دوفصلنامه

# تحلیل های اقتصادی توسعه ایران

سال هشتم، شماره ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱

به نام خدا

دوفصلنامه **تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران**

سال هشتم، شماره ۲ ، پاییز و زمستان ۱۴۰۱

**صاحب امتیاز و ناشر**: دانشگاه الزهرا

**مدیر مسئول:** فاطمه بزازان

**سردبیر:** مهدی پدرام

**ویراستار فنی:** زهرا عزیزی

**ویراستار انگلیسی:** جلال دهنوی

**ویراستار ادبی:** محمدحسن مصطفوی

**صفحه‌آرایی:** مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

**کارشناس اجرایی**: اعظم امیری‌خواه

**اعضای هیأت تحریریه:**

**حسین اصغرپور قورچی**. استاددانشگاه تبریز

**مهدی پدرام**. استاد دانشگاه الزهرا

**محمدحسین پورکاظمی**.دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

**یدالله دادگر**. استاد دانشگاه شهید بهشتی

**حسین راغفر**. استاد دانشگاه الزهرا

**زهرامیلا علمی**. استاد دانشگاه مازندران

**محمدرضا فرزانگان**. استاد دانشگاه ماربورگ آلمان

**علی فریدزاد**. دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی

**میرحسین موسوی**. دانشیار دانشگاه الزهرا

**محمد قلی یوسفی**. استاد دانشگاه علامه طباطبائی

**نشانی**: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دفتر نشریات

**کدپستی:** ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳، **تلفن:** ۸۸۲۱۲۵۷۸

**تارنما**: https://ieda.alzahra.ac.ir/

**رایانامه**: ieda@alzahra.ac.ir

نشریه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۳۲۶۱۵۱ مورخ ۱۴۰۰/۱۲/۰۷از وزارت علوم ، تحقیقات و فناوری دارای مجوز چاپ با عنوان جدید تحلیل های اقتصادی توسعه ایران است.

# محورهای نشریه

**محور اصلی مجله :**

- **توسعه اقتصادی است**

**محورهای فرعی و موضوعات مرتبط:**

- **اقتصاد خرد توسعه**
- **اقتصاد کلان توسعه**
- **توسعه پایدار**
- **توسعه منطقه ای**
- **استراتژی های توسعه اقتصادی**
- **نظریه های رشد و توسعه اقتصادی و کاربردهای آن ها در کشورهای در حال توسعه**

# راهنمای نگارش مقاله

۱. مقاله به زبان فارسی و در نرم افزار مایکروسافت ورد ۲۰۰۷ به بالا و حداکثر در ۲۰ صفحه تدوین شود.

۲. حروفچینی مقاله حاشیه‌ها از بالا ۵/۵، پایین ۵/۵، چپ ۴/۴ و راست ۴/۴ سانتیمتر، فونت فارسی متن B Nazanin 11 و فونت انگلیسی Times New Roman 10 و با فاصله single بین خط‌ها و اندازه صفحه A4 انجام شود.

۳. متن اصلی مقاله به‌صورت تک ستونی با قلم (فونت) B Nazanin و در اندازه ۱۱pt و با قلم انگلیسی Times New Roman در اندازه ۱۱pt تنظیم شود.

۴. عنوان مقاله، وسط چین با قلم B Trafic ضخیم با اندازه ۱۱pt و اسامی نویسندگان مقاله با قلم B Nazanin ضخیم با اندازه ۱۱pt تهیه شود.

۵. چکیده فارسی مقاله حداکثر در ۲۰۰ کلمه و با قلم B Nazanin و اندازه ۱۰pt و چکیده انگلیسی با قلم Times New Roman در اندازه ۱۱pt تنظیم شود.

۶. عناوین مقاله بجز چکیده باید به‌ترتیب شماره‌گذاری شوند؛ به نحوی که عناوین اصلی و عناوین فرعی زیر هر عنوان مشخص شود و شماره‌گذاری با عدد، خط‌تیره و نقطه انجام گیرد.

عنوان همهٔ بخش‌ها با قلم (۱۱BYagut) پررنگ و عنوان زیربخش‌ها با قلم ۱۱BYagut پررنگ تایپ شود. عنوان هر بخش با یک خط خالی فاصله از انتهای متن بخش قبلی تایپ شود. خط اول همهٔ پاراگراف‌ها باید دارای تورفتگی به اندازهٔ ۰/۷ cm باشد.

۷. تمام صفحات مقاله باید دارای شماره صفحه به زبان فارسی باشد.

۸. تمام جداول، نمودارها و عکس‌ها دارای **عنوان**، **شماره** و **منبع** بوده و در متن مقاله به شماره آنها در محل مورد استفاده اشاره شود. از ارسال جداول و نمودارها به‌صورت تصویر خودداری نمایید. همهٔ اعداد در جدول‌ها باید به صورت فارسی و وسط چین تایپ شوند.

عنوان نمودارها، عکس‌ها و جداول با قلم (فونت) B Nazanin و با اندازه ۱۱pt به صورت وسط چین در بالای جدول و به ترتیب از ۱ شماره‌گذاری شود.

۹. اطلاعات جداول فارسی، به صورت وسط چین با قلم (فونت)B Nazanin و با اندازه ۸ptتنظیم شود.

۱۰. اطلاعات جداول انگلیسی، به صورت وسط چین با قلم (فونت) (Times New Roman 8 pt.) تنظیم شود.

**جدول۱:** آزمون

| آزمون | نتیجه |
|---|---|
| اول | ۵۵۲۱/۵۰ |

❖ مأخذ: محاسبات پژوهش

**شکل۱:** نمونه شکل

❖

❖ مأخذ: (فونت ۱۰ BNazanin)

**نحوه نگارش و چیدمان مطالب**

مقاله ارسالی شما باید دارای موارد زیر باشد:

۱. صفحه اول: شناسه مقاله

شناسه مقاله باید شامل عنوان مقاله به فارسی و انگلیسی، نام و نام خانوادگی نویسنده (نویسندگان)، نشانی کامل نویسنده مسئول مکاتبات به فارسی (شامل نشانی پستی، شماره تلفن ثابت، همراه، دورنگار و نشانی الکترونیکی)

۲. صفحه دوم:

صفحه دوم مقاله باید شامل موارد زیر باشد:

–عنوان مقاله به فارسی، نام و نام خانوادگی نویسندگان و تعیین نویسنده مسئول در پانویس.

- چکیده: شامل حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۰۰ کلمه که در عین اختصار حاوی هدف، روش کار و نتایج اصلی باشد.

- کلید واژه: حداقل ۳ و حداکثر ۵ کلمه که با کاما (،) از هم جدا شده باشد.

– طبقه‌بندی JEL (Times New Roman ۱۱ ایتالیک) که از وب‌سایت اینترنتی زیر قابل استخراج است:

http://www. aeaweb. org/jel/jel_class_system. php

۳. صفحات دیگر مقاله باید به‌طور دقیق شامل عناوین «مقدمه»، «مبانی نظری»، «پیشینه پژوهش»، «مدل و روش برآورد آن»، «داده‌ها و نتایج تجربی»، «نتیجه‌گیری» و «منابع» باشد.

۴. صفحه پایانی مقاله نیز باید در برگیرنده چکیده انگلیسی مقاله و ترجمه انگلیسی کلید واژه‌ها باشد.

۵. سپاسگزاری:**از اشخاص حقیقی و حقوقی که در راهنمایی یا نگارش مقاله مساعدت نموده‌اند یا در تأمین بودجه و امکانات نقش مؤثری داشته‌اند، سپاسگزاری شود.(حداکثر در چهار سطر)**

**نحوه ارجاع‌دهی :**ضروری است، ارجاع‌دهی هم در داخل متن مقاله و هم در قسمت منابع به شیوه APA انجام پذیرد.

در این خصوص به مهم‌ترین نکاتی که لازم است تا نویسنده در این دو بخش به آن توجه داشته باشد، اشاره نموده و با ارائه مثال‌هایی موضوع را روشن‌تر می‌نماییم.

ارجاع‌های فارسی در متن مقاله باید داخل پرانتز قرار گیرد و به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) باشد. ارجاع‌های انگلیسی نیز باید به فارسی در متن آورده شود و معادل انگلیسی آن پی‌نوشت شود. توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و معادل‌های انگلیسی نیز در پی‌نوشت درج شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

همه‌ی موارد فارسی پاورقی به صورت راست‌چین با قلم BNazanin و اندازۀ ۱۰ pt. و پاورقی‌های لاتین به صورت چپ‌چین با قلم Times New Roman اندازۀ ۱۰ pt. نوشته شوند.

**۱. در داخل متن**

برای منابعی که یک یا چند نویسنده دارد: (نام خانوادگی نویسنده/نویسندگان، سال: صفحه)

- برای منابعی که از نوشته دیگران نقل قول شده است: (نقل از. . . . . ، سال، صفحه)
- برای منابع اینترنتی (نام خانوادگی نویسنده یا نام فایلHTML ، تاریخ یا تاریخ دسترسی به‌صورت روز، ماه، سال)
- در نقل قول مستقیم باید شماره صفحه داده شود و متنی که رونویسی شده "داخل گیومه" قرار گیرد.
- در نقل قول‌های غیرمستقیم گذاشتن گیومه الزامی نیست.

**۱- ۱. ارائه چند مثال**

- محمدی، (۱۳۸۷)

-محمدی و احمدی، (۱۳۸۷)

-تا سه نویسنده: محمدی، احمدی و محمودی، (۱۳۸۷)

-بیش از سه نویسنده: محمدی، احمدی، محمودی و همکاران، (۱۳۸۷)

- نقل قول دست سوم: پیاژه (۱۹۷۳، به نقل از منصور، ۱۳۷۶)

**۲. در فهرست منابع**

منابع فارسی را با قلم BNazanin و اندازۀ .pt ۱۲ تایپ و مراجع انگلیسی را با قلم Times New Roman 11 pt. نازک تایپ نمایید.

- در فهرست منابع، ابتدا منابع فارسی به‌ترتیب حروف الفبای فارسی، سپس، منابع انگلیسی به‌ترتیب حروف الفبای انگلیسی مرتب شوند.
- کتاب: نام خانوادگی، نام نویسنده/نویسندگان. (سال انتشار). عنوان کتاب. محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.
- کتابی که به جای مؤلف با عنوان سازمان‌ها یا نهادها منتشر شده است: نام سازمان یا نهاد. (سال انتشار). عنوان کتاب. محل نشر: مؤلف. نوبت ویرایش یا چاپ.

منابع مقالات به دو زبان انگلیسی و فارسی در پایان مقاله نوشته شود

*فصلی از یک کتاب یا مقاله‌ای از یک مجموعه مقاله که به‌وسیله افراد مختلف نوشته شده اما مؤسسه یا افراد معینی آن را گردآوری و به چاپ رسانده‌اند:*

نام نویسنده/نویسندگان. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام گردآورنده، نام مجموعه مقالات، (شماره صفحه‌هایی که فصل کتاب یا مقاله در آن درج شده). محل نشر: ناشر.

- کتاب که مؤلف خاصی ندارد: عنوان کتاب. (سال انتشار). محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.
- کتاب ترجمه‌شده: نام خانوادگی، نام نویسنده/نویسندگان. (سال ترجمه). عنوان کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم/ مترجمان. محل نشر: ناشر.
- پایان‌نامه: نام نگارنده پایان‌نامه. (سال). عنوان پایان‌نامه. ذکر پایان‌نامه بودن منبع. دانشگاه.

- مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده/ نویسندگان. (سال). عنوان مقاله. نام نشریه. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌هایی که مقاله در آن درج شده است.
- مقاله‌های چاپ‌شده در روزنامه‌ها: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال، روز ماه). عنوان مقاله. نام روزنامه، شماره صفحه.
- مقاله ترجمه‌شده: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال). عنوان مقاله. نام خانوادگی مترجم با ذکر عنوان مترجم. نام نشریه‌ای که مقاله ترجمه‌شده در آن درج شده. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌ها.

### ۲-۱. ارائه چند مثال

#### ۲-۱-۱. کتاب با یک نویسنده

-کریمی، یوسف. (۱۳۷۵). روان‌شناسی اجتماعی: نظریه‌ها، مفاهیم و کاربردها. تهران: نشر ارسباران.

-کریمی، یوسف. (۱۳۸۲). روان‌شناسی اجتماعی: نظریه‌ها، مفاهیم و کاربردها (چاپ یازدهم). تهران: نشر ارسباران.

-وین رایت، ویلیام (بی تا). عقل و دل. ترجمه محمدهادی شهاب (۱۳۸۶). قم: انتشارات پژوهشگاه علوم و معارف اسلامی.

#### ۲-۱-۲. کتاب با دو نویسنده

- مارشال، کاترین و راسمن، گرچن ب. (۱۹۹۵). روش تحقیق کیفی. ترجمه علی پارسائیان و سید محمد اعرابی (۱۳۷۷). تهران: انتشارات دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

- مارشال، ک. و راسمن، گ. ب. (۱۹۹۵). روش تحقیق کیفی. ترجمه علی پارسائیان و سید محمد اعرابی (۱۳۷۷). تهران: انتشارات دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

#### ۲-۱-۳. کتاب با سه نویسنده

– سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه. (۱۳۷۶). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: انتشارات آگاه.

- در متون فارسی کمتر منبعی را می‌توان پیدا کرد که بیش از سه نویسنده داشته باشد، ولی در متون انگلیسی **منابع** با بیش از سه نویسنده به‌طور مکرر مشاهده می‌شود. صاحب‌نظران معتقدند که برای منابع با بیش از سه نویسنده پس از نام نویسنده سوم "و همکاران" نوشته شود.

**۲-۱-۴. مقاله: مجله**

- اسدالهی، قربانعلی؛ یعقوبی، محمد و سلیمانی، بهرام. (۱۳۷۲). بررسی میزان مردودی و قبولی با رتبه تولد در دانش‌آموزش مقطع ابتدایی شهر اصفهان در سال تحصیلی ۶۷-۱۳۶۶. پژوهش‌های روانشناختی، دوره۲، شماره ۱و ۲، صص ۲۶-۳۲.

**۲-۱-۵. مقاله: مجموعه مقالات همایش‌ها**

- خامسان، احمد. (۱۳۸۶). چالش‌های ایجاد برنامه‌های دکتری برخط. مجموعه مقالات همایش تأملی بر دوره‌های دکتری ایران (صص ۲۴-۳۵). مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، تهران، اردیبهشت ۱۳۸۶، دانشگاه پیام نور.

**۲-۱-۶. مقاله: کتاب‌های ویرایش‌شده**

- کتاب ویرایش‌شده کتابی است که هر فصل آن توسط یک یا چند نویسنده نگارش شده، ولی مسئولیت کل کتاب به عهده ویراستار(ان) است که مسئولیت تنظیم مطالب را بر عهده دارند.

-گیبس، گراهام. (۲۰۰۳). ده سال بهبود یادگیری دانش‌آموز. کریس راست (ویراستار): بهبود یادگیری دانش‌آموز، (صص۹ - ۲۶). بریتانیا: انتشارات دانشگاه آکسفورد.

**۲-۱-۷. مقاله: برخط (آنلاین/ اینترنتی)**

- دیلمقانی، میترا. (بی تا). دانشگاه‌های مجازی: چالش‌ها و ضرورت‌ها. مقاله ارائه‌شده به کنفرانس آموزش الکترونیکی ایران. بازیابی‌شده در ۱۲ اردیبهشت ۱۳۸۵.

**۲-۱-۸. استناد به اینترنت**

در استناد به منابع اینترنتی، در انتها، تاریخ دسترسی به منبع نیز قید شود.

Laporte RE, Marler E, AKazawa S, Sauer F. (1995). The death of biomedical journal. BMJ.; 310: 1387 -90. Available from:

http:// www. bmj. com/bmj/archive. Accessed September 26, 1996.

**۲-۱-۹. منابع چاپ نشده: پایان‌نامه‌ها و گزارش‌های پژوهشی**

- خامسان، احمد. (۱۳۷۴). بررسی مقایسه‌ای ادراک خود در زمینه تحول و سلامت روانی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه تهران، چاپ نشده.

- خامسان، احمد؛ آیتی، محسن و تفضلی، عباس. (۱۳۸۰). بررسی مشکلات و نحوه گذراندن اوقات فراغت دانشجویان دانشگاه بیرجند. گزارش طرح پژوهشی مصوب دانشگاه بیرجند.

**۲-۱-۱۰. منبع‌نویسی وقتی نویسنده شخص نیست**

- معاونت مطالعات و تحقیقات سازمان ملی جوانان. (۱۳۸۷). جوانان، روابط خانوادگی و نسلی. تهران: انتشارات سازمان ملی جوانان.

**۲-۱-۱۱. منبع‌نویسی از یک نویسنده با بیش از یک اثر در یک‌سال**

-کریمی، یوسف. (۱۳۸۷ الف). روان‌شناسی اجتماعی. تهران: رشد.

- کریمی، یوسف. (۱۳۸۷ ب). روان‌شناسی شخصیت. تهران: آگاه.

# فهرست مطالب


| عنوان | نویسنده | صفحه |
|---|---|---|
| **اثر نابرابری در توزیع درآمد بر ساختار مالیاتی در ایران** | زهرا افشاری<br>پونه بخشی‌پور | ۱-۱۸ |
| **بررسی جایگاه گردشگری دریایی و توسعه منطقه‌ای استان خوزستان در مقایسه موردی با استان‌های ساحلی جنوب کشور با روش تاپسیس** | یعقوب اندایش<br>سید مرتضی افقه<br>قاسم عباس‌نژاد | ۱۹-۴۴ |
| **بررسی مقایسه‌ای کارآمدی استراتژی‌های معاملاتی کانسلیم و ایچیموکو در بورس تهران (گروه‌های نفتی و شیمیایی)** | مهدی پدرام<br>معصومه ترکمان‌احمدی<br>شادی لطفی | ۴۵-۶۶ |
| **اثر شدت مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی** | ثریا خدادادی<br>مصیب پهلوانی<br>رمضان حسین‌زاده | ۸۶-۶۷ |
| **مطالعه نظری و تجربی سند آمایش استان تهران** | عارفه عبداله‌زاده<br>اسماعیل صفرزاده | ۱۱۰-۸۷ |
| **تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران** | علی تامرادی<br>ابراهیم عباسی<br>رضا رستمی‌نیا<br>زینب رضائی | ۱۳۲-۱۱۱ |
| **نقش دولت در تغییرات نرخ باروری در ایران از منظر متغیرهای اقتصادی** | سیمین عزیزمحمدی<br>زهرا حمیدی دورباش | ۱۵۲-۱۳۳ |
| **اثر پیچیدگی اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه** | زهرا عزیزی<br>فاطمه دارایی | ۱۷۲-۱۵۳ |
| **خمین نرخ بیکاری «نایرو» در قالب مدل تغییرات زمانی در اقتصاد ایران** | شعله باقری‌پرمهر<br>ملیکا کافیان خیابانی | ۱۸۶-۱۷۳ |
| **سنجش اثرات اجتماعی- اقتصادی، ایجاد یک فعالیت جدید در ساختار اقتصاد منطقه؛ مطالعه موردی استان گیلان** | زهرا مشفق<br>افسانه شرکت<br>علی اصغر بانوئی | ۲۰۸-۱۸۷ |
| **بررسی عکس‌العمل مالی دولت نسبت به شوک قیمتی نفت** | میرحسین موسوی<br>سمیه گرشاسبی | ۲۳۰-۲۰۹ |
| **تأثیر نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار** | عذرا بخشی جوزم<br>زهرا نصراللهی | ۲۵۶-۲۳۱ |

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۸-۱

مقاله پژوهشی

# اثر نابرابری در توزیع درآمد بر ساختار مالیاتی در ایران[۱]

زهرا افشاری[۲] و پونه بخشی‌پور[۳]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۷ تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۴

## چکیده

*در این مقاله، به بررسی اثر توزیع نابرابری درآمد (اندازه‌گیری شده توسط ضریب جینی و سهم ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین) بر ساختار مالیاتی (نسبت‌های مالیات مستقیم و غیرمستقیم به GDP) در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۵۷ با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته شده، و برای بهبود نتایج، دو متغیر کنترل باز بودن تجاری و شهرنشینی به مدل اضافه شده است. نتایج حاصل نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نابرابری با هر دو معیار اندازه‌گیری توزیع نابرابری درآمد، نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP را افزایش داده، ولی نابرابری بر نسبت مالیات مستقیم به GDP، اثر منفی داشته و درنتیجه، نابرابری در توزیع درآمد، ساختار مالیات را از سمت مالیات مستقیم به سمت مالیات غیرمستقیم سوق داده است. درجه بازبودن تجاری فقط در مدلی که نابرابری با معیار سهم دهک بالایی به دهک پایین اندازه گیری شود، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات مستقیم به GDP داشته، ولی اثر آن بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP منفی است. به‌علاوه شهرنشینی در بلندمدت، تنها بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP، اثر مثبت و معنادار دارد.*

**واژگان کلیدی**: نابرابری درآمد، ساختار مالیات، ایران.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *C22, H2, E25*

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.42496.1342
۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (z.afshari@alzahra.ac.ir).
۳. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (bakhshipourp@yahoo.com).

نابرابری در توزیع درآمد و ثروت به‌عنوان یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه شناخته شده است. این سناریو توجه را به سیاست‌هایی که می‌توانند روند فعلی را معکوس یا حداقل کاهش دهند، معطوف کرده (استیگلیتز[1]، ۲۰۱۷؛ اتکینسون و استیگلیتز[2]، ۱۹۷۶؛ پیکتی[3]، ۲۰۱۴؛ گورنیک و جانتی[4]، ۲۰۱۴)، و از جمله سیاست‌های اقتصادی مرتبط با هدف توزیع بهتر درآمد، سیاست مالی است (پوتربا[5]، ۲۰۰۷). سیستم‌های مالیات نه تنها، ابزاری برای توزیع بهتر درآمد است، بلکه سیاست مالی، اهداف دیگری بجز کاهش نابرابری دارد. سیاست مالی علاوه بر کارکرد اصلی خود یعنی تأمین درآمد برای دولت، باید به رشد اقتصادی بلندمدت، انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی کمک کند و ابزاری برای کاهش بی ثباتی کلان در مقابله با شوک‌های اقتصاد کلان می‌باشد.

مطالعات تجربی و نظری متعدد نشان می‌دهند که نابرابری می‌تواند به توزیع مجدد و مالیات‌های بالاتر منجر گردد. افزایش نابرابری می‌تواند حمایت از سیاست‌های باز توزیعی را با لابی کردن ثروتمندان، تضعیف کند و مانع از افزایش مالیات‌ها شود (عاصم اوغلو و رابینسون[6]، ۲۰۰۸). نابرابری می‌تواند توانایی دولت در اصلاحات مالیاتی را کاهش داده و بخصوص مانع از گسترش پایه مالیاتی شود (آزینمان و جینجارک[7]، ۲۰۱۲). افزایش نابرابری در توزیع درآمد، می‌تواند باعث افزایش فرار مالیاتی شود، زیرا نابرابری بار مالیاتی بیشتری بر دوش ثروتمندان یا بخش‌های بزرگ طبقه متوسط گذاشته و باعث کاهش سهم درآمد دهک‌های بالاتر می‌شود (روین و همکاران[8]، ۲۰۰۹؛ پیکتی و همکاران[9]، ۲۰۱۴).

در مطالعات آکادمیک، بحث در مورد مزایا و معایب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، به یک بحث طولانی سیاسی و اقتصادی تبدیل شده است. انتخاب مالیات‌های مستقیم در مقابل غیرمستقیم برای طراحی بهینه ساختارهای مالیاتی، اساسی است؛ زیرا انواع مختلف مالیات، به طور متفاوتی بر اهداف کارآیی و برابری تأثیر می‌گذارد. مشارکت‌های اولیه دال بر برتری مالیات‌های مستقیم بر غیرمستقیم است. (هیکس[10]، ۱۹۳۹؛ رمزی[11]، ۱۹۲۷؛ دایموند و میرلیز[12]، ۱۹۷۱). به‌علاوه، دولت‌ها از مالیات برای تعدیل نابرابری استفاده می‌کنند. اگرچه نابرابری به‌نوبهٔ خود، می‌تواند بر سیاست‌های مالیاتی اثرگذار باشد، تأثیر نابرابری بر سیاست‌های مالیاتی مبهم است، درحالی‌که نابرابری می‌تواند تقاضا برای

1. Stiglitz
2. Atkinson & Stiglitz
3. Piketty
4. Gornick & Jäntti
5. Poterba
6. Acemoglu & Robinson
7. Aizenman & Jinjarak
8. Roine *et al.*
9. Piketty *et al.*
10. Hicks
11. Ramsey
12. Diamond & Mirrlees

توزیع مجدد درآمد را افزایش دهد و باعث افزایش مالیات‌ها شود، و برعکسِ این قضیه نیز ممکن است (ایسلام و همکاران[1]، ۲۰۱۸).

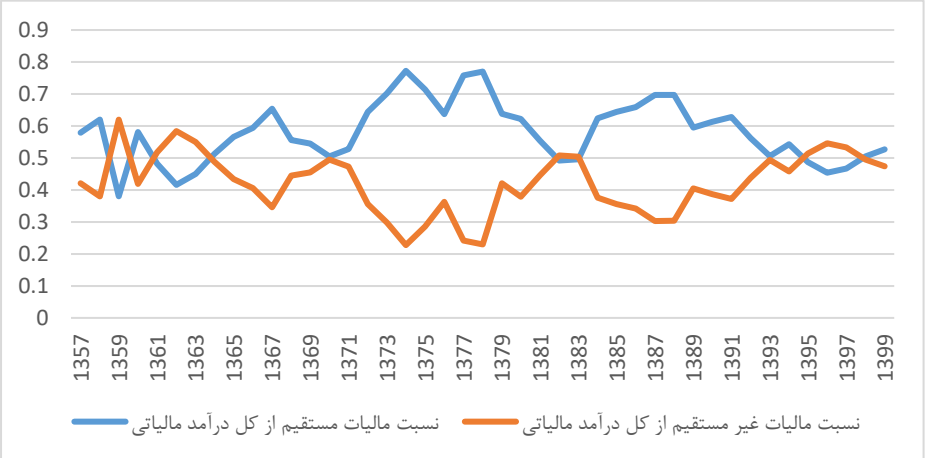
آرگرانو و پالفری[2](۲۰۱۵)، گروندلر و کولنر[3] (۲۰۱۷) و آیزنمان و جینجاراک (۲۰۱۲) در مطالعات خود، رابطه مثبت بین نابرابری توزیع درآمد با مالیات‌های تصاعدی را نشان می‌دهند.

کاراکوتسیوس و همکاران[4](۲۰۲۰) در انجام مطالعه‌ای، نتیجه می‌گیرند که سطوح بالای نابرابری درآمد، با افزایش درآمدهای مالیاتی همراه بوده، و بنابراین در ادبیات مورد مطالعه، اثر توزیع نابرابر درآمد بر ساختار مالیاتی، مبهم است.

ضریب جینی - یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری در نابرابری در توزیع درآمد - در ایران، از ۰/۴۳ در سال ۱۳۵۷ به ۰/۴۰ در سال ۱۳۹۹ تغییر یافته و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین نیز از ۱۹/۶ در سال ۱۳۵۷ به ۱۳/۹۶ در سال ۱۳۹۹ تغییر یافته، و هر دو این شاخص‌ها، نمایانگر نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران است.

با توجه به نمودار ۱، در بیشتر سال‌های مورد بررسی، سهم مالیات‌های مستقیم از کل درآمد مالیاتی بیش از مالیات غیر مستقیم بوده است..سهم مالیات مستقیم از ۵۸ ٪در سال ۱۳۵۷ به ۵۲٪ در سال ۱۳۹۹ کاهش یافته است.

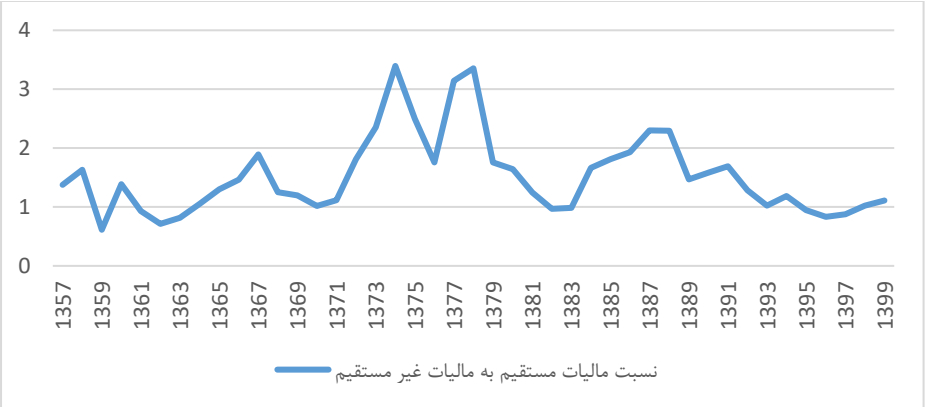
**نمودار ۱.** سهم مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی




منبع: یافته‌های پژوهش بر مبنای اطلاعات سازمان امور مالیاتی

**نمودار ۲.** نسبت مالیات‌های مستقیم به غیرمستقیم

1. Islam *et al.*
2. Agranov & Palfrey
3. Gründler & Köllner
4. Karakotsios *et al.*




منبع: یافته‌های پژوهش بر مبنای اطلاعات سازمان امور مالیاتی

نمودار ۲، روند نوسانی نسبت مالیات مستقیم به غیرمستقیم را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه ساختار مالیات، نقش مهمی در کارآیی و رشد اقتصادی، ثبات کلان اقتصادی (از طریق تثبیت‌کننده‌های داخلی) و توزیع مجدد درآمد دارد، بررسی عوامل تعیین کننده آن، از اهمیت بسیار برخوردار است.

با توجه به اینکه در مباحث نظری، به نقش نابرابری بر ساختار مالیات تأکید شده است ولی مطالعات اندکی به این مهم پرداخته اند و در ایران هرنیز چند که مطالعات زیادی در مورد اثر درآمد مالیاتی بر توزیع درآمد و عوامل تعیین کننده پایه مالیات انجام شده ولی در مورد اثر نابرابری بر توزیع درآمد بر ساختار مالیات، پژوهشی انجام نشده است و از این رو در این مقاله، به مطالعه اثر توزیع نابرابری در توزیع درآمد بر ساختار مالیاتی در ایران پرداخته می‌شود که جنبه نوآوری پژوهش حاضر می‌باشد.

در ادامه، در بخش دوم و سوم مقاله، به مطالعه چهارچوب نظری و پیشینه مطالعات تجربی رابطه بین توزیع درآمد و مالیات می‌پردازیم. داده‌ها، روش، آزمون‌ها و تفسیر نتایج، در بخش چهارم مورد بحث قرار می‌گیرند. بخش پنجم، به دلالت‌های سیاستی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## مبانی نظری

کوزنتس[1] (۱۹۵۵)، نشان داد که چگونه توزیع درآمد شخصی تحت تأثیر فرایند رشد اقتصادی در بلندمدت قرار می‌گیرد. این مطالعه نشان داد که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی، نابرابری را افزایش می‌دهد و سپس، در مراحل پیشرفته‌تر، برابری بیشتری در توزیع درآمد ایجاد می‌کند. رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد، شکل یک منحنی U معکوس را دارد. افزایش درآمد از یک سو، می‌تواند به طور بالقوه درآمد مالیاتی را افزایش دهد. و از طرف دیگر، این امکان وجود دارد که از سطح معینی از نابرابری درآمد، جنبه‌های منفی آن بر اثرات مثبت رشد اقتصادی غلبه کند، یعنی اقتصاد وارد

1. Kuznets

قسمت نزولی منحنی شود و نابرابری درآمدی نرخ رشد اقتصادی را کاهش دهد. با این حال، اگر نابرابری درآمد به سطحی برسد که در آن، برای بخش قابل‌توجهی از جمعیت، دستیابی به سطوح کافی از سلامت و انباشت دانش از طریق آموزش دشوار باشد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (سیناگانو، ۲۰۱۴).

از طرف دیگر، گروهی که از تمرکز سرمایه منتفع می‌شوند، بر تصمیم‌گیری‌های سیاسی اثر می‌گذارند تا منافع حاصل از رشد را از آن خود کنند (نورث[1]، ۱۹۹۰؛ عاصم اوغلو و رابینسون[2]، ۲۰۱۲؛ استیگلیتز، ۲۰۱۷). افزایش نابرابری می‌تواند باعث شود تا افراد ثروتمند علیه سیاست‌های باز توزیع درآمد لابی کنند و مانع از آن شوند (بنابو[3] ، ۲۰۰۰؛ عاصم اغلو و رابینسون ، ۲۰۰۸) که در این صورت، می‌توانند مانع افزایش مالیات‌ها شوند. گسترش مخالفت با سیاست‌های باز توزیع، می‌تواند باعث شود که جوامع نابرابر، کمتر باز توزیع کنند (بنابو، ۲۰۰۲؛ موعن و والراستین[4] ، ۲۰۰۱؛ دی ملو و تیونگسان[5]، ۲۰۰۶). توانایی دولت را نیز برای جمع آوری درآمد از طریق افزایش بدهی عمومی کاهش می‌دهد. نابرابری می‌تواند توانایی دولت را برای اصلاح مالیات بخصوص گسترش پایه مالیاتی محدود کند. نرخ‌های مالیاتی باز توزیعی بالاتر، می‌توانند باعث افزایش اجتناب و فرار مالیاتی شوند (گورودنیچنکو و همکاران[6]، ۲۰۰۹؛ کلوتفلتر[7]، ۱۹۸۳).

این امر بویژه زمانی اتفاق می‌افتد که نابرابری، بار مالیاتی بیشتری را بر دوش ثروتمندان یا بخش بزرگی از طبقهٔ متوسط تحمیل کند. بنابراین نابرابری می‌تواند به تلاش‌های دولت برای کسب مالیات آسیب برساند و فشار بر بودجهٔ دولت را نیز افزایش دهد. از طرف دیگر، افزایش بدهی عمومی، احتمالاً به افزایش نرخ بهره حقیقی اقتصاد منجر می‌شود که تأثیر منفی بر رشد بلندمدت دارد. از سوی دیگر، تلاش دولت برای کاهش هزینه‌ها، ممکن است به توسعه کمتر زیرساخت‌های اساسی از طریق ارائه خدمات بهداشتی و آموزشی کمتر بویژه برای جمعیت کم‌درآمد منجر شود که به نوبه خود، کاهش رشد بلندمدت اقتصادی را در پی دارد. به‌علاوه، برای تحت فشار قرار دادن دولت، خانواده‌های مرفه‌تر، رفتارهای تدافعی و رانت‌جویانه‌تری اتخاذ می‌کنند و تلاش‌های کارآفرینانه خود را کاهش می‌دهند (اتکینسون[8]، ۲۰۱۵).

به‌علاوه فشارهای مالیاتی، فعالان اقتصادی با سرمایه انسانی و بهره‌وری بالاتر را از ارائه خدمات نیروی کار، تلاش‌های کارآفرینانه و انباشت سرمایه دلسرد می‌کند. در سطح بنگاه، مالیات بیشتر بر سرمایه و درآمد، تشکیل سرمایه داخلی را کاهش می‌دهد و انتقال شرکت به اقتصادهای با ساختار مالیاتی متفاوت را تحریک می‌کند. در نهایت، همه اینها در بلند مدت آثار زیانباری بر نرخ رشد تولید یک اقتصاد خواهد داشت؛ یعنی از یک نقطه معین از بازتوزیع، تلاش برای دستیابی به برابری توزیع

1. North
2. Acemoglu & Robinson
3. Bénabou
4. Moene & Wallerstein
5. De Mello & Tiongson
6. Gorodnichenko
7. Clotfelter
8. Atkinson

درآمد، به قربانی کردن کارآیی اقتصادی منجر می‌شود. چالش جوامع مدرن، پرهیز از رسیدن به این نقطه است. بنابراین، یک چرخه معیوب بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی شکل می‌گیرد. با گذشت زمان، ممکن است این چرخه، به بی‌ثباتی سیاسی نیز منجر شود، به طوری که جمعیت بیشتری از طبقات فقیرتر تحت تأثیر افکار سیاستمداران پوپولیست قرار گیرند که برای سرمایه‌گذاری مولد مضر است، با توجه به عنصر عدم قطعیتی که بر افق محاسبات اقتصادی تحمیل، و چرخه انحرافی توصیف شده در بالا را تقویت می‌کند (سیناگانو[1]، ۲۰۱۴).

در دهه‌های اخیر، نگرانی در مورد کارآیی اقتصادی، حمایت از نقش بازتوزیعی سیاست مالی دولت را کاهش داده، و اعتقاد به کارآیی ظرفیت تخصیصی بازار، انتقادها را نسبت به اعمال مالیات‌های مستقیم افزایش داده است.

به گفته مارتینز-وازکز و همکاران[2](۲۰۱۴)، انحرافات مالیاتی در تصمیمات تخصیصی کارگزاران بخش خصوصی، میانگین و حداکثر نرخ مالیات‌های مستقیم را در اکثر کشورهای توسعه یافته کاهش داده است. طبق گفته دانکن و سابیریانووا[3] (۲۰۰۸)، مالیات‌ها به‌طور فزاینده‌ای مبتنی بر مالیات‌های غیرمستقیم (مالیات بر مصرف، مالیات غیرمستقیم، عوارض گمرکی و غیره) بوده است که ظاهراً نسبت به ملاحظات مربوط به عرضه نیروی کار و عمدتاً کارآفرینی خنثی‌تر است (وارتیا[4]، ۲۰۰۸).

به طور خلاصه، از نظر تئوری، مالیات‌های مستقیم بر درآمد اعمال می‌شود و اثر کاهشی بر درآمد قابل تصرف دارد. به این ترتیب، امکان کاهش درآمد مالیاتی وجود دارد. مالیات‌های غیرمستقیم، به عنوان مالیات بر کالاها و خدمات با توجه به اینکه افراد فقیر سهم بیشتری از درآمد خود را صرف مصرف می‌کنند، احتمالاً نسبت به افرادی که درآمد بالاتری دارند، مالیات متوسط بیشتری را پرداخت می‌کنند؛ که به طور مستقیم توانایی جمعیت با کمترین درآمد را برای انباشت سرمایه فیزیکی یا انسانی مختل می‌نماید. انتظار می‌رود که این مالیات‌ها منجر به نابرابری درآمدی بیشتر شود. از سوی دیگر، مالیات‌های مستقیم، مانند مالیات بر درآمد افراد، به کاهش نابرابری کمک می‌کند. با این حال با توجه به مباحث این بخش، نابرابری می‌تواند به نوبهٔ خود بر سیاست‌های مالیاتی تأثیر بگذارد. تأثیر نابرابری بر سیاست مالیاتی از جهت نظری دوگانه است. با توجه به موارد بالا، نقش نابرابری در توزیع درآمد بر سیاست مالی، بویژه ساختار مالیاتی، مورد توجه قرار گرفته است. این سؤال مطرح می‌شود که آیا این دو مجموعه از رویدادها، مانند تغییر در ساختار مالی به سمت مشارکت بیشتر جمع‌آوری از طریق مالیات‌های غیرمستقیم با افزایش نابرابری، مرتبط هستند یا خیر.

## پیشینه پژوهش

1. Cingano
2. Martinez-Vazquez *et al.*
3. Duncan & Sabirianova
4. Vartia

توزیع درآمد در یک کشور، ارتباط تنگاتنگی با سیاست‌های مالیاتی دارد. مطالعات تجربی زیادی، به رابطه بین نابرابری بر توزیع درآمد و مالیات‌ها پرداخته‌اند. در دهه‌های اخیر، مطالعات تجربی متعددی سعی در تخمین این رابطه داشته‌اند. به عنوان مثال، پرسون و تابلینی[1](۱۹۹۴)، نشان می‌دهند که اثر توزیع درآمد برابرتر بر نرخ رشد و سطح درآمد مالیاتی مثبت است. همچنین به نابرابری درآمد به عنوان عاملی که مانع رشد بلندمدت اقتصادی می‌شود اشاره کرده‌اند. (برای مثال مطالعات روین و همکاران، ۲۰۰۹؛ جاموته وبویترون[2]، ۲۰۲۰؛ برگ و همکاران[3]، ۲۰۱۲). بنابراین، در مطالعات اخیر، نابرابری درآمد فراتر از عدالت توزیعی است و می‌تواند برای رشد اقتصادی مضر باشد و راه‌های سیاستی احتمالی را که می‌تواند با این موضوع مقابله نمایند را ترسیم می‌کنند (کندی و همکاران[4]، ۲۰۱۷).

گروه دوم مطالعات تجربی، به برآورد رابطه بین نابرابری و نسبت مالیاتی پرداخته‌اند که می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد. اسلمرود و باکیجا[5](۲۰۰۰) در مطالعه‌ای، در برآورد رابطه بین توزیع نابرابر درآمد و مالیات نشان می‌دهند که به‌رغم افزایش نابرابری درآمدی، نسبت‌های مالیاتی کاهش یافته‌اند.

چادری و مانیر[6](۲۰۱۰) در مطالعهٔ خود، به بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در پاکستان طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۳ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بدهی خارجی، باز بودن اقتصاد، کمک‌های خارجی و ثبات سیاسی، از عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی است.

آیزنمان و جینجاراک (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «نابرابری درآمد، پایه مالیاتی و گسترش حاکمیت» برای ۵۰ کشور، به این نتیجه می‌رسند که نابرابری درآمدی بالاتر، نرخ پایین‌تر مالیات و افزایش اندازه دولت را به دنبال دارد.

بوستون و همکاران[7](۲۰۱۳) در مقاله‌ای، به بررسی رابطهٔ بین نابرابری درآمد و امور مالی دولت پرداخته‌اند.

آرگرانو و پالفری (۲۰۱۵) نشان می‌دهند که افزایش نابرابری، افزایش نسبت مالیات را به دنبال دارد.

کاراکوتسیوس و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های ۵۸ کشور در بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و مالیات و آزادی اقتصادی، نشان می‌دهند که رابطه بلندمدت دوطرفه‌ای بین نسبت مالیاتی و نابرابری درآمد وجود دارد.

نویدوبی[8](۲۰۲۱) در مطالعه‌ای، با برآورد اثر نابرابری درآمدی بر فرار مالیاتی در دوره ۲۰۱۸-۱۹۸۵ نشان می‌دهد که توزیع نابرابر درآمد، اثر مثبت بر فرار مالیاتی دارد.

---

1. Persson & Tabellini
2. Jaumotte & Buitron
3. Berg *et al.*
4. Kennedy *et al.*
5. Slemrod & Bakija
6. Chaudhry & Munir
7. Boustan *et al*.
8. Nwidobie

بالاخره مطالعات متعددی به بررسی رابطه بین ساختار مالیات و سطح نابرابری درآمدی پرداخته‌اند. اتکینسون و استیگلیتز (۱۹۷۶) نشان داده‌اند که وزن مالیات مستقیم و غیرمستقیم، کمتر به ویژگی‌های فردی مالیات دهندگان وابسته است.

باستاگی و همکاران[1](۲۰۱۲) و چو و همکاران[2](۲۰۰۴) نشان می‌دهند که نابرابری در توزیع درآمد را می‌توان تا حدی با سطح و پیشرفت مالیات‌ها توضیح داد. آنها همچنین اشاره می‌کنند که به طور کلی، مالیات‌های مستقیم، تمایل به توزیع برابرتر درآمد دارند، در حالی که مالیات‌های غیرمستقیم تمایل به افزایش نابرابری دارند.

دکوستر و همکاران[3](۲۰۱۰)، از داده‌های خرد پنج کشور اروپایی برای شبیه‌سازی اثر پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که نابرابری، سیستم مالیاتی را رو به قهقرا می برد.

وو و همکاران[4](۲۰۱۳) در پانلی از اقتصادهای بازار پیشرفته و نوظهور طی سه دهه گذشته، به تحلیل اثرات ساختار مالیات بر نابرابری درآمد می‌پردازند.

گروندلر و کولنر (۲۰۱۶)، نشان می‌دهند که رابطه مثبتی بین نابرابری و مالیات‌های تصاعدی وجود دارد.

استیگلیتز (۲۰۱۷)، نشان می‌دهد که نظام مالیاتی توسط ثروتمندترین افراد جامعه از طریق فشار بر سیستم سیاسی تسخیر شده است.

ایسلام و همکاران (۲۰۱۸)، نشان می‌دهند که افزایش نابرابری به‌طور قابل‌توجهی باعث کاهش درآمدهای مالیاتی، کاهش مالیات‌های غیرمستقیم و تغییر ساختار مالیات می‌شود.

پیکرینگ و راجپوت[5](۲۰۱۸) در مقاله‌ای، به بررسی اقتصاد سیاسی ترکیب مالیات‌ها با استفاده از مدل ملتزر و ریچارد و در دورهٔ زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ می‌پردازند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مانند مدل ملتزر و ریچارد، مالیات مستقیم بر درآمد با نابرابری افزایش می‌یابد.

کوهن[6](۲۰۱۹) در مطالعه‌ای، نشان می‌دهد که هرچه نابرابری دستمزد بیشتر باشد، تمایل به سیاست‌های باز توزیعی و مالیات‌های تصاعدی بیشتر است.

کولهو و آلوز[7](۲۰۲۱) در مقاله‌ای برای داده‌های ۳۲ کشور اروپایی، نشان می‌دهند که نابرابری، تأثیر منفی بر مالیات‌های مستقیم دارد.

در ایران، مطالعه‌ای که به برآورد اثر نابرابری درآمد بر ساختار مالیاتی پرداخته باشد، مشاهده نشد و از این رو، نوآوری این پژوهش، انجام این مطالعه در ایران است.

**مدل، داده‌ها و برآورد مدل**

1. Bastagli *et al*.
2. Chu *et al.*
3. Decoster *et al.*
4. Woo *et al.*
5. Pickering & Rajput
6. Kuhn
7. Coelho & Alves

در این پژوهش، جهت برآورد اثر توزیع درآمد (اندازه‌گیری شده از طریق ضریب جینی و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین افراد به فقیرترین افراد) بر درآمدهای مالیاتی (مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم) با توجه به مبانی نظری و پیشینه تجربی، ۴ مدل تصریح شده است. با توجه به پیشینه تجربی دو متغیر نسبت شهر نشینی و درجه باز بودن اقتصاد، به عنوان متغیر کنترل اضافه شده است.کاراکوتسیوس و همکاران (۲۰۲۰)؛ ایسلام و همکاران[1] (۲۰۱۸)؛ گروندلر و کولنر (۲۰۱۷) ؛ آرگرانو و پالفری (۲۰۱۵)؛ آیزنمان و جینجاراک (۲۰۱۲) و آیزنمان و جینجاراک (۲۰۱۲) در مطالعات خود، رابطه مثبت بین نابرابری توزیع درآمد با مالیات‌های تصاعدی را نشان می‌دهند.

با نظر به مطالعه کاراکوتسیوس و همکاران (۲۰۲۰)، داده‌ها به صورت سالانه در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۵۷ از سایت بانک مرکزی[2] و سازمان امور مالیاتی[3]جمع‌آوری شده است. مدل با استفاده الگوی خود رگرسیون‌برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و نرم افزار Eviews 9 برآورد شده است.

جدول زیر، آمارهای توصیفی متغیرهای به‌کارگرفته شده در این پژوهش را نشان می‌دهد.

**جدول ۱.** آمار توصیفی متغیرها

| متغیر | بیشترین | کمترین | میانگین | میانه | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| نسبت مالیات مستقیم به GDP (inctax) | ۶/۲۶۹ | ۱/۷۸۷ | ۳/۰۸ | ۳/۹۱۳ | ۰/۸۵۸ |
| نسبت مالیات غیر مستقیم به GDP (indtax) | ۳/۵۲ | ۰/۸ | ۲/۲۱۸ | ۲/۱۱ | ۰/۶۳۹ |
| ضریب جینی(Gini) | ۰/۴۶۱۸ | ۰/۳۷۵۰ | ۰/۴۰۴۰ | ۰/۳۹۹۹ | ۰/۰۱۷۴ |
| سهم ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین (top 10) | ۲۶/۶۰۰ | ۱۲/۲۰۰ | ۱۶/۱۲۹۰ | ۱۵/۴۰۰ | ۳/۰۸۳ |
| نسبت شهر نشینی(urban) | ۳/۰۷۰۰ | ۰/۹۳۸۱ | ۱/۸۵۶۸ | ۱/۷۵۵۵ | ۰/۶۷۵۷ |
| درجه باز بودن تجاری (op) | ۰/۴۹۵۰ | ۰/۱۵۲۷ | ۰/۳۷۰۰ | ۰/۳۸۴۵ | ۰/۰۷۹۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

روش خود توزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) ازجمله روش‌هایی است که در آن، برخلاف روش یوهانسن-جوسیلیون لازم نیست که متغیرها از یک درجه ایستا باشند. روش ARDL نسبت به روش انگل-گرنجر به دلیل در نظر گرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت، برآورد بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست داده و در نمونه‌های کوچک، نتایج قابل‌اعتمادتری به دست می‌دهد. همچنین از مزیت‌های روش ARDL، این است که علاوه بر روابط بلندمدت، می‌توان روابط پویا و کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت را توسط آن به دست آورد.

در ابتدا، آزمون دیکی-فولر برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل انجام شده است. نتایج جدول۲ نشان می‌دهد که متغیرها به صورت ترکیبی از I (0) و I (1) است. به عبارتی، یا در سطح ایستا هستند یا با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. جهت برآورد مدل به روش ARDL، باید متغیرها

1. Islam
2. www.cbi.ir
3. https://taxresearch.ir/

دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک نباشند و می‌توانند ترکیبی از I (0) و I (1) باشند. بنابراین می‌توان از روش ARDL برای برآورد مدل استفاده کرد.

**جدول ۲.** نتایج آزمون دیکی-فولر برای بررسی ایستایی

| متغیر | سطح | | تفاضل مرتبه اول | | نتیجه‌گیری |
|---|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | احتمال | آماره آزمون | احتمال | |
| LGini | -۳/۷۹ | ۰/۰۰ | - | - | در سطح ایستا I (0) |
| Linctax | -۴/۳۸ | ۰/۰۰ | - | - | در سطح ایستا I (0) |
| Lindtax | -۲/۵۳ | ۰/۱۱ | -۶/۵۴ | ۰/۰۰ | در تفاضل مرتبه اول ایستا I (1) |
| Lop | -۲/۰۸ | ۰/۲۴ | ۶/۰۲ | ۰/۰۰ | در تفاضل مرتبه اول ایستا I (1) |
| Ltop 10 | -۲/۶۹ | ۰/۰۸ | -۱۱/۹۳ | ۰/۰۰ | در تفاضل مرتبه اول ایستا I (1) |
| Lurban | -۱/۳۶ | ۰/۵۸ | -۴/۸۷ | ۰/۰۰ | در تفاضل مرتبه اول ایستا I (1) |

منبع: محاسبات پژوهش

برای تعیین وقفهٔ بهینه با توجه به اینکه حجم نمونه این پژوهش، کمتر از ۱۰۰ است، از معیار شوارتز-بیزین استفاده شده است. پس از تعیین وقفهٔ بهینه، برای برآورد مدل، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود.

**جدول ۳.** آزمون‌های تشخیصی

| آزمون‌های تشخیص مدل | مدل ۱ | | مدل ۲ | | مدل ۳ | | مدل ۴ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | احتمال | آماره آزمون | احتمال | آماره آزمون | احتمال | آماره آزمون | احتمال |
| آزمون خود همبستگی | ۱/۳۴ | ۰/۲۷ | ۰/۰۰ | ۰/۹۹ | ۲.۲۵ | ۰.۰۵۷ | ۰/۱۸ | ۰/۸۳ |
| آزمون ناهمسانی واریانس | ۰/۱۱ | ۰/۷۴ | ۰/۰۰ | ۰/۹۷ | ۰.۲۷ | ۰.۶ | ۰/۱۱ | ۰/۷۴ |
| آزمون تصریح درست مدل | ۳/۶۳ | ۰/۰۶ | ۱/۱۵ | ۰/۲۹ | ۱.۲۰ | ۰.۲۳ | ۱/۵۳ | ۰/۲۲ |
| آزمون توزیع نرمال جمله اخلال | ۲/۲۱ | ۰/۰۳ | ۰/۳۲ | ۰/۰۴ | ۷.۴۱ | ۰.۰۲ | ۲/۷۸ | ۰/۰۴ |

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳، نشان می‌دهد که مدل دارای خود همبستگی و واریانس ناهمسانی نیست و همچنین توزیع جملات اخلال، نرمال بوده و مدل به درستی تصریح شده است. بنابراین می‌توان ضرایب کوتاه‌مدت این مدل را تفسیر نمود.

**برآورد مدل کوتاه مدت:** جدول ۴ نشان می‌دهد که اثر هر دو معیار نابرابری توزیع درآمد (وقفه اول) بر نسبت مالیات مستقیم به GDP منفی و معنا دار است. به عبارت دیگر، افزایش نابرابری با هر دو معیار، نسبت مالیات مستقیم را کاهش داده است. در حالی که هر دو معیار توزیع درآمد، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP دارند (جدول ۵). متغیر کنترلی درجه باز بودن تجاری در کوتاه مدت، تنها در مدلی که نابرابری با سهم ۱۰ درصد بالا، به ۱۰ درصد پایین درآمدی اندازه‌گیری شود، اثر مثبت و معنا دار بر نسبت مالیات مستقیم دارد. ولی اثر باز بودن تجاری

بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP منفی و تنها در سطوح پایین معنا دار[1] است. در کوتاه‌مدت، اثر نسبت شهرنشینی با هر دو معیار اندازه‌گیری توزیع درآمد بر نسبت مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم معنا دار نیست.

**جدول ۴.** اثر کوتاه‌مدت نابرابری بر نسبت مالیات مستقیم به GDP

| متغیرها | مدل ۱- ضریب جینی | مدل ۳- ده درصد بالا به ده درصد پایین درآمدی |
|---|---|---|
| متغیر وابسته با یک وقفه | *۰/۳۲۷ | *۰/۳۰۴ |
| C | **-۱/۱۱۶ | *۳/۴۳ |
| نابرابری | ***-۰/۳۴۲ | ***۰/۲۳۴ |
| نابرابری با یک وقفه | *-۱/۹۹ | *-۰/۷۷۱ |
| درجه باز بودن تجاری | ***۰/۲۲۶ | *-۰/۷۷۲ |
| نسبت شهرنشینی | ***-۰/۱۰۹ | ***-۰/۲۲۱ |

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد ** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد *** بی‌معنی

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۵.** اثر کوتاه‌مدت نابرابری بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP

| متغیرهای پژوهش | مدل ۲- ضریب جینی | مدل ۴- ده درصد بالا به ده درصد پایین درآمدی |
|---|---|---|
| C | *۳/۴۲۶ | *۱/۲۵۴ |
| متغیر وابسته با یک وقفه | - | *۰/۵۸ |
| متغیر وابسته با دو وقفه | **۰/۱۰ | **-۰/۱۰ |
| متغیر وابسته با سه وقفه | *۲/۲۲ | **-۰/۲۰ |
| نابرابری | *۲/۳۹ | **۰/۵۶ |
| نابرابری با یک وقفه | **-۰/۲۲ | **۰/۳۴ |
| نابرابری با دو وقفه | *۰/۳۴ | *۰/۹۲ |
| نابرابری با سه وقفه | | **۰/۶۴ |
| درجه باز بودن تجاری | **-۰/۲۲ | ***۰/۰۳ |
| درجه باز بودن تجاری با یک وقفه | | **-۰/۲۶ |
| درجه باز بودن تجاری با دو وقفه | | **-۰/۱۰ |
| درجه باز بودن تجاری با سه وقفه | | **-۰/۱۰۰ |
| نسبت شهرنشینی | ***۰/۰۴ | ***-۳/۴۷ |
| نسبت شهر نشینی با یک وقفه | | ***۲/۳۰ |
| نسبت شهر نشینی با دو وقفه | | ***۶/۹۱ |
| نسبت شهر نشینی با سه وقفه | | **-۴/۶۱ |

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد ** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد *** بی‌معنی

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. در مدل ۳ فقط از وقفه دوم به بعد معنادار است.

**برآورد مدل بلند مدت:** برای برآورد اثر بلند مدت نابرابری به نسبت مالیاتی، در ابتدا با استفاده از آزمون هم‌جمعی باند انجام شده، در تمام مدل‌ها آماره F به‌دست آمده از مقادیر کرانه‌های باند بیشتر است و در نتیجه، وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد (جدول۶).

**جدول ۶.** نتایج آزمون هم‌جمعی باند مدل‌ها

| مدل‌های پژوهش | ارزش آماره F-Statistic | مقادیر بحرانی | |
|---|---|---|---|
| | | I (0) | I (1) |
| مدل ۱ | ۱/۴۳۲ | ۲/۷۹ | ۳/۶۷ |
| مدل۲ | ۴/۳۶۳۰۱۰ | ۲/۷۹ | ۳/۶۷ |
| مدل۳ | ۴/۳۱۱۹۸۳ | ۲/۷۹ | ۳/۶۷ |
| مدل ۴ | ۴/۰۹۶۵۷۹ | ۲/۷۹ | ۳/۶۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت، مدل برآورد شده است (جدول ۷).

**جدول ۷.** خلاصه نتایج برآورد اثر بلندمدت نابرابری بر نسبت مالیات مستقیم به GDP

| متغیرهای پژوهش | مدل ۱- ضریب جینی | مدل۳- متغیر وابسته: نسبت اثر سهم دهک بالایی به دهک پایین درآمدی |
|---|---|---|
| نابرابری | *-۳/۴۶ | *-۱/۴۴ |
| باز بودن تجاری | **-۰/۳۳ | **-۰/۳۳۵ |
| نسبت شهرنشینی | ***-۰/۰۲ | ***-۰/۳۱ |
| ثابت | **-۲/۴۱ | *۴/۹۲۶ |

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد ** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد *** بی‌معنی

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۸.** خلاصه نتایج برآورد اثر بلندمدت نابرابری بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP

| متغیرهای پژوهش | مدل ۲- ضریب جینی | مدل ۴- نسبت اثر سهم دهک بالایی به دهک پایین درآمدی |
|---|---|---|
| نابرابری | *۱۰/۸۰ | *۳/۴۲ |
| باز بودن تجاری | ***-۰/۵۰ | ***-۰/۵۹ |
| نسبت شهرنشینی | *۰/۷۹ | *۱/۵۸ |
| ثابت | *۱/۸۱۵ | *۲/۳۱۲ |

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد ** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد *** بی‌معنی

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷، نشان می‌دهد که هر دو معیار اثر نابرابری توزیع درآمد بر نسبت مالیات مستقیم به GDP منفی و معنا دار است. به عبارت دیگر، افزایش نابرابری با هر دو معیار، نسبت مالیات مستقیم را کاهش داده است. با توجه به نتایج جدول ۸ در بلندمدت، هر دو معیار توزیع درآمد، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP دارند. به تعبیر دیگر، افزایش نابرابری، این نسبت را افزایش داده است. می‌توان نتیجه گرفت که نابرابری در توزیع درآمد، ساختار مالیات را از مالیات مستقیم به غیرمستقیم تغییر داده است. در بلندمدت، درجه باز بودن تجاری فقط در مدلی که نابرابری با معیار سهم دهک بالایی به دهک پایین اندازه گیری شود، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات مستقیم به GDP داشته است؛ ولی اثر آن بر مالیات غیرمستقیم به GDP، معنا دار نیست. شهرنشینی در بلندمدت با هر دو شاخص توزیع نابرابری درآمد، دارای اثر مثبت و معنا دار بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP دارد. این اثر بر مالیات مستقیم به GDP معنا دار نیست.

با توجه به جدول ۹، ضرایب تصحیح خطا بین صفر و منفی یک، و معنادار است. از این رو، به سمت مقدار بلند مدت خود همگرا می‌باشد.

**جدول ۹.** خلاصه نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا مدل‌ها

| | مدل ۱ | مدل ۲ | مدل ۳ | مدل ۴ |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب ecm | -۰/۶۴۶ | -۰/۴۲ | -۰/۶۷۲ | -۰/۷۲ |
| احتمال | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌علاوه، آزمون ثبات ساختاری نیز نشان داده است که تمام مدل‌ها از ثبات ساختاری برخوردارند؛ زیرا در فاصله اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند و بنابراین، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد.

## نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

در این مقاله، به بررسی اثر نابرابری توزیع درآمد (از دو معیار ضریب جینی و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین) بر درآمدهای مالیاتی در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۵۷ با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته شده است.

با توجه به نتایج کوتاه مدت و بلند مدت، هر دو معیار نابرابری در توزیع درآمد، اثر منفی بر نسبت مالیات مستقیم به GDP داشته است. همچنین در کوتاه مدت و بلندمدت، هر دو معیار توزیع درآمد، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP دارند. به عبارت دیگر، نابرابری در توزیع درآمد، ساختار مالیات را از مالیات مستقیم به غیرمستقیم تغییر داده است. به‌علاوه، برای بهبود نتایج مدل، دو متغیر کنترل وارد شد. درجه باز بودن تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت فقط در مدلی که نابرابری با معیار سهم دهک بالایی به دهک پایین اندازه‌گیری شود، اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مالیات مستقیم به GDP داشته، ولی اثر آن بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP منفی و فقط در سطوح پایین معنا دار است.

کشورهایی با اقتصاد بازتر، با توجه به جمع‌آوری آسان‌تر مالیات بر ارزش افزوده و مالیات غیرمستقیم، بیشتر بر تجارت و سایر مالیات‌های غیرمستقیم تکیه می‌کنند. این نتیجه، با اقتصادی که درآمد دولت به صادرات نفت وابسته است، از یک سو، و اقتصاد رانتی و اقتصاد زیرزمینی، قابل توجیه است. شهرنشینی با هر دو شاخص توزیع نابرابری درآمد، فقط در بلندمدت، اثر مثبت و معنادار بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP دارد. این اثر بر مالیات مستقیم به GDP معنادار نیست.

از آنجاکه در ایران، افزایش شهرنشینی همراه با گسترش بخش غیررسمی بوده، فرار مالیاتی را به همراه داشته، و دولت برای کسب درآمد، به مالیات‌های غیرمستقیم متکی بوده است.

ساختار مالیات می‌تواند به‌طور متفاوت بر اهداف برابری و کارآیی و رشد اقتصادی، ثبات اقتصادی (از طریق تثبیت‌کننده‌های داخلی) اثر داشته باشد. از آنجا که انواع مالیات، منافذ فرار مالیاتی متفاوتی دارند و با این فرض که مالیات‌های مستقیم راحت‌تر قابل دور زدن هستند، می‌توان برای مالیات‌های غیرمستقیم،

یک نقش مهم و غیرقابل اجتناب در یک سیستم مالیاتی ترسیم کرد. از سوی دیگر، با توجه به فرار مالیاتی و ناهمگونی مالیات دهندگان، انواع مختلفی از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم ضروری است.

با توجه به اینکه انتخاب بین مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم برای طراحی ساختار مالیات بهینه اساسی می‌باشد، یکی از مباحث چالش برانگیز در حوزه سیاست‌های مالیاتی، موضوع مبادله سیاستگذاری بین مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم است. اگرچه در ادبیات نظری، بر استفاده از یک سیستم مالیاتی مختلط به دلیل جنبه‌های مختلف یک اقتصاد - نظیر فرار مالیاتی و ناهمگونی مالیات دهندگان - تأکید شده، اما مسأله مبادله سیاستگذاری و پیامدهای اقتصادی ناشی از ترکیب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، به‌عنوان یک سؤال بزرگ، تا حد زیادی بدون جواب باقی مانده است.

توصیه می‌شود که در پژوهشهای آتی، به ترکیب بهینه مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم پرداخته شود.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


Acemoglu, D., & Robinson, J. (2008). Persistence of power, elites, and institutions. *American Economic Review*, *98*(1), 267-293.

Acemoglu, D., & Robinson, J. (2012). Por que as nações fracassam? as origens da prosperidade e da pobreza. *Rio de Janeiro. Editora Campus*.

Agranov, M., & Palfrey, T. R. (2015). Equilibrium tax rates and income redistribution: A laboratory study. *Journal of Public Economics*, *130*, 45-58.

Aizenman, J., & Jinjarak, Y. (2012). *Income inequality, tax base and sovereign spreads* (No. w18176). National Bureau of Economic Research.

Atkinson, A. B., & Stiglitz, J. E. (1976). The design of tax structure: Direct versus indirect taxation. *Journal of Public Economics*, *6*(1-2), 55-75.

Atkinson, T. (2015). What can be done about inequality?. *Juncture*, *22*(1), 32-41.

Bastagli, F., Coady, D., & Gupta, S. (2012). *Income inequality and fiscal policy. IMF Staff Discussion Note*. SDN/12/08.

Bénabou, R. (2000). Unequal societies: income distribution and the social contract. *American Economic Review*, *91*(1), 96-129.

Bénabou, R. (2005). Inequality, technology, and the social contract. NBER. Working Paper 10371

Berg, A., Ostry, J. D., & Zettelmeyer, J. (2012). What makes growth sustained? *Journal of Development Economics*, *98*(2), 149-166.

Boustan, L., Ferreira, F., Winkler, H., & Zolt, E. M. (2013). The effect of rising income inequality on taxation and public expenditures: Evidence from US municipalities and school districts, 1970–2000. *Review of Economics and Statistics*, *95*(4), 1291-1302.

Chaudhry, I. S., & Munir, F. (2010). Determinants of low tax revenue in Pakistan. *Pakistan Journal of Social Sciences*, *30*(2), 439-452.

Chu, K. Y., Davoodi, H., & Gupta, S. (2004). *Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries*. In G. A. Cornia (ed) Inequality, Growth, and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization. Oxford University Press on Demand.

Cingano, F. (2014). Trends in income inequality and its impact on economic growth. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 163.

Clotfelter, C.T. (1983). Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns. *Rev. Econ. Stat., 65* (3), 363-373.

Coelho, J. C., & Alves, J. (2021). Two-way relationship between inequality and growth within fiscal policy channel: an empirical assessment for European countries. Econpaper, No 2021/0205, Working Papers REM

De Mello, L., & Tiongson, E.R. (2006). Income inequality and redistributive government spending. *Public Financ. Rev., 34* (3), 282-305.

Decoster, A., Loughrey, J., O'Donoghue, C., & Verwerft, D. (2010). How regressive are indirect taxes? A microsimulation analysis for five European countries. *Journal of Policy Analysis and Management*, *29*(2), 326-350.

Diamond, P. A., & Mirrlees, J. A. (1971). Optimal taxation and public production II: Tax rules. *The American Economic Review*, *61*(3), 261-278.

Duncan, D., & Sabirianova Peter, K. (2008). Tax progressivity and income inequality. *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (08-26).

Gornick, J. C., & Jäntti, M. (2014). *Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*. Stanford University Press.

Gorodnichenko, Y., Martinez-Vazquez, J., & Sabirianova Peter, K. (2009). Myth and reality of flat tax reform: Micro estimates of tax evasion response and welfare effects in Russia. *Journal of Political Economy*, *117*(3), 504-554.

Gründler, K., & Köllner, S. (2017). Determinants of governmental redistribution: Income distribution, development levels, and the role of perceptions. *Journal of Comparative Economics*, 45(4), 930-962.

Hicks, J. R. (1939). *Value and Capital.* Oxford University Press.

Islam, M. R., Madsen, J. B., & Doucouliagos, H. (2018). Does inequality constrain the power to tax? Evidence from the OECD. *European Journal of Political Economy*, *52*, 1-17.

Jaumotte, F., & Osorio Buitron, C. (2020). Inequality: Traditional drivers and the role of union power. *Oxford Economic Papers*, *72*(1), 25-58.

Karakotsios, A. (2020). Examining the relationship between income inequality, taxation and economic freedom: a panel cointegration approach. *Economics and Business Letters, 739898418*.

Kennedy, T., Smyth, R., Valadkhani, A., & Chen, G. (2017). Does income inequality hinder economic growth? New evidence using Australian taxation statistics. *Economic Modelling*, *65*, 119-128.

Kuhn, A. (2019). The subversive nature of inequality: Subjective inequality perceptions and attitudes to social inequality. *European Journal of Political Economy, 59*, 331-344.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, *45*(1), 1-28.

Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B., & Vulovic, V. (2014). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Review of Public Economics*, *200* (4), 95-130.

Moene, K.O., & Wallerstein, M. (2001). Inequality, social insurance and redistribution. *Am. Polit. Sci. Rev., 95* (4), 859-874.

North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.

Nwidobie, B. M. (2021). Income inequality and tax evasion in Nigeria. *International Journal of Critical Accounting*, *12*(3), 206-228.

Persson, T., & Tabellini, G. (1991). Is inequality harmful for growth? Theory and evidence. *The American Economic Review*, *84*(3), 600-621.

Pickering, A., & Rajput, S. (2018). Inequality and the composition of taxes. *International Tax and Public Finance*, *25*(4), 1001-28.

Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge, MA: The Belknap Press of Harvard University Press.

Piketty, T., Saez, E., & Stantcheva, S. (2014). Optimal taxation of top labor incomes: A tale of three elasticities. *American Economic Journal: Economic Policy*, *6*(1), 230-271.

Poterba, J. M. (2007). Income inequality and income taxation. *Journal of Policy Modeling*, *29*(4), 623-633.

Ramsey, F. P. (1927). A Contribution to the theory of taxation. *The Economic Journal*, *37*(145), 47-61.

Roine, J., Vlachos, J., & Waldenström, D. (2009). The long-run determinants of inequality: What can we learn from top income data? *Journal of Public Economics*, *93*(7-8), 974-988.

Slemrod, J., & Bakija, J. M. (2000). Does growing inequality reduce tax progressivity? Should it? National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass.

Stiglitz, J. E. (2017). *El Precio de la Desigualdad: El 1% de la Población Tiene lo Que el 99% Necesita*. Madrid: Taurus Pensamiento.

Vartia, L. (2008). How do taxes affect investment and productivity? An industry-level analysis of OECD countries. OECD Economics Department Working Paper No. 656.

Woo, J., Bova, M. E., Kinda, M. T., & Zhang, M. Y. S. (2013). *Distributional consequences of fiscal consolidation and the role of fiscal policy: what do the data say?* International Monetary Fund.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۴۴-۱۹

مقاله پژوهشی

# بررسی جایگاه گردشگری دریایی و توسعه منطقه‌ای استان خوزستان در مقایسه موردی با استان‌های ساحلی جنوب کشور با روش تاپسیس[1]

یعقوب اندایش[2]، سید مرتضی افقه[3] و قاسم عباس‌نژاد[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۶

## چکیده

*کشورهایی که دسترسی به دریا دارند و توانسته‌اند از این موقعیت و پتانسیل استفاده کنند، سالانه گردشگران زیادی را به خود جذب می‌نمایند که سبب توسعه این کشورها شده است. در کشور ما نیز استان‌های شمالی و جنوبی، از این پتانسیل برخوردارند. استان‌های شمالی با توجه به موقعیت آب و هوایی متفاوت، وجود خطه سرسبز و جنگلی و دسترسی قشر عظیم جمعیت، توانسته‌اند که پیشرفت‌های بیشتری در زمینه گردشگری داشته باشند. در جنوب کشور نیز جزیزه کیش، یک نمونه موفق در جذب گردشگر دریایی است. اما به‌رغم وجود ۸۵ درصد از طول سواحل در جنوب کشور، استان‌های جنوبی، نتوانسته‌اند از این پتانسیل استفاده نمایند. یکی از این استان‌ها، خوزستان بوده، که به نسبت بقیه استان‌های ساحلی جنوبی، از دسترسی بهتری برخوردار است ولی نتوانسته به خوبی از امکانات استفاده نماید. هدف این پژوهش، بررسی جایگاه استان خوزستان در بین استان‌های ساحلی جنوبی در گردشگری با تأکید بر گردشگری دریایی، و با بهره‌گیری از شاخص‌ها، زیرشاخص‌ها و مؤلفه‌های مختلفی برای مقایسه پتانسیل‌ها و ظرفیت‌های این استان‌ها و با استفاده از روش تاپسیس (TOPSIS)، در سال ۱۳۹۷ می‌باشد. نتایج برای این سال، حاکی از آن است که استان خوزستان در شاخص گردشگری دریایی بعد از استان هرمزگان، در جایگاه دوم قرار دارد و پس از آن، استان‌های بوشهر و سیستان و بلوچستان قرار می‌گیرند. استان خوزستان در شاخص دسترسی و شاخص جاذبه گردشگری غیردریایی در رتبه اول، در شاخص زیرساخت و شاخص تعداد گردشگران دریایی در رتبه دوم و در شاخص جاذبه گردشگری دریایی، دارای رتبه چهارم در بین چهار استان ساحلی جنوبی است. قابل ذکر می‌باشد که به دلیل محدودیت در دسترسی به آمار و اطلاعات سال‌های دیگر، دوره بررسی یک‌ساله در نظر گرفته شده است و نتایج، قابل تعمیم به سال‌های دیگر نیست.*

**واژگان کلیدی**: گردشگری دریایی، تاپسیس (TOPSIS)، رتبه‌بندی، استان خوزستان، جاذبه طبیعی و انسان‌ساخت.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *L83, Z30, Z32, Z38*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2021.36560.1281
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز. اهواز، ایران. (نویسنده مسئول). (andayesh230@scu.ac.ir).
3. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (m.afghah@scu.ac.ir).
۴. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (ghasem.abasnezhad@gmail.com).

## مقدمه[1]

طرفداران توسعه گردشگری، به این فعالیت به عنوان ابزاری برای مقابله با مشکلات اقتصاد کلان در سرزمین‌های مقصد می‌نگرند (پیرس[2]، ۱۹۸۹). صنعت گردشگری، ماهیت کاربر دارد و می‌تواند پیوند مستقیم و غیرمستقیم با بخش‌های زیادی را در اقتصاد بر قرار کند. لذا قادر است در زمینه اشتغال‌زایی، درآمد بیشتر و توزیع مناسب، به اقتصاد کشورها کمک کند. همچنین این حرفه، جزء کسب و کارهای پایدار طبقه‌بندی می‌شود؛ ولی اگر با مدیریت مناسب همراه نباشد، ممکن است که ازدحام جمعیت و عدم رعایت اصول بهداشتی و رها کردن ضایعات، محیط زیست را به خطر اندازد اما در کل، منافع گردشگری به اقتصاد ختم نمی‌شود و می‌تواند منافع اجتماعی و فرهنگی نیز به همراه داشته باشد.

کشورها و مناطق مختلف، هر کدام با توجه به ویژگی‌های طبیعی یا انسان‌ساختی که دارند، می‌توانند گردشگر جذب نمایند و گردشگر با ورود خود تقاضاهایی از سایر بخش‌های اقتصادی نیز خواهد داشت و این پیوند، می‌تواند اثرات غیرمستقیم بر آن بخش‌ها داشته باشد.

گردشگری دریایی در کشورهایی که دسترسی به دریا دارند، یکی از پتانسیل‌های مهم رشد و درآمدزایی تلقی می‌شود.

کشورمان ایران نیز از این پتانسیل در شمال و جنوب برخوردار است. وجود دریاچه خزر در شمال کشور و در کنار آن، جنگل، هوای مطبوع و دلنشین، جاذبه‌های انسان‌ساخت، و نزدیکی به جمعیت متراکم کشور، توانسته است که استان‌های شمالی را به قطب گردشگری تبدیل نماید. چهار استان جنوبی ایران نیز در کنار خلیج فارس و دریای عمان واقع شده‌اند که از پتانسیل‌های بهره‌برداری شده و قابل بهره‌برداری فراوانی برخوردارند. از ۵۸۰۰ کیلومتر نوار ساحلی ایران، ۴۹۱۰ کیلومتر آن در جنوب واقع شده است. بوشهر دارای ۹۳۷ کیلومتر، خوزستان ۱۱۵۸ کیلومتر، سیستان و بلوچستان ۵۴۱ کیلومتر و هرمزگان ۲۲۳۸ کیلومتر سواحل آبی هستند (سازمان بنادر و دریانوردی، ۱۳۹۷).

در کنار این سواحل و جاذبه‌های طبیعی مختلف، این استان‌ها دارای آثار و بناهای تاریخی و مناظر زیبا، تاریخ و تمدن کهن و سایر امتیازات فرهنگی و تاریخی و همچنین در فصول سرد، سال دارای آب و هوای معتدل و دلنشین هستند که بر پتانسیل‌های گردشگری آنها می‌افزاید. با تکیه بر توسعه گردشگری این استان‌ها بخصوص گردشگری دریایی، می‌توان زمینه رشد و توسعه اقتصادی این استان‌ها را فراهم نمود.

برنامه‌ریزی توسعه گردشگری مناطق، ممکن است بر اساس تمرکز بر نوع خاص گردشگری باشد که معمولاً برگرفته از مزیت‌های طبیعی آن مناطق است. سپس با ساخت جاذبه‌های انسان‌ساخت و توسعه دیگر مقاصد دارای پتانسیل، می‌توان از کل استعداد گردشگری مناطق استفاده نمود. استان‌های جنوبی دارای مزیت‌های طبیعی گردشگری دریایی هستند. البته در کنار آن و در خشکی، از انواع مختلف پتانسیل‌های گردشگری نیز برخوردارند که در کنار هم، می‌توانند توسعه یابند و موجب توسعه اقتصادی -

---

۱. این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد است.

2. Pearce

اجتماعی این استان‌ها شوند. به‌رغم برخورداری از پتانسیل گردشگری دریایی، گردشگری در خشکی استان خوزستان تاکنون بیشتر مورد توجه بوده، و کمتر به توسعه گردشگری دریایی آن، توجه شده است.

در این پژوهش، سعی شده با هدف بررسی جایگاه استان خوزستان در بین استان‌های ساحلی جنوبی در بخش گردشگری و با تأکید بر گردشگری دریایی، به پاسخ این سؤال بپردازد که رتبه استان خوزستان در زیرساخت‌ها و عوامل اثرگذار بر گردشگری در بین سایر استان‌های ساحلی جنوبی کشور چگونه است و درنهایت، درجه قوت و ضعف استان در هر کدام از شاخص‌های مرتبط را بررسی نماید.

بدین ترتیب، پس از بیان ادبیات پژوهش، ابتدا روش مورد استفاده (تاپسیس) و مؤلفه‌های انتخاب شده، تشریح می‌گردد و در ادامه، یافته‌های شاخص‌های مختلف، بیان و درنهایت، به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

## مروری بر ادبیات موضوع

ایران از لحاظ جاذبه‌های گردشگری، تنوع گردشگری و تنوع صنایع دستی به ترتیب جز ۱۰، ۵ و ۳ کشور اول جهان می‌باشد (زنگی‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۷). در مطالعات متیسون و وال[1] (۱۹۸۲)، موسه[2] (۱۹۷۳)، پیرس[3] (۱۹۸۹)، گان[4] (۱۹۹۳)، ، کلارک و گودفری[5] (۲۰۰۷)، بخش‌هایی که ارتباط مستقیم با گردشگران دارند، شامل انواع زیربخش‌های حمل‌ونقل، هتل و مهمان‌سرا، رستوران، تورهای مسافرتی، خدمات پاسپورت، صنایع دستی، مواد غذایی، موزه‌ها و مقاصد مختلف گردشگری و از این قبیل ذکر شده‌اند. با ورود گردشگر از همه این بخش‌ها به صورت مستقیم و سایر بخش‌های اقتصادی به صورت غیرمستقیم تقاضا صورت می‌گیرد و می‌تواند تولید را افزایش دهد. گردشگری غیر از اثرات تولیدی و رشد اقتصادی، می‌تواند باعث اشتغال‌زایی و بهبود توزیع درآمد و در مناطقی، موجب کاهش فقر و یا ریشه‌کن کردن آن شود.

گردشگری، چه براساس جاذبه‌های طبیعی و چه، انسان‌ساخت، می‌تواند شامل گردشگری طبیعی مثل بازدید از جنگل‌ها، آبشارها و هر جاذبه طبیعی دیگر، گردشگری تاریخی (بازدید اماکن تاریخی)، گردشگری دریایی (بازدید سواحل، جزایر و تفریحات آبی)، گردشگری زیارتی (بازدید و زیارت زیارتگاه‌ها) و گردشگری درمانی (برای معالجه) باشد. (کیم و چن،[6] ۲۰۰۶ و اوه[7]، ۲۰۰۵)

صنعت گردشگری باعث اشتغال و تولید پایدار می‌شود و موجب بهبود حفاظت از محیط زیست و درنتیجه، توسعه پایدار است. این مباحث در پژوهش‌های توه و همکاران[8] (۲۰۰۱)، بالاگوئر و کانتاولا[9]

1. Mathieson & Wall
2. Mosse
3. Pearce
4. Gunn
5. Clarke & Godfery
6. Kim & Chen
7. Oh
8. Toh *et al.*
9. Balaguer & Cantavella

(۲۰۰۲)، کلوردان[1] (۲۰۰۲)، جیک[2] (۲۰۰۷)، ملگرن[3] (۲۰۰۷)، کلی و همکاران[4] (۲۰۱۱)، تروواینن و همکاران[5] (۲۰۱۴)، کونگ و چی[6] (۲۰۲۱) و مارتینز و همکاران[7] (۲۰۲۱) مورد مطالعه قرار گرفته و همچنین، مؤلفه‌های مختلف اثرگذار بر گردشگری تشریح شده‌اند.

ایجاد توسعه همه جانبه و پایدار و جایگزینی منابع جدید کسب درآمد مستلزم بهره‌گیری از پتانسیل‌های بالقوه است. در این راستا توسعه فعالیت گردشگری که اقتصاددانان آن را سومین پدیده اقتصادی پویا و روبه رشد پس از صنعت نفت و خودروسازی می‌دانند، به عنوان نیاز اساسی کشور مطرح می‌شود (مدهوشی و ناصرپور، ۱۳۸۲: ۲۵).

محصول گردشگری، از عناصر مختلفی مانند جاذبه‌ها، امکانات و تسهیلات، حمل‌ونقل، تفریحات، تصویر ذهنی مقصد و غیره تشکیل شده است. در این میان، جاذبه‌ها عنصر کلیدی هستند و طیف وسیعی را دربر می‌گیرند. بسیاری از کشورها یا مناطق در حال توسعه واقع در اروپا، به لحاظ جاذبه‌های طبیعی و انسان‌ساخت، غنی هستند. توسعه‌ای که برمبنای چنین جاذبه‌هایی باشد، مزیت نسبی مناسبی برای بخش گردشگری در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. اولین وجه مزیت نسبی، مستقیماً مربوط به جاذبه‌های طبیعی (آفتاب، سواحل، کوهستان‌ها و از این قبیل) و بسیاری از جاذبه‌های فرهنگی (کلیساها، قلعه‌ها، موزه‌ها و غیره) است.

این قبیل جاذبه‌ها به مثابه مواد خامی هستند که با صرف هزینه محدود، می‌توانند به سوددهی برسند و خطر زوال و از بین رفتن آنها، کمابیش وجود ندارد که همه این مؤلفه‌ها در مطالعات مرکل و همکاران[8] (۲۰۲۱)، جوهانسون و همکاران[9] (۲۰۱۹)، اورامز و لوک[10] (۲۰۱۴)، پاپاگرجیو[11] (۲۰۱۶) و اسوام[12] (۲۰۱۲) ذکر شده است.

غیر از این جاذبه‌ها، مطالعه مرکل و همکاران (۲۰۲۱)، به ارزش منابع طبیعی دریایی و ارتباط آن با جذب توریسم دریایی پرداخته‌اند و به منابع دریایی چند وجهی، همانند یک منبع پایدار نگریسته‌اند.

مردم سرمایه و دارایی واقعی کشورها هستند و توسعه انسانی مقوله‌ای ارزشمندتر از افزایش یا کاهش درآمدهای ملی است. توجه به داشتن اموال و دارایی‌ها نگاه جدیدی نیست، رشد اقتصادی شرط لازم برای توسعه انسانی است اما شرط کافی محسوب نمی‌شود (قنبری، ۳۷:۱۳۹۱).

---

1. Cleverdon
2. Djekic
3. Mellgern
4. Kelly *et al.*
5. Tyrvainen *et al.*
6. Cong & Chi
7. Martínez *et al*.
8. Merkel *et al*.
9. Johnson *et al*.
10. Orams & Luck
11. Papageorgiou
12. Swam

مطالعات متعددی در کشورهای مختلف دنیا در مورد توسعه گردشگری دریایی صورت گرفته است که هر کدام بر جنبه خاصی از آن تمرکز نموده‌اند؛ مثل مطالعات: وانگ[1] (۲۰۲۰)، لی[2] (۲۰۲۰)، ژانگ و همکاران[3] (۲۰۲۰)، چن و همکاران[4] (۲۰۲۰)، کرانی و فیلیر[5] (۲۰۲۰) و وانگ[6] (۲۰۲۰)، سانتوز و همکاران[7] (۲۰۱۹)، واندرمرو و همکاران[8] (۲۰۱۱)، برونچویل[9] (۲۰۱۰)، ویلسون و تیسدل[10] (۲۰۰۳)، میلر[11] (۱۹۹۳).

گردشگری منشور کثیرالوجهی است که هر وجه آن به جنبه‌هایی از فعالیت و نیاز انسان دلالت دارد، به همین دلیل پیچیده به‌نظر می‌رسد. از این‌رو لازم است معانی این واژه، انگیزه‌های این فعالیت و اشکال آن را به درستی شناخت، زیرا تنها در سایه روشن شدن آنهاست که می‌توان به اهمیت و کارکردهای آن پی‌برد و برای آن برنامه‌ریزی کرد (ابراهیم‌زاده و همکاران، ۱۱:۱۳۹۱). این مسأله را نمی‌توان انکار کرد که در حال حاضر توجه روزافزونی به توسعه پایدار معطوف است. توسعه پایدار اینگونه تعریف می‌شود: «توسعه‌ای که نیاز نسل امروز را به گونه‌ای برطرف می‌کند که توانایی نسل‌های آینده را در تأمین نیازهایشان به مخاطره نیندازد». توسعه پایدار را می‌توان یک روش کسب‌وکار خردمندانه در نظر گرفت. اگر توسعه گردشگری منجر به نابودی منابع طبیعی و فرهنگی به‌عنوان جاذب بازدیدکنندگان به مقصد شود، در آن صورت این بخش را نمی‌توان پایدار شمرد. در واقع، به نفع بخش گردشگری است که در آن بین دو مقوله رشد و ظرفیت پایداری توازن ایجاد شود (فن هوو، ۴۷۹:۱۳۹۳).

تاکنون مطالعات مختلفی در ایران (بیش از ۲۰۰ مقاله) در زمینه گردشگری در سطح استان های کشور با روش‌های مختلف انجام گرفته است که در این مقاله نمی توان به همه آنها پرداخت. لذا تعدادی از آن هایی که با پژوهش حاضر بیشتر مرتبط هستند عبارتند از: دشتی و همکاران (۱۳۹۶)، احمدپور و همکاران (۱۳۹۵)، سقایی و همکاران (۱۳۹۵)، کمائی‌زاده و رضائی (۱۳۹۴)، غفاری و همکاران (۱۳۹۳)، عیسی‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) اشاره نمود. امانپور و همکاران (۱۳۹۲) و حاجی‌نژاد و طولابی نژاد (۱۳۹۲) با روش تاپسیس به ترتیب شهرستان‌های استان خوزستان و شهرستان‌های استان مازندران را رتبه‌بندی نموده‌اند ولی تا کنون با تاکید بر گردشگری دریایی، مطالعه‌ای برای استان‌های جنوبی ایران صورت نگرفته است که این مهم، هدف پژوهش حاضر است.

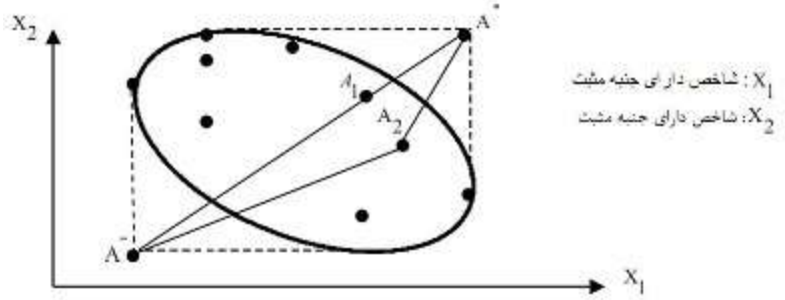
1. Wang
2. Li
3. Zhong *et al*.
4. Chen *et al*.
5. Karani & Failler
6. Wang
7. Santos *et al.*
8. Van der Merwe *et al*.
9. Brunnschweile
10. Wilson & Tisdell
11. Miller

## مواد و روش‌ها

همان‌طور که مرور شد، در این پژوهش، با استفاده از روش تصمیم‌گیری چند معیاره تاپسیس، به بررسی جایگاه گردشگری دریایی استان‌های خوزستان در مقایسه با استان‌های ساحلی جنوب کشور: بوشهر، هرمزگان، و سیستان و بلوچستان پرداخته می‌شود. بدین منظور، ابتدا مدل تاپسیس تشریح، و سپس شاخص‌ها و مؤلفه‌های به‌کار گرفته شده و پایه‌های آماری آن ذکر می‌گردد.

### ۱. مدل پژوهش

در این مطالعه، از روش تاپسیس برای رتبه‌بندی استفاده شده است. واژه تاپسیس به معنی روش‌های ترجیح براساس مشابهت به راه‌حل ایده‌آل است (مومنی، ۱۳۹۰). این مدل، توسط «هوانگ و یون[1]» در سال ۱۹۸۱ پیشنهاد شد. در این روش، m گزینه به‌وسیله n شاخص ارزیابی می‌شوند. منطق اصولی این مدل، راه‌حل ایده‌آل مثبت[2] و راه‌حل ایده‌آل منفی[3] را تعریف می‌کند. راه‌حل ایده‌آل (مثبت)، راه‌حلی است که معیار سود را افزایش و معیار هزینه را کاهش می‌دهد. گزینه بهینه، گزینه‌ای است که کمترین فاصله از راه‌حل ایده‌آل مثبت و در عین حال، دورترین فاصله از راه‌حل ایده‌آل منفی دارد. به عبارتی دیگر، در رتبه‌بندی گزینه‌ها به روش تاپسیس، گزینه‌هایی که بیشترین تشابه را با راه‌حل ایده‌آل داشته باشند، رتبه بالاتری کسب می‌کنند. فضای هدف بین دو معیار به عنوان نمونه در شکل نشان داده شده است. با توجه به شکل ۱، $A^+$ و$A^-$، به ترتیب، راه‌حل ایده‌آل مثبت و راه‌حل ایده‌آل منفی است. گزینه $A_1$ به نسبت گزینه$A_2$، فاصله کمتری تا راه‌حل ایده‌آل مثبت و فاصله بیشتری تا راه‌حل ایده‌آل منفی دارد.




**شکل ۱.** توزیع گزینه‌ها در تاپسیس

#### الف. الگوریتم روش تاپسیس

مراحل الگوریتم عبارتند از:

۱- تشکیل ماتریس تصمیم

1. Hwang & Yoon
2. Positive Ideal Solution
3. Negative Ideal Solution

در تکنیک تاپسیس، با استفاده از n معیار، به ارزیابی m گزینه پرداخته می‌شود. بنابراین به هر گزینه براساس هر معیار، امتیازی داده می‌شود. این امتیازات می‌تواند براساس مقادیر کمی و واقعی باشد یا اینکه کیفی و نظری باشد. در هر صورت، باید یک ماتریس تصمیم m×n تشکیل شود (مومنی، ۱۳۹۰).

۲- نرمال کردن ماتریس تصمیم

مانند سایر روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره، ماتریس تصمیم باید نرمال شود. هدف از این مرحله، از بین بردن مقیاس‌های متفاوت می‌باشد. در ماتریس تصمیم تشکیل شده، همهٔ مقیاس‌ها یکی می‌باشند اما برای تکمیل فرایند تاپسیس، اجرای این مرحله لازم است. برای نرمال‌سازی مقادیر، از روش برداری استفاده می‌شود (رابطه ۱). روش برداری برخلاف روش ساده نرمال‌سازی خطی، برای هر کدام از درایه‌های ماتریس، به صورت زیر انجام می‌شود (مومنی، ۱۳۹۰):

$$r_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sqrt{\sum_i^m x_{ij}^2}} \qquad i = 1, 2, \dots, m \qquad j = 1, 2, \dots, n$$ (رابطه ۱)

$$R = \begin{bmatrix} r_{11} & \dots & r_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{m1} & \dots & r_{mn} \end{bmatrix}$$

که در آن، r نرمال شده هر درایه x، i شماره سطر، j شماره ستون هر درایه (x)، n تعداد ستون‌ها و m تعداد کل سطرهای ماتریس و ماتریس R، ماتریس درایه‌های نرمال شده یا بی‌مقیاس است.

۳- تشکیل ماتریس تصمیم نرمال موزون

گام بعدی، تشکیل ماتریس نرمال موزون براساس وزن معیارها است. بنابراین باید از پیش، اوزان معیارها با استفاده از تکنیکی مانند AHP، انتروپی شانون، وزن نسبی تقریبی و دقیق و وزن نهایی، محاسبه شده باشد. برای موزون کردن، وزن هر معیار، در درایه‌های نرمال شده مربوط به آن معیار، ضرب می‌شود.

$$v_{ij} = W_j \times r_{ij}$$ (رابطه ۲)

اگر بردار اوزان معیارها طبق $W = (w_1, w_2, \dots, w_j, \dots, w_n)$ باشد، برای به‌دست آوردن ماتریس وزین، بردار وزن در هر یک از سطور که مربوط به گزینه‌ها می‌باشد، ضرب می‌شود.

$$V = \begin{bmatrix} v_{11} & \dots & v_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ v_{m1} & \dots & v_{mn} \end{bmatrix}$$ (رابطه ۳)

که $v_{ij}$ ها همان درایه‌های وزین شده هستند.

۴- محاسبه ایده‌آل‌های مثبت و منفی

در این گام برای هر شاخص، یک ایده‌آل مثبت ($A^+$) و یک ایده‌آل منفی($A^-$) محاسبه می‌شود (توانا و حاتمی[1]، ۲۰۱۱).

1. Tavana & Hatami

$$A^+ = \{(MAX_j\ v_{ij}|j \in J), (MIN_j\ v_{ij}|j \in J') \quad \forall i = 1, 2, \dots, m\} = \{v_1^+, v_2^+, \dots, v_n^+\}$$ (رابطه ۴)

$$A^- = \{(MIN_j\ v_{ij}|j \in J), (MAX_j\ v_{ij}|j \in J') \quad \forall i = 1, 2, \dots, m\} = \{v_1^-, v_2^-, \dots, v_n^-\}$$ (رابطه ۵)

که $J$ معیارهای از نوع مثبت و $J'$ معیارهای از نوع منفی است.

برای معیارهایی که بار مثبت دارند، ایده‌آل مثبت بزرگترین مقدار آن معیار است.

برای معیارهایی که بار مثبت دارند، ایده‌آل منفی کوچکترین مقدار آن معیار است.

برای معیارهایی که بار منفی دارند، ایده‌آل مثبت کوچکترین مقدار آن معیار است.

برای معیارهایی که بار منفی دارند، ایده‌آل منفی بزرگترین مقدار آن معیار است.

۵- فاصله از ایده‌آل‌های مثبت و منفی و محاسبه راه‌حل ایده‌آل

در این گام، میزان نزدیکی نسبی هر گزینه به راه‌حل ایده‌آل، حساب می‌شود. $d_i^+$ فاصله اقلیدسی هر گزینه از ایده‌آل مثبت و $d_i^-$ فاصله اقلیدسی هر گزینه از ایده‌آل منفی است که با فرمول زیر محاسبه خواهد شد:

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^{n}(v_{ij} - v_j^+)^2}$$ (رابطه ۶)

$$d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^{n}(v_{ij} - v_j^-)^2}$$ (رابطه ۷)

۶- گام بعدی، محاسبه نسبت نزدیکی[1]

در این گام، میزان نزدیکی نسبی هر گزینه به نقطه ایده‌آل مثبت، محاسبه می‌شود (می‌توان بر حسب دوری از نقطه ایده‌آل منفی هم محاسبات را انجام داد). میزان نزدیکی نسبی هر گزینه به نقطه ایده‌آل مثبت، طبق فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$CL_i^* = \frac{d_i^-}{d_i^- + d_i^+} \qquad 0 < CL_i^* < 1$$ (رابطه ۸)

در اینجا مقدار $CL_i^*$ بین صفر و یک است.

۷- محاسبه نسبت‌های نزدیکی به نقطه ایده‌آل مثبت

درنهایت، نسبت‌های نزدیکی به نقطه ایده‌آل مثبت محاسبه شده و هرچه این مقدار به یک نزدیکتر باشد، راهکار به جواب ایده‌آل نزدیکتر است و راهکار بهتری می‌باشد؛ یعنی اینکه منطبق بر نقطه ایده‌آل مثبت $A^+$ است.

1. Relative Closeness

**۲. انتخاب عوامل و مؤلفه‌های اثرگذار و پایه‌های آماری**

جامعه آماری پژوهش، چهار استان ساحلی جنوبی کشور شامل: بوشهر، سیستان و بلوچستان، خوزستان و هرمزگان و دوره زمانی مورد بررسی، به صورت مقطعی و مربوط به سال ۱۳۹۷ است. از آنجایی که محدودیت شدید در وجود و دسترسی به آمار و اطلاعات وجود داشت و با تلاش های زیاد محققان فقط به داده‌های یک‌سال دست یافتیم، دوره مورد بررسی، مقطعی و نتایج آن، مختص سال ۱۳۹۷ بوده و نتایج و رتبه‌بندی‌ها، به سال‌های دیگر قابل تعمیم نیست. روش مورد استفاده برای رتبه بندی و شاخص‌های به‌کار گرفته شده در این پژوهش، می‌تواند برای تحقیقات آتی سایر پژوهشگران و یا مؤسسات، مفید واقع شود.

جدول ۱، موقعیت جغرافیایی و برخی ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی چهار استان فوق را نشان می‌دهد.

**جدول ۱.** ویژگی‌های جغرافیایی، اقتصادی و اجتماعی چهار استان ساحلی جنوبی

| استان | طول جغرافیایی* | عرض جغرافیایی* | مساحت کل* | طول سواحل* | جمعیت * | سهم بخش گردشگری در تولید * | شاخص توسعه انسانی* | درصد با سوادی* | تعداد کل گردشگران ** |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| بوشهر | ۵۰/۰۶ - ۵۲/۵۶ طول شرقی | ۱۶/۲۷- ۱۸/۳۰ عرض شمالی | ۲۲,۷۴۲ | ۹۳۷ | ۱,۱۶۳,۴۰۰ | ۴/۳۶ | ۰/۸۱۱ | ۲/۸۹ | ۱,۳۴۱,۶۱۳ |
| خوزستان | ۳۲/۴۷- ۳۹/۵۰ طول غربی | ۵۷/۲۹-۳۳ عرض جنوبی | ۶۴,۰۵۴ | ۱۱۵۸ | ۴,۷۱۰,۵۰۶ | ۱/۳۹ | /۸۰۱ | ۳/۸۶ | ۲,۷۳۳,۶۱۹ |
| سیستان و بلوچستان | ۵۰/۵۸- ۲۱/۶۳ طول شرقی | ۰۳/۲۵- ۲۷/۳۱ عرض شمالی | ۱۸۰,۷۲۶ | ۵۴۱ | ۲,۷۷۵,۰۱۴ | ۵/۴۸ | ۰/۶۸۷ | ۷۶ | ۸۴۷,۸۰۲ |
| هرمزگان | ۴۱/۵۳- ۱۵/۵۹ طول شرقی | ۲۴/۲۵- ۲۸۵۷ عرض شمالی | ۷۰,۶۹۷ | ۲۲۳۸ | ۱,۷۷۶,۴۱۵ | ۸/۳۸ | ۰/۷۶۸ | ۸/۸۷ | ۲,۹۵۹,۶۰۷ |

منابع: * مرکز آمار ایران ** سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران ۱۳۹۷

طبق بررسی مبانی نظری و ادبیات پژوهش، متغیرهای مختلفی می‌توانند بر پتانسیل گردشگری دریایی اثرگذار باشند. در این پژوهش، سعی شده با بررسی این ادبیات، چهارچوبی برای متغیرهای اثرگذار تعریف گردد و همه متغیرهای احتمالی که بر پتانسیل گردشگری دریایی اثرگذار هستند، احصاء شود. این شاخص‌ها و مؤلفه‌های آنها به قرار زیر می‌باشند:

۱- شاخص امکانات زیرساخت گردشگری، شامل: حمل‌ونقل، اماکن اقامتی، تور گردشگری و دفاتر خدمات مسافرتی و رستوران؛

۲- شاخص دسترسی متقاضیان، شامل معکوس مسافت به‌ازای یک نفر جمعیت ساکن در ایران. این شاخص ترکیبی از جمعیت همه استان‌های کشور و فاصله مرکز آنها تا مرکز استان‌های ساحلی جنوبی مورد

مطالعه است. فاصله دو مرکز استان، به عنوان وزن اعمال شده تا فاصله هر نفر جمعیت کشور به استان مورد مطالعه، محاسبه، و سپس معکوس آن در نظر گرفته شده است؛ به‌طوری‌که اندازه دسترسی جمعیت کشور به مقاصد گردشگری استان‌های ساحلی جنوبی را منعکس کند.

۳- شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی، شامل: طول سواحل، تعداد جزایر، پارک ساحلی، تفریحات ساحلی، موزه، قایق و کشتی تفریحی، تعداد بنادر، رویدادهای دریایی و تعداد پروژه‌های سرمایه‌گذاری؛

۴- شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی شامل: تعداد مقاصد طبیعی و تاریخی گردشگری، تعداد گردشگران غیردریایی، و مناطق نمونه گردشگری؛

۵- تعداد گردشگران دریایی.

آمار و اطلاعات متغیرهای فوق، در آمارنامه‌های مختلف مرکز آمار ایران، سالنامه گردشگری ایران که توسط سازمان گردشگری و میراث فرهنگی تهیه شده، و آمارنامه دریایی که توسط سازمان بنادر و دریانوردی تدوین می‌شود و همچنین مراجعه حضوری، طبق جدول ۲ جمع‌آوری شده است.

**جدول ۲.** منابع آمار و اطلاعات متغیرهای تحقیق

| متغیر آماری | منبع |
|---|---|
| تعداد مسافر جابه‌جا شده با حمل و نقل هوایی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد مسافر جابه‌جا شده با حمل و نقل ریلی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد مسافر جابه‌جا شده با حمل و نقل جاده‌ای | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد اماکن اقامتی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد تورها | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد دفاتر مسافرتی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| سفره‌خانه‌های سنتی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| مراکز پذیرایی بین‌راهی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| رستوران‌ها | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| جمعیت استان | مرکز آمار ایران، سال ۱۳۹۷ |
| مسافت مراکز استان‌ها نسبت به یکدیگر | مرکز آمار ایران، سال ۱۳۹۷ |
| طول سواحل (کیلومتر) | سامانه آماری سازمان بنادر و دریانوردی ایران و مراجعه حضوری |
| تعداد جزایر | سازمان بنادر و دریانوردی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| پارک ساحلی | سامانه آماری سازمان بنادر و دریانوردی ایران و مراجعه حضوری |
| موزه | سامانه آماری سازمان بنادر و دریانوردی ایران و مراجعه حضوری |
| تفریحات ساحلی | سامانه آماری سازمان بنادر و دریانوردی ایران و مراجعه حضوری |
| قایق و کشتی تفریحی (فروند) | سامانه آماری سازمان بنادر و دریانوردی ایران و مراجعه حضوری |
| رویدادها | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| بنادر | سازمان بنادر و دریانوردی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد پروژه سرمایه‌گذاری | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |

| متغیر آماری | منبع |
|---|---|
| تعداد مقاصد گردشگری طبیعی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد مقاصد گردشگری تاریخی | آمارنامه صنایع دریایی ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد گردشگران غیردریایی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| مراکز نمونه میراث ملی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| مراکز نمونه میراث جهانی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد خروج و ورود از مرز دریایی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |
| تعداد گردشگران دریایی | سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران، سال ۱۳۹۷ |

در اینجا، آمار مؤلفه‌های مربوط به هر شاخص، مورد محاسبه قرار گرفته، و در جدول‌های ۳ تا ۷، گزارش شده‌اند. در الگوسازی و اجرای مدل، وزن هر کدام از متغیرها و شاخص‌ها به‌دست خواهد آمد و درنهایت، اثر آنها بر گردشگری دریایی استان‌های مورد بحث، مورد تحلیل قرار خواهد گرفت.

برای محاسبه داده‌های شاخص زیرساخت اطلاعات آماری، از منابع مختلف که در بالا ذکر آن رفت، استفاده شده است.

**جدول ۳.** داده‌های شاخص زیرساخت برای استان‌های مورد مطالعه

| استان | شاخص زیرساخت | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | حمل‌ونقل (نفر) | | | اماکن اقامتی | تور و دفاتر | | رستوران‌ها | | |
| | هوایی | ریلی | جاده‌ای | | تور | دفاتر | سفره‌خانه‌های سنتی | مراکز پذیرایی بین‌راهی | رستوران |
| بوشهر | ۱۳۸۶۰۰۰ | ۰ | ۱۲۴۷۰۰۰ | ۳۴ | ۹ | ۳۱ | ۲ | ۲۲ | ۳۴ |
| خوزستان | ۱۹۱۲۵۰۰ | ۱۳۷۸۰۰۰ | ۲۱۲۳۰۰۰ | ۷۲ | ۹۱ | ۱۱۹ | ۸ | ۱۴ | ۲۶ |
| سیستان و بلوچستان | ۷۱۰۰۰۰ | ۰ | ۹۷۹۰۰۰ | ۳۲ | ۶ | ۱۹ | ۳ | ۹ | ۴۴ |
| هرمزگان | ۴۲۹۹۰۰۰ | ۵۹۷۰۰۰ | ۸۹۸۰۰۰ | ۴۷ | ۹۰ | ۷۱ | ۴۶ | ۷۵ | ۳۰ |

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های آماری مختلف

برای محاسبه شاخص دسترسی، از جمعیت استان‌های مختلف و فاصله مرکز آنها تا مرکز استان‌های مورد مطالعه، استفاده شده، به‌طوری‌که میانگین فاصله موزون هر نفر گردشگر مستعد داخلی، در جدول ۴ به‌دست آمده است.

شاخص دسترسی[1] $(A_j)$ از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$A_J = \frac{\sum_{i=1}^{31} p_i \, d_{ij}}{\sum_{i=1}^{31} p_i}$$

1. Access Index

که در آن: $p_i$ جمعیت ۳۱ استان $(i = 1,2, \dots ,31)$ و $d_{ij}$ فاصله مرکز هر استان $(i)$ تا مرکز ۴ استان ساحلی جنوبی $(j)$ است. این شاخص هر چه کوچکتر باشد، یعنی جمعیت بزرگتری، دسترسی به جاذبه‌های آن استان دارند و یا دسترسی به جاذبه‌های آن استان، بالاتر (به‌طور متوسط، هر نفر جمعیت داخلی، چند کیلومتر باید بپیماید تا به مقصد گردشگری در استان مورد نظر برسد) است.

**جدول ۴.** محاسبه شاخص دسترسی (کیلومتر به ازای هر نفر)

| استان | ۲- شاخص دسترسی |
|---|---|
| بوشهر | ۱۱۹۵/۷ |
| خوزستان | ۹۷۰/۳ |
| سیستان و بلوچستان | ۱۴۷۷/۲ |
| هرمزگان | ۱۴۲۴/۵ |

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس جمعیت استان‌ها و فاصله مرکز آنها تا مرکز استان مورد مطالعه

داده‌های مؤلفه‌های شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی بر اساس منابع آماری مختلف و سالنامه سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران و آمارنامه صنایع دریایی، استخراج شده است.

**جدول ۵.** داده‌های شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی

| استان | ۳- شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ۳-۱- جاذبه‌های طبیعی | | ۳-۲- جاذبه های انسان ساخت | | | | | | |
| | طول سواحل (کیلومتر) | تعداد جزایر | پارک ساحلی | موزه | تفریحات ساحلی | قایق و کشتی تفریحی (فروند) | رویدادها | بنادر | تعداد پروژه سرمایه‌گذاری |
| بوشهر | ۹۳۷ | ۱۶ | ۵ | ۲ | ۷ | ۴۴۴ | ۳ | ۷ | ۷ |
| خوزستان | ۱۱۸۵ | ۵ | ۳ | ۱۰ | ۵ | ۷۴۴ | ۲ | ۵ | ۵ |
| سیستان و بلوچستان | ۵۴۱ | ۰ | ۲ | ۳۵ | ۷ | ۱۹۶۱ | ۰ | ۱۰ | ۱۰ |
| هرمزگان | ۲۲۳۸ | ۱۵ | ۱۱ | ۷ | ۱۳ | ۱۸۷۳ | ۵ | ۶ | ۱۹ |

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس منابع مختلف آماری و سالنامه گردشگری ایران و آمارنامه دریایی

داده‌های مؤلفه‌های شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی و شاخص تعداد گردشگران دریایی نیز بر اساس سالنامه سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران و آمارنامه صنایع دریایی، در جدول ۶ و ۷ منعکس شده‌اند.

**جدول ۶.** داده‌های شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی

| استان | ۴- شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ۴-۱- تعداد مقاصد گردشگری | | ۴-۲- تعداد گردشگران | ۴-۳- نمونه گردشگری | |
| | طبیعی | تاریخی | | میراث ملی | میراث جهانی |
| بوشهر | ۲ | ۶ | ۲۶۳۳۰۰۰ | ۳ | ۰ |
| خوزستان | ۱۲ | ۱۵ | ۵۴۱۳۵۰۰ | ۳ | ۶ |
| سیستان و بلوچستان | ۱۰ | ۵ | ۱۶۸۹۰۰۰ | ۳ | ۲ |
| هرمزگان | ۱۴ | ۱۰ | ۵۷۹۴۰۰۰ | ۳ | ۰ |

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس منابع مختلف آماری و سالنامه گردشگری ایران و آمارنامه دریایی

**جدول ۷.** داده‌های شاخص تعداد گردشگران دریایی

| استان | ۵- تعداد گردشگران دریایی (نفر) | |
|---|---|---|
| | ۵-۱- خروج و ورود از مرز دریایی | ۵-۲- گردشگران دریایی |
| بوشهر | ۲۵۱۱۳ | ۱۳۴۱۶۱۳ |
| خوزستان | ۲۶۸۶۹ | ۲۷۳۳۶۱۹ |
| سیستان و بلوچستان | ۳۳۰۲ | ۸۴۷۸۰۲ |
| هرمزگان | ۶۲۶۰۷ | ۲۹۵۹۶۰۷ |

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس سالنامه سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران و آمارنامه صنایع دریایی

## اجرای مدل و یافته‌ها

### ۱. اجرای مدل

گام اول و دوم: تشکیل ماتریس و نرمال‌سازی شاخص‌ها

پس از تشکیل ماتریس معیارها و گزینه‌ها، با توجه به اینکه واحدهای هر یک از شاخص‌ها متفاوت می‌باشد، واحدها یکسان‌سازی، و براساس روش گفته شده در گام دوم مدل پژوهش، داده‌ها نرمالیزه می‌شوند.

گام سوم: وزن‌دهی مؤلفه‌ها، زیرشاخص‌ها و شاخص‌ها

محاسبه اوزان شاخص‌ها، نقش بسیار تعیین کننده‌ای در حل مسائل تصمیم‌گیری دارد. محاسبه وزن به دو صورت زیر، مورد بحث قرار می‌گیرد:

۱- وزن نسبی [1]

۲- وزن نهایی [2]

در روش‌های محاسبه وزن نسبی، ماتریس تصمیم به‌طور عمده، به دو گروه روش‌های دقیق و روش‌های تقریبی تقسیم می‌شوند که در این پژوهش، از روش مجموع ستونی در روش‌های تقریبی استفاده شده است.

در روش مجموع ستونی، سعی بر این است که ماتریس مربعی مقایسات زوجی به ماتریس سطری به عنوان ماتریس اوزان تبدیل شود. بنابراین، مؤلفه‌های هر ستون را با هم جمع می‌کنیم تا یک بردار سطری حاصل گردد که به عنوان نماینده وزن آن ستون قرار می‌دهیم. حال باید معکوس مؤلفه‌های ماتریس سطری به‌دست آمده را محاسبه کرد. در نهایت، مجموع مؤلفه‌های ماتریس نهایی را به دست می‌آوریم و تمام مؤلفه‌ها را بر آن تقسیم می‌کنیم تا مجموع اعداد نهایی برابر یک گردد؛ که هم برای مؤلفه‌ها و هم برای زیرشاخص‌ها انجام می‌گیرد و درنهایت، برای شاخص‌های اصلی نیز اوزان، محاسبه می‌گردد. جدول ۸، اوزان محاسبه شده برای هر یک از شاخص‌ها، زیرشاخص‌ها و مؤلفه‌ها را نشان می‌دهد.

**جدول ۸.** وزن شاخص‌ها، زیرشاخص‌ها و مؤلفه‌ها

| مؤلفه | وزن | زیرشاخص | وزن | شاخص | وزن | شاخص کل |
|---|---|---|---|---|---|---|
| هوایی | ۰/۴ | ۱-۱- حمل‌ونقل | ۰/۳ | ۱- شاخص زیرساخت | ۰/۱۶ | شاخص کل گردشگری دریایی |
| ریلی | ۰/۲۴ | | | | | |
| جاده‌ای | ۰/۳۶ | | | | | |
| | | ۲-۱- اماکن اقامتی | ۰/۲ | | | |
| تور گردشگری | ۰/۳۳ | ۳-۱- تور و دفاتر | ۰/۳ | | | |
| دفاتر خدمات مسافرتی | ۰/۶۷ | | | | | |
| سفره‌خانه‌های سنتی | ۰/۳۹ | ۴-۱- رستوران | ۰/۲ | | | |
| مراکز پذیرایی بین راهی | ۰/۲۱ | | | | | |
| رستوان | ۰/۳ | | | | | |
| | | | | ۲- شاخص دسترسی | ۰/۱ | |
| طول سواحل | ۰/۶۳ | ۱-۳- جاذبه‌های طبیعی | ۰/۳۵ | ۳- شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی | ۰/۲۷ | |
| تعداد جزایر | ۰/۳۷ | | | | | |
| تعداد پارک‌های ساحلی | ۰/۱۷ | ۲-۳- جاذبه های انسان ساخت | ۰/۶۵ | | | |
| موزه | ۰/۰۸ | | | | | |
| تفریحات ساحلی | ۰/۲۱ | | | | | |
| قایق و کشتی تفریحی | ۰/۱۶ | | | | | |

1. Local priority
2. Overall priority

| مؤلفه | وزن | زیرشاخص | وزن | شاخص | وزن | شاخص کل |
|---|---|---|---|---|---|---|
| رویدادهای دریایی | ۰/۱۲ | | | | | |
| بنادر | ۰/۱۶ | | | | | |
| تعداد پروژه‌های سرمایه‌گذاری | ۰/۱ | | | | | |
| مقاصد طبیعی | ۰/۶۱ | ۴-۱- تعداد مقاصد گردشگری | ۰/۱۴ | ۴- شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی | ۰/۱۸ | |
| مقاصد تاریخی | ۰/۳۹ | | | | | |
| | | ۴-۲- تعداد گردشگران | ۱ | | | |
| میراث ملی | ۰/۴۱ | ۴-۳- مناطق نمونه گردشگری | ۰/۳۴ | | | |
| میراث جهانی | ۰/۵۹ | | | | | |
| | | ۵-۱- خروج و ورود از مرز دریایی | ۰/۳۸ | ۵- تعداد گردشگران دریایی | ۰/۲۹ | |
| | | ۵-۲- گردشگران دریایی | ۰/۶۲ | | | |

منبع: محاسبات پژوهش

پس از محاسبه اوزان، وزن‌هایی که به‌دست آمده را نرمال‌سازی کرده، وزن هر شاخص را در ستون مربوط به آن شاخص، در ماتریس بی‌مقیاس شده ضرب می‌کنیم، تا ماتریس وزین به شرح جدول ۹ حاصل شود.

**جدول ۹.** ماتریس وزین

| استان | ۱- زیرساخت | ۲- دسترسی | ۳- شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی | ۴- شاخص جاذبه‌های گردشگری غیردریایی | ۵- تعداد گردشگران دریایی |
|---|---|---|---|---|---|
| بوشهر | ۲/۱۶ | ۰/۴۶ | ۳/۳۲ | ۱/۱۹ | ۰/۶۴ |
| خوزستان | ۵/۰۳ | ۰/۳۷ | ۲/۵۲ | ۳/۳۹ | ۰/۹۹ |
| سیستان و بلوچستان | ۱/۷۴ | ۰/۵۷ | ۳/۴۹ | ۱/۲۷ | ۰/۲۳ |
| هرمزگان | ۵/۶۳ | ۰/۵۵ | ۵/۹۶ | ۲/۳۳ | ۱/۵۴ |

منبع: محاسبات پژوهش

گام چهارم: پیدا کردن نقاط ایده‌آل مثبت و منفی

در این مرحله، مطابق روابط داده شده مربوط به گام چهارم، نقاط ایده‌آل مثبت و منفی شاخص‌های مورد مطالعه، طبق جدول ۱۰ محاسبه شده است.

**جدول ۱۰.** نقاط حداکثر و حداقل شاخص‌های مورد مطالعه

| شرح | مقدار |
|---|---|
| نقاط حداکثر و حداقل شاخص زیرساخت | $A^+$= ۵/۶۳<br>$A^-$ =۱/۷۴ |
| نقاط حداکثر و حداقل شاخص دسترسی | $A^+$= ۰/۳۷<br>$A^-$ = ۰/۵۷ |
| نقاط حداکثر و حداقل شاخص جاذبه گردشگری دریایی | $A^+$= ۵/۹۶<br>$A^-$ = ۲/۵۲ |
| نقاط حداکثر و حداقل شاخص جاذبه گردشگری غیردریایی | $A^+$= ۳/۳۹<br>$A^-$ = ۱/۲۷ |
| نقاط حداکثر و حداقل شاخص تعداد گردشگران دریایی | $A^+$= ۱/۵۴<br>$A^-$ = ۰/۲۳ |

منبع: محاسبات پژوهش

گام پنجم: محاسبه فاصله هندسی تک‌تک گزینه‌ها نسبت به نقاط ایده‌آل مثبت و منفی

حال طبق توضیحات ارائه شده در گام پنجم، فاصله تک‌تک گزینه‌ها نسبت به نقاط ایده‌آل مثبت و منفی، به شرح جدول ۱۱، محاسبه می‌گردد.

**جدول ۱۱.** ایده‌آل‌های مثبت و منفی استان‌ها

| نام استان | مقدار |
|---|---|
| بوشهر | $d_1^+$= ۴/۹۶<br>$d_1^-$ = ۱/۱ |
| خوزستان | $d_2^+$ = ۳/۵۳<br>$d_2^-$ = ۳/۹۹ |
| سیستان و بلوچستان | $d_3^+$ = ۵/۲۴<br>$d_3^-$ = ۰/۹۷ |
| هرمزگان | $d_4^+$ = ۱/۰۷<br>$d_4^-$ = ۵/۴۵ |

منبع: محاسبات پژوهش

گام ششم: بررسی و اولویت‌بندی نسبت نزدیکی به نقاط ایده‌آل مثبت و منفی

در این بخش طبق مباحث مطرح شده در گام ششم، نسبت نزدیکی به نقاط ایده‌آل مثبت محاسبه و اولویت‌بندی می‌شود (امیری و همکاران، ۱۳۹۶:۴۰).

**جدول ۱۲.** نسبت نزدیکی به نقاط ایده‌آل مثبت برای هر کدام از استان‌ها

| نام استان | مقدار |
|---|---|
| بوشهر | $CL_{\text{بوشهر}} = 0.18$ |
| خوزستان | $CL_{\text{خوزستان}} = 0.53$ |
| سیستان و بلوچستان | $CL_{\text{سیستان}} = 0.15$ |
| هرمزگان | $CL_{\text{هرمزگان}} = 0.83$ |

منبع: محاسبات پژوهش

**۲. یافته‌ها**

**- رتبه شاخص کل گردشگری دریایی استان‌ها**

همان‌طور که در گام ششم گفته شد، بعد از به‌دست آوردن نسبت نزدیکی برای تمام گزینه‌ها، با مرتب کردن گزینه‌ها، هر گزینه‌ای که دارای مقدار نسبت نزدیکی بیشتری به ایده‌آل مثبت باشد، از ارجحیت بیشتری برای انتخاب برخوردار است. بنابر نتایج، رتبه‌بندی چهار استان ساحلی جنوبی در گردشگری دریایی، به‌ترتیب، عبارت است از:

رتبه اول: استان هرمزگان؛ رتبه دوم: استان خوزستان؛ رتبه سوم: استان بوشهر و رتبه چهارم: استان سیستان و بلوچستان.

حال با توجه به یافته‌های حاصله، می‌توان رتبه استان‌ها در شاخص‌ها، زیرشاخص‌ها و مؤلفه را نیز گزارش کرد.

**- رتبه استان‌ها در هر کدام از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها**

**الف) شاخص زیرساخت و زیرشاخص‌های آن**

طبق محاسبات شاخص زیرساخت و رتبه‌بندی استان‌ها در این شاخص و زیرشاخص‌های آن در جدول ۱۳، رتبه استان‌ها در شاخص زیرساخت، عبارت است از: استان هرمزگان رتبه اول، استان خوزستان رتبه دوم، استان بوشهر رتبه سوم و استان سیستان و بلوچستان رتبه چهارم. رتبه استان‌ها در این شاخص همانند رتبه آنها در شاخص کل گردشگری دریایی، در همان راستا است.

**جدول ۱۳.** مقایسه رتبه استان‌ها در شاخص زیرساخت، زیرشاخص و مؤلفه‌های آن

| استان | حمل‌ونقل | | اماکن | | تور | | رستوران | | شاخص زیرساخت | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه |
| بوشهر | ۰/۰۷ | ۳ | ۰/۰۶۵ | ۳ | ۰/۰۰۶ | ۳ | ۰/۰۴۳۸ | ۳ | ۰/۱۹ | ۳ |
| خوزستان | ۰/۱۹ | ۱ | ۰/۱۴ | ۱ | ۰/۰۶ | ۱ | ۰/۰۴۳۲ | ۴ | ۰/۴۵ | ۲ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۰۵ | ۴ | ۰/۰۶۴ | ۴ | ۰/۰۰۳ | ۴ | ۰/۰۴۷۷ | ۲ | ۰/۱۶ | ۴ |
| هرمزگان | ۰/۱۶ | ۲ | ۰/۰۹۶ | ۲ | ۰/۰۶۹۳ | ۲ | ۰/۱۴ | ۱ | ۰/۴۷ | ۱ |

منبع: محاسبات پژوهش

**ب) شاخص دسترسی**

طبق محاسباتی که برای شاخص دسترسی در جدول ۱۴ ارائه شده است، استان خوزستان رتبه اول، استان بوشهر رتبه دوم، استان هرمزگان رتبه سوم و استان سیستان و بلوچستان رتبه چهارم را دارد. استان هرمزگان گرچه در گردشگری دریایی به رتبه اول دست یافت اما در شاخص دسترسی، رتبه سوم را دارد و

زیرساخت‌ها و امکانات این استان بر دسترسی نسبی پایین آن نسبت به خوزستان، غلبه کرده است و آن را در جایگاه اول گردشگری دریایی قرار داده است.

**جدول ۱۴.** مقایسه رتبه استان‌ها در شاخص دسترسی

| استان | شاخص دسترسی | |
|---|---|---|
| | شاخص | رتبه |
| بوشهر | ۰/۵۸ | ۲ |
| خوزستان | ۰/۹۱ | ۱ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۴۱ | ۴ |
| هرمزگان | ۰/۴۵ | ۳ |

منبع: محاسبات پژوهش

**ج) شاخص جاذبه گردشگری دریایی و زیرشاخص‌های آن**

در رتبه‌بندی شاخص جاذبه گردشگری دریایی براساس جدول ۱۵، استان هرمزگان رتبه اول، استان بوشهر رتبه دوم، استان سیستان و بلوچستان رتبه سوم و استان خوزستان رتبه چهارم را دارد. استان خوزستان نسبت به دیگر استان‌های ساحلی جنوبی در جاذبه‌های انسان‌ساخت، ضعیف‌تر است؛ گرچه رتبه سوم در جاذبه‌های طبیعی دریایی نیز دارد.

**جدول ۱۵.** مقایسه رتبه استان‌ها در شاخص جاذبه گردشگری دریایی و زیرشاخص‌های آن

| استان | جاذبه طبیعی | | جاذبه انسان‌ساخت | | جاذبه گردشگری دریایی | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه |
| بوشهر | ۰/۱۶ | ۲ | ۰/۲۲ | ۳ | ۰/۳۸ | ۲ |
| خوزستان | ۰/۱۲ | ۳ | ۰/۱۷ | ۴ | ۰/۳ | ۴ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۰۴ | ۴ | ۰/۲۹ | ۲ | ۰/۳۳ | ۳ |
| هرمزگان | ۰/۲۶ | ۱ | ۰/۴۳ | ۱ | ۰/۷ | ۱ |

منبع: محاسبات پژوهش

**د) شاخص جاذبه گردشگری غیردریایی و زیرشاخص‌های آن**

طبق محاسبات انجام شده برای رتبه‌بندی استان‌ها در شاخص جاذبه گردشگری غیردریایی، براساس جدول ۱۶، استان خوزستان رتبه اول، استان هرمزگان رتبه دوم، استان سیستان و بلوچستان رتبه سوم و

استان بوشهر، رتبه چهارم را دارد. خوزستان به واسطه پتانسیل‌های زیادی که در بخش گردشگری غیردریایی دارد، می‌تواند پیوند این زیربخش را با گردشگری دریایی برقرار، و از این پتانسیل استفاده کند که لازمه آن، سرمایه‌گذاری در جاذبه‌های انسان‌ساخت در سواحل و جزایر می‌باشد.

**جدول ۱۶.** مقایسه رتبه استان‌ها در شاخص جاذبه گردشگری غیردریایی و زیرشاخص‌های آن

| استان | مقاصد | | تعداد گردشگران | | مناطق نمونه گردشگری | | جاذبه گردشگری غیر دریایی | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه | شاخص | رتبه |
| بوشهر | ۰/۰۲۴ | ۴ | ۰/۱۵ | ۳ | ۰/۰۶ | ۴ | ۰/۲۴ | ۴ |
| خوزستان | ۰/۰۸۹ | ۱ | ۰/۳۲ | ۲ | ۰/۲۵ | ۱ | ۰/۶۷ | ۱ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۰۵۳ | ۳ | ۰/۰۹۸ | ۴ | ۰/۱۳ | ۲ | ۰/۲۸ | ۳ |
| هرمزگان | ۰/۰۸۳ | ۲ | ۰/۳۴ | ۱ | ۰/۰۷ | ۳ | ۰/۵ | ۲ |

منبع: محاسبات پژوهش

**هـ) شاخص تعداد گردشگران دریایی**

این شاخص، یک تقریب از وجود جاذبه‌های گردشگری است، به این ترتیب که به عنوان یک شاخص بالفعل برای تخمین وضعیت جاذبه‌های گردشگری دریایی، به کار گرفته می‌شود. رتبه‌بندی استان‌ها بر اساس شاخص تعداد گردشگران دریایی، براساس جدول ۱۷، به قرار ذیل است: استان هرمزگان رتبه اول، استان خوزستان رتبه دوم، استان بوشهر رتبه سوم و استان سیستان و بلوچستان، رتبه چهارم را دارد.

این شاخص، هم‌راستا با شاخص کل پتانسیل گردشگری دریایی استان‌ها بوده، و حاکی از تحقق عملی مزیت‌های طبیعی و انسان‌ساخت در حوزه گردشگری دریایی در چهار استان ساحلی جنوبی کشور است.

**جدول ۱۷.** مقایسه رتبه استان‌ها در شاخص تعداد گردشگران دریایی

| استان | تعداد گردشگران دریایی | |
|---|---|---|
| | شاخص | رتبه |
| بوشهر | ۰/۳۱۵۲ | ۳ |
| خوزستان | ۰/۵۲۷۴ | ۲ |
| سیستان و بلوچستان | ۰/۱۳۳ | ۴ |
| هرمزگان | ۰/۷۴۸۴ | ۱ |

منبع: محاسبات پژوهش

## نتیجه گیری

با توجه به آنچه بیان گردید، می‌توان جایگاه استان خوزستان در گردشگری دریایی بین استان‌های ساحلی جنوبی کشور را بدین گونه تحلیل نمود که استان خوزستان، از نظر شاخص زیرساخت در زیرشاخص‌های حمل‌ونقل، اماکن اقامتی و تورهای مسافرتی، رتبه اول را دارد که نقطه قوت استان است اما در زیرشاخص رستوران، رتبه چهارم را دارد که نقطه ضعف استان است که می‌تواند مورد توجه قرار گیرد و با تأسیس رستوران‌های ساحلی، این ضعف را جبران نماید.

در شاخص دسترسی هر فرد از کشور به مراکز استان‌های ساحلی جنوبی، استان خوزستان رتبه اول را دارد که می‌توان از این نقطه قوت استان استفاده نمود و با تبلیغات، تخفیفات و تشویقات لازم، گردشگران بیشتری را به این استان جذب نمود.

استان خوزستان از نظر شاخص جاذبه‌های گردشگری دریایی در زیرشاخص جاذبه‌های طبیعی، در رتبه سوم و در زیرشاخص جاذبه‌های انسان‌ساخت، در رتبه چهارم قرار دارد که پیشنهاد می‌گردد، به تقویت جاذبه‌های انسان‌ساخت پرداخته شود و جاذبه‌های طبیعی موجود، از حالت یک مزیت استفاده نشده، به یک مزیت مدیریت شده یا ژنریک تبدیل گردد.

در جاذبه‌های گردشگری غیردریایی، استان خوزستان، جایگاه خوبی دارد که می‌شود این ظرفیت را به عنوان نقطه قوت گردشگری این استان مورد توجه قرار داد و پیشنهاد می‌گردد که از این ظرفیت، برای توسعه گردشگری دریایی استان و پیوند با آن استفاده نمود. بسته‌های تورهای گردشگری، می‌توانند به پیوند این دو زیر بخش گردشگری کمک نمایند.

از نظر شاخص تعداد گردشگران دریایی، استان خوزستان در جایگاه دوم قرار دارد و با توجه به پتانسیل استان در دسترسی، حمل‌ونقل و زیرساخت‌های گردشگری، این استان می‌تواند به‌نسبت، وضعیت بهتری داشته باشد. گرچه آنچه تحقق یافته است، با پتانسیل های طبیعی موجود همخوانی دارد ولی برنامه‌ریزان می‌توانند با توسعه جاذبه‌های انسان ساخت، بر جذب گردشگر دریایی بیفزایند.

دو شاخص تعداد گردشگران غیردریایی و تعداد گردشگران دریایی در رتبه بندی چهار استان، هم‌راستا هستند؛ بدین معنی که این دو شاخص می‌توانند یک پراکسی و تقریب خوب از وجود جاذبه‌های گردشگری غیردریایی و دریایی در این چهار استان ساحلی جنوبی کشور باشند.

در تحلیل نتایج، می‌باید این نکته مهم مورد توجه قرار گیرد که با توجه به وجود تفاوت در کاربری و پتانسیل‌های متفاوت استان‌های ساحلی، نمی‌توان انتظار داشت که همه آنها در جذب گردشگری دریایی فعالیت داشته باشند. گرچه این استان‌ها دارای ساحل هستند اما با توجه به محدودیت‌های سرمایه‌گذاری، هر کدام ممکن است اولویت‌های اقتصادی مهم‌تری داشته باشند و به‌فرض، در یک استان، توسعه گردشگری غیردریایی از توجیه اقتصادی بالاتری برخوردار باشد. لذا نتایج فوق، فقط پتانسیل‌های توسعه گردشگری دریایی را بحث می‌کند و ممکن است در عمل و اجرا، توجیه‌ها متفاوت باشد.

با همه این اوصاف، توسعه تدریجی گردشگری، فرصت بیشتری را نیز برای ساکنان محلی فراهم می‌کند تا خود را با گردشگری وفق دهند، آموزش بینند و از مزایای آن بهره ببرند. گردشگری، شغل پایدار

ایجاد می‌کند که اثرات سریز اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بی‌شماری دارد و محاسبه دقیق آن، در مدل‌های کمی نمی‌گنجد.

همچنین باید به این نکته هم توجه کرد که استان خوزستان پس از جنگ، باز سازی کامل نشده است و یا نظام تدبیر و حکمرانی این استان، سرمایه‌های خود را از دست داده و هنوز نتوانسته است که به‌طور کامل، ساماندهی و با کیفیت شود. این امر، می‌تواند در توسعه زیر ساخت‌ها و جذب گردشگری نیز اثرگذار باشد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


ابراهیم‌زاده، عیسی؛ ضیائی، محمود و دلشاد، علی. (۱۳۹۱). *اصول و فرآیند برنامه‌ریزی راهبردی توسعه توریسم*. مشهد: انتشارات مرندیز. چاپ اول.

احمدپور، احمد؛ فردوسی، سجاد و شاه‌محمدی، حمیدرضا. (۱۳۹۵). بررسی شاخص‌های گردشگری دریایی در استان‌های ساحلی ایران. *فصلنامه علوم و فناوری دریا*، ۷۸: ۶۴-۵۵.

امانپور، سعید؛ زیاری، کرامت‌اله و امیری فلهیانی، محمدرضا. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر در توسعه صنعت گردشگری شهری با تأکید برعوامل موثر بر رضایتمندی گردشگران (نمونه موردی؛ شهر نورآباد ممسنی). *جغرافیایی سرزمین*، ۱۰(۳۷): ۱۵-۳۱.

امیری، مقصود؛ دارستانی فراهانی، احمد و محبوب قدسی، مهسا. (۱۳۹۶). *تصمیم‌گیری چند معیاره*. تهران: انتشارات دانشگاهی کیان.

پایگاه اطلاعات دریایی ایران. ( ۱۳۹۷). آمارنامه صنایع دریایی ایران، ستاد توسعه فناوری و صنایع دانش بنیان دریایی معاونت علمی و فناوری ریاست جمهوری. http://mitc.isti.ir/uploads/amarnameh_97.pdf

حاجی‌نژاد، علی و طولابی‌نژاد، مهرشاد. (۱۳۹۹). ارتباط عوامل توسعه چشم‌انداز مستقل روستایی و مزایای توسعه گردشگری ساحلی شهرستان چابهار با استفاده از مدل گسترش عملکرد کیفیت (QFD). *فصلنامه مطالعات جغرافیایی نواحی ساحلی*، ۱(۲): ۱۴۰-۱۱۱.

دشتی، سولماز؛ منوری، سید مسعود؛ حسینی، سید محسن؛ ریاضی، برهان و مومنی، منصور. (۱۳۹۶). ارائه معیارهای مناسب برای برنامه‌ریزی صنعت گردشگری در روستای ساحلی ( مطالعه موردی: جزیره قشم). *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*، ۱۹(۴): ۳۰۷-۲۹۵.

زنگی‌آبادی، علی؛ محمدی، جمال و زیرکباش، دیبا. (۱۳۸۷). تحلیل گردشگری داخلی شهر اصفهان. *مجله جغرافیا و توسعه*، (۴)۸: ۱۳۱-۱۵۶.

سازمان بنادر و دریانوردی ایران. (۱۳۹۷). سامانه آماری.

سقایی، محسن؛ امینی‌نژاد، غلامرضا و صبوحی، غلامرضا. (۱۳۹۵). بررسی توانمندی‌های گردشگری شهر ساحلی بوشهر بر اساس مدل سوات و تاپسیس. *جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی*، ۲۷(۱): ۱۲۶-۶۶.

عیسی‌زاده، ابراهیم و آقاسی‌زاده، عبداله. (۱۳۹۰). تأثیر منطقه آزاد چابهار بر توسعه گردشگری حوزه نفوذ آن با بهره‌گیری از مدل رگرسیون و آزمون T-test. *جغرافیا و توسعه*، ۹(۲۱): ۲۶-۵.

غفاری، محمد؛ رضایی دولت آبادی، حسن و دهقان اناری، فرشید. (۱۳۹۳). تحلیل عوامل موثر بر وفاداری گردشگران به مقاصد گردشگری (مورد مطالعه: گردشگران خارجی سفر کرده به اصفهان). *مدیریت فرهنگ‌سازی*، ۳(۳۳): ۵۶۸-۵۵۱.

فن هوو، نوربرت. (۱۳۹۳). *اقتصاد مقاصد گردشگری*. (ا. شفیعی، م. کجوئیان، مترجم) تهران: انتشارات مهکامه.

قنبری، علی. (۱۳۹۱). *توسعه اقتصادی و توسعه انسانی*، تهران: انتشارات چالش.

کمائی‌زاده، یعقوب و رضایی، محمدرضا. (۱۳۹۴). تعیین استراتژی بهینه برای توسعه گردشگری دریایی با استفاده از رهیافت تلفیقی SWOT-ANP (مطالعه موردی: جزیره کیش). *فضای جغرافیایی*، ۱۵(۵۱): ۱۹-۴۳.

مدهوشی، مهرداد و ناصرپور، نادر. (۱۳۸۲). ارزیابی موانع توسعه گردشگری در استان لرستان. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۷(۲۸): ۲۵-۵۸.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۷). سالنامه آماری.

مومنی، منصور. (۱۳۹۰)، *مدل ها و نرم افزارهای تصمیم گیری چند شاخصه*. تهران: نشر مولفین، چاپ اول.

وزارت میراث فرهنگی، گردشگری و صنایع دستی. (۱۳۹۷). سالنامه آماری سازمان میراث فرهنگی و گردشگری ایران. https://www.mcth.ir/documents? Command=Core_Download&EntryId=126

**References**

Amanpour, S., Ziari, K., & Amiri Fallahiani, M. R. (2013). Investigating the effective factors in the development of urban tourism industry with emphasis on effective factors on tourist satisfaction (case study; Noorabad Mamasani city). *Geographical Land*, 10(37), 15-31 . (in Persian).

Amiri, M., Darestani Farahani, A., & Mahboob Ghodsi, M. (2017). *Multi-criteria decision making.* Tehran: Kian University Press. (in Persian).

Asafu-Adjaye, J., & Tapsuwan, S. (2008). A contingent valuation study of scuba diving benefits: Case study in Mu Ko Similan Marine National Park, Thailand. *Tourism Management*, *29*(6), 1122-1130.

Balaguer, J., & Cantavella, M. (2002). Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case. *Applied Economics*, *34*(7), 877-884.

Bridenhann, J., & Eugenia, W. (2004). Tourism routes as a tool for the economic development of rural areas—vibrant hope or impossible dream?. *Tourism Management*, *25*(1), 71-79.

Brunnschweile, J. M. (2010). The Shark Reef Marine Reserve: a marine tourism project in Fiji involving local communities. *Journal of Sustainable Tourism*, *18*(1), 29-42.

Chen, N., Liu, J., Ba, Z., Zhong, J., & Liu, X. (2020). The construction and research of marine tourism management system based on the perspective of industrial integration. *Journal of Coastal Research*, *112*(SI), 132-135.

Clarke, K., & Godfery, J. (2007). Tourism development handbook: a practical approach to planning and marketing. Singapore, Lee press, PP. 1.

Cleverdon, R. G. (2002). Tourism development in the SADC region: the opportunities and challenges. *Development Southern Africa*, *19*(1), 7-28.

Cong, L. C., & Chi, T. T. V. (2021). The sustainability of marine tourism development in the South Central Coast, Vietnam. *Tourism Planning & Development*, *18*(6), 630-648.

Dashti, S., Monavari, S., Hosseini, S., Riazi, B., & Momeni, M. (2017). Providing appropriate criteria for tourism industry planning in Coastal Villages (Case Study:

Qeshm Island). *Journal of Environmental Science and Technology*, 19(4), 295-307 (in Persian).

Djekic, S. (2007). Some structures and principals of sustainable rural tourism. Availlable on ceeol.

Ebrahimzadeh, I., Ziaei, M., & Delshad, A. (2012). Principles and process of strategic planning for tourism development. Mashhad: Marandiz Publications. First Edition. (In Persian).

Fan Hoo, N. (2014). Economics of tourism destinations. (Translated by: A. Shafiei, & M. Kojouian) Tehran: Mahkameh Publications. (in Persian).

Ghafari, M., Rezaei Dolat Abadi, H., & Dehghani Anari, F. (2014). Studying the Effective Factors on the Tourists' Loyalty to Tourism Destinations (Inbound Tourists Who Visited Isfahan as Case Study). *Organizational Culture Management*, 12(3), 551-568. (in Persian).

Ghanbari, A. (2012). Economic development and human development. Tehran: Challenge Publications. (in Persian).

Gunn, C. A., (1993). *Tourism planning: Basics, concepts, cases*. USA: Taylor & Francis Publishing.

Hajinejad, A., & Tuolabi Nejad, M. (2020). Relationship between rural independent landscape development factors and coastal tourism development benefits using Quality Function Deployment (QFD). *Geographical Studies of Coastal Areas Journal*, 1(2), 111-140.( in Persian).

Hwang, C. L., & Yoon, K. (1981). Methods for multiple attribute decision making. In *Multiple attribute decision making* (pp. 58-191). Springer, Berlin, Heidelberg.

Hyun Jeong, K. Ming-Hsiang, C. Soo Cheong, S. (2006). Tourism expansion and economic development: The case of Taiwan, Tourism Management, No. 27. 925–933.

Iran Marine Database. (2018). Statistics of Iran's Marine Industries, Marine Technology and Knowledge-Based Industries Development Headquarters. Vice President for Science and Technology, (In Persian). http://mitc.isti.ir/uploads/amarnameh_97.pdf

Issazadeh, I., & Aghasizadeh, A. (2011). The effect of Chabahar Free Zone on the development of tourism in its area of influence using regression model and T-test. *Geography and Development*, 9(1), 5-26 . (in Persian).

Johnson, A. F., Gonzales, C., Townsel, A., & Cisneros-Montemayor, A. M. (2019). Marine ecotourism in the Gulf of California and the Baja California Peninsula: Research trends and information gaps. *Scientia Marina*, *83*(2), 177-185.

Kamaizadeh, Y., & Rezaei, M. R. (2015). Determining the optimal strategy for the development of maritime tourism using the integrated SWOT-ANP approach (Case study: Kish Island). *Geographical Space*, 15(51), 19-43. (in Persian).

Karani, P., & Failler, P. (2020). Comparative coastal and marine tourism, climate change, and the blue economy in African Large Marine Ecosystems. *Environmental Development*, *36*, 100572.

Kelly, C., Essex, S., & Glegg, G. (2011). Reflective practice for marine planning: A case study of marine nature-based tourism partnerships. *Marine Policy*, *36*(3), 769-781.

Kim, H. J., & Chen, M. H. (2006). Tourism expansion and economic development: The case of Taiwan. *Tourism Management*, *27*(5), 925-933.

Li, J. (2020). The Development Direction of Marine Tourism Based on Mobile Marketing Mode. *Journal of Coastal Research*, *112*(SI), 73-76.

Madhoshi, M., & Naserpour, N. (2003). Assessing barriers to tourism development in Lorestan province. *Quarterly Journal of Business Research,* 7(28), 25-58. (in Persian).

Martínez Vázquez, R. M., Milán García, J., & De Pablo Valenciano, J. (2021). Analysis and trends of global research on nautical, maritime and marine tourism. *Journal of Marine Science and Engineering*, *9*(1), 93.

Mathieson, A., & Wall, G. (1982). *Tourism, economic, physical and social impacts*. Longman.

Mellgren, D. (2007). Travel experts see worrisome downside to ecotourism. http://www.enn.com/ today. html?! d=12788.

Merkel, A., Säwe, F., & Fredriksson, C. (2021). The seaweed experience: exploring the potential and value of a marine resource. *Scandinavian Journal of Hospitality and Tourism*, *21*(4), 391-406.

Miller, M. L. (1993). The rise of coastal and marine tourism. *Ocean & Coastal Management*, *20*(3), 181-199.

Ministry of Cultural Heritage, Tourism and Handicrafts. (2018). Statistical Yearbook of the Cultural Heritage and Tourism Organization of Iran, https://www.mcth.ir/documents?Command=Core_Download&EntryId=126

Momeni, M. (2011). *Models and Multi-Index Decision Making Software*, Tehran: Moalefin, First Edition (in Persian).

Mosse, R. (1973). *Tourism and the Balance of Payments.* Geneva: IUOTO.

Oh, C. O. (2005). The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy. *Tourism management*, *26*(1), 39-44.

Orams, M. B., & Lück, M. (2014). Coastal and marine tourism. *The Wiley-Blackwell Companion to Tourism*, 479-489.

Papageorgiou, M. (2016). Coastal and marine tourism: A challenging factor in Marine Spatial Planning. *Ocean & Coastal Management*, *129*, 44-48.

Pearce, D.C. (1989). *Tourist Development,* London: Longman.

Ports and Maritime Organization of Iran. (2018). statistical system (in Persian).

Saghaei, M., Amininejad, G., & Saboohi, G. (2016). Investigating the tourism capabilities of Bushehr coastal city based on SWAT and TOPSIS models. *Geography and Environmental Planning*, 27(1), 66-126. (in Persian).

Santos, C. F., Ehler, C. N., Agardy, T., Andrade, F., Orbach, M. K., & Crowder, L. B. (2019). Marine spatial planning. In *World seas: An environmental evaluation* (pp. 571-592). Academic Press.

Statistics Center of Iran. (2018). Statistical Yearbook. (in Persian).

Swam, S. A. (2012). Marine tourism and recreation in Sweden. A study for the economic and social analysis of the initial assessment of the marine strategy framework directive. https://www.havochvatten.se/download/18.b62dc9d13823fbe78c800016013/1348912842332/rapport-2012-02-marine-tourism-and-recreation-in-sweden.pdf

Tavana, M., & Hatami-Marbini, A. (2011). A group AHP-TOPSIS framework for human spaceflight mission planning at NASA. *Expert Systems with Applications*, *38*(11), 13588-13603.

Toh, R. S., Khan, H., & Koh, A. J. (2001). A travel balance approach for examining tourism area life cycles: The case of Singapore. *Journal of Travel Research*, *39*(4), 426-432.

Tyrväinen, L., Uusitalo, M., Silvennoinen, H., & Hasu, E. (2014). Towards sustainable growth in nature-based tourism destinations: Clients' views of land use options in Finnish Lapland. *Landscape and Urban Planning*, *122*, 1-15.

Van der Merwe, P., Slabbert, E., & Saayman, M. (2011). Travel motivations of tourists to selected marine destinations. *International Journal of Tourism Research*, *13*(5), 457-467.

Wang, H. (2020). The development of marine sports tourism in the context of the experience economy. *Journal of Coastal Research*, *112*(SI), 84-86.

Wilson, C., & Tisdell, C. (2003). Conservation and economic benefits of wildlife-based marine tourism: sea turtles and whales as case studies. *Human Dimensions of Wildlife*, *8*(1), 49-58.

Zangiabadi, A., Mohammadi, J., & Zirakbash, D. (2006). The Analysis of the Domestic Tourism in Isfahan. *Geography and Development*, 4(8), 131-156. (In Persian).

Zhong, H., Zheng, Y., & Choi, D. H. (2020). The Construction of Marine Media Communication System Based on the Integration of Marine Cultural Industry and Tourism Industry. *Journal of Coastal Research*, *112*(SI), 329-332.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۶۶-۴۵

مقاله پژوهشی

# بررسی مقایسه‌ای کارآمدی استراتژی‌های معاملاتی کانسلیم و ایچیموکو در بورس تهران (گروه‌های نفتی و شیمیایی)[۱]

مهدی پدرام[۲]، معصومه ترکمان‌احمدی[۳] و شادی لطفی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۹

## چکیده

*اهمیت و جایگاه بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ارکان بازار سرمایه بر کسی پوشیده نیست. توفیق فعالین این بازار منوط به تسلط بر ساختار، فرصت‌ها و تهدیدهای آن و همچنین آگاهی از شیوه‌های تحلیل بازارهای مالی است. این پژوهش در این راستا سعی دارد در قلمرو زمانی پژوهش (ابتدای ۱۳۹۷ تا پایان ۱۳۹۸) و در چارچوب جامعه آماری پژوهش که کلیه‌ی شرکت‌های دو گروه نفتی و شیمیایی بورس تهران هستند، به بررسی مقایسه‌ای دو شیوه‌ی تحلیلی کانسلیم و ایچیموکو بپردازد. در این پژوهش ضمن شناسایی سهام برتر بر مبنای کانسلیم، به پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو و ارزیابی بازدهی آن پرداخته شده و در نهایت ضمن معرفی مدل کانسلیم تعدیل شده و متناسب با بورس تهران، به ارزیابی بازدهی استراتژی ترکیبی کانسلیم تعدیل شده و ایچیموکو پرداخته شده است. نتیجه کلی پژوهش به این شکل رقم خورد که بازدهی شیوه معامله‌گری ترکیبی کانسلیم تعدیل شده و ایچیموکو که نرخ معاملات موفق آن در این پژوهش دست‌کم ۶۶ درصد بود، از شیوه سرمایه‌گذاری بر پایه کانسلیم، سودآورتر است. در این مطالعه معیارهای قیمت‌های بالاتر جدید، روند و جهت بازار و حمایت نهادهای پشتیبان که المان‌های تشکیل‌دهنده‌ی کانسلیم تعدیل شده هستند، به عنوان موثرترین شاخصه‌های شناسایی سهام برتر، شناخته شدند.*

**واژگان کلیدی**: بورس اوراق بهادار تهران، تحلیل فنی، تحلیل بنیادی، ایچیموکو، کانسلیم.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *G1, G11, G12, G13, G14, G17.*

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2022.41616.1334

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (mehdipedram@alzahra.ac.ir).

۳. مربی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (torkamanahmadi@gmail.com).

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (shadanlotfi@gmail.com).

امروزه یکی از راه‌کارهای اصلی انباشت و تجهیز منابع سرمایه‌ای و تخصیص بهینه‌ی آن در فعالیت‌های مولد اقتصادی، استفاده از سازوکار بازارهای مالی است. از طرفی با توسعه و گسترش علم انفورماتیک و پردازنده‌ها و به تبع آن، تولید و گسترش نرم‌افزارها و پلتفرم‌های معاملاتی مربوط به بازارهای مالی، روزبه‌روز به تعداد اشخاص حقیقی و حقوقی که تمایل دارند در این گونه بازارها و خصوصاً بازار سهام فعالیت و سرمایه‌گذاری نمایند، افزوده می‌شود و از سوی دیگر فعالیت و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی همواره با ریسک بالایی همراه است و چنانچه اشخاصی که علاقه‌مند ورود به این بازارها هستند از دانش و توان تحلیلی و مدیریت سرمایه‌ی بالایی برخوردار نباشند، نه تنها ممکن است سودآوری نداشته و اندوخته و آورده‌ی خود را از دست بدهند، بلکه می‌توانند با رفتار غیرحرفه‌ای خود، باعث ترس و وحشت دیگران شده و مانع جذب سرمایه‌های قابل توجه‌ی در این بازارها گردند.

عموماً دو شیوه‌ی تحلیل بازار سرمایه تحت عناوین تحلیل بنیادی[1] و تحلیل تکنیکال[2] بین تحلیل‌گران مرسوم هستند. دیدگاه‌های مختلف و گاهاً متضادی در رابطه با برتری و کارآمدی این دو نوع شیوه‌ی تحلیلی وجود دارد. دست‌یابی به پاسخ این سؤال اساسی که کدام یک از این روش‌های تحلیلی، برتری و ارجحیت دارد که بر مبنای شیوه‌های علمی و دانشگاهی استوار باشد و نیز بررسی و آزمایش روشی بینابین و اعتدالی، می‌تواند برای بسیاری از فعالین بازار و به ویژه برای خیل معامله‌گرانی که در سال‌های اخیر به جمع فعالین بورسی پیوسته‌اند و تعدادشان قابل توجه است، بسیار مهم و اثرگذار است. این پژوهش در چارچوب مسأله فوق‌الذکر سعی دارد، علاوه بر بررسی مقایسه‌ای مدل کانسلیم به نمایندگی از شیوه‌ی تحلیلی بنیادی و شاخص ایچیموکو به نمایندگی از روش تحلیل تکنیکی، بر اساس وجود ارتباط المان‌های کانسلیم با بازدهی سهام، به یک شیوه‌ی کانسلیم اصلاحی و تعدیل شده که برای تحلیل بورس اوراق تهران سازگار باشد، دست پیدا کند.

## مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

علی‌رغم هم‌گرایی نسبی طرفداران شیوه‌هایی تحلیلی بنیادی و فنی، اما هم‌چنان جدال و مصاف دیرینه‌ی بین طرفداران متعصب این دو شیوه‌ی تحلیلی به چشم می‌خورد و در این رویارویی هیچ یک نتوانسته‌اند بر دیگری غلبه کنند. به نظر می‌رسد بهتر است یک دید اعتدالی و میانه‌رو فراهم و ترویج شود، به‌طوری که منجر به ترکیب این دو شیوه‌ی تحلیلی گردد؛ بدین معنا که تحلیل‌گران تکنیکال به منظور قوت بخشیدن به تحلیل خود، از نتایج تحلیل‌گران بنیادی استفاده کنند و تحلیل‌گران بنیادی نیز با ادغام روش خود با تحلیل تکنیکال، زمان ورود و خروج بهتری برای معاملات انتخاب نمایند. بنابراین در ادامه به شرح مختصر روش تحلیلی کانسلیم[3] که اغلب معیارهای آن زیرمجموعه‌ی تحلیل بنیادی هستند و نیز شیوه تحلیلی و معاملاتی ایچیموکو[4] که در زمره‌ی

1. Fundamental Analysis
2. Technical Analysis
3. CANSLIM
4. Ichimoku

شیوه‌های تکنیکی است، پرداخته می‌شود. این مطالعه بنا دارد به نمایندگی از شیوه‌های تحلیل بنیادی و تکنیکال، کارآمدی نسبی هر کدام از این مدل تحلیل بازار را بررسی نماید.

**۱- روش تحلیلی کانسلیم**

کانسلیم یک شیوه‌ی تحلیلی و استراتژی معاملاتی است که اغلب معیارهای آن در چارچوب تحلیل بنیادی قرار می‌گیرند. ویلیام‌اونیل[1] مبدع کانسلیم، با بررسی حدود ۶۰۰ سهم طی سال‌های ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۱ میلادی در بازار سرمایه آمریکا دریافت که سهامی که توانسته‌اند سود خوبی ایجاد کنند، دارای هفت ویژگی مشترک بوده‌اند(تهرانی و همکاران، ۱۳۹۳).

حروف تشکیل‌دهنده‌ی اصطلاح کانسلیم از حروف ابتدایی قواعد و معیارهای هفت‌گانه این شیوه به شرح زیر تشکیل شده‌اند:

۱- درآمد جاری(سود فصلی جاری هر سهم)[2]

در استراتژی کانسلیم از افزایش نرخ رشد سود هر سهم در سه ماهه‌ی اخیر به عنوان شاخصی کلیدی جهت رشد شرکت در آینده، استفاده می‌شود. اولین شرط در شیوه‌ی معاملاتی کانسلیم، برای سهامی که جهت خرید انتخاب می‌شوند، رشد قابل ملاحظه‌ی سود سه ماهه‌ی جاری آنان در مقایسه با سه ماهه‌ی مشابه سال قبل است. چنانچه رشد EPS فصل جاری یک شرکت نسبت به فصل مشابه سال قبل بیش از ۲۰٪ باشد، سهام آن شرکت، در زمره سهام برتر قلمداد شده (اونیل، ۲۰۰۴ : ۱۴۶) و آن سهام گزینه‌ی مناسبی برای سرمایه‌گذاری هستند.

۲- رشد درآمدهای سالانه [3]

طبق روش کانسلیم، باید سهام شرکت‌هایی برای سرمایه‌گذاری انتخاب شوند که سود سالانه آن‌ها دست‌کم ۲۵ تا ۵۰ درصد افزایش داشته باشد (اونیل، ۲۰۰۹ : ۱۶۲). بسته به موقعیت، این میزان رشد متفاوت است، اما به طورکلی شرکتی مناسب سرمایه‌گذاری است که درآمد سالانه آن ۲۵٪ یا بیشتر رشد کرده باشد.

۳- محصول، خدمات یا مدیریت جدید[4]

مطابق این معیار کانسلیم، شرکت‌ها باید محصولات یا خدمات جدید و با ارزشی عرضه نمایند و یا به‌خاطر مدیریت جدید و بهبود شرایط صنعت، بازدهی آن‌ها افزایش داشته باشد، تا نسبتاً برتر قلمداد شده و برای سرمایه‌گذاری مناسب باشند (اونیل، ۲۰۰۹ : ۱۷۸). طبیعی است که تولید محصولات و خدمات جدید و همچنین تغییرات مثبت در مدیریت و شیوه‌های اداره‌ی یک شرکت که منجر به افزایش بازدهی شود، سهام آن شرکت را برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر خواهد کرد. این معیار در شیوه کانسلیم باعث می‌شود، سرمایه‌گذاران و فعالین بورس اوراق، ایده‌ی «خرید در قیمت بالا و فروش در قیمت بالاتر» را جایگزین

1. O'Neil
2 .Current Quarterly Earnings Per Share
3. Annual Earnings Increases
4. Newer Companies, New Products, New Management, New Highs of Properly Formed Bases or Management

نگرش «خرید در قیمت پایین و فروش در قیمت بالا» کنند(اونیل، ۲۰۰۹ : ۱۴۶). بررسی ویلیام اونیل در مبحث قیمت جدید بالاتر به یک مفهوم تکنیکی به نام قیمت جدید بالا[1] اشاره دارد؛ قیمت جدید بالا، بالاترین قیمتی است که سهم در طول یک دوره تجربه می‌کند. اگر سهمی یک قیمت جدید بالاتر را در طی یک دوره‌ی زمانی خاص (مثلاً شش ماه) تجربه کند، اصطلاحاً گفته می‌شود قیمت جدید بالا ایجاد شده است (باجوسکی[2]، ۲۰۰۳ : ۱۴). بنابراین در این پژوهش برای سنجش این معیار کانسلیم، از تجربه‌ی قیمت بالاتر جدید سهم در طی دوره‌ی مورد بررسی یا عدم اتفاق آن، استفاده شده است.

۴- عرضه و تقاضا[3]

مطابق مکانیزم عرضه و تقاضا، اگر عرضه‌ی سهمی نسبت به تقاضای آن کمتر باشد، قیمت آن سهم بالا خواهد رفت. بر اساس این موضوع، در استراتژی کانسلیم، خرید سهامی که عرضه‌ی کمتری دارند در اولویت است. بنابراین می‌توان گفت شرکت‌هایی که اساساً تعداد سهام آن‌ها کمتر است و یا درصد سهام شناور آزاد[4] کمتری دارند، سهام آن‌ها برای خرید مناسب‌تر است. اگر تعداد سهام شناور در یک شرکت کمتر از ۲۵ درصد باشد، نشانه‌ی قدرت سهم آن شرکت برای حرکت صعودی است؛ زیرا اگر سهمی که در دست مردم است زیاد باشد، تغییرات اندکی می‌کند. اونیل بر اساس این چارچوب معتقد است: «اشتباه بزرگ آن است که فقط سهام بزرگ، خریداری کنید» (اونیل، ۲۰۰۹: ۱۸۱).

۵- رهبر یا پیرو[5]

در این معیار کانسلیم، پیش‌رو یا پیرو بودن یک شرکت در صنعتی که فعالیت می‌کند، مدنظر است. اونیل معتقد است سهام پیش‌رو، قبل از آن‌که کل بازار وارد روند صعودی شود، شروع به صعود می‌کنند و در هنگام نزولی شدن بازار هم، قبل از نزول بازار، نزول قیمت خود را آغاز خواهند کرد. بنابراین بر اساس این معیار کانسلیم، خرید سهامی که بازار به آن‌ها توجه می‌کند، در اولویت است (اونیل، ۲۰۰۹ : ۱۸۸). ضریب بتا[6] معیاری برای محاسبه ریسک سیستماتیک است و می‌تواند به عنوان شاخصی برای رتبه‌بندی ریسک دارایی‌های مختلف مورد استفاده قرارگیرد[7]. چنانچه ضریب بتا برای یک دارایی از یک بیشتر باشد، نوسانات بازدهی آن سهم بیشتر از نوسانات بازار خواهد بود و آن دارایی ریسک بالایی خواهد داشت. بر عکس ضریب بتای کمتر از یک، به مفهوم نوسانات کمتر قیمت دارایی در مقایسه با نوسانات بازار است و این دارایی نیز دارایی با ریسک پایین نامیده می‌شود (راعی و سعیدی، ۱۳۹۹ : ۸۳). بنابراین در این پژوهش برای تشخیص سهم پیش‌رو از ضریب بتا استفاده شده است.

1. New high
2. Bajkowski
3. Supply and Demand
4. Free Float
5. Leader or Laggard
6. Beta Coefficient
۷. از لحاظ محاسباتی، ضریب بتا شیب معادله‌ی رگرسیون خطی بازده دارایی نسبت به بازده بازار است.

۶- نهاد پشتیبان یا حامی[1]

ششمین شرط در استراتژی کانسلیم بررسی سرمایه‌گذاران نهادی و پشتیبان‌های بزرگ سهم است. بزرگ‌ترین عامل عرضه و تقاضا در تعیین قیمت سهام یک شرکت، خریداران نهادی(خریداران حقوقی) آن شرکت هستند. اونیل پیشنهاد می‌کند فقط سهام دارای حداقل چندین حامی مالی و نهادی خریداری کنید. ایشان افزایش در تعداد سرمایه‌گذاران نهادی خریدار سهم را نیز به عنوان نشانه‌ای مثبت برای سهم قلمداد کرده‌اند (اونیل، ۲۰۰۹ : ۱۹۵-۱۹۸). در این پژوهش با استناد به تأکید اونیل بر اهمیت تعداد سرمایه‌گذاران نهادی خریدار سهام، برای ارزیابی معیار نهاد پشتیبان یا حامی، از تعداد روزهایی که سهامدارن حقوقی دست‌کم ۵۰ درصد حجم خرید را داشته‌اند، استفاده شده است و شرط آن‌که سهمی این معیار کانسلیم را داشته باشد به این صورت تعریف شده است که حداقل در ۵ درصد روزهای معاملاتی، این اتفاق(دست‌کم ۵۰ درصد حجم خرید توسط اشخاص حقوقی) افتاده باشد.

۷- جهت(روند) بازار[2]

یکی از مهم‌ترین پارامترهای مدل کانسلیم، جهت حرکت بازار است، منظور از جهت حرکت، روند صعودی یا نزولی قیمت سهم نیست، بلکه منظور جهت حرکت کل بازار است که با شاخص کل بازار سنجیده می‌شود. اونیل اعتقاد دارد جهت روند، بیشترین وزن را در مدل کانسلیم دارد و عامل جهت بازار مهم‌ترین عامل در تصمیم‌گیری و تحلیل به شمار می‌رود (اونیل، ۲۰۰۸ : ۱۹۹). بدیهی است که همواره شاخص کل، مهم‌ترین ابزار و سنجه‌ی روند و جهت بورس اوراق تهران است، بنابراین در این پژوهش، از روند شاخص کل به عنوان معیار روند بازار استفاده شده است.

**۲- ایچیموکو**

شاخص ایچیموکو کینکو هیو[3] اولین بار توسط یک روزنامه‌نگار ژاپنی به نام هوسودا گوئیچی[4] در سال ۱۹۳۰ طراحی شده است. اجزای تشکیل دهنده‌ی شاخص ایچیموکو عبارتند از:

۱. تنکان‌سن[5]: تنکان‌سن در واقع میانگین متحرک کوتاه‌مدت است و نشان‌گر حرکات قیمتی کوتاه‌مدت بازار است. برای محاسبه‌ی این خط در هر دوره زمانی، پایین‌ترین قیمت ۹ دوره‌ی آخر با بالاترین قیمت ۹ دوره‌ی آخر، جمع شده و بر ۲ تقسیم می‌شود.

۲. کیجون‌سن[6]: کیجون‌سن یا میانگین متحرک میان‌مدت، شاخص حرکات قیمتی میان‌مدت بازار است. نحوه‌ی محاسبه‌ی این خط نیز مشابه تنکان‌سن است با این تفاوت که تنکان‌سن میانگین پایین‌ترین و بالاترین قیمت ۲۶ دوره‌ی آخر را محاسبه می‌کند.

1. Institutional Sponsorship
2. Market Direction
3. Ichimoku Kinkō Hyō
4. Hosoda Goichi
5. Tenkan-sen (Turning Line or Conversion Line)
6. Kijun-sen (Standard Line or Base Line)

۳. چیکواسپن[1]: معادل لاتین چیکواسپن خط کُند یا خط با تأخیر است (الیوت[2]، ۲۰۱۲ : ۴۴). چیکواسپن نمودار خطی قیمتی است که ۲۶ دوره به قبل انتقال یافته است.
۴. سنکواسپن A[3]: خط سنکواسپن A در اندیکاتور ایچیموکو یکی از خطوطی است که حاشیه ابر کومو[4] یا همان ابر ایچیموکو[5] را می‌سازد. برای محاسبه این خط باید ابتدا میانگین دو خط تنکاسن‌سن و کیجون‌سن به‌دست آورد و سپس ۲۶ دوره به سمت راست انتقال داده شود.
۵. سنکواسپن B[6]: دیگر خط تشکیل‌دهنده‌ی حاشیه ابرهای کومو، خط سنکواسپن B است. برای محاسبه این خط میانگین بالاترین قیمت و پایین‌ترین قیمت در ۵۲ دوره‌ی گذشته به دست آمده و سپس ۲۶ دوره به سمت راست انتقال داده می‌شود.

تقاطع‌های اجزاء مختلف سیستم ایچیموکو، حامل پیام‌های مهم و معتبری برای ورود به سهم و خروج از آن هستند. سیستم ایچیموکو، عموماً پنج سیگنال شناخته شده(کلاسیک) تحت عناوین تقاطع تنکان‌سن و کیجون‌سن[7]، تقاطع کیجون‌سن[8]، شکست ابر کومو[9]، تقاطع سنکواسپن[10] و تقاطع چیکواسپن[11] ارائه می‌کند. تقاطع تنکان‌سن و کیجون‌سن یکی از متداول‌ترین سیگنال‌ها در سیستم ایچیموکو است. در این پژوهش تنها این سیگنال مبنای محاسبات قرار گرفته است. این سیگنال زمانی صادر می‌شود که تنکان‌سن از کیجون‌سن عبور نماید؛ چنانچه تنکان‌سن پس از عبور در بالای کیجون‌سن قرار گیرد، سیگنال روند صعودی و ورود به سهم و اگر تنکان‌سن پس از عبور از کیجون‌سن زیر آن قرار گیرد، سیگنال روند نزولی و خروج از سهم صادر خواهد شد.

## پیشینه پژوهش

### پژوهش‌های داخلی

گودرزی و گورانی (۱۴۰۰) در پژوهشی با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی به بررسی کارایی رتبه‌بندی سهام بر اساس معیارهای تحلیل کانسلیم با استفاده از مدل تصمیم‌گیری چندشاخصه فازی[12]، پرداخته‌اند. در این پژوهش که ۳۷ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۶ را مورد مطالعه قرار گرفته، نتیجه نهایی رتبه‌بندی عوامل مدل کانسلیم بر بازده سهام در بورس اوراق تهران عبارتند از: درصد تغییرات سود فصلی، درصد تغییرات سود سالانه، پیش‌رو بودن صنعت شرکت و سهام شناور آزاد.

1. Chikou Span (Lagging Span)
2. Elliot
3. Senkou Span A (Leading Span A)
4. Kumo Cloud
5. Ichimoku Cloud
6. Senkou Span B (Leading Span B)
7. Tenkan Sen / Kijun Sen Cross
8. Kijun Sen Cross
9. Kumo Breakout
10. Senkou Span Cross
11. Chikou Span Cross
12. Fuzzy Multiple Criteria Decision Making (FMCDM)

بافنده‌ایمان‌دوست و همکاران (۱۳۹۸)، برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۲ در پژوهشی با به‌کارگیری استراتژی کانسلیم به انتخاب سهام برتر پرداخته و بازدهی سرمایه‌گذاری در آن سهام را با استفاده کاربرد ابر ایچیموکو در تشخیص زمان ورود و خروج بررسی کرده‌اند. نتایج این بررسی، ضمن تأیید تفکر اونیل، حاکی از آن است که ورود و خروج بر اساس سیگنال‌های ایجیموکو، بازدهی فراتری از کلیت بازار، عاید سرمایه‌گذار خواهد کرد.

داودی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با استفاده از شاخص ایچیموکو به بررسی بازدهی سهام بورس تهران، در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۰ بر اساس سه استراتژی معمولی، محافظه‌کارانه و جسورانه پرداخته‌اند. نتیجه این پژوهش نشان داده که استراتژی جسورانه با نسبت شارپ[1] ۰/۶۷۴۷ در مقایسه با دو استراتژی محافظه‌کارانه و معمولی که به ترتیب نسبت‌های شارپ ۰/۳۳۶۶ و ۰/۳۱۰۲ برای آن‌ها به‌دست آمد، در موقعیت بالاتر و بازدهی بیشتری قرار گرفته است.

تهرانی و همکاران (۱۳۹۳) در یک پژوهش با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی ارتباط بین عوامل مدل کانسلیم با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران را مورد آزمون قرار داده‌اند. برای انجام این پژوهش ۷۰ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۸۳ با روش همبستگی مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. محققین در این پژوهش برای تحلیل، از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون چند متغییره مبتنی بر داده‌های ترکیبی (تابلویی) و تلفیقی[2] استفاده کرده‌اند. نتایج آزمون فرضیه‌های این مطالعه نشان‌گر ارتباط معنادار و مستقیم بین چهار متغیر یعنی مدیریت جدید، دامنه بالای قیمت جدید، حمایت سرمایه‌گذاران نهادی و جهت بازار، با بازده سهام بوده است.

گودرزی و همکاران (۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای که بر اساس مدل‌های اقتصادسنجی انجام داده‌اند به بررسی ارتباط معیارهای کانسلیم و بازده سهام پرداخته‌اند. این پژوهش، نشان داده که متغیر قیمت‌های جدید بالاتر که در مدل کانسلیم نماینده‌ی «محصول، خدمات یا مدیریت جدید» است، بالاترین وزن و ارزش را در بین تمامی معیارهای کانسلیم ایفا کرده است.

### پژوهش‌های خارجی

گوریب و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی استفاده از ابر ایچیموکو برای پیش‌بینی قیمت سهام شرکت‌های انرژی ایالات متحده پرداخته‌اند. این محققین به دنبال بررسی تفاوت پیش‌بینی قیمت سهام انرژی با استفاده از تحلیل تکنیکال و استراتژی‌های ساده خرید و نگهداری بودند. یافته‌های این پژوهش که در آن قیمت سهام روزانه‌ی ده سهم برتر انرژی ایالات متحده بر اساس شاخص انرژیS&P کامپوزیت۱۵۰۰، در دوره‌ای از ۱۲ آوریل ۲۰۱۲ تا ۳۱ ژوئیه ۲۰۱۹ مورد بررسی قرار گرفته است، نشان داده که اندیکاتور ابر ایچیموکو عملکرد بهتری نسبت به استراتژی خرید و نگهداری داشته است.

1. Sharpe Ratio
2. Pooled or Panel Data
3. Gurrib *et al*.

نتایج پژوهش لوتی و رایوم[1] (۲۰۲۰) نشان داد که شاخص‌های تکنیکی در قاب زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت، توانایی پیش‌بینی قیمت سهام ایالات متحده را دارند. آن‌ها بر اساس داده‌های سال‌های ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۹ برای بورس اوراق ایالات متحده و به کمک رگرسیون‌های پیش‌بینی‌کننده و آماره‌ی t برای آزمون فرضیه‌ی صفر، مبنی بر اینکه اندیکاتورها پیش‌بینی‌کننده نیستند، این مطالعه را به انجام رسانده‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن بود که ابر ایچیموکو برای سیگنال‌های کوتاه‌مدت، پیش‌بینی‌های قابل قبولی ارائه می‌کند و این بازدهی در دوران رکود و افت قیمت‌ها چشم‌گیرتر است.

عبدالمویس و پیوجی یوتامی[2] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به‌دنبال آن بودند تا بررسی کنند تا چه میزان می‌توان برای پیش‌بینی حرکت قیمت سهام شرکت پیش‌رو مخابراتی اندونزی در آینده، از شاخص ایچیموکو استفاده کرد. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد، چنانچه یک معامله‌گر بر پایه‌ی ایچیموکو به تحلیل نمودار این سهم و بر اساس سیگنال‌های خرید و فروش آن به معامله‌گری می‌پرداخت، می‌توانست با تحمل ۳۶ ٪ ریسک به بازدهی بالای ۱۸۷٪ دست‌یابی پیدا کند.

لوتی و همکاران[3] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «آزمون مقایسه‌ی کانسلیم و داو جونز»، ابتدا با تغییراتی در نسخه اصلی استراتژی سرمایه‌گذاری کانسلیم به اصلاح و بازتعریف آن پرداختند و سپس در سه بازه‌ی زمانی دارای هم‌پوشانی زمانی(پنج ساله، ده ساله و شانزده ساله)، نتایج استراتژی را با معیار میانگین صنعتی داوجونز، در همان بازه‌ی زمانی مقایسه و بر اساس ریسک تعدیل شده ارزیابی کردند. این مطالعه نشان داد که سیستم معاملاتی مبتنی بر کانسلیم، بر اساس ریسک تعدیل شده در هر سه بازه زمانی مورد بررسی، از بازار(استراتژی مبتنی بر معیار داو جونز) بهتر عمل کرده است.

بک[4] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به آزمون این فرضیه که «قبل از دوره‌های رشد پویای تولید ناخالص داخلی لهستان، سیستم ایچیموکو سیگنال‌های خرید بیشتری نسبت به فروش صادر می‌کند»، پرداخته‌اند. نتایج پژوهش این پژوهش‌گر، رابطه معکوسی را برای گزاره‌ی این فرضیه تأیید کرد. از نکات قابل توجه این مطالعه، اشاره محقق به استفاده گسترده‌ی معامله‌گران بازار سهام لهستان، از تحلیل تکنیکال به‌عنوان یکی از پرکاربردترین ابزارهای تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری است. ایشان بر این باورند که ترکیب سرعت و سهولت نسبی استفاده از این شیوه‌ی تحلیلی بازارهای مالی باعث شده است که بیش از ۶۰ درصد از سرمایه گذاران لهستانی از آن برای تحلیل بازار سرمایه استفاده کنند.

## روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اینکه در این مطالعه از اطلاعات پس رویدادی (تاریخی) استفاده می‌شود و نهایتاً به اهدافی نائل خواهد شد که می‌توانند برای بخش قابل توجه‌ی از فعالین بورس اوراق بهادار مفید و کاربردی باشند،

1. Lutey & Rayome
2. Abdul Muis & Puji Utami
3. Lutey *et al*.
4. Bąk

لذا می‌توان از حیث شیوه‌ی اجرا و جمع‌آوری داده‌ها، آن را از نوع مطالعات همبستگی و از نظر اهداف، کاربردی قلمداد کرد.

قلمرو زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا پایان سال ۱۳۹۸ به مدت دو سال مالی است. در این مطالعه عمداً سال ۱۳۹۹ که بورس اوراق بهادار رشد شتابان و به قول بسیاری از کارشناسان رشدی هیجانی را تجربه کرد، مورد بررسی قرار نگرفت و لذا سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸برای انجام پژوهش برگزیده شده‌اند.

در این پژوهش کلیه شرکت‌های دو گروه نفتی و شیمیایی در دو سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ به صورت مستقل و نیز در دوره‌ی دوساله‌ی ۱۳۹۷-۱۳۹۸ تحت شرایط زیر مورد بررسی قرار گرفته‌اند، لذا از هیچ روش نمونه‌گیری‌ای استفاده نشده است:

۱) سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند یا اول فروردین باشد و در طی سال‌های مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشد.

۲) حداقل دو سال از پذیرش شرکت در بورس تهران سپری شده باشد(قبل از سال ۱۳۹۷).

۳) شرکت در طول دوره مورد بررسی، وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشد.

از مجموع ۳۷ شرکت در دو گروه نفتی و شیمیایی، تنها ۲۰ شرکت (۸ شرکت از گروه نفتی و ۱۲ شرکت از گروه شیمیایی) دارای شرایط فوق بودند و جامعه آماری این پژوهش را تشکیل دادند.

**جدول ۱.** شرکت‌های تشکیل دهنده‌ی جامعه آماری پژوهش و بازده سالانه‌ی آن‌ها

| گروه شیمیایی | | بازده در کل دوره | | | گروه نفتی | | بازده در کل دوره | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ردیف | نماد | ۱۳۹۷ | ۱۳۹۸ | دو ساله | ردیف | نماد | ۱۳۹۷ | ۱۳۹۸ | دو ساله |
| ۱ | پاکشو | ٪۱۳۳ | ٪۴۹۷ | ٪۱۳۵۵ | ۱ | شبریز | ٪۱۶۸ | ٪۱۵۴ | ٪۵۷۳ |
| ۲ | جم | ٪۹۲ | ٪۵۸ | ٪۲۰۴ | ۲ | شبندر | ٪۸۸ | ٪۸۴ | ٪۲۴۲ |
| ۳ | شاراک | ٪۱۱۶ | ٪۱۴۵ | ٪۴۲۳ | ۳ | شبهرن | ٪۷۵ | ٪۱۱۵ | ٪۲۷۳ |
| ۴ | شاملا | ٪۱۶۰ | ٪۴۱۲ | ٪۱۲۱۰ | ۴ | شپنا | ٪۱۳۰ | ٪۶۴ | ٪۲۷۶ |
| ۵ | شخارک | ٪۱۰۳ | ٪۱۰۵ | ٪۳۱۲ | ۵ | شتران | ٪۱۲۶ | ٪۱۳۰ | ٪۴۱۷ |
| ۶ | شدوص | ٪۳۰۸ | ٪۳۰۳ | ٪۱۵۱۷ | ۶ | شسپا | ٪۱۱۷ | ٪۱۴۲ | ٪۴۴۲ |
| ۷ | شسینا | ٪۱۳۲ | ٪۵۸۱ | ٪۱۴۵۸ | ۷ | شنفت | ٪۹۸ | ٪۲۴۱ | ٪۵۷۳ |
| ۸ | شفارس | ٪۶۷ | ٪۲۵۵ | ٪۵۲۰ | ۸ | ونفت | ٪۱۸۲ | ٪۱۳۷ | ٪۵۷۲ |
| ۹ | شفن | ٪۱۱۴ | ٪۱۳۶ | ٪۴۰۴ | | | | | |
| ۱۰ | شلعاب | ٪۶۲ | ٪۱۱۰۱ | ٪۱۹۰۵ | | | | | |
| ۱۱ | شیراز | ٪۱۵۵ | ٪۱۹۸ | ٪۶۴۸ | | | | | |
| ۱۲ | کرماشا | ٪۹۷ | ٪۱۴۰ | ٪۳۷۱ | | | | | |
| میانگین | | ٪۱۲۸ | ٪۳۲۸ | ٪۸۶۱ | میانگین | | ٪۱۲۳ | ٪۱۳۳ | ٪۴۲۱ |

منبع: محاسبات بازده سهام بر اساس داده های شرکت مدیریت فناوری بورس تهران(TSETMC)

دلیل انتخاب دو گروه شرکت‌های نفتی و شیمیایی به عنوان جامعه‌ی آماری پژوهش این است که اولاً این دو گروه از شرکت‌ها از حیث ارزش سهام، از برترین گروه‌های صنعت در بورس هستند و دوماً اغلب شرکت‌های این دو گروه، معمولاً در لیست ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس قرار می‌گیرند.

این پژوهش که در سه فاز و مرحله‌ی مجزا انجام شده است، در پی پاسخی برای سؤال‌های زیر است:

درصد بازدهی سرمایه‌گذاری بر پایه‌ی استراتژی کانسلیم در هر کدام از سهام دو گروه نفتی و شیمیایی بورس تهران در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸، چقدر است؟

درصد بازدهی معامله‌گری بر اساس استراتژی معاملاتی ایچیموکو در هر کدام از سهام دو گروه نفتی و شیمیایی بورس تهران در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸، چقدر است؟

درصد بازدهی معامله‌گری - سرمایه گذاری بر اساس استراتژی معاملاتی تلفیقی (کانسلیم تعدیل شده برای بورس اوراق تهران و ورود و خروج بر اساس ایچیموکو) در هر کدام از سهام دو گروه نفتی و شیمیایی بورس تهران در قلمرو زمانی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸، چقدر است؟

برای دستیابی به پاسخ این سوال‌ها، در فاز اول این مطالعه به منظور شناسایی سهام برتر بر اساس معیار کانسلیم(بر اساس المان‌های هفت‌گانه آن)، تمامی نمادهای بورسی در دو گروه شرکت‌های شیمیایی و نفتی، مورد بررسی قرار گرفته و درصد بازدهی سهام برتر در طی سال‌های مورد بررسی، محاسبه و مشخص شده است.

در فاز دوم، بدون توجه به مشخصه‌های بنیادی سهام مورد مطالعه، به بررسی بازدهی سیستم معاملاتی ایچیموکو(از طریق آزمون استراتژی معاملاتی در گذشته) در این سهام پرداخته شده است. برای آن‌که بازدهی دو تکنیک کانسلیم و ایچیموکو قابل قیاس باشند، به بررسی بازدهی یک سبد سهام[1] بر اساس سیستم ایچیموکو پرداخته شده است.(در تعریف این سبد سهام این قید لحاظ شده است که همواره تعداد سهام تشکیل‌دهنده‌ی آن، با سهام برتر شناسایی شده بر مبنای مدل کانسلیم، برابر باشند.)

در فاز سوم و آخر پردازش داده‌ها به منظور دست‌یابی به تکنیک کانسلیم تعدیل شده و متناسب با بورس تهران، ابتدا به بررسی ارتباط بین بازدهی سهام و هر کدام از المان‌های هفت‌گانه‌ی کانسلیم پرداخته شده و برای این منظور هر بار مستقلاً ضریب همبستگی[2] در سطح معنادار ۰/۰۵ مورد استفاده و آزمون قرار گرفته است. در این مرحله، علاوه بر شرط معناداری ضریب همبستگی، شرط رابطه‌ی قوی و یا بسیار قوی(همبستگی بالای ۰/۶) به عنوان ضابطه‌ی وجود ارتباط، تعریف شده است[3]. این پروسه به شناسایی مدل کانسلیم تعدیل شده برای بورس اوراق تهران انجامیده است. پس از این مرحله، مجدداً به مانند فاز اول پژوهش، اقدام به شناسایی سهام برتر از بین سهام مورد بررسی شده، اما این بار بر اساس المان‌های معنادار کانسلیم(کانسلیم تعدیل شده)، این کار انجام پذیرفته است. آخرین قدم این فاز هم آزمون معامله‌گری در سهام برتر بر اساس استراتژی معاملاتی ترکیبی کانسلیم تعدیل شده و ایچیموکو است.

در این پژوهش داده‌های مورد نیاز، از منابع اطلاعاتی معرفی شده در جدول زیر جمع‌آوری شده‌اند.

**جدول ۲.** منابع گردآوری داده‌های پژوهش

| ردیف | متغیر | منبع / ابزارگردآوری داده |
|---|---|---|
| ۱ | EPS فصلی و سالانه | سامانه کدال و سامانه ره‌آورد ۳۶۵ |
| ۲ | بالاترین قیمت دوره | سامانه بنیادی بورس ویو مفید |

1. Portfolio
2. Correlation Coefficient
۳. برای تفسیر شدت رابطه، تقسیم‌بندی پیشنهادی میلر، مبنا قرار گرفت (میلر، ۱۳۸۰: ۲۹۹).

| | | |
|---|---|---|
| ۳ | درصد سهام شناور | سامانه بنیادی بورس ویو مفید |
| ۴ | ضریب بتا(β) | محاسبه بر اساس دیتای شرکت مدیریت فناوری بورس تهران |
| ۵ | تعداد روزهای خرید حقوقی | محاسبه بر اساس دیتای سامانه بنیادی بورس ویو مفید |
| ۶ | تغییرات شاخص کل | سایت ره‌آورد ۳۶۵ |
| ۷ | بازده سهام | سایت ره‌آورد ۳۶۵ |

برای پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو، از نرم‌افزار آنلاین آسان‌بورس[1] و برای محاسبه‌ی ضرائب همبستگی از نرم‌افزار Minitab نسخه ۲۰/۴ استفاده شده است.

داده‌های مرتبط با کانسلیم در جدول زیر طبقه‌بندی شده‌اند. هر سهم می‌تواند دارای هر کدام از معیارهای هفت‌گانه کانسلیم و یا فاقد آن‌ها باشد؛ بنابراین هر مشخصه‌ی کانسلیم می‌تواند ارزش صفر و یا یک داشته باشد.

جدول ۳. طبقه‌بندی داده‌های پژوهش برای بررسی مدل کانسلیم

| متغیر | | مقدار | ارزش |
|---|---|---|---|
| C | △EPSt,C | متوسط نرخ رشد EPS فصلی بیشتر از ۲۰ درصد | ۱ |
| | | متوسط نرخ رشد EPS فصلی کمتر از ۲۰ درصد | ۰ |
| A | △EPSt,A | متوسط نرخ رشد EPS سالانه بیشتر از ۲۵ درصد | ۱ |
| | | متوسط نرخ رشد EPS سالانه کمتر از ۲۵ درصد | ۰ |
| N | NPt | سهم رکورد بالاترین قیمت دوره قبل را شکسته باشد. | ۱ |
| | | سهم رکورد بالاترین قیمت دوره قبل را نشکسته باشد. | ۰ |
| S | SDt | متوسط درصد سهام شناور کمتر از ۲۵ درصد باشد. | ۱ |
| | | متوسط درصد سهام شناور بیشتر از ۲۵ درصد باشد. | ۰ |
| L | LLt | ضریب بتا بیشتر از یک باشد(β > ۱) | ۱ |
| | | ضریب بتا کمتر از یک باشد (β < ۱) | ۰ |
| I | ISt | تعداد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات، بیش از ۵ درصد کل روزهای معاملاتی باشد. | ۱ |
| | | تعداد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات، کمتر از ۵ درصد کل روزهای معاملاتی باشد. | ۰ |
| M | MDt | تغییرات شاخص کل مثبت باشد (بازار صعودی باشد) | ۱ |
| | | تغییرات شاخص کل منفی باشد (بازار نزولی باشد) | ۰ |

بدیهی است که مقادیر داده‌ها برای معیارهای هفت‌گانه هنگام محاسبه‌ی ضریب همبستگی به مانند ارزش آن‌ها در جدول فوق نخواهد بود، بلکه از مقادیر عددی آن‌ها استفاده شده است.

## یافته‌های پژوهش

### ۱- شناسایی سهام برتر(کانسلیم)

جدول زیر نتایج فاز اول پژوهش که بر اساس مدل کانسلیم به شناسایی سهام برتر از بین ۲۰ سهم مورد بررسی و در طی دوره‌ی مورد مطالعه انجامیده، را نمایش می‌دهد.

1. www.asanbourse.ir

**جدول ۴.** سهام برتر(دو گروه نفتی و شیمیایی) بر اساس معیار کانسلیم در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و دوره دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸

| سال ۱۳۹۷ | | سال ۱۳۹۸ | | دوره‌ی دو ساله ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ | |
|---|---|---|---|---|---|
| سهام برتر | بازدهی سالانه | سهام برتر | بازدهی سالانه | سهام برتر | بازدهی دو سالانه |
| شاراک | ٪۱۱۶ | شیراز | ٪۱۹۸ | شاراک | ٪۴۲۳ |
| شبریز | ٪۱۶۸ | - | - | - | - |
| شتران | ٪۱۲۶ | - | - | - | - |
| شسپا | ٪۱۱۷ | - | - | - | - |
| شفن | ٪۱۱۴ | - | - | - | - |

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج محاسبات پژوهش نشان داد در سال ۱۳۹۷ پنج نماد توانسته‌اند بر مبنای مدل کانسلیم به‌عنوان سهام برتر شناخته شوند که عبارتند از نمادهای شاراک و شفن از گروه شرکت‌های شیمیایی و شبریز، شتران و شسپا از گروه شرکت‌های نفتی. همچنین در سال ۱۳۹۸ تنها نماد شیراز و در طی دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ نیز تنها نماد شاراک که هر دو نماد از گروه شرکت‌های شیمیایی هستند، توانسته‌اند بر اساس معیارهای مدل کانسلیم به‌عنوان سهام برتر شناسایی شوند.

در رابطه با نتایج حاصل از شناسایی سهام برتر، می‌توان به نکات زیر اشاره کرد:

الف) در سال ۱۳۹۷ بازدهی هر کدام از سهام برتر شناسایی شده، در مقایسه با شاخص‌های مهم بازار(شاخص‌های کل، هم وزن، ۵۰ شرکت فعال‌تر و دو گروه شیمیایی و نفتی)، که نشان‌گر متوسط عملکرد کل بازار هستند، برتری را نشان می‌دهد.

ب) در سال ۱۳۹۷ بازدهی نمادهای برتر شبریز و شتران از میانگین بازدهی گروه شرکت‌های نفتی بالاتر است، ولی بازدهی سه نماد دیگر از میانگین بازدهی گروه مربوطه بیشتر نیست.

ج) مقایسه بازدهی نمادهای برتر شیراز و شاراک که به ترتیب در سال ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله‌ی به‌عنوان سهام برتر شناسایی شده‌اند، با متوسط بازدهی سایر نمادهای گروه شیمیایی و نیز با رشد شاخص‌های بازار(به جز شاخص کل هم‌وزن)، نشان از سودآورتر بودن این سهام نسبت به سهام هم‌گروه و کل بازار دارد.

د) میانگین بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی در دو گروه نفتی و شیمیایی در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله به ترتیب ۱۲۶ درصد، ۲۵۰ درصد و ۶۸۵ درصد بوده است. بنابراین ضمن اینکه بازدهی سهام برتر در طی دوره، در مقایسه با متوسط بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی در آن سال، برتری چشم‌گیری ندارد، بلکه بازدهی سال ۱۳۹۸ پنج نمادی که سال ماقبل(۱۳۹۷) به‌عنوان سهام برتر شناخته شده بودند، از متوسط بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی در سال ۱۳۹۸ بالاتر نیست. به بیان دیگر چنانچه یک فعال بورسی پس از شناسایی این پنج سهم به عنوان سهام برتر سال ۱۳۹۷، تصمیم به سرمایه‌گذاری در آن‌ها در سال بعد می‌گرفت، این سهام نمی‌توانستند بازدهی‌ای بیش از میانگین ۲۰ سهم مورد بررسی عاید او نمایند.

**۲- پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو**

همان‌طور که گفته شد در فاز دوم این پژوهش بدون توجه به مشخصه‌های بنیادی سهام بورسی مورد مطالعه، به پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو در مورد این سهام پرداخته شده است. جمع‌بندی و نتایج کلی پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو برای دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و برای ۲۰ سهم مورد بررسی در این پژوهش به شرح جدول زیر است.

**جدول ۵.** خلاصه‌ی نتایج پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو برای دو گروه نفتی و شیمیایی برای سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸

| دوره(سال) | تعداد روزهای معامله/سهم | درصد سود | تعداد معاملات | معاملات ناموفق | معاملات موفق | درصد معاملات موفق | درصد معاملات ناموفق |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۹۷ | ۲۶۴۶ | ۱۳۵۱٪ | ۶۶ | ۲۲ | ۴۴ | ۷۰٪ | ۳۰٪ |
| ۱۳۹۸ | ۳۷۵۴ | ۱۷۳۲٪ | ۹۰ | ۳۲ | ۵۸ | ۶۶٪ | ۳۴٪ |
| ۱۳۹۷-۱۳۹۸ | ۷۷۱۷ | ۶۰۲۳٪ | ۱۵۵ | ۵۴ | ۱۰۱ | ۶۶٪ | ۳۴٪ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

اطلاعات منتج شده از پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو برای ۲۰ نماد بورسی مورد بررسی در دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ نشان می‌دهد که معامله‌گری در تمامی معاملات ممکن در این سهام، می‌توانسته جمعاً ۶۰۲۳ درصد سود عاید معامله‌گر نماید. این نتایج همچنین حاکی از آن است که نرخ معاملات موفق در سال ۱۳۹۷، ۷۰ درصد و در سال ۱۳۹۸ و دوره‌ی دوساله نیز ۶۶ درصد بوده است.

**۳- مقایسه‌ی کانسلیم و ایچیموکو**

برخلاف تکنیک کانسلیم که تعداد مشخصی سهم به عنوان سهام برتر معرفی می‌کند، در استراتژی معاملاتی ایچیموکو، معامله‌گر می‌تواند هر سهمی که حائز شرایط و ضوابط استراتژی باشد را برای معامله برگزیند. پس می‌توان گفت در استراتژی ایچیموکو یک معامله‌گر ممکن است در طی یک دوره‌ی زمانی، بارها چیدمان سبد سهام خود را تغییر دهد. برای آن‌که بازدهی دو تکنیک کانسلیم و ایچیموکو قابل قیاس باشند، بر اساس این قید که «همواره تعداد سهام تشکیل‌دهنده‌ی پرتفوی از سهام برتر شناسایی شده بر اساس مدل کانسلیم، تجاوز نکند» به بررسی بازدهی پرداخته شده است. به‌عبارتی فرض شده است که معامله‌گر ۲۰ سهم مورد بررسی را به عنوان سهام دیده‌بان[1] در اختیار دارد و مقید است سبد سهام خود را صرفاً از بین این سهام انتخاب کند. جمع‌بندی نتایج این بخش پژوهش و مقایسه‌ی آن با نتایج فاز اول به شرح جدول زیر است.

**جدول ۶.** مقایسه‌ی بازدهی استراتژی معامله‌گری بر پایه‌ی ایچیموکو و خرید و نگهداری سهام برتر شناسایی شده بر اساس کانسلیم

1. Watch List

| نوع استراتژی | مقایسه | ۱۳۹۷ | ۱۳۹۸ | دو ساله |
|---|---|---|---|---|
| ایچیموکو (خرید و فروش مداوم سهم در طی دوره) | تعداد روزهای معاملاتی | ۳۵۸ | ۳۶۱ | ۷۲۴ |
| | متوسط تعداد سهم در سبد | ۳/۷۹ | ۰/۹۴ | ۰/۹۳ |
| | درصد سود / زیان مرکب | ٪۵۶۹ | ٪۲۷۶ | ٪۷۶۸ |
| کانسلیم (خرید و نگهداری سهام برتر) | تعداد روزهای معاملاتی | ۳۶۰ | ۳۶۰ | ۷۲۵ |
| | متوسط تعداد سهم در سبد | ۴ | ۱ | ۱ |
| | درصد سود / زیان | ٪۱۱۲ | ٪۱۹۸ | ٪۴۲۳ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج حاصل از پس‌آزمایی معامله‌گری بر اساس استراتژی معاملاتی ایچیموکو و مقایسه‌ی بازدهی این استراتژی با بازدهی حاصل از استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر، نشان داده با توجه به سود مرکبی که معامله‌گری بر پایه‌ی ایچیموکو حاصل می‌کند، بازدهی معامله‌گری بر اساس ایچیموکو نسبت به استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر بیشتر است. این برتری بازدهی سیستم معاملاتی ایچیموکو بر کانسلیم در حالی اتفاق افتاده که به‌خاطر محدودیت ۲۰ سهم مورد بررسی به‌عنوان دیده‌بان معامله‌گر، غالباً ظرفیت تعریف شده برای سبد سهام تکمیل نشده و به‌عبارتی، اغلب بخشی از سرمایه‌ی معامله‌گر در حساب او بلااستفاده مانده است. بنابراین اگر تعداد سهام تحت نظر و قابل انتخاب برای قرارگیری در سبد سهام معامله‌گر و به تبع آن، سیگنال‌های صادره‌ی ایچیموکو بیشتر باشند، می‌توان گفت بازدهی معامله‌گری بر پایه‌ی استراتژی ایچیموکو به مراتب از بازدهی استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر بیشتر خواهد بود.

**۴- کانسلیم تعدیل شده**

در فاز سوم پردازش داده‌ها به منظور شناسایی مدل کانسلیم تعدیل شده و متناسب با بورس اوراق تهران به محاسبه و تحلیل همبستگی بین بازدهی سهام و هر کدام از المان‌های هفت‌گانه‌ی کانسلیم، پرداخته شد. نتایج حاصل از محاسبه‌ی ضریب همبستگی بین المان‌های هفت‌گانه کانسلیم و بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ که در جدول ۷ آمده است، حاکی از آن است که تنها متغیرهای مرتبط با سه معیار کانسلیم، با بازدهی سهام مورد بررسی، در سطح معنادار ۰/۰۵، دارای همبستگی مثبت قوی و یا بسیار قوی هستند. این سه معیار عبارتند از:

الف) متغیر درصد افزایش بالاترین قیمت دوره، نسبت به بالاترین قیمت دوره‌ی قبل، که نماینده‌ی معیار«محصول، خدمات یا مدیریت جدید» در مدل کانسلیم است.

ب) متغیر درصد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات، که معیار «نهاد پشتیبان یا حامی» در مدل کانسلیم را نمایندگی می‌کند.

ج) «درصد تغییرات شاخص کل» که نماینده‌ی مؤلفه‌ی «جهت و روند بازار» در مدل کانسلیم است.

**جدول ۷.** ضریب همبستگی بین المان‌های هفت‌گانه کانسلیم و بازدهی ۲۰ سهم شرکت‌های نفتی و شیمیایی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸

| متغیر | | توضیح | ۱۳۹۷ | ۱۳۹۸ | دوره دو ساله |
|---|---|---|---|---|---|
| C | □EPSt,C | متوسط نرخ رشد EPS فصلی | ۰/۰۸۷ | -۰/۱۶۵ | ۰/۱۳۵ |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | (۰/۷۱۶) | (۰/۴۸۷) | (۰/۵۷۲) |
| A | □EPSt,A | متوسط نرخ رشد EPS سالانه (صورت‌های مالی سالانه) | -۰/۰۶۲<br>(۰/۷۹۴) | ۰/۰۳۳<br>(۰/۸۸۹) | -۰/۲۷۲<br>(۰/۲۴۵) |
| N | NPt | درصد افزایش بالاترین قیمت دوره، نسبت به بالاترین قیمت دوره قبل | ۰/۶۵۸<br>(۰/۰۰۲) | ۰/۹۶۷<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۸۸۷<br>(۰/۰۰۰) |
| S | SDt | متوسط درصد سهام شناور | -۰/۰۳۳<br>(۰/۸۹۰) | ۰/۴۹۸<br>(۰/۰۲۵) | ۰/۴۱۶<br>(۰/۰۶۸) |
| L | LLt | ضریب بتا(β) | -۰/۰۲۸<br>(۰/۹۰۵) | -۰/۲۹۳<br>(۰/۲۰۹) | -۰/۵۵۷<br>(۰/۰۱۱) |
| I | ISt | درصد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات | ۰/۶۰۰<br>(۰/۰۰۵) | ۰/۵۷۸<br>(۰/۰۰۸) | ۰/۶۲۶<br>(۰/۰۰۳) |
| M | MDt | درصد تغییرات شاخص کل۱ | ۰/۶۷۰<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۵۷۰<br>(۰/۰۰۰) | ۰/۶۴۴<br>(۰/۰۰۰) |
| ارقام داخل پرانتز سطوح معناداری هستند | | | | | |

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج محاسبات مربوط به ضریب همبستگی بین المان‌های کانسلیم و بازدهی سهام مورد بررسی در این مطالعه، مدل کانسلیم تعدیل شده و متناسب با بورس اوراق تهران، بر اساس سه معیار «محصول، خدمات یا مدیریت جدید»، «نهاد پشتیبان یا حامی» و «جهت و روند بازار» که همبستگی معناداری با بازدهی سهام مورد بررسی دارند، بازتعریف می‌شود.

### ۵- ترکیب کانسلیم تعدیل شده و ایچیموکو

در این پژوهش پس از شناسایی مدل کانسلیم تعدیل شده و ایجاد تغییراتی جزئی در شرایط متغیرهای مدل[۲]، مجدداً به شناسایی سهام برتر پرداخته شد. نتایج این بخش از پژوهش نشان داد، در سال ۱۳۹۷ پنج نماد از گروه شیمیایی(پاکشو، جم، شاملا، شدوص و شیراز) و سه نماد از گروه نفتی(شپنا، شتران و ونفت)، از هر سه معیار کانسلیم تعدیل شده برخوردار بوده و به عنوان سهام برتر خود را مطرح کرده‌اند. این در حالی است که در سال ۱۳۹۸ هر چهار سهم شناسایی شده به عنوان سهام برتر از گروه شرکت‌های شیمیایی بودند و در دوره‌ی دوساله نیز به جزء سهم برتر ونفت که متعلق به گروه شرکت‌های نفتی است، چهار سهم برتر دیگر از گروه شیمیایی بودند. جدول زیر لیست سهام برتر شناسایی شده بر مبنای کانسلیم تعدیل شده را نشان می‌دهد.

---

۱. چون متغیر تغییرات شاخص کل برای هر سال، تنها یک مقدار است و امکان محاسبه‌ی ضریب همبستگی بین تغییرات شاخص کل و بازدهی هر کدام از سهام ممکن نیست، در این مطالعه از ضریب همبستگی تغییرات ماهانه شاخص کل با تغییرات بازدهی ماهانه ۲۰ سهم مورد بررسی برای هر دوره(Panel Data)، استفاده شده است.

۲. به معیارهای مدل کانسلیم تعدیل شده نسبت به مدل کانسلیم اصلی، یک شرط جدید افزوده شد و یک شرط هم تغییر یافت. شرط اضافه شده به این شرح است: درصد افزایش بالاترین قیمت دوره، نسبت به بالاترین قیمت دوره‌ی قبل، از درصد تغییرات شاخص کل در طی دوره کمتر نباشد و شرط تعداد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات، که در مدل کانسلیم بیش از ۵ درصد کل روزهای معاملاتی تعریف شده بود، به بیش از ۱۰ درصد تغییر یافت.

**جدول ۸.** سهام برتر(دو گروه نفتی و شیمیایی) بر اساس معیار کانسلیم تعدیل شده در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله‌ی ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸

| سال ۱۳۹۷ | | سال ۱۳۹۸ | | دوره‌ی دو ساله ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ | |
|---|---|---|---|---|---|
| سهام برتر | بازدهی سالانه | سهام برتر | بازدهی سالانه | سهام برتر | بازدهی دو سالانه |
| پاکشو | ٪۱۳۳ | پاکشو | ٪۴۹۷ | پاکشو | ٪۱۳۵۵ |
| جم | ٪۹۲ | شاملا | ٪۴۱۲ | شاملا | ٪۱۲۱۰ |
| شاملا | ٪۱۶۰ | شسینا | ٪۵۸۱ | شسینا | ٪۱۴۵۸ |
| شپنا | ٪۱۳۰ | شلعاب | ٪۱۱۰۱ | شلعاب | ٪۱۹۰۵ |
| شتران | ٪۱۲۶ | - | - | ونفت | ٪۵۷۲ |
| شدوص | ٪۳۰۸ | - | - | - | - |
| شیراز | ٪۱۵۵ | - | - | - | - |
| ونفت | ٪۱۸۲ | - | - | - | - |

مأخذ: محاسبات پژوهش

در مرحله آخر فاز سوم پژوهش، به بررسی معامله‌گری در سهام برتر شناسایی شده به کمک معیارهای کانسلیم تعدیل شده، بر پایه‌ی استراتژی ایچیموکو پرداخته شد. جدول ۹ خروجی نهایی پس‌آزمایی استراتژی ایچیموکو که با رعایت قیود تعریف شده(ظرفیت سبد سهام به اندازه‌ی تعداد سهام برتر باشد و تنها سهام برتر بتوانند معامله شوند)، انجام شده است، را نمایش می‌دهد.

از اطلاعات جدول ۹ به راحتی می‌توان دریافت که معامله‌گری بر اساس تلفیق ایچیموکو و کانسلیم تعدیل شده، نسبت به خرید و نگهداری سهام برتر شناسایی شده بر مبنای کانسلیم تعدیل شده نیز بازدهی بیشتری دارد و این برتری در بازدهی، در سال ۱۳۹۷ و دوره‌ی دو ساله چشم‌گیرتر بوده است.

**جدول ۹.** مقایسه‌ی بازدهی استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر شناسایی شده بر اساس کانسلیم تعدیل شده و معامله‌گری بر اساس ترکیب کانسلیم تعدیل شده و ایچیموکو

| نوع استراتژی | مقایسه | ۱۳۹۷ | ۱۳۹۸ | دو ساله |
|---|---|---|---|---|
| کانسلیم تعدیل شده (خرید و نگهداری سهام برتر) | تعداد روزهای معاملاتی | ۳۶۰ | ۳۶۰ | ۷۲۵ |
| | متوسط تعداد سهم در سبد | ۸ | ۴ | ۵ |
| | درصد سود / زیان | ٪۱۳۸ | ٪۶۴۰ | ٪۱۳۰۰ |
| معامله‌گری بر اساس ایچیموکو به‌علاوه‌ی کانسلیم تعدیل شده | تعداد روزهای معاملاتی | ۳۵۹ | ۳۵۰ | ۶۹۸ |
| | متوسط تعداد سهم در سبد | ۳/۳۱ | ۲/۱۴ | ۲/۴ |
| | درصد سود / زیان مرکب | ٪۲۴۳ | ٪۶۹۸ | ٪۲۸۹۰ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

در اینجا هم برتری بازدهی استراتژی معاملاتی ترکیبی ایچیموکو و کانسلیم تعدیل شده بر استراتژی خرید و نگهداری بر مبنای کانسلیم تعدیل شده در شرایطی اتفاق افتاده که به‌خاطر تعریف قید حداکثر ظرفیت برای سبد سهام(به اندازه‌ی تعداد سهام برتر)، غالباً ظرفیت تعریف شده برای سبد سهام تکمیل نشده و به مفهومی در طی دوره همواره بخشی از سرمایه‌ی معامله‌گر، بدون اختصاص یافتن به سهم خاصی

در حساب او در حالت آماده‌ی معامله قرار داشته است. بنابراین اگر تعداد سهام برتر طیف گسترده‌تری داشت و به‌عبارتی سهام قابل انتخاب برای قرارگیری در سبد سهام معامله‌گر و به دنبال آن سیگنال‌های صادره‌ی ایچیموکو بیشتر باشند، می‌توان انتظار داشت برتری بازدهی معامله‌گری بر پایه‌ی استراتژی تلفیقی ایچیموکو و کانسلیم تعدیل شده، نسبت به استراتژی خرید و نگهداری بر مبنای کانسلیم تعدیل شده پررنگ‌تر باشد.

## نتیجه گیری

با توجه به تحلیل و تفسیر نتایج حاصل از شناسایی سهام برتر بر مبنای کانسلیم، می‌توان گفت یافته‌های این پژوهش نتوانسته است دلایل کافی و معتبر برای آن‌که با اعتماد مدل کانسلیم را به عنوان یک مدل سودده و کارآمد برای شناسایی سودآورترین سهام از بین جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، فراهم کند. البته بدیهی است که نتیجه فوق به معنای مردود دانستن قطعی استفاده و عملکرد مدل کانسلیم در بورس تهران نیست، بلکه صرفاً به این معنی است که نتایج پژوهش نتوانسته ادله‌ی کافی و معتبر برای تأیید کارآمدی و سرآمد بودن این شیوه‌ی تحلیلی بازار سرمایه اقامه کند.

نتایج حاصل از پس‌آزمایی استراتژی معاملاتی ایچیموکو نشان داد، نرخ معاملات موفق که مهم‌ترین شاخصه‌ی ارزیابی استراتژی‌های معاملاتی است، برای این شیوه‌ی معاملاتی در دوره‌ی دوساله ۶۶ درصد بوده است(جدول ۶). بنابراین با استناد به این نرخ معاملات موفق که قابل توجه است، می‌توان استراتژی معاملاتی ایچیموکو را به عنوان یک استراتژی کارآمد و سودآفرین برای معامله‌گری در سهام تشکیل‌دهنده‌ی جامعه‌ی آماری پژوهش، معرفی کرد.

مقایسه‌ی بازدهی استراتژی معاملاتی ایچیموکو در مقایسه با استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر شناسایی شده بر اساس معیارهای کانسلیم(با رعایت این قید که حداکثر ظرفیت سبد سهام در هر دوره‌ی مورد بررسی به اندازه‌ی تعداد سهام برتر شناسایی شده باشد)، نشان داد با عنایت به سود مرکبی که معامله‌گری بر پایه‌ی ایچیموکو حاصل می‌کند، بازدهی معامله‌گری بر اساس استراتژی ایچیموکو نسبت به استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر بیشتر است(جدول ۶).

در سال ۱۳۹۷ با توجه به میانگین بازدهی پنج سهم برتر، می‌توان گفت خرید و نگهداری این پنج سهم ۱۱۲ درصد سود(متوسط سود پنج سهم) حاصل کرده، در حالی‌که معامله‌گری بر پایه‌ی ایچیموکو با رعایت قید قرارگیری حداکثر پنج سهم در پرتفوی، توانسته است ۵۶۹ درصد سود مرکب ایجاد نماید. در سال ۱۳۹۸ هم خرید و نگهداری سهم برتر شناسایی شده‌ی شیراز، ۱۹۸ درصد سود ایجاد نموده در حالی که معامله‌گری بر پایه ایچیموکو و با رعایت قید تک‌سهم بودن سبد سهام، ۲۷۶ درصد سود نصیب معامله‌گر نموده است. به همین ترتیب سود حاصل از معامله‌گری بر پایه‌ی ایچیموکو در دوره‌ی دو ساله و با رعایت محدودیت تک‌سهم بودن پرتفوی، ۷۶۸ درصد بوده در حالی که خرید و نگهداری شهم شاراک به‌عنوان تنها سهم برتر دوره‌ی دو ساله، ۴۲۳ درصد سود عاید سرمایه‌گذار کرده است. با استناد به این نتایج و تحلیل‌ها هم می‌توان ادعا کرد، بازدهی معامله‌گری(خرید و فروش سهم در طی دوره) بر پایه‌ی ایچیموکو نسبت به

استراتژی خرید و نگهداری سهام برتر شناسایی شده بر اساس کانسلیم، بیشتر است و لذا معامله‌گری در سهام تشکیل‌دهنده‌ی جامعه آماری این پژوهش بر خرید و نگهداری سهام برتر، ارجحیت دارد. همچنین با افزایش تعداد سهام مورد بررسی و به‌دنبال آن افزایش تعداد سیگنال‌های ایچیموکو، می‌توان انتظار داشت این ترجیح بیشتر و پررنگ‌تر شود.

نتایج حاصل از محاسبه‌ی ضریب همبستگی بین المان‌های هفت‌گانه کانسلیم و بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله نشان داد، سه معیار کانسلیم دارای همبستگی و تغییرات هم‌جهت با بازدهی سهام بوده‌اند، که عبارتند از: «محصول، خدمات یا مدیریت جدید»، «نهاد پشتیبان یا حامی» و «جهت و روند بازار». محاسبات این پژوهش، همبستگی معنادار چهار معیار «درآمد جاری(سود فصلی جاری هر سهم)»، «رشد درآمدهای سالانه»، «عرضه و تقاضا» و «رهبر یا پیرو» با بازدهی سهام را تأیید نکرد. بنابراین مدل کانسلیم تعدیل شده و متناسب برای بورس اوراق تهران، که در این پژوهش شناسایی و معرفی شده است، تنها متشکل از سه معیار «محصول، خدمات یا مدیریت جدید»، «نهاد پشتیبان یا حامی» و «جهت و روند بازار»، است.

نتایج برخی مطالعات مشابه این پژوهش، علی‌رغم تفاوت آن‌ها در شیوه‌ی پژوهش و مدل‌های پردازش داده‌ها، به نوعی با نتایج این بخش از مطالعه هم‌خوانی دارند. برای مثال نتیجه‌ی پژوهش تهرانی و همکاران (۱۳۹۳) که به بررسی امکان‌سنجی استفاده از مدل ترکیبی سهام کانسلیم در بورس تهران با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پرداخته‌اند، حاکی از آن است که ارتباط معناداری بین متغیرهای قیمت‌های جدید و مدیریت جدید که در آن پژوهش مستقلاً بررسی شده‌اند و نیز دو معیار جهت بازار و حمایت سرمایه‌گذاران نهادی، با بازدهی سهام وجود دارد. همچنین پژوهش گودرزی و همکاران (۱۳۹۲) که بر اساس مدل‌های اقتصادسنجی به بررسی ارتباط معیارهای کانسلیم و بازده سهام پرداخته‌اند، نشان داده که متغیر قیمت‌های جدید بالاتر که در مدل کانسلیم نماینده‌ی «محصول، خدمات یا مدیریت جدید» است، بالاترین وزن و ارزش را در بین تمامی معیارهای کانسلیم ایفا کرده است.

فارغ از چرایی عدم همبستگی بین برخی معیارهای کانسلیم و بازدهی سهام مورد بررسی که خود می‌تواند به طور مستقل موضوع پژوهشی گسترده و علمی باشد[1]، مفهوم عدم همبستگی‌ها و تفسیر آن‌ها می‌تواند مهم باشد و منجر به نتایجی شود که در ادامه به اهم آن‌ها اشاره می‌شود.

همان‌طور که گفته شد محاسبات پژوهش، همبستگی مثبت، قوی و معنادار بین بازدهی سهام مورد بررسی و دو معیار کانسلیم «درآمد جاری (سود فصلی جاری هر سهم)» و «رشد درآمدهای سالانه» را تأیید نکرد و این بدان معناست که بین بازدهی سهام مورد بررسی در این مطالعه و متغیر مربوط به این دو معیار کانسلیم، ارتباطی وجود ندارد. لذا می‌توان این خصیصه‌ی کنونی بازار بورس تهران را نشانه‌ای از ناکارآ بودن بازار یا با بیانی محتاطانه، نقص در کارآیی این بازار تلقی کرد.

---

۱. وجود همبستگی قوی و معنادار بین معیارهای مدل کانسلیم و بازدهی سهام در یک بازار کارآ، امری طبیعی و پذیرفته شده است و این عدم همبستگی است که سؤال‌برانگیز و غیرمعمول است. بنابراین در صورت مشاهده عدم همبستگی بین معیارهای کانسلیم و بازدهی باید به‌دنبال چرایی آن بود.

اونیل توجه به شرکت‌های کوچک و تازه تأسیس که بر اساس چرخه‌ی حیات غالباً در مرحله‌ی اول (معرفی) و به‌ویژه مرحله‌ی دوم (رشد) هستند و رشد EPS بالایی دارند را مهم و اساسی می‌داند. نتایج این پژوهش نشان داد که استفاده از این معیار کانسلیم اونیل به‌عنوان یکی از مبانی تصمیم‌گیری‌های مالی توسط سرمایه‌گذاران و معامله‌گران بورس تهران، ممکن است در راستای نیل به بازدهی بیشتر، نتایج مطلوبی به همراه نداشته باشد. به عبارتی بسیاری از فعالین بورس تهران به شاخصه‌های مهم بنیادی سهام کم توجه بوده و لذا بسیاری از سهام، متناسب با ارزش واقعی خود، معامله نمی‌شوند. البته باید اذعان کرد که عدم کارآیی مدل کانسلیم یا به‌عبارت بهتر عدم کارآیی برخی معیارهای مدل کانسلیم برای شناسایی سهام برتر بورس تهران، به مفهوم ناقص بودن مدل کانسلیم نیست؛ بلکه این به مفهوم عدم آمادگی (کارآ نبودن یا نقص در شرایط کارآیی) بازار بورس اوراق تهران برای اجرا و استفاده‌ی این مدل است. محاسبات پژوهش، همبستگی معیارهای کانسلیم «عرضه و تقاضا» و «رهبر یا پیرو» با بازدهی را نیز تأیید نکرد. این بدان مفهوم است که علی‌رغم تأکید ویلیام جی. اونیل بر این دو معیار، تقاضای فعالین بورس تهران برای سهام و به تبع آن افزایش قیمت و بازدهی آن‌ها با این معیارها همبسته نبوده است و به عبارتی این فعالین برخلاف ایده‌ی کانسلیم، به درصد سهام شناور واکنش عکس داشته و به ضریب بتا که نماینده‌ی معیار رهبر یا پیرو بودن سهم در مدل کانسلیم است، توجه نداشته‌اند.

همبستگی قوی و معنادار بازدهی سهام با معیار «نهاد پشتیبان یا حامی» که در این پژوهش با متغیر «درصد روزهای خرید حقوقی با حجم دست‌کم ۵۰ درصد معاملات» نمایندگی شده است، نیز نشان از آن دارد که فعالین بورس در تصمیم‌گیری خود برای معامله‌گری یا سرمایه‌گذاری در سهام، به میزان خرید سهام‌داران نهادی (حقوقی) توجه داشته و با افزایش خرید آن‌ها تقاضا برای سهام و به تبع آن قیمت و بازدهی سهام افزایش یافته است. به همین ترتیب می‌توان از همبستگی مثبت و بسیار قوی بین بازدهی سهام و متغیر «درصد افزایش بالاترین قیمت دوره، نسبت به بالاترین قیمت دوره‌ی قبل» که در مدل کانسلیم نماینده‌ی معیار«محصول، خدمات یا مدیریت جدید» است، استنباط کرد که اطلاعیه‌ها و اخبار مربوط به تحقیق و توسعه شرکت‌ها و برنامه‌های آن‌ها برای طراحی و تولید محصولات و خدمات جدید و نیز تغییرات مدیریتی، بر میزان تقاضا برای سهام و به تبع آن افزایش قیمت و بازدهی آن‌ها اثرگذار بوده است.

نتایج مقایسه‌ی بازدهی سهام برتر شناسایی شده بر اساس کانسلیم تعدیل شده با متوسط بازده ۲۰ سهم تشکیل‌دهنده‌ی جامعه آماری پژوهش، نشان داد که این سهام برتر در تمامی دوره‌های مورد بررسی و به ویژه در سال ۱۳۹۸ و دوره‌ی دو ساله، بازدهی نسبتاً بالایی نسبت به میانگین بازدهی ۲۰ سهم مورد بررسی، داشته‌اند که نشان از کارآمدی و سودآفرینی این مدل تحلیلی - معاملاتی دارد. همچنین مقایسه‌ی متوسط بازدهی این سهام در هر دوره، با تغییرات شاخص‌های مهم بورس تهران (جدول ۵)، نیز برتری و کارآیی کانسلیم تعدیل شده را نمایش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت سرمایه‌گذاری (خرید نگهداری) در سهام برتر شناسایی شده بر اساس مدل کانسلیم تعدیل شده، می‌تواند در مقایسه با کلیت بازار، بازدهی

نسبتاً بالاتری را عاید سرمایه‌گذار نماید. پس می‌توان کانسلیم تعدیل شده را به عنوان یک تکنیک کارآمد برای تعیین جهت سرمایه‌گذاری در سهام مورد بررسی این پژوهش تأیید و معرفی کرد.

بررسی نتایج بازدهی استراتژی ترکیبی ایچیموکو و کانسلیم تعدیل شده (جدول ۱۰)، نشان داد، معامله‌گری در سهام مورد بررسی این پژوهش، بر اساس سیستم معاملاتی ترکیبی ایچیموکو به‌علاوه‌ی کانسلیم تعدیل شده، نسبت به کلیت بازار بورس تهران(شاخص‌های کل، هم وزن، ۵۰ شرکت فعال‌تر و دو گروه شیمیایی و نفتی)، و نیز نسبت به سرمایه‌گذاری در سهام برتر شناسایی شده بر مبنای کانسلیم تعدیل شده، بازدهی نسبتاً بالاتری دارد.

با توجه به نتایج پژوهش به فعالان و سرمایه‌گذاران در بورس تهران پیشنهاد می‌شود، در تصمیم‌گیری خود برای خرید و نگهداری سهام، به معیارهای قیمت‌های بالاتر جدید نسبت به دوره‌ی قبل و همچنین جهت و روند بازار و حمایت سرمایه‌گذاران نهادی (سهام‌داران حقوقی) توجه کافی داشته باشند و سهامی را برای سرمایه‌گذاری بلندمدت انتخاب نمایند که حائز این معیارهای عمدتاً بنیادی باشند.

از آنجا ضمن تأکید بر استفاده هم‌زمان از دو شیوه‌ی تحلیلی بنیادی و تکنیکال، به معامله‌گرانی که استراتژی ایچیموکو را برای معامله‌گری در بازار بورس تهران انتخاب می‌کنند، توصیه می‌شود در کنار این ابزار تحلیلی تکنیکال از ابزارهای بنیادی نظیر کانسلیم (البته پس از بررسی همبستگی المان‌های این مدل با بازدهی سهام) که اغلب معیارهای آن بر بنیاد سهام تأکید دارند، هم بهره بگیرند.

چون نتایج این گونه مطالعات، به خاطر تغییرات و نوسات بازار، تابع زمان است و در هر برهه می‌تواند تغییر یابد، لذا به محققین و پژوهش‌گرانی که علاقه‌مندند در رابطه با موضوع این پژوهش به مطالعه بپردازند، پیشنهاد می‌شود ضمن تکرار و به‌روزرسانی محاسبات این پژوهش، در رابطه با علت کم توجه‌ی فعالین بازار بورس به برخی شاخصه‌های مهم و بنیادی نظیر نرخ رشد سود شرکت‌ها (EPS) در حین تصمیمات مالی خود، نیز به پژوهش بپردازند.

### ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

## منابع


اونیل، ویلیام. (۱۳۹۳). کانسلیم (CANSLIM) روشی متفاوت برای کسب سود در بازار سهام. چاپ چهارم، مترجم: شرکت مدیریت فناوری بورس تهران، تهران: انتشارات بورس.

بافنده‌ایمان‌دوست، صادق؛ لشکری، محمد و یعقوب‌زاده، ملیحه. (۱۳۸۹). انتخاب سهام برتر با بکارگیری استراتژی کانسلیم و کاربرد ابر ایچیموکو در تشخیص زمان ورود و خروج به این سهام. پژوهش‌های اقتصاد پولی مالی، ۲۶(۱۷): ۷۷-۱۰۷.

تهرانی، رضا؛ پیری، پرویز و گورانی، پویا. (۱۳۹۳). امکان سنجی استفاده از مدل ترکیبی سهام (CANSLIM) در بورس تهران با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷(۲۱): ۲۹-۴۲.

داودی، سید محمدرضا؛ میرنیام، سید اصغر و کرمی چمگردانی، مرضیه. (۱۳۹۸). بررسی سودمندی استراتژی های معاملاتی مبتنی بر نوسانگر ایچیموکو در بازار بورس تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، ۸(۳۲): ۶۷-۸۶.

راعی، رضا و سعیدی، علی. (۱۳۹۹). مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک. چاپ چهاردهم، تهران: انتشارات سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت).

گودرزی، احمد و گورانی، پویا. (۱۴۰۰). بررسی کارایی رتبه‌بندی سهام بر اساس معیارهای تحلیل کانسلیم با استفاده از مدل تصمیم‌گیری چندشاخصه فازی. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۱۰(۳۹): ۲۹-۵۰.

گودرزی، احمد؛ نجفی صارمی، یزدان و گورانی، پویا. (۱۳۹۲). استفاده از مدل‌های تصمیم‌گیری چند شاخصه‌ای در رتبه‌بندی سهام با استفاده از مدل کانسلیم. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۴(۱۶): ۱۵۵-۱۷۱.

میلر، دلبرت. (۱۳۸۰). راهنمای سنجش و تحقیقات اجتماعی. مترجم: هوشنگ نائبی، تهران: نشرنی.


## References


Abdul Muis, M., & Puji Utami, E. (2020). Analysis of investment decisions of pt. Smartfren telecom TBK post corporate action policy using technical analysis specializing in Ichimoku kinkohyo indicator in 2019. Journal of Accounting and Finance Management, 1(3), 330-341.

Bafandeh Imandoust, S., lashkary, M., & Yaqubzadeh, M. (2019). Selection of top-performing stock using CANSLIM strategy and application of Ichimoku clouds in determining time for inclusion and exclusion of such stock. Monetary & Financial Economics, 26(17), 77-108. (in Persian)

Bajkowski, J. (2003). How to use the CANSLIM approach to screen for growth stocks. Retrieved June, 24, 2009.

Bąk, B. (2017). Investment signals on Polish stock market generated by the Ichimoku technique Against GDP changes. Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, sectio H-Oeconomia, 51(1), 19-27.

Davoodi, S., Mirniam, S., & Karami Chamgordani, M. (2019). Investigating the utility of Ichimoku oscillator-based trading strategies in Tehran stock exchange. Journal of Investment Knowledge, 8(32), 67-86. (in Persian)

Elliott, N. (2012). Ichimoku charts: An introduction to Ichimoku kinko clouds. Hampshire: Harriman House Limited.

Goodarzi, A., & Goorani, P. (2021). Investigating efficiency stock ranking based on CANSLIM analysis criteria using fuzzy multiple attribute decision model. Journal of Investment Knowledge, 10(39), 29-50. (in Persian)

Goudarzi, A., Najafi Saremi, Y., & Gourani, P. (2013). The use of multiple attribute decision making in stock rating with CANSLIM model. Journal of Quarterly Financial Engineering and Securities Management, 4(16), 155 - 171. (in Persian)

Gurrib, I., Kamalov, F., & Elshareif, E. E. (2021). Can the leading US energy stock prices be predicted using Ichimoku clouds?. International Journal of Energy Economics and Policy, 11(1), 41-51.

Lutey, M., & Rayome, D. (2020). A primer on the Ichimoku cloud indicator. Journal of Marketing Development and Competitiveness, 14(3), 10-20.

Lutey, M., Hassan, M. K., & Rayome, D. (2018). An application of CAN SLIM investing in the Dow Jones benchmark. Asian Journal of Economic Modelling, 6(3), 274-286.

Miller, D. (2001). Handbook of research design and social measurement. Translated by Hoshang, Naibi, Tehran: Nashre Nai (in Persian)

O'Neil, W. J. (2004). The successful investor. New York: Mc-Graw-Hill, First Edition.

O'Neil, W. J. (2009). How to make money in stocks, a winning system in good times or bad, New York: Mc-Graw-Hill, Fourth Edition.

O'Neil, W. J. (2014). How to Make Money in Stocks, Translation and Publication: Stock Exchange (affiliated with Stock Information and Services Company) (in Persian)

Raei, R., & Ali, S. (2020). Fundamentals of financial engineering and risk management. Tehran: The organization for researching and composing university textbooks in the Islamic sciences and the humanities (SAMT), 14th edition. (in Persian)

Tehrani, R., Piri, P., & Goorani, P. (2014). Feasibility study of using hybrid model of CANSLIM in Tehran Stock Exchange with econometrics approach's. Financial Knowledge of Securities Analysis, 7(21), 29-42. (In Persian)

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۸۶-۶۷

مقاله پژوهشی

# اثر شدت مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی[۱]

ثریا خدادادی[۲]، مصیب پهلوانی[۳] و رمضان حسین‌زاده[۴]

تاریخ پذیرش:۱۴۰۱/۰۹/۲۱ تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۵

## چکیده

*یکی از مهم‌ترین مسائل مربوط به محیط‌زیست، افزایش مصرف انرژی در فعالیت‌های اقتصادی است. انرژی جزو مهم‌ترین عوامل توسعه اقتصادی به حساب می‌آید، اما رسیدن به توسعه پایدار، بدون در نظر داشتن مسائل زیست-محیطی امکان پذیر نیست. انرژی از یک سو، نهاده تولید محسوب می‌شود که استفاده از آن برای رشد اقتصادی ضروری است و از سوی دیگر، مصرف انرژی، موجب انتشار گازهای گلخانه‌ای مانند دی‌اکسیدکربن و عدم دستیابی به توسعه پایدار می‌گردد. بر این اساس هدف از انجام این تحقیق، بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) شدت مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های ایران طی سال‌های ۹۶-۱۳۸۷ (آخرین اطلاعات موجود ترازنامه هیدروکربوری استانی) با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی می‌باشد. پیش از تخمین مدل، ابتدا آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو (LLC) جهت بررسی پایایی متغیرها، برآورد شده، و در ادامه، از آزمون هاسمن و آزمون‌های تشخیص والد و والد چندگانه برای انتخاب مدل مناسب استفاده به‌عمل آمده، و نتایج حاصل از تخمین مدل، نشان داده است که شدت انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت، اثر مثبت و مستقیم معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن مناطق داشته‌اند. همچنین شدت انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه و تغییر ساختار استان‌ها، دارای اثرات غیرمستقیم (سرریزی) منفی بر انتشار دی‌اکسیدکربن استان‌ها می‌باشند.*

**واژگان کلیدی**: انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، اقتصادسنجی فضایی، توسعه پایدار.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *C23, Q53.*

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2022.39050.1310
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (khodadadi.sorayaa@gmail.com).
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (Pahlavani@eco.usb.ac.ir).
۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان. زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول). (ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir).

انرژی، یکی از منابع مورد نیاز برای تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌باشد. بخش‌های مختلف اقتصادی هر کدام به نحوی به انرژی وابسته و نیازمند هستند (اسعدی، ۱۳۸۶). البته شدت وابستگی هر یک از بخش‌های اقتصادی به مصرف انرژی، بر اساس ساختار تکنولوژیکی متفاوت می‌باشد. در بین بخش‌ها، بخش صنعت و حمل و نقل، بر اساس ساختار خود، وابستگی بیشتری به مصرف انرژی دارند. به عبارت دیگر، شدت مصرف انرژی در این بخش‌ها نسبت به دیگر بخش‌های اقتصادی، بیشتر است. شدت انرژی، به معنای میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد از تولید کالاها و خدمات است (چزانی شراهی،۱۳۹۴).

مقدار شدت انرژی، با توجه به ساختار اقتصاد در هر کشور، متفاوت می‌باشد. کاهش شدت انرژی در کشورهای توسعه یافته، در نتیجه مصرف بهینه انرژی و اتخاذ سیاست‌های مناسب در زمینه مصرف انرژی و همین‌طور تکنولوژی‌های پیشرفته‌تر با مصرف کمتر انرژی است. در مقابل، علت بالا بودن شدت انرژی در کشورهای در حال توسعه، مصرف غیربهینه انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و استفاده از فناوری‌ها و تجهیزات فرسوده می‌باشد (برگلند و سودرهوم[1]، ۲۰۰۶).

اهمیت انرژی در روند تولید و کمیابی آن از یک طرف، و اثرات مخرب زیست‌محیطی مصرف انرژی در فعالیت‌های اقتصادی از سوی دیگر، موجب شده است تا سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف انرژی و افزایش کارآیی انرژی، مورد توجه اقتصاددانان قرار گیرد (دامن کشیده و همکاران، ۱۳۹۲).

برخلاف اثرات قابل توجهی که مصرف انرژی بر رشد اقتصادی دارد، مصرف بی‌رویه و پایین بودن کارآیی مصرف انرژی، باعث افزایش شدت انتشار آلاینده‌ها شده و تخریب بیشتر محیط‌زیست را در پی خواهد داشت. در واقع می‌توان گفت، درکنار اهمیتی که انرژی از نظر اقتصادی دارد، اما مصرف بی‌رویه آن، می‌تواند جوامع را در رسیدن به توسعه اقتصادی با مشکل مواجه کند (پاپ و نیوول[2]، ۲۰۰۹): به‌طوری‌که امروزه یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش‌رو برای دانشمندان و محققان، نگرانی برای افزایش انتشار دی-اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی برای دستیابی به رشد اقتصادی می‌باشد (دلونا[3]، ۲۰۰۸).

دی اکسیدکربن، یکی از آلاینده‌هایی است که در اثر مصرف انرژی در فعالیت‌های اقتصادی، با حجم بالایی تولید می‌شود و دارای اثرات مخرب زیادی مانند بیماری‌های تنفسی و گرمایش زمین می‌باشد. البته یکی از موارد مهم علاوه بر میزان مصرف انرژی که در سیاست‌گذاری‌های بخش انرژی و محیط زیست می‌باید مورد توجه قرار گیرد، میزان شدت مصرف انرژی در یک منطقه یا یک فعالیت اقتصادی می‌باشد.

شدت مصرف انرژی در یک تعریف ساده، میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید را نشان می‌دهد. بر این اساس، ممکن است در یک منطقه (یا فعالیت)، میزان مصرف انرژی بالا بوده ولی دارای تولید و ارزش افزوده بالاتری نیز باشد. به عبارت دیگر، با یک مقدار معین از انرژی، میزان تولید بیشتری داشته و شدت مصرف انرژی پایین‌تری باشد.

1. Bergland & Soderhom
2. Popp & Newell
3. Deluna

از سوی دیگر، مناطق مختلف مستقل از هم نبوده و تغییرات یک منطقه، می‌تواند موجب اثرگذاری در مناطق مجاور شود. بنابراین در مطالعات، این امر می‌باید لحاظ گردد و نادیده گرفتن ارتباطات بین منطقه‌ای، می‌تواند به تورش نتایج منجر شود. یکی از مدل‌هایی که قادر به در نظر گرفتن ارتباطات بین-منطقه‌ای و در نظر گرفتن اثرات سرریزی متغیرها می‌باشد، مدل اقتصادسنجی فضایی است.

با توجه به موارد فوق، هدف از انجام این مطالعه، بررسی اثر عوامل مختلف بر انتشار دی‌اکسیدکربن با تأکید بر شدت انرژی استان‌های مختلف ایران با استفاده از اقتصادسنجی فضایی می‌باشد. بنابراین سوال اساسی پیش‌رو در این مطالعه، آن است که نوع اثرگذاری هر یک از عوامل و همچنین میزان اثرگذاری آنها در انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های مختلف ایران، چگونه است.

شناسایی نحوه اثرگذاری و میزان اثرگذاری این عوامل، می‌تواند زمینه مناسبی برای سیاست‌گذاری در جهت کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن فراهم نماید. یکی از مواردی که در این مطالعه در نظر گرفته شده است، اثرات سرریزی هر یک از متغیرها بر انتشار دی اکسیدکربن در مناطق مجاور می‌باشد. به عبارت دیگر، علاوه بر در نظر گرفتن اثر هر یک از متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن در درون مناطق (استان‌ها)، اثرات بین منطقه‌ای (اثرات سریزی یا غیرمستقیم) این متغیرها نیز بر انتشار دی‌اکسیدکربن مورد بررسی قرار می‌گیرد. این امر، در مطالعات قبلی نادیده گرفته شده است.

این مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش ملاحظه می‌گردد، سپس مدل و روش برآورد آن، همچنین داده‌ها و نتایج تجربی مورد بررسی قرار گرفته و در آخر نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه گردیده است.

## مبانی نظری

افزایش مصرف انرژی در فعالیت‌های اقتصادی، باعث افزایش انتشار آلاینده‌های هوا از جمله دی-اکسیدکربن شده است. در مورد رابطهٔ میان تخریب محیط‌زیست و مصرف انرژی، می‌توان این‌گونه گفت که استفادهٔ انسان‌ها از انرژی، باعث افزایش بهره‌وری تولید می‌گردد، ولی استفاده از انرژی باتوجه به تأثیرات آلوده‌کننده‌ای که می‌تواند داشته باشد، باعث تخریب محیط زیست شده، چون قسمت اعظم گازهای گلخانه-ای انتشار یافته در دنیا، به شکل دی‌اکسیدکربن می‌باشد که حاصل استفاده از سوخت‌های فسیلی است. بدین ترتیب بخش انرژی، سهم زیادی را در مورد مسائل مربوط به تغییرات شرایط زیست‌محیطی دارد (شیم[1]، ۲۰۰۶).

با توجه به وابستگی رشد اقتصادی به انرژی، سرعت رشد اقتصادی به سطح مصرف انرژی وابسته شده است، اما با توجه به اینکه استفاده از سوخت‌های فسیلی، باعث افزایش گازهای گلخانه‌ای و آلودگی هوا می‌شود، پس در نگاه اول، رشد اقتصادی باعث آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌گردد؛ ولی عده‌ای از صاحب‌نظران معتقدند رشد اقتصادی لزوماً باعث تخریب محیط‌زیست نخواهد شد.

1. Shim

با توجه به مطالعات انجام شده و تجربیات گذشته، فقط در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تقاضای مصرف انرژی با سرعت، افزایش پیدا می‌کند و ممکن است رشد اقتصادی، باعث تخریب محیط‌زیست شود. در مراحل بعدی رشد اقتصادی، با افزایش سطح آگاهی مربوط به مسائل زیست‌محیطی، استفاده از تکنولوژی-های کارا، شدت مصرف انرژی در فعالیت‌های مختلف، کاهش پیدا می‌کند و آلودگی محیط‌زیست کمتر خواهد شد. بر اساس این دیدگاه، کاهش شدت مصرف انرژی در اثر پیشرفت تکنولوژی در کشورها، موجب کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌های مختلف می‌شود (محمدباقری، ۱۳۸۹).

شدت انرژی تحت تأثیر دو عامل میزان مصرف انرژی و میزان تولید است. بر این اساس، تغییرات مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی، موجب تغییر در شدت انرژی شده و در پایان، انتشار دی اکسیدکربن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو، می‌توان اشاره کرد که بین شدت مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن، رابطه وجود دارد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱).

ریکی[1] (۲۰۰۷)، استدلال می‌کند که اگر کشوری به دنبال بهبود محیط زیستی باشند و در فعالیت‌های کاهش انتشار آلاینده‌ها سرمایه‌گذاری کند، منافع بازده نسبت به مقیاس فزاینده در این فعالیت‌ها، موجب کاهش بیشتر آلاینده‌ها نسبت به مخارج انجام شده می‌گردد. این امر، موجب کاهش شدت مصرف انرژی در اقتصاد نیز می‌شود. از این رو، به لحاظ نظری، روابط بین مصرف انرژی، انتشار آلودگی و رشد اقتصادی مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین ارتباط بین شدت مصرف انرژی و انتشار آلودگی نیز بر اساس رابطه بین این سه متغیر، قابل نتیجه‌گیری می‌باشد. اما مکانیسم بین شدت مصرف انرژی و انتشار آلودگی، بستگی به ساختار اقتصادی و مراحل توسعهٔ اقتصادی کشورها دارد.

یکی از عواملی که باعث افزایش مصرف انرژی (برای تولید مقدار معینی از محصول) می‌شود، استفاده از تکنولوژی قدیمی می‌باشد. در نتیجه، پیشرفت تکنولوژی‌های افزایش‌دهندهٔ بهره‌وری مصرف انرژی، می-تواند باعث کاهش شدت انرژی و در نتیجه، موجب کاهش انتشار آلاینده‌های هوا شود (چزانی شراهی، ۱۳۹۴). به‌طورکلی، سیاست‌های زیست‌محیطی برای کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف سوخت-های فسیلی در کشورهای مختلف، بر توسعه تکنولوژی با مصرف بهینه انرژی، تغییر ساختار مصرف سوخت و جایگزینی انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر و کاهش شدت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، تکیه دارد. مجموعه این اقدامات، می‌تواند موجب کاهش شدت مصرف انرژی و همچنین شدت انتشار آلاینده‌های هوا در بخش‌های مختلف اقتصادی شود (آنگ و همکاران[2]، ۲۰۱۰).

به طور کلی، میزان مصرف انرژی و همچنین شدت مصرف انرژی در اقتصاد ایران و همچنین بخش‌های مختلف اقتصادی، بسیار بالا بوده، به‌طوری‌که بر اساس گزارش آژانس بین‌المللی انرژی، ایران در سال‌های اخیر، جزو ۱۰ کشور اول در انتشار دی‌اکسیدکربن قرار گرفته و رتبه نهم را در سال ۲۰۱۶ به خود اختصاص داده است.

1. Ricci
2. Ang *et al.*

از سوی دیگر، میزان انتشار آلودگی در فعالیت‌های مختلف نیز در ایران بالا بوده، ولی با توجه به گزارش پایگاه اطلاع‌رسانی سازمان حفاظت محیط‌زیست، رتبه ایران از نظر شاخص عملکرد محیط‌زیست، با کسب رتبه ۶۷ در سال ۲۰۲۰ نسبت به سال ۲۰۱۸ (رتبه ۸۰)، از وضعیت بهتری برخوردار شده است. یکی از دلایل این امر، توجه به حفاظت از محیط زیست و کاهش انتشار آلاینده‌های هوا در سال‌های اخیر در کشور می‌باشد.

میزان مصرف انرژی، شدت مصرف انرژی و همچنین انتشار آلاینده‌های هوا مانند دی‌اکسیدکربن در مناطق مختلف کشور، تفاوت‌های زیادی با هم دارند. این تفاوت‌ها ناشی از عوامل مختلفی مانند تکنولوژی مورد استفاده در مناطق مختلف، ساختار اقتصادی و صنعتی این استان‌ها و سایر عوامل می‌باشد.

در جدول (۱) میانگین انتشار دی‌اکسیدکربن و شدت انرژی در استان‌های ایران در دورهٔ زمانی مورد مطالعه (۱۳۸۷-۹۶) نشان داده شده، که این اطلاعات، بر اساس میانگین ساده میزان انتشار سالانه دی-اکسیدکربن و همچنین شدت مصرف انرژی در استان‌های مختلف به دست آمده است. بر اساس اطلاعات جدول، بیشترین میانگین انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره مورد مطالعه، مربوط به استان تهران می‌باشد. میزان متوسط انتشار این آلاینده در استان تهران طی دوره مورد مطالعه، برابر ۲۸/۲۴ میلیون تن در سال، و رتبه دوم انتشار دی‌اکسیدکربن در کشور، مربوط به استان اصفهان، با میانگین انتشار سالانه دی-اکسیدکربن در این استان، برابر ۱۹/۳۴ میلیون تن بوده است. استان خوزستان نیز با انتشار سالانه ۱۶/۰۹ میلیون تن در سال (به‌طور متوسط)، سومین رتبه انتشار دی‌اکسیدکربن را در کشور دارا می‌باشد. استان‌های خراسان رضوی و فارس نیز دارای انتشار بالای دی اکسیدکربن در کشور بوده‌اند. یکی از دلایل بالا بودن میزان انتشار دی اکسیدکربن در این سه استان را می‌توان در صنعتی بودن این استان‌ها (سهم بالای بخش صنعت در اقتصاد استان) و مصرف بالای انرژی در این استان‌ها دانست.

از سوی دیگر، استان کهگیلویه و بویراحمد، با میانگین انتشار سالانه دی اکسیدکربن به میزان ۰/۹۸ میلیون تن در سال (به طور متوسط)، کمترین انتشار دی‌اکسیدکربن را در کشور در دوره مورد مطالعه داشته است. استان ایلام، با میانگین انتشار سالانه ۱/۳۳ میلیون تن در سال، رتبه دوم را از نظر پایین بودن انتشار سالانه دی‌اکسیدکربن دارا می‌باشد. استان چهارمحال و بختیاری، با میانگین انتشار سالانه ۱/۴۷ میلیون تن دی‌اکسیدکربن، دارای رتبه سوم از نظر پایین بودن انتشار بوده است. استان‌های خراسان شمالی و خراسان جنوبی نیز در بین استان‌های با انتشار دی‌اکسیدکربن پایین هستند.

اطلاعات جدول همچنین نشان می‌دهد که بیشترین میانگین سالانه شدت مصرف انرژی در استان‌های کرمان، قزوین و بوشهر وجود دارد. میانگین سالانه شدت مصرف انرژی در استان کرمان طی دوره مورد مطالعه، برابر ۳۰/۳۷ بی تی یو (BTU) بر میلیون ریال بوده است. استان قزوین، با میانگین ۲۹/۶۲ بی تی یو (BTU) بر میلیون ریال و بوشهر، با میانگین ۲۷/۳۸ بی تی یو (BTU) بر میلیون ریال، در رتبه‌های بعدی قرار دارند.

همین‌طور کمترین مقدار میانگین شدت انرژی، مربوط به استان‌های ایلام، خراسان رضوی و خراسان جنوبی، به‌ترتیب، با میانگین ۰/۷۲ بی تی یو (BTU) بر میلیون ریال، ۱/۵۴ بی تی یو (BTU) بر میلیون

ریال و ۱/۷۱ بی تی یو (BTU) بر میلیون ریال می‌باشد. استان‌های سیستان و بلوچستان و کهکیلویه و بویراحمد، در رتبه‌های بعدی از نظر پایین بودن شدت مصرف انرژی در کشور قرار داشته‌اند.

**جدول ۱.** میانگین انتشار دی‌اکسیدکربن و شدت انرژی در استان‌های مختلف کشور طی دورهٔ زمانی ۹۶-۱۳۸۷

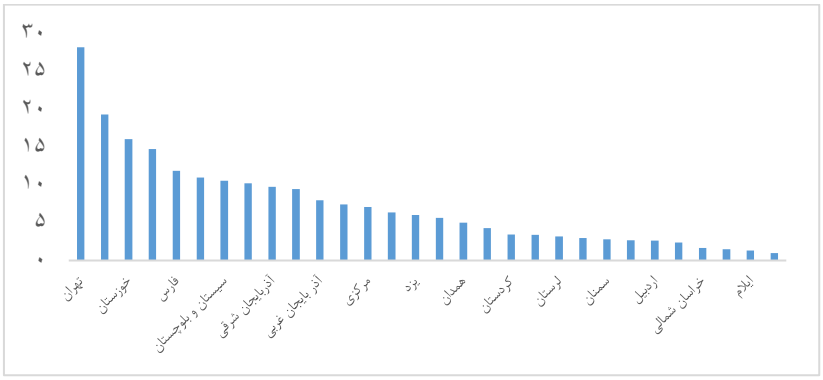
| استان | میانگین انتشار دی اکسید کربن (میلیون تن) | میانگین شدت انرژی |
|---|---|---|
| آذربایجان شرقی | ۹/۷۴ | ۲۰/۷۶ |
| آذربایجان غربی | ۷/۹۷ | ۱۶/۶۶ |
| اردبیل | ۲/۶۴ | ۱۲/۷۹ |
| اصفهان | ۱۹/۳۴ | ۲۶/۰۸ |
| ایلام | ۱/۳۳ | ۰/۷۲ |
| بوشهر | ۴/۲۷ | ۲۷/۳۸ |
| تهران | ۲۸/۲۴ | ۹/۴۵ |
| چهارمحال و بختیاری | ۱/۴۷ | ۱۷/۱۹ |
| خراسان جنوبی | ۲/۴۰ | ۱/۷۱ |
| خراسان رضوی | ۱۴/۷۴ | ۱/۵۴ |
| خراسان شمالی | ۱/۶۴ | ۵/۶۲ |
| خوزستان | ۱۶/۰۹ | ۸/۳۹ |
| زنجان | ۲/۶۸ | ۱۱/۷۰ |
| سمنان | ۲/۸۱ | ۱۳/۶۸ |
| سیستان و بلوچستان | ۱۰/۵۴ | ۱/۸۱ |
| فارس | ۱۱/۸۶ | ۲۲/۹۷ |
| قزوین | ۷/۴۳ | ۲۹/۶۲ |
| قم | ۳/۳۹ | ۲۲/۱۲ |
| کردستان | ۳/۴۳ | ۲۱/۲۱ |
| کرمان | ۹/۴۶ | ۳۰/۳۷ |
| کرمانشاه | ۶/۳۶ | ۱۷/۹۴ |
| کهگیلویه و بویراحمد | ۰/۹۸ | ۱/۸۹ |
| گلستان | ۲/۹۹ | ۱۰/۷۷ |
| گیلان | ۵/۶۳ | ۲۰/۴۹ |
| لرستان | ۳/۱۷ | ۱۱/۹۰ |
| مازندران | ۱۰/۹۸ | ۱۹/۱۹ |
| مرکزی | ۷/۰۷ | ۲۵/۲۹ |
| هرمزگان | ۱۰/۲۲ | ۳/۲۲ |
| همدان | ۵/۰۱ | ۲۱/۹۸ |
| یزد | ۶/۰۳ | ۱۵/۳۶ |

منبع: محاسبه شده بر اساس داده‌های ترازنامه هیدروکربوری

نمودار (۱)، مقایسهٔ میانگین سالانه انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های ایران در بازه زمانی ۹۶-۱۳۸۷را، به ترتیب بیشترین به کمترین، نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ۵ استان تهران،

اصفهان، خوزستان، خراسان رضوی و فارس، بیشترین، و ۵ استان کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی و خراسان شمالی، کمترین مقدار میانگین انتشار سالانه دی‌اکسیدکربن را دارند.

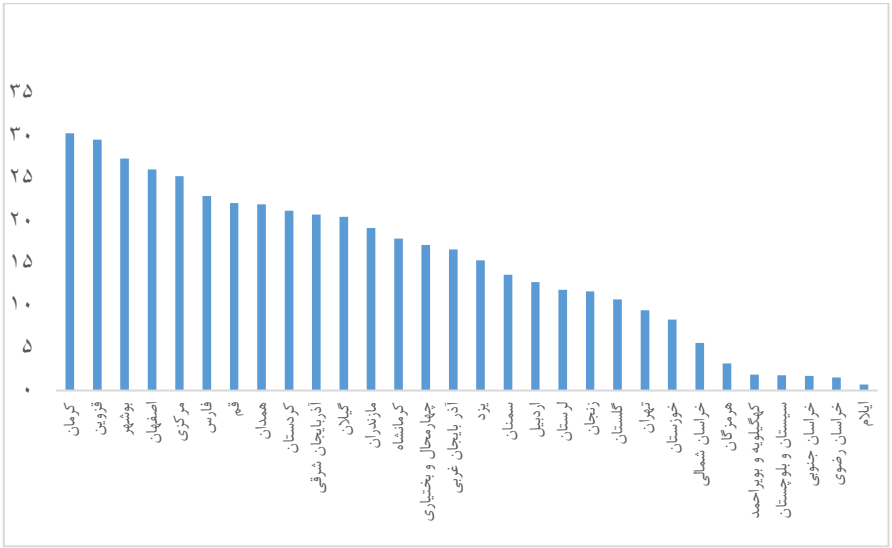
**نمودار ۱.** میانگین انتشار دی‌اکسیدکربن در استان‌های مختلف کشور طی دورهٔ زمانی ۹۶-۱۳۸۷ (به میلیون تن)




منبع: محاسبه شده بر اساس داده‌های ترازنامه هیدروکربوری

نمودار (۲)، مقایسه میانگین شدت انرژی در استان‌های ایران در بازه زمانی ۹۶-۱۳۸۷ را نشان می‌دهد.

**نمودار ۲.** میانگین شدت انرژی در استان‌های مختلف کشور طی دورهٔ زمانی ۹۶-۱۳۸۷




منبع: محاسبه شده بر اساس داده‌های ترازنامه هیدروکربوری

طبق نمودار (۲)، بیشترین میانگین شدت انرژی، مربوط به استان‌های کرمان با میانگین ۳۰/۳۷، قزوین با میانگین ۲۹/۶۲ و بوشهر با میانگین ۲۷/۳۸ است؛ همین‌طور، کمترین مقدار میانگین شدت انرژی، مربوط به استان‌های ایلام، خراسان رضوی و خراسان جنوبی، به‌ترتیب با میانگین ۰/۷۲، ۱/۵۴ و ۱/۷۱ می‌باشد.

یکی دیگر از نکاتی که در برنامه‌های رشد و توسعه بخصوص رشد و توسعه پایدار، می‌باید مورد توجه قرار گیرد، وجود ارتباطات بین‌منطقه‌ای می‌باشد. بر اساس دیدگاه وجود ارتباط بین‌منطقه‌ای (بین شهری، بین استانی و بین کشوری)، تغییر یک متغیر مانند رشد اقتصادی در یک منطقه، ممکن است (می‌تواند) به تغییر متغیرهای متعددی (مانند رشد اقتصادی) در سایر مناطق منجر شود. این امر، از طریق اثرات سرریزی بین منطقه‌ای اتفاق می‌افتد. بر این اساس، تغییرات اقتصادی در یک منطقه (بهبود اقتصادی یا تضعیف اقتصادی) هم، می‌تواند در اثر تغییر ویژگی‌های درون آن منطقه و هم، در اثر تغییر ویژگی‌های مناطق اطراف آن منطقه، اتفاق افتد (شریفی و حسین زاده ، ۱۳۹۵).

از این رو، می‌توان گفت عوامل متعددی در داخل یک منطقه (استان) مانند میزان تولید منطقه، میزان مصرف انرژی یا شدت مصرف انرژی در منطقه، بر میزان انتشار آلاینده‌ها اثرگذار هستند. علاوه بر این، بر اساس ارتباطات بین منطقه‌ای، میزان تولید مناطق مجاور، میزان مصرف انرژی و شدت مصرف انرژی در مناطق مجاور نیز می‌تواند موجب تغییر در انتشار آلاینده‌ها در منطقه مورد نظر شود. به عنوان مثال، متغیری مانند شدت مصرف انرژی در یک منطقه و یا تغییرات ساختاری درون آن منطقه، می‌تواند دارای دو اثر مستقیم و سرریزی بر انتشار دی اکسیدکربن منطقه باشد. از این جهت، لحاظ نشدن ارتباطات بین‌منطقه‌ای در مدل و حذف اثرات سرریزی بین‌منطقه‌ای، می‌تواند موجب تورش و گمراهی در نتایج به‌دست آمده شود.

مطالعات مختلفی در ارتباط با نقش شدت انرژی بر کیفیت محیط‌زیست انجام شده، که در ادامه، به بررسی آن پرداخته شده است.

فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی عوامل مختلف از جمله شدت انرژی بر آلودگی هوا در دوره ۱۳۴۶-۸۵ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که شدت انرژی، اثر مثبت بر انتشار کربن داشته است.

برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه خود، اثر عوامل مختلف از جمله مصرف انرژی را بر انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای D8 در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ با استفاده از روش GMM مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که مصرف انرژی، اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسیدکربن داشته است.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن را در سطح کلان اقتصاد، با استفاده از روش تحلیل و تجزیهٔ شاخص و استفاده از روش میانگین لگاریتم شاخص دیویژیا، طی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵مورد بررسی قرار دادند. نتایج، نشان‌دهندهٔ آن است که در سطح کلان، شدت انرژی، اثر مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته است.

فلاحتی و حکمتی فرید (۱۳۹۲)، با استفاده از داده‌های تابلویی طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۲، به بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در استان‌های کشور پرداخته‌اند. نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که

شدت انرژی، درآمد سرانه واقعی، میزان جمعیت و نرخ شهرنشینی، به‌عنوان مهمترین عوامل اقتصادی و اجتماعی اثرگذار بر محیط‌زیست می‌باشد.

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از تکنیک تجزیه شاخص، به بررسی عوامل اصلی انتشار کربن در زیر بخش‌های صنعتی ایران طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۹ پرداخته‌اند. نتایج، نشان می‌دهد که اثر شدت انرژی، تأثیر قابل توجهی در کاهش انتشار کربن داشته است.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای، به بررسی عوامل مؤثر در انتشار دی‌اکسیدکربن سرانه در بین ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر تحت اثرات سرریز فضایی آلودگی و تکنولوژی طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۲ پرداخته‌اند. نتایج تخمین مدل، بیانگر این است که شدت انرژی در انتشار دی‌اکسیدکربن سرانه، تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است.

علیشیری و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای، تأثیر فعالیت‌های اقتصادی، تغییرات ساختاری، ضریب انتشار و شدت انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن را بررسی کردند. این مطالعه در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ و با استفاده از روش تحلیل تجزیه لاسپیرز اصلاح شده صورت گرفته است. نتایج، نشان می‌دهد که در تمامی بخش‌های مورد بررسی، تأثیر ساختار، بیشترین نقش را در انتشار دی‌اکسیدکربن داشته است.

رفیعی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای، به بررسی ارتباط میان انتشار دی‌اکسیدکربن با نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به صنعت، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت، تراکم جمعیت شهری و مصرف انرژی در ایران، طی دوره ۹۳-۱۳۵۷ با استفاده از مدل (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج، نشان داد که با یک واحد افزایش مصرف انرژی، هم در کوتاه‌مدت و هم، در بلندمدت، انتشار کربن ۰/۰۰۲ واحد افزایش می‌یابد.

قزوینیان و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای، به بررسی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا با استفاده از رهیافت PVAR طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۲، با استفاده از روش VAR پرداختند. نتایج، نشان می‌دهد که شوک مصرف انرژی، ابتدا به افزایش نسبتاً شدید و سپس، کاهش در تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای منتخب منا منجر می‌گردد.

کهنسال و بهرامی نسب (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۰، به بررسی ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف سوخت‌های فسیلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداختند. نتایج، نشان می‌دهد که رابطه دو طرفه میان هر یک از متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن برقرار است.

ناهیدی امیرخیز و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای، رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را با استفاده از داده‌های ۱۶ کشور منتخب سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵، مورد بررسی قراردادند. نتایج، نشان می‌دهد که مصرف انرژی دربازه زمانی مورد بررسی، تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد.

پائول و باتاچاریا[1] (۲۰۰۴)، در پژوهشی برای هند، با استفاده از روش تجزیه شاخص لاسپیرز طی دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۶، عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن از جمله شدت انرژی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج، نشان دهندهٔ آن است که شدت انرژی، اثر بزرگتری بر انتشار دی‌اکسیدکربن مرتبط با انرژی، نسبت به اثر ضریب آلودگی داشته است.

هاتزیجورجیو و همکاران[2](۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای، به بررسی انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، با استفاده از دو تکنیک متفاوت تجزیه، شاخص دیویژیای میانگین حسابی و شاخص دیویژیای میانگین طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۲ برای کشور یونان پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که اثر شدت انرژی، مهمترین عامل برای کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشد.

آل مولالی[3] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای، به بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ۷ منطقه دنیا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به‌طور اصلاح شده طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ پرداخته است. نتایج، نشان دهندهٔ رابطه درازمدت مثبت بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن است و تنها ۱۶ درصد از کشورها، نتایج متفاوتی داشته‌اند. دیگر نتایج، نشان می‌دهد که در برخی از کشورها، یک رابطه دراز مدت منفی وجود دارد و در دیگر کشورها بویژه کشورهای کم درآمد، هیچ رابطه‌ای بین مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن وجود ندارد.

جه اونگ و کیم[4] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای، عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن را در صنایع کره جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج، حاکی از آن است که از بین ۵ عامل اثر فعالیت، اثر ساختاری، اثر شدت انرژی، اثر ترکیب سوخت و ضریب انتشار، عامل‌های تغییر ساختاری، اثر شدت انرژی و اثر ضریب انتشار، نقش کاهنده‌ای در انتشار دی‌اکسیدکربن داشته‌اند.

لین و ژانگ[5] (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای، به بررسی انتشار دی‌اکسیدکربن در صنعت سیمان چین، طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۱، با استفاده از شاخص LMDI پرداختند. نتایج، نشان می‌دهد که شدت انرژی، عامل اصلی کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن بوده است.

رئوف و همکاران[6] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای، رابطه بین عواملی از جمله مصرف انرژی با تخریب محیط-زیست ناشی از انتشار دی‌اکسیدکربن را در چین طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۶۸، با استفاده از روش ARDL بررسی کردند. نتایج، نشان می‌دهد که مصرف انرژی، باعث بدترشدن وضعیت محیط زیست می‌شود.

واستی و زیدی[7] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای، به بررسی ارتباط انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و آزادسازی تجاری برای کویت، در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج، نشان می‌دهد

1. Paul & Bhattacharya
2. Hatzigeorgiou *et al*.
3. AL-mulali *et al*.
4. Jeong & Kim
5. Lin & Zhang
6. Rauf *et al*.
7. Wasti & Zaidi

که براساس مدل اتورگرسیو (AR)، افزایش مصرف انرژی، نقش بسزایی در افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. همچنین، آزمون علیت گرنجر، نشان می‌دهد که علیت دو طرفه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی وجود دارد.

بر اساس مبانی نظری ذکر شده و همچنین بررسی مطالعات پیشین مرتبط با موضوع، می‌توان گفت که در پژوهش‌های قبلی، ارتباطات بین منطقه‌ای در نظر گرفته نشده است. همان‌طور که ذکر شد، عدم در نظر گرفتن ارتباطات بین منطقه‌ای، می‌تواند موجب تورش در تصریح مدل و نتایج آن شود. بنابراین، نوآوری تحقیق حاضر نسبت به تحقیقات انجام شده، این است که در مطالعه حاضر، ارتباطات منطقه بین متغیرها لحاظ شده و از روش اقتصادسنجی فضایی برای بررسی اثر فضایی شدت انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن برای ایران استفاده شده است.

## مدل و روش برآورد آن

انسلین[1] (۱۹۸۸) معتقد است که تکنیک اقتصادسنجی فضایی، قابلیت و کاربردهای بهتری نسبت به اقتصاد سنجی مرسوم در مطالعات منطقه‌ای و مکانی دارد و هنگامی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی و منطقه‌ای مثل مطالعات جمعیت شناسی، تجاری، بازرگانی و ... مواجه است، می‌تواند جایگزین مدل‌ها و روش‌های اقتصادسنجی مرسوم بشود. اقتصاد سنجی فضایی، کاربرد تکنیک اقتصاد سنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای می‌باشد که جزء مکانی دارند. در واقع، می‌توان از طریق اقتصاد سنجی فضایی که زیر شاخه اقتصاد سنجی می‌باشد، رابطه متقابل فضایی (وابستگی فضایی یا خودهمبستگی فضایی) و ساختار فضایی (ناهمسانی فضایی) را در مدل‌های رگرسیونی با داده‌های مقطعی یا ترکیب مقطعی - سری زمانی را مورد بررسی قرار داد. هنگامی که داده‌های نمونه، جزء مکانی دارند، استفاده از شیوه‌های اقتصاد سنجی مرسوم، آنچنان نمی‌تواند کارساز باشد، زیرا در این حالت، دو مساله "ناهمسانی فضایی"[2] و "وابستگی فضایی"[3] اتفاق می‌افتد (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۲).

در این مطالعه، از مدل وانگ و ژو[4] (۲۰۱۹) برای بررسی اثر شدت انرژی بر انتشار دی اکسیدکربن استفاده شده است. شکل کلی این مدل بدون در نظر گرفتن عوامل فضایی، به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln CEit = \alpha 1 + \beta_1 \ln PGDPit + \beta_2 InElit + \beta_3 InPOPit + \beta_4 \ln IS_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

$\ln CE_{it}$ نشان‌دهندهٔ لگاریتم انتشار دی‌اکسیدکربن، lnPGDPit لگاریتم تولید ناخالصی داخلی سرانه، lnPOPit لگاریتم جمعیت، $\ln EI_{it}$ لگاریتم شدت انرژی، $\ln IS_{it}$ لگاریتم تغییر ساختار صنعتی است.

1. Anselin
2. Spatial Heterogeneity
3. Spatial Dependence
4. Wang & Zhou

به‌طورکلی، الگوهای اقتصادسنجی فضایی متعدد (لیسیج[1]، ۱۹۹۹) و نیز رهیافت‌هایی متعدد برای انتخاب مدل مناسب از بین این مدل‌ها وجود دارد. یکی از این روش‌ها، روش پیشنهادی الهورست[2] (۲۰۱۴) می‌باشد. در این روش، برای انتخاب مدل مناسب بین مدل‌های فضایی، آزمون‌های تشخیص والد و والد چندگانه، انجام می‌شود.

در آزمون والد، فرض صفر آزمون، مناسب بودن مدل SAR نسبت به مدل SDM بوده، و بنابراین، اگر سطح معناداری (prob) کمتر از ۰/۰۵ باشد، آنگاه مدل SDM مناسب‌تر است. در آزمون والدچندگانه فرض صفر آزمون، مناسب بودن مدل SEM نسبت به مدل SDM را نشان می‌دهد. بنابراین اگر سطح احتمال (prob) کمتر از ۰/۰۵ باشد، آنگاه مدل SDM مناسب‌تر است.

داده‌های مربوط به این مطالعه، بر اساس آخرین اطلاعات موجود در ترازنامه هیدروکربوری استان‌های مختلف کشور در دوره ۹۶-۱۳۸۷ برای ۳۰ استان کشور انتخاب شده است. جهت به‌دست آوردن داده‌های انتشار دی‌اکسیدکربن در ابتدا، با استفاده از داده‌های موجود در ترازنامه هیدروکربوری، میزان مصرف سوخت‌های فسیلی (شامل: نفت کوره، نفت‌گاز، گاز طبیعی، گاز مایع، نفت سفید و بنزین) را استخراج کرده، سپس مقدار مصرف هر سوخت را در ضریب انتشار دی‌اکسیدکربن (استخراج شده از هیأت بین دولتی تغییرات اقلیمی (IPCC)) آن ضرب می‌کنیم تا میزان انتشار هر سوخت در هر سال به‌دست آید و در نهایت، با جمع میزان انتشار همه سوخت‌های فسیلی، میزان کل انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی به‌دست آمد.

در این پژوهش، واحد انتشار دی‌اکسیدکربن، تُن می‌باشد. همین‌طور از تقسیم تولید ناخالص داخلی (به قیمت جاری با واحد میلیون ریال و استخراج شده از آمارهای بانک مرکزی) هر استان بر جمعیت (استخراج شده از آمارهای مرکز آمار ایران) کل هر استان، مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه حاصل آمده، و شدت انرژی نیز از تقسیم مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است و واحد شدت انرژی، برحسب BTU بر میلیون ریال می‌باشد.

شاخص مورد استفاده برای محاسبه تغییرات ساختار صنعت با توجه به مقاله کورتوک و سینگ[3](۲۰۱۱)، به صورت رابطه (۲) می‌باشد:

$$MLIs,t = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} xi,s \cdot xi,t \cdot (\log \frac{x_{i,s}}{xi,t})^2} \qquad (۲)$$

در این رابطه، $X_{is}$ و $X_{it}$ به‌ترتیب، سهم زیربخش صنعتی i در دو سال t و s از کل بخش صنعت می‌باشد.

زیر بخش‌های صنعتی در نظر گرفته شده در این تحقیق عبارتند از: ۱- محصولات غذایی، آشامیدنی و دخانیات؛ ۲- منسوجات، پوشاک و چرم؛ ۳- چوب، کاغذ و انتشارات؛ ۴- محصولات شیمیایی و لاستیک

1. Lesage
2. Elhorst
3. Cortuk & Sing

و پلاستیک؛ ۵- محصولات کانی غیر فلزی؛ ۶- فلزات و محصولات فلزی؛ ۷- مبلمان، بازیافت و سایر صنایع است. آمارهای مربوطه از طریق حساب‌های منطقه‌ای در سایت مرکز آمار ایران و با استفاده از داده‌های ستاندهٔ حساب‌های منطقه‌ای استخراج شده است.

## داده‌ها و نتایج تجربی

در تحقیق حاضر، جهت بررسی پایایی متغیرها، از آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو (LLC) استفاده شده و نتایج حاصل از آن، در جدول (۲) آمده است. طبق نتایجی که در جدول (۲) منعکس شده، سطح احتمال متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است و درنتیجه، متغیرهای مدل پایا هستند.

**جدول ۲.** آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو (LLC)

| متغیر | لگاریتم انتشار دی‌اکسیدکربن | لگاریتم شدت انرژی | لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه | لگاریتم تغییرات ساختار صنعت |
|---|---|---|---|---|
| آماره | - ۸/۱۶ | - ۳۹/۵۴ | - ۳/۷۷ | - ۱۲/۲۹ |
| سطح احتمال | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از بررسی پایایی متغیرهای مدل، از آزمون موران جهت بررسی وابستگی فضایی استفاده شده است. فرض صفر این آزمون، نشان‌دهنده عدم وجود اثرات مکانی در جملات اخلال می‌باشد. زمانی‌که فرض صفر رد شود، وجود اثرات مکانی در جملات اخلال تعیین می‌گردد. نتایج حاصل از آزمون موران در جدول (۳) گزارش شده، و سطح احتمال آزمون، کمتر از ۰/۰۵ بوده است و درنتیجه، فرض صفر مبنی بر عدم سرریزهای فضایی، رد می‌گردد و مدل باید به‌صورت فضایی تخمین زده شود.

**جدول۳.** نتایج آزمون موران

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۰/۷۷ |
| سطح احتمال | ۰.۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه، برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، آزمون هاسمن برآورد شده است. در این آزمون، اگر سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل با استفاده از اثرات ثابت برآورد می‌شود و اگر سطح احتمال بیشتر از ۰/۰۵ باشد، مدل بر اساس اثرات تصادفی تخمین زده خواهد شد. بر اساس نتایج آزمون هاسمن طبق جدول (۴)، prob = ۰/۱۳۰۴ به‌دست آمده است و درنتیجه، فرض صفر مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی، پذیرفته می‌شود و انجام آزمون هاسمن، برآورد را به روش تصادفی (RF) پیشنهاد می‌کند.

**جدول ۴.** نتایج آزمون هاسمن

| | |
|---|---|
| آماره | ۱۳/۷۸ |
| سطح احتمال | ۰/۱۳۰۴ |

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین طبق نتایج حاصل از آزمون والد و والدچندگانه بر اساس جدول (۵)، باتوجه به اینکه سطح احتمال در هر دو آزمون، کمتر از ۰/۰۵ است، مدل SDM نسبت به مدل‌های SEM و SAR مناسب‌تر است؛ زیرا همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، در آزمون والد، فرض صفر آزمون، مناسب بودن مدل SAR نسبت به مدل SDM است. بنابراین، اگر سطح معناداری (prob) کمتر از ۰/۰۵ باشد، آنگاه مدل SDM مناسب‌تر است. در آزمون والدچندگانه، فرض صفر آزمون، مناسب بودن مدل SEM نسبت به مدل SDM است. بنابراین، اگر سطح احتمال (prob) کمتر از ۰/۰۵ باشد، آنگاه مدل SDM مناسب‌تر است.

**جدول ۵.** آزمون‌های تشخیص

| آزمون‌ها | آزمون والد برای انتخاب بین دو مدل SDM و SAR | آزمون والد چندگانه برای انتخاب بین دو مدل SDM و SEM |
|---|---|---|
| آماره | ۳۳/۶۷ | ۲۸/۳۰ |
| سطح احتمال | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

در نهایت، بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های انجام شده، مدل دوربین فضایی با اثرات تصادفی مکانی برآورد گردیده و نتایج حاصل از تخمین، در جدول (۶) نشان داده شده است.

**جدول ۶.** نتایج برآورد مدل دوربین فضایی با اثرات تصادفی مکانی

| | متغیر | نماد متغیر | مقدار ضرایب | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| اثرات مستقیم | تولید ناخالص داخلی سرانه | Log(pgdp) | ۰/۱۸ | ۰/۰۴۸ |
| | شدت انرژی | Log(ei) | ۰/۰۷۴ | ۰/۰۰۱ |
| | جمعیت | Log(pop) | ۰/۷۱ | ۰/۰۰ |
| | تغییرات ساختار صنعت | Log(is) | - ۰/۰۰۱ | ۰/۹۲ |
| اثرات غیرمستقیم | اثر فضایی تولیدناخالص داخلی | W × Log(pgdp) | - ۰/۱۸ | ۰/۰۰۳ |
| | اثر فضایی شدت انرژی | W × Log(ei) | - ۰/۰۴ | ۰/۰۰۲ |
| | اثر فضایی جمعیت | W× Log(pop) | - ۰/۱۱۲ | ۰/۲۱ |
| | اثر فضایی تغییر ساختار صنعت | W×Log(is) | - ۰/۰۲ | ۰/۰۵ |

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج حاصل از برآورد مدل دوربین فضایی با اثرات تصادفی مکانی که در جدول (۶) گزارش شده است، اثر تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت و شدت انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، مثبت و معنادار است و اگر تولید ناخالص داخلی سرانه، یک درصد افزایش یابد، انتشار دی‌اکسید کربن، به میزان ۰/۱۸ درصد افزایش پیدا می‌کند.

تعدیل در ساختار رشد اقتصادی و قرار گرفتن در مسیر توسعه، می‌تواند به صرفه جویی در مصرف انرژی و کاهش انتشار کربن منجر شود. همچنین اگر جمعیت یک درصد افزایش پیدا کند، انتشار دی‌اکسیدکربن، به میزان ۰/۷۱ درصد افزایش می‌یابد. باتوجه به اثر مثبت و معنادار شدت انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، اگر شدت انرژی یک درصد افزایش پیدا کند، انتشار کربن، به میزان ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد.

همچنین اثر فضایی تولید ناخالص داخلی سرانه، تغییر ساختار صنعت و شدت انرژی، بر انتشار دی‌اکسیدکربن منفی و معنادار است و اگر شدت انرژی، یک درصد افزایش یابد، انتشارکربن در مناطق مجاور، ۰/۰۴ درصد کاهش پیدا می‌کند. ضریب منفی و معنادار اثر فضایی شدت انرژی، بیانگر این است که زمانی که در منطقه‌ای کارخانه و صنایع تأسیس شود و شدت و مصرف انرژی در منطقه مذکور افزایش یابد، در مناطق مجاور آن، کارخانه و صنایع تأسیس نمی‌شود؛ بنابراین، شدت انرژی و آلودگی در مناطق مجاور کاهش می‌یابد. همچنین منفی شدن اثر شدت انرژی، می‌تواند به دلیل کاهش استفاده از سوخت‌های فسیلی، افزایش آگاهی در مورد فواید کارآیی انرژی و پذیرش شیوه‌های مکانیزه جدید باشد.

## نتیجه گیری

هدف این پژوهش، بررسی اثر شدت مصرف انرژی بر انتشار دی اکسیدکربن در استان‌های ایران در دوره زمانی ۹۶-۱۳۸۷ با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی بود. طبق نتایج حاصل از تخمین مدل اثر (مستقیم و درون منطقه‌ای)، شدت انرژی، بر انتشار دی‌اکسیدکربن مثبت و معنادار است. به عبارتی، افزایش شدت انرژی، باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود که یکی از دلایل این امر، به کارگیری و استفاده از ماشین آلات و تجهیزات فرسوده و با بهره‌وری پایین می‌باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد تا با استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته تولید و افزایش بهره‌وری، جهت کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن اقدام گردد.

در این راستا، بهتر است شدت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته و تمرکز و برنامه‌ریزی برای کاهش شدت مصرف انرژی در بخش‌های با شدت بالای مصرف انرژی صورت پذیرد.

اصلاح قیمت انرژی، تشویق برای استفاده از انرژی‌های پاک، فرهنگ‌سازی برای اصلاح الگوی مصرف انرژی نیز از دیگر اقداماتی هستند که می‌توانند به کاهش مصرف انرژی و درنتیجه، کاهش انتشار دی-اکسیدکربن کمک کند. در این جهت، پیشنهاد می‌شود برای بنگاه‌ها و فعالیت‌های اقتصادی با شدت انرژی کم و انتشار دی اکسیدکربن پایین، مشوق‌های مالی و برای بنگاه‌های با انتشار بالا، مالیات و جریمه در نظر گرفته شود. تا بنگاه ها در راستای کاهش شدت مصرف انرژی و کاهش آلایندگی اقدام کنند.

از سوی دیگر، پیشنهاد می‌شود تا در برخی استان‌های کشور که پتانسیل استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر مانند انرژی باد، خورشید و امواج دریا در آنها وجود دارد، تسهیلات لازم برای سرمایه‌گذاری و

تولید انرژی از این منابع، در اختیار بنگاه‌ها و فعالیت‌های اقتصادی قرار گیرد تا مصرف سوخت‌های فسیلی و آلاینده و همچنین انتشار دی‌اکسیدکربن کاهش یابد.

طبق سایر نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل، تولید ناخالص داخلی، اثر مستقیم مثبت و معنادار بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد. اگر برای کاهش آلودگی، تولید ناخالص داخلی کاهش یابد، با افزایش بیکاری مواجه خواهیم شد و درنتیجه، پیشنهاد می‌شود تا از روش‌های تولید کارا و بهبود کارآیی مصرف انرژی برای کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن استفاده شود.

همچنین با افزایش جمعیت هر استان، انتشار دی‌اکسیدکربن در آن استان افزایش پیدا می‌کند، که در این راستا، توجه به بهینه‌سازی سطح جمعیت، پیشنهاد می‌شود. ضرایب مستقیم (درون منطقه‌ای) به‌دست آمده برای شاخص تغییرات ساختار صنعت نیز منفی و بی‌معنا و اثرات فضایی (بین منطقه‌ای) تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی و تغییرات ساختار صنعتی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، منفی و معنادار است؛ یعنی رابطه میان مناطق مختلف بر انتشار دی‌اکسیدکربن، مؤثر است و باید در مدل‌سازی لحاظ شود.

## ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


اسعدی، فریدون. (۱۳۸۶). اهمیت و ضرورت‌های بهینه سازی و کاهش شدت مصرف انرژی. *مجلس و راهبرد*، ۱۳(۵۴): ۲۵۲-۲۷۸.

برقی اسکویی، محمد مهدی؛ فلاحی، فیروز و ژنده خطیبی، صونا. (۱۳۹۱). تأثیر تولیدات کارخانه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار گاز $Co_2$ در کشورهای عضو گروه D8. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۴(۲۰): ۹۳-۱۰۹.

پورعبادالهان کویچ، محسن؛ برقی اسکویی، محمد مهدی؛ صادقی، سید کمال و قاسمی، ایرج. (۱۳۹۳). تجزیه عوامل مؤثر بر تغییرات انتشار آلودگی دی‌اکسیدکربن در زیر بخش‌های صنعتی ایران. *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۹): ۱۱۵-۱۳۱.

چزانی شراهی، اسد. (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر شدت مصرف انرژی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

خلیلی عراقی، منصور؛ شرزه‌ای، غلامعلی و برخورداری، سجاد. (۱۳۹۱). تحلیل تجزیه دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی در ایران. *محیط شناسی*، ۳۸(۶۱): ۹۳-۱۰۴.

دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و احمدی، حسن. (۱۳۹۲). بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی: کشورهای منتخب سند چشم‌انداز بیست ساله ایران. *فصلنامه سیاستهای راهبردی وکلان*، ۱(۲): ۳۷-۴۶.

رفیعی، حامد؛ غزنوی، شیوا و صالح، ایرج. (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران؛ باتأکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو. *پژوهش‌های محیط‌زیست*، ۸: ۱۶۴-۱۵۳.

شریفی، نورالدین و حسین زاده، رمضان. ( ۱۳۹۵). اثر صادرات بین منطقه‌ای بر رشد تولید مناطق: مطالعه موردی استان گلستان و سایر مناطق با استفاده از تحلیل داده- ستانده دومنطقه‌ای. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۴: ۱۲۳-۱۴۶.

علیشیری، هدیه؛ محمدخانی، شهرزاد و محمدباقری، اعظم. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر انتشار دی-اکسیدکربن در کشور (با رویکرد تحلیل و تجزیه لاسپیرز اصلاح شده). *علوم و تکنولوژی محیط‌زیست*، ۱۹(۲): ۶۲-۵۱.

فطرس، محمد حسن؛ غفاری، هادی و شهبازی، آزاده. (۱۳۸۹). مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت. *فصلنامه علمی- پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱(۱): ۵۹-۷۷.

فلاحتی، فیروز و حکمتی فرید، صمد. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر میزان انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید در استان‌های کشور (رهیافت داده‌های تابلویی). *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۲(۶): ۱۲۹-۱۵۰.

قزوینیان، محمد حسن؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ دهقانی، علی؛ زندی، فاطمه و سعیدی، خلیل. (۱۳۹۷). مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف نفت خام بر انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۸(۲۵): ۱-۱۵.

کهنسال، محمدرضا و بهرامی نسب، مهسا. (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه مصرف انرژی و آلودگی با رشد اقتصادی در راستای سیاست‌های کلی محیط زیست. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، (۲۸)۷: ۱-۲۰.

محمدباقری، اعظم. (۱۳۸۹). بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۷): ۱۰۱-۱۲۹.

ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ رحیم زاده، فرزاد و شکوهی فرد، سیامک. (۱۳۹۹). بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای (مطالعه موردی: کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی). *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*، (۳)۲۲: ۲۶-۱۳.

نجفی علمدارلو، حامد؛ مرتضوی، سید ابوالقاسم و شمشادی یزدی، کتایون. (۱۳۹۲). کاربرد اقتصاد سنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۳(۳): ۴۹-۶۲.

**References**

Alishiri, H., Mohamadkhanli, S., & Mohammadbagheri, A. (2017). Study of factors affecting Carbon dioxide emission in the country (With refined Laspeyres decomposition analytic method). *Journal of Environmental Science and Technology*, 19(2), 51-62. (In Persian).

Al-Mulali, U., Sab, C. N. B. C., & Fereidouni, H. G. (2012). Exploring the bi-directional long run relationship between urbanization, energy consumption, and carbon dioxide emission. *Energy*, *46*(1), 156-167.

Ang, B. W., Mu, A. R., & Zhou, P. (2010). Accounting frameworks for tracking energy efficiency trends. *Energy Economics*, *32*(5), 1209-1219.

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.

Asaadi, F. (2008). The importance and necessity of optimizing and reducing the intensity of energy consumption. *Majlis and Rahbord*, 13(54), 252-278. (In Persian).

Barghi Oskoee, M., Fallahi, F., & Zhendeh Khatibi, S. (2012). The effect of manufacturing products and foreign direct investment on $CO_2$ emission in D8 countries. *Economical Modeling*, 4(20), 93-109 (In Persian).

Berglund, C., & Soderholm, P. (2006). Modeling technical change in energy system analysis: analyzing the introduction of learning-by-doing in bottom-up energy models. *Energy Policy*, *34*(12), 1344-1356.

Chezani Sharahi, A. (2015). Factors affecting the intensity of energy consumption in Iran. Master Thesis, Islamic Azad University, Central Tehran Branch (In Persian).

Cortuk, O., & Singh, N. (2011). Structural change and growth in India. *Economics Letters*, *110*(3), 178-181.

Damankeshideh, M., Abbasi, A., Arabi, H., & Ahmadi, H. (2013). Evaluation of the relationship between energy consumption and economic growth (Case study for Iran twenty-year outlook selected countries). *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 1(2), 55-69 (In Persian).

Deluna Jr, R. (2008). Anthropogenic carbon dioxide emission in Asia: effect of population, affluence and energy efficiency. MPRA paper, No. 36603.

Elhorst, J. P. (2014). Spatial panel data models. In *Spatial econometrics* (pp. 37-93). Springer, Berlin, Heidelberg.

Falahi, F., & Hekmati Farid, S. (2013). Determinants of CO2 emissions in the Iranian Provinces (panel data approach). *Iranian Energy Economics*, 2(6), 129-150. (In Persian).

Fotros, M., Ghafari, H., & Shahbazi, A. (2011). Relationships between Co2 emissions and economic growth: the case of OPEC. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 1(1), 77-59. (In Persian)

Ghazvinian, M. M., Kiani, K., Dehghani, A., Zandi, F., & Saeidi, K. (2018). Comparative comparison of the effects of shocks on oil consumption on $CO_2$ emissions and economic growth in Iran and selected countries of MENA. *Applied Economics*, 8(25), 1-15 (In Persian).

Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2008). $CO_2$ emission in Greece for 1990-2002: A decomposition analysis and comparison of results using the arithmetic mean Divisia index and logarithmic mean Divisia index techniques. *Energy* 33, 492-499.

Jeong, K., & Kim, S. (2013). LMDI decomposition analysis of greenhouse gas emissions in the Korean manufacturing sector. *Energy Policy*, 62, 1245-53.

Khalili Araghi, A., Sharzei, G., & Barkhordari, S. (2012). A decomposition analysis of $CO_2$ emissions related energy consumption in Iran. *Journal of Environmental Studies*, 38(1), 93-104 (In Persian).

Kohansal, M., & Bahraminasab, M. (2020). Evaluating the relationship between energy consumption and pollution with economic growth in line with overall environmental policies. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 7(28) (In Persian).

LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo. Toledo, Ohio, 11.

Lin, B., & Zhang, Z. (2016). Carbon emissions in China ′s cement industry: A sector and policy analysis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, 1387-94.

Mohammad Baqeri, A. (2011). Investigating short-term and long-term relationships between GDP, energy consumption and carbon dioxide emissions in Iran. *Journal of Energy Economics Studies*, 27, 101-129 (In Persian).

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 (In Persian).

Najafi Alamdarloo, H., Mortazavi, S. A., & Shemshadi yazdi K. (2013). Application of spatial econometrics in agricultural exports in ECO members: Panel data approach. *QJER*, 13(3), 49-62 (In Persian).

Olivier, J. G. J., Janssens-Maenhout, G., Muntean, M., & Peters, J. A. H. W. (2016). Trends in global CO2 468 emissions; 2016 Report. *The Hague: PBL Netherlands Environmental Assessment Agency*.

Paul, S., & Bhattacharya, R. N. (2004). $CO_2$ emission from energy use in India: A decomposition analysis. *Energy Policy*, 32(5), 585-593.

Poorebadolahan Kovich, M., Bargi Oskoee, M., Sadeghi, S., & Ghasemy, I. (2014). Decomposing the influencing factors of $CO_2$ emissions of Iranian manufacturing industries. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 3(9), 115-131 (In Persian).

Popp, D., & Newell, R. G. (2009). Energy, the environment, and technological change. *Handbook of the Economics of Innovation*, *2*, 873-937.

Rafiee, H., Ghaznavi, S., & Saleh, I. (2017). Study on factors affecting Carbon Dioxide emissions in Iran; with emphasis on the effects of 21th. Rio statement. *Environmental Researches*, 8(15), 153-164 (In Persian).

Rauf, A., Zhang, J., Li, J., & Amin, W. (2018). Structural changes, energy consumption and carbon emissions in China: empirical evidence from ARDL bound testing model. *Structural Change and Economic Dynamics*, *47*, 194-206.

Ricci, F. (2007). Channels of transmission of environmental policy to economic growth: A survey of the theory. *Ecological Economics*, *60*(4), 688-699.

Sharifi, N., &Hosseinzadeh, R. (2016). The effect of exports between regions on the growth of regional production: A Case Study of Golestan Province and other regions using two-region data-output analysis. *Journal of Economic Modeling Research*, 24(2), 123-146. (In Persian).

Shim, J. H. (2006). *The Reform of Energy Subsidies for the Enhancement of Marine Sustainability: Case Study of South Korea*. University of Delaware.

Wang, S., Li, C., & Zhou, H. (2019). Impact of China's economic growth and energy consumption structure on atmospheric pollutants: Based on a panel threshold model. Journal of Cleaner Production, 236, 117-694.

Wasti, S. K. A., & Zaidi, S. W. (2020). An empirical investigation between CO2 emission, energy consumption, trade liberalization and economic growth: A case of Kuwait. *Journal of Building Engineering*, *28*, 101104.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۱۰-۸۷

مقاله پژوهشی

# مطالعه نظری و تجربی سند آمایش استان تهران[۱]

عارفه عبداله‌زاده[۲] و اسماعیل صفرزاده[۳]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۳۰ تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۱

## چکیده

*برنامه‌های آمایش سرزمین در سطوح ملّی و منطقه‌ای، جهت دستیابی به توسعه، حفظ آراستگی و توازن منطقه‌ای و ارائه چهارچوب عملیاتی برای هر استان، در راستای تحقق راهبردهای توسعه ملّی، با رعایت کامل ملاحظات زیست‌محیطی و توانمندی‌های مناطق، بسیار راهگشا است. در میان اسناد آمایشی کشور، تدوین، مطالعه، بررسی و اجرای سند آمایش استان تهران، به‌عنوان پایتخت کشور که مرکزیّت اداری، سیاسی، اقتصادی، خدماتی، بازرگانی و نظامی نیز دارد، از اهمیت بالایی برخوردار است. در این مطالعه، جهت ارزیابی بخش اقتصادی سند آمایش استان تهران، با استفاده از آمارهای منطقه‌ای سال ۱۳۹۳، جدول داده - ستانده تک منطقه‌ای استان تهران با روش ترکیبی جدید FLQ-RAS محاسبه شده است. در این پژوهش، به‌دنبال پاسخگویی به یک سؤال اساسی هستیم: آیا بخش‌های کلیدی معرفی شده در سند آمایش استان تهران که با روش AFLQij محاسبه شده است، با بخش‌های کلیدی استخراج شده از جدول داده - ستانده منطقه‌ای مطابقت دارند؟ نتایج، حاکی از وجود تفاوت‌هایی میان بخش‌های کلیدی معرفی شده در سند آمایش استان با بخش‌های کلیدی استخراج شده در این پژوهش است؛ بنابراین، اگر برنامه‌های مدیریّتی استان مبتنی بر سند آمایش استان تهران باشد، به جهت تفاوت‌های مزبور، هدفمند شدن فعّالیّت‌های اقتصادی و اولویّت‌گذاری مناسب در تخصیص منابع محدود، صورت نخواهد گرفت و مشکلات ناشی از آن، همواره استان را تهدید خواهد کرد.*

**واژگان کلیدی**: بخش کلیدی، استان تهران، داده - ستانده منطقه‌ای، سند آمایش، غیرآماری، حذف فرضی.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.37559.1296
۲. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (arefeh.abdollahzadeh@gmail.com).
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (e.safarzadeh@alzahra.ac.ir).

**طبقه‌بندی موضوعی**: *R15, R10, R50*.

**مقدمه**

در برنامه آمایش سرزمین، هدف اصلی توزیع فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی، و جمعیتی در فضای تعریف شده است. آمایش سرزمین به‌معنی بهترین توزیع جمعیت و فعالیت، به‌منظور بهره‌برداری بهینه از امکانات است و در همین راستا، از سه علم اقتصاد، جغرافیا و جامعه‌شناسی، بهره بسیار می‌گیرد.

ایران بیش از هفت دهه، سابقه برنامه‌ریزی در سطح ملی، و پنج دهه در آمایش سرزمین و برنامه‌ریزی منطقه‌ای دارد. برنامه‌ریزی منطقه‌ای تاکنون سه بار، دهه پنجاه (برنامه سیتران)، دهه هفتاد (آمایش سرزمین ۱۳۷۶) و دهه نود (برنامه ششم توسعه اقتصادی ۱۳۹۵)، به‌طور جدی در قالب برنامه آمایش سرزمین به‌عنوان بخشی از برنامه‌ریزی ملی مورد توجه قرار داشته است.

تجربیات فوق، با فراز و نشیب‌های زیادی همراه بوده است و آخرین تلاش به تهیه برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی (۱۳۹۶-۱۴۰۰) مربوط است که بر اساس ماده ۲۶ قانون برنامه ششم، مقرر گردید در طول سال اول اجرای قانون برنامه، سند آمایش سرزمین برای کلیه استان‌ها از جمله استان تهران تهیه شود (قانون برنامه ششم ۱۳۹۵).

در همین راستا، دفاتر برنامه‌ریزی استان‌ها اقدام به تهیه برنامه آمایش سرزمین استانی نمودند. در واقع آمایش سرزمین، زیربنای سازماندهی توسعه منطقه‌ای بوده و ابزار اصلی برنامه‌ریزی منطقه‌ای به حساب می‌آید که براساس آن، هر منطقه‌ای، متناسب با قابلیت‌ها و نیازهای خود، از طیف مناسبی از فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی، به‌عنوان فعالیت‌های کلیدی برخوردار می‌شود.

شناسایی بخش‌ها یا فعالیت‌های کلیدی منطقه در برنامه توسعه منطقه‌ای، یکی از ابزارهای جهت‌دهی سرمایه‌گذاری و اشتغال منطقه به حساب می‌آید و از نظر اقتصادی، اهمیت بسیار زیادی بر رشد و توسعه منطقه دارد. شناسایی بخش‌های کلیدی در منطقه، نیازمند روش شناسی مناسب و دقیق است و یکی از روش‌های تعیین بخش کلیدی در سطح ملی و منطقه‌ای، الگوهای مبتنی بر جدول داده - ستانده است.

در این راستا، هدف اصلی مقاله، شناسایی بخش‌های کلیدی استان تهران است. بدین منظور، ابتدا جدول داده - ستانده استان تهران با روش ترکیبی FLQ-RAS برای سال ۱۳۹۳ محاسبه، و به‌عنوان پایه‌ای برای مقایسه و ارزیابی بخش‌های کلیدی و برخی شاخص‌های با اهمیت منطقه، مورد استفاده قرار می‌گیرد. بخش‌های کلیدی استان، به روش حذف فرضی، شناسایی و نتایج، با روش تعیین بخش کلیدی راسموسن در سند آمایش مقایسه می‌گردد.

جهت دستیابی به هدف فوق، سازماندهی مقاله، بدین قرار است: پس از مقدمه، مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، روش‌شناسی محاسبه جدول داده - ستانده منطقه‌ای

و تعیین بخش‌های کلیدی به دو روش سنتی و حذف فرضی، مورد بحث قرار می‌گیرد. تحلیل نتایج به‌دست آمده، بخش چهارم مقاله را به‌خود اختصاص می‌دهد و نتیجه‌گیری، آخرین بخش مقاله است.

## مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع

### مبانی نظری

آمایش سرزمین، عبارت است از برنامه‌ریزی و سازمان دادن نحوهٔ اشغال فضا و تعیین محل سکونت انسان‌ها و محل فعّالیّت‌ها و تجهیزات و همچنین کنش‌های بین عوامل گوناگون نظام اجتماعی- اقتصادی (شریف‌زادگان و رضوی دهکردی، ۱۳۸۹).

به‌طورکلی، آمایش سرزمین، عبارت است از: تنظیم رابطه بین انسان، سرزمین و فعّالیّت‌های انسان در سرزمین به منظور بهره‌برداریِ درخور و پایدار از جمیع امکانات انسانی و فضایی سرزمین، در جهت بهبود وضعیّت مادّی و معنوی اجتماع در طول زمان. وجه تمایز برنامه‌ریزی فضایی با آمایش سرزمین، این است که، برنامه‌ریزی فضاییِ ساماندهیِ فعّالیّت‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی در فضا با هدف حصول بالاترین کارآیی مطرح می‌شود، در حالی که آمایش به سازماندهی فعّالیّت‌های مختلف در فضا به منظور نیل به بهینه نمودن روابط انسان، فضا و فعّالیّت‌ها می‌پردازد.

درسال‌های اخیر، با توجّه به تحوّلات اساسی در مورد مفهوم فضا، مفاهیم مربوط به آمایش سرزمین نیز دگرگون شده است. بسط مفهوم فضا که عمدتاً در یک دههٔ اخیر و از جمله در تداوم کارهای "مانوئل کاستلز[1]" و "دیوید هاروی[2]"، صورت گرفته است، باعث شده، مفهوم ایستایی خود را -که حفاظت محیط‌زیست برای بیش از یک دهه به آن داده بود- از دست داده و امروز مفهوم پویایی یابد؛ بدین معنا که فضا را می‌توان تولید و مبادله کرد و از تولید و مبادله آن، ارزش‌افزوده به دست آورد.

آمایش سرزمین، از نظریه‌های مختلفی همچون قطب رشد، نظریه توسعه فضایی، عدالت فضایی، رشد و بهره‌وری، نظریه زیست منطقه‌گرایی و عدم تمرکز توزیع مکانی فعّالیّت‌ها بهره می‌گیرد؛ و به اهداف توسعه منطقه‌ای، طراحی مطلوب سکونتگاه‌های انسانی، نظام متعادل شهر و روستا و فعّالیّت‌های همگن اقتصادی-اجتماعی توجّه دارد.

با توجّه به فلسفه سیاسی و ایدئولوژی حاکم بر هر کشوری، توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی و سازماندهی فضا و آمایش سرزمین آن کشور رقم می‌خورد (پاپلی یزدی، ۱۳۸۳).

گوناگونی طرح‌های فضایی، برنامه‌ریزی فضایی (یعنی برنامه‌ریزی‌هایی که سر و کار آنها با سرزمین، فضا یا جغرافیا است)، در سراسر جهان عمومیّت دارد؛ و این عمومیّت، به‌معنای شکل و محتوای یکسان نیست. علاوه بر ویژگی مشترک این برنامه‌ها یعنی فضایی بودن، این برنامه‌ریزی‌ها در جوامع گوناگون، به دلایل تجربه تاریخی متفاوت، نوع حکومت، میزان توسعه‌یافتگی، دیدگاه‌های سیاسی و تفاوت‌های جغرافیایی، شکل متفاوتی به‌خود گرفته است (توفیق، ۱۳۸۴).

از منظر اقتصادی نیز، با توجّه به ضرورت وجود برنامه‌ریزی منطقه‌ای در کشورهای مختلف بویژه کشورهای درحال‌توسعه که عمدتاً درگیر مشکلاتی نظیر فقر، رکود اقتصادی، سطح اشتغال پایین و ناقص،

1. Manuel Castells
2. David Harvey

تورم بالا و نوسانات سطح قیمت‌ها هستند، به مدل‌هایی نیاز است که بتوان براساس آن، برنامه‌های اقتصادی را تهیه و تنظیم نمود؛ لذا می‌توان الگوهای مبتنی بر جدول داده - ستانده را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه و تحلیل فعّالیّت‌های اقتصادی به‌حساب آورد.

از الگوهای مبتنی بر جداول داده - ستانده، که به‌عنوان یک روش شناسی مناسب، نحوه ارتباط و تعامل متقابل فعّالیّت‌های گوناگون اقتصادی در درون یک سیستم اقتصادی را با جزئیات کامل و در سطح فعالیت‌های اقتصادی بیان می‌کند و یکی از مهم‌ترین کاربردهای آن، تعیین بخش‌های کلیدی است، می‌توان استفاده نمود.

موضوع شناسایی بخش‌های کلیدی، از دهه ۱۹۵۰ میلادی توسط هیرشمن وارد ادبیات اقتصادی شد. طبق نظریه رشد غیرمتوازن که وی آن را مطرح کرد، در کشورهای درحال‌توسعه که با کمبود منابع مواجه هستند، بخش‌هایی باید در اولویّت سرمایه‌گذاری قرار گیرند که از توان بیشتری در ایجاد رشد در کل اقتصاد برخوردار باشند و به‌علاوه، از طریق زنجیره‌های تولید، منافع این سرمایه‌گذاری‌ها را به سایر بخش‌ها نیز منتقل نمایند. بنابراین، لازمه به حداکثر رساندن رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری هرچه بیشتر در بخش‌های کلیدی است. با این‌حال، شناسایی بخش‌های کلیدی، صرفاً محدود به شرایط کمبود منابع نیست.

تدوین برنامه‌های توسعه، سیاست‌های صنعتی، سیاست‌های تجاری، قوانین و مقررات تولید و ...، همگی نیازمند تحلیلی جامع از عملکرد بخش‌های اقتصادی و تنیدگی‌های موجود هستند و بدون برخورداری از ویژگی مذکور، فاقد قدرت اثرگذاری بالا خواهند بود.

بررسی اجمالی ادبیات دهه ۱۹۵۰ میلادی به بعد در جهان، نشان می‌دهد که پژوهشگران متناسب با تغییرات اقتصاد جهانی و به تبع آن تغییرات ساختاری در سطح ملّی و منطقه‌ای و ظهور بخش‌های جدید مانند بخش فنّاوری اطّلاعات و ارتباطات (ICT)، روش‌ها و معیارهای مختلف را در سنجش اهمّیّت بخش‌های اقتصادی و شناسایی بخش‌های کلیدی مورد استفاده قرار داده‌اند (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۸).

بنابراین، به‌رغم اتفاق نظر اساسی در مورد اهمّیّت شناسایی بخش‌هایی که بیشترین تأثیر را بر اقتصاد دارند، توافق کلّی در مورد راه‌های تعیین بخش‌های کلیدی وجود ندارد و روش‌های متعددی معرفی شده است؛ که کاربست هریک از این روش‌ها، تصویر متفاوتی از عملکرد بخش‌های اقتصادی به دست می‌دهد (صادقی و عبدالهی، ۱۳۹۴).

## پیشینه پژوهش

هدف از پژوهش حاضر، ارزیابی بخش اقتصادی سند آمایش استان تهران با ابزار جدول داده - ستانده منطقه‌ای است؛ لذا در این قسمت، نخست مروری بر تاریخچه آمایش سرزمین خواهیم داشت و سپس، به بررسی مطالعات داخلی و خارجی انجام شده پیرامون ارزیابی سند آمایش مناطق مختلف می‌پردازیم.

## تاریخچه آمایش سرزمین

واژه آمایش سرزمین در پایان جنگ جهانی دوّم رایج شد؛ ولی اندیشه و اجرای آن، بسیار قدیمی‌تر از این مقطع تاریخی است. به‌طورکلی، اندیشه معاصر آمایش، از سال‌های ۱۹۳۰ در مناطق مختلف جهان شکل گرفت. نخستین بار "کلودیوس پتی[1]" وزیر بازسازی و مسکن فرانسه در دهه ۱۹۴۰، آن را به کار برده است.

عده‌ای دیگر، سازمان عمران «دره تنسی» را نخستین کوشش نوین برنامه‌ریزی منطقه‌ای و آمایش سرزمین می‌دانند که به‌دنبال نامه کینز به رئیس جمهور وقت آمریکا در دهه ۱۹۳۰ برای مهار بحران سال ۱۹۲۹، به‌وسیله دولت آمریکا تأسیس شد.

در این راستا، انگلستان به‌نفع مناطق سیاه (یعنی حوزه‌های معدنی دچار بحران) و ایتالیا به‌نفع قسمت جنوب شبه جزیره ایتالیا به سیاست منطقه‌ای متوسل شدند.

در فرانسه نیز به دلیل مکان‌یابی و توزیع فعّالیّت‌ها تحت تأثیر اوضاع طبیعی، برخی مناطق، بیش از مناطق دیگر، از توسعه صنعتی سود جسته بودند و از این رو، سیاست تلفیق دوگانه‌ای برای رفع ازدحام پاریس و کشاندن فعّالیّت‌های جدید به مناطق محروم‌تر مطرح شده بود. با این اوصاف، ویژگی‌های سرزمین با تحقیقات وَن تونن[2] آغاز شد و به همین دلیل، او را پدر اقتصاد فضایی می‌دانند (فرجی‌راد و کاظمیان ۱۳۹۱).

تاریخچه آمایش سرزمین در ایران نیز علاوه بر گزارش مسأله افزایش جمعیّت تهران که در سال ۱۳۴۵، در مؤسسه مطالعات و تحقیقات دانشگاه تهران انجام شد، به سازمان عمران دشت مغان در برنامه اوّل پیش از انقلاب اسلامی برمی‌گردد؛ که در پایان برنامه چهارم، براساس مطالعات منطقه‌ای، مقرر شد که برنامه عمرانی پنجم برمبنای برنامه‌ریزی منطقه‌ای و آمایش سرزمین تنظیم شود و مطالعات اوّلیه آن توسط مشاورین داخلی و خارجی از جمله مهندسان مشاور «ستیران» انجام گردید. بدین منظور، ایران به یازده منطقه برنامه‌ریزی تقسیم و در هر منطقه، یک دفتر برنامه‌ریزی در سطح منطقه تأسیس شد (بختیاری و بخشی، ۱۳۹۳).

**پیشینه پژوهش**

پیشینه پژوهش شامل مطالعات داخلی و خارجی است که ابتدا به مطالعات داخلی می‌پردازیم. مطالعات داخلی در دو بخش ارائه شده است؛ نخست مطالعاتی که به ارزیابی برنامه‌ریزی و تدوین سند آمایش در کشور پرداخته‌اند؛ و دوّم، مطالعاتی که سند آمایش یک منطقه را با روشی خاص مورد بررسی قرار داده‌اند.

شریف‌زادگان و رضوی دهکردی (۱۳۸۹) در مطالعه خود، برنامه‌ریزی «آمایش سرزمین» را در ایران با دیدگاه فرایندی بررسی و ارزیابی کرده و نشان دادند که مهم‌ترین علل عدم تحقق برنامه‌های آمایش سرزمین در ایران در زمینه‌های مفهومی، سازمانی و قانونی است.

هستی و همکاران (۱۳۹۵)، پژوهش خود را با هدف بیان راهکارهایی برای بهینه‌سازی کاربری‌ها در فرایند آمایش سرزمین با به‌کارگیری برنامه‌ریزی خطی چندهدفه و حل تعارضات ایجاد شده در فرایند

1. Claudius Petty
2. Van Tonen

آمایش سرزمین با نظریهٔ بازی‌ها، در شهرستان‌های گرگان و کردکوی انجام داده‌اند. نتایج، نشان‌دهنده تغییراتی در سطح کاربری‌ها است، به‌نحوی که بین گروه‌های ذی‌نفع تعادل ایجاد شده است.

مهری و سلمان‌ماهینی (۱۳۹۵) در پژوهش خود، به‌منظور ارزیابی آمایش سرزمین در حوضه حبله‌رود از دو روش TOPSIS و MOLA استفاده نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، هر دو روش، نقشه‌های آمایش مطلوبی را ارائه می‌کنند؛ اما نحوه چینش کاربری‌ها در منطقه در آنها متفاوت است؛ به‌طوری که نتایج آنها، تنها در ۵۷/۴۱ درصد مساحت منطقه با یکدیگر همپوشانی دارند.

تحلیل پارامترهای سیمای سرزمین نیز نشان داده است که کاربری‌ها در روشTOPSIS، دارای پیوستگی بیشتری هستند؛ در حالی که در روشMOLA، کاربری‌ها در بعضی مناطق، دارای پراکندگی هستند.

علی‌پور و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود، به بررسی ملاحظات سیاسی، امنیتی و دفاعی استان کهگیلویه و بویراحمد پرداخته‌اند. روش تحقیق توصیفی- تحلیلی و مبتنی بر مدل SWOT بوده و نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که وجود منابع زیرزمین فراوان، شرایط اقلیمی، ظرفیّت بالای گردشگری به‌عنوان مهم‌ترین مؤلفه‌های مثبت استان و بیکاری، کمبود سرمایه‌گذاری و تأثیر گردوغبار غرب کشور بر برخی شهرستان‌ها، ازجمله مهم‌ترین مؤلفه‌های منفی استان است.

نصرالهی‌زاده و محمدی (۱۳۹۶) در پژوهش خود، به بررسی نحوه مواجه برنامه ششم و سایر اسناد بالا دستی به موضوع آمایش، تعادل و توازن منطقه‌ای پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تغییر مسیر موجود و حرکت به سمت کاهش شکاف‌های موجود بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای، نیازمند تغییرات جدّی در تفکر برنامه‌ریزی به سمت "رویه پایین به بالا، منطقه‌گرایی، بلندمدت بودن و تکثر عوامل" است.

ذاکری (۱۳۹۷) در گزارش کارشناسی خود، در مورد اقدامات دولت در ارتباط با آمایش سرزمین، به این جمع‌بندی رسیده است که به‌رغم تلاش‌های سازمان برنامه و بودجه و گزارش عملکرد ارائه شده به کمیسیون برنامه و بودجه و محاسبات، عملاً اقدامات قابل اتّکایی در این زمینه، انجام نشده و بنابراین، ارائه اسناد آمایش ملّی و استانی تا پایان سال اوّل اجرای قانون برنامه ششم توسعه توسط دولت، دور از انتظار است.

علاوه بر مطالعات داخلی که ذکر شد، در سطح بین‌المللی نیز به برخی مطالعات که درخصوص برنامه آمایش سرزمین است، می‌پردازیم:

آمدام[1] (۲۰۰۵) در پژوهش خود در زمینه تحربیّات کشور نروژ، اظهار داشته است که ساختار برنامه‌ریزی فضایی یا آمایش در سراسر مناطق روستایی اروپا به‌دلیل مهاجرت، کشاورزی صنعتی، تغییر در نهادهای اجتماعی و تغییر در سطوح سیاست‌های ملّی کشورهای اتحادیه اروپا، در حال تغییر است. بنابراین، علاوه بر بررسی ارتباط برنامه‌های تئوری، روش‌ها و سیستم‌ها با آمایش مناطق روستایی، با توجّه به نتایج حاصل از برنامه تحقیقات منطقه‌ای، شرایط و چالش‌های متفاوت در نواحی روستایی و توانمندسازی این مناطق را برای رویارویی با این چالش‌ها مورد ارزیابی قرار داده است.

1. Amdam

گاوروسکی و همکاران[1] (۲۰۱۰) در مقاله خود، به بررسی سیستم برنامه‌ریزی آمایش و همچنین تغییرات اساسی اصول برنامه‌ریزی و مدیریّت فضایی در لهستان، پس از تحوّل سیاسی آن پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از آن است که عدم تمرکز مدیریّت دولتی، انتصاب نهادهای عمومی محلّی خودگردان و اهمّیّت روزافزون برنامه‌ریزی مکانی محلّی، از دستاوردهای اساسی تحوّل سیاسی لهستان است - با توجّه به اینکه سیستم برنامه‌ریزی فضایی، با سیستم سیاسی دموکراتیک تنظیم شده است.

الریباه و الجارالله[2] (۲۰۱۸) در مطالعه خود، با استفاده از رویکرد تحلیل محتوا، به تجزیه و تحلیل محتوای چشم انداز ۲۰۳۰ برای عربستان سعودی بر اساس چشم‌انداز برنامه‌ریزی استراتژیک فضایی و مقایسه آن با محتوای استراتژی ملّی شهری، از طریق استفاده از همان خط پایه، پرداخته است. نتایج، نشان می‌دهد که ملاحظات فضایی در استراتژی شهری، بالاتر از چشم انداز ۲۰۳۰ بوده است؛ علاوه بر این، همگرایی برای ملاحظات مکانی در استراتژی شهری، با وضوح بیشتری نسبت به چشم انداز ۲۰۳۰ وجود دارد. همچنین بر اساس تکرار ملاحظات مکانی در چشم انداز ۲۰۳۰، چشم‌انداز کشور عربستان بیشتر بر جنبه‌های اقتصادی، اجتماعی و سپس بر جنبه محیطی متمرکز است.

## روش شناسی

### روش‌شناسی تهیه جدول داده-ستانده منطقه‌ای

از سال ۱۹۴۰ میلادی، روش‌های سهم مکانی که براساس متغیّرهای مختلفی مانند ارزش‌افزوده یا اشتغال فعّالیّت‌ها و ...، محاسبه می‌شوند، به‌طور گسترده در اقتصاد منطقه‌ای به‌کار گرفته شد و در طول چند دهه، به مرور تکمیل گردید.

به‌طورکلّی سهم مکانی، می‌تواند با استفاده از هر نوع اطّلاعاتی که قابلیت مقایسه از نظر طبقه‌بندی و دوره زمانی بین منطقه و اقتصاد مرجع (معمولاً ملّی) داشته باشد، محاسبه شود (میلر و بلر[3]، ۲۰۰۹).

مطالعات انجام گرفته طی چند سال اخیر، نشانگر آن است که به‌دلیل محدودیت‌های آماری، روش‌های سهم مکانی FLQ مناسب‌ترین روش جهت محاسبه ضرایب داده-ستانده منطقه‌ای (و به‌تبع آن، جدول داده-ستانده منطقه‌ای) در ایران به‌شمار می‌رود (بانوئی و بزازان، ۱۳۸۵؛ بانوئی و همکاران، ۱۳۸۵؛ بزازان و همکاران، ۱۳۸۶)[4].

به‌طورکلّی، رویکرد غیرآماری (روش‌های سهم مکانی، روش تراز کالایی و حتی روش CHARM) مبتنی بر فرض استفاده حداکثری پایه‌های آماری در سطح ملّی و حداقلی در سطح منطقه است. فرض مذکور، امکان دارد، برای کشورهایی که فاقد حساب‌های منطقه‌ای هستند، مصداق داشته باشد، اما برای ایران به‌دلیل وجود آمار حساب‌های منطقه‌ای صادق نیست و به‌همین دلیل، از روش ترکیبی استفاده می‌شود. روابط ریاضی و گام‌هایی که با استفاده از آنها می‌توان جدول داده-ستانده را با روش ترکیبی به‌دست آورد، در مقاله بانویی و همکاران (۱۳۹۶) و قاسمی ششده و همکاران (۱۳۹۷)، با جزئیات ذکر شده است.

### روش‌شناسی تعیین بخش‌های کلیدی

1. Gawronski *et al.*
2. Alribah & Al-Jarallah
3. Miller & Blair

۴. جهت اطلاع از جزئیات روابط گام‌های محاسباتی، به مقاله بانویی و همکاران (۱۳۹۶) رجوع شود.

با توجّه به اهمّیّت موضوع سنجش بخش‌های کلیدی در برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری، مطالعات متعددی طی ۶۵ سال اخیر انجام، و روش‌ها و مدل‌های مختلفی نیز در این خصوص ارائه شده است. بسیاری از این روش‌ها، از جدول داده - ستانده جهت تحلیل‌های مرتبط با شناخت ساختار اقتصادی، برنامه‌ریزی و پیش‌بینی استفاده نموده‌اند؛ زیرا این جدول، تصویری از ساختار اقتصاد و تعاملات بین بخش‌های اقتصادی را در تفصیلی‌ترین سطح ممکن به تصویر می‌کشد و اتّخاذ سیاست‌های اقتصادی مبتنی بر آن، از دقت بالایی برخوردار خواهد بود (صادقی، ۱۳۹۴).

به لحاظ روش‌شناسی، تعیین بخش‌های کلیدی در ۶۵ سال گذشته را می‌توان به دو رویکرد کلّی تقسیم کرد:

الف) رویکرد سنتی مبتنی بر مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی شامل روش‌های چنری[1]- واتانابه[2]، راسمیوسن[3]، گش[4]، هیرشمن[5]، بردار ویژه، شاخص میانگین طول انتشار و نظریه شبکه.

ب) رویکرد مدرن مبتنی بر مبادلات واسطه بین‌بخشی و تقاضای نهایی و ارزش‌افزوده بخش‌ها؛ که روش‌های این رویکرد نیز به دو دسته تقسیم می‌شوند:

- روش‌های مبتنی بر وزن تقاضای نهایی و ارزش‌افزوده شامل شاخص وزنی، شاخص کشش داده - ستانده، پیوندهای پسین و پیشین خالص (ضرایب فزاینده خالص)؛
- روش‌های مبتنی بر اندازه تقاضای نهایی و اندازه ارزش‌افزوده بخش‌ها که به روش حذف فرضی معروف است.

لازم به ذکر است که تاکنون، روش‌های مختلفی برای حذف معرفی شده و کاربست هریک از روش‌ها، به نتایج متفاوتی منجر می‌گردد.

میلر و لهر[6] (۲۰۰۱)، کلیه حالت‌های ممکن حذف را در هفت گروه بررسی، و ویژگی‌ها و تفسیر اقتصادی هریک را بیان نموده‌اند. یکی از حالت‌های حذف که در این مقاله نیز مورد استفاده قرار گرفته است، حذف کلیه روابط پسین و پیشین هر بخش بجز روابط درون‌بخشی آن است که به روش سِلا[7] شناخته شده است (سلا۱۹۸۴). روش سلا، همان روش حذف کامل است، اما مبادلات درون بخشی حفظ می‌شود.

در این مطالعه، بعد از محاسبه پیوندهای طرف تقاضا و عرضه با استفاده از رابطه زیر، پیوند نرمال شده آنها نیز محاسبه شده است.

$$\text{پیوند نرمال شده} = \frac{\frac{1}{n}\left(\text{پیوند بخش مورد نظر}\right)}{\frac{1}{n^2}\left(\text{مجموع پیوند کلیه بخش‌ها}\right)}$$

پیوندهای نرمال شده، بیانگر عملکرد متوسط یک بخش نسبت به عملکرد متوسط کل بخش‌های اقتصاد منطقه است؛ بنابراین، پیوند نرمال‌شده بخش i، نشان می‌دهد که میانگین کاهش در ستانده به سایر

1. Chenery
2. Watanabe
3. Rasmussen
4. Ghosh
5. Hirschman
6. Miller & Lahr
7. Cella

بخش‌های اقتصادی استان، در نتیجه حذف مبادلات این بخش با بخش‌های دیگر نسبت به متوسط میانگین‌های محاسبه شده، در نتیجه حذف تک‌تک بخش‌ها، چه میزان است.

در نهایت، بخش‌هایی که پیوند پسین و پیشین نرمال محاسبه‌شده در آنها بزرگ‌تر از واحد باشد، به‌عنوان بخش کلیدی اقتصاد شناخته می‌شود.

## پایه‌های آماری و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

### ۱. پایه‌های آماری

پایه‌های آماری مورد نیاز برای محاسبه ضرایب داده - ستانده تک منطقه‌ای استان تهران شامل: ۱. جدول فعّالیّت در فعّالیّت با فرض تکنولوژی فعّالیّت سال ۱۳۹۳ (بانویی و همکاران، ۱۳۹۷)؛ ۲. حساب‌های منطقه‌ای (ستانده، ارزش‌افزوده و مصرف واسطه‌ای) استان تهران سال ۱۳۹۳ (مرکز آمار ایران) است.

براساس گزارش‌های مرکز آمار ایران، استان تهران، سهم ۲۲/۹۱ درصدی از ستانده کل و ۲۳/۵ درصدی از GDP کشور را در سال ۱۳۹۳ به خود اختصاص داده است؛ که حکایت از اهمّیّت جایگاه اندازه نسبی اقتصاد استان تهران، نسبت به کل کشور دارد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳).

با توجّه به اینکه در بخش داده - ستانده سند آمایش استان تهران جهت ارائه شمایی بهتر از وضعیّت استان، حساب‌های منطقه‌ای و جدول محاسبه شده به روش سهم مکانی در ۵۵ و ۸ بخش تجمیع شده است، در این پژوهش نیز محاسبات و تحلیل‌ها متناسب و در نزدیک‌ترین حالت، با آن ساماندهی شده است (جدول ۱)[۱].

جدول (۱) سهم ستانده هریک از ۸ بخش اقتصاد را از ستانده استان و ستانده ملّی نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بخش خدمات (شامل بخش بازرگانی و سایر خدمات)، ۵۴/۲۶ درصد از ستانده استان را به خود اختصاص داده که از این میزان، ۴۱ درصد متعلق به بخش سایر خدمات استان است.

این بخش شامل ۲۴ گروه از مهم‌ترین بخش‌های خدمات اقتصادی استان نظیر «خدمات واحدهای مسکونی شخصی و اجاری»، «رستوران»، «پست و مخابرات»، «بانک»، «خدمات آموزشی»، «خدمات بهداشت و درمان» و ... است؛ بنابراین، با توجّه به موقعیت ویژه استان و تمرکز بالای بخش‌های خدماتی در کلان‌شهر تهران، این سهم از ستانده، دور از انتظار نیست. بخش‌های صنعت و ساختمان نیز به‌ترتیب، با اختصاص سهم ۲۴ و ۸ درصدی به‌خود، در جایگاه دوّم و سوّم قرار گرفته‌اند؛ و کمتر از ۶ درصد از ستانده منطقه نیز به بخش‌های کشاورزی، معدن و آب و برق وگاز اختصاص یافته است.

۱. جهت اطلاع از نتایج بررسی جدول ۵۱ بخشی، به عبداله‌زاده (۱۳۹۹) رجوع شود.

کمبود ذخایر معدنی در منطقه، موقعیّت جغرافیایی، مساحت کم زمین‌های زیر کشت، کمبود آب اختصاص یافته به بخش کشاورزی، ازجمله عواملی است که استان را در زمینه رشد بخش‌های کشاورزی و معدن محدود ساخته است. همچنین، سهم بالای بخش خدمات از ستانده منطقه، به‌دلیل مرکزیّت سیاسی و اداری استان تهران است (معاونت برنامه‌ریزی استان تهران، ۱۳۸۸).

همچنین، ضرایب سهم مکانی استان تهران نیز نشان می‌دهد که در میان ۸ بخش اصلی اقتصاد، چهار بخش «ساختمان»، «بازرگانی»، «حمل‌ونقل» و «سایر خدمات»، دارای ضریب سهم مکانی بزرگ‌تر از واحد است. بنابراین با توجّه به اینکه اگر ضریب سهم مکانی یک بخش اقتصادی بزرگ‌تر از واحد باشد، آن بخش، علاوه‌بر تأمین نیازهای داخلی استان، توانایی صادرات محصول به سایر استان‌ها را نیز دارد، استان تهران در ۴ بخش از ۸ بخش اقتصادی، دارای چنین قابلیّتی است و استان تهران، دارای فعالیت‌های خدمات محور با اهمیت است.

براساس تحلیل ساختار تولید استان تهران در سند آمایش، در سال ۱۳۸۳ تولید ناخالص استان تهران، معادل ۳۷۲۱۰۱ میلیارد ریال (۲۴/۷ درصد تولید ناخالص ملّی)، که ۷۷ درصد تولید ناخالص منطقه، مربوط به بخش خدمات بوده است. پس از آن، بخش‌های صنعت و ساختمان، به‌ترتیب، با سهم ۱۵ و ۴ درصدی در رتبه‌های دوّم و سوّم، قرار داشته‌اند؛ و کمتر از ۴ درصد تولید ناخالص منطقه، به بخش‌های کشاورزی، معدن و آب، برق و گاز اختصاص داشته است.

**جدول ۱.** سهم ستانده بخشی استان و ملی و ضریب سهم مکانی سال ۱۳۹۳

| ردیف | بخش اقتصادی | سهم ستانده بخشی استان | | سهم ستانده بخشی استان از اقتصاد ملّی | | ضریب سهم مکانی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | میزان | رتبه | میزان | رتبه | |
| ۱ | کشاورزی | ۰/۰۲ | ۷ | ۰/۱۲ | ۳ | ۰/۲ |
| ۲ | معدن | ۰/۰۰۲ | ۸ | ۰/۰۶ | ۷ | ۰/۰۳ |
| ۳ | صنعت | ۰/۲۴ | ۲ | ۰/۳ | ۱ | ۰/۸۲ |
| ۴ | آب، برق و گاز | ۰/۰۳ | ۶ | ۰/۰۵ | ۸ | ۰/۶ |
| ۵ | ساختمان | ۰/۰۸ | ۴ | ۰/۰۶ | ۵ | ۱/۳۴ |
| ۶ | بازرگانی | ۰/۱۳ | ۳ | ۰/۱۲ | ۴ | ۱/۱ |
| ۷ | حمل‌ونقل | ۰/۰۸ | ۵ | ۰/۰۶ | ۶ | ۱/۲۹ |
| ۸ | سایر خدمات | ۰/۴۱ | ۱ | ۰/۲۳ | ۲ | ۱/۷۶ |

منبع: حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهش

**۲. شناسایی بخش‌های کلیدی استان تهران**

نتایج حاصل از کاربرد روش حذف فرضی- سلا در ۸ بخش اقتصادی در جدول (۲) ارائه شده است.

**جدول ۲.** پیوندهای پسین و پیشین کل و نرمال شده به روش حذف فرضی-سلا (میلیون ریال)

| بخش | پیوند پسین کل | پیوند پسین نرمال شده | رتبه | پیوند پیشین کل | پیوند پیشین نرمال شده | رتبه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | FL | NFL | | BL | NBL | |
| کشاورزی | ۵۳,۸۹۱,۴۴۹ | ۰/۴۱۷ | ۶ | ۵۷,۵۳۴,۷۲۸ | ۰/۴۲۶ | ۶ |
| معدن | ۷,۵۲۷,۲۵۴ | ۰/۰۵۸ | ۸ | ۸,۲۶۵,۲۳۰ | ۰/۰۶۱ | ۸ |
| صنعت | ۳۰۵,۵۷۹,۲۵۰ | ۲/۳۶۲ | ۱ | ۳۱۹,۰۵۹,۲۰۰ | ۲/۳۶۵ | ۱ |
| آب، برق و گاز | ۴۶,۵۲۸,۹۵۲ | ۰/۳۶ | ۷ | ۵۳,۷۴۹,۱۳۰ | ۰/۳۹۸ | ۷ |
| ساختمان | ۱۱۵,۷۷۳,۸۰۷ | ۰/۸۹۵ | ۴ | ۸۹,۴۲۹,۸۷۶ | ۰/۶۶۳ | ۵ |
| بازرگانی | ۲۲۵,۳۹۲,۰۳۵ | ۱/۷۴۳ | ۲ | ۲۶۹,۶۸۸,۷۱۸ | ۱/۹۹۹ | ۲ |
| حمل‌ونقل | ۱۰۰,۵۲۰,۷۶۲ | ۰/۷۷۷ | ۵ | ۹۸,۶۳۶,۵۶۰ | ۰/۷۳۱ | ۴ |
| سایر خدمات | ۱۷۹,۴۶۵,۲۸۵ | ۱/۳۸۸ | ۳ | ۱۸۲,۸۴۴,۲۲۱ | ۱/۳۵۵ | ۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج محاسبات جدول (۲)، از میان ۸ بخش اصلی اقتصاد استان تهران، سه بخش «صنعت»، «بازرگانی» و «سایر خدمات» با پیوندهای پسین و پیشین نرمال بزرگ‌تر از یک، به‌عنوان بخش‌های کلیدی استان، شناسایی شدند. آثار مثبت و منفی ناشی از اعمال سیاست‌ها در هر یک از سه بخش مذکور، به‌سرعت و به‌طور فزاینده، اقتصاد استان را متأثر خواهد کرد.

### ۳. تحلیل پیوندهای درون‌بخشی در سطح قلمروهای اصلی تولید بخش در استان

با توجّه به اهمیت منطقه و سهم بالای آن در اقتصاد کشور، شناسایی بخش‌های مهم اقتصادی آن، بررسی روابط بین بخش‌ها و پیوندهای بین‌بخشی و درون‌بخشی منطقه و همچنین چگونگی ارتباط منطقه با سایر مناطق و تعیین میزان وابستگی بخش‌ها، ضروری به‌نظر می‌رسد.

جهت محاسبه و تحلیل پیوندهای درون‌بخشی، جدول داده - ستانده خالص[1] منطقه، در ۸ بخش اصلی تجمیع شده تا ارتباط بین بخش‌های اصلی اقتصاد منطقه، مشخص شود.

براساس جدول ۸ بخشی، بیشترین ارتباط درون‌بخشی، به بخش صنعت با ۲۱/۵۷ درصد ستانده از خود و پس از آن، به بخش‌های معدن و کشاورزی، به‌ترتیب، با ۱۲/۵ و ۱۰/۴۸ درصد ستانده از خود، تعلق دارد. کمترین ارتباط نیز مربوط به بخش حمل‌ونقل با ۱/۴۴ درصد ستانده از خود و بخش بازرگانی با ۲ درصد است (جدول ۳).

تحلیل ستونی ناحیه اوّل جدول داده - ستانده ۸ بخشی استان تهران، حاکی از آن است که بجز بخش‌های کشاورزی، معدن، صنعت، آب، برق و گاز و سایر خدمات که بیشترین نهاده مورد نیاز خود را از بخش‌های خود تقاضا می‌کنند، سایر بخش‌ها، وضعیّت متفاوتی دارند؛ به‌گونه‌ای که بخش‌های ساختمان، بازرگانی و حمل‌ونقل، به‌ترتیب، بیشترین نهاده مورد نیاز خود را از بخش‌های صنعت، سایر خدمات و بازرگانی تأمین می‌کنند.

همچنین از میان ۸ بخش اقتصادی مذکور، بخش‌های بازرگانی، حمل‌ونقل و سایر خدمات، بیشترین مقدار از کالای تولیدی خود را به‌ترتیب، به بخش‌های «کشاورزی و صنعت»، «معدن و ساختمان» و «معدن» عرضه می‌کنند؛ سایر بخش‌ها نیز بیشتر محصولات خود را، به خودشان می‌فروشند.

جمع هزینه‌های واسطه داخلی نیز نشان می‌دهد که چه سهمی از ستانده هر بخش در زنجیره تولید قرار می‌گیرد؛ بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که ۳۹ درصد از ستانده بخش‌های معدن و صنعت و ۳۰ درصد از ستانده بخش‌های کشاورزی و ساختمان، در زنجیره تولید قرار گرفته و مابقی آن، صرف ارزش‌افزوده و واردات می‌شود.

در میان بخش‌های مورد بررسی، سهمی از ستانده بخش بازرگانی (۸ درصد) که در زنجیره تولید قرار می‌گیرد، از سایر بخش‌ها کمتر است که به ماهیت خدماتی بخش، مربوط می‌شود.

بررسی میزان وابستگی بخش‌ها به سایر مناطق، نشان می‌دهد که بخش صنعت با ۳۰/۹ درصد و بخش ساختمان با ۲۶/۳ درصد، بیشترین و بخش معدن با ۰/۳۹ درصد، کمترین میزان وابستگی را به سایر مناطق تجربه کرده‌اند. از منظر وابستگی به دنیای خارج نیز، بخش‌های معدن و کشاورزی، به‌ترتیب، با ۳ و ۲/۹ درصد وابستگی به دنیای خارج، بیشترین و بخش سایر خدمات با ۰/۱۸ درصد، کمترین وابستگی را به دنیای خارج داشته‌اند.

۱. منظور از جدول خالص، این است که واردات واسطه منطقه، در آن وجود ندارد. لذا پیوندهای درون و بین بخشی محاسبه شده ارتباطات درون استان را نشان می‌دهد. قابل ذکر اینکه ماتریس واردات واسطه، به‌صورت جداگانه برآورد شده است.

**جدول ۳.** ماتریس ضرایب مستقیم جدول داده ستانده ۸ بخشی استان تهران در سال ۱۳۹۳

| شرح | ردیف | کشاورزی | معدن | صنعت | آب، برق و گاز | ساختمان | بازرگانی | حمل‌ونقل | سایر خدمات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ |
| کشاورزی | ۱ | ۰/۱۰۴۸ | ۰/۰۰۱۶ | ۰/۰۲۲۷ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۴ |
| معدن | ۲ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۱۲۵۰ | ۰/۰۰۳۷ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| صنعت | ۳ | ۰/۰۶۶۵ | ۰/۰۶۴۵ | ۰/۲۱۵۷ | ۰/۰۲۲۴ | ۰/۰۸۷۰ | ۰/۰۰۶۰ | ۰/۰۳۸۴ | ۰/۰۱۳۴ |
| آب، برق وگاز | ۴ | ۰/۰۰۶۹ | ۰/۰۲۵۲ | ۰/۰۱۷۷ | ۰/۰۳۴۹ | ۰/۰۰۱۵ | ۰/۰۰۶۵ | ۰/۰۰۴۲ | ۰/۰۰۴۱ |
| ساختمان | ۵ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۰۳۷ | ۰/۰۰۳۳ | ۰/۰۰۶۵ | ۰/۰۷۰۰ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۳۶ |
| بارزگانی | ۶ | ۰/۰۹۷۷ | ۰/۰۲۸۳ | ۰/۰۹۲۹ | ۰/۰۱۰۳ | ۰/۰۵۴۹ | ۰/۱۱۹۹ | ۰/۰۸۷۳ | ۰/۰۱۵۲ |
| حمل‌ونقل | ۷ | ۰/۰۱۰۱ | ۰/۰۲۲۹ | ۰/۰۱۰۱ | ۰/۰۱۸۵ | ۰/۰۲۰۹ | ۰/۰۰۹۱ | ۰/۰۱۴۴ | ۰/۰۰۲۴ |
| سایر خدمات | ۸ | ۰/۰۱۵۰ | ۰/۰۱۱۵ | ۰/۰۲۱۳ | ۰/۰۲۰۹ | ۰/۰۶۴۱ | ۰/۰۳۴۴ | ۰/۰۴۴۲ | ۰/۰۹۹۰ |
| جمع هزینه واسطه داخلی | | ۰/۳۰ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ | ۰/۱۱ | ۰/۳۰ | ۰/۰۸ | ۰/۱۹ | ۰/۱۴ |
| جمع هزینه‌های واسطه وارداتی | | ۰/۱۱ | ۰/۰۳ | ۰/۳۲ | ۰/۰۳ | ۰/۲۷ | ۰/۰۵ | ۰/۱۰ | ۰/۱۰ |
| جمع کل هزینه | | ۰/۴۱ | ۰/۴۲ | ۰/۷۱ | ۰/۱۴ | ۰/۵۷ | ۰/۱۳ | ۰/۲۹ | ۰/۲۴ |
| ارزش‌افزوده | | ۰/۵۹ | ۰/۵۸ | ۰/۲۹ | ۰/۸۶ | ۰/۴۳ | ۰/۸۷ | ۰/۷۱ | ۰/۷۶ |
| ارزش ستانده | | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ |
| قطر اصلی ماتریس | | ۰/۱۰۴۸ | ۰/۱۲۵۰ | ۰/۲۱۵۷ | ۰/۰۳۴۹ | ۰/۷۰۰ | ۰/۱۱۹۹ | ۰/۰۱۴۴ | ۰/۰۹۹۰ |
| نسبت قطر اصلی به هزینه واسطه داخلی | | ۰/۳۵ | ۰/۳۲ | ۰/۵۶ | ۰/۳۱ | ۰/۳۳ | ۰/۲۵ | ۰/۰۸ | ۰/۷۲ |

اما براساس جدول ۸ بخشی ارائه شده در سند آمایش استان تهران (جدول۴)، بیشترین ارتباط درون‌بخشی مربوط به بخش آب، برق و گاز با ۳۰ درصد ستانده از خود و پس از آن، به بخش‌های صنعت و حمل‌ونقل، به‌ترتیب، با ۱۹ و ۱۴ درصد ستانده از خود، تعلق داشته است. کمترین ارتباط نیز مربوط به بخش معدن با ۰/۰۱ درصد ستانده از خود، بازرگانی با ۲ درصد و کشاورزی و سایر خدمات با ۵ درصد، بوده است.

**جدول ۴**. ماتریس ضرایب فنی جدول داده - ستانده ۸ بخشی استان در سال ۱۳۸۳

| شرح | ردیف | کشاورزی | معدن | آب، برق و گاز | صنعت | ساختمان | بازرگانی | حمل و نقل | سایر |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ |
| کشاورزی | ۱ | ۰/۰۵۰۵ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۱۷۶ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۲ |
| معدن | ۲ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۱۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| آب و برق و گاز | ۳ | ۰/۰۰۴۵ | ۰/۰۱۸۶ | ۰/۲۹۶۴ | ۰/۰۰۵۳ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۱۷۲ | ۰/۰۰۲۹ | ۰/۰۰۲۷ |
| صنعت | ۴ | ۰/۱۱۴۴ | ۰/۰۳۴۲ | ۰/۰۳۱۲ | ۰/۱۸۷۸ | ۰/۱۳۵۳ | ۰/۰۴۱۵ | ۰/۰۵۹۳ | ۰/۰۲۲۷ |
| ساختمان | ۵ | ۰/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۵۶ | ۰/۰۰۵۲ | ۰/۰۰۲۶ | ۰/۰۴۳۵ | ۰/۰۰۵۹ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۱۱۳ |
| بازرگانی | ۶ | ۰/۰۴۰۸ | ۰/۰۷۳۶ | ۰/۰۳۱۸ | ۰/۰۵۳۹ | ۰/۰۵۰۶ | ۰/۰۱۸۸ | ۰/۰۵۳۴ | ۰/۰۱۴۹ |
| حمل و نقل | ۷ | ۰/۰۲۸۰ | ۰/۰۳۴۲ | ۰/۰۱۴۰ | ۰/۰۱۷۰ | ۰/۰۴۶۶ | ۰/۰۴۷۰ | ۰/۱۳۷۴ | ۰/۰۱۲۱ |
| سایر | ۸ | ۰/۰۷۴۳ | ۰/۲۵۳۴ | ۰/۱۷۳۴ | ۰/۰۱۷۲ | ۰/۱۰۱۰ | ۰/۰۴۰۶ | ۰/۰۱۸۸ | ۰/۰۵۰۰ |
| جمع هزینه‌های واسطه داخلی | | ۰/۳۱ | ۰/۴۲ | ۰/۵۵ | ۰/۳۰ | ۰/۳۸ | ۰/۱۷ | ۰/۲۷ | ۰/۱۱ |
| جمع هزینه‌های واسطه وارداتی | | ۰/۱۶ | ۰/۰۲ | ۰/۱۹ | ۰/۴۵ | ۰/۲۳ | ۰/۱۰ | ۰/۰۸ | ۰/۰۵ |
| جمع کل هزینه | | ۰/۴۷ | ۰/۴۴ | ۰/۷۴ | ۰/۷۵ | ۰/۶۱ | ۰/۲۷ | ۰/۳۵ | ۰/۱۷ |
| ارزش افزوده | | ۰/۵۳ | ۰/۵۶ | ۰/۲۶ | ۰/۲۵ | ۰/۳۹ | ۰/۷۳ | ۰/۶۵ | ۰/۸۳ |
| ارزش ستانده | | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ |
| اجزاء قطر اصلی ماتریس | | ۰/۰۵۰۵ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۹۶۴ | ۰/۱۸۷۸ | ۰/۰۴۳۵ | ۰/۰۱۸۸ | ۰/۱۳۷۴ | ۰/۰۵۰۰ |
| نسبت قطر اصلی به هزینه‌های واسطه داخلی | | ۰/۱۶ | ۰/۰۰ | ۰/۵۴ | ۰/۶۲ | ۰/۱۱ | ۰/۱۱ | ۰/۵۰ | ۰/۴۴ |

منبع: سند آمایش استان تهران

تحلیل و مقایسه پیوندهای درون بخشی در پژوهش حاضر با سند آمایش استان تهران، حاکی از تفاوت میان نتایج است. مغایرت در نتایج، می‌تواند علل مختلفی داشته باشد که مهم‌ترین آنها عبارتند از:

۱. تفاوت در پایه آماریِ جدول ملّی سال ۱۳۸۳ و ۱۳۹۳؛ بدین معنا که روش محاسبه جداول ملّی در سال‌های مذکور، با یکدیگر متفاوت است؛ ۲. اختلاف در روش تهیّه جدول منطقه‌ای در پژوهش حاضر (FLQ-RAS) با روش محاسبه در سند آمایش استان تهران (AFLQ)؛ ۳. ایجاد تغییرات ساختاری اقتصاد و تغییرات روابط بین بخشی در استان تهران- متأثر از تغییرات در سطح ملّی- طی یک دوره ۱۰ ساله ۱۳۹۳-۱۳۸۳؛ چراکه در این دوره، کشور شاهد پیشامدهایی نظیر تحریم‌ها و تصویب قوانینی همچون قانون هدفمندی یارانه‌ها بوده است و اینها احتمالاً بر ارتباطات درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای تاثیرگذار بوده است که موضوع پژوهش حاضر نیست.

### ۴. تحلیل پیوندهای بین‌بخشی در میان فعّالیّت‌های اصلی استان با فعّالیّت‌های خارج استان

در سال ۱۳۹۳، استان تهران با خالص صادراتی معادل ۱۳۸ هزار میلیارد ریال با مازاد تراز تجاری روبرو بوده است. جدول (۵)، برخی شاخص‌های بازرگانی خارجی ملّی و منطقه‌ای را در سال ۱۳۸۳ و ۱۳۹۳ نشان می‌دهد؛ و همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال ۱۳۹۳، درجه باز بودن منطقه، بیشتر از سطح کشور است؛ که با مبانی نظری نیز همخوانی دارد. همچنین، نسبت کل واردات به تولید ناخالص داخلی و کل صادرات به تولید ناخالص داخلی در استان، بیشتر از سطح ملّی است.

**جدول ۵.** مقایسه شاخص‌های بازرگانی خارجی ملّی و منطقه‌ای در سال ۱۳۸۳ و ۱۳۹۳ (هزار میلیارد ریال)

| شرح | پژوهش حاضر | | سند آمایش استان تهران | |
|---|---|---|---|---|
| | ملّی | استان | ملّی | استان |
| واردات واسطه از خارج | - | ۲۶ | ۹۶ | ۳۸ |
| واردات واسطه از سایر استان‌ها | - | ۶۵۴ | - | ۱۰۲ |
| کل واردات | ۲,۰۸۳ | ۶۸۱ | ۴۳۶ | ۲۲۲ |
| صادرات | ۲,۷۳۰ | ۸۱۸ | ۴۲۷ | ۲۳۹ |
| خالص صادرات | ۶۴۷ | ۱۳۸ | -۹ | ۱۶ |
| تولید ناخالص داخلی | ۱۲,۵۵۱ | ۲,۷۱۶ | ۱۵ | ۳۶۹ |
| میانگین مجموع صادرات و واردات | ۲,۴۰۷ | ۷۴۹ | ۴۳۱ | ۲۳۱ |
| نسبت میانگین مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی (شاخص درجه باز بودن منطقه) | ۳۸٪/۳۵ | ۵۵٪/۱۸ | ۲۸٪/۳ | ۲۶٪ |
| نسبت واردات واسطه‌ای از خارج به تولید ناخالص داخلی | - | ۰٪/۹۷ | ۶٪/۴ | ۱۰٪/۴ |
| نسبت واردات واسطه‌ای از سایر استان‌ها به تولید ناخالص داخلی | - | ۲۴٪/۰۷ | - | ۲۸٪ |
| نسبت کل واردات به تولید ناخالص داخلی | ۱۶٪/۵۹ | ۲۵٪/۰۵ | ۲۹٪ | ۶۰٪ |
| نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی | ۲۱٪/۷۵ | ۳۰٪/۱۲ | ۲۸٪/۴ | ۶۴٪/۷ |

منبع: یافته‌های پژوهش (جدول داده ستانده برآوردشده استان تهران (سال ۱۳۹۳))

براساس نتایج مندرج در سند آمایش استان در سال ۱۳۸۳، استان با خالص صادراتی معادل ۱۶ هزار میلیارد ریال، با مازاد تراز روبرو بوده است؛ و درجه باز بودن منطقه، بیش از دو برابر ملّی گزارش شده است. نسبت واردات واسطه از خارج به تولید ناخالص داخلی در منطقه و ملّی، تقریباً یکسان بوده و علت بزرگ شدن نسبت کل واردات به تولید ناخالص داخلی در منطقه، واردات واسطه از سایر مناطق کشور بوده است.

بررسی ماتریس واردات داخلی منطقه[1]، نشان می‌دهد که در حدود ۵۰ درصد از واردات استان از سایر مناطق، مربوط به فلزات اساسی، ورق‌آهن و آهن‌آلات ساختمانی، سیمان و محصولات کانی غیرفلزی، نفت خام، محصولات پتروشیمی محصولات کشاورزی بوده است؛ که به‌دلیل رشد جمعیّت، رشد ساخت و سازها در شهر تهران و همچنین رشد تولیدات ماشین‌آلات منطقه -که نقش صادراتی نیز در استان دارند- واردات نهاده‌های واسطه فوق را با توجّه به فقر منابع در استان، توجیه پذیر کرده است.

در جدول (۶)، نتایج کلی یافته‌های پژوهش و گزارش آمایش سرزمین استان تهران را نشان می‌دهد.

**جدول ۶.** مقایسه تطبیقی یافته‌های پژوهش با گزارش آمایش سرزمین استان تهران

| گزینه‌های بررسی شده | | پژوهش حاضر | سند آمایش استان تهران |
|---|---|---|---|
| روش تهیه جدول داده - ستانده | | FLQ-RAS | $AFLQ_{ij}$ |
| سال جدول ملّی مورد بررسی | | ۱۳۹۳ (درصد) | ۱۳۸۳ (درصد) |
| سهم ستانده در جدول ۸ بخشی | | خدمات (۵۴/۲۵)<br>صنعت (۲۴)<br>ساختمان (۸)<br>کشاورزی، معدن و آب، برق و گاز (۶) | خدمات (۷۷)<br>صنعت (۱۵)<br>ساختمان (۴)<br>کشاورزی، معدن و آب، برق و گاز (۴) |
| اهمّیّت نسبی بخش‌های اقتصادی | خدمات | خدمات واحدهای مسکونی شخصی و اجاری، خدمات واحدهای غیرمسکونی، خدمات دلالان مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار؛<br>عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه و کالاها؛<br>پست و مخابرات؛<br>بانک؛<br>خدمات بهداشت و درمان. | خدمات عمده‌فروشی و خرده‌فروشی؛<br>خدمات واحدهای مسکونی اجاری و غیر اجاری؛<br>خدمات بانکداری؛<br>خدمات حمل‌ونقل زمینی. |
| | صنعت | ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر؛<br>ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها؛<br>ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای. | تولید وسایل نقلیه موتوری؛<br>تولید ماشین‌آلات برقی و خانگی؛<br>صنایع غذایی. |
| ضریب سهم مکانی | جدول ۸×۸ | بازرگانی؛<br>سایر خدمات. | |
| روش شناسایی بخش کلیدی | | روش حذف فرضی (روش نوین) | روش راسموسن (روش سنتی) |
| بخش‌های کلیدی | | عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه و کالاها؛ | برق و خدمات مربوط؛<br>آب و خدمات مربوط؛ |

۱. این ماتریس، از کسر واردات واسطه خارجی از ماتریس واردات واسطه به‌دست آمده است.

| گزینه‌های بررسی شده | پژوهش حاضر | سند آمایش استان تهران |
|---|---|---|
| | ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها<br>حمل‌ونقل جاده‌ای؛<br>سایر ساختمان‌ها؛<br>ساخت وسایل نقلیّه موتوری، تریلر و نیم تریلر؛<br>بانک؛<br>ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز<br>ماشین‌آلات و تجهیزات؛<br>ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی؛<br>خدمات واحدهای مسکونی شخصی و اجاری،<br>خدمات واحدهای غیرمسکونی، خدمات دلالان<br>مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار؛<br>پست و مخابرات؛<br>دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور<br>عسل و شکار؛<br>ساختمان‌های مسکونی؛<br>سایر صنایع؛<br>ساخت سایر محصولات کانی غیرفلزی؛<br>ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت<br>و سوخت‌های هسته‌ای؛<br>ساخت فلزات اساسی. | ماشین‌آلات دفتری، حسابداری و<br>محاسباتی؛<br>مواد و محصولات شیمیایی؛<br>ماهی و سایر محصولات ماهیگیری؛<br>نفت خام و گاز طبیعی؛<br>منسوجات؛<br>صنایع کانی غیرفلزی؛<br>خدمات پست و مخابرات؛<br>خدمات اقامتگاه‌های عمومی؛<br>سایر ساختمان‌ها؛<br>دامپروری و پرورش طیور؛<br>خدمات حمل و نقل هوایی؛<br>تجهیزات و دستگاه‌های مربوط به رادیو و<br>تلویزیون و مخابرات؛<br>صنایع غذایی؛<br>محصولات لاستیکی و پلاستیکی؛<br>خدمات حمل‌ونقل با راه آهن؛<br>ساختمان‌های مسکونی؛<br>وسایل نقلیه موتوری، تریلرها و نیم<br>تریلرها، بدنه، قطعات و لوازم الحاقی آنها؛<br>فلزات اساسی؛<br>ماشین‌آلات برقی خانگی؛<br>خدمات حمل و نقل آبی؛<br>محصولات ساخته شده از چوب، چوب<br>پنبه، نی و مواد حصیر بافی؛<br>پوشاک و چرم. |
| تحلیل ارتباط درون‌بخشی (جدول<br>۸×۸)<br>(درصد) | (درصد)<br>صنعت (۲۱/۵۷)<br>معدن (۱۲/۵)<br>کشاورزی (۱۰/۴۸)<br>سایر (۹/۹)<br>ساختمان (۷)<br>آب، برق و گاز (۳/۴۹)<br>بازرگانی (۲)<br>حمل‌ونقل (۱/۴۴) | (درصد)<br>آب، برق و گاز (۳۰)<br>صنعت (۱۹)<br>حمل‌ونقل (۱۴)<br>کشاورزی (۵)<br>سایر خدمات (۵)<br>ساختمان (۴/۳۵)<br>بازرگانی (۲)<br>معدن (۰/۰۱) |
| سهم صادرات بخش‌ها از کل<br>صادرات کالاها و خدمات<br>(درصد) | (درصد)<br>عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها<br>(۱۶/۴۴)<br>بانک (۸/۱۶)<br>ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و<br>سوخت‌های هسته‌ای (۷/۸۶)<br>ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر (۷/۷۰)<br>پست و مخابرات سهم (۶/۴۱) درصدی از کل صادرات | (درصد)<br>انواع خودرو (۲۵/۶)<br>خدمات بازرگانی (۲۱)<br>خدمات بانکداری (۷/۲)<br>امور عمومی دولت (۶/۵) |

## جمع‌بندی

فرایند توسعه، فرایندی چند بعدی بوده که شناخت و تجزیه و تحلیل آن مستلزم یک برخورد کلی‌نگر و استفاده از تمام ابزار علوم اقتصادی-اجتماعی است؛ بدین ترتیب، در برنامه‌ریزی جهت دستیابی به توسعه، علاوه بر ابعاد اقتصادی-اجتماعی، لازم است به آمایش سرزمین نیز توجّه شود.

برنامه‌ریزی آمایش سرزمین، به‌منظور بهره‌برداری منطقی از منابع و استقرار مطلوب جمعیّت و تأسیسات در فضای ملّی صورت می‌گیرد؛ که بدون آن، ابزار حرکت و هدایت آگاهانه به‌سوی توسعه موزون و تعادل‌های منطقه‌ای وجود نداشته (میرمحمدی، ۱۳۸۶) و هماهنگی‌های لازم بین بخش‌های اقتصادی، اجتماعی، قومی و فرهنگی در راستای استراتژی‌های ملّی، با مشکل مواجه خواهد شد.

با توجّه به اینکه جدول داده – ستانده، از مهم‌ترین ابزارهای تحلیل ساختار اقتصادی، پیش‌بینی و برنامه‌ریزی بوده و تصویری جامع از اقتصاد کشور، روابط بین فعّالیّت‌ها و وابستگی آنها به یکدیگر را نشان می‌دهد، تهیّه جداول داده-ستانده منطقه‌ای، یکی از پیش‌نیازهای اساسی در برنامه‌ریزی منطقه‌ای محسوب می‌شود و منبع با ارزشی برای تصمیم‌گیری‌های منطقه‌ای است.

یکی از اصلی‌ترین کاربردهای این جدول، محاسبه پیوندهای پسین و پیشین و درنهایت، شناسایی بخش‌های کلیدی است. فعّالیّت‌ها یا صنایعی که دارای بالاترین پیوندهای پسین و پیشین باشند، بخش‌های کلیدی تلقی می‌گردند؛ زیرا با تمرکز منابع تولیدی در آنها، امکان ایجاد انگیزه بیشتر، برای رشد سریع‌تر تولید، درآمد، اشتغال در قیاس با دیگر شقوق تخصیص منابع، فراهم می‌گردد.

با این تفاسیر در این مطالعه، به بررسی و ارزیابی بخش‌های اقتصادی سند آمایش استان تهران پرداخته شده است؛ و همان‌طور که در بخش قبل ملاحظه شد، نتایج به‌دست آمده، حاکی از وجود تفاوت‌هایی در بخش‌های کلیدی معرفی شده و سایر وجوه اقتصادی بررسی شده در سند آمایش استان تهران، با مقاله حاضر است.

بنابراین، اگر برنامه‌های مدیریّتی استان نیز مبتنی بر سند آمایش باشد - باتوجه به اینکه در حوزه نظری و اجرایی آمایش سرزمین، کاستی‌های فراوانی وجود دارد - به جهت تفاوت‌های مزبور، هدفمند شدن فعّالیّت‌های اقتصادی و اولویّت‌گذاری مناسب در تخصیص منابع محدود، صورت نخواهد گرفت و مشکلات ناشی از آن، همواره استان را تهدید خواهد کرد.

لذا در این بخش پیشنهاداتی نیز مبتنی بر نتایج پژوهش و مطالعات آینده، ارائه خواهد شد تا با به‌کارگیری آنها، اندکی از مشکلات استان تهران کاسته شود.

باتوجه به نتایج به‌دست آمده، جهت سیاستگذاری متناسب با رشد اقتصادی منطقه، دو اقدام اساسی توسط برنامه ریزان منطقه‌ای ضروری است: ابتدا، تهیه جداول داده - ستانده منطقه‌ای در فواصل زمانی کم، صورت پذیرد تا در صورت تغییرات جدی در ساختار تولیدی منطقه، در جداول لحاظ گردد.

همچنین جهت ارائه تصویری واقع بینانه‌تر و تحلیلی جامع‌تر از وضعیّت هر استان، ضروری به‌نظر می‌رسد که هنگام تهیّه سند آمایش در کنار جداول داده - ستانده تک منطقه‌ای، جداول داده - ستانده چند منطقه‌ای، جهت سنجش آثار سرریزی و بازخوردی بین مناطق نیز مدنظر قرار گیرد.

دوم، استفاده از جداول داده - ستانده به‌روز شده در جهت شناسایی فعالیت‌های با اهمیت یا کلیدی منطقه که برنامه‌ریزان منطقه‌ای را، در اولویّت سرمایه‌گذاری راهنمایی نماید. شناسایی فعالیت‌های با اهمیت، از آن جهت مهم است که اگر این مرحله از برنامه‌ریزی حذف شود و سرمایه‌گذاری در بخش‌های کم اهمیت صورت گیرد، در آن‌صورت، رشد اقتصادی کمتری را برای منطقه، به ارمغان خواهد آورد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


بانوئی، علی اصغر و بزازان، فاطمه. (۱۳۸۵). نقش و اهمّیّت ابعاد اقتصاد فضا در محاسبه جداول داده - ستانده منطقه‌ای: پدیده فراموش شده در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۷): ۸۹-۱۱۴.

بانوئی، علی اصغر؛ مؤمنی، فرشاد و آزاد، سید ایمان. (۱۳۸۸). به‌کارگیری پیوندهای نسل اوّل، دوّم و سوّم در سنجش خدمات تولیدی و خدمات توزیعی: تجربه ایران و بعضی از کشورهای منتخب. سوّمین همایش کاربرد تکنیک‌های داده - ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.

بانوئی، علی‌اصغر؛ بزازان، فاطمه و کرمی، مهدی. (۱۳۸۵). بررسی کمّی رابطه بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده ۲۸ استان کشور. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۹): ۱۴۳-۱۷۰.

بانوئی، علی‌اصغر؛ مهاجری، پریسا؛ صادقی، نرگس و شرکت، افسانه. (۱۳۹۶). یک روش ترکیبی جدید FLQ-RAS برای محاسبه جدول داده - ستانده منطقه‌ای؛ مطالعه موردی استان گیلان. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۱): ۸۱-۱۱۴.

بانوئی، علی‌اصغر؛ مهاجری، پریسا؛ عبدالمحمدی، زهرا؛ جهانفر، نیلوفر؛ شرکت، افسانه؛ توسلی، سلاله؛ مستعلی پارسا، مریم؛ اقتصادی، زیبا و حیدری، بتول. (۱۳۹۷). محاسبه جدول داده - ستانده چند منطقه‌ای و کاربردهای آن؛ مطالعه موردی استان‌های تهران، البرز و سایر استان‌های کشور. معاونت برنامه‌ریزی شهرداری استان تهران.

بختیاری، آتوسا و بخشی، محمدرضا. (۱۳۹۳). *آمایش سرزمین در حوزه کشاورزی، تجارب ایران و کشورهای منتخب*. تهران: انتشارات مؤسّسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، مدیریّت خدمات پژوهشی.

بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی‌اصغر و کرمی، مهدی. (۱۳۸۶). تأمّل بیشتری در خصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای؛ مطالعه موردی استان تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۱): ۲۳-۵۷.

پاپلی یزدی، محمدحسین. (۱۳۸۳). عدالت اجتماعی و توسعه کاربرد فلسفه و ایدئولوژی در آمایش سرزمین. *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، ۱۹(۳): ۵۱-۷۷.

توفیق، فیروز. (۱۳۸۴). *آمایش سرزمین: تجربه جهانی و انطباق آن با وضع ایران*. تهران: مرکز مطالعات و تحقیقات شهرسازی و معماری ایران.

ذاکری، زهرا. (۱۳۹۷). مجموعه مطالعات منطقه‌ای و آمایش سرزمین در ایران (۴): واکاوی عملکرد دولت در ارتباط با تهیه اسناد آمایش سرزمین. مرکز پژوهش‌های مجلس.

سند آمایش استان تهران. (۱۳۸۸). معاونت برنامه‌ریزی استان تهران.

سند آمایش استان تهران. (۱۳۹۷). معاونت پژوهشی دانشگاه تهران، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان تهران.

شریف‌زادگان، محمدحسین و رضوی دهکردی، سید امیر. (۱۳۸۹). ارزیابی فرایند برنامه‌ریزی «آمایش سرزمین» در ایران و راهکارهای بهبود آن. *علوم محیطی*، ۸(۴): ۸۷-۱۰۰.

صـــادقی، نرگس و عبداللهی، محمدرضـــا. (۱۳۹۴). ماهیت بخش‌های اقتصـــاد ایران: ۲. مروری بر روش‌های شناسایی بخش‌های کلیدی در اقتصاد. مرکز پژوهش‌های مجلس.

صادقی، نرگس. (۱۳۹۴). ماهیت بخش‌های اقتصاد ایران: ۱. مروری بر روش‌های شناسایی بخش‌های کلیدی در اقتصاد. مرکز پژوهش‌های مجلس.

عبداله‌زاده، عارفه. (۱۳۹۹). بررسـی سـازگاری سـند آمایش اسـتان تهران با مباحث نظری و تجربی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

علی‌پور، عباس؛ هاشـمی، مصـطفی و فرهادی‌خواه، حسـین. (۱۳۹۵). بررسـی ملاحظات سـیاسـی- امنیتی- دفاعی آمایش سرزمین با استفاده از مدل SWOT (مطالعه موردی: استان کهگیلویه و بویراحمد). *پژوهشنامه جغرافیای انتظامی*، ۴(۱۶): ۱-۲۸.

فرجی‌راد، خدر و کاظمیان، غلامرضـــا. (۱۳۹۱). *توســـعه محلّی و منطقه‌ای از منظر رویکرد نهادی*. تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی.

قاســمی شــشــده، محمد؛ مهاجری، پریســا و حدادی‌نژادیان، قادر. (۱۳۹۷). محاســبه جدول داده - ستانده تک منطقه‌ای با روش جدید ترکیبی FLQ-RAS و ضرایب فزاینده اشتغال؛ مطالعه موردی استان کهگیلویه و بویر احمد. *فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۷(۲۸): ۱-۳۱.

قانون برنامه پنجساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۰ـ ۱۳۹۶). https://rc.majlis.ir/fa/law/show/1014547.

مهری، آزاده و سلمان‌ماهینی، عبدالرسول. (۱۳۹۵). مقایسه کارایی روش های TOPSIS رستری و MOLAدر آمایش سرزمین مورد شناسی: حوضه آبخیز حبله رود. *جغرافیا و آمایش شهری- منطقه‌ای*، ۶(۱۹): ۱۴۲-۱۲۳.

میرمحمدی، سید محمد. (۱۳۸۶). *آمایش سرزمین و ملاحظات امنیت اقتصادی*. تهران : موسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.

نصرالهی‌زاده، بهرام و محمدی، اکبر. (۱۳۹۶). تحلیلی بر رویکرد سند برنامه ششم به تعادل بخشی منطقه‌ای و توسعه پایدار. اوّلین همایش بین‌المللی برنامه‌ریزی اقتصادی، توسعه پایدار و متوازن منطقه‌ای، رویکردها و کاربردها.

هســـتی، فرزام؛ ســـلمان‌ماهینی، عبدالرســـول و جولایی، رامتین. (۱۳۹۵). بهینه‌ســـازی مکانی با به‌کارگیری برنامه‌ریزی آرمانی، نظریهٔ بازی‌ها و GIS. *آمایش سرزمین*، ۸(۲): ۲۰۳-۲۲۸.

**References**

Abdollahzadeh, A. (2021). Investigating the compatibility of the Spatial planning document of Tehran province with theoretical and experimental issues. Master's thesis, Alzahra University, Tehran, Iran (in Persian).

Alipur, A., & Hashemi, M., & Farhadikhah, H. (2017). The study of land use defensive, security and political considerations by using SWOT (Case Study: Kohgiluyeh and Boyerahmad). *Journal of Police Geography*, *4* (16), 1-28 (in Persian).

Alribah, H. A., & Al-Jarallah, A. J. (2018). Strategic spatial planning consideration in the kingdom vision 2030 and national physical planning plan: utilizing content analysis methodology for evaluation and comparison. *KnE Engineering*, 388-404.

Amdam, J. (2005). Spatial planning in rural areas. In *Collection of Papers-AESOP 2005 Congress, Vienna University of Technology, Austria* (Vol. 1, pp. 15-29).

Bakhtiari, A., & Bakhshi, M. (2014). *Land preparation in the field of agriculture, Iran's experiences and selected countries.* Tehran: Publications of Institute of Planning Research, Agricultural Economics and Rural Development - Management of Research Services (in Persian).

Banouei, A. A, & Bazzazan, F. (2006). The importance of spatial economic dimensions in construction of regional input-output table: neglected phenomena in Iran. *Iranian Journal of Economic Research, 8*(27), 89-114 (in Persian).

Banouei, A. A., Bazzazan, F., & Karami, M. (2007). Relationship between spatial economic dimensions and input-output coefficients in Iranian provinces. *Iranian Journal of Economic Research, 8*(29), 143-170 (in Persian).

Banouei, A. A., Mohajeri, P., Sadeghi, N., & Sherkat, A. (2017). A new mixed FLQ-RAS method for estimation of the regional input-output table (RIOT): case study of Gilan province. *Iranian Journal of Economic Research, 22*(71), 81-114 (in Persian).

Banoui, A., & Mohajeri, P., & Abdulmohammadi, Z., & Jahanfar, N., & Sherkat, A., & Tavassoli., S. & Mostaliparsa, M., & Heydari, B. (2018). Calculation of multi-regional data-result table and its applications; A case study of Tehran, Alborz and other provinces of the country. Deputy Planning of Tehran Province Municipality (in Persian).

Banoui, A., & Momeni, F., & Azad, I. (2009). Applying first, second and third generation links in measuring production services and distribution services: the experience of Iran and some selected countries. The 3rd conference on the application of input-output techniques in economic and social planning, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran (in Persian).

Bazzazan, F., Banouei, A. A., & Karami, M. (2007). The modern location quotient function, spatial dimension, and regional input-output coefficients: the case of Tehran province. *Iranian Journal of Economic Research, 9*(31), 23-57 (in Persian).

Cella, G. (1984). The input-output measurement of interindustry linkages. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *46*(1), 73-84.

Farajirad, KH., & Kazemian, GH. (2012). *Local and regional development: An institutional perspective*. Tehran: Jahad Daneshgahi (in Persian).

Gawronski, K., Van Assche, K., & Hernik, J. (2010). Spatial planning in the United States of America and Poland. *Infrastruktura i Ekologia Terenow Wiejskich*, 11.

Ghasemi Sheshdeh, M., & Mohajeri, P., & Haddadi Nezhadian, Gh. (2018). calculating single regional input-output tables by using a new combined FLQ-RAS method and employment multipliers; the case study of Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad province. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(28), 1-33 (in Persian).

Hasti, F., SalmanMahini, A., & Joolaie, R. (2016). Spatial optimization using goal programming, game theory and GIS. *Town and Country Planning*, *8*(2), 203-228(in Persian).

Mehri, A., & Salman Mahini, D. (2016). Comparison of the efficiency of TOPSIS and MOLA methods in land surveying; case study: Hable Rood watershed. *Geography and Territorial Spatial Arrangement*, *6*(19), 123-142 (in Persian).

Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge university press.

Miller, R. E., & Lahr, M. L. (2001). A taxonomy of extractions. *Contributions to Economic Analysis*, *249*, 407-441.

Mirmohammadi, M., (2016). *Spatial planning and economic security considerations*. Tehran: Tadbir Ekhtaz Research (in Persian).

Nasrollahizadeh, B., & Mohammadi, A., (2017). Analytical approach to balancing regional development plan sixth and sustainable development. The First International Conference On Economic Planning, Sustainable and Balanced Regional Development, Approaches and Applications. (in Persian).

Papoli Yazdi, M. H. (2004). Social justice and development the application of philosophy and ideology in regional planning, *Iranian Journal of Geographical Research*, *19* (3), 51-77 (in Persian).

Sadeghi, N., & Abdullahi, M., (2015). The nature of Iran's economic sectors: 2. An overview of the methods of identifying key sectors in the economy. Majles Research Center (in Persian).

Sadeghi, N., (2015). The nature of Iran's economic sectors: 1. An overview of the methods of identifying key sectors in the economy. Majles Research Center (in Persian).

Sharifzadegan, M. H., & Razavi Dehkordi, S. A. (2010). Evaluation of national strategic spatial planning process in Iran with recommendations for improvement. *Environmental Sciences*, *7*(4), 87-100 (in Persian).

Spatial planning document of Tehran, (2009). Deputy Planning of Tehran Province (in Persian).

Spatial planning document of Tehran, (2018). Tehran University Research Vice President, Management and Planning Organization of Tehran Province (in Persian).

Tawfiq, F. (2006). *Spatial planning: Global experience and its adaptation to Iran's situation*. Tehran: Iran Urban Planning and Architecture Studies and Research Center (in Persian).

Yousefi, M., & Ghelbash, M. H. (2013). Using input-output table to assess relative importance of economic sectors in Iran through net forward and net backward linkages approach. *Iranian Journal of Economic Research*, *17*(53), 187-211 (in Persian).

Zakari, Z. (2018). Collection of regional studies and Spatial planning in Iran (4) study of the government's performance in relation to the preparation of Spatial planning documents. Majles Research Center (in Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۳۲-۱۱۱

مقاله پژوهشی

# تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران[۱]

علی تامرادی[۲]، ابراهیم عباسی[۳]، رضا رستمی‌نیا[۴] و زینب رضائی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۱۴

## چکیده

*در تمام کشورهای دنیا از جمله ایران، موضوع توسعه صادرات در رأس اولویت‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دولت قرار دارد. دولت به‌عنوان اصلی‌ترین حامی اقتصاد هر کشور، می‌تواند نقش مهمی در حمایت شرکت‌ها به منظور تسهیل صادرات محصولات ایفا نماید. به‌همین دلیل، شرکت‌ها به ارتباطات سیاسی به‌عنوان یک مزیت رقابتی نگاه کرده و تمایل زیادی به برقرای ارتباطات سیاسی با دولت دارند تا از طریق این ارتباطات، بتوانند درآمد صادراتی خود را افزایش دهند. از این رو، پژوهش حاضر، با هدف بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، انجام شده است. نمونهٔ مورد مطالعه پژوهش، شامل ۱۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های تحقیق، از مدل رگرسیون چند متغیره با داده‌های تابلویی و به روش اثرات ثابت، استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، "ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت" و "ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت"، تأثیر مثبت و معناداری بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها دارند. این بدان معنا است که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، نسبت به سایر شرکت‌ها، در صادرات محصولات، موفق‌تر بوده و چنین شرکت‌هایی، درآمد صادراتی بیشتری دارند.*

**واژگان کلیدی**: ارتباطات سیاسی، درآمد حاصل از صادرات، سهامدار عمده وابسته به دولت، مالکیت نهادی دولت، پانل- دیتا، شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *P16, E64, F5*.

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2022.41221.1332
۲. مربی، گروه حسابداری، مرکز رامهرمز، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (tamoradi001@gmail.com).
۳. استاد، گروه مدیریت، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (abbasiebrahim2000@alzahra.ac.ir).
۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد شوشتر، دانشگاه آزاد اسلامی، شوشتر، ایران. (r.rostaminia@iau-shoushtar.ac.ir).
۵. استادیار، گروه حسابداری، واحد شوشتر، دانشگاه آزاد اسلامی، شوشتر، ایران. (z.rezaee@iau-shoushtar.ac.ir).

لازمه حرکت به سمت توسعه، کسب منابع لازم از طریق صادرات است (زین‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۹). امروزه، نقش توسعه صادرات غیر نفتی که موجب افزایش درآمد ارزی از طریق صادرات انواع کالاها و خدمات می‌شود، به‌عنوان یک راهبرد، می‌تواند موجب توسعه اقتصادی کشورها شود (شاه‌حسینی و همکاران، ۱۳۹۷). به‌همین دلیل، در سال‌های اخیر، توسعه صادرات، به‌نحو گسترده‌ای در دستور کار تمام کشورها قرار گرفته است و کشورهای مختلف در تنظیم برنامه‌های اقتصادی آتی خود، توجهی ویژه به مقوله صادرات دارند (هراتی و همکاران، ۱۳۹۴).

در ایران نیز با توجه به اهداف تعیین شده در سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ و تدوین سند راهبردی توسعه صادرات غیرنفتی در راستای آنکه مقرر شده است: "باید کشور با توجه به توانمندی و ظرفیت‌های بالای اقتصادی، نسبت به افزایش سهم خود از تجارت جهانی حرکت کرده و به توازن تجاری در صادرات و واردات رسیده و دارای اقتصادی متنوع با سهم غالب بخش غیرنفتی و غیردولتی شود"، این نشان از اهمیت و توجه ویژه به مقوله صادرات غیرنفتی برای کشور ایران دارد (محمد زاده اصل و محمدی، ۱۳۹۱).

در کشورهای بزرگ نیز شرکت‌ها با انگیزه بین‌المللی سازی در تلاشند که با کمک دولت و با رفع محدودیت‌های داخلی صادرات و تولید محصولات اصلی با سرمایه‌گذاری‌های مشترک، در جهت توسعه صادرات گام بردارند (اکسوی و انج[1]، ۲۰۱۴؛ دینگ[2]، ۲۰۱۲).

صادرات بر عملکرد واحدهای اقتصادی، تأثیر قابل توجهی دارد، چرا که با گسترش بازار فروش کالاهای شرکت، ریسک تجاری شرکت کاهش پیدا کرده و در نتیجه، موجب اعتماد بیشتر سرمایه‌گذاران خواهد شد (بروک و بیزبروک[3]، ۲۰۱۷). مهمتر اینکه، درآمد حاصل از صادرات محصولات شرکت، به صورت ارزی است و بخش قابل توجهی از ارز مورد نیاز شرکت را جهت دسترسی به مواد اولیه و تجهیزات وارداتی، تأمین می‌نماید (کوهن و همکاران[4]، ۲۰۲۰). در سال‌های اخیر، به صادرات و درآمد حاصل از آن با توجه به تأثیری که بر مزیت رقابتی شرکت‌ها دارد، توجه زیادی شده است و شرکت‌ها به دنبال راهکارهایی هستند تا از این طریق، میزان درآمد صادراتی خود را افزایش دهند (خدامی پور و دیده کنان، ۱۳۹۱)؛ و یکی از عواملی که می‌تواند موجب افزایش مزیت رقابتی شرکت‌ها شود، ارتباطات سیاسی بوده و این موضوع در ادبیات پژوهشی اخیر، توجه قابل ملاحظه‌ای را در سراسر جهان به خود معطوف ساخته است (دو و لئو[5]، ۲۰۱۶؛ هو و همکاران[6]، ۲۰۱۹).

از اصطلاح ارتباطات سیاسی به‌منظور بیان ارتباطات نزدیک بین دولت و واحدهای تجاری استفاده می‌شود (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴). در کشورهایی که بین دولت و واحدهای تجاری ارتباطات نزدیک وجود

1. Aksoy & Ng
2. Deng
3. Broocks & Biesebroeck
4. Kohn *et al.*
5. Du & Luo
6. Hu *et al.*

داشته باشد، از پیوند میان سیاست و کسب‌وکار چیزی به وجود می‌آید، که"اقتصاد رفاقتی"[1] نامیده می‌شود (آرنولدی و موراتووا[2]، ۲۰۱۹). در چنین شرایطی، شرکت‌ها از ارتباطات سیاسی با دولت به‌عنوان یک مزیت رقابتی استفاده کرده و در سایه حمایت سیاسی دولت، می‌توانند از طریق کانال‌های مختلفی همچون دسترسی بهتر به منابع تحت کنترل دولت، تسهیل دسترسی به وام‌های بانکی با هزینه بهره پایین‌تر، تخفیف‌های مالیاتی، تأمین مواد اولیه با شرایط آسان‌تر، مقررات آسان و پرداخت هزینه‌های گمرکی کمتر، وضعیت خود را بهبود دهند (کیائو و همکاران[3]، ۲۰۱۳؛ هونگ و همکاران[4]، ۲۰۱۲). همه این موارد می‌تواند موجب بهبود عملکرد شرکت در جهت افزایش توان صادراتی شود.

دولت به عنوان اصلی‌ترین حامی اقتصاد هر کشور، همواره نقش قیم را برای واحدهای اقتصادی در هر جامعه ایفا می‌کند. از این رو، ارتباطات سیاسی با دولت به‌طور گسترده در اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه، وجود دارد و در بسیاری از کشورهای اروپایی و آمریکای لاتین مشاهده شده است. در کشورهای آسیایی نظیر ایران نیز دولت نقش بزرگی در اقتصاد داشته و وجود ارتباطات سیاسی با دولت در برخی شرکت‌ها قابل مشاهده بوده و این روابط، ممکن است بر صادرات شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. با وجود این، پژوهش‌های محدودی درخصوص بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها در کشورمان صورت گرفته، و خلأ پژوهشی درباره این موضوع مشهود است.

بنابراین با توجه به اهمیت بالای بررسی درآمد حاصل از صادرات برای شرکت‌ها، هدف از پژوهش حاضر، پاسخ به این سؤال است که آیا ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران تأثیر دارد؟

با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، دولت نقش عمده‌ای دارد، پژوهش حاضر در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته است. نتایج پژوهش می‌تواند سرمایه‌گذاران شرکت‌ها را به‌منظور تصمیم‌گیری بهتر درخصوص سرمایه‌گذاری کمک نماید. مدیران شرکت‌ها نیز از نتایج پژوهش به‌منظور تصمیم‌گیری و دستیابی به عملکرد اقتصادی بهینه و افزایش درآمد حاصل از صادرات برای شرکت‌ها، با توجه به تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، استفاده نمایند.

در ادامه پژوهش، ابتدا مبانی نظری پشتوانه انجام پژوهش از دیدگاه پژوهشگران مختلف ارائه می‌گردد، سپس به صورت مختصر پیشینه پژوهش که شامل مروری بر پژوهش‌های خارجی و داخلی پیرامون موضوع پژوهش است، ارائه می‌گردد. سپس فرضیه‌های پژوهش، روش پژوهش، تعریف عملیاتی متغیرها، مدل آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل آماری عرضه می‌شود. در انتها نیز نتایج و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌گردد.

**مبانی نظری**

1. Economics of Friendship
2. Arnoldi & Muratova
3. Qiao *et al*.
4. Hung *et al*.

در سال‌های اخیر، به‌دلیل وجود شواهد بین‌المللی در زمینه وجود ارتباطات سیاسی بین دولت و شرکت‌ها، تعداد زیادی از مطالعات، به بررسی پدیدهٔ ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها پرداخته‌اند (احسان و همکاران[1]، ۲۰۱۷). شاخص ارتباطات سیاسی دارای سه بعد اقتصادی، اجتماعی و فردی است (دو و گیرما[2]، ۲۰۱۰). بعد اقتصادی ارتباطات سیاسی، عبارت است از درصد مالکیت مستقیم دولت از سهام شرکت‌ها، به صورتی که بیش از ۵۰ درصد از سهام شرکت، متعلق به دولت باشد (کول و همکاران[3]، ۲۰۱۵). بعد اجتماعی ارتباطات سیاسی، عبارت است از سرمایه‌گذاری نهادهای وابسته به دولت در ساختار مالکیت شرکت، که این بعد ارتباطات سیاسی، بیانگر حمایت نهادی دولت است (خان و همکاران[4]، ۲۰۱۶). بعد فردی ارتباطات سیاسی نیز عبارت است از شرکت‌هایی که در مدیریت آنها (اعضای هیأت مدیره و یا مدیر عامل شرکت) و یا ساختار مالکیت آنها سهامداران عمده (سهامداری که بیش از ۱۰ درصد سهام شرکت را در اختیار داشته باشد) از شخصیت‌های سابق یا حال حاضر در دولت باشد (کیم و ژانگ[5]، ۲۰۱۶).

در ادبیات پژوهشی اخیر، بعد فردی ارتباطات سیاسی شرکت در قالب حضور سرمایه‌گذاران عمده وابسته به دولت در ساختار مالکیت شرکت، بیشتر مورد بررسی قرار گرفته است (وانگ و همکاران[6]، ۲۰۱۹). دولت به واسطه این ارتباطات، می‌تواند در شرکت‌ها نفوذ کند و از سوی دیگر، حضور سرمایه‌گذاران وابسته به دولت در ساختار مالکیت شرکت، می‌تواند سیاست‌های مالی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد و به همین منظور، این شرکت‌ها دارای ارتباطات سیاسی خوانده می‌شوند (کییف[7]، ۲۰۱۹؛ وایی و همکاران[8]، ۲۰۲۰). شرکت‌ها نیز تمایل زیادی به برقراری روابط با دولت و افشای این روابط در گزارش‌های مالی خود جهت استفاده از آن به‌عنوان یک مزیت رقابتی دارند (لی و همکاران[9]، ۲۰۱۹)؛ زیرا شرکت‌ها به‌واسطه حمایت‌های دولت از طریق این ارتباطات، منافع زیادی نظیر دسترسی راحت‌تر به منابع تأمین مالی از بانک‌های دولتی (گائو و همکاران[10]، ۲۰۱۹)، کاهش مالیات و تعرفه‌های گمرکی (احسان و همکاران، ۲۰۱۷) و دسترسی راحت‌تر به مجوزها (چکیر و همکاران[11]، ۲۰۱۹) به دست آورند.

لذا می‌توان بیان کرد، در نظام‌های اقتصادی مبتنی بر روابط، ارتباطات سیاسی یک منبع مهم ارزش برای شرکت‌ها محسوب می‌شود (تامرادی و همکاران، ۱۳۹۸). به همین دلیل شرکت‌های دارای ارتباطات

1. Ahsan *et al.*
2. Du & Girma
3. Cull *et al.*
4. Khan *et al.*
5. Kim & Zhang
6. Wang *et al.*
7. Keefe
8. Wei *et al.*
9. Li *et al.*
10. Gao *et al.*
11. Chkir *et al.*

سیاسی، می‌توانند از مزایای این ارتباطات، در جهت بهبود عملکرد و توسعه صادرات گام بردارند (سو و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

اگر چه پژوهش‌ها در زمینه تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات بسیار محدود است، لیکن برای نخستن بار شارما و همکاران[2] (۲۰۲۰) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد صادراتی شرکت‌ها پرداختند. در آن پژوهش، ارتباطات سیاسی، از طریق حضور اعضای سابق وابسته به دولت در پست‌های مدیریتی شرکت به‌دست آمد؛ به این صورت که اگر مدیر عامل و یا اعضای هیأت مدیره شرکت، از اعضای سابق دولت بودند، شرکت دارای ارتباطات سیاسی تلقی گردید. در پژوهش، آنها از اطلاعات صورت‌های مالی ۷۳۲۶ سال- شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش آنها، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار چین، ارتباطات سیاسی، تأثیر مثبت معناداری بر درآمد صادراتی شرکت‌ها دارد.

وجه تمایز پژوهش حاضر نسبت به پژوهش شارما و همکاران (۲۰۲۰)، در آن است که در این پژوهش، جهت اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی از دو بعد دیگر ارتباطات سیاسی استفاده گردید و ارتباطات سیاسی به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت و مالکیت نهادی دولت اندازه‌گیری شده است.

فرضیه یک: ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت، بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، تأثیر معناداری دارد.

فرضیه دو: ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت، بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها تأثیر معناداری دارد.

## پیشینه پژوهش

با توجه به اینکه پژوهش‌ها در زمینه تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات بسیار محدود است، به همین منظور در ادامه، مرتبط‌ترین پژوهش‌های انجام شده در ارتباط با موضوع پژوهش ارائه می‌گردد.

پیشچنکو[3] (۲۰۲۲) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد شرکت‌ها پرداخت. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۱۴۸ سال- شرکت، از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار روسیه طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۹ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور روسیه، ارتباطات سیاسی بر عملکرد مالی شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

ژنگ و همکاران[4] (۲۰۲۱) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد شرکت‌ها پرداخت. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۳۵۰ سال- شرکت، از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار

1. Su *et al.*
2. Sharma *et al.*
3. Pishchenko
4. Zheng *et al.*

چین طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور چین، ارتباطات سیاسی بر درآمد شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

یو و همکاران[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۸۳۹ سال- شرکت، از شرکت‌های فعال در بورس انرژی چین طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور چین، ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

لی[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد شرکت‌ها پرداخت. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۵۹۶ سال- شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار چین، ارتباطات سیاسی، تأثیر مثبت معناداری بر عملکرد شرکت‌ها دارد.

سعید و همکاران[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۶۵ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کشور پاکستان طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور پاکستان، ارتباطات سیاسی، تأثیر مثبت معناداری بر عملکرد شرکت‌ها دارد.

سیلوا و همکاران[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر هزینه سرمایه و عملکرد شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۸۲ شرکت، از شرکت‌ها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار برزیل طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور برزیل، ارتباطات سیاسی بر هزینه سرمایه، تأثیر منفی معناداری دارد، همچنین ارتباطات سیاسی بر عملکرد شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

هاشمی و همکاران[5] (۲۰۱۸) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر کیفیت سود شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۶۰۰ سال- شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کشور مالزی استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور مالزی، ارتباطات سیاسی بر کیفیت سود شرکت‌ها، تأثیر منفی و معناداری دارد.

ملول و همکاران[6] (۲۰۱۸) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد و ارزش شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۷۸ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

1. Yu *et al.*
2. Li
3. Saeed *et al.*
4. Silva *et al.*
5. Hashmi *et al.*
6. Maaloul *et al.*

اوراق بهادار تونس استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار کشور تونس، ارتباطات سیاسی بر عملکرد و ارزش شرکت‌ها، تأثیر مثبت و معناداری دارد.

چانگ و چی[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر محدودیت تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۴۵ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تایوان طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تایوان، ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، تأثیر مثبت و بر محدودیت تأمین مالی، تأثیر منفی دارد.

یاراحمدی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و کارآیی آن پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، رابطهٔ بین ارتباطات سیاسی بر میزان سرمایه گذاری و همچنین کارآیی سرمایه گذاری، مثبت و معنی‌دار است.

جباری و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر تصمیمات مالی شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۳۶ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که ارتباطات سیاسی شرکت بر اهرم مالی سر رسید بدهی، تأثیر مثبت و معنی داری دارد؛ اما ارتباطات سیاسی شرکت بر منابع نقدی و مدیریت سود، تأثیر منفی و معنی داری دارد.

صالحی‌نیا و تامرادی (۱۳۹۸) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست‌های تأمین مالی شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۵۰ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه-های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباطات سیاسی بر نسبت بدهی‌های کوتاه مدت، نسبت بدهی‌های بلندمدت، نسبت مجموع بدهی‌ها و هزینه بدهی، تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین ارتباطات سیاسی بر رتبه اعتباری شرکت‌ها، تأثیر منفی معناداری دارد.

حسینی و بحیرایی (۱۳۹۸) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر افشای داوطلبانه شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۲۴ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۹۶-۱۳۹۰ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباطات سیاسی بر افشای داوطلبانه اطلاعات، تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

رهنمای رودپشتی و محسنی (۱۳۹۷) در پژوهشی، به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی با سود نقدی و بازده سهام شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۱۴ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ استفاده شد. نتایج

1. Chung & Chih

حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، بین ارتباطات سیاسی و سود نقدی سهام، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

بادآور نهندی و تقی زاده خوانقاه (۱۳۹۷) در پژوهشی، به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۱۰ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد، تأثیر مثبتی دارد و بر عملکرد شرکت نیز تأثیر منفی دارد.

محسنی (۱۳۹۷) در پژوهشی، به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها پرداخت. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۱۴ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، بین ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان شرکت‌ها، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

ره‌نورد و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی، به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و عملکرد شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۰۳ شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که بین ارتباطات سیاسی و عملکرد مالی شرکت‌ها، رابطهٔ منفی و معنی داری وجود دارد.

اعتمادی و احمدی گورجی (۱۳۹۶) در پژوهشی، به بررسی اثر ارتباط سیاسی بر سرمایه‌گذاری و کاهش محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش، از اطلاعات صورت‌های مالی ۱۳۵ شرکت، ازشرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباط سیاسی بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مؤثر بوده و سبب کاهش محدودیت جریان تأمین مالی شرکت‌ها می‌شود.

## روش‌شناسی، متغیرها و مدل پژوهش

### روش‌شناسی

این پژوهش ازنظر هدف، کاربردی و از نظر شیوهٔ انجام، از نوع توصیفی می‌باشد. از آنجایی که هدف از این پژوهش، یافتن رابطه بین متغیرهای پژوهش در یک جامعه می‌باشد، بنابراین، پژوهش در زمره پژوهش‌های همبستگی قرار دارد. از طرف دیگر، پژوهش حاضر از نوع پس رویدادی است، یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته (صورت‌های مالی شرکت‌ها) انجام می‌گیرد.

همچنین در این پژوهش، برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. سپس داده‌های پژوهش با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه گزارش‌های مالی شرکت‌های منتخب و با استفاده از پایگاه‌های اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره آورد نوین و تارنمای رسمی شرکت‌ها جمع‌آوری گردید.

در نهایت، داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل آماده شد و سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 تجزیه و تحلیل نهایی انجام گرفت.

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به دلیل گستردگی و حجم آماری جامعه و وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضاء جامعه، شرایط زیر برای انتخاب نمونه آماری در نظر گرفته شد:

۱- شرکت‌ها باید از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان سال ۱۴۰۰ در بورس بوده باشند.

۲- شرکت‌ها جزء هلدینگ، سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک، بیمه و لیزینگ نباشند؛ زیرا فعالیت و ساختار گزارشگری آنها متفاوت است.

۳- شرکت‌ها در طول دوره زمانی پژوهش، تغییر سال مالی نداده و سال مالی آنها منتهی به اسفند ماه باشد.

۴- شرکت‌ها در طول دوره زمانی پژوهش، وقفه عملیاتی بیش از سه ماه نداشته باشند؛ زیرا قابل مقایسه بودن اطلاعات سالیانه آنها کاهش پیدا می‌کند.

۵- اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها به‌منظور استخراج داده‌ها، در دسترس باشد.

با توجه به مطالب مطرح شده و محدودیت‌های ذکر شده، در نهایت از بین جامعه آماری در بورس اوراق بهادار تهران، به‌صورت حذف سیستماتیک، ۱۵۰ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب گردید.

**جدول ۱.** آمار انتخاب نمونه پژوهش

| شرح | تعداد حذفی‌ها | تعداد |
|---|---|---|
| تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۴۰۰ | | ۶۷۸ |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ فعال نبودند. | ۹۸ | |
| تعداد شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۹۴ در بورس پذیرفته شدند. | ۷۴ | |
| تعداد شرکت‌هایی که جزء هلدینگ، سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک، بیمه و لیزینگ بودند. | ۸۱ | |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش، تغییر سال مالی دادند و یا سال مالی آنها منتهی به اسفند نبود. | ۶۲ | |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش، توقف فعالیت داشتند. | ۸۶ | |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش، اطلاعات مالی آنها در دسترس نبود. | ۱۲۷ | |
| جمع شرکت‌های حذف شده | | (۵۲۸) |
| تعداد شرکت‌های نمونه پژوهش | | ۱۵۰ |

**اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش**

**۱. متغیر وابسته**

درآمد حاصل از صادرات (Export): برای اندازه‌گیری این متغیر، از نسبت درآمد حاصل از صادرات، به مجموع درآمدهای شرکت در سال مالی مورد نظر، استفاده می‌شود (شارما و همکاران، ۲۰۲۰).

**۲. متغیر مستقل**

ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت (PCBS): اگر حداقل یکی از سهامداران عمده شرکت (سهامداری که بیش از ۵ درصد سهام شرکت را در اختیار دارد)، از شخصیت‌های سابق یا حال حاضر در دولت یا مجلس باشد، این شرکت دارای ارتباطات سیاسی خوانده می‌شود و این متغیر برابر یک، و در غیر این صورت، برابر صفر خواهد بود (حبیب و محمودی[1]، ۲۰۱۸؛ نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۲؛ مهربان‌پور و همکاران، ۱۳۹۶).

ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت (PCIO): از درصد مالکیت نهادی دولت (مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی)، به دست می‌آید. از این رو، جهت اندازه‌گیری این معیار ارتباطات سیاسی از متغیر مجازی دو وجهی استفاده می‌شود، بدین صورت که اگر درصد مالکیت دولت و نهادهای دولتی، از مالکیت سهام شرکت بیشتر از ۲۰ درصد باشد، این متغیر برابر یک، و در غیر این صورت، برابر صفر خواهد بود (چیومینگ[2]، ۲۰۱۸؛ رهنمای رودپشتی و محسنی، ۱۳۹۷، محسنی، ۱۳۹۷).

**۳. متغیرهای کنترلی**

در پژوهش حاضر، همانند پژوهش‌های شارما و همکاران (۲۰۲۰) و دیکسون و همکاران[3] (۲۰۱۵)، متغیرهای کنترلی زیر استفاده شد.

اندازه شرکت (SIZE): جهت اندازه‌گیری اندازه شرکت، از لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

اهرم مالی (LEV): از نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

بازده دارایی‌ها (ROA): جهت اندازه‌گیری بازده دارایی‌ها از نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها استفاده می‌شود.

اندازه هیأت مدیره (BSIZE): از تعداد اعضای هیأت مدیره در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

استقلال هیأت مدیره (BIND): از نسبت تعداد اعضای غیر موظف هیأت مدیره به تعداد مجموع اعضا، در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

1. Habib & Muhammadi
2. Chwee Ming
3. Dixon *et al.*

نرخ ارز (EXRA): از نرخ ارز اعلام شده توسط مراجع رسمی کشور در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

نرخ تورم (INFRA): از نرخ تورم اعلام شده توسط مراجع رسمی کشور در پایان سال مالی مورد نظر استفاده می‌شود.

**تصریح و برآورد مدل**

برای آزمون فرضیه‌های یک و دو پژوهش، از مدل‌های رگرسیون چند متغیره (۱) و (۲) استفاده می‌شود.

مدل (۱)

$$\text{Export}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{PCBS}_{it} + \beta_2 \text{SIZE}_{it} + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{ROA}_{it} + \beta_5 \text{BSIZE}_{it} + \beta_6 \text{BIND}_{it} + \beta_7 \text{EXRA}_{it} + \beta_8 \text{INFRA}_{it} + \mu_{it}$$

مدل (۲)

$$\text{Export}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{PCIO}_{it} + \beta_2 \text{SIZE}_{it} + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{ROA}_{it} + \beta_5 \text{BSIZE}_{it} + \beta_6 \text{BIND}_{it} + \beta_7 \text{EXRA}_{it} + \beta_8 \text{INFRA}_{it} + \mu_{it}$$

که در مدل‌های بالا، به‌ترتیب، $\text{Export}_{i,t}$ درآمد حاصل از صادرات، $\text{PCBS}_{i,t}$ ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت، $\text{PCIO}_{i,t}$ ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت، $\text{SIZE}_{i,t}$ اندازه شرکت، $\text{LEV}_{i,t}$ اهرم مالی شرکت، $\text{ROA}_{i,t}$ بازده دارایی‌های شرکت، $\text{EXRA}_{i,t}$ نرخ ارز و $\text{INFRA}_{i,t}$ نرخ تورم می‌باشند.

## نتایج تجربی

### ۱-آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۲ نشان داده شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میانگین متغیر درآمد حاصل از صادرات، ۰/۱۳ می‌باشد و نشان می‌دهد که به‌طور میانگین، ۱۳ درصد از درآمد شرکت‌ها ناشی از صادرات، و حدود ۸۷ درصد آن ناشی از درآمد داخلی بوده است. همچنین متغیر ارتباطات سیاسی نیز یک متغیر دو وجهی بوده و تعداد ۲۲۷ مورد مشاهده، دارای ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت و ۳۸۲ مورد مشاهده ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت بودند.

همچنین مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. هر چه انحراف معیار کمتر باشد، نشان از نرمال بودن متغیر دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، درآمد حاصل از صادرات و اندازه شرکت، به‌ترتیب دارای کمترین و بیشتر مقدار انحراف معیار در بین متغیرهای پژوهش هستند.

**جدول ۲.** آمار توصیفی

| شرح | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| درآمد حاصل از صادرات | ۰/۱۳ | ۰/۰۸ | ۰/۴۶ | ۰/۰۰ | ۰/۲۵۱ |
| اهرم مالی | ۰/۶۶ | ۰/۶۴ | ۰/۹۵ | ۰/۱۲ | ۰/۱۵۴ |
| اندازه شرکت | ۱۹/۴۲ | ۱۸/۲۱ | ۲۲/۱۳ | ۱۳/۲۷ | ۱/۲۸۷ |
| بازده دارایی‌ها | ۰/۱۰ | ۰/۰۸ | ۰/۳۳ | -۰/۲۶ | ۰/۱۸۴ |
| اندازه هیأت مدیره | ۵/۶۵ | ۵/۰۰ | ۹/۰۰ | ۵/۰۰ | ۰/۲۸۷ |
| استقلال هیأت مدیره | ۰/۴۵ | ۰/۰۴ | ۱/۰۰ | ۰/۱۱ | ۰/۱۹۶ |

| شرح | تعداد صفر | تعداد یک |
|---|---|---|
| ارتباطات سیاسی (سهامدار عمده وابسته به دولت) | ۸۲۳ | ۲۲۷ |
| ارتباطات سیاسی (مالکیت نهادی دولت) | ۶۶۸ | ۳۸۲ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

### ۲-آمار استنباطی

یکی از پیش فرض‌های رگرسیون نرمال بودن، باقیمانده‌های مدل است. برای آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های مدل، از آزمون جارک-برا استفاده شد. جدول ۳ نشان می‌دهد که سطح خطای آزمون مزبور برای مدل‌های پژوهش از ۵ درصد بیشتر می‌باشد، لذا فرض نرمال بودن باقیمانده‌های مدل پژوهش، پذیرفته می‌شود.

**جدول ۳**. آزمون جارک- برا

| مدل | سطح خطا | نتیجه آزمون |
|---|---|---|
| ۱ | ۰/۱۳۳ | نرمال بودن باقیمانده‌ها |
| ۲ | ۰/۱۲۷ | نرمال بودن باقیمانده‌ها |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از مباحث مهمّی که در اقتصادسنجی به آن برخورد می‌کنیم، موضوع پایایی متغیرهای پژوهش است. پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نخواهد شد. آزمون پایایی با استفاده از آزمون لوین، لین و چو انجام شد. یافته‌های آزمون پایایی متغیرهای پژوهش در جدول ۴، نشان می‌دهد که سطح معناداری تمامی متغیرها، کمتر از پنج درصد است و متغیرهای پژوهش مانا هستند.

**جدول ۴**. آزمون لوین، لین و چو

| متغیرها | آماره | سطح معناداری |
|---|---|---|
| درآمد حاصل از صادرات | -۲۵/۱۲ | ۰/۰۰ |
| اهرم مالی | -۲۳/۰۱ | ۰/۰۰ |
| اندازه شرکت | -۳۲/۲۴ | ۰/۰۰ |
| بازده دارایی‌ها | -۳۷/۰۷ | ۰/۰۰ |
| اندازه هیأت مدیره | -۵/۰۳ | ۰/۰۰ |
| استقلال هیأت مدیره | -۱۶/۱۲ | ۰/۰۰ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای انتخاب روش مناسب جهت تخمین مدل مزبور در مقاطع و دوره‌های زمانی مختلف داده‌های ترکیبی، از آزمون F مقید (چاو) استفاده شده است. اگر سطح خطای آزمون چاو کوچک‌تر از ۵ درصد باشد، مدل داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت، از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود.

**جدول ۵.** آزمون چاو و هاسمن

| مدل | نوع آزمون | آماره | سطح خطا | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| یک | آزمون چاو | ۲/۵۹ | ۰/۰۰ | داده تابلویی |
| | آزمون هاسمن | ۳۲/۴۶ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |
| دو | آزمون چاو | ۲/۵۳ | ۰/۰۰ | داده تابلویی |
| | آزمون هاسمن | ۳۲/۱۵ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۵ برای تخمین مدل پژوهش، و اینکه سطح خطای آزمون چاو برای مدل‌های پژوهش، کمتر از ۵ درصد است، از "داده‌های تابلویی" استفاده می‌شود. برای تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی، آزمون هاسمن به‌کار می‌رود. از آنجا که سطح خطای آزمون هاسمن در مدل‌های پژوهش، کمتر از ۵ درصد می‌باشد، نوع مدل منتخب، "مدل اثرات ثابت" است.

با توجه به جدول ۶ ضریب تعیین، نسبت یا درصد تغییرات کل در متغیر وابسته را که به وسیلهٔ مدل رگرسیون توضیح داده شده است، اندازه می‌گیرد. با توجه به ضریب تعیین مدل‌های پژوهش، می‌توان ادعا کرد که ۱۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل پژوهش (یعنی درآمد حاصل از صادرات شرکت) را می‌توان به‌ترتیب، توسط متغیرهای مستقل و کنترلی مدل‌های یک و دو پژوهش توضیح داد. خود همبستگی، نقض یکی از فرض‌های استاندارد مدل رگرسیون است و از آمارهٔ دوربین- واتسون، می‌توان جهت تعیین وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آمارهٔ دوربین- واتسون محاسبه شده برای مدل-های پژوهش ۱/۹۱ و ۱/۹۲ می‌باشند و این مقادیر، بین ۱/۵ تا ۲/۵ است و بنابراین، فرض وجود همبستگی بین خطاها رد می‌شود و می‌توان پذیرفت که خطاها در مدل پژوهش مستقل بوده، درنتیجه می‌توان از مدل‌های رگرسیون استفاده کرد.

همچنین خطای آماره F برای مدل پژوهش، کمتر از ۵ درصد است و از این رو، می‌توان پذیرفت در مدل‌های پژوهش، دست‌کم یکی از متغیرهای مستقل و یا کنترلی، دارای رابطه خطی با متغیر وابسته است و یافته‌های مدل پژوهش برای روابط متغیرهای مستقل و کنترلی با متغیر وابسته، قابل اتکا می‌باشد.

**جدول ۶.** نتایج برآورد مدل

| مدل | یک | | | دو | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| شرح | ضریب | آماره | سطح خطا | ضریب | آماره | سطح خطا |
| ضریب ثابت | -۰/۰۵ | -۲/۰۵ | ۰/۰۴ | -۰/۰۶ | -۲/۱۸ | ۰/۰۲ |
| ارتباطات سیاسی | ۰/۰۲ | ۲/۲۷ | ۰/۰۲ | ۰/۲۶ | ۲/۸۸ | ۰/۰۰ |
| اندازه شرکت | ۰/۰۷ | ۲/۲۶ | ۰/۰۲ | ۰/۰۸ | ۲/۶۲ | ۰/۰۰ |
| اهرم مالی | -۰/۰۱ | -۵/۷۲ | ۰/۰۰ | -۰/۰۱ | -۵/۴۸ | ۰/۰۰ |
| بازده دارایی‌ها | ۰/۱۳ | ۴/۸۹ | ۰/۰۰ | ۰/۱۳ | ۴/۹۲ | ۰/۰۰ |
| اندازه هیأت مدیره | ۰/۳۵ | ۵/۵۶ | ۰/۰۰ | ۰/۱۰ | ۵/۷۰ | ۰/۰۰ |
| استقلال هیأت مدیره | ۰/۱۳ | ۵/۶۵ | ۰/۰۰ | ۰/۲۶ | ۳/۷۰ | ۰/۰۰ |
| نرخ ارز | ۱/۹۷ | ۲/۲۸ | ۰/۰۲ | ۲/۲۱ | ۲/۵۷ | ۰/۰۱ |
| نرخ تورم | ۰/۴۹ | ۵/۰۶ | ۰/۰۰ | ۰/۴۵ | ۴/۷۲ | ۰/۰۰ |
| ضریب تعیین | ۰/۱۶ | | | ۰/۱۶ | | |
| آماره F (سطح خطا) | ۱۴/۱۷ (۰/۰۰) | | | ۱۴/۲۲ (۰/۰۰) | | |
| دوربین واتسن | ۱/۹۱ | | | ۱/۹۲ | | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به یافته‌های جدول ۶، از آنجا که سطح خطا برای متغیر ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت در مدل یک پژوهش، ۰/۰۰ می‌باشد و این مقدار، کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، می‌توان پذیرفت ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت، تأثیر معناداری بر درآمد حاصل از صادرات دارد. از آنجا که ضریب این متغیر مثبت است، می‌توان پذیرفت در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت، بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

همچنین از آنجا که سطح خطا برای متغیر ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت در مدل دوم، ۰/۰۰ می‌باشد و این مقدار کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، می‌توان ارتباطات

سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت تأثیر معناداری بر درآمد حاصل از صادرات دارد. از آنجا که این متغیر مثبت است، می‌توان پذیرفت در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، تأثیر مثبت معناداری دارد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش‌های اخیر، نشان می‌دهد که شرکت‌ها در اقتصادهای نوظهور و توسعه یافته، به دنبال استفاده از ارتباطات سیاسی در جهت کسب منافع اقتصادی از دولت‌ها هستند و نتایج اکثر پژوهش‌های صورت گرفته، حاکی است که شرکت‌ها منابع خود در جهت ارتقاء ارتباطات سیاسی به‌کار می‌برند تا از این طریق، منافعی نظیر دسترسی آسان‌تر به اعتبارات و تأمین مالی با هزینه پایین از طریق بانک‌های دولتی، اخذ امتیاز و مجوزها، گریز از جرایم، اخذ کمک‌های دولتی، کاهش تعرفه‌ها و تخفیف‌های مالیاتی کسب نمایند.

به همین دلیل، ارتباطات سیاسی به‌عنوان یک منبع ارزش، می‌تواند در شرکت‌ها به کاهش مشکلات ناشی از محدودیت‌های مالی کمک کند و سرمایه لازم را برای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری فراهم نماید.

با وجود پژوهش‌های متعدد صورت گرفته در زمینه تأثیر ارتباطات سیاسی بر ابعاد مختلف فعالیت‌های شرکت‌ها، لیکن تاکنون پژوهش‌های بسیار محدودی درباره تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها صورت گرفته است. بنابراین، با توجه به اهمیت مقوله صادرات در رشد و توسعه اقتصادی، پژوهش حاضر، با هدف بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر درآمد حاصل از صادرات در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله سهامدار عمده وابسته به دولت بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، تأثیر مثبت و معناداری دارد. در واقع شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، به‌واسطه حضور سهامداران عمده‌ای که از شخصیت‌های سابق یا حال حاضر در دولت یا مجلس باشد، با توجه به ارتباطات ایجاد شده شرکت با دولت، از این روابط استفاده کرده و در سایه حمایت دولت نسبت به سایر شرکت‌ها، در وضعیت بهتری به‌جهت صادرات قرار دارند و به همین دلیل، درآمد حاصل از صادرات در چنین شرکت‌هایی بیشتر است.

همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارتباطات سیاسی اندازه‌گیری شده به‌وسیله مالکیت نهادی دولت بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها، تأثیر مثبت و معناداری دارد. در واقع شرکت‌هایی که در ساختار مالکیت آنها، مالکیت نهادی دولت وجود دارد. چنین شرکت‌هایی به‌واسطه روابط ایجاد شده، از مزیت

بالاتری جهت صادارات برخوردار بوده و به همین دلیل، درآمد حاصل از صادرات در چنین شرکت‌هایی بیشتر است.

نتایج پژوهش، گویای آن است که شرکت‌هایی که ارتباطات سیاسی داشتند، نسبت به سایر شرکت‌ها، درآمد صادراتی بیشتری داشتند.

نتایج حاصل از این پژوهش، با نتایج پژوهش شارما و همکاران (۲۰۲۰) همراستا است، با این تفاوت که شارما و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود جهت اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی، از مدیریت وابسته به دولت استفاده نموده، ولی در این پژوهش، از جهت اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی، از دو معیار سهامدار عمده وابسته به دولت، و مالکیت نهادی دولت، برای اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی استفاده شده است.

شارما و همکاران (۲۰۲۰) نیز با استفاده از نمونه‌ای شامل ۷۳۲۶ سال- شرکت، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰، نشان داد که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، به‌دلیل حمایت بیشتر دولت (از جمله تأمین مالی ارزان‌تر، تخفیف‌های مالیاتی، یارانه و کمک‌های دولتی، تعرفه‌های گمرکی پایین‌تر و ...) نسبت به سایر شرکت‌ها، توانایی تولید با هزینه‌های پایین‌تر داشته و توانایی رقابت بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند و به همین دلیل، چنین شرکت‌هایی صادرات بیشتری داشته و نتیجه آن، درآمد صادراتی بیشتر برای شرکت می‌باشد.

با توجه به اینکه دولت در اقتصاد کشورهای ایران و چین نقش مهمی دارد و شرکت‌های زیادی دارای ارتباطات سیاسی هستند، به همین دلیل نتایج پژوهش در دو کشور، مشابه بوده است و در هر دو کشور، ارتباطات سیاسی، تأثیر مثبت معناداری بر درآمد حاصل از صادرات شرکت‌ها دارد.

با توجه به نتایج فرضیه‌های پژوهش به سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان پیشنهاد می‌شود تا در هنگام تصمیم‌گیری، به نقش ارتباطات سیاسی بر عملکرد صادراتی شرکت‌ها توجه ویژه‌ای داشته باشند؛ زیرا شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی نسبت به سایر شرکت‌ها، توانایی بیشتری جهت کسب درآمد حاصل از صادرات و تأمین ارز مورد نیاز شرکت دارند.

همچنین به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود که به‌منظور افزایش صادرات محصولات غیرنفتی، در زمان پذیرش شرکت‌ها، شرایط و یا قوانینی با عنوان صادراتی نمودن بخشی از محصولات شرکت، لحاظ نماید.

با توجه به اینکه ارتباطات سیاسی سرمایه‌گذاران وابسته به دولت و یا مالکیت نهادی دولت در ساختار مالکیت شرکت‌ها، از طر÷یق ایجاد رانت اقتصادی، می‌تواند زمینه توسعه صادرات شرکت‌ها را فراهم نماید، پیشنهاد می‌شود که دولت به این مورد نیز توجه ویژه نماید و شرایط سالم و برابری را برای رقابت همه شرکت‌ها ایجاد نماید.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


اعتمادی، حسین و احمدی گورجی، جلیل. (۱۳۹۶). بررسی اثر ارتباط سیاسی بر سرمایه گذاری و کاهش محدودیت های تأمین مالی در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۱ (۳۴): ۲۳-۴.

بادآور نهندی، یونس و تقی زاده خانقاه، وحید. (۱۳۹۷). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۵(۲): ۱۸۱-۱۹۸.

تامرادی، علی؛ رستمی‌نیا، رضا و محمدموسایی، جابر. (۱۳۹۸). تأثیر ارتباطات سیاسی بر تأخیر عادی و غیرعادی گزارش حسابرسی. *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۱(۵): ۷۳-۸۷.

جباری، سهیلا؛ مرادی، مجید و صفر پور، مریم. (۱۴۰۰). تأثیر ارتباطات سیاسی بر تصمیمات مالی. *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۴(۴۸): ۱۹-۳۱.

حسینی، سیدعلی و بحیرایی، افسانه. (۱۳۹۸). تأثیر ارتباطات سیاسی بر افشای داوطلبانه در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۶(۶۲): ۱۵۱-۱۷۵.

خدامی پور، احمد و دیده کنان، محمد. (۱۳۹۱). ارزیابی تأثیر درآمد حاصل از صادرات بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۶(۶۲): ۷۵-۱۰۰.

رضایی، فرزین و افروزی، لیلا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه هزینه بدهی با حاکمیت شرکتی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی. *فصلنامه پژوهش حسابداری*، ۵(۱): ۸۵-۱۱۲.

ره نورد، راضیه؛ محسنی، عبدالرضا و لک، فضل‌اله. (۱۳۹۶). رابطه بین ارتباطات سیاسی و عملکرد شرکت: https://www.civilica.com/Paper-MEAHBT01-MEAHBT01_252.html

رهنمای رودپشتی، فریدون و محسنی، عبدالرضا. (۱۳۹۷). ارتباطات سیاسی، سود نقدی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۱(۳۸): ۱۲۹-۱۴۴.

زین‌الدینی، شبنم؛ کریمی، محمد شریف و خانزادی، آزاد. (۱۳۹۹). بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۴(۵۰): ۱۴۵-۱۷۰.

شاه حسینی، سمیه؛ آملی، زهرا و خلیلی، مریم. (۱۳۹۷). تأثیر ویژگی‌های بنگاه و صنعت بر شدت صادرات بنگاه‌های صنعتی ایران؛ رویکرد داده‌های تابلویی پویا (GMM). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸(۷۱): ۱۲۷-۱۵۴.

صالحی‌نیا، محسن و تامرادی، علی. (۱۳۹۸). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست‌های تأمین مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۱(۵۲): ۳۹-۶۰.

محسنی، عبدالرضا. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۴): ۲۹۱-۲۷۳.

محمد زاده اصل، نازی و محمدی، فرناز. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران با تأکید بر جهانی شدن. *اقتصاد مالی*، ۶(۲۱): ۹-۳۲.

مهربان پور، محمد؛ جندقی قمی، محمد و محمدی، منصور. (۱۳۹۶). بررسی اثر روابط سیاسی شرکت‌ها بر به‌کارگیری معاملات غیرعادی با اشخاص وابسته. *فصلنامه حسابداری و ارزشی و رفتاری*، ۲(۳): ۱۴۷-۱۶۸.

نیکومرام، هاشم؛ بنی مهد، بهمن؛ رهنمای رودپشتی، فریدون و کیائی، علی. (۱۳۹۲). اقتصاد مبتنی بر روابط، روابط سیاسی و کیفیت اقلام تعهدی. *فصلنامه دانش حسابرسی*. ۱۲(۵۰): ۴۱-۵۵.

هراتی، جواد؛ بهراد امین، مهدی و گهراز، ساناز. (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۱): ۲۹-۴۶.

یاراحمدی، جاوید؛ بزرگ اصل، موسی و ابراهیمی نوده، محمد. (۱۴۰۱). تأثیر ارتباطات سیاسی بر میزان سرمایه گذاری شرکت‌ها و کارآیی آن. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، مقاله آماده انتشار.

**References**

Ahsan, H., Al-Hadi, A., Al-Yahyaee, K., & Eulaiwi, B. (2017). Joint audit, political connections and cost of debt capital. *International Journal of Auditing*, *21*(3), 249-270.

Aksoy, M. A., & Ng, F. (2014). Increased export performance and competitiveness of developing countries: mainly a China story?. *Robert Schuman Centre for Advanced Studies Research Paper No. RSCAS*.

Arnoldi, J., & Muratova, Y. (2019). Unrelated acquisitions in China: The role of political ownership and political connections. *Asia-Pacific Journal of Management, 36*(1), 113-134.

Badavar Nahandi, Y., & Taghizadeh Khanqah, V. (2018). The impact of political connections on overinvestment and firm performance. *Accounting and Auditing Review*, *25*(2), 181-198. (In Persian).

Broocks, A., & Biesebroeck, J. (2017). The impact of export promotion on export market entry. *Journal of International Economics*, *107*(1), 19-33.

Chkir, I., Gallali, M. I., & Toukabri, M. (2019). Political connections and corporate debt: Evidence from two US election campaigns. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *75*, 229-239.

Chung, H. S., & Chih, Y. L. (2016). Political connections, financial constraints, and corporate investment. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *7*(2), 343-368.

Chwee Ming, M. (2018). Political connections and the cost of debt: Re-examining the evidence from Malaysia. *Journal of Multinational Financial Management*, *46*, 51-62.

Cull, R., Li, W., Sun, B., & Xu, L.C. (2015). Government connections and financial constraints: Evidence from a large representative sample of Chinese firms. *Journal of Corporate Finance*, *32*(1), 271-294.

Deng, P. (2012). The internationalization of Chinese firms: A critical review and future research. *International Journal of Management Reviews, 14*(4), 408-427.

Dixon, R., Guariglia, A., & Vijayakumaran, R. (2015). Managerial ownership, corporate governance and firms' exporting decisions: Evidence from Chinese listed companies. *Journal the European Journal of Finance*, *23*(7), 802-840.

Du, J., & Girma, S. (2010). Red capitalists: Political connections and firm performance in China. *Kyklos*, *63*(1), 530-545.

Du, X., & Luo, J. H. (2016). Political connections, home formal institutions, and internationalization: Evidence from China. *Management and Organization Review*, *12*(1), 103-133.

Etemadi, H., & Ahmadi Gvrjy, J. (2017). Effects of political communication on investment and reducing financing constraints in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Research*, *9*(34), 4-23. (In Persian).

Gao, W., Huang, Z., & Yang, P. (2019). Political connections, corporate governance and M & A performance: Evidence from Chinese family firms. *Research in International Business and Finance*, *50*(1), 38-53

Habib, A., & Muhammadi, A. H. (2018). Political connections and audit report lag: Indonesian evidence. *International Journal of Accounting & Information Management*, *26*(1), 59-80.

Harati, J., Behrad-Amin, M., & Kahrazeh, S. (2015). A study of the factors affecting Iran's export (gravity model application). *Economic Growth and Development Research*, *6*(21), 46-29. (In Persian).

Hashmi, M., Brahmana, R., & Lau, E. (2018). Political connections, family firms and earnings quality. *Management Research Review*, *41*(4), 414-432.

Hosseini, S., & Bahiraei, A. (2019). The impact of political connections and voluntary disclosure in Tehran stock exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *16*(62), 151-175. (In Persian).

Hu, Y., Wang, C., Xiao, G., & Zeng, J. (2019). The value of political connections in opaque firms: Evidence from China's file 18. *Pacific-Basin Finance Journal*, *55*(1), 329-351.

Hung, M., Wong, T. J., & Zhang, T. (2012). Political considerations in the decision of Chinese SOEs to list in Hong Kong. *Journal of Accounting and Economics*, *53*(1-2), 435-449.

Jabbari, S., Moradi, M., & Safarpour, M. (2021). The impact of political communication on financial decisions. *Journal of Accounting and Management Vision*, *4*(48), 19-31. (In Persian).

Keefe, M. (2019). A theory of political connections and financial outcomes. *International Review of Economics & Finance*, *61*(1), 108-127.

Khan, A., Dessalegn, G., Mihret, M., & Badrul, M. (2016). Corporate political connections, agency costs and audit quality. *International Journal of Accounting & Information Management*, *24*(4), 357-374.

Khodamipour, A., & Didekonan, S. (2012). Evaluation of income resulting from exports on stocks prices in Tehran stock exchange. *Iranian Journal of Trade Studies*, *16*(62), 75-100. (In Persian).

Kim, C. F., & Zhang, L. (2016). Corporate political connections and tax aggressiveness. *Contemporary Accounting Research*, *33*(1), 78-114.

Kohn, D., Leibovici, F., & Szkup, M. (2020). Financial frictions and export dynamics in large devaluations. *Journal of International Economics*, *122*, 103257.

Li, M., Sun, W., Wang, Y., & Turner, H. (2019). The impact of political connections on the efficiency of China's renewable energy firms. *Energy Economics*, *83*(1), 467-474.

Li, S. (2019). Political Connection and Firm Performance: Helping Hands or Grabbing Hands? Evidence from Privately Owned Firms in China, DOI:10.13140/RG.2.2.28726.24645.

Maaloul, A., Chakroun, R., & Yahyaoui, S. (2018). The effect of political connections on companies' performance and value: Evidence from Tunisian companies after the revolution. *Journal of Accounting in Emerging Economies, 8*(2), 185-204.

Mehrabanpour M, Jandaghi Ghomi M, & Mohammadi M. (2017). Political connections and abnormal transactions by related parties. *Journal of Value and Behavioral Accounting*, *2*(3), 147-168. (In Persian).

Mohammadzadeh Asl, N., & Mohammadi, F. (2012). Investigating the factors affecting Iran's non-oil exports with emphasis on globalization. *Financial Economics*, *6*(21), 9-32. (In Persian).

Mohseni, A. (2018). Political connections and the cost of equity capital in listed firms on Tehran Stock Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 9(34), 273-291. (In Persian).

Nicomram, H., Bani Mahd, B., Rudposhti Guide, F., & Kiai, A. (2013). Relationship-based economics, political connections, and accrual quality, *Audit Science*, *13*(50), 41-55. (In Persian).

Pishchenko, P. (2022). *The Effect of Political Connection on Firm Performance: Evidence from Russia* (Doctoral dissertation, Auckland University of Technology).

Qiao, P., Fung, H. G., & Ju, X. (2013). Effects of social capital, top executive attributes and R & D on firm value in Chinese small and medium-sized enterprises. *China & World Economy*, *21*(4), 79-100.

Rahnamay Roodposhti, F., & Mohseni, A. (2018). Political connections, dividend and stock return in listed firms on Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis, 11*(38), 129-144. (In Persian).

Rahnavard, R., Mohseni, A., & Lak, F. (2017). The relationship between political communication and company performance, https://www.civilica.com/Paper-MEAHBT01-MEAHBT01_252.html. (In Persian).

Rezaei, F., Afrouzi, L. (2015). The relation between cost of debt and corporate governance in firms with political connections. *Journal of Accounting and Social Interests*, *5*(1), 85-112. (In Persian).

Saeed, A., Belghitar, Y., & Clark, E. (2019). Political connections and corporate performance: Evidence from Pakistan. *Economics of Transition and Institutional Change*, *27*(4), 863-889.

Salehinia, M., & Tamoradi, A. (2019). The effect of political connections on financing policies. *Journal of Financial Accounting Research*, *11*(2), 39-60. (In Persian).

Shahhosseini, S., Amoli, Z., & Khalili, M. (2018). The impact of firm- and industry-level characteristics on export intensity of Iranian manufacturing firms: dynamic panel-data approach (GMM). *Economics Research, 18*(71), 127-154. (In Persian).

Sharmaa, P., Chengb, L., & Leungc, T. (2020). Impact of political connections on Chinese export firms' Performance-Lessons for other emerging markets. *Journal of Business Research*, *106*(1), 24-34.

Silva, J., Xavier, W., Gambirage, C., & Camilo, S. (2018). The influence of political connections on the cost of capital and the performance of companies listed on B3, *BBR. Brazilian Business Review*, *15*(4), 317-330.

Su, Q., Xiao, Z., & Yu, L. (2019). Do political connections enhance or impede corporate innovation?. *International Review of Economics & Finance*, *63*(5), 94-110.

Tamoradi, A., Rostaminia, R., & Mohammad Moosaee, J. (2019). Effect of political connections on normal lag and abnormal of audit report. *Journal of Accounting and Management Vision*, *1*(5), 73-87. (In Persian).

Wang, Y., Yao, C., & Kang, D. (2019). Political connections and firm performance: Evidence from government officials' site visits. *Pacific-Basin Finance Journal*, *57*, 101021.

Wei, C., Hu, S., & Chen, F. (2020). Do political connection disruptions increase labor costs in a government-dominated market? Evidence from publicly listed companies in China. *Journal of Corporate Finance*, *62*, 101554.

Yarahmadi, J., Bozorg Asl, M., & ebrahimi noudeh, M. (2022). The effect of political connections on corporate investment and investment efficiency. *Empirical Studies in Financial Accounting*, Article in press (doi: 10.22054/qjma.2022.63860.2318). (In Persian).

Yu, X., Yao, Y., Zheng, H., & Zhang, L. (2019). The role of political connection on overinvestment of Chinese energy firms. *Energy Economics*, *85*, 104516.

Zayn alDini, S., Karimi, M., & Khanzadi, A. (2020). Investigating the effect of oil price shocks on Iranian stock market performance. *Financial Economics*, *14* (50), 145-170. (In Persian).

Zheng, Z., Wang, Y., & Wang, R. (2021). Do political connections affect corporate performance? Evidence from listed real estate companies in China. *The Journal of the Korea Contents Association*, *20*(11), 131-144.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۵۲-۱۳۳

مقاله پژوهشی

# نقش دولت در تغییرات نرخ باروری در ایران از منظر متغیرهای اقتصادی[1]

سیمین عزیزمحمدی[2] و زهرا حمیدی دورباش[3]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۱۲ تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۴

## چکیده

*جمعیت و نرخ باروری، به‌دلیل آنکه بر عرضه نیروی کار و تقاضای کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد، از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد به حساب می‌آید. افزایش جمعیت، تأثیرات زیادی بر جنبه‌های مختلف زندگی مانند بازارها، محیط-زیست، آموزش، اشتغال و نهایتاً، رشد اقتصادی دارد. و از این رو، تنظیم آن به منظور تحقق اهداف اقتصادی و اجتماعی، از برنامه‌های دولت‌ها بوده است. به این منظور در این مقاله، تأثیر سیاست‌های دولت برای تنظیم خانواده در کنار سایر متغیرهای اقتصادی مانند نرخ اجاره مسکن، نرخ مشارکت زنان، تحصیلات زنان، بر نرخ باروری کل بررسی شده است. این مطالعه، درباره داده‌های متغیرهای مذکور در بازه زمانی سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۷ بوده که با رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد، سال‌هایی که جهت‌گیری سیاست‌های تنظیم خانواده دولت در جهت کنترل باروری بوده، این سیاست‌ها مؤثر واقع شده و باروری در طی این سال‌ها کاهش یافته است. مشارکت زنان بر باروری، اثر منفی دارد. افزایش نرخ اجاره مسکن نیز به کاهش باروری منجر می‌شود و تحصیلات آموزش عالی زنان بر نرخ باروری از لحاظ آماری، معنادار است.*

**واژگان کلیدی**: نرخ باروری، نرخ اجاره مسکن، برنامه تنظیم خانواده، نرخ مشارکت زنان، تحصیلات زنان.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *J13، R21، J16، H75*

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.36234.1279
۲. دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (s.azizmohamadi@gmail.com).
۳. دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (zahra.hamidy.d@gmail.com).

جمعیت و مسائل مربوط به آن، ازجمله مسائل چندبعدی و پیچیده جوامع انسانی است، و نمی‌توان عوامل تأثیرگذار بر آن را به چند مورد معدود، محدود کرد. در واقع، مسائل جمعیت و تغییر و تحولات آن، به قدری گسترده است و پراکندگی دارد که تحت تأثیر یک نظریه یا فرمول خاص قرار نمی‌گیرد، بلکه تحرکات جمعیتی خاص در یک جهت ویژه در شرایط زمانی و مکانی متفاوت، علل مختلف و بعضاً متضادی دارد.

کنترل رشد جمعیت (نرخ باروری)، متناسب با منابع طبیعی و امکانات جامعه برای رسیدن به توسعه پایدار لازم است. ازآنجایی‌که دخالت مستقیم در باروری برای دولت‌ها، سازمان‌های بهداشتی و دست اندرکاران مسائل جمعیتی امکان‌پذیر نیست، شناسایی عوامل مؤثر بر جمعیت و باروری برای کنترل رشد جمعیت، بسیار اهمیت دارد.

جمعیت و نرخ باروری، از آن جهت که بر عرضه نیروی کار و تقاضای کل اقتصاد تأثیر می‌گذارند، از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد به حساب می‌آیند. افزایش جمعیت، تأثیر زیادی بر جنبه‌های مختلف زندگی مانند بازارها، محیط زیست، آموزش، اشتغال و نهایتاً، رشد اقتصادی دارد. در این راستا، اهمیت ارتباط بین رشد جمعیت و رشد اقتصاد در کانون توجه بسیاری از اقتصاددانان توسعه بوده است. البته هنوز توافقی مبنی بر اینکه آیا رشد جمعیت، تأثیر مثبتی بر اقتصاد دارد یا برای رشد اقتصاد زیان‌آور است، وجود ندارد.

درکشورهای در حال توسعه، ارتباط بین جمعیت و عملکرد اقتصاد، مثبت فرض می‌شود؛ زیرا با توسعه اقتصاد، بازارها گسترش یافته و خود عاملی برای رونق کسب‌وکار جدید می‌شود؛ اما ممکن است ارتباط بین رشد جمعیت و عملکرد اقتصادی کشور، منفی باشد؛ زیرا رشد جمعیت، موجب افزایش جمعیت غیرمولد اقتصاد شده و مانع توسعه اقتصاد کشور است (محرابیان و صدقی، ۱۳۸۹). درهمین راستا، می‌توان به تغییر نرخ مشارکت زنان در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی و سطح آموزش و تحصیلات آنها، در تعیین نرخ باروری اشاره کرد.

اولویت‌های باروری زنان به جای اینکه صرفاً تابعی از وضعیت اجتماعی - اقتصادی فردی باشد، نیز تحت تأثیر سطح توسعه اجتماعی - اقتصادی جامعه و کشوری است که در آن زندگی می‌کنند. تعداد مطلوب فرزند در میان زنان بی سواد جوامع فقیرتر و عمدتاً بی سواد، با تعداد فرزند مورد نظر زنان بی‌سواد که در جوامع ثروتمندتر زندگی می‌کنند، متفاوت است. علاوه بر این، تأثیر سطح جامعه، تحولات اجتماعی-اقتصادی در سطح ملی، ممکن است بر اولویت باروری فردی تأثیر بگذارد. برای مثال، دستاوردهای کلی آموزشی، بر محتوای مرتبط با باروری که از طریق رسانه‌های جمعی منتقل می‌شود و همچنین بر تصویر زنان در جامعه به طور گسترده‌تر، تأثیر می‌گذارد. توسعه اجتماعی - اقتصادی بر حمایت از تلاش‌های تنظیم خانواده و کمپین‌های ملی بهداشت باروری با هدف بهبود زیرساخت‌های مرتبط با سلامت و در عین حال، کاهش اهمیت نسبی کار فرزند تأثیر می‌گذارد (کبده و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

در این میان، کاهش یا افزایش میزان باروری در مقاطع مختلف زمانی، به یکی از دغدغه‌های جمعیتی سیاست-گذاران کشور تبدیل شده، و بنابراین در دوره‌های مختلف، سیاست‌هایی برای حمایت از افزایش یا کاهش نرخ باروری اعمال شده که تأثیرگذار بوده است. به هر حال، رشد روزافزون جمعیت، بر درآمد ملی سرانه تأثیر می‌گذارد. از سوی

1. Kebede *et al.*

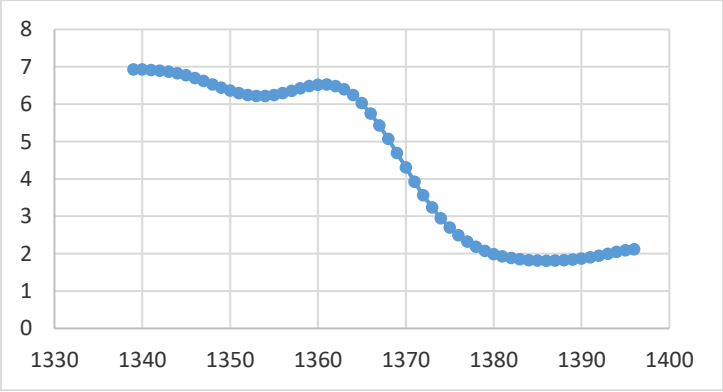
دیگر، زنان در جریان باروری و تغییر آن، نقش محوری دارند. انتظار می‌رود، هرگونه تغییر در فرهنگ، باور و نقش اجتماعی و اقتصادی زنان، بر نرخ باروری اثر بگذارد (مزینی و ممالکی، ۱۳۹۶).

درآمد ملی سرانه، تأثیر رشد روزافزون جمعیت است و از طرفی، سهمی از درآمد ملی که باید صرف توسعه اقتصادی و اجتماعی شود، به رفع نیازهای روزمره، از جمله تغذیه، بهداشت و درمان، مسکن و آموزش تخصیص می‌یابد. این در حالی است که با واقعیت‌های کنونی، این زیان با ظرفیت‌های درآمدی قابل جبران نیست، پس دخالت دولت برای تأثیرگذاری بر نرخ باروری را توجیه می‌کند.

مطالعه آمارها و روندهای تاریخی، نشانگر حرکت مخالف نرخ باروری و مشارکت زنان در نیروی‌کار بوده و رابطه معکوس میان نرخ باروری و مشارکت زنان در نیروی‌کار را تأیید می‌نماید. بسیاری از اقتصاددانان ضمن تحلیل آن، وجود این رابطه منفی را اثبات کرده‌اند. مشارکت زنان در نیروی‌کار، با نرخ باروری آنان در ارتباط مستقیم است، در حالی که میانگین سال‌های تحصیل آنان، با نرخ باروری ارتباط غیرمستقیم دارد. با وجود اینکه برنامه‌ها و فعالیت‌های زنان در نیروی‌کار، پیش‌بینی‌کننده‌های خوبی برای باروری‌های مورد انتظار بوده، اما این وابستگی، از لحاظ آماری ضعیف است (مزینی و ممالکی، ۱۳۹۶).

روند نرخ باروری ایران در بیش از چهار دهه، در نمودار ۱ نشان داده شده است. براساس آمار بانک جهانی، نرخ باروری ایران در این مدت، در مجموع کاهش یافته است؛ به طوری که از حدود ۷ در اواخر دهه ۱۳۳۰ تا حدود ۲ کاهش یافته است؛ که البته در شرایطی بوده که در این سال‌ها، می‌توان شاهد نوساناتی در نرخ باروری بود. برای نمونه، از اواسط دهه ۱۳۵۰، یک رشد نسبی را آغاز کرده و این رشد تا اوایل دهه ۱۳۶۰ ادامه داشته، اما پس از آن، با یک کاهش قابل توجه در اواسط دهۀ ۱۳۸۰، به کمتر از ۲ رسیده و مجدداً با رشد اندکی در اواسط دهه ۱۳۹۰، قدری از ۲ فراتر رفته است.

**نمودار ۱.** روند نرخ باروری کل در ایران




منبع: داده‌های بانک جهانی[1]

1. https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN?locations=IR

عامل دیگری که می‌توان اثر آن را در نرخ باروری شاهد بود، قیمت مسکن یا نرخ اجاره آن است. به هر حال، مالکیت مسکن می‌تواند بر تصمیم‌گیری زوجین برای فرزند دار شدن تأثیر بگذارد؛ زیرا بخشی زیادی از درآمد زوجین، صرف اجاره مسکن می‌شود؛ بویژه در زوج‌هایی که تنها منبع درآمد آنها حقوق و دستمزد است، می‌توان انتظار داشت که این متغیر، در تعیین نرخ باروری تأثیر داشته باشد.

به هر حال، در طول قرن بیستم، اقتصاد کشورهای صنعتی غربی به عنوان دستاوردهای توسعه انسانی مورد ستایش قرار گرفته، زیرا نرخ باروری به طور قابل توجهی کاهش یافته است. نرخ باروری در اغلب این کشورها، به سطحی پایین‌تر از سطح موردنیاز برای تأمین جایگزینی نسلی رسیده، در حالی که نگرش‌ها نسبت به این کاهش نرخ باروری در کشورهای مختلف متفاوت است، برخی از دولت‌ها اقدامات ویژه‌ای را با هدف مقابله با آن، در دستور کار خود قرار داده‌اند. در همین راستا، برنامه‌های تنظیم خانواده در ایران پیش از انقلاب، به منظور کاهش نرخ باروری و در برخی دوره‌های زمانی، برای افزایش آن به اجرا درآمده که آمارها نشان می‌دهد، در هر دوره‌ای که سیاست‌گذاری‌ها دنبال شده، نتایج آن مشهود بوده است.

بنابراین، تصمیم برای فرزندآوری، همان‌طور که اشاره شد، به عوامل مختلف فردی و اقتصادی بستگی دارد، با این حال، اثر سیاست‌های دولت در تصمیم زوجین برای بچه‌دار شدن و به تبع آن، نرخ باروری، قابل ردیابی است. در نتیجه، هدف این پژوهش، بررسی میزان تأثیرگذاری سیاست‌های اجرا شده بر روند نرخ باروری است. رویکرد به سیاست، به دو صورت پشتیبانی و عدم پشتبانی دولت از افزایش باروری است. به این ترتیب، در بخش دوم مقاله، مبانی نظری پژوهش و در بخش سوم، پیشینه مطالعات تجربی آورده شده است. بخش چهارم، به مدل اختصاص اشاره دارد و در نهایت، بخش پنجم، شامل نتیجه‌گیری مقاله می‌شود.

## مبانی نظری پژوهش

اولین تحلیل اقتصادی باروری، در نظریه جمعیت مالتوس[1] (۱۷۹۸) با بیان رابطه مستقیم درآمد و رشد باروری، آمده است (بکر[2]، ۱۹۹۳). تمرکز نظریه لیبن اشتاین[3] بر کاهش باروری دلخواه است که به کاهش باروری واقعی منجر می‌شود. تعیین میزان باروری دلخواه توسط زوجین، نقش مهمی‌در تبیین تغییرات باروری دارد. تأکید نظریه، بر کاهش باروری در مسیر رشد پایدار درآمد سرانه است (آدسرا[4]، ۲۰۰۵).

در ادامه، دو مکتب فکری دیگر شکل گرفت یکی از آنها به الگوی شیکاگو-کلمبیا موسوم است و می‌توان آن را ادامه و شکل تکامل یافته نظریه لیبن اشتاین دانست (بکر، ۱۹۶۰). اولین مطالعه در خط فکری این الگو، بر پایه فروض اقتصاد خرد نئوکلاسیک، یعنی رجحان ثابت، رفتار بهینه‌یابی، وجود راه‌حل‌های تعادلی برای تمام وضعیت‌های تصمیم‌سازی بود (وارن[5]، ۱۹۹۷).

1. Malthus
2. Becker
3. Leibenstein
4. Adsera
5. Warren

در سال ۱۹۷۳، مکتب شیکاگو-کلمبیا تعدیل شد این الگو، وجود رفتار ضد ادواری باروری را پیش‌بینی می‌کند، یعنی با تغییر سهم زنان در بازار کار، رابطه کوتاه‌مدت میان باروری و درآمد تغییر می‌کند. با افزایش مشارکت اقتصادی زنان، حساسیت باروری به نوسان نرخ دستمزد زنان بیشتر می‌شود (افشاری، ۱۳۹۴).

مکتب دوم، مکتب پنسیلوانیا است که روش‌شناسی متفاوتی از مکتب شیکاگو-کلمبیا دارد و ملاحظات جامعه‌شناسانه و جمعیت‌شناسی را وارد نظریه باروری می‌کند. تغییر نرخ باروری زنان جوان در هر گروه سنی، رابطه مستقیم با تغییر درآمد نسبی بین نسلی دارد. چنین تبیینی، مفهوم تغییرناپذیری سلایق را نقض می‌کند. ویژگی خاص این الگو، وارد کردن عوامل سمت عرضه در نظریه باروری است. در این الگو، عرضه بالقوه فرزندان و هزینه‌های کنترل باروری، به الگوی قبلی اضافه می‌شود (همان منبع). مکتب شیکاگو-کلمبیا به رفتار ضد ادواری باروری تأکید دارد و برعکس مکتب پنسیلوانیا، پیش‌بینی می‌کند که باروری، رفتار موافق ادوار تجاری دارد (ایسترلین[1]، ۱۹۷۵).

همان‌طور که اشاره شد، یکی از متغیرهایی که در این مقاله، اثر آن بر باروری بررسی می‌شود، نرخ اجاره مسکن است. بر اساس تئوری اقتصادی نئوکلاسیک، والدین تعداد فرزندان (در برخی موارد، جنس آنها) را براساس حداکثرسازی مطلوبیت طول عمر انتخاب می‌کنند. با این حال، این نظریه، درجه بالایی از عقلانیت بدون قید و شرط را فرض می‌کند و نسبتاً باز است، زیرا بیشتر به این بستگی دارد که مطلوبیت خانوارها از داشتن فرزند، چه تأثیری می‌پذیرد. برای مثال، تابع مطلوبیت آنها می‌تواند تحت تأثیر عوامل اجتماعی و فرهنگی، هزینه و منافع اقتصادی و عوامل روانی مختلف ناشی از بچه‌دار شدن باشد.

بنابراین، نظریه اقتصادی نئوکلاسیک خانواده، از دیدگاه عملی یا عمل‌گرایانه، ناقص است و نیاز به تعیین تجربی عوامل عینی که در واقع انتخاب‌های باروری والدین را تعیین می‌کند و میزانی که این انتخاب‌ها براساس تصمیم‌گیری منطقی است، دارد. یکی از عوامل تأثیرگذار بر نرخ باروری در مطالعه دانشمندان علوم اجتماعی، رابطه بین نرخ باروری و دسترسی به مسکن (هزینه تأمین مسکن اعم از هزینه اجاره یا خرید مسکن) است (لیو و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

قیمت بالای مسکن و اجاره‌بها (نسبت به درآمد) بر باروری خانواده، اثر منفی دارد (سیمن و تامورا[3]، ۲۰۰۹؛ کستلکی و وبک[4]، ۲۰۱۲؛ آکسوی[5]، ۲۰۱۶) و افزایش آن (نسبت به دستمزد)، ضمن کاهش پس‌انداز افراد، بر تشکیل خانواده و باروری اثر منفی دارد (هاورین و روزنتال[6]، ۲۰۰۵)؛ زمان بارداری را به تأخیر انداخته و نرخ آن را کاهش می‌دهد (پلین و همکاران[7]، ۲۰۰۵). هزینه بالای تأمین مسکن، ضمن کاهش تمایل به بچه‌دار شدن، ازدواج و فرزندآوری را به تأخیر می‌اندازد (جی و ژانگ[8]، ۲۰۱۹).

1. Easterlin
2. Liu *et al.*
3. Simon & Tamura
4. Kostelecky & Vobeck
5. Aksoy
6. Haurin & Rosenthal
7. Plane *et al.*
8. Ge & Zhang

دیگر عامل تأثیرگذار بر نرخ باروری، میزان تحصیلات زنان است. از زمان کار پیشگام کاکرین[1](۱۹۷۹)، مطالعات مختلف در سطح خرد بر اهمیت آموزش، بویژه برای زنان، در توضیح کاهش باروری تأکید کردند (مارتین[2]، ۱۹۹۵؛ کراودال[3]، ۲۰۰۲؛ بونگارتز[4]، ۲۰۱۰). تحصیلات به طور کلی، با کمتر شدن اندازه خانواده همراه است. با این حال، با توجه به پارادایم اقتصادی قوی در تحقیقات باروری، نقش آموزش معمولاً در ارتباط با تغییرات درآمد و سایر شاخص‌های توسعه دیده می‌شود. مطابق با پیش‌بینی مدل‌های اقتصادی نئوکلاسیک باروری، افزایش تحصیلات زنان با افزایش درآمد از دست رفته، بر ترجیحات باروری آنها، تأثیر منفی دارد (بکر، ۱۹۸۱).

آموزش زنان از طریق مسیرهای غیراقتصادی مانند افزایش دانش و تغییر نگرش به مقررات باروری (کلیلند و ویلسون[5]، ۱۹۸۷)، ترویج هنجارهای جدید (کالدول[6]، ۱۹۷۶ و ۱۹۸۰)، تعامل اجتماعی (بنگارت و واتکینز[7]، ۱۹۹۶)، افزایش استقلال زنان (جیبی هوی[8]، ۱۹۹۶) و بهبود سلامت کودک (پاموک و همکاران[9]، ۲۰۱۱) بر تمایلات باروری تأثیر می‌گذارد.

اکثر کشورهای صنعتی، شاهد افزایش مشارکت زنان در بازار کار با کاهش همزمان نرخ ازدواج بوده‌اند که متناسب با افزایش درآمد سرانه، به افزایش هزینه فرصت فرزند در کشورهایی منجر می‌شود که موفق به حداقل‌سازی هزینه فرزندآوری و کار شده‌اند. افزایش حقوق زنان، هزینه فرصت تخصیص زمان برای تربیت فرزندان را افزایش می‌دهد و زنان را به مشارکت در بازار کار ترغیب می‌کند. نتایج تجربی، همبستگی منفی باروری با اشتغال زنان را نشان می‌دهد (مینسر[10]، ۱۹۸۵؛ بکر، ۱۹۶۵؛ ویلیس[11]، ۱۹۷۳).

افزایش نرخ مشارکت زنان، باعث کاهش شدید نرخ باروری شده، زیرا با افزایش مشارکت زنان، زمان صرف شده برای مراقبت از فرزند کاهش می‌یابد. علاوه بر این، داشتن فرزند، فرصت‌های تقریباً برابر زنان با مردان، در بازار کار و تحصیل، را به شدت محدود می‌کند، زنان، تعداد فرزندان خود را محدود می‌کنند که باعث می‌شود، باروری در سطح بسیار پایین قرار گیرد (بکر، ۱۹۸۱).

نیاز والدین به فرزند را می‌توان به کمیت و کیفیت تقسیم کرد. افزایش درآمد، تقاضا برای فرزند را افزایش می‌دهد. کیفیت فرزند با هزینه والدین، ارتباط مستقیمی دارد. به عبارتی، افزایش درآمد والدین،

1. Cochrane
2. Martin
3. Kravdal
4. Bongaarts
5. Cleland & Wilson
6. Caldwell
7. Bongaarts & Watkins
8. Jejeebhoy
9. Pamuk *et al.*
10. Mincer
11. Willis

به‌طور مستقیم، به هزینه کردن برای فرزند منجر می‌شود. افزایش زیاد هزینه، تقاضای فرزند را کاهش می‌دهد. پس، کاهش نرخ باروری را می‌توان با اثر منفی افزایش درآمد زنان توضیح داد (پن و یانگ[1]، ۲۰۲۰).

به هر حال، کاهش سریع نرخ باروری در پنج دهه اخیر را نمی‌توان با روش رضایت‌بخش رشد اقتصادی، شهرنشینی، سطح تحصیل یا دیگر متغیرهای اجتماعی - اقتصادی توجیه کرد. زمان‌بندی و سرعت کاهش باروری، با حرکت کنترل جمعیت جهانی ناشی از اقدامات سیاسی، با هدف کاهش نرخ باروری در سراسر جهان، همزمان شده است. معیارهای دقیق منتخب کشورهای مختلف، بسته به زمینه اجتماعی-اقتصادی کشور متفاوت است. در واقع، دولت‌ها از ابزارهای مختلف برای حمایت از افزایش نرخ باروری یا کاهش آن، استفاده می‌کنند.

یکی از ابزارهای تأثیرگذار دولت در تنظیم نرخ باروری، سیاست‌های مالی حوزه بهداشت و تأمین اجتماعی (بویژه در دوران سالمندی) است؛ به طوری که دولت با پرداخت یارانه، می‌تواند هزینه‌ها و رفتار مصرفی خانوارها را تحت تأثیر قرار دهد. تأمین اجتماعی و یارانه‌ها، نه تنها هزینه‌های بهداشتی بیش از حد را به همراه دارد، بلکه باعث پس‌انداز شده و باروری اضافی (بیش از حد) را کاهش می‌دهد و در واقع، نرخ باروری را کمتر می‌کند. البته ایجاد یک سیستم بهداشت جامع با بودجه عمومی که منابع آن از محل مالیات بر درآمد نیروی کار تأمین شود، باروری را افزایش می‌دهد. به هر حال، اجرای همزمان دو سیاست مالیات بر هزینه‌های بهداشتی یا استفاده از امنیت اجتماعی و بهداشت عمومی، می‌تواند هزینه‌های بهداشتی، پس‌انداز، طول عمر و باروری بهینه را حاصل کند (یو و ژنگ[2]، ۲۰۱۸).

سیاست‌های دولت برای تأثیرگذاری روی نرخ باروری، معمولاً به دو صورت حمایتی یا سیاست‌های ضدباروری است. در سیاست‌های حمایتی، هدف افزایش باروری از طریق انواع یارانه‌های دولتی برای مراقبت از فرزندان و مسکن، مشوق‌های مالیاتی، مرخصی والدین و کارزارهای رسانه‌ای است. در سیاست ضدباروری نیز دولت به دنبال کاهش باروری از طریق آموزش، مراقبت‌های بهداشتی، تنظیم خانواده، برنامه‌های اشتغال و در دسترس بودن پیشگیری از بارداری با هزینه پایین است (اودرائوگو و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

هزینه‌های بهداشت، پس‌انداز، باروری و پیامدهای سیاست، در یک مدل از چرخه زندگی با اثرات طول عمر در بازپرداخت سنوات بررسی شده است. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که یارانه تأمین اجتماعی و بهداشت، هزینه‌ها و پس‌اندازهای بهداشتی را افزایش می‌دهد، اما میزان باروری را از سطح کفایت کاهش می‌دهد. یک سیستم بهداشت جهانی با بودجه عمومی تحت مالیات بر درآمد کار، باروری را افزایش می‌دهد. پرداخت مالیات بر هزینه‌های بهداشتی یا استفاده از امنیت اجتماعی و بهداشت عمومی، می‌تواند هزینه‌های بهداشتی اجتماعی، پس‌انداز، طول عمر و باروری را به دست آورد.

در ایران نیز پیرو رشد سریع جمعیت در فاصله ۱۳۰۰ تا ۱۳۴۵، از سال ۱۳۴۶ برنامه تنظیم خانواده در دستور کار قرار گرفت (رضوی‌زاده و پیکانی، ۱۳۹۴). نخستین برنامه تنظیم خانواده بعد از انقلاب به نیمه دوم دهه ۱۳۶۰ برمی‌گردد. در طول دهه ۱۳۵۵ تا ۱۳۶۵ جمعیت ایران از ۳۳/۷ میلیون به ۴۹/۴ میلیون

1. Pan & Yang
2. Yew & Zhang
3. Ouedraogo *et al.*

افزایش یافت که نشان‌دهنده متوسط رشد سالیانه ۳/۹ درصدی در طول این دهه بود. میزان باروری کلی نیز از ۶/۳ در سال ۱۳۵۵ به ۷/۱ در سال ۱۳۶۵ رسید که به علت پناهندگان افغان‌ها و کاهش مرگ نوزادان در دهه ۱۳۶۰ بود، اما این واقعیت نیز وجود داشت که به علت آغاز جنگ در شهریور ۱۳۵۹، تنظیم خانواده، اولویت خود را از دست داده بود.

با این حال، همه فعالیت‌های ارائه اطلاعات، آموزش و تسهیلات بهداشت مادر و کودک توسط وزارت بهداشت و درمانگاه‌های خصوصی و پزشکان ادامه یافت. بعد از اعلام آتش‌بس جنگ تحمیلی، در سال ۱۳۶۷ و طراحی برنامه پنج ساله (۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲)، دولت متوجه شد با افزایش جمعیت، تقاضا برای غذا، مراقبت‌های بهداشتی، آموزش و فعالیت‌ها افزایش می‌یابد و بنابراین، سیاست کنترل جمعیت به‌عنوان یک اولویت کشور اعلام می‌شود. به دنبال آن، شورای تحدید موالید در سال ۱۳۶۹ تشکیل شد که وظایف اصلی آن نظارت، سرپرستی و هماهنگی همه سیاست‌ها و فعالیت‌های دولتی برای کنترل رشد جمعیت بود (مهدوی زاهد، ۱۳۹۷).

در بندهای ۳، ۴ و ۶ سیاست‌های کلی جمعیت، ابلاغی ۱۳۹۳ از سوی رهبر، بر «اختصاص تسهیلات برای مادران بویژه دوره بارداری و شیردهی، پوشش بیمه‌ای هزینه زایمان، درمان ناباروری، تقویت نظام تأمین اجتماعی، خدمات بهداشتی، درمانی، مراقبت پزشکی در جهت سلامت باروری و فرزندآوری، تأمین سلامت و تغذیه سالم جمعیت و پیشگیری از آسیب‌های اجتماعی» تأکید شده است. مواد ماده ۱۰۱ و ۱۰۲ قانون برنامه ششم توسعه با ارجاع به اهداف مندرج در اصول دهم، بیستم و بیست‌ویکم قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، دولت را مکلف به زمینه سازی جهت افزایش نرخجمعیت نموده است. همچنین بنابر مواد ۳۶ و ۳۳ طرح جامع جمعیت و تعالی خانواده که در خرداد ۱۳۹۷ تصویب شد، دولت مکلف شده، تسهیلاتی از جمله اعطای وام قرض‌الحسنه به افرادی که پس از این تاریخ صاحب فرزند می‌شوند، ارائه دهد.

## پیشینه مطالعات تجربی

پژوهش احمدیان و مهربانی (۱۳۹۲)، با تدوین الگویی نظری در اقتصاد خرد باروری درباره رابطه سطح آموزش زنان و باروری با مطالعه ۱۲۹۴ مشاهده از شهر تهران، نشان می‌دهد که سطح آموزش زنان، تأثیری به شدت منفی بر میزان باروری آنها دارد، به طوری‌که این رابطه، از تأثیر منفی آموزش مردان بر باروری زنان نیز قوی‌تر است.

پژوهش افشاری (۱۳۹۴)، درباره اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نرخ باروری زنان در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۵ با استفاده از دو متغیر کلیدی تعیین ادوار تجاری، یعنی نرخ رشد درآمد سرانه و نرخ بیکاری، نشان می‌دهد که نرخ رشد درآمد سرانه، اثر مثبت بر باروری دارد؛ درحالی‌که باروری به بیکاری، واکنش منفی و به نرخ مشارکت زنان، واکنش مثبت نشان می‌دهد.

عباسی شوازی و خانی (۱۳۹۳)، به رابطه نااطمینانی اقتصادی و باروری پرداختند. این پژوهش، از پیمایش ایده‌آل‌ها و رفتارهای باروری سنندج در سال ۱۳۹۳ اخذ شده و اطلاعات مربوط به ۲۱۰ نفر از نسل

مادران و ۲۱۰ نفر از نسل فرزندان جوان ۲۹-۱۵ ساله هرگز ازدواج نکرده، نشان می‌دهد که ناامنی اقتصادی همراه با متغیرهای سن، محل سکونت و تحصیلات، تبیین‌کننده ایده‌آل‌های ازدواج و باروری پایین در میان دو نسل است. پس، برای جلوگیری از کاهش بیشتر ایده‌آل‌ها و در نتیجه، پیشگیری از شکل‌گیری باروری بسیار پایین، سیاست‌های جمعیتی، باید با توجه به وضعیت اقتصادی جوانان در سن ازدواج و زوجین در سنین باروری تنظیم شود.

گلی و همکاران (۱۳۹۴)، با روش تحلیل ثانویه داده‌های هزینه و درآمد خانوار برای بازۀ زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳، به برآورد مدل لاجیت ترتیبی تعمیم یافته پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد، افزایش سن در اولین زایمان، پسر بودن اولین فرزند، افزایش سال‌های تحصیل والدین، شهرنشینی و وضعیت بهداشتی خانوار، تأثیر منفی بر احتمال باروری دارد. همچنین افزایش درآمد خانوار، شاغل بودن سرپرست خانوار و بودن خانوار تحت پوشش بیمه، باعث افزایش احتمال باروری زنان می‌شود.

پناهی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس و در فاصله زمانی اول فصل سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴، تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران را بررسی کردند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که قیمت مسکن، تأثیر منفی و معنادار بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران دارد.

مزینی و ممالکی (۱۳۹۶)، در پژوهشی با استفاد از رویکرد داده‌های پانل از اطلاعات استانی در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۷، به تحلیل اقتصادی عوامل مؤثر بر نرخ باروری در ایران با تأکید بر اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات پرداختند. ایران طی سال‌های اخیر، متأثر از فرایند جهانی شدن و گسترش فناوری‌های نوین، با دگرگونی‌هایی در ابعاد زندگی مردم بویژه در بهبود نقش زنان مواجه بوده است که از مصادیق آن، می‌توان به کاهش شکاف جنسیتی و افزایش مشارکت زنان اشاره کرد که می‌تواند بر نرخ باروری تأثیرگذار باشد. بین نرخ باروری و مشارکت نیروی‌کار زنان، رابطه‌ای معکوس وجود دارد و همزمان که دیگر عوامل اقتصادی بر باروری بی‌تأثیرند، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (برخلاف انتظار)، تأثیر مثبتی بر باروری داشته است.

درّی نجف‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱)، با اطلاعات طرح هزینه و درآمد خانوار سال ۱۳۹۷ مرکز آمار ایران و روش پوآسون در نرم‌افزار استتا، اثر اشتغال زنان بر باروری را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که اشتغال زنان، تأثیر منفی و معناداری بر باروری دارد؛ به نحوی که اشتغال آنها به طور متوسط حدود ۷ درصد، اندازه خانوار را کاهش می‌دهد. متغیرهای سن و تحصیلات نیز تأثیر منفی بر بعد خانوار دارند.

اوئدرائوگو و همکاران (۲۰۱۷)، رابطه سیاست‌های دولت در زمینه باروری و روند آن را با استفاده از اطلاعات پایگاه داده سیاست‌های جهانی جمعیت سازمان ملل و شاخص توسعه جهانی بانک جهانی که برای دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۳ درباره ۱۳۳ کشور انجام شده، بررسی کردند. سیاست باروری در این مطالعه در دو بخش ضدباروری (کاهش باروری از طریق آموزش، مراقبت‌های بهداشتی، تنظیم خانواده، برنامه اشتغال و در دسترس بودن امکانات پیشگیری از بارداری با هزینه پایین) و حمایت از باروری (افزایش باروری از طریق انواع یارانه دولتی برای مراقبت از فرزندان و مسکن، مشوق‌های مالیاتی، مرخصی پدر و مادر و کارزارهای

رسانه‌ای)، نتایج بررسی، ارتباط منفی قابل‌توجه بین نرخ باروری یک کشور و سیاست ضد باروری آن نشان می‌دهد. از طرف دیگر، هیچ رابطه معنادار و محکمی بین میزان باروری و سیاست‌های حامی باروری یا تنظیم خانواده برای یک کشور وجود ندارد.

بار و همکاران[1] (۲۰۱۸)، رابطه منفی بین درآمد و باروری که در بلندمدت ادامه داشته و وجود آن را مسلم می‌دانند، به چالش می‌کشند. نظریه اقتصادی که بر پایه این رابطه بنا شده، استدلال می‌کند که افزایش نابرابری، به تفاوت باروری بیشتر بین فقیر و غنی منجر می‌شود. رابطه بین درآمد و باروری بین سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۱۰ در ایالات متحده مسطح شده، با افزایش نابرابری، خانواده‌های با درآمد بالا، باروری خود را افزایش می‌دهند. بازاری در نظر گرفتن هزینه‌های فرصت والدین می‌تواند تغییر رابطه بین درآمد و باروری را توضیح دهد. سیاست‌هایی مانند حداقل دستمزد که بر هزینه زمان والدین تأثیر می‌گذارد، تأثیر منفی بر باروری نیروی کار زنان با درآمد بالا دارد.

یو و ژنگ (۲۰۱۸)، مخارج بهداشتی، پس‌انداز، باروری و پیامدهای سیاست را در یک مدل چرخه زندگی با اثرات خارجی طول عمر در بازده سالیانه را بر اساس مشاهدات ایالات متحده بررسی کردند. تأمین اجتماعی و یارانه‌ها، نه تنها هزینه‌های بهداشتی بیش از حد را به همراه دارد، بلکه باعث پس‌انداز شده، و باروری اضافی (بیش از حد) را کاهش می‌دهد و در واقع، نرخ باروری را کمتر می‌کند. البته ایجاد یک سیستم بهداشت جامع با بودجه عمومی که منابع آن از محل مالیات بر درآمد نیروی کار تأمین شود، باروری را افزایش می‌دهد.

پژوهش دسیلوا و تنریرو[2] (۲۰۲۰)، درباره برنامه کنترل جمعیت در برخی کشورها است. این طرح ابتکاری در آغاز توسط نخبگان آمریکا، سوئد و برخی کشورهای در حال توسعه، بویژه هند به کار گرفته شد و بنیادهای خصوصی بین‌المللی و سازمان‌های دولتی و غیردولتی را به حمایت و اجرای سیاست‌هایی با هدف کاهش باروری سوق داد. پس از سال ۱۹۷۴ و آماده‌سازی طرح جمعیت جهان در کنفرانس جمعیت جهان در بخارست، ۴۰ کشور، که ۵۸ درصد جمعیت جهان را تشکیل می‌دادند، سیاست‌های روشنی برای کاهش نرخ باروری داشته‌اند. بین سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۳، تعداد کشورها با حمایت مستقیم دولت از تنظیم خانواده، به ۱۶۰ افزایش یافت.

بنابر یافته‌ها، سیاست‌های کنترل جمعیت هماهنگ در کشورهای در حال توسعه، نقش محوری در کاهش جهانی نرخ باروری در دهه‌های اخیر ایفا کرده و می‌تواند برخی الگوهای کاهش باروری را توضیح دهد که به خوبی توسط سایر عوامل اجتماعی - اقتصادی محاسبه نشده‌اند.

لیو و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل‌های احتمالات خطی، پروبیت و روش دو مرحله‌ای حداقل مربعات، تأثیر مالکیت مسکن بر باروری خانوارهای چینی را براساس نظرسنجی در سال ۲۰۱۶ بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها، نشان داد که خانه داشتن، تأثیر مثبت قابل توجهی بر باروری دارد. دیگر عوامل

1. Bar *et al.*
2. De Silva & Tenreyro

تأثیرگذار بر باروری در این پژوهش، سطح درآمد، جنسیت پاسخ‌دهندگان، سن، داشتن شغل، بهداشت و سطح آموزش پاسخ‌دهندگان است. همچنین اگر فرزند اول پسر باشد، احتمال کمی دارد والدین فرزند دوم داشته باشند.

کبده و همکاران (۲۰۲۱)، با ترکیب داده‌های سطح فردی و اجتماعی از بررسی جمعیتی و بهداشتی ۳۴ کشور آفریقایی، نقش نسبی عوامل مختلف اجتماعی- اقتصادی بر تمایلات باروری در سطوح فردی، اجتماعی و کشوری را مقایسه کرده‌اند. نتایج، نشان می‌دهد در سطح فردی، تحصیلات زنان، تأثیر قوی‌تری نسبت به ثروت خانواده و مساحت محل سکونت دارد. اندازه بالای خانواده مطلوب گزارش شده در بخش‌های روستایی، عمدتاً نتیجه سطوح نسبتاً پایین‌تر تحصیلات است. تأثیر نسبی تحصیلات زنان، حتی در سطح جامعه قوی‌تر است.

همان‌طور که اشاره شده، تعیین نرخ باروری، یکی از دغدغه‌های دولت‌ها به منظور پیشبرد اهداف توسعه اقتصادی است. به همین دلیل، دولت‌ها سعی دارند با اتخاذ سیاست‌های مختلف تشویقی یا بازدارنده، روند نرخ باروری را کنترل کنند. در همین راستا، برنامه‌های تنظیم خانواده در ایران پیش از انقلاب، به منظور کاهش نرخ باروری و در برخی دوره‌های زمانی، برای افزایش آن به اجرا درآمد که آمار نشان می‌دهد در هر دوره‌ای که سیاست‌گذاری‌ها دنبال شده، نتایج آن در مشهود بوده است.

در این پژوهش، تلاش بر بررسی میزان تأثیرگذاری سیاست‌های اجرا شده دولت بر روند نرخ باروری است. رویکرد به سیاست به دو صورت پشتیبانی و عدم پشتبانی دولت از افزایش باروری است؛ همان‌طور که در این مدل آمده، اگر دولت از تنظیم خانواده پشتیبانی کند، مقدار یک و در غیر این صورت، مقدار صفر را می‌گیرد. به این ترتیب، در سال‌های نخستین پس از انقلاب، دولت به خاطر درگیری با جنگ عراق، برنامه‌ای نداشت و آن را به مثابه «عدم‌پشتیبانی» در نظر گرفته و صفر لحاظ می‌شود. اما از سال ۱۳۶۵ که برنامه‌های تنظیم خانواده مجدداً فعال شد، برنامه دولت بر «کاهش نرخ باروری» تعلق گرفت. این روند تا اواخر دهه ۱۳۸۰ برقرار بود تا اینکه از سال ۱۳۸۹ با وعده‌هایی مانند اختصاص یک میلیون تومان به نوزادان، یا اعطای یارانه به هر یک از اعضای خانواده و ایجاد برخی از قوانین حمایتی از بچه‌دار شدن، برنامه دولت را می‌توان مبنی بر «پشتیبانی» در نظر گرفت که با یک نشان داده می‌شود. در واقع، نقش دولت در برنامه‌های تنظیم خانواده و تأثیر آن بر نرخ باروری، به صورت متغیر موهومی صفر و یک در مدل ارائه شده است.

**مدل**

در این مقاله، از رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) برای تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها استفاده شده است. از مزیت‌های این رویکرد، آن است که در نمونه‌های کوچک یا محدود، کارآیی نسبتاً بیشتری در مقایسه با سایر روش‌ها دارد. در این رویکرد، امکان بررسی روابط بلندمدت میان متغیرها و امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت نیز وجود دارد. سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت، پس از شوک‌های کوتاه‌مدت با افزودن ECM به مدل، قابل محاسبه است.

برای تخمین مدل و آزمون هم‌انباشتگی، از روش ARDL استفاده شده که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_t = \propto_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \omega_j \Delta x_{t-j} + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که $\alpha_0$ برابر با ضریب ثابت و $\varepsilon_t$ نشان دهنده جزء اخلال است. ضرایب $\delta_j$ و $\omega_j$ معادل با رابطه کوتاه مدت و ضرایب $\mu_1$ و $\mu_2$ برابر به روابط بلندمدت هستند. برای تخمین رویکرد ARDL، دوگام وجود دارد: گام اول، تخمین رابطه بالا و آزمون F-bound برای روابط بلند مدت، و گام دوم، مربوط به استخراج رابطه تصحیح خطای مدل ECM از مدل ARDL است.

متغیرهای به کار رفته در مدل، به شرح زیر است:

prt نرخ مشارکت اقتصادی زنان در فاصله میان سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۷؛

gov متغیر سیاست تنظیم خانواده دولت و به صورت متغیر موهومی؛

سالهای ۱۳۵۹، ۱۳۶۵ و ۱۳۹۱، سال‌های کلیدی تغییر سیاست‌گذاری هستند؛ به این صورت که سال‌های بین ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱ عدد ۱ و بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ عدد صفر را اختیار می‌کنند.

fedu تحصیلات عالی زنان (نسبت تعداد دانشجویان زن به کل دانشجویان)؛

Rhome شاخص نرخ اجاره مسکن حقیقی؛

Aging نسبت سنی جمعیت غیرفعال به کل جمعیت؛

gwlf نسبت مخارج عمومی دولت به تولید ناخالص؛

fer لگاریتم نرخ باروری عمومی (تعداد کل نوزادان به دنیا آمده به ازای هر هزار نفر جمعیت زنان در سن باروری - ۱۵ تا ۴۹ سال - در یک سال معین).

آمار این تحقیق، از مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، سری‌های زمانی، ترازنامه و گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

با در نظر گرفتن متغیرهای مورد بررسی، رابطه (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta \ln (fer)_t = C + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \Delta \ln (fer)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta \ln (prt)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta\ fedu_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta rhome_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{5i} \Delta \ln (gwlf)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{6i} \Delta \mathrm{aging}_{t-i} + \mu_0 \ln (fer)_{t-1} + \mu_1 \ln (prt)_{t-1} + \mu_2 \mathrm{fedu}_{t-1} + \mu_3 \mathrm{rhome}_{t-1} + \mu_4 \ln (gwlf)_{t-1} + \mu_5 \ln\ aging_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

P نشان دهنده وقفه مورد استفاده برای متغیر وابسته و q وقفه‌های مورد استفاده برای متغیر مستقل را نشان می‌دهند. ضرایب $\mu_j\ , j = 0,1, \dots ,4,5$ معادل با رابطه بلند مدت بوده و بقیه ضرایب جملات همراه با وقفه، نمایانگر اثرات کوتاه مدت هستند.

در داده‌های سری زمانی، روش متداول برای سنجش مانایی متغیرها، استفاده از آزمون دیکی فولر است و نتایج آن، در جدول زیر نشان داده شده است. همان‌طور که از داده‌های جدول نیز مشخص است، متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

**جدول ۱.** آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر (عرض از مبدأ و روند)

| متغیر | آماره آزمون | سطح بحرانی | | prob |
|---|---|---|---|---|
| | | ۱٪ | ۵٪ | |
| aging | ۴.۷۶۲۲- | ۴.۲۳۴۹- | ۴.۵۴۰۳- | ۰/۰۰۲۶ |
| fedu | ۳.۸۱۱۷- | ۴.۳۵۶۰- | ۴.۵۹۵۰- | ۰/۰۳۲۲ |
| fer | ۳.۵۳۳۰- | ۴.۲۶۲۷- | ۴.۵۲۲۹- | ۰/۰۴۲۲ |
| gwlf | ۶.۴۷۱۷- | ۴.۲۳۴۹- | ۴.۵۴۰۳- | ۰/۰۰۰۰ |
| rhome | ۵.۰۴۵۷- | ۴.۳۷۴۳- | ۴.۶۰۳۲- | ۰/۰۰۲۳ |
| part | ۵.۷۰۴۳- | ۴.۲۸۴۵- | ۴.۵۶۲۸- | ۰/۰۰۰۳ |

منبع: یافته‌های تحقیق

از آزمون هم‌جمعی یوهانسون جهت تعیین بردار همگرایی استفاده شد. مفهوم هم‌جمعی، تداعی کننده رابطه بلندمدت است. در تحلیل چند متغیره سری زمانی، ممکن است بیش از یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها وجود داشته باشد که در این حالت، آزمون از طریق برآوردکننده حداکثر راست‌نمایی، دارای توان تشخیص هم‌جمعی چندگانه است.

**جدول ۲.** نتایج آزمون همجمعی

| فرض صفر | آزمون اثر | | آزمون مقادیر ویژه | |
|---|---|---|---|---|
| | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره آزمون اثر | آماره حداکثر مقدار ویژه | مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد |
| $r = 0$ | ۱۲۵/۶۱۵ | ۳۰۳/۳۰۹ | ۱۰۴/۹۴۱ | ۴۶/۲۳۱ |
| $r \leq 1$ | ۹۵/۷۵۳ | ۱۹۸/۴۵۵ | ۶۷/۵۵۶ | ۴۰/۰۷۷ |
| $r \leq 2$ | ۶۹/۸۱۸ | ۱۳۰/۸۹۸ | ۵۷/۷۲۱ | ۳۳/۸۷۶ |
| $r \leq 3$ | ۴۷/۸۵۶ | ۷۳/۱۷۷ | ۴۲/۴۶۹ | ۲۷/۵۸۶ |
| $r \leq 4$ | ۲۹/۷۹۷ | ۳۰/۷۰۸ | ۲۱/۱۳۱ | ۱۷/۷۰۷ |
| $r \leq 5$ | ۱۵/۴۹۴ | ۱۳ | ۱۰/۱۷۵ | ۱۴/۲۶۴ |

منبع: یافته‌های تحقیق

در راستای برآورد رابطه اصلی برای تعیین تعداد وقفه بهینه، معیار شوارتز SIC تخمین بهتری را نسبت به معیار اکائیک AIC در نمونه‌های کوچک در مدل ARDL فراهم می‌کند. نتایج در جدول زیر نشان داده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده و جهت از دست ندادن درجه آزادی، طول وقفه بهینه ۱ انتخاب گردید.

**جدول ۳** . معیار انتخاب وقفه بهینه VAR

| وقفه | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -۱۴۳/۳۸۶ | NA | ۰/۰۰۰۱ | ۱۱/۱۳۹۶ | ۱۱/۴۷۵۶ | ۱۱/۲۳۹ |
| 1 | ۱۱۳/۸۶۳۱ | *۳۶۲/۰۵۳ | *۳/۶۹ | ۴/۲۸۶۱ | *-۱/۵۹۸۴ | *-۳/۴۸۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق

حال بعد از آزمون هم‌انباشتگی، می‌توان رابطه ۱ را تخمین زد که نتایج به دست آمده در جدول زیر نمایش داده شده است. نتایج، نشان می‌دهد که ضریب متغیر مشارکت زنان در مدل برابر ۰/۱۰۳- است که نشان دهنده رابطه منفی بین میزان مشارکت زنان و نرخ باروری است. این یافته، با نتایج حاصل از مطالعات، مطابقت دارد.

ضریب متغیر موهومی جهت‌گیری سیاست‌های تنظیم خانواده برابر با ۰/۴۹-، و از لحاظ آماری نیز معنی دار بوده، و نشان‌دهنده آن است که در سال‌هایی که جهت‌گیری سیاست‌های تنظیم خانواده دولت برای کنترل باروری، مؤثر بوده و به کاهش باروری در طی این سال‌ها منجر شده است.

متغیر نرخ اجاره حقیقی مسکن نیز از لحاظ آماری معنی دار بوده و با ضریب منفی ۰/۲۱-، نشان دهنده آن است که افزایش یک درصدی در نرخ اجاره حقیقی مسکن، کاهش بیش از ۹ درصد در باروری را در پی داشته است.

متغیر وابستگی جمعیت، نشانگر تأثیر ساختار سنی جمعیت بر باروری است که با توجه به نتایج به دست آمده از مدل، رابطه معنی‌داری را نشان می‌دهد. ضریب تحصیلات آموزش عالی زنان، برابر با ۵/۰۰۶ به دست آمده و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است.

در نهایت، ضریب متغیر مخارج رفاهی دولت، رابطه معنی‌داری را نشان نمی‌دهد و به نظر می‌رسد که این متغیر، در کنار سایر متغیرها در بازه زمانی مورد مطالعه، تأثیری بر تصمیم باروری خانوارها نداشته است.

**جدول ۴.** نتایج حاصل از تخمین روابط بلند مدت

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | prob |
|---|---|---|---|---|
| gov | ۰/۴۹۶۸- | ۰/۱۷۳۹ | ۲/۸۵۵۷- | ۰/۰۱۲ |
| aging | ۲۰/۲۷۶۹ | ۶/۳۱۴ | ۳/۲۱۱۳ | ۰/۰۰۵۸ |
| rhome | ۹/۳۵۱۴- | ۲/۸۷۸۲ | ۳/۲۴۹- | ۰/۰۰۵۴ |
| prt | ۰/۱۰۱۳- | ۰/۰۳۱۵ | ۳/۲۶۸- | ۰/۰۰۵۲ |
| log(gwlf) | ۰/۲۱۰۳- | ۰/۲۷۱۲ | ۰/۷۷۵۴ | ۰/۴۵۰۲ |
| fedu | ۵/۰۰۶۹ | ۰/۹۳۸ | ۵/۳۳۵۵ | ۰/۰۰۰۱ |

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به برقراری رابطه بلندمدت میان متغیرها، می‌توان مدل را به صورت پویا و در کوتاه‌مدت نیز مورد بررسی قرار داد. رابطه تصحیح خطای مدل، معادل با رابطه زیر است:

$$ECM_{t-1} = y_{t-1} - \widehat{\alpha_0} - \widehat{\alpha_1} x_{t-1} \qquad (۳)$$

برای نشان دادن پویایی کوتاه مدت، وقفه‌های متغیرهای مستقل و وابسته را همراه با $ECM_{t-1}$ در رابطه (۱) جایگذاری می‌کنیم و آن را تخمین می‌زنیم که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \delta_j \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{p} \omega_j \Delta x_{t-j} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

هدف اصلی برای تخمین رابطه بالا، همگرایی به تعادل است. اگر ضریب ECM یعنی $\lambda$ معنی‌دار باشد، می‌توان گفت که مدل به تعادل همگرا است؛ به علاوه، ضریب معنی‌دار تصحیح خطا، وجود رابطه بلندمدت پایدار و هم‌جمعی میان متغیرهای مستقل و وابسته را نیز نشان می‌دهد. این ضریب، سرعت همگرایی نیز محسوب می‌شود. نتایج مربوط به روابط کوتاه مدت، در جدول زیر نشان داده شده است. ضریب ECM، منفی و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. اندازه ضریب برابر با ۰/۰۲۴ است که سرعت پایین همگرایی به تعادل را نشان می‌دهد و تنها ۲ درصد در هر سال، تغییر در باروری رخ می‌دهد و ۵۰ سال برای رسیدن به تعادل، زمان نیاز خواهیم داشت.

**جدول ۵.** نتایج حاصل از برآورد پویای مدل (روابط کوتاه مدت)

| متغیر | ضرایب | آماره t | prob |
|---|---|---|---|
| D(gov) | -۰/۰۱۱ | -۷/۲۲۷۰۸ | ۰/۰۰۰ |
| D(aging) | ۰/۶۲۶۴۰ | ۶/۷۱۴۶ | ۰/۰۰۰۱ |
| D(fedu) | ۰/۰۳۹۰۰ | ۲/۵۸۱۴ | ۰/۰۲۷۳ |
| D(rhome)prt | ۰/۱۰۸۱- | -۳/۷۱۲۱ | ۰/۰۰۴۰ |
| D(prt) | ۰/۰۰۲۳- | -۵/۹۳۹۳ | ۰/۰۰۰۱ |
| ECM(-1) | ۰/۰۲۴۴- | ۱۵۶/۱۸۶۵ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

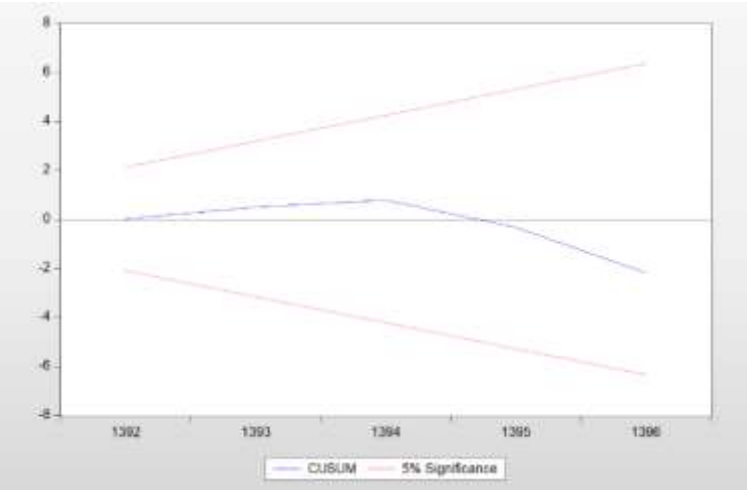
جدول ۶ نیز آزمون‌های ناهمسانی واریانس، نرمال بودن و خودهمبستگی سریالی را نشان می‌دهد. برای آزمون ثبات ضرایب مدل نیز از آزمون CUSM استفاده شده که نتیجه آن در نمودار نشان داده شده است.

**جدول ۶.** نتایج آزمون‌های تشخیص

| فرضیه صفر | مقدار آماره | Prob. |
|---|---|---|
| عدم وجود همبستگی سریالی | ۱/۹۹۱۵ | ۰/۱۷۶۰ |
| خود همبستگی | ۲/۱۸۶۶ | ۰/۰۷۹۸ |
| نرمالیتی | ۰/۱۱۴۷ | ۰/۹۴۴۲ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۲.** آزمون ثبات ضرایب




منبع: یافته‌های تحقیق

## نتیجه‌گیری

هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی تأثیر تعدادی شاخص اقتصادی بر نرخ باروری کشور بوده است. به هر حال، جمعیت و نرخ باروری، از آن جهت که بر عرضه نیروی کار و تقاضای کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد، از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد به حساب می‌آیند. افزایش جمعیت، تأثیر زیادی برجنبه‌های مختلف زندگی مانند بازارها، محیط زیست، آموزش، اشتغال و نهایتاً، رشد اقتصادی دارد. به این منظور، متغیرهای مورد نظر این پژوهش برای ارزیابی نرخ باروری کشور در چهار دهه اخیر، نرخ مشارکت زنان، تحصیلات زنان، برنامه‌های تنظیم خانواده دولت، نرخ اجاره مسکن و مخارج رفاهی دولت است.

نتایج، نشان می‌دهد که متغیر باروری کل در سال‌هایی که جهت‌گیری سیاست‌های تنظیم خانواده دولت در راستای کنترل باروری بوده، این سیاست‌ها مؤثر واقع شده و باروری را در طی این سال‌ها کاهش داده است.

متغیر نرخ اجاره حقیقی مسکن، از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و با ضریب منفی، نشان دهنده آن است که افزایش نرخ اجاره حقیقی مسکن، کاهش باروری را در پی داشته است. وابستگی جمعیت، نشانگر تأثیر ساختار سنی جمعیت بر باروری بوده و ضریب تحصیلات آموزش عالی زنان بر نرخ باروری، از لحاظ آماری معنی‌دار است. در نهایت، ضریب متغیر مخارج رفاهی دولت، رابطه معنی‌داری را نشان نمی‌دهد و به نظر می‌رسد که این متغیر در کنار سایر متغیرها در بازه زمانی مورد مطالعه در این مطالعه، تأثیری بر تصمیم باروری خانوارها نداشته است.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

## منابع


احمدیان، مجید و مهربانی، وحید. (۱۳۹۲). سطح آموزش زنان و باروری در شهر تهران: یک رهیافت اقتصادی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۱): ۱-۲۰.

افشـــاری، زهرا. (۱۳۹۴). اثر بی‌ثباتی اقتصـــاد کلان بر نرخ باروری زنان در ایران (با کاربرد داده‌های پانل استانی). *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۲(۱۰): ۱-۱۵.

پناهی، حسین؛ آقایاری هیر، توکل و آل‌عمران، سیدعلی. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق روستایی ایران. *مجله جامعه شناسی اقتصادی و توسعه*، ۶(۲): ۲۷-۵۱.

درّی نجف آبادی، زهرا؛ مهرآرا، محســـن؛ غفاری، فرهاد و هژبر کیانی،کامبیز. (۱۴۰۱). بررســـی تأثیر اشتغال زنان بر باروری. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۷(۲): ۱۵۳-۱۸۱.

رضـــوی‌زاده، ندا و پیکانی، تکتم. (۱۳۹۴). مروری بر مطالعات اجتماعی تنظیم خانواده و کاهش باروری در ایران. *فصلنامه راهبرد فرهنگ*، ۸(۳۰): ۳۶-۶۵.

عباسی شوازی، محمدجلال و خانی، سعید. (۱۳۹۳). نا امنی اقتصادی و باروری: مطالعه موردی زنان دارای همسر شهرستان سنندج. *نامه انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۹(۱۷): ۳۷-۷۶.

گلی، یونس؛ محمودیانی، سراج‌الدین و دل‌انگیزان، سهراب. (۱۳۹۴). تأثیر مشخصه‌های جمعیتی و اقتصادی-اجتماعی خانوار بر میزان باروری زنان در ایران. *نامهٔ انجمن جمعیت‌شناسی ایران*، ۱۰(۲۰): ۱۸۸-۲۱۱.

محرابیان، آزاده و صـــدقی ســـیگارچی، نازیلا. (۱۳۸۹). تأثیر رشـــد جمعیت بر رشـــد اقتصـــادی در کشورهای چهار گروه درآمدی طی سال‌های ۲۰۰۷ - ۱۹۸۵. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۱۸): ۹۷-۱۱۴.

مزینی، امیرحسین و ممالکی، مهرفام. (۱۳۹۶). تحلیل اقتصادی عوامل مؤثر بر نرخ باروری در ایران (با تأکید بر اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات). *فصلنامه جمعیت*، ۲۴(۱۰۱ و ۱۰۲): ۳۷-۵۷.

مهدوی زاهد، مهدی. (۱۳۹۷). واکاوی رویکرد دولت جمهوری اســـلامی در تنظیم‌گری حقوقی خانواده. *پژوهش حقوق عمومی*، ۲۰(۶۰): ۲۸۹-۹۳۰.


## References


Abbasi Shavazi, M. J., & Khani, S. (2016). Economic insecurity, marriage and fertility ideals: a study among mothers and children generations in Sanandaj district. *Iranian Population Studies Journal, 9*(17), 37-76 (in Persian).

Adsera, A. (2005). Vanishing children: From high unemployment to low fertility in developed countries. *American Economic Review Papers and Proceedings, 95*, 189-193.

Afshari, Z. (2016). The impact macroeconomic instability on the fertility rate in Iranian provinces. *Journal of Economy and Regional Development, 22*(10), 1-15 (in Persian).

Ahmadian, M., & Mehrbani, V. (2013). Women's education and fertility in Tehran: An economic approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi), 48*(1), 1-20 (in Persian).

Aksoy, C. G. (2016). Short-term effects of house prices on birth rates. *EBRD Working Paper*, 192.

Bar, M., Hazan, M., Leukhina, O., Weiss, D., & Zoabi, H. (2018). Why did rich families increase their fertility? Inequality and marketization of child care. *Journal of Economic Growth*, *23*(4), 427-463.

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. Demographic and economic change in developed countries. In *NBER Conference Series, 11*, 209-231.

Becker, G. S. (1965). A Theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, *75*(299), 493-517.

Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. *Enlarged edition*. Harvard university press.

Becker, G. S. (1993). *Treatise on the Family.* Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Bongaarts, J. (2010). The causes of educational differences in fertility in Sub-Saharan Africa. *Vienna Yearbook of Population Research*, *8*, 31-50.

Bongaarts, J., & Watkins, S. C. (1996). Social interactions and contemporary fertility transitions. *Population and Development Review*, *22*, 639-682.

Caldwell, J. C. (1976). Toward a restatement of demographic transition theory. *Population and Development Review*, *2*, 321-366.

Caldwell, J. C. (1980). Mass education as a determinant of the timing of fertility decline. *Population and Development Review*, *6*, 225-255.

Cleland, J., & Wilson, C. (1987). Demand theories of the fertility transition: An iconoclastic view. *Population Studies*, *41*(1), 5-30.

Cochrane, S. H. (1979). *Fertility and Education: What do We Really Know?* Johns Hopkins University Press, Baltimore.

De Silva, T., & Tenreyro, S. (2020). The fall in global fertility: A quantitative model. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *12*(3), 77-109.

Dorri Najafabadi, Z., Mehrara, M., Ghaffari, F., & Hojabr Kiani, K. (2022). Investigating the Impact of women's employment on fertility. *Journal of Econometric Modelling*, *7*(2), 153-181 (in Persian).

Easterlin, R. A. (1975). An economic framework for fertility analysis. *Studies in Family Planning*, *6*(3), 54-63.

Ge, Y., & Zhang, X. (2019). The effect of housing price on family fertility decision in China. *Population Research*, *43*(1), 52-72.

Goli, Y., Mahmodiani, S., & Delangizan, S. (2016). The impact of household socio-economic characteristics on women's fertility in Iran. *Journal of Population Association of Iran*, *10*(20), 188-211 (in Persian).

Haurin, D. R., & Rosenthal, S. S. (2005). *The Impact of House Price Appreciation on Portfolio Composition and Savings: Donald R. Haurin, Stuart S. Rosenthal; Abt Associates, Inc.* US Department of Housing and Urban Development, Office of Policy Development and Research.

Jejeebhoy, S. J. (1996). Women's education, autonomy, and reproductive behaviour: Experience from developing. *Population and Development Review*, *22*(4), 789-791.

Kebede, E., Striessnig, E., & Goujon, A. (2021). The relative importance of women's education on fertility desires in Sub-Saharan Africa: A multilevel analysis. *Population Studies*, *76*(1), 137-156.

Kostelecký, T., & Vobecká, J. (2009). Housing affordability in Czech regions and demographic behavior, does housing affordability impact fertility? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, *45*(6), 1191-1213.

Kravdal, Ø. (2002). Education and fertility in Sub-Saharan Africa: Individual and community effects. *Demography*, *39*(2), 233-250.

Liu, H., Gao, Y., Tisdell, C. A., & Wang, F. (2020). Are housing property rights important for fertility outcomes in China? Empirical evidence and policy issues. *Economic Analysis and Policy*, *65*, 211-223.

Mahdavizahed, M. (2018). A study of the Islamic Republic of Iran's approach to family regulation. *Journal of Public Law Research, 20*(60), 289-309 (in Persian).

Malthus, R. (1798). *An essay on the Principle of Population: Library of Economics*. Liberty Fund, EconLib.org webpage.

Martin, T. C. (1995). Women's education and fertility: Results from 26 demographic and health surveys. *Studies in Family Planning*, *26*(4), 187-202.

Mincer, J. (1985). Intercountry comparisons of labor force trends and of related developments: An overview. *Journal of Labor Economics*, *3*(1), 1-32.

Ouedraogo, A., Tosun, M. S., & Yang, J. (2017). Fertility and population policy. *Public Sector Economics*, *42*(1), 21-43.

Pamuk, E. R., Fuchs, R., & Lutz, W. (2011). Comparing relative effects of education and economic resources on infant mortality in developing countries. *Population and Development Review*, *37*(4), 637-664.

Pan, J. N., & Yang, Y. J. (2020). The impact of economic uncertainty on the decision of fertility: Evidence from Taiwan. *The North American Journal of Economics and Finance*, *54*, 101090.

Panahi, H., Aghayari Hir. T., & Aleemran, S. A. (2018). The study of the effect of house price on fertility rate in rural areas of Iran. *Journal of Econmic & Developmental Socioligy*, *6*(2): 27-51 (in Persian).

Plane, D. A., Henrie, C. J., & Perry, M. J. (2005). Migration up and down the urban hierarchy and across the life course. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *102*(43), 15313-18.

Razavizadeh, N., & Peikani, T. (2015). A review of social studies on family planning and decline of fertility rate in Iran. *Strategy for Culture, 8*(30), 35-65 (in Persian).

Simon, C. J., & Tamura, R. (2008). Do higher rents discourage fertility? Evidence from US cities, 1940-2000. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(1), 33-42.

Warren, R. C. (1997). The economic theory of fertility over three decades. *Population Studies*, *51*(1), 63-74.

Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy*, *81*(2, Part 2), 14-64.

Yew, S. L., & Zhang, J. (2018). Health spending, savings and fertility in a lifecycle-dynastic model with longevity externalities. *Canadian Journal of Economics, 51*(1), 186-215.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۷۲-۱۵۳

مقاله پژوهشی

# اثر پیچیدگی اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه[۱]

زهرا عزیزی[۲] و فاطمه دارایی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۰۵

## چکیده

*برخلاف تصور عموم که نابرابری درآمدی را تنها ناشی از تفاوت در توانایی‌ها و انگیزه افراد می دانند، تفاوت ساختار اقتصادی، اجتماعی و نهادی نیز عواملی مهم در ایجاد نابرابری درآمدی است. اقتصاد با ساختار تولید پیچیده و نهادهای توسعه‌یافته تر باعث می‌شود فرصت‌های بیشتری در آموزش و انتخاب شغل در اختیار افراد قرار گیرد و نابرابری درآمدی کاهش یابد. این پژوهش به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی و ساختار نهادی بر نابرابری درآمدی در چارچوب منحنی کوزنتس می‌پردازد. نمونه مورد استفاده در این پژوهش ۴۳ کشور منتخب در حال توسعه بوده و به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش اقتصادسنجی پنل پویا استفاده شده است. نتایج بیانگر این است که حکمرانی خوب و پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته اند. این نتایج نشان می‌دهد که عوامل نهادی و ساختاری نیز تأثیر بسزایی بر نابرابری درآمدی در کشورهای درحال توسعه داشته‌اند.*

**واژگان کلیدی**: نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب، پیچیدگی اقتصادی، کیفیت نهادی، ساختار تولید.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *I31, O33, O43*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.39654.1318
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (z.azizi@alzahra.ac.ir).
۳. کارشناس ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (f.daraei@student.alzahra.ac.ir).

**مقدمه**

امروزه مسأله نابرابری درآمدی در یک جامعه از مسائل مهمی است که بر جنبه‌های مختلف زندگی بشر اثرگذار بوده و توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران را به خود جلب کرده است. از یک سو اثر نابرابری درآمدی بر امنیت یک جامعه حائز اهمیت بوده، به گونه‌ای که مطالعات اخیر در این زمینه از جمله کوکیا[1] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که نابرابری شدید درآمدی یکی از عمده‌ترین دلایل نرخ بالای جنایت و خشونت در کشورهاست.

اهمیت نابرابری درآمدی باعث شده تا مطالعات زیادی در خصوص عوامل مؤثر بر آن صورت پذیرد. اولین بررسی‌ها در خصوص رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی توسط کوزنتس[2] (۱۹۵۵) انجام شد. او در مطالعه خود با عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، وجود یک رابطه‌ی U معکوس میان سطوح مختلف درآمدسرانه و نابرابری درآمدی را نشان داد. این فرضیه بیان می‌کند که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، نابرابری اقتصادی افزایش یافته؛ اما با عبور از مراحلی از توسعه، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد (بین[3]، ۲۰۲۲). با وجود ایده کوزنتس در خصوص رابطه سطح درآمد و نابرابری درآمدی، نشان دادن این رابطه به طور تجربی دشوار بوده است، به گونه‌ای که دنینجر و سکویر[4] (۱۹۹۸) نشان دادند که با حذف کشورهای آمریکای لاتین، رابطه کوزنتس برای سایر کشورها برقرار نیست. همچنین در دهه‌های اخیر قسمت صعودی نمودار کوزنتس به دلیل افزایش نابرابری درآمدی در کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد سرانه پایین، ناپدید شده است (پالما[5]، ۲۰۱۱). علاوه بر این رشد برخی از کشورهای جنوب شرق آسیا از سطوح پایین درآمدی به سطوح متوسط همراه با کاهش نابرابری درآمدی بوده است. مجموع این نتایج تجربی بدست آمده، قدرت توضیح دهندگی فرضیه کوزنتس را تضعیف کرده و نشان می‌دهد که سطح درآمد سرانه ناخالص داخلی معیاری مناسب برای توصیف توسعه اقتصادی نیست (هارتمن و همکاران[6]، ۲۰۱۷).

ناتوانی فرضیه کوزنتس در توصیف رابطه سطح توسعه‌یافتگی و نابرابری درآمدی باعث شد تا توجه پژوهشگران به نقش نهادها و مسیر توسعه‌یافتگی کشورها بر نابرابری درآمدی معطوف شود. مطالعات زیادی از جمله عجم‌اوغلو و همکاران[7] (۲۰۰۱)، عجم‌اوغلو و رابینسون[8] (۲۰۱۲)، استیگلیتز[9] (۲۰۱۲)، هارتمن[10]

1. Coccia
2. Kuznets
3. Beyene
4. Deininger & Squire
5. Palma
6. Hartmann *et al*
7. Acemoglu *et al*
8. Acemoglu & Robinson
9. Stiglitz
10. Hartmann

(۲۰۱۴)، پیکتی[1] (۲۰۱۴)، هارتمن و همکاران (۲۰۱۷)، ناپلاوا[2] (۲۰۲۰) و آساموئا[3] (۲۰۲۱) نشان دادند که کیفیت نهادها اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است. همچنین، علاوه بر کیفیت نهادی، ساختار تولید در یک کشور نیز می‌تواند نقش مؤثری در توضیح نابرابری درآمدی داشته باشد. تمرکز محصولات تولید شده و نوع آنها در یک اقتصاد، انتخاب شغل، تحصیلات و قدرت جامعه کارگری را محدود می‌کند. به طور مثال در برخی از کشورهای درحال توسعه، بهبود سطح تکنولوژی و صنعتی شدن منجر به ایجاد مشاغل و فرصت‌های آموزشی جدید برای طبقه کارگر شد و طبقه متوسط جدیدی در این کشورها بوجود آورد (میلانوویچ[4]، ۲۰۱۲). برخلاف این، در برخی از کشورهای توسعه یافته، حرکت از اقتصاد صنعتی به سمت اقتصاد مبتنی بر خدمات، کاهش قدرت اتحادیه‌های کارگری و افزایش رقابت جهانی برای صادرات کالاهای صنعتی منجر به افزایش نابرابری درآمدی در این کشورها شد؛ زیرا کارگران صنعتی بیکار شدند و یا در مشاغل با سطح درآمد پایین‌تر مشغول به کار شدند (عجم‌اوغلو و همکاران، ۲۰۰۱). از سوی دیگر، کشورهای با ساختار تولید پیچیده‌تر نیازمند نیروی کار متخصص بیشتری نسبت به اقتصادهای تک محصولی مبتنی بر منابع طبیعی و یا تولید مبتنی بر هزینه پایین نیروی کار هستند. بنابراین توزیع مناسب‌تر دانش و مهارت در یک اقتصاد از یک طرف به طور مستقیم منجر به توزیع مناسبت‌تر درآمد شده و از طرف دیگر، انگیزه ایجاد اتحادیه‌های کارگری و قدرت چانه‌زنی نیروی کار را افزایش می‌دهد که در نهایت منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷).

اهمیت و نقش ساختار تولید در مباحث اقتصادی رشد و نابرابری، باعث شد تا هیدالگو و هاسمن[5] (۲۰۰۹)، شاخص پیچیدگی اقتصادی[6] را بر اساس ترکیب و نوع محصولات صادراتی کشورها به عنوان معیاری برای ساختار تولید و میزان دانش، مهارت، تکنولوژی و ظرفیت موجود در اقتصاد، معرفی کنند. پیش از آن پژوهشگران از شاخص‌هایی چون تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه انسانی و مخارج تحقیق و توسعه به عنوان معیار توسعه‌یافتگی یک اقتصاد استفاده می‌کردند؛ اما این شاخص‌ها نمی‌توانستند به طور دقیق توسعه‌یافتگی و میزان پیچیدگی ساختار تولید یک کشور را نشان دهند. به طور مثال تولید ناخالص داخلی سرانه نمی‌تواند تفاوت ساختاری و پیچیدگی اقتصادی کشورهای توسعه یافته صنعتی را با کشورهای ثروتمند دارای منابع طبیعی (به طور مثال کشورهای صادرکننده نفت) تبیین کند. در مقابل شاخص پیچیدگی اقتصادی قادر به توضیح این تفاوت‌ها در ساختار تولید کشورهاست. به عبارت دیگر، پیچیدگی اقتصادی تمامی ظرفیت‌ها، سطح تکنولوژی، نیروی کار ماهر و دانش لازم برای تولید را در خود جای داده است. به طور مثال سنگاپور و پاکستان دارای تعداد محصولات مشابهی در صادرات بوده؛ اما تفاوت فاحشی در درآمد ناخالص داخلی داشته‌اند. هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) نشان دادند که این تفاوت ناشی از سطح

1. Piketty
2. Náplava
3. Asamoah
4. Milanovic
5. Hidalgo & Hausmann
6. Economic Complexity Index

بالای تکنولوژی، بهره‌وری و ظرفیت‌های موجود در سنگاپور نسبت به پاکستان بوده که توسط شاخص پیچیدگی اقتصادی توضیح داده می‌شود.

فهم عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی کاری دشوار است؛ زیرا نابرابری درآمدی متأثر از چندین عامل از جمله عوامل اقتصادی و تاریخی، نهادی، سرمایه اجتماعی، سطح دانش، مهارت، تکنولوژی و بازده سرمایه است (عجم‌اوغلو و همکاران، ۲۰۰۱)، که محاسبه برخی از این عوامل ممکن نیست؛ اما می‌توان به طور غیر مستقیم و با بهره‌برداری از این واقعیت که این عوامل در نهایت در ساختار تولید و ساختار نهادی تبلور می‌یابند، از شاخص پیچیدگی اقتصادی و حکمرانی خوب به عنوان معیار جایگزین استفاده کرد (هارتمن، ۲۰۱۷). در واقع نابرابری درآمدی می تواند از ابعاد مختلف توسعه یافتگی اثر پذیرد. این ابعاد مختلف می تواند شامل توسعه یافتگی درآمدی، نهادی و تکنولوژیکی باشد. از اینرو در نظر گرفتن این دو شاخص در کنار درآمد سرانه می تواند ابعاد دیگر توسعه یافتگی را نیز در الگو لحاظ کند.

بررسی دقیق اثر پیچیدگی اقتصادی و حکمرانی بر نابرابری درآمدی مستلزم تجزیه و تحلیل این اثرات در کنار سایر عوامل موثر بر نابرابری درآمدی است. به همین جهت، این پژوهش سعی می‌کند با استفاده از چارچوب فرضیه کوزنتس، اثر عوامل نهادی و پیچیدگی اقتصادی (به عنوان معیارهایی جهت سنجش ساختار نهادی و تولیدی کشورها) بر نابرابری درآمدی کشورهای درحال توسعه را مورد بررسی قرار دهد. بدین منظور از اطلاعات ۴۳ کشور منتخب در حال توسعه در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۵ و مدل اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است.در ادامه به بیان مبانی نظری موضوع پرداخته شده و مطالعات صورت گرفته در این زمینه بررسی می‌شود. پس از آن مدل تجربی و داده‌های مربوط به آن تشریح و برآورد آن ارائه شده و در نهایت به بحث و نتیجه‌گیری نتایج بدست آمده پرداخته می‌شود.

## مبانی نظری

توزیع درآمد در کنار رشد اقتصادی از دیرباز از جمله مسائل مهمی بوده است که توجه نظریه‌پردازان و اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. دیدگاه کلاسیک در این مورد اعتقاد داشت که رشد اقتصادی همراه با توزیع مناسب درآمدی ممکن نیست؛ زیرا لازمه رشد اقتصادی پس‌انداز ناشی از طبقات درآمدی بالاست. در همین دیدگاه، آن‌ها معتقد به اثر سرریز رشد اقتصادی بوده‌اند، به گونه‌ای که با رشد اقتصادی و افزایش درآمد کل اقتصاد، طبقات پایین درآمدی نیز از منافع این رشد اقتصادی بهره‌مند می‌شوند (اشرفی و همکاران، ۱۳۹۷).

فرضیه کوزنتس به عنوان پایه اصلی بررسی‌های رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی بوده است. کوزنتس (۱۹۵۴) با ارائه مقاله‌ای با "عنوان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی" بیان داشت که رابطه‌ای U معکوس بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی وجود دارد. این رابطه بدین صورت است که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد؛ اما با رسیدن به سطحی از درآمد رشد اقتصادی اثر منفی کمتری بر نابرابری درآمدی گذاشته و در نهایت در سطوح بالای درآمدی، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. به عقیده کوزنتس این پدیده بخاطر حرکت از اقتصاد کشاورزی به اقتصاد صنعتی بوده است. به عبارتی این

فرایند به دلیل رشد و توسعه صنعتی، منجر به انباشت سرمایه برای دهک‌های درآمدی بالا شده است؛ اما پس از رسیدن به سطوح درآمدی بالا، دستمزد نیروی کار نیز افزایش یافته و نابرابری درآمدی کاهش یافته است. لیندرت[1] (۱۹۸۶) نیز عامل این پدیده را کاهش نقش درآمد زمین بواسطه صنعتی شدن دانسته است. همچنین ویلیامسون[2] (۲۰۱۳) کاهش نابرابری به واسطه توسعه اقتصادی را به دلیل رشد سریع‌تر دستمزد نیروی کار به نسبت رشد بازدهی سرمایه در نظر می گیرد. آگیون و بولتون[3] (۱۹۹۷) نیز کاهش نابرابری در مراحل بالای توسعه اقتصادی را ناشی از کاهش معنی‌دار نرخ بهره بواسطه تجمیع سرمایه توسط سرمایه‌داران دانسته که به اقشار ضعیف اجازه سرمایه‌گذاری و افزایش درآمد می‌دهد (عجم اوغلو و رابینسون، ۲۰۰۲).

در مقابل این نظریات، عجم اوغلو و رابینسون (۲۰۰۲) عنوان می‌کنند که کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای غربی نه صرفاً بخاطر رسیدن به سطوح بالای توسعه اقتصادی بوده، بلکه عوامل سیاسی و تغییرات نهادی نقش اساسی بر این کاهش نابرابری درآمدی داشته است. از دیدگاه آن‌ها پیش از قرن نوزدهم میلادی، ساختار قدرت در کشورهای اروپایی در اختیار جمع کوچکی از نخبگان جامعه بود و در نتیجه بیشتر سیاست‌های اقتصادی در جهت منافع نخبگان حاضر در قدرت بود و اکثریت جامعه از بازتوزیع درآمد بی‌بهره بودند. در نتیجه صنعتی شدن کشورهای اروپایی، نابرابری درآمدی افزایش یافت و از طرف دیگر قدرت سیاسی اقشار ضعیف را با جمع کردن در مناطق شهری و کارخانه‌ها افزایش داد. همین امر منجر به افزایش ناآرامی‌های سیاسی و اصلاحات ساختاری و نهادی در جهت بازتوزیع درآمدی به نفع اقشار ضعیف توسط نخبگان جامعه شد. بنابراین از دیدگاه نهادی، ساختار اقتصادی و نهادها در یک اقتصاد عاملی مؤثر بر نابرابری درآمدی و توزیع درآمد است (عجم‌اوغلو و رابینسون، ۲۰۰۲).

از سوی دیگر دستیابی به ساختار اقتصادی و تولیدی مناسب، نیازمند است به یک ساختار نهادی مناسب، دولت کارآ و پاسخگو و عاری از فساد، نظام قانونی مناسب که قوانین تجارت را به خوبی تقویت کند و از حقوق مالکیت معنوی حمایت نماید (دادگر و همکاران، ۱۳۹۸)

هارتمن (۲۰۱۴) از نقطه نظر دیگری به مسأله رفاه، توسعه انسانی و نابرابری پرداخته است. او تنوع اقتصادی و شبکه‌های اجتماعی را عاملی مؤثر بر انتخاب‌های اجتماعی و مردم دانسته است. به طور مثال، وجود شبکه‌های اجتماعی ضعیف و انتخاب‌های محدود در اقتصاد، فرصت‌های محدودی را در مسیر زندگی انسان‌ها قرار می‌دهد. با فرض وجود یک سطح بهداشت، درمان و آموزش یکسان، فردی در یک کشور توسعه یافته با پیچیدگی اقتصادی بالا دارای انگیزه، امید و انتخاب‌های اجتماعی بیشتری نسبت به فرد دیگر در یک کشور با پیچیدگی و تنوع اقتصادی پایین است. به عبارت دیگر، وجود آموزش و بهداشت در یک اقتصاد با پیچیدگی پایین اگرچه امری ضروری و لازم است، اما به تنهایی منجر به توسعه اقتصادی و افزایش برابری و کیفیت زندگی نمی‌شود؛ بلکه وجود ساختارهای اقتصادی و تکنولوژیکی مناسب نیز برای توسعه و بهبود

1. Lindert
2. Williamson
3. Aghion & Bolton

کیفیت زندگی لازم است. به عبارتی، هارتمن، از ترکیب دو دیدگاه شومپیتری[1] که تغییرات ساختاری و تکنولوژیکی را عامل توسعه اقتصادی می‌داند و دیدگاه آمارتیاسن[2] که توسعه انسانی را عامل اصلی توسعه اقتصادی می‌داند، استفاده می‌کند.

هارتمن (۲۰۱۴) بیان می‌کند که در سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی[3]، مردم و توانایی‌ها و موقعیت‌هایشان صرفا توسط خصوصیات فردی، فیزیکی و ذهنی و منابعی که در اختیار آن‌ها قرار دارد، قابل توضیح نیست، بلکه ارتباط آن‌ها در یک شبکه در هم تنیده اجتماعی، اقتصادی و سیاسی اهمیت قابل توجهی دارد. ارتباطی که از نگاه آمارتیاسن و سایر اقتصاددانان حوزه توسعه انسانی و نابرابری مغفول مانده است. به طور مثال سیر تکاملی فعالیت‌های اقتصادی محلی و ساختارهای اجتماعی (به طور مثال قدرت، دسترسی به اطلاعات و بازارهای مالی) از جمله عوامل کلیدی توانایی مردم برای تبدیل شدن به فعالین موفق اقتصادی و توسعه سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی به حساب می‌آیند. بررسی‌های شبکه‌های اجتماعی نشان می‌دهد که هر فرد در یک شبکه اقتصادی-اجتماعی قرار داشته که این شبکه، موقعیت‌های شغلی، دسترسی به منابع مالی و اطلاعاتی و توانایی و ظرفیت حل مسائل اقتصادی و اجتماعی فرد را مشخص می‌کند. موقعیت افراد در ساختار شبکه‌های اقتصادی-اجتماعی محلی، کشوری و جهانی عاملی مهم در میزان موقعیت‌های اقتصادی، سطح آموزش و ظرفیت‌های نوآوری و دسترسی به سطح زندگی بهتر است. تنوع تولیدات در یک اقتصاد، که تعیین کننده ساختار اقتصادی-اجتماعی آن است، موقعیت‌های شغلی، آموزش و قدرت چانه‌زنی اتحادیه‌های کارگری را محدود می‌کند. هرچه پیچیدگی و تنوع محصولات یک اقتصاد کمتر باشد، محدودیت‌های شغلی و آموزشی نیز برای کارگران بیشتر بوده و بنابراین قدرت چانه‌زنی کمتری در مقابل کارفرما خواهند داشت. در مقابل وجود ساختارهای اقتصادی-اجتماعی پیچیده و توسعه‌یافته‌تر موقعیت‌های شغلی و آموزشی بیشتری در اختیار عموم جامعه قرار داده، که منجر به افزایش کیفیت سطح زندگی، افزایش قدرت چانه‌زنی طبقه کارگر و در نتیجه کاهش نابرابری درآمدی می‌شود (هارتمن، ۲۰۱۴).

رویکرد پیچیدگی اقتصادی بر تعامل عناصر ناهمگن اقتصادی که منتهی به خصوصیات پنهان و غیرقابل مشاهده در اقتصاد، که نه بواسطه خصوصیات فردی و نه خصوصیات کلان قابل اندازه‌گیری است، تأکید دارد. این رویکرد بر پایه روابط و شبکه‌ها، تنوع اقتصادی و مکانیسم‌های بازخوردی در سطح خرد[4]، کلان[5] و یا میانه[6] استوار است. به عبارت دیگر، رویکرد پیچیدگی اقتصادی، به دنبال فهم روابط مبهم میان انسان، شبکه‌های اجتماعی و سیستم‌های اقتصادی است (هارتمن، ۲۰۱۴).

هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) با استفاده از فیزیک آماری شبکه‌ها[7]، اقتصاد توسعه و اطلاعات مربوط به تجارت خارجی کشورها شاخص پیچیدگی اقتصادی را که نشان‌دهنده سطح تکنولوژی، دانش، مهارت و

1. Schumpeter
2. Amartya Sen
3. Socioeconomic Systems
4. Micro
5. Macro
6. Meso
7. Statistical Physics of Networks

میزان تنوع ساختار تولید است، محاسبه کردند. منطق این روش بر این اساس بوده است که کشورهایی که قادر به صادرات کالاهای با تکنولوژی، پیچیدگی و تنوع بالاتری هستند، دارای سطح تکنولوژی، دانش، مهارت و ساختار اقتصادی پیچیده‌تری نیز هستند (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹).

تا پیش از ارائه شاخص پیچیدگی اقتصادی، محققان به طور معمول از شاخص‌های کلان به عنوان معیار توسعه‌یافتگی، سطح تکنولوژی و ساختار اقتصادی استفاده می‌کردند. از جمله این معیارها می‌توان سطح تولید ناخالص داخلی سرانه و مخارج تحقیق و توسعه را نام برد. استفاده از این معیارها چندان دقیق نبوده است؛ به طور مثال تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان (از جمله کشورهای صادرکننده نفت)، در سطح بالایی بوده؛ اما این کشورها فاقد سطح بالای تکنولوژی، دانش و مهارت بوده و از ساختار اقتصادی تک محصولی و ساده‌ای برخوردارند. همچنین مخارج تحقیق و توسعه، میزان هزینه‌های صورت گرفته بر فعالیت‌های تحقیق و توسعه است و ممکن است هیچگاه این هزینه‌ها به نوآوری و تکنولوژی تبدیل نشود. با این حال، شاخص پیچیدگی اقتصادی ارائه شده توسط هیدالگو و هاسمن دارای برتری نسبت به سایر معیارها است. این شاخص ظرفیت‌های متناسب با ساختار تولید یک کشور در جهت نوآوری و همچنین توانایی استفاده از این نوآوری‌ها در ساختار تولید را نشان می‌دهد (عزیزی و همکاران، ۱۳۹۸). دو مفهوم استفاده شده در این شاخص، یکی تنوع محصولات و دیگری فراگیر بودن به خوبی سطح دانش تجمیع شده، توانایی استفاده از تاکتیک‌ها و نوآوری‌های صورت گرفته در ساختار تولید و سطح تکنولوژی، مهارت و پیچیدگی اقتصادی را نشان می‌دهد (عزیزی، ۱۳۹۸). به طور مثال، تکنولوژی تصویربرداری پزشکی (محصولی است که تنها توسط چند کشور از جمله آمریکا و آلمان صادر می‌شود) دارای فراگیری کمتری نسبت به محصولات چوبی (که توسط بسیاری از کشورها صادر می‌شود) است. در کنار آن آمریکا و آلمان محصولات متنوعی را صادر می‌کنند، به همین دلیل استفاده از دو مفهوم فوق به خوبی می‌تواند پیچیدگی اقتصادی یک کشور را بیان کند (سویت و ماجیو[1]، ۲۰۱۵).

## پیشینه پژوهش

تا کنون پژوهش‌های بسیاری به بررسی تأثیر عوامل مختلف بر نابرابری درآمدی در داخل کشور پرداخته‌اند؛ اما پژوهشی در مورد تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمدی در دست نیست. در جدول ۱ تعدادی از پژوهش‌های انجام گرفته داخل کشور در مورد تأثیر عوامل مختلف بر نابرابری درآمدی ارائه شده است.

**جدول ۱.** خلاصه‌ای از مطالعات داخلی در رابطه با نابرابری درآمدی

| نویسنده | نمونه مورد استفاده | نتایج پژوهش |
|---|---|---|
| نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷) | ایران ۱۳۷۵-۱۳۴۷ | با استفاده از روش OLS فرضیه کوزنتس را مورد بررسی قرار داده اند. نابرابری درآمدی یک بار با استفاده از ضریب جینی و یک بار با استفاده از سهم ۴۰ درصد |

1. Sweet & Maggio

| نویسنده | نمونه مورد استفاده | نتایج پژوهش |
|---|---|---|
| | | فقیر محاسبه شده است. بر اساس نتایج این پژوهش، فرضیه کوزنتس در ایران مورد تأیید قرار نگرفت. |
| گرجی و برهانی‌پور (۱۳۸۷) | ایران ۱۳۸۳-۱۳۴۷ | با استفاده از روش همجمعی یوهانسون جوسیلیوس نشان داده اند که فرضیه کوزنتس در اقتصاد ایران برقرار بوده است و جهانی شدن، نرخ تورم و بیکاری با نابرابری درآمدی ارتباط مستقیم داشته، در حالی که مخارج عمومی دولت با کاهش نابرابری ارتباط مستقیم دارد. |
| صامتی و سجادی (۱۳۹۱) | ۱۱کشور با توسعه‌انسانی متوسط و درآمد سرانه بالاتر از میانگین ۲۰۰۵-۱۹۸۴ | نتایج تخمین این مطالعه فرضیه رابطه U وارونه بین نابرابری توزیع درآمد و شاخص‌های توسعه مالی را رد می‌کند و در عین حال وجود رابطه خطی و منفی بین این دو را تأیید می‌کند. |
| نوفرستی و رزمی (۱۳۹۳) | ایران ۱۳۸۹-۱۳۵۲ | در این مطالعه ضریب جینی به عنوان شاخصی برای نابرابری درآمدی و نسبت تسهیلات اعطایی به بخش صادرات به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی در بخش صادرات مورد استفاده قرار گرفت. نتایج مدل ARDL بیانگر آن است که توسعه مالی در بخش صادرات سبب افزایش نابرابری درآمدی در ایران شده است. |
| زراء نژاد و حسین پور (۱۳۹۳) | ایران ۱۳۹۰-۱۳۵۰ | نتایج این پژوهش بیانگر آن است که از شش زیر شاخص توسعه مالی، شاخص‌های بخش بانکی، بخش مالی غیر بانکی، قانون‌گذاری و نظارت، باز بودن بخش مالی و بخش نهادی سبب کاهش ضریب جینی می‌شوند؛ اما زیر شاخص توسعه بخش پولی تأثیر معناداری بر توزیع درآمد نداشته است. |
| موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) | ایران ۱۳۹۰-۱۳۶۳ | بر اساس نتایج این پژوهش، رشد اقتصادی و تورم تأثیر منفی و درآمد حاصل از مالیات بر درآمد، درآمد حاصل از نفت و گاز و بهره‌وری نیروی کار تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمد داشته‌اند. همچنین دیدگاه کوزنتس و کالدور در مورد ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد نیز تأیید گردید. |
| افشاری و بیک زاده (۱۳۹۵) | ایران ۱۳۹۴-۱۳۵۷ | نتایج این پژوهش بیانگر آن است که در بلندمدت توسعه مالی سبب کاهش نابرابری درآمدی شده است و تأثیر درآمد سرانه بر نابرابری درآمدی مطابق نظریه U معکوس کوزنتس بوده است. همچنین در بلندمدت توسعه مالی، افزایش درآمد سرانه و افزایش مخارج تأمین اجتماعی فقر را کاهش داده است. |
| شاه آبادی و فرهمند (۱۳۹۵ | ۱۸ کشور منتخب اسلامی ۲۰۱۵-۱۹۹۶ | نتایج حاصل از این پژوهش بیانگر تأثیر منفی متغیر تقاطعی فراوانی منابع مالی با حکم‌رانی بر ضریب جینی است. همچنین نتایج حاصل از تفکیک شاخص حکمرانی خوب بیانگر تأثیر منفی و معنادار متغیر تقاطعی برآوردی و هر شش زیر شاخص حکم رانی خوب بر ضریب جینی است. |
| ادیب پور و محمدی ویایی (۱۳۹۵) | دو گروه کشورهای با درآمد بالا و متوسط ۲۰۱۲-۲۰۰۰ | نتایج این پژوهش بیانگر آن است که فساد اقتصادی در هر دو گروه از کشورها تأثیر مثبت و معناداری بر ضریب جینی دارد. دیگر نتایج این پژوهش نشان دهنده تأثیر منفی رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد بالا و تأثیر مثبت آن در کشورهای با درآمد متوسط است. همچنین مالیات تأثیر منفی و بیکاری تأثیر مثبتی بر ضریب جینی در هر دو گروه از کشورها داشته است. |
| شاه آبادی و همکاران (۱۳۹۵) | کشورهای منتخب عضو جنبش عدم تعهد ۲۰۱۲-۱۹۹۶ | نتایج بیانگر تأثیر مثبت حکمرانی بر برابری درآمد است. همچنین توسعه مالی، سرمایه انسانی و یارانه‌های اعطایی توسط دولت تأثیر مثبتی بر برابری درآمد داشته‌اند، متغیر ترکیبی تفاوت نرخ رشد جبران خدمات نیروی کار و نرخ تورم اثر مثبت و بی معنا و رابطه متقابل فراوانی منابع طبیعی با حکمرانی اثر مثبت و معناداری بر برابری درآمد داشته است. |
| دهقانی و همکاران (۱۳۹۶) | ایران ۱۳۹۳-۱۳۵۰ | یافته های حاصل از روش رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم نشان داده است که ارتباط مستقیم و غیرخطی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در بخش خطی و غیرخطی مدل تأیید شده است. |

| نویسنده | نمونه مورد استفاده | نتایج پژوهش |
|---|---|---|
| اشرفی و همکاران (۱۳۹۷) | ایران ۱۳۹۵-۱۳۵۷ | با استفاده از روش ARDL نشان داده اند که ارتباط معکوس میان نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در بلندمدت وجود داشته است؛ به عبارتی وجود رابطه U شکل در ایران تأیید گردید. همچنین نتایج این پژوهش بیانگر وجود رابطه S شکلی میان این دو متغیر در ایران نیز می‌باشد. |
| سر خوش سرا و همکاران (۱۳۹۹) | ایران ۱۳۹۴-۱۳۵۲ | به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در چارچوب دیدگاه توماس پیکتی پرداخته اند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و معنی داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملـی در ایـران نداشـته و شواهدمحکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. |
| جعفری و همکاران (۱۴۰۰) | ایران ۱۳۹۶-۱۳۵۷ | تاثیر سیاست های پولی و مالی را بر نابرابری درآمد بررسی کرده اند. نتایج این تحقیق با استفاده از مدل ARDL نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، چنانچه میزان حجم پول، نرخ تورم، نرخ سود سپرده‌های مدت‌دار، نرخ ارز و مخارج دولت افزایش یابد، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد و افزایش درآمدهای مالیاتی سبب کاهش نابرابری درآمدی گردیده است. |

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۱ گستردگی مطالعات داخلی و عوامل مختلف اثرگذار بر نابرابری درآمدی را آشکار می سازد. در خارج از کشور نیز حجم بسیار گسترده‌ای از این مطالعات در دست است. از اینرو در ادامه تنها تعدادی از مطالعات جدیدی را بررسی می کنیم که تاثیر کیفیت نهادی و یا پیچیدگی اقتصادی را مورد نظر قرار داده‌اند.

هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه خود با عنوان ارتباط پیچیدگی اقتصادی، نهادها و نابرابری درآمدی با استفاده از شاخص‌های نهادی و شاخص پیچیدگی اقتصادی ارائه شده توسط هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) اثر این دو عامل و سایر عوامل را در چارچوب منحنی کوزنتس بر نابرابری درآمدی مورد بررسی قرار داد. نمونه مورد بررسی آن‌ها اطلاعات نامتقارن ۱۵۰ کشور در دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۰ بوده و از ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمدی استفاده شده است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که پیچیدگی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است. همچنین شاخص‌های نهادی نیز اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته‌اند. این نتایج نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی میزان سطح توسعه‌یافتگی و نحوه تولید ثروت و توزیع آن در جامعه تشریح می‌کند.

مورایس و همکاران[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد (تفاوت دستمزد منطقه‌ای) در برزیل پرداخته اند. ایشان با استفاده از روش پانل در ۲۷ ایالت برزیل طی دوره ۲۰۰۲ - ۲۰۱۴ نشان داده اند که اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمدی به شکل U وارونه است. بنابراین در ابتدا با رشد پیچیدگی نابرابری افزایش و در سطوح بالای پیچیدگی نابرابری کاهش می یابد.

ناپلاوا[2] (۲۰۲۰) به شناسایی رابطه بین کیفیت نهادی و نابرابری درآمد در کشورهای شوروی سابق طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۷ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که افزایش کیفیت نهادی تا یک

1. Morais *et al.*
2. Náplava

حد آستانه با افزایش نابرابری درآمد همراه است. اما پس از آن، کیفیت نهادی بالاتر منجر به کاهش نابرابری درآمد می شود. کیفیت فزاینده نهادی منجر به تعمیق نابرابری درآمد بین ثروتمندترین طبقه اجتماعی در مقایسه با فقیرترین و طبقه متوسط می گردد.

چو و هوانگ[1] (۲۰۲۰) با استفاده از داده های تابلویی[2] در هشتاد و هشت کشور از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ نشان داده اند که پیچیدگی اقتصادی به طور قابل توجهی با نابرابری درآمدی بالاتر مرتبط است. آنها بیان می کنند که از آنجا که ایجاد پیچیدگی اقتصادی یک فرآیند طولانی و پرهزینه است، تغییرات در ماهیت این رابطه مشروط به تکامل سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی است.

آساموئا[3] (۲۰۲۱) اثر آستانه ای کیفیت نهادی بر توزیع درآمد را در گروهی از کشورهای در حال توسعه و پیشرفته از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ مورد بررسی قرار داد. یافته های این مطالعه نشان می دهد که زمانی که کیفیت نهادی با شاخص های حکمرانی اندازه گیری می شود، یک اثر درجه دوم را برای کشورهای پیشرفته، اما یک اثر منفی یکنواخت برای کشورهای در حال توسعه وجود دارد و هنگامی که معیار کیفیت سازمانی مبتنی بر راهنمای ریسک کشور به عنوان متغیر آستانه استفاده می شود، یک رابطه U شکل معکوس کوزنتس بین کیفیت نهادی و نابرابری درآمد برای کشورهای پیشرفته و در حال توسعه تایید می شود. نتایج همچنین مقدار آستانه بالاتری را برای کشورهای در حال توسعه در مقایسه با اقتصادهای پیشرفته نشان می دهد.

لی و وانگ[4] (۲۰۲۱)، در پژوهشی به تعیین رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمدی و ریسک کشورها پرداخته اند. آنها با استفاده از داده‌های پانل متوازن[5] برای ۴۳ کشور جهان از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۶، نشان داده اند که ریسک کشور بر پیوند نابرابری و پیچیدگی تأثیر گذاشته است به طور خاص، در حالی که افزایش پیچیدگی اقتصادی، توزیع برابرتر درآمد را در کشورهای با ریسک کشور پایین به ارمغان می آورد، در حالیکه نابرابری را در کشورهای با ریسک اقتصادی بالا کاهش نمی دهد.

بین[6] (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد با در نظر گرفتن نقش عوامل حاکمیتی می پردازد. این مطالعه از داده‌های به‌دست‌آمده از ۲۴ کشور آفریقایی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ استفاده کرده است. یافته های این مطالعه نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. با این حال، ضریب عبارت تعاملی آن با حکمرانی منفی و معنی‌دار است که نشان می‌دهد با بهبود شرایط حاکمیتی اثر آن کاهش می‌یابد.

آنچه از ادبیات نظری این حوزه برمی‌آید این است که نابرابری درآمدی می تواند از ابعاد مختلف توسعه یافتگی اثر پذیرد. این ابعاد مختلف می تواند شامل توسعه یافتگی درآمدی، نهادی و تکنولوژیکی باشد. بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمدی موضوعی است که به دلیل تازگی انتشار این

1. Chu & Hoang
2. Panel Data
3. Asamoah
4. Lee & Wang
5. Balanced Panel
6. Beyene

شاخص، در مطالعات موجود کمتر بدان پرداخته شده و به ویژه بررسی این ارتباط در کشورهای در حال توسعه مورد توجه نبوده است. این در حالی است که عدم توسعه یافتگی مناسب در این گروه از کشورها به شکل قابل توجهی در ساختار صادراتی آنها منعکس شده و اغلب صادراتی متمرکز و با سطح فناوری پایین را شامل می شود. همچنین شرایط نهادی نیز به عنوان یکی دیگر از ابعاد توسعه یافتگی، نابرابری درآمدی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از اینرو در نظر گرفتن دو شاخص حکمرانی خوب و پیچیدگی اقتصادی در کنار درآمد سرانه می‌تواند توسعه یافتگی را از ابعاد مختلف در الگو لحاظ نماید.

## الگوی تجربی و معرفی متغیرها

در این مقاله مبتنی بر مدل استفاده شده در مقاله هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) که مدلی بر پایه منحنی کوزنتس است، اثر شاخص حکمرانی و پیچیدگی اقتصادی را بر نابرابری درآمدی در ۴۳ کشور منتخب درحال توسعه بررسی می‌کنیم. این مدل به صورت زیر ارائه شده است:

$$GINI_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 log\,(GDPPC_{i,t}) + \beta_3 \left(log\,(GDPPC_{i,t})\right)^2 + \beta_4 log\,(POP_{i,t}) + \beta_5 GOOD_GOVERNANCE_{i,t} + \beta_6 ECI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این مدل از ضریب جینی[1] به عنوان معیار نابرابری درآمدی استفاده شده است. این ضریب که توسط کورادو جینی[2] (۱۹۱۲) معرفی شد، نحوه توزیع درآمد در میان دهک‌های مختلف جامعه را نشان می‌دهد. مقدار این متغیر بین صفر تا یک بوده که صفر به معنی توزیع درآمد کاملاً برابر و یک به معنی توزیع درآمد کاملاً نابرابر میان دهک‌های مختلف است. متغیرهای توضیحی مدل نیز، شامل تولید ناخالص داخلی سرانه و توان دوم آن، جمعیت، حکمرانی خوب و شاخص پیچیدگی اقتصادی است. مطابق با فرضیه منحنی کوزنتس، به منظور تأیید این فرضیه باید ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و ضریب توان دوم آن منفی شود. به عبارت دیگر، فرضیه منحنی کوزنتس در رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی بیان می‌کند که در سطوح پایین درآمدی، با رشد اقتصادی نابرابری درآمدی افزایش ($\beta_2 > 0$) و پس از رسیدن به سطح آستانه، در سطوح بالاتر توسعه با رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی کاهش ($\beta_3 < 0$) می‌یابد (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷). حکمرانی خوب نیز مطابق با نظریات عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۰۲) دارای اثر منفی بر نابرابری درآمدی است. وجود نهادهای توسعه‌یافته، ساختارهای مناسب سیاسی و فضای نهادی خوب می‌تواند میزان نابرابری درآمدی میان اقشار جامعه را کاهش دهد. پیچیدگی اقتصادی نیز مطابق مبانی نظری بیان شده، از چند جنبه می‌تواند اثر منفی بر نابرابری درآمدی داشته باشد. از یک سو، وجود پیچیدگی بالای اقتصادی نشان‌دهنده سطح تکنولوژی، دانش و مهارت بالاتر در اقتصاد بوده و از سوی دیگر، وجود تنوع در ساختار اقتصادی انتخاب نیروی کار را افزایش می‌دهد. از این رو انتظار می‌رود که پیچیدگی بیشتر، نابرابری درآمدی را کاهش دهد. متغیر دیگر لگاریتم طبیعی جمعیت است. جمعیت بیشتر نشان‌دهنده تنوع بیشتر در حوزه اقتصادی-اجتماعی نیز خواهد بود، بنابراین می‌توان انتظار داشت که جمعیت اثر منفی بر نابرابری درآمدی نیز داشته باشد.

1. GINI Coefficient
2. Corrado Gini

به منظور بررسی تجربی مدل فوق، از اطلاعات ۴۳ کشور در حال توسعه در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۵ [۱]استفاده شده است. اطلاعات مربوط به ضریب جینی کشورها از کتابخانه اطلاعاتی دانشگاه هاروارد[۲] استخراج شده است. اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت ثابت و بر اساس قدرت خرید نسبی) و جمعیت از سایت بانک جهانی[۳] جمع‌آوری شده است. شاخص حکمرانی خوب نیز میانگین شش شاخص (کنترل فساد، اثربخشی دولت، پایداری سیاسی و فقدان خشونت، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون، آزادی و پاسخگویی حاکمیت) ارائه شده توسط بانک جهانی است. شاخص پیچیدگی اقتصادی نیز از اطلس دانشگاه ام‌ای‌تی[۴] گردآوری شده است.

ماهیت داده‌های مدل تجربی پژوهش به گونه‌ای است که از مدل اقتصادسنجی پنل استفاده شده است. مزیت استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پنل در کنترل ناهمسانی، تغییرپذیری بیشتر، کاهش هم‌خطی، درجات آزادی و کارایی بیشتر نسبت به مدل‌های مقطعی و سری زمانی است. به طور معمول، در مدل‌های متداول سری زمانی و مقطعی ناهمگنی‌های مربوط به گروه‌ها لحاظ نشده و نتایج با ریسک تورش‌دار بودن مواجهند. این ناهمگنی که به خاطر تفاوت‌های ساختاری میان گروه‌ها وجود دارد، در روش داده‌های پنل در نظر گرفته شده و منجر به برآوردهای ناریب و سازگار می‌شوند (بالتاجی و لوین، ۱۹۹۲). در کنار این یکی از مزایای استفاده از مدل پانل، نیاز کمتر به متغیرهای توضیحی به دلیل در نظر گرفتن اثرات ثابت یا تصادفی در مدل است (بالتاجی، ۱۹۹۵).

به منظور در نظر گرفتن اثرات پویای متغیرها، از مدل پنل پویا استفاده شده است. در این روش، وقفه متغیر وابسته مدل به عنوان متغیر توضیحی در مدل وارد می‌شود. اضافه کردن این متغیر به متغیرهای توضیحی تغییرات عمده در تفسیر مدل ایجاد می‌کند. بدون در نظر گرفتن وقفه متغیر وابسته در مدل، متغیرهای توضیحی مجموعه کاملی از اطلاعات را که متغیر وابسته مشاهده شده را تولید می‌کند، نشان می‌دهد؛ اما با وارد کردن وقفه متغیر وابسته، تمامی اطلاعات متغیرهای توضیحی در گذشته موجود بوده و هر اثر مشاهده شده از متغیر توضیحی حاصل اطلاعات جدید است. با وجود مزیت مدل‌های پنل پویا، مشکلاتی در برآورد اینگونه مدل‌ها بوجود می‌آید. در هر دو روش اثرات ثابت و تصادفی، مشکل اساسی همبستگی میان متغیر وقفه و جملات اخلال است، حتی در صورتی که جملات اخلال فاقد خودهمبستگی باشند. به طور مثال، در تخمین مدل پنل پویا با روش اثرات ثابت، تخمین‌زن دارای اریب بوده و این اریب دارای رابطه معکوس با تعداد مشاهدات در زمان ( $\frac{1}{T}$ ) دارد. اگرچه با افزایش دوره زمانی می‌توان اریب ناشی از تخمین‌زن اثرات ثابت را کاهش داد؛ اما به طور معمول داده‌های پنل دارای محدودیت دوره زمانی بوده و تنها افزایش مشاهدات از طریق افزایش تعداد مقاطع ممکن است. به همین دلیل به روش دیگری برای برآورد مدل‌های پنل پویا نیاز است. آرلانو و باند[۵] (۱۹۹۱) و آرلانو و بوور[۶] (۱۹۹۵) روش گشتاور تعمیم‌یافته[۷] را ارائه کردند که کاراتر از روش‌های متداول قبلی بوده و مشکل تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را رفع می‌کند

---

۱. انتخاب کشورها و دوره مورد مطالعه بر اساس حداکثر داده های موجود در کشورهای در حال توسعه صورت پذیرفته است.

2. https://dataverse.harvard.edu/
3. https://data.worldbank.org/
4. https://atlas.media.mit.edu/
5. Arellano & Bond
6. Arellano & Bover
7. Generalized method of moments

(گرین[1]، ۲۰۱۲). به همین منظور در این پژوهش از مدل اقتصادسنجی پنل پویا و برآوردگر گشتاوری تعمیم‌یافته استفاده شده است.

## تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

پیش از ارائه نتایج مدل مانایی متغیرهای پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. مانا نبودن برخی از متغیرها ممکن است سبب رگرسیون کاذب شود. آزمون‌های مختلفی برای بررسی مانایی در داده‌های پانل وجود دارد. در این پژوهش از آزمون مانایی لوین، لین و چو[2] (LLC) استفاده شده است. فرض صفر این آزمون بیانگر وجود ریشه واحد یا به عبارتی نامانایی متغیرها است. نتایج آزمون لوین، لین و چو بیانگر مانا بودن همه متغیرها در سطح است؛ بنابراین نیازی به انجام آزمون هم انباشتگی نمی‌باشد. نتایج آزمون LLC در جدول ۲ ارائه شده است.

**جدول ۲.** نتایج آزمون ریشه واحد LLC

| متغیرها | LLC | | نتیجه |
|---|---|---|---|
| | مقدار آماره | احتمال | |
| GINI | -۶/۵۶۲ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |
| Good governance | -۶/۰۴۷ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |
| LGDPPC | -۹/۴۶۵ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |
| $LGDPPC^2$ | -۹/۲۲۲ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |
| LPOP | -۷/۰۵۰ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |
| ECI | -۶/۴۹۱ | ۰/۰۰۰۰ | I(0) |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ماهیت داده‌های پژوهش که به صورت پانل است در ادامه قابلیت ترکیب آن‌ها با استفاده از آزمون F لیمر مورد بررسی قرار گرفته است. فرض صفر این آزمون بیانگر این است که رگرسیون دارای عرض از مبدأ و شیب مشترک میان مقاطع است و به عبارتی مدل تلفیقی[3] است و فرض مقابل آن بیانگر عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن و به عبارتی مدل داده‌های تابلویی[4] است. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. احتمال آماره F لیمر برای تمامی مدل‌ها کم‌تر از ۰.۰۵ است و بیانگر آن است که تمامی مدل‌ها قابلیت برآورد به روش داده‌های ترکیبی را دارند.

**جدول ۳.** نتایج آزمون F لیمر

| آماره آزمون | مقدار احتمال |
|---|---|
| اف لیمر | ۶۲۷/۶۵ |
| (prob) | [۰/۰۰۰۰] |
| اعداد داخل کروشه بیانگر احتمال است. | |

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Greene
2. Levin, Lin & Chu
3. Pool Data
4. Panel Data

در ادامه نتایج برآورد مدل‌های پنج‌گانه با استفاده از روش GMM در جدول ۴ ارائه شده است. در هر خانه عدد بالا ضریب تخمین و عدد داخل کروشه بیانگر احتمال آماره z است. برای بررسی اعتبار ماتریس ابزارها از آزمون سارگان استفاده شده است. برای تمامی مدل‌ها مقدار احتمال این آماره بزرگتر از ۰.۰۵ است و نمی‌توان فرض صفر این آزمون را رد کرد. فرض صفر این آزمون بیانگر نبود همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. بنابراین ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل‌های پژوهش دارای اعتبارند.

**جدول ۴.** نتایج برآورد الگوی پژوهش

| متغیرها | ضرایب [احتمال آماره ] |
|---|---|
| متغیر وابسته با وقفه | ۰/۹۳۷<br>[۰/۰۰۰] |
| LGDPPC | ۰/۲۰۶<br>[۰/۰۰۰] |
| $LGDPPC^2$ | -۰/۰۰۱<br>[۰/۰۰۰] |
| LPOP | -۰/۰۰۳<br>[۰/۰۰۰] |
| Good governance | -۰/۰۰۳<br>[۰/۰۰۰] |
| ECI | -۰/۰۰۴<br>[۰/۰۰۰] |
| Chi2<br>(prob) | ۰/۰۰۰۰ |
| Sargan test<br>(prob) | ۴۲/۳۷۴<br>[۰/۹۹۹۴] |
| Number of obs | ۵۱۶ |
| Number of groups | ۴۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در مدل (۰/۲۰۶) برآورد شده و با توجه به احتمال آماره آن در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار است. همچنین ضریب توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه (۰/۰۰۱-) منفی و در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار است. نتایج بدست آمده از ضریب این دو متغیر نشان می‌دهد که فرضیه منحنی کوزنتس برای کشورهای نمونه مورد تأیید قرار گرفته است. این نتیجه بیان می‌کند که در سطوح پایین درآمد سرانه، رشد اقتصادی منجر به افزایش نابرابری درآمدی شده؛ اما با افزایش سطح درآمد سرانه، رشد اقتصادی اثر منفی کمتری بر نابرابری درآمد داشته و در نهایت در سطوح بالای درآمد سرانه، رشد اقتصادی به کاهش نابرابری اقتصادی منتهی می‌شود. مطابق مبانی نظری، دلایل متفاوتی برای این پدیده ذکر شده است. یکی از علل آن، حرکت از اقتصاد مبتنی بر کشاورزی به اقتصاد صنعتی است که نابرابری درآمدی را افزایش داده، اما حرکت از اقتصاد صنعتی به اقتصاد مبتنی بر خدمات

منجر به کاهش نابرابری درآمدی شده است. همچنین رشد سریع‌تر دستمزد در سطوح بالای توسعه نسبت به بازده سرمایه، یکی دیگر از عوامل رابطه U معکوس میان درآمد سرانه و نابرابری درآمدی است.

ضریب برآورد شده حکمرانی خوب (۰/۰۰۳-) منفی و در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار شده است. نتیجه بدست آمده از این متغیر که معیاری برای وضعیت نهادی و عملکرد حاکمیت بوده است، نشان می‌دهد که با بهبود فضای نهادی و افزایش کارایی و عملکرد حاکمیت، توزیع درآمد میان اقشار مختلف جامعه بهبود یافته است و نابرابری درآمدی کاهش یافته است. عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۰۲) عنوان می‌کنند که این تنها رشد اقتصادی نیست که عامل کاهش نابرابری درآمدی بوده است، بلکه نهادها نقشی مؤثر در نحوه توزیع درآمد و ثروت داشته‌اند. نتایج بدست آمده از برآورد مدل نیز تأیید می‌کند که کیفیت حکمرانی اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال توسعه داشته است.

در نهایت، ضریب مربوط به شاخص پیچیدگی اقتصادی (۰/۰۰۴-) در سطح خطای ۱ درصد منفی و معنی‌دار شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که علاوه بر شاخص‌های توسعه کلان از جمله درآمد سرانه و شاخص‌های نهادی، ساختار اقتصادی نیز تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است. مطابق با مبانی نظری پیچیدگی اقتصادی بیشتر به معنی وجود ساختار اقتصادی پیچیده و متنوع، سطح بالای دانش و مهارت و فرصت‌های بیشتر برای انتخاب، آموزش و کسب مهارت است. بنابراین اگرچه رشد اقتصادی در سطوح بالای توسعه و وجود ساختارها و نهادهای مناسب باعث بهبود توزیع درآمد شده اما به تنهایی متضمن ایجاد برابری درآمد در اقتصاد نیست، بلکه ساختار تولید پیچیده و متنوع‌تر از طرفی حق انتخاب برای نیروی کار را افزایش داده و از طرف دیگر، توزیع بهتر دانش و مهارت میان نیروی کار به واسطه تنوع تولید، انگیزه نیروی کار به منظور ایجاد اتحادیه‌های کارگری و چانه‌زنی برای افزایش دستمزد را بالا برده و منجر به بهبود توزیع درآمد در جامعه می‌شود.نتایج بدست آمده در این پژوهش در خصوص فرضیه منحنی کوزنتس همسو با نتایج تجربی گذشته از جمله مطالعات کامپانو و سالواتوره (۱۹۸۸)، میلانوویچ (۲۰۰۰)، هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) و همچنین مطالعات داخلی گرجی و برهان‌پور (۱۳۸۷)، موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) و اشرفی وهمکاران (۱۳۹۷) بوده و فرضیه منحنی کوزنتس را تایید می‌کند. همچنین این پژوهش نتایج بدست آمده در مطالعات هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) و شاه آبادی و همکاران (۱۳۹۵) در خصوص اثر حکمرانی بر نابرابری درآمدی را تایید می‌کند و نشان می‌دهد علاوه بر عوامل نهادی و رشد اقتصادی، پیچیدگی اقتصادی نیز اثر مهم و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در کشورهای درحال توسعه داشته است.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

توزیع درآمد به عنوان یکی از مسائل مهم در ادبیات اقتصادی همواره مورد بحث بوده است. برخلاف اقتصاددانان کلاسیک که معتقد بودند نابرابری درآمدی محرک رشد اقتصادی است، امروز نابرابری درآمدی به عنوان معضلی برای توسعه اقتصادی دیده می‌شود. از یک سو، نابرابری باعث بروز نارضایتی و ناآرامی سیاسی و افزایش خشونت و قتل در جامعه شده و از طرف دیگر بهبود کیفیت زندگی و رشد سرمایه انسانی به عنوان یکی از محرک‌های رشد اقتصادی را محدود می‌کند. مطالعات گذشته نشان دادند که عوامل مختلفی بر نابرابری درآمدی اثرگذارند از جمله سطح درآمد سرانه، جمعیت، وضعیت نهادی و حکمرانی،

سرمایه انسانی، فساد و ... بوده است. اگرچه این عوامل تنها جنبه‌های کلان اقتصادی را مد نظر قرار داده و جنبه‌های خرد و ساختار اقتصادی مغفول مانده است. این پژوهش به کمک شاخص پیچیدگی اقتصادی ارائه شده توسط هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) اثر جنبه دیگری از توسعه اقتصادی را بر نابرابری درآمدی مورد بررسی قرار داد. شاخص ارائه شده که بر اساس اطلاعات تجارت خارجی و فیزیک آماری شبکه‌ها طراحی شده، پویایی‌های اقتصاد، سطح تکنولوژی، دانش و مهارت و نحوه توزیع این دانش و مهارت در جامعه را در خود دارد. نتایج بررسی تجربی این پژوهش نشان داد که علاوه بر عوامل کلان اقتصادی از جمله سطح درآمد سرانه و حکمرانی خوب، ساختار اقتصادی نیز از جمله عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی است. به عبارت دیگر، تنها رشد اقتصادی بر اساس نظریه منحنی کوزنتس و وجود نهادهای با کیفیت منجر به کاهش نابرابری درآمدی نمی‌شود، بلکه ساختار اقتصادی نیز دارای اهمیت است. نوع کالاهایی که در یک اقتصاد تولید می‌شود، انتخاب شغلی، موقعیت‌های آموزشی و قدرت اتحادیه‌های کارگری را محدود می‌کند. از سوی دیگر، در دنیایی که قدرت سیاسی بر پایه قدرت اقتصادی است، تمرکز منابع در یک یا چند صنعت محدود (به طور مثال در اقتصادهای تک محصولی مبتنی بر منابع طبیعی) احتمال فساد سیاسی و افزایش نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. بنابراین ساختار اقتصادی پیچیده‌تر انتخاب شغلی، موقعیت آموزشی و قدرت اتحادیه‌های کارگری را افزایش داده و احتمال تسخیر قدرت سیاسی توسط گروهی را محدود کرده و منجر به بهبود توزیع درآمد میان اقشار مختلف جامعه می‌شود.

### ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

## منابع


ادیب پور، مهدی و محمدی ویایی، آزاده. (۱۳۹۵). اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۴ (۱۴): ۱۶۸-۱۵۳.

اشرفی، سکینه؛ بهبودی، داود و دژپسند، فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی رابطه غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۵ (۱۸): ۴۲-۲۱.

افشاری، زهرا و بیک زاده، سمانه. (۱۳۹۵). توسعه مالی، نابرابری درآمدی و فقر در ایران. *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۵ (۱۴): ۲۸-۹.

جعفری، مهدی؛ عمادی، سید جواد و رمضانپور، اسماعیل. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر همزمان سیاست‌های پولی و مالی بر نابرابری درآمد در ایران. *اقتصاد کاربردی*، ۱۱(۳۶): ۵۱-۳۹.

دادگر، یداله؛ یزدانی، مهدی و خوئینی، پریسا. (۱۳۹۸). بررسی و شناسایی متغیرهای مؤثر بر تحقق اقتصاد دانش‌بنیان در ایران و کشورهای منتخب در افق ۲۰۵۰. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۶(۱): ۱۲۰-۱۰۱.

دهقانی، علی؛ حسینی، سید محمدحسن؛ فتاحی، محمد و حکمتی فرید، صمد. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰ رهیافت رگرسیون غیر خطی انتقال ملایم. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶ (۲۱): ۲۳۶-۲۱۳.

زراء نژاد، منصور و حسین پور، عبدالکریم. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر توسعه بازارهای مالی بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصاد سنجی*، ۱ (۱): ۱۹-۱.

سرخوش سرا، علی؛ نصراللهی، خدیجه؛ آذربایجانی، کریم و بخشی دستجردی، رسول. (۱۳۹۹). تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۹): ۲۹-۵۴.

شاه آبادی، ابوالفضل و فرهمند، محمد. (۱۳۹۵). تأثیر متقاطع فراوانی منابع مالی با شاخص نهادی حکم‌رانی در توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۱ (۴): ۷۴-۴۹.

شاه آبادی، ابوالفضل؛ امیری، بهزاد و ساری گل، سارا. (۱۳۹۵). نهادها و برابری درآمد (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو جنبش عدم تعهد). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶ (۶۱): ۱۷۹-۱۵۵.

صامتی، مجید و سجادی، زهرالسادات. (۱۳۹۱). تأثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷ (۱۴): ۱۵۰-۱۲۹.

عزیزی، زهرا. (۱۳۹۸). بررسی نحوه اثرگذاری پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش صنعت. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۴(۱): ۳-۲۴.

عزیزی، زهرا؛ دارایی، فاطمه و ناصری بروجنی، علیرضا. (۱۳۹۸). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر آلودگی محیط زیست. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۷(۲):۲۱۹-۲۰۱.

گرجی، ابراهیم و برهانی پور، محمد. (۱۳۸۷)، اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۰ (۳۴): ۹۹- ۱۲۴.

موســوی جهرمی، یگانه؛ خداد کاشــی، فرهاد و موســی پور احمدی، عالمه. (۱۳۹۳). ارزیابی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی در جامعه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹ (۶۱): ۱۱۷-۱۴۷.

نوفرسـتی، ابوالفضـل و رزمی، محمد جواد. (۱۳۹۳). بررسـی تأثیر توسـعه مالی در بخش صـادرات بر نابرابری درآمد در ایران. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۴ (۱۳): ۸۱-۱۰۴.

نیلی، مســعود و فرح بخش، علی. (۱۳۷۷). ارتباط رشــد اقتصــادی و توزیع درآمد. *مجله برنامه و بودجه*، ۳ (۱۰ و ۱۱): ۱۵۴-۱۲۱.

**References**

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Books.

Acemoglu, D., Aghion, P., & Violante, G. L. (2001). Deunionization, technical change and inequality. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (55(1), 229-264). North-Holland.

Adibpour, M., & Mohammadi Viaei, A. (2016). The effects of corruption on economic inequality income distribution. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 4*(14), 153-168 (In Persian).

Afshari, Z., & Azari, S. (2017). Financial Development, Income Inequality and Poverty in Iran. *Iranian Economic Development Analyses, 5*(1), 9-28 (In Persian).

Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A trickledown theory of growth and development. *Review of Economic Studies*, *64*, 151-162.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51.

Asamoah, L. A. (2021). Institutional quality and income inequality in developing countries: A dynamic panel threshold analysis. *Progress in Development Studies*, *21*(2), 123-143.

Ashrafi, S., Behbudi, D., & Dejpasand, F. (2018). Study of non-linear relationship between income inequality and economic growth: A case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 5*(3), 21-42 (In Persian).

Azizi, Z. (2019). The effect of economic complexity on energy consumption in the industrial sector. *The Journal of Planning and Budgeting*, *24*(1), 3-24 (In Persian).

Azizi, Z., Daraei, F., & Boroujeni, A. N. (2019). The impact of economic complexity on environmental pollution. *Economic Development Policy*, *7*(2), 201-219 (In Persian).

Baltagi, B. H. (1995). *Econometric analysis of panel data.* England: John Wiley & Sons.

Beyene, A. B. (2022). Income inequality and economic complexity in Africa: interaction effect of governance quality. Available at: https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1666376/v1.

Chu, L. K., & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, *68*, 44-57.

Coccia, M. (2018). Violent crime driven by income Inequality between countries. *Turkish Economic Review*, *5*(1), 33-55.

Dadgar, Y., Yazdani, M., & Khoeini, P. (2019). Investigating and identifying variables affecting the realization of the economics of students in Iran and selected countries on the horizon of 2050. *Journal of Iranian Economic Issues*, *6*(1), 101-120 (In Persian).

Dehghani, A., hosseini, S. M. H., Fattahy, M., & Hekmatifarid, S. (2017). The impact of economic growth on iranian income distribution, (nonlinear LSTAR approach). *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 6*(21), 213-236 (In Persian).

Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, *57*(2), 259-287.

Gorji, E., & Borhanipour, M. (2008). Globalization and income distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *10*(34), 99-124 (In Persian).

Greene, W.H. (2012). *Econometric Analysis*. 7th Edition, Prentice Hall, Upper Saddle River.

Hartmann, D. (2014). *Economic complexity and human development: How economic diversification and social networks affect human agency and welfare*. London: Routledge, Taylor & Francis Group.

Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, *93*, 75-93.

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *106*(26), 10570-10575.

Jafari, M., Emadi, S. J., & Ramazanpour, E. (2021). Investigating the simultaneous impact of monetary and financial policies on income inequality in Iran. *Iranian Journal of Applied Economics*, *11*(36), 39-51 (In Persian).

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, *45*(1), 1–28.

Lee, C. C., & Wang, E. Z. (2021). Economic complexity and income inequality: Does country risk matter? *Social Indicators Research*, *154*(1), 35-60.

Lindert, P. H. (1986). Unequal English wealth since 1670. *Journal of Political Economy*, *94*(6), 1127-1162.

Milanović, B. (2000). Determinants of cross-country income inequality: An 'augmented'Kuznets hypothesis. In *Equality, Participation, Transition* (pp. 48-79). Palgrave Macmillan, London.

Milanovic, B. (2012). *Global income inequality by the numbers: in history and now-an overview*. The World Bank.

Morais, M. B., Swart, J., & Jordaan, J. A. (2018). Economic complexity and inequality: does productive structure affect regional wage differentials in brazil? *USE Working Paper Series*, *18*(11).

Mousavi Jahromi, Y., Khodadad Kashi, F., & Moosapour Ahmadi, A. (2015). Evaluation of the factors affecting income inequality. *Iranian Journal of Economic Research*, *19*(61), 117-147 (In Persian).

Náplava, R. (2020). Institutional Quality and Income Inequality: Evidence from Post-Soviet Countries. In *European Scientific Conference of Doctoral Students* (p. 141).

Nili M., Farah Bakhsh A. (1998). The relationship between economic growth and income distribution. *Planning and Budget, 3* (10 and 11), 121-154 (In Persian).

Noferesti, A., & Razmi, M. J. (2013). The effect of financial development in the export sector on income inequality in Iran. *Journal of Economics and Modeling*, *4*(13), 81-104 (In Persian).

Palma, J. G. (2011). Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the 'Inverted-U': It's all about the share of the rich. *Development and Change*, *42*(1), 87-153.

Piketty, T. (2015). About capital in the twenty-first century. *American Economic Review*, *105*(5), 48-53.

Sameti, M., & Sajadi, Z. (2013). The impact of financial development on income distribution inequality: A case study of developing countries. *Macroeconomics Research Letter, 7*(14), 129-150 (In Persian).

Sarkhosh Sara, A., Nasrollahi, K., Azarbaiejani, K., & Bakhsi Dastjerdi, R. (2020). Analysis of the factors affecting income inequality in Iran in the framework of Thomas Piketty's perspective: Structural VAR approach. *Economic Growth and Development Research*, *10*(39), 29-54 (In Persian).

Shahabadi, A., & Farahmand, M. (2018). The interaction effects of financial sources abundance and good governance index on income distribution in selected Islamic countries. *New Economy and Trade, 13*(2), 81-106 (In Persian).

Stiglitz, J. E. (2012). *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*. WW Norton & Company.

Sweet, C. M., & Maggio, D. S. E. (2015). Do stronger intellectual property rights increase innovation? *World Development*, *66*, 665-677.

Williamson, J. G. (2013). *Did British Capitalism Breed Inequality?* Routledge.

Zarra-Nezhad, M., & Hosseinpoor, A. (2014). The effect of financial development on income inequality in Iran's economy. *Journal of Econometric Modelling, 1*(1), 1-19 (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۱۸۶-۱۷۳

مقاله پژوهشی

# تخمین نرخ بیکاری «نایرو» در قالب مدل تغییرات زمانی در اقتصاد ایران[1]

شعله باقری‌پرمهر[2] و ملیکا کافیان خیابانی[3]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۶

## چکیده

*پایین نگهداشتن نرخ بیکاری، یکی از محورهای اصلی سیاست‌های مالی، بازار کار و سیاست پولی است. همچنین نرخ بیکاری، پیامدهایی بر چشم‌انداز رشد دستمزد، تورم و تولید ناخالص داخلی دارد. از این رو، دستیابی به سطحی از بیکاری که تورم در آن غیرشتابان باشد، از اهداف مهم و کلیدی سیاست‌گذاران اقتصادی به‌شمار می‌رود. در این مقاله، این فرضیه بررسی می‌شود که آیا نرخ «نایرو» در اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر، در حال افزایش بوده، و اینکه آیا تلاش صرفاً برای پایین نگهداشتن بیکاری و ایجاد سیاست‌هایی در جهت کاهش نرخ بیکاری، باعث ایجاد رکود اقتصادی و پدیده «هیسترزیس» شده است. برای این بررسی، با استفاده از مدل تغییرات زمانی در قالب الگوی فضا - حالت و به کمک متغیرهای تورم، تورم انتظاری، نرخ بیکاری و بهره‌وری طی سال‌های ۹۹-۱۳۷۵ و با تواتر فصلی، نرخ نایرو برای اقتصاد ایران برآورد شد. نتایج، حاکی از آن است که نرخ نایرو طی سال‌های مورد بررسی، روندی نزولی را داشته، و متوسط برآورد نایرو طی سال‌های مورد بررسی، ۱۱/۶ درصد بوده است. از سوی دیگر، روند افزایشی نایرو در سال ۱۳۹۹ نسبت به سال گذشته، می‌تواند نشان از احتمال تجربه پدیده هیسترزیس در دهه آتی به‌واسطه تجربه سال‌ها رکود در اقتصاد کشور داشته باشد. افزایش نرخ مشارکت عمومی و استفاده از ظرفیت‌های بالقوه تولیدی در کشور نیز می‌تواند در پیشگیری از وقوع این پدیده مؤثر باشد.*

**واژگان کلیدی**: نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده (نایرو)، هیسترزیس، تورم، بیکاری، مدل فضا - حالت.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *E24، E31، E24، C32.*

## مقدمه

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2022.39076.1311

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه غیردولتی خاتم، تهران، ایران. (sh.bagheripormehr@khatam.ac.ir).

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه خاتم، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (melikakafian97@gmail.com).

کاهش بیکاری و رسیدن به سطح معقولی از نرخ بیکاری، یکی از اهدافی است که سیاست‌گذاران اقتصادی برای دستیابی به آن تلاش زیادی می‌کنند. باتوجه به اینکه با کاهش نرخ بیکاری، ممکن است نرخ تورم به‌صورت شتابنده افزایش یابد یا مشکلات دیگری در این زمینه به‌وجود آید، بنابراین هدف سیاست‌گذاران اقتصادی نباید صرفاً پایین آوردن نرخ بیکاری باشد. منظور از سطح معقولی از بیکاری، سطحی است که بتوانیم بیکاری را در پایین‌ترین حد خود نگهداریم، درحالی نرخ تورم غیرشتابان باشد. چنانچه دولت موفق به برقراری نرخ بیکاری، در سطحی برابر با نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان (نایرو)[1] شود، سطح تولید اقتصاد در حداکثر مقدار خود خواهد بود، بدون آنکه فشارهای تورمی ایجاد شود.

اصطلاح نرخ طبیعی بیکاری برای اولین بار در سال ۱۹۶۸ توسط فریدمن ابداع شد که با مخفف NAIRUشناخته می‌شود و معنی آن نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان است. نظریه نایرو، یک بحث کاربردی برای تعیین علل و عوامل به‌وجود آورنده تورم دریک اقتصاد است. به‌علاوه به وسیلهٔ آن می‌توان تغییرات در نرخ تورم را پیش‌بینی و به‌عنوان یک قاعده عمومی، سیاست‌های کلان اقتصادی را توجیه و تحلیل نمود (حسین زاده نیستانی و همکاران، ۱۳۹۸).

در رکودهای شدید اقتصادی و درنتیجه کاهش تقاضای کل، پدیده‌هایی مانند کاهش نرخ سرمایه‌گذاری، زوال مهارت‌ها و کاهش پویایی‌های اقتصادی، سبب ایجاد بیکاری‌های طولانی مدت و رشد پایین‌تر تولید خواهد شد که طی آن، وجود رکودهای طولانی مدت، باعث کوچک شدن اقتصاد و ایجاد پدیده هیسترزیس می‌شود (دوسی و همکاران[2]، ۲۰۱۸). این پدیده، خود را در افزایش نرخ‌های نایرو در طی زمان نشان می‌دهد.

مقاله حاضر، به منظور تخمین نرخ نایرو در اقتصاد ایران از شش بخش تشکیل شده است، که در بخش اول، به بررسی مقدمه‌ای از مفهوم نایرو و اهمیت آن در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود؛ بخش دوم، شامل مبانی نظری نایرو و پدیده هیسترزیس می‌باشد؛ سپس در بخش سوم، مروری بر پیشینه تحقیق در داخل و خارج از کشور انجام شده است؛ بخش چهارم، به بررسی داده‌ها؛ و بخش پنجم، به بررسی نتایج تخمین مدل اختصاص یافته؛ و در نهایت، بخش ششم، نتیجه‌گیری ملاحظه می‌گردد.

## مبانی نظری

موضوع بیکاری و تخمین نرخ بیکاری طبیعی در اقتصاد، همواره مورد نقد و بررسی اقتصاددانان بوده است و به جهت اهمیت این موضوع، مبانی نظری گسترده‌ای در مورد پدیدهٔ بیکاری و تخمین نرخ بیکاری در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه وجود دارد؛ اما این مطالعات، بیشتر بر نحوهٔ تخمین نرخ بیکاری تأکید دارند و مطالعات محدودی در حوزهٔ پدیدهٔ هیسترزیس[3] انجام شده، بدان معنا که در بسیاری از مقالات، تخمین نرخ نایرو در یک محدوده زمانی صورت گرفته اما تغییرات زمانی این نرخ، کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. در این بخش، به بررسی نظریه نایرو پرداخته خواهد شد. در تخمین مدل، با

1. Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment
2. Dosi *et al.*
3. Hysteresis

به‌کارگیری یک الگوی فضا-حالت، نرخ نایرو برای هر فصل در دوره زمانی تخمین مدل استخراج خواهد شد تا بررسی شود که آیا می‌توان ادعا کرد، اقتصاد ایران پدیده هیسترزیس را تجربه کرده است.

نرخ نایرو، متغیر مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی است؛ زیرا تخمینی از میزان کسادی بازار کار در اقتصاد را ارائه می‌دهد. با این حال، متغیر نایرو قابل مشاهده نیست و باید با استفاده از مدل‌های آماری، تخمین زده شود که معمولاً این روند در چهارچوب منحنی فیلیپس انجام می‌شود که رابطه بین رشد قیمت یا دستمزد و بیکاری را تخمین می‌زند. استفاده از این معادله، کلیدی برای درک شرایط اقتصادی است و برای پیش‌بینی رشد دستمزدها، از آن استفاده می‌شود (لوکاس و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

نایرو، معیاری برای ارزیابی میزان ظرفیت اضافی و فشارهای تورمی در بازار کار است. زمانی‌که نرخ بیکاری مشاهده شده کمتر از نایرو باشد، شرایط در بازار کار سخت است و فشار صعودی بر رشد دستمزد و تورم وجود خواهد داشت. هنگامی که نرخ بیکاری مشاهده شده، بالاتر از نایرو باشد، ظرفیت اضافی در بازار کار، و نیز فشار نزولی بر رشد دستمزد و تورم وجود دارد. بنابراین، تفاوت بین نرخ بیکاری و نایرو (شکاف بیکاری)، عامل مهمی در پیش‌بینی رشد دستمزد و تورم است. نایرو، قابل مشاهده نیست اما می‌توانیم آن را از رابطه بین نرخ بیکاری و تورم (یا رشد دستمزد) استنباط کنیم (کاسبرت[2]، ۲۰۱۷).

در این مقاله، برای برآورد نرخ نایرو، ابتدا از مدل پایه استخراج نرخ نایرو بر اساس مبانی نظری معرفی شده در برانسون (۱۳۸۶) استفاده خواهد شد و سپس از یک مدل تغییرات زمانی در قالب الگوی فضا-حالت استفاده می‌شود تا بررسی شود که آیا این نرخ، در اقتصاد ایران طی دوره زمانی مورد بررسی ثابت بوده و یا تغییراتی داشته است. بزرگتر شدن نرخ نایرو طی زمان، می‌تواند نشان از وقوع پدیده هیسترزیس داشته باشد.

برای این بررسی، ابتدا به کمک منحنی فیلیپس، ارتباط میان نرخ افزایش دستمزدهای پولی W و نرخ بیکاری U را بررسی می‌کنیم. مازاد تقاضا در بازار کار، موجب افزایش نرخ دستمزد پولی خواهد شد. این مازاد تقاضا، نرخ دستمزد را به سمت بالا سوق می‌دهد. اولین فرض در ساختن منحنی فیلیپس، این است که میزان افزایش دستمزد (W)، به میزان مازاد تقاضای کار ($N^d$-$N^s$) بستگی دارد؛ به این معنا که هر چه مازاد تقاضای نیروی کار بیشتر باشد، دستمزدها با سرعت بیشتری افزایش می‌یابند.

$$\dot{W} = f(N^d - N^s); \quad f' > 0 \qquad (1)$$

برآوردهای تجربی میزان عرضه و تقاضای کار، بسیار مشکل است و بنابراین، می‌توان عبارت مازاد تقاضا در معادله (۱) را به نرخ بیکاری تبدیل کنیم. در ابتدا، باید متذکر شویم که مازاد عرضه در بازار کار $N^s$-$N^d$ دقیقاً با مازاد تقاضای کار قرینه است؛ به‌نحوی‌که:

$$\text{مازاد عرضه} = N^s - N^d = -(N^d - N^s) \qquad (2)$$

با استفاده از این رابطه، می‌توانیم معادله تعدیل دستمزد (۱) را به‌صورت زیر بنویسیم:

1. Lucas *et al*.
2. Cusbert

$$= -f\,(N^{s}-N^{d})\dot{W} \qquad (۳)$$

در واقع این رابطه، بیانگر آن است که تغییرات دستمزد، تابعی از مازاد عرضه نیروی کار است. در گام بعدی، نرخ بیکاری $u = U/L$ را به عنوان نماینده و شاخصی از مازاد عرضهٔ کار معرفی می‌کنیم؛ زیرا وقتی‌که مازاد عرضه افزایش می‌یابد، نرخ بیکاری هم افزایش می‌یابد. جانشین کردن نرخ بیکاری به جای مازاد عرضه در معادله (۳)، معادله تعدیل دستمزد را ارائه می‌دهد.

$$= g(u); \qquad \acute{g} < 0\dot{W} \qquad (۴)$$

بنابراین، وقتی بیکاری افزایش می‌یابد، نرخ افزایش دستمزدها کاهش می‌یابد و بالعکس. معادله (۴) منحنی اساسی و کوتاه مدت فیلیپس است که $\dot{W}$ را به u مرتبط می‌سازد.

$$= \beta \frac{1}{u}\dot{W}$$

برای دست یافتن به یک مدل عمومی‌تر و کلی‌تر، باید انتظارات تورمی ($p^{e}$) را هم به منحنی فیلیپس اضافه کنیم. برای سطح معینی از نرخ بیکاری (u)، هرچه انتظار رود که قیمت‌ها در آینده سریع‌تر افزایش پیدا کند، تقاضای دستمزد اسمی، بیشتر افزایش می‌یابد.

$$= g(u) + \dot{p}^{e}\dot{W} \qquad (۵)$$

از سوی دیگر، می‌توان نشان داد که اگر سهم نیروی کار و سرمایه از محصول، ثابت باشد خواهیم داشت:

$$= \dot{W} - (\frac{\dot{Y}}{N}) + \varepsilon\dot{p} \qquad (۶)$$

که در آن $(\dot{Y}/N)$، نرخ رشد بهره‌وری است. با جانشین کردن معادل $\dot{W}$ از معادلهٔ (۵) در معادلهٔ (۶)، معادلهٔ زیر را به‌دست می‌آوریم:

$$= g(u) + \dot{p}e - (\frac{\dot{Y}}{N}) + \varepsilon\dot{p} \qquad (۷)$$

و بنابراین، اگر به جای g(u)، معادل آن را جایگزین کنیم، خواهیم داشت:

$$\dot{p} = \alpha + \beta \frac{1}{u} + \dot{p}e - (\frac{\dot{Y}}{N}) \qquad (۸)$$

در بلندمدت و در مسیر تعادلی رشد اقتصاد، جزء اخلال صفر خواهد بود، میزان تورم انتظاری و تورم محقق شده نیز برابر می‌شود و بنابراین:

$$\text{Nairu} = \frac{\beta}{(\frac{\dot{Y}}{N})} \qquad (۹)$$

این استخراج پایه‌ای نرخ نایرو است. اما سؤال آن است که آیا نرخ نایرو برای یک اقتصاد، همواره ثابت است. شرایط اقتصادی ممکن است تأثیرات تأخیری بر نایرو داشته باشد. دوره‌های طولانی بیکاری، می‌تواند فرصت‌های شغلی آینده فرد را کاهش دهد و باعث فرسایش مهارت‌ها شود. این دوره‌های طولانی که نرخ بیکاری در آن بالا است، هیسترزیس نامیده می‌شود که بیکاری ساختاری را افزایش می‌دهد و اغلب به دنبال افزایش سریع نرخ بیکاری در دوران رکود اقتصادی، اتفاق می‌افتد (دوسی و همکاران، ۲۰۱۸).

با تخمین یک مدل تغییرات زمانی که در آن، ضرایب استخراجی بر خلاف مدل‌های مرسوم اقتصاد سنجی، لزوماً برای تمام سال‌ها ثابت نیست، می‌توان بررسی کرد که آیا نرخ‌های نایرو در اقتصاد ایران، تغییرات قابل ملاحظه داشته است یا خیر.

## پیشینه پژوهش

درخصوص مسأله بیکاری و تخمین نرخ نایرو، پژوهش‌هایی در سایر کشورها صورت گرفته، و در ایران نیز مطالعات اندکی در این خصوص انجام شده، و باتوجه به اهمیتی که برآورد نایرو در پیشرفت جوامع و رشد اقتصادی دارد، در بسیاری از این مطالعات، رابطه میان نرخ نایرو و رشد اقتصادی، مورد بررسی قرار گرفته است. در این بخش، به برخی از این مطالعات، اشاره می‌شود.

### مطالعات داخلی

حسین‌زاده نیستانی و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری واقعی و نایرو در استان‌های کشور»، به تخمین نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان نایرو در سطح استان‌های کشور، با استفاده از الگوی حالت - فضا و فیلترکالمن پرداختند. با استفاده از نتایج این برآورد، رابطهٔ بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری (طبیعی و واقعی) در استان‌های کشور، با استفاده از قانون اوکان به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ به‌صورت فصلی بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده، حاکی از روند نامنظم شکاف نرخ بیکاری واقعی و نرخ بیکاری نایرو در ایران، طی دوره مورد بررسی برای کل کشور و استان‌ها می‌باشد. همچنین براساس نتایج این مقاله، افزایش رشد اقتصادی با نفت در استان‌های کشور، به افزایش اشتغال منجر نخواهد شد اما رشد اقتصادی بدون نفت، به کاهش بیکاری در استان‌های کشور و تأیید قانون اوکان منتهی خواهد شد.

اخباری و طایی (۱۳۹۶)، در مقاله خود، به بررسی فرضیه اثر تأخیری (هیسترزیس) در نرخ بیکاری پرداختند. نتایج نسل دوم آزمون ریشه واحد مبتنی بر تحلیل عاملی و رویکرد PANIC، قویاً وجود ریشه واحد و درنتیجه، برقراری فرضیه اثر هیسترزیس در اقتصاد ایران را اثبات می‌کند. با وجود این اثر، انتظار می‌رود که شوک وارد شده به بازار کار، اثرات ماندگاری از خود بر جای گذاشته و هر شوک وارده، منجر به جابه‌جایی نرخ طبیعی بیکاری شود. بنابراین، تنها سیاست‌های کارآمد بلندمدت، می‌تواند بازار کار را به تعادل بلندمدت بازگرداند.

سپهوند و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تخمین نرخ بیکاری طبیعی و نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده NAIRU در ایران: کاربرد روش‌های فیلترینگ»، نرخ بیکاری طبیعی و نرخ

بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۲ را از دو روش فیلتر هدریک پرسکات و الگوی فضای حالت و فیلترکالمن تخمین زده‌اند. نتایج، نشان‌می‌دهد که در رابطه با تخمین نرخ بیکاری طبیعی و نایرو، فیلتر هدریک پرسکات نسبت به الگوی فضا - حالت و فیلتر کالمن، سازگاری بیشتری با اقتصاد ایران دارد. اگر نرخ رشد پولی از طرف بانک مرکزی به‌نحوی تعیین شود که نرخ بیکاری حقیقی در اقتصاد مساوی با نایرو قرار گیرد، در این صورت، نرخ تورم پایداری در کشور برقرار می‌شود. اگر به جای آنکه نرخ پایداری برای تورم برقرار گردد، بانک مرکزی بخواهد نرخ تورم را به سمت صفر کاهش دهد، آنگاه باید نرخ بیکاری حقیقی در اقتصاد بالاتر از نایرو قرار گیرد.

اخباری و محقق نیا (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان «برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاست‌گذاری اقتصادی»، به برآورد نایرو با استفاده از معادله فیلیپس پرداختند. معادله فیلیپس کاربردی در مقاله حاضر، مشابه مدل مثلثی معروف پیشنهادی گوردون می‌باشد؛ به‌طوری‌که نرخ تورم توسط سه عامل تورم انتظاری و اینرسی آن، کمبود یا مازاد تقاضا (که توسط شکاف بین نرخ بیکاری تحقق یافته و نایرو محاسبه می‌گردد) و متغیرهای شوک عرضه، تعیین می‌شود. نتایج مدل برآوردی، حاکی از آن است که میانگین نـایرو طی کل دوره مورد بررسی در حدود ۱۱/۰۷ درصد می‌باشد. با این توضیح، وضعیت نهایی آن در حدود ۱۳/۴۸ درصد است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان «برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم ناشتابان (نایرو): کاربرد فیلترهای مختلف در اقتصاد ایران»، به برآورد نرخ بیکاری در شرایط تورم ناشتابان در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور، از فیلترهای مختلف مانند کالمن، هدریک - پرسکات و باند - پس برای دوره زمانی ۸۸-۱۳۴۸ استفاده به‌عمل آمده، و نتایج برآورد با نرخ واقعی بیکاری مقایسه شده است که نشان می‌دهد، فیلتر کالمن، با واقعیات اقتصاد ایران همخوانی بیشتری دارد. متوسط نایرو برآورد شده با فیلتر کالمن در دوره مورد بررسی، حدود ۱۰/۸ درصد است.

افشاری و همکاران (۱۳۸۸)، در مقاله خود، ابتدا صحت فرضیه نرخ بیکاری طبیعی در ایـران را با استفاده از آزمون همگرایی یوهانسن بررسی کردند و نتایج حاصل، حاکی از عدم وجود رابطه بلندمدت میان تورم و بیکاری در اقتصاد ایران است. همچنین به‌دلیل تغییر نایرو در طی زمان، سری زمانی نایرو در دوره مورد نظر با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات، برآورد، و سپس ارزش متوسط نایرو در دوره ۸۶-۱۳۴۰ محاسبه شده، و مقایسه سری‌های زمانی نایرو برآورد شده با نرخ بیکاری سالانه، نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، نرخ بیکاری واقعی، بالاتر از نایرو بوده است (به‌استثنای سال۸۶). در این شرایط، اعمال سیاست انبساطی در جهت کاهش بیشتر بیکاری در بلندمدت، به شتاب بخشیدن به تورم منجر خواهد شد، بدون اینکه نقشی در کاهش بیکاری داشته باشد.

**مطالعات خارجی**

لوکاس و همکاران (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تخمین نایرو در استرالیا»، به تخمین نرخ نایرو برای پیش‌بینی دستمزد با روش مدل حالت - فضا پرداختند. بررسی رویکردهای جایگزین برای تخمین

نایرو، به تغییرات متعددی در مدل منحنی فیلیپس منجر شده است. در این مقاله، با استفاده از متغیرهای رشد فصلی به‌جای رشد سالانه و استفاده از شکاف بیکاری همزمان و نیز از تورم متوسط کاهش یافته، مدلی به‌روز شده با تحولات اخیر ایجاد شده و ترکیب این رویکردها باهم، عملکرد پیش‌بینی مدل را افزایش داده، و نرخ نایرو را حدود ۴ تا ۵ درصد با فاصله اطمینان ۶۸ درصدی طی ۵ سال گذشته تا قبل از رکود کرونا تخمین زده است. البته رکود بازار کار در اثر بیماری کرونا، می‌تواند باعث صعودی شدن نرخ نایرو شود. علاوه بر این، روند جهانی مانند پیری جمعیت، می‌تواند نرخ‌های پس‌انداز را کاهش، و فشار بر تورم و دستمزد را افزایش داده باشد، که می‌تواند برآوردهای بالاتری از نایرو را موجب شود.

کیومرثی و سلیمی‌فر[1] (۲۰۲۰)، در مقاله «برآورد شکاف تولیدی و نایرو در اقتصاد ایران با استفاده از مدل حالت - فضا»، به بررسی شکاف تولید و تخمین نرخ نایرو برای اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر کالمن در قالب مدل حالت - فضا پرداخته‌اند. در این مقاله، هفت مدل مختلف با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۴ مورد آزمایش قرار گرفته است. در این ساختار، مدل‌ها به سه گروه تقسیم شدند. در گروه اول، رابطه همزمان بین نرخ تورم، نرخ بیکاری و تولید واقعی مورد بررسی قرار گرفت. در گروه دوم، مدل‌ها صرفاً مربوط به پویایی نرخ بیکاری بود. برآورد مدل‌ها با داده‌های واقعی انجام شد و در نهایت، تمام پارامترهای برآورد شده در دو مدل معنادار بودند. شکاف خروجی تخمین زده شده از مدل اول، رکود اقتصادی را از سال ۲۰۱۰ نشان می‌دهد که این دوره، باتوجه به اعمال تحمیل شده در ایران، همخوانی داشت که به کاهش شدید تولید با نرخ رشد منفی بالا منجر شد.

یایا و همکاران[2] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[3]، وجود فرضیهٔ ریشه واحد در نرخ بیکاری ۴۲ کشور آفریقایی را از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. مسأله این است که مشخص شود، آیا فرضیهٔ پسماند بیکاری وجود دارد یا نرخ بیکاری دارای نرخ طبیعی، یعنی ثابت است. آزمایش نشان می‌دهد که پدیده هیسترزیس فقط در هفت کشور از ۴۲ کشور آفریقایی وجود دارد، به این معنا که به استثنای ۷ کشور، شوک‌های بیکاری، گذرا خواهد بود و برای مقابله با چالش‌های بیکاری، اقدامات سیاسی قوی لازم نیست. بنابراین، اثرات هیسترزیس به‌طورکلی جبران پذیر است.

استامتیو و چایدو[4](۲۰۱۹)، در مقاله‌ای، بیان می‌کنند که فرضیه تورم - بیکاری در لهستان وجود دارد. برآوردهای بلندمدت، نشان می‌دهد که کاهش ۱ درصد بیکاری باعث افزایش ۰/۳ درصد تورم می‌شود. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که یک رابطهٔ علیت یک‌طرفه بین نرخ بیکاری و تورم با جهت از نرخ بیکاری به تورم وجود دارد. سرانجام، توابع پاسخ تکانه‌ای نشان داده که، در کوتاه مدت، کاهش نرخ تورم، تأثیر مثبتی بر نرخ بیکاری دارد. این یافته که یک منحنی ثابت فیلیپس برای لهستان وجود دارد، فرصتی را برای بانک مرکزی برای اتخاذ سیاست‌های پولی فراهم می‌کند که تورم و بیکاری را با نرخ‌های قابل قبول سیاسی و اجتماعی حفظ کند.

1. Kiumarthi & Salimifar
2. Yaya *et al.*
3. Augmented Dicky Fuller
4. Stamatiou & Chaido

جیکوب و ونگ[1](۲۰۱۸)، در مقاله‌ای، بیکاری تعادلی، نایرو و نرخ طبیعی بیکاری، برای نیوزیلند را تخمین زده‌اند. در این مقاله، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی ساختاری با تکیه بر فیلتر کالمن، دو معیار تخمین زده شده است. در انتهای نمونه، میانگین مراکز تخمین نایرو، حدود ۴/۷ درصد و فاصله اطمینان تقریبا از ۴ تا ۵/۵ درصد است که نشانگر درجه بالایی از عدم اطمینان از میزان شکاف بیکاری است. به‌نظر می‌رسد، تخمین‌های نایرو کمی کمتر از برآورد نرخ طبیعی از مدل ساختاری نیوکینزی[2] حدود ۵ درصد باشد. هدف این مقاله، کشف تغییرات بیکاری تعادلی براساس روابط اقتصادی کلان بدون تعمیق در تأثیر عوامل نهادی و ساختاری بر نایرو و نرخ طبیعی بوده است.

هیمبرگرو همکاران[3] (۲۰۱۷)، نرخ بیکاری همراه با تورم ملایم (NAIRU) را برای ۱۴ کشور اروپایی طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۵۸ بررسی کردند. طبق نتایج این پژوهش، متغیرهای بازار کار مانند قوانین حمایت از اشتغال، تراکم اتحادیه‌ها، مالیات دستمزد، حداقل دستمزد و ...، تاثیر کمی در توضیح نایرو دارند؛ در حالی که متغیرهای سیکلی مانند موجودی سرمایه، نقش مهم‌تری داشته‌اند. نایرو از این جهت که در محاسبه تولید بالقوه و تراز بودجه ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد و اثر مستقیم بر مقیاس و ارزیابی سیاست‌های مالی در اروپا دارد، در سیاست‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مقاله، برای برآورد نایرو، از فیلتر کالمن در چهارچوب مدل‌های اقتصاد سنجی حالت - فضا استفاده شده است.

بنابراین، تاکنون تحقیق‌های مختلفی در زمینه بیکاری و تخمین نرخ نایرو انجام شده است، اما در اغلب موارد، این پژوهش‌ها با روش‌های مختلف به تخمین میزان متوسط نایرو در یک دوره زمانی مشخص پرداخته‌اند.

در این پژوهش، با به‌کارگیری روش تخمین تغییرات زمانی، میزان نایرو برای هر دوره زمانی استخراج خواهد شد، تا بررسی شود که آیا این نرخ، تغییرات مشخصی در طی دوره زمانی مشخص داشته است یا خیر. برای مثال، روند صعودی نایرو می‌تواند نشان از پدیده هیسترزیس باشد و یا اگر روند نزولی مشاهده شود، باید علل آن ریشه‌یابی گردد که آیا این نزولی بودن، نشان از رونق اقتصادی و استفاده بیشتر از ظرفیت‌های تولیدی دارد و یا به واسطه کاهش نرخ‌های مشارکت و یا دلایل دیگر، بروز کرده است.

**داده‌ها**

جامعه آماری این پژوهش، داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران در سطح کلان و با تمرکز روی متغیرهای نرخ بیکاری، نرخ تورم، تورم انتظاری، جمعیت شاغل و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است. اطلاعات مربوط به متغیرهای ذکر شده، به‌صورت فصلی بوده و دوره زمانی مورد مطالعه، مربوط به سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. به‌منظور برآورد پارامترها و ارزیابی متغیرهای مدل، از نرم‌افزار Eviews12 استفاده، و داده‌های مدل، به قرار زیر است:

1. Jacob & Wong
2. Neo Keynesian
3. Heimberger *et al.*

P:نرخ تورم فصلی بر اساس رشد سالانه شاخص قیمت مصرف کننده بر پایه سال ۱۳۹۰

U:نرخ بیکاری واقعی فصلی

Y/N:نرخ بهره‌وری نیروی کار، حاصل تقسیم نرخ تولید ناخالص داخلی بر جمعیت شاغل

همچنین برای داده‌های نرخ تورم انتظاری (pe)، بافرض انتظارات عقلایی، داده‌های نرخ تورم یک دوره بعد را استفاده می‌کنیم.

## نتایج تخمین

برای تخمین مدل پیش‌رو، در ابتدای امر می‌باید به بررسی مانایی متغیرهای پژوهش پرداخت. برای این منظور، مانایی کلیه متغیرها از منظر مانایی با توجه به تواتر فصلی آنها با استفاده از آزمون مرسوم هجی (HEGY)[1] آزمون می‌شود.

**جدول ۱.** نتایج حاصل از آزمون مانایی فصلی (HEGY)

| تورم | | | |
|---|---|---|---|
| آماره آزمون | مقادیر بحرانی | | |
| | ۱٪ | ۵٪ | ۱۰٪ |
| ۹.۸۸ | -۲/۱۰ | -۲/۸۹ | -۲/۵۸ |
| معکوس بیکاری | | | |
| آماره آزمون | مقادیر بحرانی | | |
| | ۱٪ | ۵٪ | ۱۰٪ |
| ۹.۸۲ | ۲۰/۱۴ | ۵/۸۵ | ۲/۹۱ |
| بهره‌وری | | | |
| آماره آزمون | مقادیر بحرانی | | |
| | ۱٪ | ۵٪ | ۱۰٪ |
| ۳۳.۰۲ | ۲۰/۶۹ | ۶.۰۳ | ۲/۹۵ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به آنکه آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بزرگتر است، می‌توان نتیجه گرفت، کلیه متغیرهای مدل مانا هستند.

در این مدل، معکوس بیکاری به‌عنوان متغیری که ضریب اثرگذاری آن در طی زمان بر تورم متغیر است و در معادله سیگنال درنظر گرفته شده است و سایر متغیرها با ضرایب ثابت و مرسوم در این معادله

1. Traditional Hylleberg; Engle; Granger, & Yoo (HEGY) test

لحاظ گردیده‌اند. معادله مربوط به اندازه‌گیری (سیگنال)، با عرض از مبدأ و معادله حالت، بدون عرض از مبدأ در نظر گرفته شده است. معادله به قرار زیر است:

$$p = C + A_1 * p_e + A_2 * (\frac{\dot{Y}}{N}) + \beta_t(\frac{1}{U}) + e_1$$

$$\beta_t = \beta_{(t-1)} + e_2$$

نتایج حاصل از برآورد مدل حالت - فضا پس از ورود تمام متغیرها، در جدول زیر ملاحظه می‌شود. برای تخمین مدل، از نرم افزار Eviews 12 استفاده شده است و پس از کدنویسی مربوط به تشکیل مدل حالت - فضا، نتایج استخراج گردید.

**جدول ۲.** نتایج حاصل از برآورد مدل

| | ضریب | آماره z | انحراف معیار | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | -۰/۰۳ | -۱/۱۵ | ۰/۰۲ | ۰/۲۵ |
| تورم انتظاری | ۰/۸۴ | ۱۵/۳۳ | ۰/۰۵ | ۰/۰۰ |
| بهره‌وری | -۰/۵۰ | -۱/۹۸ | ۰/۲۵ | ۰/۰۴ |
| | Final state | z-statistic | Root MSE | Prob |
| β | ۰/۰۰۷ | ۱۶/۴۳ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۷ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

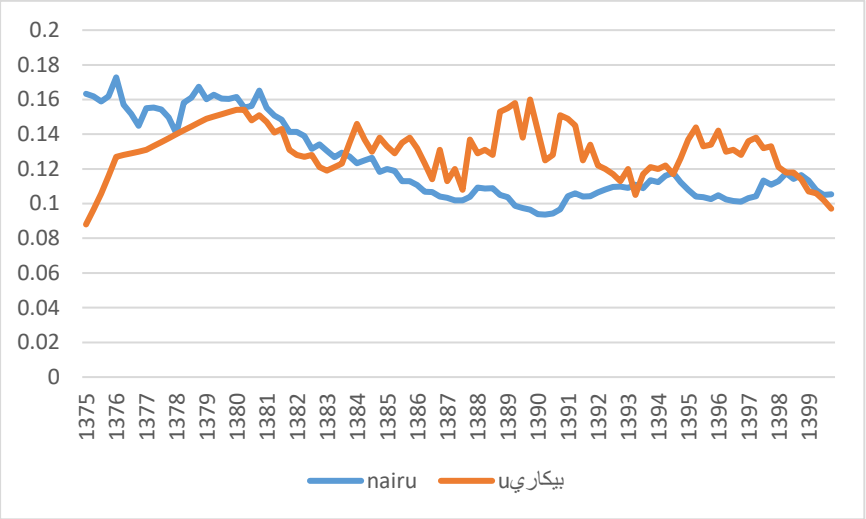
بنابر نتایج ضرایب برآورد شده، اثر تورم انتظاری بر تورم، مثبت و اثر بهره‌وری بر تورم، منفی، و با مبانی نظری سازگار است. باتوجه به نتایج جدول، نرخ β یعنی ضریب متغیر غیرقابل مشاهده در معادله سیگنال، به‌طور متوسط برابر ۰/۰۰۷ برآورد شده، اما برای هر فصل هم، برآوردی برای آن صورت گرفته است. بنابراین با استفاده از رابطه (۹) و نرخ رشد بهره‌وری در هر فصل، می‌توان نرخ نایرو را برای هر فصل به‌دست آورد. همان‌طور که در نمودار زیر ملاحظه می‌شود، برخلاف فرضیه پژوهش مبنی بر صعودی بودن نرخ نایرو طی سال‌های اخیر، نایرو از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۹ در کل، روندی نزولی را طی کرده است.

می‌توان پایین بودن نرخ رشد جمعیت فعال، افزایش قیمت جهانی نفت و بالا رفتن درآمدهای نفتی را از عوامل نزولی شدن نرخ نایرو ذکر کرد (شیرافکن و جلائی، ۱۳۸۹). به عبارت دیگر، این روند نزولی بیکاری، نه به‌دلیل ایجاد اشتغال، بلکه به‌دلیل تجربه مستمر رکود اقتصادی و تأثیرات منفی تحریم‌های اقتصادی بوده که باعث شده است بسیاری از جوانان بویژه بانوان، از یافتن شغل مناسب دلسرد شده و با خروج از بازار کار، باعث کاهش جمعیت فعال مشارکت‌جو و درنتیجه، مشاهده نرخ بیکاری کاهشی شوند. در نمودار زیر، روند نایرو با نرخ بیکاری محقق شده، مقایسه شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، طی سال‌های ۱۳۷۵ تا اواخر ۱۳۸۲، نرخ نایرو، مقداری بالاتر از نرخ بیکاری واقعی قرار دارد. از سال ۱۳۸۲ تا اواخر ۱۳۹۷، نرخ بیکاری واقعی، بالاتر از نرخ نایرو قرار دارد. این

شکاف که شروع آن از سال دهه ۸۰ آغاز شد، باعث شد تا در دهه ۹۰ بویژه در نیمه دوم آن، اقتصاد ایران شاهد رکود مستمری باشد که اعمال تحریم‌های اقتصادی نیز به عمق آن دامن زد. از سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ نرخ بیکاری واقعی و نرخ نایرو، تقریباً برابر هم بوده‌اند اما این وضعیت پایا نیست و از سال ۱۳۹۹، دوباره نرخ نایرو در مقادیری بالاتر از نرخ بیکاری واقعی قرار گرفته و مجدداً شاهد افزایش نرخ تورم هستیم. به عبارت دیگر، می‌توان گفت، اگرچه در طی سال‌های اخیر، روند نایرو نزولی بوده است اما روند معکوس آن در سال ۱۳۹۹، می‌تواند نشانه‌ای بر شروع تجربه هیسترزیس در اقتصاد باشد که نتیجه رکودهای متوالی سال‌های اخیر است. رصد شکاف نایرو و نرخ بیکاری، می‌تواند تصویر روشن‌تری را از آنچه در سال‌های آتی پیش‌روی اقتصاد کشور قرار خواهد گرفت، مشخص کند.

**نمودار ۱.** مقایسه نرخ نایرو و نرخ بیکاری واقعی در دوره ۹۹-۱۳۷۵




مأخذ: یافته‌های پژوهش

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از انجام این بررسی، تخمین نرخ نایرو در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تغییرات زمانی (الگوی حالت - فضا) و داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران طی سال‌های ۹۹-۱۳۷۵ بوده است. طبق نتایج به‌دست آمده، نرخ نایرو طی سال‌های مورد بررسی در اقتصاد ایران، روندی نزولی را تجربه کرده و در حدود ۳۵ درصد کاهش یافته، اما در سال ۱۳۹۹، مجدداً روند صعودی به خود گرفته است. بنابراین، اگر چه در دهه اخیر، پدیده هیسترزیس مشاهده نشده است اما روند صعودی سال ۱۳۹۹، می‌تواند نشان از احتمال تجربه هیسترزیس - در صورت حفظ شرایط موجود - در دهه پیش‌رو را داشته باشد.

باتوجه به نتایج حاصل از تحقیق و اهمیت نرخ نایرو برای تعادل و ثبات و رشد اقتصادی جامعه، سیاست‌گذاران باید همواره به موقعیت نرخ بیکاری واقعی نسبت به نایرو توجه داشته باشند و با اجرای سیاست‌هایی در جهت کنترل حجم پول، افزایش ظرفیت‌های تولیدی کشور و ترغیب جوانان و زنان در جهت افزایش نرخ مشارکت اقتصادی تا حد امکان در جهت کاهش نرخ شکاف بیکاری تلاش کنند تا اقتصاد، به یک نرخ تورم باثبات برسد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

**منابع**


اخباری، رضا و طائی، حسن. (۱۳۹۶). شناسایی اثر تأخیری در نرخ بیکاری با تأکید بر نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل و رویکرد PANIC. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*(۲۲)۶: ۱-۳۱.

اخباری، محمد و محقق نیا، محمدجواد. (۱۳۹۴). برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاست‌گذاری اقتصادی. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۱(۴): ۱۱۳-۱۳۴.

افشاری، زهرا؛ یزدان پناه، احمد و بیات، مرضیه. (۱۳۸۸). NAIRU و سیاست‌گذاری اقتصادی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۸۷: ۲۶-۱.

برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۸۶). *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان (جلد ۱)*. ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.

جعفری صمیمی، احمد؛ ادیب‌پور، مهدی و نظرعلیزاده، سارا. (۱۳۹۱). برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم ناشتابان (نایرو): کاربرد فیلترهای مختلف در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۲): ۱۲۳-۱۴۱.

حسین زاده نیستانی، جواد؛ رحمانی، تیمور؛ هژبر کیانی، کامبیز و مهرآرا، محسن. (۱۳۹۸). تأثیر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری واقعی و نایرو در استان‌های کشور. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۲۸: ۸۴-۶۱.

سپهوند، احسان؛ نیرومند، روح اله و مهرابی بشرآبادی، حسین. (۱۳۹۴). تخمین نرخ بیکاری طبیعی و نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده NAIRU در ایران: کاربرد روش‌های فیلترینگ. کنفرانس بین المللی اقتصاد، حسابداری، مدیریت و علوم اجتماعی، مرکز بین المللی ارتباطات دانشگاهی دانشگاه شوچین.

شیرافکن، مهدی و جلائی، سید عبدالمجید. (۱۳۸۹). اندازه گیری نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده) نایرو، (NAIRU در ایران) با استفاده از روش .(STM/UN) ، *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۷(۳)، ۱۱۵-۱۳۱.


**References**


Afshari, Z., Yazdan Panah, A., & Bayat, M. (2009). NAIRU and economic policy making in Iran. *Economic Research, 87*, 1-26 (in Persian).

Akhbari, M., & Mohaghegh Niya, M. J. (2014). Evaluation of the unemployment rate along with non-accelerating inflation in Iran's economy and its application in economic policy making. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 11(4)*, 113-134 (in Persian).

Akhbari, R., Taee, H. (2017). Identifying hysteresis effect in unemployment rate with emphasis on second generation panel unit root and PANIC method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 6(22), 1-31(in Persian).

Branson, W. H. (2007). *Macroeconomic theory and policies (Volume 1).* Translated by Abbas Shakri, Tehran: Ney Publishing (in Persian).

Cusbert, T. (2017). Estimating the NAIRU and the Unemployment Gap. *RBA Bulletin, June*, 13-22.

Dosi, G., Pereira, M. C., Roventini, A., & Virgillito, M. E. (2018). Causes and consequences of hysteresis: aggregate demand, productivity, and employment. *Industrial and Corporate Change*, *27*(6), 1015-1044.

Heimberger, P., Kapeller, J., & Schütz, B. (2017). The NAIRU determinants: What's structural about unemployment in Europe?. *Journal of Policy Modeling*, *39*(5), 883-908.

Hosseinzadeh Nistani, J., Rahmani, T., Hojabr Kiani, K., & Mehrara, M. (2018). The effect of economic growth on the real unemployment rate in the provinces of the country. *Journal of Macroeconomics, 28*, 61-84(in Persian).

Jacob, P., & Wong, M. G. (2018). Estimating the NAIRU and the natural rate of unemployment for New Zealand. Reserve Bank New Zealand. Reserve Bank of New Zealand, Analyical Note Series, 2018, 25.

Jafari Samimi, A., Adibpour, M., & Nazar Alizadeh, S. (2011). Evaluation of the rate of unemployment along with the inflation of the hungry (NAIRO): the application of different filters in the economy of Iran. *Economic Research Journal, 12(2),* 123-141(in Persian).

Kiumarthi, M., Salimifar, M., Abrishami, H., & Ahmadi Shadmehri, M. T. (2020). Estimating production gap and NAIRU in Iran's economy by using state-space model. *Iranian Economic Review*, *24*(4), 983-998.

Lucas, L., Ruberl, H., Ball, M., & Williamson, T. (2021). Estimating the NAIRU in Australia. *Estimating the NAIRU in Australia* (No. 2021-01). Treasury Working Paper.

Sephovand, E., Niromand, R., & Mehrabi Beshrabadi, H. (2014). Estimation of natural unemployment and unemployment rate with non-accelerating NAIRU inflation in Iran: filtering methods. *International Conference on Economics, Accounting, Management and Social Sciences, University of Szczecin International Center of Academic Communication* (in Persian).

Shirafken, M., Jalai, S. A. (2010). Measuring the unemployment rate with non-accelerating inflation (NAIRU) in Iran (using the (STM/UN) method). *Scientific Research Quarterly of Quantitative Economics, 7(3),* 115-131(in Persian).

Stamatiou, P., & Dritsaki, C. (2019). Inflation, Unemployment and the NAIRU in Poland. In *International Conference on Applied Economics* (pp. 159-176). Springer, Cham.

Yaya, O., Ahamuefula, E., & Mudida, R. (2019). Hysteresis of unemployment rates in Africa: new findings from Fourier ADF test. *Quality & Quantity*, *53*(6), 2781-2795.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۰۸-۱۸۷

مقاله پژوهشی

# سنجش اثرات اجتماعی- اقتصادی، ایجاد یک فعالیت جدید در ساختار اقتصاد منطقه؛ مطالعه موردی استان گیلان[1]

زهرا مشفق[2]، افسانه شرکت[3] و علی اصغر بانوئی[4]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۲ تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۳۱

## چکیده

*نگاهی به آمارهای سری زمانی حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، نشان می‌دهد که در آینده نزدیک، برخی از بخش‌های اقتصادی وارد حساب‌های منطقه‌ای در استان‌های خاص کشور خواهند شد. به‌رغم آنکه ظهور بخش جدید در برخی از مناطق ایران نیز موضوعیت داشته، اما سنجش ظهور بخش جدید بر اقتصاد یک منطقه، تاکنون مورد توجه پژوهشگران داخلی کشور قرار نگرفته است. مثال بارز ظهور بخش جدید در اقتصاد یک منطقه، ساخت خطوط راه آهن شهری در استان گیلان است. در این راستا، سؤال اصلی در این مطالعه آن است که اثرات بالقوه اقتصادی ورود بخش جدید راه‌آهن بر میزان تولید سایر بخش‌های استان گیلان به چه میزان خواهد بود؟ برای پاسخ به این سؤال، تلاش شده تا آثار و تبعات اقتصادی-اجتماعی ورود بخش جدید راه آهن به اقتصاد استان گیلان در قالب دو رویکرد تقاضا به ستانده و رویکرد ستانده به ستانده همراه با مقایسه اشتغال‌زایی بخش‌های استان گیلان قبل و بعد از ورود بخش راه‌آهن، مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج، حاکی از آن است که با ورود بخش راه‌آهن، ستانده سه بخش «انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع»، بیشترین افزایش را بین بخش‌های اقتصادی استان گیلان خواهند داشت. همچنین ظهور بخش راه‌آهن به اقتصاد استان گیلان، توان اشتغال‌زایی بخش‌های «خدمات مسافرتی»، «کشاورزی» و «حمل‌ونقل آبی» را به‌طور بالقوه، بیش از سایر بخش‌های اقتصادی استان افزایش خواهد داد.*

**واژگان کلیدی:** جدول داده- ستانده منطقه‌ای، ورود بخش جدید، بخش راه آهن، استان گیلان.

**طبقه‌بندی موضوعی:** *R15, O18, C67*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2022.36757.1289
۲. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (zahra.mmoshfeghh@gmail.com).
۳. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (afi.sherkat@yahoo.com).
۴. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (banouei@atu.ac.ir).

**مقدمه***

در دهه ۱۹۵۰، موضوعات مرتبط با ابعاد اقتصاد فضا و تبیین آن در چهارجوب الگوهای داده- ستانده برای اولین بار توسط والتر ایزارد مطرح شد و بدین ترتیب، پیوند میان الگوی تعادل عمومی داده- ستانده منطقه‌ای با نظریه‌های اقتصاد منطقه و تبیین نقش و اهمیت ابعاد فضایی آن، مدیون تلاش‌های والتر ایزارد است (ریچاردستون[1]، ۱۹۸۵؛ پولنسکی[2]، ۱۹۹۵).

در راستای گسترش نظریه‌های اقتصاد منطقه‌ای از اوایل دهه ۱۹۵۰ تاکنون نیز تلاش‌های زیادی به‌منظور تهیه جدول داده- ستانده منطقه‌ای و کاربست آن در تحلیل‌ها، سیاستگذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای انجام گرفته است. یکی از مهم‌ترین این کاربردها که اولین بار توسط ایزارد[3] و کیونه[4] در سال ۱۹۵۳ مورد توجه قرار گرفت، استفاده از جدول داده- ستانده به‌منظور بررسی تأثیر ظهور یک بخش جدید اقتصادی در سطح منطقه است.

بدون شک، ظهور یک بخش جدید در سطح ملی یا منطقه‌ای، ساختار آن کشور یا منطقه را، هم به لحاظ اقتصادی و هم به لحاظ اجتماعی و حتی فرهنگی، متحول می‌کند. از آنجا که ایجاد یک بخش یا یک فعالیت اقتصادی می‌تواند هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه اقتصاد ملی و منطقه‌ای را تحت تأثیر قرار دهد، بنابراین، سنجش کمی این تغییرات برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در چشم‌انداز آتی اقتصاد ملی و منطقه‌ای از اهمیت زیادی برخوردار است.

با توجه به آثار اقتصادی و اجتماعی ظهور بخش‌های جدید در ساختار اقتصاد ملی و منطقه‌ای، نهادهای بین‌المللی و پژوهشگران این حوزه تلاش‌های ایزارد و کیونه در اواخر قرن بیستم را تا سال‌های اخیر ادامه داده‌اند که این تلاش‌ها، حداقل سه روش‌شناسی را در ایجاد یک بخش جدید در جداول داده- ستانده (مستقل از ملی و منطقه‌ای) به دنبال داشته است. در روش شناسی اول، سازمان ملل متحد، روش تفکیک و ادغام را در شناسایی بخش توریسم پیشنهاد کرده است (سازمان ملل[5]، ۱۹۹۹). در روش‌شناسی دوم، میلر و بیلر نیز دو رویکرد را در ارتباط با بخش جدید در سطح منطقه معرفی کرده‌اند (میلر و بیلر[6]، ۲۰۰۹).

تلاش‌های انجام شده در خصوص ظهور بخش جدید در اقتصاد ملی و منطقه‌ای، بستر مناسبی را برای ایجاد و سنجش بخش انرژی‌های نو (منظور سوخت زیستی اتانول است که در وسایل نقلیه، مورد استفاده قرار می‌گیرد) در ساختار اقتصاد و تأثیر آن بر مسائل زیست محیطی و توسعه پایدار در قرن بیست و یکم را فراهم کرد.

از آنجا که برزیل یکی از کشورهای پیشگام در تولید و صادرات اتانول بوده، این سؤال برای برنامه ریزان این کشور مطرح شد که چگونه می‌توانند بخش جدید انرژی‌های نو را در جدول داده- ستانده وارد کنند.

---

* این مقاله با عنوان "بررسی اثرات بالقوه اقتصادی- اجتماعی ظهور بخش راه‌آهن در ساختار اقتصاد گیلان"، در اولین همایش بین‌المللی برنامه ریزی اقتصادی، توسعه پایدار و متوازن منطقه‌ای (اردیبهشت ۱۳۹۶) دانشگاه کردستان ارائه شده است. مقاله حاضر نسخه اصلاح و تکمیل شده مقاله مذکور است که در آن، از جدول آماری متقارن سال ۱۳۹۰ استفاده شده است.

1. Richardson
2. Polenske
3. Isard
4. Kuenne
2. United Nations
6. Miller & Blair

بخش انرژی‌های نو نیز همانند بخش توریست بین‌المللی فاقد طبقه‌بندی کد بین‌المللی ISIC است. در روش‌شناسی سوم، پژوهشگران برزیلی با استفاده از رویکرد الگوی مختلط، به بررسی آثار ورود بخش سوخت های زیستی به اقتصاد برزیل پرداختند (کونیا و اسکاراموچی [1]، ۲۰۰۶).

بررسی سری‌های زمانی حساب‌های ملی و منطقه‌ای در ایران، حاکی از آن است که ظهور و خروج بخش‌های اقتصادی، به‌ندرت در سطح ملی اتفاق افتاده است[2]، اما بررسی آخرین آمار مرکز آمار ایران درخصوص حساب‌های منطقه‌ای که برمبنای کد طبقه‌بندی ISIC Rev.4 تهیه شده است، از منظر ورود و خروج بخش‌های اقتصادی، شامل سه مشاهده مهم است:

مشاهده اول: برخی از استان‌ها به دلایل مختلف مانند عدم تعادل منابع طبیعی، همواره فاقد برخی از بخش‌های اقتصادی هستند؛ به‌عنوان نمونه در استان‌هایی مانند آذربایجان غربی، شرقی و اردبیل، ستانده بخش نفت خام و گاز طبیعی و همچنین بخش راه‌آهن، همواره صفر بوده است.

مشاهده دوم: برخی از بخش‌های اقتصادی در سال مشخصی وارد یک استان شده‌اند و از آن سال به بعد، ستانده بخش مورد نظر در آن استان، مثبت بوده است؛ به‌عنوان نمونه از سال ۱۳۸۷ به بعد، بخش ساخت محصولات توتون و تنباکو در استان کرمان ایجاد شده و از این سال به بعد، ستانده بخش مذکور برای استان کرمان، همواره مثبت بوده است.

مشاهده سوم: در برخی از مقاطع زمانی، یک بخش جدید اقتصادی به یک استان اضافه و ستانده آن بخش، مثبت، اما پس از گذشت چند سال مجدداً ستانده آن بخش در استان مورد نظر، صفر شده است؛ به‌عنوان نمونه، می توان به بخش ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای در استان سیستان بلوچستان اشاره کرد. با وجود آنکه ستانده این بخش در سال‌های قبل از ۱۳۸۲ صفر بوده، اما طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۲ ستانده بخش مذکور، مثبت شده و پس از این سال‌ها، مجدداً ستانده بخش مذکور در استان یاد شده صفر بوده است.

بر پایه مشاهده دوم، برخی از بخش‌های اقتصادی می‌توانند در آینده نزدیک به بخش‌های تولیدی استان‌های کشور اضافه شوند. مثال بارز این موضوع، ساخت خطوط راه‌آهن بین شهری (به‌عبارت دیگر بخش راه‌آهن) در استان گیلان است که یک ارتباط ریلی تا بندر انزلی و آستارا ایجاد خواهد کرد. از آنجا که حمل و نقل ریلی از جمله بخش‌های زیربنایی اقتصاد است، مسلماً ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، فرصتی برای تسریع فرایند توسعه اقتصادی این استان تلقی می‌شود، ضمن آنکه موجبات توسعه گردشگری و ایجاد اشتغال را نیز در منطقه فراهم می‌نماید.

علاوه بر فراهم شدن موجبات توسعه استان گیلان، با توجه به آنکه خط راه‌آهن گیلان یا همان قزوین-رشت، حلقه مهمی از خط راه‌آهن قزوین-رشت-انزلی-آستارا بوده و در راستای تکمیل کریدور ترانزیتی شمال به جنوب است، بدون شک به بهره‌برداری رسیدن این خط ریلی، می‌تواند حلقه اتصال راه‌آهن شمال به مرکز و جنوب کشور باشد و از طریق این خط‌آهن، در واقع، اتصال خلیج‌فارس به دریای خزر فراهم شود. اما باید توجه داشت که سیاست‌گذار زمانی می‌تواند از چنین فرصت به‌وجود آمده‌ای به‌نحو کاراتر استفاده نماید که قادر باشد اثرات اقتصادی و اجتماعی ایجاد بخش راه‌آهن بر سایر بخش‌های اقتصادی استان یا به‌طور کلی هزینه -فایده آن را به صورت کمی مورد ارزیابی قرار دهد.

1. Cunha & Scaramucci

۲. معیار ظهور و خروج یک بخش در یک استان، وجود یا فقدان ستانده، مصرف واسطه و ارزش افزوده آن بخش است.

از آنجا که ایجاد بخشی جدید در اقتصاد منطقه، می‌تواند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم، سایر بخش‌های اقتصادی را نیز تحت تأثیر قرار دهد، مدل‌سازی آثار و تبعات اقتصادی ورود این بخش بر سایر بخش‌های اقتصادی، نیازمند آن است تا پیوند و تعاملات ساختاری میان بخش‌های مختلف در اقتصاد، مدنظر قرار گیرد.

این مسأله یک سؤال اساسی را پیش روی نویسندگان این مقاله قرار می‌دهد که اثرات بالقوه اقتصادی-اجتماعی ظهور بخش جدید راه‌آهن به ساختار اقتصاد استان گیلان چگونه خواهد بود؟ در پاسخ به سؤال مطرح شده در این مقاله، به دو دلیل، روش‌شناسی دوم یعنی رویکرد پیشنهادی میلر و بیلر برای سنجش آثار و تبعات اقتصادی ظهور بخش جدید راه‌آهن در استان گیلان انتخاب شده است. اول اینکه، به‌کارگیری روش‌های میلر و بیلر، سازگاری بیشتری با بنیه‌های آماری کشور دارد و همچنین محاسبه آنها نسبت به دو روش‌شناسی دیگر، ساده‌تر است و پیچیدگی کمتری دارد. دوم آنکه، روش‌شناسی‌های اول و سوم در سطح ملی مصداق دارند و در واقع، ورود بخش جدید را به جداول داده-ستانده ملی مورد سنجش قرار می‌دهند که با توجه به ماهیت منطقه‌ای ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، کاربست روش‌شناسی دوم که ماهیت منطقه‌ای دارد، مناسب‌تر به نظر می‌رسد.

آثار و تبعات اجتماعی ظهور بخش راه‌آهن به استان گیلان نیز از طریق محاسبه توان اشتغال‌زایی فعالیت‌های اقتصادی استان گیلان قبل و بعد از ورود این بخش، مورد سنجش قرار گرفته است.

در راستای مسأله و سؤالات فوق، مقاله حاضر در پنج بخش سازمان‌دهی می‌شود. در بخش نخست، مطالعات و پژوهش‌های انجام شده در زمینه ظهور بخش جدید به جدول داده- ستانده ملی و منطقه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای سنجش آثار و تبعات بالقوه اقتصادی و اجتماعی ظهور بخش راه‌آهن به اقتصاد استان گیلان، بررسی تفصیلی روش‌شناسی و فرایند محاسبه دو رویکرد پیشنهادی میلر و بیلر و همچنین میزان افزایش تولید بخش‌های اقتصادی و توان اشتغال‌زایی اقتصاد در استان گیلان، محورهای اساسی بخش دوم را تشکیل می‌دهند. سپس، پایه‌های آماری و نحوه سازمان‌دهی آنها در بخش سوم ارائه شده است. نتایج حاصله به همراه تحلیل‌های آن در بخش چهارم و در نهایت، خلاصه مطالب و نتیجه‌گیری از موضوعات مورد بحث، بخش نهایی مقاله حاضر را دربر می‌گیرد.

## پیشینه نظری و تجربی تحقیق

بررسی اجمالی ادبیات موجود درخصوص ورود بخش‌های جدید به اقتصاد ملی یا منطقه‌ای در چهارچوب الگوهای داده- ستانده در جهان، نشان می‌دهد که واکاوی جنبه‌های نظری و عملی این موضوع، از اوایل دهه ۱۹۵۰ مورد توجه تحلیلگران و پژوهشگران اقتصادی حوزه داده- ستانده قرار گرفته و مطالعات و پژوهش‌های متعددی در این خصوص در سطح ملی و منطقه‌ای انجام شده است.

مسأله‌ای که پژوهشگران آن زمان، با آن مواجهه داشته‌اند، آن بود که با اتمام جنگ جهانی دوم، دیگر نیازی به تولید تجهیزات جنگی در برخی از ایالات آمریکا مانند فیلادلفیا و نیویورک وجود نداشت و این سؤال برای پژوهشگران مطرح شد که آیا می‌توان به جای این فعالیت‌ها (تولیدات جنگی)، بخش جدیدی

مانند تولید فولاد و آلومینیوم را در این ایالات ایجاد نمود و در صورت ایجاد این بخش، اثرات مستقیم و غیرمستقیم آن بر افزایش تولید و توان اشتغال‌زایی اقتصاد منطقه چگونه خواهد بود؟

در این راستا، اولین پژوهش‌های انجام گرفته در این حوزه، مربوط به مطالعاتی است که تأثیر ایجاد یک بخش و یا فعالیت اقتصادی جدید را بر اقتصاد منطقه‌ای مورد ارزیابی قرار داده‌اند. ایزارد برای اولین بار، تأثیر ورود صنعت پایه‌ای فولاد بر اقتصاد ایالت فیلادلفیا در ایالات متحده آمریکا را مورد بررسی قرار داد و با استفاده از تکنیک داده- ستانده، چهارچوب تحلیلی قوی را در جهت مطالعه اثرات ایجاد بخشی جدید بر سایر بخش‌های موجود، فراهم ساخت (ایزارد و کوئن[1]، ۱۹۵۳).

ورود صنایع پایه‌ای مانند فولاد و آلومینیم به منطقه شمال غربی اقیانوس آرام (منطقه غربی ایالات متحده آمریکا و کانادا) پس از جنگ جهانی دوم که تا پیش از آن وابسته به صنایع کشاورزی بوده، بستر مناسبی را برای مطالعه و بررسی تأثیر ایجاد این صنایع بر فعالیت‌های اقتصادی فراهم آورد.

در این راستا، نتایج تلاش‌های اولیه ایزارد در سال ۱۹۵۳ به همراه کیونه[2] تحت نظارت مرکز تحقیقات علوم اجتماعی، دانشگاه پورتوریکو[3] و مرکز مطالعات منطقه‌ای، مؤسسه تکنولوژی ماساچوست[4] در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر صنعت فولاد بر ناحیه صنعتی نیویورک- فیلادلفیا» منتشر شد. در این مقاله، تأثیرات اقتصادی مستقیم و غیرمستقیم ورود بخش فولاد به‌عنوان نهاده اولیه، بر ستانده ۴۵ فعالیت اقتصادی ایالت فیلادلفیا و همچنین میزان اشتغال در مناطق صنعتی منتخب این ایالت، با استفاده از تکنیک داده- ستانده منطقه‌ای تعدیل شده[5] مورد بررسی قرار گرفت.

در سال ۱۹۵۷، میلر[6] نیز مشابه ایزارد با به‌کارگیری تکنیک مذکور، در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر صنعت آلومینیم بر ناحیه شمال غربی اقیانوس آرام: با تحلیل منطقه‌ای جداول داده- ستانده»، به ارزیابی تأثیر ورود صنعت آلومینیم بر ناحیه شمال غربی اقیانوس آرام طی سال‌های ۱۹۴۷-۱۹۳۹ پرداخت. به‌طور کلی، تلاش‌های اولیه ایزارد و کیونه در اواخر قرن بیستم و اوایل قرن بیست و یکم تاکنون، حداقل سه روش‌شناسی برای این موضوع را به دنبال داشته است.

روش‌شناسی اول، مربوط به مطالعات سازمان ملل متحد است. سازمان ملل متحد[7] در سال ۱۹۹۶، کتابی با عنوان «راهنمای حسابداری ملی؛ راهنمای جداول داده- ستانده» را منتشر کرد و در فصل دهم این کتاب، روشی را برای منظور کردن بخش توریست بین‌المللی در جداول داده- ستانده به‌عنوان یک بخش مستقل، پیشنهاد نموده است. علت تمرکز سازمان ملل متحد بر صنعت توریست بین‌المللی، آن است که اولاً، این فعالیت اقتصادی از دهه ۱۹۹۰ میلادی مورد توجه بسیاری از کشورهای جهان قرار گرفته و ثانیاً، بخش مذکور برخلاف سایر بخش‌های متعارف، فاقد کد طبقه‌بندی ISIC است و علت اصلی آن بوده که

1. Isard & Kuenne
2. Kuenne
3. Puerto Rico
4. Massachusetts Institute of Technology
5. Modified Input-Output Analysis
6. Miller
7. United Nations

دامنه فعالیت این بخش، تنوع داشته و بر مبنای شناسایی سازمان ملل متحد، شامل ۱۹ فعالیت، از صنایع دستی تا فعالیت‌های خدماتی را دربر گرفته است.

سازمان ملل متحد، این ۱۹ فعالیت را در قالب کد ۴ رقمی شناسایی کرده که این فعالیت‌ها به صورت کلی در بخش‌های هتل و رستوران، انواع حمل و نقل (هوایی، زمینی و دریایی)، آژانس‌های مسافرتی، اجاره تجهیزات حمل و نقل زمینی، آبی، هوایی و ... پیشنهاد شده‌اند. باتوجه به اینکه برخی از این بخش‌ها با دیگر بخش‌ها ادغام شده، رویکرد پیشنهادی سازمان ملل متحد، مستلزم به‌کارگیری روش‌هایی برای تفکیک و ادغام ستانده بخش توریست در جدول داده- ستانده است (سازمان ملل متحد، ۱۹۹۹).

بنابراین روش، در صورت وجود جدول داده- ستانده منطقه‌ای، می‌توان روش فوق را مبنای شناسایی بخش مذکور قرار داد، اما به‌کارگیری این روش برای محاسبه اثرات ایجاد بخش جدید در گیلان، نامتناسب است. علت آن است که بخش راه‌آهن در استان گیلان وجود خارجی ندارد.

روش‌شناسی دوم، به مطالعات اولیه میلر و بیلر در سال ۲۰۰۹ باز می‌گردد. آنها در کتاب خود به منظور بررسی تأثیر کمی ایجاد بخش جدید در جداول داده- ستانده منطقه‌ای، دو رویکرد را معرفی نموده‌اند. رویکرد اول در قالب الگوی استاندارد تقاضامحور لئونتیف (به شکل تقاضا به ستانده) تنها از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای است و رویکرد دوم در قالب الگوی مختلط (اصلاح شده) تقاضا محور لئونتیف (به شکل ستانده به ستانده) و از منظر تقاضاکننده و عرضه‌کننده واسطه‌ای است. این رویکرد، تأثیر افزایش یک واحد ستانده بخش جدید بر افزایش ستانده بخش‌های موجود را مورد سنجش قرار می‌دهد.

طی سه دهه اخیر با توجه به نوسانات متعدد در عرضه یا قیمت سوخت‌های فسیلی و کاهش ذخایر فسیلی موجود، کاهش اتکاء به سوخت‌های فسیلی در بسیاری از کشورهای جهان، مورد توجه واقع شده است. این موضوع، بستری را برای بررسی نقش و اهمیت انرژی‌های نو و پیوند آن با مسأله زیست محیطی و توسعه پایدار در قرن بیست و یکم فراهم آورد که مطالعات صورت گرفته در این خصوص را می‌توان به‌عنوان سومین روش‌شناسی در ارتباط با ورود بخش جدید به اقتصاد، به‌شمار آورد.

یکی از کشورهای پیشقدم در تولید و صادرات سوخت‌های زیستی، برزیل است که از سال ۱۹۷۰ به تولید اتانول از نیشکر به‌عنوان یک سوخت گیاهی پرداخته و پژوهش‌ها و مطالعات متعددی در این کشور به منظور ارزیابی تأثیر صنعت سوخت زیستی بر اقتصاد ملی انجام شده است.

کونیا و اسکاراموچی (۲۰۰۶)، با استفاده از الگوی مختلط در چهارچوب تکنیک داده-ستانده، تأثیر ورود صنعت اتانول را بر توسعه منطقه شمال شرقی کشور برزیل مورد بررسی قرار داده‌اند. برمبنای نتایج مطالعه کونیا، افزایش ۸۰۰ درصدی تولید اتانول، تولید ناخالص داخلی منطقه شمال شرقی برزیل را به میزان ۱۱/۴ درصد افزایش می‌دهد و همچنین قادر خواهد بود تا ۵ میلیون فرصت شغلی جدید در این منطقه ایجاد نماید.

در حالی که، مطالعات صورت گرفته در سال‌های ابتدایی قرن بیست و یکم، تنها بر تأثیرات متقابل ایجاد فعالیت جدید بر فعالیت‌های اقتصادی موجود تمرکز داشتند، اما آکویا و همکاران[1] (۲۰۱۱)، در

1. Acquaye *et al.*

مطالعات خود، مشاهده نمودند که در نظر گرفتن ورود بخش جدید، موجب برهم خوردن تراز جدول داده- ستانده می‌گردد و برای حل این مسأله، آنها روش RAS را برای تراز مجدد جدول، به‌کار گرفتند. نتایج مطالعات آکویا نشان داده است، در صورتی که بخش جدید، سهم قابل توجهی در اقتصاد نداشته باشد، برهم خوردن تراز جداول داده- ستانده ناچیز بوده و قابل چشم پوشی است، اما در صورتی که بخش جدید، سهم بالایی در اقتصاد داشته باشد، تراز مجدد جدول داده- ستانده پس از ورود آن بخش، ضروری است.

در کشور استرالیا نیز با توجه به نگرانی‌های فزاینده درخصوص تأمین انرژی، اخیراً تحقیقات و مطالعاتی دربارهٔ پیش‌بینی اثرات کمی ورود بخش پالایش سوخت زیستی[1] بر اقتصاد ملی استرالیا بر حسب ستانده و اشتغال انجام شده است. براین اساس، مالیک و همکاران[2] (۲۰۱۴)، با توجه به سابقه طولانی ورود بخش سوخت زیستی (اتانول) در جدول ملی داده- ستانده کشور برزیل، ضرایب فنی بخش سوخت زیستی این کشور را بر جدول ملی داده- ستانده استرالیا تحمیل کردند و با استفاده از رویکرد عددی[3]RAS، جدول داده- ستانده ملی استرالیا را تراز مجدد نمودند[4].

آنها پس از تراز مجدد جدول داده- ستانده، تأثیر کمی ورود این بخش را بر تولید ناخالص ملی و اشتغال استرالیا مورد بررسی قرار داده‌اند. روش مورد استفاده آنها نسبت به دیگر روش‌های ایجاد بخش جدید در جداول داده- ستانده، کامل‌تر و پیچیده‌تر بوده است.

نتایج مطالعه مالیک، افزایش ستانده بخش‌هایی که به‌طور مستقیم به بخش سوخت زیستی اتانول نهاده عرضه می‌کند را نشان داده است. همچنین برمبنای نتایج این مطالعه، ورود بخش سوخت زیستی به اقتصاد استرالیا، برای ۲۰۰۰ نفر اشتغال ایجاد می‌کند و به‌طور کلی، تأثیرات مثبتی را به لحاظ ایجاد اشتغال در بخش‌های اقتصادی کشور ایجاد خواهد کرد.

یادآوری می‌شود که، علاوه بر برزیل و استرالیا، در کشورهای دیگری مانند تایلند و یا اتحادیه اروپا نیز پیش‌بینی تأثیر کمی ورود بخش سوخت زیستی بر ایجاد فرصت‌های شغلی جدید در اقتصاد، مورد مطالعه قرار گرفته است.

با وجود سابقه طولانی ارزیابی کمی ورود صنعت و یا فعالیت جدید به اقتصاد کشورها در سطح ملی یا منطقه‌ای، فضای پژوهشی در ایران، نشان می‌دهد که اگرچه برمبنای اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای کشور، ورود یک بخش جدید اقتصادی در سطح منطقه در ایران نیز حائز اهمیت بوده، اما سنجش ورود بخش جدید به اقتصاد یک منطقه، تاکنون در ایران مورد توجه قرار نگرفته، و بررسی چنین پدیده‌ای در سطح منطقه، از خلأهای پژوهشی محسوب می‌شود که مقاله حاضر، به دنبال رفع آن است.

---

1. Biorefining
2. Malik *et al.*
3. Numerical Approach
۴. برای کسب اطلاع بیشتر از نحوه تراز مجدد جداول داده- ستانده با استفاده از رویکرد عددی نوعی RAS، به مقاله Malik *et al.*, (2014) مراجعه شود.

## روش‌شناسی پژوهش

قبل از ورود به بحث روش‌شناسی سنجش ورود بخش راه‌آهن به اقتصاد استان گیلان، لازم است به دو نکته مهم اشاره گردد.

۱- از آنجا که ارزیابی کمی ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، هدف اصلی این مطالعه بوده، لازم است در گام اول، جدول داده- ستانده استان گیلان محاسبه گردد. برای این منظور، روش FLQ مبنای محاسبه قرار گرفته است[۱]. از آنجایی‌که به‌کارگیری این روش همانند سایر روش‌های غیرآماری، موجب تغییر مقادیر آمارهای رسمی ارزش‌افزوده بخش‌ها و منطقه می‌گردد، برای برون‌رفت از این مسأله، عده‌ای از پژوهشگران، روش ترکیبی FLQ-RAS را برای تراز کردن مجدد جدول معرفی کرده‌اند. در این مقاله نیز از روش فوق استفاده می‌گردد. (بانوئی و مهاجری، ۱۳۹۹؛ بانوئی و همکاران، ۱۳۹۶).

۲- به دلیل فقدان آمار و اطلاعاتی مانند ستانده، هزینه واسطه و ارزش افزوده بخش جدید راه‌آهن، امکان برآورد ضرایب فنی مستقیم و غیرمستقیم بخش راه‌آهن گیلان وجود نداشته و بنابراین، از ستانده و ضرایب فنی مستقیم و غیرمستقیم راه‌آهن استان مازندران (به‌عنوان استانی مشابه با گیلان) برای انجام محاسبات استفاده کرده‌ایم. از این رو، لازم است که در گام دوم، جدول منطقه‌ای استان مازندران محاسبه گردد. انتخاب استان مازندران به‌دلیل ساختار مشابه اقتصادی، جغرافیایی، آب و هوایی و فرهنگی دو منطقه و نزدیکی جغرافیایی، آب و هوایی و فرهنگی این دو استان با یکدیگر بوده است.

### ۱. محاسبه جدول داده-ستانده استان گیلان به روش CHARM

به‌طور کلی، دو روش در محاسبه جداول داده- ستانده وجود دارد. روش اول، موسوم به روش‌های غیرآماری است که انواع روش‌های سهم مکانی و تراز کالایی و شکل بسط یافته آن، CHARM است[۲]. روش دوم، به روش‌های نیمه آماری موسوم هستند که RAS و RAS تعدیل شده از انواع این روش‌ها است[۳].

---

۱. پاشنه آشیل روش FLQ، محاسبه مناسب‌ترین رقم برای دلتا می‌باشد. در این مقاله، مقدار دلتای جدول منطقه‌ای گیلان، از پژوهش بانوئی و همکاران (۱۳۹۶) و دلتای جدول مازندران، از روش عرضه محور گش (بزازان و همکاران، ۱۳۸۶) محاسبه شده است.

۲. خاستگاه روش‌های سهم مکانی محاسبه ضرایب مستقیم جدول داده- ستانده منطقه‌ای است؛ درحالی‌که روش‌های CB و CHARM به محاسبه جدول ستانده منطقه می‌پردازند. علاوه بر آن، محاسبه مبادلات همزمان تجاری دو طرفه نیز از مزیت این روش‌ها نسبت به سایر روش‌های منطقه‌ای کردن جداول داده- ستانده است. برای اجتناب از افزایش حجم مقاله، از ارائه مبانی نظری روش‌های سهم مکانی، CB و CHARM صرف نظر شده است. جهت اطلاع بیشتر کاربست این روش‌ها در جهان و ایران، به مقالات زیر مراجعه نمایید:

Flegg & Webber 1996; Flegg *et al.*, 2015; Isard, 1953; Kronenberg, 2009.

۳. برای اجتناب از افزایش حجم مقاله از ارائه مبانی نظری روش RAS صرف نظر شده است. جهت اطلاع و آشنایی بیشتر از این روش به مقالات زیر مراجعه شود: شرکت و همکاران، (۱۳۹۴) و Dewhurst, 1992.

یکی از مشکلات اساسی به‌کارگیری هر نوع روش سهم مکانی و حتی روش‌های CB و CHARM در محاسبه جدول داده- ستانده منطقه‌ای، مستلزم درنظرگرفتن دو پسماند صادرات و ارزش‌افزوده در تراز سطری و ستونی جدول داده- ستانده منطقه‌ای است. منظور کردن صادرات به‌علت فقدان آمار و اطلاعات، ممکن است منطقی باشد ولی برای آن دسته از کشورهایی که حساب‌های منطقه‌ای را محاسبه می‌کنند، درنظرگرفتن پسماند ارزش‌افزوده در سطح بخش‌های اقتصاد منطقه‌ای به دور از واقعیت است.

برای رفع این نارسایی، به تازگی روش‌های ترکیبی Flq-RAS، CB-RAS و CHARM-RAS در محاسبه جدول داده- ستانده منطقه‌ای توسط پژوهشگران داخل کشور پیشنهاد شده است. استفاده از این روش، تنها نیازمند یک بردار پسماند خالص تراز تجاری در تراز سطری می‌باشد. از این‌رو در این مقاله، ابتدا روش متعارف FLQ مبنای محاسبه جدول داده- ستانده استان گیلان قبل از ورود و بعد از ورود بخش جدید راه‌آهن قرار گرفته، و سپس به منظور تراز جدول، از روش ترکیبی FLQ-RAS استفاده شده است.

**۲. سنجش آثار و تبعات ظهور بخش جدید در اقتصاد منطقه**

میلر و بیلر در کتاب خود بیان می‌کنند که پیش نیاز به‌کارگیری دو الگوی متعارف و مختلط در سنجش آثار و تبعات ظهور بخش جدید، بستگی به شرایط و فروض منتسب به آنها دارد (میلر و بیلر، ۲۰۰۹). ضمن اینکه دو رویکرد پیشنهادی میلر و بیلر بر این فرض مبتنی است که ورود بخش جدید، تغییراتی در سطح تکنولوژی منطقه به وجود نمی‌آورد. در ادامه، هر یک از دو رویکرد یاد شده، به‌تفصیل مورد بررسی قرار گرفته است.

**رویکرد اول: ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای (ضرایب فزاینده تقاضا به ستانده)**

به‌طورکلی، به‌کارگیری الگوی متعارف تقاضا محور لئونتیف با برونزا فرض کردن تقاضای نهایی اثر تغییر یک واحد تقاضای نهایی بر تولید، مورد سنجش قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، اگر تقاضای نهایی بخش j افزایش یابد، چه تغییری در ستانده این بخش و سایر بخش‌ها ایجاد خواهد شد؛ که به شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$x - Ax = f \longrightarrow (I-A)x = f \qquad (۵)$$

$$x = (I-A)^{-1} f = Lf \longrightarrow L = (I-A)^{-1} \qquad (۶)$$

در روابط بالا، f نشان‌دهنده بردار تقاضای نهایی است که به‌عنوان متغیر برونزا درنظرگرفته شده است و اثر تغییر اجزاء تقاضای نهایی (مانند تغییر در مصرف خانوار، مصرف دولت و ...) را بر ستانده بخش j اندازه‌گیری می‌کند[۱]. به‌طوری‌که، براساس این الگو، می‌توان آثار و تبعات تغییرات در تقاضای نهایی را بر

۱. به‌منظور شناخت بهتر فروض روابط الگوی متعارف تقاضامحور لئونتیف، لازم است که به مقاله بانوئی (۱۳۹۱) مراجعه شود.

تغییرات تولید، مورد سنجش قرار داد. ضرایب فزاینده تولید نیز به‌عنوان ضرایب ساختاری پل ارتباطی تقاضای نهایی و تولید به‌شمار می‌آید و از این منظر، به ضرایب فزاینده تقاضا به ستانده معروف است.

رویکرد اول میلر و بیلر برای سنجش ظهور بخش جدید به اقتصاد یک منطقه، مبتنی بر الگوی استاندارد تقاضا محور لئونتیف به شکل ضرایب فزاینده تقاضا به ستانده است؛ به‌طوری‌که، می‌توان آثار و تبعات تغییرات در تقاضای نهایی را بر تغییرات تولید مورد سنجش قرار داد.

فرض اصلی این رویکرد، آن است که تنها بخش جدید برای تأمین نهاده‌های واسطه‌ای خود، از سایر بخش‌های اقتصادی منطقه تقاضا می‌کند و بخش‌های موجود در منطقه، از تولید بخش جدید به‌عنوان نهاده واسطه استفاده نمی‌کنند. این فرض، به معنای آن است که ستانده بخش جدید صرف تأمین تقاضای نهایی خود آن بخش می‌شود و به سایر بخش‌ها عرضه نمی‌شود.

برای سادگی، فرض کنید اقتصاد استان گیلان تنها دارای سه بخش اصلی است، بنابراین، ماتریس ضرایب مستقیم استان گیلان (A) ماتریسی ۳×۳ خواهد بود. سپس فرض کنید، این امکان وجود دارد تا میزان نهاده‌های مورد نیاز بخش‌های ۱، ۲ و ۳ را به‌ازای هر واحد ستانده از بخش جدید (بخش ۴) تخمین زد یا به عبارتی دیگر، مقادیر $a_{14}^{G}$ ، $a_{24}^{G}$ و $a_{34}^{G}$ معلوم باشند[1].

برای اندازه‌گیری اثر بخش جدید بر تولید سایر بخش‌های استان، فرض می‌شود که مقدار ستانده بخش جدید ($x_4$) موجود است و بنابراین، بردار ستانده بخش جدید و بردار ضرایب$a_{14}^{G}$ ، $a_{24}^{G}$ و $a_{34}^{G}$ به‌عنوان متغیرهای برونزا در نظر گرفته می‌شود. در این صورت، $a_{14}x_4^G$، $a_{24}x_4^G$ و $a_{34}x_4^G$ نشان می‌دهند که چگونه بخش چهارم در فرایند تولید خود، از کالا و خدمات بخش‌های ۲، ۱ و ۳ استفاده می‌کند که معادلات شماره ۷، ۸ و ۹ این موضوع را نشان می‌دهند. همچنین معادله شماره ۱۰، نشان می‌دهد که بخش‌های موجود (۱، ۲ و ۳) از تولید بخش جدید (۴) به‌عنوان واسطه استفاده نمی‌کند. بنابراین، کل تقاضای نهایی بخش چهارم برابر با ستانده این بخش است.

$$(1-a_{11}^{G})x_1^G - a_{12}^{G}x_2^G - a_{13}^{G}x_3^G - a_{14}^{G}x_4^G = f_1^G \qquad (۷)$$

$$-a_{21}^{G}x_1^G + (1-a_{22}^{G})x_2^G - a_{23}^{G}x_3^G - a_{24}^{G}x_4^G = f_2^G \qquad (۸)$$

$$-a_{31}^{G}x_1^G - a_{32}^{G}x_2^G + (1-a_{33}^{G})x_3^G - a_{34}^{G}x_4^G = f_3^G \qquad (۹)$$

$$0x_1^G + 0x_2^G + 0x_3^G + x_4^G = f_4^G \qquad (۱۰)$$

در روابط بالا، $f_1^G$ ، $f_2^G$، $f_3^G$ و $f_4^G$، متغیرهای برونزا و $x_1^G$، $x_2^G$، $x_3^G$ و $x_4^G$ متغیرهای درونزا هستند. برای آنکه تقاضای بخش جدید از بخش‌های موجود تأمین شود، باید بخش‌های موجود، تولید خود را افزایش دهند. پس این رویکرد در واقع همان رویکرد تقاضا به ستانده است؛ یعنی تقاضای واسطه‌ای بخش جدید، برونزا فرض می‌شود و تأثیر مستقیم و غیرمستقیم افزایش یک واحد تقاضای واسطه‌ای بخش جدید بر

۱. در صورتی که ارقام مربوط در سطح منطقه موجود نباشد، می‌توان آنها را به سه روش دیگر نیز به‌دست آورد: ۱- استفاده از ضرایب داده- ستانده منطقه دیگر؛ ۲- استفاده از جدول ملی و ۳- داده‌های برآوردی (نظرسنجی). در این مقاله، از روش اول یعنی استفاده از ضرایب داده- ستانده منطقه مشابه (استان مازندران) استفاده شده است.

افزایش تولید منطقه اندازه‌گیری می‌شود. در این چهارچوب، $f_1^G = f_2^G = f_3^G = 0$ است. با تبدیل معادلات بالا به فرم ماتریسی و به‌دست آوردن معادلات براساس تغییرات متغیرهای درونزا (یعنی ستانده بخش‌های موجود)، می‌توان نشان داد که افزایش تقاضا از ناحیه افزایش تقاضای واسطه بخش جدید به چه میزان به افزایش تولیدات بخش‌های موجود منجر می‌شود.

$$\begin{bmatrix}\Delta x_1^G\\ \Delta x_2^G\\ \Delta x_3^G\end{bmatrix} = \left\{\begin{bmatrix}I & 0 & 0\\ 0 & I & 0\\ 0 & 0 & I\end{bmatrix} - \begin{bmatrix}a_{11}^G & a_{12}^G & a_{13}^G\\ a_{12}^G & a_{21}^G & a_{12}^G\\ a_{31}^G & a_{32}^G & a_{31}^G)\end{bmatrix}\right\} \begin{bmatrix}x_1^G\\ x_2^G\\ x_3^G\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}a_{14}^G x_4^G\\ a_{24}^G x_4^G\\ a_{34}^G x_4^G\end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

$$\begin{bmatrix}\Delta x_1^G\\ \Delta x_2^G\\ \Delta x_3^G\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}(1-a_{11}^G) & -a_{12}^G & +a_{13}^G\\ -a_{12}^G & (1-a_{21}^G) & -a_{12}^G\\ +a_{31}^G & -a_{32}^G & (1-a_{31}^G)\end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix}a_{14}^G x_4^G\\ a_{24}^G x_4^G\\ a_{34}^G x_4^G\end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

رابطه شماره ۱۲ نشان می‌دهد که بخش‌های ۲،۱ و ۳ به‌طور مستقیم و غیرمستقیم برای تأمین تقاضای واسطه بخش جدید $a_{i4}^G x_4^G$ به چه میزان باید تولید خود را افزایش دهند (میلر و بیلر، ۲۰۰۹).

**رویکرد دوم: ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده و عرضه‌کننده واسطه‌ای (رویکرد ستانده به ستانده)**

همان‌طور که در ابتدای بخش بیان شد، مبنای به‌کارگیری دو الگوی متعارف و مختلط، به فروض منتسب به آنها بستگی دارد. در رویکرد اول، با فرض اینکه تنها بخش جدید برای تأمین نهاده‌های واسطه‌ای خود از سایر بخش‌های اقتصادی منطقه تقاضا می‌کند و بخش‌های موجود در منطقه از تولید بخش جدید به‌عنوان نهاده واسطه استفاده نمی‌کنند، از الگوی متعارف تقاضا محور لئونتیف برای سنجش ورود بخش جدید به اقتصاد یک منطقه استفاده می‌شود.

میلر و بیلر بیان می‌کنند که در دنیای واقعی، به‌کارگیری الگوی متعارف تقاضا محور لئونتیف مناسب نیست؛ زیرا یک بخش، نه تنها از نهاده واسطه‌ای سایر بخش‌ها برای تولیدات خود استفاده می‌کند، بلکه، تولیدات خود را به‌عنوان نهاده واسطه به سایر بخش‌ها نیز می‌فروشد؛ در حالی که در الگوی متعارف برای تمام بخش‌ها، تقاضای نهایی برونزا و ستانده درونزا در نظر گرفته می‌شود، ممکن است که در شرایط ویژه برای برخی از بخش‌ها، تقاضای نهایی و برای برخی دیگر ستانده آنها برونزا در نظرگرفته شوند. بنابراین از منظر متغیرهای دورنزا و برونزا، الگویی که برای شرایط خاص در دنیای واقعی مناسب‌تر است، الگوی مختلط[1] (الگوی اصلاح شده) است (میلر و بیلر، ۲۰۰۹). برای نمونه، در شرایط ویژه ممکن است سیاست‌گذار بخواهد تأثیر افزایش تولید یک بخش خاص را بر سایر بخش‌ها ارزیابی کند. در این حالت، ستانده آن بخش، جزء برونزای مدل خواهد بود و برای سایر بخش‌ها، تقاضای نهایی به‌عنوان جزء درونزا لحاظ می‌شود.



1. Mixed Models

سنجش آثار و تبعات ورود یک بخش جدید بر تغییرات تولید سایر بخش‌های اقتصادی در جدول داده-ستانده، حالت خاصی است که به واقعیت نزدیک‌تر است و اهمیت آن در جداول داده-ستانده منطقه‌ای ایران نیز در خور توجه است.

در رویکرد دوم، بخش جدید نه تنها از ستانده بخش‌های موجود در منطقه به‌عنوان نهاده واسطه در فرایند تولید خود استفاده می‌کند، بلکه تولید خود را به‌عنوان واسطه به سایر بخش‌های منطقه عرضه می‌کند. در این رویکرد، عناصر ماتریس ضرایب فنی نیز تغییر خواهند کرد. این تغییر، نشان‌دهنده جایگزینی نهاده‌های جدید به جای مقادیر قبلی آنها است. بنابراین در این رویکرد، علاوه بر مقادیر $a_{14}$، $a_{24}$ و $a_{34}$، نیازمند اطلاعاتی درخصوص $a_{41}$، $a_{42}$، $a_{43}$ و $a_{44}$ نیز می‌باشیم[1] که در مجموع، این رویکرد به 2n+1 ضریب برای محاسبه ماتریس ضرایب فنی جدید نیاز دارد.

اگر همچنان فرض کنیم که اقتصاد منطقه شامل سه بخش بوده و بخش چهارم، بخش جدید به حساب می‌آید، در راستای رویکرد دوم، ستانده بخش‌ها $\bar{x}_1$ تا $\overline{x_3}$ و تقاضای نهایی بخش چهارم $f_4$ درونزا بوده و متغیرهای ستانده بخش جدید $x_4$ و تقاضای نهایی بخش‌های ۱ تا ۳ برونزا در نظر گرفته می‌شود. در این صورت ساختار معادلات مربوطه به شکل معادلات استاندارد داده- ستانده و ترکیبی از متغیرهای درونزا و برونزا خواهد بود. معادلات ۱۳تا ۱۶ روابط تراز- تولیدی این متغیرها را نشان می‌دهد.

$$(1-a_{11}^G)x_1^G - a_{12}^G x_2^G - a_{13}^G x_3^G - a_{14}^G x_4^G = f_1^G \quad (۱۳)$$

$$-a_{21}^G x_1^G + (1-a_{22}^G)x_2^G - a_{23}^G x_3^G - a_{24}^G x_4^G = f_2^G \quad (۱۴)$$

$$-a_{31}^G x_1^G - a_{32}^G x_2^G + (1-a_{33}^G)x_3^G - a_{34}^G x_4^G = f_3^G \quad (۱۵)$$

$$a_{41}^G x_1^G - a_{42}^G x_2^G - a_{43}^G x_3^G + (1-a_{44}^G)x_4^G = f_4^G \quad (۱۶)$$

$a_{41}^G$، $a_{42}^G$ و $a_{43}^G$ در رابطه شماره ۱۳، نشان می‌دهند که تولید بخش چهارم به‌عنوان واسطه در اختیار سه بخش دیگر قرار گرفته است. با تبدیل معادلات بالا به فرم ماتریسی و به‌دست آوردن معادلات براساس تغییرات متغیرهای درونزا (یعنی ستانده بخش‌های موجود و تقاضای نهایی بخش جدید)، می‌توان نشان داد که ورود بخش جدید (بخش چهارم) به چه میزان به افزایش تولیدات بخش‌های موجود منجر می‌شود. بنابراین، بخش جدید علاوه بر اینکه در تولید خود از تولیدات بخش‌های موجود به‌عنوان واسطه استفاده می‌کند، تولیدات خود را به‌عنوان واسطه به بخش‌های موجود نیز عرضه می‌کند.

روابط ۱۳ تا ۱۶را به صورت ماتریسی می‌توان به شکل زیر بیان کرد[2].

---

۱. در این رویکرد نیز در صورت عدم وجود اطلاعات مربوط، همانند رویکرد قبل، می‌توان از ضرایب فنی منطقه مشابه استفاده کرد.

۲. به‌منظور درک بهتر از چگونگی به‌دست آوردن رابطه ۱۷، مراجعه شود به کتاب:

Input-Output Analysis: Foundations and Extensions. Miller, R. E., & Blair, D. P. (2009).

در بخش Mixed Models این کتاب، چگونگی به‌دست آوردن رابطه شماره ۱۷ به تفصیل بیان شده است.

$$\begin{bmatrix}\Delta x_1^G\\ \Delta x_2^G\\ \Delta x_3^G\\ \Delta f_4^G\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}a_{11}^G & a_{12}^G & a_{13}^G & [a_{11}^G a_{14}^G+a_{12}^G a_{24}^G+a_{13}^G a_{34}^G]\\ a_{21}^G & a_{22}^G & a_{23}^G & [a_{21}^G a_{14}^G+a_{22}^G a_{24}^G+a_{23}^G a_{34}^G]\\ a_{31}^G & a_{32}^G & a_{33}^G & [a_{31}^G a_{14}^G+a_{32}^G a_{24}^G+a_{33}^G a_{34}^G]\\ -a_{41}^G & -a_{42}^G & -a_{43}^G & [-a_{41}^G a_{14}^G-a_{42}^G a_{24}^G+a_{43}^G a_{34}^G-(1-a_{44}^G)]\end{bmatrix}\begin{bmatrix}0\\0\\0\\x_4^G\end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

رابطه ۱۷ نشان می‌دهد که بخش‌های ۱، ۲ و ۳ به‌منظور تأمین $x_4^G$ واحد از تولید بخش چهارم، باید به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تولید خود را به‌ترتیب، به میزان $\Delta x_1^G$، $\Delta x_2^G$ و $\Delta x_3^G$ واحد افزایش دهند. علاوه‌براین، افزایش ستانده بخش چهارم نیز به میزان $\Delta f_4^G$ تقاضای جدید در سطح منطقه ایجاد می‌کند.

### ۳. سنجش توان اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی با ورود بخش جدید

به‌طورکلی، سنجش توان اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی در گام اول، نیازمند آن است که با در دسترس داشتن جدول داده-ستانده، ضرایب داده-ستانده تولید محاسبه شود. برای این منظور، در ابتدا جدول داده-ستانده استان گیلان با در نظر گرفتن بخش جدید محاسبه می‌شود. ابتدا یک سطر و ستون جدید (یعنی همان بخش راه‌آهن) براساس ارقام متناظر آن در جدول داده-ستانده استان مازندران به جدول داده-ستانده استان گیلان اضافه می‌شود. بدون شک، اضافه کردن سطر و ستون جدید به جدول داده-ستانده گیلان، تولید ناخالص داخلی منطقه گیلان را به اندازه ارزش افزوده بخش راه‌آهن افزایش داده و تراز جدول داده-ستانده منطقه را بر هم خواهد زد و در نتیجه، ضرایب مستقیم و غیر مستقیم داده-ستانده نیز تغییر خواهند کرد که از روش RAS به‌منظور تعدیل و تراز مجدد جدول داده-ستانده گیلان استفاده شده است.

پس از تراز کردن جدول، می‌توان ضرایب فزاینده مستقیم و غیرمستقیم تولید جدید را محاسبه کرد. ضمن اینکه با داشتن این ضرایب، می‌توان توان بالقوه اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی استان گیلان، قبل و بعد ازورود بخش راه‌آهن را مورد مقایسه قرار داد.

برای بررسی میزان اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی، می‌توان از ضرایب اشتغال مستقیم و ضرایب اشتغال مستقیم و غیرمستقیم استفاده کرد. اگر فرض شود $L_i$ تعداد شاغلان بخش $i$ام و $x_i$ کل ستانده بخش $i$ است، دراین‌صورت، ضریب اشتغال بخش $i$ام از تقسیم اشتغال هر بخش به ستانده کل آن بخش به‌دست می‌آید، به‌طوری‌که:

$$l_i=\frac{L_i}{X_I} \qquad i=1,2,\ldots,n \qquad (۱۸)$$

این ضریب، بیانگر آن است که یک واحد تولید بخش iام، چه میزان نیروی کار مورد نیاز است. با ضرب ماتریس ضرایب مستقیم اشتغال در ماتریس معکوس لئونتیف[۱]، ماتریس ضرایب مستقیم و غیرمستقیم اشتغال به‌دست می‌آید، بنابراین:

$$L=\hat{l}(I-A)^{-1} \qquad (۱۹)$$

۱. در این روش، از ماتریس معکوس لئونتیف مستخرج از روش ۳-۲-۳ استفاده شده است.

جمع ستونی ماتریس اشتغال، بیانگر ضرایب فزاینده اشتغال و نیز تغییر در میزان به‌کارگیری نیروی کار از طریق تغییر ناشی از تولید است.

## پایه های آماری

تهیه جداول داده- ستانده منطقه‌ای، نیاز به جدول داده- ستانده ملی و حساب‌های منطقه‌ای دارد. جدول داده- ستانده ملی استفاده شده در این پژوهش، جدول آماری متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۹۰ است که توسط مرکز آمار ایران به ابعاد ۹۹*۹۹ بخش تدوین شده است[1].

همچنین به منظور محاسبه جداول منطقه‌ای دو استان گیلان و مازندران از آخرین آمار و اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران (سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰) برای همان سال استفاده شده، و این اطلاعات، شامل ستانده، ارزش افزوده و هزینه واسطه هر بخش از استان‌های مورد بررسی بوده است.

به منظور سهولت فرایند محاسبه و انطباق آمارهای منطقه‌ای با ملی و آمار اشتغال، کلیه پایه‌های آماری در ۱۸ بخش به شرح زیر تجمیع شده‌اند: «کشاورزی، شکار، جنگلداری و ماهیگیری»، « استخراج معدن»، «صنایع وابسته به کشاورزی»، «تولید کک، فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت»، «تولید فلزات پایه»، «سایر صنایع»، «تأمین آب، برق و گاز»، «ساختمان»، «عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه»، «حمل و نقل زمینی- لوله ای-راه آهن»، «حمل و نقل آبی»، «حمل و نقل هوایی»، «انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی»، « هتل و رستوران»، «بانک و بیمه»، «سایر خدمات مالی»، «خدمات مسافرتی» و «سایر خدمات».

لازم به ذکر است که اولاً، آمار مربوط به اشتغال بخشی در سطح استان‌های مذکور نیز از نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران اخذ شده است. ثانیاً، همان‌طور که پیش‌تر نیز بیان شد، به دلیل فقدان دسترسی به آمار و اطلاعات بخش راه‌آهن در این استان، فرض می‌شود که ارزش‌افزوده و ستانده بخش راه‌آهن استان گیلان با استان مازندران یکسان است.

همچنین، ملاک طبقه‌بندی بخش‌ها بر اساس جدول آماری ۹۹*۹۹ سال ۱۳۹۰، ساختار هزینه بخش راه‌آهن در سایر بخش‌های اقتصادی بوده است. بدان معنا که بخش‌هایی که نسبت هزینه واسطه آنها به کل هزینه واسطه بخش راه‌آهن بزرگتر از ۵ درصد بوده، تفکیک شده و به صورت مجزا درنظر گرفته شده‌اند.

## تحلیل و تفسیر نتایج با توجه به اثرات بالقوه اقتصادی، اجتماعی

با توجه به سؤال اصلی مقاله، آثار و تبعات اقتصادی و اجتماعی ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، بر تولید سایر بخش‌های اقتصادی این استان محاسبه شده است. نتایج محاسبات پژوهش در جداول شماره ۱ و ۲ منعکس شده است. تحلیل و بررسی نتایج لازم، در ادامه ارائه می‌شود.

---

۱. در زمان تدوین مقاله فوق، جدول داده- ستانده سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران منتشر نشده بود و بنابراین، در این مقاله، از آخرین جدول داده- ستانده انتشار یافته در زمان نگارش، استفاده شده است.

**جدول ۱.** نتایج اثر ورود بخش راه‌آهن بین شهری بر تولید استان گیلان (میلیارد ریال)

| | ستون اول | ستون دوم |
|---|---|---|
| نوع فعالیت اقتصادی | رویکرد اول<br>ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای<br>(تقاضا به ستانده) | رویکرد دوم<br>ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده و عرضه‌کننده واسطه‌ای<br>(ستانده به ستانده) |
| کشاورزی، شکار، جنگلداری و ماهیگیری | ۲/۳۴ | ۲/۵۶ |
| استخراج معدن | ۰/۳۹ | ۰/۴۲ |
| صنایع وابسته به کشاورزی | ۲/۱۶ | ۲/۳۷ |
| کک و فرآورده‌های نفتی | ۰/۳۷ | ۰/۴۰ |
| تولید فلزات پایه | ۴/۲۰ | ۴/۶۰ |
| سایر صنایع | ۶/۱۹ | ۶/۷۹ |
| تأمین آب، برق و گاز | ۳/۳۴ | ۳/۶۷ |
| ساختمان | ۱/۳۸ | ۱/۵۰ |
| عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه | ۴/۱۹ | ۴/۶۰ |
| حمل و نقل جاده‌ای | ۹/۹۸ | ۱۰/۹ |
| راه‌آهن | - | ۱۳۷/۲ |
| حمل و نقل آبی | ۱/۰۶ | ۱/۱۶ |
| حمل و نقل هوایی | ۰/۳۷ | ۰/۴۱ |
| انبارداری و فعالیت های پشتیبانی | ۳۱/۵۷ | ۳۴/۶ |
| هتل و رستوران | ۰/۹۳ | ۱/۰۲ |
| بانک و بیمه | ۵/۱۲ | ۵/۶۱ |
| سایر خدمات مالی | ۰/۵۹ | ۰/۶۵ |
| خدمات مسافرتی | ۰/۷۲ | ۰/۷۸ |
| سایر خدمات | ۸/۱۰ | ۸/۸ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

ارقام ستون اول در جدول شماره ۱، نتایج رویکرد اول یعنی ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای را آشکار می‌کند. این رویکرد، نشان می‌دهد، بخش‌های موجود در منطقه باید چه مقدار واحد تولید خود را افزایش دهند تا بتوانند علاوه بر تأمین تقاضای نهایی خود، تقاضای واسطه ای بخش جدید راه آهن را تأمین نمایند. برمبنای ارقام ستون اول جدول شماره ۱، نتایج زیر به‌دست می‌آید:

۱- با فرض ورود بخش راه‌آهن با ستانده ۱۲۵ میلیارد ریالی، از میان ۱۸ بخش بررسی شده، بخش‌های «انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع » به‌ترتیب، با افزایش ۳۱/۵۷ میلیارد ریال، ۹/۹۸ میلیارد ریال و ۶/۱۹ میلیارد ریال، بیشترین افزایش در ستانده را با ورود بخش راه‌آهن خواهند داشت. بنابراین، ستانده بخش راه‌آهن از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای، وابستگی بالایی به بخش‌های «انبارداری و فعالیت های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع» دارد.

۲- میزان افزایش ستانده با ورود بخش راه‌آهن در بخش‌های « بانک و بیمه» و «تولید فلزات پایه» نیز نسبتاً بالا بوده و مبین این واقعیت است که ستانده بخش راه‌آهن، تا چه حد به ستانده بخش‌های مذکور وابسته بوده، که البته درجه وابستگی بخش راه‌آهن به هر یک از این دو بخش متفاوت است.

ارقام ستون دوم در جدول شماره ۱، مقادیر افزایش ستانده بخش‌های اقتصادی استان گیلان را پس از ورود بخش راه‌آهن به منطقه برمبنای الگوی اصلاح شده یا مختلط (رویکرد دوم) نشان می‌دهد. در این رویکرد، رابطه دو سویه میان فعالیت‌های اقتصادی مد نظر قرار گرفته است؛ یعنی بخش راه‌آهن، نه‌تنها مانند رویکرد اول، تولید سایر بخش‌ها را به‌عنوان نهاده واسطه‌ای تقاضا می‌کند، بلکه تولید خود را به‌عنوان نهاده واسطه‌ای به بخش‌های دیگر استان نیز عرضه می‌کند. بنابراین، از آنجا که در دنیای واقعی نیز داد و ستد میان بخش‌های اقتصادی به صورت دو سویه است، این رویکرد نسبت به رویکرد اول، واقع‌بینانه‌تر است. برمبنای ارقام ستون دوم جدول شماره ۱، نتایج زیر به‌دست می‌آید:

۱- ارقام ستون دوم، همانند ستون اول، میزان افزایش در ستانده بخش‌های اقتصادی را با ورود بخش راه آهن نشان داده، با این تفاوت که در ستون دوم، ستانده بخش راه آهن به‌عنوان نهاده واسطه نیز به بخش‌های موجود عرضه شده است.

۲- در رویکرد دوم، چون مقادیر تقاضای نهایی بخش‌های موجود صفر در نظر گرفته شده، در واقع، اثر مطلق ورود بخش راه آهن بر افزایش ستانده بخش‌های اقتصادی مورد سنجش قرار گرفته است.

۳- مقایسه بین ارقام ستون اول و ستون دوم جدول شماره ۱، نشان می دهد که میزان افزایش ستانده بخش‌های اقتصادی در رویکرد دوم، بیشتر است؛ یعنی زمانی که رابطه دوسویه بین بخش جدید راه آهن و سایر بخش‌های اقتصادی ایجاد می‌شود، میزان افزایش ستانده برای تمام بخش‌ها بیشتر خواهد شد.

۴- براساس ارقام ستون دوم، در رویکرد دوم همانند رویکرد اول، همچنان بخش‌های «انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع»، بیشترین میزان افزایش در ستانده را خواهد داشت؛ به‌طوری که، ستانده این بخش‌ها، به‌ترتیب، ۳۴/۶، ۱۰/۹ و ۶/۷ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت.

۵- با ورود بخش راه آهن با میزان ستانده به ارزش ۱۲۵ میلیارد ریال در منطقه، این بخش می‌تواند ۱۳۷ میلیارد ریال تقاضای نهایی به طور کلی ایجاد کند.

۶- با ورود بخش راه آهن به منطقه، بخش‌هایی مانند «کک و فرآورده های نفتی» و«استخراج معدن» کمترین افزایش در ستانده را خواهند داشت که به‌ترتیب، معادل ۰/۴۰ و ۰/۴۲ میلیارد ریال خواهد بود. اشاره به این نکته نیز خالی از فایده نخواهد بود که ارزیابی پیوندهای پسین و پیشین[1] بخش‌های اقتصادی گیلان نیز حاکی از آن است که بخش راه آهن در منطقه گیلان، پیوندهای ضعیفی با بخش های یاد شده دارد.

۷- نتایج رویکرد دوم، همچنین نشان می‌دهد که ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، به افزایش ۲۲۸ میلیارد ریالی تولید استان که معادل ۰/۱ درصد از کل تولید استان است، منجر خواهد شد.

بدون شک، ورود بخش راه‌آهن در استان گیلان می‌تواند در ابعاد اجتماعی نظیر اشتغال نیز اثرگذار باشد. نتایج سنجش توان اشتغال‌زایی بخش‌های استان گیلان در جدول شماره ۲ ارائه شده است. بر پایه این جدول، نتایج زیر به‌دست آمده است:

**جدول ۲.** اثرات مستقیم و غیرمستقیم ظهور بخش حمل و نقل راه‌آهن بر توان اشتغال‌زایی

| نوع فعالیت | توان اشتغال‌زایی |
|---|---|
| کشاورزی شکار، جنگلداری و ماهیگیری | ۱۴/۳۷ |
| استخراج معدن | ۹/۴۴ |
| صنایع وابسته به کشاورزی | ۹/۱۹ |
| کک و فرآورده‌های نفتی | ۱۲/۸۶ |
| تولید فلزات پایه | ۸/۵۱ |
| سایر صنایع | ۵/ ۴۹ |
| تأمین آب، برق و گاز | ۴/۱۵ |
| ساختمان | ۶/۱۳ |
| عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه | ۴/۶۶ |
| حمل و نقل جاده‌ای | ۶/۹۸ |
| راه‌آهن | ۷/۷۸ |
| حمل و نقل آبی | ۱۴/۰۴ |
| حمل و نقل هوایی | ۸/۱۱ |
| انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی | ۶/۴۰ |
| هتل و رستوران | ۶/۱۹ |
| بانک و بیمه | ۴/۳۳ |
| سایر خدمات مالی | ۹/۳۳ |
| خدمات مسافرتی | ۸۷/۶ |
| سایر خدمات | ۴/۳۷ |
| جمع کل | ۲۲۷ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

۱. در مقاله بررسی روش شناسی پیوندهای پسین و پیشین و تعیین محتوای واردات بخش‌های اقتصادی ایران (ورمزیار و همکاران ، ۱۳۷۷)، بخش‌های اقتصادی کلیدی در سطح ملی برمبنای جدول داده- ستانده سال ۱۳۷۰ شناسایی شده است.

۱- در جدول شماره (۲)، توان اشتغال‌زایی بخش‌های مختلف استان گیلان با ورود بخش راه آهن به ازای افزایش یک میلیارد ریال تقاضای نهایی، نشان داده شده، و برای این منظور، ضرایب فزاینده اشتغال مستقیم و غیرمستقیم با استفاده از جدول داده- ستانده استان گیلان بعد از ورود بخش راه‌آهن محاسبه شده است. این ضرایب، پیوند بین تغییرات تقاضای نهایی و اثرات زنجیره‌ای آن بر تغییرات تولید و در نهایت، اثر این تغییرات بر توان اشتغال‌زایی بالقوه بخش‌های مختلف اقتصاد را نشان می‌دهد (داروغه و همکاران، ۱۳۸۸).

۲- بر اساس نتایج به‌دست آمده، در ازای افزایش یک میلیارد ریال تقاضای نهایی، به‌طور بالقوه، ۷/۷۸ نفر شغل جدید به صورت مستقیم و غیرمستقیم در بخش راه‌آهن این استان ایجاد خواهد شد و کل اشتغال منطقه در ازای افزایش یک میلیارد تقاضای نهایی، به ۲۲۷ فرصت شغلی خواهد رسید.

۳- نکته قابل توجه آنکه بخش‌های «خدمات مسافرتی»، «کشاورزی» و «حمل‌ونقل آبی»، به‌ترتیب، با داشتن ضرایب اشتغال‌زایی مستقیم و غیرمستقیم، معادل ۸۷/۶، ۱۴/۳ و ۱۴/۰ واحد بالاترین میزان اشتغال‌زایی را در میان ۱۹ بخش اقتصادی مورد بررسی در استان گیلان به خود اختصاص داده‌اند. این ضرایب به این معنا است که اگر برای نمونه، یک واحد (در اینجا یک میلیارد ریال) افزایش در تقاضای نهایی رخ دهد، ۸۷/۶ نفر شغل به صورت مستقیم و غیرمستقیم در بخش خدمات مسافرتی ایجاد خواهد شد. سایر ضرایب نیز به همین صورت تفسیر می‌شوند.

۴- در این میان، بخش‌های «تأمین آب، برق و گاز»، «بانک و بیمه» و «سایر خدمات»، به‌ترتیب، با ضرایب اشتغال‌زایی معادل ۴/۱، ۴/۳ و ۴/۳ واحد، کمترین میزان اشتغال‌زایی را در بین ۱۹ بخش مورد بررسی، به خود اختصاص داده‌اند.

## نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

از جمله مهمترین کاربردهای جداول داده- ستانده منطقه‌ای، استفاده از آنها در برنامه‌ریزی برای توسعه مناطق مختلف کشور است. والتر ایزارد اولین بار در سال ۱۹۵۳ با استفاده از این جداول، به بررسی تأثیر ورود صنعت پایه‌ای فولاد بر اقتصاد ایالت فیلادلفیا در آمریکا پرداخت. پس از وی نیز پژوهشگران خارجی بسیاری در این زمینه فعالیت کرده‌اند.

نگاهی به آمارهای سری زمانی حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران نیز گواه بر ورود بخش‌هایی در سطح منطقه‌ای در سال‌های خاص در حساب‌های منطقه‌ای کشور است. از سوی دیگر، ممکن است بخشی خاص در آینده نزدیک وارد حساب‌های منطقه‌ای شود. شواهد حاکی از آن است که تولیدات بخش راه آهن در آینده نزدیک وارد حساب‌های منطقه‌ای استان گیلان خواهد شد. بنابراین، به‌منظور تسهیل تصمیم‌گیری برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور، پیش‌بینی اثرات ایجاد چنین بخشی بر تولید و اشتغال این استان، می‌تواند افق بازتری را در اختیار سیاست‌گذار در جهت توسعه بیشتر منطقه قرار دهد. بر همین اساس، مقاله فوق بر پایه این شواهد و با تأکید بر دو رویکرد متعارف و مختلط اثرات بالقوه اقتصادی- اجتماعی

ظهور بخش جدید راه‌آهن در ساختار اقتصادی استان گیلان ارزیابی شد. نتایج به‌کارگیری دو رویکرد متعارف (تقاضا به ستانده و مختلط ستانده به ستانده) به‌منظور سنجش ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، نشان داد که:

- برمبنای نتایج رویکرد اول یعنی ورود بخش جدید از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای، با ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، بخش‌های «انبارداری و فعالیت های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع »، به‌ترتیب، بیشترین افزایش در ستانده را در ازای افزایش یک واحد تقاضای نهایی بخش راه‌آهن خواهند داشت.
- برمبنای نتایج رویکرد دوم یعنی از منظر تقاضاکننده و عرضه‌کننده واسطه‌ای، با ورود بخش راه‌آهن به استان گیلان، همانند رویکرد اول، بخش‌های «انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی»، «حمل‌ونقل جاده‌ای» و «سایر صنایع»، بیشتربن افزایش در ستانده را خواهند داشت؛ با این تفاوت که میزان افزایش ستانده این بخش‌ها در رویکرد دوم نسبت به رویکرد اول، بیشتر و البته واقع بینانه‌تر است. این بخش‌ها نه تنها در تأمین نهاده‌های واسطه‌ای بخش راه‌آهن نقش پررنگی دارند، بلکه بخش‌های یادشده در تأمین نهاده‌های اصلی خود به بخش راه‌آهن، وابستگی دارند. این موضوع، حاکی از آن است که قبل از ورود کامل (بهره‌برداری) بخش راه‌آهن به استان گیلان، سیاست‌گذاران می‌باید توجه جدی‌تری به بخش‌هایی که نیازمند بیشترین تغییرات در ستانده خود هستند، داشته باشند.
- با ورود بخش راه‌آهن، تمام بخش‌های اقتصادی در ظرفیت اشتغال‌زایی با افزایش مواجه بوده‌اند، اما بخش‌های «خدمات مسافرتی»، «کشاورزی» و «حمل‌ونقل آبی»، بیشترین افزایش را در ضرایب اشتغال‌زایی مستقیم و غیرمستقیم، در بین ۱۹ بخش اقتصادی مورد بررسی در استان گیلان داشته‌اند.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده‌است.

## منابع


بانوئی، علی‌اصغر. (۱۳۹۱). ارزیابی شقوق مختلف نحوه منظور کردن واردات و روش‌های تفکیک آن با تأکید بر جدول متقارن سال ۱۳۸۰. *مجله سیاستگذاری اقتصادی*، ۴(۸): ۳۱-۷۴.

بانوئی، علی‌اصغر و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۹). *روش‌های غیرپیمایشی و ترکیبی جدید در برآورد جداول داده- ستانده منطقه‌ای*. تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

بانوئی، علی‌اصغر؛ مهاجری، پریسا؛ صادقی، نرگس و شرکت، افسانه. ( ۱۳۹۶ ). یک روش ترکیبی جدید FLQ-RAS برای محاسبه جدول داده- ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان گیلان. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۱): ۸۱-۱۱۴.

بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی اصغر و کرمی، مهدی. (۱۳۸۶). تأمل بیشتری در خصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان تهران. *پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۹(۳۱): ۳۱-۵۳.

ورمزیار، حسن؛ یوسفی، محمدقلی و بانویی، علی اصغر. (۱۳۷۷). بررسی روش شناسی پیوندهای پسین و پیشین و تعیین محتوای واردات بخش های اقتصادی ایران. *مجله برنامه و بودجه* ، ۳۳: ۶۳-۹۳.

داروغه، محسن؛ طائی، حسن و بانویی، علی اصغر. (۱۳۸۸). اثر درآمد مختلط بر اشتغال‌زایی فعالیت‌های اقتصادی. *مجله نامه مفید*، ۷۵: ۸۴-۶۵.

شرکت، افسانه؛ جلوداری ممقانی، محمد؛ بانوئی، علی‌اصغر و مختاری اصل شوطی، اشکان. (۱۳۹۴). ارزیابی روش‌های RAS متعارف، RAS تعدیل‌شده، RAS تعمیم‌یافته و RAS تعمیم‌یافته تعدیل‌شده در به‌هنگام‌سازی درایه‌های منفی و مثبت جدول داده- ستانده. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵(۵۶): ۱۳۵-۱۶۰.

مرکز آمار ایران .(۱۳۹۶). جدول داده- ستانده، به‌هنگام شده ۱۳۹۰.

مرکز آمار ایران. سرشماری عمومی نفوس و مسکن، ۱۳۹۰.

مرکز آمار ایران. سری زمانی حساب‌های منطقه‌ای سال‌های ۹۲-۱۳۷۹.


## References


Acquaye, A. A., Wiedmann, T., Feng, K., Crawford, R. H., Barrett, J., Kuylenstierna, J., Duffy, A.P., Koh, S.L., & McQueen-Mason, S. (2011). Identification of ‘carbon hot-spots’ and quantification of GHG intensities in the biodiesel supply chain using hybrid LCA and structural path analysis. *Environmental Science & Technology*, *45*(6), 2471-2478.

Banouei, A. A. (2012). Evaluation of the different treatments and methods of separating imports with emphasis on 1381 IOT of Iran. *The Journal of Economic Policy*, *4*(8), 31-74 (in Persian).

Banouei, A. A., & Mohajeri, P. (2020). *Non-survey and new mixed methods in estimation regional input-output tables*. Tehran: Allameh' Tabataba'i University Press (in Persian).

Banouei, A. A., Mohajeri, P., Sadeghi, N., & Sherkat, A. (2017). A new mixed FLQ-RAS method for estimation of the regional input-output table (RIOT): Case study of Gilan province. *Iranian Journal of Economic Research*, *22*(71), 81-114 (in Persian).

Bazzazan, F., Banouei, A.A., & Karami, M. (2007). The modern location Quotient function, spatial dimension and regional Input-Output coefficients: The case of Tehran province. *Iranian Journal of Economic Research*, *9*(31), 27-53.

Cunha, M. P., & Scaramucci, J. A. (2006). Bioethanol as basis for regional development in Brazil: An input-output model with mixed technologies. 46th Congress of the European Regional Science Association (ERSA) (Volos, Greece).

Daroughe, M., Taee, H., & Banouie, A. A. (2010). The mixed income effects on the employment generating abilities of the economic activities. *Mofid Letter*, 75, 65-84.

Dewhurst, J. L. (1992). Using the RAS technique as a test of hybrid methods of regional input–output table updating. *Regional Studies*, *26*(1), 81-91.

Flegg, A. T., & Webber, C. D. (1996). Using location quotients to estimate regional input-output coefficients and multipliers. *Local Economy Quarterly*, *4*(1), 58-86.

Flegg, A. T., Huang, Y., & Tohmo, T. (2015). Using CHARM to adjust for cross-hauling: the case of the Province of Hubei, China. *Economic Systems Research*, *27*(3), 391-413.

Isard, W., & Kuenne, R. E. (1953). The impact of steel upon the greater New York-Philadelphia industrial region. *The Review of Economics and Statistics*, *35*(4), 289-301.

Kronenberg, T. (2009). Construction of regional input-output tables using nonsurvey methods: the role of cross-hauling. *International Regional Science Review*, *32*(1), 40-64.

Malik, A., Lenzen, M., Ely, R. N., & Dietzenbacher, E. (2014). Simulating the impact of new industries on the economy: the case of biorefining in Australia. *Ecological Economics*, *107*, 84-93.

Miller, R. E. (1957). The impact of the aluminum industry on the Pacific Northwest: A regional input-output analysis. *The Review of Economics and Statistics*, *39*(2), 200-209.

Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. New York: Cambridge university press.

Polenske, K. R. (1995). Leontief's spatial economic analyses. *Structural Change and Economic Dynamics*, *6*(3), 309-318.

Richardson, H. W. (1985). Input-output and economic base multipliers: Looking backward and forward. *Journal of Regional Science*, *25*(4), 607-661.

Sherkat, A., Jelodari Mamaghani, M., Banouei, A. A., Mokhtaryasl Shouti, A. & Sabzalizad Honarvar, S. (2015). Evaluation of Ras and generalized Ras in updating positive and negative cells of Input-Output tables. *Economic Research Review*, 15(56), 133-158 (in Persian).

Statistical Centre of Iran, Population and Housing Censuses, 1390.

Statistical Centre of Iran, Time series of regional accounts, 1379-1392.

Statistical Centre of Iran, Updated Input-Output table, 1390.

United Nations. (1999). *Handbook of input-output table compilation and analysis* (No. 74). UN.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۳۰-۲۰۹

مقاله پژوهشی

# بررسی عکس‌العمل مالی دولت نسبت به شوک قیمتی نفت[1]

میرحسین موسوی[2] و سمیه گرشاسبی[3]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۲۷ تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۳

## چکیده

*با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، قسمت اعظم هزینه‌های دولت از این ناحیه تأمین می‌شود. برونزا بودن تغییرات قیمت نفت، درآمدهای نفتی را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند. این نوسانات، می‌تواند پیامدهای مختلفی داشته باشد. در این مقاله، با استفاده از روش بهینه‌یابی و رویکرد الگوی تعادل عمومی، تابع عکس‌العمل دولت به منظور بررسی تأثیر شوک قیمتی نفت بر رفتار مالی دولت استخراج، و برای برآورد این تابع، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده با به کارگیری داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۹۷-۱۳۴۸ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات و نوسانات قیمت نفت بر رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت داشته و همچنین وجود عدم تقارن، به کاهش رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی منجر می‌شود.*

**واژگان کلیدی**: سیاست مالی، نوسانات قیمت نفت، الگوی تعادل عمومی پویا، روش خودگرسیون با وقفه، به‌کارگیری‌های توزیعی گسترده.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *E26, C22, Q48, D59*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2021.13740.1261
۲. دانشیار،گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (hmousavi@alzahra.ac.ir).
۳. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (s_gharshasbi@yahoo.com).

**مقدمه**

مدیریت صحیح درآمد حاصل از منابع طبیعی برای اقتصاد هر کشوری یک موهبت است که می‌تواند مزیت‌های نسبی در تولید و تجارت خارجی ایجاد کند. در این میان، نفت خام به دلیل وابستگی کشورها به این نوع انرژی، از اهمیت بالایی برخوردار است. در کشورهای صادرکننده نفت، سیاست مالی، نقش بسیار مهمی در انتقال شوک‌های نفتی در اقتصاد ایفا می‌کند. سیاست مالی در این کشورها، دارای سه ویژگی منحصربه‌فرد است.

نخست، تأمین مالی دولت به‌شدت وابسته به بخش نفت است و در نتیجه، جریان درآمدی پرنوسان نفت از طریق درآمدها بر بودجه اثر می گذارد.

دوم، این درآمدها، به‌واسطه نفت به عنوان یک منبع غیرقابل‌تجدید، در نهایت، کاهش پیدا کرده و پایان خواهد یافت. این وضعیت، بار سنگینی را بر عهده مقامات دولتی این کشورها می‌گذارد تا درآمدهای نفتی در بهترین محل خود، آن‌چنان اختصاص یابند که نرخ رشد اقتصادی بلندمدت را حداکثر نمایند.

سوم، برخی از شوک‌های قیمت نفت، دارای عمر طولانی بوده و مقدار آنها می‌تواند بسیار بزرگ باشد. همچنین هیچ الگوی سازگاری برای سیکل‌های قیمت نفت وجود نداشته و تغییر رژیم آن بسیار غیرمنتظره و غیر قابل پیش‌بینی است (الانشسی و همکاران[1]، ۲۰۰۶).

بررسی واقعیت‌های آماری اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که سهم درآمدهای نفتی از کل درآمدهای دولت در طول دوره ۹۸-۱۳۴۸ به طور متوسط، ۵۶ درصد بوده که حداکثر و حداقل آن، به ترتیب، ۸۴.۹ و ۲۵ درصد مربوط به سال های ۱۳۵۳ و ۱۳۸۸ می باشد. همچنین در طول این دوره، سهم هزینه‌های جاری و عمرانی دولت از کل هزینه‌ها، به ترتیب، برابر ۷۳ و ۲۶.۳ درصد بوده که حداقل و حداکثر آن برای هزینه‌های جاری، ۷۳.۶ و ۸۵ درصد و برای هزینه‌های عمرانی، ۱۴.۶ و ۳۴.۶ درصد مربوط به سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۹۱ می‌باشد (نماگرهای بانک مرکزی و قوانین و لوایح بودجه سنواتی).

واقعیت این است که با نوسانی بودن درآمدهای نفتی، هزینه های دولت نیز روند نوسانی به خود گرفته، و نکته مهم، این است که رفتار مالی دولت در بخش عمرانی، با افزایش و کاهش درآمدهای نفتی، همسو و قرینه بوده، به این معنی که شدت افزایش و کاهش مخارج عمرانی در اثر افزایش و کاهش درآمدهای نفتی، به یک اندازه رقم خورده، ولی رفتار مالی دولت در بخش جاری، اگرچه همسو با افزایش و کاهش درآمدهای نفتی بوده، اما این رفتار، متقارن نبوده، به این معنی که همزمان با افزایش درآمدهای نفتی، مخارج جاری دولت افزایش، ولی هنگام کاهش درآمدهای دولت، مخارج با شدت کمتری کاهش یافته است.

با توجه به اینکه تغییرات قیمت نفت، از تحولاتی برونزا سرچشمه می‌گیرد و از کنترل مقامات اقتصادی خارج است، که درآمدهای نفتی دولت را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند (نمودار ۱). اثرات اقتصادی ناشی از نوسانات ناگهانی قیمت نفت و به‌تبع آن، نوسان درآمدهای نفتی، می‌تواند پیامدهای مختلفی داشته باشد.

1. El Anshasy, *et al*.

بنابراین مسأله‌ای که در این پژوهش دنبال می‌شود، آن است که تابع عکس‌العمل مالی دولت، به چه صورتی است و شوک‌ها و عدم تقارن‌های ناشی از قیمت نفت، چگونه مخارج دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟

**نمودار ۱.** سهم درآمدهای دولت از درآمدهای نفتی

منبع: نماگرهای بانک مرکزی و قوانین و لوایح بودجه سنواتی

ساختار مقاله، در ادامه به صورت زیر می‌باشد. در بخش دوم و سوم پس از مقدمه، به مروری ادبیات رفتار دولت در واکنش به درآمدهای نفتی و شوک‌های ناشی از آن پرداخته شده است. در این بخش، ابتدا ادبیات نظری و در ادامه، ادبیات تجربی تحقیق بررسی می‌شود. در بخش چهارم و پنجم، اقدام به تصریح و برآورد تابع عکس‌العمل مالی دولت در مقابل شوک‌های نفتی می‌شود. در این بخش، برای تصریح تابع عکس‌العمل مالی دولت، از الگوی تعادل عمومی استفاده شده و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی گسترده، اقدام به برآورد تابع عکس‌العمل مالی دولت در مقابل شوک‌های نفتی پرداخته شده است، و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

## مروری بر ادبیات نظری

لدرمن و مالونی[1](۲۰۰۷) بیان می‌کنند که منابع طبیعی، ثروت‌هایی هستند که چنانچه با نبوغ بشری به منظور ایجاد سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و نوآوری‌های دانش محور ترکیب شوند، آثار مثبتی را در تجهیز و رشد اقتصادی بر جای می‌گذارند. در این میان، نفت خام به دلیل نیاز همه کشورها به این حامل انرژی، در بین سایر منابع طبیعی، خصوصیات اقتصادی و مزیت‌های ویژه‌ای دارد. خصوصاً در کشورهای صادرکننده نفت که سهم بخش نفت در تولید ناخالص داخلی زیاد است، چگونگی برخورد با درآمدهای نفتی، می‌تواند بسیار متفاوت باشد، به‌گونه‌ای که از درآمد نفت، موهبت یا فاجعه بسازد.

1. Lederman & Maloney

به طور کلی، دولت‌ها دارای سه وظیفه عمده تثبیتی، تخصیصی و توزیعی هستند. نگاه متوازن و متعادل به ترکیب این وظایف، در واقع، ضامن تداوم حیات دولت و جامعه و رابطه پویا و قاعده‌مند بین این دو است. در شرایط نبود درآمد قابل توجه حاصل از تولید منابع طبیعی، این وظایف دولت‌ها و به تبع آن، ظرفیت‌سازی در ساختار وظیفه‌ای دولت، رفتار مردم و ارتباط این دو با یکدیگر به صورتی متعادل، نظام‌مند و پویا در طول زمان شکل می‌پذیرد. اما زمانی‌که دولت با افزونه خارجی[1] مواجه است، معمولاً وظیفه توزیعی بر وظایف تثبیتی و تخصیصی چیره می‌شود و از این رو، نه فقط ظرفیت‌های بنیانی دولت در حوزه‌های تثبیتی ـ تخصیصی توسعهٔ متعادل پیدا نمی‌کند، بلکه اغلب دولت‌های کشورهای نفت‌خیز، خود را بی‌نیاز از این امور تلقی می‌کنند (کیان پور، ۱۳۹۰).

فراوانی منابع، معمولاً باعث افزایش نابرابری درآمد در جامعه می‌شود. برای این اتفاق، دو دلیل ذکر می‌شود: دلیل اول، صنایع نفت و گاز و مواد معدنی، اغلب ماهیتی جزیره‌ای دارند و پیوندهای پیشین و پسین آنها با اقتصاد داخلی بسیار اندک است؛ دلیل دوم، مخارج دولتی ممکن است نابرابری را تشدید کند. در کشورهای نفتی، معمولاًمخارج دولتی در بخش‌های اقتصاد شهرها و کلان شهرها متمرکز شده و توزیع درآمد را به سود جمعیت شهری و به ضرر جمعیت روستایی تغییر می‌دهد. همچنین مخارج و سرمایه-گذاری‌های دولتی به نفع طبقات ثروتمندتر انجام می‌پذیرد (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹).

اتکا به درآمد نفت، بخصوص وقتی که سهم بزرگی از کل درآمد را تشکیل می‌دهد، مدیریت مالی کوتاه‌مدت، برنامه‌ریزی بودجه‌ای و استفاده کارا از منابع عمومی را دشوار می‌کند. این چالش‌ها به طور عمده، از بی ثباتی و پیش‌بینی ناپذیری قیمت نفت و اتمام پذیری ذخایر نفتی ریشه می‌گیرد. بی‌ثباتی قیمت نفت، به بی‌ثباتی وجوه نقد درجریان منجر می‌شود. وابستگی درآمدهای بودجه به بخش نفت، مالیه عمومی را نسبت به یک متغیر بی‌ثبات و خارجی، آسیب‌پذیر می‌کند. خاصیت تمام شدنی نفت، موجب مطرح شدن مباحث پیچیده تخصیص منابع بین نسلی و تداوم درآمد می‌شود. از آنجا که اجتناب از انتقال اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت در اقتصاد، خارج از کنترل سیاستگذاران است، خاصیت‌های بی‌ثباتی و عدم-اطمینان درآمد نفتی، مدیریت اقتصاد کلان و برنامه‌ریزی مالی را دشوار می‌کند (بارنت و اوزاسکی[2]، ۲۰۰۲).

بی‌ثباتی بسیار پرهزینه است؛ چراکه اقتصادها و بودجه‌ها به طور نامتقارن تعدیل می‌شوند. در دوره تکانه مثبت، رشد اندکی افزایش می‌یابد و در دوره تکانه منفی، تولید کاهش می‌یابد (دن[3]، ۲۰۰۱).

رشد سریع مخارج عمومی که اغلب به دنبال افزایش قیمت نفت رخ می‌دهد، کیفیت مخارج را کاهش داده و پرداخت‌های اجتماعی جدیدی را ایجاد می‌کند که از آن جمله، تعهدات هزینه‌های جاری است که اغلب در بلندمدت پایدار نیستند. کارآیی، اغلب از سهم بالای طرح‌های ناتمام و نیز از طرح‌های سرمایه‌گذاری

---

۱. افزونه خارجی، عایداتی است که یک رژیم از منابع خارج از جامعه به‌دست می‌آورد و می‌تواند به شکل پرداختی مستقیم بابت نفت و گاز توسط کمپانی‌های بیگانه یا به صورت کمک اقتصادی خارجی که به‌طور مستقیم به منابع بودجه دولت اضافه می‌شود، باشد.

2. Barnett & Ossowski
3. Dehn

که به علت کمبود منابع جاری به صورت اثر بخش مورد استفاده قرار نمی‌گیرند، آسیب می‌بیند. این مشاهدات بر لزوم برنامه‌های دقیق هزینه حتی در دوران افزایش سریع درآمدهای نفتی دولت اشاره دارد.

در اقتصادهای مبتنی بر نفت، تأثیرات غیرمستقیم شوک‌های خارجی بر سیاست مالی، بسیار مهم است، چراکه تأمین منابع مالی مورد نیاز دولت، به‌شدت با تجارت بین‌المللی مرتبط است. شوک‌های نفتی به طور همزمان بر توازن خارجی و توازن مالی کشور تأثیر می گذارند، زیرا سهم عظیمی از درآمدهای دولت از بخش نفت حاصل می شود. جریان درآمدی بسیار پرنوسان دولت، اغلب سبب ایجاد نوسانات در مخارج و هزینه‌های دولت می‌شود. عکس‌العمل‌های مالی دولت به این نوسانات، می‌تواند ناشی از اثر درآمدی و جانشینی باشد. شوک‌های مثبت نفتی در صورت دائمی بودن، به سطوح بالاتر مخارج منجر می‌شود و برعکس.

به عبارت دیگر، نااطمینانی و عدم ثبات درآمد، ممکن است دلالت‌های مختلفی بر اثر جانشینی ناشی از فرایندهای بهینه‌سازی بین دوره‌ای هر دو واحد خصوصی و احتمالاً دولتی داشته باشد. نخست، آنکه می‌تواند بدین معنی باشد که تغییرپذیری پیش‌بینی نشده، بیش از حد مخارج دولت است که به کاهش مخارج (مصارف) فعلی منجر می‌شود. دوم، مواجهه بخش خصوصی با ریسک برونزای بالا، سبب تقاضای بیشتر برای دریافت خدمات ایمن دولتی می‌گردد. این جریان، سبب افزایش تقاضای بیشتر برای داشتن نوعی بیمه اجتماعی در مقابل نوسانات درآمدی بالا می‌شود (رودریک[1]، ۱۹۹۸). دولت، شوک‌های پیش‌روی بخش خصوصی را از طریق نرخ نهایی جانشینی مصرف، به عنوان عامل تنزیل در خط بودجه بین دوره‌ای، درونی می‌سازد (بوهن[2]، ۱۹۹۵).

## ادبیات تجربی

در ارتباط با تأثیرپذیری رفتار مالی دولت از نوسانات قیمت نفت و عکس العمل آن در مقابل این نوسانات در کشورهای صادر کننده، مطالعات متعددی صورت گرفته است که در ادامه، به مرتبط‌ترین این مطالعات با موضوع مقاله حاضر پرداخته می شود. لازم به ذکر است در مطالعات داخلی صورت گرفته، کمتر به استخراج تابع عکس‌العمل مالی دولت در قالب یک الگوی تعادل عمومی توجه شده، که در این مقاله، این موضوع مورد توجه قرار گرفته است.

### مطالعات خارجی

الانشسی و همکاران[3] (۲۰۰۶)، ارتباط قیمت نفت، سیاست مالی و رشد اقتصادی را در کشور ونزوئلا طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۵ با استفاده از داده‌های سالانه و به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری و

1. Rodrik
2. Bohn
3. El Anshasy

تصحیح خطای برداری مورد بررسی قرار داده، و نتیجه شده است که تغییرات قیمت نفت، اثر منفی بر کارآیی اقتصاد ونزوئلا داشته و این کشور از پدیده نفرین منابع[1] رنج می برد.

فرزانگان و مارکوارت[2](۲۰۰۷)، اثرات شوک‌های قیمتی نفت بر روی اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۹ با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری و تحلیل تابع عکس العمل تحریک و تجزیه واریانس، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی است که تأثیر ناهمگن افزایش (کاهش) قیمت‌های نفت، تأثیر مثبت (منفی) قابل توجهی بر تولید آنها دارد.

الانشسی و بردلی[3](۲۰۱۱)، قیمت‌های نفت و سیاست‌های مالی در کشورهای صادر کننده نفت را با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۲ و به‌کارگیری روش داده‌های ترکیبی پویا، مورد بررسی قرار داده‌اند. سیاست‌های مالی در کشورهای تولیدکننده نفت هم حرکت با سیکل[4] است. اما اندازه مخارج مصرفی دولت، مطابق با افزایش درآمد نفت نیست؛ بدین معنی که اندازه دولت پس از شوک‌های مثبت، کاهش می‌یابد. همچنین با وابستگی بیشتر اقتصادهای تولیدکننده نفت به این بخش، افزایش قیمت-های فعلی نفت، به هزینه‌های بالاتر جاری منجر می‌شود. نهایتاً، چولگی مثبت تغییرات قیمت نفت، اثرات کوتاه مدت مثبتی روی اندازه دولت دارد و هنگامی‌که دولت، شوک‌های مثبت را در آینده پیش‌بینی می‌کند، نتیجه‌اش، رشد سریع‌تر مخارج مصرفی دولت است.

فرزانگان (۲۰۱۱)، رفتار مصرفی دولت ایران را در مواجهه با شوک درآمدهای نفتی با استفاده از داده های سالانه ۲۰۰۷-۱۹۵۹ و به کارگیری روش خودرگرسیون برداری، بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که مخارج نظامی و امنیتی، به شوک درآمدی نفتی واکنش قابل توجه و مثبتی نشان می‌دهد، و سایر مخارج، واکنش قابل توجهی نشان نمی‌دهند.

کولوگنی و مانرا[5] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای، به بررسی شوک‌های نفتی و سیاست‌های مالی در کشورهای نفتی پرداخته، و نتیجه گرفته‌اند که مدیریت ناکارآمد در مصرف درآمدهای نفتی، باعث بر هم خوردن تعادل در بازارهای داخلی می‌شود. همچنین، با افزایش درآمدهای نفتی، مخارج دولت در زیرساخت‌ها افزایش می‌یابد و کاهش سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را باعث خواهد شد.

**مطالعات داخلی**

صمدی امین آبادی (۱۳۷۸)، آثار تکانه‌های نفتی را بر متغیرهای کلان با استفاده از یک الگوی اقتصاد کلان مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاصل، نشان می‌دهد، در مواقعی که دولت با افزایش درآمدهای نفتی مواجه است، صرف‌نظر از نوع سیاست ارزی اعمال شده، هرچه کشش مخارج عمرانی دولت نسبت به مخارج کل بالاتر باشد، شاخص‌های مهم اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری، بهبود

1. Resource curse
2. Farzanegan & Markwardt
3. El Anshasy & Bradley
4. Procyclical
5. Cologni & Manera

نسبی می‌یابند. بالعکس، زمانی که دولت با کاهش درآمدهای نفتی مواجه می‌شود و مخارج کل دولت کاهش می‌یابد، هرچه کشش مخارج عمرانی نسبت به مخارج کل کمتر باشد، شاخص‌های فوق روند بهتری خواهند داشت.

صمدی و همکاران (۱۳۸۸)، تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران را با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۴-۱۳۴۴ با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری، مورد بررسی قرار داده است. نتایج، حاکی از آن بوده است که ایجاد یک واحد شوک مثبت در قیمت نفت در کوتاه مدت، بر تولیدات صنعتی ایران، تأثیر مثبت بسیار کمی می‌گذارد اما در میان‌مدت و بلندمدت، این اثر مثبت، بسیار کمتر می‌شود. ایجاد یک واحد شوک مثبت در قیمت نفت، باعث می‌شود در کوتاه‌مدت ،نرخ واقعی ارز به تدریج کاهش یابد و در بلندمدت، بر نرخ واقعی ارز، اثر منفی داشته باشد. ایجاد یک شوک مثبت در قیمت نفت در کوتاه‌مدت، بر شاخص قیمت‌ها اثر منفی می‌گذارد اما در بلندمدت، باعث افزایش مداوم شاخص قیمت‌ها در ایران می‌شود. ایجاد یک شوک مثبت در قیمت نفت در کوتاه مدت، اثر مثبت نسبتاً شدیدی در واردات می‌گذارد و واردات را افزایش می‌دهد اما در بلندمدت، اگرچه این اثر مثبت همچنان وجود دارد ولیکن به‌تدریج کاهش می‌یابد.

اسماعیل نیا و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله ای، به تحلیل اثرات شوک‌های نفتی بر رفتار مخارج دولت در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۴۴ پرداخته، و نتیجه گرفته‌اند که شوک‌های نفتی، بر مخارج تأمین اجتماعی و نظامی اثرگذار بوده، اما بر مخارج اجتماعی، اثر نداشته است.

محمدی و براتزاده (۱۳۹۲)، به بررسی تأثیر شوک‌های حاصل از کاهش درآمد نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹ پرداخت، و به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های درآمدهای نفتی بر مخارج عمرانی، مخارج جاری و نقدینگی، اثرگذار بوده است.

متین و احمدی شادمهر (۱۳۹۴) در مقاله‌ای، به بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر ترکیب مخارج دولت در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۴۴ پرداخته، و به این نتیجه دست یافته‌اند که نوسانات قیمت نفت، آثار نامتقارن بر مخارج دولت دارد و افزایش یا کاهش قیمت نفت، تأثیر بیشتری بر مخارج عمرانی نسبت به مخارج جاری دولت داشته است.

ایزدخواستی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای، اثر درآمدهای نفتی را بر رفتار دولت در تخصیص هزینه‌های مصرفی، با هدف تحلیل اثرات پویای درآمدهای نفتی بر رفتار دولت در تخصیص هزینه‌های مصرفی به امور اجتماعی، اقتصادی، عمومی و دفاعی در ایران، مورد بررسی قرار داده که با استفاده از روش خودرگرسیون برداری طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ صورت گرفته، و نتایج بیانگر این بوده که شوک درآمدهای نفتی در کوتاه مدت، اثر مثبتی بر تخصیص هزینه‌های مصرفی در امور اجتماعی، دفاعی و عمومی داشته است. همچنین، نتایج حاصل از تجزیه واریانس، نشان می‌دهد که شوک درآمدهای نفتی، بیشترین سهم را در تغییر مخارج اقتصادی داشته است، اما سهم کمی در تغییر مخارج عمومی دارد.

## تصریح و برآورد تابع عکس‌العمل مالی دولت به شوک قیمتی نفت

### ۱. تصریح تابع عکس‌العمل مالی دولت

در این بخش از مقاله، به استخراج تابع عکس‌العمل مالی دولت در مواقعی که مخارج دولتی[1] در واقع ابزاری سیاستی است، پرداخته می‌شود. در استخراج چنین تابعی، هدف بلندمدت دولت، حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری ناشی از جریان درآمدی آینده است که با محدودیت ثروت نفتی تعیین می‌شود. دولت با هر دو مورد درآمد و نرخ نااطمینانی بازگشت ناشی از نااطمینانی در برابر قیمت‌های نفت در آینده، مواجه می‌باشد. در این مدل، دولت به صورت ریسک‌گریز[2] فرض شده است؛ در حالی که همه درآمد نفت را دولت دراختیار دارد، بخش خصوصی در فعالیت‌های غیرنفتی، با درآمدی غیرمطمئن رو به رو است. بخش خصوصی نیز ریسک‌گریز فرض می‌شود. بنابراین، در هر دوره‌ای تولید کل:

$$Y = Y_P + Y_G \qquad (۱)$$

که در آن، $Y_G$ و $Y_P$، به‌ترتیب، به تولید نفتی بخش دولتی و تولید غیرنفتی بخش خصوصی اشاره می‌کند. جامعه نسبت به یک نماینده واحد اقتصادی که می‌تواند در اوراق قرضه دولتی سرمایه‌گذاری کند، نرمال شده است. بخش خصوصی می‌تواند کالاهای مصرفی، صادر و وارد کند، به‌طوری‌که توازن تجاری در این معادله، در اول هر دوره حاصل شود. نماینده بخش خصوصی، مطلوبیت انتظاری خود در طول دوره زندگی را که تحت تأثیر محدودیت بودجه‌ای بین دوره‌ای است، بر طبق فرمول زیر، حداکثر می‌کند:

$$Max\ E_t\ \sum_{t=}^{\infty} \beta^t\ U(C_t) \qquad (۲)$$

$$st:\ A_{pt}\ + \sum_{j=0}^{\infty} R^{-(t+j)}\ E_t[Y_{pt+j}] = \sum_{j=0}^{\infty} R^{-(t+j)}\ E_t\ [C_{t+j}]$$

که در آن، $\beta \in (0,1)$، نماینده عامل تنزیل ذهنی بنگاه، $C$ مصرف بخش خصوصی، $U(0)$ تابع مطلوبیت لحظه‌ای[3] (اکیداً افزایشی و مقعر که مسیر ترجیحات ورای مصرف را نشان می‌دهد)، $A_{pt}$ ثروت اولیه بخش خصوصی، $R$ نرخ بهره حقیقی ناخالص روی اوراق قرضه دولتی و $y_p$ درآمد بخش خصوصی، و تابع تولید بخش خصوصی، به صورت زیر است:

$$Y_{pt} = X_t^{\gamma} \vartheta_t \qquad (۳)$$

به‌صورتی‌که $\gamma \in (0,1)$، $X$ عامل تولیدی نیروی کار که در بخش خصوصی به کار گرفته شده است. $\nu_t$ به صورت $\nu_t = \xi_t^{1-\phi} e_t^{\phi}$ تعریف می‌شود که دارای توزیع یکسان و مستقل از *(i.i.d)*[4] است و بیانگر مکانیسم انتقال شوک‌های بیرونی به تولید بخش خصوصی می‌باشد. $\xi$ نیز دارای توزیع *(i.i.d)* شوک‌های غیرنفتی را نشان می‌دهد. $e$ با توزیع *(i.i.d)* شوک‌های قیمتی نفت است. در هر دوره، تا دوره $N$، دولت

1. Government Expenditure
2. Risk-averse
3. Instantaneous Utility
4. Identical Independent Distribution

درآمدهایی را از ثروت نفتی کسب می‌کند. برای سادگی، فرض می‌شود که درآمد غیرنفتی دولت نسبت به درآمد کل دولت، بسیار ناچیز است. بنابراین، درآمد کل، به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_{Gt+1} = Q_{t+1}\, P_{t+1} \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که $Q$ میزان نفت استخراج شده و $p$ قیمت نفت است. قیمت نفت، از قاعده گام تصادفی[1] به صورت زیر، پیروی می‌کند.

$$P_{t+1} = P_t\, e_{t+1} \rightarrow ln\, p_{t+1} = lnp_t + lne_{t+1}$$
$$ln\left(\frac{p_{t+1}}{p_t}\right) = lne_{t+1} \rightarrow \tilde{P}_{t+1} = ln\, e_{t+1}$$

به‌صورتیکه $e$ دارای توزیع (i.i.d) و بیانگر شوک قیمتی نفت، $\tilde{p}\sim(0,\sigma_{\tilde{p}}^2)$، نرخ رشد قیمت نفت است و $E[\tilde{P}_t\tilde{P}_s] = 0, \forall t \neq s$. با فرض اینکه مقدار استخراج نفت در سال صفر برابر واحد و نرخ رشد آن برابر n باشد، درآمد دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_{Gt+1} = e^{n(t+1)} P_t e_{t+1} \qquad (۵)$$

عبارت (۵) بیان می‌کند که درآمد دولت به صورت برونزا تعیین می‌شود و این درآمد، تنها در پاسخ به تغییرات غیرمنتظره در قیمت نفت، نوسان دارد. دولت می‌تواند اوراق قرضه را برای تأمین مالی مخارج جاری صادر کند. بنابراین قید بودجه پویای دولت در ابتدای هر دوره، به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$A_{Gt+1} = \tilde{R}_t A_{Gt} + Y_{Gt} - G_t \qquad (۶)$$

که در آن، $A_{Gt}$ خالص دارایی‌های دولت، $\tilde{R}$ نرخ تنزیل ناخالص اوراق دولتی و $G$ مخارج غیربهره‌ای دولت[2] است. حل معادله تفاضلی رو به جلو (۶)، شرایط متقاطعی را اعمال می‌کند که بیانگر ارزش دارایی‌های خالص دولت در بلندمدت است که به صفر نزدیک می‌شود ($\lim_{T\to\infty} E_t\left[\tilde{R}_{t+T}^{-(t+T)}\, A_{Gt+T} = 0\right]$) و بنابراین، قید بودجه‌ای بین دوره‌ای دولت برابر است:

$$A_{Gt} + \sum_{i=0}^{\infty} E_t\left[\tilde{R}_{t+i}^{-(t+i)} Y_{Gt+i}\right] = \sum_{i=0}^{\infty} E_t\left[\tilde{R}_{t+i}^{-(t+i)} G_{t+i}\right] \qquad (۷)$$

این موضوع پذیرفته شده که اگر اوراق دولتی کاملاً مطمئن باشند، خط بودجه بین دوره‌ای را می‌توان به صورت نرخ بازگشت اوراق دولتی نوشت. در اقتصادهای کارای تصادفی و پویا، تنزیل مناسب اوراق دولتی، درآمدها و مخارج، نیازمند استفاده از نرخ نهایی جانشینی[3] مصرف خصوصی بین دو دوره‌ای در خط بودجه بین دوره‌ای و شرایط متقاطع مربوطه، صرف نظر از نرخ بهره مطمئن (بدون نکول) می‌باشد. بنابراین، عامل تنزیل در قید بودجه بین دوره‌ای، می‌تواند به صورت نرخ بازگشت ناخالص بدون نکول اوراق دولتی نشان

1. Random walk
2. Non-interest Government Spending
3. Marginal Rate of Substitution

داده شود و این امر، تنها در صورتی اتفاق می‌افتد که هیچ همبستگی بین مازادهای اولیه و مطلوبیت نهایی آینده ناشی از مصرف خصوصی وجود نداشته باشد بر پایه این نتایج، دولت همه ریسک‌های پیش‌روی بخش خصوصی را با معادل دانستن عامل تنزیل خط بودجه بین دوره‌ای و نرخ نهایی جانشینی مصرف خصوصی بین هر دو دوره $t$ و $t+i$، درونی می‌کند.

$$R_{t+i}^{-(t+i)} = \beta \frac{\acute{u}(C_{t+i})}{\acute{u}(C_t)}$$

که در آن، $u\acute{(.)}$ مطلوبیت نهایی مصرف بخش خصوصی است. از آنجایی که همه درآمد دولت برونزا است، مشکل دولت، تنها انتخاب مسیر هزینه‌ای است؛ به‌طوری‌که ارزش حال انتظاری مطلوبیت ناشی از ثروت آینده نفت را با محدودیت قید بودجه بین دوره‌ای در (۷) را حداکثر کند. از این رو، مسأله دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Max\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t u(G_t) \qquad (۸)$$

$$st: \quad A_{Gt} + \sum_{i=0}^{\infty} E_t\left[\tilde{R}_{t+i}^{-(t+i)} Y_{Gt+i}\right] = \sum_{i=0}^{\infty} E_t\left[R_{t+i}^{-(t+i)} G_{t+i}\right]$$

که در آن، $\rho \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی دولتی است، $G$ مخارج غیر بهره‌ای دولت و $U(.)$ مطلوبیت لحظه‌ای است که اکیداً مقعر و افزایشی است. شرط تسویه بازار کالا برابر است با:

$$Y = C + G$$

که در آن، $G = C_G + I$ مخارج مصرفی غیربهره‌ای در تولید کالاهای عمومی، $C_G$ مصارف دولت و $I$ مخارج مصرفی روی تولید کالاهای سرمایه‌ای است که در هر دوره، کاملاً مصرف می‌شوند. علاوه بر این، از آنجایی که تراز تجاری در هر دوره‌ای در تعادل است، بازار مالی با شرط $A_P = A_G$ تسویه می‌شود. در تعادل، نرخ بهره حقیقی مطمئن بدون نکول برای بنگاه خصوصی تحت شرط زیر بهینه می‌شود:

$$R^{-(i)} = E_t\, \tilde{R}_{t+i}^{-(i)} = \beta E_t\, \frac{\acute{u}(C_{t+i})}{\acute{u}(C_t)} \qquad (۹)$$

عبارت (۹) بیان می‌کند، از آنجایی که بنگاه‌های شخصی ریسک‌گریزند، نرخ بهره حقیقی می‌تواند به میزان ریسک‌گریزی و واریانس رشد درآمد بستگی داشته باشد. روش به‌کار گرفته شده در اینجا، استفاده از شرایط تعادل بعد از ایجاد برخی فروض منطقی در مورد ساختار شوک‌ها در اقتصاد است تا عبارتی برای بیان نرخ رشد بهینه مخارج مصرفی دولت استخراج شود. مخارج دولت در طول زمان، طبق شرایط بهینه سازی زیر تکامل می‌یابد:

$$\acute{u}\,(G_t) = \rho E_t\left[\tilde{R}_{t+i}^{i}\, \acute{u}\,(G_{t+i})\right] \qquad (۱۰)$$

$$\acute{u}\,(G_t) = \frac{\rho}{\beta}\, E_t\left[\frac{\acute{u}(C_t)}{\acute{u}(C_{t+i})}\ \acute{u}(G_{t+i})\right]$$

که در آن، $U\acute{(.)}$ مطلوبیت نهایی مخارج مصرفی دولتی است. قید بودجه بین دوره‌ای در عبارت (۷) و معادله اولر در عبارت معادله (۱۰)، ویژگی‌های راه حل مساله دولت را مشخص می‌کند. معادله (۱۰) بیان می‌کند که اگر رشد اقتصادی قطعی و معین باشد و یا بنگاه‌های شخصی ریسک خنثی باشند، مخارج مصرفی بهینه می‌تواند مسیری را در طول زمان دنبال کند که دارای شیبی معادل $1/\rho R$ باشد. البته در اقتصادهای نامطمئن، مخارج مصرفی دولت در پاسخ به شوک‌های قیمتی نفت نوسان می‌کند. از آنجایی که دولت ریسک‌گریز فرض شده است، مخارج مصرفی جاری، باید با احتیاط نسبت به مصارف آینده کاهش یابد. همچنین مسیر هزینه‌ای بهینه دولت، بسته به اینکه مطلوبیت نهایی آینده مخارج هزینه‌ای دولت و مطلوبیت نهایی آینده مصرف بخش خصوصی با یکدیگر همبستگی دارند یا نه، تعیین می‌شوند. اگر دولت و بنگاه خصوصی، دارای ترجیحات یکسان ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] باشند، تابع مطلوبیت لحظه‌ای، به صورت زیر خواهد بود:

$$u(s) = \left\{\begin{array}{ll} \dfrac{s^{1-\theta}}{1-\theta} & if\ \ \theta\langle 1 \\ \ln(s) & if\ \ \theta = 1 \end{array}\right\}\ for\, C = S + G$$

که در آن، $\theta > 0$ و پارامتر ریسک‌گریزی است و برای سادگی $\theta = 1$ فرض شده است. جایگزین کردن مطلوبیت نهایی در نرخ نهایی جانشینی خصوصی و عمومی، نتایج خوبی به‌دست می‌دهد که در این دو فرمول، قابل مشاهده است:

$$\rho\frac{\acute{u}(G_{t+i})}{\acute{u}(G_t)} = \rho(1 + g_{t+i})^{-1}$$

$$\beta\frac{\acute{u}(C_{t+i})}{\acute{u}(c_t)} = \beta(1 + g^c_{t+i})^{-1}$$

که در آن، $g$ نرخ رشد مخارج مصرفی دولت و $g^c$ نرخ رشد مصرف بخش خصوصی است. با استفاده از فرمول (۹)، می‌توان معادله (۱۰) را برای دو دوره پی در پی نوشت:

$$1 = \rho E_0\tilde{R}_1 E_0(1 + g_1)^{-1} + \frac{\rho}{\beta}cov[g^c_1, (1 + g_1)^{-1}] \qquad (۱۱)$$

جمله کوواریانس در عبارت (۱۱)، آن را از اقتصادهای معین و قطعی متمایز می‌کند. در این مرحله، باید ساختار شوک‌های پیش‌روی اقتصاد و چگونگی همبستگی احتمالی آنها با یکدیگر را مشخص کرد. اقتصاد می‌تواند با شوک‌های نفتی و یا غیرنفتی رو به رو باشد که اولی، به دلیل شوک قیمتی نفت و دومی،



1. Constant-relative-risk-aversion

به دلیل انواع دیگر شوک پدید می‌آید. فرض می‌شود شوک‌های نفتی و غیرنفتی متعامد[1]، یعنی پدیده‌های اقتصادی مستقل باشند. بخش دولت به طور تصادفی، رشد می‌کند. نرخ رشد مخارج مصرفی را می‌توان به صورت $g = \bar{g} + \tilde{g}$ نشان داد که علامت ( - ) بیان کننده نرخ رشد قطعی (بلند مدت) است.

با توجه به اینکه شوک‌های مخارج مصرفی دولت، متناسب با شوک‌های قیمتی نفت است، لذا$= \tilde{g}$ $\delta\tilde{p}$ خواهد بود که $\delta$ کشش مخارج مصرفی دولت نسبت به قیمت نفت است. از آنجا که فرض شده است که دولت می‌تواند اوراق قرضه را در طول زمان با کاهش قیمت به منظور ایجاد موازنه در شرایط کمبود درآمد و برعکس، صادر کند، پیش‌بینی می‌شود که $|\delta| < 1$ باشد. بنابراین، رشد مخارج مصرفی از طریق فرمول زیر، به‌دست می‌آید:

$$g = \bar{g} + \delta\tilde{p} \qquad (۱۲)$$

چنانچه رابطه (۳) به صورت لگاریتم خطی و تفاضلی بیان شود، نرخ رشد تولید بخش خصوصی به صورت زیر است:

$$g_{yp} = \gamma\bar{g}_x + (1-\emptyset)\Delta\tilde{\xi} + \emptyset\Delta\tilde{p} \qquad (۱۳)$$
$$= \bar{g}_{yp} + (1-\emptyset)\Delta\tilde{\xi} + \emptyset\Delta\tilde{p}$$

به‌طوری‌که $\ln\zeta = \tilde{\xi}\sim(0,\sigma_{\xi}^2)$ شوک‌های غیرنفتی، $\mathrm{E}\left[\tilde{\xi}_s,\tilde{p}_t\right] = 0 \ \forall\, t\&\, s$ و $\emptyset$ کشش تولید بخش خصوصی نسبت به قیمت‌های نفت است. با کمک فرمول (۱۳)، می‌توان رشد مصرف بخش خصوصی را به منظور تعیین رشد تولید بخش خصوصی و شوک‌های نفتی و غیرنفتی بیان کرد:

$$g_c = \bar{g}_{yp} + \left(1-\tilde{\phi}\right)\Delta\tilde{\xi} + \tilde{\emptyset}\Delta\tilde{p} \qquad (۱۴)$$

با جانشینی فرمول (۱۲) و (۱۴) در فرمول (۱۱) و با استفاده از تعریف کوواریانس:

$$1 = \rho R\, E_0(1+g_1)^{-1} + \frac{\rho}{\beta}E_0\left[\left(\tilde{\phi}\Delta\widetilde{p_1} + \left(1-\tilde{\phi}\right)\Delta\widetilde{\xi_1}\right)\left(\frac{-\delta\tilde{p}_1}{(1+\bar{g})^2+\delta\tilde{p}_1(1+\bar{g})}\right)\right] \qquad (۱۵)$$

با فرض اینکه $\mathrm{E}_t[\xi_t\tilde{p}_s] = 0\ \forall\ t\&s\ ;\ \mathrm{E}_0[\tilde{p}_1\tilde{p}_0] = 0; \mathrm{E}_0[\tilde{p}_1] = 0$ باشد، با بازنویسی دوباره رابطه (۱۵) و استفاده از $ln$ ، به فرمول زیر می‌رسیم:

$$ln\left[1+\frac{\rho\tilde{\phi}\delta\sigma_{\tilde{p}}^2}{\beta(1+\bar{g})^2}\right] = r - \tilde{\rho} + E_0\, ln(1+g_1)^{-1} \qquad (۱۶)$$

که در آن، $\tilde{\rho}$ نرخ تنزیل دولتی، $r$ نرخ بهره حقیقی اوراق دولتی و $\sigma_{\tilde{p}}^2 = \mathrm{E}[\tilde{p}]^2$ واریانس شوک‌های قیمت نفت است. طرف چپ معادله (۱۶)، تقریباً با استفاده از بسط اول تابع تیلور حول $\bar{g} = 0$ و $\sigma_{\tilde{p}}^2 = 0$ حاصل شده است و از این رو، می‌توان بعد از چینش دوباره نوشت:

$$E_0\, ln(1+g_1)^{-1} = \frac{\rho\tilde{\phi}\delta}{\beta}\,\sigma_{\tilde{p}}^2 - r + \tilde{\rho} \qquad (۱۷)$$

1. Orthogonal

با استفاده از این اصل که لگاریتم یک به‌علاوه یک عدد کوچک، تقریباً برابر عدد کوچک است، می‌توان بیان کرد که $\ln(1+g_1)^{-1}$ برابر $-g_1$ است. از طرف دیگر، $g = \bar{g} + \tilde{g}$ می‌باشد. لذا با در نظر گرفتن این دو نکته و چینش دوباره فرمول (۱۷)، به فرمول (۱۸) می‌رسیم:

$$\bar{g} = r - \tilde{\rho} + \left[\frac{\delta^2}{2} - \frac{\rho\tilde{\phi}\delta}{\beta}\right]\sigma_{\tilde{p}}^2 - \frac{\delta^3}{3}S_{\tilde{p}} \qquad (۱۸)$$

عبارت $S_{\tilde{p}} = E[\tilde{p}^3]$ میزان درجه چولگی شوک‌های نفتی است. اولین دو جمله، بیان می‌کند، هرچه تفاوت میان نرخ سود واقعی و نرخ تنزیل ذهنی دولت پایین‌تر باشد، هزینه‌های دولت با سرعت بیشتری افزایش می‌یابد. جمله سوم شامل دو جمله ترکیبی است که بیان می‌کند که درآمد بالاتر نامطمئن، می‌تواند به نرخ رشد مخارج مصرفی دولتی بالاتر و یا پایین‌تر منجر شود. نرخ رشد بالای مخارج مصرفی دولت، به معنی ارتقای سطح رفاه است. عبارت دوم هم بیان می‌کند، وقتی ریسک مشترک بالاتر باشد، نرخ رشد مخارج مصرفی دولت کمتر، و سطح فعلی مخارج بالاتر است. و آخری بیان می‌کند، اگر شوک‌های قیمت نفت دارای چولگی مثبت باشند، سطح مخارج مصرفی دولت در طول زمان سقوط خواهد کرد.

عبارت (۱۸)، نشان‌دهنده نرخ رشد مخارج مصرفی دولت است که مطلوبیت انتظاری استخراجی از جریان درآمدی آینده دولت که به‌وسیله ثروت نفت معین می‌شود را حداکثر می‌کند. در کوتاه‌مدت، نوسانات بالای تولید مطلوب نیست و از این‌رو، هدف سیاست مالی، تثبیت تولید است. بنابراین، دولت در هر دوره‌ای به حداقل کردن نوسانات تولید توجه می‌کند. در عین حال، تغییرات دوره‌ای در اندازه دولت، امری نامطلوب است. بنابراین، دولت سطح مخارج مصرفی دوره‌های بعدی را طوری انتخاب می‌کند که هر دو نوع هزینه های انتظاری همراه با نوسانات بالای نرخ رشد تولید و تعدیلات دوره‌ای، اندازه دولت را کاهش دهد:

$$Min_{g_1}\ \frac{1}{2}\,E_0\left[(g_y - \bar{g}_y)^2 + \mathcal{K}(g_1 - g_0)^2\right] \qquad (۱۹)$$

که در آن، $\mathcal{K}$ وزن ذهنی است که دولت به هزینه‌های تعدیل دوره‌ای می‌دهد. $\alpha$ سهم ثابت بلند مدت بخش خصوصی در تولید کل است و از این رو، سهم دولت ۱-$\alpha$ است. نرخ رشد بلند مدت اقتصادی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\bar{g}_y = \alpha\bar{g}_{yp} + (1-\alpha)\bar{g} \qquad (۲۰)$$

که در آن، $\alpha \in (0,1)$ است. با جانشینی عبارت (۲۰) در عبارت (۱۹)، و با توجه به اینکه از فرمول (۱۳)، $\bar{g}_{yp} = \gamma\bar{g}_x$ و اینکه $E_0 g_1 = \bar{g}$ به‌دست می‌آید، مشکل دولت را می‌توان از نظر نرخ رشد سهم تولید کل، به صورت زیر نوشت:

$$Min_{g_1^s}\ \frac{1}{2}\,E_0[(1-\alpha\gamma\bar{g}_1^s - (1-\alpha)g_1^s)^2 + \mathcal{K}(g_1^s - g_0^s)^2] \qquad (۲۱)$$

به طوری که، بالا نویس s بر روی متغیرها نرخ رشد متغیری که به عنوان سهمی از تولید کل است را نشان می‌دهد. شرط مرتبه اول، پس از انتظارات را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$-(1-\alpha)+\gamma\alpha(1-\alpha)\bar{g}_1^s + \quad (۲۲)$$
$$(1+\alpha^2-2\alpha)E_0g_1^s+\mathcal{K}E_0g_1^s-\mathcal{K}g_0^s=0$$

با توجه به اینکه $\bar{g}^s=\bar{g}-\bar{g}_y$ و $E_0g_1=\bar{g}$ است، با جایگزینی $g$ از فرمول (۱۸) و دوباره نویسی، به فرمول (۲۳) می‌رسیم:

(۲۳)

$$E_0g_1^s = \frac{1-\alpha(1+2\tilde{\rho})}{1+\alpha^2+\mathcal{K}}+\frac{2\alpha}{1+\alpha^2+\mathcal{K}}E_0\tilde{r}_1-\frac{2\alpha}{1+\alpha^2+\mathcal{K}}E_0g_{y1}$$
$$+\frac{(\beta\delta-2\rho\tilde{\phi})\delta\alpha}{\beta(1+\alpha^2+\mathcal{K})}\sigma_{\tilde{p}1}^2-\frac{2\delta^3\alpha}{3(1+\alpha^2+\mathcal{K})}S_{\tilde{p}1}+\frac{\mathcal{K}}{1+\alpha^2+\mathcal{K}}g_0^s$$
$$-\frac{\gamma\alpha(1-\alpha)}{1+\alpha^2+\mathcal{K}}E_0g_{x1}^s$$

عبارت (۲۳)، تابع عکس‌العمل مالی دولت را نشان می‌دهد. این تابع، می‌گوید که نوسان بالاتر قیمت نفت، می‌تواند به کاهش و یا افزایش اندازه دولت مورد نظر منجر شود. از سوی دیگر، چولگی[1] بزرگتر (مثبت) شوک‌های قیمت نفت، نرخ رشد بالاتر مورد انتظار، رشد سریع‌تر عامل‌های بخش خصوصی، رشد مطلوب مورد انتظار اندازه دولت را کاهش می دهد ( و اندازه دولت فعلی افزایش می‌یابد). در صورتی که دولت وزن مثبتی را به هزینه‌های تعادل اختصاص دهد که در حقیقت، عبارت است از $k>0$ ، نرخ بالاتر رشد در اندازه دولت در یک دوره قبل، نرخ رشد مطلوب دولت در دوره بعدی را افزایش خواهد داد. در نهایت باید گفت: نرخ سود واقعی[2] مورد انتظار بالاتر، نرخ رشد مطلوب هزینه‌های مصرفی را افزایش و اندازه دولت فعلی را کاهش می‌دهد.

با توجه به معادله (۲۳)، می‌توان الگوی رگرسیونی مربوط به تابع عکس‌العمل مالی دولت را به صورت زیر نوشت:

$$g_t^s=\sum_{s=1}^{p}\alpha_s g_{t-s}^s+\sum_{m=0}^{l}\beta_i\, x_{t-m}+\mathcal{V}_t \quad (۲۴)$$

که در آن، $g^s$ متغیر وابسته بوده و در اینجا نرخ رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، (Totexp) است. $x_t$ نشان‌دهنده بردارهای متغیرهای مستقل است که شامل نرخ رشد سهم سرمایه بخش‌خصوصی از تولید ناخالص داخلی (Prcapsh)، نرخ رشد تولید ناخالص سرانه داخلی (Rgdpper)، نرخ رشد حجم پول حقیقی (Rm1)، نرخ تورم (Inf)، نرخ رشد میزان ثبت نام مدارس ابتدایی تا دبیرستان به‌عنوان معیاری از سرمایه انسانی (Schl)، نرخ رشد میزان باز بودن اقتصاد که بیان کننده سیاست‌های تجاری است (Open)، نرخ بهره حقیقی جهانی (Wintr)، نرخ رشد سالانه قیمت حقیقی

1. Skewness
2. Real rate of interest

نفت (Roilp)، میزان چولگی قیمت اسمی نفت (Skew)، نوسانات تغییرات قیمت نفت (Vol) و $\mathcal{V}_t$ جزء اخلال را نشان می‌دهد.

**۲. برآورد تابع عکس العمل مالی دولت**

ماهیت رگرسیون تصریح شده در عبارت (۲۴)، از نوع الگوی خودرگرسیون با وقفه های توزیعی گسترده (ARDL) است. ویژگی اصلی مدل سازی ARDL این است که بدون توجه به آنکه متغیرها از چه درجه‌ای انباشته می‌باشند، می‌تواند به‌کار گرفته شود و لذا نیازی به انجام آزمون‌های ریشه واحد برای تعیین درجه انباشتگی نیست.

در این تحقیق، داده‌ها به صورت سالانه و دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۴۸ که حاوی ۵۰ مشاهده (داده) بوده و از سایت بانک مرکزی و IFS استخراج شده، تغییرات قیمت نفت به صورت لگاریتم تفاضلی قیمت حقیقی نفت، و قیمت اسمی نفت، با استفاده از شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی، به حقیقی تبدیل، و برای استخراج نوسانات قیمت نفت نیز با توجه به اثبات وجود نوسانات از مدل‌های تلاطم، اقدام به استخراج آن شده است.

در مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده، قبل از هر کاری، باید وقفه بهینه متغیرهای ملحوظ در مدل مشخص شود که این مهم بر اساس معیار های آکائیک، شوارتز و هنان کوئین با استفاده از نرم افزار ماکروفیت سه وقفه تعیین شد. نتایج حاصل از برآورد مدل، در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمام ضرایب بجز رشد سهم سرمایه بخش خصوصی از تولید، معنادار هستند. در الگوی فوق، $\overline{\mathrm{R}}^2$ و $R^2$ به ترتیب، برابر با ۰/۹۳ و ۰/۹۹ و نشان دهنده آن است که تقریباً ۹۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود.

نتایج آزمون‌های صحت مدل نیز بر عدم وجود خودهمبستگی جملات باقیمانده، نرمال بودن و همسانی واریانس جملات باقیمانده تأکید می‌کند. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت، لازم است وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد. بنابراین، ضرورت دارد، مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه وابسته که به عنوان متغیر توضیحی در مدل ظاهر شده‌اند، کمتر از یک شود. ملاک آزمون این فرضیه، به صورت $\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\Phi}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}S_{\hat{\Phi}i}}$ است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل، مقدار آماره، $-4.14$ به‌دست آمد. با مقایسه عدد به دست آمده با کمیت بحرانی ارائه شده توسط "بنرجی"، "دولادو" و "مستر" که در سطح ۹۵ درصد، برابر با ۴.۰۵- است، نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت وجود دارد. با توجه به تأیید صحت الگو، نتایج در جداول زیر آورده شده است.

**جدول ۱.** نتایج تخمین مدل پویا ARDL(3,3,3,3,3)

| متغیرهای توضیحی | ضرایب | انحراف معیار | آماره تی استیودنت | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| TOTEXP(-1) | ۰.۴۵۶ | ۰.۲۲۸ | ۲.۰۴۴ | ۰.۰۹۶ |
| TOTEXP(-2) | -۱.۸۹۲ | ۰.۳۲۰ | -۵.۹۰۷ | ۰.۰۰۲ |
| TOTEXP(-3) | -۰.۳۹۱ | ۰.۱۳۳ | -۲.۹۴۶ | ۰.۰۳۲ |
| RM1 | ۰.۹۸۱ | ۰.۱۷۸ | ۵.۵۰۸ | ۰.۰۰۳ |
| RM1(-1) | ۰.۷۲۹ | ۰.۲۱۹ | ۳.۳۳۸ | ۰.۰۲۱ |
| RM1(-2) | ۳.۳۶۲ | ۰.۶۹۱ | ۵.۳۰۱ | ۰.۰۰۳ |
| RM1(-3) | -۰.۹۸۸ | ۰.۲۸۳ | -۳.۴۸۷ | ۰.۰۱۸ |
| RGDPPER | ۱.۰۶۸ | ۰.۲۴۴ | ۴.۳۷۸ | ۰.۰۰۷ |
| RGDPPER(-1) | ۱.۲۱۸ | ۰.۳۹۲ | ۳.۱۰۹ | ۰.۰۲۷ |
| RGDPPER(-2) | ۳.۷۶۸ | ۰.۵۷۷ | ۶.۵۳۳ | ۰.۰۰۱ |
| RGDPPER(-3) | ۱.۷۵۷ | ۰.۲۸۹ | ۶.۰۵۹ | ۰.۰۰۲ |
| PRCAPSH | -۰.۰۷۴ | ۰.۰۶۱ | -۱.۲۱۸ | ۰.۲۷۸ |
| PRCAPSH(-1) | -۰.۵۹۴ | ۰.۱۳۳ | -۴.۴۵۷ | ۰.۰۰۷ |
| PRCAPSH(-2) | ۰.۱۰۷ | ۰.۰۴۸ | ۲.۲۴۳ | ۰.۰۷۵ |
| PRCAPSH(-3) | ۰.۳۴۳ | ۰.۰۶۲ | ۵.۵۴۷ | ۰.۰۰۳ |
| INF | ۱.۹۶۷ | ۰.۳۹۴ | ۴.۹۹۰ | ۰.۰۰۴ |
| INF(-1) | ۲.۷۹۱ | ۰.۶۸۴ | ۴.۰۸۱ | ۰.۰۱۰ |
| INF(-2) | ۵.۰۶۳ | ۰.۸۹۸ | ۵.۶۳۷ | ۰.۰۰۲ |
| INF(-3) | -۲.۶۰۲ | ۰.۴۲۱ | -۶.۱۷۵ | ۰.۰۰۲ |
| OPEN | ۰.۵۴۲ | ۰.۱۶۹ | ۳.۱۹۷ | ۰.۰۲۴ |
| ROILP | ۰.۰۰۳ | ۰.۰۰۰۸۹ | ۳.۰۱۵ | ۰.۰۳۰ |
| SKEW | -۰.۰۹۹ | ۰.۰۲۵ | -۴.۰۱۹ | ۰.۰۱۰ |
| VOL | ۵۴.۰۲۳ | ۱۰.۳۶۵ | ۵.۲۱۲ | ۰.۰۰۳ |
| SCHL | ۴.۴۳۴ | ۰.۹۴۱ | ۴.۷۱۰ | ۰.۰۰۵ |
| WINTR | ۰.۰۳۴ | ۰.۰۰۷ | ۴.۵۴۸ | ۰.۰۰۶ |
| C | -۱.۹۲۸ | ۰.۳۲۰ | -۶.۰۲۳ | ۰.۰۰۲ |

| آزمون | آماره LM | سطح احتمال معنی داری |
|---|---|---|
| همبستگی سریالی | ۲.۹۹۲ | ۰.۸۴ |
| شکل تبعی رگرسیون | ۳.۸۰۴ | ۰.۰۵۱ |
| نرمالیتی | ۰.۰۱۴ | ۰.۹۹۳ |
| ناهمسانی واریانس | ۱.۱۵۵ | ۰.۲۸۳ |

منبع: محاسبات تحقیق

**جدول ۲.** نتایج تخمین بلند مدت ARDL(3,3,3,3,3)

| متغیرهای توضیحی | ضرایب | انحراف معیار | آماره تی استیودنت | سطح احتمال |
|---|---|---|---|---|
| RM1 | ۱.۵۵۶ | ۰.۱۷۷ | ۸.۷۸۱ | ۰.۰۰۰ |
| RGDPPER | ۲.۷۷۲ | ۰.۴۲۳ | ۶.۵۶۱ | ۰.۰۰۱ |
| PRCAPSH | -۰.۰۷۸ | ۰.۰۶۴ | -۱.۲۰۹ | ۰.۲۸۱ |
| INF | ۲.۵۶۲ | ۰.۴۰۹ | ۶.۲۷۱ | ۰.۰۰۲ |
| OPEN | ۰.۱۹۲ | ۰.۰۵۲ | ۳.۷۱۲ | ۰.۰۱۴ |
| SCHL | ۱.۵۷۴ | ۰.۳۰۹ | ۵.۰۹۹ | ۰.۰۰۴ |
| ROILP | ۰.۰۰۰۹۵۷ | ۰.۰۰۰۲۷۶ | ۳.۴۶۷ | ۰.۰۱۸ |
| SKEW | -۰.۰۳۵ | ۰.۰۰۹ | -۴.۰۰۷ | ۰.۰۱۰ |
| VOL | ۱۹.۱۷۵ | ۳.۳۷۹ | ۵.۰۵۵ | ۰.۰۰۴ |
| WINTR | ۰.۰۱۲ | ۰.۰۰۲ | ۴.۶۷۸ | ۰.۰۰۵ |
| C | -۰.۶۸۴ | ۰.۱۰۶ | -۶.۴۳۲ | ۰.۰۰۱ |

منبع: محاسبات تحقیق

## تفسیر نتایج

ضریب RM1، نشان می‌دهد که اگر نرخ رشد حجم پول حقیقی، یک واحد افزایش یابد، با ثابت ماندن سایر متغیرها، به‌طور متوسط، رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی در بلندمدت، به اندازه ۱.۵ واحد افزایش می‌یابد. افزایش حجم پول با توجه به نظریه مقداری پول، به افزایش تقاضا منجر می‌شود و از آنجا که میزان افزایش مخارج دولتی بیش از افزایش تولید ناخالص داخلی است، نهایتاً، نقش دولت بیشتر می‌شود.

ضریب (RGDPPER)، بیان می‌کند که به ازای یک واحد تغییر در نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی، به‌طور متوسط، به اندازه ۲.۷ واحد رشد نسبت مخارج دولتی نسبت به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت افزایش می‌یابد.

ضریب (PRCAPSH) نشان می‌دهد که اگر به اندازه یک واحد نرخ رشد سهم سرمایه بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، با ثابت ماندن بقیه عوامل، به‌طور متوسط، رشد سهم مخارج دولتی از

تولید ناخالص داخلی، به اندازه ۰.۰۸ واحد کاهش می‌یابد. و با وجود اینکه در سطح ۹۵ درصد معنادار نیست، اما از نظر اقتصادی رابطه قابل قبولی را نشان می‌دهد.

هدف از مخارج سرمایه‌ای دولت، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و استفاده از ظرفیت بالقوه کشور است. فراهم شدن این زیرساخت‌ها، زمینه‌های لازم را به منظور بهره‌برداری از بخش خصوصی فراهم می‌کند و اثر مکملی بر سرمایه گذاری خصوصی دارد؛ اما در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، به دلایل کنترل نرخ بهره بانکی توسط بانک مرکزی، عدم استقلال بانک مرکزی، دولتی بودن نظام بانکی، استقراض دولت از نظام بانکی به منظور تأمین مالی کسری بودجه و تخصیص منابع بانکی به بخش دولتی، محدودیت‌های اعتباری، برای بخش خصوصی ایجاد می‌شود و در نتیجه، سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش می‌یابد.

ضریب INF، نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد نرخ تورم، با ثابت ماندن بقیه عوامل رشد، به‌طور متوسط، سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، به اندازه ۲.۵ واحد افزایش خواهد یافت.

با توجه به اینکه میزان حساسیت مخارج دولت در ایران نسبت به تورم بیش از واحد بوده، افزایش تورم، مخارج دولت را از ناحیه هزینه‌های جاری افزایش می‌دهد. پس مخارج دولت در شرایط تورمی افزایش می‌یابد. این موضوع به نوعی دخالت گسترده دولت در اقتصاد را نیز نشان می‌دهد.

ضریب، open، نشان دهنده این است که با یک افزایش در رشد میزان باز بودن اقتصاد با ثابت بودن سایر عوامل، به‌طور متوسط، سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی نیز افزایشی برابر با ۰.۱۹ واحد نشان می‌دهد. می‌توان بیان کرد که افزایش مخارج دولت بویژه از طریق ایجاد بیمه اجتماعی، نقش کاهنده ریسک را در اقتصاد بازی می‌کند. لذا کشورهایی که ریسک رابطه مبادله آنها بالاتر باشد، ارتباط میان اندازه دولت و درجه باز بودن اقتصاد قوی‌تر می‌شود.

ضریب SCHL، نشان می‌دهد که در ازای یک واحد افزایش نرخ رشد ثبت نام مدارس با ثابت بودن سایر عوامل، به‌طور متوسط، سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، افزایشی معادل ۱.۵ واحد نشان می‌دهد. این موضوع با توجه به اینکه بخش بزرگی از سیستم آموزش و پرورش ایران دولتی است، قابل پذیرش می‌باشد.

ضریب ROILP، نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در رشد قیمت نفت با ثابت بودن سایر عوامل، به‌طور متوسط، سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، رشدی در حدود ۰۰۰۹. واحد را نشان می‌دهد. ضریب مربوط به SKEW بیان می‌کند که وجود عدم تقارن قیمت نفت، به کاهش سهم مخارج دولتی منجر می‌شود. نتایج حاصل از مدل، با این موضوع همگرایی دارد و ضریب مربوطه منفی است.

ضریب VOL نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت با ثابت بودن سایر عوامل، باعث افزایش سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی می‌شود.

ضریب WINTR، نشان می‌دهد که با یک واحد تغییر در نرخ بهره حقیقی جهانی با ثابت بودن سایر عوامل، به‌طور متوسط، سهم رشد مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی ۰.۰۱ واحد افزایش خواهد یافت.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در این تحقیق، با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویا[1] از طریق بهینه‌یابی، اقدام به استخراج تابع عکس‌العمل مالی[2] دولت شد. هدف از این موضوع، آن بود که نشان داده شود، دولت در قبال عوامل اثرگذار بر رفتار خود (از جمله سیاست‌های کلان اقتصادی و شوک‌های برونزا)، چگونه عکس‌العمل نشان می‌دهد. برای این منظور، از روش خودگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده برای تخمین این تابع استفاده شده است.

اطلاعاتی که در این پژوهش مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۴۸ و به صورت سالانه است. نتایج نشان داد که تغییرات و نوسانات قیمت نفت بر رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت داشته و همچنین وجود عدم تقارن، به کاهش رشد سهم مخارج دولتی از تولید ناخالص داخلی منجر می‌شود.

با توجه به اینکه بی‌ثباتی قیمت نفت، یک متغیر برونزا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و نمی‌توان آن را کنترل کرد، لذا مهم‌ترین توصیه سیاستی برگرفته از نتایج مقاله حاضر، آن است که سیاست‌گذاران و متولیان امر، با استفاده از تجارب موفق سایر کشورهای نفتی و نیز تجربه کسب شده از حساب ذخیره ارزی، نسبت به تأسیس نهادی همانند صندوق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری اقدام کنند، تا از ورود مستقیم شوک‌ها و نوسانات برونزا به اقتصاد داخلی جلوگیری کرده و اثرات منفی بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی و درآمدهای دولت را کاهش دهد.

این نهاد، می‌باید استقلال نسبی حقوقی و اقتصادی داشته باشد، تا چارچوب‌های مورد نظر درباره انباشت وجوه، مدیریت مخاطره، بازده و متنوع سازی پورتفوی و سود، از پایداری لازم برخوردار باشد. لازم به یادآوری است، علاوه بر اقدام مذکور، اقدامات مکمل دیگری نیز در زمینه اقتدار سیاست‌های مالی و پولی در جهت مدیریت سمت مخارج و تقاضا انجام گیرد.

### ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

1. Dynamic general equilibrium
2. Impulse response function

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**منابع**

اسماعیل نیا، علی اصغر؛ پازوکی، آزاده؛ پازوکی، محمدرضا و کریمی، مجتبی. (۱۳۹۱). تبیین و تحلیل اثرات شوک های نفتی بر رفتار مخارج دولت در اقتصاد ایران، *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۶ (۲۰): ۱۲۶-۹۳.

ایزدخواستی، حجت. (۱۳۹۷). بررسی پویای درآمدهای نفتی بر رفتار دولت در تخصیص هزینه‌های مصرفی به امور اجتماعی، اقتصادی، عمومی و دفاعی در ایران. *فصلنامه سیاستهای راهبردی و کلان*، ۶(۲۱): ۲۵-۵۰

صمدی امین آبادی، وحید. (۱۳۷۸). تجزیه و تحلیل اثرات شوکهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصاد. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

صمدی، سعید؛ یحیی آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین. (۱۳۸۸). تحلیل تأثیرشوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *فصلنامه پژوهش و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۲): ۵-۲۶.

کیان پور، سعید. (۱۳۹۰). سیاست مالی دولت و چگونگی مصرف درآمدهای نفتی. *ماهنامه اطلاعات سیاسی- اقتصادی*، ۲۸۴: ۱۸۷-۱۶۸ .

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ کمیجانی، اکبر و شاهمرادی، اصغر. (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۴): ۸۷-۱۱۶.

متین، شهاب و احمدی شادمهر، محمدطاهر. (۱۳۹۴). بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر ترکیب مخارج دولت در ایران: کاربرد تعریف مورک و همیلتون. *دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی*، ۲۲(۱۰): ۲۲-۵۸.

محمدی، حسین و براتزاده، امین. (۱۳۹۲). تأثیر شوکهای حاصل از کاهش درآمد نفت بر مخارج دولت و نقدینگی در ایران. *فصلنامه اقتصاد انرژی*، ۲(۷): ۱۲۹-۱۴۵.

**References**

Barnett, S., & Ossowski, R. (2002). Operational aspects of policy in oil-producing countries. Working Paper No. 02/177, International Monetary Fund.

Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, *27*(1), 257-271.

Cologni, A., & Manera, M. (2013). Exogenous oil shocks, fiscal policies and sector reallocations in oil producing countries. *Energy Economics*, 35, 42-57.

Dehn, J. (2001). *The effects on growth of commodity price uncertainty and shocks* (Vol. 2455). World Bank Publications.

El Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. (2012). Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *Journal of Policy Modeling*, *34*(5), 605-620.

El Anshasy, A. A., Bradley, M. D., & Joutz, F. L. (2006). *Oil prices, fiscal policy and Venezuela's economic growth* (Technical report). Department of Economics the George Washington University, Washington, DC. http: www.be.wvu.edu/div/econ/

Esmaeilnia, A. A., Pazoki, A., Pazoki, M. R., & Karimi, M. (2012). Explaining and analyzing the effects of oil shocks on the behavior of government spending in Iran's economy. *Financial Economics*, *6*(20), 93-126 (in Persian).

Farzanegan, M. R. (2011). Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran. *Energy Economics*, *33*(6), 1055-1069.

Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2007). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, *31*(1), 134-151.

Izadkhasti, H. (2018). Dynamic effects of oil revenues on the government behavior in the allocation of consumption expenditure on public and defense affairs. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, *6*(21), 140-160 (in Persian).

Kianpour, S. (2011). Government financial policy and how to use oil revenues. *Political & Economic Ettelaat*, *284*, 168-187 (in Persian).

Lederman, D., & Maloney, W. F. (eds). (2007). *Natural Resources: Neither Curse nor Destiny*. Washington, DC: World Bank; and Stanford, CA: Stanford University Press.

Matin, S., Ahmadi Shadmehri, M. T., & falahi, M. A. (2015). An investigation of the asymmetric effects of oil price fluctuations on the composition of the government's expenditures in Iran (The application of Mork and Hamilton Definitions). *Monetary & Financial Economics*, *22*(10), 22-58 (in Persian).

Mohammadi, H., & Baratzadeh, A. (2013). The Effect of Oil Revenue Shocks on Government Expenditure and Liquidity in Iran Economy. *Iranian Energy Economics*, *2*(7), 129-145 (in Persian).

Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Komijani, A. A. (2011). New Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for an oil exporting country. *QJER*, *10*(4), 87-116 (in Persian).

Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments?. *Journal of Political Economy*, *106*(5), 997-1032.

Samadi Aminabadi, V. (1999). Analysis of the effects of oil shocks on macroeconomic variable. Master thesis, Shiraz University (in Persian).

Samadi, S., Yahyaabadi, A., & Moallemi, N. (2009). Analysis of the impact of oil shocks on the macroeconomic variables of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, *17*(52), 5-26 (in Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۲، شماره پیاپی ۲۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۵۶-۲۳۱

مقاله پژوهشی

# تأثیر نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار[۱]

عذرا بخشی جوزم[۲] و زهرا نصراللهی[۳]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۱۱ تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۰۲

## چکیده

*رشد اقتصادی و تلاش جهت بهبود سطح کیفیت زندگی در طول دهه‌های گذشته، با افزایش تقاضا برای بهره‌برداری و استخراج هر چه بیشتر منابع طبیعی، به بهره‌برداری غیراصولی و افراطی از محیط‌زیست و درنتیجه، لطمات زیاد و گاه جبران‌ناپذیری به محیط‌زیست منجر شده، به‌نحوی که دستاوردهای اقتصادی حاصل از رشد اقتصادی، تحت‌الشعاع این خسارت‌ها قرار گرفته است. توسعهٔ پایدار با تلفیق اهداف اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی، سعی در تعدیل تبعات منفی ناشی از تأکید مطلق بر اهداف اقتصادی در فرایند توسعه دارد. با توجه به اینکه، توسعهٔ پایدار در دستور کار کشورها قرار گرفته است، در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی رابطه نوآوری، کارآفرینی و توسعهٔ پایدار پرداخته و با توجه به هدف تحقیق، این فرضیه که نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار، تأثیر مثبت دارند، مورد ارزیابی قرار گرفته است. در این مطالعه، تأثیر نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار برای استان‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ به روش داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج، نشان می‌دهد که کارآفرینی، دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح احتمال ۹۰ درصد است. اثر نوآوری و ارزش‌افزوده بخش صنعت بر توسعهٔ پایدار، معنی‌دار نیست. درصد شهرنشینی، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعهٔ پایدار بوده و شدت انرژی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر توسعهٔ پایدار داشته است.*

**واژگان کلیدی**: نوآوری، کارآفرینی، توسعه‌پایدار.
**طبقه‌بندی موضوعی**: *L26, O31, Q1*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.40164.1323
۲. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران. (a.bakhshi1793@yahoo.com).
۳. دانشیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. (نویسنده مسئول). (nasr@yazd.ac.ir).

## مقدمه[1]

مقابله با فقر و بیکاری، همواره یکی از اولویت‌های کشورهای مختلف بوده و به این منظور، دستیابی به توسعه اقتصادی، سرلوحه برنامه‌ریزی اقتصادی کشورهای مختلف قرار گرفته است. نظام سرمایه‌داری با شعار "آزادی بخش خصوصی در پیگیری منافع فردی"، سعی در تسریع دستیابی به این هدف داشت، و وقوع انقلاب صنعتی در کشورهایی با این نظام، توانایی بهره‌برداری از منابع طبیعی و محیط‌زیست را سرعت بخشید و توسعه اقتصادی را برای آنها به ارمغان آورد.

این فرایند، جهان را به دو بخش توسعه‌یافته و در حال‌توسعه، تفکیک کرد و برای جوامع توسعه یافته، سطح بالاتری از درآمد سرانه را به همراه آورد. اما ادامه این روند در این کشورها و تلاش کشورهای در حال‌توسعه در پیروی از این الگو، به‌تدریج تبعات خود را به صورت آلودگی‌های محیط‌زیستی، گرم شدن زمین، افزایش قیمت انرژی‌های تجدیدناپذیر، نابودی جنگل‌ها و ... نشان داد. این مسأله، نگرانی‌هایی را در سطح جهانی به‌وجود آورد و موضوع مقاله‌ها و مطالعات متعددی قرار گرفت و بدین ترتیب، مفهوم "توسعه‌پایدار"[2]، به‌عنوان راهکاری برای برون‌رفت از این چالش مطرح شد.

توسعه‌پایدار، یک مفهوم چند بعدی است که هدف آن، ایجاد تعادل بین ابعاد اقتصادی، محیط‌زیستی و اجتماعی توسعه است. بر اساس یکی از رایج‌ترین تعاریف، توسعه‌پایدار: "توسعهٔ اقتصادی‌ای است که نیازهای نسل حاضر را بدون به خطر انداختن منافع نسل‌های آینده برای رفع نیازهای خود، مرتفع نماید" (کروجا[3]، ۲۰۱۲).

همان‌طور که از این تعریف مشخص است، توسعه، فرایندی است که ضمن ایجاد توانایی برای نسل حاضر در برآورده کردن نیازهای خود و به این ترتیب، مقابله با فقر و بیکاری (بعد اجتماعی- اقتصادی توسعه)، توانایی نسل‌های آتی برای نیل به این خواسته را به خطر نمی‌اندازد (بعد محیط‌زیستی- اجتماعی توسعه).

همان‌طور که اشاره شد، در کشورهای درحال‌توسعه که از جمله مشکلات آنها فقر و بیکاری است، توسعه به یک ضرورت غیرقابل‌اجتناب تبدیل شده است، اما دستیابی به توسعه بدون توجه به اصل پایداری آن، امکان‌پذیر نخواهد بود؛ زیرا از یک طرف، مسأله آلودگی‌های محیط‌زیستی و گرم شدن زمین، به یک معضل جهانی تبدیل شده و بنابراین، حساسیت‌های جهانی را برانگیخته و دور از ذهن نیست که در آینده، نهادهای بین‌المللی (همچون سازمان ملل) شکل بگیرد که هدف آن، مقابله با آلودگی‌های محیط‌زیستی و تعیین استانداردهای جهانی محیط‌زیستی باشد. در این صورت به طور طبیعی، با کشورهایی که از این استانداردها تخطی کنند، مقابله خواهد شد. برگزاری نشست‌های بین‌المللی خود گواهی در این زمینه است.

---

۱. این مقاله، مستخرج از پایان نامهٔ "بررسی رابطهٔ بین کارآفرینی، توسعهٔ پایدار و نوآوری در ایران به تفکیک استان‌های کشور" (۹۵/۱۲/۱۱) است.

2. Sustainable Development
3. Kruja

از طرف دیگر، فقر و بیکاری، رشد جمعیت و مشکلات محیط‌زیستی در این کشورها، ثبات و تداوم حیات این جوامع را با مشکلات اساسی مواجه کرده است.

ضرورت تحقق توسعه‌پایدار، به طور خاص برای کشورهای درحال‌توسعه که علاوه بر مشکلات محیط‌زیستی، از بعد توسعه اقتصادی نیز فاصله زیادی با کشورهای توسعه یافته داشته و سرعت تحولات جهان حاضر نیز هر روز بر این فاصله می‌افزاید، بیشتر است. با وجود این تغییرات سریع، اقتصادهایی موفق هستند که توانایی تطبیق با این تغییرات را داشته باشند.

با نگاه به نظریات اقتصادی جدید، می‌توان دریافت که توسعه و پیشرفت یک جامعه، مستلزم پرورش ایده‌ها و خلق نوآوری است و پیمودن سریع مسیر توسعه، بدون آنها تقریباً امکان‌پذیر نخواهد بود.

یکی از مهم‌ترین ابزارهایی که می‌تواند به تحقق این هدف کمک کند، کارآفرینی است. کارآفرینان مجموعه‌ای از منابع از جمله نوآوری‌ها، منابع مالی و فراست اقتصادی را تجمیع نموده و در تلاش‌اند تا نوآوری‌ها را به کالای اقتصادی تبدیل نمایند. شومپیتر[1]، کارآفرینی را موتور توسعه اقتصادی معرفی می‌کند، زیرا آنچه که کارآفرینان ریسک‌پذیر انجام می‌دهند، نوعی تخریب در نظام اقتصادی و ایجاد ساختارها و مناسبات اقتصادی جدید است.

همچنین به اعتقاد بسیاری از متفکران این حوزه، کارآفرینی نوشدارویی است که به‌نحو مقتضی، قادر به مقابله با بسیاری از نگرانی‌های اجتماعی و محیط‌زیستی است.

با توجه به مطالب پیش‌گفته، مسأله اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر نوآوری و کارآفرینی بر توسعه پایدار است. در واقع، با توجه به ضرورت دستیابی به توسعه پایدار، شناسایی عوامل مؤثر بر آن، باید به یک ضرورت ملی تبدیل شود تا راه‌های دستیابی به توسعه‌پایدار و عوامل مؤثر بر آن مورد شناسایی قرار گیرد.

در این راستا پژوهش حاضر، به بررسی اثر نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۰ می‌پردازد. در جهت هدف تحقیق، این فرضیه که نوآوری و کارآفرینی بر توسعهٔ پایدار تأثیر دارند، مورد ارزیابی قرار گرفته است.

بر همین اساس، پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده، که در بخش اول، ارتباط بین نوآوری، کارآفرینی و توسعه‌پایدار ارائه شده، بخش دوم، به مبانی نظری، بخش سوم، به پیشینهٔ تحقیق اختصاص یافته، در بخش چهارم، معرفی متغیرها و تجزیه و تحلیل نتایج برآورد الگوی مورد نظر منعکس شده و در نهایت بخش پنجم، مربوط به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری است. لازم به ذکر می‌باشد که مطالعه‌ای با این موضوع و شکل در سطح استان‌های کشور و به صورت تجربی، صورت نگرفته است.

## ادبیات تحقیق، نوآوری، کارآفرینی و توسعه پایدار

با نگاهی بر سیر تاریخی نظریات توسعه اقتصادی، درمی‌یابیم که جدیدترین این نظریات، تأکید دارند که توسعه و پیشرفت در اقتصاد جامعه، مبتنی بر تغییر ایده و خلق نوآوری‌ها است و بدون قرار گرفتن در صف پیشروان علم و نوآوری، هیچ کشوری در پیمودن سریع مسیر توسعه موفق نخواهد بود. در واقع، توسعه

1. Schumpeter

و پیشرفت فنّاوری، به یکی از عوامل اصلی و عمده در گسترش و موفقیت بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های تجاری تبدیل‌شده است.

این شرایط، خلاقیت و نوآوری را به ابزاری برای کسب قدرت تبدیل کرده است. خلاقیت به معنی خلق یک‌چیز از چیز دیگری است؛ به‌طوری‌که، فارغ از قالب و روش‌های گذشته باشد. خلاقیت، مهارت دیدن چیزهایی است که وجود ندارند و نوآوری، فرایندی است که به تولید محصولات یا خدمات جدید بیانجامد.

کنتر[1] (۲۰۰۷)، در تعریف خود از نوآوری، بر فرایند آن تأکید کرده و نوآوری را فرایند گردآوری هر نوع ایدهٔ جدید و مفید برای حل مسأله دانسته و معتقد است که نوآوری شامل شکل گرفتن ایده، پذیرش و اجرای ایده‌های جدید در فرایند تولید محصولات و خدمات می‌باشد.

اما اگرچه جهان مدرن به‌واسطه ایده‌های خلاقانه و فنّاوری‌های جدید شناخته می‌شود، امّا خلاقیت به‌تنهایی نمی‌تواند موفقیت را تسهیل کند. افراد خلاق، به شروع قدرتمندی نیاز دارند که بتوانند ایده‌های خود را بیشتر کرده و راه‌های بهتر و جدیدتری را کشف کنند. به عبارتی، قدرت و وسعت فنّاوری زمانی بیشتر می‌شود، که وارد عرصه تجارت شده و در دسترس مالکان و صاحبان کسب‌وکارهای مختلف قرار گیرد و آنها شاهد رشد و امکاناتی باشند که فنّاوری برای کسب‌وکارشان به ارمغان می‌آورد.

چگونگی تبدیل ایده به یک کسب‌وکار، بحثی است که همواره دغدغهٔ اصلی صاحبان ایده و در مراحلی حتی دغدغهٔ سرمایه‌گذاران، به‌حساب می‌آید و در این مرحله است که نقش کارآفرینان اهمیت می‌یابد.

در ادبیات لاتین، سه اصطلاح با عناوین ماجراجو، متعهد و کارفرما در مورد کارآفرین به کار برده شده است و از این نظر، کارآفرین، کسی است که متعهد می‌شود، مخاطره‌های یک فعالیت اقتصادی را سازماندهی، اداره و تقبل کند.

از نظر باسو و آلتینی[2] (۲۰۰۲)، کارآفرینی یا خوداشتغالی، به‌طور معمول، شامل راه‌اندازی یک کسب و کار جدید یا خرید کسب‌وکار موجود، است. در واقع، کارآفرینی صرفاً تولید یک محصول جدید نیست بلکه به‌کارگیری خلاقیت و نوآوری در بالا بردن کیفیت کالاهایی که قبلاً تولید شده‌اند، نیز کارآفرینی محسوب می‌شود.

در تحلیل مارشال[3] (۱۹۲۰)، کارآفرین، کسی است که در بازار مانند یک بازرگان تولید کند و قادر به تشخیص فرصت‌های جدید برای عرضهٔ کالاهای جدید باشد. همچنین بتواند با تولید کالاها و خدمات متفاوت، تقاضاها را برآورده کند و سبب بهبود وضعیت تولید شود (وراراگون[4]، ۲۰۰۹).

ونکاراتامن[5] (۱۹۹۷)، کارآفرینی را فرایندی برای شناسایی فرصت‌ها و بهره‌برداری از آنها در راستای تولید محصولات جدید توصیف کرده و معتقد است که نوآوری از این فرایند جدایی‌ناپذیر است.

1. Kenter
2. Basu & Altinay
3. Marshall
4. Veeraraghavan
5. Venkataraman

ژائو[1] (۲۰۰۵)، نیز هم‌افزایی بین نوآوری و کارآفرینی را بررسی نمود و دریافت که این دو مفهوم مکمل یکدیگرند (فیلسر و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

البته مشکلات محیط‌زیستی ناشی از اجرای سیاست‌های تحریک رشد، به درنظرگرفتن عوامل دیگری به منظور حفاظت از محیط‌زیست، منجر شده، و تمایل به کاهش آسیب‌های محیط‌زیستی و جلوگیری از به خطرافتادن توانایی نسل‌های آینده در رفع نیازها، به بازنگری در اهداف اقتصادی بویژه رشد اقتصادی منتهی گردیده و در نتیجه، نقش کارآفرینی و نوآوری، به‌عنوان عوامل محرک رشد اقتصادی در تحلیل‌ها مورد توجه قرار گرفت (گالیندو مارتین و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

کارآفرینان نوآور، با راه‌اندازی کسب و کارهای جدید، افزایش رقابت و افزایش میزان عرضهٔ محصول، به کاهش فقر و مقابله با بیکاری کمک می‌کنند. دانش و ایده‌های جدید، سبب سودآوری در درازمدت شده و باعث تغییر وضعیت موجود در جهت مثبت خواهد شد (رشید[4]، ۲۰۱۹).

بنابراین کارآفرین، با افزایش اشتغال با هزینهٔ اندک، به حل مسائل اجتماعی مانند بیکاری و فقر در جامعه کمک کرده و یکی از ابعاد توسعه‌پایدار که بعد اجتماعی است، توسط کارآفرینان تأمین می‌شود.

از دهه ۱۹۷۰ نیز بحث کارآفرینی سبز، به‌عنوان یک هدف اجتماعی وسیع با تمرکز بر ضرورت تلفیق و پیگیری رفاه انسانی همراه با توقف تخریب محیط‌زیست مطرح شده است. در واقع، در فرایند توسعه کارآفرینی سبز، کسب‌وکارها باید برای اهداف محیط‌زیستی و اجتماعی در مقابل اهداف اقتصادی، اهمیت یکسانی قائل شوند (رضایی و همکاران، ۱۳۹۶).

البته لازم به ذکر است که تلاش برای رفع نیازها و خواسته‌ها به صورت پایدار، نیازمند انواع مختلفی از نوآوری، فناوری‌های نوین، ترتیبات سازمانی جدید و ابزارهای جدید در حوزه‌های مختلف است (سیفانگ و اسمیت [5]، ۲۰۰۶).

به‌این‌ترتیب، می‌توان گفت که کارآفرین با استفاده از نوآوری، به تولید محصولات و خدمات جدید پرداخته و ظرفیت تولید را افزایش می‌دهد و همچنین با تولید کالاهای سازگار با محیط‌زیست، بعد اقتصادی و محیط‌زیستی توسعه‌پایدار نیز توسط کارآفرینان تأمین می‌شود (هال و همکاران[6]، ۲۰۱۰).

کارآفرینی به عنوان نیروی محرک برای نوآوری و رقابت، کلید دستیابی به توسعه‌پایدار است (کاردوس[7]، ۲۰۱۲). پس می‌توان گفت، کارآفرین مانند کاتالیزور با استفاده از نوآوری، اقتصاد فعلی را به اقتصادی پایدار تبدیل می‌کند. بنابراین، تقویت کارآفرینی و نوآوری‌ها و ایجاد بستر مناسب برای این امر،

1. Zhao
2. Filser *et al*.
3. Galindo-Martín *et al*.
4. Rashid
5. Seyfang & Smith
6. Hall *et al*.
7. Kardos

از ابزارهای پیشرفت اقتصادی کشورهای در حال توسعه به‌شمار می‌آید؛ زیرا می‌تواند به توسعه‌پایدار اقتصادی (ایجاد اشتغال، نوآوری در فعالیت‌ها، ریسک‌پذیری و موارد دیگر) منجر شود (یاسوری و همکاران، ۱۳۹۴).

البته باید دقت داشت که هر کارآفرینی، در خدمت توسعه‌پایدار نخواهد بود بلکه کارآفرینی و تولید کالاها و خدمات جدید، باید سازگار با محیط‌زیست باشد، مفهومی که به آن، کارآفرینی پایدار[1] گفته می‌شود. همچنین تولید ایده‌های جدید نیز باید در خدمت فناوری سبز باشد، مفهومی که به آن نوآوری پایدار[2] گفته می‌شود. کارآفرینی پایدار، می‌تواند رفتار نوآورانهٔ افرادی در زمینهٔ پایداری تعریف شود که مسائل محیط‌زیستی و اجتماعی را به عنوان یک هدف و مزیت رقابتی، مورد اهمیت قرار داده‌اند. کارآفرینی پایدار بر خلق ارزش و توسعهٔ اقتصادی تأکید دارد و در عین حال، باعث ایجاد نتایج مثبت اجتماعی و محیط‌زیستی نیز خواهد شد. کارآفرینی پایدار، به حفاظت از محیط‌زیست و حل مشکلات محیط‌زیستی کمک می‌کند (هوملز و آرگیرو[3]، ۲۰۲۱).

این نوع کارآفرینی، دو حوزه محیط‌زیست و اقتصاد را با یکدیگر تلفیق و چگونگی کشف و بهره‌برداری از فرصت‌ها در قالب محصولات و خدمات آتی را بررسی می‌کند؛ به‌گونه‌ای که پیامدهای اقتصادی، روان‌شناختی، اجتماعی ومحیط‌زیستی به صورت توامان تأمین شده باشد، و به عبارت دیگر، سه بعد فعالیت کارآفرینانه (ابعاد اجتماعی، اقتصادی و محیطی)، زیرمجموعه‌های مفهومی وسیع‌تر با عنوان کارآفرینی پایدار قرار می‌گیرند.

## پیشینه تحقیق

با توجه به موضوع و فرضیه پژوهش، پیشینه در دو بخش ارائه شده که بخش اول، به مطالعات خارجی و بخش دوم، به مطالعات داخلی در مورد بررسی ارتباط نوآوری، کارآفرینی و توسعهٔ پایدار اختصاص یافته است.

### مطالعات خارجی

هال و همکاران (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان "رابطه توسعهٔ پایدار و کارآفرینی"، کارآفرینی را کانال اصلی ارائه محصولات و فرایندهای پایدار معرفی کردند. از نظر آنها، سرمایه‌گذاری‌های جدید، تنها راه حل برای بسیاری از نگرانی‌های اجتماعی و محیط‌زیستی است. کلید توسعه‌پایدار، شناسایی فشارهای اجتماعی، بویژه در کشورهای فقیر، که موانع زیادی بر سر راه بهبود کیفیت محیط‌زیست وجود دارد، می‌باشد. در ادبیات این حوزه، هشدارهای زیادی در مورد فجایع محیط‌زیستی ارائه شده و ادعا می‌شود که تنها راه نجات تمدن بشر، حمایت از کارآفرینان اجتماعی و محیط‌زیستی است.

1. Sustainable Entrepreneurship
2. Sustainable Innovation
3. Hummels & Argyrou

گومز و همکاران[1] (۲۰۱۱)، رابطهٔ بین مدیریت فناوری اطلاعات، توسعهٔ پایدار و عملکرد نوآورانهٔ شرکت‌ها را با استفاده از یک نظرسنجی از میان شرکت‌های صنعتی برزیل با ویژگی‌های نوآورانه، از اوت تا دسامبر سال ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار دادند. جامعه نمونه نیز ۹۵ شرکت از شرکت‌های درگیر در فعالیت‌های صنعتی را شامل می‌شد. پرسشنامه برای مسؤول فناوری، مدیران یا مدیران اجرایی این شرکت‌ها ارسال، و از ۹۵ پرسشنامه، ۴۵ پرسشنامه تکمیل و بازگردانده شد. در پرسشنامه، فعالیت این شرکت‌ها در خارج از کشور، متوسط تعداد کارکنان در خارج از کشور، استراتژی اصلی شرکت در بازارهای بین‌المللی که در آن فعال هستند، شرکت‌های تابعه در خارج از کشور و دلیل فعالیت شرکت در بازارهای خارجی، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق، نمایانگر ارتباط بین مدیریت تکنولوژی برای توسعه‌پایدار و عملکرد نوآورانه بود. نتایج، همچنین حکایت از این دارد که موفقیت شرکت‌های بین‌المللی و بالا بودن درجهٔ رقابت بین آنها، ناشی از ارائهٔ فناوری‌های نوآورانه و تعهد به محیط‌زیست است. همچنین از نظر این شرکت‌ها، نوآوری بر بهبود کیفیت محصول، افزایش سهم بازار شرکت، کاهش اثرات محیط‌زیستی، افزایش ظرفیت تولید، کاهش هزینه‌های تولید و ورود به بازارهای جدید، تأثیرگذار می‌باشد.

کاردوس (۲۰۱۲)، معتقد است کارآفرینی به‌عنوان نیروی محرک نوآوری و رقابت، کلید دستیابی به توسعه‌پایدار است. او کشورهای عضو اتحادیهٔ اروپا را به دو دسته تقسیم کرد: ۱- کشورهای دارای رتبه بالا در توسعه‌پایدار؛ ۲- کشورهای با رتبهٔ پایین‌تر در توسعه‌پایدار. دو معیار "کارآفرینی" و "عملکرد نوآورانه" برای این کشورها مورد بررسی قرار گرفت و برای هر کدام از این معیارها، شاخص‌هایی در نظر گرفته شد. نتایج این تحقیق نشان داد، کشورهای دارای رتبه بالا در توسعه‌پایدار، نمراتی بالاتر از میانگین کشورهای عضو اتحادیه اروپا (بجز هلند) و کشورهای دارای رتبهٔ پایین‌تر در توسعه‌پایدار، دارای نمراتی پایین‌تر از میانگین اتحادیهٔ اروپا (بجز پرتغال) بودند. او دریافت که کشورها با رتبهٔ پایین در توسعه‌پایدار، فعالیت‌های کارآفرینی و نوآوری کمتری دارند. بنابراین، به منظور دستیابی به توسعه‌پایدار، ابتکارات نوآورانه و کارآفرینی، راه‌حلی مناسب است.

تالماسیو[2](۲۰۱۲)، مطالعه‌ای با هدف دستیابی به یک مدل مناسب برای استفاده از ظرفیت مناطق رومانیایی، به منظور دستیابی به مزیت رقابتی و توسعه‌پایدار از طریق نوآوری، توسعهٔ تکنولوژی و تحریک کارآفرینی انجام داد. او معتقد است که پیشرفت تکنولوژی، شناسایی و اجرای فناوری‌های بالا و کارآفرینی، از جمله عوامل کلیدی در روند توسعه‌پایدار اقتصادی است که تأثیر بیشتری در رشد تولید نسبت به عوامل سنتی مانند کار و سرمایه دارند. تالماسیو بر این باور است که توسعهٔ اقتصادی، زمانی‌که باعث تخریب منابع طبیعی و محیط‌زیست شود، پایدار نخواهد بود و استفاده از ظرفیت نوآوری، تولید و پیاده‌سازی دانش جدید و فناوری در تولید محصولات، تضمین‌کنندهٔ توسعه‌پایدار است. سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، از اهمیت ویژه‌ای برای توسعهٔ محصولات نوآورانه برخوردار است و به ایجاد رفاه و ثروت کمک می‌کند. اطلاعات مربوط به کمک‌های مالی به فعالیت‌های پژوهشی در رومانی، نشان می‌دهد که اختلاف مهمی بین منطقه بخارست[3]

1. Gomes *et a*l.
2. Talmaciu
3. Bucharest

و مناطق دیگر وجود دارد. چون هزینهٔ تحقیق و توسعه در بخارست، بیش از یک درصد از تولید ناخالص داخلی است، در حالی که در مناطق دیگر، هزینهٔ اختصاص داده شده به تحقیق‌وتوسعه، به‌سختی به ۳/ درصد از تولید ناخالص داخلی می‌رسد.

استفاناکو[1] (۲۰۱۲)، به منظور تحلیل و شناسایی تفاوت‌ها و شباهت‌ها بین کشورهای اروپایی در حوزه کارآفرینی و شاخص‌های توسعه اقتصادی-اجتماعی از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی[2] استفاده کرد. او با استفاده از ۴ شاخص اصلی کارآفرینی و ۱۱ متغیر مربوط به شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی توسعهٔ پایدار، نتیجه گرفت که کارآفرینی و توسعهٔ پایدار، از کلیدی‌ترین عوامل برای اطمینان از توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی است و کارآفرینی، وسیله‌ای برای مقابله با موارد شکست بازار از جمله اختلالات محیط‌زیستی و اجتماعی است.

یوسف و همکاران[3] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عنوان "کارآفرینی و پایداری: نیاز به نوآوری و راه‌حل‌های سازمانی"، به بررسی نقش نوآوری و کارآفرینی به منظور دستیابی به آینده‌ای پایدار برای ۱۷ کشور آفریقایی پرداختند. نتایج نشان داد که کارآفرینی رسمی و غیر رسمی، باعث افزایش میزان پایداری می‌شوند (اگرچه کارآفرینی غیررسمی از نظر آماری، بی‌معنی بود). نتایج همچنین حاکی از آن بود که کارآفرینی رسمی همراه با سطح بالایی از نوآوری و کیفیت نهادی، باعث دستیابی به اهداف پایداری در کشورهای آفریقایی خواهد شد. بنابراین، لازم است افراد را به سمت کارآفرینی رسمی تشویق نمود و با استفاده از سرمایه‌گذاری در بخش آموزش‌وپرورش، ظرفیت نوآوری را افزایش داد.

گالیندو مارتین و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی تحت عنوان "رابطهٔ بین نوآوری سبز، کارآفرینی اجتماعی و توسعهٔ پایدار"، به بررسی تأثیر نهادها بر کارآفرینی سنتی و اجتماعی پرداختند. در این پژوهش، ابتدا ارتباط بین هر دو نوع کارآفرینی (سنتی و اجتماعی)، نوآوری و توسعهٔ پایدار تحلیل شد، سپس رابطهٔ بین کارآفرینی سنتی و اجتماعی و نهادها مورد ارزیابی قرار گرفت. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل این روابط، از مدل‌سازی معادلات ساختاری[4] (SEM) و تکنیک حداقل مربعات جزئی[5] (PLS) برای ۲۰ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[6] (OECD) برای سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. برآوردها، نشان داد که هر دو نوع کارآفرینی، با توسعهٔ پایدار رابطهٔ مثبت دارند و این ارتباط بین توسعهٔ پایدار و کارآفرینی اجتماعی، قوی‌تر است.

### مطالعات داخلی

موسوی‌مشهدی (۱۳۸۲)، در پژوهشی، به بررسی نقش کارآفرینی در توسعه‌پایدار اقتصادی پرداخته است. در این پژوهش، ضمن ذکر ویژگی‌های اقتصاد دانش‌محور، نوآوران را صاحبان فکر و ایده، سرمایه‌های اصلی یک اقتصاد و از عوامل اصلی توسعه‌پایدار برشمرده است. او همچنین استدلال می‌کند که با توجه به

1. Stefanescu & On
2. Principal Components Analysis
3. Youssef *et al*.
4. Structural Equation Modeling
5. Partial Least Squares
6. Economic Co-operation and Development

فرهنگ، روابط اجتماعی، نظام آموزشی، نوع حمایت‌های دولتی، زیرساخت‌های اجتماعی، دسترسی به سرمایه‌های خطرپذیر، مهارت‌های کسب‌وکار و سطح فناوری، سطح کارآفرینی در بین کشورهای مختلف، متفاوت است. به نظر او، آموزش مهم‌ترین و کلیدی‌ترین نقش در توسعهٔ کارآفرینی را داشته و نقش کارآفرین در توسعهٔ صنعتی، اقتصادی و ایجاد اشتغال در جامعه، باید به یک باور همگانی تبدیل گردد. همچنین بخش‌های تحقیق و توسعه شرکت‌ها نیز باید مورد حمایت قرار گیرند و به نقش کارآفرینان در تولید محصول جدید و فرایند نو در تولید بها داده شود.

دیوسالار و بزرگی (۱۳۹۱)، به بررسی نقش کارآفرینی در رشد اقتصادی و توسعه‌پایدار پرداختند. آنها بر این باورند که کارآفرینی، نقش کلیدی در توسعه‌پایدار اقتصادی جوامع دارد. نوآوران، صاحبان فکر و ایده، سرمایه‌های اصلی یک بنگاه اقتصادی و از عوامل اصلی توسعه‌پایدار محسوب می‌شوند و امروزه، سازمان‌ها نمی‌توانند با دل بستن به توان بالای تولیدی و اجرای چند طرح ابتکاری ساده بر رقبای منعطف، نوآور، فرصت‌گرا و کم‌هزینه فائق آیند. بنابراین، سازمان‌ها باید شرایطی را فراهم کنند که کارکنان و مدیران بتوانند فعالیت‌های نوآورانه خود را جهت موفقیت سازمان، به اجرا درآورند.

هرائینی و انبارلو (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی جایگاه و اهمیت کارآفرینی در توسعه‌پایدار نواحی روستایی پرداختند. آنها بر این باورند که کارآفرینی راهکاری جدید برای توانمندسازی و ظرفیت‌سازی در مناطق روستایی جهت دستیابی به توسعه‌پایدار است که می‌تواند زمینهٔ فعالیت و تنوع‌بخشی به درآمد روستاییان و توسعه یافتگی مناطق روستایی را ممکن سازد. کارآفرینی می‌تواند با خلق فرصت‌های جدید اشتغال و درآمد، نقش مؤثری در بهبود وضع اقتصادی و معیشتی روستاها داشته باشد. همچنین برای مقابله با بیکاری و مهاجرت روستاییان به شهرها، شناخت صحیح فرصت‌ها و استفاده از نیروهای خلاق انسانی، باید به یک ضرورت تبدیل شود و فرایند کارآفرینی در جامعه را شتاب بخشد.

همان‌طور که در بررسی پیشینه مشخص است، اغلب مطالعات در این حوزه به صورت نظری بوده یا به شکل پرسش‌نامه‌ای صورت گرفته و مطالعه‌ای که به شکل تجربی، به بررسی اثر نوآوری و کارآفرینی بر توسعه پایدار پرداخته باشد، در بررسی‌های صورت گرفته توسط محققان، مشاهده نشد. در این مطالعه، ضمن ارائه شاخص ترکیبی برای توسعه پایدار، به بررسی اثر نوآوری و کارآفرینی بر توسعه پایدار پرداخته شده است.

## روش تحقیق

با الهام از مبانی نظری مطرح شده و مطالعه یوسف و همکاران (۲۰۱۸)، مدل زیر به منظور بررسی رابطهٔ بین توسعهٔ پایدار کارآفرینی و نوآوری، ارائه شده است:

$$SD = \alpha_0 + \alpha_1 Ln\ INO_{it} + \alpha_2 lnUPOP_{it} + \alpha_3 lnSVA_{it} + \alpha_4 lnENER_{it} + \alpha_5 lnENTRE_{it} + U_{it}$$

در این مدل، شاخص توسعهٔ پایدار (SD)، متغیر وابستهٔ مدل است. متغیرهای کارآفرینی (ENTRE)، نوآوری (INO)، درصد شهرنشینی (UPOP)، سهم ارزش‌افزوده صنعت (SVA) و سهم مصرف سوخت‌های فسیلی از تولید ناخالص داخلی (ENER)، متغیرهای توضیحی هستند. همچنین i، نماینده‌ای از منطقه

(استان) مورد نظر و t نیز معرف دورهٔ زمانی مورد بررسی در این مدل است که سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰[1] را شامل می‌شود.

**شاخص توسعه‌پایدار (SD)**: مطابق با مدل سه ستونی توسعهٔ پایدار، اهداف مرتبط با توسعهٔ پایدار که از سوی سازمان ملل متحد در سال ۲۰۱۵ تعیین شد، به سه جنبهٔ اصلی پایداری شامل رفاه اقتصادی، برابری اجتماعی و حفاظت از محیط‌زیست می‌پردازد. تحقق توسعهٔ پایدار در گرو تعادل بین نیازها و اهداف اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی یا به اصطلاح "خطوط سه‌گانه"[2] است (فیلسر و همکاران، ۲۰۱۹).

به عبارت دیگر، توسعه‌پایدار فقط به بعد محیط‌زیستی محدود نبوده و محل تلاقی سه بعد اجتماعی، اقتصادی و محیط‌زیستی است. در این پژوهش نیز هر سه بعد توسعه‌پایدار مورد بررسی قرار گرفته است. به این منظور، برای بعد اقتصادی و اجتماعی، ضریب جینی و شاخص توسعهٔ انسانی و برای بعد محیط‌زیستی نیز میزان انتشار دی‌اکسیدکربن هر استان ناشی از مصرف نفت کوره (مازوت)، نفت گاز (گازوئیل)، نفت سفید و بنزین در نظر گرفته شده است.

بعد اقتصادی با متغیرهای اقتصادی مرتبط است و در آن، رفاه فرد و جامعه باید از طریق استفاده بهینه و کارای منابع طبیعی و همچنین توزیع عادلانه منابع حاصله، تا حداکثر ممکن ارتقا یابد (زاهدی، ۱۳۹۰). به منظور اندازه‌گیری این بعد، از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. با توجه به اینکه در بعد اقتصادی، رشد و توسعه اقتصادی مد نظر است، وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش دامنه آن منجر می‌گردد؛ چرا که با فرض هر سطحی از رشد اقتصادی، نابرابری بالا در توزیع درآمد باعث ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه و گسترش فقر می‌شود. این عامل می‌تواند به آن دلیل باشد که سهم اندکی از منابع به‌دست آمده به اقشار محروم و طبقات پایین درآمدی می‌رسد؛ به‌علاوه، سطوح بالای نابرابری در توزیع درآمد، توالی رشد اقتصادی و به‌تبع آن، فرایند کاهش نابرابری توزیع درآمد را کند می‌کند. بنابراین، به منظور بررسی و تحلیل نابرابری توزیع درآمد، یکی از مناسب‌ترین آنها، محاسبه ضریب جینی است (جلالی، ۱۳۸۵).

منظور از توسعه انسانی، فرایند توسعه انتخاب‌های مردم است که مهم‌ترین آنها، توسعه زندگی سالم و طولانی، آموزش و بهره‌مندی از استانداردهای زندگی است. شاخص توسعهٔ انسانی، یک شاخص آماری می‌باشد که دستاوردهای کلی یک کشور را از نظر ابعاد اجتماعی و اقتصادی می‌سنجد. ابعاد اجتماعی و اقتصادی یک کشور مبتنی بر داشتن زندگی طولانی و سالم، برخورداری از آموزش و داشتن سطح زندگی مناسب است (گالیندو مارتین و همکاران، ۲۰۲۰).

برای داده‌های ضریب جینی و شاخص توسعهٔ انسانی، از داده‌های محاسبه شده در سایر مقاله‌ها استفاده شده و داده‌های مربوط به بعد محیط‌زیست، توسط محقق محاسبه شده است. روش محاسبه نیز به این صورت است که ابتدا، داده‌های مربوط به مصرف ۴ سوخت مذکور به تفکیک استان و ۴ بخش حمل و نقل، صنعت، کشاورزی، خانگی-تجاری و نیروگاه‌های حرارتی از ترازنامه‌های انرژی و سایت مرکز آمار ایران،

---

۱. با توجه به اینکه استان البرز از سال ۱۳۹۰ به صورت رسمی شکل گرفته و با توجه به دورهٔ مورد بررسی، برای سال ۱۳۹۰ نیز از مجموع دادهٔ این استان با استان تهران، استفاده شده است.

2. Triple Bottom Line

استخراج و سپس داده‌های مربوط به هر بخش، در ضریب انتشار دی‌اکسیدکربن[1] ضرب شده و مجموع اعداد به دست‌آمده از هر بخش در سال مورد نظر، انتشار دی‌اکسیدکربن در آن سال را نشان می‌دهد. برای به دست‌آوردن شاخص توسعه‌پایدار، داده‌های مربوط به ابعاد محیط‌زیستی، اجتماعی و اقتصادی، با روش امتیاز استاندارد شده[2]، تلفیق شده است.

**روش امتیاز استاندارد شده**

روش امتیاز استاندارد شده، قادر است که تفاوت‌های مهم بین مناطق را از نظر شاخص‌های تعیین‌شده آشکار سازد. باید توجه شود که معیارها هم‌جهت باشند به همین علت، انتشار دی‌اکسیدکربن و ضریب جینی که دارای جهتی مخالف با شاخص توسعهٔ انسانی هستند را معکوس کرده و در محاسبات، از معکوس این دو معیار استفاده می‌شود. به منظور رتبه‌بندی مناطق مورد بررسی، m معیار و n منطقه در نظر گرفته و بردارهایی به صورت زیر داریم:

$$p_1(y_1, y_2, y_3, \dots, y_m) \qquad (۱)$$

$$p_2(y_1, y_2, y_3, \dots, y_m)$$

$$p_3(y_1, y_2, y_3, \dots, y_m)$$

$$\vdots$$

$$p_n(y_1, y_2, y_3, \dots, y_m)$$

مرحلهٔ اول، تشکیل ماتریس داده‌ها: مجموعه‌ای را که شامل m معیار (در این پژوهش ۳ معیار) برای n منطقه (در این پژوهش استان‌ها) است را در نظر گرفته و اطلاعات مربوط به هر کدام از مناطق در مورد هر یک از متغیرها را، به صورت رابطهٔ (۱۷-۳) نشان می‌دهیم:

$$IN_{ij} = \begin{bmatrix} IN_{11} & IN_{21} & \dots & IN_{1m} \\ IN_{21} & IN_{22} & \cdots & IN_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ IN_{31} & IN_{32} & \dots & IN_{3m} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

که در آن، $IN_{ij}$ بیانگر میزان متغیر jام متعلق به استان iام است.

مرحله دوم، استاندارد کردن ماتریس داده‌ها: در اینجا، به منظور حذف اثر واحدهای مختلف و جایگزینی مقیاس واحد، هر یک از عناصر ماتریس $IN_{n\times m}$ را به صورت استاندارد $SIN_{n\times m}$ تغییر

۱. با توجه به اینکه دی‌اکسیدکربن طبق آمارهای ترازنامه‌های انرژی در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰، بخش عمده‌ای از آلودگی هوا را به خود اختصاص داده، انتخاب شده است.

2. Standardized Score

داده و ماتریس داده‌ها را به ماتریس استاندارد تبدیل می‌کنیم و لذا خواهیم داشت (موسوی و همکاران، ۱۳۹۴):

$$SIN_{ij} = \begin{bmatrix} SIN_{11} & SIN_{12} & \dots & SIN_{1m} \\ SIN_{21} & SIN_{22} & \dots & SIN_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ SIN_{n1} & SIN_{n2} & \dots & SIN_{nm} \end{bmatrix} \qquad \text{i=1,2,…,n و j=1,2,…,m} \qquad (۳)$$

که در آن:

i=1,2,…,n

j=1,2,…,m

$$SIN = \frac{IN_{ij} - \overline{IN}_j}{s_j} \qquad S_j = \sqrt{\sum \left(IN_{ij} - \overline{IN_j}\right)^2 / n}$$

که $SIN_{ij}$: امتیاز استاندارد شده شاخص i برای استان j

$IN_{ij}$: مقدار شاخص i برای استان j

$\overline{IN_j}$: میانگین شاخص‌ها برای استان j

$s_j$: انحراف معیار برای شاخص j می‌باشند.

در آخرین مرحله، باید سطرها با یکدیگر جمع شود و مقدار $SIN_{i0}$ بیشتر، نشان‌دهندهٔ توسعه یافتگی بیشتر آن منطقه از نظر شاخص‌های مورد بررسی است:

$$SIN_{i0} = \begin{bmatrix} SIN_{10} \\ SIN_{20} \\ \vdots \\ SIN_{n0} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

**متغیر کارآفرینی (ENTRE)**: در این پژوهش، به علت محدودیت داده در سطح استانی، از تعداد جواز تأسیس صادر شده توسط وزارت صنایع و معادن برای کارگاه‌های صنعتی بر حسب استان که آمارهای مربوط به آن نیز در سالنامه‌های آماری هر استان وجود دارد، استفاده شده است.

**متغیر نوآوری (INO)**: در مطالعات تجربی، دو شاخص رایج برای اندازه‌گیری نوآوری وجود دارد: اولی، مخارج تحقیق‌وتوسعه است که به‌عنوان نهاده نوآوری بوده و دومی، درخواست ثبت اختراع یا امتیاز حق ثبت اختراع است که به‌عنوان ستاده نوآوری مطرح می‌شود (جهانگیری و همکاران، ۱۳۹۵). در این پژوهش، با توجه به مطالعهٔ یوسف و همکاران (۲۰۱۸)، از تعداد اختراعات ثبت شدهٔ استانی برای این متغیر استفاده شده است.

**درصد شهرنشینی (UPOP)**: ویژگی عصر حاضر، شهرنشین شدن جمعیت، افزایش جمعیت شهرها و به‌تبع آن، توسعهٔ شهرهای کوچک و بزرگ است (کاظمی‌محمدی، ۱۳۸۰). به طور کلی، مناطق شهری به‌عنوان مراکز هنر، فرهنگ، آموزش و پرورش، و تکنولوژی، ارائه دهنده خدمات تخصصی و موتورهای

اقتصادی هستند. همین ویژگی‌های جوامع شهری باعث ایجاد ناپایداری در انسان‌ها و محیط‌زیست شده است. محیط‌زیست شهری دستخوش تغییراتی شده که این تغییرات ناشی از افزایش جمعیت آن و بهره‌برداری غیرقابل کنترل از منابع طبیعی بوده و منحصر به کشورهای درحال‌توسعه نیز نخواهد بود (دارامولا و ایبم[1]، ۲۰۱۰).

در واقع، تجمع فیزیکی مردم در مناطق شهری باعث افزایش قابل ملاحظه هزینه‌ها، اختلاف طبقاتی و تأثیر منفی بر محیط‌زیست به‌دلیل مصرف بیشتر انرژی خواهد شد. نیمی از جمعیت جهان در مناطق شهری زندگی می‌کنند و شهرها عمدتاً بیش از ۵۰ درصد کل انرژی را مصرف می‌کنند و بیش از ۶۰ درصد نیز دی‌اکسیدکربن تولید کرده و باعث گرم‌شدن زمین خواهند شد (شهباز و همکاران[2]، ۲۰۱۵).

آلاینده‌هایی که در مناطق صنعتی و دفن زباله متمرکز شده‌اند، در سراسر شهر پراکنده خواهند شد. سرب موجود در جاده‌ها، بزرگراه‌ها و ساختمان‌ها و همچنین دفع زباله‌های شهری و صنعتی در زمین، آلودگی‌های گسترده‌تری پدید می‌آورد که این آلودگی‌ها به سرعت بر خاک تأثیر می‌گذارند و به این صورت، به محیط‌زیست فشار می‌آورند (رای[3]، ۲۰۱۷). این متغیر به صورت نسبت جمعیت شهری به جمعیت کل به تفکیک استان‌های کشور محاسبه، و داده‌های مربوط به این متغیر نیز از سایت مرکز آمار ایران استخراج شده است.

**شدت انرژی (ENER)**: استفاده از منابع انرژی از قبیل سوخت‌های فسیلی به‌رغم تسهیلات فراوانی که برای جوامع بشری به ارمغان آورده، با معضلاتی از قبیل تغییر شرایط اقلیم، اثرات گلخانه‌ای، گرمایش جهانی، بارش باران‌های اسیدی و ایجاد مواد سرطان‌زا همراه شده است. بخش‌های عمده مصرف‌کننده سوخت‌های فسیلی، صنایع یا کارخانجات، صنایع گرمایشی خانگی و تجاری، وسایل نقلیه موتوری و نیروگاه‌ها هستند (احراری و غفوری‌نژاد، ۱۳۹۶).

به طور کلی بخش انرژی، یکی از زیربناهای توسعه هر کشور به‌شمار می‌آید. این بخش، نقش بنیادی روی سایر بخش‌های اقتصادی نظیر صنعت و کشاورزی دارد. با این حال، این بخش از مرحله اکتشاف، استخراج، بهره‌برداری، انتقال، تبدیل، توزیع و مصرف، انواع آلودگی‌ها برای آب، خاک، هوا و صدا ایجاد می‌کند که هر یک از اینها، دارای اثرات مخربی بر انسان و محیط‌زیست است. روند رو به افزایش مصرف انرژی حاصل از سوخت‌های فسیلی، اگر چه رشد سریع اقتصادی را میسر می‌سازد، به واسطه نشر آلاینده‌های حاصل از احتراق، اثرات مخرب محیط‌زیستی فراوانی بر جای می‌گذارد (شریفی و دهقان‌پوروحید، ۱۳۹۵).

برای محاسبهٔ این شاخص، ابتدا میزان مصرف سوخت‌های فسیلی که شامل نفت کوره (مازوت)، نفت گاز (گازوئیل)، نفت سفید و بنزین به تفکیک بخش‌های حمل و نقل، صنعت، کشاورزی، خانگی- تجاری و نیروگاه‌های حرارتی، از ترازنامه‌های انرژی و سایت مرکز آمار ایران استخراج شده است. به این ترتیب، میزان

1. Daramola & Ibem
2. Shahbaz *et al.*
3. Rai

مصرف سوخت‌های فسیلی هر استان محاسبه شد و سهم آن از تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص شدت انرژی مورد استفاده قرار گرفت.

**سهم ارزش‌افزوده صنعت (SVA)**: توسعه لجام‌گسیخته صنعت و تکنولوژی و گسترش بی‌رویه شهرها بویژه در کشورهای درحال‌توسعه، بدون توجه به سلامت محیط‌زیست و ساکنان آن، مشکلات چندی را در پی داشته که زندگی روی کره خاکی را تهدید می‌کند؛ به‌طوری‌که می‌توان مشاهده کرد که چگونه گسترش صنعت باعث تغییرات جوی، ایجاد حفره در لایه ازن، بالا رفتن درجه حرارت در سطح زمین، افزایش سطح آب‌ها و ... شده است (بزازان و خسروانی، ۱۳۹۵). در میان این مشکلات، آلودگی هوا یکی از مهم‌ترین معضلات محیط‌زیستی است که با اکثر فعالیت‌های انسانی از جمله حمل‌ونقل، نیروگاه‌ها، کارخانه‌ها، انواع و اقسام صنایع سنگین، فعالیت‌های کشاورزی و حتی غذا پختن، گرم کردن منزل یا تنفس انسان‌ها و انتقال دی‌اکسیدکربن ارتباط مستقیم دارد (رحیمی، ۱۳۸۸).

در دهه‌های اخیر نیز میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در اثر تولید و مصرف انرژی، با آهنگی سریع‌تر از رشد مصرف انرژی افزایش می‌یابد. انرژی به‌عنوان یک عامل مؤثر در رشد ارزش‌افزوده بخش صنایع و توسعهٔ اقتصادی تلقی می‌شود و در کارکرد بخش‌های مختلف اقتصادی، نقش چشمگیری ایفا می‌کند. مصرف انرژی و ارزش‌افزوده بخش صنایع، ارتباط تنگاتنگی دارند (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰)؛ زیرا انرژی به‌عنوان نیروی محرکه در اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است.

اما از سوی دیگر، مصرف انرژی به‌دلیل انتشار کربن و گازهای گلخانه‌ای، به آلودگی هوا منجر می‌شود. لازم به ذکر است که براساس گزارش هیأت میان‌دولتی تغییر اقلیم (IPCC)[1] در سال ۲۰۱۴، دی‌اکسیدکربن، ۷۶ درصد کل گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص داده است. بر این اساس، می‌توان عنوان کرد که کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن، نقش مهمی در محافظت از محیط‌زیست و توسعه پایدار دارد (کهنسال و شایان‌مهر، ۱۳۹۵).

با توجه به اینکه ایران همواره با افزایش تقاضای حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف از جمله بخش صنعت روبه‌رو بوده (فطرس و گرگری، ۱۳۸۸)، در این مطالعه، از سهم ارزش‌افزوده این بخش استفاده به‌عمل آمده و داده‌های مربوط به این متغیر، از سایت مرکز آمار ایران استخراج و به صورت درصدی از ارزش‌افزودهٔ کل، محاسبه شده است.

**جدول ۱.** خلاصه‌ای از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

| معادل اختصاری | نام متغیر | نحوه محاسبه | منبع داده‌ها |
|---|---|---|---|

1. Intergovernmental Panel on Climate Change

| | | | |
|---|---|---|---|
| SD | توسعهٔ پایدار | تلفیق داده‌های مربوط به شاخص توسعهٔ انسانی، ضریب جینی و میزان انتشار دی اکسیدکربن | ترازنامهٔ انرژی، کلانتری‌دهقی (۱۳۹۰)، طیفوری و اکبری (۱۳۹۰) و سایت سیمابر گلستان[1] |
| ENTRE | جواز تأسیس صادر شده توسط وزارت صنایع و معادن | - | سالنامه‌های آماری مرکز آمار |
| INO | تعداد اختراعات ثبت شده | - | www.Gazette.ir |
| ENER | شدت انرژی | نسبت مصرف سوخت‌های فسیلی به تولید ناخالص داخلی ضرب در ۱۰۰ | ترازنامه‌های انرژی و سایت مرکز آمار ایران |
| SVA | سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت | نسبت ارزش‌افزوده بخش صنعت به کل ارزش‌افزوده استان | مرکز آمار ایران |
| UPOP | درصد شهرنشینی | نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت هر استان | نتایج کلی سرشماری نفوس و مسکن |

**آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی[2]**

پیش از برآورد الگوی رگرسیون، لازم است آزمون‌های مربوط به داده‌های ترکیبی انجام شود.

**آزمون F لیمر**

در برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی، اولین گام، تعیین تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها است که با استفاده از آماره $f$ لیمر، صورت می‌گیرد. با استفاده از آماره آزمون $f$ لیمر، معنی‌دار بودن اثرات استفاده از داده‌های تابلویی در مقابل روش تلفیقی، آزمون شده است. نتایج آماره آزمون $f$، بیانگر معنی‌دار بودن اثرات داده‌های تابلویی و رد فرضیه صفر است. بر اساس نتایج آزمون، اگر احتمال به دست‌آمده کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیهٔ صفر ما مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها رد می‌شود و داده‌ها از نوع تابلویی هستند. نتایج این آزمون در جدول شمارهٔ ۲ ارائه شده است و با توجه به اینکه احتمال آمارهٔ این آزمون کمتر از ۰/۰۵ شده است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها، رد شده و داده‌ها ترکیبی هستند.

**جدول ۲.** نتایج آزمون F لیمر مدل سوم برای بررسی مدل‌های تلفیقی و پانل

| F-statistic | Prob |
|---|---|
| ۲۴/۸۱ | ۰/۰۰۰۰ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**آزمون هاسمن[3]**

1. http://simabar.golestanp.ir/
2. Panel Data
3. Hausman Test

برای برآورد مدل به شیوه تابلویی، باید از دو روش اثرات ثابت[1] و تصادفی[2] استفاده شود. تفاوت اصلی مدل اثر ثابت و تصادفی در این است که در مدل اثر ثابت، اثرات فردی (مقطعی) غیرقابل مشاهده، شامل عواملی است که با متغیرهای مدل، همبستگی دارد؛ ولی در مدل اثر تصادفی، این اثرات غیرقابل مشاهده با متغیرهای مدل ناهمبسته‌اند (سوری، ۱۳۹۲).

هاسمن[3] (۱۹۷۸)، آزمونی را برای مقایسه بین تخمین‌زن‌های اثرات تصادفی و ثابت پیشنهاد نموده است که به‌وسیلهٔ آن، می‌توان روش تخمین را تعیین کرد. فرضیهٔ $H_0$ در این آزمون، استفاده از روش اثرات تصادفی و فرضیهٔ $H_1$ آن نیز مبنی بر رد اثرات تصادفی و استفاده از روش اثرات ثابت است.

آمارهٔ این آزمون، کایدو ($\chi 2$) است و اگر احتمال کایدو کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیهٔ اثرات تصادفی رد می‌شود و اگر بیشتر بود، اثرات تصادفی رد نمی‌شود. نتایج این آزمون، در جدول شمارهٔ ۳ ارائه شده، و با توجه به اینکه احتمال کای‌دو کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی رد شده و نوع اثرات، ثابت است.

**جدول ۳.** نتایج آزمون هاسمن مدل سوم به‌منظور تعیین نوع اثرات (ثابت و تصادفی)

| RE or FE | [prob] | ch sq-statisti |
|---|---|---|
| FE | ۰/۰۰۰۰ | ۴۱/۹۷ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**آزمون واریانس ناهمسانی**

یکی از فروض کلاسیک، فرض واریانس همسانی است. اگر جملهٔ خطا دارای واریانس ثابت نباشد، آن را «واریانس ناهمسانی»[4] می‌گویند که در مقابل «واریانس همسانی»[5] قرار می‌گیرد. فرض صفر در این آزمون، بیانگر وجود واریانس همسان بین اجزاء اخلال است و فرض مقابل، عدم وجود همسانی واریانس را بیان می‌کند. در صورت وجود ناهمسانی واریانس، برای برآورد مدل باید از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شود.

آزمون نسبت درست‌نمایی (LR TEST)[6] برای بررسی واریانس ناهمسانی انجام می‌گیرد. نتایج این آزمون، در جدول شماره ۴ ارائه شده است. با توجه به اینکه احتمال در این آزمون کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی، رد شده و واریانس ناهمسانی وجود داشته و مدل باید با روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) تخمین زده شود.

**جدول ۴.** نتایج آزمون واریانس ناهمسانی مدل سوم

| Chi.sq-statistic | Prob |
|---|---|

1. Fixed Effect Model
2. Random Effect Model
3. Hausman
4. Heteroskedasticity
5. Hemoskedasticity
6. Likelihood Ratio Test

| | |
|---|---|
| ۰/۰۰۰۰ | ۱۰۳/۶۳ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**آزمون همبستگی سریالی (خودهمبستگی)**[1]

عدم خودهمبستگی بین جملات خطا، یکی از فروض کلاسیک است. همبستگی خطاها با یکدیگر را اصطلاحا "خودهمبستگی" می‌گویند. اگر خودهمبستگی وجود داشته و نادیده گرفته شود، تخمین ضرایب، بدون تورش ولی ناکارا است. این ناکارآیی حتی در نمونه‌های بزرگ نیز از بین نمی‌رود و انحراف معیار دارای خطا بوده و این امر نیز به استنتاج‌های نادرست منجر خواهد شد (سوری، ۱۳۹۲).

برای آزمون خودهمبستگی مرتبه اول، در این پژوهش از آزمون ارائه شده توسط وولدریج[2] (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و فرضیهٔ مقابل آن نیز نشان دهندهٔ وجود خودهمبستگی است. نتایج این آزمون، در جدول ۵ ارائه شده که نشان می‌دهد، احتمال به دست آمده بیشتر از ۰/۰۵ بوده و فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، رد نمی‌شود. بنابراین، جملات خطا همبستگی سریالی ندارند.

**جدول ۵.** نتایج آزمون خودهمبستگی بین جملات باقیمانده

| Prob | F-statistic |
|---|---|
| ۰/۳۱۵۴ | ۱/۰۴۸ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**جدول ۶.** نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای استان‌های ایران

| Vriable | Coef | z | P > \| z \| |
|---|---|---|---|
| ENTRE | ۰/۱۸۰۱۱ | ۱/۶۶ | ۰/۰۹۶ |
| INO | -۰/۰۷۰۸۵ | -۱/۰۱ | ۰/۳۱۴ |
| SVA | -۰/۱۳۷۱ | -۱/۰۰ | ۰/۳۱۷ |
| UPOP | ۳/۶۹۱۰ | ۷/۴۴ | ۰/۰۰۰ |
| ENER | -۰/۴۱۹۵ | -۳/۰۵ | ۰/۰۰۲ |
| Constant | -۱۵/۴۰۳۷ | -۷/۹۴ | ۰/۰۰۰ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

**تجزیه و تحلیل نتایج برآورد مدل**

1. Autocorrelation
2. Wooldrige

با توجه به نتایجی که در جدول ۶ ارائه شده است، مشاهده می‌شود که کارآفرینی (ENTRE) با توسعهٔ پایدار رابطهٔ مثبت و معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد دارد. همان‌طور که تشریح شد، توسعهٔ پایدار در این پژوهش، با توجه به سه بعد اجتماعی، اقتصادی و محیط‌زیستی محاسبه شده است. نظر به مبانی مطرح شده در مورد ارتباط کارآفرینی و توسعهٔ پایدار، می‌توان نتیجه گرفت که این رابطهٔ مثبت، منطقی بوده است.

اثر متغیر نوآوری (INO) بر توسعه‌پایدار در این مدل، معنی‌دار نیست. لازم به ذکر است که در این پژوهش، از داده‌های ثبت اختراع استانی به‌عنوان متغیر نوآوری استفاده شده است.

ثبت اختراع، در واقع امتیازی است که دولت و یا موسسهٔ خاص در یک کشور به مبتکران و مخترعان برای ایجاد یک ابداع نو و جدید که از نظر اقتصادی حائز اهمیت باشد، اهدا می‌کند. وضعیت ایران در تولید علم خام و مقالات علمی، بد نیست ولی در مورد ثبت اختراع وضعیت مطلوبی ندارد. یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر افزایش میزان اختراعات، قوانین ثبت اختراع در هر کشور است. برخی از کشورها، اختراعی قابل ثبت است که علاوه‌بر جنبهٔ نظری، فایدهٔ عملی نیز داشته باشد ولی متأسفانه در ایران، قدمت این مقوله و همچنین ضعف‌های آن، موجب شده که نه‌تنها حمایت قانونی از حقوق مخترع صورت نگیرد بلکه این اختراعات، کمک چندانی نیز به رشد و توسعهٔ صنایع نکرده‌اند و صرفاً به اختراع، به‌عنوان مقوله‌ای برای کسب شهرت اشاره می‌شود (تاج‌آبادی و فلاحی، ۱۳۸۵).

با این اوصاف، نمی‌توان انتظار داشت که نوآوری در راستای توسعهٔ پایدار عمل کرده و باعث بهبود آن شود. طبق مبانی مطرح‌شده، کارآفرین با استفاده از نوآوری، می‌تواند به توسعهٔ پایدار کمک کند و به‌عبارتی، نوآوری در واقع، به‌عنوان کانال اصلی برای محصولات و فرایندهای پایدار به رسمیت شناخته شده است و کارآفرین با استفاده از نوآوری، به تولید محصولات و خدمات جدید می‌پردازد.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۶، مشخص است که رابطهٔ ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت (SVA) با توسعه پایدار، منفی است ولی این رابطه، معنی‌دار نیست. همان‌طور که پیش‌تر نیز اشاره شد، بعد محیط‌زیستی توسعهٔ پایدار با توجه به انتشار دی‌اکسیدکربن، محاسبه شده است. از بین گازهای گلخانه‌ای، دی‌اکسیدکربن مهم‌ترین آنها است و حدود ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بشر، مربوط به انتشار این گاز است. منبع اصلی انتشار این گاز نیز احتراق سوخت‌های فسیلی است (بنی‌اسدی و زارع‌مهرجردی، ۱۳۹۴). جدول ۷، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن را در بخش‌های اقتصادی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ نشان می‌دهد.

**جدول ۷.** میزان انتشار دی‌اکسیدکربن به‌تفکیک بخش‌های اقتصادی: ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰

| بخش‌های اقتصادی | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۸ | ۱۳۸۹ | ۱۳۹۰ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | مقدار (تن) | مقدار (تن) | مقدار (تن) | مقدار (تن) | مقدار (تن) | مقدار (تن) |
| خانگی، تجاری و عمومی | ۱۲۵۸۶۹۲۵۰ | ۱۴۲۳۳۵۱۲۵ | ۱۳۵۰۹۸۴۲۰ | ۱۳۸۴۳۰۶۵۵ | ۱۳۳۳۵۷۵۹ | ۱۳۶۶۵۶۱۲۹ |
| صنعت | ۶۲۳۵۳۰۶۵ | ۷۹۳۹۸۴۵۸ | ۸۵۹۲۹۹۰۷ | ۸۴۸۶۲۰۹۰ | ۸۸۵۵۴۲۷۲ | ۹۱۵۳۶۱۷۵ |
| حمل و نقل | ۱۱۱۵۰۰۹۷۳ | ۱۱۵۵۰۲۴۳۸ | ۱۲۲۲۳۳۳۸۲ | ۱۳۳۹۴۰۴۲۹ | ۱۲۴۶۸۱۴۸۹ | ۱۲۲۵۷۵۳۲۴ |
| کشاورزی | ۱۱۱۱۴۲۹۰ | ۱۲۲۱۰۰۱۹ | ۱۳۱۷۱۲۳۷ | ۱۳۶۶۲۲۱ | ۱۳۷۱۸۰۶۳ | ۱۳۳۴۴۳۰۱ |

مأخذ: ترازنامه‌های انرژی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۰

همان‌طورکه در جدول شماره ۷ مشاهده می‌شود، گرچه انتشار دی‌اکسیدکربن روند منظمی در همهٔ بخش‌های اقتصادی نداشته، ولی در بخش صنعت طی این سال‌ها، افزایش یافته و نشان می‌دهد که افزایش ارزش‌افزوده در این بخش، به‌علت افزایش دی‌اکسیدکربن و آسیب به محیط‌زیست بر توسعهٔ پایدار، تأثیر منفی دارد.

درصد شهرنشینی (UPOP)، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر توسعهٔ پایدار داشته است. البته با وجود تمام مشکلات و چالش‌های ناشی از افزایش میزان شهرنشینی، این شاخص، تأثیرات مثبتی نظیر افزایش جمعیت جوان و تأمین منابع انسانی را به‌همراه دارد. با توجه به نظرات متفاوتی که در مورد جمعیت وجود دارد، می‌توان از آن، به‌عنوان یک فرصت استفاده نمود (شاکری، ۱۳۹۲).

مدیریت جمعیت و بسترسازی لازم برای آن نیز می‌تواند باعث تأمین منابع انسانی در راستای توسعهٔ پایدار شود. در واقع رشد شهرنشینی، یک فرصت برای بهره‌گیری از پتانسیل‌های منابع انسانی و دستیابی به نیروی کار جوان و ارزان است.

اثر شدت انرژی (ENER) بر توسعهٔ پایدار، منفی و معنی‌دار است. این شاخص به‌صورت میزان مصرف سوخت‌های فسیلی (نفت گاز، نفت سفید، نفت کوره و بنزین) به تولید ناخالص داخلی هر استان، محاسبه شده است. با توجه به اینکه مصرف سوخت‌های فسیلی، باعث انتشار گازهای گلخانه‌ای خطرناک از جمله دی‌اکسیدکربن می‌شود، نتیجهٔ به دست‌آمده، منطقی به‌نظر می‌رسد.

## نتیجه‌گیری

جهان امروز، سریع‌تر از هر زمان دیگری در حال تغییر است. ظهور انقلاب دیجیتالی، عرضه و رشد فنّاوری‌های مدرن و سرعت تحولات آن، بر نا اطمینانی و سرعت تحولات آن، افزوده است. امروزه، امتیاز داشتن فنّاوری برتر در مقایسه با دیگر رقبا، به اصل موفقیت کسب‌وکار در بازار، در شکل‌ها و اندازه‌های مختلف بدل شده است. رقابت روزافزون در دنیای امروز، نوآوری را به یک امر حیاتی برای بقای شرکت‌ها تبدیل کرده و افراد خلاق و نوآور که منبع تولید نوآوری هستند، برای شرکت‌ها ضروری تلقی می‌شوند.

بنابراین، تلاش برای تحقق نوآوری و کاربردی کردن آن، نه تنها ابزاری برای نیل به توسعه بلکه یک ضرورت تلقی می‌شود. طبیعی است که بارزترین ابزاری که می‌تواند به تحقق این هدف کمک کند، کارآفرینی است. کارآفرینان، خلاقیت و نوآوری را از طریق یک فرایند ساخت یافته و منظم، به نیازها و فرصت‌های بازار پیوند می‌دهند. به عبارت دیگر، آنها با به‌کارگیری استراتژی‌های متمرکز برای یک ایده نوآورانه، سعی می‌کنند که یک محصول یا خدمت جدیدی را به‌وجود آورند که هدفی جز رضایت مشتریان ندارد و در نهایت، به سوددهی می‌رسند.

نوآوری از اعمال کلیدی در فرایند کارآفرینی به‌شمار می‌رود. در نظام اقتصادی مبتنی بر کارآفرینی، نوآوران و صاحبان فکر و ایده، سرمایه‌های اصلی یک بنگاه اقتصادی و از عوامل اصلی توسعه‌پایدار محسوب می‌شوند. کارآفرینی با توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها، رابطه تنگاتنگی دارد و امروزه یکی از شاخص‌های توسعه در کشورهای رو به رشد محسوب می‌شود (نوبخت‌وند و همکاران، ۱۳۹۱).

توسعهٔ پایدار، مفهومی چند بعدی، شامل ابعاد محیط‌زیستی، اقتصادی و اجتماعی است. اندیشمندان این حوزه، کارآفرینی را نوشدارویی برای توسعهٔ پایدار در نظر گرفته‌اند. کارآفرینی با استفاده از نوآوری، تولید محصولات و خدمات جدید سازگار با محیط‌زیست، همچنین کاهش بیکاری و فقر، می‌تواند زمینه‌ساز توسعهٔ پایدار باشد.

با توجه به اهمیت این موضوع برای کشورهای درحال‌توسعه، این پژوهش به برآورد ارتباط میان نوآوری، کارآفرینی و توسعه‌پایدار طی دورهٔ زمانی ۹۰-۱۳۸۵۰پرداخته است. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره ۷، مشاهده می‌شود که کارآفرینی، تأثیر مثبت بر توسعهٔ پایدار دارد که در سطح اطمینان ۹۰ درصد، معنی‌دار است. بنابراین، زمینه‌سازی برای رشد کارآفرینان و رفع موانع موجود بر سر عملکرد و فعالیت مؤثر آنها، از جمله بهبود فضای کسب و کار، اقدامی در راستای نیل به توسعهٔ پایدار است.

تأثیر نوآوری بر توسعهٔ پایدار معنی‌دار نیست، که علت، این است که بسیاری از اختراعات ثبت شده عملاً در صنعت و جامعه، نمود و اثربخشی مشخصی ندارند و بنابراین، نمی‌توانند نقش بسیار زیادی در فرایند توسعه ایفا کنند. بنابراین سیاست‌گذاران و مسؤولان باید در راستای حمایت از توسعه پایدار، تمهیداتی در این زمینه بیاندیشند تا ضمن حمایت از نوآوری و خلاقیت در جامعه، این خلاقیت‌ها زمینه‌ساز و حامی توسعهٔ پایدار باشد.

اثر شدت انرژی (ENER) بر توسعهٔ پایدار، منفی و معنی‌دار است. آمار و اطلاعات متعدد، نشان از مصرف بی‌رویه و غیربهینه این متغیر مهم در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران دارد و بنابراین، سیاست‌گذاران باید به نحو مقتضی و با توجه به شرایط از ابزارهای قیمتی و غیرقیمتی برای تغییر الگوی مصرف انرژی در کشور، اقدام نمایند.

نتایج مطالعه، نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار درصد شهرنشینی (UPOP) بر توسعه‌پایدار است. البته با وجود تمام مشکلات و چالش‌های ناشی از افزایش میزان شهرنشینی، از آنجایی که خدمات ارائه شده در شهرها به مردم، بیشتر و امکانِ یافتن شغل نیز در شهرها بیشتر است، این نتیجه، دور از انتظار نیست.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

## منابع


احراری، میثم و غفوری‌نژاد، مجتبی. (۱۳۹۶). بررسی اثرات مصرف سوخت ترکیبی (نفت کوره-گاز طبیعی) بر میزان غلظت و انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی. سی‌ودومین کنفرانس بین‌المللی برق، تهران، ایران.

بزازان، فاطمه و خسروانی، ندا. (۱۳۹۵). سنجش میزان انتشار دی‌اکسیدکربن توسط بخش‌های مختلف تولیدی و خانوارها ناشی از مصرف انرژی در ایران (رویکرد داده - ستانده زیست‌محیطی). *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی*، ۱(۱): ۱-۲۵.

بنی‌اسدی، مصطفی و زارع‌مهرجردی، محمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی وجود رابطه علیت میان رشد بخش صنعت و آلودگی هوا در اقتصاد ایران طی دوره ۸۹-۱۳۴۶. *پژوهش‌های محیط‌زیست*، ۶(۱۱): ۲۵-۳۸.

بهبودی، داود؛ کیانی، سیمین و ابراهیمی، سعید. (۱۳۹۰). رابطه علی انتشار دی‌اکسیدکربن، ارزش‌افزوده بخش صنعت و مصرف انرژی در ایران. *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۱(۱): ۳۳-۵۳.

تاج‌آبادی، رضا و فلاحی، غلامرضا. (۱۳۸۵). شرایط ثبت اختراع و بررسی قوانین و مباحث حقوقی آن. *مجله الکترونیکی پژوهشگاه اطلاعات و مدارک علمی ایران*، ۶(۳).

جلالی، محسن. (۱۳۸۵). تجزیه ضریب جینی و کشش درآمدی آن در ایران. *نشریه روند*، (۱۸): ۲۵-۴۲.

جهانگیری، خلیل؛ رضازاده، علی و جمشیدی، عذرا. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر حمایت از اختراع و نوآوری بر صادرات کشورهای شمال و جنوب. *فصلنامه مدیریت توسعه فناوری*، ۳(۴): ۱۳۵-۱۶۲

دیوسالار، سمانه و بزرگی، فرشاد. (۱۳۹۱). بررسی نقش کارآفرینی در رشد اقتصادی و توسعه پایدار. کنفرانس ملی کارآفرینی و مدیریت کسب و کارهای دانش‌بنیان، بابلسر، ایران.

رحیمی، علی. (۱۳۸۸). انسان، توسعه و محیط‌زیست. *کتاب ماه علوم اجتماعی*، ۲۰(۱۲۸): ۱۱۰-۱۱۸.

رضایی، بیژن؛ نجف‌پور، هدا و نادری، نادر. (۱۳۹۶). موانع و راهکارهای توسعه کارآفرینی سبز در شهرستان کرمانشاه. *فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی*، ۶(۲): ۵۹-۷۸.

زاهدی، شمس‌السادات. (۱۳۹۰). جهانی شدن و توسعه پایدار. *فصلنامه مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، ۲(۳): ۱۸-۱.

سوری، علی. (۱۳۹۲). اقتصاد سنجی پیشرفته (جلد دوم) همراه با کاربرد Eviews8 و Stata12. تهران: نشر فرهنگ شناسی.

شاکری، یونس. (۱۳۹۲). جستاری در دیدگاه‌ها، فرصت‌ها و چالش‌های جمعیتی بر روی شهرها در راستای توسعه پایدار شهری. *ماهنامهٔ معرفت قم*، ۲۲(۱۸۹): ۷۳-۸۸.

شریفی، نورالدین و دهقان‌پور وحید، سمیه. (۱۳۹۵). اثرات زیست‌محیطی مصارف خانوارها با توجه به توسعه گازرسانی: یک تحلیل داده-ستانده. *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی*، ۱(۱): ۴۷-۶۳.

طیفوری، وحید و اکبری، صادق. (۱۳۹۰). بررسی شاخص توسعه سرمایه انسانی ایران «با تأکید بر استان گیلان». همایش تحلیل یافته‌های سرشماری نفوس و مسکن ۱۳۹۰، تهران، ایران.

فطرس، محمدحسن و منصوری‌گرگری، حامد. (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ علی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش‌افزوده در بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۶. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۳(۶): ۲۷-۵۳.

کاظمی‌محمدی، سیدمهدی‌موسی. (۱۳۸۰). توسعه‌پایدار شهری؛ مفاهیم و دیدگاه‌ها. *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، ۱۶(۳): ۹۴-۱۱۳.

کلانتری‌دهقی، لیلا. (۱۳۹۰). شاخص توسعه انسانی (HDI). (پایان‌نامه کارشناسی ارشد)، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

کهنسال، محمدرضا و شایان‌مهر، سمیرا. (۱۳۹۵). آثار متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست: کاربرد الگوی معادلات همزمان فضایی داده‌های تابلویی. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۹(۵): ۲۱۶-۱۷۹.

موسوی، سیدمیثم؛ انجم‌شعاع، مینا؛ رجبی‌واسوکلایی، قاسم؛ عزتی‌اثر، محمد و وره‌زردی، رامین. (۱۳۹۴). ارزیابی شهرستان‌های استان آذربایجان‌غربی در زمینه بهره‌مندی از شاخص‌های توسعه خدمات بهداشتی و درمانی. *مجله دانشکده پرستاری و مامایی ارومیه*، ۳(۱۳): ۲۳۴-۲۴۵.

موسوی‌مشهدی، سیدمحمود. (۱۳۸۲). نقش کارآفرینی در توسعهٔ اقتصادی و صنعتی. *رهیافت*، ۲۹: ۴۲-۳۵.

نوبخت‌وند، جابر؛ نیکونام‌طوسی، وحیده و نیکونام‌طوسی، حجت. (۱۳۹۱). نقش کارآفرینی در رشد اقتصادی و تولید ملی. نخستین همایش آسیب‌شناسی تولید ملی، حمایت از کار و سرمایه ایرانی (چالش‌ها، فرصت‌ها، راهکارها).

هرائینی، مصطفی و انبارلو، مسعود. (۱۳۹۵). جایگاه کارآفرینی در توسعه پایدار سکونتگاه‌های روستایی. پنجمین کنفرانس الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت.

یاسوری، مجید؛ باسط‌قرشی، محمد و وطن‌خواه، ژیلا. (۱۳۹۴). تحلیل موانع و راهکارهای توسعهٔ کارآفرینی زنان روستایی دهستان گوراب‌پس فومن. *پژوهش‌های روستایی*، ۶(۲): ۳۲۳-۳۴۲.

**References**

Ahrari, M., & Ghafourinejad, M. (2016). Investigating the effects of combined fuel consumption (furnace oil-natural gas) on the concentration and emission of environmental pollutants. 32nd International Electricity Conference, Tehran, Iran (in Persian).

Bani Asadi, M., & Zare Mehjardi, M. R. (2014). Investigating the existence of a causal relationship between the growth of the industrial sector and air pollution in Iran's economy during the period of 1346-89. *Environmental Research*, *6*(11), 25-38(in Persian).

Basu, A., & Altinay, E. (2002). The interaction between culture and entrepreneurship in London's immigrant businesses. *International Small Business Journal*, *20*(4), 371-393.

Behboudi, D., Kiani, S., & Ebrahimi, S. (2011). Granger causality relationship between Co2 emission, industrial value added and energy consumption in Iran. *Iranian Energy Economics*, *1*(1), 33-53(in Persian).

Bezazan, F., & Khosravani, N. (2015). Measuring the amount of carbon dioxide emissions by different production sectors and households due to energy consumption in Iran (environmental data-outcome approach). *Environmental Economics and Natural Resources Quarterly, 1*(1), 1-25 (in Persian).

Daramola, A., & Ibem, E., O. (2010). Urban Environmental Problems in Nigeria: Implications for Sustainable Development. *Journal of Sustainable Development in Africa*, *1*(12), 124-145.

Devsalar, S., & Bozorgi, F. (2011). Examining the role of entrepreneurship in economic growth and sustainable development. National Conference on Entrepreneurship and Knowledge-Based Business Management, Babolsar, Iran (in Persian).

Filser, M., Kraus, S., Roig-Tierno, N., Kailer, N., & Fischer, U. (2019). Entrepreneurship as catalyst for sustainable development: Opening the black box. *Sustainability*, *11*(16), 4503.

Fotros, M. H., & Mansoori, H. (2009). A study of causality relationship between energy carrier's consumption and value-added of industrial sector in Iran during the period 1967-2006. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *6*(22), 27-53 (in Persian).

Galindo-Martín, M. A., Castaño-Martínez, M. S., & Méndez-Picazo, M. T. (2020). The relationship between green innovation, social entrepreneurship, and sustainable development. *Sustainability*, *12*(11), 4467.

Gomes, C. M., Kruglianskas, I., & Scherer, F. L. (2011). Innovation management for sustainable development practices in the internalization context. *Journal of Technology Management & Innovation*, *6*(2), 111-127.

Hall, J. K., Daneke, G. A., & Lenox, M. J. (2010). Sustainable development and entrepreneurship: Past contributions and future directions. *Journal of Business Venturing*, *25*(5), 439-448.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, *46*(6), 1251-1271.

Hrayini, M., & Anbarlou, M. (2015). The position of entrepreneurship in the sustainable development of rural settlements. The fifth conference on the Iranian Islamic model of progress (in Persian).

Hummels, H., & Argyrou, A. (2021). Planetary demands: Redefining sustainable development and sustainable entrepreneurship. *Journal of Cleaner Production*, *278*, 123804.

Jahangiri, K., Rezazadeh, A., & Jamshidi, A. (2015). Investigating the effect of supporting invention and innovation on the exports of northern and southern countries. *Technology Development Management Quarterly, 3*(4), 162-135(in Persian).

Jalali, M. (2006). Analysis of the Gini coefficient and its income elasticity in Iran. *Trend Journal*, (18), 25-42 (in Persian).

Kalantari Dehaghi, L. (2011). Human Development Index (HDI). (Master's Thesis), Islamic Azad University, Central Tehran Branch (in Persian).

Kardos, M. (2012). The relationship between entrepreneurship, innovation and sustainable development. Research on European Union Countries. *Procedia Economics and Finance, 3*, 1030-35.

Kazemimohammadi, S. M. M. (2006). Sustainable urban development; Concepts and views. *Geographical Research Quarterly, 16*(3), 113-94(in Persian).

Kenter, R. M. (2007). The change Masters: Innovation for productivity in the American carpratoon, Historical Research Reference in Entrepreneurship, university of Illinoi.

Kohensal, M. R., & Shayan Mehr, S. (2015). The mutual effects of energy consumption, economic growth and environmental pollution: application of spatial simultaneous equations model to panel data. *Iranian Energy Economics Research Journal, 19*(5), 179-216(in Persian).

Kruja, M. A. A. (2012). Entrepreneurship, knowledge, innovation and sustainable development. *Mediterranean Journal of Social Sciences, 6*(3), 21-25.

Marshall, A. (1920). *Principles of economics: An introductory volume*. 8th edition. London: MacMillan.

Mousavi Mashhadi, S., M. (2003). The role of entrepreneurship in economic and industrial development. *Approach, 29*, 42-35(in Persian).

Mousavi, S. M., Anjam Sha'a, M., Rajabi-Vasukolai, Q., Ezzathar, M., & Varehazardi, R. (2014). Evaluation of the cities of West Azarbaijan Province in the context of benefiting from the development indicators of health and treatment services. *Journal of Urmia College of Nursing and Midwifery, 3*(13), 245-234 (in Persian).

Nobakhtvand, J., Nikunam-Tousi, V., & Nikunam-Tousi, H. (2011). The role of entrepreneurship in economic growth and national production. The first conference on pathology of national production, supporting Iranian work and capital (challenges, opportunities, solutions) (in Persian).

Rahimi, A. (2009). Man, development and environment. *Monthly Book of Social Sciences, 20*(128), 110-118(in Persian).

Rai, M. S. (2017). Impact of Urbanization on Environment. *International Journal on Emerging Technologies*, *8*(1), 127-129.

Rashid, L. (2019). Entrepreneurship education and sustainable development goals: A literature review and a closer look at fragile states and technology-enabled approaches. *Sustainability*, *11*(19), 5343.

Rezaei, B., Najafpur, H., & Naderi, N. (2016). Obstacles and solutions to the development of green entrepreneurship in Kermanshah. *Quarterly Journal of Spatial Economics and Rural Development, 6*(2), 78-59(in Persian).

Seyfang, G., & Smith, A. (2006). *Community action: a neglected site of innovation for sustainable development?* (No. 06-10). CSERGE working paper EDM.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Sbia, R., & Afza, T. (2015). The effect of urbanization, affluence and trade openness on energy consumption: A time series analysis in Malaysia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 47*, 683-693.

Shakeri, Y. (2012). A survey of demographic perspectives, opportunities and challenges on cities in the direction of sustainable urban development. *Marafat Qom Monthly, 22*(189), 73-88 (in Persian).

Sharifi, N., & Dehghanpour V. S. (2015). Environmental effects of household consumption due to the development of gas supply: a data-output analysis. *Quarterly Journal of Environmental Economics and Natural Resources, 1*(1), 47-63 (in Persian).

Stefanescu, D., & On, A. (2012). Entrepreneurship and sustainable development in European countries before and during the international crisis. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *58*, 889-898.

Suri, A. (2012). *Advanced Econometrics (Volume II) with the use of Eviews8 and Stata12*. Tehran: Cultural Publishing House (in Persian).

Tajabadi, R., & Falahi, G. (2006). Patent conditions and review of its laws and legal issues. *The Electronic Journal of Iran Research Center for Scientific Information and Documents*, 6(3) (in Persian).

Talmaciu, M. (2012). Considerations regarding the development of Romanian regional economies through innovation and entrepreneurship. *Procedia Economics and Finance*, 3: 914-920.

Tefouri, V., & Akbari, S. (2011). Investigating Iran's human capital development index, with emphasis on Gilan province. Conference on the Analysis of Population and Housing Census 2019, Tehran, Iran (in Persian).

Veeraraghavan, V. (2009). Entrepreneurship and innovation. *Asia-Pacific Business Review*, *1*(5), 14-20.

Venkataraman, S. (1997). The distinctive domain of entrepreneurship research: an editor's perspective, In Katz J. et Brockhaus R. (Eds.), Advances in entrepreneurship, firm emergence, and growth, Greenwich, CT: JAI Press, 3: 119-138.

Yasuri, M., Basit-Qorshi, M., & Watankhah, J. (2014). Analysis of obstacles and solutions for the development of rural women's entrepreneurship in Gurabpas Foman district. *Rural Research*, *6*(2), 342-323 (in Persian).

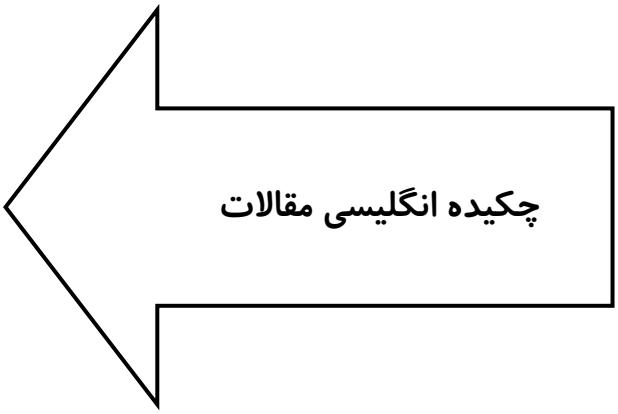
Youssef, A. B., Boubaker, S., & Omri, A. (2018). Entrepreneurship and sustainability: The need for innovative and institutional solutions. *Technological Forecasting and Social Change*, 129, 232-241.

Zahedi, S. (2011). Globalization and sustainable development. *Strategic Public Policy Studies Quarterly*, 2(3), 1-18 (in Persian).

Zhao, F. (2005). Exploring the synergy between entrepreneurship and innovation. *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, *11*(1), 25-41.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.


چکیده انگلیسی مقالات

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 231-256**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Relationship between Innovation, Entrepreneurship and Sustainable Development: A Provincial study[1]

**Ozra Bakhshi jozam[2], Zahra Nasrollahi[3]**

Received: 2022/04/22 Accepted: 2023/01/31

## Abstract

In the past decade, economic growth and efforts to increase welfare have led to more exploitation of natural resources. This has resulted in an extreme environment and, therefore, many and sometimes irreparable environmental damages. Sustainable development by integrating economic, social and environmental goals, aims to dampen the negative consequences caused by the absolute emphasis on economic objectives in the development process. In fact sustainable development is seen that in addition to economic, social and environmental dimensions of development will also be considered. With respect to sustainable development planning, it is critical to identify the factors affecting it. This study investigates the relationship between innovation, entrepreneurship and sustainable development, and the hypothesis that entrepreneurship has a positive impact on sustainable development is evaluated. In this study, the impact of innovation and entrepreneurship on sustainable development for the provinces of Iran during the period from 1385 to 1390 was analyzed using panel data. The results show that the effect of entrepreneurship on sustainable development at the level of 90 percent is positive and significant. Industry coefficients for innovation and value added are not significant. Urbanization has a positive and significant impact on sustainable development and energy intensity has a significantly negative impact on sustainable development.

**Keywords:** Innovation, Entrepreneurship, Sustainable Development.

**JEL Classification:** L26, O31, Q1.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.40164.1323

2. M.Sc. Department of Economy, Yazd University, Yazd, Iran. (a.bakhshi1793@yahoo.com).

3. Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University. Yazd, Iran. (Corresponding Author). (nasr@yazd.ac.ir).

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022

pp. 209-230

Research Paper

# Fiscal Reaction Function of Government into Oil Price Shocks[1]

**Mir Hossein Mousavi[2], Somayeh Garshasbi[3]**

Received: 2022/12/03 Accepted: 2023/01/17

## Abstract

According to the state of the economy and single product much government spending is financed by oil revenues. Because oil prices are affected by both exogenous developments and economic authorities outside of oil revenues, there is also a great deal of volatility. These fluctuations can have a variety of consequences. In a dynamic general equilibrium framework, this paper attempts to drive a fiscal policy reaction function (in terms of government expenditure). This study analyzes data for the period 1969-2018 on an annual basis. In my research, I explore the fiscal implications of (a) the anticipated change in oil price, (b) the growing volatility of oil price, and (c) the observed positively skewed oil price. Positive long-run effects of favorable oil price shocks are demonstrated. As well, the asymmetry of oil price shocks tends to reduce government spending.

**Keywords:** Fiscal Policy, Dynamic General Equilibrium, Oil Price Shock, ARDL.
**JEL Classification:** E26, C22, Q48, D59.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2021.13740.1261

2. Associate Professor, Faculty of Social Sciences and Economic, Alzahra University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). (hmousavi@alzahra.ac.ir).

3. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economic, Alzahra University, Tehran, Iran. (s_gharshasbi@yahoo.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 187-208**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# Evaluation of Social- Economic Impact of Creating a New Activity in the Economic Structure of the Region; Case Study of Gilan Province[1]

**Zahra Moshfegh[2], Afsaneh Sherkat[3], AliAsghar Banouei[4]**

Received: 2021/07/22 Accepted: 2022/12/13

## Abstract

A close look at the time series of the regional accounts of the statistical center of Iran suggests that in the near future, some economic sectors will enter the regional accounts of particular provinces. Even though the emergence of a new sector in some regions of Iran has also been highlighted, domestic researchers have not yet considered the emergence of a new sector in a region. A clear example of the emergence of a novel sector in a region is the construction of city railway tracks in the province of Gilan. In this context, the main question of this article is what are the potential economic impacts of the entry of the newly-established railway sector on the output of other sectors in Gilan province? In order to answer the above-mentioned question, we evaluated the socioeconomic consequences of the entrance of the new railway sector into Gilan province from two perspectives: final demand-to-output and output-to-output, as well as comparing job creation in Gilan province before and after this entry. The results reveal that with the entrance of the railway sector, the output of the three sectors of "Warehousing and Support Activities", "Road Transportation" and "Other Industries" will have the largest increase in the economic sectors of Gilan province. Also, it will potentially increase the job creation potential of the "Travel Services," "Agriculture," and "Water Transportation" sectors more than other economic sectors of the province.

**Keywords:** Input-Output Regional Table, the Entrance of New Section, Railway Sector, Gilan Province.

**JEL Classification:** R15, O18, C67.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2022.36757.1289

2. Ph.D. Student, Department of Economic Sciences, Tehran University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). (zahra.mmoshfeghh@gmail.com).
3. Ph.D. Student, Department of Economic Sciences, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (afi.sherkat@yahoo.com).
4. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (banouei@atu.ac.ir).

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022

pp. 173-186

Research Paper

# NAIRU Rate Estimation in the Form of Time Change Model in Iranian Economy[1]

**Shole Bagheripormehr[2], Melika Kafiyan Khiyabani[3]**

Received: 2022/01/06 Accepted: 2022/10/18

## Abstract

Keeping the unemployment rate low is one of the main axes of fiscal policy, the labor market and monetary policy. Unemployment also has implications for the outlook for wage growth, inflation and GDP. Therefore, achieving a level of unemployment where inflation is slow is one of the most critical and key goals of economic policy makers.

This article examines the hypothesis that the NAIRUAIRU rate has been rising in recent years. It also examines whether efforts to maintain unemployment low and policies to reduce unemployment have led to recession and hysteria. By using the model of temporal changes in the form of a state-space model and by taking into account the inflation rate, expected inflation rate, unemployment rate, and productivity during 1997-2021, the NAIRU rate for the Iranian economy was calculated. The results indicate that the NAIRU rate has experienced a downward trend over the years under review. The average NAIRU estimate for the years under review was 11.6 percent.

**Keywords:** NAIRU, Hysteresis, Inflation, Unemployment, State-space Model.

**JEL Classification:** E24, E31, E24, C32.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2022.39076.1311

2. Assistant Professor, Department of Economics, Khatam Non-Governmental University, Tehran, Iran. (sh.bagheripormehr@khatam.ac.ir).

3. M.Sc. Student, Khatam University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (melikakafian97@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 153-172**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Effect of Economic Complexity and Institutional Quality on Income Inequality in Developing Countries[1]

**Zahra Azizi[2], Fatemeh Daraee[3]**

Received: 2022/02/28 Accepted: 2023/01/25

## Abstract

Contrary to the public perception that income inequality is due to differences in individuals' abilities and motivations, differences in economic, social, and institutional structures are also significant factors in generating income inequality. The complex structure of economies and more developed institutions provide individuals with more opportunities for education and job choice and reduce income inequality. This study investigates the effect of economic complexity and institutional structure on income inequality within the Kuznets curve. A sample of 43 developing countries was used in this study between 2015 and 2002, and a dynamic panel econometric method was used to analyze the data. The results indicate that effective governance as a proxy for institution quality, and economic complexity have had a significant negative impact on income inequality in developing countries. These results show that institutional and structural factors, two other dimensions of development, have also had a significant impact on income inequality in developing countries.

**Keywords:** Income Inequality, Good Governance, Economic Complexity, Institutional Quality, Dynamic Panel Model.

**JEL Classification:** I31, O33, O43.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.39654.1318

2. Assistant Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (z.azizi@alzahra.ac.ir).

3. M.Sc. Student, Department of Economics, Alzahra University, (f.daraei@student.alzahra.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 133-152**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Role of the Government in Changes in Iran's Fertility Rate from the Perspective of Economic Variables[1]

**Simin Azizmohamadi[2], Zahra Hamidi Durbash[3]**

Received: 2021/05/25 Accepted: 2023/02/01

## Abstract

Population and the fertility rate are two of the most influential economic factors because they affect the supply of labor and aggregate demand. The increase in population is important in different aspects of life such as markets, the environment, education, and finally economic growth. Hence, it regulates the economic and social objectives of governments' programs & policies. For this purpose, in this article, the impact of government policy for family planning along with other economic changes such as housing rent, female participation rate, educated women on total fertility value has been investigated. ARDL (autoregressive distributed lag) was applied to the data of changes mentioned in the time periods of 1360 to 1397 in this review. Based on the results, the period for the adoption of family planning policies by the government to control fertility has decreased during these years. Women's participation has a negative effect on fertility. With the increase in housing rental rates, fertility also decreases. Women's higher education is statistically significant for fertility.

**Keywords:** Fertility Rate, Housing Rental Rate, Family Planning, Women's Participation Rate, Women's Education.

**JEL Classification:** J13, R21, J16, H75.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.36234.1279

2. Ph.D. Student, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (s.azizmohamadi@gmail.com).

3. Ph.D. Student, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University, Tehran, Iran. (hamididurbash1366@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 111-132**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Effect of Political Connections on Companies Exports Incomes[1]

**Ali Tamoradi[2], Ebrahim Abbasi[3], Reza Rostaminia[4], Zainab Rezaee[5]**

Received: 2022/08/05 Accepted: 2022/12/12

## Abstract

The issue of export development is the first priority of the government's economic policies in all countries in the world, including Iran. As the main supporter of any country's economy, the government may play a key role in supporting corporations to facilitate the export of their products. Accordingly, corporations consider political connections as a competitive advantage and they are keen to establish political connections with the government so that they can enhance their export earnings. Hence, the current study has been aimed at investigating the effect of political connections on the export incomes of firms listed on the Tehran Stock Exchange. The study sample consisted of 150 firms listed on the Tehran Stock Exchange during the years 2013 to 2019. Random effect method was used to test the research hypotheses by using a multivariate regression model based on panel data. The results of testing the research hypotheses reveal that on the Tehran Stock Exchange, political connections measured by state institutional ownership and political connections measured by a major state-owned shareholder have a significant positive effect on corporate export incomes. I.e., in exporting products, corporations with political connections are more successful than other firms are, and such companies have higher export incomes.

**Keywords:** Political Connections, Companies Exports Incomes, Major Shareholder in State, Institutional Ownership of State.

**JEL Classification:** P16, E64, F5.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2022.41221.1332

2. Instructure, Department of Accounting, Ramhormoz Branch, Payame Noor University, Tehran, Iran. (tamoradi001@pnu.ac.ir).
3. Professor, Department of Management, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (abbasiebrahim2000@alzahra.ac.ir).
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Shoushtar Branch, Islamic Azad University, Shoushtar, Iran. (r.rostaminia@iau-shoushtar.ac.ir).
5. Assistant Professor, Department of Accounting, Shoushtar Branch, Islamic Azad University, Shoushtar, Iran. (z.rezaee@iau-shoushtar.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 87-110**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# Theoretical and Experimental Study of the Spatial Planning Document of Tehran[1]

**Arefeh Abdolahzade[2], Esmaeel Safarzadeh[3]**

Received: 2021/09/02 Accepted: 2023/02/19

## Abstract

Spatial planning programs at the national and regional levels are very helpful in achieving development, maintaining the balance of the regions and providing an operational framework for each province in order to implement national development strategies (of course, with full consideration of environmental considerations and regional capabilities). Among the country's spatial planning documents, the compilation, study, review and implementation of the Spatial planning document of Tehran province as the capital of the country, which also has administrative, political, economic, service, and commercial centers, is of significant importance. In this study, based on 1393 regional statistics, regional input-output coefficients for Tehran province are calculated based on the FLQ-RAS method. In this research, we seek to answer an important question: Do the key sections introduced in the Tehran province spatial planning document correspond to the key sections extracted from the regional data-output table? As a result, it is apparent that the key sections of the provincial Spatial planning document and the sections extracted in this study differ. Therefore, despite there being theoretical and practical shortcomings in Spatial planning in Iran, even if the province's Spatial planning is based on a document, If these differences are not taken into account, proper prioritization of economic activities will not take place, resulting in problems for the province.

**Keywords:** Key Sector, Tehran Province, Regional Input-Output, Spatial Document, Non Survey Method, Extraction.

**JEL Classification:** R15, R10, R50.

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2023.37559.1296

2 M.Sc. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (arefeh.abdollahzadeh@gmail.com).

3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (e.safarzadeh@alzahra.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 67-86**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Effect of Energy Intensity on Carbon Dioxide Emissions in Iranian Provinces: A Spatial Econometric Approach[1]

**Sorayaa Khodadadi[2], Mosayeb Pahlavani[3], Ramezan Hosseinzadeh[4]**

Received: 2022/01/05 Accepted: 2022/12/12

## Abstract

One of the most significant issues related to the environment is the increase in energy consumption in economic activities. On the one hand, energy is a major production input that is necessary for production and economic growth. On the other hand, energy consumption causes the emission of greenhouse gases as well as air pollutants such as carbon dioxide. Accordingly, the purpose of this study is to investigate the direct and indirect effects (spillovers) of energy consumption intensity on carbon dioxide emissions in the provinces of Iran during 2008-2015 using the model of spatial econometrics. Using the Levin, Lin, Chou (LLC) unit root test, the stationary of the variables was assessed first, and then the Hausman test and multiple Wald diagnostic tests were used to identify regions whose energy intensity, per capita GDP, and population had a significant positive and direct impact on carbon dioxide emissions. Also, energy intensity, per capita GDP and change in the structure of the provinces have had indirect effects on the production of the provinces.

**Keywords:** Carbon Dioxide Emissions, Energy Consumption, Spatial Econometrics.

**JEL Classification:** Q23, C23.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2022.39050.1310

2. M.Sc. Student, Department of Economics, Sistan and Baluchistan University. Zahedan, Iran. (khodadadi.sorayaa@gmail.com).

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Sistan and Baluchistan University. Zahedan, Iran. (Pahlavani@eco.usb.ac.ir).

4. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Sistan and Baluchistan University. Zahedan, Iran. (Corresponding Author). (ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 45-66**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# A Comparative Study of the Effectiveness of CANSLIM and Ichimoko Trading Strategies in Tehran Stock Market (Petroleum and Chemical Groups)[1]

**Mehdi Pedram[2], Masoumeh Tourkaman Ahmadi[3], Shadi Lotfi[4]**

Received: 2022/09/03 Accepted: 2022/12/10

## Abstract

The success of capital market investors depends on their mastery of market structure, opportunities and threats, as well as their knowledge of financial market analysis methods. This study, in the time domain of the research (2017 to 2018) and in the statistical population of the research, which is all the companies of the two petroleum and chemical groups of the Tehran Stock Exchange, tries to compare the two analytical methods of CANSLIM and Ichimoku. In this research, the Ichimoku trading strategy was back-tested as well as its profitability evaluated, while identifying the top stocks based on CANSLIM. As a final step, the profitability of the combined strategy of adjusted CANSLIM and Ichimoku has been calculated while introducing the adjusted CANSLIM model and adjusting it to the Tehran Stock Exchange. The general result of the research was that the profitability of the combined trading method of adjusted CANSLIM and Ichimoku, whose win rate in this research was at least 66%, is more profitable than the investment method based on CANSLIM. In this study, the criteria of new higher prices, market direction, and institutional sponsorship, which are the constituent elements of adjusted consensus, were recognized as the most effective indicators for identifying superior stocks.

**Keywords:** Tehran Stock Exchange, Technical Analysis, Fundamental Analysis, Ichimoku, CANSLIM.
**JEL Classification:** G1, G11, G12, G13, G14, G17.

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2022.41616.1334
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (mehdipedram@alzahra.ac.ir).
3. Instructor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.. (torkamanahmadi@gmail.com).
4. M.Sc. Student, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (shadanlotfi@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 19-44**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# Study of Tourism Status of Khuzestan Province in Comparison with Other Coastal Provinces of Southern Iran With Emphasis on Marine Tourism by TOPSIS Method[1]

**Yaghoub Andayesh[2], Seyed Mortaza Afghah[3], Ghasem Abasnezhad[4]**

Received: 2021/06/16 Accepted: 2021/11/07

## Abstract

Marine tourism attracts a lot of tourists every year for the countries that have access to the sea and have been able to use this opportunity and potential, and has led to the development of these areas .In Iran, the northern and southern provinces also have this potential. The Northern provinces have been able to make more progress in the field of tourism due to the different climatic conditions, the existence of green and forested areas and the access of a large population. In the south of the country, Kish Island is a successful example in attracting sea tourists. 85% of the length of the coast is in the south of the country, the southern provinces have not been able to use this potential. One of these provinces is Khuzestan, which has better access than the other southern coastal provinces, but has not been able to use it well. This study aims to investigate the position of Khuzestan province among the southern coastal provinces in tourism with emphasis on marine tourism, from various indicators, sub-indicators and components to compare the potentials and capacities used in these provinces and using the method TOPSIS benefits.

The results show that Khuzestan province is in the second place after Hormozgan province and then Bushehr and Sistan and Baluchestan provinces are located. Khuzestan province ranks first in the access index and non-marine tourism attraction index, second in the infrastructure index and number of marine tourists and fourth in the marine tourism attraction index among the four southern coastal provinces.

**Keywords:** Tourism, Marine Tourism, TOPSIS, Ranking, Khuzestan province, Natural and Man-Made Attraction.

**JEL Classification:** L83, Z30, Z32, Z38.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2021.36560.1281

2. Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author). (andayesh230@scu.ac.ir).
3. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (m.afghah@scu.ac.ir).
4. M.Sc. Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (ghasem.abasnezhad@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

**Journal of Iranian Economic Development Analyses**
**Alzahra University**
**Vol. 8, No. 22, Autumn & Winter 2022**

**pp. 1-18**

ALZAHRA UNIVERSITY

**Research Paper**

# The Effect of Income Inequality on Tax Revenues[1]

**Zahra Afshari[2], Pouneh BakhshiPour[3]**

Received: 2023/01/04 Accepted: 2023/02/26

## Abstract

In this article, the effect of income inequality (measured by the Gini coefficient and the share of the richest ten percent to the poorest ten percent) on tax revenues in the period of 1357-1399 by using the ARDL model is investigated. The results showed that both in the short and long term, inequality (both measures of income inequality) has increased the ratio of tax revenues and indirect taxes to GDP. But the impact of income inequality on direct taxes was not significant. As a result, the inequality of income distribution leads to a shift in taxation from direct to indirect. The results obtained in the short- and long-term models of this research are consistent with the Meltzer-Richard hypothesis that income distribution affects taxation and redistribution.

**Keywords:** Income Inequality, Tax Base, Direct Taxes, Indirect Taxes, Iran.

**JEL Classification:** C22, H2, E25

1. DOI: 10.22051/IEDA.2023.42496.1342

2. Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (z.afshari@alzahra.ac.ir).

3. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University, Tehran, Iran. (bakhshipourp@yahoo.com).

# Content


| Title | Authors | Page |
|---|---|---|
| **The Effect of Income Inequality on Tax Revenues** | Zahra Afshari<br>Pouneh BakhshiPour | **1-18** |
| **Study of Tourism Status of Khuzestan Province in Comparison with Other Coastal Provinces of Southern Iran With Emphasis on Marine Tourism by TOPSIS Method** | Yaghoub Andayesh<br>Seyed Mortaza Afghah<br>Ghasem Abasnezhad | **19-44** |
| **A Comparative Study of the Effectiveness of CANSLIM and Ichimoko Trading Strategies in Tehran Stock Market (Petroleum and Chemical Groups)** | Mehdi Pedram<br>Masoumeh Tourkaman Ahmadi<br>Shadi Lotfi | **45-66** |
| **The Effect of Energy Intensity on Carbon Dioxide Emissions in Iranian Provinces: A Spatial Econometric Approach** | Sorayaa Khodadadi<br>Mosayeb Pahlavani<br>Ramezan Hosseinzadeh | **67-86** |
| **Theoretical and Experimental Study of the Spatial Planning Document of Tehran** | Arefeh Abdolahzade<br>Esmaeel Safarzadeh | **87-110** |
| **The Effect of Political Connections on Companies Exports Incomes** | Ali Tamoradi<br>Ebrahim Abbasi<br>Reza Rostaminia<br>Zainab Rezaee | **111-132** |
| **The Role of the Government in Changes in Iran's Fertility Rate from the Perspective of Economic Variables** | Simin Azizmohamadi<br>Zahra Hamidi Durbash | **133-152** |
| **The Effect of Economic Complexity and Institutional Quality on Income Inequality in Developing Countries** | Zahra Azizi<br>Fatemeh Daraee | **153-172** |
| **NAIRU Rate Estimation in the Form of Time Change Model in Iranian Economy** | Shole Bagheripormehr<br>Melika Kafiyan Khiyabani | **173-186** |
| **Evaluation of Social- Economic Impact of Creating a New Activity in the Economic Structure of the Region; Case Study of Gilan Province** | Zahra Moshfegh<br>Afsaneh Sherkat<br>AliAsghar Banouei | **187-208** |
| **Fiscal Reaction Function of Government into Oil Price Shocks** | Mir Hossein Mousavi<br>Somayeh Garshasbi | **209-230** |
| **The Relationship between Innovation, Entrepreneurship and Sustainable Development: A Provincial study** | Ozra Bakhshi jozam<br>Zahra Nasrollahi | **231-256** |

# Guide for Authors

1. The article should be provided in Farsi (Persian) and in Microsoft Word 2007 with maximum 20 A4 pages.
2. The article should be typed by the margins of 5.5 cm from top and bottom and 5.5 cm from the right and left with single spacing.
3. The main text of the article should be set in single-column with the B Nazanin font/size 11 pt (for Persian version) and with the Times New Roman font/size 10 pt (for English version).
4. The title of the article should be inserted with a Bold B Trafic font/ size 11 pt and the names of the authors of the article with a Bold B Nazanin font/size 11 pt.
5. The abstract should be prepared in Maximum of 200 words, with B Nazanin font/10 pt size (for Persian version), and Times New Roman font/ size pt11 (for English version).
6. Except for the abstracts, the headings of the article should be numbered consequently, in such a way that the headings and subheadings are specified under each heading, and numbering should be presented with the number, dash and point.
7. All pages of the article should be numbered in Persian.
8. All tables, figures and pictures are to be titled, numbered and referenced. Please refer to their numbers in the text. Avoid sending tables and charts as pictures. The captions of figures, pictures and tables are to be set with B Nazanin font/ size 11pt.
9. It is necessary to set all the information in the tables of the article in Farsi with the B Nazanin font/ size 11pt.
10. It is necessary to place a 0.7 cm tab in the beginning of all paragraphs of the article, except for the first paragraph below each heading.

**Writing style and organizing article**

Your submission should include the following sections:

1. The first page: Title page (Article identifier)

   The title page must include the title of the article in Farsi and English, the full name of the author (authors), the full name of the corresponding author in Persian (including the postal address, fixed telephone number, mobile phone, fax and e-mail address)

2. The second page

   The second page should contain the following cases:

   - The title of the article in Farsi, the full name of the authors, and citing the corresponding author in the footnote.
   - Abstract should include at least 100 and a maximum of 200 words. It should be brief and consist of the aim, methodology and main findings.
   - Keywords: at least 3 and maximum 5 words separated by comma (,).
   - JEL classification codes, which can be extracted from the following Internet site:http://www.aeaweb.org/jel/jel_class_system.Php

3. The other pages of the article should include precisely the headings of "Introduction", "Theoretical basics", "Research background", "Model and method of estimation", Data and empirical results", "Conclusions" and "References."

4. The final page of the article should include an abstract in English and an English translation of the keywords.

**Referencing style**

All references should be cited in- text and in the “References” section in the APA style. In this regard, we mention the main points that should be addressed by the author(s). We clarify the subject by giving some examples:

**In-text**:

For references with one author: (surname of the author, year: page)

- For references with more than two authors: (the last names of the first author and co-author, year: page)
- For references quoted from others: (quotes from ..., year, page)
- For Internet sources (surname of author or HTML filename, date or access date as day/ month/ year)
- In direct quotation, the page number should be given and the copied text should be inserted in "…".
- In Indirect quotation, there is no need to quote by "…".

**1- 1. Some examples**

- (Mohammadi, 2008)
- (Mohammadi and Ahmadi, 2008)
- More than three authors: (Mohammadi et al ,2008)
- Quotation of the third part: (Piaget, 1973; quoted from Mansour, 1997)

**In the references list**

- In the list of references, first, Persian references are set in Persian alphabetical order, then, English references are arranged in the English alphabet, respectively.
- Book: Surname and name of author / authors (Year of publication). Book title, Place of publication: Publisher, Edition.
- A book that has been published by "Organizations or Institutions": the name of the organization or institution. (Year of publication). Book title, Place of publication: Author. Edition.
- A chapter of a book or an article from a collection of articles written by various individuals but by published by a particular institution or person:

Name of the author / authors. (Year of publication). Title. Editor name, Proceedings Title, (number of pages in the chapter or article). Place of publication: Publisher.

- The book does not have a specific author: the title of the book. (Year of publication). Place of publication: Publisher. Edit or print order.

- Translated book: surname, author / Authors name. (Year of translation). Title of the book in Farsi. Translator / Translator's Name. Place of publication: Publisher.
- Thesis: The name of the Thesis Author. (Year). Thesis title. Thesis of the source. University.
- Article: Surname, author / writer's name. (Year). Title. Name of the publication. The owner of the license, year, period or number, the number of pages on which the article is inserted.
- Published articles in newspapers: surname, author's name. (Year, day of the month). Title. Newspaper name, page number.
- Translated article: Surname, author's name. (Year). Title. Translator's surname with the title of interpreter. The name of the publication where the translated article is written. Owner, year, period or number, page number.

**2-1. Examples**

**2-1-1. Book with one author**

- Karimi, Y. (2008). Social psychology, theories, concepts and applications. Tehran: Arasbaran Publications.
- Karimi, Yousef. (2003). Social Psychology: Theories, Concepts and Applications (11th Edition). Tehran: Arasbaran publications.
- Wainwright, William (2006). Reason and heart. Translated by Mohammad Hadi Shahab (2007). Qom: Publications of the Research Institute of Islamic Sciences.

**2-1-2. Book with two author s**

- Marshall, Catherine and Rassman, Gretchen B. (1995). Qualitative research method. Translated by Ali Parsaeean and Seyed Mohammad Arabi (1998). Tehran: Publications Office of Cultural Studies.

- Marshall, K. and Rashman, G. B. (1995). Qualitative research method. Translated by Ali Parsaeean and Seyed Mohammad Arabi (1998). Tehran: Publications Office of Cultural Studies.

### 2-1-3. Book with three authors

- Sarmad, Zohreh, Bazargan, Abbas and Hejazi, Elaheh. (1997). Research Methods in Behavioral Sciences. Tehran: Agah Publications.
- In Persian texts, there are fewer sources with more than three authors, but in English texts, sources with more than three authors are repeatedly observed. Experts say these references should be cited as the First Author, Second Author, the Third Author and "et al".

### 2-1-4. Article: Journals

- Asadollahi, Ghorbanali, Yaghoubi, Mohammad and Soleimani, Bahram. (1993). Examining the correlation between failing/passing rate and birth rank among the elementary school students in Isfahan during the academic year, 1987-1988. Psychological Research, Volume 2, Issue 1 & 2, pp. 26-32.

### 2-1-5. Article: Proceedings of Conferences

- Khamesan, Ahmad. (2007). the challenges of creating online PhD programs. Proceedings of the Conference on the contemplation on PhD courses in Iran (pp. 24-35). Institute for Research and Planning in Higher Education, Tehran, May 2007.

### 2-1-6. Article: Edited Books

- An edited book is a book written by one or several authors in each chapter, but the editor(s) as checker(s) the contents is (are) responsible for the entire book.
- Gibbs, Graham. (2003). Ten years on improving student learning theory and practice. Chris Rust (Editor): Proceedings of the 2002 10th International Symposium Improving Student Learning, (pp. 9-26). United Kingdom: Oxford Centre for Staff & Learning Development.

### 2-1-7. Article: Online (Online / internet-based)

- Dilmaghani, Mitra. (n.d.). Virtual Universities: Challenges and necessities. Paper presented at the e-learning conference of Iran. Retrieved on May 2, 2006.

### 2-1-8. Citation to internet sources

- Laporte RE, Marler E, AKazawa S, Sauer F. (1995). The death of biomedical journal. BMJ.; 310: 1387 -90. Available from: http://www.bmj.com/bmjarchive. Accessed September 26, 1996.
- In the citation for Internet sources, the date of access to the source should also be included at the end.

### 2-1-9. Unpublished Resources: Theses and Research Reports

- Khamesan, Ahmad. (1995). A Comparative Study of self-perception in the Field of Development and Mental Health. Master's thesis of Educational Psychology, University of Tehran, not published.
- Khamassan, Ahmad, Ayati, Mohsen and Tafazoli, Abbas. (2001). Studying problems and how to spend leisure time at Birjand University' students. Report of the research project approved by Birjand University.

### 2-1-10. Referencing when there is no author.

Studies and Research Deputy for National Youth Organization. (2008). Youth, family and generation relationships. Tehran: Publications of the National Youth Organization.

### 2-1-11. Referencing to an author several works in a given year

- Karimi, Yousef. (2008 a). Social Psychology. Tehran: Roshd Publications.
- Karimi, Yousef. (2008 b). Personality psychology. Tehran: Agah Publications.

## Suggested Axes for Conducting Research:

1. Economic Development
2. Sustainable Development
3. The environment
4. Population economics
5. Health Economics
6. Labor Economics
7. Natural Resources economy
8. Monetary economy
9. Financial Economics
10. Energy Economy

In The Name of GOD

**Biannually "Iranian Economic Development Analyses"**
**Volume 8, Issue 2, Autumn & Winter 2023**

**License Holder:** Alzahra University
**Managing Director:** F.Bazzazan
**Editor in Chief:** M.Pedram
**Technical editor:** Z.Azizi
**Persian Editor:** S.M.H. Mostafavi
**English Editor:** J.Dehnavi
**Executive Expert:** A.Amirykhah
**Page Designer:** M.HasanzadehAliabadi

**Editorial Board**

**H.Asgharpurghurchi,** Professor of Tabriz University
**Y. Dadgar,** Professor of Shahid Beheshti University
**Z.M.Elmi,** Professor of Mazandaran University
**A.Faridzad,** Associate Professor of Allameh Tabataba'i University
**M.R.Farzanegan,** Professor of Universität Marburg
**M.H. Mousavi,** Associate Professor of AlZahra University
**M. Pedram**, Professor of Alzahra University
**M. H.Pourkazemi,** Associate Prof. of Shahid Beheshti University
**H. Raghfar,** Professor of Alzahra University
**M. Yusefi,** Professor of Allameh Tabataba'i University

**Address**: Faculty of Social Science & Economics, Alzahra University, Vanak, Tehran, Iran
**Zip Code:** 1993893973. **Phone:** +982188212578
**Email**: ieda@alzahra.ac.ir
**Website**: https://ieda.alzahra.ac.ir/

# Biannually "Iranian Economic Development Analyses"

**Volume 8, Issue 2, Autumn & Winter 2023**