوت است که بستگی به نوع گاز دارد. از آن‌جا که هر واحد برحسب وات برابر یک ژول در ثانیه است، بنابراین خواهیم داشت (Byrom, 2019):

$$1 \text{ W} = 1 \text{ J/S} \Rightarrow 1 \text{ kWh} = 1 * 1000 * 60 * 60 \text{ J} \Rightarrow 1 \text{ kWh} = 3.6 \text{ MJ}$$

بنابراین، هر کیلووات - ساعت برابر ۳/۶ مگاژول خواهد بود. پس برای محاسبه میزان برق کافی است مقدار گاز مصرفی را بر ۳/۶ تقسیم نماییم تا MJ به kWh به دست آید. نتایج محاسبه برق مصرفی به جای گاز در جدول (۳) برای شهرستان اندیکا محاسبه شده است.

1. <https://www.nige.ir>

2. Megajoules Per Cubic Meter

جدول ۳: میزان برق مصرفی مورد نیاز شهرستان اندیکا^۱

محاسبات	شهرستان اندیکا
متوسط گاز مصرفی هر روستا (متر مکعب)	۱۰۳۱۸۷/۳
متوسط برق به جای گاز برای روستا (مگاوات ساعت سالانه)	۲۱۱۵۴/۳۳
متوسط برق مصرفی به جای گاز روستا (کیلووات روزانه)	۳۱۶۲

ظرفیت بالقوه نیروی باد

به منظور سنجش ظرفیت بالقوه انرژی بادی، ابتدا آمار ده ساله مربوط به سرعت باد برای شهرستان اندیکا از سازمان هواشناسی جهانی ناسا استخراج و در جدول (۴) ارائه می شود.

جدول ۴: ظرفیت بالقوه نیروی باد^۲

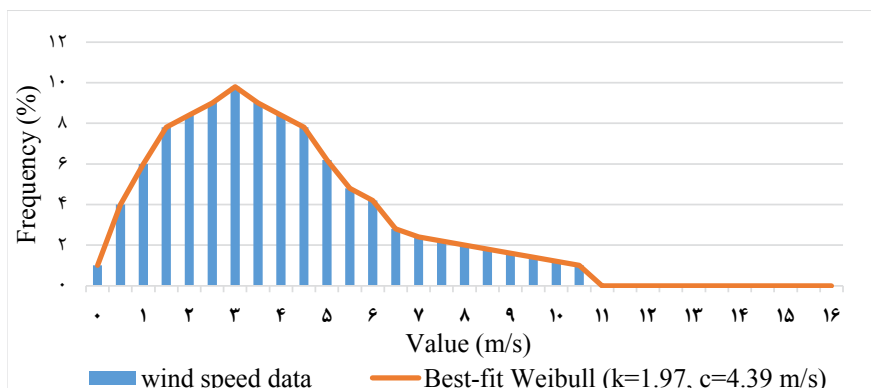
شهرستان	شهرستان اندیکا	آمار
میانگین سرعت باد سالیانه	۵/۱۶	
ارتفاع سنجش باد (متر)	۴۰	
میانگین دوره	۱۰ ساله	

منبع: سازمان هواشناسی ناسا^۴

در شکل (۱) نیز توزیع تجمعی سرعت باد ارائه شده است. در این محاسبات ضریب اعوجاج Weiboll (اندازه اعوجاج باد در طول سال) $1/97$ و ضریب خودهمبستگی $0/85$ است.

۱. محاسبات در دو بخش صورت گرفته است. ابتدا محاسبات بر اساس منطقه مورد بررسی انجام گرفته که شامل چندین روستا بوده و سپس این محاسبات بر اساس میانگین برای یک روستا در نظر گرفته شده است.
۲. در این محاسبات کارایی نیروگاه لحاظ می شود. کارایی نیروگاه برق را در گزارش های استاندارد بین المللی حدود ۳۳ درصد لحاظ می کنند.
۳. در محاسبات از نرم افزار RETScreen و اطلاعات آب و هوای ناسا که متصل به نرم افزار است، استفاده شده است.

4. <https://www.nasa.gov>



شکل ۱: توزیع تجمعی سرعت باد

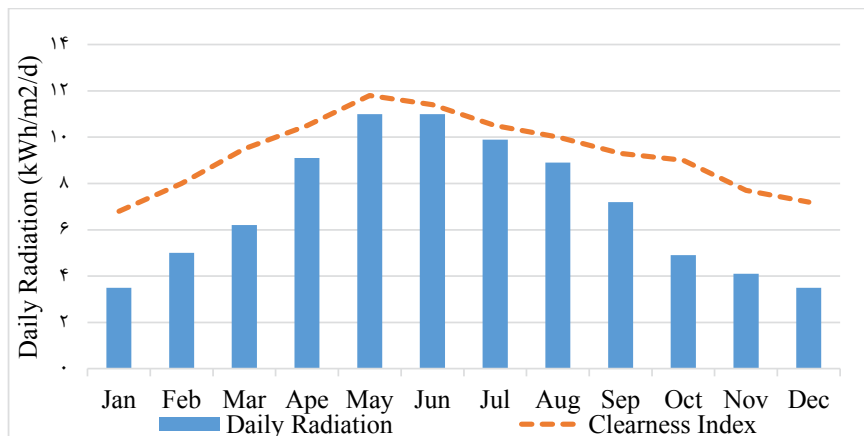
ظرفیت بالقوه انرژی خورشیدی

میانگین سالیانه ظرفیت بالقوه انرژی خورشیدی شهرستان اندیکا در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: ظرفیت بالقوه انرژی خورشیدی	
شهرستان	شهرستان اندیکا
آمار	
میانگین تابش روزانه (سال) (kWh/m ² /day)	۵/۱۶
ضریب صافی هوا	۰/۵۹
میانگین دوره	۲۲ ساله

منبع: سازمان هواشناسی ناسا

همچنین، داده‌های میانگین ماهانه تشعشع خورشید برای منطقه در شکل (۲) نمایش داده شده است. خط قرمزی که در نمودار دیده می‌شود، شاخصی است که تحت عنوان شفافیت معرفی می‌شود. شاخص شفافیت نسبت تابش خورشیدی سطح زمین به تابش خورشیدی جو است که تغییرات آن بین صفر و یک و بیانگر میزان شفافیت جو است.



شکل ۲: تشعشع ماهانه خورشید

تعیین بار مورد نیاز

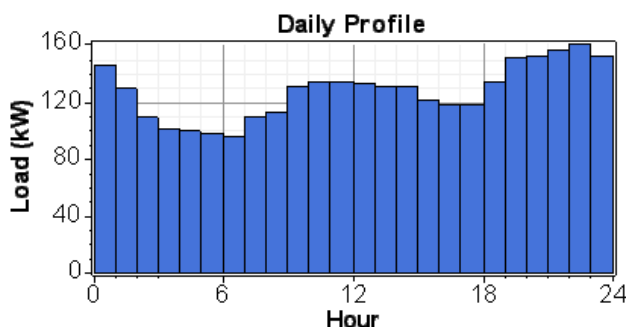
پیش از انجام شبیه‌سازی نیروگاه، ابتدا باید میزان بار الکتریکی مورد نیاز را تعیین نمود. منظور از بار آبی مصرفی یک روستای صعب‌العبور کوهستانی و دورافتاده از شهرستان اندیکا در استان خوزستان است که به عنوان بار مستقل از شبکه در نظر گرفته شده است. به‌طور متوسط، مصرف انرژی برق این روستا در حدود $3/5 \text{ Mwah/d}$ و حداکثر تقاضای بار 217 kw برآورد گردیده است. لازم به اشاره است که آمار متوسط گاز مصرفی شرکت گاز تبدیل به برق می‌شود و آمار متوسط برق مصرفی خانوار از آمار شرکت توانیر^۱ است (جدول ۶).

جدول ۶: تعیین بار الکتریکی مورد نیاز روزانه

شهرستان	شهرستان اندیکا	آمار
متوسط مصرف سالانه برق به‌جای گاز (مگاوات ساعت)	۱۱۵۴/۳۳	
متوسط مصرف روزانه برق به‌جای گاز (مگاوات ساعت)	۳/۱۶	

1. <https://www.tavanir.org.ir>

برای یک روز خاص پروفایل مصرف بار روزانه روستا در **شکل (۳)** مشاهده می‌شود.



شکل ۳: پروفایل روزانه بار مصرفی^۱

همان‌طور که در **شکل (۳)** نشان داده می‌شود، حداکثر بار ۱۶۰ کیلووات و حداقل بار ۹۶ کیلووات است که به‌ترتیب مربوط به ساعات ۲۳ و ۷ است. به عبارت دیگر، بیش‌ترین مصرف هنگام پخت‌وپز برای صبحانه، نهار، و شام در نظر گرفته شده است. **شکل (۳)** فقط میزان مصرف متوسط یک خانوار را بیان می‌کند که نرم‌افزار نمایش می‌دهد.

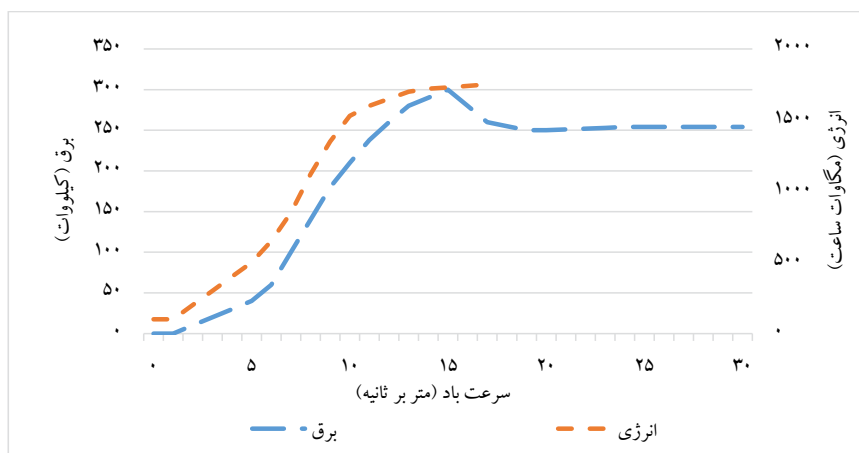
معرفی سیستم ترکیبی

یک سیستم ترکیبی اساساً از منابع انرژی تجدیدپذیری (شامل انرژی خورشیدی و بادی) که به صورت موازی با واحد ذخیره انرژی کار می‌کند، تشکیل می‌گردد. سیستم ترکیبی مورد نظر در این پژوهش از منابع انرژی تجدیدپذیر شامل باد و خورشید تشکیل شده و مولفه‌های آن توربین بادی، آرایه فتوولتائیک، باتری، و مبدل است. در ادامه اجزای یک سیستم ترکیبی معرفی می‌شوند.

۱. محاسبات با نرم‌افزار هومر (Homer) انجام شده است. نرم‌افزار هومر به عنوان شبیه‌ساز سیستم‌های سیکل ترکیبی و انرژی‌های نو مشهور است. این نرم‌افزار می‌تواند حالت‌های امکان‌پذیر بازاریابی سیستم‌های تولید را به‌ازای بارهای تعریف‌شده در سیستم ارائه دهد. در حالت کلی، نرم‌افزار هومر برای تحلیل ریزشک‌های مستقل قدرت یا همان میکروگریدها کاربرد دارد.

توربین بادی

در این پژوهش از توربین بادی برند زیمنس^۱ و مدل AN BONUS 300 kW استفاده شده است. توان نامی این توربین ۳۰۰ کیلووات و جریان آن متناوب است. منحنی توان توربین بادی در سرعت بادهای متفاوت در شکل (۴) ارائه شده است. توربین‌های بادی در سرعت‌های بالاتر از حد مجاز یک حالت غیرعملیاتی به خود می‌گیرند و تولید برق را متوقف می‌کنند. این حالت عملیاتی برای جلوگیری از آسیب به سازه توربین بادی در سرعت‌های باد بالاتر از حد مجاز است. دلیل انتخاب توربین مذکور آن است که توربین‌های کوچک‌تر علاوه بر هزینه پایین‌تر، در سرعت‌های باد پایین‌تر نیز عملیاتی می‌شوند. این در حالی است که توربین‌های بادی بالاتر از ۱ مگاوات اولاً هزینه بالاتری دارند و ثانیاً در سرعت‌های باد پایین معمولاً خروجی ندارند (Nersesian, 2016).



شکل ۴: توان خروجی توربین بادی^۲

1. Siemens

۲. منظور از انرژی، تولید تجمعی نیروگاه است.

پانل خورشیدی

پانل خورشیدی سان‌پاور^۱ مدل E20 از بین پانل‌های خورشیدی با بهره‌وری و ظرفیت بالا انتخاب شد. آنچه که در انتخاب پانل خورشیدی مهم است، بهره‌وری پانل خورشیدی است. پانل خورشیدی انتخاب‌شده در میان برندها و همچنین مدل‌های مورد بررسی بیش‌ترین کارایی را دارد که اطلاعات فنی این پانل خورشیدی در **جدول (۷)** ارائه شده است.

جدول ۷: اطلاعات فنی پانل خورشیدی

داده‌ها	سان‌پاور E20
نوع	سلیکون مونوکریستال ^۱
ظرفیت	۴۳۵ وات
ولتاژ نامی	۷۲/۹ ولت
بهره‌وری	۲۰/۷ درصد
دمای نامی سلول	۴۵ درجه سانتیگراد
مساحت هر پانل	۲/۰۷ متر مربع

منبع: www.sunpower.com

باتری

در این پژوهش، به منظور ذخیره انرژی از باتری سورت^۲ مدل 6cs25p با مشخصات 9645 kwh و 1156 ah، v6 استفاده شده است. لازم به اشاره است که باتری‌ها با توجه به ظرفیت، نوع باتری، و جنس باتری انتخاب می‌شوند. انتخاب نوع، جنس، و ظرفیت باتری با مهندسان برق است. در نتیجه، در این پژوهش انتخاب نوع باتری صرفاً با توجه به ظرفیت و هزینه انجام شده است.

1. Sunpower
1. Monocrystalline Silicon
2. Surrette

مبدل برق

مبدل در واقع تبدیل‌کننده برق از نوع مستقیم (DC)^۱ به برق متناوب (AC)^۲ یا بالعکس است. با توجه به این که مصرف از نوع جریان متناوب است، بنابراین برای برقراری ارتباط لازم بین مصرف AC و تولید DC به مبدل الکترونیک قدرت لازم است. برای این منظور از یک مبدل ۳۰۰ kw استفاده شده است. ظرفیت مبدل با توجه به ظرفیت پانل خورشیدی تعیین شده است، چرا که خروجی توربین بادی برق متناوب است و نیازی به استفاده از مبدل جداگانه ندارد.

ظرفیت سیستم ترکیبی

برای انجام شبیه‌سازی یک سیستم ترکیبی ابتدا باید چند سناریو از اندازه اجزا و سیستم ترکیبی برای نرم‌افزار تعریف کرد تا نرم‌افزار بتواند آرایش‌های مختلف را بررسی نماید. برای این منظور در جدول (۸) سناریوهای مختلف را برای پانل خورشیدی، توربین بادی، باتری، و مبدل توان ارائه شده است.

جدول ۸: فضای ترکیب‌های مختلف برای سیستم ترکیبی^۳

سناریو	پانل خورشیدی (کیلووات)	توربین بادی (تعداد)	باتری (تعداد)	مبدل (کیلووات)	توان سیستم ترکیبی (کیلووات)
۱	۱۲۰۰	۰	۱۷۷۵	۳۰۰	۱۲۰۰
۲	۹۰۰	۱	۱۷۷۵	۲۳۰	۱۲۰۰
۳	۶۰۰	۲	۱۷۷۵	۱۵۵	۱۲۰۰
۴	۳۰۰	۳	۱۷۷۵	۸۰	۱۲۰۰
۵	۰	۴	-	-	۱۲۰۰

لازم به اشاره است که محاسبات در دو بخش صورت گرفته است. ابتدا محاسبات بر اساس منطقه مورد بررسی انجام گرفته که شامل چندین روستا بوده و سپس این محاسبات بر اساس میانگین برای یک روستا در نظر گرفته شده است. در مورد انتخاب مبدل در سناریوهای مختلف، از آنجا که توربین بادی خروجی برق متناوب دارد، پس نیازی به مبدل نخواهد داشت. اما پانل خورشیدی با توجه به تولید برق متناوب نیاز به مبدل دارد که با توجه به تعداد و ظرفیت پانل‌ها تغییر می‌کند. این که نسبت هر مبدل به تعداد پانل چگونه انتخاب می‌شود در حیطه مهندسان برق است و در این پژوهش بر اساس پژوهش‌های پیشین در این زمینه در نظر گرفته شده است. همچنین، در مورد محاسبه تعداد باتری یکی از فرض‌های مهم در بحث استفاده از برق، جریان یکنواخت آن است. بنابراین، به نظر می‌رسد اگر تعداد باتری یکسان داشته باشیم، این امر امکان‌پذیر باشد.

1. Direct Current
2. Alternating Current

۳. طول عمر این تجهیزات ۳۰ سال در نظر گرفته شده است.

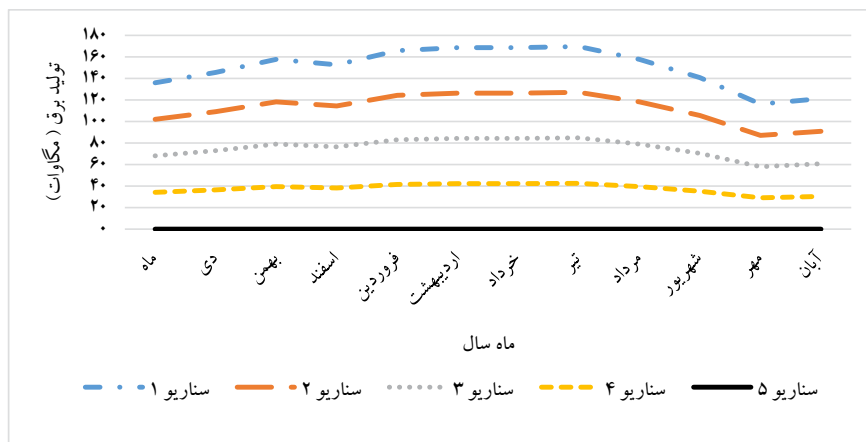
شبیه‌سازی نیروگاه

به منظور شبیه‌سازی از نرم‌افزار RETScreen استفاده شده و با توجه به پارامترهای کلیدی فنی توربین بادی و پانل خورشیدی، خروجی هر سناریو محاسبه شده است. نتایج شبیه‌سازی برای شهرستان اندیکا در **جدول (۹)** ارائه شده است. در این جدول، میزان تولید انرژی الکتریکی کل سیستم و همچنین سهم هر کدام از انرژی خورشیدی و بادی از کل تولید سیستم ارائه شده است. همان‌طور که قبلاً مطرح شد، میزان برق مورد نیاز اندیکا سالیانه ۱۱۵۴ مگاوات است. پس خروجی نرم‌افزار نیز بر اساس تولید برق سالیانه در نظر گرفته شده است.

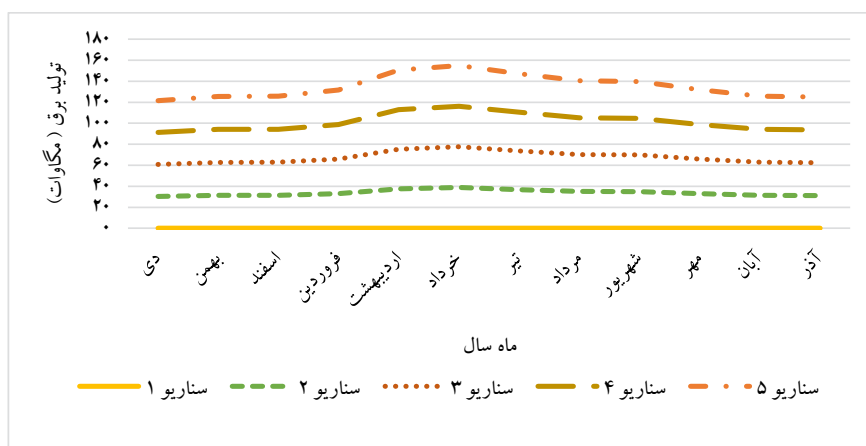
جدول ۹: میزان تولید انرژی الکتریکی سالیانه شهرستان اندیکا

سناریو	نیروگاه خورشیدی (مگاوات)		توربین بادی (مگاوات)		کل تولید برق سیستم (مگاوات)
	میزان تولید	سهم تولید (درصد)	میزان تولید	سهم تولید (درصد)	
۱	۱۹۱۵/۶۵	۱۰۰	-	-	۱۹۱۵/۶۵
۲	۱۴۳۶/۵۶	۷۵	۴۶۶/۵۷	۲۵	۱۹۰۳/۱۳
۳	۹۵۸/۱۷	۵۱	۹۳۳/۱۵	۴۹	۱۸۹۱/۳۲
۴	۴۷۹/۰۸	۲۵	۱۳۹۹/۷۳	۷۵	۱۸۷۸/۸۱
۵	-	-	۱۸۶۶/۳۱	۱۰۰	۱۸۶۶/۳۱

برای شهرستان اندیکا به منظور مقایسه بهتر بین سناریوها، سهم هر کدام از انرژی‌ها در کل تولید سیستم ترکیبی برای هر ماه در شکل‌های (۵) و (۶) ارائه شده است.



شکل ۵: میزان تولید سناریوهای مختلف در نیروگاه خورشیدی شهرستان اندیکا



شکل ۶: میزان تولید سناریوهای مختلف در توربین بادی شهرستان اندیکا

محاسبه هزینه

هزینه خط انتقال گاز

با توجه به فرمول‌های (۹)، (۱۰)، و (۱۱) می‌توان هزینه سرمایه‌ای و عملیاتی را محاسبه نمود. در **جدول (۱۰)** هزینه انتقال گاز به‌طور متوسط برای یک روستا در شهرستان اندیکا ارائه شده است.

جدول ۱۰: هزینه انتقال گاز (میلیون دلار)^۱

شهرستان	شهرستان اندیکا
آمار	
هزینه لوله‌گذاری مورد نیاز	۷۶۰/۰۷۱
هزینه ایستگاه تقلیل فشار گاز مورد نیاز	۲۷۰
جمع هزینه سرمایه‌ای انتقال گاز	۱۰۳۰/۰۷۱
هزینه عملیاتی انتقال گاز	۳۶/۰۵۲
متوسط هزینه سرمایه‌ای برای هر روستا	۸/۸۳۸
متوسط هزینه عملیاتی برای هر روستا	۰/۴۱۹

منبع: شرکت ملی گاز ایران

متوسط هزینه‌ای سرمایه‌ای و عملیاتی برای هر روستا از تقسیم جمع هزینه‌ای سرمایه‌ای و عملیاتی انتقال گاز به تعداد روستای شهرستان اندیکا محاسبه شده است.

هزینه نیروگاه ترکیبی

به منظور محاسبه هزینه سیستم ترکیبی تجدیدپذیر ابتدا لازم است برخی پارامترهای کلیدی مالی مانند هزینه ظرفیت تعیین شود. برای این منظور از داده‌های **جدول (۱۱)** استفاده شده است (**صادقی و بهروزه، ۱۳۹۹**).

۱. برای محاسبات هزینه انتقال می‌توان از **صادقی و همکاران (۲۰۱۷)** استفاده کرد که در این پژوهش نیز از این روش استفاده شده است.

جدول ۱۱: هزینه سیستم ترکیبی تجدیدپذیر (دلار در هر کیلووات ساعت)

نیروگاه خورشیدی		توربین بادی		مبدل برق		باتری	
ظرفیت	عملیاتی	ظرفیت	عملیاتی	ظرفیت	عملیاتی	ظرفیت	عملیاتی
۲۳۶۰	۲۴	۲۰۲۰	۵۰	۴۰۰	۲۰	۵۰۰	۶

منبع: آژانس بین المللی انرژی^۱

همان طور که در **جدول (۱۱)** مشاهده می شود، در نیروگاه خورشیدی هزینه ظرفیت بیش تر از نیروگاه بادی است و این در حالی است که هزینه عملیاتی نیروگاه بادی بیش تر از نیروگاه خورشیدی است. پس با توجه به اطلاعات ارائه شده در **جدول (۱۱)** و همچنین ظرفیت های هر سناریو **جدول (۸)** می توان هزینه سرمایه ای و عملیاتی را برای هر سناریو محاسبه نمود که نتایج مربوط به محاسبه هزینه هر سناریو در **جدول (۱۲)** برحسب میلیون دلار ارائه شده است.

جدول ۱۲: هزینه سیستم ترکیبی تجدیدپذیر (میلیون دلار)

شهرستان	سناریو					آمار
	سناریو ۱	سناریو ۲	سناریو ۳	سناریو ۴	سناریو ۵	
هزینه سرمایه ای نیروگاه بادی	-	۰/۶۰۶	۱/۲۱۲	۱/۸۱۸	۲/۴۲۴	هزینه سرمایه ای نیروگاه خورشیدی
هزینه سرمایه ای نیروگاه خورشیدی	۲/۸۳۲	۲/۱۲۴	۱/۴۱۶	۰/۰۷۰	-	هزینه سرمایه ای مبدل
هزینه سرمایه ای مبدل	۰/۱۲	۰/۰۹۲	۰/۰۶۲	۰/۰۳۲	-	هزینه سرمایه ای باتری
هزینه سرمایه ای باتری	۰/۸۸	۰/۰۶۸	۰/۴۵۷	۰/۲۳۵	-	جمع کل هزینه سرمایه ای
جمع کل هزینه سرمایه ای	۳/۸۳۹	۳/۵۰۲	۳/۱۴۷	۲/۷۹۳	۲/۴۲۴	هزینه عملیاتی نیروگاه بادی
هزینه عملیاتی نیروگاه بادی	-	۰/۰۱۵	۰/۰۳	۰/۰۴۵	۰/۰۶	هزینه عملیاتی نیروگاه خورشیدی
هزینه عملیاتی نیروگاه خورشیدی	۰/۰۲۸	۰/۰۲۱	۰/۰۱۴	۰/۰۰۷	-	هزینه علمیاتی مبدل
هزینه علمیاتی مبدل	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-	هزینه علمیاتی باتری
هزینه علمیاتی باتری	۰/۰۱۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	-	جمع کل هزینه عملیاتی
جمع کل هزینه عملیاتی	۰/۰۴۵	۰/۰۴۹	۰/۰۵۲	۰/۰۵۶	۰/۰۶	

هزینه سرمایه ای = هزینه ظرفیت برای هر کیلووات × ظرفیت تولید پانل خورشیدی به کیلووات

محاسبه درآمد

درآمد نیروگاه ترکیبی

با توجه به داشتن میزان تولید برق سالیانه ارائه شده در **جدول (۹)** و همچنین قیمت برق (۱۰۰ دلار برای هر مگاوات) می توان درآمد حاصل از فروش برق را محاسبه نمود که نتایج آن برای هر سناریو در **جدول (۱۳)** ارائه شده است.

جدول ۱۳: محاسبه درآمد حاصل از فروش برق (دلار)

سناریو	سناریو ۱	سناریو ۲	سناریو ۳	سناریو ۴	سناریو ۵
درآمد	۱۹۱۵۶۵	۱۹۰۳۱۳	۱۸۹۱۳۲	۱۸۷۸۸۱	۱۸۶۶۳۱

درآمد فروش گاز

همچنین، با توجه به میزان متوسط مصرف گاز برای یک روستا که در **جدول (۲)** ارائه شده است، و همچنین قیمت گاز (۰/۱۳۷ دلار برای هر متر مکعب) می توان میزان درآمد سالیانه حاصل از فروش گاز را برای هر شهرستان محاسبه نمود که نتایج آن در **جدول (۱۴)** ارائه شده است.

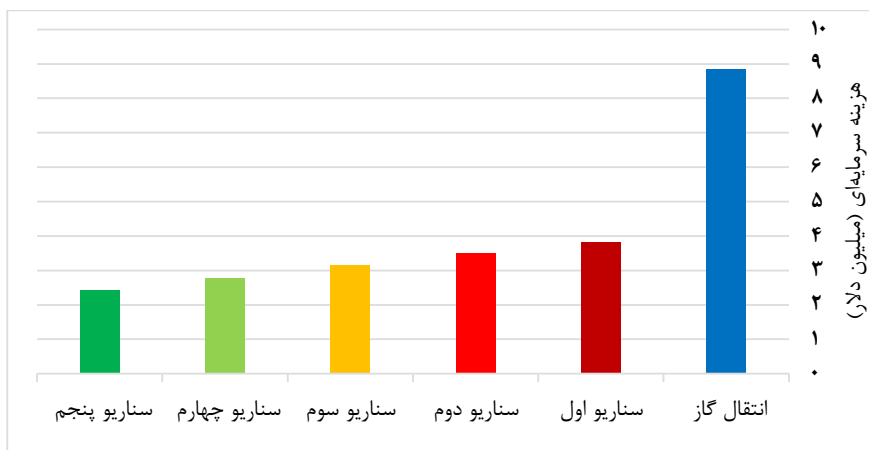
جدول ۱۴: محاسبه درآمد حاصل از فروش گاز (دلار)

سناریو	شهرستان ایذه	شهرستان اندیکا	شهرستان هفتکل
درآمد	۱۶۸۵۹/۲۶	۱۴۱۳۶/۶۶	۱۵۴۵۰/۶۵
درآمد فروش گاز			

مقایسه خط انتقال گاز و نیروگاه ترکیبی

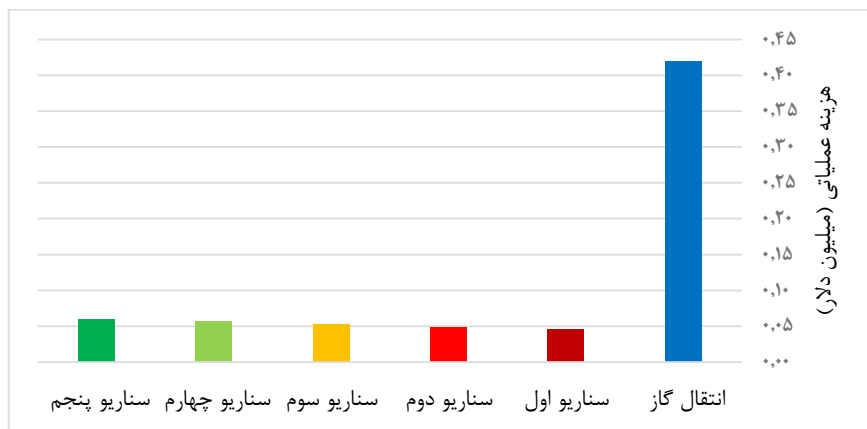
مقایسه هزینه

در شکل (۷)، هزینه سرمایه‌ای انتقال گاز با سناریوهای مختلف نیروگاه ترکیبی ارائه شده است.



شکل ۷: مقایسه هزینه سرمایه‌ای انتقال گاز و نیروگاه ترکیبی شهرستان اندیکا

همان‌طور که مشاهده می‌شود، یک اختلاف بیش از دوبرابری بین هزینه سرمایه‌ای انتقال گاز و هزینه سرمایه‌ای نیروگاه ترکیبی وجود دارد. در شکل (۸)، نیز مقایسه‌ای بین هزینه عملیاتی انتقال گاز و هزینه عملیاتی نیروگاه ترکیبی ارائه شده است.

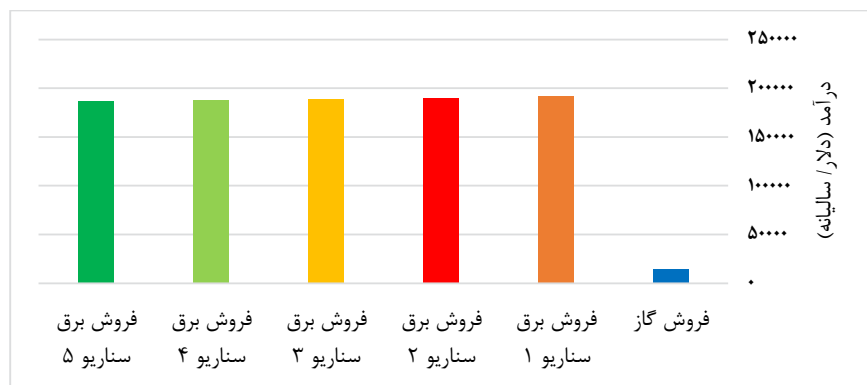


شکل ۸: مقایسه هزینه عملیاتی انتقال گاز و نیروگاه ترکیبی

همان‌طور که مشاهده می‌شود، هزینه عملیاتی یک نیروگاه ترکیبی بسیار پایین‌تر از هزینه خط انتقال گاز است.

مقایسه درآمد

در شکل (۹)، مقایسه‌ای بین درآمد حاصل از فروش برق و همچنین درآمد حاصل از فروش گاز ارائه شده است.

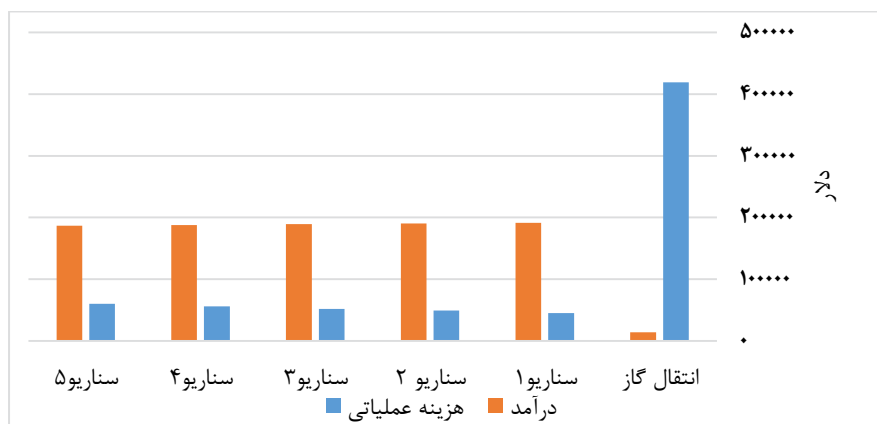


شکل ۹: مقایسه درآمد فروش گاز و فروش برق

همان‌طور که **شکل (۹)** نشان می‌دهد، با توجه به مقدار متوسط گاز مصرفی در نظر گرفته‌شده، درآمد حاصل از فروش این مقدار گاز بسیار کمتر از درآمد فروش برق به همان اندازه است. این امر به دو علت اتفاق می‌افتد: اول اختلاف قیمت بین گاز و برق که پایین بودن قیمت گاز نسبت به برق است، و دوم مقدار بالاتر مصرف برق به جای همان مقدار گاز است.

مقایسه درآمد و هزینه

در ادامه، مقایسه‌ای بین درآمد سالیانه حاصل از فروش گاز و برق با هزینه عملیاتی سالیانه ارائه شده است.



شکل ۱۰: مقایسه درآمد فروش و هزینه عملیاتی در شهرستان اندیکا

مقایسه درآمد حاصل از فروش برق و گاز با هزینه عملیاتی (**شکل ۱۰**) نشان می‌دهد، در این شهرستان درآمد سالیانه حاصل از فروش گاز، هزینه عملیاتی سالیانه آن را پوشش نمی‌دهد. این در حالی است که به‌طور متوسط درآمد سالیانه حاصل از فروش برق بیش از سه‌برابر هزینه عملیاتی سالیانه هر نیروگاه است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، مقایسه اقتصادی و فنی تامین انرژی از نیروگاه ترکیبی خورشیدی-بادی

به جای احداث خط انتقال گاز طبیعی در شهرستان اندیکا است. در این پژوهش، یک مقایسه هزینه - درآمدی بین خط انتقال گاز و نیروگاه ترکیبی انجام گرفت. ابتدا ظرفیت بالقوه منطقه مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج ظرفیت سنجی نشان می دهد، شهرستان اندیکا به لحاظ ظرفیت بالقوه باد، با توجه به میانگین سرعت باد سالیانه، بستر مناسبی دارد. بررسی ساعات سرعت باد نیز نشان می دهد، افزایش و کاهش سرعت باد به لحاظ ساعت روزانه این گونه است که از ساعت ۶ صبح سرعت باد افزایش و حوالی ساعت ۱۲ ظهر به حداکثر می رسد و بعد از آن یک روند نزولی را در پیش می گیرد. این در حالی است که بیشترین مصرف گاز هم مربوط به ساعت استفاده از اجاق گاز برای تهیه غذا و مترادف با همین ساعات اوج سرعت باد است. نتایج ظرفیت سنجی انرژی خورشیدی نیز نشان از بستر مناسب این منطقه دارد، اما آنچه که در خروجی یک آرایه خورشیدی تفاوت ایجاد می نماید، تفاوت آب و هوایی و کیفیت صافی هواست.

همان طور که در **جدول (۸)** ارائه شد، در سناریوسازی دو میحث مورد توجه قرار گرفت. ابتدا این که توان اسمی کل سیستم ترکیبی در هر سناریو به طور مساوی و معادل ۱۲۰۰ کیلووات در نظر گرفته شده تا مقایسه بهتری انجام گیرد. دوم این که سناریو به نحوی چیده شده است که از حالت تماماً خورشیدی و بادی تا مساوی بین خورشیدی و بادی با هم متفاوت باشند. این امر باعث می شود که بهترین ترکیب برای منطقه راحت تر محاسبه شود. بنابراین، می توان گفت از مزیت های سیستم های ترکیبی این است که می توان با توجه به ظرفیت بالقوه هر منطقه ظرفیت هر کدام از فناوری ها را تغییر داد تا به بهترین حالت دست یافت و بیشترین خروجی را داشت.

نتایج شبیه سازی در **جدول (۹)** نشان می دهد که خروجی توربین بادی و خورشیدی بسیار نزدیک به هم هستند، به طوری که با ۵۰ درصد از هر نوع فناوری سهم آن ها از تولید برق سیستم ترکیبی نزدیک به هم و به ترتیب ۵۱ و ۴۹ درصد برای نیروگاه خورشیدی و توربین بادی است. پس می توان در این منطقه به طور مساوی از هر دو نوع فناوری استفاده نمود، هر چند با افزایش سهم توربین بادی، خروجی کل کاهش پیدا کرده است.

محاسبه هزینه ها نشان می دهد که در هزینه انتقال گاز، علاوه بر متراژ لوله گذاری، عواملی همچون تعداد روستا، تعداد ایستگاه تقلیل فشار، و فاصله بین روستاها نیز تاثیر گذار است. هرچه تعداد روستا بیش تر باشد، تعداد ایستگاه تقلیل فشار نیز بیش تر می شود. پس علاوه بر هزینه سرمایه ای، هزینه عملیاتی نیز افزایش پیدا می کند. این در حالی است که اگر فاصله بین روستاها افزایش پیدا کند، تنها هزینه سرمایه ای افزایش پیدا خواهد کرد.

در سیستم ترکیبی نیز، محاسبه هزینه سیستم ترکیبی در جدول (۱۲) نشان می‌دهد، هزینه سرمایه‌ای با افزایش تعداد توربین بادی کاهش، اما هزینه عملیاتی آن افزایش پیدا می‌کند. این در حالی است که با افزایش ظرفیت آرایه خورشیدی، هزینه سرمایه افزایش و هزینه عملیاتی کاهش پیدا می‌کند. البته این نکته را باید مورد توجه قرار داد که افزایش ظرفیت توربین بادی سبب کاهش تولید انرژی می‌شود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که میزان تولید انرژی الکتریکی با هزینه سرمایه‌گذاری انرژی خورشیدی رابطه مستقیم دارد.

با وجود هزینه سرمایه‌ای و عملیاتی بالا برای انتقال گاز - با توجه به قیمت هر متر مکعب گاز - درآمد حاصل از فروش گاز در برابر درآمد فروش برق بسیار ناچیز است. به‌طور کلی، باید گفت هزینه سرمایه بالای انتقال گاز با توجه به درآمد سالیانه حاصل از فروش آن، اقتصادی بودن آن را رد می‌کند و این در حالی است که نیروگاه ترکیبی با توجه به هزینه سرمایه‌ای پایین‌تر نسبت به انتقال گاز، درآمد بیش‌تری نسبت به فروش گاز دارد، پس به لحاظ اقتصادی از انتقال گاز توجیح‌پذیرتر است. در حالی که درآمد سالیانه حاصل از فروش گاز، هزینه عملیاتی سالیانه انتقال گاز را پوشش نمی‌دهد، اما درآمد سالیانه حاصل از فروش برق حاصل از نیروگاه ترکیبی، هزینه عملیاتی سالیانه نیروگاه را پوشش می‌دهد. به‌طور کلی، می‌توان گفت که انتقال گاز هزینه سرمایه‌ای و عملیاتی بسیار بالاتری نسبت به نیروگاه ترکیبی دارد، و این در حالی است که درآمد حاصل از فروش گاز - با توجه به پایین بودن قیمت گاز - بسیار کم‌تر از نیروگاه ترکیبی است که هزینه سرمایه‌ای و عملیاتی کم‌تر و درآمد حاصل از فروش برق بیش‌تری دارد.

پیشنهاد می‌شود که یارانه‌های سوخت‌های فسیلی و الکتریسیته به‌تدریج کاهش یابند تا به قیمت‌های بازار برسند. همان‌طور که نتایج پژوهش نشان می‌دهد، قیمت پایین گاز سبب می‌شود که درآمد پایین‌تری نسبت به همان مقدار برق حاصل گردد. برای جلوگیری از اثرات اجتماعی منفی قیمت‌های بالای انرژی، پرداخت مستقیمی به خانوارهای کم‌درآمد به عنوان نوعی غرامت انجام گیرد. مدل‌های مشابه پرداخت غرامت در کشورهای دیگر نظیر سوئیس اجرا می‌شوند. اولین اثر مهم افزایش قیمت انرژی، بالا رفتن هزینه زندگی برای هر خانوار است. برای جلوگیری از واکنش منفی به کاهش یارانه‌ها، اجرای برنامه‌های موثر آگاه‌سازی عمومی ضروری است. اگر خانوارها و کارگران از سازوکار پرداخت غرامت و هدف کلی این طرح، یعنی بهبود درازمدت نرخ رشد اقتصادی و افزایش درآمدها آگاه باشند، پذیرش این فرایند توسط آن‌ها بهتر انجام می‌پذیرد.

تا زمانی که سوددهی سرمایه‌گذاری در تاسیسات خورشیدی قوام نیافته است، دولت ایران باید

حمایت مالی خود را به سرمایه‌گذارانی که می‌خواهند تاسیسات انرژی تجدیدپذیر مانند خورشیدی و بادی راه‌اندازی کنند، ادامه دهد. جدا از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، دولت ایران باید در توسعه انرژی خورشیدی از طریق ایجاد یک آژانس تخصصی یا شرکت‌های پیمانکار سرمایه‌گذاری کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بخش دولت به‌جای سرمایه‌گذاری بسیار بالا در خط گاز، می‌تواند با هزینه بسیار کم‌تری از انرژی خورشیدی و بادی استفاده کند. البته این مراکز باید فعالیت خود را بر تاسیسات پرمصرف عمومی متمرکز نمایند، اما می‌توانند به ساختمان‌های مسکونی نیز توجه داشته باشند.

اگر شرایط بازار برای انرژی خورشیدی طبق پیشنهادهای فوق اجرا گردد، انرژی خورشیدی می‌تواند فرصت‌های شغلی در بخش خدمات عمومی به‌وجود آورد. از آن‌جا که شرکت برق، به صورت خرید تضمینی، برق اضافه تولیدی را خریداری می‌نماید، این امر می‌تواند سبب ایجاد درآمد برای هر کدام از خانوارها یا حتی کل یک روستا شود.

بکارگیری انرژی تجدیدپذیر (نیروگاه بادی و خورشیدی) در تامین انرژی مصرفی منازل و مراکز صنعتی، یکی از کاربردی‌ترین و مقرون‌به‌صرفه‌ترین روش‌های استفاده از انرژی‌های تجدیدشونده در جهان امروزی است و به همین دلیل بیش‌تر کشورهای پیشرفته و در حال توسعه به دنبال سرمایه‌گذاری کلان در این راستا هستند. تجهیزات ساده و ارزان‌قیمت، عدم نیاز چندان به تعمیر و نگهداری، بهره‌وری بالا و امکان تولید و نصب سریع و آسان، و همچنین امکان بهره‌برداری عموم جوامع از این سیستم دلایل محکمی در بکارگیری این طرح هستند. همچنین، از آن‌جا که برخی از روستاها هنوز از برق متصل به شبکه برخوردار نیستند، می‌توان از نیروگاه ترکیبی برای تامین برق مورد نیاز آن‌ها با توجه به میزان مصرفی هر روستا در طول شبانه‌روز استفاده کرد یا به بررسی امکان استفاده از این نوع نیروگاه به‌جای شبکه انتقال برق پرداخت.

منابع

الف) انگلیسی

- Ahmad, J., Imran, M., Khalid, A., Iqbal, W., Ashraf, S. R., Adnan, M.,... Khokhar, K. S. (2018). Techno Economic Analysis of a Wind-Photovoltaic-Biomass Hybrid Renewable Energy System for Rural Electrification: A Case Study of Kallar Kahar. *Energy*, 148(1), 208-234. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.01.133>

BP Statistical Review of World Energy (2019). Available at:

- <https://www.bp.com/en/global/corporate/news-and-insights/press-releases/bp-statistical-review-of-world-energy-2019.html>
- Buonomano, A., Calise, F., d'Accadia, M. D., & Vicidomini, M. (2018). A Hybrid Renewable System Based on Wind and Solar Energy Coupled With an Electrical Storage: Dynamic Simulation and Economic Assessment. *Energy*, 155, 174-189. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.05.006>
- Byrom, S. (2019). *How to Convert Gas Units to KWH*. Available at: <https://www.theenergyshop.com/guides/how-to-convert-gas-units-to-kwh>
- Colak, H. E., Memisoglu, T., & Gercek, Y. (2020). Optimal Site Selection for Solar Photovoltaic (PV) Power Plants Using GIS and AHP: A Case Study of Malatya Province, Turkey. *Renewable Energy*, 149(1), 565-576. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.12.078>
- Elmohlawy, A. E., Ochkov, V. F., & Kazandzhan, B. I. (2019). Thermal Performance Analysis of a Concentrated Solar Power System (CSP) Integrated with Natural Gas Combined Cycle (NGCC) Power Plant. *Case Studies in Thermal Engineering*, 14(1), 100458. <https://doi.org/10.1016/j.csite.2019.100458>
- Khaleghian, M., Danekar, A., Khorasani, N., Jozi, S. A., Feghhi, J., & Navabi, G. S. (2012). Environmental Risk Assessment of Gas Pipeline with Method of Muhlbauer (Case Study: Lorestan Province). *Journal of Natural Environment*, 65(3), 353-365. <https://dx.doi.org/10.22059/jne.2012.29789>
- Maji, I. K. (2015). Does Clean Energy Contribute to Economic Growth? Evidence from Nigeria. *Energy Reports*, 1(1), 145-150. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2015.06.001>
- Nersesian, R. L. (2016). *Energy Economics: Markets, History and Policy*: Routledge.
- Ramli, M. A., Hiendro, A., & Al-Turki, Y. A. (2016). Techno-Economic Energy Analysis of Wind/Solar Hybrid System: Case Study for Western Coastal Area of Saudi Arabia. *Renewable Energy*, 91(1), 374-385. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.01.071>
- Richardson, D. B. (2013). Electric Vehicles and the Electric Grid: A Review of Modeling Approaches, Impacts, and Renewable Energy Integration. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 19(1), 247-254. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2012.11.042>
- Sadeghi, Z., Horry, H. R., & Khazaei, S. (2017). An Economic Evaluation of Iranian Natural Gas Export to Europe through Proposed Pipelines. *Energy Strategy Reviews*, 18(1), 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2017.09.013>
- Taklif, A. (2013). The Feasibility of Competition or Cooperation amongst GECF Member Countries in Exporting Natural Gas via Pipeline. *Iranian Energy Economics*, 2(5), 49-79. http://jjee.atu.ac.ir/article_773.html
- Ulvestad, M., & Overland, I. (2012). Natural Gas and CO2 Price Variation: Impact on the Relative Cost-Efficiency of LNG and Pipelines. *International Journal of Environmental Studies*, 69(3), 407-426. <https://doi.org/10.1080/00207233.2012.677581>
- Wang, W.-C., Wang, J.-J., & Chong, W. T. (2019). The Effects of Unsteady Wind on the Performances of a Newly Developed Cross-Axis Wind Turbine: A Wind Tunnel Study. *Renewable Energy*, 131(1), 644-659. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2018.07.061>

- اسماعیل نیا، علی اصغر، و زاهدی سرشت، مریم (۱۳۸۸). بهینه‌یابی انتقال گاز و برق (هم‌افزایی گاز و برق). نشریه مطالعات اقتصاد انرژی، ۴(۱۵)، ۷۵-۵۵.
- خزاعی، صادق (۱۳۹۴). امکان‌سنجی اقتصادی انتقال گاز طبیعی ایران به اروپا از طریق خطوط لوله پیشنهادی در شرایط ریسکی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- خسروانی تهرانی، مهیار (۱۳۹۲). ارزیابی اقتصادی نیروگاه فسیلی در مقایسه با نیروگاه خورشیدی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی تهران.
- صادقی، زین‌العابدین، و بهروزه، علی (۱۳۹۹). ارزیابی فنی اقتصادی نیروگاه تجدیدپذیر و فسیلی با استفاده از نرم‌افزار RETScreen expert. انتشارات دادکین.
- عباسی، مریم، و امینی‌فرد، عباس (۱۳۹۷). برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز در بخش خانگی ایران. نشریه اقتصاد کاربردی، ۸(۲۶)، ۷۲-۶۲. http://jae.srbiau.ac.ir/article_13767.html

مالیات انتقال سهام در بورس اوراق بهادار تهران (نظریه نقدشوندگی در مقابل نظریه ساختاری)^۱

پروانه مطیع

دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران.

mazyaki@atu.ac.ir

علی مزیکی

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

h.panahian@iaukashan.ac.ir

حسین پناهیان

دانشیار گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران.

حسن قدرتی

استادیار گروه حسابداری، واحد کاشان، دانشگاه آزاد اسلامی، کاشان، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۸

دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۸

چکیده: سیاستگذاران بازار سرمایه سعی دارند با استفاده از ابزارهای مناسب موجب بهبود ابعاد مختلف کیفیت بازار شوند. تغییر مالیات انتقال سهام ازجمله سیاست‌هایی است که همواره بر معاملات بورس اوراق بهادار تهران جاری بوده است، اما به دلیل ثابت بودن نرخ آن برای سالیان زیاد، بررسی اثر این سیاست بر کیفیت بازار مورد توجه قرار نگرفته است. در این پژوهش با توجه به کاهش هشتاد درصدی این مالیات در شهریور ۱۳۹۷ و با توجه به این‌که صندوق‌های سرمایه‌گذاری از این مالیات معاف هستند، با بکارگیری روش تفاضل در تفاضل و استفاده از داده‌های فرکانس بالا برای ۴۲۲ شرکت در بازه زمانی تیر تا آبان ۱۳۹۷ به بررسی اثر کاهش مالیات انتقال سهام بر ابعاد مختلف کیفیت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند کاهش مالیات موجب افزایش حجم معاملات، نقدشوندگی، عمق و کارایی بازار می‌شود و در عین حال نوسان بازار را کاهش می‌دهد. بنابراین، نتایج نظریه نقدشوندگی را در مقابل نظریه ساختاری تأیید می‌کند، که بر اساس آن کاهش مالیات موجب افزایش کارایی بازار از طریق افزایش نقدشوندگی می‌شود.

کلیدواژه‌ها: مالیات مبادله سهام، اثر نقدشوندگی، اثر ساختاری، کارایی بازار، عمق بازار.

طبقه‌بندی JEL: G23, G18, G14, G10

۱. این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کاشان استخراج شده است.

مقدمه

ابعاد مختلف کیفیت بازار سهام نشان‌دهنده توان تامین مالی بازار سرمایه یک کشور و همچنین، مطلوبیت سرمایه‌گذاری در آن است. پژوهش‌هایی چون **اوگدن و همکاران**^۱ (۲۰۰۳) به ابعادی از کیفیت بازار سهام مانند هزینه معاملات، فرکانس (تعداد دفعاتی که یک دارایی دادوستد می‌شود)، شفافیت اطلاعاتی، نوسان قیمت، گردش سهام، سهام شناور، و سود معاملات اشاره می‌کنند. البته از دیگر خصوصیات اصلی کیفیت بازار سهام می‌توان به کارایی، نقدشوندگی، سرعت معاملات، و عمق بازار نیز اشاره کرد. در این میان، سیاستگذاران بازار سرمایه سعی دارند با اتخاذ سیاست‌های مختلف در زمان‌های گوناگون، ساختار بازار را به سمتی هدایت کنند که معیارهای ارزیابی کیفیت بازار در سطح مطلوبی قرار گیرد. حال پرسش این است که برای دستیابی به این هدف سیاست‌های مناسب کدام‌اند، و این‌که چگونه می‌توان تاثیر اجرای سیاست اتخاذشده را بر معیارهای کیفیت بازار سنجید. یکی از سیاست‌هایی که بیش‌تر پژوهش‌ها به آن پرداخته‌اند، تغییر در هزینه‌های مبادله است (Bagheri et al., 2014; Mani et al., 2011; Mousavi Jahromi et al., 2017; Atrchi & Ramtinnia, 2018).

و رضایی و همکاران، ۱۳۹۲؛ صادقی و همکاران، ۱۳۹۴؛ ضیایی بیگدلی، ۱۳۸۳؛ کشتکار، ۱۳۸۰). هزینه‌های مبادله در بازار بورس اوراق بهادار تهران شامل کارمزد معاملات و مالیات انتقال سهام است. انواع مالیات‌ها و معافیت‌های مالیاتی و تاثیر آن‌ها بر مولفه‌های مختلف شرکت‌ها و بازار سرمایه همواره مورد توجه پژوهشگران حوزه مالی بوده است. مالیات انتقال سهام یکی از انواع مالیات است که اگرچه سال‌هاست در ایران معرفی شده، ولی تاکنون به آن پرداخته نشده و اثرگذاری آن بر انواع مولفه‌های بازار، همچون کارایی، مورد بررسی قرار نگرفته است.

با توجه به این‌که نرخ مالیات انتقال سهام سالیان زیادی است بدون تغییر مانده، بنابراین تغییر این نرخ در شهریور سال ۱۳۹۷^۲ این امکان را فراهم می‌آورد که بتوان با توجه به داده‌های قبل و بعد

1. Ogden et al.

۲. مالیات انتقال سهام طبق مصوبه سال ۱۳۸۸ سازمان امور مالیاتی کشور، نیم درصد ارزش فروش سهام است که توسط فروشنده پرداخت می‌شود. این در حالی است که این سازمان بر اساس مصوبه ۱۳۹۷/۴/۱۶ شورای عالی هماهنگی اقتصادی، نرخ مالیات فروش سهام و حق تقدم سهام را در شهریور سال ۱۳۹۷ از نیم درصد به یک‌دهم درصد کاهش داد. شایان اشاره است از آنجایی که به تاریخ انقضای این مصوبه به‌طور شفاف اشاره نشده، مصوبه سال ۱۳۹۷ شورای عالی هماهنگی اقتصادی منقضی شده و در سال ۱۳۹۸ مالیات انتقال سهام به

همان نیم درصد سابق بازگشته است. برای اطلاعات بیش‌تر به تارگه زیر مراجعه نمایید:

<https://www.seo.ir/Upload/Editor/Files/Nahade%20Mali/moghararte%20Mokhtas/Gha-non-%20tose-Abzarha.PDF>

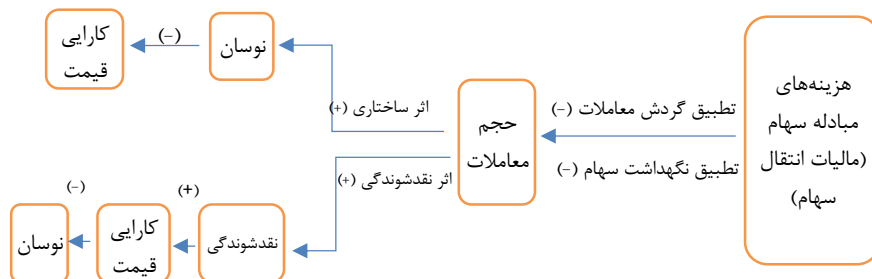
از تغییر نرخ، اثر تغییر در نرخ مالیات را بر مولفه‌های مختلف بازار بررسی کرد؛ در حالی که این بررسی در سال‌های قبل به دلیل ثابت بودن نرخ مالیات امکان‌پذیر نبوده است. نتایج این پژوهش می‌تواند مناسب بودن سیاست اتخاذشده در شهریور ۱۳۹۷ را مشخص کند و سیاستگذار را در یافتن نرخ بهینه مالیات برای دستیابی به بازاری باکیفیت‌تر یاری رساند. شایان اشاره است که برای بالا بردن دقت نتایج، از داده‌های «فرکانس بالا» برای محاسبه ابعاد مختلف کیفیت بازار استفاده شده است. در ادامه، ابتدا به بررسی مبانی نظریِ چگونگی اثرگذاری هزینه‌های مبادله بر کیفیت بازار سرمایه پرداخته می‌شود و پس از مروری بر مطالعات انجام‌شده در این حوزه، اهداف پژوهش حاضر بیان می‌گردد.

مبانی نظری پژوهش

بررسی سازوکار اثرگذاری هزینه‌های مبادله بر ابعاد مختلف کیفیت بازار سرمایه می‌تواند بسیار بحث‌برانگیز باشد، زیرا مطالعات نظرات مختلفی در مورد آثار انواع هزینه‌های مبادله بر انواع شاخص‌های بازار دارند که در ادامه به توضیح آن‌ها پرداخته می‌شود.

شکل (۱)، به منظور تقسیم‌بندی مطالعات انجام‌شده در این حوزه ترسیم شده است. این شکل سازوکار اثرگذاری هزینه‌های مبادله را بر پایه دو دیدگاه و فرضیه رقیب نشان می‌دهد. بر اساس آنچه **شکل (۱)** بیان می‌کند، اثر ساختاری و اثر نقدشوندگی ممکن است به دو نتیجه متفاوت منجر شوند. مطالعاتی چون **کیل - بلانکارد و هاوریلچیک^۱ (۲۰۱۶)**، **کولیارد و هافمن^۲ (۲۰۱۷)**، و **داویلا و پارلاتوره^۳ (۲۰۲۱)** نیز بر اهمیت نسبی این دو سازوکار و اثر ترکیبی آن‌ها متمرکز هستند. در ادامه، ابتدا با استفاده از دو سازوکار تطبیق‌گردش معاملات و تطبیق نگهداشت سهام به توضیح اثر مالیات انتقال سهام بر حجم معاملات پرداخته می‌شود و سپس فرضیه‌های رقیب اثر ساختاری و اثر نقدشوندگی توضیح داده می‌شوند.

1. Capelle-Blancard & Havrylchyk
2. Colliard & Hoffmann
3. Dávila & Parlatores



شکل ۱: سازوکار اثرگذاری هزینه‌های مبادله بر کارایی بازار

نظریه‌های قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر مبنای هزینه‌های مبادله بر دو سازوکار مختلف تاکید دارند که به واسطه آن‌ها هزینه‌های مبادله بر حجم معاملات تاثیر می‌گذارند. این دو فرضیه نباید به عنوان رقیب، بلکه باید به عنوان مکمل همدیگر در نظر گرفته شوند. یکی از سازوکارهای اثرگذاری مالیات مبادله بر حجم معاملات از طریق تطبیق گردش معاملات^۱ است، چرا که یکی از متغیرهایی که در اثر تغییر هزینه‌های مبادله تغییر می‌کند، میزان گردش معاملات است. سرمایه‌گذاران می‌توانند فعالیت معاملاتی خود را به‌سادگی تغییر دهند. برای مثال، زمانی که هزینه‌های مبادله افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران می‌توانند با حفظ همان توزیع پرتفوی، با محدود کردن میزان گردش معاملات (حجم معاملات) خود نسبت به هزینه‌های مبادله بالاتر واکنش نشان دهند (و برعکس). در حالی که این سازوکار باعث افزایش متوسط دوره نگهداشت سهام برای سهام تاثیرپذیرفته از هزینه مبادله (مالیات انتقال سهام) می‌شود، اما به‌درستی مشخص نیست که بتواند سرمایه‌گذاران را متقاعد سازد تا خود را در حاکمیت شرکتی بیش‌تر درگیر کنند. این سازوکار، محور اصلی مدل‌های ارائه‌شده توسط **کونستانتینیدس (۱۹۸۶)^۲** و **وایانوس (۱۹۹۸)^۳** است.

سازوکار دوم اثرگذاری مالیات مبادله بر حجم معاملات تطبیق نگهداشت سهام^۴ است. سرمایه‌گذارانی که دارای پرتفویی با گردش معاملاتی بالا هستند می‌توانند سهامی که دارای هزینه مبادله بیش‌تری است را به آن دسته از بازیگران بازار که دارای پرتفویی با گردش معاملاتی کم‌تری هستند و افق سرمایه‌گذاری بلندمدت‌تری دارند، بفروشند (جایگزینی سرمایه‌گذاران). این اثر مشتری^۵ نقش تعیین‌کننده‌ای در

1. Turnover Adjustment
2. Constantinides
3. Vayanos
4. Holding Adjustment
5. Clientele Effect

پژوهش آمیهود و مندلسون^۱ (۱۹۸۶) ایفا می‌کند. آن‌ها نشان می‌دهند دارایی‌هایی که از هزینه‌های مبادله بالاتری برخوردارند، در مدت متوسط طولانی‌تری توسط سرمایه‌گذاران نگهداری می‌شوند. کینز^۲ (۱۹۳۶)، استیگلیتز^۳ (۱۹۸۹)، و سامرز و سامرز^۴ (۱۹۸۹) نشان می‌دهند که تطبیق نگهداشت سهام باعث خواهد شد که نفوذ سهامداران بلندمدت افزایش یابد و به تصمیم‌های شرکتی بهتری بینجامد، زیرا سرمایه‌گذاران در حاکمیت شرکتی بیش‌تر درگیر می‌شوند.

هرچند در این پژوهش به تفکیک این دواثر پرداخته نمی‌شود، اما برای جدا کردن دواثر اشاره‌شده می‌توان پرتفوی سرمایه‌گذاری‌ها و گردش معاملات سرمایه‌گذاران نهادی را بررسی کرد. این دو فرضیه پیش‌بینی می‌کنند که برای سرمایه‌گذاران با افق سرمایه‌گذاری متفاوت، هزینه‌های مبادله (مالیات انتقال سهام) اثر متفاوتی دارد. در عمل، سرمایه‌گذاران می‌توانند هر دو حاشیه تطبیق را مورد استفاده قرار دهند و اهمیت نسبی آن‌ها در واقع پرسشی است که بر پایه تجربه مشخص می‌گردد. آنچه اهمیت دارد این است که اثر مشتری نقشی تعیین‌کننده در ادبیات هزینه‌های مبادله سهام بازی می‌کند. هرچند شاید این گونه به نظر برسد که تغییر در هزینه‌های مبادله سهام تاثیر چندانی بر کیفیت بازار در کل نداشته باشد، اما شایان اشاره است که تغییر هزینه‌های مبادله در تغییر نحوه تخصیص پرتفو و رفتار معاملاتی بازیگران بازار قابل ملاحظه است.

در ادامه دو سازوکار اثرگذاری مالیات انتقال سهام، که فرضیه‌های آزمون‌پذیری ایجاد می‌کنند، بیان می‌شوند. اثر ساختاری و اثر نقدشوندگی در حقیقت دو سازوکار مختلف اثرگذاری تغییر حجم معاملات بر نوسان، نقدشوندگی، و کارایی قیمت را مطرح می‌کنند که مدل مفهومی آن در شکل (۱) نمایش داده شد.

اثر ساختاری^۵

بر طبق این نظریه، افزایش هزینه‌های مبادله سهام می‌تواند از طریق تغییر ترکیب جمعیتی معامله‌گران، نوسان را کاهش دهد و عدم بازدهی بازار را اصلاح کند. این نظریه که رویکرد خوشبینانه‌تری نسبت به هزینه‌های مبادله دارد، به اثر ساختاری معروف است. برای مثال، استیگلیتز (۱۹۸۹) بیان می‌کند که مالیات مبادله سهام اثر قوی‌تری بر معامله‌گران نویزی^۶ دارد، نسبت به تاثیری که بر کارگزاران با اطلاعات بنیادی دقیق می‌گذارد. انتظار می‌رود تغییر ایجادشده در جمعیت معامله‌گران، نوسان‌های

1. Amihud & Mendelson
2. Keynes
3. Stiglitz
4. Summers & Summers
5. Composition Effect
6. Noise Traders

غیربنیادی^۱ را کاهش دهد و بازدهی قیمت را بهبود بخشد. مطابق نظریه استیگلیتز (۱۹۸۹)، فعالیت معاملاتی برخی بازیگران بازار دارای اثرات جانبی منفی در بازار است. همزمان، سوداگران نسبت به قیمت‌های معاملاتی حساس هستند. پس افزایش مالیات انتقال سهام به کاهش «جمعیت» در بازار کمک خواهد کرد. کاهش جمعیت به کاهش نوسان، افزایش کارایی قیمت و در پی آن افزایش کیفیت بازار منجر خواهد شد. همچنین، سامرز و سامرز (۱۹۸۹) بیان می‌کنند که معاملات پی‌درپی و فراوان، حاصل کار معامله‌گران بازخورد مثبت^۲ است که تمایل دارند نوسان‌های قیمتی را تشدید کنند (برای مثال، دنبال‌کنندگان گله‌ای رَوَند). بنابراین، افزایش هزینه‌های مبادله سهام فعالیت آن‌ها را نسبت به فعالیت معامله‌گران بنیادی، بیش‌تر کاهش می‌دهد.

اثر نقدشوندگی^۳

مخالفان افزایش مالیات انتقال سهام، با مطرح کردن اثر نقدشوندگی اهمیت و ارزش اقتصادی و همچنین مطلوبیت عمومی اثر ساختاری این مالیات را زیر سوال می‌برند. آن‌ها نسبت به اثر منفی نقدشوندگی مربوط به کاهش گسترده در فعالیت‌های معاملاتی به دلیل افزایش قیمت معاملات هشدار می‌دهند. این دیدگاه رقیب، متکی بر اثرات جانبی قدرتمند نقدشوندگی در بازارهای مالی است که اثرات غیرمستقیم افزایش مالیات انتقال سهام را سبب می‌گردد. با این دیدگاه، کاهش حجم معاملات به کاهش نقدشوندگی، کاهش کارایی قیمتی (به دلیل افزایش قیمت معاملات)، و در پی آن افزایش نوسان و کاهش کیفیت بازار منجر خواهد شد. برای مثال، شورت و سگوین^۴ (۱۹۹۳) بیان می‌کنند که افزایش مالیات انتقال سهام به شکاف بیش‌تر در قیمت‌های خرید و فروش به علت کاهش حجم معاملات، افزایش هزینه‌های هجینگ^۵، و افزایش احتمالی در کژگزینی^۶ منجر خواهد شد. همچنین راس^۷ (۱۹۸۹)، استدلال می‌کند که فقدان معامله‌گران کوتاه‌مدت به واسطه موقعیت موجودی پرهزینه^۸ برای تامین نقدینگی از دارایی‌ها، به نقدشوندگی صدمه می‌زند. در نتیجه، اصلاح قیمت‌های نادرست که انتظار می‌رود اندازه و استقامت آن‌ها افزایش یابد، برای آربیتراژگران به مراتب سخت‌تر خواهد شد. این امر بیانگر آن است که قیمت‌ها ناپایدارتر، و نقدشوندگی و

1. Non-Fundamental Volatilities

2. Positive Feedback Traders

3. Liquidity Effect

4. Schwert & Seguin

5. Hedging Cost

6. Adverse Selection

7. Ross

8. Costly Inventory Position

کارایی نیز کم‌تر خواهند شد. **سونگ و جانگ**^۱ (۲۰۰۵)، یک مدل موازنه‌ای ارائه می‌کنند که در آن هر دو اثر معرفی شده‌اند؛ البته اثر خالص مالیات انتقال سهام به قدرت نسبی آن‌ها بستگی دارد. برای مثال، اگر اثر نقدشوندگی به اندازه کافی قوی باشد، معامله‌گران مطلع در پاسخ به پایین آمدن نقدشوندگی اقدام به کاهش فعالیت‌های معاملاتی خود خواهند کرد. در این حالت، نوسان افزایش و کارایی قیمتی تنزل می‌یابد.

روش‌شناسی پژوهش

مدل

هدف کلی این پژوهش، از یک طرف بررسی تاثیر تغییر در مالیات انتقال سهام بر معیارهای کیفیت بازار از جمله حجم، نوسان، کارایی قیمت، نقدشوندگی، و عمق بازار است و از طرف دیگر، به مقایسه فرضیه‌های رقیب اثر ساختاری و اثر نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران در رابطه با تغییر مالیات انتقال سهام می‌پردازد. به منظور رسیدن به اهداف پژوهش با استفاده از اعمال کاهش نرخ مالیات انتقال سهام در شهریور سال ۱۳۹۷ و همچنین، استفاده از گروه صندوق‌های سرمایه‌گذاری که از این مالیات معاف هستند، به عنوان گروه کنترل، به آزمون فرضیه‌ها پرداخته می‌شود.^۲ به این

1. Song & Zhang

۲. شایان ذکر است اگرچه شباهت گروه تیمار و کنترل در موارد بسیاری کم نیست و این موضوع در جدول میانگین متغیرهای مورد بررسی قابل مشاهده است:

Variables	log_vol_ trade	r_vola- tility	Range	price_ efficiency	quoted_ spread	effective_ spread	Depth
Treatment Group	۲۱/۳۸	۲/۱۹	۳/۵	۰/۲۲	۰/۰۲۷	۰/۰۲۴	۰/۸۶
	(۲/۳۹)	(۴/۰۱)	(۲/۵)	(۰/۱۷)	(۰/۱)	(۰/۱)	(۶/۸)
Control Group	۲۰/۱۶	۲/۶۴	۱/۲	۰/۲۴	۲۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۲۳
	(۳/۴۴)	(۳۹/۴)	(۳/۵۷)	(۰/۱۷)	(۳/۴۴)	(۰/۰۷)	(۰/۴)

اما خصوصیت اصلی مشترک سهام صندوق‌های سرمایه‌گذاری و سایر سهم‌های مورد بررسی، قابل معامله بودن در بورس اوراق بهادار تهران است. البته باید گفت که به هر ترتیب در برخی موارد تفاوت اساسی بین این گروه تیمار و کنترل وجود دارد، و به دلیل اعمال یکنواخت سیاست گروه بهتری به عنوان گروه تیمار برای بررسی این موضوع وجود ندارد. البته انتظار داریم روش تفاضل در تفاضل تا حد زیادی این نقیصه را برطرف نماید، اما متأسفانه آزمونی برای مناسب بودن گروه تیمار وجود ندارد. بنابراین، به دلیل اهمیت پرسش پژوهش، بررسی آن با همین گروه تیمار و استفاده از روش تفاضل در تفاضل اهمیت دارد و می‌تواند دیدگاه ما را نسبت به نتایج اعمال این سیاست گسترش دهد؛ اگرچه در مورد تفسیر نتایج باید احتیاط لازم را به خرج داد.

منظور از روش تفاضل در تفاضل^۱ استفاده می‌شود. دوره مورد بررسی از ابتدای تیر تا پایان آبان ۱۳۹۷ به مدت ۵ ماه و ۱۰۵ روز معاملاتی است. ماه‌های تیر و مرداد مربوط به دوره قبل از کاهش مالیات، و ماه‌های شهریور، مهر و آبان مربوط به دوره بعد از اجرای سیاست است. فرض بر این است که برای هر سهم c در زمان d یک مقدار برای $\gamma_{c,d}$ به عنوان شاخصی از ابعاد کیفیت بازار وجود دارد. با فرض وجود چنین معیاری، در ادامه به برآورد رابطه (۱) پرداخته می‌شود.

$$\gamma_{c,d} = \alpha_c + \gamma_d + \beta^{after} D_{c,d}^{after} + \epsilon_{c,d} \quad (1)$$

که در آن γ_d اثرات ثابت زمانی و α_c مربوط به اثرات ثابت شرکتی است که البته به دلیل برخورد به مشکل همبستگی متغیرهای مستقل نمی‌توان آن‌ها را در تخمین شامل کرد. اثر قرار گرفتن انجام معامله در دوره بعد از کاهش مالیات بر متغیر مورد بررسی توسط ضریب β^{after} مورد قضاوت قرار می‌گیرد. البته این ضریب به عنوان میانگین اثر کاهش مالیات انتقال سهام بر کیفیت بازار تفسیر می‌شود و در ادامه برای شناسایی اثر خالص اجرای سیاست، از روش تفاضل در تفاضل استفاده می‌گردد. متغیر $D_{c,d}^{after}$ متغیر مجازی قرار داشتن در ماه‌های بعد از اجرای سیاست است که به‌ازای معاملاتی که در ماه‌های شهریور، مهر و آبان انجام می‌شود، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به خود می‌گیرد. این رابطه بر فرض روند مشترک استاندارد^۲ در هر دو گروه تیمار^۳ (درمان) و کنترل^۴ تکیه دارد که لزوماً صحیح نیستند. پس برای برخورد با این موضوع روش تفاضل در تفاضل بکار برده می‌شود. برای اجرای این آزمون از دو روش مقایسه‌ای و تک‌معادله‌ای استفاده می‌شود. در روش مقایسه‌ای، ضریب β^{after} برای گروه تیمار و گروه کنترل تخمین زده و مقایسه می‌شود. برای اجرای روش تک‌معادله‌ای نیز به برآورد رابطه (۲) پرداخته می‌شود:

$$\gamma_{c,d} = \alpha + \gamma_d + \lambda^{after} D_{c,d}^{after} \times treated_c + \theta treated_c + \epsilon_{c,d} \quad (2)$$

که در آن متغیر مجازی $treated_c$ برای گروهی که این سیاست در موردشان اجرا می‌شود برابر یک و برای گروهی که این سیاست در موردشان اجرا نمی‌شود، برابر صفر است. شایان اشاره است تفاوت اثر سیاست کاهش مالیات بر متغیر مورد بررسی در مورد گروه تیمار توسط ضریب λ^{after} مورد قضاوت قرار می‌گیرد. البته برای بررسی نتایج روش تفاضل در تفاضل تک‌معادله‌ای از طریق برآورد رابطه (۳) که از رابطه (۲) به‌دست می‌آید نیز می‌توان عمل کرد.

1. Difference-in-Differences (DID)
2. Standard Common Trends Assumption
3. Treatment Group
4. Control Group

$$\Delta y_{c,d} = \theta + \lambda^{after} \times treated_c + \epsilon_{c,d} \quad (3)$$

به منظور بررسی تاثیر کلی سیاست کاهش نرخ مالیات انتقال سهام بر یک معیار کیفیت بازار بورس اوراق بهادار تهران، ابتدا کیفیت بازار با استفاده از چندین شاخص که مبانی نظری و مطالعات پیشین تاکید بیش تری بر آن‌ها دارند، اندازه‌گیری می‌شود. این شاخص‌ها عبارت‌اند از فعالیت معاملاتی، نوسان، کارایی قیمت، نقدشوندگی، و عمق بازار. با استفاده از این شاخص‌ها تعداد هفت معیار برای اندازه‌گیری کیفیت بازار ایجاد می‌شود که به جای متغیر $y_{c,d}$ در رابطه (۱) قرار می‌گیرد. در ادامه، شاخص‌های اشاره شده معرفی می‌شود و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها توضیح داده می‌شود. فرمول دقیق محاسبه شاخص‌ها در جدول (۱) نیز ارائه شده است.

۱. فعالیت معاملاتی^۱: به صورت لگاریتم طبیعی ارزش ریالی معامله‌شده سهام c در روز d اندازه‌گیری و به صورت $\log volume_{c,d}$ نشان داده می‌شود.

۲. نوسان^۲: به تغییر قیمت در یک بازه زمانی مشخص، نوسان گفته می‌شود. معمولاً مطالعاتی چون **فلاح‌پور و مطهری‌نیا (۲۰۱۷)**، انحراف معیار استاندارد قیمت را به عنوان معیار نوسان در نظر می‌گیرند. در این پژوهش پیرو **کولیارد و هافمن (۲۰۱۷)** از دو متغیر برای ارزیابی نوسان بین روز استفاده می‌شود. الف. نوسان تحقق‌یافته که با $realized\ volatility_{c,d}$ نشان داده می‌شود، آنچه را در گذشته اتفاق افتاده اندازه‌گیری می‌کند و به صورت حاصل جمع توان دوم بازده‌های میان روزانه (بر اساس میان-پیشنهادهای^۳ نهایی فاصله‌های زمانی پنج دقیقه‌ای) محاسبه و در ضریب $\sqrt{252}$ ضرب می‌شود تا به سالیانه تبدیل شود، و برحسب درصد نشان داده می‌شود.

$$\sum_{h=0}^{42} (r_{c,d,h} - \bar{r}_{c,d,h})^2 \times 100 \times \sqrt{252} \text{ realized volatility}_{c,d} \quad (4)$$

که در رابطه (۴)، بازده‌های میان روزانه:

$$r_{c,d,h} = \frac{p_{c,d,h} - p_{c,d,h-1}}{p_{c,d,h-1}} \quad (5)$$

و از آن‌جا که بازه‌ها پنج دقیقه‌ای هستند، در یک روز ۴۲ داده برای بازده‌های میان روزانه وجود خواهد داشت.

ب. محدوده قیمتی $range_{c,d}$ به صورت محدوده قیمتی بین روز برای تمامی معاملات محاسبه می‌شود و با استفاده از متوسط قیمت معاملاتی، نرمالیزه و طبق رابطه (۶) به صورت درصد بیان می‌شود.

$$range_{c,d} = \frac{Max_h p_{c,d,h} - Min_h p_{c,d,h}}{Average_h p_{c,d,h}} \times 100 \quad (6)$$

1. Trading Activity
2. Volatility
3. Mid-Quote

۳. کارایی قیمت که با $price_efficiency_{c,d}$ نشان داده می‌شود در مطالعات زیادی همچون رهنما رودپشتی و همکاران (۱۳۸۴)، و دانیالی ده‌حوض و منصوری (۲۰۱۳) تعریف می‌شود و مورد استفاده قرار می‌گیرد. قیمت‌های کارا پیش‌بینی‌ناپذیر هستند، یعنی از مدل گشت تصادفی^۱ تبعیت می‌کنند. خودهمبستگی‌های مثبت و منفی بیانگر انحراف از فرایند گام تصادفی است که نشان از ناکارایی قیمتی سهام است. ناکارایی قیمت به صورت قدر مطلق خودهمبستگی‌های بازدهی درجه اول، بر اساس قیمت میانه نهایی فاصله‌های زمانی پنج دقیقه‌ای اندازه‌گیری می‌شود.

۴. معیار نقدشوندگی نشانگر توانایی بازار برای جذب حجم عظیم معاملات بدون ایجاد نوسان بیش از اندازه در قیمت‌هاست. به عبارت دیگر، نقدشوندگی به معنای توانایی انجام سریع معاملات با هزینه اندک و بدون تحت تاثیر قرار دادن شدید قیمت‌هاست. بازارهایی با درجه نقدشوندگی مناسب، امکان ورود و خروج به بازار را با کم‌ترین اختلال و نیز کم‌ترین هزینه معاملاتی فراهم می‌کنند. بازارهایی با قدرت نقدشوندگی بالا بهتر می‌توانند شوک‌های سیستمیک را جذب کنند و از سرایت آن به دیگر اجزای سیستم مالی بکاهند. در نتیجه، تاثیر بسزایی بر ثبات سیستم‌های مالی دارند و مانع سرایت اثرات نامطلوب نوسان قیمت بر دیگر اجزای سیستم مالی و اقتصاد کلان می‌شوند. طبق یافته‌های کایل^۲ (۱۹۸۵)، از چندین متغیر برای نشان دادن سه بُعد نقدشوندگی یعنی سختی^۳، عمق^۴، و تاب‌آوری^۵ استفاده می‌شود که کولیارد و هافمن (۲۰۱۷) نیز به تفسیر آن می‌پردازند. در این پژوهش، بُعد سختی و عمق استخراج می‌شود و جزو ابعاد مورد بررسی هستند که در ادامه معیارهای اندازه‌گیری آن‌ها توضیح داده می‌شود.

الف. سختی، معیار نقدشوندگی مرتبط با شکاف عرضه و تقاضاست. این جنبه از نقدشوندگی در واقع توانایی خرید و فروش دارایی در قیمت و زمان مشابه است. سختی نشان‌دهنده هزینه‌های مستقیم مرتبط با انجام معامله است. برای اندازه‌گیری سختی می‌توان از تفاوت بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش^۶ استفاده کرد. طبق آکر و همکاران^۷ (۲۰۰۲)، به‌طور معمول فاصله بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش به صورت روزانه مورد بررسی قرار می‌گیرد و هرچه شکاف قیمتی کم‌تر باشد، نقدشوندگی سهام بالاتر است. برای محاسبه سختی از دو شاخص استفاده می‌کنیم:

1. Random Walk
2. Kyle
3. Tightness
4. Depth
5. Resiliency
6. Spread
7. Acker et al.

- شکاف مظنه پیشنهادی خرید و فروش^۱: این معیار اختلاف بین بهترین قیمت پیشنهادی خرید و فروش^۲ را نشان می‌دهد و همواره مقداری مثبت و حداقل برابر با کمترین اندازه مجاز تغییر قیمت^۳ است و به صورت میانگین موزون در تمام فاصله زمانی در روز d محاسبه می‌گردد و با $quoted\ spread_{c,d}$ نشان داده می‌شود.

$$quoted\ spread_{c,d} = \sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} \frac{Ask_{c,d,i} - Bid_{c,d,i}}{Ask_{c,d,i} + Bid_{c,d,i}} \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 \times 300} \quad (V) \quad (7)$$

که در رابطه (V) 42×300 تعداد ثانیه‌های موجود در یک روز کاری است.

- شکاف قیمتی موثر^۴: شکاف نسبی در زمان یک معامله را اندازه‌گیری می‌کند. پس منعکس‌کننده هزینه واقعی معامله انجام‌شده است. شکاف قیمتی موثر به صورت میانگین موزون برای تمام معاملات در یک سهم مفروض و برای کل روز معاملاتی محاسبه می‌شود. شکاف قیمتی موثر برای معامله i -ام در یک سهم از رابطه (۸) به‌دست می‌آید.

$$effective\ spread_t = \sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} \frac{p_{c,d,i} - mid_{c,d,i}}{mid_{c,d,i}} \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 \times 300} \quad (8)$$

در رابطه (۸)، قیمت معامله و $mid_{c,d,i}$ میان - پیشنهاد غالب همزمان است که از رابطه (۹) به‌دست می‌آید.

$$mid_{c,d,i} = \frac{Ask_{c,d,i} + Bid_{c,d,i}}{2} \quad (9)$$

ب. عمق: در حالی که شکاف قیمت به تخمین زدن هزینه‌های معاملاتی معاملات کوچک مربوط می‌شود، یک معامله‌گر بزرگ‌تر عمق قیمت را هم مد نظر قرار می‌دهد. معیار $depth_{c,d}$ به صورت مجموع نقدینگی موجود در شکاف قیمت داخلی (هر دو طرف خرید و فروش) محاسبه می‌شود که به صورت زمانی وزندار در رابطه (۱۰) نمایش داده شده است.

$$depth_{c,d} = \sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} (vask_{c,d,i} + vbid_{c,d,i}) \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 \times 300} \quad (10)$$

عمق یک معیار نقدشوندگی مرتبط با حجم است که توانایی خرید و فروش مقدار مشخصی از دارایی را بدون تاثیر در قیمت مظنه‌ها نشان می‌دهد. عمق بازار در مطالعات مختلفی تعریف شده است، اما تعریف غالب بر اساس مجموع حجم بهترین سفارش خرید و فروش در بازه مورد بررسی است. این شاخص در پژوهش‌های پیشین در ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

1. Quoted Spread, Dollar Spread or Absolute Spread

2. Ask-Bid Price

3. Tick Size

4. Effective Spread

جدول ۱: تعریف متغیرهای کیفیت بازار

نام شاخص	نام متغیر	واحد زمان	فرمول محاسبه
فعالیت معاملاتی	$Log\ volume_{c,d}$	روز	$\log(v_{c,d,N_{c,d}})$ v ارزش ریالی معامله شده، c اندیس شرکت، d مربوط به روز معامله، و $N_{c,d}$ تعداد معاملات در آن روز و شرکت است.
میان قیمت نهایی	$p_{c,d,h}$	۵ دقیقه	$\sum_{i=1}^{N_{c,d,h}^{5-Min}-1} p_{c,d,i} \frac{t_{i+1} - t_i}{T_{c,d,h}^{5-Min}}$ p مربوط به قیمت نهایی معامله i -ام است.
بازده	$r_{c,d,h}$	۵ دقیقه	$r_{c,d,h} = \frac{p_{c,d,h} - p_{c,d,h-1}}{p_{c,d,h-1}}$
نوسان تحقق یافته	$realized\ volatility_{c,d}$	روز	$\sum_{h=0}^{42} (r_{c,d,h} - \bar{r}_{c,d,h})^2 \times 100 \times \sqrt{252}$
محدوده قیمتی	$range_{c,d}$	روز	$\frac{Max_h p_{c,d,h} - Min_h p_{c,d,h}}{Average_h p_{c,d,h}} \times 100$
کارایی قیمت	$price_efficiency_{c,d}$	روز	$ ACR_h(r_{c,d,h}, 1) $ $ACR(\cdot, 1)$ مربوط به خودهمبستگی مرتبه اول و $ \cdot $ تابع قدر مطلق است.
شکاف مظنه پیشنهادی خرید و فروش	$quoted_spread_{c,d}$	روز	$\sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} \frac{Ask_{c,d,i} - Bid_{c,d,i}}{Ask_{c,d,i} + Bid_{c,d,i}} \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 * 300}$ i ردیف معاملات ثبت شده درجه ۱ در یک روز $N_{c,d}$ تعداد معاملات در آن روز و شرکت $Ask_{c,d,i}$ بهترین قیمت پیشنهاد فروش برای سهم c در روز d $Bid_{c,d,i}$ بهترین قیمت پیشنهاد خرید برای سهم c در روز d
شکاف قیمتی موثر	$effective_spread_{c,d}$	روز	$\sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} \frac{p_{c,d,i} - mid_{c,d,i}}{mid_{c,d,i}} \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 * 300}$ $mid_{c,d,i} = \frac{Ask_{c,d,i} + Bid_{c,d,i}}{2}$ $mid_{c,d,i}$ میان - پیشنهاد غالب همزمان است.
عمق بازار	$depth_{c,d}$	روز	$\sum_{i=1}^{N_{c,d}-1} (vask_{c,d,i} + vbid_{c,d,i}) \times \frac{t_{i+1} - t_i}{42 * 300}$ N ردیف کل معاملات ثبت شده درجه ۱ در یک روز. $vask_{c,d,i}$ حجم بهترین پیشنهاد فروش برای سهم c در روز d $vbid_{c,d,i}$ حجم بهترین پیشنهاد خرید برای سهم i در روز t و لحظه t_n زمان ثبت اطلاعات معامله n است

جمع‌آوری داده‌ها

در این پژوهش برای ایجاد و محاسبه شاخص‌های کیفیت بازار از داده‌های فرکانس بالا^۱ که مربوط به همه معاملات طی روز است، استفاده می‌شود. در حالی که در اغلب پژوهش‌های انجام‌شده در ایران مانند **راعی و همکاران (۲۰۱۷)**، و **خجسته و تهرانی (۲۰۱۷)** از معیارهایی با فرکانس پایین که جمع‌آوری داده و محاسبات آن‌ها ساده‌تر بوده، استفاده شده است. در ادامه، روش جمع‌آوری داده بزرگی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته، توضیح داده می‌شود.

برای جمع‌آوری، پالایش و پرداخت اولیه داده‌ها از زبان برنامه‌نویسی پایتون ۳/۷ استفاده شده است. در راستای انجام اهداف تعیین‌شده، داده‌های معاملاتی همه نمادهای فعال در بازه زمانی تیر تا آبان ۱۳۹۷، که شامل ۶۹۰ نماد در ۱۰۵ روز معاملاتی است، جمع‌آوری شده است. داده‌های ثانیه‌ای شامل بهترین پیشنهاد خرید و حجم آن، بهترین پیشنهاد فروش و حجم آن، قیمت و حجم آخرین معامله انجام‌شده، در هر ثانیه از هر تاریخ به‌ازای هر شرکت استخراج شده است. همچنین، برای هر شرکت و هر تاریخ، داده‌های روزانه شامل ارزش بازار، قیمت پایانی، و ارزش معاملات نیز استخراج شده است. به‌ازای هر شرکت در هر تاریخ، یک آدرس اینترنتی اختصاصی در وب‌سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. برای به‌دست آوردن آدرس شرکت‌ها ابتدا با استفاده از تکنیک‌های خزش وب (Web Scraping) و مراجعه به تارگه <http://www.tsetmc.com> مشخصات شرکت‌ها جمع‌آوری شدند و با توجه به کد اختصاصی هر شرکت که در آدرس صفحه آن وجود دارد، آدرس شرکت مورد نظر در تاریخ مورد نظر ایجاد شد.

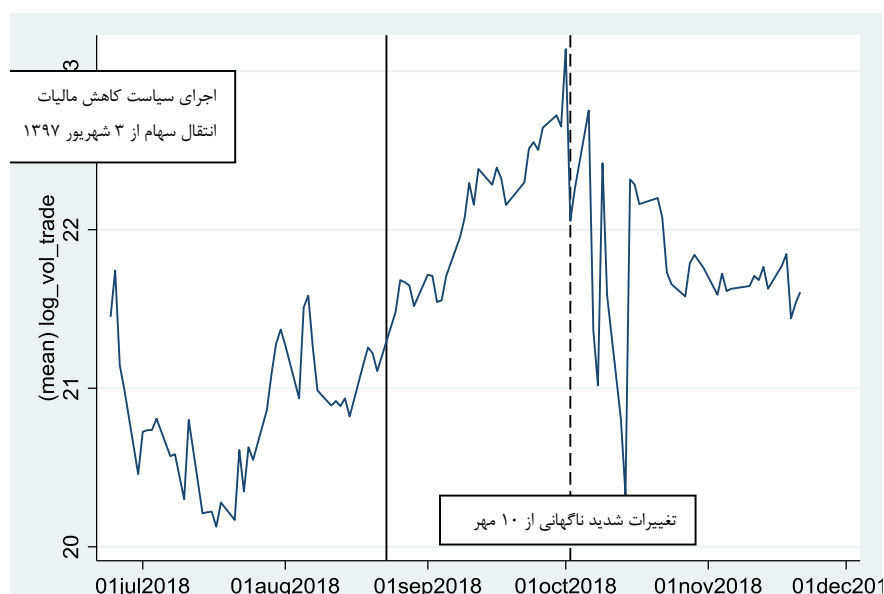
پس از شناسایی ماهیت داده‌ها، ابتدا یک پایگاه داده طراحی شد و با رجوع به هر یک از آدرس‌ها داده مورد نظر در هر ثانیه از صفحه‌های مربوطه جمع‌آوری گردید. هرچند این فرایند به صورت ماشینی توسط زبان پایتون ۳/۷ و با تکنیک‌های خزش وب در ساعات غیرکاری بازار (به دلیل حجم زیاد مراجعات به سایت سازمان در ساعات کاری و ایجاد اختلال در استخراج داده) انجام شد، اما با توجه به حجم زیاد آدرس‌ها و داده‌های زیاد و متنوع در هر آدرس، برای جمع‌آوری داده‌ها زمان بسیار زیادی صرف شده است. داده‌های جمع‌آوری‌شده، قبل از پالایش و پرداخت در فرمت CSV^۲ حدود ۹ گیگابایت و بالغ بر یک میلیارد و سیصد میلیون رکورد بود. این رکوردها شامل همه داده‌ها از همه شرکت‌های ثبت‌شده در بورس در بازه زمانی مورد بررسی است. شایان ذکر است در مرحله تبدیل

1. High-Frequency Data
2. Comma-Separated Values

داده به اطلاعات، طبق **جدول (۱)**، برای محاسبه عمق بازار به صورت دقیقه‌ای عمل شده است و فقط دقایقی در نظر گرفته شدند که در طول دقیقه حداقل سه معامله انجام شده باشد.

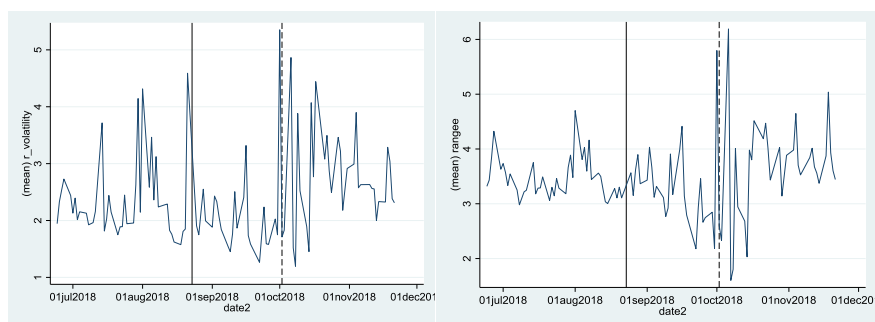
یافته‌های پژوهش

با استفاده از داده‌های استخراج شده که پلایش و پرداخت شده‌اند و مطابق با روابط ارائه شده در **جدول (۱)**، متغیرهای کیفیت بازار ساخته می‌شوند. میانگین هفت شاخص کیفیت بازار محاسبه و در اشکال (۲) و (۳) نمایش داده شده است. همان‌طور که در **شکل (۲)** مشاهده می‌شود، سیاست کاهش مالیات در تاریخ ۳ شهریور ۱۳۹۷ اجرایی شده است. پس دوره بعد از آن به عنوان دوره اجرای سیاست توسط متغیر After تعریف می‌شود. شایان ذکر است از آن‌جا که بعد از ۱۰ مهر ۱۳۹۷ بازار دچار نوسانات شدیدی شده، اطلاعات بعد از این تاریخ از داده حذف شده است. همچنین، اگر این داده را وارد تخمین کنیم، معناداری نتایج از بین می‌رود. بنابراین، در مورد تفسیر آثار نتایج در بلندمدت باید احتیاط کرد.



شکل ۲: تحولات میانگین لگاریتم حجم معاملات بازار در دوره مورد بررسی

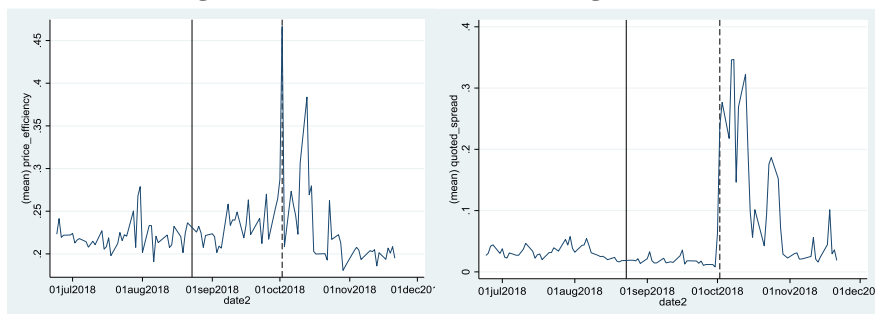
آنچه در **شکل (۲)** مشاهده می‌شود، نتیجه تعدیلی چندمرحله‌ای است و صرفاً تصویری کلی از ماجرا به‌دست می‌دهد. در این شکل ابتدا داده‌های ثانیه‌ای طبق تعریف ردیف اول **جدول (۱)** به صورت روزانه درآمده است تا $Log volume_{c,d}$ که قرار است در تخمین‌ها مورد استفاده قرار بگیرد، به‌ازای هر شرکت c در روز d به‌دست بیاید. آنچه در **شکل (۲)** مشاهده می‌شود، میانگین معیار لگاریتم حجم معاملات بازار برای تمام شرکت‌های مورد بررسی است. همچنین، در این شکل و موارد دیگری که در **شکل (۳)** نمایش داده شده است، تاریخ اجرای سیاست کاهش مالیات، ۳ شهریور ۱۳۹۷، و تاریخ تغییرات شدید در بازار بورس تهران، ۱۰ مهر ۱۳۹۷ مشخص شده است. شایان ذکر است در اشکال بعدی نیز این الگو رعایت شده است.



تحولات محدوده قیمتی (بازه نوسان) متوسط بازار در تحولات نوسان تحقق‌یافته متوسط بازار در دوره مورد

بررسی

دوره مورد بررسی

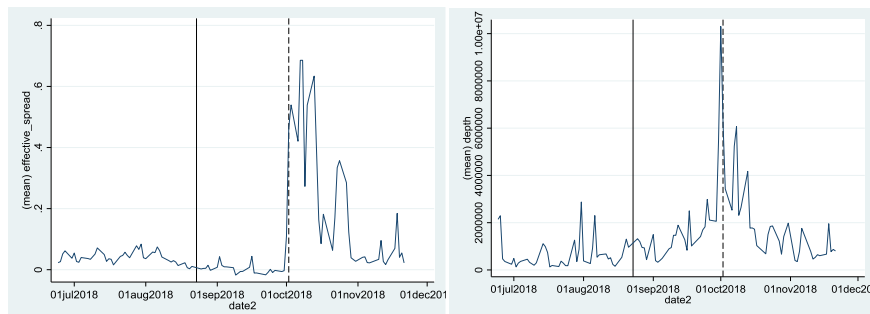


تحولات کارایی قیمت متوسط بازار در دوره مورد

بررسی

تحولات شکاف مظنه پیشنهادی خرید و فروش

متوسط بازار در دوره مورد بررسی



تحولات عمق متوسط بازار در دوره مورد بررسی تحولات شکاف قیمتی موثر متوسط بازار در دوره مورد بررسی

شکل ۳: تحولات میانگین سایر معیارهای کیفیت بازار در دوره مورد بررسی

بر اساس آنچه در **شکل (۳)** نمایش داده شده است، هماهنگی تغییرات به‌دست‌آمده در انواع معیارهای ارائه‌شده بعد از ۱۰ مهر ۱۳۹۷ خود دلیلی بر اعتبار داده مورد بررسی این مطالعه است. همچنین، باید توجه شود که با نگاه کلی به بازار در تاریخ ۳ شهریور ۱۳۹۷ نمی‌توان اثر سیاست کاهش مالیات بر کل بازار را مشاهده کرد، پس ضرورتاً لازم است که از اطلاعات در سطح شرکت به‌دست آید که در این پژوهش استفاده شده است.

در **جدول (۲)**، نتایج برآورد رابطه (۲) منعکس شده است. البته باید اشاره کرد که اثرات ثابت زمانی در این تخمین‌ها در نظر گرفته نشده است. طبق ستون نخست این نتایج، قرار گرفتن در دوره پس از اجرای سیاست کاهش مالیات، موجب افزایش معنادار حجم معاملات می‌شود. همچنین، طبق نتایج ارائه‌شده در ستون‌های دوم و سوم **جدول (۲)**، اجرای سیاست کاهش مالیات انتقال سهام، نوسان را کاهش داده است. نتایج ستون پنجم و ششم نیز بیانگر این موضوع است. از سوی دیگر، ستون چهارم **جدول (۲)** نشان‌دهنده اثر معنادار کاهش مالیات بر کارایی قیمت است. همچنین، کاهش مالیات موجب افزایش عمق بازار شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین DID بر معیارهای کیفیت بازار

متغیرها	log_vol_ trade	r_ volatility	Range	price_ efficiency	quoted_ spread	effective_ spread	Depth
treated	-۰/۳۷۲*** (۰/۰۷)	-۰/۳۵۱ (۰/۳)	۲/۳۱۱*** (۰/۱۸)	-۰/۰۲۵*** (۰/۰۱)	۰/۰۰۳* (۰/۰۰۲)	۰/۰۱*** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۹ (۰/۱۵۶)
After treated	۰/۵۱۶*** (۰/۰۱)	-۰/۲۵* (۰/۱۳)	-۰/۱۹۱*** (۰/۰۳)	۰/۰۱*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۰۷*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۲*** (۰/۰۰۱)	۰/۹۵*** (۰/۰۷)
Constant	۲۱/۴*** (۰/۱۴۹)	۲/۶۴۸*** (۰/۲۹)	۱/۲۱۳*** (۰/۱۷۵)	۰/۲۴۷*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۲۹*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۲۷*** (۰/۰۰۶)	۰/۷۱** (۰/۲۷۹)
Observations	۲۴/۲۶۴	۲۲/۳۶۵	۲۲/۳۶۵	۱۹/۶۷۴	۲۳/۴۵۱	۲۳/۴۵۱	۲۳/۴۵۱
company	۴۲۲	۳۷۸	۳۷۸	۳۷۳	۴۱۷	۴۱۷	۴۱۷

 Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

در جدول (۳)، به روش متفاوتی عمل شده و نتایج اثر گذر زمان اجرای سیاست بر گروه تیمار و کنترل در دو برازش جداگانه ارائه شده است. طبق این نتایج، روند افزایشی حجم معاملات بر اثر سیاست کاهش مالیات تقویت شده است. کاهش مالیات از سوی دیگر، تفاوت غیرمعنادار نوسان بعد و قبل از اجرای سیاست را به صورت معناداری کاهش داده است. این اثر در مورد بازه نوسان و شکاف مظنه نیز برقرار است. همچنین، کارایی قیمت در اثر کاهش مالیات که به طور معناداری تغییری نمی‌کرد، افزایش یافته است. این موضوع از نتایج کلیدی این پژوهش است، چرا که نشان می‌دهد استدلال اثر نقدشوندگی نسبت به اثر ساختاری قابلیت دفاع بیش‌تری دارد (نگاه کنید به شکل ۱). در نهایت باید گفت که در اثر اجرای سیاست کاهش مالیات انتقال سهام، عمق بازار به طور معناداری افزایش یافته است. پس به طور کلی فرضیه‌های پژوهش تایید می‌شوند.

جدول ۳: نتایج تخمین روند زمانی مقایسه گروه تیمار و کنترل

متغیرها		After	Constant	Observations	Number of Companies
log_vol_trade	treat	۱/۳۴۵*** (۰/۰۱۹)	۲۰/۷۸*** (۰/۱۰۵)	۲۱/۵۷۶	۳۵۴
log_vol_trade	control	۰/۴۳۹*** (۰/۱۱۲)	۱۹/۵۹*** (۰/۵۹)	۱/۲۳۳	۲۴
r_volatility	treat	-۰/۲۴۶*** (۰/۰۵۶)	۲/۲۸۹*** (۰/۰۵)	۲۱/۳۳۰	۳۵۴
r_volatility	control	-۳/۶۸۲ (۲/۴۸۵)	۴/۱۹۲*** (۱/۶۰۹)	۱/۰۳۵	۲۴
rangee	treat	-۰/۱۹۱*** (۰/۰۳۴)	۳/۵۲۳*** (۰/۰۴)	۲۱/۳۳۰	۳۵۴
rangee	control	-۰/۰۶۸ (۰/۲۲)	۱/۲۶۴*** (۰/۱۸۶)	۱/۰۳۵	۲۴
price_efficiency	treat	۰/۰۱*** (۰/۰۰۲)	۰/۲۲۱*** (۰/۰۰۲)	۱۸/۷۹۳	۳۵۴
price_efficiency	control	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۱)	۰/۲۳۸*** (۰/۰۰۷)	۸۸۱	۲۳
quoted_spread	treat	-۰/۰۱۹*** (۰/۰۰۱)	۰/۰۳۶*** (۰/۰۰۲)	۲۱/۱۶۳	۳۵۴
quoted_spread	control	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۴)	۰/۰۲۵** (۰/۰۱۲)	۱/۰۱۹	۲۴
effective_spread	treat	-۰/۰۴*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۴۵*** (۰/۰۰۴)	۲۱/۱۶۳	۳۵۴
effective_spread	control	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۸)	۰/۰۴* (۰/۰۲۳)	۱/۰۱۹	۲۴
depth	treat	۰/۲۳۹*** (۰/۰۹)	۰/۹۱۳*** (۰/۲۰۳)	۲۱/۱۶۳	۳۵۴
depth	control	۰/۰۴** (۰/۰۱۷)	۰/۱۴۸*** (۰/۰۵۶)	۱/۰۱۹	۲۴

Note: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از داده‌هایی با فرکانس بالا برای ۴۲۲ شرکت در بازه زمانی تیر تا آبان ۱۳۹۷ به بررسی اثر کاهش مالیات انتقال سهام بر ابعاد مختلف کیفیت بازار پرداخته شده است. این بررسی از این جهت ممکن شده است که در شهریور ۱۳۹۷ مالیات انتقال سهام از ۵/۰ درصد به ۱/۰ درصد کاهش یافته است. با استفاده از این حقیقت که صندوق‌های سرمایه‌گذاری از این مالیات معاف هستند، از روش تفاضل در تفاضل، اثر کاهش مالیات انتقال سهام در شهریور ۱۳۹۷ اندازه گرفته شده است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند، کاهش مالیات انتقال سهام، کیفیت بازار را در تمام ابعاد مورد بررسی افزایش داده است. پس نظریه اثر نقدشوندگی نسبت به نظریه رقیب آن، یعنی اثر ساختاری، توضیح‌دهندگی بیشتری در مورد نتایج دارد. بر اساس نظریه نقدشوندگی، کاهش مالیات موجب افزایش کارایی بازار از طریق افزایش نقدشوندگی می‌شود. همچنین، کاهش مالیات انتقال سهام نوسان را طبق آنچه اثر ساختاری پیش‌بینی می‌کند، افزایش نمی‌دهد. پس به نظر می‌رسد کاهش مالیات انتقال سهام در شهریور ۱۳۹۷ سیاست مناسبی است که پیگیری نشده است. این موضوع از آن جهت مهم است که این سیاست در پایان اسفند ۱۳۹۷ معلق شده، زیرا به تاریخ انقضای آن به‌طور شفاف اشاره نشده است. در نتیجه، مصوبه سال ۱۳۹۷ شورای عالی هماهنگی اقتصادی منقضی شده و از ابتدای سال ۱۳۹۸ مالیات انتقال سهام به همان نیم درصد سابق بازگشته است. در صورتی که اگر اجرای این سیاست ادامه پیدا می‌کرد، احتمالاً امروز بازار با کیفیت‌تری می‌داشتیم. به نظر می‌رسد این نوع مالیات‌ها به واسطه سهل‌الوصول بودن آن توسط دولت، قدرت اصابت بیش‌تری دارد و دولت‌ها به سراغ آن می‌روند، اما چنانچه سیاستگذار به دنبال افزایش کیفیت بازار باشد، به نظر کاهش مالیات انتقال سهام، چنین هدفی را محقق می‌کند. البته با توجه به اهمیت موضوع، مطالعات بیش‌تری که آثار چنین سیاستی را بر کیفیت بازار بررسی کنند، ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

الف) انگلیسی

- Acker, D., Stalker, M., & Tonks, I. (2002). Daily Closing Inside Spreads and Trading Volumes around Earnings Announcements. *Journal of Business Finance & Accounting*, 29(9-10), 1149-1179. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00465>

- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
- Atrchi, R., & Ramtinnia, S. (2018). An Investigation of Methods to Reduce Transaction Costs in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 7(26), 17-30. http://jik.srbiau.ac.ir/article_12592.html
- Bagheri, B., Omidipour, R., & Aminkhaki, A. (2014). Investigating the Relationship between Tax Exemption of the Article 143 of the Iranian Direct Tax Act and Stock Return of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Tax Research*, 22(23), 9-35. <http://taxjournal.ir/article-1-444-fa.html>
- Capelle-Blancard, G., & Havrylchyk, O. (2016). The Impact of the French Securities Transaction Tax on Market Liquidity and Volatility. *International Review of Financial Analysis*, 47(1), 166-178. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.07.002>
- Colliard, J. E., & Hoffmann, P. (2017). Financial Transaction Taxes, Market Composition, and Liquidity. *The Journal of Finance*, 72(6), 2685-2716. <https://doi.org/10.1111/jofi.12510>
- Constantinides, G. M. (1986). Capital Market Equilibrium with Transaction Costs. *Journal of Political Economy*, 94(4), 842-862. <https://doi.org/10.1086/261410>
- Daniali Dehouzi, M., & Mansouri, H. (2013). Investigating Weak Form of Efficiency in Tehran Stock Exchange and Ranking Factors that Affect It. *Economics Research*, 12(47), 71-96. http://joer.atu.ac.ir/article_931.html
- Dávila, E., & Parlatore, C. (2021). Trading Costs and Informational Efficiency. *The Journal of Finance*, 76(3), 1471-1539. <https://doi.org/10.1111/jofi.13008>
- Fallahpour, S., & Motaharinia, V. (2017). Including Jump Components in Modeling and Forecasting Realized Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 8(32), 171-190. http://fej.iauctb.ac.ir/article_533500.html
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*: Palgrave Macmillan.
- Khojasteh, M. A., & Tehrani, R. (2017). Asset Pricing Model On The Basis Of Liquidity Risk Factor. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(35), 1-17. http://jfksa.srbiau.ac.ir/article_10660.html
- Kyle, A. S. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 53(6), 1315-1335. <https://doi.org/10.2307/1913210>
- Mani, K., Pajooyan, J., & Mohammadi, T. (2011). Analysis of the Effect of Taxes on the Relationship between Financial Markets and Economical Growth. *Journal of Economics Research*, 11(42), 13-37.
- Mousavi Jahromi, Y., Razavi, M. R., Khodadad Kashi, F., & Eizadi, S. H. (2017). Study of Regional Development Targeted Incentives Using DID Approach, Case Study: Tax Exemptions Article 132 of Direct Tax Act. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(28), 33-50. http://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3480.html
- Ogden, J. P., Jen, F. C., & O'Connor, P. F. (2003). *Advanced Corporate Finance: Policies and Strategies*: Pearson College Division.
- Raei, R., Eivazlu, R., & Abbaszadeh Asl, A. A. (2017). Investigation on relation between information asymmetry and liquidity via market microstructures model in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(34), 13-24.

http://jfkasrbiu.ac.ir/article_10601.html

- Ross, S. A. (1989). Commentary: Using Tax Policy to Curb Speculative Short-Term Trading. In *Regulatory Reform of Stock and Futures Markets* (pp. 19-22): Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-009-2193-1_3
- Schwert, G. W., & Seguin, P. J. (1993). Securities Transaction Taxes: An Overview of Costs, Benefits and Unresolved Questions. *Financial Analysts Journal*, 49(5), 27-35. <https://doi.org/10.2469/faj.v49.n5.27>
- Song, F. M., & Zhang, J. (2005). Securities Transaction Tax and Market Volatility. *The Economic Journal*, 115(506), 1103-1120. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2005.01034.x>
- Stiglitz, J. E. (1989). Using Tax Policy to Curb Speculative Short-Term Trading. *Journal of Financial Services Research*, 3(2), 101-115. <https://doi.org/10.1007/BF00122795>
- Summers, L. H., & Summers, V. P. (1989). When Financial Markets Work Too Well: A Cautionary Case for a Securities Transactions Tax. *Journal of Financial Services Research*, 3(2-3), 261-286. <https://doi.org/10.1007/BF00122806>
- Vayanos, D. (1998). Transaction Costs and Asset Prices: A Dynamic Equilibrium Model. *The Review of Financial Studies*, 11(1), 1-58. <https://doi.org/10.1093/rfs/11.1.1>

ب) فارسی

- رضایی، محمدقاسم؛ سبزو، محبوبه، و رضایی پور، محمد (۱۳۹۲). آزمون اثرات مشوق‌های مالیاتی (شواهدی در ایجاد رقابت مالیاتی، جذب سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی. نشریه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۳(۵۱)، ۱۶۳-۱۸۷. http://joer.atu.ac.ir/article_413.html
- رهنما رودپشتی، فریدون؛ سیم‌بر، فرشید، و طوطیان، صدیقه (۱۳۸۴). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۷(۱)، ۲۳۶-۲۰۹.
- صادقی، سیدکمال؛ رنج‌پو، رضا؛ باقرزاده آذر، فاطمه، و موسوی، سها (۱۳۹۴). تاثیر سیاست‌های مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی. نشریه پژوهش‌های اقتصادی/ایران، ۲۰(۶۵)، ۳۷-۶۱. http://ijer.atu.ac.ir/article_5151.html
- ضیایی بیگدلی، محمدتقی (۱۳۸۳). آثار مالیات بر نقل و انتقال سهام در بازار اوراق بهادار تهران. نشریه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۳(۴)، ۱۷۳-۱۲۷.
- کشتکار، مریم (۱۳۸۰). بورس اوراق بهادار تهران، اصلاح ساخت و بازنگری در قوانین و مقررات. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۲(۵)، ۱۱۵-۱۵۲. <http://jpbud.ir/article-1-767-fa.html>

پیش‌بینی بحران در بورس اوراق بهادار تهران با معیارهای آنتروپی و بررسی بحران‌های شناسایی شده مانند کووید-۱۹

m_osoolian@sbu.ac.ir |

محمد اصولیان

استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

a.koushki@ut.ac.ir |

علی کوشکی

دانشجوی کارشناسی ارشد مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۲۱

دریافت: ۱۳۹۹/۰۹/۰۳

چکیده: پیش‌بینی مقدمه تصمیم‌گیری است. از این‌رو، بسیاری از سرمایه‌گذاران تمایل دارند از روند بازارها و تغییرات بازده قیمت‌ها آگاهی داشته باشند. بدین منظور، روش‌های متعددی در حوزه‌های مختلف استفاده شده است، اما در پژوهش پیش‌ارو به بررسی توانایی پیش‌بینی بحران به وسیله معیارهای آنتروپی باقی‌مانده تجمعی و نوع تعمیم‌یافته آن یعنی آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی پرداخته شده است. داده‌های مورد استفاده در پژوهش شامل شاخص کل، حجم معاملات، ارزش معاملات، و نرخ ارز از مهر ۱۳۸۹ تا تیر ۱۴۰۰ است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هر دو معیار توانایی پیش‌بینی بحران را دارند، اما معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در پیش‌بینی بحران بهتر از آنتروپی باقی‌مانده تجمعی عمل می‌کند. بحران‌ها به‌ترتیب در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۱، ۱۳۹۵-۱۳۹۳، ۱۳۹۸-۱۳۹۷، و ۱۴۰۰-۱۳۹۹ شناسایی شده‌اند. هر یک از بحران‌ها، از جمله بحران کووید-۱۹، مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت.

کلیدواژه‌ها: پیش‌بینی، بحران، آنتروپی باقی‌مانده تجمعی، آنتروپی فراکتالی، کووید-۱۹.

طبقه‌بندی: JEL: C02, G01, G17.

مقدمه

بازار سرمایه به عنوان یکی از نهادهای مالی در سیستم اقتصادی، نقش پررنگ و مهمی را با جذب نقدینگی و هدایت آن در مسیر تولید ایفا می‌کند. این بازار یکی از معیارهای پویایی اقتصاد نیز شناخته می‌شود. بازار سرمایه با فراهم آوردن ویژگی‌هایی همچون شفافیت معاملات، کشف قیمت از طریق عرضه و تقاضا، نقدشوندگی بالا، پایین بودن هزینه‌های مبادلاتی، انتشار مناسب اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده و شفاف‌سازی در این حوزه به عنوان رکن مهمی در اقتصاد شناخته می‌شود (Sadeghi Sharif & Janiarloo, 2017; Madanizadeh & Ebrahimi, 2018).

بررسی و تحلیل تالطم و بحران در بازارهای مالی، چند دهه‌ای است که به صورت بسیار کاربردی مورد توجه پژوهشگران در حوزه‌های مختلف قرار گرفته است. فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی در تبیین سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، ایجاب می‌کند که با کشف و تحلیل بازارهای مالی بتوان گامی موثر در جهت پیشبرد اهداف نظام مالی و اقتصادی برداشت. بحران در شاخص‌های مالی، ناشی از فرایند انتقال اطلاعات به این بازارهاست. با توجه به این‌که بازارهای مالی می‌توانند نمایانگر اقتصاد کشورها باشند، اطلاعات ایجادشده در بخش‌های مختلف یک کشور یا جهان می‌تواند در بازارهای مالی نمود پیدا کند و آن‌ها را متأثر سازد. اهمیت شاخص‌های بازار سرمایه به عنوان دماسنج این بازار، به سوق دادن پژوهشگران به سمت پژوهش‌هایی در زمینه پیش‌بینی این بازار منجر شده است.

پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸، به اهمیت بحران و ریسک متعاقب آن و روش‌های اندازه‌گیری و پیش‌بینی آن بیش از پیش توجه شده است. به دنبال پژوهش‌های پیشین، ابزارهای گوناگونی برای پیش‌بینی بحران معرفی شده‌اند. هر یک از این ابزارها، در بازارهای متفاوتی بررسی و توسعه یافته‌اند. در سال‌های اخیر، به منظور پیش‌بینی بحران از توسعه‌های آنتروپی شانون^۱ در بازارهای کشورهای مختلف استفاده شده و نااطمینانی محاسبه‌شده به وسیله شاخص‌های آنتروپی پیش از وقوع بحران مورد توجه قرار گرفته است (Lahmiri & Bekiros, 2020; Osoolian et al., 2019).

این پژوهش با رویافت نظری به مفهوم بحران در بازارهای مالی پرداخته است. در این راستا، سهم پژوهش حاضر در ادبیات آن است که از میان معیارهای توسعه‌یافته آنتروپی، جدیدترین توسعه از آنتروپی شانون را در بازار سرمایه ایران بررسی می‌کند. معیارهای متداول شامل آنتروپی شانون، رنی^۲ و تسالیس^۳

1. Shannon
2. Renyi
3. Tsallis

جملگی در بازار سرمایه ایران بررسی شده‌اند (Heidarpour & Alavi, 2015; Osoolian et al., 2019). در این پژوهش، از توسعه آنتروپی شانون به آنتروپی باقی‌مانده و سپس به آنتروپی فراکتالی استفاده شده تا دینامیک بازار سرمایه بررسی گردد. در آنتروپی باقی‌مانده تجمعی، برعکس معیارهای پیشین، نگاه بر تابع چگالی احتمال باقی‌مانده است. همچنین، با توسعه آنتروپی به درجات فراکتالی، امکان بررسی اطلاعات موجود در بازار سرمایه در کسرهای مختلف فراهم می‌گردد. سهم دیگر پژوهش حاضر در ادبیات استفاده از تابع چگالی احتمال باقی‌مانده و تعمیم آن به سایر معیارهای آنتروپی و همچنین استفاده از درجات فراکتالی مختلف برای بررسی بازار بورس اوراق بهادار تهران است. بدین صورت، می‌توان با استفاده از کسرهای مختلف اطلاعات و تابع چگالی باقی‌مانده اطلاعات مورد اعتمادتری نسبت به سایر معیارهای پیشین مورد بررسی قرار داد و در مورد آن‌ها تصمیم‌گیری کرد.

مبانی نظری پژوهش

به‌طور کلی آنتروپی بیانگر نااطمینانی است. هرچه مقدار بیش‌تری محاسبه شود، نااطمینانی از درک وضعیت موجود بالاتر می‌رود و نیاز به اطلاعات بیش‌تری برای بررسی وضعیت سیستم احساس می‌شود. بر اساس مبانی ریاضیات، توسعه‌های متعددی از آنتروپی پیشنهاد شده‌اند. در این میان، آنتروپی باقی‌مانده تجمعی و آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی دو توسعه اخیر از آنتروپی شانون هستند که بر مبنای تغییر تابع چگالی احتمال و استفاده از کسرهای مختلف اطلاعات توسعه پیدا کرده‌اند.

در ابتدا پژوهش‌هایی با محوریت آنتروپی بیان می‌شود. سپس پژوهش‌هایی که آنتروپی را با روش‌های دیگر به منظور پیش‌بینی بکار گرفته، و در نهایت پژوهش‌هایی با محوریت بحران، بیان می‌شوند.

پژوهش **کیو و یانگ**^۱ (۲۰۲۰) آنتروپی انتقال^۲ را برای سری‌های کوتاه‌مدت با استفاده از برآورد همبستگی - وابسته^۳ و آنتروپی نفوذی^۴ بررسی می‌کند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که روش آنتروپی نفوذی موثرتر از روش آنتروپی انتقال برای سری‌های کوتاه‌مدت است. نتیجه بخش دیگری از پژوهش نشان می‌دهد که تقریباً کلیه نقاط بیشینه در منحنی‌ها، قبل از بحران‌های مالی (مانند

1. Qiu & Yang
2. Transfer Entropy
3. Correlation-Dependent Balanced Estimation
4. Diffusion Entropy

بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ یا سقوط بازار سهام چین در سال ۲۰۱۵ بوده‌اند. به عبارت دیگر، آنتروپی پیش از بحران‌های مالی، یک نقطه حداکثری را به ثبت رسانده بود. بر اساس این، ما نیز پیش‌بینی می‌کنیم که به هنگام بررسی بحران در بورس تهران، نقاط بیشینه در اشکال به‌دست‌آمده مشاهده شود. **ژانگ و همکاران**^۱ (۲۰۱۹)، از یک مدل ترکیبی به منظور پیش‌بینی گرایش^۲ به صندوق‌ها استفاده می‌کنند. این مدل مبتنی بر شبکه عصبی همراه با الگوریتم ژنتیک، آنتروپی بهینه^۳، و تابع تغییر^۴ است. مدل استفاده‌شده شامل پیش‌پردازش داده‌های ورودی و خروجی است. در بخش ورودی با توجه به خصوصیات مختلف داده، از روش‌های الگوریتم ژنتیک، آنتروپی بهینه، و تابع تغییر به عنوان ورودی به شبکه عصبی استفاده می‌شود. در بخش خروجی به منظور پیش‌بینی نهایی از الگوریتم انتشار برگشتی استفاده می‌گردد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با استفاده از این مدل ترکیبی، ارزش خالص صندوق‌های چین پیش‌بینی‌پذیر است و دقت به‌دست‌آمده در حد بسیار مطلوبی قرار دارد. همچنین، آنتروپی به عنوان ورودی مدل موجب افزایش دقت مدل ترکیبی شده است. **کائو و وانگ**^۵ (۲۰۲۰)، به منظور ساخت یک مدل دقیق پیش‌بینی، ابتدا از تجزیه و تحلیل مولفه اصلی^۶ برای تجزیه و تحلیل داده‌های اصلی استفاده می‌کنند. این پژوهش از سه الگوریتم شبکه عصبی انتشار بازگشتی برای آزمایش استفاده می‌کند و در نهایت وضعیت پیش‌بینی آن‌ها را با یکدیگر مقایسه می‌نماید. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شبکه عصبی انتشار بازگشتی مبتنی بر الگوریتم منظم بیزین^۷ بالاترین دقت پیش‌بینی را دارد و می‌تواند از مسئله برازش بیش از حد در فرایند آموزش مدل جلوگیری کند. در پژوهش **هو و همکاران**^۸ (۲۰۱۷)، با استفاده از آنتروپی شانون، تجزیه و تحلیل آنتروپی چندمقیاسی^۹ برای شاخص صنعتی داو جونز^{۱۰} انجام شده است. طبق نتایج به‌دست‌آمده، شاخص مورد بررسی ویژگی‌های آنتروپی چندمقیاسی را که ناشی از نویز^{۱۱} در بازار است، نشان می‌دهد. همچنین، این پژوهش نشان می‌دهد که آنتروپی توانایی پیش‌بینی قابل توجهی

1. Zhang *et al.*
2. Tendency
3. Optimal Entropy
4. Variety Function
5. Cao & Wang
6. Principal Component Analysis
7. Bayesian Regularization Algorithm
8. Hou *et al.*
9. Multiscale Entropy Analysis
10. Dow Jones Industrial Index
11. Noise

برای شاخص سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد و نتایج تجربی تایید می‌کنند که نویز در بازار وجود دارد و می‌تواند بر قیمت سهام اثر بگذارد. **سولوویف و همکاران**^۱ (۲۰۱۹)، محاسباتشان را در دامنه الگوریتم پنجره غلطان^۲ همراه با مقایسه معیارهای پیچیدگی آنتروپی برای بررسی پویایی شاخص صنعتی داو جونز انجام می‌دهند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که آنتروپی شانون خود یک شاخص هشداردهنده بحران است و آنتروپی جایگشت و آنتروپی تسالیس شاخص‌های پیش‌ارو در رویدادهای بحرانی هستند. بنابراین، ما در این پژوهش با استفاده از توسعه دیگری از آنتروپی شانون انتظار داریم نتایج در رویدادهای بحرانی مشابه باشد و این معیار با توجه به استفاده از ریاضیات فراکتالی بتواند نتایج بهینه‌تری ارائه دهد. **گنکای و گراجویک**^۳ (۲۰۱۷)، به تجزیه و تحلیل مقایسه‌ای در مورد پویایی‌های بازارهای مالی در بحران‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۰۸ می‌پردازند. طبق نتایج به‌دست‌آمده، آنتروپی تسالیس برای سقوط کوتاه‌مدت و ناگهانی بازار در ۱۹۸۷ بهتر عمل کرده است، در حالی که آنتروپی تقریبی در مورد پیش‌بینی‌های طولانی مدت بحران بهتر عمل کرده و بحران سال ۲۰۰۸ را به‌خوبی پیش‌بینی نموده است. **اوه و همکاران**^۴ (۲۰۱۵)، تابع چگالی آنتروپی را برای سری زمانی بازده^۵ برای شاخص‌های S&P500، KOSPI و DAX تجزیه و تحلیل می‌کنند و تغییرات در آنتروپی را در طول زمان بررسی می‌نمایند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تابع چگالی آنتروپی برای شاخص S&P500 در طول بحران ساب‌پرایم‌ها^۶ کاهش قابل توجهی را نسبت به دوره‌های دیگر نشان می‌دهد، در حالی که در بازارهای دیگر مانند آلمان و کره جنوبی، به هنگام وقوع بحران کاهش قابل توجهی وجود ندارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که شاخص S&P500 به هنگام بحران یک الگوی منظم در سری زمانی بازده ایجاد می‌کند.

با توجه به این‌که پژوهش‌های مرتبط با آنتروپی در مواردی مانند حسابداری بکار رفته‌اند (**عبداله‌زاده و همکاران**، ۱۳۹۲)، هم‌اکنون به تنها پژوهش مرتبط در این زمینه در مقالات فارسی اشاره می‌کنیم. در پژوهش **اصولیان و همکاران** (۲۰۱۹)، رفتار شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تکنیک آنتروپی چندمقیاسی شانون تحلیل شده است. بدین منظور ابتدا با استفاده از قیمت پایانی سهام شرکت‌های بورسی در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ خورشیدی آنتروپی

1. Soloviev *et al.*
2. Rolling Window
3. Gençay & Gradojevic
4. Oh *et al.*
5. Return Time Series
6. Subprime Crisis

در بازه‌های زمانی ماهانه، فصلی، شش‌ماهه، و سالانه و در دو مقیاس ۵۰- و ۵۰۰ محاسبه شد و سپس وجود رابطه علیت گرنجری بین این سری‌ها و شاخص کل با استفاده از آزمون تودا-یاماموتو مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که آنتروپی‌ها علت خطی شاخص بورس هستند. به عبارت دیگر، اطلاعات اصلی در بازه‌های زمانی ماهانه، فصلی، شش‌ماهه، و سالانه، همچنین نوسانات کوچک در بازه فصلی، علت خطی شاخص کل هستند.

بحران‌های اقتصادی ایران: از ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰

در این بخش به بحران‌های اقتصادی ایران پرداخته می‌شود. بحران نخست در بازه زمانی ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ است. این بحران را می‌توان تا حدی نتیجه بحران سال ۲۰۰۸ آمریکا دانست که تنها همین کشور را تا سال ۲۰۱۱ گریبانگیر اثرات منفی آن کرده بود. اگرچه بازار ایران چندان در بازارهای بین‌المللی تنیده نیست، بنابراین بحران مالی سال ۲۰۰۸ به‌طور مستقیم به ایران منتقل نشده است (Sadeghi, 2014). با توجه به ساختار ویژه وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، می‌توان کانال اصلی انتقال بحران به اقتصاد ایران را از طریق درآمدهای نفتی دانست. در سال ۱۳۹۲ حباب شکل‌گرفته در بازار به دلیل رشد قیمت‌های جهانی بازار کالا^۱ و پس از آن کاهش قیمت ناگهانی بازار کالا موجب شد که بازار بورس اوراق بهادار تهران نیز خود را تطبیق دهد و تخلیه حباب صورت گرفت. در سال ۱۳۹۲ حباب شکل‌گرفته به قدری بود که برخی از سهام‌ها تا به امروز شاید تنها ۱۰۰ درصد بازدهی از سقف ۱۳۹۲ را به سهامدارانشان اعطا کرده باشند. نکته قابل‌توجه آن است که در این سال قیمت دلار در بازه ۳۰۰۰ تومان تغییرات داشته و ریزشی در نرخ ارز رخ نداده است. بنابراین، نرخ ارز در این بحران نقشی نداشته است.

دلیل اثرگذاری بحران‌های جهانی را می‌توان این‌گونه توصیف نمود: وقوع بحران جهانی قیمت کالاهای اساسی را در سطح جهانی کاهش می‌دهد. در نتیجه، شرکت‌های داخلی، از جمله شرکت‌هایی که صادرکننده نیستند، نیز دچار مشکلات مالی فراوان می‌شوند. به دلیل واردات کالاهای ارزان با قیمت جهانی کاهش‌یافته، تقاضا برای محصولات این شرکت‌ها نیز کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، تورم بالا در داخل کشور باعث می‌شود که بهای تمام‌شده محصولات تولیدی در داخل کشور افزایش داشته باشد و در نتیجه، قدرت رقابتی شرکت‌های داخلی از بین برود. از این‌رو، بحران در سطح جهانی می‌تواند بر شرکت‌های داخلی و ارزش سهام آن‌ها اثر داشته باشد. سرایت‌پذیری این تاثیر موجب

بحران در سطوح بالاتر شده است (Assadi et al., 2017).

می‌توان بحران بعدی را که در بازه ۱۳۹۵-۱۳۹۳ رخ داده است مربوط به افزایش و رشد و سپس کاهش قیمت جهانی کالاها بین ژوئن ۲۰۱۴ و فوریه ۲۰۱۵ دانست. شرایط تقاضا و عرضه به کاهش قیمت انتظاری برای کلیه نه شاخص قیمت کالاها بانک جهانی^۱ منجر شد، که این موضوع یک اتفاق بسیار نادر در زمان خودش بود. شوک قیمت بازار کالا در نیمه دوم سال ۲۰۱۴ را نمی‌توان به تنها یک عامل یا رویداد تعیین‌کننده نسبت داد. علت کاهش قیمت‌ها را باید در انبوهی از عوامل خاص صنعت، اقتصاد کلان و مالی یافت که گرد هم آمدند و باعث کاهش شدید بسیاری از طبقات مختلف بازار کالا شدند. در این میان، رسیدن اقتصاد چین به سطوح پایدارتر در رشد، و رونق یافتن نفت و انرژی شیل در ایالات متحده را می‌توان از مهم‌ترین عوامل از طرف تقاضا و از طرف عرضه که بر رکود قیمت جهانی کالاها حاکم بود، نام برد (Ghaderi & Shahrazi, 2020). همچنین در بازه ۱۳۹۵-۱۳۹۳ می‌توان به عواملی همچون سقوط بازار سهام چین و ارتباط آن با بازار ایران (Mirbargkar & Sohrabi, 2020)، کاهش تولید نفت توسط اوپک، رفع تحریم‌ها به وسیله گروه ۵+۱ اشاره کرد که می‌توانند از عوامل کاهش بازار سرمایه باشند. برای مثال، فضای نااطمینانی که به دلیل برجام وجود داشت (Varahrami et al., 2020)، موجب افزایش نرخ ارز تا ۴۱۵۰ تومان در بازار غیررسمی شد. پس از برجام قیمت ارز تا ۳۰۰۰ تومان کاهش یافت. همچنین در روز توافق، بازدهی شاخص کل منفی شد و سهامداران خرد متضرر شدند. از آن‌جا که نرخ ارز یکی از محرک‌های صعود و نزول بازار سرمایه است، بازار به انتظارات نرخ ارز پاسخ داده و کاهش یافته است. مشخص شده است که یک رابطه علی از سوی نوسانات نرخ ارز به سمت نااطمینانی در شاخص بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد (Hallafi & Saeedi, 2012). در واقع، نرخ ارز یکی از مهم‌ترین متغیرهای بخش پولی اقتصاد است که این متغیر با نااطمینانی و بی‌ثباتی خود، تغییراتی را در شاخص سهام ایجاد می‌کند (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۹۳).

در بحران مهر ۱۳۹۷، دو عامل حجم معاملات و نرخ ارز توأمان مشاهده می‌شوند. در این تاریخ نرخ ارز در بازار آزاد به رقم ۱۶۴۰۰ تومان و حجم معاملات به ۵۸۴۵ میلیون سهم و ارزش معاملات به ۲۰۰۰ میلیارد تومان رسید. هر دو این عوامل به سقف تاریخی خود رسیده بودند. پس از این تاریخ، نرخ ارز تا ۹۷۰۰ تومان ریزش کرد و در نتیجه بازار سرمایه نیز با نرخ ارز تطبیق یافت. حجم معاملات به رقم ۸۰۰ میلیون سهم و ارزش معاملات به ۳۶۴ میلیارد تومان رسید. می‌توان از عوامل بحران سال ۱۳۹۹ حضور بی‌سابقه مردم در بازار سرمایه را نام برد (Osoolian & Koushki, 2020a). هجوم مردم

1. World Bank's Commodity Price Indices

در وارد کردن سرمایه‌های خرد به این بازار، افزایش بی‌سابقه شاخص کل را رقم زد. ارزش معاملات که پیش از این در مقیاس میلیارد تومان بود، به مقیاس هزار میلیارد تومان رسید. ورود بی‌سابقه مردم زمینه شکل گرفتن حباب را در شرکت‌های بازار سرمایه فراهم کرد. در نهایت این حباب از سال ۱۳۹۹ شروع به تخلیه کرد، اگرچه سیاست‌های دولت نیز در این مورد بی‌اثر نبوده است. در این تاریخ، نرخ ارز نیز در بازار آزاد به رقم ۳۱۸۵۰ تومان افزایش و سپس کاهش یافت. در نتیجه، عامل موثر بعدی نرخ ارز بوده است که با کاهش آن، بازار سرمایه نیز خود را تطبیق داده است. از طرفی، حجم معاملات بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی است. حجم معاملات، درست در زمانی که شاخص در سقف قرار داشته بود، بالاترین میزان را نشان می‌داد. از آن‌جا که حجم معامله نماینده جریان اطلاعاتی بازار در فرایند ایجاد بازده است (Abbasi et al., 2016)، این موضوع بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی و همچنین وجود منابع اطلاعاتی متفاوت در بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد.

همچنین، وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ از انتهای سال ۱۳۹۸ و بیانیه رسمی سازمان بهداشت جهانی^۱ در این زمینه از عوامل دیگر سقوط بازار سرمایه بوده است. در واقع، کووید-۱۹ تقاضا را همراه با عواملی همچون مشکلات ذخیره‌سازی کاهش داده است. برای مثال، در ۲۰ آوریل ۲۰۲۰ قرارداد نفت وست تگزاس اینترمدیت^۲ در هر بشکه ۳۷/۶۳ دلار بسته شد، در حالی که قرارداد ژوئن در هر بشکه ۲۰/۴۳ دلار بسته شد. عوامل واسطه‌ای مانند واردات انبوه کالا و سرمایه، کاهش یافتن قیمت نفت، رکود جهانی متأثر از کووید-۱۹، و بسته شدن مرز کشورها تقاضا را برای کالاهای صادراتی صنایع بزرگ کشور و شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه کاهش داده است (Osoolian & Koushki, 2020b). بنابراین، اقتصاد و بازار سرمایه ایران نیز تحت تأثیر قرار گرفته و قیمت سهام شرکت‌های داخلی تحت این اخبار منفی متأثر گشته است. از طرف دیگر، کاهش تقاضای داخلی نیز رکود را تشدید کرده و کاهش قیمت سهام و کاهش حجم معاملات را به همراه داشته است. عامل مهم دیگر در اثرگذاری کووید-۱۹ را می‌توان در پیشرفت شبکه ارتباطات در انتقال پرسرعت اطلاعات یافت. این موضوع آثار روانی ناشی از رکود و بحران جهانی را در بازار سرمایه ایران و روند آن به نوبه خود تشدید نموده است. از این‌رو، شناخت عوامل اثرگذار بر ارزش اوراق بهادار در بازار سرمایه می‌تواند در کنترل اثرات منفی بحران‌ها سودمند واقع شود. تاثیر عواملی همچون کاهش قیمت نفت و رشد اقتصاد جهانی بر قیمت و حجم صادرات، سرمایه‌گذاری و منابع مالی و پولی ایران، مسئله‌ای بدیهی است (Khibani & Tavassoli, 2020).

1. World Health Organization
2. West Texas Intermediate

روش‌شناسی پژوهش

داده‌هایی که در پژوهش حاضر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند، اطلاعات مربوط به شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی از ابتدای مهر ۱۳۸۹ تا ابتدای تیر ۱۴۰۰ به صورت روزانه است. داده‌های مورد نیاز پژوهش از آرشیو سایت شرکت مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار تهران^۱ استخراج شده است. همچنین به منظور بررسی کدهای نوشته شده و انجام محاسبات از نرم‌افزار متلب^۲ استفاده شده است. نیاز به اشاره است که این پژوهش به مقادیر آتی شاخص کل یا روند احتمالی آن نمی‌پردازد. وظیفه این پژوهش آن است که از میان تجلی‌های مختلف پدیده بحران، الگوهایی را برجسته کند که پیشاپیش افت محسوس شاخص کل را پیش‌بینی می‌کند.

به منظور بررسی توانایی معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی در حالت نظری، از پنج سری مصنوعی استفاده می‌گردد. پس از آن برای هر سری مقادیر بازده لگاریتمی محاسبه می‌شود. هر سری به دسته‌های ۲۰۰ عددی تقسیم و فاصله قدم هر پنجره ۱۰۰ داده انتخاب می‌شود. سپس هر سری به صورت صعودی مرتب می‌شود و به تابع آنتروپی به عنوان مقادیر ورودی داده می‌شود. به منظور آماده‌سازی داده‌های شاخص کل، مانند مراحل نقشه لجستیک عمل می‌شود و آن‌ها به عنوان ورودی به تابع آنتروپی باقی‌مانده تجمعی بکار می‌روند.

نقشه لجستیک. به منظور بررسی آن که آیا آنتروپی باقی‌مانده تجمعی قابلیت پیش‌بینی بحران را دارد یا خیر، از نقشه لجستیک در پژوهش ژینگ و همکاران^۳ (۲۰۱۹) استفاده می‌شود. فرمول ریاضی این نقشه به صورت معادله (۱) است:

$$x_{t+1} = ax_t(1 - x_t) \quad (1)$$

که در آن، $x \in [0, 1]$ و $a \in [0, 4]$ است. حالت بحران در این نقشه توسط دو مقدار a برابر با $3/8$ و 4 ایجاد می‌شود. سایر مقادیر a سری‌های تناوبی (قابل پیش‌بینی) را ایجاد می‌کنند. در نتیجه، می‌توان از این روش استفاده کرد تا به وسیله سری شبیه‌سازی شده روایی معیار پیشنهادی را در پیش‌بینی بحران مورد بررسی قرار داد. نشانه وجود بحران، افزایش مقدار آنتروپی محاسبه شده است. مشابه با پژوهش ژینگ و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، تعداد کل داده‌های هر سری مصنوعی که به وسیله فرمول ریاضی نقشه لجستیک ساخته می‌شود، ۲۰۰۰ داده است.

معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی و آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی توسعه آنتروپی شانون هستند.

1. <http://www.tsetmc.com>

2. MATLAB 2018

3. Xiong et al.

برای اختصار، صرفاً به آخرین توسعه آنتروپی شانون (تا زمان نگارش این پژوهش) پرداخته می‌شود. توسعه آنتروپی شانون. علاوه بر موارد اشاره شده، برآورد آنتروپی دیفرانسیل یک متغیر پیوسته از طریق توزیع تجربی دشوار است. برای غلبه بر این مشکلات، رانو و همکاران^۱ (۲۰۰۴) یک اندازه‌گیری عمومی‌تر از نااطمینانی به نام آنتروپی باقی‌مانده تجمعی (CRE) ایجاد می‌کنند. CRE برای یک متغیر تصادفی پیوسته نامنفی X ، که توسط ξ مشخص می‌شود، به صورت معادله (۲) تعریف شده است:

$$\xi(X) = - \int_0^{\infty} \bar{F}(x) \log \bar{F}(x) dx \quad (2)$$

که در آن $F(x)$ تابع توزیع تجمعی و $\bar{F}(x) = 1 - F(x) = P(X > x)$ است.

ورود آنتروپی شانون (۱۹۴۸) به زمینه‌های مختلف همیشه مورد توجه بسیاری از پژوهشگران بوده است. اوبریاکو^۲ (۲۰۰۹)، آنتروپی جدیدی را بر حساب دیفرانسیل فراکتالی تعریف می‌کند، که فرمول (۳) نتیجه آن است:

$$S_q(P) = \sum_i p_i (-\log p_i)^q, 0 \leq q \leq 1 \quad (3)$$

بدیهی است در حالتی که $q = 1$ است، معیار همان آنتروپی شانون کلاسیک است. در این پژوهش، عبارت جدیدی از آنتروپی به نام آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی ارائه می‌شود که آنتروپی باقی‌مانده تجمعی را به صورت درجه فراکتالی گسترش می‌دهد. با استفاده از خواص آنتروپی باقی‌مانده تجمعی در معادله (۴) و آنتروپی فراکتالی در معادله (۵)، آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی به شرح زیر تعریف می‌شود: برای متغیر تصادفی پیوسته نامنفی X با تابع توزیع $F(x)$ داریم:

$$\xi_q(X) = \int_0^{\infty} \bar{F}(x) [-\log \bar{F}(x)]^q dx \quad (4)$$

که در معادله (۶)، $0 \leq q \leq 1$ و $\bar{F}(x) = 1 - F(x) = P(X > x)$ است. طبق تعریف، در صورتی که $q = 1$ باشد، آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی به حالت اولیه آن تبدیل می‌شود، یعنی:

$$\xi_1(X) = \xi(X)$$

روش انجام. به منظور محاسبه آنتروپی، لازم است سری شاخص کل برای دوره مورد نظر تشکیل داده شود، سپس بازده این مقادیر در سری جدیدی قرار گیرد. برای محاسبه بازده از روش لگاریتمی، $(\log(\frac{X_t+1}{X_t}))$ که در این فرمول X_t عدد پایانی شاخص در روز t -ام است، استفاده می‌شود. سپس به منظور نامنفی کردن این مقادیر و برآورده کردن شرط آنتروپی باقی‌مانده تجمعی، کم‌ترین مقدار بازده

کل دوره مورد بررسی از تک‌تک مقادیر سری کم می‌شود $y_t = r_t - \min\{r_t\}_{t=1}^T$ در نهایت، می‌توان مقدار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی $\xi(\bar{F}_n)$ را از فرمول (۵) به‌دست آورد:

$$\xi(\bar{F}_n) = \sum_{j=1}^{n-1} U_{j+1} \left(1 - \frac{j}{n}\right) \left[-\log \left(1 - \frac{j}{n}\right)\right] \quad (۵)$$

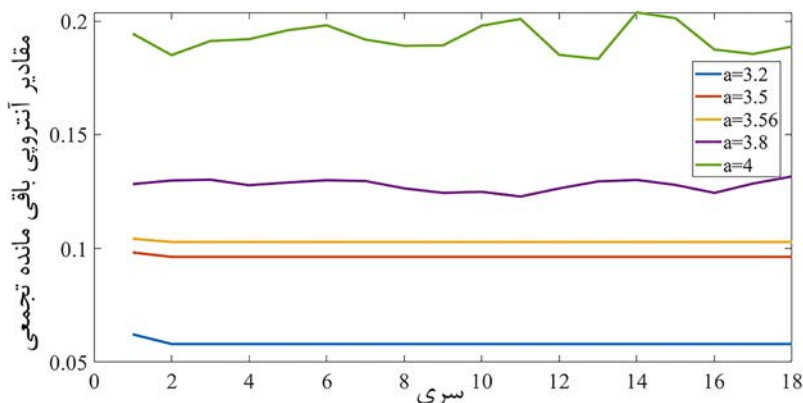
که در آن $U_1 = X_1$ و $U_{j+1} = X_{j+1} - X_j$ فضای نمونه هستند. همچنین، رابطه نهایی برای آنتروپی باقی‌مانده فراکتالی به صورت رابطه (۶) است:

$$\xi_q(\bar{F}_n) = \sum_{j=1}^{n-1} U_{j+1} \left(1 - \frac{j}{n}\right) \left[-\log \left(1 - \frac{j}{n}\right)\right]^q \quad (۶)$$

که در آن $U_1 = X_1$ و $U_{j+1} = X_{j+1} - X_j$ فضای نمونه هستند. پارامتر q بیان‌کننده درجه فراکتالی سیستم است. این پارامتر حساسیت آنتروپی را به سیستم مورد بررسی تغییر می‌دهد. در صورتی که مقدار q برابر با یک باشد، فرمول به حالت آنتروپی باقی‌مانده تجمعی تبدیل می‌شود. پس از محاسبه آنتروپی، در صورتی که آنتروپی افزایش قابل‌توجهی داشته باشد، بر اساس این پیش‌بینی می‌شود که افت ناگهانی شاخص در انتظار باشد، چرا که ناپایداری از وضعیت آتی افزایش پیدا می‌کند و بر اساس افزایش مقادیر آنتروپی، پیچیدگی در بازار زیاد می‌شود که زمینه‌ساز وقوع بحران است.

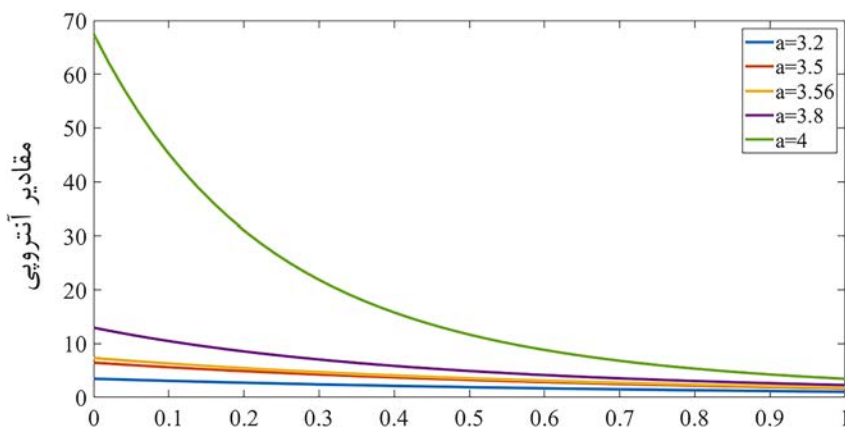
تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نتیجه نظری توانایی پیش‌بینی بحران. طبق فرمول نقشه لوجستیک، در این نقشه اگر مقدار a برابر یا کوچک‌تر از ۱ باشد، مقادیر این نقشه به یک عدد ثابت میل می‌کنند (به صفر). اگر a بین ۱ و ۳ باشد، عدد قبلی پایداری خودش را از دست می‌دهد و عدد ثابت جدیدی یعنی $1/a$ جای آن را می‌گیرد. در حالتی که a بزرگ‌تر از ۳ باشد، یک رفتار دینامیکی به‌وجود می‌آید، چرا که سیستم از حالت تناوبی به آشوبی تغییر رفتار می‌دهد. هرچه a بیش‌تر باشد، آشوب در سیستم بیش‌تر است. از نظر آنتروپی به این معناست که اطلاعات بیش‌تری برای درک وضعیت موجود سیستم لازم است. با مقدمه فوق انتظار می‌رود معیار پیشنهادی در حالتی که a برابر با ۴ باشد، بیش‌ترین مقدار را نشان دهد. همان‌طور که در شکل (۱) مشاهده می‌شود، هرچه مقدار a افزایش پیدا کند، مقادیر محاسبه‌شده آنتروپی نیز افزایش می‌یابد و نشان می‌دهد که معیار پیشنهادی در حالت نظری به‌خوبی توانسته است حالت و وضعیت بحران را تشخیص دهد. همچنین، این معیار توانایی تشخیص شدت بحران را دارد. این توانایی را می‌توان از اختلاف عدد محاسبه‌شده در a برابر با ۴ و a برابر با ۳/۸ دریافت.



شکل ۱: تشخیص بحران به وسیله معیار آنتروپی باقی مانده تجمعی در حالت نظری با استفاده از نقشه لوجستیک

به منظور بررسی آنتروپی باقی مانده تجمعی فراکتالی، هر دو معیار به صورت نظری بررسی می شوند. در شکل (۲) از پنج سری مصنوعی استفاده شده است تا قابلیت پیش بینی بحران دو معیار آنتروپی باقی مانده تجمعی و آنتروپی باقی مانده تجمعی فراکتالی در حالت نظری نمایان شود. مشاهده می شود که در حالتی که مقدار a برابر با ۴ است، هر دو معیار بیشترین مقدار آنتروپی را نشان می دهند. در شکل (۲)، مشاهده می شود که به ازای تمام درجات فراکتالی مقادیر محاسبه شده آنتروپی برای حالتی که a برابر با ۴ است، بیشترین مقدار است. با توجه به توضیحات اشاره شده، معیار آنتروپی باقی مانده تجمعی فراکتالی نیز توانایی تشخیص بحران را دارد.

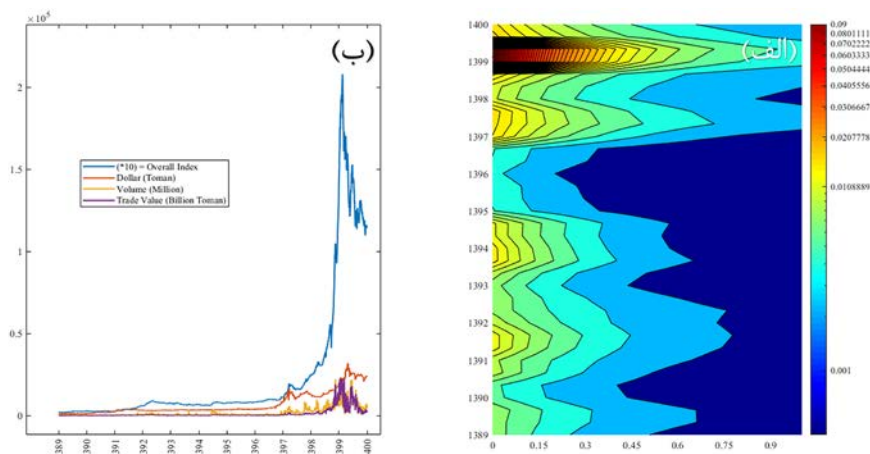


شکل ۲: مقدار آنتروپی باقی مانده تجمعی فراکتالی برای پنج سری ساختگی به وسیله نقشه لوجستیک در درجات فراکتالی مختلف

به منظور بررسی توانایی معیار در حالت عملی و کاربردی، از داده‌های شاخص کل استفاده می‌شود. با ترسیم اشکال مقادیر آنتروپی و با بررسی فراز و فرودها در کنار اشکال شاخص کل می‌توان توانایی معیار را در پیش‌بینی بحران بررسی کرد. انتظار می‌رود پیش از وقوع بحران، تابع رسم‌شده آنتروپی مانند پژوهش‌های پیشین، یک نقطهٔ بیشینه به نمایش بگذارد. نتایج در بخش «الف» از شکل (۳) آورده شده است. بحران‌ها به ترتیب در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۵، ۱۳۹۳-۱۳۹۸، ۱۳۹۷-۱۳۹۸ و ۱۳۹۹-۱۴۰۰ شناسایی شده‌اند. این بحران‌ها پیش‌تر در بخش مبانی نظری مورد بحث قرار گرفته‌اند. بخش «ب» از شکل (۳) بیانگر چهار متغیر شاخص کل، حجم معاملات، ارزش معاملات، و قیمت دلار است که تغییرات چهار متغیر مذکور را در زمان بحران‌ها مقایسه می‌کند.

همان‌طور که در بخش «الف» از شکل (۳) مشاهده می‌شود، در بازه‌های زمانی مذکور، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی نوسانات بالا را همراه با افزایش قابل توجه مقادیر به نمایش می‌گذارد. معنای این بخش آن است که بحران به وقوع پیوسته است. با مراجعه به اشکال شاخص کل مشاهده می‌شود که در این بازه زمانی، نوساناتی در شاخص کل رخ داده که جهت آن نزولی بوده و تاییدکنندهٔ دلیل افزایش آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی بوده است. از این موضوع می‌توان این‌گونه برداشت کرد که مقادیر آنتروپی بیانگر تغییر دینامیک سیستم هستند. همان‌طور که در بخش نقشه لوجستیک مشاهده شد، سری‌های تناوبی مقادیر کم‌تری از سری‌های آشوبی را نشان دادند. این موضوع بیانگر آن است که افزایش مقادیر آنتروپی حاکی از تغییر دینامیک سری‌هاست. سری‌های آشوبی اطلاعات نهانی بالاتری نسبت به سری‌های تناوبی دارند. در نتیجه به هنگام وقوع بحران، دینامیک سیستم مورد بررسی (در این‌جا شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران) تغییر می‌کند و اطلاعات بیش‌تری برای درک وضعیت سیستم لازم است. عدم کفایت اطلاعات موجود، باعث به‌وجود آمدن شرایط بحران در شاخص کل می‌شود.

نکته تامل‌برانگیز در اشکال کانتور ارائه‌شده بخش «الف» از شکل (۳) این است که معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی نتوانسته است با اطمینان و به صورت واضح این بحران را تشخیص دهد. با استفاده از راهنمای رنگ مشاهده می‌شود که تغییرات قابل‌توجهی در مقدار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی (هنگامی که درجه فراکتالی یک است) اتفاقی رخ نداده است. اما معیار پیشنهادی معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی به‌خوبی و با نوسانات بالا تصمیم‌گیری را با اطمینان بیش‌تر مواجه نموده است. افزایش مقادیر آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی بسیار بیش‌تر از معیار پایهٔ آن یعنی آنتروپی باقی‌مانده تجمعی است که نشان از توانایی بیش‌تر آن در درک وضعیت سیستم‌های پیچیده دارد.



شکل ۳: (الف) کانتور آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی برای سری شاخص کل به منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی بحران دو معیار پیشنهادی؛ (ب) شاخص کل، حجم معاملات، ارزش معاملات، و قیمت دلار

همان‌طور که در تمام بازه‌های بحران قابل‌مشاهده است، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی واکنش قابل‌توجهی به بحران پیش‌آمده نداشته و از این حیث معیار پیشنهادی آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در کلیه موارد بهتر عمل کرده است. این موضوع را می‌توان از راهنمای رنگ در سمت راست بخش «الف» از شکل (۳) پی برد که معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی، افزایشی در مقادیر محاسبه‌شده نشان نمی‌دهد. همچنین، با مشاهده بخش «الف» از شکل (۳) می‌توان دریافت که در درجات فراکتالی کمتر از ۰/۵، حساسیت معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی به اطلاعات نهانی سیستم بسیار افزایش پیدا می‌کند و با دقت بالاتر و قطعیت بیشتری در مورد پیش‌بینی بحران عمل می‌کند. بیش‌ترین نوسانات در درجات فراکتالی کمتر از ۰/۲ اتفاق افتاده‌اند. در نتیجه، برتری معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در مقایسه با آنتروپی باقی‌مانده تجمعی روشن می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

بحران به عنوان عاملی که می‌تواند به طریقی زنجیره‌وار از شرکتی به شرکت دیگر و از صنعتی به صنعت دیگر منتقل شود و نهایتاً باعث ایجاد اختلال در نظام اقتصادی کشور شود، باید از طرق مختلف مورد توجه و بررسی قرار گیرد. پژوهش حاضر با توجه به اهمیت این مورد مهم و با توجه به نقش

تعیین‌کننده بحران و ریسک در بازار سرمایه به عنوان رکن مهم نظام اقتصادی، به تبیین پیش‌بینی بحران با استفاده از معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی و آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی پرداخته است. نتایج پژوهش، چهار بحران را در شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد. این موارد همگی همسو با بحران‌هایی است که بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ تجربه کرده و پیش‌تر در بخش مبانی نظری زمینه‌ها و دلایل آن‌ها بررسی شده است. از این‌رو، معیارهای پیشنهادی قادر به شناسایی بحران‌های آتی هستند. اگرچه معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی عملکرد بهینه‌تری نسبت به آنتروپی باقی‌مانده تجمعی نشان داده است، این موضوع به دلیل بررسی اطلاعات در کسرهای مختلف اطلاعات است. همچنین، در راستای بررسی معیار بکاررفته، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی توانایی پیش‌بینی بحران را دارد. این توانایی در دو حالت نظری و کاربرد عملی در شاخص کل صورت گرفت. در حالت نظری بر طبق پژوهش‌های بیان‌شده، هرچه مقدار a در نقشه لوجستیک افزایش یافت، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی نیز مقدار بیش‌تری را نشان داد، بدین معنا که معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی در تشخیص سری‌های آشوبی که شبیه‌ساز بحران هستند، از سری‌های تناوبی (قابل پیش‌بینی) به‌خوبی عمل کرده و بحران را در حالت نظری تشخیص داده است. همچنین، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی به‌خوبی بحران را شناسایی کرد. آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی نیز مانند قبل در دو حالت نظری و کاربرد عملی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بخش نظری همانند آنتروپی باقی‌مانده تجمعی بود و معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در این بخش به‌خوبی سری‌های آشوبی را از سایر سری‌های تناوبی تشخیص داد و برای تمام درجات فراکتالی، بیش‌ترین مقدار را محاسبه کرد. همان‌طور که در بخش‌های پیشین نیز بیان شد، در حالت فراکتالی هر دو افزایش مقادیر محاسبه‌شده و نوسان در درجات فراکتالی مختلف محک تشخیص بحران هستند. آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در بخش کاربرد عملی نیز به‌خوبی عمل کرد و بر طبق نتایج به‌دست‌آمده از شکل کانتور، با افزایش مقادیر محاسبه‌شده و نوسان در درجات فراکتالی مختلف، بحران‌های موجود را در بازه مورد بررسی شاخص کل تشخیص داد.

به منظور مقایسه دو معیار، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی با قطعیت در مورد بحران‌های مذکور هشدار صادر نکرد، اما معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی با نوسانات بالا و افزایش قابل‌توجه، به‌ویژه در درجات فراکتالی کم‌تر از ۰/۵، به‌خوبی هشدار وقوع بحران را صادر کرد و می‌توان بر اساس هشدارهای صادرشده تصمیم‌گیری به‌موقع انجام داد.

یافته‌های پژوهش با پژوهش ژبونگ و همکاران (۲۰۱۹) همخوانی دارد. نتایج در هر دو حالت

معیار پایه و فراکتالی تطابق کامل را نشان می‌دهد. در پژوهش مذکور، معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی به‌خوبی معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی عمل نکرد، اتفاقی که در این پژوهش نیز افتاد. همچنین در پژوهش مذکور، نتایج معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در درجات کم‌تر از ۰/۵ بسیار بهتر از سایر درجات فراکتالی بود که در پژوهش حاضر نیز یافت شد.

یافته‌های پژوهش آن و همکاران^۱ (۲۰۱۹) با این پژوهش در تطابق است. بر طبق پژوهش فعلی، به هنگام افزایش نااطمینانی و بالا رفتن ریسک، آنتروپی مقدار بسیار بالایی را نشان می‌دهد. این معیار به هنگام تغییرات ناگهانی ریسک، بیش‌ترین مقدار را محاسبه کرده است. همچنین، یافته‌های پژوهش ممن و یائو^۲ (۲۰۱۹) با پژوهش حاضر در تطابق است. پژوهش مذکور آنتروپی شانون را برای ۱۸۱ بازار اعمال کرده است. بر طبق نتایج به‌دست‌آمده، بازارهایی که در زمان بحران سال ۲۰۰۸ بیش‌ترین نوسان و تغییرات را داشته‌اند، بیش‌ترین مقدار آنتروپی را به ثبت رسانده‌اند. یافته‌های پژوهش با پژوهش ژو و همکاران^۳ (۲۰۱۷) همخوانی دارد. در این پژوهش نیز هرچه ریسک پرتفوی افزایش یافته، مقدار بالاتری برای آنتروپی باقی‌مانده تجمعی محاسبه شده است. نتایج پژوهش پیشارو با نتایج پژوهش لامیری و همکاران^۴ (۲۰۱۷) در تطابق است. در این پژوهش دو کمیت درجه تصادفی و آنتروپی رنی به هنگام بحران و پس از بحران محاسبه شده است. در تعدادی از بازارهای مورد بررسی، آنتروپی رنی پس از بحران افزایش یافته است. در حالی که در پژوهش پیشارو به هنگام بحران افزایش و پس از بحران کاهش آنتروپی به‌وجود آمد. البته درجه تصادفی در تمام بازارهای بررسی‌شده در پژوهش مذکور به هنگام بحران افزایش و پس از آن کاهش نشان داده است. یافته‌های پژوهش حاضر با پژوهش استاسیک و همکاران^۵ (۲۰۱۶) تطابق دارد. در این پژوهش که از آنتروپی شانون استفاده شده، تاثیر بحران‌های مالی بر بازارهای ارز بررسی شده است. نتایج تجربی این پژوهش نشان می‌دهند که به هنگام بحران‌های مالی، آنتروپی نرخ ارز با افزایش قابل توجهی همراه است که نشان‌دهنده بی‌ثباتی در دینامیک بازار ارز است. نتایج پژوهش پیشارو در تطابق با پژوهش دیمپفل و پیتر^۶ (۲۰۱۴) است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که جریان اطلاعات به هنگام بحران در منطقه اقیانوسیه به‌طور چشمگیری افزایش یافته است. به محض شروع بحران، سطح بالاتری از آنتروپی انتقال رنی مشاهده شده است. پس از بحران، جریان اطلاعات اندکی کاهش می‌یابد، اما در مقایسه با دوره قبل از بحران از سطح بالاتری قرار می‌گیرد.

1. Ahn et al.
2. Memon & Yao
3. Zhou et al.
4. Stosic et al.
5. Dimpfl & Peter

سهم این پژوهش در ادبیات، بکارگیری آخرین معیار توسعه‌یافته از آنتروپی شانون در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش با استفاده از تابع چگالی احتمال باقی‌مانده و ریاضیات فراکتالی، معیار بهینه‌تری در بازار سرمایه ایران بکار گرفت. همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، معیارهایی که در گذشته به وسیله سایر پژوهشگران برای پیش‌بینی بحران و همچنین معیارهای سنجش ریسک مورد استفاده قرار گرفته‌اند، می‌توان با تغییر تابع چگالی احتمال آن معیارها، از تابع احتمال باقی‌مانده استفاده کرد. همچنین، برخی از معیارهای بیان‌شده در حالت فراکتالی مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. تابع چگالی احتمال باقی‌مانده توام با درجه فراکتالی در آنتروپی‌های رنی و تسالیس پیشنهاد می‌شود. همچنین، از این معیار می‌توان برای سنجش ریسک بازارهای مالی استفاده کرد. این موضوع به وسیله سایر معیارها بررسی شده، اما در حالت فراکتالی و تابع چگالی احتمال باقی‌مانده پژوهشی یافت نشده است.

این پژوهش باید با استفاده از داده‌های شاخص هر بازار در کنار انحراف معیار، چولگی، و کشیدگی مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، می‌توان با استفاده از رگرسیون خطی میان مقادیر انحراف معیار و مقادیر آنتروپی باقی‌مانده تجمعی و مقادیر آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی میزان دقت معیارهای پیشنهادی را سنجید. همچنین، می‌توان از این معیار برای مقایسه ریسک هر صنعت و نزدیکی آن با ریسک شاخص کل استفاده کرد. انتظار می‌رود صنایع غذایی و دارویی ریسک کم‌تری از شاخص کل نشان دهند. ریسک کم‌تر به معنای عدد محاسبه‌شده پایین‌تر آنتروپی باقی‌مانده تجمعی در صنایع مذکور است. پیشنهاد می‌گردد که شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری از معیار آنتروپی باقی‌مانده تجمعی فراکتالی در پیش‌بینی وضعیت شاخص کل استفاده نمایند. این معیار کمک شایانی به شناسایی وضعیت فعلی می‌نماید. در صورتی که این معیار هشدار وقوع بحران را صادر نماید، می‌تواند با خروج به‌موقع سرمایه، از زیان این شرکت‌ها جلوگیری و ثروت سرمایه‌گذاران را حفظ کند. حفظ این موضوع به تشویق بیش‌تر مردم عادی به سرمایه‌گذاری غیرمستقیم، رونق صندوق‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، و مصونیت بیش‌تر مردم از ریسک‌های بازار می‌انجامد. در پایان، پیشنهاد می‌شود از پنجره‌های زمانی کوتاه‌تر به دلیل جوان بودن بورس اوراق بهادار تهران استفاده شود. در پژوهش پیش‌ارو از پنجره زمانی با ۲۰۰ داده و غلظت ۱۰۰ داده استفاده شده است.

اظهاریه

نویسندگان از توصیه‌های داوران محترم و ناشناس که در بهبود کیفی پژوهش نقش مهمی داشته‌اند و نیز از ویراستار علمی نشریه برنامه‌ریزی و بودجه (مازیار چابک) تشکر و قدردانی می‌نمایند.

منابع

الف) انگلیسی

- Abbasi, E., Dehghan Nayeri, L., & Poordadash Mehrabani, N. (2016). Surveying the Relation among Volume, Stock Return and Return Volatility in the Tehran Stock Exchange: A Wavelet Analysis. *Journal of Asset Management and Financing*, 4(4), 99-114. <https://dx.doi.org/10.22108/amf.2016.21115>
- Ahn, K., Lee, D., Sohn, S., & Yang, B. (2019). Stock Market Uncertainty and Economic Fundamentals: An Entropy-Based Approach. *Quantitative Finance*, 19(7), 1151-1163. <https://doi.org/10.1080/14697688.2019.1579922>
- Assadi, G., Shabani, K., Nabavian, S. M., & Ghorbani, M. (2017). The Association of Earning Management and Financial Distress With in Global Financial Crisis Period in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Research*, 9(35), 21-38. http://www.iaaaar.com/article_98774.html
- Cao, J., & Wang, J. (2020). Exploration of Stock Index Change Prediction Model Based on the Combination of Principal Component Analysis and Artificial Neural Network. *Soft Computing*, 24(11), 7851-7860. <https://doi.org/10.1007/s00500-019-03918-3>
- Dimpfl, T., & Peter, F. J. (2014). The Impact of the Financial Crisis on Transatlantic Information Flows: An Intraday Analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(1), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.03.004>
- Gençay, R., & Gradojevic, N. (2017). The Tale of Two Financial Crises: An Entropic Perspective. *Entropy*, 19(6), 244. <https://doi.org/10.3390/e19060244>
- Ghaderi, S., & Shahrazi, M. (2020). The Impact of World Commodity Price Index on Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach of Markov Switching Method. *Financial Research Journal*, 22(1), 90-109. <https://dx.doi.org/10.22059/frj.2019.286990.1006909>
- Hallafi, H. R., & Saeedi, S. N. (2012). Investigating the Dynamic Reaction between the Uncertainty of Exchange Rate and Tehran Stock Price Index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 9(1), 37-53. <https://dx.doi.org/10.22055/jqe.2012.10586>
- Heidarpour, F., & Alavi, K. (2015). Effect of Diversification Strategy on Firm Performance with Application of Entropy Measure in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Review*, 22(3), 385-400. <https://dx.doi.org/10.22059/acctgrev.2015.55661>
- Hou, Y., Liu, F., Gao, J., Cheng, C., & Song, C. (2017). Characterizing Complexity Changes in Chinese Stock Markets by Permutation Entropy. *Entropy*, 19(10), 514. <https://doi.org/10.3390/e19100514>
- Khiabani, N., & Tavassoli, S. (2020). A Review of Energy Demand Models. *The Journal of Planning and Budgeting*, 25(3), 65-94. <http://jpbud.ir/article-1-1965-fa.html>

- Lahmirmi, S., & Bekiros, S. (2020). Nonlinear Analysis of Casablanca Stock Exchange, Dow Jones and S&P500 Industrial Sectors with a Comparison. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 539(1), 122923. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122923>
- Lahmirmi, S., Uddin, G. S., & Bekiros, S. (2017). Nonlinear Dynamics of Equity, Currency and Commodity Markets in the Aftermath of the Global Financial Crisis. *Chaos, Solitons & Fractals*, 103(1), 342-346. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2017.06.019>
- Madanizadeh, A., & Ebrahimi, S. (2018). Bank-Firm Relationships: The Case of Iranian Listed Companies. *The Journal of Planning and Budgeting*, 22(4), 3-34. <http://jpbud.ir/article-1-1598-en.html>
- Memon, B. A., & Yao, H. (2019). Structural Change and Dynamics of Pakistan Stock Market during Crisis: A Complex Network Perspective. *Entropy*, 21(3), 248-268. <https://doi.org/10.3390/e21030248>
- Mirbargkar, S. M., & Sohrabi, M. (2020). Dependency Structure between the Markets of Iran, Turkey, China and the United Arab Emirates, According the Approach of Copula-Markov Switching. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 13(47), 87-102. http://jfksa.srbiau.ac.ir/article_16383.html
- Oh, G., Kim, H.-y., Ahn, S.-W., & Kwak, W. (2015). Analyzing the Financial Crisis Using the Entropy Density Function. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 419(1), 464-469. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2014.10.065>
- Osoolian, M., & Koushki, A. (2020a). Investigating the Crisis Forecasting Ability of the Cumulative Residual Entropy Measure by using Logistic Map Simulation Data and Tehran Stock Exchange Overall Index. *Journal of Financial Management Perspective*, 10(31), 9-27. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_100528.html
- Osoolian, M., & Koushki, A. (2020b). *A Review of COVID-19 Effects on the World's Economy, Stock Markets, Especially Emerging Markets and Tehran Stock Exchange*. Paper Presented at the 17th International Management Conference.
- Osoolian, M., Hoseyni Esfidavajani, S. A., & Bagheri, M. (2019). Stock Market Index Analysis with Entropy Approach. *Journal of Financial Management Perspective*, 8(24), 159-180. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_95580.html
- Qiu, L., & Yang, H. (2020). Transfer Entropy Calculation for Short Time Sequences with Application to Stock Markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 559(1), 125121. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2020.125121>
- Rao, M., Chen, Y., Vemuri, B. C., & Wang, F. (2004). Cumulative Residual Entropy: A New Measure of Information. *IEEE Transactions on Information Theory*, 50(6), 1220-1228.
- Sadeghi Sharif, S., & Janiarloo, S. (2017). The Role of Working Capital Management in Profitability Clearing of Listed Firms in Tehran Stock Exchange by Method of EGLS. *Financial Management Perspective*, 7(19), 9-26. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_95226.html
- Sadeghi, M. (2014). A Comparative Study of the Tehran Stock Exchange and Other Stock Exchanges in the World and the Reasons for the Strengths and Weaknesses. *Journal of Accounting, Accountability and Society Interests*, 4(1), 175-193. <https://dx.doi.org/10.22051/ijar.2014.493>
- Shannon, C. E. (1948). A Mathematical Theory of Communication. *The Bell System Technical Journal*, 27(3), 379-423.
- Soloviev, V. N., Bielskiy, A., & Solovieva, V. (2019). *Entropy Analysis of Crisis Phenomena for DJIA Index*. Paper Presented at the ICTERI Workshops.

- Stosic, D., Stosic, D., Ludermir, T., de Oliveira, W., & Stosic, T. (2016). Foreign Exchange Rate Entropy Evolution during Financial Crises. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 449(1), 233-239. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.12.124>
- Ubrico, M. R. (2009). Entropies Based on Fractional Calculus. *Physics Letters A*, 373(30), 2516-2519. <https://doi.org/10.1016/j.physleta.2009.05.026>
- Varahrami, V., Sarabadani, A., & Nejad Ghorban, H. (2020). Short Run Psychological Effects of Joint Comprehensive Plan of Action on Market Index Return of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 7(5), 26-49. <https://dx.doi.org/10.30507/jmsp.2020.77128>
- Xiong, H., Shang, P., & Zhang, Y. (2019). Fractional Cumulative Residual Entropy. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 78(1), 104879. <https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2019.104879>
- Zhang, X., Ma, C., & Yu, X. (2019). A Neural Network Model for Financial Trend Predicting. *Cluster Computing*, 22(2), 3487-3494. <https://doi.org/10.1007/s10586-018-2196-x>
- Zhou, R., Liu, X., Yu, M., & Huang, K. (2017). Properties of Risk Measures of Generalized Entropy in Portfolio Selection. *Entropy*, 19(12), 657. <https://doi.org/10.3390/e19120657>

(ب) فارسی

- ذوالفقاری، مهدی؛ سحابی، بهرام؛ مهرگان، نادر، و سارنج، علیرضا (۱۳۹۳). بررسی انواع ریسک نوسانات نرخ ارز و شیوه‌های مدیریت آن: مبانی نظری و مرور تجربیات کشورها. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹(۴)، ۳-۳۴. <http://jpbud.ir/article-1-1058-fa.html>
- عبداله‌زاده، سلام؛ فرقان‌دوست حقیقی، کامبیز، و آزاد، حامد (۱۳۹۲). بررسی آنتروپی صورت‌های مالی و اثر آن بر تغییرات سود در صنایع بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه دانش حسابداری*، ۱۳(۵۲)، ۹۳-۱۳۳. <http://danesh.dmk.ir/article-1-412-fa.html>

فصلنامه علمی - پژوهشی

شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ ۲۶.۲.۱۵۳
سال بیست و ششم شماره ۲ تابستان ۱۴۰۰ صص ۱۱۹-۱۵۳
doi: 10.52547/jpbud.26.2.153

علی مریدیان

ناصر یار محمدیان

معصومه مطلبی

افسانه شاد مهر

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.

بذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۱۹

دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۰۷

کلیدواژه‌ها: پیچیدگی اقتصادی، بوت‌استرپ FARDL، علیت متغیر با زمان، ردپای بوم‌شناختی، محیط زیست.

طبقه بندی، JEL : Q53, C32, O33.

مقدمه

از زمان انقلاب صنعتی، فناوری‌های جدید با تاکید بر نقش ساختارهای اقتصادی کشورها در افزایش نوسازی تولید و بخش‌ها، صنایع را کاملاً متحول کرده‌اند. تحول ساختاری، یک فرایند تخریب خلاق است که در آن اقتصادها از کشاورزی به صنایع و خدمات پیچیده‌تر تبدیل می‌شوند (Ranis & Fei, 1961)، و به‌طور مستقیم بر محیط اثر می‌گذارند. برای مثال، می‌توان به رشد سریع مصرف سوخت فسیلی و انتشار مقادیر قابل توجهی دی اکسید کربن (CO_2) در نتیجه این فرایندها اشاره کرد (Li & Lin, 2015). اگرچه برجسته‌سازی اثرهای مثبت و منفی بر بخش‌های خاص آسان است، اما تجزیه و تحلیل و اندازه‌گیری ردپای کلی محیط‌زیست از تخصیص مجدد فعالیت‌ها در کل اقتصاد بسیار دشوارتر است.

از یک طرف، تحول در ساختار تولیدی و روند صنعتی شدن باعث افزایش مصرف انرژی و انتشار کربن می‌شود (Madlener & Sunak, 2011). از فناوری‌هایی که در تولید در دهه‌های اخیر استفاده می‌شود، تأثیرات زیست‌محیطی بسیار بیش‌تری نسبت به فناوری‌های قدیمی بر جای می‌گذارد. برای نمونه، در بخش کشاورزی، کودهای شیمیایی جایگزین سیستم کوددهی سنتی در مزارع شده که به مشکلات آلودگی شدید منجر شده است (مانند افزایش نیتрат و فسفات در آب آشامیدنی و رودخانه‌ها، زوال حاصلخیزی خاک). زیرا آن‌ها حاوی فلزات سنگین (کادمیوم و کروم) و غلظت بالای رادیونوکلیدها هستند (Savci, 2012). از سوی دیگر، تخصیص مجدد عوامل تولید از فعالیت‌های سنتی به فعالیت‌های مدرن نیز می‌تواند با ایجاد روش‌های جدید در کاهش آلودگی و تولید انرژی پاک‌تر (صفحات خورشیدی، توربین‌های بادی، برق) اثرات مثبتی داشته باشد. فناوری‌های سبز و نوآوری‌های اقتصادی به‌طور قاطعانه در تلاش هستند که اثرات منفی آلودگی را با ایجاد محصولات یا خدمات جدید و روش‌های جدید مدیریتی و تجاری کاهش دهند. این موارد شامل نوآوری در انرژی‌های تجدیدپذیر، بازیافت، تصفیه فاضلاب و فرآوری و بسته‌بندی مواد غذایی سازگار با محیط‌زیست می‌شود. بازار جهانی محصولات و خدمات زیست‌محیطی در حال رشد است و سیاست‌گذاران اکنون توجه بیش‌تری به صنعت کالا و خدمات زیست‌محیطی (EGS)^۱ دارند که به عنوان ماده اصلی رقابت صنعتی، مزیت تجاری و ثبات اجتماعی تلقی می‌شود (Sinclair-Desgagné, 2008).

یکی از مهم‌ترین چالش‌های بشریت در این قرن کنار آمدن با افزایش سطح تخریب محیط‌زیست و تقاضای انرژی است، در حالی که نرخ رشد اقتصادی را همچنان بالا نگه داشته است. رابطه بین فعالیت‌های اقتصادی، مصرف انرژی، و آلودگی محیط‌زیست توسط پژوهشگران مختلف مانند **وحید و**

همکاران^۱ (۲۰۱۹) به‌طور کامل مورد مطالعه قرار گرفته و یک بازبینی گسترده و سیستماتیک از این گونه پژوهش‌ها ارائه نموده‌اند. امروزه آلودگی هوا، آب و خاک خطر بزرگی برای سلامت انسان و اقتصاد ملی است. با وجود بهبود سطح کارایی، افزایش سطح آلودگی به دلیل تقاضای انسانی برای منابع طبیعی ادامه دارد، به‌ویژه آلودگی هوا طی نیم قرن اخیر به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است. انتشار دی اکسید کربن (CO_2) به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های آلودگی هوا از ۱۹۶۷ (۱۲/۰۶۸ میلیون تن) تا ۲۰۱۶ (۳۲/۹۱۳ میلیون تن) در سراسر جهان ۱۷۲ درصد افزایش یافته است (BP, 2019). با این حال، انتشار CO_2 تنها نشانه‌ای از آلودگی هواست. واکرناگل و ریس^۲ (۱۹۹۶)، با در نظر گرفتن آلودگی آب و خاک و هوا، شاخص جامع‌تری برای آلودگی محیط ایجاد کرده‌اند. این شاخص، به نام ردپای بوم‌شناختی^۳ (EF)، فشار انسان بر محیط‌زیست را به عنوان یک هکتار جهانی (GHa)^۴ اندازه‌گیری می‌کند و مسائل پیچیده زیست‌محیطی را منعکس می‌نماید (Wang et al., 2018).

به عنوان یک شاخص فشرده برای فشار زیست‌محیطی، اثر زیست‌محیطی (EF) بیانگر مقدار کل منابع طبیعی است که یک جمعیت مصرف می‌کند (Bagliani et al., 2008) و مساحت زمین و آب تولیدی لازم را برای حمایت از فعالیت‌های انسانی و توزیع زباله‌های تولیدشده اندازه می‌گیرد (Global Footprint Network, 2020). علاوه بر این، EF تقاضای منابع طبیعی انسان را نشان می‌دهد، در حالی که ظرفیت زیستی منبع منابع طبیعی است. با مقایسه EF با ظرفیت زیستی، می‌توان منطقه تولید بیولوژیکی مورد نیاز را برای مصرف انسان اندازه‌گیری کرد. اگر تقاضا برای منابع طبیعی بیش از میزان عرضه باشد، پس کسری بوم‌شناختی رخ می‌دهد. در همین حال، EF میزان مصرف منابع انسانی را نشان می‌دهد که بیش از محدودیت‌های زیست‌محیطی است (Yilanci & Pata, 2020b). برای اولین بار، EF جهان در سال ۱۹۷۰ بالاتر از ظرفیت بیولوژیکی بود، یعنی مردم فراتر از ظرفیت زمین زندگی می‌کنند (Hubacek et al., 2009). این مشکل که به عنوان «کسری زیست‌محیطی» تعریف می‌شود، سال به سال همچنان افزایش می‌یابد. EF در سراسر جهان از سال ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۶، ۱۳۳ درصد افزایش یافته است. به همین ترتیب، ردپای کربن، که شاخصی از آلودگی هوا در EF است، در همان مدت ۱۹۱ درصد افزایش یافته است (Global Footprint Network, 2020). هنگامی که هم انتشار CO_2 و هم EF بررسی می‌شود، بدیهی است که شرایط محیطی در سراسر جهان در حال بدتر

1. Waheed et al.
2. Wackernagel & Rees
3. Ecological Footprint
4. Global Hectares

شدن است. بنابراین، تعیین عوامل موثر بر آلودگی محیط زیست و در نتیجه انجام اقدامات مختلف برای آینده بهتر ضروری است.

ادبیات اخیر با بررسی عوامل تعیین کننده (برای مثال صنایع، جهانی سازی، کشاورزی، توسعه مالی، مصرف انرژی، سرمایه گذاری، تجارت، شهرنشینی، و سرمایه انسانی) در دوره های زمانی مختلف برای گروه ها یا کشورهای گوناگون با استفاده از روش های متنوع اقتصادسنجی، تاثیر فعالیتهای اقتصادی و اجتماعی را بر رد پای اکولوژیکی نشان داده است (Destek et al., 2018; Charfeddine, 2017).

رشد اقتصادی یک کشور با ساختار خاصی از اقتصاد پایدار است و نیاز به یک ساختار مصرف انرژی معین با توجه به تقاضاهای خاص از بخش های مختلف اقتصادی دارد. اقتصادهای پیچیده، اقتصادهایی هستند که می توانند دانش مربوطه را در شبکه های وسیعی از مردم برای تولید ترکیبی متنوع از محصولات پیچیده مدیریت کنند. پیچیدگی اقتصادی به ساختار تولیدی یک کشور اشاره دارد (Hausmann et al., 2014). که یک ساختار اقتصادی و انرژی خاص تولید می کند و تاثیر ویژه ای بر محیط زیست می گذارد. محصولات پیچیده عمده نتایج تولید صنعتی یا بخش های شیمیایی هستند که با شدت بالای انرژی کار می کنند. سطح پیچیدگی بالاتر به طور کلی با تقاضای بیش تر انرژی همراه است. به منظور اطمینان از انرژی لازم و کاهش تاثیرات زیست محیطی، کشورها باید بسته به منابع طبیعی و فرصت های وارداتی خود، ترکیبی از انرژی مناسب را از چندین منبع (برای مثال سوخت فسیلی، هسته ای، تجدیدپذیر) ایجاد کنند. بنابراین، بدیهی است که ساختار تولیدی یک کشور (با بخش های صنعتی و شیمیایی با انرژی زیاد) بر محیط زیست تاثیر می گذارد. به عبارت دیگر، سطح پیچیدگی محصولات می تواند با ایجاد آلودگی و مصرف منابع طبیعی به محیط زیست آسیب برساند (Can & Gozgor, 2017; Neagu Teodoru, 2019). این دانش و توانایی (دانش تولیدی)، پژوهش و نوآوری را در خود جای داده است، که می تواند به معرفی فناوری های سازگار با محیط زیست در فرایند تولید کمک کند و همچنین تاثیرات زیست محیطی محصولات پیچیده جدید را در مرحله اولیه طراحی برنامه ریزی نماید. پیچیدگی اقتصاد از طریق شاخص پیچیدگی اقتصادی^۱ (ECI) اندازه گیری می شود که توسط متخصصان مرکز توسعه بین المللی در دانشگاه هاروارد محاسبه می گردد (Atlas of Economic Complexity, 2020). این شاخص، توانایی کشور را برای تولید و صادرات محصولات پیچیده بیان می کند و میزان دانش تولیدی جاسازی شده را در آن کشور تخمین می زند. به عبارت دیگر، سطح بالاتر ECI بیانگر توانایی بالاتر در تولید و صادرات محصولات با ارزش افزوده بالاتر

یا پیچیده‌تر است (Hausmann et al., 2014).

مصرف انرژی مبتنی بر سوخت‌های فسیلی و توسعه اقتصادی مهم‌ترین شاخص‌های اقتصاد کلان هستند که بر تخریب محیط‌زیست تاثیر می‌گذارند. از یک‌سو، بسیاری از پژوهش‌ها ثابت می‌کنند که افزایش استفاده از سوخت‌های فسیلی کیفیت محیط‌زیست را کاهش می‌دهد (Saboori & Sulaiman, 2013; Bölük & Mert, 2014). از طرف دیگر گروسمن و کروگر^۱ (۱۹۹۱)، تشخیص می‌دهند که یک رابطه درجه دوم U-شکل معکوس بین توسعه اقتصادی و شاخص‌های آلودگی محیطی مانند دی اکسید گوگرد (SO₂) و ذرات معلق وجود دارد. این رابطه، که توسط پانایتو^۲ (۱۹۹۳) به عنوان منحنی محیطی کوزنتس (EKC) توصیف شده است، حاکی از این است که با افزایش سطح درآمد در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، ابتدا آلودگی محیط‌زیست افزایش می‌یابد، اما پس از دستیابی به سطح آستانه خاصی کاهش می‌یابد. این گزاره نظری بیان می‌کند که محیط‌زیست بدتر می‌شود، زیرا فشار محیطی در مراحل اولیه رشد اقتصادی بیش‌تر است (Narayan & Narayan, 2010). با وجود این، در سطح بالای درآمد سرانه، توسعه اقتصادی بر کیفیت محیط تاثیر مثبت می‌گذارد (Stern, 2017). به‌طور خلاصه، فرضیه EKC ادعا می‌کند که یک محیط بهتر و رشد پایدار همراه با توسعه اقتصادی خواهد بود. با وجود این، درآمد و مربع درآمد می‌تواند همبسته باشد. هنگام بررسی فرضیه EKC، استفاده از مدل‌های مکعبی یا درجه دوم می‌تواند باعث ایجاد مشکلات همخطی یا چندخطی شود. برای غلبه بر این مشکل، نارایان و نارایان (۲۰۱۰) پیشنهاد می‌کنند با مقایسه کشش درآمد کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های خطی، فرضیه EKC را آزمایش کنند. آن‌ها بیان می‌کنند که اگر مشخص شود کشش درآمد کوتاه‌مدت از کشش بلندمدت بالاتر است، این نشان می‌دهد که آلودگی محیط با گذشت زمان کاهش می‌یابد و فرضیه EKC معتبر است. براون و مک‌دونالو^۳ (۲۰۱۶)، اظهار می‌دارند که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت شکل EKC را نشان نمی‌دهند و کار نارایان و نارایان (۲۰۱۰) را نقد می‌کنند. اعتبار این انتقاد هنوز اثبات نشده است و آزمون فرضیه EKC توسط روش نارایان و نارایان (۲۰۱۰) در پژوهش‌های اخیر نیز ادامه دارد (Dong et al., 2018).

در مطالعات آزمون اعتبار فرضیه EKC، انتشار CO₂ به‌طور گسترده‌ای به عنوان متغیر وابسته استفاده می‌شود (Danish et al., 2017; Chen et al., 2019; Munir et al., 2020). با وجود این، از EF نیز برای آزمون فرضیه EKC به عنوان شاخص آلودگی محیط‌زیست بکار می‌رود (Liu et al., 2018; Yilanci & Ozgur, 2019). علاوه بر این، پژوهشگران با درج متغیرهای توضیحی مختلف مانند پیچیدگی

1. Grossman & Krueger
2. Panayotou
3. Brown & McDonough

اقتصادی، جهانی‌سازی، و دموکراتیزه‌سازی و همچنین درآمد و مصرف انرژی، اعتبار فرضیه EKC را بررسی می‌کنند (Can & Gozgor, 2017; Usman et al., 2019; Bilgili et al., 2020). مفهوم پیچیدگی اقتصادی توسط **هیدالگو و هاوسمن**^۱ (۲۰۰۹) پیشنهاد می‌شود که مربوط به توانایی یک کشور یا منطقه در تولید و تجارت کالاهایی با تنوع قابل توجه و با خواص و ویژگی‌هایی است که آن‌ها را منحصر به فرد می‌کند. آن‌ها از این واقعیت شناخته‌شده توسط **اسمیت**^۲ (۱۷۷۶)، که تقسیم کار اقتصاد و مزایای آن تحت تاثیر تعاملات بین همه فعالیت‌های اقتصاد است، استفاده می‌کنند (Romer, 1990; Grossman & Helpman, 1991). آن‌ها همچنین به **مدیسون**^۳ (۲۰۰۱) و **پریتشت**^۴ (۱۹۹۷) اشاره می‌کنند که مسئله افزایش اختلاف در سرانه درآمد را بین کشورهایی که عمدتاً از طریق تجارت متصل هستند، مطرح می‌نمایند. بنابراین، باید بتوان از تقسیم کار در سطح بین‌المللی بهره برد و تفاوت بین کشورها را کاهش داد. پاسخ ارائه‌شده این است که بهره‌وری یک اقتصاد تحت تاثیر انواع قابلیت‌های غیرقابل معامله و تعاملات اقتصادی یا پیچیدگی‌های مرتبط با آن‌هاست. این توانایی‌ها شامل ویژگی‌هایی مانند کیفیت کار و مهارت‌های آن، چارچوب قانونی و نهادی، و زیرساخت‌هاست. به‌طور خلاصه، پیچیدگی اقتصادی توسعه‌یافته توسط **هیدالگو و هاوسمن** (۲۰۰۹)، ترکیبی از تولید مولد یک کشور است. به عبارت دیگر، این اندازه‌گیری توانایی کشور برای تولید محصولاتی با ارزش و بهره‌وری بالاست (Hausmann et al., 2014). در جامعه‌ای با ورودی‌های پیشرفته، سطح تولید مولد افزایش می‌یابد. ورودی‌ها شامل سطح دانش و مهارت‌هایی مانند فناوری، سرمایه انسانی، نهاد و سیستم حقوقی هستند (Lee & Vu, 2020). بنابراین، پیچیدگی اقتصادی ظرفیت تولید کارآمد مبتنی بر مهارت و دانش یک کشور را تعریف می‌کند (Can & Gozgor, 2017). کشورهایی با پیچیدگی اقتصادی بالاتر می‌توانند محصولاتی با بهره‌وری بیش‌تر تولید کنند. از آن‌جا که شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) فقط با داده‌های تجاری سازمان ملل محاسبه می‌شود، بهره‌وری محصولات فقط بر اساس صادرات است. ECI بالا نشان می‌دهد که هم محصولات با پیچیدگی بالا و هم محصولات بسیار متنوعی در یک کشور تولید می‌شود. تفاوت در پیچیدگی اقتصادی، تنوع و پیچیدگی محصولات صادرشده توسط کشورها را توضیح می‌دهد. ECI از نظر فراوانی و تنوع محصولات بسیار پیچیده محاسبه می‌شود. در اقتصادهای پیچیده، افراد و شرکت‌ها محصولات متنوع‌تری با شبکه‌های بزرگ و دانش و مهارت‌های جامع تولید می‌کنند. برعکس، اقتصادهای

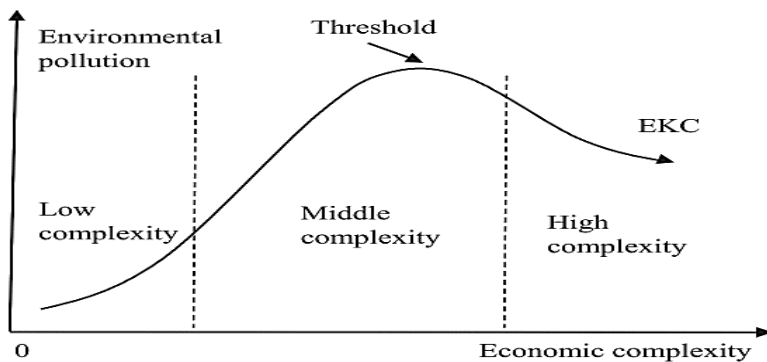
1. Hidalgo & Hausmann
2. Smith
3. Maddison
4. Pritchett

ساده‌تر و در یک فضای محدود، محصولات ساده‌تر و کم‌تری تولید می‌کنند. در این زمینه، پیچیدگی اقتصادی شاخص سطح توسعه اقتصادی یک کشور است. از آن‌جا که این شاخص بخشی از توسعه اقتصادی است، به آلودگی محیط‌زیست نیز مربوط می‌شود. اقتصادهای ساده معمولاً بر تولید محصولات کشاورزی و مواد معدنی خام متمرکز هستند، بنابراین باعث تخریب محدود محیط‌زیست می‌شوند. با این حال، اقتصادهای پیشرفته و صنعتی‌تر، که با تنوع در تولید پیچیده‌تر شده‌اند، باعث تخریب بیش از حد محیط می‌شوند (Swart & Brinkmann, 2020). سرانجام، در سطوح بالای پیچیدگی اقتصادی، اقتصادها با توسعه سطح فناوری و دانش خود، از نظر محیط‌زیست سازگارتر می‌شوند. در چنین مرحله‌ای، کشورها می‌توانند با تولید محصولات پیچیده‌تر با فناوری‌های تولید پاک، آلودگی محیط‌زیست را کاهش دهند. به دلایلی که اشاره شد، شاخص پیچیدگی اقتصادی، رشد اقتصادی، و مصرف انرژی بر پایه سوخت‌های فسیلی می‌تواند بر فشار محیط تاثیر بگذارد. به‌ویژه در کشوری مثل ایران که تمرکز اصلی بر مصرف سوخت‌های فسیلی است و توسعه اقتصادی بیش‌تر وابسته به صادرات نفت است و از نظر پیچیدگی نیز کالاهای صادراتی از تنوع کم‌تر و فراگیری بیش‌تر برخوردار است. بررسی اعتبار فرضیه EKC از نظر اثر رشد اقتصادی بر آلودگی زیست‌محیطی در کنار دو متغیر مصرف انرژی و پیچیدگی اقتصادی، که بر آلودگی محیط‌زیست موثر هستند، نقش زیادی در سیاست‌گذاری صحیح مسئولان اقتصادی در زمینه دستیابی به اهداف رشد و توسعه پایدار می‌تواند داشته باشد. در این زمینه، دامنه اصلی این پژوهش بررسی فرضیه EKC، از جمله تاثیر پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی بر تجزیه و تحلیل است. این پژوهش از دو لحاظ به ادبیات موجود کمک می‌کند: ۱. این اولین تلاش برای آزمون تاثیر ECI بر EF در ایران است و ۲. برای اولین بار است که فرضیه EKC با استفاده از رویکرد ARDL فوریه جدید و علیت متغیر زمان برای ایران در چارچوب نارایان و نارایان (۲۰۱۰) بررسی می‌شود. در نتیجه، انتظار می‌رود این پژوهش ادبیات موجود را غنی کند.

مبانی نظری پژوهش

به گفته هیدالگو و هاوسمن (۲۰۰۹)، ECI ریشه توضیح فاصله سرانه درآمد در بین کشورهاست. بنابراین، ECI با درآمد سرانه و رفاه یک کشور رابطه نزدیک دارد (Neagu & Teodoru, 2019). از این نظر، ممکن است یک رابطه EKC بین ECI و تخریب محیط‌زیست وجود داشته باشد. این رابطه را می‌توان در شکل (۱) نشان داد. در مرحله اول توسعه اقتصادی، روند تولید در اقتصادهای ساده کشاورزی آلودگی محیطی کم‌تری ایجاد می‌کند. در مراحل بعدی توسعه اقتصادی، با افزایش

صنعتی شدن و تنوع محصول، اقتصادها پیچیده‌تر می‌شوند. در این حالت، ECI کم و متوسط تخریب محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. پس از عبور از یک آستانه خاص، افزایش ECI می‌تواند از طریق توسعه فناوری، دانش، و سرمایه انسانی از تخریب محیط جلوگیری کند (Swart & Brinkmann, 2020). فناوری‌های جدیدی که با تغییر ساختاری در این فرایند ظهور می‌کنند، جایگزین فناوری‌های قدیمی می‌شوند که باعث آلودگی محیط‌زیست می‌شوند. بنابراین، ECI متوسط و بالا فناوری‌ها و دانش تمیزتری را برای بهبود استانداردهای زیست‌محیطی ارائه می‌دهد.



شکل ۱: رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست (Pata, 2021)

در بخش مقدمه، به پژوهش‌های مختلفی اشاره شد که اعتبار فرضیه EKC را با استفاده از انتشار CO_2 و EF به عنوان یک متغیر وابسته بررسی می‌کنند. تعداد مطالعات آزمون فرضیه EKC دائماً در حال افزایش است. از آن‌جا که پژوهش‌های زیادی در مورد بررسی فرضیه EKC وجود دارد، فقط بر ادبیات خاص تمرکز می‌شود. در پژوهش حاضر، بخش ادبیات نظری به دو بخش تقسیم می‌شود: ۱. وضعیت اقتصادی و زیست‌محیطی در ایران؛ و ۲. مطالعات پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست.

وضعیت اقتصادی و زیست‌محیطی در ایران

بر اساس شاخص عملکرد محیط‌زیست، بررسی عملکرد محیط‌زیست نشان می‌دهد که ایران در سال ۲۰۰۶ رتبه ۳۳ (از ۱۳۳ کشور)، در سال ۲۰۰۸ رتبه ۲۶ (از ۱۴۱ کشور)، در سال ۲۰۱۰ رتبه ۶۲ (از ۱۲۳ کشور)، در سال ۲۰۱۲ رتبه ۱۱۴ (از ۱۳۲ کشور)، در سال ۲۰۱۴ رتبه ۱۲۳ (از ۱۶۲ کشور)، و در

سال ۲۰۱۶ رتبه ۱۰۳ (از ۱۲۰ کشور) را داشته است (Environmental Performance Index, 2020).^۱ همچنین روند صعودی انتشار آلودگی طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۵ و روند به‌نسبت شدید آن طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۹، حکایت از بدتر شدن وضعیت محیط‌زیست در ایران دارد. یکی از دلایل بدتر شدن وضعیت محیط‌زیست در ایران را می‌توان به نبود توجه کافی به اتخاذ یک سیاست زیست‌محیطی مناسب نسبت داد. کیفیت نهادی ضعیف و ساختار نهادی رانت‌محور نیز باعث شده است که در کنار افزایش فعالیت‌های اقتصادی، میزان انتشار آلودگی افزایش و کیفیت محیط‌زیست و در نهایت، رفاه اجتماعی تنزل یابد.

بررسی مطالعات انجام‌گرفته در ایران نشان می‌دهد که ردپای بوم‌شناختی در رویکرد مربوط به شهر یا استان‌های کشور متمرکز شده‌اند. تیموری و همکاران (۲۰۱۴)، به بررسی ردپای اکولوژیکی گاز دی اکسید کربن سوخت‌های فسیلی شهر شیراز می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که حجم گاز CO₂ منتشرشده از سوخت‌های نفت و گازوئیل طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ به‌ترتیب برابر با ۵۸۱۰۵۸، ۴۷۶۷۶۷، و ۴۹۰۱۰۶ تن بوده است. محاسبه ردپای اکولوژیک این مقدار گاز منتشرشده نیز نشان می‌دهد، کل اراضی جنگلی مورد نیاز برای جذب گاز دی اکسید کربن حاصل از سوختن سوخت‌های فسیلی بنزین و گازوئیل برای سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶، و ۱۳۸۷ به‌ترتیب ۷۸۱۶ هکتار، ۷۱۲۵ هکتار، و ۷۳۵۲ هکتار است. بر اساس یافته‌های تیموری و محمدیفر (۱۳۹۴)، گاز دی اکسید کربن حدود ۶۰ درصد از کل گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص می‌دهد و ۸۱ درصد از کل گازهای گلخانه‌ای از مصرف سوخت‌های فسیلی منتشر می‌شود. میانگین ردپای بوم‌شناختی ایرانیان ۲/۴۷ هکتار برآورد شده است (تیموری و محمدیفر، ۱۳۹۴). بر اساس اطلاعات منتشرشده توسط جامعه جهانی ردپای اکولوژی^۲ (۲۰۱۰) (اطلاعات بر اساس داده‌های سال ۲۰۰۷ بوده است)، میانگین ردپای اکولوژیکی هر ایرانی ۲/۶۸ هکتار است، در حالی که ظرفیت زیستی ایران برای هر نفر ۰/۸۱ هکتار است. به عبارتی، ردپای اکولوژیکی هر ایرانی ۱/۸۷ هکتار بزرگ‌تر از ظرفیت زیستی است (تیموری و محمدیفر، ۱۳۹۴).

با توجه به بررسی‌ها تنها پژوهش در خصوص ردپای بوم‌شناختی مربوط به طرازکار و همکاران (۲۰۱۷) است که به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی و ردپای بوم‌شناختی در ایران در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۵ با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده می‌پردازند. نتایج

۱. علت کاهش رتبه ایران و بدتر شدن وضعیت طی این سال‌ها، عموماً به واسطه شاخص‌های بهداشت و سلامت محیط، انتشار دی اکسید گوگرد و سرنه انتشار آن، و انتشار کربن در هر واحد تولید برق بوده است.

2. Global Footprint Network

آن‌ها نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر مثبتی بر ردپای بوم‌شناختی دارد. پژوهش دیگر **طرازکار و همکاران (۲۰۱۷)** است که به بررسی اثر رشد اقتصادی بر ردپای بوم‌شناختی طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۵ با استفاده از مدل ARDL می‌پردازند. نتایج نشان‌دهنده رابطه U برعکس بین رشد اقتصادی و ردپای بوم‌شناختی است، و رشد اقتصادی اثر مثبتی بر آلودگی محیط‌زیست دارد.

پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست

در کشور ایران تنها مطالعه انجام گرفته در رابطه با تاثیر پیچیدگی اقتصادی بر آلودگی محیط‌زیست مربوط به **عزیزی و همکاران (۲۰۱۹)** است. نتایج نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی بر آلودگی محیط‌زیست دارد. همچنین، اعتبار فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مورد تایید قرار گرفته است. در دیگر کشورها، **کن و گوزگور (۲۰۱۷)** نتیجه می‌گیرند که EC انتشار CO_2 را افزایش می‌دهد، در حالی که پیچیدگی اقتصادی آلودگی محیط‌زیست را سرکوب می‌کند. یافته‌های این مطالعه اعتبار فرضیه EKC را برای فرانسه تایید می‌کند. علاوه بر این **دوگان و همکاران^۱ (۲۰۱۹)**، نشان می‌دهند که فرضیه EKC در کشورهایی با درآمد بالا معتبر است، در حالی که بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی در کشورهایی با درآمد متوسط و پایین رابطه‌ای U-شکل معکوس وجود دارد. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که پیچیدگی اقتصادی تخریب محیط‌زیست را در کشورهایی با درآمد متوسط و پایین تحریک می‌کند، در حالی که انتشار CO_2 را در کشورهایی با درآمد بالا کاهش می‌دهد. **بولتی و همکاران^۲ (۲۰۲۱)**، نتیجه می‌گیرند که پیچیدگی اقتصادی ضمن تحریک شاخص‌های خاص کیفیت هوا مانند انتشار CO_2 و مواد خاص ریز، باعث کاهش آلودگی محیط‌زیست می‌شود. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که فرضیه EKC برای ۸۸ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته معتبر است. **نیگو^۳ (۲۰۱۹)**، یک رابطه U-شکل معکوس بین پیچیدگی اقتصادی و انتشار CO_2 برای کل پانل و کشورهای بلژیک، فرانسه، فنلاند، ایتالیا، سوئد، و انگلیس به دست می‌آورد. طبق نتایج **نیگو و تئودورو (۲۰۱۹)**، افزایش پیچیدگی اقتصادی باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای اتحادیه اروپا با پیچیدگی اقتصادی پایین و بالا می‌شود. **سوارت و برینکمن (۲۰۲۰)**، نشان می‌دهند پیچیدگی اقتصادی باعث افزایش آتش‌سوزی در جنگل‌ها می‌شود و تولید زباله را کاهش می‌دهد. آن‌ها ادعا می‌کنند که پیچیدگی اقتصادی هیچ تاثیری بر تخریب جنگل‌ها و آلودگی هوا در برزیل ندارد. نتایج این مطالعه

1. Doğan et al.
2. Boleti et al.
3. Neagu

از اعتبار فرضیه EKC برای تولید زباله و جنگل‌زدایی پشتیبانی می‌کند. پاتا (۲۰۲۱)، نشان می‌دهد که یک رابطه U-شکل معکوس بین پیچیدگی اقتصادی و اثر اکولوژیکی در ایالات متحده آمریکا برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۰ وجود دارد. بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، انرژی سوخت‌های فسیلی، و اثرات زیست‌محیطی اقتصاد ایالات متحده نیز توسط شهزاد و همکاران^۱ (۲۰۲۱) بررسی می‌شود. این پژوهش تایید می‌کند که پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی سوخت‌های فسیلی باعث افزایش ردپای اکولوژیکی می‌شود.

داده و روش‌های اقتصادسنجی

در این پژوهش، به منظور بررسی فرضیه EKC برای ایران، به پیروی از ییلانچی و پاتا (۲۰۲۰) از مدل (۱) استفاده می‌شود.

$$\ln EF_t = \beta_1 + \beta_2 \ln GDP_t + \beta_3 \ln EC_t + \beta_4 \ln ECI_t + u_t \quad (1)$$

ECI، EF، GDP، EC و به ترتیب سرانه ردپای بوم‌شناختی، تولید ناخالص داخلی سرانه (ثابت ۲۰۱۰ به دلار آمریکا)، مصرف انرژی سرانه (گیگاژول)، و پیچیدگی اقتصادی را نشان می‌دهد. داده ردپای بوم‌شناختی سرانه (هکتار جهانی)^۲ EF از شبکه ردپای جهانی (۲۰۲۰) به دست آمده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی از شاخص‌های توسعه جهانی (<https://data.worldbank.org>) گرفته شده است. داده‌های مصرف انرژی سرانه (EC) از بررسی آماری مرور آماری نفت بریتانیا از انرژی جهانی^۳ (BP, 2019) استخراج شده است و شامل کل انرژی مصرف‌شده اعم از نفت، فسیلی، برقی، و گازی است. داده پیچیدگی اقتصادی (ECI) از (OECD, 2020)، جمع‌آوری شده است. از آن‌جا که ایران یک کشور در حال توسعه است، انتظار می‌رود ضریب ECI مثبت باشد. برای محاسبه کشش‌ها و کاهش مشکل واریانس ناهمسانی از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده می‌شود. کلیه داده‌ها به‌طور سالانه و طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۵ استفاده شده است. برای محاسبه شاخص پیچیدگی اقتصادی از اطلاعات صادرات کشورها استفاده می‌شود. با توجه به ماتریس محصول - کشور (M_{cp})، کشور = c و p = محصول)، تنوع و فراگیری محصول با توجه به معادله‌های (۲) و (۳) محاسبه می‌شوند.

$$\text{تنوع} = k_{c0} = \sum_p M_{cp} \quad (2)$$

$$\text{فراگیری} = k_{p0} = \sum_p M_{cp} \quad (3)$$

1. Shahzad et al.

۲. در مورد شاخص به پژوهش طرازکار و همکاران (۲۰۱۷) مراجعه شود.

3. British Petroleum Statistical Review of World Energy

به همین ترتیب ماتریس کشور - کشور، $\tilde{M}_{cc}$ به صورت معادله (۴) محاسبه می‌شود.

$$\tilde{M}_{cc} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{cp}}{k_{c0} k_{p0}} \quad (4)$$

در نهایت، شاخص پیچیدگی اقتصادی برای هر کشور بر اساس معادله (۵) محاسبه می‌شود.

$$ECI = \frac{\bar{K} - \langle \bar{K} \rangle}{se(\bar{K})} \quad (5)$$

در رابطه (۵) نماد $\langle \rangle$ معرف میانگین، se نشان‌دهنده انحراف معیار، و $\bar{K}$ بردار ویژه مرتبط با دومین بزرگ‌ترین مقدار ویژه ماتریس $\tilde{M}_{cc}$ است. هرچقدر کشوری تنوع بیشتری در تولید محصولاتی که فراگیری کم‌تری دارند داشته باشد، شاخص پیچیدگی بالاتری را به خود اختصاص می‌دهد (سمندرعلی اشتهاوردی و همکاران، ۱۳۹۹). در جدول (۱)، خلاصه آمارهای توصیفی متغیرها ارائه شده است.

جدول ۱: خلاصه آمارهای توصیفی متغیرها به صورت لگاریتم

متغیرها	Mean	Max	min	Std.Dev	تعداد مشاهده‌ها
EC	۴/۰۲	۴/۹۴	۲/۶۶	۰/۶۴	۵۳
ECI	۰/۷۶	۲/۵۴	۰/۳۳	۰/۴۳	۵۳
EF	۰/۵۷	۱/۲۲	-۰/۱۶	۰/۴۸	۵۳
GDP	۱۸/۱	۱۸/۷	۱۷/۶۶	۰/۵۴	۵۳

بر اساس نتایج جدول (۱)، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه ۱۸/۱ است و میانگین مصرف انرژی ۴/۰۲ است و برای پیچیدگی میانگین ۰/۷۶ به‌دست آمده که در محدوده ۰/۳۳ تا ۲/۵۴ است. این مورد نشان می‌دهد که شاخص پیچیدگی در ایران پایین است، زیرا کالاهای صادراتی ایران بیش‌تر مواد خام و کالاهای کشاورزی است که تنوع کم‌تر و فراگیری بیش‌تری دارد. شاخص ردپای بوم‌شناختی به‌طور میانگین ۰/۵۷ به‌دست آمد که بیشینه آن ۱/۲۲ و کمینه آن ۰/۱۶ - است.

پس از بررسی توزیع متغیرها، رابطه در معادله (۱)، با استفاده از آزمون کرانه‌های ARDL بوت‌استرایی^۱ با یک فرکانس فوریه‌ای کسری^۲ (FARDL) که توسط یلانچی و همکاران^۳ (۲۰۲۰) ارائه شده است، آزمون شد. آزمون هم‌انباشتگی FARDL چندین ویژگی جذاب دارد. اول، متغیرهای

1. Bootstrap ARDL Bounds Test
2. Fractional Fourier Frequency
3. Yilanci et al.

توضیحی می‌توانند I(0) یا I(1) باشند. دوم، این آزمون اجازه می‌دهد که شکست‌های ساختاری درون‌زا باشد. سوم، روش FARDL همچنین می‌تواند نتایج موثر و قابل‌اعتمادی را در نمونه‌های کوچک ارائه دهد. معادله (۱)، برای مدل تصحیح خطای نامقید در معادله (۶) با کاربرد آزمون FARDL به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

$$\Delta LEF_t = d(t) + \beta_2 \ln EF_{t-1} + \beta_3 \ln GDP_{t-1} + \beta_4 \ln EC_{t-1} + \beta_5 \ln ECI_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha'_i \Delta \ln EF_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta'_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^w \varphi'_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^v \phi'_i \Delta \ln ECI_{t-i} + e_t \quad (6)$$

Δ و p به ترتیب عملگر تفاضل و طول وقفه هستند. $d(t)$ عبارت جبری است که به این صورت تعریف می‌شود:

$$d(t) = \beta_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \text{ or } d(t)\beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$$

$k, \pi = 3.1416$ یک فرکانس خاص است که برای تقریب شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود و t و T به ترتیب طول دوره و اندازه نمونه را نشان می‌دهند. ما از تقریب فوریه استفاده کردیم، زیرا این تابع می‌تواند تعداد ناشناخته‌ای از شکست‌ها را از تغییرات ساختاری تدریجی و شدید ثبت کند. با استفاده از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)، طول وقفه بهینه و مقدار k ، که در فاصله اطمینان $k=[0.1, \dots, 5]$ است، تعیین می‌شود. به گفته کریستوپولوس و لئون - لدسما^۱ (۲۰۱۱)، فرکانس‌های عدد صحیح برای شکست‌های موقت مفید هستند، در حالی که فرکانس‌های کسری دلالت بر شکست‌های دائمی دارند.

به پیروی از پسران و همکاران^۲ (۲۰۰۱) و مکنون و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، با استفاده از آزمون F_A (آزمون F روی تمامی عبارت‌های تصحیح خطا (آزمون باند سنتی) برای یک آزمون F کلی)، آزمون $t(t)$ و آزمون F_B (آزمون F روی متغیر مستقل وقفه‌دار)، مانند معادله (۷)، فرضیه صفر یعنی عدم رابطه هم‌انباشتگی بررسی می‌شود (βها ضرایب متغیرهای توضیحی هستند).

$$H_{0A} : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0, \quad H_{0t} : \beta_1 = 0, \quad H_{0B} : \beta_2 = \beta_3 = 0. \quad (7)$$

نتایج آزمون F_A, F_B و t چهار مورد مختلف ایجاد کرد:

مورد ۱: هم‌انباشتگی هنگامی اتفاق می‌افتد که F_A, F_B و t معنادار باشند.

1. Christopoulos & Leon-Ledesma
2. Pesaran *et al.*
3. McNown *et al.*

مورد ۲: وقتی F_A ، F_B و t معنادار نباشند، هیچ هم‌انباشتگی رخ نمی‌دهد.
مورد ۳: حالت منحنی شماره ۱ زمانی اتفاق می‌افتد که F_A و F_B معنادار باشند، اما t معنادار نباشد.
مورد ۴: حالت منحنی شماره ۲ زمانی اتفاق می‌افتد که F_A و t معنادار باشند، اما F_B معنادار نباشد.
همه موارد به‌جز مورد ۱ نشان می‌دهد که هیچ هم‌انباشتگی در میان متغیرها وجود ندارد. از آن‌جا که مقادیر بحرانی با استفاده از شبیه‌سازی بوت‌استرپ محاسبه می‌شوند، بر اساس خصوصیات انباشتگی‌سازی خاص داده‌های تجربی است. بنابراین، احتمال نتیجه‌گیری در مورد فرضیه‌ها با استفاده از آزمون کرانه‌های معمول ARDL منتفی است. در مقابل، عملکرد آزمون بوت‌استرپ از نظر قدرت و اندازه بهتر از آزمون مجانبی است (برای مثال، آزمون کرانه‌های (McNown et al., 2018) (ARDL).

نتایج تجربی

وقتی هر کدام از متغیرهای موجود در تجزیه و تحلیل در تفاضل دوم پایا باشند ($I(2)$) از روش آزمون باند FARDL نمی‌توان استفاده کرد. از طرف دیگر، آزمون علیت متغیر-زمانی به طول وقفه بهینه حساس است، که با توجه به ترتیب انباشتگی متغیرها تغییر می‌کند. بنابراین، اولین مرحله از تجزیه و تحلیل، تعیین سطح انباشتگی متغیرها با استفاده از چندین آزمون ریشه واحد است که نتایج آزمون در **جدول (۲)** ارائه شده است. نتایج آزمون ریشه واحد شرایط مانایی آزمون باند FARDL را فراهم کرد. سپس رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون FARDL آزمون شد و نتایج آن در **جدول (۳)** ارائه شد.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی

متغیر	دیکی - فولر		فیلیپس - پرون	
	در سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری	در سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری
GDP	-۲/۰۱۷۰۳۲	*-۴/۴۹۳۹۸۶	-۱/۸۱۳۲۳۹	*-۴/۵۱۰۷۸۳
EF	-۰/۶۴۸۸۹۷	*-۷/۲۹۳۰۶۴	-۰/۳۱۳۸۷۶	*-۱۰/۶۶۶۰۲
EC	-۲/۴۰۵۹۰۹	*-۵/۷۸۴۳۲۷	-۲/۳۰۸۴۲۳	*-۵/۷۸۴۳۲۷
ECI	-۱/۱۷۳۴۲۷	*-۴/۷۴۲۹۹۵	۰/۳۹۶۱۲۱	*-۴/۶۸۴۴۲۳

توضیح: * مانایی در سطح ۱ درصد.

نتایج آزمون FARDL نشان می‌دهد که فرکانس بهینه ۱/۱ است که نشان‌دهنده شکست دائمی در رابطه هم‌انباشتگی است. علاوه بر این، همه آماره‌های آزمون بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت‌استرپ در سطوح معمول است، بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی FARDL بوت‌استرپ

انتخاب مدل		K	AIC
FARDL (2, 0, 0, 0)		۱/۱	-۲/۲۸۸۵۵۹
آماره آزمون		مقادیر بحرانی بوت‌استرپ	
		۰/۹۰	۰/۹۵
FA	۶/۶۲۰۸۷	۵/۱۷۲۵۴	۶/۴۵۸۶۴
T	-۴/۳۴۲۲۵	-۳/۴۹۷۰۴	-۳/۹۳۶۱۹
FB	۵/۶۸۳۹۴	۳/۸۸۸۷۶	۵/۰۱۲۶۲
			۷/۳۰۹۸۷

نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت در **جدول (۴)** ارائه شده است. ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ۰/۱۸ درصد آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. همچنین، مصرف انرژی سرانه و پیچیدگی اقتصادی تاثیر مثبت و منفی بر سرانه ردپای بوم‌شناختی دارند. یک درصد افزایش در مصرف انرژی سرانه، سرانه ردپای بوم‌شناختی را ۰/۵ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش پیچیدگی اقتصادی سرانه ردپای بوم‌شناختی را ۰/۰۷ درصد کاهش می‌دهد. مصرف انرژی سرانه مهم‌ترین عاملی است که باعث افزایش ردپای بوم‌شناختی می‌شود. اثر

مثبت مصرف انرژی بر آلودگی در ایران با یافته‌های **حری و همکاران (۲۰۱۳)**، **ترابی و همکاران (۲۰۱۵)**، **سلمان‌پور و همکاران (۲۰۱۶)**، **ناهدی امیرخیز و همکاران (۲۰۲۰)** مطابقت دارد. علاوه بر این، بهره‌وری انرژی ایران بسیار کم است. به همین دلایل، مصرف انرژی اولیه ایران همچنان فشار محیطی را افزایش می‌دهد. برای کاهش اثرات منفی مصرف انرژی بر محیط‌زیست، دولت ایران نیاز به اجرای یک سیاست انرژی جامع‌تر و سازگار با محیط‌زیست نسبت به سیاست فعلی دارد.

جدول ۴: نتایج تخمین بلندمدت و کوتاه‌مدت

متغیر	ضرایب	احتمال
ضریب بلندمدت بر اساس روش FARDL		
GDP	۰/۱۸۴۳۴۰	۰/۰۰۰۰
ECI	-۰/۰۷۷۸۸۱	۰/۰۳۰۵
EC	۰/۵۰۳۴۳۲	۰/۰۴۳۱
Constant	-۱/۱۲۵۲۴۹	۰/۰۰۴۵
برآورد کوتاه‌مدت بر اساس مدل تصحیح خطا با تابع فوریه		
$\Delta LGDP_t$	۰/۱۱۳۸۸۰	۰/۰۰۳۵
$\Delta LECI_t$	-۰/۰۳۱۱۰۷	۰/۰۰۰۰
ΔLEC_t	۰/۰۴۸۱۱۳	۰/۰۲۶۰
$\gamma_1 \cos$	-۱/۰۷۴۷۵۶	۰/۰۰۰۰
$\gamma_1 \sin$	۰/۴۷۶۲۴۹	۰/۰۰۰۰
ECTt-1	-۰/۶۱۷۷۷۴	۰/۰۰۰۰

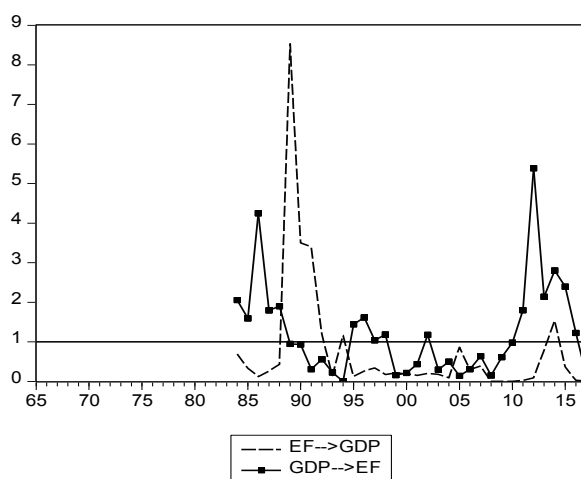
همچنین، پیچیدگی اقتصادی تخریب محیط‌زیست را کاهش می‌دهد که با یافته‌های **عزیزی و همکاران (۲۰۱۹)** برای آلودگی محیط‌زیست برای ۹۹ کشور منتخب، **بولتی و همکاران (۲۰۲۱)** برای ۸۸ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه، و **کن و گوزگور (۲۰۱۷)** برای فرانسه مطابقت دارد. این یافته نشان می‌دهد که ایران محصولی را تولید می‌کند که باعث آلودگی محیط‌زیست نمی‌شود. پس از بررسی یافته‌های بلندمدت، مدل تصحیح خطا که برای دستیابی به ضرایب کوتاه‌مدت مبتنی بر روش FARDL است، تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد در حالی که تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تاثیر افزایشی دارد، مصرف انرژی سرانه اثر مثبت و پیچیدگی اقتصادی اثر

منفی بر رد پای بوم‌شناختی دارند. ضریب عبارت تصحیح خطا (ECT) از نظر آماری معنادار است و دارای مقدار منفی است که نشان می‌دهد انحراف از تعادل بلندمدت تقریباً طی دو دوره اصلاح می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که ضریب کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی کوچک‌تر از بلندمدت است. این مورد نشان می‌دهد که فرضیه EKC برای ایران معتبر نیست، زیرا رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت آلودگی زیست‌محیطی کم‌تری ایجاد می‌کند. این یافته‌ها از نتایج **کن و گوزگور (۲۰۱۷)**، که برای اولین بار رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیط را بررسی می‌کنند، پشتیبانی می‌کند. نویسندگان اظهار داشتند که پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش انتشار CO_2 در فرانسه می‌شود. با این حال، مهم است تصدیق شود که شاخص آلودگی محیط‌زیست و کشور مورد بررسی پژوهش‌های پیشین با پژوهش حاضر متفاوت است. تفاوت در یافته‌ها تعجب‌آور نیست. نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های **دونگ و همکاران (۲۰۱۸)** متفاوت است، که معتقدند ضریب کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی در چین بزرگ‌تر از ضریب بلندمدت است. علاوه بر این، **نارایان و نارایان (۲۰۱۰)** نشان می‌دهند که فرضیه EKC برای چین فاقد اعتبار است. با این حال، نویسندگان تشخیص دادند که ضریب تولید ناخالص داخلی در هر دو دوره مثبت است که مطابق با **مبارک و محمدلو (۲۰۱۰)** است. در نتایج پژوهش حاضر، اگرچه فرضیه EKC معتبر نیست، اما با نتایج **نارایان و نارایان (۲۰۱۰)** همراستاست.

سرانجام، ما آزمون علیت بوت‌استرپ **هکر و حاتمی^۱ (۲۰۰۶)** را که نوعی آزمون توسعه‌یافته از علیت گرنجر است، به شکل متغیر زمانی اعمال کردیم تا ناپایداری‌های رابطه علیت را در طول زمان مشاهده کنیم. استفاده از این آزمون نسبت به گزینه‌های دیگر دو مزیت اصلی دارد: اگر متغیرها ریشه واحدی داشته باشند، لازم نیست تفاوت‌ها در نظر گرفته شود و به رابطه هم‌انباشتی قبل از آزمون علیت نیازی ندارد. با بکارگیری این آزمون به روشی متناسب با زمان، می‌توان تاریخ‌هایی را در رابطه با علیت نشان داد. در شکل‌های (۱)، (۲) و (۳)، خط ثابتی که به موازات محور پایین ترسیم شده است، خط آستانه را نشان می‌دهد. مقادیری که بالای این خط قرار دارند، عدم رد فرضیه صفر یعنی نبود علیت را نشان می‌دهد.

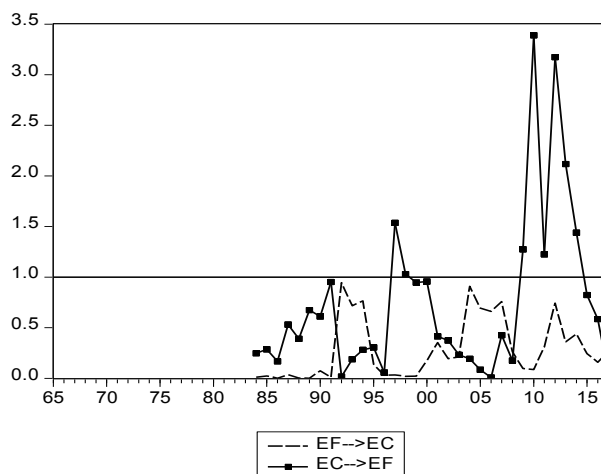
شکل (۱) نتایج بررسی رابطه علیت بین EF و GDP را ارائه می‌دهد. خط تیره فاصله آماره آزمون را نشان می‌دهد که برای آزمون این فرضیه صفر، که علیت از EF به تولید ناخالص داخلی منتقل می‌شود، استفاده می‌گردد. خط سیاه با مربع آماره‌ای را نشان می‌دهد که برای بررسی این فرضیه صفر

محاسبه می‌شود که هیچ علیتی از GDP تا EF وجود ندارد. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه علیت از تولید ناخالص داخلی به EF در ۱۹۹۰-۱۹۸۶، ۱۹۹۸-۱۹۹۵، ۲۰۰۲، و ۲۰۱۶-۲۰۱۱ وجود دارد، در حالی که علیت معکوس از EF به تولید ناخالص داخلی در ۲۰۰۱-۱۹۹۰ و ۲۰۱۴ وجود دارد. علاوه بر این، شکل (۳) نشان می‌دهد که رابطه علیت از EF به تولید ناخالص داخلی چند برابر افزایش یافت و به اوج رسید و سپس کاهش یافت. از آنجا که این رابطه علیت دو بار به نقطه اوج رسیده و سپس کاهش یافته است، سطح آستانه‌ای وجود ندارد. ثابت شده است که برای ایران هیچ رابطه معکوس U- شکل بین EF و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. بنابراین، یافته‌های آزمون علیت نیز حاکی از آن است که فرضیه EKC در ایران معتبر نیست.



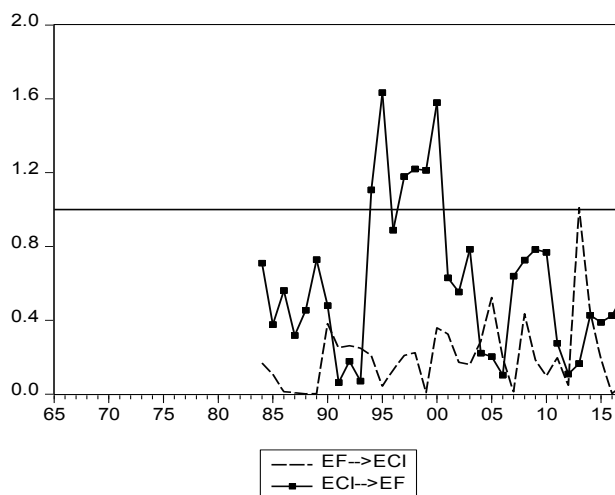
شکل ۱: نتایج رابطه علیت بین GDP و EF

در ادامه ما رابطه علیت را بین EF و EC بررسی کردیم. نتایج آن در شکل (۲) ارائه شده است.



شکل ۲: نتایج رابطه علیت بین EF و EC

این نتایج نشان می‌دهد که علیت از EC به EF در سال‌های ۱۹۹۷، ۱۹۹۸، و ۲۰۱۴-۲۰۰۹ وجود دارد، در حالی که رابطه علیت معکوس برای هیچ دوره‌ای معتبر نیست. رابطه علیت از EF به EC محدود است. در همین حال، رابطه علیت از EC به EF تقریباً در ۳۰ درصد از دوره نمونه یافت می‌شود. این مورد نشان می‌دهد که EC (مصرف انرژی سرانه) اولیه ایران باعث تخریب قابل توجه محیط‌زیست شده است. نتایج نشان می‌دهد که فشارهای انسانی بر محیط‌زیست بر تصمیمات EC تاثیر می‌گذارد و EC باعث تخریب محیط‌زیست در سال‌های اخیر شده است. شکل (۳)، شامل آمار آزمون برای رابطه علیت بین EF و ECI است.



شکل ۳: نتایج رابطه علیت ECI و EF

شکل (۳) نشان می‌دهد که علیت از ECI به EF در ۱۹۹۴، ۱۹۹۵، و ۱۹۹۶-۱۹۹۹ اجرا می‌شود، در حالی که علیتی از EF به ECI در ۲۰۱۳ وجود دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که ECI در افزایش EF موثر است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تجربی، روابط بین سرانه ردپای بوم‌شناختی، سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، سرانه مصرف انرژی، و شاخص پیچیدگی اقتصادی در ایران با روش‌های سری زمانی از جمله روش آزمون باند FARDL و آزمون علیت با تغییر زمان بررسی می‌شود.

نتایج آزمون FARDL نشان می‌دهد که همه متغیرهای مستقل رابطه بلندمدت با ردپای بوم‌شناختی در ایران دارند. ضریب منفی و معنادار آماری ECT نیز رابطه همگرایی را تایید می‌کند. ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی مانع کیفیت محیط‌زیست می‌شود، اما پیچیدگی اقتصادی موجب افزایش کیفیت محیط‌زیست می‌گردد. علاوه بر این، ضرایب کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی باعث افزایش سرانه ردپای بوم‌شناختی می‌شود، در حالی که پیچیدگی اقتصادی تاثیر کاهشی بر فشار محیط دارد. طبق نتایج مدل FARDL، کشش سرانه درآمد واقعی از ۰/۱۱ در کوتاه‌مدت به ۰/۱۸ در بلندمدت رسیده است. کشش‌های

مثبت بلندمدت و کوتاه‌مدت درآمد از اعتبار فرضیه EKC پشتیبانی نمی‌کنند. این یافته‌ها ثابت می‌کند که با افزایش رشد اقتصادی در ایران، آلودگی محیط‌زیست در بلندمدت همچنان افزایش می‌یابد. بنابراین، توسعه اقتصادی راه‌حلی برای مشکلات زیست‌محیطی نیست. مصرف بیش از حد و استفاده ناکارآمد از منابع طبیعی نشانه پایدار نبودن مدل توسعه اقتصادی ایران است. بنابراین، ایران باید اقدامات مختلفی را برای حفاظت از منابع طبیعی و فراهم آوردن محیطی تمیز در کنار رشد اقتصادی خود انجام دهد. برای مثال، دولت ایران لازم است از بهره‌برداری منابع نفتی و تکیه صادرات بر منابع نفتی کم کند که از این طریق رشد ایران با حفاظت از منابع طبیعی همراه است. همچنین، معافیت‌های مالیاتی و اعتبارات کم‌بهره را در اختیار شرکت‌های دانش‌بنیان قرار دهد که فناوری‌هایی را در جهت کاهش تخریب محیط‌زیست توسعه می‌دهند. علاوه بر این، سیاست‌گذاران می‌توانند سهم تحقیق و توسعه فناوری‌های پاک را در درآمد ملی گسترش دهند و به شرکت‌هایی که در این زمینه پژوهش می‌کنند، یارانه‌های نوآورانه بدهند.

در مورد سایر متغیرهای مستقل، برآوردهای بلندمدت نشان می‌دهد که مصرف انرژی، EF را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت با تغییر زمان نشان می‌دهد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی باعث آلودگی محیط‌زیست در دوره‌های خاص می‌شود. در نتیجه، این دو متغیر باعث افزایش فشار محیط‌زیست انسانی می‌شوند. یکی از راه‌های کاهش آلودگی زیست‌محیطی استفاده از انرژی‌های خورشیدی و تجدیدپذیر به جای سوخت فسیلی است. از آن‌جا که برای مصرف انرژی در این پژوهش از انرژی مصرف‌شده شامل نفت، گاز و سایر سوخت‌های فسیلی استفاده می‌شود و بر اساس نتایج، استفاده از سوخت‌های فسیلی آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد، لازم است دولت سیاست‌هایی را در زمینه استفاده از منابع انرژی پاک در دستور کار خود قرار دهد، به‌ویژه در کشوری مثل ایران و با وجود نور خورشید در بسیاری از مناطق، استفاده از نیروگاه‌های برق خورشیدی به جای نیروگاه‌های سوخت فسیلی برای تولید برق می‌تواند کمک زیادی به کاهش آلودگی و تخریب محیط‌زیست داشته باشد. برای بهبود کیفیت محیط‌زیست، سیاست‌گذاران باید در کنار استفاده بیش‌تر از منابع انرژی پاک، سیاست‌های صرفه‌جویی در انرژی را در ایران اجرا کنند و لازم است سیاست‌های تشویقی و همچنین آگاهی‌بخشی افراد برای استفاده صحیح از انرژی اجرا شود. با توجه به پیچیدگی اقتصادی، بدیهی است که تولید صنایع سنگین ایران آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، هنگام تولید محصولات پیچیده، منابع طبیعی بیش‌تری مصرف می‌کند و آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. رشد اقتصادی و صادرات بیش‌تر با نگرانی‌های

زیست محیطی برای ایران همراه است و لازم است در کنار برنامه های رشد و توسعه اقتصادی، رشد و توسعه پایدار نیز مد نظر قرار گیرد تا از افزایش آلودگی زیست محیطی جلوگیری شود.

بر اساس نتایج، پیچیدگی اقتصادی EF ایران را کاهش می دهد. به منظور کاهش EF، فرایند صادرات باید با روش های سازگار با محیط زیست و فناوری انجام شود. البته در ایران هنوز پیچیدگی اقتصادی پایین است و صادرات متنوع نیست و این مسئله باید حتماً در نظر گرفته شود که با افزایش تنوع صادرات، مسائل زیست محیطی و نحوه تولید محصولات در نظر گرفته شود تا افزایش پیچیدگی اقتصادی باعث افزایش آلودگی زیست محیطی نشود.

از مهم ترین چالش های زیست محیطی کشور ایران، مسئله توسعه و منطبق نبودن مسائل توسعه با محیط زیست است که با افزایش پیچیدگی اقتصادی و تولید کالاهایی با فناوری بالاتر قطعاً این مشکل نمود بیش تری پیدا می کند. متأسفانه این تعارضی است که در کشورهای در حال توسعه وجود دارد و چون با شتاب بیش تری به سمت توسعه پیش می روند، طبیعتاً ضایعات زیادی هم به بار می آورند. یکی از بزرگ ترین قربانیان این توسعه، محیط زیست است و کشور ایران هم جدا از این مقوله نیست. هماهنگی برنامه های توسعه با ضوابط زیست محیطی یک مفهوم کلی است که در اصل ۵۰ قانون اساسی مورد توجه قرار گرفته است. در اصل ۵۰ گفته شده است که برنامه های توسعه اجرا شوند، اما مسائل محیط زیست هم رعایت شوند و اگر جایی هم تعارض پیدا شد، اولویت با محیط زیست است.^۱ تا زمانی که تنویر افکار عمومی تحقق نیابد و مسئله محیط زیست نهادینه نشود، ما همچنان با مشکل مواجه هستیم. تنویر افکار عمومی فقط به معنای حرکت در بین آحاد جامعه نیست، ما در بین مقامات مسئول کشور هم با مشکل مواجه هستیم. مهم ترین مسئله در این زمینه ایجاد اعتقاد و پذیرش از طرف مسئولان است. با وجود پژوهش های معتبر در این زمینه، هنوز شاهد هستیم که بهره برداری از جنگل ها ادامه می یابد یا برنامه های توسعه ای در پارک های ملی با شدت بیش تری اجرا می شود.

منابع

الف) انگلیسی

- Atlas of Economic Complexity (2020). Available online: <https://atlas.cid.harvard.edu/countries> (Accessed on 20 July).
- Azizi, Z., Daraei, F., & Boroujeni, A. N. (2019). The Impact of Economic Complexity on Environmental Pollution. *Economic Development Policy*, 7(2), 201-219.

1. <http://www.shora-rc.ir>

- <https://dx.doi.org/10.22051/edp.2020.29451.1225>
- Bagliani, M., Bravo, G., & Dalmazzone, S. (2008). A Consumption-Based Approach to Environmental Kuznets Curves Using the Ecological Footprint Indicator. *Ecological Economics*, 65(3), 650-661. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2008.01.010>
- Bilgili, F., Ulucak, R., Koçak, E., & İlkay, S. Ç. (2020). Does Globalization Matter for Environmental Sustainability? Empirical Investigation for Turkey by Markov Regime Switching Models. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(1), 1087-1100. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-06996-w>
- Boleti, E., Garas, A., Kyriakou, A., & Lapatinas, A. (2021). Economic Complexity and Environmental Performance: Evidence from a World Sample. *Environmental Modeling & Assessment*, 26(3), 251-270. <https://doi.org/10.1007/s10666-021-09750-0>
- Bölük, G., & Mert, M. (2014). Fossil & Renewable Energy Consumption, GHGs (Greenhouse Gases) and Economic Growth: Evidence from a Panel of EU (European Union) Countries. *Energy*, 74(1), 439-446. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.07.008>
- BP Statistical Review of World Energy (2019). Available at: <https://www.bp.com/en/global/corporate/news-and-insights/press-releases/bp-statistical-review-of-world-energy-2019.html>
- Brown, S. P., & McDonough, I. K. (2016). Using the Environmental Kuznets Curve to Evaluate Energy Policy: Some Practical Considerations. *Energy Policy*, 98(1), 453-458. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.09.020>
- Can, M., & Gozgor, G. (2017). The Impact of Economic Complexity on Carbon Emissions: Evidence from France. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(19), 16364-16370. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-9219-7>
- Charfeddine, L. (2017). The Impact of Energy Consumption and Economic Development on Ecological Footprint and CO₂ Emissions: Evidence from a Markov Switching Equilibrium Correction Model. *Energy Economics*, 65(1), 355-374. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.05.009>
- Chen, Y., Wang, Z., & Zhong, Z. (2019). CO₂ Emissions, Economic Growth, Renewable and Non-Renewable Energy Production and Foreign Trade in China. *Renewable Energy*, 131(1), 208-216. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2018.07.047>
- Christopoulos, D. K., & Leon-Ledesma, M. A. (2011). International Output Convergence, Breaks, and Asymmetric Adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(3), 1-35. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1823>
- Danish, Zhang, B., Wang, B., & Wang, Z. (2017). Role of Renewable Energy and Non-Renewable Energy Consumption on EKC: Evidence from Pakistan. *Journal of Cleaner Production*, 156(1), 855-864. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.03.203>
- Destek, M. A., Ulucak, R., & Dogan, E. (2018). Analyzing the Environmental Kuznets Curve for the EU Countries: The Role of Ecological Footprint. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(29), 29387-29396. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-2911-4>
- Doğan, B., Saboori, B., & Can, M. (2019). Does Economic Complexity Matter for Environmental Degradation? An Empirical Analysis for Different Stages of Development. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(31), 31900-31912. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-06333-1>
- Dong, K., Sun, R., & Dong, X. (2018). CO₂ Emissions, Natural Gas and Renewables,

- Economic Growth: Assessing the Evidence from China. *Science of the Total Environment*, 640(1), 293-302. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.05.322>
- Environmental Performance Index (2020). Available Online: <https://epi.yale.edu/epi-results/2020/country/irn>
- Global Footprint Network (2010). Ecological Footprint Atlas 2010. Retrieved May, 25, 2014. <https://www.footprintnetwork.org/>
- Global Footprint Network (2020). Available Online: <http://data.footprintnetwork.org> (Accessed on 4 July).
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). Quality Ladders in the Theory of Growth. *The Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61. <https://doi.org/10.2307/2298044>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In: *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Papers Series*, No. 3914.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500. <https://doi.org/10.1080/00036840500405763>
- Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2014). *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*: Mit Press.
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The Building Blocks of Economic Complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- Horee, H. R., Galali, S. A., & Gafare, S. (2013). Examining the Impact of Financial Development and Energy Consumption on the Environmental Degradation in Iran in the Framework of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis (EKC). *Iranian Energy Economics*, 2(6), 27-48. http://jieee.atu.ac.ir/article_759.html
- Hubacek, K., Guan, D., Barrett, J., & Wiedmann, T. (2009). Environmental Implications of Urbanization and Lifestyle Change in China: Ecological and Water Footprints. *Journal of Cleaner Production*, 17(14), 1241-1248. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2009.03.011>
- Lee, K.-K., & Vu, T. V. (2020). Economic Complexity, Human Capital and Income Inequality: A Cross-Country Analysis. *The Japanese Economic Review*, 71(4), 695-718. <https://doi.org/10.1007/s42973-019-00026-7>
- Li, K., & Lin, B. (2015). Impacts of Urbanization and Industrialization on Energy Consumption/CO2 Emissions: Does the Level of Development Matter? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52(1), 1107-1122. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.185>
- Liu, H., Kim, H., Liang, S., & Kwon, O.-S. (2018). Export Diversification and Ecological Footprint: A Comparative Study on EKC Theory among Korea, Japan, and China. *Sustainability*, 10(10), 3657-3669. <https://doi.org/10.3390/su10103657>
- Maddison, A. (2001). *The World Economy: A Millennial Perspective*: The Development Center of the Organization for Economic Cooperation and Development.
- Madlener, R., & Sunak, Y. (2011). Impacts of Urbanization on Urban Structures and Energy Demand: What Can We Learn for Urban Energy Planning and Urbanization Management? *Sustainable Cities and Society*, 1(1), 45-53. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2010.08.006>
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the Autoregressive Distributed Lag Test for Cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521.

<https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>

- Mobarak, A., & Mohammadlou, N. (2010). The Impact of Trade Liberalization on Greenhouse Gases Emissions: an Empirical Test of Pollution Haven Hypotheses and Environmental Kuznets Curve. *The Journal of Planning and Budgeting*, 14(1), 31-58. <http://jpbud.ir/article-1-175-fa.html>
- Molaei, M., & Basharat, E. (2015). Investigating Relationship between Gross Domestic Product and Ecological Footprint as an Environmental Degradation Index. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 50(4), 1017-1033. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2015.56156>
- Munir, Q., Lean, H. H., & Smyth, R. (2020). CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in the ASEAN-5 Countries: A Cross-sectional Dependence Approach. *Energy Economics*, 85(1), 104571. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104571>
- Nahidi Amirkhiz, M., Rahimzadeh, F., & Shokouhifard, S. (2020). Study of the Relation among Economic Growth, Energy Using and Greenhouse Gas Emissions (Case study: Selected Countries of the OIC). *Journal of Environmental Science and Technology*, 22(3), 13-26. http://jest.srbiau.ac.ir/article_12735.html
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: Panel Data Evidence from Developing Countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.005>
- Neagu, O. (2019). The Link between Economic Complexity and Carbon Emissions in the European Union Countries: A Model Based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) Approach. *Sustainability*, 11(17), 4753-4780. <https://doi.org/10.3390/su11174753>
- Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The Relationship between Economic Complexity, Energy Consumption Structure and Greenhouse Gas Emission: Heterogeneous Panel Evidence from the EU Countries. *Sustainability*, 11(2), 497-526. <https://doi.org/10.3390/su11020497>
- OECD (2020). Economic Complexity Rankings. Available at: <https://oec.world>
- Panayotou, T. (1993). Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development. *International Labour Office (ILO), Working Paper*, WP238.
- Pata, U. K. (2021). Renewable and Non-Renewable Energy Consumption, Economic Complexity, CO2 Emissions, and Ecological Footprint in the USA: Testing the EKC Hypothesis with a Structural Break. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(1), 846-861. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10446-3>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pritchett, L. (1997). Divergence, Big Time. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 3-17.
- Ranis, G., & Fei, J. C. (1961). A Theory of Economic Development. *The American Economic Review*, 51(4), 533-565.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), 71-102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Saboori, B., & Sulaiman, J. (2013). CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) Countries: A Cointegration Approach. *Energy*, 55(1), 813-822. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2013.04.038>

- Salmanpour, A., Mousavi, S. K., & Shokouhifard, S. (2016). The Effect of Foreign Direct Investment on Gross Domestic Saving in Iran. *Economic Development Policy*, 4(4), 9-33. <https://dx.doi.org/10.22051/edp.2018.17529.1121>
- Savci, S. (2012). An Agricultural Pollutant: Chemical Fertilizer. *International Journal of Environmental Science and Development*, 3(1), 77-80.
- Shahzad, U., Fareed, Z., Shahzad, F., & Shahzad, K. (2021). Investigating the Nexus between Economic Complexity, Energy Consumption and Ecological Footprint for the United States: New Insights from Quantile Methods. *Journal of Cleaner Production*, 279(1), 123806. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.123806>
- Sinclair-Desgagné, B. (2008). The Environmental Goods and Services Industry. *International Review of Environmental and Resource Economics*, 2(1), 69-99.
- Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*: Princeton Review.
- Stern, D. I. (2017). The Environmental Kuznets Curve after 25 Years. *Journal of Bioeconomics*, 19(1), 7-28. <https://doi.org/10.1007/s10818-017-9243-1>
- Swart, J., & Brinkmann, L. (2020). Economic Complexity and the Environment: Evidence from Brazil. Paper Presented at the Universities and Sustainable Communities: Meeting the Goals of the Agenda 2030. *World Sustainability Series*. https://doi.org/10.1007/978-3-030-30306-8_1
- Tarazkar, M. H., Ghorbanian, E., & Bakhshoodeh, M. (2017). The Effect of Economic Growth on Environmental Sustainability in Iran: Application of Ecological Footprint. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 2(3), 51-70. <https://dx.doi.org/10.22054/eenr.2017.9067>
- Teimouri, I., Salarvandian, F., & Ziarii, K. (2014). The Ecological Foot Print of Carbon Dioxide for Fossil Fuels in the Shiraz. *Geographical Research*, 29(1), 193-204. https://jgr.ui.ac.ir/article_18035.html
- Torabi, T., Khajoeipour, A., Tarighi, S., & Pakravan, M. (2015). The Effect of Energy Consumption, Economic Growth and International Business on Greenhouse Gas Emission in Iran. *Economic Modeling*, 9(29), 63-84. http://eco.iaufb.ac.ir/article_556765.html
- Usman, O., Iorember, P. T., & Olanipekun, I. O. (2019). Revisiting the Environmental Kuznets Curve (EKC) Hypothesis in India: The Effects of Energy Consumption and Democracy. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(13), 13390-13400. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-04696-z>
- Wackernagel, M., & Rees, W. (1998). *Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth* (Vol. 9): New society publishers.
- Waheed, R., Sarwar, S., & Wei, C. (2019). The Survey of Economic Growth, Energy Consumption and Carbon Emission. *Energy Reports*, 5(1), 1103-1115. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2019.07.006>
- Wang, Z., Yang, L., Yin, J., & Zhang, B. (2018). Assessment and Prediction of Environmental Sustainability in China Based on a Modified Ecological Footprint Model. *Resources, Conservation and Recycling*, 132(1), 301-313. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2017.05.003>
- Yilanci, V., & Ozgur, O. (2019). Testing the Environmental Kuznets Curve for G7 Countries: Evidence from a Bootstrap Panel Causality Test in Rolling Windows. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(24), 24795-24805. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-05745-3>
- Yilanci, V., & Pata, U. K. (2020a). Convergence of Per Capita Ecological Footprint among the ASEAN-5 Countries: Evidence from a Non-Linear Panel Unit Root Test. *Ecological*

- Indicators*, 113(1), 106178. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.106178>
- Yilanci, V., & Pata, U. K. (2020b). Investigating the EKC Hypothesis for China: The Role of Economic Complexity on Ecological Footprint. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(1), 32683-32694. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09434-4>
- Yilanci, V., Bozoklu, S., & Gorus, M. S. (2020). Are BRICS Countries Pollution Havens? Evidence from a Bootstrap ARDL Bounds Testing Approach with a Fourier Function. *Sustainable Cities and Society*, 55(1), 102035. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102035>

ب) فارسی

- تیموری ایرج، و محمدی‌فر، امیر (۱۳۹۴). بررسی روند تغییرات ردپای اکولوژیکی سوخت‌های فسیلی استان‌های کشور ۱۳۸۸-۱۳۷۸. *نشریه آمار*، ۳(۴)، ۴۵-۴۰.
- سمندرعلی اشتیاردی، مژگان؛ عظیمی، ناصرعلی، و شاهمرادی، بهروز (۱۳۹۹). رابطه علیت بین مولفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان و پیچیدگی اقتصادی. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۲)، ۲۴۲-۲۱۷. https://ijer.atu.ac.ir/article_11915.html

این نشریه مقاله‌هایی را در فرآیند داوری قرار می‌دهد که:

- ارزش علمی - پژوهشی داشته باشد؛
- در جهت اهداف و در قالب موضوع‌های تعیین شده برای نشریه باشد؛
- حاصل مطالعه، تجربه و پژوهش‌های دست اول نویسنده باشد؛
- مقاله‌ها قبلاً در نشریه دیگری چاپ نشده باشد یا برای انتشار آن اقدام همزمان انجام نگرفته باشد؛

ساختار کلی نشریه

بدنه اصلی مقاله باید شامل چکیده، کلیدواژه، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش پژوهش، تجزیه و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و منابع باشد.

شیوه استاد به صورت درون متنی به سبک استناددهی انجمن روانشناسان آمریکا (APA) باشد.

فهرست منابع نیز به صورت الفبایی، بر اساس سبک انجمن روانشناسان آمریکا در انتهای مقاله به صورت یکسان و مطابق روش زیر تنظیم شده باشد:

- **برای کتاب:** نام خانوادگی، نام کوچک نویسنده (سال نشر)، عنوان کتاب (ایتالیک)، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، محل نشر: نام ناشر.
- **برای نشریه:** نام خانوادگی نویسنده، نام کوچک (سال نشر)، عنوان مقاله، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، نام نشریه (ایتالیک)، دوره (شماره انتشار)، شماره صفحه‌ها.

(برای آگاهی کامل از شیوه استناددهی به سایت، با نشانی <https://www.landmark.edu/library/citation-guides-apa-citation-style-guide/> مراجعه فرمایید.)

- رسم الخط، نقطه‌گذاری و واژه‌های معادل در زبان فارسی بر مبنای مصوبات فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی <http://www.persianacademy.ir> است.
- معادل‌های فارسی واژگان، اسامی و همچنین اصطلاح‌های خارجی مهم در متن، با اعداد تک از ۱ شماره‌گذاری و در زیرنویس هر صفحه آورده شود.
- ابتدا منابع فارسی و سپس منابع انگلیسی آورده شوند.
- تمامی منابع از راه نرم‌افزار اندنوت یا دیگر نرم افزارهای مشابه فرانس‌دهی اشاره شوند.

سایر نکته‌ها

- هر مقاله از حدود ۲۵ صفحه کاغذ قطع وزیری (۲۳*۱۷) حروف‌نگاری شده تجاوز نکند؛
- مقاله حاوی چکیده فارسی و انگلیسی بین ۱۵۰ تا ۲۰۰ کلمه باشد؛
- کلیدواژه‌ها (دست کم ۵ تا ۷ واژه) پس از چکیده درج شود؛
- طبقه‌بندی JEL (الزاماً ۳ کد) بعد از کلیدواژه‌ها درج شود؛
- متن مقاله‌ها با نرم‌افزار Word 2013 یا Word 2010 و فونت B Nazanin ۱۱/۵ و واژه‌های انگلیسی با قلم Time New Roman 10 نوشته شود و فایل مقاله از طریق وبسایت نشریه ارسال شود؛
- عنوان جدول‌ها در بالا و عنوان شکل‌ها و نمودارها در پایین آنها و شماره جدول‌ها و شکل‌ها و نمودارها در عنوان آنها با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. [مانند: جدول ۲. توزیع فراوانی...] اعداد داخل جداول به فارسی نوشته شود.
- اعداد و نوشته‌های داخل جدول حتماً باید به صورت فارسی نوشته شود بجای نقطه در اعداد فارسی باید ممیز (/) گذاشته شود.
- فرمول‌ها چین و با شماره مشخص می‌شوند. شماره فرمول‌ها نیز با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. مانند: (۴) عدد روبروی فرمول باشد.
- تمام صفحه‌ها از صفحه عنوان تا پایان آن، شماره‌گذاری شوند. شماره‌گذاری از یک شروع و به ترتیب ادامه یابد.
- زیر نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی دانشگاهی، محل اشتغال، نشانی کامل، شماره تلفن، دورنگار و نشانی پست الکترونیکی درج و نویسنده مسؤول مکاتبات مشخص گردد.

- نویسندگان باید از صحت مقاله ارسال شده به فصل نامه اطمینان کامل کسب کنند. چرا که تا مراحل اولیه داوری امکان تصحیح مقاله برای آنان وجود ندارد.
- نویسندگان موظف هستند تا تنها اصلاحات مورد نظر داور را به درستی انجام دهند. تغییر در مقاله اعم از اضافه یا کم نمودن هر بخشی از مقاله، که بدون نظر داور انجام شده باشد، تقلب محسوب شده و سریعاً از فرایند فصل نامه حذف خواهد شد و تمام عواقب ناشی از آن بر عهدهٔ تک‌تک نویسندگان خواهد بود.

بررسی مقاله‌ها

مقاله‌های دریافت شده نخست توسط دبیرخانه نشریه مورد بررسی قرار می‌گیرد و پس از طرح در جلسه هیأت تحریریه، در صورتی که با ختم‌شی نشریه تطابق داشته باشد به منظور ارزیابی برای سه نفر از داوران صاحب‌نظر ارسال خواهد شد. داوران از سوی اعضای هیأت تحریریه برای هر مقاله انتخاب می‌شود. مقاله‌ها ابتدا به ترتیب تاریخ دریافت و سپس به ترتیب دریافت نظرمثبت داوران منتشر می‌شود. پس از دریافت مقاله، تغییرات در ترتیب و مشخصات نویسندگان مقاله به هیچ وجه اعمال نخواهد شد. در صورت هرگونه تغییر مقاله باید با اطلاعات جدید نویسندگان مجدداً برای نشریه ارسال شود. اصل مقاله‌های ارسالی در آرشیو مجله نگهداری می‌شود و مسترد نخواهد شد. در صورت انصراف نویسندگان از چاپ مقاله در نشریه این امر حداکثر به مدت دو هفته پس از ارسال مقاله با نامه کتبی انصراف به نام سردبیر و به امضای کلیه نویسندگان قابل اجرا است.

The Role of Economic Complexity in the Ecological Footprint: A Review of the EKC Hypothesis for Iran

Ali Moridian¹

| alimoridian@ymail.com

Nasser Yarmohammadian²

Masoumeh Motalebi³

Afsaneh Shadmehr⁴

Received: 2021/04/27 | Accepted: 2021/07/10

Abstract The aim of this study is to test the validity of the Kuznets Environmental Curve (EKC) hypothesis for Iran. For this purpose, this study used the FourierARDL method and causality test with time change to analyze the short-term and long-term relationships between economic growth, economic complexity index, energy consumption, and ecological footprint. Findings from the Fourier ARDL approach confirm the existence of coherence between variables. In addition, the results of this study show that energy consumption and economic growth increase the ecological footprint in the short and long term. However, the short-term elasticity of economic growth is smaller than the long-term elasticity, meaning that the EKC hypothesis is not valid for Iran. This finding is confirmed by causality test with time change. The overall results show that economic complexity has a diminishing effect on the ecological footprint and economic growth is not effective in solving environmental problems in Iran. Therefore, the Iranian government should encourage an environmentally friendly production process and cleaner technologies in exports to reduce environmental pollution.

Keywords: Economic Complexity, Fourier ARDL, Casualty Test with Time Change, Ecological Footprint, Environment.

JEL Classification: Q53, C32, O33.

1. M.A. in Urban and Regional Economics, Isfahan University of Arts, Isfahan, Iran (Correspondence Author).
2. Assistant Professor, Department of Urban Economics, Isfahan University of Arts, Isfahan, Iran.
3. Ph.D. of Public Sector Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran.
4. M.A. in Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.

Prediction of Crisis in Tehran Stock Exchange with Entropy and Analyzing the Identified Crises such as Covid-19

Mohammad Osoolian¹
Ali Koushki²

m_osoolian@sbu.ac.ir
a.koushki@ut.ac.ir

Received: 2021/11/23 | Accepted: 2021/09/12

Abstract Prediction is one of the most important premises in making investment decisions. Accordingly, investors are keen to be aware of market trends and price returns. For this purpose, several methods have been used in different fields; however, in the present study, the ability to predict the crisis by Cumulative Residual Entropy (CRE) and its generalized type, Fractional Cumulative Residual Entropy (FCRE), has been investigated. The data used in the research include the overall index, volume, trade value, and foreign exchange rate from October 2010 to July 2021. The results showed that both criteria could predict the crisis, but the FCRE is superior in crisis prediction. The identified periods of crisis are 2011-2012, 2014-2016, 2018-2019, and 2020. Each of the crises, including the recent Covid-19, was analyzed and investigated.

Keywords: Forecasting, Crisis, Cumulative Residual Entropy, Fractional Entropy, Covid-19.

JEL Classification: G17, G01, C02.

1. Assistant Professor Department of Finance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Correspondence Author).
2. M.A. Student of Finance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

Financial Transaction Tax in Tehran Stock Exchange (Composition Versus Liquidity Effect)

Parvaneh Motie¹

Ali Mazyaki²

Hossein Panahian³

Hassan Ghodrati⁴

| mazyaki@atu.ac.ir

| h.panahian@iaukashan.ac.ir

Received: 2021/06/08 | Accepted: 2021/09/09

Abstract Policymakers attempt to improve the market quality of stock exchanges by implementing various regulations. Even though the transaction tax has always affected exchanges, the consequences of such a policy on various aspects of market quality have often been understudied in Iran. Thus this paper, using high-frequency data of 422 companies in the period from June to November 2018, investigates the effect of reducing transaction tax in different quality measures of Tehran Stock Exchange. Considering the fact that reduction of transaction tax in September 2018 has not been applied to investment funds, the DID approach has been implemented. According to the results, the reduction of transaction tax in September 2018 has increased the volume of transactions and market efficiency, while market volatility has decreased in effect. This result, therefore, confirms the liquidity versus composition effect through which the reduction of transaction tax increases the market efficiency by an increment of liquidity.

Keywords: Financial Transaction Tax, Liquidity Effect, Composition Effect, Market Efficiency, Market Depth.

JEL Classification: G10, G14, G18, G23.

1. Ph. D. Student, Department of Accounting, Islamic Azad University, Kashan Branch, Kashan, Iran.

2. Assistant Professor of Economics Department, Allameh Tabataba'i University (ATU). (Corresponding Author).

3. Associate Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Kashan Branch, Kashan, Iran.

4. Assistant Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Kashan Branch, Kashan, Iran.

Technical and Economical Comparison of Supplying Energy from Combined Solar-Wind Power Plants in Lieu of Natural Gas Transmission Lines

Zeinolabedin Sadeghi¹

| z_sadeghi@uk.ac.ir

Hamidreza Horry²

| horryhr@uk.ac.ir

Seyedeh Sakineh Sadeghi Nasaj²

Received: 2021/09/17 | Accepted: 2021/07/10

Abstract Transmission of gas from extraction wells is a precondition for transferring this resource to consumers, which in turn requires a comprehensive system in production, transmission, and distribution. The transmission cost varies depending on the transmission distance, route difficulty, number of stations, and decrease or increase in pressure. Hence, concentrating on another energy resource with low investment requirements that could be delivered for consumption at the production area can lead to reduction in costs and time efficiency as well. The present study attempts to compare the combined solar wind power plants with the gas transmission, in terms of cost and revenue in Andica county, located in Khuzestan province, using simulation tools for renewable power plants. The findings suggest that combined power plants have significantly lower cost than gas transmission power lines in terms of investment requirements. The operation cost of gas transmission lines has a significantly higher price in relation to its ensuing revenue, since the operation costs of combined power plants are covered by annual revenue from the electricity supply. In general, it should be said that the high cost of capital for gas transmission, considering the annual income from its sale, refutes its economical profit, while the combined power plant, due to the lower cost of capital than gas transmission, produces more revenue than gas sales, so it is more economically justifiable than gas transmission.

Keywords: Combined Power Plants, Gas Transmission Lines, Costing, Renewable Energy, RETScreen Software.

JEL Classification: Q21, Q31, Q41.

1. Associate Professor, Department of Economic and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran (Correspondence Author).
2. Associate Professor, Department of Economic and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.
3. M.A. Student of Energy Economy, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.

Substitution of Factors in the Cost Function of the Chemical Industry

Mansour Asgari¹

| m.asgari@itsr.ir

Tayyebah Rahnemoon Piruj²

| t.rahnemoon@itsr.ir

SaedeH Hoshmandghahar³

| s.hooshmand@itsr.ir

Received: 2021/03/04 | Accepted: 2021/08/11

Abstract The chemical industry has one of the largest production value chains, and the products of these industries are widely used as intermediate goods in other industries. In this paper, as regards cost function, Allen's elasticities and own elasticities, price elasticities, Morishima elasticities, energy elasticity, and scales of economics have been estimated in seven selected activities of the chemical industry using statistics and information 2002(2)-2018(1). The results show that the average share of employment, wages, output, and energy of the chemical industry in the entire industrial sector are equal to 6.38, 8.41, 13.28, and 17.45% percentages, respectively (in the period under review). In manufacturing of fertilizers and nitrogen compounds, plastics and synthetic rubber in primary forms, man-made fibers, soap and detergents, cleaning and polishing preparations, perfumes, and also cosmetic preparations, changes in energy input prices affect production costs more in comparison with changes in the prices of other inputs. In all seven selected activities, capital stock demand is more sensitive to changes in its price than other input. In addition, the amount of cross-demand hedges are mostly small. In manufacturing of basic chemicals, fertilizers and nitrogen compounds, paints, varnishes, and similar coatings, printing ink, mastics, and man-made fibers, the price elasticity of natural gas is higher than other types of energy. In the manufacturing of other chemical products, soap and detergents, cleaning and polishing preparations, perfumes, and cosmetic preparations, and plastics and synthetic rubber in primary forms, the price elasticity of electricity is higher than other inputs. Furthermore, the selected activities in this study have increasing returns to scale, thus the larger units of which are preferable to the smaller units.

Keywords: Chemical Industry, Cost, Translog, Allen Elasticity, Morishima Elasticity.

JEL Classification: D11, D24, D33.

1. Assistant Professor of Economics, The Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. Ph.D. Student in Economics, Razi University and Researcher of the Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran.

3. Researcher of the Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran.

Optimal Pricing for Services of Iran's Internet Exchange Points: A Fuzzy Geometric Programming Approach

Akbar Ahmadi¹

| a.ahmadi@atu.ac.ir

Received: 2021/01/26 | Accepted: 2021/08/01

Abstract The optimal pricing of goods and services is one of the most challenging issues in economics. Scarcity of resources which causes a good or a service priced more expensive, on the one hand, and its costs of production on the other, motivate researchers to find optimum price. This paper investigates an optimal pricing scheme for Iran's IXP's services including 1Ge ports, 10GE, and 100GE ports through a Fuzzy Geometric Programming model. "Internet exchange points" (IXPs) are infrastructures through which Autonomous Systems (AS) such as Internet Service Providers (ISPs), Content Delivery Networks (CDNs), Content Providers (CPs), and other internet networks, peer with each other to exchange internet traffic more efficiently. These points provide their members with a wide variety of services. How should these services be priced so that the maximum number of potential members can be connected to IXP and also the profit of IXP is maximized? The FGP model answers these questions. According to the results of this paper, the demand for the services of IXPs is a function of the price of ports and the number of services provided in each IXP. This demand function is normal; i.e., the quantity demanded has a negative relationship with the port price and a positive relationship with the number of services. The demand function for 1GE ports is price inelastic, while the elasticities of the price for 10GE and 100GE is greater than 1. Also, it has been shown that the optimal price of the Iranian IXP services based on the FGP model proposes a higher price of 10.3% compared to its current price, and a lower price for 10GE and 100GE ports of 1.75% and 14.5% respectively compared to the current price. The sensitivity analysis shows that the changes of price elasticity up to 90%, have no impact on the profit of IXP, but it has a small effect on the optimum price.

Keywords: Internet Pricing, Internet Exchange Points, Demand for IXP, Mathematical Optimization, Fuzzy Geometric Programming.

JEL Classification: C02, D42, D22, D24.

1. Faculty Member of Economics, Researches Institute, Allameh Tabataba'ei University, Tehran, Iran.

S. Ebrahimi, Ph.D.
M. Fadaee, Ph.D.
A. Jalali-Naini, Ph.D.
N. Kheibani, Ph.D.
A. Motevasseli, Ph.D.
Sh. Seighalani

Abstracts Translator:
Ali Rostamiaan

Editor:
Seyed Hossein Chabok

Designer:
Saeed Zeraati

Table of Contents

- **Optimal Pricing for Services of Iran's Internet Exchange Points: A Fuzzy Geometric Programming Approach** | 3
Akbar Ahmadi
- **Substitution of Factors in the Cost Function of the Chemical Industry** | 43
Mansour Asgari, Tayyebah Rahnenoon Piruj and Saedeh Hoshmand
- **Technical and Economical Comparison of Supplying Energy from Combined Solar-Wind Power Plants in Lieu of Natural Gas Transmission Lines** | 77
Zeinolabedin Sadeghi, Hamidreza Horry and Seyedeh Sakineh Sadeghi Nasaj
- **Financial Transaction Tax in Tehran Stock Exchange (Composition Versus Liquidity Effect)** | 111
Parvaneh Motie, Ali Mazyaki, Hossein Panahiyan and Hassan Ghodrati
- **Prediction of Crisis in Tehran Stock Exchange with Entropy and Analyzing the Identified Crises such as Covid-19** | 133
Mohammad Osoolian and Ali Koushki
- **The Role of Economic Complexity in the Ecological Footprint: A Review of the EKC Hypothesis for Iran** | 153
Ali Moridian, Nasser Yarmohammadian, Masoumeh Motalebi and Afsaneh Shadmehr

Copyright © Institute for Management and Planning Studies
Affiliated to Presidency of The Islamic Republic of Iran

Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk

Associate Professor, Department of Economics,
Finance and Global Business, William Paterson
University (NewJersey)

Jafar Ebadi

Associate Professor, Faculty of Economics,
University of Tehran (Iran)

Gholamali Farjadi

Emeritus, Professor, Department of Economics,
Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Reza Jalali-Naini

Professor, Department of Economics, Institute for
Management and Planning Studies (Iran)

Naser Khiabani

Associate Professor, Faculty of Economics,
Allameh Tabataba'i University (Iran)

Amir Houshang Mehryar

Emeritus, Institute for Management and Planning
Studies (Iran)

Ahmad Mojtahed

Professor, Faculty of Economics Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Masoud Nili

Associate Professor, Faculty of Management and
Economics, Sharif University of Technology (Iran)

Abbas Shakeri

Professor, Faculty of Economics, Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Jafar Sadjadi

Professor, Faculty of Industrial Engineering (SIE),
Iran University of Science & Technology (Iran)



Institute for Management and
Planning Studies

Managing Director:

Mohammad Nahavandian, Ph.D.

Editor-in-Chief:

Ahmad Reza Jalali-Naini, Ph.D.

Deputy Editor:

Mehdi Fadaee, Ph.D.

Executive Director:

Mitra Oliyaee

Institute for Management
and Planning Studies
Website

<http://www.imps.ac.ir>

Journal Website:

<http://www.jpbud.ir>

Email: info@jpbud.ir

ISSN: 2251-9092

eISSN: 2251-9106

Sixth Floor, No. 5, Mokhtar Asgari St., Jamal-Abad St., Bahonar Sq.
(Niavaran), Tehran, Iran
Postal Code: 1978911114 Tele: (+98-21) 26116904, Fax: (+98-21) 26116972

Based on the letter issued by Iranian Ministry of Science, Research and
Technology (ref. number 159109, dated Nov. 8, 2011), Journal of Budgeting
and Planning is graded as a Scholarly-Scientific journal as of its issue number 112;
thereupon, publishing articles would be influential in promoting the scientific degree
of the faculty members of the universities and educational and research institutes.

The opinions expressed by authors in this Journal should not necessarily be
considered as reflecting the views of the Journal of Planning & Budgeting