دانشگاه یزد

نشریه علمی

# سیاست‌گذاری اقتصادی

سال سیزدهم- شماره بیست و ششم- پاییز و زمستان ۱۴۰۰

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

ارزیابی و استخراج تمایل به پرداخت سپرده‌گذاران بانکی نسبت به بانک‌داری اخلاقی... ۱
حجت‌اله شایگان فرد، محسن مهرآرا، قهرمان عبدلی

عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارهای مناطق شهری ایران ۳۱
سروش افخمی، علی اصغر سالم، جواد طاهرپور

کاربرد الگوی TV-GARCH در برآورد تلاطم نرخ ارز در ایران ۶۱
فرهاد امیری، کاوه درخشانی درآبی، حمید آسایش

بررسی رابطه بین مالی‌سازی و پس‌انداز ملی در ایران با استفاده از رویکرد داده‌ها با تواتر... ۸۹
محمدحسن فطرس، رضا معبودی، زینب دره نظری

بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی ایران ۱۲۱
احمد چهرقانی، حبیب انصاری

تأثیر هزینه های رفاهی دولت بر ثبات سیاسی - اجتماعی... ۱۶۳
یداله دادگر، حمید اسکندری

آیا بازار سهام ایران کارا است؟ آزمون باقیمانده- محور هم‌انباشتگی با رویکرد بیزی جزیی ۱۹۷
مجتبی رستمی، سید نظام الدین مکیان

بررسی مداخلات ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت ۲۲۳
محبوبه عباس زاده، بهرام سحابی، حسن حیدری

تحلیل تجربی اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی استان‌ها در چارچوب مدل... ۲۵۹
مجید مداح، فوزیه جیحون‌تبار

اثر فضایی شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضو اوپک... ۲۸۷
پروانه کمالی دهکردی، زینب ممبنی، فرشته عبدالهی، عبدالخالق غبیشاوی

ارزیابی فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران به عنوان شاخصی... ۳۱۵
سمیه جعفری، فرشاد مومنی، عباس شاکری، حسین راغفر

بررسی فقر چندبعدیِ مناطق شهری ایران در دوره ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸: به‌کارگیری وزن‌های... ۳۳۹
حسین ربیعی، سید محمدعلی کفایی

نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2645- 3967

سال سیزدهم- شماره بیست و ششم- پاییز و زمستان ۱۴۰۰

Yazd University

The Journal of

# Economic Policy

Vol.13 No.26 Autumn & Winter 2021 ISSN: 2645-3967

**Extraction and evaluation of willingness to pay the depositors of banks based on ethical banking techniques and discrete choice experiment** 29
Hojatolah Shayeganfard, Mohsen Mehrara, Gahreman Abdoli

**Individual factors affecting the nutrition security of households in the urban areas of Iran** 57
Soroush Afkhami, Ali Asghar Salem, Javad Taherpour

**Application of the TV-GARCH model in estimating the exchange rate volatility in Iran** 85
Farhad Amiri, Kaveh Derakhshani Darabi, Hamid Asayesh

**Examination of the relationship between financialization and national savings in Iran using the mixed frequency data sampling (MIDAS) approach** 117
Mohammad Hassan Fotros, Reza Maaboudi, Zeynab Dare Nazari

**Investigating the impact of payroll tax on the economic growth of Iran** 160
Ahmad Chehreghani, Habib Ansari Samani

**The impact of welfare expenditure of the government on politico-social stability through a human development channel: Iran and selected countries** 195
Yadollah Dadgar, Hamid Eskandari

**PIs the stock market in Iran efficient? A residual-based co-integration test with the partial Bayesian approach** 219
Mojtaba Rostami, Seyed Nezamuddin Makiyan

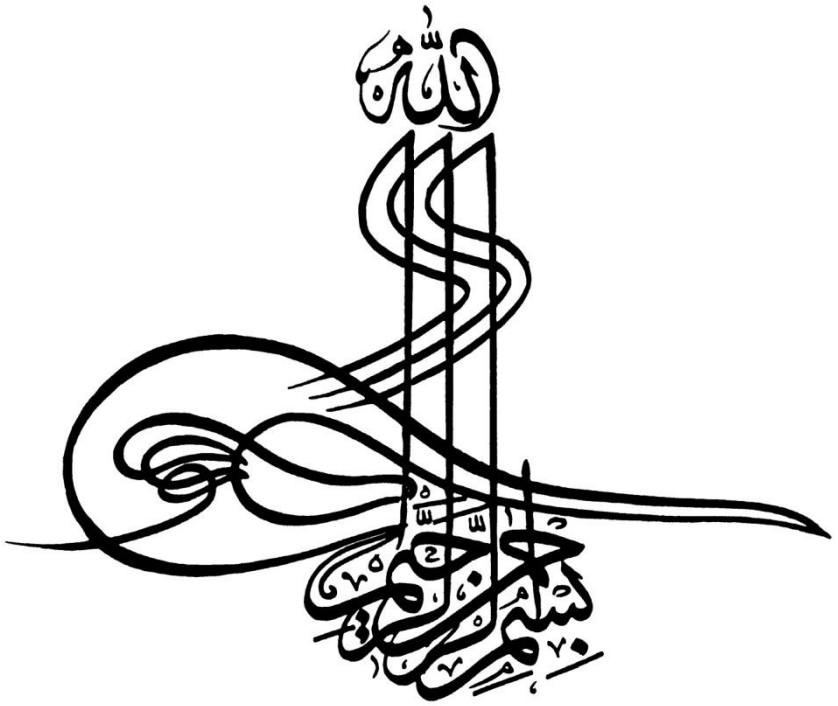
**Foreign exchange intervention in Iran: Mixed frequency data sampling (MIDAS) approach** 257
Mahboubeh Abaszadeh, Bahram Sahabi, Hassan Heydari

**The empirical analysis of the effect of income inequality on the public expenditures of the provinces using the Middle Voter Model** 283
Majid Maddah, Fozieh Jeyhoon-Tabar

**The spatial impact of urbanization on energy consumption in selected OPEC countries** 311
Parvaneh Kamali Dehkordi, Zenab Mombeny, Fereshteh Abdollahi, Abdolkhalegh Ghobeyshavi

**Multidimensional poverty in urban and rural areas of Iran assessed as an indicator of fair development** 336
Somayeh Jafari, Farshad Momeni, Abbas Shakeri, Hossein Raghfar

**Multidimensional poverty in Iranian urban areas from 2004 to 2019: Application of weights resulting from a multiple correspondence analysis by the Alkire-Foster method** 366
Hosein Rabiee, Seyyed MohammadAli Kafai


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

# نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

**صاحب امتیاز**

**معاونت پژوهشی دانشگاه یزد**

**مدیر مسئول**

**دکتر زهرا نصراللهی**

**سردبیر**

**دکتر کاظم یاوری**

**ویراستار انگلیسی**

**دکتر احمدرضا اسلامی**

**ویراستار فارسی**

**مرضیه غفاری**

**صفحه‌آرایی**

**یوسف میسایی**

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

**پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین المللی صادر گردیده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.**

**این نشریه بر اساس تاییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۳/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای** اعتبار علمی – پژوهشی **است.**

**این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس www.magiran.comو مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.irنمایه شده است.**

**نشانی:** یزد، صفائیه، پردیسه اصلی دانشگاه، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه

**سیاست‌گذاری اقتصادی صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵ تلفن: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵**

**دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵**

وب‌گاه: www.ep.yazd.ac.ir E-mail: epj@journals.yazd.ac.ir

**هیأت تحریریه:** دکتر مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)، دکتر مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)، دکتر میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)، دکتر کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)، دکتر نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر زهرا نصراللهی (دانشیار دانشگاه یزد).

## اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر عباسعلی ابونوری (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، دکتر محمد رضا اسکندری عطا (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر مهدی امامی (عضو هیأت علمی دانشگاه میبد)، دکتر وحید امیدی (عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا)، دکتر حبیب انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر حسن حیدری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر سهراب دل انگیزان (عضو هیأت علمی دانشگاه رازی)، دکتر حسن دلیری (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر مجتبی رستمی (دکتری اقتصاد)، دکتر محمدحسن زارع (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر مصطفی شمس الدینی (عضو هیأت علمی دانشگاه هرمزگان)، دکتر لطفعلی عاقلی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر یعقوب فاطمی زردان (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر الهام فرزانگان (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر محمد حسن فطرس (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر علی فلاحتی (عضو هیأت علمی دانشگاه رازی)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر جلال منتظری شورکچالی (عضو هیأت علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر نادر مهرگان (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر منصور مهینی زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر حمید هوشمندی (عضو هیأت علمی دانشگاه بهبهان)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد).

# راهنمای نگارش مقالات

## الف. اهداف نشریه

۱- گسترش و کاربردی نمودن دانش اقتصاد در حوزه‌های تخصصی

۲- امکان تبادل و تعامل آرا در مسایل تخصصی و کاربردی اقتصاد

۳- انتشار نتایج پژوهش‌های کاربردی و تخصصی اقتصادی

۴- معرفی مراکز پژوهشی تخصصی و کاربردی اقتصاد در سراسر جهان

## ب. شرایط تدوین مقاله

۱- مقاله حداکثر ۲۰ صفحه همراه با فایل آن در محیط Word ارسال شود.

۲- مقاله دارای چکیده فارسی و انگلیسی، هرکدام حداکثر تا ۲۵۰ کلمه باشد. (شامل عنوان مقاله، نام و نام‌خانوادگی نویسنده، چکیده فارسی، واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آن‌ها، طبقه‌بندی JEL)

۳- مقاله دارای نام و نام‌خانوادگی نویسنده، رشته تحصیلی، محل کار و پست الکترونیکی مؤلف (مؤلفین) باشد.

۴- معادل لاتین اسامی و توضیح اصطلاحات تخصصی یا نامفهوم در پاورقی هر صفحه ذکر شود.

۵- ارجاعات داخل متن بر اساس روشAPA تنظیم شود.

۶- مقاله قبلاً چاپ نشده یا همزمان برای چاپ به نشریات دیگر ارسال نشده باشد.

## ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

### منابع و مآخذ

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

Haller, S. (1998). *Evaluation of Service Quality: Dynamic View of the Quality Judgment within the Training Further Range*, Germany, Gabler Publishing House Wiesbaden.

۲- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله **سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

Guthrie, G. (2006). "Regulating Infrastructure: The Impact on Risk and Investment". Journal of Economic Literature**44**(4): 925-72.

۳- **اینترنت:** آدرس سایت مورد استفاده به طور کامل www.irandoc.ac.ir

## د. نحوه نگارش

- عنوان:B Zar 14- Bold
- نام و نام خانوادگی نویسنده:B Zar11- Bold
- سرفصل‌های مقاله:B Zar12- Bold
- کلیه متون به غیر از چکیده:B Zar 12 (متن چکیده: B Zar 11)

**پاورقی**

- فارسی:B Zar 9
- لاتین:Times New Roman 9

**جداول، نمودارها و تصاویر**

- عنوان:B Zar9- Bold
- منبع فارسی:B Zar 8
- منبع لاتین:Times New Roman 8
- سر فصل اصلی جداول:B zar 9-Bold
- سر فصل‌های فرعی جداول:B zar 8-Bold
- اعداد داخل جداول:B Zar 8

**منابع و مآخذ**

- منابع و مآخذ فارسی:B Zar 11
- منابع و مآخذ لاتین:Times New Roman 11

# فهرست مقالات

**عنوان** **صفحه**

**ارزیابی و استخراج تمایل به پرداخت سپرده‌گذاران بانکی نسبت به بانک‌داری اخلاقی با استفاده از تکنیک آزمون انتخاب گسسته** ۱

حجت‌اله شایگان فرد، محسن مهرآرا، قهرمان عبدلی

**عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارهای مناطق شهری ایران** ۳۱

سروش افخمی، علی اصغر سالم، جواد طاهرپور

**کاربرد الگوی TV-GARCH در برآورد تلاطم نرخ ارز در ایران** ۶۱

فرهاد امیری، کاوه درخشانی درآبی، حمید آسایش

**بررسی رابطه بین مالی‌سازی و پس‌انداز ملی در ایران با استفاده از رویکرد داده‌ها با تواتر مختلف (میداس)** ۸۹

محمدحسن فطرس، رضا معبودی، زینب دره نظری

**بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی ایران** ۱۲۱

احمد چهرقانی، حبیب انصاری

**تاثیر هزینه‌های رفاهی دولت بر ثبات سیاسی-اجتماعی (از مسیر توسعه انسانی): ایران و کشورهای منتخب** ۱۶۳

یداله دادگر، حمید اسکندری

**آیا بازار سهام ایران کارا است؟ آزمون باقیمانده- محور هم‌انباشتگی با رویکرد بیزی جزیی** ۱۹۷

مجتبی رستمی، سید نظام الدین مکیان

**بررسی مداخلات ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت** ۲۲۳

محبوبه عباس زاده، بهرام سحابی، حسن حیدری

**تحلیل تجربی اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی استان‌ها در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه** ۲۵۹

مجید مداح، فوزیه جیحون‌تبار

**اثر فضایی شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضو اوپک با استفاده از رهیافت فضایی STIRPAT** ۲۸۷

پروانه کمالی دهکردی، زینب ممبنی، فرشته عبدالهی، عبدالخالق غبیشاوی

**ارزیابی فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران به عنوان شاخصی از توسعه عادلانه** ۳۱۵

سمیه جعفری، فرشاد مومنی، عباس شاکری، حسین راغفر

**بررسی فقر چندبعدیِ مناطق شهری ایران در دوره ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸: به‌کارگیری وزن‌های حاصل از تحلیل تناظر چندگانه در روش آلکایر-فوستر** ۳۳۹

حسین ربیعی، سید محمدعلی کفایی

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# ارزیابی و استخراج تمایل به پرداخت سپرده‌گذاران بانکی نسبت به بانک‌داری اخلاقی با استفاده از تکنیک آزمون انتخاب گسسته

**حجت‌اله شایگان فرد**[۱]
**محسن مهرآرا**[۲]
**قهرمان عبدلی**[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۰

**چکیده**

با توجه به اهمیت بانک‌داری اخلاقی و نیز رواج آن در سال‌های اخیر، ضرورت ارزیابی و استخراج ترجیحات سپرده‌گذاران بانکی نسبت به شاخصه‌های اساسی این نوع از بانک‌داری ضروری می‌نماید. بر این اساس تحقیق حاضر مشخصاً بر استخراج ترجیحات و تمایل به پرداخت سپرده‌گذاران در این زمینه بخصوص تمرکز نموده است. روش کار در این تحقیق از نوع پیمایشی-توصیفی و رویکرد بکار گرفته شده آزمون انتخاب گسسته بوده است. در ابتدا متغیرها و سطوح آن‌ها، با توجه به ادبیات نظری موجود و پس از مشورت با صاحب‌نظران حوزه بانکی احصاء گردیده سپس اطلاعات جمع‌آوری شده از طریق پرسشنامه‌ای که با استفاده از معیار D-Efficiency تنظیم شده است، توسط نرم افزار STATA ۱۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. آماره‌های به‌دست آمده حاصل از خروجی نرم‌افزار (با توجه به کد گذاری‌های انجام شده) نشان می‌دهد؛ از میان متغیرهای الگو، ضرایب «نرخ سود سپرده»، «وضعیت مالکیت بانک»، «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» و «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» مثبت، معنادار و مطابق انتظار است به طوری که هر پرسش شونده (با فرض ثبات سایر شرایط) حاضر است ۵/۱ درصد نرخ سود سپرده کمتری دریافت نماید، لیکن سپرده نزد بانکش در خدمت «اهداف کمک به کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» قرار گیرد. در ازای کسب اطمینان خاطر از «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» از دریافت ۲/۶ درصد نرخ سود سپرده صرف نظر کند و بلاخره در ازای صرف نظر از ۱ درصد نرخ سود سپرده، ترجیح می‌دهد، «وضعیت مالکیت بانک» از نوع دولتی باشد. از سوی دیگر علیرغم اهمیت «اهداف زیست‌محیطی» در مباحث تئوریک مربوط به بانک‌داری اخلاقی، ضریب این متغیر با وجود مثبت بودن، به لحاظ آماری معنی‌دار نبود که این امر موید آن است این قبیل فعالیت‌ها جذابیتی برای سپرده‌گذاران ندارند و آن‌ها مایل نیستند در ازای پیگیری این قبیل فعالیت‌ها از سودهای بالاتر بانکی صرف‌نظر کنند.

**واژگان کلیدی:** آزمون انتخاب گسسته، بانک‌داری اخلاقی، پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها.

**Keywords:** Discrete Choice Test, Ethical Banking, Responsibility and Responsibility of the Bank for Goals and Priorities.
**JEL Classification:** E40, C50.

۱. دکترای اقتصاد shayegan2010@yahoo.com
۲. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir
۳. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران abdoli@ut.ac.ir

## ۱- مقدمه

گرچه در خصوص تاریخچه ورود مباحث اخلاقی در اقتصاد و تجارت اجماعی وجود ندارد لیکن بر مبنای آن‌چه که در تاریخ اقتصادی غرب آمده است، در انگلستان قرن هجدهم تفکری شکل گرفت که بر اساس آن سرمایه‌گذاری در صنایعی که در تضاد با معیارهای اخلاقی به شمار می‌رفت مورد مذمت[۱] قرار می‌گرفت. همین امر الگوی رفتاری جدیدی را در مباحث متعارف اقتصاد غرب گشود که به «سرمایه‌گذاری مسئولانه اجتماعی[۲]» معروف شد که دامنه آن به صورت پیوسته گسترده، و حوزه‌های مختلف اقتصاد از جمله بانک‌داری را نیز از خود متاثر ساخت و به تدریج یک اجماع گسترده در جهت لزوم توجه و توسعه بانک‌داری با لحاظ معیارهای اخلاقی را با خود همراه نمود. در پارادیم مذبور (بانک‌داری اخلاقی)، بانک‌ها در کنار توجه به کسب سود، پایبندی به معیارهای متعالی اخلاقی و کرامت انسانی، ارتقای وضعیت رفاهی و معیشت آحاد جامعه، افزایش فرصت‌های برابر و متناسب در کسب و کار، به کارگیری منابع مالی در پروژه‌های صیانت از محیط زیست و مؤثر به حال اجتماع را در سرلوحه دارند. رسالت اصلی بانک‌های با این رویکرد، اتخاذ و استقرار روش‌های بهینه تأمین، تخصیص و توزیع منابع و مصارف بانکی متناسب با نیازهای سطوح مختلف جامعه است به نحوی که هم‌زمان با انجام این فرایندها نه تنها محیط زیست، نیروی انسانی و اخلاقیات جامعه دچار خدشه نشوند، بلکه در مسیر ارتقا و بهبود نیز واقع گردند. هدف از فعالیت بانک اخلاقی داشتن تأثیر مثبت همزمان بر محیط اجتماعی و اقتصادی است (خرسندیان و دیگران، ۲۰۱۴: ۲).

با عنایت به این موضوع و در راستای استخراج ترجیحات و تمایل به پرداخت سپرده‌گذاران نسبت به این نوع از بانک‌داری، پژوهش حاضر متغیرهای (مشخصه‌های) بانک‌داری اخلاقی که شامل؛ «اهداف زیست محیطی»، «اهداف کاهش سطح فقر و بیکاری»، «اهداف فرهنگی و هنری»، «مسئولیت‌پذیری و پاسخ‌گویی بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها»، و «اهداف قرض الحسنه» است، را در کنار متغیرهای «وضعیت مالکیت بانک»، «اهداف انتفاعی و سودآوری» و «نرخ سود سپرده» مورد سنجش و ارزیابی قرار داده است.

برای حصول به این هدف در این پژوهش از تکنیک آزمون انتخاب گسسته که یک پیمایش ویژگی محور با رویکرد ترجیحات اظهار شده است، استفاده شده است. شایان ذکر است تکنیک

---

[۱]. مانند دخانیات، الکل، قمار و برده‌داری

[2]. Socially Responsible Investment

یاد شده در حوزه‌هایی که ساختار قیمت‌گذاری روشن و مشخصی ندارند بیشترین کاربرد و استفاده را دارد که درآن، یک کالا یا خدمت و یا یک سیاست با استفاده از دو یا چند متغیر تعریف می‌گردد. تلفیق هریک از سطوح این متغیرها با یکدیگر، نسخه‌ها یا بسته‌های متفاوتی از ترجیحات فرد را آشکار می‌سازد. و پاسخ به پرسش‌ها می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و مدیران اجرایی پیرامون اولویت‌های عمومی پرسش‌شوندگان (در این مورد خاص، سپرده‌گذاران بانکی) در رابطه با کالاهای مربوطه (بانک‌داری اخلاقی) فراهم آورد.

شایان ذکر است تاکنون هیچ‌گونه مطالعه میدانی در خصوص مولفه‌های مرتبط با بانک‌داری اخلاقی در ایران انجام نشده است. لذا مطالعه تجربی حاضر برای اولین بار ترجیحات سپرده‌گذاران در ایران را در ابعاد مختلف این حوزه (شامل؛ اهداف زیست محیطی، اهداف فرهنگی- هنری، اهداف کاهش سطح فقر و بیکاری، اهداف قرض الحسنه و مسئولیت‌پذیری و پاسخ‌گویی بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها) مورد بررسی قرار می‌دهد.

در ادامه بخش ۲ به مبانی نظری و پیشینه پژوهش اختصاص دارد. بخش ۳ به مرور اجمالی برخی از مهم‌ترین تجربیات بانک‌های اخلاقی در دنیا می‌پردازد. بخش ۴ در برگیرنده الگوی تحقیق است. تخمین مدل و تحلیل نتایج در بخش ۵ انجام شده است. بخش ۶ شامل جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش است.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### ۲-۱- مفهوم بانک‌داری اخلاقی

تعاریف متعددی در خصوص مفهوم بانک‌داری اخلاقی از سوی صاحب نظران ارائه گردیده است. کربنی[1] (۲۰۱۱) معتقد است بانک‌داری اخلاقی راهی است که نشان می‌دهد سود اقتصادی نباید به خودی خود یک هدف باشد بلکه می‌باید به عنوان ابزاری برای بقا و ادامه فعالیت برای رسیدن به اهداف اصلی (توسعه پایدار اجتماعی، اقتصادی، محیط زیست و ...) در نظر گرفته شود. سفکلی[2] (۲۰۰۵) بانک‌داری اخلاقی را به عنوان درستکاری، بی‌طرفی، قابلیت اعتماد، سازگاری با مقررات بانکی و شفافیت تعریف می‌کند. فیبیا[3] (۲۰۱۲) بانک اخلاقی را بانکی

[1]. Carboni (2011)
[2]. Safakli (2005)
[3]. Febea (2012)

می‌داند که برای رفاه اجتماعی فعالیت می‌کند و سرمایه خود را به پروژه‌های اجتماعی، فرهنگی و زیست محیطی اختصاص می‌دهد لذا بانک اخلاقی با فعالیت‌های خود محیط زیست و اقتصاد اجتماعی را بهبود می‌بخشد (عیوضلو و قلیچ، ۲۰۱۳). بانک‌داری اخلاقی نوعی فعالیت بانکی است که علاوه بر داشتن اهداف متعارف نظام بانکی تلاش دارد با احترام به حقوق آحاد جامعه، حفظ ثبات نظام اجتماعی- اقتصادی، صیانت از محیط زیست و ارتقای سطح اعتماد و اطمینان عمومی به صنعت بانک‌داری، به بهبود کیفیت زندگی افراد جامعه کمک نماید.

## ۲-۲- مولفه‌ها، ویژگی‌ها و اهداف بانک‌داری اخلاقی

با عنایت به تنوع تعاریف، اولویت‌بندی ویژگی‌ها در زمینه بانک‌داری اخلاقی متواتر است. به نحوی که اهمیت اولویت‌ها را نوع نگرش فرد یا نهاد ارائه‌کننده مربوطه مشخص می‌نماید. با این‌حال پژوهش‌های متعدد برخی از مولفه‌ها و ویژگی‌ها را برای بانک‌داری اخلاقی برشمرده‌اند:

- در بانک‌داری اخلاقی تأثیر اجتماعی و زیست محیطی از تأثیر اقتصادی جدا ناشدنی است، بنابراین در این بانک‌ها ارزیابی اقتصادی پروژه‌ها بر اساس معیار اقتصادی و اجتماعی- زیست محیطی، برنامه‌ریزی می‌شود.
- تخصیص اعتبارات در بانک‌داری اخلاقی مبتنی بر ارائه خدمات مطلوب، جلب رضایت مشتریان، حفاظت از حقوق و منافع آنان، شفافیت، پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری است.
- بانک‌های اخلاقی از طریق اعتبارات و سرمایه‌های خرد توجه ویژه‌ای به حمایت از کارآفرینی برای زنان و جوانان دارند (خورسندیان و دیگران، ۲۰۱۴).
- بانک‌های اخلاقی به هیچ عنوان در پروژه‌هایی مانند دخانیات، قماربازی، سلاح، انرژی هسته‌ای، استثمار حیوانات، همدستی با دولت‌های ظالم، تخطی از حقوق بشر و ... فعالیت و سرمایه‌گذاری نمی‌کنند (فیبیا، ۲۰۱۲).
- تخصیص اعتبار در بانک‌داری اخلاقی به فعالیت‌های پایدار و باثبات از جمله فعالیت‌های سودآور اجتماعی که به سود کل جامعه و سازگار با محیط زیست هستند، حتی اگر بازده مالی اندکی به همراه داشته باشند، صورت می‌پذیرد.
- بانک‌داری اخلاقی به منزله روش جایگزین برای تأمین مالی افراد و شرکت‌های نیازمند از جمله افراد و شرکت‌های بدون سابقه اعتباری و بدون داشتن حداقل

تضمین‌های لازم جهت اخذ وام‌های مورد نیاز به حساب می‌آید.

- مدل تجاری بانک اخلاقی اغلب مانند بانک‌داری سنتی شکل می‌گیرد (جمع‌آوری پس‌اندازها و تخصیص وام) و بخش عمده‌ای از پول می‌بایست در فعالیت‌های اعتباری استفاده شود (کربنی[1]، ۲۰۱۱).
- بانک‌داری اخلاقی مبتنی بر سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی اقتصاد است.
- یکی از اولویت‌های بانک‌داری اخلاقی عبارتست از؛ سرمایه‌گذاری و اعطای وام به فعالیت‌های اجتماعی و نهادها و سازمان‌های فرهنگی- هنری.
- ساماندهی اعطای تسهیلات در راستای کاهش فقر و شکاف طبقاتی می‌تواند یکی از اهداف بانک‌داری اخلاقی باشد (موسوی جهرمی و فائزی، ۲۰۱۶).

### ۲-۳- مروری بر برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده

تلمسانی و متئوس[2] (۲۰۰۲) در مقاله مشترکی با عنوان «بانک‌داری اخلاقی با دیدگاه اسلامی» به بررسی چارچوب بانک‌داری اسلامی در جهان پرداختند. آن‌ها نقش تعالیم اسلام در بخش‌های مالی را بررسی نموده و پس از ارائه مفهوم ربا به بررسی اصول بانک‌داری اسلامی و ابزارهای بانک‌داری بدون بهره پرداختند. آن‌ها ممنوعیت ربا در دین اسلام و این‌که ریسک می‌بایست به طور مساوی بین بانک و مشتری تقسیم شود را بیان و عنوان نمودند که بانک‌داری اسلامی می‌تواند در یک محیط با رقابت بالا نیز اجرا شود.

کلرک[3] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان «بانک‌داری اخلاقی» به تشریح فعالیت بانک‌های اخلاقی، مؤسسات قرض‌الحسنه و بانک‌های مایکروفاینانس[4] می‌پردازد. هدف وی از ارائه این مقاله معرفی بانک‌داری اخلاقی، اجتماعی و دوست‌دار محیط است. وی بیان می‌کند که این نوع بانک‌ها با وجود تفاوت‌های فرهنگی، تنوع خدمات و سطح پیشرفت، در اهداف و مأموریت اصلی خود اصول اخلاقی و زیست محیطی را مد نظر قرار می‌دهند، همچنین هدف این بانک‌ها در نهایت پیشرفت بشر است، در حالی که تنها تعداد کمی از این بانک‌ها شکست خورده‌اند و بیشتر آن‌ها راه خود را برای پیشرفت پیدا کرده و به کار خود ادامه داده‌اند.

---

1. Carboni (2011)
2. Tlemsani & Matthews (2002)
3. Clerck (2009)
4. Microfinance

هوپنر و ویلسون[1] (۲۰۱۰) در پژوهشی تحت عنوان «مباحث اجتماعی، زیست‌محیطی، اخلاقی و اعتماد در بانک‌داری» نقش سود را در بانک‌داری اجتماعی، زیست‌محیطی و اخلاقی بیان می‌کنند و به ذکر این مطلب می‌پردازند که در دهه‌های اخیر سود بانکی از افزایش بسیار زیادی برخوردار بوده است. آن‌ها معتقدند که اعتماد در خدمات مالی بسیار حائز اهمیت است و سرمایه‌گذاری معتبر موجب پیشرفت اقتصادی و اجتماعی خواهد شد. در سال‌های اخیر مؤسسات مالی که به اصل اعتماد اعتقاد دارند رو به افزایش بوده‌اند. آن‌ها اهمیت مباحث اخلاقی، اجتماعی و زیست محیطی را در مدیریت ریسک بانک و جلب اعتماد مشتریان، مهم ارزیابی نموده‌اند.

کربنی (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «بانک‌داری در مسیر اخلاق» هدف خود را از ارائه این مقاله بیان تجربیات بانک‌داری اخلاقی در اروپا عنوان نموده است. وی معتقد است که مؤسسات مالی نباید مانند شرکت‌های عادی عمل نمایند، بلکه مسئولیت ویژه‌ای در قبال جامعه دارند، زیرا رعایت اصول اخلاقی در معاملات مالی بسیار حائز اهمیت است. وی معتقد است در صورتی که سرمایه‌گذاری اخلاقی در اروپا به صورت یک فرهنگ درآید شاهد نسل جدیدی از بانک‌ها خواهیم بود.

پولجو و همکاران[2] (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان «گزارشگری عمومی در بانک‌های اخلاقی اروپا: مطالعه تطبیقی» با استفاده از روش تحلیل محتوا به ارزیابی اهمیت شفافیت از نظر مشتریان ۱۳ بانک یا موسسه مالی اروپا، در خلال سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد، با عنایت به آن‌که افزایش شفافیت منجر به تسهیل کنترل و نظارت بر پیگیری اهداف اخلاقی، اجتماعی و زیست‌محیطی می‌شود، لذا عامل مهمی برای برقراری جلب اعتماد مشتریان به حساب می‌آید.

فرانسیسکو کلیمنت[3] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان «بانک‌داری اخلاقی در مقابل بانک‌داری متعارف: یک مطالعه موردی» درصدد دست‌یابی به این پرسش است که به رغم محدودیت‌های حاکم بر بانک‌داری اخلاقی آیا این نوع نگاه به بانک‌داری می‌تواند همچون بانک‌داری معمولی سودآور باشد؟ جهت دستیابی به این مهم، پژوهش‌گر دو بانک تریودوس[4] (بانک اخلاقی) و

1. Hoepner & Wilson (2010)
2. Pulejo (2015)
3. Francisco Climen (2018)
4. Triodos Bank

بانک بانکو سانتاندر[1] (بانک متعارف) را در یک بازه چهار ساله (۲۰۱۵-۲۰۱۲) از حیث نماگرهای اصلی مالی مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌دهد. تجزیه و تحلیل نتایج گویای آن است که حجم وام‌های اعطایی و سپرده‌های دریافت شده توسط بانک تریودوس بیشتر بود، که نشان دهنده رشد چشمگیر تعداد مشتریانی است که بانک‌داری اخلاقی و بخشی از بازگشت سرمایه خود را فدای فرصت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های اجتماعی کرده‌اند. سود بانک تریودوس کمتر از سود بانکو سانتاندر بود که این تفاوت ناشی از هزینه‌های بیشتر بانک‌های تریودوس هنگام تأمین مالی پروژه‌های اجتماعی و زیست‌محیطی است. با این وجود شایان ذکر است تعداد فزاینده‌ای از شهروندان به دنبال بانکی شفاف هستند، که ارزش‌های مطلوب اجتماعی را بیشینه نمایند.

گازمن و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «بانک‌داری اخلاقی در اسپانیا: آیا هویت سازمانی بانک‌داری اخلاقی از بانک‌داری متداول متمایز است؟» عنوان می‌دارند، علیرغم آن‌که بانک‌داری اخلاقی در سال‌های اخیر پیشرفت چشمگیری داشته و هویت سازمانی آن پذیرفته شده است، با این حال هنوز یک تعریف جهان شمول و یک اجماع واحد در مورد ویژگی‌ها و دلالت‌های آن در محافل دانشگاهی وجود ندارد. رواج عناوینی از قبیل بانک‌داری اخلاقی، بانک‌داری اجتماعی، بانک‌داری پایدار و بانک‌داری مبتنی بر ارزش را به عنوان موید این موضوع مطرح می‌نمایند. با این حال پژوهش‌گران، بانک‌داری اخلاقی را واجد برخی اصول خدشه ناپذیر می‌دانند که ماهیت آن را از بانک‌داری متعارف متمایز می‌نماید از آن جمله می‌توان به پیروی از اصول صداقت، مسئولیت و همبستگی اجتماعی در خط مشی‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها اشاره کرد.

مارتینز و همکاران[3] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «بانک‌داری پایدار و متعارف در اروپا» عنوان نمودند که بحران مالی سال ۲۰۰۸ منجر به بی‌اعتمادی به سیستم مالی متعارف شد. لذا سرمایه‌گذاران اقبال بیشتری به بانک‌های اخلاقی که در فعالیت‌ها و محصولات اخلاقی منطبق با معیارهای اجتماعی و زیست‌محیطی، شفافیت کامل و مدیریت دموکراتیک سرمایه‌گذاری می‌کردند، نشان دادند. به طور مشخص تجزیه و تحلیل مالی و اقتصادی برای دوره ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۸ میان بانک تریودوس (اصلی‌ترین بانک اخلاقی اروپایی متعلق به اتحادیه جهانی بانک‌داری اخلاقی) با دو بانک اصلی متعارف اروپایی نشان داد که بانک‌داری اخلاقی بیشتر از بانک‌داری معمولی در حال رشد است و نقدینگی و قابلیت پرداخت آن بیشتر است، اگرچه به طور کلی

[1]. Santander Banker
[2]. Guzmán (2020)
[3]. Martínez (2020)

سودآوری آن کمتر است. با این حال نکته قابل توجه، شیوه مسئولانه پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران است که پس‌اندازهای خود را با مسولیت‌پذیری اجتماعی با اطمینان در بانک اخلاقی سرمایه‌گذاری می‌کنند.

کور[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «اخلاق و روش‌های اخلاقی در بانک‌ها: مروری بر ادبیات» عنوان می‌دارد در صنعت بانک‌داری عوامل متعددی وجود دارند که رفتار اخلاقی بانک‌ها را متاثر از خود می‌نمایند. این عوامل گرچه بی‌شمار هستند لیکن مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از؛ ایدئولوژی اخلاقی حاکم بر جامعه، عدم آموزش اصول اخلاقی، مسائل اعتماد و شفافیت در رابطه با عملکرد بانک‌ها، فشار رقابتی سایر بانک‌ها، پیچیدگی‌های حاکم بر عملیات بانکی، مسئله پول‌شویی و قوانین داخلی بانک‌ها.

بشاویه و تایاچی[2] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان «مسائل اخلاقی در ارتباط با صنعت بانک‌داری» به تشریح پیامدها و مسائل اخلاقی در صنعت بانک‌داری در سال‌های پس از بحران مالی ۲۰۰۸ پرداختند. روش بکارگرفته شده در تحقیق مبتنی بر تجزیه و تحلیل کیفی-توصیفی بوده است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که در سال‌های پس از بحران، به واسطه پایبندی به مقررات، آسیب‌پذیری صنعت بانکی به مراتب کاهش یافته است ضمن آن‌که این پایبندی در بانک‌های آسیایی ملموس‌تر از سایر نقاط جهان بوده است. علاوه بر آن بانک‌های اروپایی نسبت به بانک‌های آمریکایی عملکرد ضعیف‌تری نسبت به مدیریت کیفیت دارایی‌ها داشته و در برابر ریسک بازار، آسیب‌پذیرتر بوده‌اند. در نهایت نویسندگان پیشنهاد می‌کنند، جهت چیرگی بر بحران‌های احتمالی آتی، ضرورت دارد مقررات به ویژه در زمینه کیفیت دارایی‌ها و مدیریت بهینه نقدینگی به درستی اعمال شود.

طالبی و کیایی (۲۰۱۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «بانک‌داری اخلاقی: بررسی نقاط مشترک و تمایز آن با بانک‌داری اسلامی» پس از تشریح جایگاه بانک‌داری اخلاقی در اقتصاد متعارف و نیز اخلاق در بانک‌داری اسلامی به بیان این مطلب می‌پردازند که هرچند بانک‌داری اخلاقی شباهت‌های بسیاری به بانک‌داری اسلامی دارد، اما به دلیل تفاوت‌های موجود در تعریف اخلاق

[1]. Kour (2020)
[2]. Bashawyah & Tayachi (2021)

در بانک‌داری اخلاقی و تعریف اخلاق در آموزه‌های اسلام، میان این دو نوع بانک‌داری تمایز وجود دارد لذا مفهوم بانک‌داری اسلامی گسترده‌تر از بانک‌داری اخلاقی است.

عیوضلو و قلیچ (۲۰۱۳) در طرحی با عنوان «کدهای اخلاقی در نظام بانکی کشور» استحکام بنیادین نظام بانک‌داری اخلاقی را مستلزم توجه به سه دسته کد (خط مشی) اخلاقی دانستند. این خط مشی‌ها شامل؛ الف) خط مشی‌های درون بانکی ب) خط مشی‌های بین بانکی ج) خط مشی‌های فرا بانکی است.

خورسندیان و دیگران (۲۰۱۴) در مقاله‌ای ضمن اولویت‌بندی و شاخص‌بندی بانک‌های اخلاقی در دنیا و مقایسه آن با دیدگاه مدیران در ایران، به بررسی اختلاف دیدگاه مدیران بانک‌های دولتی و خصوصی در نظام بانکی ایران پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که از دید مدیران بانکی دو معیار رعایت اخلاق در برخورد با کارکنان و سهامداران و مشتری مداری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همچنین نتایج نشان داد که بین نظرات مدیران بانک‌های دولتی و خصوصی در رتبه‌بندی شاخص‌ها تفاوت عمده‌ای وجود ندارد.

طالبی و عباسی (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «الزامات تحقق بانک‌داری اخلاقی و اولویت‌بندی خصوصیات عملیاتی آن متناسب با نظام بانکی ایران» با استفاده از تکنیک آزمون دوجمله‌ای نشان دادند، بهبود یا ارتقای انحرافات ترازنامه‌ای، توجه به منافع اجتماعی و محیط زیست، توسعه ضمانت‌نامه مبتنی بر اعتماد، انتشار اطلاعات محصولات به صورت شفاف، رازداری و حفاظت از اطلاعات مشتریان، خیرخواهی برای مشتری، نظام عادلانه استخدام نیروی انسانی، تلاش برای جلب اعتماد مشتریان به نظام بانکی، توجه به اصول اخلاقی در تعاملات بین بانکی، تسهیل در طراحی محصولات برای مشتریان با سلایق و ریسک‌های مختلف، اهمیت و توجه به کارگروهی، اجتناب از سفته‌بازی، توجه به اعتماد و اخلاق در تعاملات بین بانکی، اهمیت و توجه به کارکنان و به روزرسانی مطالعات آن‌ها به ترتیب به عنوان ۱۱ عامل تأثیرگذار بانک‌داری اخلاقی هستند که بر توسعه اقتصادی اثر مثبت دارند. مهمترین وجه تمایز این مقاله نسبت به سایر مقالات ارائه شده از سوی پژوهش‌گران دیگر، شامل دو مورد کلی است: اولا؛ در مقاله حاضر مبادرت به تهیه و تولید داده از طریق تهیه پرسشنامه شده است. ثانیاً؛ در این مقاله تمایل به پرداخت پرسش‌شوندگان استخراج و ارزش‌گذاری شده است که این مهم در هیچ یک از مقالات در زمینه بانک‌داری اخلاقی مشاهده نگردید. بنابراین علاوه بر نوع و نحوه جمع‌آوری داده‌ها، می‌توان بارزترین وجه

تمایز مقاله حاضر (نسبت به سایر مقالات این حوزه) را شناسایی، استخراج و ارزش‌گذاری مولفه‌های اثرگذار بر ترجیحات سپرده‌گذاران بانک‌داری اخلاقی دانست.

## ۳- مرور تجربیات منتخب بانک‌های اخلاقی

خلأ وجودی بانک‌های اخلاقی در دهه‌های اخیر، موجب تلاش برخی کشورها در زمینه تاسیس بانک‌های با رویکرد اخلاقی شد. تریودوس بانک نمونه‌ای از این تجربیات است. این بانک هلندی علاوه بر کشور مادر در کشورهای آلمان، بلژیک، انگلستان و اسپانیا دارای شعبه است. هسته اصلی فعالیت‌های آن بجز خدمات متعارف بانکی، وام‌دهی به پروژه‌های سازگار با محیط زیست، توسعه پایدار و پروژه‌های فرهنگی می‌باشد.

بانک تعاونی انگلستان[1] قوانین اخلاقی را در پنج محور؛ صیانت از محیط‌زیست، توسعه بین‌المللی، حمایت از حقوق بشر، مسئولیت اجتماعی و صیانت از حیوانات دنبال می‌کند. این بانک شرکت‌هایی که باعث آلوده شدن محیط زیست می‌شوند، را تأمین مالی نمی‌کند. تأمین مالی آن شامل شرکت‌هایی است که در عملیات خود از انرژی‌های تجدیدپذیر استفاده و به بازیافت زباله‌ها کمک می‌کنند. در بعد بین‌المللی نیز شامل فعالیت‌هایی است که موجب اشتغال‌زایی و خودکفایی افراد در جوامع فقیر می‌شود.

آلیانس بنکشیر[2] آمریکا قوانین اخلاقی خاصی برای خود تعیین نموده است. حفاظت از شهرت بانک و حسن اعتماد مشتریان به بانک از مهم‌ترین اهداف بانک و وظیفه هر یک از کارکنان بانک می‌باشد. روابط کارکنان با کلیه مشتریان می‌بایست کاملاً منصفانه و به دور از تبعیض باشد. بانک متعهد به انجام فعالیت‌هایی همچون صیانت از محیط زیست و حمایت از رقابت منصفانه است. ارائه اطلاعات کامل، دقیق، شفاف و به موقع به ذینفعان از اولویت‌های بانک می‌باشد.

انجمن بانک‌داران تانزانیا[3] علاوه بر این‌که در زمینه بازپرداخت تسهیلات و نرخ بهره سهولت‌هایی را ایجاد نموده، برنامه‌های منظمی را برای رعایت اصول اخلاقی اعم از ارتقای اعتماد متقابل، صداقت، وفاداری و قانون‌مداری تمام بانک‌های تحت نظر خود تدوین نموده است. همچنین در

---

1. Co-operative Bank
2. Alliance Bankshares
3. Tanzania Institute of Bankers (TIOB)

زمینه به روز رسانی پیوسته دانش و مهارت اعضای خود نیز همواره پیشگام بوده است (قلیچ، ۲۰۱۱).

## ۴- معرفی الگو

با توجه به کاربرد گسترده تکنیک آزمون انتخاب گسسته در استخراج ترجیحات جامعه هدف، در این تحقیق به منظور شناسایی و احصاء تمایل به پرداخت از این تکنیک استفاده شده است. آزمون انتخاب گسسته یک پیمایش ویژگی محور با رویکرد ترجیحات اظهار شده است که در آن یک کالا یا خدمت و یا یک سیاست در حوزه‌ای خاص (مثلا بانک‌داری اخلاقی) با استفاده از دو یا چند متغیر (مشخصه) تعریف می‌گردد. هریک از متغیرها (مشخصه‌ها)[1] شامل سطوحی است که تلفیق هریک از این سطوح با یکدیگر نسخه‌های متفاوتی از ترجیحات فرد را آشکار می‌سازد. یکی از اهداف یک مطالعه با رویکرد ترجیحات اظهار شده‌ی ویژگی محور[2] قیمت‌گذاری و برآورد ارزش اقتصادی برای مجموعه‌ای از ویژگی‌های قابل تقسیم یک کالا یا خدمت فاقد بازار است (وینی و همکاران، ۲۰۰۲)[3].

که در این مورد بخصوص، پاسخ به پرسش‌ها می‌تواند اطلاعات مفیدی برای سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و مدیران اجرایی پیرامون اولویت‌های عمومی سپرده‌گذاران در رابطه با گرایش و تمایل به پرداخت در خصوص هر یک از مشخصه‌های بانک‌داری اخلاقی فراهم آورد.

مراحل ذیل با هدف نیل به انجام آزمون انتخاب گسسته در این تحقیق انجام پذیرفته است.

### ۴-۱- مرحله اول: شناسایی متغیرها و سطوح آن‌ها

در این مرحله علاوه بر مبانی نظری، با خبرگان حوزه بانکی[4] مصاحبه و نظرات آنان به منظور شناسایی و احصاء اولویت‌ها و فعالیت‌های بانک‌داری اخلاقی اخذ گردید. پس از جمع‌بندی نظرات اخذ شده ۸ متغیر به عنوان متغیرهای مهم اثرگذار بر تصمیم سپرده‌گذاران (با فرض ثبات

---

1. Attribute
2. Based Attribute
3. Viney (2002)

۴. شایان ذکر است خبرگان مربوطه، شامل مدیران و کارشناسان با تجربه شاغل در بانک‌های خصوصی و دولتی با تحصیلات عالیه مالی، اقتصادی و بانکی بوده‌اند، و مراجعه به آن‌ها صرفا با هدف کسب روایی و اعتبار بخشی به پرسشنامه طراحی شده بوده است.

سایر شرایط) مورد شناسایی قرار گرفت. این متغیرها و سطوح آن‌ها در جدول (۱) نشان داده شده است.

**جدول ۱: متغیرهای الگوی تحلیل به همراه سطوح آن‌ها**

| متغیرها | نرخ سود سپرده | وضعیت مالکیت بانک | اهداف انتفاعی و سودآوری | اهداف زیست‌محیطی | اهداف قرض‌الحسنه | اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری | اهداف فرهنگی و هنری | پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| سطوح | ۱۵ درصد<br>۱۸ درصد<br>۲۱ درصد | خصوصی<br>دولتی | پیگیری<br>عدم پیگیری | پیگیری<br>عدم پیگیری | پیگیری<br>عدم پیگیری | پیگیری<br>عدم پیگیری | پیگیری<br>عدم پیگیری | پاسخ‌گویی<br>عدم پاسخ‌گویی |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

## ۴-۲- مرحله دوم: طراحی مجموعه‌های انتخاب

همان‌گونه که از جدول (۱) پیداست ترکیب متغیرهای الگو و سطوح آن‌ها در مجموع ۳۸۴ ترکیب یا گزینه ممکن (۲×۲×۲×۲×۲×۲×۳×۳) برای انتخاب به دست می‌دهد. این طرح کامل‌ترین نوع طرح آزمون می‌باشد که به آن طراحی فاکتوریل کامل[1] اطلاق می‌گردد، بنحوی که در آن اثرات تک تک متغیرها و اثرات متقابل دو جانبه یا چند جانبه متغیرهای مختلف، دیده و مورد آزمون قرار می‌گیرد. علیرغم آن، به دلیل محدودیت‌هایی که در کارهای تحقیقاتی از لحاظ زمان و هزینه وجود دارد، در اکثر موارد امکان اجرای آن فراهم نیست. لذا به ناچار باید به گزینش تعداد محدودی از این گزینه‌ها و ترکیبات ممکن اکتفا نمود که این امر بحث انتخاب‌های بهینه از میان کل انتخاب‌های موجود را واجد اهمیت می‌نماید. به کمک طراحی فاکتوریل کسری[2] با انجام تعداد آزمایش‌های کمتری نسبت به طراحی فاکتوریل کامل اطلاعات مفید و مورد نظر را می‌توان به دست آورد. در این نوع طراحی، کسری از ترکیبات ممکن ایجاد شده در طرح فاکتوریل کامل انتخاب می‌شود. برای انتخاب سوالات بهینه روشی که عمدتا مورد استفاده قرار گرفته و در سال‌های اخیر توسعه یافته است، روش «دی- بهینه»[3] است. روش مورد اشاره این امکان

1. Full Factorial
2. Factorial Design
3. D-optimal

را فراهم می‌آورد که ترکیب‌های بهینه‌ای انتخاب شوند که بیشترین اطلاعات آماری را در خصوص ترجیحات افراد در اختیار قرار دهند. در این تحقیق با استفاده از معیار مذکور و پس از جمع‌بندی نقطه نظرات صاحب‌نظران و کارشناسان حوزه بانکی تعداد ۲۷ سوال انتخاب گردید که در ۹ «مجموعه انتخاب» (سناریوی) سه گزینه‌ای متمرکز شدند.

### ۴-۳- مرحله سوم: توزیع پرسشنامه و جمع‌آوری اطلاعات

پس از طراحی پرسشنامه‌ای که حاوی ۹ «مجموعه انتخاب» سه گزینه‌ای بود، مرحله توزیع پرسشنامه آغاز گردید. به منظور رفع نواقص احتمالی و افزایش اعتبار پرسشنامه، قبل از توزیع نهایی پرسشنامه‌ها تعداد ۲۰ پرسشنامه در بین صاحب‌نظران اقتصادی، کارشناسان بانکی و سپرده‌گذاران منتخب توزیع شد. پس از دریافت و اعمال نقطه نظرات بدست آمده، تعداد ۱۰۰ پرسشنامه نهایی در میان جامعه هدف (سپرده‌گذاران بانکی) توزیع گردید[۱]. شایان ذکر است در این مرحله به دلیل این‌که پاسخ‌دهندگان بایستی به مقایسه (مبادله ذهنی بین گزینه‌ها) می‌پرداختند و چون احتمال آن می‌رفت آشنایی جامعی با روش اتخاذ شده نداشته باشند و پاسخ‌های آن‌ها همراه با تورش باشد، لذا هریک از آن‌ها نسبت به ابعاد پرسشنامه و نحوه پاسخ‌گویی به سوالات توجیه گردیدند.

از کل ۱۰۰ پرسشنامه توزیع شده ۸۲ پرسشنامه جمع‌آوری گردید (۸۲ درصد) که با توجه به این‌که هر یک از پرسش شوندگان به ۹ سوال سه گزینه‌ای پاسخ دادند، در مجموع ۷۳۸ مشاهده به دست آمد[۲].

---

[۱]. شایان ذکر است پرسشنامه‌ها با مراجعه مستقیم محقق به شعب بانکی مستقر در استان تهران میان پرسش شوندگان (سپرده‌گذاران) توزیع گردید.

[۲]. لازم به ذکر است در مطالعات آزمون انتخاب گسسته، هیچ ضابطه مشخصی در خصوص حجم نمونه وجود ندارد (Cheraghi et al, 2008). به طور کلی حجم نمونه مورد نیاز برای مطالعاتی که با استفاده از آزمایش انتخاب گسسته انجام می‌پذیرد، متفاوت از مطالعات میدانی دیگر است. در این مطالعات، انتخاب حجم نمونه به موضوع تحقیق بستگی دارد. همچنین انتخاب روش نمونه‌گیری و حجم نمونه به طور قابل توجهی به بودجه محقق ارتباط پیدا می‌کند (Alpizar et al, 2007). بنت و آدموویز بیان کرده‌اند که در مطالعات آزمایش انتخاب گسسته، به دلیل فقدان یک فرمول مناسب، می‌بایست هر پرسشنامه حداقل به ۳۰ نفر ارائه گردد (Bennet and Adamowics, 2001).

### ۴-۴- مرحله چهارم: معرفی و تبیین الگوی تحلیل آماری

در چارچوب آزمون انتخاب گسسته چنین فرض می‌شود که در صورتی، گزینه A بر گزینه B ترجیح داده می‌شود که، مطلوبیت یا منفعت ناشی از انتخاب گزینه A (با در نظر گرفتن همه متغیرهای تشکیل دهنده آن) بیشتر از مطلوبیت یا منفعت ناشی از انتخاب گزینه B باشد.

$$U(Aa) > U(Bb) \quad (۱)$$

در رابطه فوق $U$ $(x)$ بیان‌گر مطلوبیت ناشی از گزینه انتخاب شده است، Aa مجموع متغیرها و سطوح مرتبط با آن‌ها در گزینه A، Bb مجموع متغیرها و سطوح مرتبط با آن‌ها در گزینه B است. این‌که کدام گزینه بر دیگری مرجح است تنها به صورت غیر مستقیم (یعنی از طریق انتخاب انجام شده) و به صورت تفاوت مطلوبیت میان دو گزینه انتخاب و سطوح مولفه‌های مرتبط با آن‌ها قابل مشاهده است.

$$V(A - B) = U(Aa) - U(Bb) \quad (۲)$$

V مطلوبیت غیر مستقیمی است که از انتخاب یک گزینه در مقابل گزینه دیگر به دست می‌آید. تابع مطلوبیت به صورت جمع‌پذیر خطی تصریح می‌گردد:

$$V = \beta_1 \text{ Rate} + \beta_2 \text{Ownership} + \beta_3 profit + \beta_4 environmental + \beta_5 no\ interest + + \beta_6 poverty + \beta_7 culture + \beta_8 Responsibility + \varepsilon \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، $\beta_1$ تا $\beta_8$ ضرایبی هستند که به وسیله معادله رگرسیونی لوجیت شرطی برآورد می‌گردند و $\varepsilon$ جمله اخلال غیر قابل مشاهده است. در رابطه مذکور متغیرهای به کار رفته مطابق جدول (۱) به ترتیب عبارتند از؛ «نرخ سود سپرده»، «وضعیت مالکیت بانک»، «اهداف انتفاعی و سودآوری»، «اهداف زیست محیطی»، «اهداف قرض الحسنه»، «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری»، «اهداف فرهنگی و هنری» و «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» که سطوح هر یک در جدول ۱ مشخص شده است.

معادله ۳، بسته به فروضی که در مورد شکل توزیع جزء تصادفی در نظر گرفته می‌شود، برآورد می‌گردد. در این زمینه توزیع استاندارد لاجستیک[1] بیشترین کاربرد را در مطالعات تجربی داشته است.

بر اساس فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلال، مدل پروبیت چند جمله‌ای[2] و بر اساس فرض لاجستیک بودن توزیع جملات اخلال، مدل لوجیت شرطی[3] به‌دست می‌آید. با در پیش گرفتن فرض لاجستیک بودن توزیع جملات اخلال و با توجه به آن‌که متغیرهای معادله (۳) از نوع گزینه محور[4] هستند، لذا می‌بایست از مدل لوجیت شرطی استفاده نمود (شایان ذکر است، شکل مدل‌های فوق الذکر مشابه است و فقط به لحاظ نوع متغیرهای مورد استفاده متفاوت می‌باشند. به‌نحوی که در مدل‌های پروبیت چند جمله‌ای داده‌ها مبتنی بر ویژگی فرد و در مدل‌های لوجیت شرطی داده‌ها مبتنی بر ویژگی محصول هستند).

در تحلیل اقتصاد سنجی، مدل لوجیت شرطی بر فروضی استوار است. یکی از این فروض؛ «فرض استقلال شقوق نامربوط»[5] است. این فرض بدین معناست که حضور یا عدم حضور یک گزینه، نسبت احتمال مرتبط با سایر گزینه‌های موجود در مجموعه انتخاب را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. در صورتی که فرض اخیر پذیرفته نشود اضافه کردن جملات ضربی (ضرب ویژگی‌های دموگرافیک در متغیرهای الگو) و یا استفاده از الگوی پیشرفته لوجیت با پارامتر تصادفی (RPL) راه حل گذار از این محدودیت است.

هاسمن و مک فادن[6] آزمونی را به منظور بررسی فرض IIA ارائه کردند. در این پژوهش با عنایت به این‌که آماره کای‌دو آزمون فوق‌الذکر برابر $chi_square = 0.7$ و سطح معنی‌داری $\text{p value} = 0.84$ حاصل شد، لذا فرض استقلال شقوق نامربوط رد نشده و روش مورد استفاده معتبر است. به این ترتیب لزومی به استفاده از الگوی پروبیت چند جمله‌ای که مبتنی بر ویژگی فردی (دموگرافیک) است، نمی‌باشد و لذا کار با الگوی مدل لوجیت شرطی که مبتنی بر ویژگی محصول است، دنبال می‌شود.

---

1. Logistic Distribution
2. MNL: Multinomial Probit Model
3. CL: Conditional Logit Model
4. Alternative Specific
5. IIA: Independence of Irrelevant Alternatives
6. Hausman & McFadden

## ۵- تخمین مدل و تحلیل نتایج

### ۵-۱- تخمین مدل اولیه

الگوی تخمین اولیه[۱] بر اساس معادله (۳) تصریح و با استفاده از مدل لوجیت شرطی برآورد گردیده است[۲]. همان‌گونه که پیش‌تر ذکر شد در مدل لوجیت شرطی اگرچه اندازه ضرایب متغیرها قابل تفسیر نمی‌باشند لیکن علایم ضرایب (مثبت یا منفی بودن) را می‌توان تفسیر نمود چرا که جهت اثر تغییر متغیر را بر تغییر مطلوبیت افراد نشان می‌دهند. جدول (۲) برآورد آماری متغیرهای مدل به همراه سایر آماره‌ها را نشان می‌دهد. از میان متغیرهای الگو علایم ضرایب متغیرهای «نرخ سود سپرده»، «وضعیت مالکیت بانک»، «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» و همچنین «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» مثبت، معنی‌دار و مطابق انتظار است. این در حالی است که ضرایب سایر متغیرها (اهداف انتفاعی و سودآوری، اهداف زیست‌محیطی و اهداف قرض الحسنه) علیرغم مثبت بودن بی‌معناست[۳]. به بیان دیگر با توجه به کدگذاری‌های انجام شده، چنان‌چه در سبد پیشنهادی ارائه شده به سپرده‌گذار، مالکیت بانک دولتی باشد، پاسخ‌گویی، صداقت و امانتداری در اولویت بانک باشد و همچنین تخصیص سپرده‌ها با اولویت کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری باشد احتمال مراجعه سپرده‌گذاران به بانک اخلاقی را افزایش می‌دهد. این در حالی است که لحاظ سایر متغیرهای موجود در الگو تاثیر انگیزشی ملموسی در سپرده‌گذاری افراد در بانک‌های با رویکرد اخلاقی

---

[۱]. با عنایت به آن‌که در ادبیات بانک‌داری اخلاقی طیف متنوعی از متغیرها مورد توجه قرار گرفته‌اند لذا در ابتدا ضمن مطالعه منابع متعدد داخلی و خارجی متغیرهای مرتبط شناسایی شد و سپس با مشورت صاحب‌نظران و خبرگان بانکی، منتخبی از متغیرها با توجه به شرایط اجتماعی و اقتصادی حاکم بر ایران گزینش شد. شایان ذکر است مشورت با صاحب‌نظران و خبرگان با هدف روایی و اعتبار بخشی به پرسشنامه و متغیرها بوده است.

[۲]. مدل لاجیت شرطی مبتنی بر چندین ویژگی قرار دارد که ضرورت کار بست آن را در پژوهش حاضر ایجاب می‌کند. این ویژگی‌ها عبارتند از؛ الف) متکی به خصوصیات محصول (ویژگی محور) است یعنی محصول یا خدمت بر حسب ویژگی‌های آن تعریف می‌شود. ب) امکان ارزیابی ترجیحات مصرف کننده برای هر یک از ویژگی‌های محصول وجود دارد. ج) امکان برآورد تمایل به پرداخت برای هر ویژگی وجود دارد. د) مبتنی بر فرض وجود استقلال آلترناتیوهای نامرتبط است که این فرض بدین معناست که نسبت احتمالات انتخاب یک آلترناتیو به آلترناتیو دیگر وابسته به حضور یا عدم حضور آلترناتیو نامربوط دیگر نیست.

[۳]. شایان ذکر است متغیر "اهداف فرهنگی و هنری" در مدل بوسیله نرم افزار حذف گردیده است.

ندارد. بویژه آن‌که برخی متغیرها نظیر «اهداف زیست محیطی» و «اهداف فرهنگی و هنری» در مباحث مربوط به بانک‌داری اخلاقی به لحاظ نظری واجد اهمیت می‌باشند.

همان‌گونه که از خروجی نرم‌افزار انعکاس یافته در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد، بر اساس آماره $LR\ ch^2(7)$ که بیان‌گر نسبت راست‌نمایی است و معنی‌داری کل رگرسیون را نشان می‌دهد، فرض صفر مبنی بر بی‌معنی بودن کلیه ضرایب قویاً رد می‌شود. قدرت توضیح دهندگی مدل نیز که با آماره $Pseudo\ R_2$ سنجیده می‌شود، مقدار ۰/۱۱ را بدست می‌دهد که حکایت از قدرت توضیح دهندگی قابل قبول مدل دارد.

**جدول ۲: نتایج تخمین مدل لوجیت شرطی**

| متغیرها | نرخ سود سپرده | وضعیت مالکیت بانک | اهداف انتفاعی و سودآوری | اهداف زیست‌محیطی | اهداف قرض‌الحسنه | اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری | اهداف فرهنگی و هنری | پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ضرایب | ۱/۲۶ | ۰/۳۸ | ۰/۲۶ | ۰/۱۱ | ۰/۲۶ | ۲/۱۶ | ۰ | ۱/۱۶ |
| انحراف معیار | ۰/۲۳ | ۰/۱۶ | ۰/۲۱ | ۰/۲۱ | ۰/۱۸ | ۰/۱۸ | ۰ | ۰/۱۸ |
| *آماره z | ۵/۴۶ | ۲/۳۳ | ۱/۲۵ | ۰/۵۶ | ۱/۴۳ | ۱۱/۶۵ | ۰ | ۱۱/۶۵ |
| $\text{Log likelihood} = -1221.073$ | | | | | | | | |
| $LR\ ch^2(7) = 76.323$ | | | | | | | | |
| $Pseudo\ R_2 = 0.11$ | | | | | | | | |

* معنی داری در سطح اهمیت ۵ درصد است.

**منبع:** خروجی نرم افزار

## ۵-۲- تخمین مدل با لحاظ تمایل به پرداخت متغیرها در مقابل یکدیگر

بر اساس آن‌چه که پیش‌تر ذکر شد ضرایب مدل‌های لوجیت شرطی به خودی خود غیر قابل تفسیر هستند. لذا اثر نهایی جانشینی که بیان‌گر نرخ نهایی جانشینی متغیرها نسبت به یکدیگر است، به عنوان تعیین کننده میزان اهمیت متغیرها نسبت به یکدیگر (تمایل به جانشینی و پرداخت) برآورد و تفسیر می‌شوند[1]. ضمن این‌که همان‌گونه که عنوان شد، در این نوع از مدل‌ها همواره یکی از متغیرها به عنوان متغیر نرمال‌کننده[2] در نظر گرفته می‌شود که تمایل به جانشینی سایر متغیرها بر

[1]. اثر نهایی تغییر در هر متغیر به مقدار سایر متغیرها و سطوح آن‌ها بستگی دارد.

[2]. Normalizing Variable

اساس این متغیر محاسبه و شاخص‌بندی می‌شود. در پژوهش حاضر نرخ سود سپرده به عنوان متغیر پولی نرمال کننده لحاظ شده است، تمایل به جانشینی و پرداخت سایر متغیرها بر پایه آن محاسبه و اندازه‌گیری شده است.

با عنایت به آن‌که متغیرهای؛ «اهداف انتفاعی و سودآوری»، «اهداف زیست محیطی»، «اهداف قرض الحسنه» و «اهداف فرهنگی و هنری» بر اساس محاسبات اولیه به لحاظ آماری بی‌معنی بودند لذا این متغیرها در محاسبه تمایل به پرداخت متغیرها از الگو کنار گذاشته شدند. در ادامه نرخ نهایی تمایل به پرداخت سایر متغیرها بر حسب متغیر نرمال کننده (نرخ سود سپرده) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. با ملاحظه جدول (۳) آشکار می‌شود که با اهمیت‌ترین متغیرها بر حسب نرخ سود سپرده به ترتیب اولویت عبارتند از؛ «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری»، «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری در خصوص اهداف و اولویت‌ها» و «وضعیت مالکیت بانک».

تفسیر جزیی‌تر نتایج عبارتند از:

الف) با فرض ثبات سایر شرایط و با توجه به کد گذاری‌های انجام شده، هر پرسش‌شونده (سپرده‌گذار) حاضر است ۵/۱ درصد نرخ سود سپرده کمتری دریافت نماید لیکن سپرده نزد بانکش در خدمت اهداف کمک به کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری قرار گیرد، به عبارتی نرخ فوق الذکر هزینه‌ای است که سپرده‌گذاران تمایل دارند (حاضرند) بابت زدودن فقر و بیکاری از محیط اجتماعی پیرامونی‌شان بپردازند (جدول ۳).

ب) با فرض ثبات سایر شرایط و با توجه به کد گذاری‌های انجام شده، هر پرسش‌شونده (سپرده‌گذار) حاضر است در ازای کسب اطمینان از مسئولیت پذیری بانک و موسسه اعتباری در قبال تخصیص وجوه سپرده‌گذاری شده‌اش _به اهداف اعلام شده_ از دریافت ۲/۶ درصد نرخ سود سپرده صرف نظر کند. به تعبیر دیگر تمایل به چشم‌پوشی از این نرخ حاکی از اهمیت موضوع مسئولیت‌پذیری و پاسخ‌گویی در مبحث بانک‌داری اخلاقی است (جدول ۳).

ج) با فرض ثبات سایر شرایط و با توجه به کدگذاری‌های انجام شده، هر پرسش‌شونده (سپرده‌گذار) حاضر است حدود ۱ درصد نرخ سود سپرده کمتری دریافت کند ولی بانک پیگیری کننده اهداف اخلاقی از نوع دولتی باشد. که این مهم از یک‌سو گویای اهمیت نوع مالکیت بانک در سبد ترجیحات سپرده‌گذاران است و از سوی دیگر نشان‌دهنده توجه به ملاحظات مخاطره

اخلاقی در انتخاب نوع بانک از سوی سپرده‌گذاران (در مبحث بانک‌داری اخلاقی) است (جدول ۳).

بطور کلی و با مقایسه نتایج به‌دست آمده به نظر می‌رسد؛ در سبد ترجیحات سپرده‌گذاران، بیشترین تمایل به پرداخت بابت پیگیری «اهداف کمک به کاهش فقر و کاهش بیکاری» باشد که این نتیجه اولا در انطباق با واقعیت‌های اقتصادی اجتماعی جامعه است و ثانیاً موید تمایل و دغدغه سپرده‌گذاران در نقش‌آفرینی و مسئولیت‌پذیری در زدودن فقر و بیکاری از چهره جامعه با استفاده از اندوخته‌های فردی است.

**جدول ۳: تمایل به پرداخت پرسش‌شونده‌ها**

| متغیرها | نرخ سود سپرده Δ / اهداف کاهش سطح فقر و بیکاریΔ | نرخ سود سپرده Δ / مسئولیت پذیری و پاسخگویی در خصوص اهداف و اولویت‌هاΔ | نرخ سود سپرده Δ / وضعیت مالکیت بانک Δ |
|---|---|---|---|
| **نرخ نهایی جانشینی** | -۵/۱۳ | -۲/۶۴ | -۰/۱ |
| **انحراف معیار** | ۰/۹۳ | ۰/۳۶ | ۰/۳۹ |
| ***آماره z** | -۵/۵ | -۷/۲۳ | -۲/۲۶ |

* معنی داری در سطح اهمیت ۵ درصد است.

توضیح: دلتا (Δ) به مفهوم تغییرات است.

**منبع:** خروجی نرم افزار

## ۵-۳- احتمال انتخاب گزینه‌ها در مقابل یکدیگر

این بخش احتمال انتخاب سطوح هر متغیر را به دست می‌دهد. از آن‌جا که متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش سطح بندی شده‌اند لذا احتمال انتخاب هر یک از این سطوح با استفاده از نرم افزار برآورد و تفسیر شده است.

جدول (۴) احتمال انتخاب سطوح سه‌گانه متغیر «نرخ سود سپرده» به همراه سایر آماره‌ها (معنا داری ضرایب) را بدست می‌دهد. با فرض ثبات سایر شرایط احتمال انتخاب نرخ‌های ۱۵، ۱۸ و ۲۱ درصد سود سپرده از سوی پرسش‌شوندگان به ترتیب؛ ۶ درصد، ۲۱ درصد و ۷۳ درصد است این نتیجه دلالت بر آن دارد که فارغ از انگیزه‌های خیرخواهانه، پیگیری منافع شخصی و جستجوی سودهای بالاتر همواره از اهمیت بالایی در سبد ترجیحات سپرده‌گذاران برخوردار است.

**جدول ۴: احتمال انتخاب هر یک از سطوح سه‌گانه متغیر «نرخ سود سپرده»**

| سطوح متغیر | ۱۵ درصد | ۱۸ درصد | ۲۱ درصد |
|---|---|---|---|
| **احتمال انتخاب** | ۰/۰۶ | ۰/۲۱ | ۰/۷۳ |
| **انحراف معیار** | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۵۵ |
| ***آماره z** | ۲/۵۷ | ۶/۳۷ | ۱۳/۳۳ |

* معنی‌داری در سطح اهمیت ۵ درصد است.

**منبع:** خروجی نرم افزار و محاسبات انجام شده

جدول ۵ احتمال انتخاب سطوح «پاسخ‌گویی» در مقابل «عدم پاسخ‌گویی» متغیر «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری در خصوص اهداف و اولویت‌ها» را به همراه سایر آماره‌ها نشان می‌دهد. با عنایت به کدگذاری‌های انجام شده و بر اساس خروجی حاصل شده از نرم افزار استاتا[1]، احتمال این‌که سپرده‌گذاران، سپرده‌گذاری خود را مشروط به پاسخ‌گو بودن بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها نمایند حدود ۷۵ درصد است که این موضوع با تئوری‌های ارائه شده بانک‌داری اخلاقی در زمینه لزوم توجه بانک به مقوله درست‌کاری، بی‌طرفی، قابلیت اعتماد، سازگاری با مقررات بانکی و شفافیت انطباق دارد.

**جدول ۵: احتمال انتخاب هر یک از سطوح دوگانه متغیر «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری در خصوص اهداف و اولویت‌ها»**

| سطوح متغیر | پاسخ‌گویی | عدم پاسخ‌گویی |
|---|---|---|
| **احتمال انتخاب** | ۰/۷۵ | ۰/۲۵ |
| **انحراف معیار** | ۰/۰۳۴ | ۰/۰۳۴ |
| ***آماره z** | ۲۲/۱۲ | ۷/۲۴ |

* معنی‌داری در سطح اهمیت ۵ درصد است.

**منبع:** خروجی نرم افزار و محاسبات انجام شده

جدول ۶ احتمال انتخاب هر یک از سطوح «پیگیری» و «عدم پیگیری» متغیر «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» از سوی سپرده‌گذاران را نشان می‌دهد. نتایج مبین آن است که احتمال انتخاب سطوح متغیر مذبور به ترتیب ۹۰ درصد در مقابل ۱۰ درصد است. نتیجه بدست آمده در کنار نرخ تمایل به پرداخت ۵/۱۳ درصدی برای این هدف نشان می‌دهد که با توجه به واقعیت‌های موجود جامعه در زمینه بحران فقر و بیکاری، لحاظ این متغیر بیشترین میزان اهمیت را در سبد ترجیحات سپرده‌گذاران دارد.

[1]. STATA

**جدول ۶: احتمال انتخاب هر یک از سطوح دوگانه متغیر «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری»**

| سطوح متغیر | پیگیری | عدم پیگیری |
|---|---|---|
| **احتمال انتخاب** | ۰/۹ | ۰/۱ |
| **انحراف معیار** | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۱۷ |
| ***آماره z** | ۵۲/۳۹ | ۵/۹۸ |

* معنی‌داری در سطح اهمیت ۵ درصد است.

**منبع:** خروجی نرم افزار و محاسبات انجام شده

## ۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

با توجه به کاربرد گسترده تکنیک آزمون انتخاب گسسته در استخراج ترجیحات، در این تحقیق به منظور شناسایی و ارزش‌گذاری متغیرهای اثرگذار بر تصمیمات و ترجیحات سپرده‌گذاران در بانک‌های با رویکرد اخلاقی، از این متدولوژی استفاده شده است. در ابتدا با مطالعه در پژوهش‌های خارجی و داخلی مولفه‌های مرتبط با بانک‌داری اخلاقی شناسایی شدند، سپس با مشورت خبرگان و کارشناسان بانکی هشت متغیر؛ «نرخ سود سپرده»، «وضعیت مالکیت بانک»، «اهداف انتفاعی و سودآوری»، «اهداف زیست محیطی»، «اهداف قرض الحسنه»، «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری»، «اهداف فرهنگی و هنری» و «پاسخ‌گویی و مسئولیت پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» به عنوان عوامل مهم اثرگذار بر تصمیمات سپرده‌گذاران در بانک‌های اخلاقی (با فرض ثبات سایر شرایط اقتصادی) انتخاب شدند.

نتایج برآوردهای صورت گرفته نشان داد که از میان ۸ متغیر لحاظ شده در الگو، ۴ متغیر؛ «نرخ سود سپرده»، «وضعیت مالکیت بانک»، «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» و «پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها» اثر معناداری بر تصمیمات سپرده‌گذاران بانک‌های با رویکرد اخلاقی دارند. به بیان دیگر و با توجه به کدگذاری‌های انجام شده؛ افزایش نرخ سود سپرده، دولتی بودن نوع بانک، پیگیری اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری از سوی بانک و بلاخره پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها، تمایل به پرداخت و احتمال مراجعه سپرده‌گذاران به بانک‌های با رویکرد اخلاقی را افزایش و نهایتا مطلوبیت سپرده‌گذاران را افزایش می‌دهد. این در حالی است که ۴ متغیر؛ «اهداف انتفاعی و سودآوری»، «اهداف زیست محیطی»، «اهداف قرض الحسنه» و «اهداف فرهنگی و هنری» علیرغم اهمیتی که در مباحث نظری مربوط به بانک‌داری اخلاقی دارند، (با وجود مثبت بودن علایم) به لحاظ آماری بی‌معنی بودند. این امر موید آن است این قبیل فعالیت‌ها جذابیتی برای سپرده‌گذاران

ندارند و آن‌ها مایل نیستند در ازای پیگیری این قبیل فعالیت‌ها از سودهای بالاتر بانکی صرف نظر کنند و لذا گنجاندن آن‌ها در سبد پیشنهادی از سوی بانک یا موسسه اعتباری تاثیری در تمایل و احتمال مراجعه به بانک‌های با رویکرد اخلاقی نداشت.

در زمینه تمایل به پرداخت متغیرها (با لحاظ متغیر نرخ سود سپرده به عنوان متغیر پولی نرمال‌کننده)، یافته‌های تحقیق نشان داد متغیر «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» بیشترین تاثیرگذاری مثبت را از میان سایر متغیرهای الگو، بر تصمیم‌گیری سپرده‌گذاران دارد، به نحوی که هر فرد حاضر است از ۵/۱۳ درصد نرخ سود سپرده صرفنظر کند لیکن وجوه سپرده‌گذاری شده‌اش نزد بانک در مسیر کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری به مصرف برسد یا در ازای صرف نظر از این مقدار سود سپرده دارایی مالی‌اش در این مسیر خاص به مصرف برسد. در مقابل متغیر وضعیت مالکیت بانک (خصوصی یا دولتی بودن بانک اخلاقی) کمترین اثر را در سبد تصمیم‌گیری پرسش‌شوندگان (سپرده‌گذاران) داشته است چرا که هر فرد فقط حاضر است در صورت دولتی بودن بانک از ۱ درصد سود سپرده صرف نظر کند که دلالت بر اهمیت کم نوع مالکیت بانک در سبد ترجیحات سپرده‌گذاران بانک‌های اخلاقی دارد.

از سوی دیگر محاسبات مربوط به احتمال انتخاب سطوح متغیرها نشان داد: الف) احتمال انتخاب سطوح نرخ سود تسهیلات ۱۵، ۱۸ و ۲۱ درصد از سوی پرسش‌شوندگان به ترتیب؛ ۶، ۲۶ و ۷۳ درصد است که مبین جذابیت نرخ‌های بالاتر سود سپرده، نسبت به نرخ‌های پایین‌تر، از دید سرمایه‌گذاران است. ب) احتمال اینکه سپرده‌گذاران، سپرده‌گذاری خود را مشروط به پاسخ‌گو بودن بانک در خصوص اهداف و اولویت‌ها نمایند حدود ۷۵ درصد است. ج) احتمال انتخاب (در اولویت قرار گرفتن) متغیر «اهداف کاهش سطح فقر و کاهش بیکاری» در مقابل عدم اولویت آن از سوی سپرده‌گذاران ۹۰ درصد در مقابل ۱۰ درصد است. لازم به ذکر است نتیجه اخیر در کنار نرخ تمایل به پرداخت ۵/۱۳ درصدی سپرده‌گذاران برای پیگیری این هدف نشان می‌دهد، از منظر پرسش‌شوندگان، مفهوم بانک‌داری اخلاقی صرفاً در چارچوب اهداف کاهش سطح فقر و بیکاری خلاصه شده و بالاترین اولویت را در سبد ترجیحات افراد دارد. این در حالی است که پارادایم بانک‌داری اخلاقی واجد ابعاد متنوعی است که به نظر می‌رسد سپرده‌گذاران نسبت به سایر ابعاد و مولفه‌های مرتبط با آن توجیه نشده‌اند. بنابراین پیشنهاد می‌شود از طریق آگاهی‌رسانی و فرهنگ‌سازی عمومی، نسبت به این موضوع اهتمام شود.

## References


Ayvazlou, H. & Ghelich, V. (2013). *Ethical Codes in the Banking System of the Country*, Report of the Research Project of the Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran.

Bashawyah1, M. & Tayachi, T. (2021). "Ethical Issues in Relation With Banking Industry". Palarch's Journal of Palaeontology and Egyptology **18**(17).

Babaei, F. (2012). "The Connection of Ethics with the Banking Industry/ Introduction to Ethical Banking". Journal of Tazehaye Eghtesad **136**: 157-158.

Carboni, V. (2011). *Banking on Ethics*, Italy: CRBM - Campagna per laRiforma della Banca Mondiale.

Clerck, F. (2009). *Ethical Banking*, Dordrecht, New York: Springer.

Febea, O. (2012). "What Really Differentiates Ethical Banks from Traditional Banks?". PP: 1-4. Available from: http://www. pravicnabankaenglish.files .wordpress.com.

Francisco, C. (2018). "Ethical Versus Conventional Banking: A Case Study". Available from: https://doi.org/10.3390/su10072152.

Guzmán, C. Teresa, S. and Marta, S. (2020). "Ethical Banking in Spain: Does an Organisational Identity Exist that Distinguishes it From Conventional Banking?". Available from: https://doi.org/10.1080/19420676.2020.1821752.

Ghelich, V. (2011). "Ethical Banking in the World". Journal of Tazehaye Eghtesad Special Issue of Islamic Banking.

Hausman, J. and Mcfadden, D. (1984). "Specification Tests for the Multinomial Logit Model". Econometrica **52**: 1219–1240.

Hoepner, A. and Wilson, J. (2010). "Social, Environmental, Ethical and Trust (SEET) Issues in Banking: An Overview". PP: 1-38. Available from: https://www.researchgate.net/publication/228201647.

Khorsandian, A. Moradpoor, A. and Shabani, M. (2014). "Provide a Model for Ethical Banking". Journal of Economic Research and Policies **71**: 29-52.

Kour, M. (2020). "Ethics and Ethical Practices in Banks: A Review of Literature". Nternational Journal of Business Ethics in Developing Economies **9**(2): 27-32.

Louviere, J. and Hensher, D. (1983). "Using Discrete Choice Models with Experimental Design Data to Forecast Consumer Demand for a Unique Cultural Event". Journal of Consumer Research **10**: 348- 361.

Mcfadden, D. and Train, K. (2000). "Mixed Logit Models for Discrete Response". Journal of Applied Econometrics **15**: 447-470.

Mousavi, Y. and Faezi, M. (2016). "The Position of Ethics in Banking: A Comparative Study of Ethical Banking With Islamic Banking". International Conference on Banking and Islamic Finance.

Pulejo, L. Marisca, C. & Rappazzo, N. (2015). "Social Reporting in European Ethical Banks: A Comparative Study". International Journal of Managerial Studies and Research (IJMSR) **3**(6): 196-202.

Safakli, O. (2005). "A Research on the Ethical Dimension of Banking Crises in the Turkish Republic of Northern Cyprus". Electronic Journal of Business Ethics and Organization Studies: 24-30.

Talebi, M. & Kiaee, H. (2012). "Ethical Banking: A Study of Common Bank Points and its Distinction with Islamic Banking". 23rd Annual Islamic Banking Seminar, Tehran, Available from: https://civilica.com/doc/209573.

Talebi, M. & Abbasi, H. (2020). "Requirements for the Implementation of Ethical Banking and Prioritizing its Characteristics in Line with the Banking System of Iran". Bi-Quarterly Scientific Journal of Islamic Finance Researches Research Article **9**(1).

Tlemsani, I. & Matthews, R. (2002). *Ethical Banking: The Islamic View*, In A. Alkafaji and J. Biberman (Eds.), Business Research Yearbook PP: 1-18.

Valls, D. Martınez, M. & Cruz Isabel, M. (2020). "Sustainable and Conventional Banking in Erope". https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229420.

Viney, R. Lancasar, E. & Louviere, J. (2002). "Discrete Choice Experiment to Measure Consumer Preferences for Health and Health Care". Expert Review of Pharmacoeconomics Outcomes Research **2**(4): 319-326.

```
      name:  <unnamed>
       log:  G:\ \مقالات مقاله بانکداری اخلاقی\Untitled.smcl
  log type:  smcl
 opened on:   1 Jun 2017, 00:20:23

. clogit choice rate Ownership profit environmental Nointerest poverty Culture Responsive, group(subject)
note: Culture omitted because of collinearity
note: multiple positive outcomes within groups encountered.

Iteration 0:   log likelihood = -1242.5965
Iteration 1:   log likelihood = -1221.1751
Iteration 2:   log likelihood = -1221.0731
Iteration 3:   log likelihood = -1221.0731

Conditional (fixed-effects) logistic regression

                                                Number of obs     =      2,214
                                                LR chi2(7)        =     323.76
                                                Prob > chi2       =     0.0000
Log likelihood = -1221.0731                     Pseudo R2         =     0.1171

------------------------------------------------------------------------------
      choice |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        rate |   1.267419   .2319374     5.46   0.000     .8128296    1.722008
   Ownership |   .3816745   .1640582     2.33   0.020     .0601264    .7032226
      profit |   .2683035   .2147439     1.25   0.212    -.1525868    .6891937
environmental |   .1188483   .2120258     0.56   0.575    -.2967147    .5344113
  Nointerest |   .2684599   .1881691     1.43   0.154    -.1003447    .6372646
     poverty |   2.169561   .1861807    11.65   0.000     1.804654    2.534469
     Culture |          0  (omitted)
  Responsive |   1.116202    .183243     6.09   0.000     .7570526    1.475352
------------------------------------------------------------------------------

. exit, clear
```

```
. margins, expression(-_b[Ownership]/_b[rate]*(3))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : -_b[Ownership]/_b[rate]*(3)
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | -.9034297 | .3988719 | -2.26 | 0.024 | -1.685204 | -.1216551 |

```
. margins, expression(-_b[poverty]/_b[rate]*(3))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : -_b[poverty]/_b[rate]*(3)
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | -5.135386 | .9345027 | -5.50 | 0.000 | -6.966977 | -3.303794 |

```
. margins, expression(-_b[Responsive]/_b[rate]*(3))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : -_b[Responsive]/_b[rate]*(3)
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | -2.642069 | .3654634 | -7.23 | 0.000 | -3.358364 | -1.925773 |

```
. margins, expression(exp(_b[poverty]*(0))/(exp(_b[poverty]*(1))+exp(_b[poverty]*(0))))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : exp(_b[poverty]*(0))/(exp(_b[poverty]*(1))+exp(_b[poverty]*(0)))
```

| | Margin | Delta-method Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | .1025174 | .01713 | 5.98 | 0.000 | .0689432 | .1360917 |

```
. margins, expression(exp(_b[poverty]*(1))/(exp(_b[poverty]*(1))+exp(_b[poverty]*(0))))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : exp(_b[poverty]*(1))/(exp(_b[poverty]*(1))+exp(_b[poverty]*(0)))
```

| | Margin | Delta-method Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | .8974826 | .01713 | 52.39 | 0.000 | .8639083 | .9310568 |

```
. margins, expression(exp(_b[rate]*(3))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3))))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : exp(_b[rate]*(3))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3)))
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | .7348445 | .0551213 | 13.33 | 0.000 | .6268087 | .8428803 |

```
. margins, expression(exp(_b[rate]*(2))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3))))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : exp(_b[rate]*(2))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3)))
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | .206901 | .0324683 | 6.37 | 0.000 | .1432644 | .2705376 |

```
. margins, expression(exp(_b[rate]*(1))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3))))
Warning: expression() does not contain predict() or xb().
Warning: prediction constant over observations.

Predictive margins                              Number of obs     =      2,214
Model VCE    : OIM

Expression   : exp(_b[rate]*(1))/(exp(_b[rate]*(1))+exp(_b[rate]*(2))+exp(_b[rate]*(3)))
```

| | Delta-method Margin | Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| _cons | .0582545 | .0226531 | 2.57 | 0.010 | .0138553 | .1026538 |

**Original Research Article**

# Extraction and evaluation of willingness to pay the depositors of banks based on ethical banking techniques and discrete choice experiment

**Hojatolah Shayeganfard**[1]
**Mohsen Mehrara**[2]*
**Gahreman Abdoli**[3]

Received: 25-06-2020 Accepted: 31-05-2021

**Introduction:** Due to the widespread use of discrete choice experiments in extracting preferences, the present study uses this method in order to identify and evaluate the variables affecting the decisions and preferences of depositors in banks with an ethical approach. At first, by studying foreign and domestic research works, the components related to ethical banking were identified. Then, in consultation with banking experts, eight variables including «Deposit interest rates», «Bank ownership status», «Profit and profitability objectives», «Environmental objectives», «Loan interest-free objectives», "Poverty reduction and unemployment reduction objectives», «Cultural and artistic objectives», and «Accountability And the bank's responsibility for goals and priorities» were selected as important factors influencing the decisions of depositors in ethical banks (assuming the stability of other economic conditions).

**Methodology:** Given the widespread use of the discrete choice experiment model in extracting preferences for goods and services for which there is either no market or the market is incomplete, this research seeks to extract and evaluate the willingness to pay for non-market variables of ethical banking. It is then followed by several other steps. First, using D-Optimal, the final options were selected from all the possible options to examine the preferences of ethical banking depositors; the selection of the number of alternatives and the set of questions was based on what was found common in such studies. The set of prepared selections and the requested economic information were distributed in the form of 100 questionnaires randomly among the target population. About 82 completed questionnaires were collected. It should be noted that the sample sizes, despite the lack of a clear criterion for determining it and the lack of financial support for the

[1]. PhD in Economics
[2]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
Email: mmehrara@ut.ac.ir
[3]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran

implementation of the research, was almost consistent with the average sample size in similar foreign works.

**Results and Discussion:** Regarding the depositors' preferences for ethical banking, the results show that, out of the total eight variables included in the model, four variables including «Deposit interest rate», «Bank ownership status», «Poverty reduction targets and unemployment reduction» and «Bank responsibility for goals and priorities» have significant effects on the decisions of depositors of banks with an ethical approach. In other words, according to the coding performed, the increased interest rate on deposits, the governmental nature of the type of bank, the pursuit of goals to reduce poverty and unemployment by the bank and the bank's accountability for goals and priorities make it likely for depositors to turn to ethical banks. While the other four variables, despite their importance in theoretical discussions of ethical banking, are statistically meaningless, which confirms that such activities are not attractive to depositors and, therefore, they are not inclined to pursue such activities. Including them in the portfolio offered by the bank or credit institution has, thus, no effect on the willingness and likelihood of referring to banks with an ethical approach. In the respect of willingness to pay, considering the interest rate of the deposit as a normalizing monetary variable, the variable «Objectives to reduce poverty and reduce unemployment» has the most positive impact on depositors' decisions among other model variables. So, every person is willing to give up the 5.13% interest rate on deposits, but the funds deposited with the bank will be used in order to reduce the level of poverty and unemployment or in exchange for ignoring this amount of interest on the deposit of financial assets to be spent in this particular way. In contrast, the variable of bank ownership (whether private or public) had the least effect on the decision-making portfolio of the respondents (depositors). This is because each person is only willing to give up about 1% of the deposit interest if the bank is state-owned. It indicates the low importance of the variable of the type of bank ownership in the portfolio of the preferences of the depositors of ethical banks.

**Conclusion:** From the respondents' point of view, the concept of ethical banking is summarized only in the context of the goals of reducing poverty and unemployment, and it has the highest priority in the basket of people’s preferences. However, the ethics of banking paradigm has various dimensions, and it seems that depositors are not convinced in relation to the other dimensions and related components, including environmental issues and accountability and supervision.

**Keywords:** Discrete choice test, Ethical banking, Responsibility of the bank for goals and priorities.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارهای مناطق شهری ایران[۱]

**سروش افخمی[۲]**
**علی اصغر سالم[۳]**
**جواد طاهرپور[۴]**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۳

## چکیده

هدف نظام تغذیه‌ای این است که هر فرد غذای سالم، کافی و متناسب با ترجیحات خود را به‌طور بادوام دریافت کند. برآورده نشدن این هدف مانعی جدی در راه تحقق اهداف سلامت در سطح فرد و جامعه است. این‌جا است که ارزیابی وضعیت غذایی خانوارها و شناسایی عوامل مؤثر بر امنیت غذا و تغذیه آن‌ها اهمیت پیدا می‌کند. در مطالعه حاضر، این کار در مورد خانوارهای شهری ایران با تأکید بر شناسایی عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه آن‌ها انجام شده است. به‌طور ویژه می‌خواهیم بدانیم که متغیرهای بعد خانوار، تأهل سرپرست خانوار و سطح تحصیلات او چه نقشی در امنیت تغذیه‌ای خانوار دارد. بدین منظور اطلاعات مربوط به ۱۸۸۰۹ خانوار در سال ۱۳۹۵ بررسی شد و از مدل لاجیت برای شناسایی عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارها بهره برده شد. نتایج نشان می‌دهد که ۸۲ درصد خانوارها در بیش از ۷ گروه (ناامنی تغذیه‌ای متوسط) و ۴۵ درصد خانوارها در بیش از ۱۰ گروه (ناامنی تغذیه‌ای شدید) از ۱۴ گروه غذایی، دچار کم‌مصرفی هستند. متغیرهای درآمد سرانه سالانه خانوار، نسبت بار تکفل در خانوار و بعد خانوار به عنوان موثرترین عوامل مؤثر بر امنیت تغذیه خانوار شناسایی شده‌اند. وضعیت تأهل سرپرست خانوار و مالکیت منزل شخصی در مرتبه‌های بعدی اثرگذاری قرار دارند. اثر سن و تحصیلات بر امنیت تغذیه‌ای نیز تأیید می‌شود. اگرچه هزینه سرانه سالانه غذا در خانوارهای با سرپرست متأهل کم‌تر است اما در وضعیت امن‌تری قرار دارند. به نظر می‌رسد تأهل بر کیفیت و الگوی غذایی سفره خانوار اثر مثبت دارد. پژوهش‌های اندکی اثر افزایش تحصیلات بر امنیت تغذیه را مخرب نشان می‌دهند. این پژوهش یکی از آن‌ها است.

**واژگان کلیدی:** امنیت غذا، امنیت تغذیه، عوامل فردی، سیری سلولی.

**Keywords:** Food Security, Nutrition Security, Individual Factors, Full Cell Nourishment.

**JEL Classification:** D19, D91, I12.

---

۱. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی است.

۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) sorush5086@yahoo.com
۳. استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی salem207@yahoo.com
۴. استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی taherpoor.j@gmail.com

**۱- مقدمه**

غذا یکی از اساسی‌ترین نیازهای بشر است. نقش غذا در تأمین انرژی و ریزمغذی‌های مورد نیاز بدن به خوبی شناخته شده است. اثرات کم‌مصرفی، پرمصرفی و سوء تغذیه بر سلامت جسمی و روحی فرد نیز به مدد تلاش‌های علمی پژوهشگران حوزه‌های مختلف علوم مشخص شده است. همه این‌ها به ما هشدار می‌دهد که بی‌توجهی به وضعیت تغذیه در سطوح مختلف یک جامعه می‌تواند آثار زیان‌باری بر فرآیند توسعه اجتماعی، اقتصادی، فرهنگی و سیاسی داشته باشد (کیان و همکاران، ۲۰۱۵).

بر این اساس اسناد و قوانین بین‌المللی مثل اعلامیه جهانی حقوق بشر (۱۹۴۸)، پیمان بین‌المللی حقوق اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی و برنامه توسعه پایدار در افق سال ۲۰۳۰ (فائو و همکاران، ۲۰۱۷) و همچنین اسناد و قوانین ملی ایران مانند اصل ۴۳ قانون اساسی (۱۳۶۸)، سند چشم‌انداز ۲۰ ساله (۱۳۸۲) و بسته سیاستی اقتصاد مقاومتی (۱۳۹۲) بر تأمین امنیت غذایی تأکید کرده‌اند.

اجلاس جهانی غذا در سال ۱۹۹۶ آخرین تعریف امنیت غذایی مورد قبول تمامی شرکت‌کنندگان را به شرح زیر اعلام کرد:

«امنیت غذایی آن‌گاه وجود دارد که همه مردم در تمامی ایام به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد».

با دقت در تعریف فوق می‌توانیم امنیت مصرفی غذا را در دو سطح فردی و سلولی تمیز دهیم. حلقه اصلی تأمین‌کننده امنیت غذایی در سطح خانوار دستیابی به سیری سلول‌ها است نه سیری شکمی (سطح فردی). چنان‌چه سبد و سفره غذایی قادر به تأمین نیازهای سلولی نباشد منجر به ایجاد ناامنی غذایی و بروز بیماری‌های سوء تغذیه ناشی از کمبود مواد غذایی می‌شود (قاسمی، ۲۰۰۴).

بر این اساس آگاهی از وضعیت تغذیه افراد می‌تواند به‌عنوان یک شاخص ارزیابی امنیت غذایی از منظر دسترسی به غذا نقش ایفا کند. یکی از راه‌های آگاهی از وضعیت تغذیه‌ای افراد اطلاع از محتوای سبد مصرفی خانوارها و مقایسه آن با وضعیت سیری سلولی است.

هدف پژوهش حاضر، شناسایی عوامل فردی مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری ایران از منظر مصرف است.

سه ویژگی این پژوهش، سبب تمایز آن از پژوهش‌های پیشین می‌شود. اول، در این پژوهش از

ریزداده‌های مربوط به خانوارها استفاده شده است. استفاده از ریزداده‌ها کمک می‌کند که آن‌چه در سطح فرد و خانوار در جریان است به دقت مورد واکاوی قرار گیرد. به این ترتیب هم وضعیت مصرفی و هم مؤلفه‌های مردم‌شناختی خانوارها با دقت بیشتری شناسایی می‌شوند که این به نوبه خود در شناسایی عوامل فردی موثر بر امنیت غذایی خانوارها اطمینان‌بخشی بیشتری به همراه می‌آورد. وجه تمایز دوم، شاخصی است که برای سنجش وضعیت امنیت تغذیه خانوارها معرفی شده است. در واقع استفاده از ریزداده‌ها به ما این امکان را داد که سبد مصرفی خانوار را با جزییات بیشتری ارزیابی کنیم و در تعریف شاخص امنیت تغذیه‌ای، بتوانیم سیری سلولی را هدف بگیریم. سوم، جامعه آماری این پژوهش نسبت به پژوهش‌های قبل از خود بسیار بزرگتر و متنوع‌تر است. جامعه مورد بررسی شامل ۱۸۸۰۹ خانوار (۶۶۰۳۸ نفر) از مناطق شهری همه استان‌های کشور است. این گستردگی و تنوع، امکان پاسخ‌هایی قابل اعتمادتر به پرسش‌های پژوهش فراهم آورده است.

در این مقاله می‌خواهیم بررسی کنیم که آیا بعد خانوار، سطح تحصیلات سرپرست خانوار و وضعیت تأهل او بر امنیت تغذیه خانوار تأثیرگذار هستند یا خیر. فرضیه‌های پژوهش عبارتند از:

۱. تأهل سرپرست خانوار اثر مثبت بر امنیت تغذیه خانوار دارد.
۲. افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار اثر مثبت بر امنیت تغذیه خانوار دارد.
۳. افزایش بعد خانوار اثر منفی بر امنیت تغذیه خانوار دارد.

بخش دوم مقاله به توضیح ابعاد مختلف امنیت غذا و تغذیه و بنیادهای نظری آن در سطح خانوار می‌پردازد و مهمترین عوامل فردی مؤثر شناخته شده در تعیین سطح امنیت غذا و تغذیه خانوار را معرفی می‌کند. بخش سوم به مرور پژوهش‌های داخلی وخارجی اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش، سبد مطلوب غذایی برای خانوار ایرانی و همچنین داده‌ها و متغیرهای مورد استفاده معرفی می‌شوند. در بخش‌های پنجم و ششم نیز یافته‌های پژوهش ارائه و در مورد آن‌ها بحث می‌شود.

## ۲- مبانی نظری

### ۲-۱- ابعاد امنیت غذا و تغذیه

تعریف اجلاس جهانی غذا از امنیت غذایی بر چهار مفهوم «موجود بودن»، «دسترسی»، «بهره‌مندی مطلوب» و «پایداری» تأکید می‌کند. وجود غذا به سمت عرضه امنیت غذایی اشاره می‌کند و با سطح تولید غذا، میزان ذخایر و تجارت خالص مشخص می‌شود (فائو، ۲۰۰۸). دسترسی به غذا به سطح فقر، قدرت خرید، قیمت‌ها و وجود زیرساخت‌های بازار و حمل‌ونقل و سیستم توزیع غذا

وابسته است. پایداری متأثر از آب و هوا، تغییرات قیمت‌ها، بلایای طبیعی و مجموع عوامل اقتصادی و سیاسی است (رستمی و همکاران، ۲۰۱۴). بهره‌مندی مطلوب معمولاً به معنای شیوه‌ای است که بدن از اکثر مواد مغذی موجود در غذا استفاده می‌کند. انرژی کافی و جذب مواد مغذی توسط افراد حاصل اقدامات تغذیه‌ای و مراقبتی مناسب، آماده‌سازی غذا، تنوع رژیم غذایی و توزیع غذا درون خانوار است (فائو، ۲۰۰۸). مفهوم بهره‌مندی مطلوب در این تعریف به ما کمک می‌کند تا بین مفهوم امنیت غذایی و امنیت تغذیه‌ای تمایز قائل شویم. این مفهوم تأکید می‌کند که امنیت تغذیه‌ای چیزی فراتر از امنیت غذایی است (گروس[1] و همکاران، ۲۰۰۰). امنیت غذایی به معنای فراهم بودن غذا و دسترسی همه افراد به آن است در حالی که امنیت تغذیه‌ای منوط به جذب گستره وسیعی از غذاها است که برآورنده مواد مغذی اساسی مورد نیاز بدن باشند (وینوگوپال[2]، ۱۹۹۹). مقاله حاضر بر حلقه آخر زنجیره غذا یعنی تغذیه تمرکز دارد وعوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه‌ای خانوارها را شناسایی می‌نماید که لاجرم امنیت غذایی را هم شامل می‌شود.

### ۲-۲- چارچوب مفهومی وضعیت تغذیه‌ای در سطح خانوار

نمودار ۱ مدل علّی ساده شده‌ای ارائه می‌دهد که وضعیت تغذیه‌ای را به عوامل بوم‌شناختی مرتبط می‌سازد. در این چارچوب مفهومی، وضعیت تغذیه‌ای نتیجه جذب غذایی و وضعیت بهداشت است. همچنین علل زیربنایی بهداشت (یعنی عوامل محیطی و خدمات بهداشت) به تصویر درآمده‌اند. ممکن است وضعیت بهداشت تا حدی به دسترسی ضعیف به مراقبت‌های بهداشتی، تأمین مسکن فقرا و شرایط محیطی مربوط باشد و این می‌تواند به واسطه سوء تغذیه بدتر شود چرا که افراد را مستعد بیماری می‌کند. تمایز بین خدمات بهداشت و محیط برای اتخاذ راهبردهای مداخلاتی مناسب ضروری است.

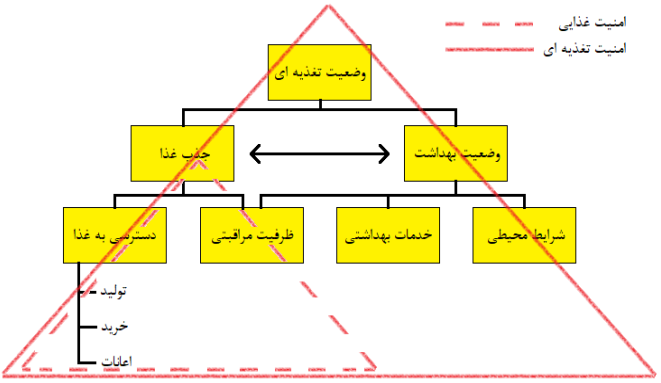
در تعریف امنیت غذا و تغذیه تأکید شده است که غذای در دسترس باید نیازهای یک رژیم غذایی را برای زندگی سالم و فعال فراهم آورد (فائو، ۲۰۰۶). این شرط اشاره به عوامل غیر غذایی در تأمین امنیت غذایی دارد.

در تعریف سوء تغذیه گفته می‌شود که وضعیتی برآمده از کمبود، مازاد یا عدم تعادل در جذب درشت مغذی‌ها یا ریزمغذی‌ها است (فائو، ۲۰۰۸). کمبود ریزمغذی‌ها مشخصاً به ناامنی غذایی می‌انجامد. زیرا کمبود مواد مغذی امکان زندگی سالم و فعال را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میزان کمبود نشان‌دهنده شدت ناامنی غذایی و تغذیه‌ای و مدت زمان آن نشان‌دهنده گذرا یا مزمن بودن

[1]. Gross (2000)
[2]. Venugopal (1999)

ناامنی است. در مورد مازاد مواد مغذی نیز می‌توان همین استدلال را داشت که چون سلامت فرد و کیفیت فعالیت او را متأثر می‌کند پس بر ناامنی غذا و تغذیه مؤثر است. در نتیجه سوء تغذیه یکی از عوامل ناامنی غذایی محسوب می‌شود. البته می‌شود تحلیل را دینامیک نمود و نشان داد که ناامنی غذایی نیز می‌تواند منجر به سوء تغذیه شود. ناامنی غذایی اگر ناشی از کمبود دسترسی به مواد مغذی باشد منجر به سوء تغذیه می‌شود. در عین حال اگر دسترسی به مواد غذایی فراهم باشد اما الگوی تغذیه‌ای درست نباشد، باز هم دچار ناامنی غذایی می‌شویم (گروس، ۲۰۰۰).

هر یک از چهار عامل زیربنایی نیز از عوامل دیگری تأثیر می‌پذیرند. برای مثال وجود غذا متاثر از تولید، قیمت و اعانات غذایی است.




**مأخذ:** گروس و همکاران، ۲۰۰۰

**نمودار ۱: چارچوب مفهومی وضعیت تغذیه در سطح خانوار**

## ۲-۳- عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارها

**درآمد خانوار:** درآمد خانوار ارتباطی بسیار قوی با همه شاخص‌های امنیت تغذیه دارد. با افزایش درآمد، مصرف سرانه انرژی غذایی در هر روز افزایش می‌یابد و از شیوع کمبود انرژی غذایی کاسته می‌شود. تنوع و کیفیت رژیم غذایی بهبود پیدا می‌کند، آسیب‌پذیری اقتصادی کم می‌شود و درصد متوسط هزینه‌های مربوط به غذا کاهش می‌یابد. لذا افزایش درآمد باید یک مؤلفه کلیدی در هر راهبرد اتخاذی برای کاهش ناامنی تغذیه به‌حساب آید (اسمیت و [1]۲۰۰۷).

**نیروی کار خانوار:** نیروی کار خانوار نشان‌گر منبع سرمایه انسانی خانوار در فعالیت‌های اقتصادی است. با افزایش نیروی کار خانوار، میزان درآمد کل خانوار افزایش می‌یابد و تأمین غذا

[1]. Smith & Subandoro (2007)

بهبود پیدا می‌کند. اگر افزایش نیروی کار همراه با تنوع منابع درآمدی نیز باشد با کاهش ریسک درآمدی، آسیب‌پذیری خانوار در برابر ناامنی تغذیه نیز کاهش می‌یابد. انتظار می‌رود هرچه سرمایه انسانی خانوار در کار بیش‌تر شود با افزایش ارتباطات اجتماعی که در فضای کار شکل می‌گیرد آگاهی‌ها نسبت به مؤلفه‌های سلامت و تغذیه بیش‌تر شود و ضریب امنیت تغذیه خانوار بالاتر رود (منگو و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

**سطح تحصیلات:** این امکان وجود دارد که در میان جوامعی که در آن‌ها غذای کافی برای برآوردن نیازهای انرژی وجود ندارد آموزش بتواند کمیت و کیفیت رژیم غذایی را بهبود بخشد زیرا آگاهی از نیازهای تغذیه‌ای، تأمین مصرف غذای مناسب و مدیریت مؤثر منابع خانوار را افزایش می‌دهد. در صورتی که مصرف غذا فراتر از نیازهای غذایی باشد خانوارها مصرفشان را جهت پیش‌گیری از چاقی و خطر بیماری‌های مزمن ناشی از مصرف بیش از حد، کاهش می‌دهند. انتظار می‌رود آموزش اثر مثبتی بر کیفیت رژیم غذایی داشته باشد چرا که آگاهی و توانایی بیش‌تر جهت درک دانش تغذیه‌ای و عمل به آن را به همراه دارد. با این وجود، از آن‌جا که خانوارهای دارای درآمدهای بالاتر معمولا تحصیل‌کرده‌تر هستند، شاید پیشرفت‌های آشکار در امنیت تغذیه که با افزایش آموزش همگام است در حقیقت قابل اسناد به درآمد باشد (اسمیت و سوباندورو، ۲۰۰۷).

**سن سرپرست خانوار:** درباره این عامل نتایج متعارضی وجود دارد. می‌توان انتظار داشت که با افزایش سن سرپرست خانوار، امنیت تغذیه بالاتر رود. این می‌تواند به دلیل افزایش تجربه کاری سرپرست خانوار، افزایش آگاهی وی از مؤلفه‌های سلامت و تغذیه و یا به دلیل به بار نشستن سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت باشد که بعداً اثر خود را در ثروت و درآمد نشان می‌دهد و از این طریق بر امنیت تغذیه مؤثر واقع می‌شود. همچنین هر چه سن بیش‌تر شود ریسک‌گریزی فرد فزونی می‌گیرد و سعی می‌کند منابع درآمدی بیش‌تری برای خود تدارک ببیند. از طرف دیگر می‌توان انتظار داشت که با افزایش سن و به دنبال آن کاهش بهره‌وری و وابستگی به کمک‌های مالی امنیت تغذیه کم‌تر شود. البته این امر بیش‌تر مختص گروه‌های با افراد سال‌خورده است (منگو و همکاران، ۲۰۱۴).

**جنسیت سرپرست خانوار:** به نظر می‌رسد خانوارهای تحت سرپرستی مردان نسبت به خانوارهای تحت سرپرستی زنان، به لحاظ کمیت رژیم غذایی تا حدی از مزیت برخوردار باشند.

[1]. Mango (2014)

مصرف سرانه انرژی غذایی روزانه در این خانوارها بیش‌تر است. کیفیت رژیم غذایی از وضعیت بهتری برخوردار است و آسیب‌پذیری اقتصادی نیز کم‌تر است (نواکا و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

**بعد خانوار:** بعد خانوار نشان‌دهنده سطح نیازهای خانوار است. با افزایش بعد خانوار زحمت تأمین نیازها از جمله نیازهای غذایی و تغذیه‌ای بیش‌تر می‌شود. لذا این عامل اثر منفی بر امنیت تغذیه می‌گذارد (منگو و همکاران، ۲۰۱۴).

**تأهل سرپرست خانوار:** در مورد این عامل بحث‌های نظری مختلفی مطرح است. برخی استدلال می‌کنند که چون خانوارهای با سرپرست متأهل معمولا بعد بزرگتری هم دارند، افزایش هزینه‌های خانوار می‌تواند امنیت تغذیه‌ای خانوار را در معرض خطر قرار دهد. برخی دیگر با اشاره به مشارکت همسر در تأمین مالی خانوار، هم‌افزایی ناشی از این همکاری در بهبود وضعیت مالی را در بهبود امنیت تغذیه مؤثر می‌دانند (اوموتایو و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

**تملک منزل شخصی:** ناامنی تغذیه در خانوارهایی که در منزل شخصی به سر می‌برند و هزینه‌ای برای اجاره و یا رهن پرداخت نمی‌کنند کمتر شایع است زیرا این خانوارها می‌توانند این هزینه مازاد را در تهیه اقلام غذایی به کار برند. دارا بودن منزل مسکونی شاید بیان‌گر سطح مطلوب درآمد و در نهایت دسترسی بیش‌تر به غذا باشد (صفرپور و همکاران، ۲۰۱۴).

## ۳- پیشینه پژوهش[3]

### ۳-۱- پیشینه پژوهش در ایران

پاکروان چروده و همکاران (۲۰۲۰) عوامل اقتصادی-اجتماعی مرتبط با امنیت تغذیه خانوارهای شهری و روستایی خوزستان را بررسی کرده‌اند. داده‌ها به روش پرسش‌نامه‌ای و از ۱۸۷۶ خانوار شهری و ۱۴۹۵ خانوار روستایی در سال ۱۳۹۷ گردآوری شده است. مشخص شد که متغیرهای درآمد، اشتغال سرپرست، مالکیت منزل شخصی و همچنین خودروی شخصی در بهبود سطح امنیت تغذیه مؤثر هستند. همچنین مشاهده شد که شباهت نژادی (عرب بودن) در بهبود امنیت تغذیه خانوارهای شهری (نه روستایی) نقش بامعنایی دارد. تحصیلات دانشگاهی سرپرست خانوار

[1]. Nwaka (2020)

[2]. Omotayo (2018)

[3]. در این مقاله بین دو مفهوم امنیت غذا و امنیت تغذیه تمایز قائل شده‌ایم، اما در نگارش مطالعات پیشین معمولا این تمایز در واژگان دخیل نشده است. از آن‌جا که مطالعات مروری انتخاب‌شده در این بخش همگی به امنیت تغذیه پرداخته‌اند به خود این اجازه را دادیم که واژه امنیت غذایی در آن‌ها را به واژه دقیق‌تر امنیت تغذیه تغییر دهیم تا با بقیه مقاله هماهنگ باشد.

بامعنا نیست اما خانوارهای سرپرست‌هایی که دیپلم دارند نسبت به آن‌هایی که زیر دیپلم هستند در شهرها امنیت تغذیه‌ای کمتری دارند؛ در روستا این متغیر هم بی‌معنا است.

ضیائی و همکاران (۲۰۱۹) برای شناسایی راهکارهای مقابله با ناامنی تغذیه خانوارهای روستایی گرگان به شناسایی عوامل مؤثر بر آن پرداخته‌اند. این مطالعه که ۲۶۷ خانوار را در بر دارد نشان می‌هد که متغیرهای درآمد سالانه، وضعیت شغلی و سن سرپرست خانوار به طور معناداری امنیت تغذیه را ارتقا می‌دهند ولی با افزایش تعداد فرزندان احتمال قرار گرفتن خانوار در وضعیت ناامنی تغذیه بیشتر می‌شود.

حسینی و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر سیاست هدفمندی یارانه‌ها بر امنیت تغذیه در ایران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که بعد خانوار، تعداد افراد باسواد خانوار، مرد بودن سرپرست، برخورداری سرپرست از تحصیلات دانشگاهی و نیز متأهل بودن وی سبب تشدید ناامنی تغذیه می‌شود، اما تملک منزل شخصی و افزایش تعداد شاغلان از خطر ناامنی تغذیه خانوار می‌کاهد.

احمدی جاوید و همکاران (۲۰۱۴) نیز با استفاده از داده‌های بودجه و هزینه خانوارهای استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۹۰ الگوی مصرفی کالاهای خوراکی خانوارهای شهری این استان را با رویکرد امنیت تغذیه مطالعه کرده‌اند. در دهک‌های پایین درآمدی با توجه به بزرگ‌تر بودن ابعاد خانوارها مصرف مواد غذایی کم‌تر بوده و نیز با توجه به سهم بیش‌تر هزینه این خانوارها در نان و غلات ناامنی تغذیه وجود دارد. مصرف انواع گوشت و میوه و خشکبار که منابع اصلی پروتئین، ویتامین و کربوهیدرات هستند با افزایش درآمد و مخارج خانوار افزایش یافته و خانوارهای شهری کم‌درآمد قدرت خرید پایینی برای این کالاها دارند. الگوی نادرست مصرف در استان نیز دلیل دیگری برای ناامنی تغذیه شمرده شده است.

نتایج مطالعه مقطعی صفرپور و همکاران (۲۰۱۴) که به منظور بررسی امنیت تغذیه خانواده‌های دانش‌آموزان دختر مقطع ابتدایی شهرستان بندرانزلی در سال ۱۳۹۰ انجام گرفته نشان می‌دهد سطح اقتصادی خانواده، تعداد افراد شاغل خانواده، تعداد فرزندان، سطح تحصیلات پدر و مادر و مالکیت منزل مؤثر تشخیص داده شده‌اند. خانه‌دار بودن مادر، بیکاری پدر، نداشتن منزل شخصی، تحصیلات غیر دانشگاهی پدر و وجود بیش از دو فرزند در خانواده عامل خطر مستقل بر ایجاد ناامنی تغذیه بوده‌اند. مثلا شانس پدران با تحصیلات غیر دانشگاهی ۵ برابر سایر پدران در داشتن خانواده‌ای با ناامنی تغذیه است. در این مطالعه بین ناامنی تغذیه و بعد خانوار ارتباط معناداری

مشاهده نشده است.

مطالعه شرفخانی و همکاران (۲۰۱۲) به منظور بررسی شیوع و عوامل مؤثر بر ناامنی تغذیه خانوارهای دهستان قره‌سو شهرستان خوی نشان داد که با افزایش تعداد مراکز ارائه مواد غذایی در روستا، زیربنای مسکونی و تعداد اتاق ناامنی تغذیه خانوار کاهش و با افزایش فاصله روستا از شهر ناامنی تغذیه افزایش می‌یابد. وضعیت مسکن، وضعیت خودرو، وضعیت والدین (تک‌والد یا دو والد بودن) و وضعیت درآمد ماهانه خانوار از دیگر عوامل مؤثر بر امنیت تغذیه خانوار است. البته موضوع اصلی این پژوهش نقش ترکیب سنی خانوار در ناامنی تغذیه بوده است که وجود رابطه معنادار بین ترکیب سنی خانوار و وضعیت امنیت تغذیه را تأیید می‌کند. در این مورد مطالعاتی با افزایش بعد خانوار شانس ناامنی تغذیه کاهش می‌یابد.

رستمی و همکاران (۲۰۱۴) نیز هنگام شناسایی عوامل مؤثر بر ناامنی تغذیه ۱۰۰ خانوار از روستای کرناچی استان کرمانشاه در سال ۱۳۹۱ متوجه تأثیر معنادار عواملی چون درآمد ماهانه خانوار، جایگاه شغلی پدر، وضعیت دارا بودن تسهیلات زندگی، سطح سواد مادر و بعد خانوار می‌شوند که از بین آن‌ها موثرترین عوامل عبارتند از جایگاه شغلی پدر، میزان درآمد و وضعیت دارا بودن اقلام زندگی.

## ۳-۲- پیشینه پژوهش در سایر کشورها

کلنسوریا و همکاران[1] (۲۰۲۰) عوامل تعیین‌کننده امنیت تغذیه خانوارهای شهری سریلانکا در سال ۲۰۱۶ را با تأکید بر بررسی نقش زنان شناسایی کرده‌اند. آن‌ها با مطالعه ۳۴۲۹ خانوار مشاهده کردند که سن سرپرست و درآمد خانوار و همچنین مشارکت زنان در کسب درآمد امنیت تغذیه را بهبود می‌بخشد. به عبارت دیگر مشارکت زنان نقصی در تدبیر امور منزل، لااقل در امر تغذیه، ایجاد نمی‌کند. بالاتر بودن سطح تحصیلات زنان تنوع رژیم غذایی خانوار را بهبود می‌دهد (به‌خصوص میوه و شیر). همچنین مشخص شد که نقش متغیر جنسیت سرپرست خانوار در تعیین وضعیت تغذیه‌ای خانوار بی‌اثر است.

اوموتایو و همکاران (۲۰۱۸) ضمن بررسی رابطه میان فقر و ناامنی تغذیه‌ای خانوارهای روستایی در بخش جنوب غربی نیجریه عوامل تعیین‌کننده سطح ناامنی تغذیه را نیز مطالعه نمودند. این مطالعه شامل ۴۲۰ خانوار از ۱۸ روستا است. ضمن این‌که نقش فقر در ایجاد ناامنی تغذیه به تأیید رسید، مشاهده شد که خانوارهای با سرپرست مرد وضعیت ناامن‌تری دارند. تأهل سرپرست خانوار نیز اثر

[1]. Kalansooriya (2020)

منفی بر امنیت تغذیه دارد. افزایش سطح تحصیلات امنیت تغذیه را بهبود می‌بخشد. در نهایت، سن سرپرست و بعد خانوار رابطه مثبت معنادار با ناامنی تغذیه دارند. در این مطالعه، نسبت مشارکت (عکس نسبت بار تکفل) بی‌اثر شناخته شده است.

فرهادیان[1] و همکاران (۲۰۱۵) بر اساس داده‌های سال ۲۰۱۲ مطالعه‌ای روی ۱۰۲ خانوار از روستای پیتاس کشور مالزی که حداقل یک فرزند ۱ تا ۵ ساله داشته‌اند انجام داده‌اند. هرچه خانوار بزرگ‌تر و تعداد فرزندان بیش‌تر شود و سطح تحصیلات پدر خانواده پایین‌تر باشد احتمال ناامنی تغذیه بیش‌تر می‌شود و برعکس هرچه درآمد بیش‌تر باشد و مادران شاغل باشند خانوار در وضعیت ایمن‌تری به لحاظ تغذیه به سر می‌برد. تنوع رژیم غذایی بر وقوع ناامنی غذایی بی‌اثر اما بر شدت آن تأثیرگذار است.

منگو و همکاران (۲۰۱۴) نیز در سال ۲۰۱۱ به سراغ کشاورزان خرده مالک از بخش مودزی کشور زیمبابوه رفته‌اند و با ۱۲۰ نفر از آنان مصاحبه کرده‌اند. مشخص شد که اشتغال خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، کمک‌های مالی، مالکیت بر احشام و دسترسی به اطلاعات بازار به بهبود امنیت تغذیه کمک می‌کنند در حالی که هر چه بعد خانوار بیش‌تر شود ناامنی تغذیه بیش‌تر خانوار را تهدید می‌کند. سن سرپرست خانوار و جنسیت وی بر ناامنی تغذیه خانوار بی‌تأثیر شناخته شده است.

ایرام و بات[2] (۲۰۱۴) برای بررسی امنیت تغذیه خانوارهای پاکستانی از متغیرهای توضیحی نسبتاً متفاوتی استفاده کرده‌اند. این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش سن مادر، جذب کالری در سطح خانوار بهبود می‌یابد این می‌تواند بدان دلیل باشد که مادران مسن‌تر نسبت به مادران جوان‌تر شناخت بهتری از کیفیت غذا و نیازهای خانواده دارند. عوامل محیطی مثل دسترسی به آب سالم و امکانات بهداشتی بهتر در منزل به طور غیر مستقیم بر ظرفیت جذب کالری اثر می‌گذارند. بنابراین عوامل محیطی می‌توانند فارغ از وضعیت درآمدی نیز از طریق جذب انرژی نقش مهمی در امنیت تغذیه ایفا کنند. تأثیر نسبت وابستگی بر جذب سرانه انرژی غذایی نیز معنادار است. با افزایش نسبت وابستگی، تعداد افراد بیش‌تری از خانوار باید در غذا سهیم شوند و این امر سهم افراد از جذب کالری را کاهش و ناامنی تغذیه را افزایش می‌دهد.

نتایج مشابهی در پژوهش گبره[3] (۲۰۱۲) دیده می‌شود. این پژوهش که بر اساس مصاحبه با ۴۲۳

[1]. Farhadian (2015)
[2]. Iram & Butt (2014)
[3]. Gebre (2012)

خانوار از شهر آدیس‌آبابا (اتیوپی) در سال‌های ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ انجام شده است، نشان می‌دهد که امنیت تغذیه خانوار از جنسیت سرپرست آن تبعیت نمی‌کند. جالب این‌که نسبت وابستگی، دسترسی به خدمات گوناگون و کمک‌های غذایی نیز اثری بر امنیت تغذیه ندارند. این در حالی است که دسترسی به اعتبارات از جمله عوامل مؤثر بر امنیت تغذیه است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که کمک‌های اعتباری نسبت به کمک‌های غذایی در تأمین امنیت تغذیه خانوارها نقش بیش‌تری ایفا می‌کنند. سایر عوامل مؤثر شناسایی شده در این پژوهش عبارتند از بعد خانوار، سن سرپرست خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، دارایی‌های خانوار و دسترسی به شغل.

آرن و انیاجی[1] (۲۰۱۰) عوامل مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارهای شهری در نسوکای نیجریه را شناسایی کرده‌اند. نتایج کار آن‌ها حاکی از اهمیت دو متغیر درآمد سرپرست خانوار و سن او است. با افزایش سن سرپرست خانوار و همچنین با افزایش درآمد او ناامنی تغذیه خانوار کم‌تر می‌شود.

## ۴- روش‌شناسی پژوهش

### ۴-۱- معرفی داده‌ها

مطالعه پیش رو با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به سال ۱۳۹۵ انجام شده است. جامعه آماری پژوهش از خانوارهای شهری سراسر کشور ایران تشکیل شده است. نمونه آماری شامل اطلاعات مربوط به ۱۸۸۰۹ خانوار شهری (شامل ۶۶۰۳۸ نفر) است. این اطلاعات از «داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار شهری و روستایی سال ۱۳۹۵» استخراج شده‌اند (مرکز آمار ایران، ۲۰۱۷) که شامل دو دسته است:

دسته اول داده‌های مربوط به سبد مصرفی خانوار است که بر اساس سبد غذایی مطلوب برای جامعه ایرانی گزینش شده‌اند و شامل ۱۴ گروه غذایی است. این داده‌ها در سنجش وضعیت امنیت غذایی خانوار به کار گرفته می‌شوند.

دسته دوم شامل داده‌هایی است که بیان‌گر ویژگی‌های اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی هر خانوار است. از این دسته به عنوان متغیرهای احتمالی مؤثر بر وضعیت امنیت غذایی خانوار استفاده می‌شود. برای مثال می‌توان به مخارج خانوار، بعد خانوار، تعداد شاغلین خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، ترکیب سنی خانوار و ... از این دسته اشاره کرد.

طرح هزینه و درآمد خانوار یکی از منابع اطلاعاتی مهم و منحصر به فرد در مباحث اقتصاد خرد،

[1]. Arene & Anyaeji (2010)

اقتصاد رفاه و همچنین مطالعات اقتصادی-اجتماعی است. این اطلاعات سالانه به صورت میدانی، در قالب پرسشنامه‌های مفصل به روش آمارگیری نمونه‌ای، از طریق مراجعه به خانوارهای نمونه در نقاط شهری و روستایی جمع‌آوری می‌شود (مرکز آمار ایران، بی‌تا).

### ۴-۲- سبد غذایی مطلوب برای جامعه ایرانی

جهت ارزیابی وضعیت امنیت تغذیه باید پیش از هر چیز به معرفی سبد مطلوب غذایی خانوار بپردازیم تا بر اساس آن بتوانیم شاخص امنیت تغذیه را تعریف نموده و سپس عوامل فردی مؤثر بر آن را شناسایی کنیم. آن سبد غذایی مطلوب است که هم دربردارنده تمام ریزمغذی‌های مورد نیاز بدن باشد و هم میزان ریزمغذی‌ها و انرژی غذا متناسب با ذائقه و ترجیحات افراد باشد تا پایبندی به آن ساده و دلخواهانه باشد. لذا سبد مطلوب خانوار ایرانی باید متناسب با الگوی مصرف خانوار ایرانی تعریف شود.

صالحی و همکاران (۲۰۱۳) طی همکاری دفتر بهبود تغذیه جامعه وزارت بهداشت، دانشکده بهداشت، دانشکده علوم تغذیه و رژیم‌شناسی دانشگاه علوم پزشکی تهران و انستیتو تحقیقات تغذیه‌ای و صنایع غذایی کشور اقدام به معرفی «سبد غذایی مطلوب برای جامعه ایرانی» نمودند. آن‌ها از یک طرف استانداردهای مربوط به میزان انرژی و مواد مغذی مورد نیاز بدن را که توسط سازمان‌های بین‌المللی مانند سازمان بهداشت جهانی و سازمان خواروبار و کشاورزی تعیین شده‌اند مبنا قرار دادند و از طرف دیگر پس از بررسی سبد غذایی خانوارهای ایرانی و شناسایی چهارده گروه غذایی پر مصرف، موفق به پیشنهاد سبد غذایی‌ای شدند که هم ریزمغذی‌های مورد نیاز افراد را تأمین کند و هم متناسب با الگوی تغذیه‌ای خانوارهای ایرانی باشد (جدول ۱).

**جدول ۱: سبد غذایی مطلوب برای جامعه ایرانی بر اساس حداقل نیاز سالانه هر فرد**

| گروه غذایی | مقدار مورد نیاز (کیلوگرم/نفر/سال) | گروه غذایی | مقدار مورد نیاز (کیلوگرم/نفر/سال) |
|---|---|---|---|
| نان | ۱۱۳/۵ | لبنیات | ۴۵/۷۵ |
| برنج | ۳۴/۶ | تخم مرغ | ۱۲/۷۷۵ |
| ماکارونی | ۷/۳ | روغن نباتی | ۱۲/۷۷۵ |
| گوشت قرمز | ۱۳/۹ | میوه‌ها | ۱۰۲/۲ |
| گوشت مرغ | ۹/۱ | سبزی‌ها | ۱۰۹/۵ |
| گوشت حیوانات دریا | ۷/۳ | حبوبات | ۹/۴۹ |
| شیر | ۳۶/۵ | قند و شکر | ۱۴/۶ |

**مأخذ:** صالحی و همکاران، ۲۰۱۳

### ۴-۳- شاخص امنیت غذایی

مقدار متوسط مصرف سرانه در هر خانوار به ازای هر یک از گروه‌های غذایی ۱۴ گانه با مقدار استاندارد آن در جدول ۱ مقایسه شده است. اگر مصرف متوسط خانواری در بیش از هفت گروه غذایی کمتر از حد استاندارد باشد، آن خانوار در گروه ناامن غذایی متوسط و اگر در بیش از ۱۰ گروه غذایی دچار کم‌مصرفی باشد در گروه ناامن غذایی شدید قرار می‌گیرد. شاخص *foodinsec7* معیاری برای ناامنی غذایی متوسط و شاخص *foodinsec10* معیاری برای ناامنی غذایی شدید در نظر گرفته شده است. در مورد هر دو شاخص مذکور، عدد ۱ به منزله ناامنی غذایی و عدد صفر به منزله امنیت غذایی است (جدول ۲).

**جدول ۲: معرفی شاخص‌های ناامنی تغذیه‌ای متوسط و شدید**

| شرط | شاخص ناامنی تغذیه‌ای | وضعیت ناامنی تغذیه‌ای |
|---|---|---|
| کم‌مصرفی در بیش از ۷ گروه غذایی | *foodinsec7=1* | خانوار دچار ناامنی تغذیه‌ای متوسط است. |
| کم‌مصرفی در ۷ گروه غذایی و کمتر | *foodinsec7=0* | خانوار دچار ناامنی تغذیه‌ای متوسط نیست. |
| کم‌مصرفی در بیش از ۱۰ گروه غذایی | *foodinsec10=1* | خانوار دچار ناامنی تغذیه‌ای شدید است. |
| کم‌مصرفی در ۱۰ گروه غذایی و کمتر | *foodinsec10=0* | -خانوار دچار ناامنی تغذیه‌ای شدید نیست. |

**منبع:** پیشنهاد نویسندگان پژوهش

منطق تعریف شاخص: در پاسخ به این پرسش که برای تعریف شاخص ناامنی تغذیه‌ای، کم‌مصرفی در چه تعداد از گروه‌های غذایی ۱۴ گانه را می‌توان معادل ناامنی تغذیه دانست به این نکته توجه شد که سند سبد غذایی مطلوب خانوار ایرانی با محوریت تأمین پنج ریزمغذی اساسی تدوین شده است: ریبوفلاوین، پروتئین، کلسیم، آهن، ویتامین آ (صالحی و همکاران، ۲۰۱۳). بررسی‌ها نشان داد که برای هر یک از این ریزمغزی‌ها حداقل چهار و در نهایت هشت گروه غذایی هم‌ارز در میان گروه‌های ۱۴ گانه غذایی وجود دارد. برای مثال ویتامین آ در ۴ گروه میوه‌ها، سبزی‌ها، گوشت حیوانات دریایی و تخم‌مرغ به‌میزان نسبتا خوبی یافت می‌شود، یا پروتئین از هشت گروه تخم مرغ، گوشت مرغ، گوشت حیوانات دریا، گوشت قرمز، شیر، لبنیات، حبوبات و سبزیجات قابل تأمین است. لذا اگر کسی در هشت گروه غذایی دچار کم‌مصرفی باشد امکان ندارد که کمبود ریزمغذی مربوط به آن هشت گروه (در این مثال، پروتئین) از طریق بیش‌مصرفی در هیچ گروه دیگر باقی‌مانده جبران شود. اما کسانی که در کمتر از هشت گروه غذایی کم‌مصرفی دارند به طور کلی در دو وضعیت قرار دارند: برخی کم‌مصرفی در بعضی گروه‌های غذایی را با بیش‌مصرفی در گروه‌های دیگر جبران کرده‌اند و برخی دیگر موفق به جبران نشده‌اند

و دچار سوء تغذیه از جنس کم‌مصرفی هستند. لذا در بین خانوارهایی که در کمتر از هشت گروه غذایی کم‌مصرفی دارند برخی به وضعیت ناامنی تغذیه رسیده‌اند و برخی از امنیت تغذیه برخوردارند (گرچه ممکن است دچار سوء تغذیه از جنس بیش‌مصرفی باشند). به‌دلیل حضور همزمان این دو گروه نمی‌توان وضعیت امنیت تغذیه را در این وضعیت با اطمینان مشخص کرد اما به لحاظ متوسط اجتماعی می‌توان گفت خانوارهایی که در بیش از سه گروه غذایی و کمتر از هشت گروه غذایی دچار کم‌مصرفی هستند، به طور متوسط (برخی در وضعیت ناامنی تغذیه‌ای و برخی در وضعیت امنیت کامل تغذیه‌ای) دچار ناامنی تغذیه‌ای خفیف هستند. اما در مورد خانوارهایی که در بیش از هفت گروه غذایی دچار کم‌مصرفی هستند بااطمینان می‌توان از وجود ناامنی تغذیه‌ای صحبت نمود. این گروه که نسبت به گروه قبل در دسته ناامن متوسط تغذیه‌ای قرار می‌گیرد و شدت کم‌مصرفی در آن آن‌قدر زیاد است که هم نگرانی ما را به خود جلب کند و هم آن‌قدر قابل تفکیک (یعنی از دو دسته امن و ناامن تشکیل نشده باشد) هست که بتوان در مورد آن اقدام به مداخله یا سیاست‌گذاری و ارائه کمک‌های سازمان‌یافته نمود را به عنوان گروه دچار ناامنی تغذیه‌ای متوسط می‌شناسیم.

ناامنی تغذیه‌ای کامل یعنی فرد در هیچ یک از ۱۴ گروه غذایی مصرف کافی نداشته باشد. ناامنی تغذیه‌ای شدید در میانه ناامنی تغذیه‌ای متوسط و ناامنی تغذیه‌ای کامل تعریف شده است، یعنی اگر خانواری در بیش از ۱۰ گروه غذایی دچار کم‌مصرفی باشد، دچار ناامنی تغذیه‌ای شدید است.

### ۴-۴- متغیرهای توضیحی

بر اساس نظریات موجود و نیز با آزمون و خطا در مدل‌هایی که در ادامه معرفی می‌شود در نهایت هفت متغیر توضیحی انتخاب یا تعریف شد که عبارتند از: وضعیت تملک منزل شخصی (مالک=۱/غیر مالک=۰)، سن سرپرست خانوار، درآمد سرانه سالانه خانوار[1] (بر مبنای ده میلیون تومان)، نسبت بار تکفل در خانوار (نسبت تعداد افراد شاغل به بعد خانوار)، وضعیت تأهل سرپرست خانوار (متأهل=۱/مجرد=۰)، سطح تحصیلات سرپرست خانوار (تعداد سال‌های تحصیل) و بعد خانوار (تعداد اعضای خانوار).

[1]. لازم به ذکر است که بخش درآمد خانوار از طرح هزینه و درآمد خانوار معمولا به دلیل کم‌اظهاری خانوارها قابل اطمینان نیست؛ لذا مخارج سرانه سالانه خانوار به عنوان بدل برای درآمد سرانه سالانه خانوار استفاده شده است.

### ۴-۵- تصریح مدل

چنان که دیده شد متغیرهای وابسته از نوع دوتایی هستند، یعنی تنها دو مقدار صفر یا یک را به خود می‌گیرند. در چنین شرایطی نقض برخی از فروض کلاسیک رخ می‌دهد. برای رفع این مشکل از مدل رگرسیونی لاجیت استفاده می‌شود. در این مدل از تابع لجستیک استفاده می‌شود که برای متغیر تصادفی Z به صورت زیر است:

$$G(Z) = \frac{1}{1+e^{-Z}} \quad (۱)$$

و تابع چگالی آن به صورت زیر است:

$$g(Z) = G(Z)(1 - G(Z)) \quad (۲)$$

احتمال این‌که $foodinsec_i=1$ باشد برابر است با:

$$P(\, foodinsec_i = 1 \mid X_i \,) = G(X_i'B) = \frac{e^{X_i'B}}{1+e^{X_i'B}} \quad (۳)$$

که در آن، $X_i$ بردار متغیرهای توضیحی و $B$ بردار ضرایب تخمینی متغیرهای مذکور است.
می‌توان نشان داد:

$$\frac{\mathrm{dP(foodinsec_i=1)}}{\mathrm{dX_i}} = \mathrm{g}\big(\mathrm{X_i'\widehat{B}}\big)\widehat{\mathrm{B}} \quad (۴)$$

یعنی اثر نهایی متغیرهای مستقل بر احتمال این‌که خانوار $i$–ام در وضعیت ناامن تغذیه باشد (با فرض ثبات سایر عوامل) برابر با $g\big(X_i'\hat{B}\big)\hat{B}$ است. این مقدار برای یک خانوار فرضی که همه متغیرهای توضیحی مربوط به آن برابر با مقدار میانگین آن‌ها باشد محاسبه می‌شود. البته برای تفسیر اثر نهایی متغیرهای توضیحی مجازی از رابطه (۵) استفاده می‌شود:

$$\frac{\Delta\mathrm{foodinsec}}{\Delta\mathrm{X_k}} = \mathrm{P}\big(\,\mathrm{foodinsec} = 1 \mid \mathrm{X_k} = 1, \overline{\mathrm{X}}_{\mathrm{other}}\,\big) - \mathrm{P}\big(\,\mathrm{foodinsec} = 1 \mid \mathrm{X_k} = 0, \overline{\mathrm{X}}_{\mathrm{other}}\,\big) \quad (۵)$$

می‌توان بیشترین میزان تأثیر تغییر در هر یک از متغیرهای توضیحی بر ناامنی تغذیه را نیز محاسبه نمود. این مقدار وابسته به تابع چگالی لجستیک است. تابع چگالی لجستیک در نقطه صفر به بیشینه

خود می‌رسد و مقدار آن برابر با ۰/۲۵ است. به این ترتیب بیشترین میزان تأثیر هر متغیر برابر است با (سوری، ۲۰۱۳: ۱۱۹۸-۱۱۷۷):

$$(\frac{dP(foodinsec_i)}{dX_{ki}})_{\max} = g(0)\widehat{B}_k = 0.25\widehat{B}_k \qquad (۶)$$

جهت بررسی خوبی برازش مدل لاجیت از شاخص درصد پیش‌بینی صحیح[1] استفاده می‌شود. بدین منظور برای هر مشاهده $i$ احتمال تخمینی برای $foodinsec_i=1$ محاسبه می‌شود. اگر این احتمال بزرگتر از ۰/۵ باشد پیش‌بینی می‌شود که $foodinsec_i=1$ است و اگر کوچکتر از یا مساوی با ۰/۵ باشد پیش‌بینی می‌شود که $foodinsec_i=0$ است. درصد مواردی که $foodinsec_i$ پیش‌بینی‌شده با $foodinsec_i$ واقعی مطابقت دارد معروف به درصد پیش‌بینی صحیح است.

### ۴-۶- هم‌خطی متغیرهای توضیحی

در مدل‌های لاجیت نمی‌توان از همه آزمون‌های تشخیص هم‌خطی، مثلا آزمون F، استفاده نمود. در این‌جا، بررسی هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی به دو آزمون ضریب هم‌بستگی جزیی و عامل تورم واریانس محدود می‌شود. اگر ضریب همبستگی جزیی از ۸۰ درصد بیش‌تر شود هشداردهنده وجود هم‌خطی است (البته، نه مؤید وجود آن). در مورد عامل تورم واریانس نیز گفته می‌شود که اگر مقدار آن بزرگتر از ۱۰ باشد، هم‌خطی شدید وجود دارد (گجراتی، ۲۰۰۴: ۳۶۲-۳۵۹).

## ۵- یافته‌های پژوهش[2]

### ۵-۱- وضعیت امنیت تغذیه

متغیر *foodinsec7* برای ۱۵۴۲۴ خانوار برابر با یک است. یعنی این تعداد خانوار در بیش از ۷ گروه غذایی کم‌تر از حد استاندارد مصرف می‌کنند. به عبارت دیگر، ۸۲ درصد از خانوارها دچار ناامنی تغذیه‌ای متوسط هستند.

متغیر *foodinsec10* نشان می‌دهد که ۸۵۰۳ خانوار در بیش از ۱۰ گروه غذایی کم‌تر از حد استاندارد مصرف می‌کنند. لذا ۴۵ درصد خانوارها در وضعیت ناامنی تغذیه‌ای شدید قرار دارند.

[1]. Percent Correctly Predicted

[2]. در تخمین تجربی مدل‌ها از نرم‌افزار Eviews نسخه ۸ استفاده شده است.

### ۵-۲- عوامل فردی مؤثر بر امنیت تغذیه خانوارها

شاخص‌های ناامنی تغذیه‌ای متوسط و شدید تحت تأثیر تملک منزل، افزایش سن سرپرست خانوار، افزایش درآمد سرانه سالانه خانوار، افزایش نسبت بار تکفل و متأهل بودن سرپرست خانوار کاهش می‌یابند که به معنی بهبود وضعیت غذایی خانوار است. افزایش بعد خانوار احتمال قرار گرفتن آن خانوار در وضعیت ناامنی تغذیه‌ای را افزایش می‌دهد. به طور مشابه هرچه تحصیلات سرپرست خانوار بالاتر می‌رود خطر ناامنی تغذیه‌ای هم بیش‌تر می‌شود. تخمین‌زن‌های مذکور همگی در سطح ۱ درصد معنادار هستند، به جز تخمین‌زن تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار در مورد ناامنی غذایی متوسط که در سطح ۱۰ درصد معنا دارد (جدول‌های۳ و ۴).

**جدول ۳: مدل احتمالاتی لاجیت برای ناامنی تغذیه‌ای متوسط**

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| وضعیت تملک منزل شخصی | -۰/۳۱۳۵۵۷ | ۰/۰۵۱۸۷۳ | -۶/۰۴۴۶۶۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| سن سرپرست خانوار | -۰/۰۰۸۷۶۳ | ۰/۰۰۱۷۹۰ | -۴/۸۹۵۰۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| درآمد سرانه سالانه خانوار | -۰/۹۶۱۰۵۷ | ۰/۰۳۷۸۰۰ | -۲۵/۴۲۵۰۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| نسبت بار تکفل | -۰/۴۴۵۹۸۰ | ۰/۰۹۲۱۵۸ | -۴/۸۳۹۲۸۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| وضعیت تأهل سرپرست خانوار | -۰/۳۸۶۸۱۸ | ۰/۰۶۳۷۵۱ | -۶/۰۶۷۵۸۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| سطح تحصیلات سرپرست خانوار | ۰/۰۰۸۱۸۴ | ۰/۰۰۴۹۹۳ | ۱/۶۳۹۱۵۸ | ۰/۱۰۱۲ |
| بعد خانوار | ۰/۵۲۴۳۴۶ | ۰/۰۲۱۵۹۳ | ۲۴/۲۸۲۶۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| عرض از مبدأ | ۱/۷۵۷۵۷۴ | ۰/۱۳۶۵۱۷ | ۱۲/۸۷۴۴۴ | ۰/۰۰۰۰ |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

**جدول ۴: مدل احتمالاتی لاجیت برای ناامنی تغذیه‌ای شدید**

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| وضعیت تملک منزل شخصی | -۰/۱۸۰۱۸۱ | ۰/۰۳۷۶۴۷ | -۴/۷۸۶۰۶۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| سن سرپرست خانوار | -۰/۰۰۳۹۳۱ | ۰/۰۰۱۴۰۵ | -۲/۷۹۷۱۵۸ | ۰/۰۰۵۲ |
| درآمد سرانه سالانه خانوار | -۱/۴۴۷۷۷۰ | ۰/۰۴۹۵۰۹ | -۲۹/۲۴۲۴۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| نسبت بار تکفل | -۰/۵۵۷۴۶۹ | ۰/۰۸۴۵۶۸ | -۶/۵۹۱۹۷۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| وضعیت تأهل سرپرست خانوار | -۰/۲۲۹۴۹۶ | ۰/۰۵۴۴۷۶ | -۴/۲۱۲۷۶۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| سطح تحصیلات سرپرست خانوار | ۰/۰۳۱۰۵۳ | ۰/۰۰۳۹۲۶ | ۷/۹۰۹۹۳۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| بعد خانوار | ۰/۳۴۳۰۹۴ | ۰/۰۱۴۰۷۶ | ۲۴/۳۷۴۳۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| عرض از مبدأ | ۰/۰۳۶۷۰۵ | ۰/۱۰۶۴۰۹ | ۰/۳۴۴۹۴۲ | ۰/۷۳۰۱ |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

می‌توان احتمال دچار شدن هر خانوار با مقادیر مشخصی از متغیرهای فوق به ناامنی تغذیه‌ای متوسط یا شدید را محاسبه نمود. اگر خانواری را فرض گیریم که مشخصات آن برابر با متوسط

مشخصات نمونه مورد بررسی در این‌جا باشد، چنین خانوار فرضی به احتمال ۸۶ درصد در وضعیت ناامنی غذایی متوسط و به احتمال ۲۱ درصد در وضعیت ناامنی غذایی شدید قرار دارد.

## ۵-۳- اثر نهایی متغیرها بر احتمال وقوع ناامنی تغذیه در خانوار

جدول ۵ بیشترین اثر نهایی هر متغیر توضیحی بر احتمال دچار شدن به ناامنی تغذیه‌ای را با اثر نهایی متوسط هر متغیر توضیحی مقایسه می‌کند. برای مثال مشاهده می‌شود که افزایش ده میلیون تومانی درآمد سرانه سالانه خانواری با درآمد متوسط نمونه مورد بررسی، ۱۱,۶۱ درصد احتمال قرار گرفتن آن خانوار در وضعیت ناامنی تغذیه‌ای متوسط را کاهش می‌دهد؛ همین میزان افزایش درآمد می‌تواند حتی تا ۲۴,۰۳ درصد از احتمال دچار شدن برخی خانوارها به ناامنی تغذیه‌ای متوسط بکاهد.

**جدول ۵: مقایسه اثر نهایی متوسط و بیشینه متغیرهای توضیحی بر ناامنی تغذیه‌ای متوسط و شدید**

| | | وضعیت تملک منزل شخصی | سن سرپرست خانوار | درآمد سرانه سالانه خانوار | نسبت بار تکفل | وضعیت تأهل سرپرست خانوار | سطح تحصیلات سرپرست خانوار | بعد خانوار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ناامنی متوسط | بیشترین اثر | -۷/۸۴٪ | -۰/۲۲٪ | -۲۴/۰۳٪ | -۱۱/۱۵٪ | -۹/۶۷٪ | ۰/۲۰٪ | ۱۳/۱۱٪ |
| | اثر متوسط | -۳/۶۰٪ | -۰/۱۱٪ | -۱۱/۶۱٪ | -۵/۳۹٪ | -۴/۲۳٪ | ۰/۱۰٪ | ۶/۳۳٪ |
| ناامنی شدید | بیشترین اثر | -۴/۵۰٪ | -۰/۱۰٪ | -۳۶/۱۹٪ | -۱۳/۹۴٪ | -۵/۷۴٪ | ۰/۷۸٪ | ۸/۵۸٪ |
| | اثر متوسط | -۴/۴۲٪ | -۰/۱۰٪ | -۳۵/۳۶٪ | -۱۳/۶۱٪ | -۵/۵۲٪ | ۰/۷۶٪ | ۸/۳۸٪ |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

## ۵-۴- خوبی برازش

همان‌طور که در جدول ۶ مشهود است، مدل لاجیت موفق شده است در خصوص ۸۳ درصد خانوارهای نمونه ناامنی تغذیه‌ای متوسط را به درستی پیش‌بینی کند که برازش خوبی محسوب می‌شود. همچنین این مقدار برای وضعیت ناامنی تغذیه‌ای شدید ۶۸ درصد است.

**جدول ۶: درصد پیش‌بینی صحیح مدل لاجیت برای وضعیت‌های ناامنی تغذیه‌ای متوسط و شدید**

| | ناامنی تغذیه‌ای متوسط | ناامنی تغذیه‌ای شدید |
|---|---|---|
| درصد پیش‌بینی صحیح | ٪۸۳ | ٪۶۸ |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

### ۵-۵- هم‌خطی متغیرهای توضیحی

مطابق جدول ۷ به جز ضریب همبستگی جزئی متغیرهای وضعیت مالکیت منزل شخصی و نسبت بار تکفل، سایر ضرایب همبستگی جزئی تفاوت معناداری از صفر دارند. اگر ضریب همبستگی جزئی از ۸۰ درصد بیشتر شود هشداردهنده وجود هم‌خطی است اما بزرگترین ضریب همبستگی جزیی حدود ۴۵ درصد است. بنابراین ضرایب همبستگی جزیی دو به دوی متغیرهای توضیحی، نشانی از هم‌خطی بین آن‌ها ندارد. البته این به‌معنای عدم وجود هم‌خطی نیست بلکه صرفاً وجود هم‌خطی بین دو متغیر را تأیید نمی‌کند.

**جدول ۷: ضرایب همبستگی جزئی دوبه‌دوی متغیرهای توضیحی**

| | وضعیت تملک منزل شخصی | سن سرپرست خانوار | درآمد سرانه سالانه خانوار | نسبت بار تکفل | وضعیت تأهل سرپرست خانوار | سطح تحصیلات سرپرست خانوار | بعد خانوار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| وضعیت تملک منزل شخصی | ۱<br>--<br>-- | | | | | | ضریب آماره $t$ (احتمال) |
| سن سرپرست خانوار | ۰/۳۴۰۰۰۷<br>۴۹/۵۷۵۴۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱<br>--<br>-- | | | | | |
| درآمد سرانه سالانه خانوار | ۰/۰۳۵۷۰۳<br>۴/۸۹۸۷۳۱<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۱۹۶۵۶۴<br>۲۷/۴۸۹۲۶<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱<br>--<br>-- | | | | |
| نسبت بار تکفل | -۰/۰۰۳۲۹۳<br>-۴۵/۱۶۰۴<br>(۰/۶۵۱۶) | -۰/۲۳۷۳۸۹<br>-۳۳/۵۰۸۷۲<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۱۳۵۸۴۱<br>۱۸/۸۰۰۸۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱<br>--<br>-- | | | |
| وضعیت تأهل سرپرست خانوار | ۰/۰۳۲۵۹۰<br>۴/۴۷۱۰۸۶<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۰۶۷۷۷۳<br>-۹/۳۱۴۵۳۹<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۰۷۴۸۰۸<br>-۱۰/۲۸۶۵۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۰۹۳۲۷۴<br>۱۲/۸۴۵۸۲<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱<br>--<br>-- | | |
| سطح تحصیلات سرپرست خانوار | ۰/۰۱۹۱۳۷<br>۲/۶۲۴۵۱۷<br>(۰/۰۰۸۷) | -۰/۴۵۱۱۱۱<br>-۶۹/۳۰۹۵۸<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۳۷۰۳۵۱<br>۵۴/۶۷۰۱۸<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۰۴۱۷۵۳<br>-۵/۷۳۰۱۵۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۲۲۰۹۹۵<br>۳۱/۰۷۱۱۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱<br>--<br>-- | |
| بعد خانوار | ۰/۱۰۷۹۵۱<br>۱۴/۸۸۹۳۲<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۱۰۸۳۰۳<br>-۱۴/۹۳۸۳۵<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۲۵۰۲۸۲<br>-۳۵/۴۴۶۹۴<br>(۰/۰۰۰۰) | -۰/۰۶۰۶۶۵<br>-۸/۳۳۳۷۰۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۳۴۹۵۰۲<br>۵۱/۱۴۹۶۱<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۰۱۵۶۵۲<br>۲/۱۴۶۵۳۵<br>(۰/۰۳۱۸) | ۱<br>--<br>-- |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

شاخص عامل تورم واریانس (جدول ۸) برای تمام متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ است، لذا این آزمون نیز نشانی از وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی ندارد.

**جدول ۸: آزمون عامل تورم واریانس برای متغیرهای توضیحی**

| | وضعیت تملک منزل شخصی | سن سرپرست خانوار | درآمد سرانه سالانه خانوار | نسبت بار تکفل | وضعیت تأهل سرپرست خانوار | سطح تحصیلات سرپرست خانوار | بعد خانوار |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| عامل تورم واریانس | ۱/۱۸۱۶۸۵ | ۱/۷۱۷۶۲۴ | ۱/۲۹۱۵۸۹ | ۱/۱۱۹۴۸۹ | ۱/۳۴۰۵۵۷ | ۱/۵۹۳۵۶۰ | ۱/۳۲۴۷۱۸ |

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

## ۶- بحث در یافته‌ها

### ۶-۱- وضعیت تأهل سرپرست خانوار

متغیر وضعیت تأهل سرپرست خانوار در سایر پژوهش‌ها کمتر به چشم می‌خورد. در یک نمونه که فرهادیان و همکاران (۲۰۱۵) این متغیر را به عنوان یک عامل بالقوه تعیین‌کننده وضعیت امنیت تغذیه و یا شدت ناامنی تغذیه خانوارهای روستایی در مالزی به‌کارگرفته‌اند رابطه معناداری مشاهده نشده است. اوموتایو و همکاران (۲۰۱۸) شاهد اثر منفی تأهل بر سطح امنیت تغذیه بودند. در مقابل، گزارش که و چن[1] (۲۰۰۱) از ناامنی تغذیه خانوارها در کانادا تأییدکننده اثرگذاری معنادار این متغیر بر بهبود وضعیت امنیت تغذیه بوده است. یافته‌های آن‌ها حاکی از این است که وقتی یکی از زوجین فوت کند یا زوجین از هم طلاق بگیرند روبرو شدن خانوار با محدودیت‌های مالی (به خصوص در مورد خانوارهای زن- سرپرست) محتمل‌تر است و شاید همین عاملی برای ناامنی تغذیه باشد.

اما در نمونه مورد بررسی، هزینه سرانه سالانه غذا در خانوارهای با سرپرست مجرد نسبت به خانوارهای با سرپرست متأهل بیش‌تر بوده است. به بیان دیگر، اگرچه هزینه سرانه خانوارهای با سرپرست مجرد برای غذا نسبت به خانوارهای با سرپرست متأهل بیش‌تر بوده اما خطر ناامنی تغذیه بیش‌تر در کمین آن‌ها بوده است؛ یعنی الگوی غذایی در خانوارهای با سرپرست متأهل نسبت به خانوارهای با سرپرست مجرد مناسب‌تر بوده و اثر آن از اثر هزینه‌ای غذا پیشی گرفته است. به این ترتیب خانوارهای با سرپرست متأهل از امنیت تغذیه بیشتری برخوردار شده‌اند (تأیید فرضیه پژوهش).

[1]. Che & Chen (2001)

### ۶-۲- سطح تحصیلات سرپرست خانوار

در این مورد، فرضیه پژوهش رد شده است. برخلاف انتظار، افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار با کاهش امنیت تغذیه خانوار همراه شده است. جهت اثرگذاری متغیر تحصیلات سرپرست خانوار بر وضعیت امنیت تغذیه در این پژوهش در تضاد با نتایج اکثر پژوهش‌ها قرار گرفته‌است (صفرپور و همکاران (۲۰۱۴)، محمدزاده و همکاران (۲۰۱۰)، دستگیری و همکاران (۲۰۰۶)، گبره (۲۰۱۲)، منگو و همکاران (۲۰۱۴)، اوموتایو و همکاران (۲۰۱۸)). اما آرن و انیاجی (۲۰۱۰) مشاهده کردند که بالاتر بودن سطح تحصیلات سرپرست خانوارهای شهری ناامنی تغذیه را تشدید می‌کند و در عین حال یادآور شدند که این اثر چندان بزرگ نیست. پاکروان چروده و همکاران (۲۰۲۰) نیز دریافتند که سطح تحصیلات دانشگاهی در امنیت تغذیه خانوارهای شهری و روستایی بی‌اثر است اما خانوارهای روستایی که سرپرست آن‌ها مدرک دیپلم دارند نسبت به آن‌ها که زیردیپلم هستند به لحاظ تغذیه ناامن‌تر هستند.

پژوهشگران به‌طورکلی به دو فرآیند اثرگذاری سطح تحصیلات بر امنیت تغذیه اشاره می‌کنند. فرآیند اول از طریق بالا رفتن سطح سواد تغذیه‌ای و اصلاح سفره غذایی خانوار است. اما مسیر دیگر ارتقای شغلی و افزایش سطح درآمد به دلیل تحصیلات بالاتر است که در نهایت می‌تواند منجر به ارتقای سطح امنیت تغذیه خانوار شود. در حالی که اکثر پژوهش‌ها بر نقش بسیار مؤثر درآمد خانوار تأکید دارند، برخی دیگر نشان داده‌اند که الگوی مصرف نیز در کنار درآمد نقش بسیار موثری در امنیت غذا و تغذیه خانوار دارد (ایرام و بات، ۲۰۱۴).

بررسی همبستگی جزیی دو به دوی متغیرها نشان داد که رابطه همبستگی منفی معنادار بین سطح تحصیلات سرپرست خانوار و سن او وجود دارد. به عبارت دیگر، نسل جوان‌تر سال‌های بیشتری را به تحصیل می‌گذراند. بررسی درآمد سرانه و هزینه سرانه غذای خانوار نیز حاکی از این است که این مقادیر برای خانوارهای با سرپرست تحصیل‌کرده‌تر بیش‌تر است. در خانوارهایی که سطح تحصیلات سرپرست بیشتر است بعد خانوار بزرگتر و نسبت بار تکفل کوچک‌تر است. به نظر می‌رسد سرپرست‌هایی که سطح تحصیلات بالاتری دارند فرزندان خود را نیز بیش‌تر به ادامه تحصیل تشویق می‌کنند تا وارد شدن به بازار کار.

مطالب فوق را می‌شود چنین جمع‌بندی نمود که اثر مثبت تحصیلات سرپرست بر درآمد و نهایتا هزینه‌کرد غذا در خانوار تأیید می‌شود اما این به معنای بهبود الگوی تغذیه خانوار نیست. زیرا از یک طرف نظام آموزشی نقش سازمان‌یافته‌ای برای اصلاح الگوی تغذیه افراد ندارد (آروند و

همکاران (۲۰۱۹)، عابدینی بلترک و همکاران (۲۰۱۳) و معتمدی (۲۰۰۳)) از طرف دیگر فرزندان خانوار که دیرتر وارد بازار کار می‌شوند از نقش بالقوه ارتباطات اجتماعی در اصلاح الگوی تغذیه نیز محروم هستند.

### ۶-۳- بعد خانوار

نتایج سایر پژوهش‌های مربوط به اثرگذاری بعد خانوار بر امنیت تغذیه گاه با تعارضاتی مواجه است. برخی بر اثر تخریب‌کننده آن و برخی بر اثر سازنده آن مهر تأیید می‌زنند. رستمی و همکاران (۲۰۱۴)، دستگیری و همکاران (۲۰۰۶)، ضیائی و همکاران (۲۰۱۹)، آرن و انیاجی (۲۰۱۰)، گبره (۲۰۱۲)، ایرام و بات (۲۰۱۴) و منگو و همکاران (۲۰۱۴) از جمله پژوهشگرانی هستند که افزایش بعد خانوار را عاملی مؤثر در بدتر کردن وضعیت امنیت تغذیه خانوارهای روستایی یا شهری قلمداد کرده‌اند. در مقابل، شرفخانی و همکاران (۲۰۱۲) بر نقش مثبت آن بر بهبود امنیت تغذیه تأکید کرده‌اند.

افزایش بعد خانوار از یک طرف به منزله افزایش هزینه‌های مصرفی خانوار است که می‌تواند اثر خود را در کاهش کیفیت و کمیت سفره غذایی به ظهور رساند. در عین حال نمی‌توان با اطمینان گفت که بعد خانوار در همه حال مخرب امنیت تغذیه است بلکه ترکیب جمعیتی اعضای خانوار نیز مهم است. اگر بعد بزرگتر خانوار به معنای تعداد بیش‌تر شاغلین (و منابع درآمدی بیشتر) باشد، اگرچه هزینه کل خانوار همچنان افزایش می‌یابد، ممکن است اثر درآمدی این ترکیب جمعیتی بتواند افزایش هزینه‌ها را جبران کند. در مقابل اگر افزایش بعد خانوار همراه با افزایش تعداد خردسالان یا کهنسالانی باشد که آورده مالی برای خانواده ندارند و نیازهای خاصی به تناسب این دوره‌های سنی دارند، وضعیت امنیت تغذیه رو به افول می‌رود. همچنین باید در تحلیل اثر بعد خانوار به نوع خانوار نیز توجه شود که آیا خانوار هسته‌ای است یا گسترده. در خانوارهای گسترده که از چند خانوار هسته‌ای شکل می‌گیرد (این نوع خانوار در مناطق روستایی متداول‌تر است تا مناطق شهری) وقوع صرفه‌های مقیاس در هزینه‌های خانوار نیز محتمل است و این حتی می‌تواند رابطه متداول بعد خانوار و امنیت تغذیه را که یک رابطه معکوس و مخرب است به یک رابطه سازنده تبدیل کند. در این پژوهش با تعریف متغیر نسبت بار تکفل سعی شد این ملاحظات در کنار بعد خانوار در نظر آورده شود تا نتایج معتبرتری حاصل شود و چنان که مشاهده شد، در جامعه مورد بررسی، افزایش بعد خانوار یک عامل خطر محسوب می‌شود (تأیید فرضیه پژوهش).

## ۷- نتیجه‌گیری

پرسش پژوهش حاضر این بود که آیا سه عامل بعد خانوار، وضعیت تأهل سرپرست و سطح تحصیلات او در زمره عوامل تعیین‌کننده امنیت تغذیه خانوارهای شهری ایران هستند یا خیر. چنان‌که دیدیم بعد خانوار ناامنی تغذیه را تشدید می‌کند و تأهل سرپرست از خطر ناامنی تغذیه می‌کاهد. نکته جالب توجه در مورد سطح تحصیلات سرپرست خانوار است که هرچه بالاتر باشد امنیت تغذیه خانوار را بیش‌تر در مخاطره قرار می‌دهد. تحلیل فرآیند اثرگذاری این متغیر نشان می‌دهد که احتمالا تحصیلات و نظام آموزشی کشور نقش سازنده‌ای در بهبود فرهنگ تغذیه و اصلاح الگوی آن در خانوارهای مورد مطالعه نداشته است. البته ارزیابی و آزمون این مطلب نیاز به پژوهش مستقلی دارد.

## References


Abedini Baltork, M. Asadnia, M. and Aghili, R. (2013). "The Status of Health Education in Iranian Elementary School Books". Health and Development Journal **1**(4): 245-254 (In Persian).

Ahmadi Javid, M. Akbari, A. and Ziaei, M.B. (2014). "Pattern of Food Products Consumption in Urban Households of Sistan and Baluchistan Province with Emphasis on Food Security". Agricultural Economics Research **6**(3): 143-158 (In Persian).

Arene, C.J. and Anyaeji, R.C. (2010). Determinants of Food Security among Households in Nsukka Metropolis of Enugu state, Nigeria, Pakistan". Journal of Social Science **30**(1): 9-16.

Arvand, A. Dehghani, M. Omidvar, N. and Ashoori, M. (2019). "Food and Nutrition Literacy: A Neglected Aspect in High School Textbooks in Iran". Iranian Journal of Nutrition Science & Food Technology **13**(4): 29-38 (In Persian).

Che, J. and Chen, J. (2001). "Health Report in Canadian Households". Minister of Industry **2**(4): 11-22.

Dastgiri, S. Mahboob, S. Tutunchi, H. and Ostadrahimi, A. (2006). "Determinants of Food Insecurity: A Cross–Sectional Study in Tabriz". Journal of Ardabil University Medical Science **6**(3): 233-239 (In Persian).

FAO, IFAD, UNICEF, WFP and WHO (2017). *The State of Food Security and Nutrition in the World.*

Farhadian, A. Chan, V. SH. and Farhadian, H. (2015). "Addressing Household Food Insecurity using the Household Food Insecurity Access Scale (HFIAS) in a Poor Rural Community in Sabah, Malaysia". International Journal of Humanities and Social Science Invention **4**(8): 89-100.

Food and Agriculture Organization (2006). *Food Security*, Policy Brief.

Food and Agriculture Organization (2008). *An Introduction to the Basic Concepts of Food Security, Food Security Information for Actions: Practical Guides.*

Gebre, G. G. (2012). "Determinants of Food Insecurity among Households in Addis Ababa City, Ethiopia". Interdisciplinary Description of Complex Systems **10**(2): 159-173.

General Policies of Resistance Economy of Islamic Republic of Iran (2013).

Ghasemi, H. (2004). "Food and Nutrition Security and Future Challenges in the Country". Conference on Agriculture and National Development: 1022-1050 (In Persian).

Gross, R. Schoeneberger, H. Pfeifer, H. and Preuss, H. J. (2000). "The Four Dimensions of Food and Nutrition Security: Definitions and Concepts". SCN News **20**(20): 5-20.

Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*, The McGraw-Hill.

Hosseini, S. Pakravan-Charvadeh, M. and Salami, H. (2016). "The Effect of Subsidy Reform Program on Food Security in Iran". Iranian Journal of Economic Research **21**(67): 53-82 (In Persian).

Iram, U. and Butt, M. S. (2004). "Determinants of Household Food Security: An Empirical Analysis for Pakistan". International Journal of Social Economics **31**(8): 753-766.

Islamic Republic of Iran's 20-Year Vision Plan (2003) (In Persian).

Kalansooriya, C. W. Gunasekara, W. G. V. and Jayarathne, P. G. S. A. (2020). "Food Security in Urban Households: The Role of Women in an Asian Context". Economy **7**(1): 11-18.

Kian, F. Farhadian, H. and Chobchian, S. (2015). "Food Insecurity Assess of Urban Household of Alborz Province". Journal of Food Science and Technology **13**(55): 167-179 (In Persian).

Mango, N. Zamasiya, B. Makate, C. Nyikahadzoi, K. & Siziba, S. (2014). "Factors Influencing Household Food Security among Smallholder Farmers in the Mudzi District of Zimbabwe". Development Southern Africa **31**(4): 625-640.

Mohammadzadeh, A. Dorosty Motlagh, A. and Eshraghian, M. (2010). "The Association of Food Security with Socio-Economic Factors and Weight Status among Adolescents". Iranian Journal of Nutrition Sciences and Food Technology **5**(1): 55-62 (In Persian).

Motamedi, E. (2003). "School Books in Iran from the Establishment of Dar ul-Funun to the Islamic Revolution". Quarterly Journal of Institute for Iranian Contemporary Historical Studies **7**(27): 111-138 (In Persian).

Nwaka, I. D. Saint Akadiri, S. and Uma, K. E. (2020). "Gender of the Family Head and Food Insecurity in Urban and Rural Nigeria". African Journal of Economic and Management Studies **11**(3): 381-402.

Omotayo, A. O. Ogunniyi, A. I. Tchereni, B. H. and Nkonki-Mandleni, B. (2018). "Understanding the Link between Households' Poverty and Food Security in South West Nigeria". The Journal of Developing Areas **52**(3): 27-38.

Pakravan-Charvadeh, M. Hosseini, S. and Nori Naeini, S. (2020). "Determining Socio-economic Factors Associated with Household Food Security in Rural and Urban Areas in Khuzestan Province". Iranian Journal of Economic Research **25**(83): 113-136 (In Persian).

Rostami, F. Shahmoradi, M. and Baghaei, S. (2014). "Factors Affecting on Rural Households Food Security (Case Study: Karnachy Village in Kermanshah County)". Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research **45**(4): 725-737 (In Persian).

Safarpour, M. Dorosty Motlagh, A. Hosseini, S. Ranjbar Noshari, F. Safarpour, M. Daneshi Maskooni, M. Azizi, S. and Kashani, A. (2014). "Prevalence and Outcomes of Food Insecurity and Its relationship with Some Socioeconomic Factors". Knowledge and Health **8**(4): 193-198 (In

Persian).
Salehi, F. Abdollahi, Z. and Abdollahi, M. (2013). *Appropriate Food Basket for Iranian People*, Qom, Andishe Mandegar (In Persian).
Sharafkhani, R. Dastgiri, S. Gharaaghaji Asl, R. and Ghavamzadeh, S. (2012). "The Role of Household Structure on The Prevalence of Food Insecurity: A Cross Sectional Study in North West of Iran" Knowledge and Health **7**(1): 27-31 (In Persian).
Smith, C. L. and Subandoro, A. (2007). *Measuring Food Security Using Household Expenditure Surveys*, Washington D.C, International Food Policy Research Institute.
Souri, A. (2013). *Advanced Econometrics*, Tehran, *Farhang Shenasi Publications* (In Persian).
Statistical Center of Iran (2017). Raw Data of Household Expenditure and Income in 2016.
Statistical Center of Iran (n d). Retrieved from Website.
The Constitution of the Islamic Republic of Iran (1989).
Universal Declaration of Human Rights (1948).
Venugopal, K. R. (1999). "Food Security vs. Nutrition Security". Health for the Millions **25**(2): 18-19.
Ziaei, S. Shirani Bidabadi, F. Eshraghi, F. and Keramatzadeh, A. (2019). "Identification of Coping Strategies on Food Insecurity and its Effective Factors in Rural Areas of Gorgan". Agricultural Economics and Development **26**(104): 47-69 (In Persian).

**Original Research Article**

# Individual factors affecting the nutrition security of households in the urban areas of Iran

**Soroush Afkhami[1*]**
**Ali Asghar Salem[2]**
**Javad Taherpour[3]**

Received: 26-12-2020 Accepted: 13-06-2021

**Introduction:** The goal of a food and nutrition (FN) system is to provide continuously everybody with adequate healthy food consistent with their preferences. Failure to achieve this goal is a major obstacle to attain individual and social development goals. Then, it is a matter of importance to examine the FN status of households and identify the factors affecting their FN status. This research is conducted to identify the individual factors (especially size of the household, household head education and his marital status) affecting the nutrition security of households in urban areas of Iran. Food security is defined as the availability and the access of food to all people, whereas nutrition security demands the intake of a wide range of foods which provides the essential needed nutrients.

**Methodology:** We analyzed the data from a sample of 18809 households living in all the provinces in Iran in 2016. The data were collected by the Statistical Center of Iran through Household Expenditure and Income project. A nutrition insecurity index was defined based on the "suitable and preferable food basket for Iranian households". There are 14 food groups required to meet essential micronutrient needs for human body. For each group a minimum standard level is determined. The household is moderately insecure if it is undernourished in more than seven food groups and severely insecure if it is undernourished in more than 10 food groups. The insecure status of a household is denoted by 1 and its secure status is marked by 0. As the regressor takes two values (0 or 1), the Logit model is employed to run the empirical model.

Regressors are a variety of socio-economic variables. Through trial and error, we found seven factors determining the nutrition security of the households including annual per capita income of the household, house ownership status, age of household head, contribution ratio (ratio of the number of employed members to household size), marital status of the household head, the household head's education, and household size (the

[1]. Master, Economics, Allameh Tabataba'I University, Tehran, Iran
Email: sorush5086@yahoo.com
[2]. Assistant Professor, Economics, Allameh Tabataba'I University, Tehran, Iran
[3]. Assistant Professor, Economics, Allameh Tabataba'I University, Tehran, Iran

number of members). Multicollinearity was also examined. In a logit model, F-statistic test is not suitable to identify multicollinearity. Therefore, we used partial correlation coefficients and VIF tests.

**Results and Discussion:** The results showed that 82 percent of the households in more than seven groups (moderate nutrition insecurity) and 45 percent of the households in more than 10 groups (severe nutrition insecurity) out of 14 food groups were undernourished.

In case of moderate nutrition insecurity, all of the explanatory variables were significant at the level of 1 percent p-value, but, for household head education, it was significant at 10 percent. Also, all the variables explained the severe nutrition insecurity at the level of 1 percent.

The marginal effects of the determining factors were also calculated. The annual per capita income, the contribution rate and the size of the household were known as the most effective determinants of nutrition security of the household. The marital status of the household head and house ownership came next. Household age and education were slightly effective as well. The households with married heads were more nutrition secure although their annual per capita expenditure on food was less than those with single heads. Marriage seems to have a positive effect on the household food standards and quality.

Few researches have met the fact that education has negative effect on nutrition security. This research is one of them. The households in which the heads are of higher education level, in our sample, had higher annual per capita incomes, higher annual per capita food expenditures, bigger sizes and smaller contribution ratios. It seems that although higher education level increases the quantity of food consumption, it fails to make the quality of it better..

All the partial correlation coefficients of the explanatory variables were significant at 5 percent (except for contribution ratio and house ownership, which was insignificant). But the biggest coefficient was 45 percent, so small that we could say there was no sign of multicollinearity. Of course, it does not confirm the lack of multicollinearity. VIF also did not show any clue of multicollinearity. All the variable VIFs were between 1 and 2, much smaller than 10, which is alarming.

**Conclusion:** In search of the factors affecting the nutrition security of urban households in Iran, we raised questions about three variables including household size, household head's marital status and his education level. Our data from 18809 households in all the provinces suggested the following:

- As the household size grows bigger, the family becomes more nutrition insecure.
- As the household head's education level is higher, the family becomes more nutrition insecure.
- Households with married heads are more nutrition secure. It seems

that the nutrition standard and quality is better in these families although they spend less per capita food than households with single heads.

The other factors identified were the annual per capita income of household, house ownership status, age of household head, and contribution ratio.

**Keywords:** Food security, Nutrition security, Individual factors, Full cell nourishment.

**JEL Classification:** D19, D91, I12.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# کاربرد الگوی TV-GARCH در برآورد تلاطم نرخ ارز در ایران

**فرهاد امیری**[۱]
**کاوه درخشانی درآبی**[۲]
**حمید آسایش**[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۱۳

## چکیده

ادبیات جدید اقتصادسنجی بر اهمیت مدل‌های با ضرایب متغیر در طول زمان در مدل‌سازی و پیش‌بینی رفتار متغیرهای اقتصادی به ویژه برای متغیرهای دارای شکست ساختاری تاکید دارند. از این رو، هدف اصلی این پژوهش ارائه الگوی واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته با ضرایب متغیر در طول زمان (TV-GARCH) به منظور مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز در ایران است. بدین منظور، یک الگوی نوسان تصادفی در میانگین (SVM) بکارگرفته شده و برای شبیه‌سازی توابع پیشین مشترک در رویکرد بیزین از الگوریتم زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) استفاده می‌شود. همچنین برای بررسی مانایی و وجود شکست ساختاری در داده‌های نرخ ارز از آزمون ریشه واحد زیوت-اندروس استفاده می‌شود. نتایج الگوسازی نوسانات نرخ ارز با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۴ نشان می‌دهد که در مقایسه درون و برون نمونه‌ای الگوی TV-GARCH نسبت به الگوهای با ضرایب ثابت GARCH و EGARCH از دقت بالاتری برخوردار است.

**واژگان کلیدی:** تلاطم نرخ ارز، واریانس ناهمسان شرطی، الگوی فضا-حالت، رویکرد بیزین.

**Keywords:** Exchange Rate Volatility, Conditional Heteroskedasticity, State-space Model, Bayesian Approach.

**JEL Classification:** F31, E37, C32.

[۱]. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران
f_amiri55@yahoo.com

[۲]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اراک و استاد مدعو گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز (نویسنده مسئول) k-derakhshani@araku.ac.ir

[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت اله بروجردی hamid.asayesh@abru.ac.ir

* مقاله برگرفته از رساله دکتری اقتصاد در دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز است.

## ۱- مقدمه

تلاطم نرخ ارز با ایجاد شرایط عدم اطمینان در سود ناشی از مبادله‌های بین‌المللی باعث کاهش تجارت، کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های خارجی، به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی، بالارفتن قیمت کالاهای قابل مبادله و افزایش خطر پوشش تغییرات پیش‌بینی‌نشده نرخ واقعی ارز می‌شود (بصیرت و دیگران، ۲۰۱۴: ۱۴۳). علاوه بر این، انحراف نرخ ارز از مقادیر تعادلی و همچنین بی‌ثباتی در آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کلان به ویژه رقابت‌پذیری کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. نوسان‌های نرخ واقعی ارز نشان‌دهنده بی‌ثباتی و عدم قطعیت در روند قیمت‌های نسبی بین کشورهاست. این تلاطم موجب ایجاد فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد می‌گردد (نجارزاده و دیگران، ۲۰۱۹: ۵۶).

همچنین، از لحاظ نظری دیدگاه‌های متفاوتی در خصوص تاثیر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری وجود دارد. طرفداران رویکرد کشش‌ها شرایط لازم و کافی برای بهبود تراز تجاری را بر حسب کشش‌های عرضه و تقاضا توصیف می‌کنند. در رویکرد جذب، بیان می‌شود که افزایش نرخ ارز ممکن است رابطه مبادله را تغییر دهد، تولید را افزایش و مخارج را از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی تغییر دهد و در نتیجه تراز تجاری را بهبود بخشد. پولیون استدلال می‌کنند که افزایش نرخ ارز ارزش واقعی تراز نقدی و/یا تغییرات نسبی کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله را کاهش داده و در نتیجه هر دوی تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد (شهبازی و اسدی، ۲۰۱۴: ۳۷).

به منظور بررسی تاثیر تلاطم نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی و همچنین شناسایی عوامل موثر بر تلاطم نرخ ارز، لازم است ابتدا تلاطم نرخ ارز به صورت یک متغیر کمی اندازه‌گیری شود. بدین منظور، در سیر تکامل اقتصادسنجی روش‌های مختلفی برای محاسبه تلاطم معرفی شده‌اند. در این زمینه می‌توان به الگوهای خودرگرسیونی با واریانس ناهمسانی شرطی (آرچ[1]) و مدل خودرگرسیونی با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (گارچ[2]) اشاره کرد. یکی از مسائل مورد توجه در ادبیات تجربی تلاطم نرخ ارز به روش‌های محاسبه تلاطم بر می‌گردد. به طور کلی، انتخاب روش دقیق برای الگوسازی و پیش‌بینی تلاطم در سری‌های اقتصادی همواره از اهداف بسیاری از مطالعات بوده است.

---

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
2. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

یکی از ضرورت‌های این موضوع زمانی است که هدف مطالعات بررسی تاثیر نوسانات یک متغیر بر سایر متغیرها و یا بررسی و شناسایی عوامل ایجادکننده نوسانات در یک متغیر اقتصادی است. در چنین مواقعی اگر مقدار نوسان به درستی و با دقت محاسبه نگردد نتایج تجربی گمراه‌کننده‌ای به دست می‌آید. ضرورت دیگر بحث پیش‌بینی روند متغیرها و تلاطم‌های آتی در آن‌هاست. انتظار بر این است که اگر تلاطم‌ها با دقت بیشتری پیش‌بینی شوند می‌توان با اطمینان بیشتری نسبت به تدوین سیاست‌های ایجادکننده ثبات اقتصادی اقدام نمود. از این رو، شناسایی و معرفی الگوهایی که بتوانند با دقت بیشتری تلاطم در متغیرهای اقتصادی را استخراج و پیش‌بینی کنند از اهمیت برخوردار است.

از طرفی پس از انتقاد لوکاس[1] (۱۹۷۶)، توجه به الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان اهمیت پیدا کرده است. یکی از دلالت‌های انتقاد لوکاس این است که با توجه به تغییر رفتارهای عوامل اقتصادی ضرایب برآوردی برای بیان رابطه بین متغیرها نمی‌تواند پایدار باشد. این موضع بخصوص در کشورهای در حال توسعه که فرآیند تغییر ساختارهای اقتصادی در آن‌ها سرعت و دامنه وسیع‌تری دارد از اهمیت بیشتری برخوردار است. بررسی روند نرخ ارز در ایران نیز نشان می‌دهد که بخصوص در سال‌های بعد از پیروزی انقلاب اسلامی روند با ثباتی نداشته است و رفتار این متغیر در دوره‌های زمانی مختلف متفاوت بوده است و شکست ساختاری در رفتار این متغیر مشاهده می‌شود.

بنابراین، معرفی روش‌هایی که در استخراج و محاسبه نوسانات نرخ ارز و سایر متغیرهای اقتصادی دقت بیشتری داشته باشند همواره از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. از این رو، هدف اصلی این پژوهش ارائه الگویی جدید به منظور مدل‌سازی و محاسبه تلاطم نرخ ارز در ایران و مقایسه دقت آن با سایر الگوهای مرسوم اقتصادسنجی است. از این رو، ابتدا بر اساس رویکرد معرفی شده در این پژوهش از مدل نوسان تصادفی در میانگین[2] (SVM) معرفی شده توسط کوپمن و هول اسپنسکی[3] (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. در ادامه، در بخش دوم ادبیات نظری و تجربی تلاطم نرخ ارز مورد بحث قرار می‌گیرد. سپس در بخش سوم، الگوی واریانس ناهمسان شرطی با ضرایب متغیر در طول زمان (TV-GARCH) معرفی می‌شود.

---

1. Lucas Critique (1976)
2. Stochastic Volatility in Mean (SVM)
3. Koopman and Hol Uspensky (2002)

در ادامه نتایج الگوی اصلی پژوهش برای بررسی تلاطم نرخ ارز در ایران با الگوهای مرسوم GARCH و EGARCH مقایسه می‌شود و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

با گسترش جهانی شدن و حرکت به سمت سیستم نرخ ارز شناور، بررسی نوسانات نرخ ارز به طور فزاینده‌ای مورد توجه محافل علمی و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. نوسانات نرخ ارز بر تجارت جهانی، جریان سرمایه و رفاه اقتصادی تاثیرگذار است (هاکیو[1]،۱۹۸۴: ۲۸؛ آسیری و پیل[2]، ۱۹۹۱: ۱۷۳). همچنین درک رفتار نرخ ارز در طراحی سیاست‌های مناسب پولی از اهمیت بالایی برخوردار است (لانگمور و رابینسون[3]، ۲۰۰۴: ۲). بنابراین، تحلیل و بررسی ماهیت نوسانات نرخ ارز می‌تواند به تدوین سیاست‌های مناسب که بتواند اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی را کاهش دهد کمک کند.

در این راستا مطالعات زیادی در راستای دستیابی به بهترین روش جهت تعیین نرخ ارز و همچنین تفسیر و پیش‌بینی رفتار آن صورت گرفته است. میس و روگوف[4] (۱۹۸۳)، در بررسی‌های خود عملکرد مدل‌های ثابت نرخ ارز از قبیل برابری قدرت خرید یا مدل پولی را ضعیف ارزیابی کردند. علاوه بر این، نشان دادند که در خیلی از کشورها رفتار نرخ ارز پس از برتن وودز، مخصوصاً در کوتاه‌مدت از فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کند. اگرچه شواهد تجربی نشان می‌دهد که توجه به اصول بنیادی ممکن است قدرت پیش‌بینی رفتار نرخ ارز در بلندمدت را افزایش دهد.

چن و میس[5] (۱۹۹۵) نیز از تکنیک متفاوتی فاکتورهای پایه‌ای را برای تخمین مدل‌های نرخ ارز استفاده کردند و مجدداً ضعف عملکرد این مدل‌های پایه‌ای در پیش‌بینی کوتاه‌مدت رفتار نرخ ارز و عملکرد خوب پیش‌بینی آن‌ها را در بلندمدت تأیید کردند.

افزودن تلاطم به عنوان متغیر توضیحی در مدل‌های سنتی خودرگرسیون برداری باعث بهبود چشم‌گیری در دقت تصریح تلاطم نرخ ارز شد. یکی از این رویکردها توسط انگل[6] (۱۹۸۲) تحت

---

1. Hakkio (1984)
2. Asseery & Peel (1991)
3. Longmore & Robinson (2004)
4. Meese and Rogoff (1983)
5. Chinn and Meese (1995)
6. Engle (1982)

عنوان مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی (آرچ) ارائه شد و بعدها توسط بولرسو[1] (۱۹۸۶)، به شکل تعمیم‌یافته آن یعنی مدل خودرگرسیون با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (گارچ) گسترش یافت. این دو مدل در واقع تفاوت بین تلاطم شرطی و غیر شرطی فرآیندهای تصادفی را تشخیص می‌دهند به گونه‌ای که در اولی تلاطم در طول زمان متغیر است ولی در دومی ثابت در نظر گرفته می‌شود (مک میلان و توپایاگال[2]، ۲۰۱۰).

تا اوایل قرن بیست و یکم میلادی الگوهای ARCH و GARCH به طور گسترده‌ای جهت توصیف و پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی مورد استفاده قرار گرفتند. ضرایب در این الگوها برای کل دوره ثابت در نظر گرفته می‌شود. این رویکرد در مورد سری‌های زمانی کوتاه‌مدت ممکن است مفید باشد، اما در بلندمدت، سری‌های زمانی معمولا دارای روندهایی با تغییرات آهسته و شکست‌های ناگهانی در واریانس هستند.

از طرفی ماندلبروت[3] (۱۹۶۳) بر این اعتقاد است که همراه با افزایش تواتر داده‌ها کشیدگی توزیع بیشتر می‌شود، در این شرایط نباید فرض توزیع نرمال را برای جملات خطا در نظر گرفت، زیرا رعایت این فرض در الگوسازی نوسانات نتایج گمراه‌کننده خواهد داشت. بنابراین، استفاده از الگوهای ARCH و GARCH مرسوم در این شرایط نمی‌تواند نتایج دقیق و قابل اعتمادی داشته باشد.

بر اساس نظر استاک و واتسون[4] (۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلات مدل‌های گذشته برای برآورد این بود که نمی‌توانستند در طول زمان پیش‌بینی درستی انجام دهند و مدل‌هایی در دوران رونق و برخی در دوران رکود تخمین مناسبی داشتند. همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر قابل تغییر طی زمان و مدل‌های مونت‌کارلو زنجیره مارکف شد. در این مدل‌ها ضرایب تخمین می‌توانند در طول زمان تغییر کنند (اکبری و دیگران، ۲۰۱۷: ۶۱). همچنین، با بررسی سری‌های زمانی مالی مشخص می‌شود که اغلب این سری‌های زمانی در مقطع یا مقاطعی تحت تأثیر رخدادهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی داخلی یا خارجی؛ نظیر بحران مالی، تکانه‌های نفتی، جنگ، بی‌ثباتی سیاسی و تغییر ناگهانی در سیاست‌های ارزی شدیداً دچار نوسان می‌شوند به طوری که آثار این رخدادها گاه تا مدت‌ها در بازار باقی می‌ماند (علمی و دیگران، ۲۰۱۴: ۵۸). بنابراین به عنوان نتیجه می‌توان

---

1. Bollerslev (1986)
2. McMillan and Thupayagale (2010)
3. Mandelbrot (1963)
4. Stock & Watson (2008)

گفت که الگوهای با ضرایب ثابت توانایی لازم برای الگوسازی رفتار نرخ ارز بخصوص در افق زمانی طولانی را ندارند و لازم است از الگوهایی با ضرایب متغیر در طول زمان استفاده شود.
یکی دیگر از دلایل توجه به الگوهای با ضریب متغیر انتقاد لوکاس (۱۹۷۶) است. لوکاس بیان می‌کند که ضرایب موجود در مدل‌های اقتصادسنجی که با اتکا بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی برآورد گردیده‌اند، ضرورتا برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهند بود. تغییر شرایط، سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی باعث می‌شود عوامل اقتصادی در شرایط متفاوت رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. از این رو فرض ثبات ضرایب در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود. پس از انتقاد لوکاس تلاش‌ها برای رفع این مشکل در دو حوزه صورت گرفت. در رویکرد نخست که توسط کلاسیک‌های جدید و کینزین‌های جدید مورد استفاده قرار گرفت سعی می‌شود ضرایب با استفاده از بهینه‌یابی رفتار عامل اقتصادی در سطح خرد و در چارچوب الگوهای تعادل عمومی صورت پذیرد. رویکرد دوم در حوزه آمار و اقتصادسنجی معطوف به معرفی الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان است.
همچنین، از آن‌جا که بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی، بخصوص متغیر نرخ ارز، شامل داده‌های مقاطع مختلف زمانی با درجات مختلف نوسان هستند، بنابراین احتمال تغییر واریانس شرطی در مدل‌های GARCH زیاد است. برای لحاظ این تغییرات وابسته به زمان باید ضرایب الگوی GARCH بخصوص عرض از مبدا به صورت وابسته به زمان برآورد گردند. در این صورت، فرض می‌شود که تلاطم نرخ ارز دارای دو فرآیند مانا و نامانا است. جزء نامانا فرآیند تابعی از زمان است در حالی که جزء مانا از یک فرآیند GARCH تبعیت می‌کند (انگل و رنگل[1]، ۲۰۰۸: ۳).

### ۲-۱- پیشینه پژوهش

رستمی و دیگران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به مدل‌سازی تلاطم بازده سهام با مدل‌های خانواده GARCH و همچنین مقایسه دقت این مدل‌ها پرداختند. در این پژوهش از شیوه استنباط بیزی[2] استفاده شده است. این شیوه، علاوه بر حل مشکلات رویکرد حداکثر راستنمایی، محققین را قادر به ارزیابی میزان احتمال صحت مدل می‌نماید. به منظور انطباق بیشتر مدل‌سازی‌ها با واقعیت داده‌های مالی، در این پژوهش از توزیع t به عنوان توزیع حاشیه‌ای بازده استفاده شده است. به

[1]. Engle & Rangel (2008)
[2]. Bayesian

منظور مدل‌سازی از داده‌های روزانه قیمت و بازده سهام ۲۶ شرکت فعال در بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۹۴/۱/۱۵ تا ۱۳۹۷/۱۱/۲۹ استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بورس تهران به احتمال ۶۸٪ نیمه عمر تلاطم حدود ۲۷ روز است. همچنین با احتمال بیش از ۵۰٪ وجود اثر اهرمی در این بازار تایید شده است. همچنین، با استفاده از معیار انحراف اطلاعاتی بیزی الگوی GJR-GARCH به عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام انتخاب می‌شود.

فتحی‌زاده و دیگران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر تورم شرکای تجاری بر تلاطم تورم در ایران در دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۰ پرداختند. در این پژوهش به منظور اندازه‌گیری تلاطم تورم در ایران از واریانس شرطی جملات پسماند در معادله نرخ تورم استفاده شده و بدین منظور الگوهای مختلف GARCH شامل GARCH، TGARCH، EGARCH و CGARCH به کار گرفته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که الگوی GARCH نمایی (EGARCH) دقت بیشتری در محاسبه نوسانات نرخ تورم داشته است.

بافنده ایمان‌دوست و دیگران (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان پیش‌بینی نرخ ارز با مدل‌های عصبی - فازی[1]، شبکه عصبی- خودرگرسیونی[2] و خودرگرسیونی[3] در اقتصاد ایران به پیش‌بینی نرخ ارز دلار و یورو در بازه زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۷ پرداختند که نتایج مؤید کارایی بیشتر مدل‌های غیر خطی نسبت به مدل‌های خطی در همه‌ی افق‌های مورد بررسی است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که الگوهای با ضرایب متغیر در افق‌های زمانی طولانی با نوسانات مکرر از دقت بیشتری برخوردارند.

هاوزنبرگر و هوبر[4] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی بی‌ثباتی در رگرسیون‌های پیش‌بینی نرخ ارز پرداختند. بدین منظور از مدل‌های مختلف پیش‌بینی نرخ ارز و داده‌های نرخ ارز کشورهای استرالیا، کانادا، ژاپن، نروژ، کره جنوبی، سوئد، سوئیس و انگلستان نسبت به دلار آمریکا در دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی الگوها در دوره‌های زمانی مختلف متفاوت است و هرگاه الگوهای مورد استفاده بتوانند تغییرات زمانی در ضرایب خود را بهتر اعمال کنند دقت بیشتری در پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز دارند.

---

1. ANFIS
2. NNARX
3. ARIMA
4. Hauzenberger & Huber (2020)

آباته و مارسلینو[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی دقت الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان در پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز پرداختند. بدین منظور از داده‌های برابری ۹ ارز مطرح جهانی نسبت به دلار در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۶ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان دقت بیشتری در پیش‌بینی تغییرات نرخ ارز بخصوص در افق‌های بلندمدت و دارای نوسانات زیاد دارند.

دیاس[2] (۲۰۱۷) رویکرد جدیدی برای برآورد ضرایب تصادفی متغیر در طول زمان صرف ریسک در چارچوب الگوی TVGARCH-in-mean معرفی کرده است. بررسی با استفاده از رویکرد مونت کارلو نشان می‌دهد که الگوریتم پیشنهادی در این مطالعه خصوصیات قابل قبولی در نمونه‌های محدود دارد. برای بررسی دقت از داده‌های ماهانه بازدهی اضافی شاخص CRSP در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۲۵ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب مدل صرف ریسک متغیر در طول زمان هستند و از درجه بالایی از ماندگاری برخوردارند.

ملتیک[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با هدف آزمون میزان حساسیت کشورهای مختلف شامل دو گروه توسعه‌یافته و EEC نسبت به شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، به مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ ارز پرداخت. با مقایسه‌ی مدل‌های GARCH متقارن و نامتقارن، به این نتیجه رسید که برای مدل‌سازی، مدل‌های متقارن GARCH قدرت بیشتری جهت انعکاس اثر تلاطم دارند و نتایج پیش‌بینی واریانس شرطی، نشان داد که به طور کلی مدل‌های GARCH متقارن در پیش‌بینی رفتار نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها بسیار کارآ می‌باشند. تنها در مورد کشور رومانی مدل TGARCH به مدل GARCH ارجحیت داشت.

علی و دیگران[4] (۲۰۱۱) به بررسی عملکرد ۳ مدل جایگزین شامل ARIMA، GARCH و State Space برای پیش‌بینی روزانه نرخ ارز بین بانکی دلار به روپیه پاکستان پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که از میان مدل‌های مورد بررسی مدل State Space از دقت بیشتری برخوردار است.

به عنوان جمع‌بندی می‌توان اضافه نمود که بررسی ادبیات تجربی نشان می‌دهد که گرایش گسترده‌ای به استفاده از مدل‌های خانواده ARCH درمدل‌سازی و محاسبه واریانس متغیرهای

1. Abbate & Marcellino (2017)
2. Dias (2017)
3. Miletic (2015)
4. Ali (2011)

مختلف، به خصوص در مطالعات اقتصادی دیده می‌شود. با وجود این‌که در معدود مطالعات خارج از کشور قدرت پیش‌بینی مدل‌های با ضرایب متغیر زمانی با مدل‌های مرسوم خانواده ARCH مورد بررسی قرار گرفته است، اما در داخل کشور بخصوص در رابطه با متغیر نرخ ارز از الگوهای با ضرایب متغیر زمانی استفاده نشده است. نوآوری اصلی این پژوهش در دو حوزه قابل بررسی است. نخست، بررسی ادبیات موضوع در داخل کشور نشان می‌دهد که برای محاسبه و اندازه‌گیری تلاطم در نرخ ارز و یا سایر متغیرهای اقتصادی از رویکردهای مرسوم اقتصادسنجی استفاده می‌شده است و تاکنون با استفاده از رویکرد GARCH با ضرایب متغیر در طول زمان این کار صورت نگرفته است. نوآوری دیگر پژوهش به رویکرد پژوهش در روش برآورد ضرایب بر می‌گردد. در این پژوهش به تبعیت از چان[1] (۲۰۱۵) به منظور برآورد ضرایب ثابت و همچنین ضرایب متغیر در طول زمان از رویکرد زنجیره مارکوف مونت کارلو[2] (MCMC) استفاده می‌شود. بدین منظور از رویکرد بیزین و یک الگوریتم زنجیره مارکوف برای شبیه‌سازی توابع پیشین مشترک[3] استفاده شده است.

## ۳- روش پژوهش

در این قسمت الگوی GARCH با ضرایب متغیر درطول زمان برای مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز در ایران معرفی می‌شود. ابتدا الگوی GARCH مرسوم معرفی می‌شود. به منظور برآورد یک الگوی GARCH معمولا ابتدا الگوی ARIMA بر روی یک سری زمانی برآورد می‌شود و در صورت وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال، الگوی GARCH بر روی جملات اخلال بنا می‌شود. بدین منظور ابتدا الگوی ARIMA معرفی می‌شود.

غالباً زمانی که موضوع، اندازه‌گیری میزان تلاطم یک متغیر اقتصادی باشد تمایل به استفاده از مدل‌های گارچ[4] (GARCH) بیش از سایر مدل‌هاست. از میان مدل‌های خانواده GARCH، مدل GARCH(1,1) محبوب‌تر است که به شکل زیر فرموله می‌شود (لی و دیگران[5]، ۲۰۱۷).

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad \omega, \alpha \ and \ \beta \geq 0 \qquad (۱)$$

1. Chan (2015)
2. Markov Chain Monte Carlo
3. Joint Posterior Distribution
4. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedastic
5. Lee (2017)

از آن‌جا که در مدل GARCH، $\varepsilon_t$ها با توان دوم در معادله ظاهر می‌شوند، علامت این تکانه‌ها تاثیری روی واریانس شرطی ندارد. این در حالی است که مشاهده شده تکانه‌های منفی و اخبار بد، واریانس را بیشتر از تکانه‌های خوب یا اخبار خوب افزایش می‌دهد. بدین منظور نلسون[1] (۱۹۹۱) GARCH نمایی و یا EGARCH را معرفی نمود که به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^{q} b_j h_{t-j} \quad , h_t = ln\sigma_t^2 \qquad (۲)$$

در این مدل وقتی $\varepsilon_t$ مثبت است اثر کل تکانه وارده به اندازه $(1+\gamma_t)\varepsilon_t$ است و اگر اخبار بد وجود داشته باشد اثر کل تکانه برابر با قدر مطلق $(1-\gamma_t)\varepsilon_t$ خواهد بود. اگر قرار باشد اخبار بد دارای واریانس بالاتری باشند انتظار می‌رود $\gamma$ منفی باشد. این الگو علاوه بر جداسازی تاثیر اخبار خوب و بد مزیت دیگری نیز دارد که بدون هیچ قیدی برای ضرایب، واریانس همواره مثبت خواهد بود (ابونوری و زابل، ۲۰۱۸).

از آن‌جا که تلاطم تصادفی در طول زمان متغیر است و اثر مستقیم بر متغیر دارد بنابراین، در این مطالعه علاوه بر الگوهای GARCH مرسوم، الگویی توسعه داده می‌شود که بتواند این اثرات را به خوبی نشان دهد. بدین منظور، مدل (TVP-SVM)[2] بر اساس الگوی معرفی شده توسط کوپمن و هول آسپنسکی[3] (۲۰۰۲) برای تلاطم نرخ ارز در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در الگوی معرفی شده توسط کوپمن و هول آسپنسکی از رویکرد حداکثر راستنمایی بر اساس فیلتر کالمن برای برآورد ضرایب ثابت استفاده شده است، اما در این پژوهش به تبعیت از چان (۲۰۱۵) به منظور برآورد ضرایب ثابت و همچنین ضرایب متغیر در طول زمان از رویکرد زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) استفاده خواهد شد.

اگر $y_t$ سری زمانی متغیر مورد بررسی در نظر گرفته شود خواهیم داشت:

$$y_t = X_t^{'}\beta_t + \alpha_t e^{h_t} + \varepsilon_t^y, \ \ \varepsilon_t^y \sim \mathrm{N}\left(0, e^{h_t}\right) \qquad (۳)$$

$$h_t = \mu + \emptyset(h_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t^h, \ \ \varepsilon_t^h \sim \mathrm{N}(0, \sigma^2) \qquad (۴)$$

[1]. Nelson (1991)
[2]. Time-Varying Parameter Stochastic Volatility in Mean (TVP-SVM)
[3]. Koopman & Hol Uspensky (2002)

که $X_t$ بردار $(k \times 1)$ از متغیرها، $\beta_t$ هم بردار $(k \times 1)$ از ضرایب متغیر در طول زمان و $\varepsilon_t^y$ و $\varepsilon_t^h$ جملات اخلال هستند که فرض می‌شود در طول زمان ناهمبسته هستند. لگاریتم تلاطم $h_t$ با فرض $h_1 \sim N(\mu, \sigma^2/(1-\emptyset^2))$ یک فرآیند ایستای AR(1) را با شرط $|\emptyset| > 1$ ایجاد می‌کند. بردار ضرایب $\gamma_t = (\alpha_t, \beta_t')'$ شامل فرایند گام تصادفی به صورت رابطه شماره (۵) است:

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^{\gamma}, \quad \varepsilon_t^{\gamma} \sim N(0, \Omega) \qquad (۵)$$

که در آن $\Omega$ ماتریس کواریانس $(k+1) \times (k+1)$ است. با توجه به ادبیات موجود در رابطه با پارامترهای متغیر زمانی خودرگرسیون برداری (TVP-VAR) (کاگلی و دیگران[1]، ۲۰۱۰)، می‌توان وجود یک ساختار همبستگی کلی میان ضرایب گام تصادفی را پذیرفت. در نهایت، فرآیند گام تصادفی در رابطه (۵) برای ماتریس ثابت $\gamma_0$ و $\Omega_0$ با مقادیر اولیه $\gamma_1 \sim N(\gamma_0, \Omega_0)$ ارزش‌گذاری می‌شود (چان[2]، ۲۰۱۵: ۴).

در این پژوهش با استفاده از رویکرد بیزین یک الگوریتم MCMC برای شبیه‌سازی از تابع توزیع پیشین مشترک توسعه داده می‌شود. با توجه به ماهیت الگوریتم‌های MCMC، می‌توان هر کدام از شرایط را شبیه‌سازی نموده و این امر می‌تواند باعث کاهش ابعاد مسئله شده و باعث ساده‌تر شدن برآوردها شود. بدین منظور، فرض می‌شود که توزیع‌های مستقلی برای $\sigma^2$، $\mu$، $\phi$ و $\Omega$ به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$\mu \sim N(\mu_0 . V_\mu)\ \phi \sim N(\phi_0 . V_\phi) I(|\phi| < 1);\ \sigma^2 \sim IG(v_{\sigma^2} . S_{\sigma^2});\ \Omega \sim IW(v_\Omega . S_\Omega) \qquad (۶)$$

که در این رابطه $IG(.,.)$ بیان‌گر معکوس توزیع گاما و $IW(.,.)$ بیان‌گر معکوس توزیع ویشارت است. باید توجه نمود که شرط مانایی $(|\phi| < 1)$ برای توزیع $\phi$ وضع می‌گردد. اگر $X$ متغیرهای $y = (y_1 . \dots . y_T)'$ و $\gamma = (\gamma_1 . \dots . \gamma_T)'$ و $h = (h_1, \dots, h_T)'$ باشد، در این صورت توزیع‌های پیشین آن‌ها به ترتیب با استفاده از نمونه‌های زیر بدست می‌آید.

1. $p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2, \Omega) = p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2);$
2. $p(\gamma|y, x, h, \mu, \phi, \sigma^2, \Omega) = p(\gamma|y, x, h, \Omega);$

[1]. Cogley (2010)
[2]. Chan (2015)

3. $p(\Omega, \sigma^2|y, x, \gamma, h, \mu, \phi) = p(\Omega|\gamma)\, p(\sigma^2|h, \mu, \phi)$;
4. $p(\mu, \phi|y, x, \gamma, h, \sigma^2, \Omega) = p(\mu, \phi|h, \sigma^2)$.

با توجه به توابع داده شده، تابع چگالی مشترک $p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2)$ دارای ابعاد بزرگ و غیر استاندارد است. برای شبیه‌سازی این توزیع، با توجه به این واقعیت که هشین تابع $\log p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2)$ یک ماتریس کراندار است، می‌توان از رویکرد چان و استراچن[1] (۲۰۱۴) استفاده کرد. بدین منظور، از آن‌جا که تقریب گاوسی[2] به سرعت قابل محاسبه است می‌تواند به عنوان چگالی پیشنهادی در فرآیند الگوریتم متروپولیس- هستینگ[3] به کار گرفته شود. این کار با استفاده از رویکرد بیزین صورت می‌گیرد. با استفاده از تئوری بیزی داریم:

$$p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2) \propto\ p(y|x, \gamma, h)\ \ p(h|\mu, \phi, \sigma^2)$$

با مقدار داده شده برای $\tilde{h} = (\tilde{h}_1 \ldots . \tilde{h}_T)'$ می‌توان تقریب لگاریتمی حداکثر راستنمایی شرطی تابع $\log p(y|x, \gamma, h) = \sum_{t=1}^{T} \log p(y_t|x_t, \gamma_t, h_t)$ را با استفاده از بسط مرتبه دوم تیلور[4] حول $\tilde{h}$ به صورت زیر بدست آورد.

$$\log p(y|x, \gamma, h) \approx \log p\big(y|x, \gamma, \tilde{h}\big) + \big(h - \tilde{h}\big)' f - \frac{1}{2}\big(h - \tilde{h}\big)' G\big(h - \tilde{h}\big) = -\frac{1}{2}\Big(h'Gh - 2h'\big(f + G\tilde{h}\big)\Big) + c_1 \qquad (۷)$$

می‌توان داشت:

$$\log p(h|\mu, \phi, \sigma^2) = -\frac{1}{2}\big(h' H_\emptyset' S_h^{-1} H_\emptyset h - 2h' H_\emptyset' S_h^{-1} H_\emptyset \delta_h\big) + c_2 \qquad (۸)$$

که $\delta_h = H_\emptyset^{-1}\widetilde{\delta_h}$ و $c_2$ مقدار ثابت و مستقل از h است. با ترکیب روابط شماره (۷) و (۸) خواهیم داشت:

$$\log p(h|y, x, \gamma, \mu, \phi, \sigma^2) = \log p(y|x, \gamma, h) + \log p(h|\mu, \phi, \sigma^2) + c_3 \approx -\frac{1}{2}(h' K_h h - 2h' k_h) + c_4 \qquad (۹)$$

---

1. Chan and Strachan (2014)
2. Gaussian
3. Metropolis-Hastings
4. Taylor Expansion

که $c_3$ و $c_4$ مقادیر ثابت و مستقل از h هستند، $K_h = H_\emptyset' S_h^{-1} H_\emptyset + G$ و $k_h = f + G\tilde{h} + H_\emptyset' S_h^{-1}\delta_h$ هستند. بنابراین $p(h|y,x,\gamma,\mu,\phi,\sigma^2)$ را می‌توان با استفاده از تابع چگالی گاوسی با بردار میانگین $\tilde{h}$ و ماتریس دقت $K_h$ تقریب نمود. پس، معادله (۶) به صورت زیر قابل بازنویسی است.

$$y_t = Z_t' \gamma_t + \varepsilon_t^y \qquad \varepsilon_t^y \sim N(0, e^{h_t}) \tag{۱۰}$$

بنابراین، با توجه به مطالب بیان شده برآورد تلاطم نرخ ارز در چارچوب الگوی TVP-SVM بر اساس روابط زیر صورت می‌پذیرد (چان، ۲۰۱۷: ۲۴).

$$y_t = \tau_t + \alpha_t e^{h_t} + \varepsilon_t^y \qquad \varepsilon_t^y \sim N(0. e^{h_t}) \tag{۱۱}$$

$$h_t = \mu + \emptyset(h_{t-1} - \mu) + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad \varepsilon_t^y \sim N(0. \sigma^2) \tag{۱۲}$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^y \qquad \varepsilon_t^y \sim N(0. \Omega) \tag{۱۳}$$

از آن‌جا $\exp(h_t)$ واریانس اجزاء موقت است، ضرایب مرتبط در معادله میانگین شرطی هستند، $\alpha_t$، می‌تواند به عنوان تاثیر تلاطم گذرا بر سطح نرخ ارز تفسیر شود. همچنین در این معادلات وقفه نرخ ارز، $y_{t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی است که توانایی تاثیر گذاشتن بر نوسان نرخ ارز در وقفه جاری $(h_t)$ را دارد.

با توجه به این‌که داده‌های پژوهش سری زمانی هستند قبل از بررسی و برآورد الگو لازم است مانایی متغیر با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش به منظور بررسی مانایی، آزمون ریشه واحد زیوت و اندروس[1] بکار گرفته می‌شود. در رویکرد زیوت و اندروس (۱۹۹۲) فرض می‌شود که زمان شکست ساختاری از قبل معلوم نبوده و بایستی به صورت درون‌زا تعیین شود. در این رویکرد شکست ساختاری به سه شکل ۱- تغییر در عرض از مبدا، ۲- تغییر در شیب و ۳- تغییر همزمان در شیب و عرض از مبدا، مورد بررسی قرار می‌گیرد (وحید و همکاران[2]، ۲۰۰۶: ۵).

برای مقایسه دقت پیش‌بینی مدل به داده‌های برون نمونه‌ای نیازمندیم. از آن‌جا که متغیر تلاطم واقعی نرخ ارز یک متغیر پنهان است و در مطالعه برآورد می‌گردد (به عبارت دیگر متغیری که

[1]. Zivot and Andrews
[2]. Waheed (2006)

توسط الگوهای خانواده ARCH برآورد می‌شود نرخ ارز نیست که مقدار واقعی آن را داریم، بلکه تلاطم نرخ ارز است که مقدار آن در دنیای واقعی مشخص نیست)، بنابراین از مقادیر برآوردی تلاطم به عنوان جایگزین برای آن استفاده می‌شود. پاتون[1] (۲۰۱۱) نشان داد که در این حالت، از میان ۹ تابع زیان مرسوم، تنها دو تابع زیان MSE و QLIKE در صورت وجود خطا در انتخاب متغیر جایگزین پایدار هستند. از این رو در این مطالعه به تبعیت از پاتون (۲۰۱۱) و ابونوری و زابل (۲۰۱۸) برای سنجش دقت پیش‌بینی درون و برون نمونه‌ای الگوها از دو تابع زیان میانگین مربعات خطا[2] (MSE) و کیولایک (QLIKE) که بر اساس روابط زیر محاسبه می‌شوند استفاده می‌شود:

$$MSE_t = (\sigma_t^2 - \hat{\sigma}_t^2) \quad (۱۴)$$

$$QLIKE_t = \log(\hat{\sigma}_t^2) + \frac{\sigma_t^2}{\hat{\sigma}_t^2} \quad (۱۵)$$

## ۴- یافته‌های پژوهش

در این قسمت با استفاده از الگوی معرفی شده، تلاطم نرخ ارز در ایران محاسبه شده و با استفاده از معیارهای معرفی شده، دقت این الگو با الگوهای GARCH مرسوم مقایسه می‌شود. داده‌های پژوهش شامل اطلاعات ماهانه نرخ ارز (برابری دلار به ریال) در بازار غیر رسمی در m3 ۱۳۹۹- ۱۳۶۴m1 است. لازم به ذکر است که برآورد ضرایب با استفاده از داده‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۴ صورت می‌گیرد و از داده‌های ۱۳۹۹m3-۱۳۹۸ صرفا برای مقایسه برون نمونه استفاده خواهد شد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از بانک داده‌های برخط بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

به منظور محاسبه تلاطم نرخ ارز با استفاده از الگوی GARCH، ابتدا با استفاده از روش باکس- جنکینز الگوی ARIMA برآورد می‌شود و سپس الگوی GARCH بر روی جملات اخلال الگوی ARIMA بنا می‌شود.

بدین منظور ابتدا مانایی سری زمانی با استفاده از آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۱) آمده است. برای آزمون ریشه واحد از حالت سوم الگوی زیوت-اندروس استفاده شده و وجود تغییر در عرض از مبدا و شیب به صورت همزمان مورد بررسی قرار گفته است.

---

1. Patton (2011)
2. Mean Square of Errors

**جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد زیوت-اندروس برای متغیر نرخ ارز**

| زمان شکست | نتیجه آزمون | وقفه بهینه | مقدار آماره | مقدار بحرانی در سطح معناداری ۵٪ |
|---|---|---|---|---|
| ۱۳۹۲m۰۸ | نامانا | ۶ | -۲/۱۲ | -۵/۰۸ |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول مشخص است، نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز در سطح نامانا است. همچنین آزمون وجود یک شکست ساختاری در عرض از مبدا و روند متغیر در آبان ماه **۱۳۹۲** را تایید کرده است. بنابراین، با توجه به مطالب بیان شده رویکردهای متعارف اقتصادسنجی که بر مبنای برآورد ضرایب ثابت در طول زمان هستند دقت و توانایی لازم برای استخراج نوسانات این متغیر را ندارند و لازم است از الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان برای برآورد ضرایب استفاده شود.

در ادامه ابتدا برآوردی از نرخ ارز توسط الگوی ARIMA با استفاده از رویکرد باکس-جنکینز ارائه می‌شود. بهترین الگوی ARIMA دارای فرآیند خودرگسیونی از مراتب **۳،۲،۱** و **۱۲** و فرآیند میانگین متحرک از مرتبه **۱** بوده است. لازم به ذکر است که الگوی انتخابی دارای کمترین مقدار برای آماره شوارتز بوده است. خصوصیات الگوی انتخابی بر اساس این رویکرد در جدول **(۲)** آمده است.

**جدول ۲: مشخصات الگوی ARIMA منتخب**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| AR(1) | ۰/۴۰۲ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۰ |
| AR(2) | ۰/۵۹۴ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۰۰ |
| MA(1) | ۱/۵۷۷ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| MA(1) | ۰/۹۴۰ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۹۹۱۱۰ | | |
| آماره شوارتز | ۱۸/۰۶۸ | | |
| **آزمون** | **آماره** | **مقدار** | **سطح معناداری** |
| ناهمسانی واریانس ARCH | F | ۴۴/۷۰۳ | ۰/۰۰۰ |
| | $Obs*R^2$ | ۴۰/۴۵۸ | ۰/۰۰۰ |
| آزمون خودهمبستگی LM | F | ۱/۶۴ | ۰/۱۹۶ |
| | $Obs*R^2$ | ۳/۳۱ | ۰/۱۹۱ |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

در ادامه وجود ناهمسانی واریانس در اجزا اخلال الگوی ARIMA مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورت وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌توان اقدام به برآورد الگوی GARCH

نمود. در این مطالعه جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال از آزمون ARCH استفاده شده است. فرض صفر آزمون ARCH نبود اثرات واریانس ناهمسانی است. با توجه به این‌که مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی بزرگتر است و سطح معناداری برای هر دو آماره F و $\chi^2$ صفر بدست آمده است، فرضیه صفر رد می‌شود که نشان دهنده وجود اثرات ناهمسانی واریانس در جملات اخلال است.

به منظور برآورد الگوی GARCH بر روی جملات اخلال، لازم است عناصر جزء اخلال دارای ناهمسانی واریانس باشند و مشکل خودهمبستگی نداشته باشند. از این رو علاوه بر بررسی وجود واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی اجزاء اخلال نیز باید بررسی شود. در الگوهای ARIMA به دلیل وجود وقفه متغیر وابسته آماره دوربین–واتسون قابل اعتماد نیست، از این رو در این مطالعه از آزمون خودهمبستگی LM استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بر وجود خودهمبستگی در جملات اخلال دلالت می‌کند. نتایج آزمون نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و نبود مشکل خودهمبستگی در جملات اخلال است. با توجه به نتایج به دست آمده، در ادامه الگوهای مختلف خانواده ARCH بر روی جملات اخلال بنا شده و سپس دقت پیش‌بینی الگوها در مدل‌سازی رفتار اجزاء اخلال متغیر نرخ ارز که دچار مشکل ناهمسانی واریانس است مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بنابراین در ادامه ضرایب الگوی GARCH برآورد می‌شود. خصوصیات الگوی GARCH برآورد شده در جدول (۳) آمده است.

**جدول ۳: مشخصات الگوی GARCH**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| ARCH(-1) | ۰/۲۲۷ | ۱/۱۹۳ | ۰/۸۴۹ |
| ARCH(-2) | ۰/۵۰۹ | ۰/۷۴۴ | ۰/۵۵۶ |
| GARCH(-1) | ۰/۴۰۵ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۰ |
| GARCH(-2) | ۰/۳۱۷ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۹۹۳۴۷ | | |
| آماره شوارتز | ۱۷/۸۴۷ | | |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

الگوی EGARCH دومین الگوی مورد استفاده در این پژوهش است. لازم به ذکر است که الگوی برآورد شده توسط نرم افزار ایویوز[1] با الگوی معرفی شده در رابطه (۲) متفاوت است. الگوی برآوردی نرم افزار به صوت زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left( \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| - E \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| \right) + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

مقادیر برآورد شده برای ضرایب در جدول (۴) آمده است. ضرایب بدست آمده مثبت و از نظر آماری معنادار هستند که نشان می‌دهد انحراف شرطی در این دوره به صورت مثبت تحت تاثیر مقدار تلاطم دوره قبل است. C(9) ضریب مربوط به تاثیر لگاریتم واریانس دوره قبل بر لگاریتم واریانس دوره جاری است که نشان می‌دهد بیش از ۹۵ درصد واریانس هر دوره به دوره بعد منتقل می‌شود. ضریب C(8) نیز فرضیه تفاوت در اخبار خوب و بد بر نوسانات را آزمون می‌کند، مقدار ضریب بدست آمده از نظر آماری معنادار است که نشان می‌دهد تفاوت معناداری میان تاثیر اخبار خوب و بد بر نوسانات نرخ ارز وجود دارد. همچنین ضرایب بدست آمده مثبت است که نشان می‌دهد اخبار خوب (در اینجا اخباری که باعث افزایش قیمت دلار می‌شوند) نسبت به اخبار بد (در اینجا اخباری که باعث کاهش قیمت دلار می‌شوند) تاثیر بیشتری دارند. بررسی نوسانات نرخ ارز در دوره مورد بررسی بخصوص از سال‌های پایانی دهه ۸۰ شمسی نیز نشان می‌دهد که اخبار خوب در این موضوع که عموما اخبار مربوط به تشدید تحریم‌ها و ممنوعیت‌های تجاری برای کشور در سطح بین‌المللی است تغییرات شدیدتری در نرخ ارز داشته و تاثیر آن‌ها ماندگارتر بوده است. اخبار بد در اینجا نیز که معطوف به کاهش تنش‌های بین‌المللی و کمرنگ شدن تحریم و محدودیت‌هاست عملا تاثیر کوچکتری بر کاهش نرخ ارز داشته و تاثیرات آن‌ها به سرعت از بین رفته است.

**جدول ۴: مشخصات الگوی GARCH نمایی**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| c (6) = $\omega$ | -۰/۱۲۳ | ۰/۰۸۲ | ۰/۱۳۵ |
| c (7) = $\alpha$ | ۰/۷۸۷ | ۰/۰۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| c (8) = $\gamma$ | ۰/۳۸۷ | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۰۰ |
| c (9) = $\beta$ | ۰/۹۵۸ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۹۸۷ | | |
| آماره شوارتز | ۱۳/۰۷۷ | | |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

[1]. Eviews

پس از برآورد بهترین الگوی GARCH، در ادامه الگوی TVGARCH برآورد می‌گردد. برآورد الگوی مورد نظر توسط نرم‌افزار متلب[1] و در نظر گرفتن حداکثر تکرار ۲۰۰۰۰ صورت گرفته است. لازم به ذکر است، کدهای اولیه مورد استفاده در این مطالعه بر اساس رویکرد چان (۲۰۱۷) می‌باشند و طریق مکاتبه با ایشان دریافت شده‌اند. نتایج برآورد روابط (۳) و (۴) در جدول (۵) آمده است. $\mu$ مقدار میانگین برای لگاریتم شاخص تلاطم ($h_t$) است. مقادیر بدست آمده برای $\mu$ نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی شاخص نوسان به طور میانگین برابر با ۰/۳۵۸ بوده و با اطمینان ۹۰ درصد می‌توان گفت که لگاریتم شاخص تلاطم در بازه ۰/۷۹۱- تا ۱/۵۵۷ قرار دارد. این فاصله بیان‌گر رفتار متغیر تلاطم نرخ ارز در دوره مورد بررسی است. در برخی ماه‌ها تغییرات به حدی کم بوده که لگاریتم آن منفی شده و در برخی ماه‌ها نوسان شدید بوده به نحوی که باعث شده لگاریتم آن از یک بیشتر شود. $\phi$ تاثیر تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری را نشان می‌دهد، مقدار به دست آمده مثبت است و با اطمینان ۹۰ درصد می‌توان گفت مقادیر این ضریب در دوره زمانی مورد بررسی در بازه ۰/۹۱۶ تا ۰/۹۸۸ قرار می‌گیرد. این مقدار نشان می‌دهد که تلاطم دوره قبل به این دوره نیز منتقل می‌شود. در واقع تقریبا ۹۶ درصد تلاطم ایجاد شده در هر دوره به دوره بعد منتقل می‌شود.

$\alpha$ بیان‌گر رابطه میان تلاطم نرخ ارز و مقدار نرخ ارز در هر دوره است. میانگین بدست آمده برای این ضریب مثبت است که بیان می‌کند به طور کلی در دوره‌هایی که نرخ ارز افزایشی بوده تلاطم نرخ ارز نیز بیشتر بوده است.

ضریب $\beta$ رابطه میان نرخ ارز دوره جاری با مقادیر در دوره‌های قبلی را نشان می‌دهد. میانگین بدست آمده برای این متغیر مثبت است اما در طول زمان مقادیر منفی نیز داشته است. البته مقدار بدست آمده برای این متغیر کوچک است و نشان‌دهنده تاثیر اندک مقادیر نرخ ارز دوره‌های گذشته بر نرخ ارز دوره جاری است.

**جدول ۵: توزیع مقدار میانگین و فاصله اطمینان ۹۰ درصدی برای ضرایب**

| ضریب | میانگین | بازه فاصله اطمینان ۹۰ درصد |
|---|---|---|
| $\mu$ | ۰/۳۵۸ | (۰/۷۹۱- ، ۱/۵۵۷) |
| $\emptyset$ | ۰/۹۵۶ | (۰/۹۱۶ ، ۰/۹۸۸) |
| $\alpha$ | ۰/۸۹۷ | (۰/۶۷۳- ، ۱/۸۶۲) |
| $\beta$ | ۰/۰۰۳ | (۰/۰۰۶- ، ۰/۰۱۳) |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

[1]. MATLAB

پس از برآورد الگوهای مختلف از تلاطم نرخ ارز، لازم است دقت برآورد الگوها با هم مقایسه شود. رویکردهای مختلفی برای مقایسه دقت الگوها وجود دارد، رویکرد مرسوم این است که مقادیر برآورد شده توسط الگوها با مقادیر واقعی مقایسه شود و الگویی که خطای کمتری دارد انتخاب شود. رویکرد دیگر مقایسه قدرت پیش‌بینی الگوهاست. در این رویکرد ضرایب الگوها با استفاده از داده‌های یک مقطع زمانی برآورد می‌شوند و الگویی که بتواند در خارج از مقطع مورد استفاده پیش‌بینی بهتری داشته باشد به عنوان الگوی دقیق‌تر انتخاب می‌شود. در این پژوهش تلفیقی از دو رویکرد مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین صورت که با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۴ ضرایب الگوها برآورد می‌شوند و سپس مقادیر برآوردی الگوها برای نرخ ارز در این دوره با مقادیر واقعی مقایسه می‌شوند که مقایسه درون نمونه‌ای نامیده می‌شود. در قدم دوم، با استفاده از الگوهای برآورد شده، مقادیر نرخ ارز برای سال ۱۳۹۸ تا ماه سوم ۱۳۹۹ پیش‌بینی می‌شوند و مقادیر پیش‌بینی شده توسط الگوها با مقادیر واقعی نرخ ارز در این دوره مقایسه می‌شوند، که این رویکرد مقایسه برون نمونه‌ای نامیده می‌شود.

همان‌گونه که قبلا اشاره شد بدین منظور از معیار RMSE و QLIKE استفاده می‌شود. جدول (۶) مقایسه دقت الگوها را نشان می‌دهد.

**جدول ۶: مقایسه دقت الگوهای مختلف**

| نوع مقایسه | روش | معیار MSE | معیار QLIKE |
|---|---|---|---|
| درون نمونه | GARCH | ۴۳۷۶۰۳۳/۶۵ | ۵۳۴/۷۶۱ |
| | EGARCH | ۵۵۷۳۹۴۴/۷۶ | ۵۲۷/۸۴۱ |
| | TV-GARCH | ۱۷۶۲۱۸۴/۵۷ | ۴۸۳/۵۱۷ |
| برون نمونه (m3)۱۳۹۸-۱۳۹۹ | GARCH | ۵۸۴۸۳۱۵/۸۴ | ۳۶/۲۸۳ |
| | EGARCH | ۵۶۹۴۱۲۲/۳۷ | ۳۵/۵۴۹ |
| | TV-GARCH | ۲۴۳۶۷۵۱/۹۶ | ۳۳/۵۶۴ |

**ماخذ:** یافته‌های پژوهش

در مقایسه درون نمونه، بر اساس معیار MSE الگوی TVGARCH قدرت بیشتری در الگوسازی نوسانات داشته است و در بین الگوهای مرسوم قدرت الگوی GARCH بیشتر از EGARCH بوده است. بر اساس معیار QLIKE نیز الگوی TVGARCH قدرت بیشتری از دو الگوی دیگر دارد، اما بر اساس این معیار الگوی EGARCH توانایی بیشتری نسبت به الگوی GARCH در مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز داشته است.

در مقایسه برون نمونه نیز الگوی TVGARCH بر اساس هر دو معیار پیش‌بینی‌های دقیق‌تری داشته است. از میان الگوهای مرسوم نیز قدرت پیش‌بینی EGARCH بر اساس هر دو معیار از الگوی GARCH بیشتر بوده است.

به هر حال با توجه به نتایج دو معیار می‌توان گفت الگوی GARCH با ضرایب متغیر در طول زمان در هر دو معیار کمتر از الگوهای GARCH مرسوم است که نشان‌دهنده قدرت بیشتر این الگو در پیش‌بینی و مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز است.

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به تاکید ادبیات نظری و تجربی نسبت به استفاده از الگوهای با ضرایب متغیر در طول زمان در مدل‌سازی و بررسی رفتار متغیرهای اقتصادی، در این پژوهش الگوی GARCH با ضرایب متغیر زمانی برای برآورد و محاسبه نوسانات نرخ ارز در ایران معرفی شد و دقت این الگو با الگوهای GARCH با ضرایب ثابت مقایسه شده است.

برای بررسی قدرت پیش‌بینی الگوی TV-GARCH با الگوهای مرسوم GARCH و EGARCH از معیارهای MSE و QLIKE استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بر اساس معیار میانگین مجذور خطا الگوی GARCH معمولی قدرت بیشتری از الگوی GARCH نمایی دارد و قدرت الگوی GARCH با ضرایب متغیر در طول زمان از هر دو الگوی مرسوم بیشتر است. بر اساس معیار کیولایک نیز الگوی GARCH با ضرایب متغیر بالاترین قدرت را در مدل‌سازی تلاطم نرخ ارز داشته است، اما بر اساس این معیار قدرت الگوی GARCH نمایی از الگوی GARCH معمولی بیشتر بوده است.

به طور کلی، نتایج پژوهش نشان‌دهنده قدرت بیشتر الگوی TV-GARCH نسبت به الگوهای مرسوم GARCH است. که این امر دلالت بر شکست ساختاری و تغییرات در رفتار متغیر نرخ ارز در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی دارد. این رخداد باعث شده است که رابطه میان اجزاء واریانس شرطی در طول زمان تغییر کند. به بیان دیگر در دوره‌های مختلف مقادیر متفاوتی برای ضرایب GARCH وجود داشته باشد.

نتایج بدست آمده از الگوی EGARCH نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران به طور میانگین بیش از ۹۵ درصد تلاطم نرخ ارز در هر ماه به ماه دیگر منتقل می‌شود. همچنین بررسی نشان می‌دهد که اخبار مثبت (اخباری که منجر به افزایش نرخ ارز می‌شوند) نسبت به اخبار منفی (اخباری که منجر

به کاهش نرخ ارز می‌شوند) تلاطم بزرگتری در نرخ ارز ایجاد کرده است. بررسی روند نرخ ارز در ایران نیز نشان می‌دهد که تاثیر اخباری که باعث افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی می‌شود، بویژه از اواخر دهه ۸۰ شمسی، شدیدتر و ماندگارتر است. معمولا در این دوره تشدید تحریم‌ها و تنش‌های بین‌المللی تاثیرات بزرگتری نسبت به کاهش تحریم و تنش در نرخ ارز داشته است.

با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد ضرایب در چارچوب الگوی TV-GARCH می‌توان گفت که ارتباط میان تلاطم‌ها و همچنین تاثیرپذیری نرخ ارز از تلاطم‌های آن در دوره‌های زمانی مختلف متفاوت بوده است که می‌تواند نشانه تغییرات در رفتار و انگیزه‌های کارگزاران اقتصادی و همچنین تغییرات ساختاری در اقتصاد ایران باشد. با توجه به نتایج بدست آمده، استفاده از الگوهای TV-GARCH به جای الگوهای مرسوم GARCH با ضرایب ثابت پیشنهاد می‌شود.

## References


Abbate, A. & Marcellino, M. (2017). "Point, Interval and Density Forecasts of Exchange Rates with Time Varying Parameter Models". Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), **181**(1): 155-179.

Abounoori, E. & Zabol, M. (2018). "Comparing GARCH Models by Introducing Fuzzy Asymmetric Realized GARCH". Journal of Econometric Modelling **3**(4): 37-58. (In Persian)

Akbari, J. Bakhtiari, S. Sameti, M. & Ranjbar, H. (2017). "Surveying the Monetary Shocks Impact on the Income-Expenditure Relationship in the Iran's Government with the Approach of TVPFAVAR". Economic Modeling **10**(36): 53-73. (In Persian)

Ali, A. Muhammad Kashif, A. & Muhammad, A. (2011). "Estimation and Forecast of the Models for Stock Market Performance of the Oil & Gas Companies in Pakistan". Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS) **31**(2): 345-363.

Asseery, A. & Peel, D. A. (1991). "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates". Economic Letter **37**(2): 173-177.

Bafandeh Imandoust, S. Fahimifard, S. & Shirzady, S. (2010). "Iran's Exchange Rate Forecasting Using ANFIS, NNARX & ARIMA Models (2002-2008)". Monetary & Financial Economics **16**(28): 176-192. (In Persian)

Basirat, M. Nasirpur, A. & Jorjorzadeh, A. (2014). "The Impacts of Exchange Rate Volatility on the Economic Growth with According to the Level of Financial Market Development". Journal of Financial Economics **9**(30): 141-156.

Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics **31**: 307-327.

Chan, J. C.C. & Strachan, R. (2014). "The Zero Lower Bound: Implications for Modelling the Interest Rate. Rimini Centre for Economic Analysis". Working Paper Series No. 42-14.

Chan, J.C.C. (2015). "The Stochastic Volatility in Mean Model with Time-Varying Parameters: An Application to Inflation Modeling". CAMA Working Paper No. 7/2015.

Chan, J.C.C. (2017). "The Stochastic Volatility in Mean Model with Time-Varying Parameters: An Application to Inflation Modeling". Journal of Business and Economic Statistics **35**(1): 17-28.

Chinn, M.D. & Meese, R.A. (1995). "Banking on Currency Forecasts: How Predictable is Change in Money?". Journal of International Economics **38**(1-2): 161-178.

Cogley, T. Primiceri, G. & Sargent, T. (2010). "Inflation-Gap Persistence in the U.S.". American Economic Journal: Macroeconomics **2**: 43-69.

Dias, G. F. (2017). "The Time-Varying GARCH-in-Mean Model". Economics Letters **157**: 129-132.

Elmi, Z. Aboonouri, E. Rasekhi, S. & Shahrazi, M. (2014). "The Influence of Volatility Structural Changes on Shock Transmission and Volatility Spillover between Gold and Stock Markets in Iran". Economic Modeling **8**(26): 57-73. (In Persian)

Engle, R. F. & Rangel, J. G. (2008). "The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and its Global Macroeconomic Causes". Review of Financial Studies **21**: 1187-1222.

Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". Econometrica **50**(4): 987-1007.

Fathizadeh, H. Piraei, K. & Asadi, E. (2017). "The Impacts of Iranian Trade Partners on the Inflation Uncertainty in Iran: GARCH Models Approaches". Applied Economics **9**(29): 77-94. (In Persian)

Hakkio, C.S. (1984). "Exchange Rate Volatility and Federal Reserve Policy". Economic Review **69**: 18-31.

Hauzenberger, N. & Huber, F. (2020). "Model Instability in Predictive Exchange Rate Regressions". Journal of Forecasting **39**(2): 168-186.

Koopman, S. J. & Hol Uspensky, E. (2002). "The Stochastic Volatility in Mean Model: Empirical Evidence from International Stock Markets". Journal of Applied Econometrics **17**(6): 667-689.

Lee, S. Nguyen, L. & Sy, M. (2017). "Comparative Study of Volatility Forecasting Models: the Case of Malaysia, Indonesia, Hong Kong and Japan Stock Markets". Economics World **23**: 299-310.

Longmore, R. & Robinson, W. (2004). "Modelling and Forecasting Exchange Rate Dynamics: an Application of Asymmetric Volatility Models". Bank Jam Working Pap WP2004/03.

Lucas, R. J. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **1**(1): 19-46.

Mandelbrot, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". Journal of Business **36**: 394-419.

McMillan, D. & Thupayagale, P. (2010). "Evaluating Stock Index Return Value-at-Risk Estimates in South Africa: Comparative Evidence for Symmetric, Asymmetric and Long Memory GARCH Models". Journal of Emerging Market Finance **9**(3): 325-345.

Meese, R.A. & Rogoff, K. (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?". Journal of International Economics **14**(1): 3-24.

Miletic, S. (2015). "Modeling and Forecasting Exchange Rate Volatility: Comparison Between EEC and Developed Countries". Industrija **43**: 7-24.

Najarzade, R. Agheli, L. & Khorasani, E. (2019). "The Effect of Financial Market Variables and Macroeconomic Variables on Exchange Rate Returns of Iran and Major Trading Partners (1990 to 2015)". Economic Modeling **13**(47): 55-76. (In Persian)

Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica **59**: 347-370.

Rostami, M. Makiyan, S. & Roozegar, R. (2021). "Stock Return Volatility using Bayesian Symmetric and Asymmetric GARCH". The Journal of Economic Policy **12**(24): 171-206. (In Persian)

Shahbazi, K. & Asadi, F. (2014). "Impact of Exchange Rate on Imports of Medicines and Medical Equipment". The Journal of Economic Policy **6**(11): 35-54. (In Persian)

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2008). "Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression". Econometrica **76**(1): 155-174.

Waheed, M. Alam, T. & Ghauri, S. P. (2006). "Structural Breaks and Unit Root: Evidence from Pakistani Macroeconomic Time Series". MPRA Paper 1797, University Library of Munich, Germany.

Zivot, E. & Andrews, D. (1992). "Further Evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics **10**: 251-270.

**Original Research Article**

# Application of the TV-GARCH model in estimating the exchange rate volatility in Iran

**Farhad Amiri**[1]
**Kaveh Derakhshani Darabi**[2*]
**Hamid Asayesh**[3]

Received: 01-03-2021 Accepted: 05-10-2021

**Introduction:** Exchange rate volatility can affect the performance of macroeconomics, especially the competitiveness of countries. Real exchange rate volatility indicates the instability and uncertainty in relative prices. It creates an unstable and uncertain environment in the economy. Therefore, the study of the impacts of exchange rate volatility has a great importance. In order to study its effect, it is necessary to first measure the volatility as a quantitative variable. For this purpose, various econometric methods have been introduced, such as the Generalized Autoregressive Conditional Heterogeneity (GARCH). In general, choosing an accurate method for modeling and predicting volatility in economic variables has always been one of the goals of many studies. If volatility is not calculated accurately, misleading experimental results are obtained. After the critique of Lucas (1976), it became important to pay attention to models with time variable coefficients. One of the implications of Lucas' critique is that the estimated coefficients to express the relationship between the variables cannot be stable. This issue is especially important in developing countries where the process of changing economic structures is faster and wider. So, the purpose of this study is to introduce a time-varying GARCH model to calculate the exchange rate volatility in Iran.

**Methodology:** The research was based on the monthly exchange rate data (US dollar to Rial) in the market during 1985-2019. The data were extracted from the online database of the Central Bank of Iran. For the calculation of the volatility in economic variables, the tendency to use GARCH models is greater than other models. Among the GARCH models, GARCH (1,1) is the most popular. However, according to Stock and Watson (2008), because of

[1]. PhD students, Department of Economics, Aligudarz Branch, Islamic Azad University, Aligudarz, Iran

[2]. Assistant Professor, Department of Economics, Arak University, Visiting Professor Department of Economics in Islamic Azad University Aligudarz Branch
Email: k-derakhshani@araku.ac.ir

[3]. Assistant Professor, Department of Economics, University of Ayatollah Borujerdi

structural breaks, the most important problems of GARCH models is that they cannot make accurate predictions over the time. This gave more attention to time-varying parameter models and Markov chain Monte Carlo models. In these models, estimation coefficients can change over time. Also, the study of the financial time series shows that most of them are influenced by domestic or foreign political, economic and social events, such as financial crisis, oil shocks, war, political instability and sudden changes in foreign exchange policies. The effects of these events sometimes remain in the market for a long time. Therefore, it can be said that models with fixed coefficients do not have the ability to formulate the behavior of exchange rates, especially in the long-term horizons. Thus, it is necessary to use time-varying models with variable coefficients over time. In this study, in addition to conventional GARCH models, a time varying GARCH (TVGARCH) is introduced to show the different behaviors of exchange rate over time. For this purpose, the TVP-SVM model based on the model introduced by Koopman and Hol Uspensky (2002) is used to examine the exchange rate volatility in Iran. In this study, following Chan (2017), the Monte Carlo Markov Chain (MCMC) approach is used to estimate fixed coefficients and variable coefficients over time. Also, the Bayesian approach and the Markov chain algorithm have been used to simulate the prior distribution if common functions.

**Results and Discussion:** In order to calculate exchange rate volatility using GARCH family models, the ARIMA model was first estimated using the Box-Jenkins method, and then the GARCH model was estimated on the ARIMA model residuals.

The results of the Zivot- Andrews unit root test showed that the exchange rate has a non-stationary level. The test also confirmed the existence of a structural break in the time series. The estimated values for the coefficients of the GARCH and EGARCH models showed that the conditional volatility in this period is positively affected by the amount of variance in the previous period. Also, more than 95% of the variance of each period is transferred to the next period. The estimated coefficients also showed that there is a significant difference between the effect of good and bad news on exchange rate volatility; good news (i.e., the news that increases the dollar price) compared to bad news (i.e., the news that decreases the dollar price) have greater impacts.

As the results of the TVGARCH model showed, the volatility average was 0.358 with 90% confidence, and the logarithm of the variance index was, thus, in the range of -0.79 to 1.557. In the calculations, $\phi$ represented the effect of the variance of the previous period on the variance of the current period. It was positive and indicated that approximately 96% of the volatility created in each period was transferred to the next period. Also, $\alpha$ represented the relationship between the exchange rate volatility and the exchange rate in

each period. The average obtained for this coefficient was positive, implying that, in periods when the exchange rate increases, the exchange rate volatility is higher.

According to the comparisons performed on the sample and based on the MSE criterion, TVGARCH is the most accurate, and GARCH is more accurate than EGARCH. Moreover, according to the QLIKE criterion, the TVGARCH model is more powerful than the other two conventional models, and the EGARCH model has a higher accuracy than GARCH.

**Conclusion:** According to the results, the TV-GARCH model is more powerful than conventional GARCH models. This indicates structural failure and changes in the behavior of the exchange rate in the Iranian economy. It has caused the relationship between the components of the conditional variance to change over time. In other words, there are different values for GARCH coefficients in different periods. According to the results of the TV-GARCH model, the relationship between exchange rate and volatility has been varied over the time, which implies changes in the behavior and motivation of economic agents and the structural changes in the Iranian economy. According to the results, the use of the TV-GARCH model instead of the conventional GARCH with fixed coefficients is recommended.

**Keywords:** Exchange rate volatility, Conditional Heteroskedasticity, State-space model, Bayesian approach.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# بررسی رابطه بین مالی‌سازی و پس‌انداز ملی در ایران با استفاده از رویکرد داده‌ها با تواتر مختلف (میداس)

**محمدحسن فطرس**[۱]
**رضا معبودی**[۲]
**زینب دره نظری**[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۲

## چکیده

پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد رگرسیونی داده‌ها با تواتر مختلف تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی را در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۷ بررسی کرده است. نتایج نشان دادند مالی‌سازی تاثیر منفی و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. همچنین رشد اقتصادی و نرخ بهره حقیقی تاثیر مثبت و معنی‌دار و نابرابری درآمد و بار تکفل تاثیر منفی و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارند. واکاوی نتایج حاکی است در فرآیند مالی‌سازی همراه با فراهم شدن فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کسب عایدی در بازارهای مالی، مشارکت افراد و بنگاه‌های اقتصادی در بازارهای مالی افزایش می‌یابد. افزایش مشارکت در بازارهای مالی به دلیل انحراف سرمایه از بخش حقیقی به بخش مالی، کاهش سودآوری بخش حقیقی و به تبع آن کاهش درآمد بنگاه‌ها و افراد فعال در این بخش را در پی دارد. کاهش درآمد افراد و بنگاه‌های اقتصادی نیز پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد.

**واژگان کلیدی:** مالی‌سازی، پس‌انداز ملی، نابرابری درآمد، رشد اقتصادی، ایران.

**Keywords:** Financialization, National Saving, Income Inequality, Economic Growth, Iran.

**JEL Classification:** C30, E21, G10.

[۱]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان fotros@basu.ac.ir

[۲]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله‌العظمی بروجردی (ره) (نویسنده مسئول)
maaboudi@abru.ac.ir

[۳]. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله‌العظمی بروجردی (ره)
economic.nazari@gmail.com

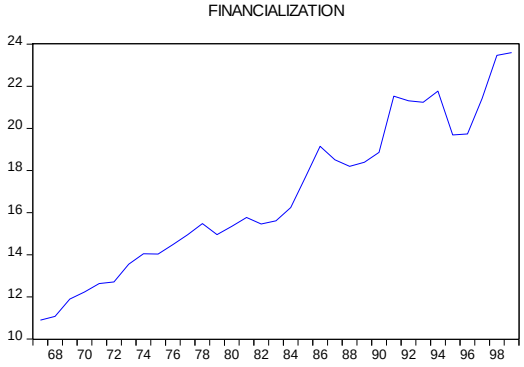
## ۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر بازارها و نهادهای مالی در اقتصاد جهانی از موقعیت چشمگیری برخوردار شده‌اند؛ به نحوی که میزان سودآوری و درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری در بخش مالی نسبت به بخش غیر مالی افزایش پیدا کرده است. این در حالی است که با رونق و گسترش روز افزون بخش مالی، میزان بدهی کل در اقتصاد جهانی افزایش یافته است (فتحی و همکاران، ۲۰۱۳)[1]. در اقتصاد مالی از این پدیده تحت عنوان مالی‌سازی[2] نام برده می‌شود. مالی‌سازی پدیده‌ای است که به رشد بخش مالی، افزایش عایدی بنگاه‌های غیر مالی در اثر فعالیت‌های مالی و مشارکت افراد در فعالیت‌های مالی با انگیزه کسب عایدی اشاره دارد. مالی‌سازی، بنگاه‌های بخش غیر مالی را تضعیف می‌نماید، رشد تقاضای کل را محدود می‌کند و توانایی دولت‌ها را در استفاده از ابزارهای سیاست‌گذاری برای ارتقاء اشتغال کامل، حمایت از رفاه و پیگیری توسعه اقتصادی کاهش می‌دهد (ایزوریتا و همکاران، ۲۰۱۸)[3]. از این روی، مالی‌سازی ارتباط تنگاتنگی با نقش بازارهای اعتباری و مالی در فرآیند رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و بحران‌های بزرگ دارد و سبب افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری در بخش مالی می‌شود. افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری در بخش مالی نیز به افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش منجر می‌گردد. از آن‌جا که سود حاصل از سرمایه‌گذاری مالی در فعالیت‌های تولیدی بنگاه‌ها یعنی در بخش حقیقی اقتصاد سرمایه‌گذاری نمی‌شود (دیویس و کیم، ۲۰۱۵)[4]، از یک سوی، به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی، تولید و رشد اقتصادی کاهش می‌یابند؛ از سوی دیگر با کاهش سودآوری بخش حقیقی دستمزد کاهش و نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. شدت اثرگذاری مالی‌سازی بر توزیع درآمد به شرایط اقتصادی-اجتماعی، مقدار تولید بخش حقیقی و میزان سرمایه در بخش مالی وابسته است. بروز پدیده‌هایی مانند افزایش تورم و بیکاری، عدم ثبات اشتغال، کاهش امنیت شغلی و کاهش بیمه‌های اجتماعی باعث افزایش مشارکت در بازارهای مالی می‌شوند. از آن‌جا که پس‌انداز کل متاثر از رشد اقتصادی و میزان نابرابری درآمد است (اشمیت- هابل و سرون، ۲۰۰۰)[5]، پدیده مالی‌سازی از مجرای رشد اقتصادی و توزیع درآمد میزان پس‌انداز جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اگرچه

---

1. Fathi (2013)
2. Financialization
3. Izurieta (2018)
4. Davis and Kim (2015)
5. Schmidt-Hebbel & Serven (2000)

تاثیر رشد اقتصادی بر پس‌انداز مثبت است؛ ولی تاثیر نابرابری درآمد بر پس‌انداز با توجه به ساختار اقتصادی، سطح درآمد و شرایط بازارهای مالی هر کشور متفاوت است (بوفینگر و شوئومایر، ۲۰۱۸)[1]. بنابراین تاثیر نهایی مالی‌سازی بر پس‌انداز نامشخص و به اثر خالص رشد اقتصادی و نابرابری درآمد بر پس‌انداز بستگی دارد. در این بین، بررسی وضعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد طی سال‌های اخیر نسبت ارزش افزوده بخش مالی به تولید ناخالص داخلی با رشد چشمگیری مواجه شده است. به نحوی که نسبت ارزش افزوده بخش مالی به تولید ناخالص داخلی از ۱۱/۰۷ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۲۳/۴۷ درصد در سال ۱۳۹۸ رسیده و رشدی معادل با ۱۱۲/۰۱ درصد را تجربه کرده است.




**منبع:** محاسبات پژوهش

**نمودار ۱: نسبت ارزش افزوده بخش مالی به تولید ناخالص داخلی**

با این وجود رشد پس‌انداز ملی از ۴۱/۵۱ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۲/۴۵- درصد در سال ۱۳۹۸ رسیده و با کاهش شدیدی مواجه شده است. با توجه به افزایش شدید نسبت ارزش افزوده بخش مالی به تولید ناخالص داخلی و کاهش رشد پس‌انداز ملی، این پرسش مطرح می‌شود که آیا افزایش مشارکت افراد و بنگاه‌ها در بازارهای مالی به کاهش پس‌انداز ملی کشور منجر شده است؟ در ایران مطالعات اندکی در زمینه تاثیر مالی‌سازی بر متغیرهای اقتصادی در سطح خرد و کلان انجام شده است. علاوه بر این هیچ مطالعه‌ای در داخل و خارج از کشور به صورت تجربی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز را بررسی نکرده است. درک تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی به سیاست‌گذاران این امکان را می‌دهد که مزایا و معایب آزادسازی و گسترش بخش مالی در کشور را بررسی کنند و با اتخاذ راهکارهای مناسب جهت رفع نواقص بازارهای مالی، زمینه ارتقاء

[1]. Bofinger & Scheuermeyer (2018)

پس‌انداز ملی را فراهم نمایند. از این روی، بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی کشور مهم و ضروری است. با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر به منظور پاسخ به پرسش فوق، با استفاده از رویکرد MIDAS[1] تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی کشور را طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۷ بررسی می‌کند.

در بخش دوم چارچوب نظری پژوهش در رابطه با مالی‌سازی و پس‌انداز بررسی می‌شود؛ روش‌شناسی پژوهش در بخش سوم معرفی می‌شود؛ بخش چهارم یافته‌های تجربی را تجزیه و تحلیل می‌کند؛ بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص دارد.

## ۲- چارچوب نظری پژوهش

مالی‌سازی مفهومی است که به افزایش نقش بازارها و نهادهای مالی در اقتصاد و نهادهای حاکم بر آن در سطح ملی و بین‌المللی اشاره دارد (اپشتین، ۲۰۰۱)[2]. در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور اقتصادی بروز بحران‌های مالی همراه با ایجاد حباب در بازار مسکن و بروز ورشکستگی‌های گسترده مالی ناشی از خلق مشتقات مالی باعث شد محققان در کنار شاخص‌های متعارف توسعه مالی از معیارهای جدیدتر مانند مالی‌سازی استفاده کنند (شین و لی، ۲۰۱۸)[3]. در نتیجه، بسیاری از محققان معتقدند مالی‌سازی ناشی از تغییرات در سیستم‌های پولی و مالی و فروپاشی سیستم برتون وودز[4] است (براگا و همکاران، ۲۰۱۷)[5]. در این زمینه سوئیزی (۱۹۹۷)[6] بیان می‌کند تناسبات و تعاملات نظام سرمایه‌داری با کاهش نرخ رشد کل، گسترش جهانی شرکت‌های چند ملیتی انحصاری و مالی‌سازی فرآیند انباشت سرمایه همراه گردید. با از بین رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران به منظور حفظ و گسترش سرمایه پولی خود به سفته‌بازی در دارایی‌های مختلف روی آوردند. موسسات مالی نیز به منظور برخورداری از این فرصت‌ها ابزارهای مالی جدید مانند انواع معاملات آتی و مشتقات را تهیه کردند که به تحول کیفی در نظام سرمایه‌داری منجر شد (فاستر، ۲۰۱۰)[7].

---

1. Mixed Data Sampling (MIDAS)
2. Epstein (2001)
3. Shin & Lee (2018)
4. Bretton Woods
5. Braga (2017)
6. Sweezy (1997)
7. Foster (2010)

از این روی واژه مالی‌سازی برای اولین بار در دهه ۱۹۹۰ به صورت منظم مورد استفاده قرار گرفت. به طوری که فیلیپس (۱۹۹۴)[1] مالی‌سازی را به عنوان شکاف طولانی بین واگرایی اقتصاد حقیقی و مالی تعریف کرد. در همان سال اریگی[2] از مالی‌سازی برای تجزیه و تحلیل گذار مسلط بین‌المللی[3] بهره برد (ورکلی، ۲۰۱۳)[4].

ریشه مالی‌سازی به مطالعات اولیه اقتصاددانان سیاسی و نظریه‌پردازان مارکسیست بر می‌گردد. نظریه‌پردازان مارکسیست استدلال می‌کنند عدم وجود مکانیسم توزیع مجدد ثروت، تقاضای بازار را برای افزایش ظرفیت تولید بنگاه‌های انحصاری از بین می‌برد و سرمایه‌داری صنعتی پیشرفته با رکود طبیعی مواجه می‌شود. از آن‌جا که کاهش درآمد جمعیت، پاسخ‌گوی عرضه‌ی فزاینده تولیدات صنعتی نیست، طبقه رانت‌جو به طور فزاینده‌ای به فعالیت‌های مالی روی می‌آورند تا نرخ موجود انباشت ثروت را حفظ کنند. بنابراین سرمایه‌داری مالی به عنوان یک رژیم انباشت جایگزینی برای سرمایه‌داری صنعتی مطرح می‌شود (دیویس و کیم، ۲۰۱۵). نظریه‌های اقتصاد متعارف با بیان این‌که گسترش بازارهای مالی سبب افزایش کارآیی اقتصادی و بهبود تخصیص منابع می‌شوند، نقش مهمی در ارتقا و گسترش مالی‌سازی دارند (پالی، ۲۰۰۷)[5]. بر پایه مدل‌های نئوکلاسیکی، مالی‌سازی از طریق تاثیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید رشد اقتصادی را متاثر می‌سازد. در واقع بازارهای مالی از طریق انتخاب سرمایه‌گذاری‌های مولد به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید منجر می‌شود؛ افزایش بهره‌وری نیز با افزایش رشد اقتصادی همراه است (برنال، ۲۰۱۶)[6]. در الگوی کینزی با افزایش سود حاصل از سرمایه‌گذاری در بخش مالی از یک سوی مصرف افزایش می‌یابد و از سوی دیگر بخشی از سرمایه بخش حقیقی به بخش مالی منتقل می‌شود. در صورتی که میزان افزایش مصرف بیشتر از کاهش سرمایه‌گذاری باشد، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در غیر این صورت رشد اقتصادی با کاهش مواجه می‌گردد (بهادوری، ۲۰۱۱)[7]. الگوهای پساکینزی با تکیه بر سود و بهره بخش مالی، به تاثیر مالی‌سازی بر اقتصاد تاکید دارند. افزایش سود و عایدی در بخش مالی به افزایش نابرابری درآمدی منجر می‌شود و با افزایش تفاوت

1. Phillips (1994)
2. Arrighi
3. Analysis of International Hegemonic Transition
4. Vercelli (2013)
5. Palley (2007)
6. Bernal (2016)
7. Bhaduri (2011)

عایدی در بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد، اگر سرمایه از بخش‌های مولد و تولیدی به بخش غیر مولد منتقل شود، مالی‌سازی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در این حالت، مالی‌سازی با تضعیف کارکرد سرمایه‌گذاری به کاهش تولید منجر می‌شود. بنابراین، عملکرد ضعیف بخش حقیقی اقتصاد ناشی از گسترش بخش مالی است (لپاویتساس، ۲۰۱۱)[1].

### ۲-۱- تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد

مالی‌سازی به دلیل افزایش درآمد فعالان در بازار مالی و محروم شدن افرادی که خارج از این بازار قرار دارند، می‌تواند به بدتر شدن توزیع درآمد جامعه منجر می‌شود. مجراهای مختلفی برای اثرگذاری مالی‌سازی بر توزیع درآمد وجود دارد که تابعی از ویژگی‌ها و خصوصیات اقتصادی-اجتماعی هستند. بر مبنای مجرای اول، وجود انگیزه سفته‌بازی در بخش مالی باعث می‌شود بنگاه‌ها با تغییر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و تجاری میزان بکارگیری سرمایه در بخش حقیقی اقتصاد را کاهش دهند. در دوره‌های آتی کاهش مستمر سود در بخش حقیقی اقتصاد منجر به اثر برون‌رانی[2] سرمایه‌گذاری از بخش حقیقی اقتصاد به بخش مالی می‌شود. پی‌آمد این استراتژی کاهش تولید و اشتغال در بخش حقیقی و در نهایت افزایش نابرابری درآمدی است (توماسکوویچ-دیوی و لین، ۲۰۱۳)[3]. مجرای دوم سود حاصل از سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مالی را به عنوان یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر نابرابری درآمد معرفی می‌کند؛ افرادی که برای سرمایه‌گذاری دارایی‌های مازاد دارند از بازده فزاینده‌ای برخوردارند؛ در مقابل افرادی که نمی‌توانند به این بازارها بپیوندند از این بازدهی محروم می‌شوند (دیویس و کیم، ۲۰۱۵). بر اساس مجرای سوم مالی‌سازی از طریق گسترش حداکثرسازی ارزش سهامداران بر نابرابری درآمد اثرگذار است. از آن‌جا که ارزش سهامداران و قیمت سهام به کانون توجه مدیریت بنگاه‌ها تبدیل شده است، سهم زیادی از منابع و سود به سهامداران و سهم اندکی از آن به نیروی کار اختصاص می‌یابد. از این رو توزیع درآمد جامعه بدتر می‌شود. مجرای چهارم افزایش اندازه بخش مالی در اقتصاد است. گسترش بخش مالی نسبت به سایر بخش‌ها به افزایش درآمد مدیران و نیروی کار شاغل در بخش مالی منجر می‌گردد و از این طریق نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد (شین و لی، ۲۰۱۸). بر اساس مجرای پنجم رشد و توسعه بازار سهام نیز می‌تواند توزیع درآمد جامعه را تغییر دهد. ورود سرمایه‌گذاران با سرمایه

---

1. Lapavitsas (2011)
2. Crowding Out
3. Tomaskovic-Devey & Lin (2013)

بالا به بازار سهام در زمانی که بازار در ابتدای مرحله رشد قرار دارد سبب افزایش منافع در بازار سهام می‌شود. افراد با موجودی سرمایه پایین با وقفه رشد بازار سهام را مشاهده می‌کنند و زمانی وارد بازار سهام می‌شوند که بازار در مراحل انتهایی رشد است؛ در نتیجه این افراد با ضرر مالی مواجه می‌شوند. از این روی، نابرابری درآمدی به علت تفاوت زیاد درآمد بین افراد افزایش می‌یابد (کاس، ۲۰۱۲)[1]. در نهایت سیاست‌های تامین مالی دولت و همچنین گسترش و بسط بازارهای بین‌المللی از جمله مجراهایی هستند که بسته به شدت تغییرات سرمایه توزیع درآمد جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

### ۲-۲- تاثیر مالی‌سازی بر رشد اقتصادی

تاثیر مالی‌سازی بر رشد اقتصادی به مجرایی بستگی دارد که از طریق آن تولید تحت تاثیر قرار می‌گیرد. سرمایه‌گذاری یکی از مجراهای اثرگذاری مالی‌سازی بر رشد اقتصادی است. بازارهای مالی با کاهش هزینه معاملات، متنوع کردن سبد دارایی و کاهش ریسک می‌توانند نوسانات ناشی از پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت را کاهش دهند و نقدینگی مورد نیاز سرمایه‌گذاران را فراهم کنند. بنابراین، بازارهای مالی به سرمایه‌گذاران و بنگاه‌ها این امکان را می‌دهند تا با تخصیص بهینه سرمایه رشد اقتصادی را ارتقا دهند (برنال، ۲۰۱۶). اما، بنگاه‌های اقتصادی می‌توانند منابع خود را در بخش حقیقی و مالی اقتصاد سرمایه‌گذاری کنند. اگر در فرآیند مالی‌سازی میزان سودآوری بخش مالی افزایش یابد، بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش مالی بیشتر از بخش حقیقی خواهد بود؛ در نتیجه بنگاه‌ها بودجه بیشتری به سرمایه‌گذاری در بخش مالی اختصاص می‌دهند. با توجه به محدودیت منابع افزایش سرمایه‌گذاری در یک بخش با کاهش سرمایه‌گذاری در بخش دیگر همراه است. از این روی فرآیند مالی‌سازی به کاهش انباشت سرمایه در بخش حقیقی منجر می‌شود که به دنبال آن سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد (احمدی حاجی‌آبادی، ۲۰۱۶)[2]. از سوی دیگر، مطابق الگوهای پساکینزی در فرآیند مالی‌سازی افزایش پرداخت‌های مالی از جمله بهره و سود سهام به سهامداران به کاهش وجوه برای پروژه‌های تولیدی بلندمدت منجر می‌شود و از طریق کاهش انباشت سرمایه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (باراداس، ۲۰۱۷)[3]. نابرابری درآمدی مجرای دوم اثرگذاری مالی‌سازی بر رشد اقتصادی است. مالی‌سازی از طریق

1. Kus (2012)
2. Ahmadi Hajiabadi (2016)
3. Barradas (2016)

افزایش سود بخش مالی و همچنین، افزایش دستمزد مدیران به کاهش دستمزد نیروی کار و بدتر شدن توزیع درآمد منجر می‌شود. با فرض تفاوت در میل نهایی به مصرف گروه‌های مختلف اقتصادی، مالی‌سازی بدلیل توزیع مجدد درآمد با تاثیر بر مصرف، رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (هین و وانتریک، ۲۰۰۷)[1]. در این فرآیند، اگر میزان افزایش در مصرف بدلیل افزایش عایدی و سود سهام (اثر ثروت) کاهش مصرف ناشی از نابرابری درآمد کارگران را جبران کند، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و بالعکس (هین و وانتریک، ۲۰۱۰).

### ۲-۳- تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز

پژوهش‌های مختلفی به تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز اشاره کرده‌اند. هین و وانتریک (۲۰۰۷) با استفاده از مدل رشد و توزیع درآمد پساکینزی نشان می‌دهند در فرآیند مالی‌سازی بخشی از سود بنگاه به عنوان سود انباشته پس‌انداز و بخش دیگری از آن به عنوان بهره و سود تقسیمی به خانوارها پرداخت می‌شود. افزایش نرخ بهره و سود تقسیمی، بخشی از درآمد بنگاه‌ها را به خانوارها انتقال می‌دهد. از آن‌جا که میل نهایی به پس‌انداز خانوارها کمتر از میل نهایی به پس‌انداز بنگاه‌ها است، با انتقال درآمد از بنگاه‌ها به خانوارها پس‌انداز کل کاهش می‌یابد. اسکات و ریو (۲۰۰۷)[2] با بررسی فرآیند مالی‌سازی نشان می‌دهند مالی‌سازی با افزایش نرخ بهره، افزیش سود سهام و کاهش در نرخ انتشار سهام جدید همراه است. با توجه به مدل رشد هارودی افزایش سود سهام، افزایش نرخ بهره و کاهش در نرخ انتشار سهام جدید به کاهش پس‌انداز منجر می‌شوند. در نتیجه مالی‌سازی تاثیر منفی بر پس‌انداز کل دارد. انگ (۲۰۱۰) [3] بیان می‌کند مقررات‌زدایی مالی از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری، انگیزه فعالان اقتصادی برای پس‌انداز را کاهش می‌دهد. بهادوری (۲۰۱۱) به منظور بررسی فرآیند مالی‌سازی با استفاده از نظریه کینزی بیان می‌کند مصرف کل تابعی از درآمد، سود سرمایه و بدهی است. درآمد و سود سرمایه تاثیر مثبت و بدهی تاثیر منفی بر مصرف دارند. در نتیجه فرآیند مالی‌سازی با افزایش سود سرمایه، مصرف را افزایش می‌دهد. از آن‌جا که درآمد کل به دو قسمت مصرف و پس‌انداز تقسیم می‌شود، با افزایش مصرف، پس‌انداز کل کاهش می‌یابد. همچنین با توجه به تعادل سرمایه‌گذاری و پس‌انداز سود حاصل از فرآیند مالی‌سازی از طریق تاثیر بر مجرای q-توبین به انحراف سرمایه‌گذاری از بخش

1. Hein & Van Treeck (2007)
2. Skott & Ryoo (2007)
3. Ang (2010)

حقیقی به بخش مالی منجر می‌شود و سرمایه‌گذاری و به تبع آن پس‌انداز را کاهش می‌دهد. گانگور و همکاران (۲۰۱۴)[1] معتقد هستند محدودیت استقراض برای خانوارها و بنگاه‌ها باعث می‌شود خانوارها بخشی از درآمد خود را از طریق کاهش سطح مصرف جاری، پس‌انداز نمایند. اما، سیستم‌های مالی با کاهش محدودیت‌های اعطای اعتبار توسط بانک‌ها و سایر واسطه‌گری‌های مالی، به کاهش محدودیت استقراض خانوار و بنگاه‌ها منجر می‌گردند. کاهش محدودیت استقراض و افزایش دسترسی به اعتبار با کاهش پس‌انداز همراه است. دیتزر (۲۰۱۶) [2] بر اساس نظریه کینزی بیان می‌کند در فرآیند مالی‌سازی تغییر توزیع درآمد به نفع ثروتمندان منجر به افزایش درآمد آن‌ها و کاهش درآمد افراد کم درآمد می‌شود. افزایش درآمد ثروتمندان با میل نهایی به پس‌انداز بالا مصرف را کاهش و پس‌انداز را افزایش می‌دهد. با این وجود با کاهش درآمد خانوارهای کم‌درآمد پس‌انداز به منظور حفظ سطح فعلی مصرف کاهش می‌یابد. در نتیجه تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز به برآیند نیروهای فوق بستگی دارد. بوگدان و لوماکویچ (۲۰۲۱)[3] معتقدند در فرآیند مالی‌سازی به دلیل انباشت سرمایه مالی تحریف شده در سراسر جهان، بی‌ثباتی سیستم مالی تشدید و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مختل شده است. بنابراین، مالی‌سازی در میان‌مدت و بلندمدت با افزایش نااطمینانی در بازارهای مالی، ظهور سیکل‌های رونق و رکود در بازارهای مالی و استفاده نامولد بخشی از پس‌انداز جامعه با کاهش سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی اقتصاد همراه است.

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز از الگوی اناران و همکاران (۲۰۱۱)[4] استفاده می‌شود که مبتنی بر مدل پساکینزی است. در الگوی اناران و همکاران (۲۰۱۱) تنها تاثیر مالی‌سازی بر تقاضای کل در نظر گرفته می‌شود؛ اما، در پژوهش حاضر الگوی اناران و همکاران (۲۰۱۱) با لحاظ تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز بسط می‌یابد. برای بررسی این موضوع تابع مصرف (۱) را در نظر بگیرید که از سه جزء شامل مصرف مستقل، مصرف به علت درآمد و مصرف به علت سود حاصل از سرمایه‌گذاری در بازار مالی تشکیل شده است.

$$C = c_0 + c_w Y + (c_\pi - c_w)\pi Y \qquad (۱)$$

1. Gungor (2014)
2. Detzer (2016)
3. Bogdan & Lomakovych (2021)
4. Onaran (2011)

در معادله (۱) C تابع مصرف، $c_0$ مصرف مستقل، $c_w$ میل نهایی به مصرف بواسطه دستمزد، $c_\pi$ میل نهایی به مصرف در اثر سود و Y درآمد را نشان می‌دهند. R سود حاصل از سرمایه‌گذاری در بازار مالی و $\pi$ نسبت سود به درآمد است که به صورت $\pi = \frac{R}{Y}$ تعریف می‌شود. از آن‌جا که $c_w$ بزرگتر از $c_\pi$ است، تاثیر سود بر مصرف منفی است. به بیان دیگر تولید کل به صورت دستمزد و سود بین سرمایه و نیروی کار تقسیم می‌شود. در فرآیند مالی‌سازی، افزایش سهم سود از تولید باعث می‌شود سهم دستمزد از تولید کاهش یابد. از آن‌جا که میل نهایی به مصرف بواسطه دستمزد بیشتر از میل نهایی به مصرف در اثر سود است، با کاهش دستمزد، مصرف کاهش می‌یابد. بنابراین، اولین تاثیر مالی‌سازی بر مصرف از طریق توزیع مجدد درآمد ایجاد می‌شود. پارامتر $\pi_r$ سهم درآمد حاصل از فعالیت مالی را به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد. اثر دوم مالی‌سازی بر مصرف از طریق اثر ثروت[1] ایجاد می‌شود. سود به دو بخش سود حاصل از مشارکت در بخش مالی و سود حاصل از مشارکت در بخش غیر مالی تقسیم می‌شود. اگر $\pi_{nr}$ سهم سود حاصل از بخش غیر مالی، $c_{\pi r}$ میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد بخش غیر مالی، $c_{\pi nr}$ میل نهایی به مصرف به واسطه درآمد حاصل از بخش مالی، $FW$ ثروت مالی خالص، و $HW$ ثروت ناخالص مسکن خانوارها (افزایش ثروت خانوار به دلیل افزایش قیمت مسکن) باشد، با فرض $c_{\pi r} > c_{\pi nr}$ فرم گسترش یافته تابع مصرف به صورت معادله (۲) قابل بازنویسی است.

$$C = c_0 + c_w Y + (c_{\pi r} - c_w)\pi_r Y + (c_{\pi nr} - c_w)\pi_{nr} Y + c_{FW} FW + c_{HW} HW \quad (۲)$$

در معادله (۲) سود به دو بخش سود بخش مالی و بخش غیرمالی تفکیک شده است. $c_{HW}$ میل نهایی به مصرف بواسطه ثروت مالی خالص و $c_{FW}$ میل نهایی به مصرف در اثر ثروت ناخالص مسکن خانوار را نشان می‌دهد. با افزایش $FW$ و $HW$ مصرف کل افزایش می‌یابد. اما با توجه به اثر ثروت انتظار می‌رود $c_{HW} > c_{FW}$. معادله مهم دوم سرمایه‌گذاری است که از سه جزء مستقل (ثابت)، القایی و سرمایه‌گذاری به علت سود فعالیت مالی تشکیل می‌شود. ضرایب در معادله (۳) همگی مثبت هستند.

$$I = i_A + i_Y Y + i_\pi \pi \quad (۳)$$

[1]. اثر ثروت به افزایش مصرف ناشی از افزایش ارزش دارایی‌های مالی در زمان رونق بازار مالی اشاره دارد.

اگر سود به دو قسمت یعنی سود حاصل از فعالیت مالی و غیر مالی تفکیک شود، تابع سرمایه‌گذاری به صورت رابطه (۴) بازنویسی می‌شود.

$$I = i_A + i_Y Y + i_{\pi nr}\pi_{nr} + i_{\pi r}\pi_r \qquad (۴)$$

$i_{\pi nr}$ مثبت و $i_{\pi r}$ منفی است. همچنین فرض بر این است ضریب $\pi_{nr}$ بیشترین تاثیر را بر $\pi$ دارد. در نهایت تاثیر تغییرات سهم سود بر تقاضای کل خصوصی به سه عامل مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات بستگی دارد. اگر از تابع تقاضای خصوصی نسبت به سود مشتق گرفته شود تاثیر تغییرات درآمد نسبت به تغییرات سود محاسبه می‌شود که توسط معادله (۵) نشان داده می‌شود.

$$\frac{\partial Y}{\partial \pi} = (c_{\pi nr} - c_w)\frac{\pi_{nr}}{\pi} + (c_{\pi r} - c_w)\frac{\pi_r}{\pi} + i_{\pi nr}\frac{\pi_{nr}}{\pi} + i_{\pi r}\frac{\pi_r}{\pi} + \frac{\partial NX}{\partial \pi} \qquad (۵)$$

$\frac{\partial Y}{\partial \pi}$ میزان مازاد تقاضای خصوصی است و تابعی از تغییرات سه جزء مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات است. در واقع، $(c_{\pi nr} - c_w)\frac{\pi_{nr}}{\pi} + (c_{\pi r} - c_w)\frac{\pi_r}{\pi} < 0$ ، $i_{\pi nr}\frac{\pi_{nr}}{\pi} > 0$، $i_{\pi r}\frac{\pi_r}{\pi} < 0$ و $\frac{\partial NX}{\partial \pi} > 0$ است. از این رو، علامت مشتق فوق نامشخص است. در صورتی که علامت مشتق فوق مثبت باشد از آن تحت عنوان رژیم تقاضای ناشی از سود و در صورتی که منفی باشد رژیم تقاضای ناشی از دستمزد نام برده می‌شود. تاثیر توزیع مجدد درآمد به نفع سود حاصل از فعالیت‌های مالی در رابطه (۶) نشان داده می‌شود:

$$\left.\frac{\partial Y}{\partial\left(\frac{\pi_r}{\pi}\right)}\right|_{\overline{\pi}} = -(c_{\pi nr} - c_w)\frac{\pi_{nr}}{\pi} + (c_{\pi r} - c_w)\frac{\pi_r}{\pi} + i_{\pi nr}\frac{\pi_{nr}}{\pi} + i_{\pi r}\frac{\pi_r}{\pi} \qquad (۶)$$

با توجه به رابطه (۶) تاثیر توزیع مجدد درآمد حاصل از فرآیند مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری منفی است. در صورتی که $-(c_{\pi nr} - c_w)\frac{\pi_{nr}}{\pi} > \left|(c_{\pi r} - c_w)\frac{\pi_r}{\pi}\right|$ تاثیر توزیع مجدد بر مصرف مثبت است. چنان‌چه تاثیر مثبت توزیع مجدد درآمد بر مصرف بیشتر از تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری باشد، تقاضای کل افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر تاثیر توزیع مجدد درآمد بر تقاضا انبساطی می‌شود.

اگر $-(c_{\pi nr} - c_w)\frac{\pi_{nr}}{\pi} < \left|(c_{\pi r} - c_w)\frac{\pi_r}{\pi} + i_{\pi nr}\frac{\pi_{nr}}{\pi} + i_{\pi r}\frac{\pi_r}{\pi}\right|$ توزیع مجدد درآمد به نفع سود حاصل از فعالیت‌های مالی تقاضای خصوصی را کاهش می‌دهد. به بیان دیگر توزیع

مجدد درآمد تاثیر انقباضی بر تقاضا دارد. از آن‌جا که پس‌انداز تابعی مستقیم از درآمد قابل تصرف است، تغییرات پس‌انداز نیز تابعی از تغییرات درآمد کل خصوصی است. از این رو، مالی‌سازی از طریق اجزای تقاضای کل به تغییر پس‌انداز منجر می‌شود.

## ۲-۴- پیشینه پژوهش

پژوهش‌های مختلفی در زمینه تاثیر مالی‌سازی بر متغیرهای اقتصادی صورت گرفته‌اند که در سه گروه قابل بررسی هستند. گروه اول شامل پژوهش‌هایی است که تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند. در این راستا کاس (۲۰۱۲) رابطه بین مالی‌سازی و نابرابری درآمد در ۲۰ کشور توسعه‌یافته را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵ بررسی کرد. وی دریافت در فرآیند مالی‌سازی عدم موفقیت اتحادیه‌های کارگری در حمایت از کارگران به افزایش نابرابری درآمد منجر شده است. علاوه بر این تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد در کشورهای با تراکم پایین اتحادیه‌ها بیشتر از سایر کشورها است. توماسکوویچ-دیوی و لین (۲۰۱۳) ارتباط بین مالی‌سازی و نابرابری درآمد را در ایالات متحده طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان می‌دهند افزایش وابستگی به درآمد حاصل از مجراهای مالی از طریق کاهش قدرت چانه‌زنی کارگران، با کاهش سهم دستمزد کارگران از درآمد و افزایش پاداش مدیران همراه است. گودچوت (۲۰۱۶)[1] با تعریف مالی‌سازی به عنوان یک پدیده بازارسازی، تاثیر انواع مختلف مالی‌سازی شامل رشد بخش مالی و رشد زیرمجموعه‌های بخش مالی از جمله رشد بازارهای مالی، مالی‌سازی شرکت‌های غیر مالی و مالی‌سازی خانوار بر توزیع درآمد در ۱۸ کشور توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ را بررسی کرد. وی ابتدا نشان می‌دهد سهم بخش مالی از تولید ناخالص داخلی مهم‌ترین عامل افزایش نابرابری جهانی است. سپس با تجزیه مالی‌سازی به بخش‌های مختلف بیان می‌کند مهم‌ترین عامل افزایش نابرابری نسبت تعداد سهام معامله شده در بورس‌های ملی و تعداد سهام نگهداری شده در دارایی‌های بانکی است و مالی‌سازی بنگاه‌های غیر مالی تاثیری بر نابرابری ندارد. گلبیوسکی و همکاران (۲۰۱۶)[2] ضمن بررسی تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد، تفاوت بین وقوع پدیده مالی‌سازی را در ۷ کشور مختلف اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمد عمدتا تحت تاثیر عوامل خاص هر کشور است. مهم‌ترین نکته در این پژوهش بکارگیری یک شاخص مصنوعی برای اندازه‌گیری

1. Godechot (2016)
2. Golebiowski (2016)

مالی‌سازی است که نشان می‌دهد سطح مالی‌سازی در کشورهای اروپایی عضو G7 بیشتر از کشورهای اروپای شرقی و مرکزی است. هاید و همکاران (۲۰۱۷)[1] با بررسی تاثیر هم‌زمان مالی‌سازی و جهانی‌شدن بر نابرابری درآمد، تفکیک مالی‌سازی به سه بعد اشتغال در امور مالی، بیمه املاک و مستغلات، گسترش اعتباری و بحران‌های مالی و تفکیک نابرابری درآمد به سه بخش نابرابری درآمد ناشی از بازار، توزیع مجدد و دخالت دولت محدودیت‌های پژوهش‌های قبلی را رفع می‌کنند. آن‌ها نشان می‌دهند مالی‌سازی نابرابری ناشی از بازار و دخالت دولت را افزایش می‌دهد. نتایج برای نابرابری ناشی از توزیع مجدد متفاوت است. به طوری که نابرابری ناشی از توزیع مجدد به وسیله‌ی گسترش اعتباری کاهش و با بحران مالی افزایش می‌یابد. شین و لی (۲۰۱۹) تاثیر مالی‌سازی و توسعه مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای پیشرفته طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ را بررسی کردند. بر اساس نتایج حاصل از پژوهش تنها سهم درآمد توزیع شده بنگاه‌ها منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود. به بیان دیگر عامل افزایش مالی‌سازی تمایل به کسب سود توسط بنگاه‌های غیر مالی است. اما توسعه مالی تاثیری بر نابرابری درآمد ندارد. ازدمیر (۲۰۲۰)[2] با بررسی تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد در ۹۷ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ بیان می‌کند افزایش روابط و معاملات مالی عوامل مهم در افزایش نابرابری محسوب می‌شوند. ویتا و لیو (۲۰۲۰)[3] در راستای بررسی تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد در ۳۳ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۶، مالی‌سازی را به سه بخش مالی‌سازی بخش مالی، مالی‌سازی بخش غیر مالی و مالی‌سازی خانوار تقسیم می‌کنند. آن‌ها نشان می‌دهند از بین سه بعد مالی‌سازی تنها مالی‌سازی خانوار تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمد دارد. به بیان دیگر پیوند بین مالی‌سازی و نابرابری درآمد ناشی از بدهی خانوار است. علی‌رغم فراگیر بودن مالی‌سازی هزینه‌های مالی‌سازی تنها بر افراد عادی و به ویژه خانوارهای کم‌درآمد تحمیل می‌شود. فرناندز و پانزو (۲۰۲۰)[4] مالی‌سازی را به عنوان فرآیندی دو وجهی معرفی می‌کنند که از یک سوی به افزایش سهم بخش مالی در ترکیب تولید اشاره دارد؛ از سوی دیگر به افزایش اهمیت دارایی‌های مالی در ترکیب ثروت مربوط می‌شود. علاوه بر این آن‌ها با بررسی رابطه بین مالی‌سازی و نابرابری درآمد در ایالات متحده طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۴۷ بیان می‌کنند افزایش سهم اشتغال در بخش مالی به

1. Hyde (2017)
2. Ozdemir (2020)
3. Vita & Luo (2020)
4. Fernandez & Punzo (2020)

اشتغال کل باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. داود و همکاران (۲۰۲۰)[1] با بررسی تاثیر فناوری دیجیتال بر رابطه بین مالی‌سازی و نابرابری درآمد در ۵۴ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۱۰ بیان می‌کنند مالی‌سازی و فناوری دیجیتال شکاف نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. الکسیوا و همکاران (۲۰۲۱)[2] به منظور بررسی تاثیر مالی‌سازی بر نابرابری درآمد، نابرابری درآمد را به نابرابری بر پایه درآمد قابل تصرف خانوار، نابرابری بر پایه درآمد خانوار از بازار و نابرابری ناشی از دستمزد (پرداخت‌های تولیدی) تقسیم می‌کنند. آن‌ها بیان می‌کنند تشدید انعطاف‌پذیری نیروی کار و از بین رفتن قدرت اتحادیه‌ها به تضعیف نهادهای بازار کار منجر شده است. به همین دلیل مالی‌سازی تاثیر مثبتی بر نابرابری درآمد دارد. احمدی حاجی‌آبادی (۲۰۱۶) رابطه علی بین نابرابری درآمد و مالی‌سازی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ بررسی کرد و نشان داد رابطه بلندمدت یک طرفه از سمت شاخص‌های مالی‌سازی به سمت نابرابری درآمدی وجود داشته است.

گروه دوم به پژوهش‌هایی اختصاص دارد که تاثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این زمینه سئو و همکاران (۲۰۱۲)[3] تاثیر مالی‌سازی را بر سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه بنگاه‌های غیر مالی کره جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۴ بررسی کردند. آن‌ها دریافتند مالی‌سازی از طریق کاهش بودجه داخلی و افزایش فرصت‌های سودآوری مالی، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه را کاهش می‌دهد. باراداس و لاگوا (۲۰۱۷)[4] با بررسی ارتباط بین مالی‌سازی و سرمایه‌گذاری حقیقی بنگاه‌های غیر مالی در کشور پرتقال طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۹ نشان می‌دهند فشار حاصل از پرداخت‌های مالی (پرداخت بهره و درآمد توزیع شده بنگاه‌های غیر مالی تقسیم بر ارزش افزوده ناخالص این بنگاه‌ها) به کاهش بودجه برای سرمایه‌گذاری حقیقی منجر می‌شود. توری و اناران (۲۰۲۰)[5] علاوه بر مالی‌سازی تاثیر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری فیزیکی را مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها بیان می‌کنند مالی‌سازی تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت دارد. همچنین رابطه کوهانی شکل بین توسعه مالی و سرمایه‌گذاری در بنگاه‌ها وجود دارد. فتحی و همکاران (۲۰۱۳) با مطالعه تاثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری ثابت شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۱ نشان می‌دهند از آن‌جا که نرخ

1. Daud (2020)
2. Alexioua (2021)
3. Seo (2012)
4. Barradas & Lagoa
5. Tori & Onaran

بالای هزینه‌های مالی بیان‌گر سودآوری و توانایی پرداخت بدهی شرکت است، قابلیت دسترسی به اعتبار و به تبع آن توانایی جذب منابع مالی شرکت افزایش می‌یابد. لذا افزایش هزینه‌های مالی به افزایش سرمایه‌گذاری واقعی در شرکت‌ها منجر شده است.

گروه سوم شامل پژوهش‌های انجام شده در راستای تاثیر مالی‌سازی بر رشد اقتصادی است. توماسکوویچ-دیوی و همکاران (۲۰۱۵) ارتباط بین مالی‌سازی و ارزش افزوده در ایالات متحده را طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. بر اساس یافته‌های پژوهش تغییر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های غیر مالی به سمت ابزارهای مالی به کاهش ارزش افزوده بخش غیر مالی منجر می‌شود. سویلوکوس و بورین (۲۰۱۷)[1] در پژوهش خود تاثیر مالی‌سازی بر صنعت‌زدایی در اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ را بررسی کردند. بر اساس یافته‌های پژوهش در فرآیند صنعت‌زدایی فعالیت‌های خدماتی جایگزین فعالیت‌های صنعتی می‌شوند. از آن‌جا که بخش مالی قادر به جذب مازاد عرضه نیروی کار و جبران کاهش تولید بخش صنعت نیست، اشتغال و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. یافته‌های تجربی نیز تاثیر منفی مالی‌سازی بر ارزش افزوده و اشتغال در بخش صنعت را تایید می‌کند. کریل و همکاران (۲۰۱۷)[2] تاثیر مالی‌سازی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، مصرف سرانه، سرمایه‌گذاری و نابرابری درآمد در اتحادیه اروپا را طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی تاثیری بر عملکرد اقتصادی ندارد. با این وجود نسبت اعتبار به سپرده‌ها منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نابرابری درآمد می‌شود. علاوه بر این نسبت سرمایه به دارایی تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری و به تبع آن اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد. اشکولنیک و همکاران (۲۰۱۹)[3] علاوه بر مالی‌سازی تاثیر اشتغال، صادرات کالا و خدمات، ارزش افزوده بخش صنعت و نابرابری درآمد را بر رشد اقتصادی بین کشوری طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۷ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد تاثیر مالی‌سازی، اشتغال، صادرات کالا و خدمات، ارزش افزوده بخش صنعت و نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی مثبت است. ابوذری و همکاران (۲۰۱۸)[4] با بررسی وقوع پدیده مالی‌سازی در کشور طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۰ نشان می‌دهند رشد بازار سرمایه از فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل دوم سال ۱۳۹۲ اثر مثبت و معنی‌دار و از فصل دوم سال

1. Svilokos & Burin (2017)
2. Creel (2017)
3. Shkolnyk (2019)
4. Abuzary (2018)

۱۳۹۲ تا فصل سوم سال ۱۳۹۳ اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور دارد. از این رو آن‌ها معتقدند طی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۲ اقتصاد ایران با پدیده مالی‌سازی مواجه شده است. بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد مالی‌سازی به افزایش نابرابری درآمد و کاهش سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی منجر می‌گردد. از آنجا که در هیچ یک از پژوهش‌های صورت گرفته تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی بررسی نشده است، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی است.

## ۳- روش‌شناسی پژوهش

### ۳-۱- تصریح الگو و معرفی داده‌ها

هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی ایران است. در هیچ یک از پژوهش‌های داخلی و خارجی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی بررسی نشده است. اما، در برخی از پژوهش‌های صورت گرفته تاثیر توسعه مالی بر پس‌انداز بررسی شده است. در این راستا بهرامی و اصلانی (۲۰۰۵)[1]، پس‌انداز خصوصی را به عنوان تابعی از درآمد قابل تصرف، هزینه تامین اجتماعی، نرخ بیکاری، نرخ بهره، نرخ تورم، ضریب جینی و توسعه بازارهای مالی در نظر گرفتند. در پژوهش ابریشمی و رحیم زاده نامور (۲۰۰۶)[2] پس‌انداز به عنوان تابعی از توسعه مالی، درآمد ناخالص قابل تصرف و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شد. گانگور و همکاران (۲۰۱۴) پس‌انداز خصوصی را به عنوان تابعی از توسعه مالی، درآمد قابل تصرف، کسری بودجه دولت، نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم در نظر گرفتند. در پژوهش اشمیت- هابل و سرون (۲۰۰۰) نیز پس‌انداز کل به صورت تابعی از درآمد، نابرابری درآمد، نسبت وابستگی جمعیت و نسبت جوانی جمعیت در نظر گرفته شد. در این پژوهش برای بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی با توجه به ادبیات موضوع و به پیروی از الگوی اشمیت- هابل و سرون (۲۰۰۰) و گانگور و همکاران (۲۰۱۴) عوامل موثر بر پس‌انداز ملی بر اساس رابطه (۷) معرفی می‌شوند.

$$ls_t = f(fin_t, ly_t, gin_t, r_t, u_t, dum_t) \qquad (۷)$$

[1]. Bahrami & Aslani (2005)
[2]. Abrishami & Rahimzadeh Namvar (2006)

که در آن $ls_t$ لگاریتم پس‌انداز ملی، $fin_t$ لگاریتم مالی‌سازی، $ly_t$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $gin_t$ نابرابری درآمد، $r_t$ نرخ بهره حقیقی، $u_t$ بار تکفل و $dum_t$ متغیر مجازی را نشان می‌دهند. به منظور اندازه‌گیری مالی‌سازی به پیروی از مطالعه وان آرنوم و ناپلس (۲۰۱۳)[1] از شاخص لگاریتم ارزش افزوده بخش مالی، بیمه و املاک و مستغلات بهره برده می‌شود؛ برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و بار تکفل به ترتیب از ضریب جینی و نسبت جمعیت کل منهای نیروی فعال تقسیم بر نیروی فعال استفاده می‌گردد. برای اندازه‌گیری نرخ بهره حقیقی از میانگین وزنی نرخ بهره سپرده‌های یکساله، دوساله ... تا پنج ساله منهای تورم استفاده می‌شود (پدرام و همکاران، ۲۰۱۷)[2]. همچنین متغیر مجازی برای وضعیتی که شوک پس‌انداز ملی مثبت است عدد ۱ و برای وضعیتی که شوک پس‌انداز ملی منفی است صفر در نظر گرفته می‌شود. برای حقیقی کردن داده‌ها از شاخص قیمتی مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۸۳ استفاده می‌گردد. ماخذ داده‌ها بانک مرکزی جمهوری اسلامی و مرکز آمار ایران است و بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۷ را در بر می‌گیرد. از آن‌جا که در این پژوهش متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مالی‌سازی تواتر فصلی و سایر متغیرها تواتر سالانه دارند، برای بررسی تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی از رویکرد MIDAS استفاده می‌شود.

### ۳-۲- روش‌شناسی MIDAS

بر اساس روش‌های سنتی اقتصاد سنجی، در یک الگوی رگرسیونی سری زمانی تمام متغیرها از تواتر یکسانی برخوردار هستند. به نحوی که اگر یک الگوی رگرسیونی شامل متغیرهایی با تواتر مختلف باشد، امکان برآورد ضرایب با روش‌های سنتی اقتصاد سنجی وجود ندارد. اما اخیرا برای رفع این محدودیت تکنیکی به نام MIDAS معرفی می‌شود که به وسیله‌ی آن می‌توان ضرایب یک رگرسیون با متغیرهای دارای تواتر مختلف را برآورد کرد. برای بررسی الگوی MIDAS فرض می‌شود متغیر وابسته $\{y_t\}_t$ و متغیر مستقل $\{x_T\}_T$ دو متغیر مانا با تواتر مختلف هستند. $t$ بیان‌گر واحد زمان برای متغیر کم‌تواتر و $T$ نشان‌دهنده واحد زمان برای متغیر دارای تواتر بالا است. به منظور برقراری ارتباط بین متغیر وابسته و توضیحی دارای تواتر مختلف $t$ و $T$ از ضریب $s$ استفاده می‌شود. ضریب $s$ کسری از فاصله بین $t$ و $t-1$ است، به نحوی که $m=\frac{1}{s}$ نشان می‌دهد متغیرهای سری زمانی پرتواتر $x_T$ چند بار در فاصله زمانی مورد مشاهده واقع شده‌اند. یعنی $t=$

[1]. Van Arnum & Naples (2013)
[2]. Pedram (2017)

$Tm$ است و متغیر $x_T$، m بار بیشتر از متغیر $y_t$ در مدل ظاهر می‌شود (نوفرستی و همکاران، ۲۰۱۸)[1]. رگرسیون ساده الگوی داده‌ها با تواتر متفاوت که توسط گیزلز و همکاران (۲۰۰۷)[2] معرفی می‌شود، بر اساس متغیر پرتواتر و وقفه‌های آن به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_{t+1} = c_0 + \sum_{j=0}^{n_m-1} \beta w_{n_m-j}(\theta^m)\, x^m_{n_m-j,t} + u_{t+1} \qquad (۸)$$

در رابطه (۸) $w_{n_m-j}$ تابع وزن‌دهی، بیان‌گر یک چند جمله‌ای به منظور اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده متغیر $x_T$ است. گیزلز و همکاران (۲۰۱۴) ضمن معرفی تابع وزن‌هی آلمون، آلمون نمایی و بتا به عنوان توابع وزن‌دهی میداس، فرم کلی توابع وزن‌دهی را به صورت زیر معرفی می‌کنند (نوفرستی و همکاران، ۲۰۱۸):

$$w(j;\theta) = \frac{\varphi(j;\theta)}{\sum_{j=1}^{n_m-1}\varphi(j;\theta)} = \qquad (۹)$$

که در آن $j$ و $\theta$ به ترتیب تعداد وقفه‌ها و بردار حاوی یک تا چند $\theta$ است. با توجه به نوع تابع $\varphi(j;\theta)$ و حداکثر تعداد وقفه‌ها، تابع وزن‌دهی می‌تواند از تواتری به تواتر دیگر و از متغیری به متغیر دیگر، متفاوت باشد. تابع وزن‌دهی که بر اساس $j$ و $\theta$ شکل می‌گیرد، وزن‌های غیر منفی ایجاد می‌کند. برای تعیین مقدار ضریب پرتواتر و وقفه‌هایش، فرض می‌شود مجموع وزن‌های ایجاد شده توسط تابع وزن‌دهی برابر با یک است.

$$\sum_{j=0}^{n_m-1} \beta w_{n_m-j} = 1 \qquad (۱۰)$$

یکی از توابع وزن‌دهی در الگوی میداس تابع آلمون است که در آن ضریب $\beta$ و $w$ به صورت پارامتر مشترک $\beta w_{n_m-j}$ برآورد می‌گردند. تابع وزن‌دهی آلمون عبارت است از:

$$\beta w_{n_m-j} = \sum_{j=0}^{n_m-1}\sum_{p=1}^{p} \theta_p j^p \qquad (۱۱)$$

[1]. Noferesti (2018)
[2]. Ghysels (2007)

در رابطه (۱۱)، $p$ مرتبه چند جمله‌ای آلمون را نشان می‌دهد. در تابع وزن‌دهی آلمون با توجه به مقایر مختلف پارامترهای $\theta$ و $p$، ضرایب متفاوتی ایجاد می‌شود. یکی دیگر از تابع‌های مورد استفاده جهت وزن‌دهی، تابع آلمون نمایی است. تابع آلمون نمایی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$w(j;\theta) = \frac{exp(j.\theta + j^2.\theta)}{\sum_{j=1}^{jMax} exp(j.\theta + j^2.\theta)} = \quad (۱۲)$$

در آلمون دو پارامتری اگر $\theta_1 = \theta_2 = 0$ باشد، وزن‌هایی برابر و رویه تجمیع زمانی متوسط‌گیری ساده‌ای حاصل می‌شود (خیابانی و رجبی، ۲۰۱۹)[1]. تابع وزن‌دهی آلمون نمایی انعطاف‌پذیری بالایی دارد و می‌تواند شکلی صعودی، نزولی و یا کوهانی شکل برای وزن‌ها ایجاد کند. با توجه به مرتبه انباشتگی متغیرها، برای تبیین رابطه بین متغیرهای توضیحی و پس‌انداز ملی از الگوی $\mathrm{ADL} - \mathrm{MIDAS}$ استفاده می‌شود.

### ۳-۲-۱- مدل $\mathbf{ADL - MIDAS}$

مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی مدلی است که در آن متغیر وابسته علاوه بر متغیرهای توضیحی تابعی از وقفه‌های خود نیز باشد. یک مدل ساده $ADL(1,1)$ عبارت است از:

$$y_{t+1} = c_0 + \mu y_t + \beta x_t + + u_{t+1} \quad (۱۳)$$

که در آن $\mu$ و $\beta$ پارامتر و $u_{t+1}$ جمله اخلال را نشان می‌دهند. با توجه به رابطه (۱۳)، مدل $ADL - \mathrm{MIDAS}(p_y, p_x)$ به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$y_{t+1} = c_0 + \sum_{j=0}^{p_y-1} \mu_{j+1}\, y_{t-j} + \beta \sum_{j=0}^{p_x-1} \sum_{i=0}^{n_m-1} w_{n_m-i+j*m}(\theta^m)\, x^m_{n_m-i,t-j} + u_{t+1} \quad (۱۴)$$

در مدل $\mathrm{ADL} - \mathrm{MIDAS}(\mathrm{p_y}, \mathrm{p_x})$ نیز مانند مدل MIDAS، وقفه‌های متغیر با تواتر بالا مضربی از وقفه‌های متغیر کم‌تواتر می‌باشند. علاوه بر این $\sum_{j=0}^{p_x-1} \sum_{i=0}^{n_m-1} w_{n_m-i+j*m} = 1$ و امکان برآورد شیب ضریب $\beta$ در مدل $\mathrm{ADL} - \mathrm{MIDAS}$ را فراهم می‌کند.

[1]. Khiabani & Rajabi (2019)

## ۴- یافته‌ها

### ۴-۱- آمار توصیفی متغیرها

در این بخش، ابتدا آمار توصیفی متغیرها ارائه می‌گردد. جدول (۱) آمار توصیفی متغیرها از جمله، میانگین، میانه، حداکثر و حداقل مقدار هر متغیر را به اختصار گزارش می‌کند.

**جدول ۱: آماره توصیفی متغیرها**

| نام متغیر | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| لگاریتم پس‌انداز ملی | ۳۳/۸۸ | ۳۴/۰۹ | ۳۴/۶۳ | ۳۲/۳۵ | ۰/۵۷ |
| لگاریتم مالی‌سازی | ۳۱/۸۲ | ۳۱/۷۶ | ۳۳/۵۱ | ۳۰/۶۱ | ۰/۶۸ |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی | ۳۳/۶۴ | ۳۳/۶ | ۳۵/۲ | ۳۲/۸ | ۰/۵ |
| نابرابری درآمد | ۰/۳۹۹ | ۰/۳۹۹۹۶ | ۰/۴۱۹ | ۰/۳۷۵ | ۰/۰۰۹ |
| نرخ بهره حقیقی | -۰/۰۹۹ | ۰/۰۰۵ | ۰/۶۹۳ | -۱/۰۶ | ۰/۴۶ |
| بار تکفل | ۲/۳۴ | ۲/۲۴۵ | ۲/۸۱ | ۱/۹۸ | ۰/۲۷۴ |

**منبع:** محاسبات پژوهش

همان‌گونه که مشاهده می‌شود مقدار میانگین و میانه متغیرها به یکدیگر نزدیک هستند که نشان می‌دهد داده‌ها پراکندگی کمی دارند. اندازه انحراف معیار نیز موکد این موضوع است.

### ۴-۲- آزمون ریشه واحد

برای جلوگیری از رگرسیون کاذب و مشکلات ناشی از آن، نخست مانایی داده‌ها آزمون می‌شود. برای این منظور از دو آزمون فیلیپس-پرون و زیوت و آندریوز استفاده می‌شود. نتایج آزمون فیلیپس- پرون حاکی است تمام متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج حاصل از آزمون مانایی زیوت و آندریوز نیز نتایج مشابهی را در حالت در نظر گرفتن شکست ساختاری ارایه می‌کند. جدول (۲) نتایج آزمون زیوت اندریوز را در سه حالت، تغییرات زمان و مانایی در سطح (A)، تغییرات زمان و مانایی در شیب تابع روند (B) و تغییرات زمان و مانایی در سطح و شیب تابع روند (C) گزارش می‌کند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهد تمام متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. از این رو، با توجه به هر دو آزمون مانایی درجه انباشتگی متغیرها یک می‌باشد.

**جدول ۲: آزمون ریشه واحد زیوت-آندریوز**

| نام متغیر | (A) | | | (B) | | | (C) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره آزمون | آماره بحرانی | شکست | آماره آزمون | آماره بحرانی | شکست | آماره آزمون | آماره بحرانی | شکست |
| $D(ls_t)$ | -۶/۳۹ | -۵/۳۴ | ۱۳۸۰ | -۵/۹۱ | -۴/۸ | ۱۳۷۷ | -۶/۸۳ | -۵/۵۷ | ۱۳۸۷ |
| $D(fin_t)$ | -۹/۸۸ | -۵/۳۴ | ۱۳۹۴:Q4 | -۱۱/۰۳ | -۴/۸ | ۱۳۹۳:Q2 | -۱۱/۴۲ | -۵/۵۷ | ۱۳۹۲:Q1 |
| $D(ly_t)$ | -۲۳/۴۷ | -۵/۳۴ | ۱۳۹۴:Q4 | -۲۷/۰۳ | -۴/۸ | ۱۳۹۳:Q2 | -۲۸/۱۹ | -۵/۵۷ | ۱۳۹۱:Q1 |
| $D(gin_t)$ | -۹/۲۸ | -۵/۳۴ | ۱۳۸۳ | -۸/۲۲ | -۴/۸ | ۱۳۷۴ | -۹/۱۵۵ | -۵/۵۷ | ۱۳۸۳ |
| $r_t$ | -۵/۵۲ | -۵/۳۴ | ۱۳۷۷ | -۵/۲۹ | -۴/۸ | ۱۳۸۰ | -۵/۵۳ | -۵/۵۷ | ۱۳۷۷ |
| $D(u_t)$ | -۴/۷۴ | -۴/۵۸ | ۱۳۸۴ | -۴/۵۴ | -۴/۴۲ | ۱۳۷۷ | -۵/۳۹ | -۵/۰۸ | ۱۳۹۳ |

**منبع:** محاسبات پژوهش

## ۴-۳- نتایج برآورد الگوی پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی و تبیین تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی است. جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش را به روش MIDAS گزارش می‌کند.

**جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون**

| نام متغیر | ضریب | آماره $t$ | سطح احتمال |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدا | ۱۲/۹۵ | ۲/۶۴ | ۰/۰۱۸ |
| $ls_{t-1}$ | ۰/۵۵ | ۱۱/۵۳ | ۰/۰۰۰ |
| $fin_1$ | -۰/۲۱ | -۲/۶۶ | ۰/۰۱۸ |
| $fin_2$ | -۰/۰۸۹ | -۴/۶۶ | ۰/۰۰۰ |
| $fin_3$ | -۰/۰۰۵ | -۵/۹۲ | ۰/۰۰۰ |
| $ly_1$ | ۰/۴۵ | ۴/۵۴ | ۰/۰۰۰ |
| $ly_2$ | -۰/۲۱ | -۶/۰ | ۰/۰۰۰ |
| $ly_3$ | ۰/۰۱۵ | ۶/۶۹ | ۰/۰۰۰ |
| $gin_t$ | -۰/۰۶ | -۵/۸۵ | ۰/۰۰۰ |
| $r_t$ | ۰/۱۵ | ۶/۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| $u_t$ | -۰/۲۶۶ | -۳/۵۱ | ۰/۰۰۳ |
| $dum_t$ | ۰/۲۵ | ۱۴/۳۹ | ۰/۰۰۰ |
| D.W =۲/۸۹ | | | $R^2$= ۰/۹۲۸ |
| Jarque-Bera= ۲/۲۰۹ prob. (۰/۳۳۱) | | | |

**منبع:** محاسبات پژوهش

آماره ضریب تعیین نشان می‌دهد الگوی برآورد شده بیش از ۹۲ درصد از واقعیات تجربی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، آماره جارک- برا نیز بر نرمال بودن توزیع جملات اخلال دلالت دارد. آماره دوربین واتسون برابر ۲/۸۹ است و بررسی آزمون

خودهمبستگی نشان می‌دهد جملات اخلال از لحاظ خودهمبستگی مشکلی ندارد. یافته‌های برآورد الگو برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۶۷ نشان می‌دهد:

۱. ضریب وقفه مرتبه اول لگاریتم پس‌انداز ملی ۰/۵۵ است و در سطح خطای یک درصد معنادار می‌باشد؛ بنابراین لگاریتم پس‌انداز ملی از وقفه مرتبه اول خود تاثیر مثبت می‌پذیرد.

۲. ضریب وقفه مرتبه اول لگاریتم مالی‌سازی ۰/۲۱- است و در سطح خطای پنج درصد معنادار می‌باشد. ضرایب وقفه مرتبه دوم و مرتبه سوم لگاریتم مالی‌سازی به ترتیب برابر ۰/۰۸۹- و ۰/۰۰۵- می‌باشد که هر دو در سطح خطای یک درصد معنادار هستند. از این رو، لگاریتم مالی‌سازی بر لگاریتم پس‌انداز ملی تاثیر منفی و معناداری دارد.

۳. وقفه مرتبه اول، مرتبه دوم و مرتبه سوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی به ترتیب برابر ۰/۴۵، ۰/۲۱- و ۰/۰۱۵ می‌باشد که هر سه ضریب در سطح خطای یک درصد معنادار هستند. مطابق نتایج، افزایش وقفه اول و وقفه سوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی به افزایش لگاریتم پس‌انداز ملی منجر می‌شود.

۴. ضریب متغیر ضریب جینی ۰/۰۶- است و در سطح خطای یک درصد معنادار می‌باشد. بنابراین بدتر شدن توزیع درآمد در اقتصاد ایران به کاهش لگاریتم پس‌انداز ملی می‌انجامد.

۵. ضریب نرخ بهره حقیقی برابر ۰/۱۵ است و در سطح خطای یک درصد معنادار می‌باشد. مطابق یافته‌ها رابطه مثبتی بین نرخ بهره حقیقی و لگاریتم پس‌انداز ملی وجود دارد. افزایش نرخ بهره حقیقی به معنای افزایش عایدی سرمایه‌گذاری است و میزان مصرف فعلی را کاهش و پس‌انداز را افزایش می‌دهد.

۶. ضریب بار تکفل ۰/۲۶۶- است و در سطح خطای یک درصد معنادار می‌باشد. از این رو، افزایش بار تکفل همچون عاملی منفی در جهت کاهش پس‌انداز ملی عمل می‌کند.

۷. ضریب متغیر دامی ۰/۲۵ است و در سطح خطای یک درصد معنادار می‌باشد. بروز تکانه‌های مثبت لگاریتم پس‌انداز ملی به افزایش پس‌انداز ملی منجر می‌شود.

## ۵- نتیجه‌گیری

طی دهه‌های اخیر اقتصاد ایران تغییرات گسترده‌ای را در بخش‌های مالی و حقیقی تجربه کرد؛ به نحوی که همراه با افزایش تورم و بروز رکود در بخش تولید، مشارکت افراد و بنگاه‌های اقتصادی در بازارهای مالی به منظور کسب درآمد افزایش یافت. از این رو، بخش مالی نسبت به بخش حقیقی از گسترش قابل توجهی برخوردار شد و اقتصاد کشور با پدیده مالی‌سازی مواجه شد.

مالی‌سازی فرآیندی است که در آن اهمیت سود حاصل از مشارکت در فعالیت‌های مالی نسبت به سود حاصل از فعالیت‌های تولیدی افزایش می‌یابد. با توجه به استقبال عوامل اقتصادی از سرمایه‌گذاری در ابزارهای مالی با انگیزه سفته‌بازی، هدف پژوهش حاضر پاسخ به این پرسش است که مالی‌سازی چه تاثیری بر پس‌انداز ملی کشور دارد. بر این اساس، تاثیر مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به بازه ۱۳۹۹-۱۳۶۷ و رویکرد MIDAS بررسی شد. نتایج نشان داد مالی‌سازی تاثیر منفی و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. وجود مشکلات اقتصادی ناشی از تحریم‌های سیاسی اقتصادی، افزایش تورم و گسترش رکود اقتصادی باعث شدند عوامل اقتصادی با هدف کسب سود و حفظ ارزش پولی، به طور فزاینده‌ای به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی روی آورند. علی رغم افزایش مشارکت افراد در بازارهای مالی، ناکارآمدی سیستم مالی در کشور مانع تخصیص بهینه سرمایه به سمت فعالیت‌های مولد شد؛ به نحوی که به انحراف منابع از فعالیت‌های مولد به سمت فعالیت‌های نامولد تورم‌زا منجر گردید. از این رو، فرآیند مالی‌سازی همراه با تمایل به مصرف کالاهای وارداتی و به تبع آن کاهش تقاضا برای محصولات داخلی، تحریم‌های اقتصادی و بحران‌های ارزی به کاهش تولید در بخش حقیقی کشور منجر شد. بنگاه‌های بخش حقیقی نیز به منظور جلوگیری از ورشکستگی ناشی از کاهش تولید و حفظ ارزش سرمایه خود در مقابله با تورم ناچار شدند بخشی از سرمایه خود را برای جبران سود از دست رفته در بخش مالی سرمایه‌گذاری کنند و برای کاهش هزینه‌های تولید به کاهش دستمزد و تعدیل نیروی کار اقدام نمایند. با گذشت زمان و افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری در بخش مالی، بنگاه‌های بخش حقیقی همچنان به فعالیت خود در بخش مالی ادامه دادند. از این رو، تولید و اشتغال در بخش حقیقی کاهش یافت و باعث شد همراه با افزایش تورم، درآمد حقیقی افراد و بنگاه‌های اقتصادی فعال در آن شدیدتر کاهش یابد. از سوی دیگر، بخشی از سود حاصل از فعالیت و سرمایه‌گذاری در بخش مالی به خرید کالاهای لوکس وارداتی و در برخی سال‌ها سرمایه‌گذاری در خارج از کشور اختصاص یافت که در مجموع به خروج سرمایه از کشور منجر گردید. بنابراین، مالی‌سازی با کاهش اشتغال، کاهش درآمد حقیقی و افزایش مصرف کالاهای لوکس وارداتی، پس‌انداز ملی در کشور را کاهش داد. در پژوهش هین و وانتریک (۲۰۰۷) و اسکات و ریو (۲۰۰۷) تاثیر منفی مالی‌سازی بر پس‌انداز تایید می‌شود. همچنین یافته‌های حاصل از برآورد الگوی پژوهش نشان می‌دهد رشد اقتصادی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین عوامل موثر بر پس‌انداز است. تداوم و افزایش رشد اقتصادی با

افزایش اشتغال و درآمد افراد و بنگاه‌های اقتصادی همراه است که به نوبه خود میزان پس‌انداز کشور را افزایش می‌دهد. در این زمینه نتایج پژوهش با مطالعه گانگور و همکاران (۲۰۱۴) همخوانی دارد. نابرابری درآمد تاثیر منفی و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. افزایش نابرابری درآمد به معنی افزایش درآمد ثروتمندان و کاهش درآمد فقرا است. با کاهش درآمد، افراد ترجیح می‌دهند میزان پس‌انداز خود را کاهش و سطح فعلی مصرف خود را حفظ کنند. هرچه تعداد افراد فقیر در کشوری بیشتر باشد، میل نهایی به پس‌انداز در آن کشور پایین‌تر است. با توجه به این‌که تعداد افراد فقیر کشور بیشتر از ثروتمندان است، تاثیر نهایی کاهش پس‌انداز افراد فقیر بیشتر از اثر افزایش پس‌انداز افراد ثروتمند است. در نتیجه با افزایش نابرابری درآمد پس‌انداز کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش بهرامی و اصلانی (۲۰۰۵) تاثیر منفی نابرابری درآمد بر پس‌انداز را تایید می‌کند. بار تکفل تاثیر منفی و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. افزایش بار تکفل به عنوان یکی از موانع افزایش پس‌انداز در نظر گرفته می‌شود. بار تکفل بیان‌گر تعداد افرادی است که یک فرد شاغل ملزم به تامین نیازهای آن‌ها می‌باشد. افزایش بار تکفل در یک کشور نشان می‌دهد یک فرد شاغل باید نیازها و مخارج مصرفی افراد بیشتری را تامین نمایدکه به نوبه‌ی خود توانایی پس‌انداز افراد را کاهش می‌دهد. یافته‌های پژوهش مجتهد و کرمی (۲۰۰۳)[1] تاثیر منفی بار تکفل بر پس‌انداز را تایید می‌کند. نرخ بهره حقیقی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر پس‌انداز ملی دارد. افزایش نرخ بهره به معنی افزایش درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری است. لذا با افزایش نرخ بهره فعالان اقتصادی از سطح مصرف جاری خود کاسته و بخش بیشتری از درآمد را به پس‌انداز اختصاص می‌دهند. نتایج پژوهش گانگور و همکاران (۲۰۱۴) نیز رابطه مثبت بین نرخ بهره حقیقی و پس‌انداز را تایید می‌کند.

با توجه به تاثیر منفی مالی‌سازی بر پس‌انداز ملی پیشنهاد می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی مانند افزایش نظارت بر عملکرد واسطه‌های مالی، افزایش مالیات بر سود حاصل از فعالیت‌های سفته‌بازی و کاهش هزینه تامین مالی بنگاه‌های بخش حقیقی، بسترهای لازم برای هدایت سرمایه به بخش حقیقی اقتصاد و فعالیت‌های مولد مهیا گردد و میزان سرمایه‌گذاری افزایش یابد. افزایش سرمایه‌گذاری، به افزایش تولید و سطح اشتغال کشور منجر می‌شود که به نوبه خود افزایش درآمد و پس‌انداز ملی را در پی دارد.

[1]. Mojtahed & Karami (2003)

## References


Abrishami, H. & Rahimzadeh Namvar, M. (2006). "The Assessment of the Effect of Financial Markets on the Rate of Private Saving in Iran". Tahghighat-E-Eghtesadi **23**: 1-35.

Abuzary, A. Shahiki Tash, M. & Korani, A. (2018). "The Investigation of Financialization Phenomenon in Iran's Economy". Journal of the Marco and Strategic Policies **6**(22): 68-85.

Ahmadi Hajiabadi, S. (2016). "Investigating Finance-Growth Relationship by Considering Financialization Phenomenon: the Case of USA". International Economics Studies **46**(2): 51-68.

Ahmadi Hajiabadi, S. (2020). "A Survey on the Cointegration Relationship and Causality between Financialization and Income Inequality in Iran: ARDL Bounds and Toda-Yamamoto Approaches". Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI) **9**(33): 253-271.

Alexiou, C. Trachanas, E. & Vogiazas, S. (2021). "Income Inequality and Financialization: a not so Straightforward Relationship". Journal of Economic Studies, Available online 1 January.

Ang, J. (2010). "Savings Mobilization, Financial Development and Liberalization: The Case of Malaysia". MPRA Paper 21718, from https://mpra.ub.uni muenchen.de/21718/1/MPRA_paper_21718.pdf.

Bahrami, J. & Aslani, P. (2005). "Determinants of Private Sector's Saving in Iran". Iranian Economic Research **7**(23): 119-145.

Barradas, R. & Lagoa, S. (2017). "Financialization and the Portuguese Real Investment: A Supportive or Disruptive Relationship?". Journal of Post Keynesian Economics **40**(3): 413-439.

Barradas, R. (2017). "Financialisation and Real Investment in the European Union: Beneficial or Prejudicial Effects?". Review of Political Economy **29**(3): 376-413.

Bernal, J. S. (2016). *Financialization of Latin America: Growth, Development and Crises*, Master thesis, Faculteit Governance and Global Affairs.

Bhaduri, A. (2011). "Financialization in the Light of Keynesian Theory". PSL Quarterly Reviewm **64**(256): 7-21.

Bofinger, P. & Scheuermeyer, P. (2018). "Income Distribution and Aggregate Saving: a Non-Monotonic Relationship". Review of Income and Wealth **65**(4): 872-907.

Bogdan, T. and Lomakovych, V. (2021). "Financialization of the Global Economy: Macroeconomic Implications and Policy Challenges for Ukraine". Investment Management and Financial Innovations **18**(1): 151-164.

Braga, J. C. Oliveira, G. C. D. Wolf, P. J.W. Palludeto, A. W. A. & Deos, S. S. (2017). "For a Political Economy of Financialization Theory and Evidence". Economia e Sociedade, Campinas **26**: 829-856.

Creel, J. Hubert, P. & Labondance, F. (2017). "Financialisation Risks and Economic Performance". Sciences po ofce Working Paper No. 21, https://core.ac.uk/download/pdf/132625902.pdf.

Daud, S. N. M. Ahmad, A. H. & Ngah, W. A. S. W. (2020). "Financialization, Digital Technology and Income Inequality". Applied Economics Letters, Published online: 16 Aug, from https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1808165.

Davis, G. F. & Kim, S. (2015). "Financialization of the Economy". Annual Review of Sociology **41**: 203-221.

Detzer, D. (2016). "Financialisation, Debt and Inequality: Scenarios Based on a Stock Flow Consistent Model". *IPE* Working Papers NO. 64/2016, https://www.econstor.eu/bitstream/10419/130196/1/856602825.pdf.

Epstein, G. (2001). *Financialization, Rentier Interests, and Central Bank Policymanuscript*, Department of Economics, University of Massachusetts, Amherst, MA, Dec, Retrieved from https://www.peri.umass.edu/fileadmin/pdf/financial/fin_Epstein.pdf.

Fathi, S. Azerbayjani, K. Taghavizadeh, I. & Asgarnezhad Nouri, B. (2013). "Analyzing the Effect of Financialization on Real Investment of Non-financial Corporations Listed in the Tehran Stock Exchange". Journal of Financial Accounting Research **5**(1): 66-51.

Fernandez, M. J. D. & Punzo, L. F. (2020). "Some New Insights on Financialization and Income Inequality: Evidence for the US Economy, 1947–2013". International Review of Applied Economics DOI: 10.1080/02692171.2020.1853684.

Foster, J. B. (2010). "The Age of Monopoly-Finance Capital". Monthly, Review **61**(9): 1-13.

Ghysels, E. Kvedaras, V. & Zemlys, V. (2014). "Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: the R Package MIDASr". Journal of Statistical Software **74**(24): 1-35.

Ghysels, E. Sinko, A. & Valkanov, R. (2007). "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions". Econometric Reviews **26**(1): 53–90.

Godechot, O. (2016). "Financialization is Marketization! A Study of the Respective Impact of Various Dimensions of Financialization on the Increase in Global Inequality". Sociological Science **3**:495-519.

Golebiowski, G. Szczepankowski, P. & Wisniewska, D. (2016). "Financialization, and Income Inequality in Selected European Countries, 2002-2013". E-Finanse **12**(4): 20-32.

Gungor, H. Çiftçioğlu, S. & Balcılar, M. (2014). "Does Financial Development Increase Private Savings? The Case of Turkey". International Journal of Business and Social Science **5**(2): 47-36.

Hein, E. & Van Treeck, T. (2007). "Financialisation in Kaleckian/Post-Kaleckian Models of Distribution and Growth". Macroeconomic Policy Institute (IMK) Hans Boeckler Foundation, Working Paper NO. 7/2007,

https://www.econstor.eu/bitstream/10419/105890/1/imk-wp_2007-07.pdf.

Hein, E. & Van Treeck, T. (2010). "Financialisation and Rising Shareholder Power in Kaleckian/Post-Kaleckian Models of Distribution and Growth". Review of Political Economy **22**(10): 205-233.

Hyde, A. Vachon, T. & Wallace, M. (2017). "Financialization, Income Inequality, and Redistribution in 18 Affluent Democracies, 1981-20011". Social Currents **5**(2): 193-211.

Izurieta, A. Kohler, P. & Pizarro, J. (2018). "Financialization, Trade, and Investment Agreements: Through the Looking Glass or Through the Realities of Income Distribution and Government Policy?" Global Development and Environment Institute working paper NO. 18-02, http://www.bu.edu/eci/files/2020/01/18-02_IzurietaKohlerPizarro_FinancializationTradeInvestmentAgreements.pdf.

Khiabani, N. & Rajabi, F. (2019). "Modeling with Mixed Frequency Variables: A Review of Recently Extended Methods in Time Series Econometrics" Journal of Planning and Budgeting **24**(2): 3-30.

Kus, B. (2012). "Financialization and Income Inequality in OECD Countries: 1995-2007". The Economic and Social Review **43**(4): 477-495.

Lapavitsas, C. (2011). "Theorizing Financialization". Work, Employment and Society **25**(4): 611-626.

Lin, K. H. & Tomaskovic-Devey, D. (2013). "Financialization and U.S. Income Inequality, 1970-2008". American Journal of Sociology **118**(5): 1284-1329.

Mojtahed, A. & Karami, A. (2003). "Evaluation of Effective Variables on Behavior of National Saving in Iranian Economy". Iranian Journal of Trade Studies (IJTS) **7**(27): 1-28.

Noferesti, M. Varahrami, V. & Dashtban Farooji, S. (2018). "Effect of Changes in Age Structure of the Population on Government Consumption Expenditure: An Approach of Mixed Frequency Data Sampling (MIDAS)". Journal of Sustainable Growth and Development (the Economic Research) **18**(3): 103-123.

Onaran, O. Stockhammer, E. & Grafl, L. (2011). "Financialization, Income Distribution, and Aggregate Demand in the USA". Cambridge Journal of Economics **35**(4): 637-661.

Ozdemir, O. (2020). "The Multidimensional Effects of Financialization on the Growth of Income Inequality: New Empirical Evidence for 97 Countries". Istanbul Gelisim University Journal of Social Sciences **7**(2): 213-237.

Palley, T. I. (2007). "Financialization: What It Is and Why It Matters". Levy Economics Institute Working Paper NO. 525,

http://www.levyinstitute.org/pubs/wp_525.pdf.

Pedram, M. Mousavi, M. H. & Abbasi, S. H. (2017). "The Asymmetric Effect of Interest Rate on Stock Price in Iran". Quarterly Journal of Management and Accounting **4**(2): 162-171.

Schmidt-Hebbel, K. & Serven, L. (2000). "Does Income Inequality Raise Aggregate Saving?" Journal of Development Economics **61**(2): 417-446.

Seo, H. J. Kim, H. S. & Kim, Y. C. (2012). "Financialization and the Slowdown in Korean Firms R&D investment". Asian Economic Papers **11**(3): 35-49.

Shin, H. & Lee, K. (2019). "Impact of Financialization and Financial Development on Inequality: Panel Cointegration Results using OECD Data". Asian Economic papers **18**(1): 69-90.

Shkolnyk, I. Kozmenko, S. Kozmenko, O. & Mershchii, O. (2019). "The Impact of the Economy Financialization on the Level of Economic Development of the Associate EU Member States". Economics and Sociology **12**(4): 43-58.

Skott, P. & Ryoo, S. (2007). "Macroeconomic Implications of Financialization". Economics Department Working paper Series NO. 41, https://scholarworks.umass.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1035&context=econ_workingpaper.

Svilokos, T. & Burin, I. (2017). "Financialization and Its Impact on Process of Deindustrialization in the EU". Zbornik Radova Ekonomskog Fakultet au Rijeci **35**(2): 583-610.

Tomaskovic-Devey, D. & Lin, K. H. (2013). "Financialization: Causes, Inequality Consequences, and Policy Implications". North Carolina Banking Institute **18**(1): 167-194.

Tomaskovic-Devey, D. Lin, K. H. & Meyers, N. (2015). "Did Financialization Reduce Economic Growth?". Socio- Economic Review **13**(3): 1-24.

Tori, D. & Onaran, O. (2020). "Financialization, Financial Development and Investment. Evidence frome European Non-Financial Corporations". Socio-Economic Review **18**(3): 681-718.

Van Arnum, B. M. & Naples, M. I. (2013). "Financialization, and Income Inequality in the United States, 1967-2010". American Journal of Economics and Sociology **72**(5): 1158-1182.

Vercelli, A. (2013). "Financialization in a Long-Run Perspective an Evolutionary Approach". International Journal of Political Economy **42**(4): 19-46

Vita, G. D. & Luo, Y. (2020). "Financialization, Household Debt and Income Inequality: Empirical evidence". International Journal of Finance & Economics (In-Press): 1-21.

**Original Research Article**

# Examination of the relationship between financialization and national savings in Iran using the mixed frequency data sampling (MIDAS) approach

**Mohammad Hassan Fotros**[1]
**Reza Maaboudi**[2]*
**Zeynab Dare Nazari**[3]

Received: 25-05-2021 Accepted: 03-12-2021

**Introduction:** In recent decades, the increase in the financial sector, compared to the real sector of the economy, and the rising inflation have made individuals and firms invest part of their resources in the financial markets to earn money and maintain their purchasing power. Therefore, the financial sector has expanded significantly compared to the real sector and beset Iran's economy with the financialization phenomenon. Financialization is a process in which the increase in the income of non-financial firms due to their activities in the financial sector and the rise in the participation of individuals in financial activities motivated by profit leads to a significant expansion of the financial sector. The rising returns of the financial sector increase the attractiveness of investment and, hence, the financial sector income. The widening income gap between the financial and real sectors of the economy worsens the income distribution. Moreover, if investment in the financial sector leads to a reduction in investment in productive activities, economic growth in the real sector will decline. Therefore, there is a close relationship between financial sector performance, economic growth, and income inequality in the financialization process. Because the total savings is affected by economic growth and income inequality (Schmidt-Hubble and Seron, 2000), financialization affects the society's savings through economic growth and income inequality. The impact of economic growth is positive on savings; however, the influence of income inequality on savings varies

[1]. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
[2]. Assistant Professor and Faculty Member of the Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Ozma Borujerdi University, Lorestan, Iran
Email: maaboudi@abru.ac.ir
[3]. M.A. Student, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Ozma Borujerdi University, Lorestan, Iran

according to the economic structure, income level, and financial market conditions of each country (Bofinger and Scheuermeyer, 2018). Consequently, the final impact of financialization on savings is ambiguous and depends on the net effect of economic growth and income inequality on savings.

Therefore, understanding the impact of financialization on national savings allows policymakers to improve the national savings by adopting appropriate strategies to address the deficiencies of financial markets.

**Methodology:** To analyze the relationships among the variables, following the work of Schmidt-Hubble and Seron (2000) and Gangor et al. (2014), national savings are considered as a function of the logarithm of financialization, logarithm of GDP, income inequality, real interest rate, and dependency burden logarithm. The ratio of the financial sector value-added to GDP is used to measure financialization following Van Arnum and Naples (2013). To convert the nominal data into real data, the consumer price index is used for the base year of 2004. The source of data is the Statistics Center and the Central Bank of Iran and includes the data of 1988-2020. In this study, the variables of GDP and financialization have a seasonal frequency, and the other variables have an annual frequency. Hence, the MIDAS approach is applied to examine the effect of financialization on national savings. Using the MIDAS approach, it is possible to estimate the coefficients of the variables with different frequencies (Noferesti et al., 2018).

**Results and Discussion:** The findings showed that the logarithm of financialization has a negative and significant effect on national savings in Iran. In other words, the expansion of the financial sector has led to a reduction in national savings. Also, the logarithm of GDP has a positive and significant effect on the national savings logarithm. Economic growth is considered a principal factor affecting savings. Increasing economic growth leads to an increase in national savings by raising the income of economic factors. The Gini coefficient leaves a negative and significant impact on the national savings logarithm. A rise in income inequality means an increase and a decline in the income of the rich and the poor, respectively. As income falls, people prefer to reduce their savings and maintain their current level of consumption. Since the number of the poor is more than the rich, in a country, the final effect of reducing the poor individuals' savings is greater than the effect of raising the rich individuals' savings. The real interest rate has a positive and significant impact on the national savings logarithm. With interest rates rising due to the enhanced attraction of investment, most of the income is allocated to saving. Finally, the burden of dependency has a negative and significant effect on the national savings logarithm. Increasing the dependency burden reduces the national savings due to increased consumption expenditures.

**Conclusion:** In Iran, the economic problems, rising inflation, and the expansion of the recession led investors and firms to increasingly invest their capital in financial markets to keep the power purchase and make a profit. Thus, the financial sector grew and expanded significantly compared to the real sector. The inefficiency of the financial system in the country led to the diversion of resources from productive activities to unproductive inflationary activities, despite the increase in firms and individual participation in financial markets. Therefore, along with the demand reduction of domestic products, financialization caused a decrease in the real sector production of the country. Firms of the real sector were forced to invest part of their capital in the financial section to prevent bankruptcy due to declining production and maintain the value of their capital in the face of inflation. Also firms reduced the production costs by decreasing wages and employment. Thus, a decline in the number of workers and economic growth with rising inflation resulted in a reduction in the real income of individuals and firms. As a result, the progress and expansion of financialization brings about a reduction in economic growth and national savings.

**Keywords:** Financialization, National savings, Income inequality, Economic growth, Iran.

**JEL Classification:** $C_{30}$, $E_{21}$, $G_{10}$.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی ایران

**احمد چهرقانی**[۱]
**حبیب انصاری**[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۲

## چکیده

مالیات یکی از اجزای اصلی منابع درآمدی دولت را تشکیل می‌دهد. یکی از مهم‌ترین منابع مالیاتی، مالیات بر حقوق است که تغییر نرخ آن می‌تواند آثار مختلفی بر متغیرهای اقتصادی داشته باشد. یکی از متغیرهایی که باید تأثیر مالیات بر حقوق بر آن مورد بررسی قرار گیرد، رشد اقتصادی است. در این مقاله، جهت بررسی اثرات اقتصادی مالیات بر حقوق، از روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) استفاده شده است. معمولاً در مدل‌های CGE، عمده داده‌ها از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) گرفته می‌شود. در مقاله حاضر، از جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی ایران، تهیه شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس استفاده شده است. کدنویسی و حل مدل CGE ارائه شده، با استفاده از بسته نرم افزاری GAMS انجام شده است. تحلیل سیاست در قالب سه سناریو انجام شده است که عبارتند از: افزایش ۵٪، ۱۰٪ و ۱۵٪ در نرخ مالیات بر حقوق. نتایج حاصل از تحلیل سیاست، بیان‌گر آن است که افزایش نرخ مالیات بر حقوق اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد، اما این اثر چندان قابل ملاحظه نیست. همچنین اجرای این سیاست موجب افزایش قیمت عوامل تولید (دستمزد)، کاهش اشتغال نیروی کار و افزایش درآمدهای دولت می‌گردد. همچنین نتایج تحلیل حساسیت، گویای دقت بالای مدل تحقیق و اطمینان از نتایج تحلیل سیاست می‌باشد.

**واژگان کلیدی:** مالیات بر حقوق، رشد اقتصادی، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، مدل لافگرن.

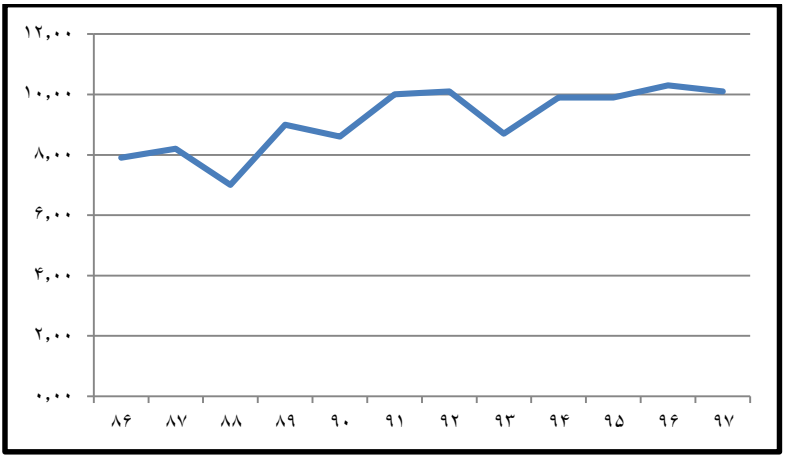
**Keywords:** Payroll Tax, Economic Growth, Social Accounting Matrix (SAM), Computable General Equilibrium (CGE), Lofgren Model.
**JEL Classification:** H25, O47, E16, J21, J31, C68.

۱. دانش آموخته دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه شهید چمران اهواز ahmadchehreghani@gmail.com
۲. استادیار اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) ha.ansarisa@gmail.com

## ۱- مقدمه

مالیات یکی از منابع اصلی درآمدی دولت‌ها است، بنابراین از نقش و جایگاه مهمی در اقتصاد برخوردار است. میزان وصول درآمدهای مالیاتی و چگونگی استفاده دولت از این درآمدها، هر دو به یک اندازه مهم است. اتکا به درآمدهای نفتی و تداوم این رویکرد طی سال‌های متمادی موجب بروز ناپایداری در بهبود شاخص‌های اقتصادی ایران شده است، به نحوی که کاهش قیمت نفت به عنوان اصلی‌ترین منبع درآمد دولت، بسیاری از سیاست‌ها و برنامه‌های دولت را به تعویق انداخته است. مالیات یکی از اجزای اصلی منابع درآمدی دولت را تشکیل می‌دهد و بر همین اساس همه ساله در تهیه لایحه بودجه سعی می‌شود که سهم درآمدهای مالیاتی نسبت به سال قبل افزایش یابد تا از این طریق، درآمدهای مالیاتی بتواند جایگزین درآمدهای نفتی گردد. در این راستا، دولت در سال‌های اخیر توانسته است اتکای خود به درآمدهای نفتی در بودجه کشور را کم کند و سهم درآمدهای مالیاتی را به صورت چشم‌گیر افزایش دهد. یکی از منابع مهم مالیاتی، منبع مالیات بر حقوق است. طی سال‌های اخیر درآمدهای حاصل از مالیات بر حقوق سهم عمده‌ای از درآمدهای مالیاتی داشته است. طوری که از مجموع درآمدهای مالیاتی دولت، در مجموع مالیات بر حقوق سهم نزدیک به ۱۰ درصد را داشته است.

سهم درآمد مالیات بر حقوق از کل درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی طی سال‌های ۸۶ تا ۹۷، در نمودار (۱) نشان داده شده است.




**نمودار ۱: سهم درآمد مالیات بر حقوق از درآمدهای مالیاتی دولت در بودجه عمومی**

**مأخذ:** بانک مرکزی

همان‌طور که ملاحظه می‌شود سهم درآمدهای مالیات بر حقوق از درآمدهای مالیاتی دولت در بودجه عمومی طی سال‌های ۸۶ تا ۹۷ همواره بالاتر از ۷ درصد بوده است و در سال‌های پایانی به ۱۰ درصد رسیده است. با توجه به بهبود زیر ساخت‌ها و الزامات وصول مالیات، وصولی دولت از محل این نوع مالیات روند افزایشی داشته است؛ به طوری که یک دهم از درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی دولت در این سال‌ها ناشی از درآمد مالیات بر حقوق بوده است. بنابراین یکی از راه‌هایی که دولت می‌تواند برتری درآمدهای مالیاتی بر درآمدهای نفتی را تثبیت کند، مالیات بر حقوق است.

اجرای هر سیاست اقتصادی پیامدهای گوناگونی برای اقتصاد کشور دارد. سیاست‌های مالیاتی نیز از این قاعده مستثنی نیستند. افزایش نرخ مالیات بر حقوق، به عنوان سیاست مالیاتی مورد بررسی در مقاله حاضر، آثاری بر متغیرهای اقتصادی خواهد داشت که لازم است جهت تصمیم‌گیری درباره اجرا یا عدم اجرای آن، این آثار و پیامدها مورد مطالعه و ارزیابی قرار گیرد. یکی از متغیرهایی که باید تأثیر مالیات بر حقوق بر آن مورد بررسی قرار گیرد، رشد اقتصادی است. رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که بیان‌گر شاخص پیشرفت اقتصاد یک کشور است. ملاک کمّی و قابل استناد برای سنجش میزان و سرعت پیشرفت اقتصاد یک کشور، رشد اقتصادی است. برای سنجش این مسئله که آیا اقتصاد در یک دوره خوب عمل کرده است یا نه، به متغیر رشد اقتصادی در آن دوره توجه می‌شود (سرزعیم، ۲۰۱۸: ۳). نرخ رشد اقتصادی، سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن بهبود یا کاهش سطح رفاه و برخورداری مردم را نشان می‌دهد. به علاوه شاخص‌هایی چون بیکاری و فقر نیز عموما تحت تأثیر تولید و رشد اقتصادی قرار دارند، به نحوی که رشد اقتصادی بالاتر، در بلندمدت به کاهش بیکاری و سطح فقر می‌انجامد. بنابراین اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. از این رو یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان که مورد تأکید تمامی دولت‌ها و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای جهان می‌باشد، دستیابی به رشد اقتصادی مداوم و پایدار است (استادی، ۲۰۱۶: ۱۳۴).

در ایران نیز رشد اقتصادی همواره مورد توجه دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است، طوری که در هر برنامه توسعه، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه کشور، رشد اقتصادی عنوان شده است. بنابراین در این مقاله تلاش می‌شود تا با استفاده از روش تعادل عمومی قابل

محاسبه (CGE[1])- که برای بررسی آثار سیاست‌های مالیاتی، مناسب است- تأثیر افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گیرد.

نوآوری مقاله حاضر را در دو مورد می‌توان بیان کرد: (۱) در زمینه تأثیر مالیات (به طور کلی) بر رشد اقتصادی، مطالعات داخلی متعددی با روش‌های مختلف انجام شده است، اما تاکنون مقاله‌ای با موضوع بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه نوشته نشده است و بررسی این موضوع با روش CGE و مدل لافگرن، مقاله جدیدی در زمینه بررسی سیاست اصلاح نرخ مالیات بر حقوق در ایران است؛ (۲) در مقاله حاضر از جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) ایران به عنوان پایگاه داده تحقیق استفاده می‌شود که در مقالات پیشین با موضوع مالیاتی، از این ماتریس استفاده نشده است.

ساماندهی مقاله بدین نحو است که پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق بیان می‌گردد. بخش سوم به پیشینه پژوهش شامل مطالعات خارجی و داخلی درباره موضوع اختصاص دارد. روش‌شناسی و معرفی مدل تحقیق و تصریح معادلات آن در بخش چهارم بیان می‌شود. بخش پنجم به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق و تحلیل حساسیت می‌پردازد. در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات تحقیق

### ۲-۱- مالیات بر حقوق در جهان و ایران

یکی از مهم‌ترین مالیات‌ها که در بسیاری از کشورهای جهان مورد توجه قرار گرفته، مالیات بر حقوق است. مالیات بر حقوق[2] مالیاتی است که به کارفرمایان یا نیروی کار تحمیل می‌شود و معمولاً به عنوان درصدی از حقوق پرداختی کارفرمایان به نیروی کار خود محاسبه می‌شود. مالیات حقوق و دستمزد به طور کلی به دو دسته تقسیم می‌شود: پیش از پرداخت، در قالب کسورات از دستمزد دریافتی نیروی کار؛ پس از پرداخت، به صورت مالیات پرداختی توسط کارفرما بر اساس دستمزد نیروی کار. نوع اول مبلغی است که کارفرمایان مکلفند قبل از پرداخت حقوق نیروی کار از آن کسر نمایند، که با عناوینی مانند «مالیات مکسوره»[3]، «مالیات بر اساس

[1]. Computable General Equilibrium (CGE)
[2]. Payroll Tax
[3]. Withholding Tax

دریافتی شما»[1] یا مالیاتی که باید بدهید، و «مالیات بر اساس پرداختی شما»[2] یا مالیاتی که مایلید بدهید شناخته می‌شود و اغلب شامل مزایای پرداختی بابت مالیات بر درآمد، اعانه‌های اجتماعی و بیمه‌های مختلف (به عنوان مثال، بیمه بیکاری و از کارافتادگی) می‌باشد. نوع دوم مالیاتی است که از محل بودجه شخصی کارفرما پرداخت می‌شود و رابطه مستقیمی با استخدام نیروی کار دارد. این نوع مالیات می‌تواند شامل هزینه‌های ثابت باشد و یا به طور متناسب با حقوق و دستمزد نیروی کار افزایش یابد. هزینه‌های پرداختی توسط کارفرما معمولاً شامل بودجه کارفرمایان برای سیستم تأمین اجتماعی، درمان و سایر برنامه‌های بیمه می‌شود (سیمکویک[3]، ۲۰۱۵: ۲۰۲۸-۲۰۲۷). بر اساس تعریف سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[4]، مالیات بر حقوق و دستمزد به عنوان مالیاتی است که توسط کارفرمایان، کارمندان یا خودکارفرمایان[5]، به صورت نسبتی از حقوق و دستمزد و یا به صورت یک مبلغ ثابت برای هر نفر پرداخت می‌شود، و به آن مزایای اجتماعی تعلق نمی‌گیرد. نمونه هایی از این نوع مالیات‌ها عبارتند از: هزینه بیمه ملی پادشاهی انگلستان[6] (که در سال ۱۹۷۷ وضع شد)، مالیات حقوق و دستمزد سوئد (۷۹- ۱۹۶۹) و مشارکت اتریش در صندوق برابری بار خانواده و مالیات جامعه[7]. مالیات بر حقوق یکی از مهم‌ترین منابع مالیاتی است که در کشورهای مختلف مورد توجه دولت‌ها قرار دارد و به نسبت‌های مختلف درآمد مالیاتی آنان را تشکیل می‌دهد. در کشورهای عضو OECD نسبت مالیات بر حقوق و دستمزد به تولید ناخالص داخلی به طور میانگین برابر با ۰/۴۲ درصد است (OECD, 2021). این نوع مالیات در کشورهای مختلف با پایه‌ها و نرخ‌های متفاوت اعمال می‌شود. به عنوان مثال در استرالیا دولت فدرال با روش PAYG به اخذ مالیات بر درآمد اشتغال (مالیات حقوق و دستمزد نوع اول) می‌پردازد، ولی ایالات جداگانه مالیات حقوق و دستمزد را از نوع دوم وضع می‌کنند. در برزیل کارفرمایان ملزم به نگه داشتن ۱۱٪ از حقوق کارمندان برای تأمین اجتماعی و درصد معینی به عنوان مالیات بر درآمد (طبق بند مالیاتی قابل اجرا) هستند. کارفرما ملزم است ۲۰٪ دیگر از کل ارزش حقوق و دستمزد را به سیستم تأمین اجتماعی اضافه کند. بسته به فعالیت اصلی شرکت، کارفرما همچنین باید در

1. Pay-As-You-Earn Tax (PAYE)
2. Pay-As-You-Go Tax (PAYG)
3. Simkovic (2015)
4. Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD)
5. Self-Employed
6. United Kingdom National Insurance Surcharge
7. Austrian Contribution to the Family Burden Equalisation Fund and Community Tax

برنامه‌های آموزشی و بیمه با بودجه فدرال مشارکت کند (سیلوا و همکاران[1]، ۲۰۱۵: ۵۴). در سرزمین‌های شمال غربی در کانادا مالیات حقوق و دستمزد ۲٪ برای کلیه کارمندان اعمال می‌شود. این نمونه‌ای از نوع دوم مالیات بر حقوق و دستمزد است، اما برخلاف سایر حوزه‌های قضایی مستقیماً توسط کارمندان پرداخت می‌شود تا کارفرمایان. برخلاف نوع اول مالیات حقوق و دستمزد که در کانادا اعمال می‌شود، هیچ معافیت اساسی شخصی وجود ندارد که زیر آن کارمندان ملزم به پرداخت مالیات نباشند. در چین، مالیات حقوق و دستمزد مالیات خاصی است که توسط کارفرمایان و نه کارمندان به استان‌ها و مناطق پرداخت می‌شود. مالیات از حقوق نیروی کار کسر می‌شود. دولت چین خود فقط یک مالیات (مالیات PAYG یا پرداخت همان‌طور که می‌خواهید) که از فیش حقوقی کارکنان کسر می‌شود که شامل عوارض و بیمه‌های دارویی است. محاسبات و هزینه‌های مالیاتی از شهری به شهر دیگر چین متفاوت است و داده‌های هر شهر سالانه به روز می‌شود. در فرانسه مالیات قانونی حقوق و دستمزد فقط شامل مشارکت کارمندان و کارفرمایان در سیستم تأمین اجتماعی است. کسر مالیات بر درآمد از لیست حقوق و دستمزد داوطلبانه است و می‌تواند توسط کارمند درخواست شود، در غیر این صورت کارمندان دو بار پیش پرداخت اجباری مالیات بر درآمد را در طول سال دارند که مستقیماً توسط سازمان مالیاتی اخذ می‌شود. مالیات حقوق و دستمزد کارکنان از مالیات‌های اختصاص یافته برای سه شاخه سیستم تأمین اجتماعی تشکیل شده است و شامل هر دو پوشش اساسی و تکمیلی است. درصدهای مختلف بسته به آستانه‌هایی که چندین برابر سقف درآمد تأمین اجتماعی هستند اعمال می‌شود که طی سال‌های مختلف تغییر می‌کند. در آلمان، کارفرمایان موظفند ماهانه مالیات حقوق و دستمزد را از پرداختی‌ها کسر کنند. در صورت ارائه اظهارنامه مالیات بر درآمد سالانه، مالیات دستمزد مکسوره به عنوان پیش پرداخت مالیات بر درآمد کارمند واجد شرایط در نظر گرفته می‌شود. نرخ واقعی مالیات، بستگی به درآمد شخصی کارمند و طبقه مالیاتی که کارمند (و شریک زندگی او) انتخاب کرده است دارد. علاوه بر آن، کارمندان و کارفرمایان در آلمان باید برای استفاده از مزایای تأمین اجتماعی مبالغی را بپردازند. سیستم تأمین اجتماعی از چهار بیمه (بیمه سالمندان، بیمه بیکاری، بیمه درمانی و بیمه مراقبت‌های پرستاری) تشکیل شده است که سهم آن‌ها (تقریباً) به طور مساوی بین کارفرما و کارمند تقسیم می‌شود. در هنگ کنگ، مالیات بر حقوق ۱۵٪ است. بسته به

[1]. Silva (2015)

درآمد، کارفرمایان در طبقات مختلف مالیاتی قرار می‌گیرند. در انگلستان، مالیات بر درآمد حقوق (PAYE) و مشارکت‌های بیمه ملی کارمندان نمونه‌هایی از نوع اول مالیات بر حقوق هستند، و مشارکت‌های بیمه ملی کارفرمایان نمونه‌ای از نوع دوم مالیات حقوق و دستمزد است. در یونان کارفرما موظف است مانند بسیاری از کشورهای عضو اتحادیه اروپا مالیات حقوق را از دریافتی کارمند کسر کرده و کمک‌های بیشتری به امنیت اجتماعی کند. سهم کارفرما و کارمند به ترتیب، ۲۸٪ و ۱۶٪ از حقوق و دستمزد است (کسلمن[1]، ۱۹۹۶: ۸۱-۶۸).

در ایران نیز مالیات بر حقوق یکی از منابع مالیاتی است که سازمان امور مالیاتی کشور بر اساس قانون مالیات‌های مستقیم نسبت به اخذ آن به صورت کسر از حقوق کارمندان و همچنین دریافت لیست حقوق و رسیدگی و تشخیص اقدام می‌نماید. بر اساس ماده ۸۲ قانون مالیات‌های مستقیم، «درآمدی که شخص حقیقی در خدمت شخص دیگر (اعم از حقیقی یا حقوقی) در قبال تسلیم نیروی کار خود بابت اشتغال در ایران بر حسب مدت یا کار انجام یافته به طور نقد یا غیر نقد تحصیل می‌کند مشمول مالیات بر درآمد حقوق است». مطابق ماده ۸۳ ق.م.م[2]: «درآمد مشمول مالیات حقوق عبارت است از حقوق (مقرری یا مزد، یا حقوق اصلی) و مزایای مربوط به شغل اعم از مستمر و یا غیر مستمر قبل از وضع کسور و پس از کسر معافیت‌های مقرر در این قانون». تا مبلغ مشخصی از میزان حقوق و مزایای دریافتی شامل معافیت می‌شود و مازاد بر آن مطابق نرخ‌های مشخص مشمول مالیات بر حقوق می‌گردد. میزان معافیت مالیات بر درآمد سالانه مشمول مالیات حقوق از یک یا چند منبع، هرساله در قانون بودجه سنواتی مشخص می‌شود (ماده ۸۴ ق.م.م). نرخ مالیات بر درآمد حقوق کارکنان دولتی و غیر دولتی مازاد بر مبلغ مذکور در ماده (۸۴) این قانون و تا هفت برابر آن مشمول مالیات سالانه ده درصد (۱۰٪) و نسبت به مازاد آن بیست درصد (۲۰٪) است (ماده ۸۵ ق.م.م). بر اساس ماده ۸۶ ق.م.م، پرداخت‌کنندگان حقوق هنگام هر پرداخت یا تخصیص آن مکلفند مالیات متعلق را طبق مقررات ماده (۸۵) این قانون محاسبه و کسر و تا پایان ماه بعد ضمن تسلیم فهرستی متضمن نام و نشانی دریافت‌کنندگان حقوق و میزان آن به اداره امور مالیاتی محل پرداخت و در ماه‌های بعد فقط تغییرات را صورت دهند (سازمان امور مالیاتی کشور، ۲۰۱۶: ۵۴-۵۳).

[1]. Kesselman (1996)

[2]. منظور از «ق.م.م» عبارت «قانون مالیات‌های مستقیم» است.

سقف معافیت مالیاتی سالانه حقوق در ایران از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ تغییراتی داشته است که در جدول (۱) نشان داده شده است:

**جدول ۱: معافیت مالیاتی حقوق از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹**

| سال | معافیت سالانه | معافیت ماهانه | سال | معافیت سالانه | معافیت ماهانه |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۸۰ | ۶۲۴۰۰۰۰ | ۵۲۰٬۰۰۰ | ۱۳۹۰ | ۵۸۲۰۰۰۰۰ | ۴۸۵۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۱ | ۱۷۴۰۰۰۰۰ | ۱۴۵۰۰۰۰ | ۱۳۹۱ | ۶۶۰۰۰۰۰۰ | ۵۵۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۲ | ۱۹۲۰۰۰۰۰ | ۱۶۰۰۰۰۰ | ۱۳۹۲ | ۱۰۰۰۰۰۰۰۰ | ۸۳۳۳۳۳۳ |
| ۱۳۸۳ | ۲۱۰۰۰۰۰۰ | ۱۷۵۰۰۰۰ | ۱۳۹۳ | ۱۲۰۰۰۰۰۰۰ | ۱۰۰۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸٤ | ۲۲۸۰۰۰۰۰ | ۱۹۰۰۰۰۰ | ۱۳۹۴ | ۱۳۸۰۰۰۰۰۰ | ۱۱۵۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۵ | ۲۵۹۲۰۰۰۰ | ۲۱۶۰۰۰۰ | ۱۳۹۵ | ۱۵۶۰۰۰۰۰۰ | ۱۳۰۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸٦ | ۲۷۲۴۰۰۰۰ | ۲۲۷۰۰۰۰ | ۱۳۹۶ | ۲۴۰۰۰۰۰۰۰ | ۲۰۰۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۷ | ۲۹۴۰۰۰۰۰ | ۲۴۵۰۰۰۰ | ۱۳۹۷ | ۲۷۶۰۰۰۰۰۰ | ۲۳۰۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۸ | ۵۰۰۰۰۰۰۰ | ۴۱۶۶۶۶۷ | ۱۳۹۸ | ۳۳۰۰۰۰۰۰۰ | ۲۷۵۰۰۰۰۰ |
| ۱۳۸۹ | ۵۲۵۰۰۰۰۰ | ۴۳۷۵۰۰۰ | ۱۳۹۹ | ۳۶۰۰۰۰۰۰۰ | ۳۰۰۰۰۰۰۰ |

**مأخذ:** قوانین بودجه کل کشور در سال‌های فوق و وب سایت سازمان امور مالیاتی کشور

مبالغ حقوق بالاتر از سقف معافیت سالیانه ذکر شده در جدول (۱)، در نرخ مالیاتی ضرب شده و به عنوان مالیات بر حقوق اخذ می‌گردد. نرخ مالیات بر حقوق در ایران در برخی از سال‌های فوق تغییراتی داشته است. به عنوان مثال نرخ مالیات بر حقوق سال ۱۳۹۹ در جدول (۲) نشان داده شده است:

**جدول ۲: نرخ مالیات بر درآمد سالانه مشمول مالیات حقوق سال ۱۳۹۹**

| نرخ مالیات | درآمد مشمول مالیات حقوق (ریال) | | |
|---|---|---|---|
| | از | تا | نسبت به مازاد |
| معاف | ۱ | ۳۶۰۰۰۰۰۰۰ | ـــــ |
| ۱۰ درصد | ۳۶۰۰۰۰۰۰۰ | ۹۰۰۰۰۰۰۰۰ | ۳۶۰۰۰۰۰۰۰ |
| ۱۵ درصد | ۹۰۰۰۰۰۰۰۰ | ۱۲۶۰۰۰۰۰۰۰ | ۹۰۰۰۰۰۰۰۰ |
| ۲۰ درصد | ۱۲۶۰۰۰۰۰۰۰ | ۱۸۰۰۰۰۰۰۰۰ | ۱۲۶۰۰۰۰۰۰۰ |
| ۲۵ درصد | نسبت به مازاد ۱۸۰۰۰۰۰۰۰۰ | | |

**مأخذ:** وب سایت سازمان امور مالیاتی کشور

## ۲-۲- مبانی نظری مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی

ادبیات رشد اقتصادی تا اوایل دهه ۱۹۹۰ بر الگوسازی اقتصاد با یک تعادل بلندمدت تمرکز داشت که در آن تولید سرانه ثابت در نظر گرفته می‌شد. بنابراین در چارچوب الگوهای رشد برون‌زا،

رشد اقتصادی خارج از سیستم تعیین می‌شد و سیاست‌های دولت بر آن تأثیرگذار نبودند (آریسوی و انلوکاپلان[1]، ۲۰۱۰: ۵۳). الگوهای رشد نئوکلاسیک (یا الگوهای رشد برون‌زا) دلالت بر این امر دارند که مالیات‌ستانی تنها بر سطح تولید موثر است و بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر ندارد؛ زیرا در چاچوب این الگوها، تولید در پی افزایش نهاده‌های فیزیکی مانند کار و سرمایه رشد می‌کند (لی و گوردون[2]، ۲۰۰۵: ۱۰۲۹). با ظهور نظریه رشد درون‌زا، عوامل درون‌زای موثر بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفت. بدین ترتیب، مالیات و مالیات ستانی هم به الگوی رشد درون‌زا وارد شد؛ چون مالیات‌های مختلف یا ابزارهای سیاستی دولت بر تعدادی از متغیرهای تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند (میلز[3]، ۲۰۰۹: ۲۲).

یکی از مهم‌ترین موضوعات بحث برانگیز در اقتصاد، رابطه مالیات با رشد اقتصادی و این‌که چگونه مالیات رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، است. تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند که گروه‌های مختلف مالیاتی اثرات متفاوتی بر اقتصاد بر جای می‌گذارند (فرامرزی و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۰۷).

مالیات بر حقوق از طریق تغییر در ساعات کار توسط نیروی کار در سمت عرضه بازار کار از یک سو، و تغییر در تقاضای نیروی کار در سمت تقاضای بازار کار از سوی دیگر، موجب تغییر در دستمزد، اشتغال، تولید و رشد اقتصادی می‌گردد. ابتدا سمت عرضه نیروی کار را بررسی می‌کنیم: بررسی آثار مالیات بر حقوق و دستمزد بر عرضه کار و اشتغال، از مباحث مهم در اقتصاد بخش عمومی است. مالیات بر حقوق می‌تواند میزان کار انجام شده توسط گروه‌های مختلف افراد جامعه را تحت تأثیر قرار دهد و در تعیین سطح بیکاری جامعه نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا نماید. با توجه به این‌که نیروی کار یکی از مهم‌ترین عوامل تولید در اقتصاد است، مالیات بر حقوق و دستمزد می‌تواند میزان سطح تولید کل و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. بررسی تأثیر مالیات بر حقوق بر عرضه کار، با استفاده از اثر جانشینی و اثر درآمدی ناشی از تغییر درآمد کاری در نتیجه وضع مالیات انجام می‌شود. افراد قبل از وضع مالیات، با توجه به محدودیت بودجه زمانی خود، به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت ناشی از درآمد و فراغت هستند. پس از وضع مالیات بر حقوق و دستمزد، دریافتی فرد کاهش می‌یابد و این کاهش بدان معنی است که قیمت فراغت کاهش یافته است و با کاهش قیمت فراغت، هزینه فرصت یک ساعت فراغت اضافی، که در حقیقت درآمد از

[1]. Arisoy & Unlukaplan (2010)
[2]. Lee & Gordon (2005)
[3]. Myles (2009)

دست رفته است، کاهش می‌یابد. اگر فراغت یک کالای عادی تلقی شود، تقاضا برای آن افزایش می‌یابد و در نتیجه فرد با جانشین ساختن فراغت به جای کار، عرضه کار خود را کاهش می‌دهد. این کاهش به دلیل اثر جانشینی رخ می‌دهد. بنابراین اثر جانشینی موجب کاهش عرضه کار می‌شود. از سوی دیگر، با وضع مالیات بر حقوق و دستمزد، دریافتی فرد کاهش می‌یابد، با کاهش درآمد فرد مجبور به کاهش تقاضای خود برای تمامی کالاها، از جمله فراغت، و افزایش عرضه کار خود می‌شود. این افزایش به دلیل اثر درآمدی رخ می‌دهد. بنابراین اثر درآمدی موجب افزایش عرضه کار می‌شود. از بحث‌های فوق می‌توان نتیجه گرفت، دو اثر جانشینی و درآمدی در جهت عکس یکدیگر تغییر می‌کنند. به طور کلی، نتیجه نهایی اثر مالیات بر حقوق بر عرضه کار مبهم است و به میزان اثر جانشینی و درآمدی بستگی دارد. لیکن معمولا در اکثر موارد، اثر جانشینی از اثر درآمدی قوی‌تر است، بنابراین وضع مالیات بر حقوق موجب کاهش عرضه کار می‌گردد. با کاهش ساعات عرضه کار در اثر وضع مالیات بر حقوق، منحنی عرضه نیروی کار به سمت چپ و بالا منتقل می‌شود و با فرض عدم تغییر منحنی تقاضای نیروی کار، موجب کاهش اشتغال و افزایش دستمزد می‌گردد. با کاهش ساعات کار و اشتغال نیروی کار، تولید نیز کاهش می‌یابد، که این کاهش مقارن با کاهش نرخ رشد اقتصادی است. در واقع افزایش نرخ مالیات بر حقوق از طریق جایگزین نمودن کار و فراغت، موجب کاهش ساعات کار و کاهش اشتغال، تولید و رشد اقتصادی می‌شود. در صورتی که سمت تقاضای بازار کار را در نظر بگیریم، اگر مالیات بر حقوق و دستمزد بر کارفرما تعلق گیرد، موجب کاهش تقاضای نیروی کار و انتقال منحنی تقاضای نیروی کار به سمت چپ و پایین خواهد شد که در تعامل با منحنی عرضه نیروی کار منتقل شده به سمت بالا و چپ، موجب تشدید کاهش اشتغال، تولید و رشد اقتصادی می‌گردد (جعفری صمیمی، ۲۰۱۳: ۱۲۰– ۱۱۳؛ دادگر، ۲۰۱۸: ۳۱۴–۳۰۷؛ پژویان، ۲۰۱۰: ۲۶۰–۲۵۰).

## ۳- پیشینه تحقیق

### ۳-۱- مطالعات خارجی

بنزرتی و هارجوک[1] (۲۰۲۱) تأثیر کاهش مالیات حقوق و دستمزد بر میزان اشتغال در سطح شرکت و نتایج ترازنامه آن را در دوران رکود اقتصادی برآورد کردند. آن‌ها از کاهش مالیات بر

[1]. Benzarti & Harjuc (2021)

حقوق و دستمزد در دو منطقه فنلاند و شروع رکود بزرگ اقتصادی برای برآورد تأثیر رکود بر شرکت‌هایی که با کاهش مالیات حقوق و دستمزد درگیر بودند، استفاده کردند. آن‌ها تخمین زدند که قبل از رکود بزرگ، کاهش مالیات بر حقوق و دستمزد تأثیرات محدودی بر اشتغال و نتایج ترازنامه شرکت‌های واقع در مناطق تحت بررسی داشته است.

لی و همکاران[1] (۲۰۲۱) نحوه تأثیر اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر فرار شرکت‌های چینی از مالیات حقوق و دستمزد، که توسط نمایندگان کم قدرت دریافت می‌شود را مورد بررسی قرار دادند. آنان برآورد کردند که اجرای مالیات بر ارزش افزوده منجر به افزایش چشمگیر فرار مالیاتی از حقوق می‌شود. بررسی ناهمگونی شرکت‌ها و عکس‌العمل واقعی آنان نشان داد که افزایش فرار مالیاتی از حقوق عمدتا ناشی از بهینه‌سازی هزینه توسط شرکت‌های خصوصی کوچک و دچار کمبود نقدینگی است. به عبارت دیگر، شرکت‌ها تلاش می‌کنند افزایش هزینه ناشی از اعمال مالیات بر ارزش افزوده را از طریق کاهش هزینه مالیات بر حقوق (به واسطه فرار مالیاتی) جبران نمایند.

لانگ[2] (۲۰۲۰) در مطالعه خود تأثیر افزایش پایه درآمد برای مالیات حقوق و دستمزد در ایالات متحده بر دستمزد کارگران با دستمزد بالا که نشان دهنده افزایش مالیات سرانه است، را بررسی و مشاهده نمود که در اکثر موارد، دستمزدها مطابق با مدل کارایی- دستمزد افزایش یافته است. بنابراین وی نتیجه گرفت که تحت یک مدل کارایی- دستمزد متعارف، مالیات بر حقوق و دستمزد که از کارفرما اخذ می‌شود، دستمزد را افزایش می‌دهد.

سائز و همکاران[3] (۲۰۱۹) در مقاله خود، با استفاده از داده‌های سازمانی به تجزیه و تحلیل میزان کاهش مالیات حقوق و دستمزد کارفرمایان بزرگ برای کارگران جوان در سوئد پرداختند. آنان افزایش چندانی در اشتغال جوانان بر اثر کاهش مالیات بر حقوق را مشاهده نکردند. آنان بیان می‌کنند بنگاه‌هایی که عمدتاً کارگران جوان را استخدام می‌کنند، مشمول مالیات بیشتری می‌شوند. در عکس‌العمل به افزایش مالیات، این بنگاه‌ها دستمزد کارگران خود را به طور کلی، اعم از پیر و جوان افزایش می‌دهند. به عبارت دیگر با افزایش نرخ مالیات بر حقوق، اشتغال تغییر چندانی نمی‌کند ولی دستمزد نیروی کار افزایش می‌یابد.

---

1. Li (2021)
2. Lang (2020)
3. Saez et al (2019)

اگبارکا و کائونیتب[1] (۲۰۱۸) به بررسی سیاست کاهش مالیات بر حقوق و دستمزد پرداختی توسط کارفرمایان سوئدی برای کارگران جوان در سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که کاهش مالیات بر حقوق تأثیر معنادار، مثبت ولی کوچک بر سطح اشتغال و تأثیر معنادار، منفی ولی کوچک بر سطح دستمزد دارد.

سیلوا و همکاران (۲۰۱۵) تاثیر سیاست جایگزینی مالیات جدید بر درآمد با نرخ ۱ یا ۲ درصد با مالیات بر حقوق با نرخ ۲۰ درصد در کشور برزیل، را با استفاده از یک مدل نئوکلاسیک مورد ارزیابی قرار دادند. آنان نشان دادند که با انجام این اصلاحات، مصرف کل و ارزش اسمی سهام[2] شرکت‌های استخدام کننده نیروی کار افزایش می‌یابد. همچنین اشتغال در صنایع کاربر افزایش می‌یابد. با این حال، تحت سناریوی خنثی بودن درآمد دولت، تأثیرات فوق تقریباً به طور کامل از بین می‌رود، که حاکی از کارآیی پایین این اصلاحات است.

براچا و کوپر[3] (۲۰۱۴) در تحقیق خود با استفاده از روش پرسشنامه‌ای، واکنش افراد با درآمد کم تا متوسط را به افزایش مالیات حقوق و دستمزد سال ۲۰۱۳ و استرداد مالیات ۲۰۱۲ آن‌ها بررسی کردند و نتیجه گرفتند که به ازای هر دلار افزایش مالیات بر حقوق، مصرف به اندازه ۹۰ دلار کاهش می‌یابد و به ازای هر دلار استرداد مالیات، مصرف کمتر از یک دلار (۶۰ سنت) افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، اخذ مالیات بر حقوق تأثیر بیشتری نسبت به استرداد آن بر سطح مصرف دارد.

سجادی فر[4] (۲۰۱۲) با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه و مدل درویس و همکاران[5] (۱۹۸۱) به ارزیابی اثرات مالیات بر حقوق در بخش‌های صنعت و معدن ایران پرداخت. وی با افزایش نرخ مالیاتی از ۵ و ۱۰ درصد به ۱۵ درصد، نتیجه گرفت که افزایش مالیات بر حقوق با وجود افزایش قابل توجه درآمدهای دولت، منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی و سطح رفاه خانوارها می‌شود.

---

1. Egebarka & Kaunitzb (2018)
2. Capital Stock
3. Bracha & Cooper (2014)
4. Sajadifar (2012)
5. Dervis (1981)

کراسس و همکاران[1] (۲۰۱۰) در مقاله خود تأثیر تغییرات مالیات بر حقوق و دستمزد را بر سطح دستمزد و اشتغال در آرژانتین مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های آماری رسمی در مناطق مختلف آرژانتین نشان دادند که تغییر در نرخ مالیات بر حقوق فقط تا حدی بر سطح دستمزد تأثیر دارد و بر سطح اشتغال تأثیر چندانی ندارد.

بن مارکر و همکاران[2] (۲۰۰۹) با استفاده از رویکرد تفاوت در اختلافات[3] تأثیر کاهش ۱۰ درصدی مالیات بر حقوق و دستمزدِ معرفی شده در سال ۲۰۰۲ در شمال سوئد را بر سطح اشتغال ارزیابی کردند. آنان هیچ اثری از تغییر اشتغال در بین بنگاه‌های اقتصادی قبل و بعد از اصلاحات مشاهده نکردند. در حالی که به ازای یک درصد کاهش نرخ مالیات بر حقوق، متوسط دستمزد برای هر کارمند حدود ۰/۲۵ درصد افزایش می‌یافت. آنان با گسترش تجزیه و تحلیل شامل امکان ورود و خروج بنگاه‌ها، شواهدی از تأثیرات مثبت بر تعداد بنگاه‌ها و تمایل به اثرات مثبت اشتغال را پیدا کردند. همچنین نتیجه گرفتند با وجود ورود و خروج بنگاه‌ها، میزان تأثیرپذیری دستمزد کاهش می‌یابد.

کرون و همکاران[4] (۲۰۰۸) تأثیر سیاست «یارانه‌های اشتغال با دستمزد پایین در مقابل دولت رفاه»[5] که از اواسط دهه ۱۹۹۰ در فرانسه پیاده شده بود را بر اشتغال، تولید و رفاه ارزیابی کردند. آنان با مدل‌سازی یک مدل جستجوی تعادلی شامل دستمزد، سرمایه‌گذاری انسانی، بیکاری و توزیع دستمزد و بهره‌وری، و با استفاده از داده‌های فرانسه و شبیه‌سازی‌های عددی نشان دادند که با افزایش سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی، با وجود حداقل دستمزد کمتر از سطح بهینه، می‌توان به سطح تولید بالاتر دست یافت. همچنین آنان نتیجه گرفتند که یارانه‌های مالیات بر حقوق و دستمزد، برای جلوگیری از تخصص در مشاغل با بهره‌وری پایین، رفاه را بیش از کاهش حداقل دستمزد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر تاثیر سیاست یارانه مالیات بر حقوق و دستمزد بیشتر از تاثیر سیاست کاهش حداقل دستمزد بر رفاه است.

### ۳-۲- مطالعات داخلی

فتاحی و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله خود به مطالعه ابعاد مختلف سیستم حقوق و دستمزد، شامل: حسابداری حقوق و دستمزد، واحد کارگزینی، لیست حقوق و دستمزد، هزینه حقوق و دستمزد،

---

1. Cruces (2010)
2. Bennmarker (2009)
3. Difference in Differences
4. Chéron (2008)
5. Low-wage Employment Subsidies Versus the Welfare State

مالیات بر حقوق و دستمزد، و حق بیمه حقوق ودستمزد پرداختند. ایشان در بخش مالیات بر حقوق و دستمزد، نحوه محاسبه مالیات بر حقوق در ایران با توجه به نرخ‌های مختلف و معافیت‌های سالانه را بیان نموده‌اند.

برزگری و عبدی (۲۰۱۹) در مطالعه خود به نحوه محاسبه مالیات بر حقوق بر اساس قوانین و مقررات مالیاتی ایران پرداخته‌اند. آنان نکات مهم مالیات بر درآمد حقوق را بر اساس اظهار نظرهای فنی و حقوقی و مالیاتی بر اساس هر ماده قانونی در مطالعه خود آورده‌اند. همچنین نحوه ثبت حسابداری اقلام مختلف هزینه حقوق و دستمزد را توضیح داده و سپس با طبقه‌بندی انواع دریافتی‌های حقوق بگیران نحوه محاسبه مالیات بر حقوق را به طور کامل تشریح کرده‌اند.

مداح و سمیعی (۲۰۱۷) در مقاله خود به بررسی اثر شوک‌های مالی و پولی بر عملکرد سیستم مالیاتی ایران در راستای تعیین نرخ‌های بهینه مالیات بر مصرف و مالیات بر حقوق و دستمزد، با استفاده از رویکرد تعادل عمومی با استفاده از الگوریتم ژنتیک پرداختند. آنان با اعمال سه نوع شوک اقتصادی به مدل تعادل عمومی مورد بررسی، نتیجه گرفتند که با وجود رانت جویی در درآمدهای مالیاتی دولت، مالیات بر مصرف بیشتر از سطح بهینه است ولی مالیات بر حقوق و دستمزد بسیار کمتر از سطح بهینه عمل می‌کند.

فرهمندی (۲۰۱۴) در مقاله خود تحت عنوان «آمار و آمارسازی، مالیات حقوق» به مطالعه مالیات بر حقوق در ایران پرداخته است و در این راستا به رفتار پرداخت‌کنندگان مالیات بر حقوق در زمینه آمارسازی برای آن اشاره نموده است.

تودشکی باقری و باقری (۲۰۱۲) به تحلیل و بررسی جایگاه مالیات بر حقوق و دستمزد در ارزش‌های اسلامی پرداختند. آنان ابتدا به تعریف و توضیح مالیات بر حقوق و دستمزد پرداخته و نحوه محاسبه آن را بیان کردند و سپس با ورود به حوزه اقتصاد اسلامی و بیان ارزش‌های اسلامی در ارتباط با مالیات، جایگاه مالیات بر حقوق را بر اساس آموزه‌های اسلامی مورد بررسی قرار دادند.

دادگر و غفاری (۲۰۰۸) به بررسی اثر مالیات بر حقوق بر توزیع درآمد در ایران در طول برنامه سوم توسعه پرداختند. آنان با استفاده از آمار هزینه خانوار، شاخص‌های ضریب جینی و سهم دهک‌ها از درآمد را محاسبه کردند و تغییرات این شاخص‌ها بر اثر تغییر مالیات بر حقوق را با

استفاده از مدل‌های ترکیبی سه‌گانه EGR مشاهده نمودند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که مالیات بر حقوق دارای اثر توزیعی مثبت است و به بهبود وضعیت توزیع درآمد کمک می‌کند.

اکباتان (۲۰۰۶) در مقاله خود با عنوان «معافیت مالیات حقوق مبنای آستانه مالیاتی» با روش توصیفی به بررسی ابعاد معافیت مالیاتی موضوع ماده ۸۴ قانون مالیات‌های مستقیم پرداخته است و درباره جایگاه آن در منابع مالیاتی دیگر مانند مستغلات و مشاغل بحث نموده است.

بهاء الدین (۲۰۰۵) به بررسی و محاسبه ظرفیت مالیات بر حقوق و دستمزد در استان فارس طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۶۰ با روش تجزیه و تحلیل آماری و رگرسیون پرداخت. وی نتیجه گرفت که مالیات بر حقوق و دستمزد طی دوره تحقیق از کارایی بالایی برخوردار نبوده است و شکاف عظیمی بین مالیات وصول شده و ظرفیت موجود وجود دارد، به طوری که ۶۱/۶ درصد از ظرفیت موجود وصول نشده تلقی می‌شود که حاکی از نارسایی‌های بسیار در ساختار اجتماعی و اقتصادی است.

جعفری صمیمی (۱۹۹۷) عوارض ناشی از مالیات بر مزد و حقوق در یک الگوی دوبخشی را با گسترش الگوی هاربرگر تحلیل نموده و نتیجه گرفته است که در اثر مالیات بر مزد و حقوق در یک بخش از یک الگوی دو بخشی، قیمت تولید در آن بخش بدون توجه به کار یا سرمایه‌طلبی آن بخش افزایش می‌یابد. همچنین درجه تحمل بار مالیات توسط هر عامل تولید بستگی به سرمایه‌طلبی نسبی تولید در دو بخش دارد.

## ۴- روش شناسی و الگوی تحقیق

در این مقاله، جهت بررسی اثرات اقتصادی اجرای قانون آزمایشی مالیات بر حقوق از روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) استفاده شده است. این روش یکی از روش‌های تحلیل کمّی است که در مقابل دامنهٔ وسیعی از موضوعات سیاستی از قبیل: سیاست‌های مالی به ویژه در حوزه مالیات، سیاست‌های تجاری، سیاست‌های تثبیت، تحلیل محیط زیست و غیره انعطاف‌پذیر است و می‌تواند چارچوب جامع‌نگری را برای بررسی آثار همه جانبهٔ سیاست‌ها فراهم نماید. در واقع، یکی از بزرگ‌ترین مزیت‌های مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، قابلیت آن در توضیح پیامدهای اعمال تغییرات در پارامتر سیاستی خاص و یا ویژگی‌های یک بخش در کل اقتصاد است (طیبی و مصری نژاد، ۲۰۰۶: ۱۰۴).

مزیت دیگر مدل‌های تعادل عمومی نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی، وابسته نبودن این مدل‌ها به داده‌های سری زمانی است. علاوه بر آن، چارچوب اقتصاد خردی محکم مدل‌های تعادل عمومی،

که به طور کامل رفتار بهینه‌سازی عاملان اقتصادی را توصیف می‌کند، این امکان را به این مدل‌ها می‌دهد که پایهٔ تحلیلی قوی‌تری داشته باشند و علاوه بر مدل‌های اقتصادسنجی، بر مدل‌های داده-ستانده نیز ترجیح داده شوند. در الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، اعمال هر سیاست در مدل از طریق تغییر در پارامترهای برون‌زا صورت می‌گیرد. در این الگوها تغییر در برخی از پارامترهای موجود در مدل نشان‌دهندهٔ یک سیاست یا شوک است (نادران و فولادی، ۲۰۰۵: ۴۷).

در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، معمولاً منبع اطلاعات، ماتریسی است که آن را ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) می‌نامند. ماتریس حسابداری اجتماعی، ماتریس مربعی است که هر حساب در محل برخورد یک سطر و ستون قرار گرفته است. این ماتریس اطلاعات عددی اقتصاد را به طور جامع مورد بررسی قرار می‌دهد. هر درایه نشان‌دهنده پرداخت از حسابی است که روی ستون قرار دارد به حسابی که روی سطر قرار گرفته است (اکبری مقدم، ۲۰۰۹: ۳۵). ماتریس حسابداری اجتماعی روابط بین بازیگران اصلی هر اقتصاد شامل: تولیدکنندگان، عوامل تولید، مصرف‌کنندگان، نهادها، و بازیگران خارجی را در قالب حساب‌های طبقه‌بندی شده شامل: حساب تولید، حساب عوامل تولید، حساب نهادها، حساب انباشت (پس‌انداز)، و حساب دنیای خارج نشان می‌دهد[1] (منظور و حقیقی، ۲۰۱۶: ۸۶).

آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی ایران مربوط به سال ۱۳۹۰ است که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس تهیه شده است، که در مقاله حاضر از این ماتریس به عنوان منبع اطلاعات استفاده می‌شود. ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ ایران از نوع ماتریس مبتنی بر جدول داده- ستانده متقارن است که با رویکرد «از کل به جزء» تدوین شده است. در تهیه این ماتریس از چهار نوع پایهٔ آماری استفاده شده است که عبارتند از: جدول آماری متقارن بخش در بخش با فرض تکنولوژی بخش سال ۱۳۸۰، آمار حساب‌های ملی سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران، سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران، و نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران. سایر پایه‌های آماری عبارتند از: گزارش عملکرد بودجه دولت برای سال ۱۳۹۰، آمارهای دریافتی و پرداختی عوامل تولید و نهادها از دنیای خارج و به دنیای خارج سال ۱۳۹۰ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، و آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران سال ۱۳۹۰ در خصوص صادرات و واردات (بانویی و همکاران، ۲۰۱۵: ۶-۳).

---

[1]. ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی در پیوست مقاله آمده است.

با تکیه بر این اطلاعات، برای اطمینان از اعتبار مدل تحقیق، کالیبراسیون مدل[1] انجام می‌گیرد. کالیبراسیون مدل، فرایند محاسبهٔ پارامترهای انتقال و سهم مورد استفاده در توابع مطلوبیت و تولید مدل CGE است به گونه‌ای که حل معادله، دوباره همان تعادل اولیهٔ داده‌های مدل را به دست دهد. سپس حل مدل کالیبره شده، به عنوان تعادل مبنا مورد استفاده قرار می‌گیرد که نتایج آزمون تجربی مدل با آن مقایسه می‌شود. ورودی‌های فرایند کالیبراسیون، پایگاه دادهٔ مدل CGE هستند که اقتصاد را در تعادل اولیه توضیح می‌دهند (برفیشر، ۲۰۱۳: ۷۳-۷۲).

در نهایت، شبیه‌سازی سیاست اعمال افزایش نرخ مالیات بر حقوق در مدل تحقیق انجام می‌شود که شامل چند مرحله است: انتخاب پارامتر سیاستی در مدل (نرخ مالیات بر حقوق)؛ تعیین مقدار اولیهٔ پارامتر سیاستی؛ کالیبراسیون مقادیر اولیه؛ تغییر پارامتر سیاستی در مدل (اعمال سناریوهای افزایش ۵٪، ۱۰٪ و ۱۵٪ نرخ مالیات بر حقوق)؛ اجرای مجدد مدل و تعیین مقدار جدید متغیرهای درون‌زا (شامل رشد اقتصادی)؛ و در نهایت محاسبه درصد تغییرات متغیرهای درون‌زا (تجزیه و تحلیل اثرات افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی). تمامی اعمال فوق، در فضای برنامه‌نویسی نرم افزار GAMS[2] انجام می‌شود.

### ۴-۱- مدل تحقیق

مدل مورد استفاده در این تحقیق، مدل استاندارد تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) ارائه شده توسط لافگِرن و همکاران[3] (۲۰۰۲) است. این مدل یکی از معروفترین مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه است که به صورت استاندارد طراحی شده است. مدل CGE استاندارد لافگرن یک مدل ایستا (یک دوره‌ای) و یک کشوری[4] با عوامل تولید ثابت نیروی کار و سرمایه است و هیچ بعد پویا در مدل لحاظ نشده است. معادلات این مدل به چهار بخش یا بلوک تقسیم می‌شوند که عبارتند از: بلوک قیمت، بلوک تولید و تجارت، بلوک نهادها و بلوک قیدهای سیستم. البته تعدیلات لازم در معادلات مدل استاندارد به منظور هماهنگی آن با اقتصاد ایران صورت گرفته است.

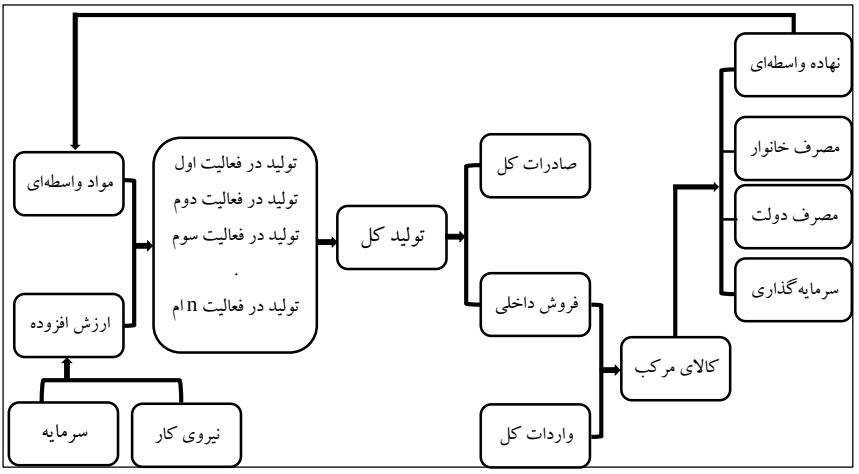
این مدل بر پایه اطلاعات ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) طراحی شده و شامل فعالیت‌های اقتصادی، کالاها، عوامل تولید و نهادها می‌شود. در این مدل نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های

---

1. Model Calibration
2. General Algebraic Modeling System (GAMS)
3. Lofgren (2002)
4. مدل CGE می‌تواند یک کشوری یا چند کشوری باشد.

واسطه‌ای در فرایند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند. سپس، کالای تولید شده با استفاده از تابع تبدیل با کشش ثابت (CET) به کالای صادراتی و کالای بازاری داخلی تبدیل می‌گردد. مصرف‌کنندگان کالاهای مرکب را خریداری می‌کنند. این کالاهای مرکب یا از خارج وارد شده و یا در داخل تولید می‌شوند. ترکیب واردات و تولید داخل، توسط یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) که به تابع آرمینگتون[1] معروف است مشخص می‌گردد. کشور مورد نظر یک «کشور کوچک» است که گیرنده قیمت‌های جهانی صادرات و واردات در سطح ثابتی است. با برقراری تعادل در قیدهای سیستم، شامل تعادل در بازار عوامل تولید، تعادل در بازار کالاهای مرکب، تعادل در بازار خارجی، تعادل در بخش دولتی و تعادل پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، تعادل در کل سیستم برقرار می‌گردد. معادلات این مدل پس از تبیین و تصریح، در بسته نرم‌افزاری GAMS به زبان برنامه‌نویسی تبدیل گردیده و با این نرم‌افزار معادلات مدل به طور همزمان حل می‌شوند.

اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) شامل عوامل تولید، قیمت‌ها و کالاها و نیز اشکال ارتباط دهنده هر یک از اجزاء با یکدیگر در شکل (۱) نشان داده شده است.




**شکل ۱: اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)**

**مأخذ:** لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۱۲

[1]. Armington Function

## ۴-۲- تصریح معادلات مدل تحقیق

### ۴-۲-۱- بلوک قیمت

بلوک قیمت شامل معادلاتی است که بر اساس آن‌ها قیمت‌های درون‌زای مدل با سایر قیمت‌ها، که ممکن است درون‌زا یا برون‌زا باشند، و متغیرهای غیر قیمتی مدل ارتباط پیدا می‌کنند. قیمت واردات، قیمت صادرات، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، و شاخص قیمت تولیدکننده (DPI) به شکل زیر است[۱]:

$$PM_c = pwm_c.(1+tm_c).EXR \qquad (۱)$$

$$PE_c = pwe_c.(1-te_c).EXR \qquad (۲)$$

$$CPI = \sum_c PQ_c cwts_c \qquad (۳)$$

$$DPI = \sum_c PDS_c dwts_c \qquad (۴)$$

### ۴-۲-۲- بلوک تولید

فرض می‌شود که بنگاه‌ها در یک بازار رقابتی هستند. هر بنگاه نوعی با فرض داده بودن قیمت کالاها، خدمات و عوامل تولید، به حداکثرسازی سود با توجه به تکنولوژی تولید می‌پردازد. در لایه اول، تولید در رشته فعالیت تولیدیِ $a$، با ترکیب دو نوع عاملِ ارزش افزودهٔ کُل[۲] $QVA_a$، و مواد واسطه‌ایِ کُل[۳] $QINTA_a$، در یک تابع تولید با تکنولوژی تولید CES ایجاد می‌شود:

$$QA_a = \alpha_a^{QA}\left[\delta_a^{QA} QVA_a^{-\rho_a^{QA}} + \left(1-\delta_a^{QA}\right) QINTA_a^{-\rho_a^{QA}}\right]^{\frac{-1}{\rho_a^{QA}}} \qquad (۵)$$

حداقل‌سازی هزینه باعث می‌شود که بنگاه‌ها تا مقداری از نهاده‌ها در تابع تولید استفاده کنند که نسبت تولید نهایی هر یک از نهاده‌ها برابر با نسبت هزینه هر یک از نهاده‌ها باشد:

---

[۱]. به اقتصای توضیحات معادلات مدل و حفظ پیوستگی آن، برخی از معادلات بلوک قیمت، در بلوک تولید و در کنار معادلات متناظر آمده است. همچنین بیان متغیرها و پارامترهای به کار رفته در معادلات، در پیوست مقاله درج شده است.

[2]. Quantity of Aggregate Value Added

[3]. Quantity of Aggregate Intermediate Input

$$\frac{QVA_a}{QINTA_a} = \left[ \frac{\delta_a^{QA}}{1-\delta_a^{QA}} \cdot \frac{PINTA_a}{PVA_a} \right]^{\frac{1}{1+\rho_a^{QA}}} \quad (۶)$$

یک تابع تولید با تکنولوژی تولید $CES$ یک تابع همگن از درجه یک است و ارزش محصول برابر ارزش نهاده‌های تولیدی به کار رفته در آن است و به عبارتی سود صفر است:

$$PA_a(1-ta_a)QA_a = PVA_a.QVA_a + PINTA_a.QINTA_a \quad (۷)$$

مقدار ارزش افزوده از ترکیب عوامل تولید نیروی کار و سرمایه در یک تابع CES تولید می‌شود:

$$QVA_a = \alpha_a^{QVA} \left[ \sum_{f \in F} \delta_{f,a}^{QVA} QF_{f,a}^{-\rho_a^{QVA}} \right]^{\frac{-1}{\rho_a^{QVA}}} \quad (۸)$$

که شرط حداقل‌سازی هزینه، شرط سود صفر، و برابری هزینه نهایی عامل f با درآمد نهایی آن در فعالیت a به صورت زیر است:

$$WF_f.WFDIST_{fa} = PVA_a(1-tva_a).QVA_a.\left[ \sum_{f \in F} \delta_{fa}^{QVA}.QF_{fa}^{-\rho_a^{QVA}} \right]^{-1}.\delta_{fa}^{QVA}.QF_{fa}^{-\rho_a^{QVA}-1} \quad (۹)$$

در هر رشته فعالیت، تقاضا برای نهاده‌های واسطه‌ای تکی[1] توسط یک تابع تولید استاندارد از نوع لئونتیف قابل استخراج است:

$$QINT_{c\,a} = ica_{c\,a} QINTA_a \quad (۱۰)$$

همچنین قیمت کالای مرکب واسطه‌ای طبق رابطه زیر به قیمت کالاهای واسطه‌ای به کار رفته در آن ارتباط دارد.

$$PINTA_a = \sum_{c \in C} PQ_c.ica_{c\,a} \quad (۱۱)$$

[1]. Disaggregated Intermediate Inputs

یک فعالیت نوعی a می‌تواند از چند کالای مختلفِ c، $QXAC_{a\,c}$، تولید داشته باشد. معادلهٔ زیر رابطهٔ بین تولید کل هر فعالیت و مقدار تولید هر کالا در آن فعالیت را نشان می‌دهد:

$$QXAC_{a\,c} = \theta_{a\,c}.QA_a \qquad (۱۲)$$

قیمت فعالیت، نشان‌دهندهٔ درآمد ناخالص هر واحد فعالیت است. درآمد ناخالص هر واحد فعالیت، درآمد ناشی از فروش محصول یا محصولات تولید شده در هر فعالیت است:

$$PA_a = \sum_c PXAC_{a\,c}.\theta_{a\,c} \qquad (۱۳)$$

در مرحله بعد میزان کل تولید هر کالای c، $QX_c$، به صورت یک تابع تولید از مقدار تولید کالای c در (بخش‌ها یا) فعالیت‌های مختلف $QXAC_{a\,c}$، تعریف می‌شود که تابع تولید و شرط حداکثرسازی آن به صورت زیر است:

$$QX_c = \alpha_c^{QX}\left[\sum_{a\in A}\delta_{a\,c}^{QX}.QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}}\right]^{-\frac{1}{\rho_c^{QX}-1}} \qquad (۱۴)$$

$$PXAC_{a\,c} = PX_c\cdot QX_c\left[\sum_{a\in A}\delta_{a\,c}^{QX}\cdot QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}}\right]^{-1}\cdot\delta_{a,c}^{QX}\cdot QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}-1} \qquad (۱۵)$$

کالای تولید شده توسط صنایع داخلی به بازارهای داخلی و بازارهای صادراتی عرضه می‌شود. فرض می‌شود کالایی که به هر کدام از این بازارها عرضه می‌شود تا حدی متفاوت از کالای بازار دیگر است. این جانشینی ناقص به وسیله تابع با کشش جانشینی ثابت CET نشان داده می‌شود:

$$QX_c = \alpha_c^t\cdot\left[\delta_c^t\cdot QE_c^{\rho_c^t} + \left(1-\delta_c^t\right)\cdot QD_c^{\rho_c^t}\right]^{\frac{1}{\rho_c^t}} \qquad (۱۶)$$

یک بنگاه حداکثرکننده سود تا جایی محصول به هر کدام از بازارها عرضه می‌کند که شرایط مرتبه اول زیر برقرار باشد:

$$\frac{QE_c}{QD_c}=\left(\frac{PE_c}{PDS_c}\cdot\frac{1-\delta_c^t}{\delta_c^t}\right)^{\frac{1}{\rho_c^t-1}} \quad (۱۷)$$

برای هر کالای تولید داخل ارزش بازاری محصول عبارت است از مجموع ارزش عرضه کالا به بازار داخلی و صادرات:

$$PX_c\cdot QX_c=PDS_c\cdot QD_c+PE_c\cdot QE_c \quad (۱۸)$$

کالای مرکّبی که در داخل عرضه می‌شود از کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی به عنوان نهاده استفاده می‌کند. فرض می‌شود که کالاهای تولید شده در داخل و خارج جانشین ناقص یکدیگر هستند و این با تابع تولید با کشش جانشینی ثابت CES نشان داده می‌شود. این تابع چگونگی ترکیب این دو نوع نهاده برای تولید کالای مرکّب را نشان می‌دهد که به «تابع آرمینگتون» مشهور است. تابع آرمینگتون و شرط مرتبه اول ترکیب بهینه واردات و کالای تولید داخل عبارتست از:

$$QQ_c=\alpha_c^q\cdot\left(\delta_c^q\cdot QM_c^{-\rho_c^q}+(1-\delta_c^q)\cdot QD_c^{-\rho_c^q}\right)^{\frac{-1}{\rho_c^q}} \quad (۱۹)$$

$$\frac{QM_c}{QD_c}=\left(\frac{PDD_c}{PM_c}\cdot\frac{\delta_c^q}{1-\delta_c^q}\right)^{\frac{1}{1+\rho_c^q}} \quad (۲۰)$$

مصرف‌کنندگان داخلی از کالاهای داخلی و خارجی استفاده می‌کنند. جذب، کل مخارج داخلی بر روی کالاها در قیمت‌های مصرف‌کننده است.

$$PQ_c\cdot(1-tq_c)\cdot QQ_c=PDD_c\cdot QD_c+PM_c\cdot QM_c \quad (۲۱)$$

### ۴-۲-۳- بلوک نهادها

درآمد عوامل تولید نیروی کار و سرمایه، $YF_f$، از مجموع پرداختی فعالیت‌های تولیدی به آن‌ها تشکیل شده است:

$$YF_f = \sum_{a \in A} WF_f \cdot \overline{WFDIST}_{f\,a} \cdot QF_{f\,a} \qquad (۲۲)$$

هر یک از نهادها به ازای مقدار عوامل تولیدی که در اختیار بخش تولید می‌گذارند درآمد کسب می‌کنند:

$$YIF_{i\,f} = shif_{i\,f} \cdot [(1-tf_f) \cdot YF_f - trnsfr_{row\,f} \cdot EXR] \qquad (۲۳)$$

درآمد نهادهای داخلی غیر دولتی (به عنوان زیرمجموعهٔ نهادهای داخلی) برابر است با مجموع درآمد آن‌ها از عوامل تولید (معادلهٔ ۲۲)، پرداخت‌های انتقالی از سایر نهادهای داخلی غیر دولتی (معادلهٔ ۲۴)، پرداخت‌های انتقالی از دولت و پرداخت‌های انتقالی از خارج از کشور:

$$YI_i = \sum_{f \in F} YIF_{i\,f} + \sum_{i' \in INSDNG'} TRII_{i\,i'} + trnsfr_{i\,gov} \cdot CPI + trnsfr_{i\,row} \cdot EXR \qquad (۲۴)$$

پرداخت انتقالی بین نهادهای داخلی غیر دولتی به صورت سهم ثابتی از درآمد کل نهادها خالص از مالیات‌های مستقیم و پس‌اندازها تعریف می‌شود:

$$TRII_{i\,i'} = shii_{i\,i'} \cdot (1-MPS_{i'}) \cdot (1-TINS_{i'}) \cdot YI_{i'} \qquad (۲۵)$$

ارزش کل مخارج مصرفی خانوار، از درآمدِ باقیمانده پس از کسر مالیات‌های مستقیم، پس‌انداز و پرداخت‌های انتقالی به سایر نهادهای غیر دولتی محاسبه می‌شود:

$$EH_h = (1 - \sum_{i \in INSDNG} shii_{i,h}).(1-MPS_h).(1-TINS_h).YI_h \qquad (۲۶)$$

فرض می‌شود که خانوارها تابع مطلوبیت استون- گری[1] دارند که آن را با توجه به قید مخارج مصرفی خانوار حداکثر می‌کنند؛ که از آن سیستم مخارج خطی[2] LES استخراج می‌شود. ویژگی این توابع مطلوبیت آن است که سطح حداقلی از مصرف برای هر کالا در نظر گرفته می‌شود.

1. Stone Geary
2. LES (Linear Expenditure System)

همچنین امکان در نظر گرفتن مصرف حداقل معاش[1] از کالاها را فراهم می‌آورد. تقاضای خانوار نوع h برای هر کالا با حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه تعیین می‌شود:

$$PQ_c \cdot QH_{c\,h} = PQ_c \cdot \gamma^m_{c\,h} + \beta^m_{c\,h}(EH_h - \sum_{c' \in C} PQ_{c'} \cdot \gamma^m_{c',h}) \quad (۲۷)$$

تقاضای سرمایه‌گذاری به صورت تقاضای سرمایه‌گذاری در سال پایه ضرب در عامل تعدیل[2] تعریف می‌شود:

$$QINV_c = \overline{IADJ}.\overline{qinv}_c \quad (۲۸)$$

مشابه با تقاضای سرمایه‌گذاری (معادلهٔ ۲۸)، تقاضای مصرفی دولت، برابر است با تقاضای مصرفی دولت در سال پایه ضرب در عامل تعدیل:

$$QG_c = \overline{GADJ} \cdot \overline{qg}_c \quad (۲۹)$$

کل مخارج دولت از جمع مخارج مصرفی دولت و پرداخت‌های انتقالی دولت به نهادهای داخلی غیر دولتی به دست می‌آید:

$$EG = \sum_{c \in C} PQ_c \cdot QG_c + \sum_{i \in INSDNG} trnsfr_{i\,gov} \cdot CPI \quad (۳۰)$$

درآمد دولت از جمع درآمدهای حاصل از انواع مختلف مالیات‌ها، عوامل تولید و پرداخت‌های انتقالی از جهان خارج به دست می‌آید:

---

[1]. Subsistence Consumption
[2]. Adjustment Factor

$$YG = \sum_{i \in INSDNG} TINS_i \cdot YI_i + \sum_{f \in F} tf_f \cdot YF_f + \sum_{a \in A} tv_a \cdot PVA_a \cdot QVA_a$$
$$+ \sum_{a \in A} ta_a \cdot PA_a \cdot QA_a + \sum_{c \in CM} tm_c \cdot pwm_c \cdot QM_c \cdot EXR + \sum_{c \in CE} te_c \cdot pwe_c \cdot QE_c \cdot EXR \quad (۳۱)$$
$$+ \sum_{c \in C} tq_c \cdot PQ_c \cdot QQ_c + \sum_{f \in F} YIF_{gov\ f} + trnsfr_{gov\ row} \cdot EXR$$

### ۴-۲-۴- بلوک قیدهای سیستم

معادلات مربوط به این بلوک محدودیت‌های مدل را بیان می‌کند. یعنی مدل با در نظر گرفتن این معادلات به تعادل می‌رسد؛ که عبارتند از: معادلات مربوط به برابری عرضه و تقاضا در بازار عوامل تولید، برابری عرضه و تقاضا در بازار کالاها، تراز حساب جاری، تعادل در بخش دولتی، و تراز پس انداز- سرمایه‌گذاری:

$$\overline{QFS}_f = \sum_{a \in A} QF_{f\ a} \quad (۳۲)$$

$$QQ_c = \sum_{a \in A} QINT_{c\ a} + \sum_{h \in H} QH_{c\ h} + QG_c + QINV_c + qdst_c \quad (۳۳)$$

$$\sum_{c \in CM} pwm_c \cdot QM_c + \sum_{f \in F} trnsfr_{row\ f} = \sum_{c \in CE} pwe_c \cdot QE_c + \sum_{i \in INSD} trnsfr_{i\ row} + \overline{FSAV} \quad (۳۴)$$

$$YG = EG + GSAV \quad (۳۵)$$

$$\sum_{i \in INSDNG} MPS_i \cdot (1 - TINS_i) \cdot YI_i + GSAV + EXR \cdot \overline{FSAV}$$
$$= \sum_{c \in C} PQ_c \cdot QINV_c + \sum_{c \in C} PQ_c \cdot qdst_c \quad (۳۶)$$

## ۵- تجزیه و تحلیل

### ۵-۱- نتایج برآورد مدل

کدنویسی و حل مدل تعادل عمومی قابل محاسبهٔ ارائه شده، با استفاده از بسته نرم‌افزاری GAMS انجام شده است. مدل تحقیق شامل دو نوع پارامترهای سهمی و رفتاری است. مقدار پارامترهای سهمی با اجرای مدل در نرم افزار GAMS بر مبنای داده‌های ماتریس SAM به دست آمده است و پارامترهای رفتاری از داده‌های خارج از ماتریس SAM گرفته شده است. این پارامترها یا با استفاده از مطالعات گذشته و یا از تخمین‌های مورد استفاده در مدل‌های تعادل

عمومی مشابه، به دست می‌آیند. پارامترهای بلوک تولید و تجارت مدل تحقیق حاضر، در جدول (۳) نشان داده شده است:

**جدول ۳: مقادیر پارامترها در توابع بلوک تولید و تجارت**

| کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون | کشش جانشینی صادرات در تابع CET | پارامتر سهم در تابع آرمینگتون | پارامتر سهم در تابع CET | پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون | پارامتر انتقال در تابع CET | کشش جانشینی بین عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) | پارامتر سهم در تابع تولید | پارامتر انتقال در تابع تولید |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱/۶ | ۰/۸ | ۰/۹ | ۰/۶ | ۱/۲ | ۳/۹ | ۲ | ۰/۵ | ۱/۸ |

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

پارامترهای بلوک تولید و تجارت مدل تحقیق، شامل کشش‌های جانشینی، پارامترهای سهم و انتقال در توابع CES و CET می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع تبدیل تولید، به ترتیب ۱/۶ و ۰/۸ در نظر گرفته شده است که مطابق با مدل استاندارد است. پارامترهای سهم و انتقال در تابع آرمینگتون به ترتیب برابر است با ۰/۹ و ۱/۲ و پارامترهای سهم و انتقال در تابع تبدیل تولید به ترتیب برابر با ۰/۶ و ۳/۹ به دست آمده است. کشش جانشینی بین عوامل تولید مقدار ۲ در نظر گرفته شده که برگرفته از مطالعه برتولد و همکاران[1] (۲۰۰۲) است. پارامتر سهم و انتقال در تابع تولید CES نیز به ترتیب برابر است با ۰/۵ و ۱/۸ که بر اساس داده‌های SAM وارد شده در نرم افزار به دست آمده است.

در ادامه تأثیر اصلاح مالیات بر حقوق بر متغیرهای اقتصاد ایران در قالب سه سناریو مورد بررسی قرار می‌گیرد. این سناریوها عبارتند از: افزایش ۵٪، ۱۰٪ و ۱۵٪ در نرخ مالیات بر حقوق. نتایج اجرای سناریوها در جدول (۴) نشان داده شده است:

[1]. Berthold (2002)

**جدول ۴: تأثیر اجرای سناریوها بر متغیرهای کلان شامل رشد اقتصادی- واحد: درصد**

| سناریو / متغیر | سناریو (درصد افزایش در نرخ مالیات بر حقوق) | | |
|---|---|---|---|
| | ۵ | ۱۰ | ۱۵ |
| قیمت عوامل تولید (دستمزد) | ۰/۹ | ۰/۱۲ | ۰/۲۱ |
| اشتغال نیروی کار | -۰/۰۹ | -۰/۲۷ | -۰/۴۵ |
| رشد اقتصادی | -۰/۰۱ | -۰/۰۳ | -۰/۰۵ |
| درآمد دولت | ۳/۵۴ | ۶/۲۵ | ۹/۷۲ |

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود افزایش نرخ مالیات بر حقوق موجب کاهش عرضه عامل تولید و افزایش دستمزد می‌گردد. با اجرای سناریوی اول و دوم با افزایش ۵ درصد و ۱۰ درصد در نرخ مالیات بر حقوق، قیمت عامل تولید (دستمزد) به ترتیب به اندازه ۰/۹ درصد و ۰/۱۲ درصد افزایش یافته و با اجرای سناریوی سوم با افزایش ۱۵ درصدی نرخ مالیات، دستمزد ۰/۲۱ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتیجه مطالعات لانگ (۲۰۲۰)، سائز و همکاران (۲۰۱۹)، اگبارکا و کائونیتب (۲۰۱۸) و کراسس و همکاران (۲۰۱۰) همخوانی دارد. همچنین مطالعه بن مارکر و همکاران (۲۰۰۹) با نتیجه تحقیق حاضر همخوانی ندارد.

تأثیر افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر سطح اشتغال منفی است اما این تأثیر چندان قابل ملاحظه نیست. با اجرای سناریوی اول و دوم با افزایش ۵ درصد و ۱۰ درصد در نرخ مالیات بر حقوق، سطح اشتغال به ترتیب به اندازه ۰/۰۹ درصد و ۰/۲۷ درصد کاهش یافته و با اجرای سناریوی سوم با افزایش ۱۵ درصدی نرخ مالیات، سطح اشتغال به اندازه ۰/۴۵ درصد کاهش می‌یابد. مطالعات بنزرتی و جاکوب (۲۰۲۱)، سائز و همکاران (۲۰۱۹)، اگبارکا و کائونیتب (۲۰۱۸)، سیلوا و همکاران (۲۰۱۵) و کراسس و همکاران (۲۰۱۰) نتیجه تحقیق حاضر مبنی بر کاهش نامحسوس سطح اشتغال به دلیل افزایش نرخ مالیات بر حقوق و دستمزد را تأیید می‌کنند. با این وجود مطالعه بن مارکر و همکاران (۲۰۰۹) به نتیجه عدم تغییر اشتغال بر اثر افزایش نرخ مالیات رسیده‌اند که با نتیجه مطالعه حاضر همخوانی ندارد.

نتایج حاصل از اجرای سناریوها گویای آن است که افزایش نرخ مالیات بر حقوق و کاهش سطح اشتغال، موجب کاهش تولید ناخالص داخلی (GDP) و رشد اقتصادی می‌گردد. اجرای سناریو افزایش ۶ درصد و ۹ درصدی نرخ مالیات بر حقوق، رشد اقتصادی را به ترتیب به اندازه ۰/۰۱ درصد و ۰/۰۳ درصد کاهش می‌دهد و اجرای سناریو ۱۵ درصد موجب کاهش رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۵ درصد می‌گردد. البته مانند تغییر سطح اشتغال، تغییر رشد اقتصادی نیز در مقایسه با

تغییر نرخ مالیات بر حقوق، چندان قابل ملاحظه نیست. نتایج تحقیقات بنزرتی و جاکوب (۲۰۲۱)، سائز و همکاران (۲۰۱۹)، اگبارکا و کائونیتب (۲۰۱۸)، سیلوا و همکاران (۲۰۱۵)، سجادی فر (۲۰۱۲) و کرون و همکاران (۲۰۰۸) با نتیجه حاضر درباره تولید و به تبع رشد اقتصادی همخوانی دارد.

همان‌طور که انتظار می‌رود با وضع مالیات، درآمد دولت افزایش می‌یابد. در خصوص مالیات بر حقوق نیز به همین شکل است. افزایش نرخ این نوع مالیات موجب افزایش درآمدهای مالیاتی دولت شده و به تبع مجموع درآمد دولت را افزایش می‌دهد؛ به طوری که با اعمال نرخ‌های بالاتر، درآمد دولت نیز بیشتر افزایش می‌یابد. اجرای سناریو اول و دوم، به ترتیب موجب افزایش درآمدهای دولت به میزان ۳/۵۴ درصد و ۶/۲۵ درصد شده و با اجرای سناریو سوم، درآمدهای دولت به اندازه ۹/۷۲ درصد افزایش می‌یابد. از این لحاظ، نتیجه به دست آمده با نتیجه مطالعات اگبارکا و کائونیتب (۲۰۱۸)، سجادی فر (۲۰۱۲)، مداح و سمیعی (۲۰۱۷) و بهاء الدین (۲۰۰۵) همخوانی دارد.

### ۵-۲- تحلیل حساسیت

تحلیل حساسیت تأثیر انتخاب برخی از پارامترها را بر نتایج تحلیل سیاستی بیان می‌کند و در واقع، محدوده تغییرات را بر اثر تغییر در پارامترها نشان می‌دهد. این تحلیل باید روی پارامترهایی انجام گیرد که مقادیر آن‌ها از مطالعات پیشین استخراج شده است، مانند پارامترهای کشش. به کمک تحلیل حساسیت، می‌توان میزان دقت روابط بسیار پیچیدهٔ مدل‌های تعادل عمومی را سنجید. به عبارت دیگر، تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که نتایج مدل تا چه میزان به فرض‌های مورد استفاده در آن وابسته است. به علاوه تحلیل حساسیت، به محقق کمک می‌کند تا میزان نااطمینانی از وقوع نتایج را در واقعیت مشخص کند. هر چه نتایج تحلیل حساسیت نسبت به تغییرات پارامترها حساس‌تر باشد، نااطمینانی در نتایج بالاتر خواهد بود. در تحلیل حساسیت، پس از تغییر پارامترهای کشش، نتایج مدل مجددا محاسبه می‌شود و تأثیر این تغییر بر متغیرهای درون‌زا مقایسه می‌شود. در واقع، تحلیل سیاست، تأثیر تغییر در مقدار پارامترهای سیاستی (مانند نرخ مالیات بر حقوق) را بر متغیرهای درون‌زا نشان می‌دهد، در حالی که تحلیل حساسیت تأثیر انتخاب برخی از پارامترهای رفتاری (مانند کشش‌ها) را بر نتایج تحلیل سیاستی بیان می‌کند (منظور و حقیقی، ۲۰۱۶).

با توجه به اینکه در مقاله حاضر، مقادیر پارامترهای رفتاری در توابع بلوک تولید و تجارت شامل: کشش آرمینگتون، کشش تبدیل تولید CET، و کشش جانشینی عوامل تولید، از مطالعات سایرین گرفته شده است، برای بررسی میزان دقت روابط مدل تحقیق و اطمینان از نتایج از تحلیل حساسیت استفاده می‌شود. تحلیل حساسیت، با تغییر ۵ درصدی در مقدار در نظر گرفته شده برای هر یک از پارامترهای کشش فوق در قالب سناریو اول انجام می‌شود. تحلیل حساسیت نتایج نسبت به کاهش و افزایش ۵ درصدی در کشش‌های آرمینگتون، CET و جانشینی عوامل تولید در جدول (۵) نشان داده شده است.

**جدول ۵: تحلیل حساسیت نتایج نسبت به تغییر کشش های بلوک تولید و تجارت - واحد: درصد**

| | پارامتر / متغیر | مقدار | | | درصد تغییر | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| پارامتر | کشش آرمینگتون | ۱/۶۸ | ۱/۶ | ۱/۵۲ | + ۵ | - ۵ |
| | کشش تابع CET | ۰/۸۴ | ۰/۸ | ۰/۷۶ | + ۵ | -۵ |
| | کشش جانشینی عوامل تولید | ۲/۱ | ۲ | ۱/۹۰ | + ۵ | - ۵ |
| متغیر | قیمت عوامل تولید (دستمزد) | ۰/۹ | ۰/۹ | ۰/۹ | ۰ | ۰ |
| | اشتغال نیروی کار | -۰/۰۹ | -۰/۰۹ | -۰/۰۹ | ۰ | ۰ |
| | رشد اقتصادی | -۰/۰۱ | -۰/۰۱ | -۰/۰۱ | ۰ | ۰ |
| | درآمد دولت | ۳/۵۵ | ۳/۵۴ | ۳/۵۳ | ۰/۲۸ | -۰/۲۸ |

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقادیر پایه برای کشش‌های آرمینگتون، *CET* و جانشینی عوامل تولید، به ترتیب برابر است با ۱/۶، ۰/۸ و ۲. برای انجام تحلیل حساسیت و بررسی دقت مدل و اطمینان از نتایج آن، مقدار کشش‌ها به طور همزمان ۵ درصد افزایش، و سپس ۵ درصد کاهش داده شده و با لحاظ کردن آن در کدهای نرم افزار گمز، مدل تحقیق تحت سناریو اول مجددا اجرا شده و نتایج آن بر متغیرهای تحقیق، با نتایج اولیه تحت سناریو اول مقایسه شده است. با افزایش ۵ درصدی، مقدار کشش‌های آرمینگتون، *CET* و جانشینی عوامل تولید به ترتیب به ۱/۶۸، ۰/۸۴ و ۲/۱ می‌رسد. کاهش ۵ درصدی در کشش‌ها مقادیر آن را به ۱/۵۲، ۰/۷۶ و ۱/۹ می‌رساند. همان‌طور که در سطر پنجم جدول (۵) نشان داده شده است، با فرض مقادیر پایهٔ کشش‌های سه‌گانه، افزایش ۵ درصدی نرخ مالیات بر حقوق، موجب افزایش قیمت عوامل تولید (دستمزد) به اندازه ۰/۹ درصد می‌شود. حال اگر مقدار کشش‌ها ۵ درصد افزایش یابد، اجرای سناریو اول باز هم منجر به افزایش ۰/۹ درصدیِ قیمت عوامل تولید می‌شود. به عبارت دیگر، افزایش ۵ درصدیِ

کشش‌ها، تأثیری بر نتیجه اجرای سناریو اول بر قیمت عوامل تولید ندارد؛ همچنین اگر مقادیر پایهٔ کشش‌های سه‌گانه ۵ درصد کاهش یابد، آن‌گاه باز هم افزایش ۵ درصدی نرخ مالیات بر حقوق، موجب افزایش قیمت عوامل تولید به اندازه ۰/۹ درصد می‌شود. در واقع، کاهش ۵ درصدی کشش‌ها، تأثیری بر نتیجه اثر افزایش ۵ درصدی نرخ مالیات بر حقوق بر قیمت عوامل تولید ندارد؛ به عبارت دیگر، نوسان در مقادیر کشش‌ها موجب نوسان در نتایج اجرای سیاست بر قیمت عوامل تولید نمی‌شود. به همین ترتیب می‌توان تغییر نتیجهٔ اجرای سناریو اول بر سایر متغیرها را با فرض افزایش و کاهش ۵ درصدی در کشش‌ها ملاحظه نمود. سطر ششم بیان‌گر آن است که با افزایش و کاهش ۵ درصدیِ کشش‌ها، نتیجه اجرای سناریو اول بر متغیر اشتغال نیروی کار تغییر نمی‌کند؛ همان‌طور که در سطر هفتم جدول فوق نشان داده شده است اگر کشش‌ها همزمان ۵ درصد افزایش یا کاهش یابد، تغییری در تأثیر افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر متغیر رشد اقتصادی نیز ایجاد نخواهد شد؛ در نهایت سطر هشتم جدول بیان‌گر آن است که با فرض مقادیر پایهٔ کشش‌های سه‌گانه، افزایش ۵ درصدی نرخ مالیات بر حقوق، موجب افزایش درآمد دولت به اندازه ۳/۵۴ درصد می‌شود. حال اگر مقدار کشش‌ها ۵ درصد افزایش یابد، اجرای سناریو اول منجر به افزایش ۳/۵۵ درصدیِ درآمد دولت می‌شود. با کاهش ۵ درصدیِ کشش‌ها، اجرای سناریو اول افزایش ۳/۵۳ درصدیِ درآمد دولت را در پی دارد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، حداکثر نوسان ایجاد شده در نتایج تحقیق ناشی از نوسان همزمان ۵ درصدیِ کشش‌ها، ۰/۲۸ درصد است که مربوط به تأثیر اجرای سیاست مالیاتی بر متغیر درآمد دولت است که حتی کمتر از نیم درصد می‌باشد. همچنین در نتیجه اجرای سیاست مالیاتی بر متغیر رشد اقتصادی، تغییری ایجاد نمی‌شود. نوسان ایجاد شده در نتیجه سایر متغیرها، صفر درصد است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود نتایج مدل نسبت به انتخاب کشش‌ها حساسیت چندانی ندارد و تفاوت‌های به دست آمده قابل ملاحظه نیستند. بنابراین نتایج تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که مدل دقت بالایی داشته و می‌توان با اطمینان به نتایج حاصل از افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر رشد اقتصادی و سایر متغیرهای مورد بررسی در قالب مدل تحقیق اعتماد نمود.

## ۶- بحث و نتیجه‌گیری

طی سالیان اخیر درآمدهای مالیاتی نقش مهمی در تامین منابع بودجه دولت داشته است و سهم آن از درآمدهای دولت، سیر صعودی داشته است. یکی از منابع مهم مالیاتی، مالیات بر حقوق است. طی سال‌های اخیر نزدیک ۲۰ درصد از مجموع درآمدهای مالیاتی دولت، از مالیات بر حقوق بوده است. بنابراین یکی از راه‌هایی که دولت می‌تواند برتری درآمدهای مالیاتی بر درآمدهای نفتی را تثبیت کند، مالیات بر حقوق است. از این رو، ضرورت بررسی آثار این نوع مالیات بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور وجود دارد. یکی از مهم‌ترین این متغیرها، رشد اقتصادی است. دستیابی به تولید بیشتر و رشد اقصادی بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. در ایران نیز رشد اقتصادی همواره مورد توجه دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است، طوری که در هر برنامه توسعه، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه کشور، رشد اقتصادی عنوان شده است. از این رو، در این مقاله تلاش شد تا با شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، اثرات اقتصادی اصلاح نرخ مالیات بر حقوق در ایران مورد بررسی قرار گیرد. بر همین اساس، معادلات مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) برای اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) تهیه شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس، در فضای نرم‌افزار GAMS کدنویسی و تخمین زده شد و اثرات افزایش نرخ مالیات بر حقوق بر اقتصاد ایران در قالب سه سناریو شامل: افزایش ۵٪، ۱۰٪ و ۱۵٪ نرخ مالیات بر حقوق مورد بررسی قرار گرفت.

اجرای هر سیاست اقتصادی آثار متفاوتی در پی دارد. در حوزه اقتصاد که بازیگران اصلی آن عوامل انسانی هستند و نحوه رفتارشان از قبل قابل پیش‌بینی دقیق نیست و لزوما بر اساس آن‌چه که در چارچوب نظری انتظار می‌رود رفتار نمی‌کنند، برای یک سیاست‌گذار رسیدن به تمامی اهداف مورد نظر کاری دشوار و بعضا غیر ممکن است. همچنین رابطه بین عوامل مختلف اقتصادی شامل خانوارها، عوامل تولید، سرمایه‌گذاران، تولیدکنندگان و سایر کارگزاران اقتصادی پیچیده است و لزوما با آن‌چه که مد نظر سیاست‌گذار است انطباق کامل نمی‌یابد. در کنار این‌ها شرایط فرهنگی، اجتماعی، سیاسی، تکنولوژیکی و در مجموع ساختار یک اقتصاد نیز پیچیدگی‌های خاص خود را دارد. در چنین فضایی، برای قضاوت درباره موفقیت اجرای یک سیاست اقتصادی، «دستیابی به تمامی اهداف سیاستی بی‌کم و کاست»، نمی‌تواند معیاری منطقی باشد. در چنین شرایطی برای ارزیابی موفقیت یا شکست یک سیاست اقتصادی باید مجموع اثرات و پیامدها را در کنار یکدیگر

دید و به ارزیابی آن پرداخت. اگر در مجموع، اثرات مثبت اقتصادی که مطلوب سیاست‌گذار بوده است از اثرات منفی آن بیشتر باشد می‌توان اجرای آن سیاست را موفقیت‌آمیز تلقی نمود، زیرا هیچ سیاست اقتصادی که بتواند در فضای جامعه انسانی بی‌کم و کاست به اهداف خود دست یابد و هیچ‌گونه اثرات نامطلوبی در بر نداشته باشد وجود ندارد. سیاست افزایش نرخ مالیات بر حقوق نیز از این امر مستثنی نیست. با توجه به آن‌چه که در نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مدل تحقیق گفته شد، مالیات بر حقوق آثار مختلفی بر اقتصاد ایران دارد که برخی از آن‌ها مطلوب سیاست‌گذار نیز نیست. بررسی نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مختلف نشان داد که: در مجموع، افزایش نرخ مالیات بر حقوق موجب افزایش دستمزد، کاهش نامحسوس اشتغال و رشد اقتصادی خواهد شد. از سوی دیگر، اثرات مثبت اقتصادی اجرای سیاست مالیاتی مذکور، افزایش درآمدهای مالیاتی و افزایش درآمد دولت خواهد بود. با توجه به آن‌چه که به عنوان اهداف افزایش مالیات بر حقوق بیان گردید، مهم‌ترین هدف دولت از اجرای این سیاست مالیاتی، افزایش درآمدهای دولت می‌باشد. همان‌طور که اجرای سناریوهای تحقیق نشان داد، افزایش نرخ مالیات بر حقوق، به طور قابل توجهی منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی و درآمد دولت می‌گردد. بنابراین اگر سایر متغیرها در نظر گرفته نشود یا نقش آن کمرنگ دیده شود، باید گفت که دولت به مهم‌ترین هدف خود از اجرای این سیاست دست می‌یابد. از سوی دیگر، از دیگر پیامدهای مهم اجرای این سیاست افزایش دستمزد می‌باشد. افزایش دستمزد به معنی افزایش هزینه تولید است که خود موجبات افزایش تورم ناشی از فشار هزینه را به اقتصاد تحمیل می‌نماید و همچنین کاهش تولید ناخالص داخلی را به دنبال خواهد داشت. کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع کاهش رشد اقتصادی و کاهش اشتغال، اثراتی است که مطلوب دولت نیست، هر چند که میزان کاهش آن‌قدر ناچیز هست که با توجه به بالا بودن میزان افزایش در درآمد دولت، قابلیت چشم‌پوشی دارد. وقتی نتایج حاصل از اجرای سناریوها بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در کنار یکدیگر قرار می‌گیرد، ملاحظه می‌شود که دولت به مهم‌ترین اهداف خود از افزایش نرخ مالیات بر حقوق دست یافته است، و در مجموع اثرات مثبت اجرای سیاست اقتصادی از اثرات منفی آن بیشتر بوده است. با توجه به اهداف سیاست‌گذاران از افزایش نرخ مالیات بر حقوق که مهم‌ترین آن افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و رهایی از اقتصاد نفتی می‌باشد، و با توجه به سنگین‌تر بودن وزنه اثرات مثبت به اثرات منفی از لحاظ اهمیت متغیرها و درصد تغییرات آن، این نتیجه حاصل می‌گردد که

در صورت مدیریت صحیح درآمدهای افزایش یافته حاصل از افزایش نرخ مالیات بر حقوق، اجرای این سیاست در مجموع می‌تواند برای اقتصاد ایران مفید باشد. با این حال، اگر شرایط اقتصادی طوری باشد که وضعیت رشد اقتصادی وخیم و حساس باشد و حتی کوچک‌ترین کاهش رشد اقتصادی برای کشور مضر باشد، و از طرفی دولت با کمبود درآمدهای مالیاتی مواجه نباشد، در چنین شرایطی بهتر آن است که سیاست افزایش نرخ مالیات بر حقوق اجرا نشود. چون کاهش رشد اقتصادی، حتی در حد ناچیز آن، اثرات به مراتب مخرب‌تری نسبت به عدم افزایش درآمدهای مالیاتی دارد. بنابراین پیشنهاد سیاستی در خصوص افزایش یا عدم افزایش نرخ مالیات بر حقوق، بستگی به شرایط اقتصاد کلان کشور دارد. در شرایط حاضر اقتصاد ایران، با توجه به منفی بودن رشد اقتصادی طی چند سال اخیر از یک سو، و تحقق صد درصدی درآمدهای مالیاتی و حتی فراتر از میزان پیش‌بینی از سوی دیگر، به نظر می‌رسد بهتر است دولت فعلا اجرای سیاست افزایش نرخ مالیات بر حقوق را به تعویق اندازد تا اقتصاد بتواند از لحاظ تولید خود را بازیابد و به رشد اقتصادی مثبت و مستمر برسد.

## References


Akbari Moghadam, B. (2009). *Computable General Equilibrium (a Standard Form)*, 2th Edition, Qazvin, Scientific Publishing Center of Islamic Azad University of Qazvin Branch.

Ansari Samani, H. & Alizadeh, N. (2019). "Economic Freedom and Growth: Comparison of Middle Eastern and European Union Countries". Journal of Economic Development Policy **7**(1): 181-207.

Arisoy, I. & Unlukaplan, I. (2010). "Tax Composition and Growth in Turkey: An Empirical Analysis". International Research Journal of Finance and Economics **5**(59): 50-61.

Bahauddin, B. (2005). "Assessing and Calculating the Potential Capacity of Payroll Tax in Fars Province". Economic Journal **5**(48/47): 19-45.

Banoei, A. A. Valizadeh, A. Sadeghi, N. Mastaali Parsa, M. & Mousavi Nik, H. (2015). *Updating the Iput-output Table, Social Accounting Matrix and Designing the CGE Model and Their Applications in Socio-economic Policy: 17. Statistical Bases of the Social Accounting Matrix in 2011*, Tehran, Research Center of the Islamic Consultative Parliament, Office of Economic Studies.

Barzegari, M. & Abdi, M. (2019). *How to Calculate Salary Tax*, Tehran, Kiomars Publication.

Bennmarker, H. Mellander, E. & Öckert, B. (2009). "Do Regional Payroll Tax Reductions Boost Employment?". Labour Economics **16**: 480- 489.

Benzarti, Y. & Harju, J. (2021). "Can Payroll Tax Cuts Help Firms During Recessions?". Journal of Public Economics **200**: 10-44.

Berfisher, M. (2013). *Introduction to Computable General Equilibrium Models*, Bazazan, F. & Soleimani Movahed, M. First Edition, Tehran, Ney Publication.

Berthold, N. Fehn, R. & Thode, E. (2002). "Falling Labor Share and Rising Unemployment: Long–Run Consequences of Institutional Shocks?". German Economic Review **3**(4): 431- 459.

Bracha, A. & Cooper, D. (2014). "Asymmetric Responses to Income Changes: The Payroll Tax Increase versus Tax Refund in 2013". Economics Letters **124**: 534- 538.

Chéron, A. Hairault, J. O. & Langot, F. (2008). "A Quantitative Evaluation of Payroll Tax Subsidies for Low-wage Workers: An Equilibrium Search Approach". Journal of Public Economics **92**: 817- 843.

Cruces, G. Galiani, S. & Kidyba, S. (2010). "Payroll Taxes, Wages and Employment: Identification through Policy Changes". Labour Economics **17**: 743-749.

Dadgar, Y. & Ghaffari, A. (2008). "Study of the Effect of Payroll Tax on Income Distribution in Iran". Journal of Economic Research **8**(3): 73-97.

Dadgar, Y. (2018). *Public Sector Economics*, 4th Edition, Qom, Mofid University Press.

Egebark, J. & Kaunitz, N. (2018). "Payroll Taxes and Youth Labor Demand". Labour Economics **55**: 163-177.

Ekbatan, M. (2006). "Salary Tax Exemption, the Basis of the Tax Threshold". Journal of Tax Research **41**: 24-27.

Farahmandi, A. (2014). "Statistics and Statistics/ Salary Tax". Reading Monthly **12**(80): 27.

Faramarzi, A. Dashtban Farooji, M. Hakimipour, N. Alipour, S. & Jabbari, A. (2015). "Study of the Relationship between Taxation and Economic Growth, A Case Study of Iran and OPEC Member Countries and the Organization of Economic Cooperation (OPEC) and (OECD)". Journal of Economic Sciences **9**(32): 103-122.

Fattahi, M. Hassan Shahi, H. & Kazemi Jafarloo, S. (2020). "Review of the Payroll System". Proceedings of the 5th International Conference on Management, Accounting, Economics and Social Sciences, Hamedan, 1-17.

Iranian National Tax Administration (2016). *Direct Taxes Law*, First Edition, Tehran, Fadak Statistics Publication.

Jafari Samimi, A. (1997). "Analyzing the General Equilibrium of Taxe on Wages and Salaries: Expanding the Harberger Model". Economic Research **40**: 44-53.

Jafari Samimi, A. (2013). *Public Sector Economics*, 13th Edition, Tehran, Samat Publication.

Kesselman, J. R. (1996). "Payroll Taxes Around the World: Concepts and Practice". Canadian Tax Journal **44**(1): 68- 81.

Lee, Y. & Gordon, R. (2005). "Tax Structure and Economic Growth". Journal of Public Economics **89**(5-6):1027-1043.

Li, L. Liu, K. Z. Niea, Z. & Xi, T. (2021). "Evading by any Means? VAT Enforcement and Payroll Tax Evasion in China". Journal of Economic Behavior & Organization **185**: 770- 784.

Lofgren, H. Harris, R. L. & Robinson, Sh. (2002). *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS*, Washington D.C.: International Food Policy Research Institute.

Long, K. (2020). "Effort and Wages: Evidence from the Payroll Tax". Canadian Economics Association **53**(1): 108-139.

Manzour, D. & Haghighi, I. (2016). *Computable General Equilibrium Model and Its Application in Energy Policy Analysis*, First Edition, Tehran, Institute for Management and Planning studies Publication.

Myles, G. (2009). "Economic Growth and the Role of Taxation Theory". OECD Economics Department Working Papers No. 713, Paris: OECD Publishing.

Naderan, E. & Fooladi, M. (2005). "Presenting a General Equilibrium Model to Examine the Effects of Government Expenditure on Production, Employment, and Household Income". Journal of Economic Research **5**(4): 45-80.

OECD (2021). *Tax on Payroll (Indicator)*, doi: 10.1787/2787e067-en (Accessed on 18 March 2021).

Ostadi, H. (2016). "Important Factors of Iran Economic Growth by Considering the Effects of Increased Energy Prices". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **6**(24): 133-144.

Pajouyan, J. (2010). *Public Sector Economics (Taxes)*, First Edition, Tehran, Jangal Publication.

Praise, M. & Samiei, N. (2017). "The Effect of Financial and Monetary Shocks on the Performance of the Iranian Tax System in order to Determine the Optimal Rates of Consumption Tax and Payroll Tax (General Equilibrium Approach Using Genetic Algorithm)". Quarterly Journal of Tax Research **25**(84): 177-209.

Saez, E. Schoefer, B. & Seim, D. (2019). "Payroll Taxes, Firm Behavior, and Rent Sharing: Evidence from a Young Workers' Tax Cut in Sweden". American Economic Review **109**(5): 1717-1763.

Sajadifar, S. H .(2012). "The Effects of Labor Wage Tax Reform on the Iran Economy: A Computable General Equilibrium Model Approach". African Journal of Business Management **6**(25): 7459-7468.

Sarzaim, A. (2018). *Economics for All*, 8th Edition, Tehran, Termeh Publication.

Silva, W. B. Paes, N. L. & Ospina, R. (2015). "The Replacement of Payroll Tax by a Tax on Revenues: A Study Ofsectorial Impacts on the Brazilian Economy". EconomiA **16**: 46-59.

Simkovic, M. (2015) "The Knowledge Tax". The University of Chicago Law Review **82**(4):1981-204.

Tayebi, K. & Mesri Nejad, S. (2006). "Methodology of Computable General Equilibrium Model (CGE) Theory and Application". Quarterly Journal of Quantitative Studies **3**(1): 103-132.

Todeshki Bagheri, M. & Bagheri, M. (2012). "Analysis of Payroll Tax in Islamic Values". Proceedings of the Conference on Islamic Taxes (Prerequisites and Financial Requirements of the Islamic State), Tarbiat Modares University, 1-19.

## پیوست‌ها

**پیوست ۱: معرفی متغیرها و ضرایب معادلات مدل تحقیق**

| مجموعه‌ها | | پارامترها | |
|---|---|---|---|
| $\alpha \in A$ | مجموعه فعالیت‌ها | $shii_{i,i'}$ | سهم درآمد خالص نهاد $i$ که به نهاد $i'$ به صورت پرداخت انتقالی داده می‌شود. |
| $c \in C$ | مجموعه کالاها | $ta_a$ | نرخ مالیات بر فعالیت |
| $c \in CD$ | کالاهای تولید داخل عرضه شده در داخل | $te_c$ | نرخ مالیات بر صادرات |
| $c \in CDN$ | کالاهای غیر تولید داخل | $tf_f$ | نرخ مالیات بر درآمد عامل تولید نوع $f$ |
| $c \in CE$ | کالاهای صادراتی | $tm_c$ | نرخ مالیات بر واردات |
| $c \in CEN$ | کالاهای غیر صادراتی | $tq_c$ | نرخ مالیات بر فروش |
| $c \in CM$ | کالاهای وارداتی | $tv_a$ | نرخ مالیات بر حقوق |
| $c \in CMN$ | کالاهای غیر وارداتی | **حروف یونانی** | |
| $c \in CX$ | کالاهای تولید داخل (عرضه شده در داخل و خارج) | $\alpha_a^{QA}$ | پارامتر کارایی یا مقیاس در تابع تولید فعالیت |
| $f \in F$ | مجموعه عوامل تولید | $B_a^{QVA}$ | پارامتر کارایی یا مقیاس در تابع ارزش افزوده |
| $i \in INS$ | مجموعه نهادها (نهادهای داخلی و جهان خارج) | $\alpha_c^{QX}$ | پارامتر انتقال در تابع کل عرضه محصولات داخلی |
| $i \in INSD$ | نهادهای داخلی (زیرمجموعه نهادها) | $\alpha_c^{q}$ | پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون |
| $i \in INSDNG$ | نهادهای داخلی غیر دولتی (زیرمجموعه نهادهای داخلی) | $\alpha_c^{t}$ | پارامتر انتقال در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات |
| $h \in H$ | مجموعه خانوارها (زیرمجموعه نهادهای داخلی غیر دولتی) | $\beta_{c,h}^{m}$ | میل نهایی به مصرف از مخارج مصرفی مازاد بر سطح حداقل معاش برای کالای بازاری c در خانوار نوع $h$ |
| $cwts_c$ | وزن کالای c در شاخص قیمت مصرف‌کننده CPI | $\delta_a^{QA}$ | پارامتر سهم در تابع تولید فعالیت |
| $dwts_c$ | وزن کالای c در شاخص قیمت تولیدکننده DPI | $\delta_{a,c}^{QX}$ | پارامتر سهم در تابع کل عرضه محصولات داخلی |
| $ica_{ca}$ | مقدار کالای c به عنوان نهاده واسطه‌ای به کار رفته در فعالیت $a$ | $\delta_c^{q}$ | پارامتر سهم در تابع آرمینگتون |
| $pwe_e$ | قیمت جهانی صادرات (بر حسب پول خارجی) | $\delta_c^{t}$ | پارامتر سهم در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات |
| $pwm_c$ | قیمت جهانی واردات (بر حسب پول خارجی) | $\beta_a^{QVA}$ | پارامتر سهم در تابع ارزش افزوده |
| $qdst_c$ | تغییر در موجودی انبار کالای c | $\gamma_{c,h}^{m}$ | مصرف حداقل معاش کالای c برای خانوار نوع $h$ |
| $\overline{qg}_c$ | تقاضای مصرفی دولت در سال پایه | $\gamma_{c,h}^{m}$ | مصرف حداقل معاش کالای c برای خانوار نوع $h$ |
| $\overline{qinv}_c$ | میزان تقاضای سرمایه‌گذاری برای کالای c در سال پایه | $\theta_{a,c}$ | محصول c تولید شده از هر واحد فعالیت $a$ |
| $shif_{i,f}$ | سهم نهاد داخلی i از عامل تولید $f$ | $\rho_a^{QA}$ | کشش در تابع تولید کل |

**ادامه پیوست ۱: معرفی متغیرها و ضرایب معادلات مدل تحقیق**

| حروف یونانی | | $PQ_c$ | قیمت کالای مرکب |
|---|---|---|---|
| $\rho_a^{QA}$ | کشش در تابع تولید کل | $PQVA_a$ | قیمت ارزش افزوده (درآمد عامل تولید بر حسب هر واحد فعالیت) |
| $\sigma_a^{QVA}$ | کشش جانشینی در تابع تولید ارزش افزوده | $PX_c$ | قیمت کل تولیدکننده برای کالای c |
| $\rho_c^{QX}$ | کشش در تابع کل عرضه محصولات داخلی | $PXAC_{a,c}$ | قیمت تولیدکننده برای کالای c تولید شده در فعالیت $a$ |
| $\rho_c^{q}$ | پارامتر کشش در تابع آرمینگتون | $QA_a$ | سطح تولید فعالیت |
| $\rho_c^{t}$ | پارامتر کشش در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات | $QD_c$ | میزان کالای c تولید و فروخته شده در داخل |
| **متغیرهای برون‌زا** | | $QE_c$ | میزان کالای c صادراتی |
| $\overline{DPI}$ | شاخص قیمت تولیدکننده | $QF_{f,a}$ | عامل تولید (شامل نیروی کار و سرمایه) تقاضا شده در فعالیت $a$ |
| $\overline{FSAV}$ | پس انداز خارجی | $QG_c$ | تقاضای مصرفی دولت برای کالای c |
| $\overline{GADJ}$ | عامل تعدیل مصرف دولت | $QH_{c,h}$ | میزان مصرف کالای c از خانوار نوعی h |
| $\overline{IADJ}$ | عامل تعدیل سرمایه‌گذاری | $QINTA_a$ | مقدار کل کالای مرکبِ نهاده‌های واسطه‌ای |
| $\overline{QFS}_f$ | مقدار عرضه عوامل تولید | $QINT_{c,a}$ | مقدار کالای c مصرف شده به عنوان نهاده واسطه‌ای در فعالیت $a$ |
| $\overline{WFDIST}_{f,a}$ | عامل تفاوت قیمت از قیمت متوسط برای عامل تولید f در فعالیت $a$ | $QINV_c$ | میزان تقاضای سرمایه‌گذاری برای کالای c |
| **متغیرهای درون‌زا** | | $QM_c$ | میزان کالای c وارداتی |
| $CPI$ | شاخص قیمت مصرف‌کننده | $QQ_c$ | مقدار کالاهای عرضه شده به بازار داخل (کالای مرکب آرمینگتون) |
| $EG$ | مخارج دولت | $QVA_a$ | مقدار کالای مرکب ارزش افزوده |
| $EH_h$ | مخارج مصرفی خانوار | $QX_c$ | میزان کل تولید داخلی کالای بازاری c |
| $EXR$ | نرخ ارز (پول خارجی بر حسب پول داخلی) | $QXAC_{a,c}$ | میزان کل تولید بازاری کالای c در فعالیت $a$ |
| $GSAV$ | پس‌انداز دولت | $TABS$ | جذب کل |
| $MPS_i$ | میل نهایی به پس انداز نهادهای داخلی غیر دولتی | $TINS_{i'}$ | مالیات مستقیم بر درآمد نهاد $i$ (نهاد داخلی غیر دولتی) |
| $PA_a$ | قیمت فعالیت (درآمد ناخالص هر فعالیت) | $TRII_{i,i'}$ | پرداخت انتقالی از نهاد $i$ به نهاد $i'$ |
| $PDD_c$ | قیمت تقاضای کالای داخلی عرضه شده به بازار داخل | $WF_f$ | قیمت متوسط عامل تولید f |
| $PDS_c$ | قیمت عرضه کالای داخلی عرضه شده به بازار داخل | $YF_f$ | درآمد عامل تولید f |
| $PE_c$ | قیمت کالای صادراتی c (بر حسب پول داخلی) | $YG$ | درآمد دولت |
| $PINT_a$ | قیمت نهاده واسطه‌ای تجمیع شده برای فعالیت $a$ | $YI_i$ | درآمد نهاد i (زیرمجموعه نهاد داخلی غیر دولتی) |
| $PM_c$ | قیمت واردات بر حسب واحد پول داخلی | $YIF_{i,f}$ | درآمد نهاد داخلی i از عامل تولید f |

**پیوست ۲: ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی SAM**

| | حساب تولید | حساب عوامل تولید | حساب نهادها | حساب انباشت | حساب دنیای خارج | جمع درآمدها |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **حساب تولید** | ماتریس مبادلات واسطه بین بخشی | | مصرف نهایی کالاها و خدمات توسط نهادها | تشکیل سرمایه ثابت | صادرات کالاها و خدمات | جمع درآمد تولیدکنندگان |
| **حساب عوامل تولید** | ماتریس ارزش افزوده | | | | درآمد عوامل تولید از دنیای خارج | جمع درآمد عومل تولید |
| **حساب نهادها** | | ماتریس تخصیص درآمد عوامل تولید به نهادها | انتقالات جاری و سرمایه‌ای بین نهادها | | درآمد نهادها از دنیای خارج | جمع درآمد نهادها |
| **حساب انباشت** | | | پس انداز نهادهای داخلی | | قرض کردن از دنیای خارج | جمع پس‌انداز نهادها یا پس‌انداز ملی |
| **حساب دنیای خارج** | واردات کالا و خدمات | پرداختی به عوامل تولید خارجی | پرداختی نهادها به دنیای خارج | قرض دادن به دنیای خارج یا تراز تجاری | | جمع درآمد دنیای خارج |
| **جمع هزینه‌ها** | جمع هزینه تولیدکنندگان | جمع هزینه عوامل تولید | جمع هزینه نهادها | جمع هزینه سرمایه‌گذاری | جمع هزینه دنیای خارج | |

**Original Research Article**

# Investigating the impact of payroll tax on the economic growth of Iran

**Ahmad Chehreghani**[1]

**Habib Ansari Samani**[2*]

Received: 12-06-2021 Accepted: 24-08-2021

**Introduction:** Taxes are one of the main sources of the government revenue. An important source of taxation is payrolls. In recent years, payroll tax revenues have accounted for a large share of tax revenues. Thus, one way in which the government can establish the superiority of tax revenues over oil revenues is through payroll taxes. Increasing the payroll tax rate, as the tax policy discussed in this paper, will have effects on economic variables that need to be studied. Economic growth is an important macroeconomic variable that indicate the economic development index of a country. In Iran, economic growth has always been the focus of governments and economic policy makers. So, in any development program, an indicator of development is economic growth. Therefore, this research seeks to examine the effect of increasing the payroll tax rate on Iran's economic growth.

**Methodology:** In this study, the Computable General Equilibrium (CGE) method is used to investigate the economic effects of implementing the payroll tax. In CGE model, the application of each policy in the model occurs by changing the exogenous parameters. In CGE model, the source of data is usually a matrix called the Social Accounting Matrix (SAM). A social accounting matrix is a square matrix in which each account is located at the intersection of a row and a column. This matrix examines the numerical information of the economy comprehensively. Each currency represents the payment from the account on the column to the account on the row. The social accounting matrix shows the relationships between the main actors of each economy, including producers, factors of production, consumers, and institutions. There are also foreign actors in the form of classified accounts, including production account, factors of production account, institutions account, accumulation account (saving), and the account of the other world. The latest SAM of Iran is related to the year 2011, which was prepared by the Parliamentary Research Center. In this paper, it is used as a source of information. Based on above data, the model is calibrated to ensure the

1. Ph.D. of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

2. Assistant Professor of Economics, Yazd University

Email: ha.ansarisa@gmail.com

validity of the research. Then, the solution of the calibrated model is used as the basis equilibrium with which the results of the experimental test of the model are compared. Finally, the simulation of the policy of increasing the payroll tax rate is done in the research model, which includes several steps including the selection of the policy parameter in the model (payroll tax rate), determination of the initial value of the policy parameter, calibration of the initial values, change of the policy parameter in the model (applying scenarios of 5%, 10% and 15% increase in the payroll tax rate), reimplementation of the model, determination of the new amount of endogenous variables (including economic growth), and calculation of the percentage of changes in endogenous variables (analysis of the effects of higher payroll tax rates on economic growth). All the above operations are performed in the programming space of the GAMS software.

Results and Discussion: In the first step, by estimating the model and using SAM data, the parameters of the production and trade block of the research model, including substitution elasticity, share and transfer parameters in CES and CET functions, were obtained. In the next step, the simulation of research scenarios was done. It showed that increasing the payroll tax rate can reduce the supply of the factor of production and increase wages. Also, the effect of increasing the payroll tax rate on wages and employment is negative, but this effect is not significant. Increasing the payroll tax rate and reducing the level of employment reduce the gross domestic product (GDP) and the economic growth. Of course, like the change in the level of employment, the change in the economic growth is not as significant as the change in the payroll tax rate. Increasing the rate of payroll tax increases the government's tax revenues and, consequently, increases the total government revenue. So, by applying higher rates, the government revenue increases even more. The results of the sensitivity analysis showed that the research model is not very sensitive to different elasticities, and the differences are not significant. Therefore, the model is highly accurate, and one can rely on the results of the impacts of increasing the payroll tax rate on the economic growth and the other variables under the research model.

**Conclusion:** It is shown that increasing the payroll tax rate leads to increased wages and imperceptible reduction of the employment and economic growth. On the other hand, the positive economic effects of implementing this tax policy are an increase in tax revenues and government revenues. The policy makers' goal of increasing the payroll tax rate is mainly to increase government tax revenues and get rid of the oil economy. With regard to the heavier weight of the positive effects than the negative effects of the variables involved, it is concluded that the implementation of this policy as a whole can be beneficial for the Iranian economy if the increased revenues from the increase in the payroll tax rate are properly managed. The policy of whether or not to increase the payroll tax rate depends on the

macroeconomic conditions of the country. In the current situation of Iran's economy, given the negative economic growth in recent years, on the one hand, and the realization of 100% tax revenues and even above the forecast, on the other hand, it seems that the government should postpone the implementation of the increase in the wage tax rate, so that the economy can recover in terms of production and achieve positive and continuous growth.
**Keywords:** Payroll tax, Economic growth, Social Accounting Matrix (SAM), Computable General Equilibrium (CGE), Lofgren mode.
**JEL Classification:** H25, O47, E16, J21, J31, C68.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# تاثیر هزینه‌های رفاهی دولت بر ثبات سیاسی-اجتماعی (از مسیر توسعه انسانی): ایران و کشورهای منتخب

**یداله دادگر**[۱]
**حمید اسکندری**[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۱

## چکیده

ثبات سیاسی-اجتماعی به عنوان یکی از مولفه‌های مهم حکمرانی خوب است که از یک سو همراه با آموزش و سلامت بالا در جامعه (نماد توسعه انسانی) بوده و از سوی دیگر زمینه ساز محیطی آرام برای پیشرفت اقتصادی است. زیرا این متغیر شرایطی را در بر می‌گیرد که در آن قانون حاکم بوده امنیت، آزادی و آرامش کافی وجود دارد. از آن‌جا که ثبات سیاسی- اجتماعی را نمی‌توان از هم جدا کرد، این دو در این مقاله به جای هم بکار برده می‌شوند. کشورهایی که از ثبات سیاسی بالاتری برخوردارند در پیشرفت اقتصادی نیز موفق‌ترند. دولت‌ها می‌توانند ترکیب مخارج خود را برای بهبود توسعه انسانی هدف‌گذاری کنند. این اثر به دنبال بررسی عوامل ثبات سیاسی از منظر توسعه انسانی برای ۳۴ کشور توسعه‌یافته و ۱۷ کشور عضو منا (شامل ایران) برای دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰ است. از این رو با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان تاثیر هزینه‌های دولت در بخش آموزش و بهداشت و تاثیر سایر عوامل موثر بر ثبات سیاسی را برای کشورهای مورد نظر ارزیابی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های دولت در آموزش و بهداشت (از کانال توسعه انسانی) بر ثبات سیاسی کشورها اثر مستقیم دارد. همچنین متغیرهای تورم، بیکاری و نابرابری درآمدی، رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار با ثبات سیاسی دارند (در عین حال یک یافته ضمنی این نوشته اثبات ادعای تئوری جدید اقتصاد بخش عمومی در برتری نقش آموزش و سلامت در ایجاد ثبات سیاسی نسبت به نقش قدرت نظامی درتئوری سنتی است).

**واژگان کلیدی:** هزینه‌های دولت، توسعه انسانی، ثبات سیاسی- اجتماعی، نابرابری درآمدی، دموکراسی.

**Keywords:** Government Expenditure, Human Development, Politico-Social Stability, Income Inequality, Democracy.
**JEL Classification:** H53, I83, O15.

[۱]. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) y_dadgar@sbu.ac.ir
[۲]. کارشناس ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه بهشتی hamideskandari77@gmail.com

**۱- مقدمه**

بدنبال تحول نقش دولت در اقتصاد، در دهه ۱۹۹۰ بحث دولت خوب مطرح شد. داگلاس نورث (۱۹۹۱) دولت خوب را حمایت‌کننده پیشرفت و پایداری اقتصادی می‌داند. بانک جهانی نقش دولت در جهان در حال تحول را به مفهوم حکمرانی خوب مربوط کرده که عاملی برای پایداری و ثبات به شمار می‌رود. به عبارت دیگر یک اقدام دولت خوب ایجاد ثبات سیاسی و پایداری اقتصادی است. کمترین هزینه بی‌ثباتی، فرار سرمایه مالی و انسانی و عدم جذب سرمایه‌های خارجی است. ثبات سیاسی منجر به بهبود عملکرد اقتصادی و بهبود رفاه گردیده و آن‌ها منجر به کاهش تنش‌های اجتماعی و ایجاد فرصت‌های برابر می‌شوند (لارسون[1]، ۲۰۱۹، جراس[2]، ۲۰۲۰ و مک نی[3]، ۲۰۲۱). این موضوع در عین حال روشنگر یک تفاوت اساسی بین تئوری‌های جدید و قدیم دولت است. در تئوری سنتی دولت، این قدرت نظامی است که ثبات آور است ولی توسعه انسانی و رضایت اکثریت، عامل کلیدی ثبات در تئوری‌های جدید است (نورت هاوس[4]، ۲۰۲۱). از زمانی که انسان محور توسعه قرار گرفت، افزایش سرمایه انسانی مورد توجه واقع شد و دولت‌ها برآن شدند تا با حمایت از سرمایه انسانی بهره‌وری را افزایش دهند. از این رو هزینه‌های دولت در بخش‌های آموزش و بهداشت مورد توجه بیشتری قرار گرفت. تا دهه ۱۹۵۰ بیشتر بر انباشت سرمایه فیزیکی تاکید می‌شد و از دهه ۱۹۷۰ این آگاهی ایجاد شد که برای پیشرفت تنها توجه به سرمایه فیزیکی کافی نیست و شکل‌گیری سرمایهٔ انسانی هم ضرورت دارد (کمیجانی و سلاطین، ۲۰۱۰، دادگر و نظری، ۲۰۱۱). در این راستا سرمایه‌گذاری بر روی نیروی انسانی مورد توجه ویژه اقتصاددانان قرار گرفت. ابعاد نظری این موضوع را می‌توان به افزایش ذخیره دانش و سلامت مربوط دانست که افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی را در پی دارد (خانزادی و همکاران، ۲۰۰۷). بر اساس یافته‌های لوکاس (۱۹۹۸ و ۲۰۱۵)، توسعه انسانی موتور پیشرفت اقتصادی بوده که با خلاقیت همراه است. عوامل متعددی بر توسعه انسانی تاثیرگذار هستند که یکی ترکیب مخارج دولت و دیگری کیفیت نهادی است. به زبان دیگر صرف مخارج بیشتر دولت در بخش آموزش و بهداشت باعث بهبود توسعه انسانی نشده دستیابی به آن مستلزم فراهم آوردن محیط نهادی و ثبات سیاسی می‌باشد. در مقابل بی‌ثباتی بر پیشرفت اقتصادی تاثیر منفی دارد. لیپست[5] (۱۹۵۹) ادعا

[1]. Larson (2019)
[2]. Jerath (2020)
[3]. Mcnay (2021)
[4]. Northouse (2021)
[5]. Lipset (1959)

می‌کند که سطح بالای توسعه انسانی باعث افزایش ثبات سیاسی می‌شود که رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. رشد پایدار اقتصادی نیازمند یک محیط سیاسی با ثبات است و نبود امنیت اقتصادی، نابرابری، تورم و ... زمینه ایجاد بی‌ثباتی سیاسی را فراهم می‌کند. بی‌ثباتی سیاسی موجب کاهش ارزش مورد انتظار بازده سرمایه و تضعیف انگیزه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌گردد. این پژوهش به دنبال بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و هزینه‌های دولت در توسعه انسانی در کشورهای منتخب و ایران است. یک دلیل این انتخاب، الگوگیری کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته از وضعیت قابل قبول کشورهای توسعه‌یافته در زمینه ثبات سیاسی است. دلیل دیگر بررسی جایگاه ایران در منطقه منا است تا سیاست‌گذاران بتوانند از تجربه کشورهای موفق و رقیب ایران برای پیشرفت اقتصادی کشور استفاده کنند. بیشتر مطالعات به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. این پژوهش به بررسی ثاثیر هزینه‌های دولت در توسعه‌ی انسانی در ایجاد و بهبود ثبات سیاسی می‌پردازد. از هزینه‌های رفاهی دولت در بخش آموزش و بهداشت به عنوان نماینده‌ای از سرمایه‌گذاری در بهبود توسعه‌ی انسانی و ایجاد ثبات سیاسی استفاده شده است. در ادامه به مبانی نظری، مطالعات انجام شده، متدلوژی پژوهش و تحلیل نتایج اشاره می‌شود.

## ۲- ادبیات و مبانی نظری

ثبات سیاسی (محور بررسی این مقاله) دست کم از دهه ۱۹۹۰ به بعد به صورت وسیعی با مطالعات حکمرانی و اقتصاد سیاسی پیوند یافته است. این خود نشان از ارتباط و اثرگذاری متقابل اقتصاد و سایر علوم اجتماعی است که در رویکرد سنتی (ارتدکس و نئوکلاسیک) جدا تصور می‌شد. این در حالی است که از منظر پدران علم اقتصاد چون آدام اسمیت، اقتصاد سیاسی ضمن در برداشتن علم اقتصاد، شاخه‌ای از دانش رهبری سیاسی است. برای جان استوارت میل اقتصاد سیاسی علمی است که به یک ملت، روش ثروتمند شدن را می‌آموزد. اما از نظر اقتصاددانان رویکرد ارتدکس سنتی (از مکتب شیکاگو و مانند آن‌ها)، اقتصاد سیاسی تنها بر فردگرایی روش‌شناختی استوار است که تحلیل اقتصادی را مستقل از سایر علوم اجتمایی و نهادی پیش می‌برد (اریکسون[1]، ۲۰۱۱، الینگ هم[2]، ۲۰۲۱). رویکردهای نهادگرایی، کینزی و اقتصاد رفتاری، اقتصاد سیاسی را بیشتر برداشتی اقتصادی از رفتار انسان می‌دانند. دست کم در پایان قرن بیستم، اقتصاد سیاسی از نظر رویکرد سنتی نئوکلاسیک فرد محور و فرض محور به حساب می‌آمد ولی اقتصاد سیاسی برای

[1]. Erikson (2011)
[2]. Eling hem (2021)

رویکردهای رقیب آن به معنی بکارگیری یک نظریه اقتصادی خاص برای رفتار اقتصادی- اجتماعی بود. از نظر دانشمندان علوم سیاسی، اقتصاد سیاسی به تعامل امور سیاسی و اقتصادی مربوط است. اقتصاد سیاسی، در ادامه قرن ۲۱ تقریبا به عنوان قدرتمندترین دستگاه تجزیه و تحلیل اقتصادی و عناصر کلیدی سیاسی- اجتماعی و حقوقی مرتبط با آن درآمده که هم با موضوع ثبات و یا بی‌ثباتی اقتصادی همراه است و هم تعامل قدرت و ثروت بین مردمان و حاکمان را پوشش می‌دهد. اهمیت ثبات سیاسی در این مقاله در پیوند عناصر اجتماعی، سیاسی و حقوقی با اقتصاد نشان داده می‌شود. زیرا نخست اقتصاد بارزترین عنصر نقش‌ساز در زندگی است. دوم سیاست می‌تواند به صورت مثبت وسیله‌ای برای حفظ نظم اجتماعی و تحقق آزادی و دمکراسی بوده و بطور منفی ابزاری برای سیطره گروهی کوچک بر کل جامعه باشد. پیوند نهادهای سیاسی (مانند دمکراسی، آزادی قلم و بیان، آزادی اعتصاب و اعتراض، حق تشکیل احزاب و ...) با سیاست‌های اقتصادی و تأثیر آن نهادها بر این سیاست‌ها از دیگر ارتباطات معنی‌دار سیاست و اقتصاد می‌باشد. فرهنگ و فضای سیاسی تاثیر قابل توجهی بر خط مشی‌های اقتصادی دولت‌ها خواهد داشت (هلکو[1]، ۱۹۸۱، دادگر، ۲۰۱۹، سنگوپتا[2]، ۲۰۰۴، پرزیلا و لمبرت[3]، ۲۰۰۸). به دلیل همین ارتباط است که عدم رعایت قواعد بازی بین‌المللی از سوی حاکمان یک کشور بر اقتصاد آن کشور با اثر منفی همراه است. رعایت قواعد بین‌المللی از سوی یک دولت روی استقراض، سرمایه‌گذاری، تجارت، رفتار سازمان‌های بین‌المللی و کارکرد شرکت‌های چندملیتی موثر است. هسته اصلی نظریه اقتصاد سیاسی و حکمرانی از یک سو مبتنی بر نتایج سیاسی حاصل از تنش بین آنانی است که کنترل حکومت و قدرت را در اختیار دارند. از سوی دیگر استوار بر شهروندانی است که می‌خواهند قدرت بالقوه حکومت را محدود یا آن را پاسخ‌گو کنند. درآمد اقتصادی هم یک هسته اصلی این تنش است، زیرا درآمد منبع استراتژیک هم برای فعالیت حاکمان و هم مردمان است. از این رو اگر بازیگران اجتماعی از میان شهروندان توانایی کنترل کردن حاکمان برای دسترسی به این درآمد را داشته باشند، آن‌ها در آن صورت قدرت متقابل خواهند داشت. همچنین چون حاکمان برای تامین هزینه‌های عمومی به مالیات ستانی متکی هستند، وابستگی به مالیات ستانی سبب ایجاد حساسیت برای حاکمان دولتی نسبت به مالیات دهندگان و برعکس می‌شود. از این رو گفته می‌شود که اتکاء حکومت به مالیات شهروندان می‌تواند مانع استبداد شود. در نظریه

[1]. Helco (1981)
[2]. Sengupta (2004)
[3]. Priscilla & Lambert (2008)

حکمرانی چند محور مطرح است که ارتباط ویژه‌ای با ثبات و بی‌ثباتی دارند. یکی پاسخ‌گویی حکومت به شهروندان، دوم مسئولیت دولت نسبت به شهروندان است که دموکراسی و انتخابات از مهم‌ترین ساز و کارها در این رابطه هستند. مقامات باید در مورد شیوه‌های به کارگیری قدرتِ خود پاسخ‌گو باشند و در غیر پاسخ‌گو بودن بدون تحمیل هزینه کنار بروند. سوم توانایی دولت در پاسخ به نیازها و خواسته‌های شهروندان و ظرفیت ارائه خدمات عمومی است. از منظر ثبات سیاسی چند محور کلیدی مورد تاکید بیشتر قرار می‌گیرد. یکی ساختار مخارج دولت و عوامل اثرگذار بر آن است. در برخی کشورها مانند ایران درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی مانند نفت خام بخش بزرگی از بودجه عمومی را تشکیل می‌دهد. با سرازیر شدن این منابع در بودجه، احتمال تخصیص غیر بهینه به دلیل سیاست‌های عوام‌گرایانه و سیاسی زیاد است. به عبارتی دیگر سیاست‌مداران عوام‌گرا سیاست‌هایی را اتخاذ می‌کنند که شاید در نظر رای دهندگان در کوتاه‌مدت مفید باشد اما آن سیاست‌ها در بلندمدت برای پایداری و پیشرفت اقتصادی مضر هستند (دورنبوش و ادواردز[1]، ۱۹۹۱). عوامل مختلفی در اثربخشی و تعیین ترکیب و میزان مخارج دولت از جمله هزینه‌های آموزش و بهداشت مطرح است که هم در ساختار و هم در کارکرد با ثبات و بی‌ثباتی سیاسی مرتبط هستند. یکی از اولین بررسی‌های نظری در مورد هزینه‌های دولت مربوط به آدلف واگنر[2] (۱۹۱۷-۱۸۳۵) است. به نظر او با فرایند صنعتی شدن نظام اقتصادی، بروز برخی دشواری‌های بازار، گسترش شهرنشینی، شکل‌گیری قراردادها و قوانین تجاری و مانند آن، حضور دولت بیشتر شده و هزینه‌های آن بالا می‌رود. بخش عمومی هزینه‌های زیربنایی مانند راه، سیستم حمل و نقل، سیستم بهداشتی، قوانین و مقررات، تعلیم و تربیت و هزینه‌های سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را تأمین می‌کند (ماسگریو، ۲۰۱۷). همچنین در مراحل پیشرفت اقتصادی، پدیده شکست بازار وجود دارد و بنابراین افزایش هزینه دولت برای مقابله با شکست بازار نیز مطرح است. یکی از عوامل اثرگذار بر هزینه‌های دولت درجه باز بودن اقتصاد است. با باز بودن روابط تجاری و مالی یک کشور امکان کسب درآمدهای مالیاتی (تعرفه)، از صادرکنندگان و واردکنندگان کالا و اوراق مالی، کار و خدمات افزایش یافته، دولت می‌تواند منابع یاد شده را برای بهبود آموزش، بهداشت، تأمین اجتماعی و ... بکار بندد. به عبارت دیگر اهمیت هزینه‌های دولت بطور کلی در همه ابعاد و بطور خاص در موضوع آموزش و بهداشت جایگاه کلیدی دارند.

[1]. Dornbusch & Edwards (1991)
[2]. Adolph Wagner (1835-1917)

اهمیت هزینه‌های آموزش و سلامت پس از دهه ۱۹۹۰ و بدنبال طرح حکمرانی خوب به میزان وسیعی بیشتر شد. نقش سرمایه و توسعه انسانی در این ارتباط و محصول آن در حفظ ثبات، یک یافته کلیدی است که محور بحث این مقاله هم هست. جالب توجه است که رودریک و وکزیارگ[1] (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که رابطه مستقیمی بین درجه باز بودن اقتصاد و مخارج آموزشی و بهداشتی دولت وجود دارد. همچنین آلسینا و رودریک[2] (۱۹۹۹) رابطه مثبت بین هزینه‌های نظم و امنیت و تکه تکه شدن قومی را تأیید می‌کنند که این خود پیوند معناداری با ثبات سیاسی دارد. بر اساس مطالعه ملتزر و ریچارد[3] (۱۹۸۱) کشورهای با درآمد سرانه کم و نابرابری بالا نیاز به مخارج عمومی بیشتری برای باز توزیع درآمد دارند. این عنصر نیز بطور غیر مستقیم با ثبات سیاسی ارتباط می‌یابد. با توجه به این‌که محور کلیدی این مطالعه سرمایه و توسعه انسانی است، مناسب است در این‌جا به ارتباط سرمایه انسانی و توسعه انسانی اشاره شود. بطور کلی توسعه انسانی مفهومی وسیع‌تر از سرمایه انسانی است. زیرا سرمایه انسانی، انسان‌های متخصص و سالمی را در بر می‌گیرد که آموزش و سلامت باعث افزایش توانایی آن‌ها شده است و توسعه انسانی توانمند شدن انسان‌ها با کمک سواد، سلامت و درآمد است. در عین حال سرمایه انسانی بیشتر یک ابزار قدرتمند است و توسعه انسانی یک هدف کلیدی برای پیشرفت است. پس ارتباط این دو بسیار اساسی است ولی تفاوت‌های ظریفی هم دارند. سرمایه‌ی انسانی به صورت مهارت، دانش و تخصص در افراد تجسم یافته و سطح تولیدات، کیفیت خدمات و میزان درآمد را افزایش داده و تصمیمات آن‌ها را در زمینه‌های مختلف متأثر می‌سازد. به نظر سایمون کوزنتس سرمایه‌گذاری در آموزش منبع مهمی برای تشکیل سرمایه انسانی بوده که خود عامل پیشرفت اقتصادی است (صادقی و عمادزاده، ۲۰۰۴، سرزعیم، ۲۰۱۵). سرمایه انسانی به شکل رسمی از دهه ۱۹۶۰ توسط شولتز[4] (۱۹۶۱) و بکر[5] (۱۹۶۴) معرفی شد. به نظر شولتز (که به پدر سرمایه انسانی هم معروف است)، یکی از عوامل تعیین‌کننده پیشرفت اقتصادی، سرمایه انسانی است که پایه اصلی ثروت ملت‌ها را تشکیل می‌دهد. مطالعات منکیو، رومر و ویل[6] (۱۹۹۲) نشان داده است که رشد بلندمدت اقتصادی با سطح درآمد اولیه کشورها همبستگی زیادی ندارد بلکه عواملی مثل سرمایه انسانی

1. Rodrik & Wacziarg (2005)
2. Alesina & Rodrick (1999)
3. Meltzer & Richard (1981)
4. Schultz (1961)
5. Becker (1964)
6. Mankiw, Romer & Wiel (1992)

است که باعث افزایش آن می‌گردد. به نظر لوکاس سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی باعث بهره‌برداری بهتر سرمایه فیزیکی هم می‌گردد. یک علت ایجاد سرمایه انسانی در پرتو مدت زمانی است که افراد صرف تحصیل علم و دانش می‌نمایند. پس می‌توان آموزش را موتور رشد سرمایه انسانی و پیشرفت اقتصادی را تابعی از موجودی سرمایه انسانی دانست. توسعه انسانی مبتنی بر این ایده است که لازمه پیشرفت جوامع علاوه بر رسیدن به درآمد سرانه بالاتر، پرورش و بسط استعدادهای انسانی است. همچنین امید به زندگی به عنوان نماد سلامت و بهداشت، به عنوان پایه‌ی دیگر توسعه انسانی در نظر گرفته شده است. شاخص توسعه انسانی با محاسبه میانگین وزنی ساده از سه شاخص امید به زندگی، نرخ باسوادی و قدرت خرید حقیقی افراد بدست می‌آید (السینا و وکزیارک[1]، ۱۹۹۸، شلتون[2]، ۲۰۰۸، یوان[3]، ۲۰۱۶). توجه به توسعه انسانی نیازمند تخصیص مخارج دولت به فعالیت‌های مربوط به سرمایه انسانی است. این تصمیم نیازمند کاهش سهم هزینه‌های آن دسته از فعالیت‌های دولتی نامولد، مانند فعالیت‌های نظامی است. زیرا با افزایش بودجه نظامی حتما سهم بودجه سرمایه انسانی کمتر خواهد شد. منافع آزاد شده از کاهش هزینه نظامی می‌تواند صرف آموزش و پرورش، تغذیه، بهداشت و ... شود و به این ترتیب راه ثبات و پیشرفت را هموار می‌کند. دولت می‌تواند از یک سو زیرساخت‌های آموزش و پرورش و بهداشت را آماده کند و از سوی دیگر از راه باز توزیع، سهم گروه‌های کم درآمد را افزایش دهد که هر دو در راستای بهبود توسعه انسانی است (فرح‌بخش و نیلی، ۱۹۹۸). آموزش، تخصص و مهارت و به تبع آن، ظرفیت‌های مولد فرد را افزایش داده درآمد او را بالا می‌برد. از این مسئله به عنوان آثار خارجی آموزش یاد می‌شود. مخارج بهداشتی و آموزشی دولت، می‌تواند کیفیت منابع انسانی را ارتقاء داده و باعث افزایش امید به زندگی و طول عمر فرد شود. محور بسیار اثربخش در این رابطه ثبات سیاسی است که از شاخص‌های حکمرانی خوب است. حکمرانی خوب بطور کلی به معنای ارائه خدمات عمومی کارآمد، نظام قضایی قابل اعتماد و نظام اداری پاسخ‌گو است. آشکار است که فراهم شدن عناصر یاد شده نقش کلیدی در ثبات سیاسی دارند. حکمرانی خوب دارای زیر شاخص‌های حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی، کارایی و اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون، کنترل فساد و ثبات سیاسی است. ثبات سیاسی مفهومی چند وجهی بوده و دست کم بر دو دسته عوامل استوار است. یکی این‌که بخش عمومی و نظام سیاسی وظایف نظارتی و

[1]. Alesina & Wacziarg (1998)
[2]. Shelton (2008)
[3]. UN (2016)

حفاظت از حقوق و منافع شهروندان خود را به خوبی انجام دهد. دوم این‌که به گونه‌ای مدیریت کند که میان حوزه‌های اصلی نظام اجتماعی ناهماهنگی و عدم تعادل شدید پدید نیاید (پناهی، ۱۳۸۳). یک نظام باثبات باید توان تطبیق با شرایط مختلف را داشته و چنان قوی باشد که از بحران‌های مختلف عبور کند. ثبات سیاسی هم در سطح روابط بین‌المللی مطرح است و هم در سطح ملی. ثبات سیاسی ناظر به توازن بین «خواست‌های مردمی» و «کارکردهای حکومتی» است و بر اساس آن باید حکومت به خواست‌های مردم پاسخ قانع‌کننده‌ای ارائه کند. برخی اقتصاددانانی مانند دانکوارت راستو[1] (۱۹۷۰، ۱۹۷۹) ثبات سیاسی (PS)[2] را با توجه به مشروعیت سیاسی شامل ترکیب مشروعیت نهادها (IE[3]) و مشروعیت شخصی حاکمان (PES[4]) تعریف کرده و آن را با فرمول زیر بیان می‌کند:

**مشروعیت شخصی حاکمان + مشروعیت نهادها =ثبات سیاسی**
**PS= IE+ PES**

پس از نظر او بی‌ثباتی سیاسی، زمانی به وقوع می‌پیوندد که ترکیب مشروعیت نهادی و مشروعیت شخصی زمامداران زیر سوال رود. السینا و پروتی[5] (۱۹۹۶)، از ثبات سیاسی به مثابه فرایندی متحول یاد می‌کنند که در گذر زمان در حال تغییر آرام است (السینا و همکاران[6]، ۱۹۹۹). یکی از مواردی که تاکنون پژوهشگران آن را کمتر مورد آزمون تجربی قرار داده‌اند، رابطه بی‌ثباتی سیاسی و تهدید حقوق مالکیت می‌باشد. در یک محیط با نااطمینانی زیاد، ممکن است انباشت سرمایه به تعویق افتد، به خارج منتقل شود (فرار سرمایه)یا به شکل غیر بهینه، مصرف شود. بی‌ثباتی سیاسی به چند شکل منجر به تضعیف حقوق مالکیت می‌شود. اول، هنگامی که ناآرامی اجتماعی گسترده می‌شود، احتمال سرنگونی حکومت بیشتر شده و حفاظت از حقوق مالکیت دشوار می‌شود. دوم، ناآرامی‌های سیاسی-اجتماعی ممکن است اختلالاتی در فعالیت‌های مولد ایجاد کنند. بر اساس مطالعه بارو[7] (۲۰۰۲) ورود فقرا به فعالیت‌های مجرمانه و خشونت‌آمیز تهدیدی برای حقوق مالکیت بوده منجر به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. هرگونه بی‌ثباتی سیاسی، به ویژه در

1. Dankort Rostow (1970, 1979)
2. Political Stability
3. Institutional Eligibility
4. Personal Eligibility of State
5. Alesina & Perotti (1996)
6. Alesina (1999)
7. Barro (2002)

کشورهای در حال توسعه می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی شده و حرکت طبیعی اقتصاد را دچار اخلال نماید (اصغرپور و همکاران، ۲۰۱۳). در هر صورت بهبود توسعه انسانی از طریق تخصیص هزینه‌های آموزشی و بهداشتی می‌تواند منجر به افزایش تعداد انسان‌های باسواد، سالم و برخوردار از رفاه اقتصادی مورد نیاز شده و در نهایت ثبات سیاسی را افزایش دهد.

## ۳- پیشینه و مطالعات انجام شده

یک هدف این مقاله ارزیابی تاثیر هزینه‌های دولت بر ثبات سیاسی- اجتماعی از منظر توسعه انسانی است. از این رو در این قسمت به مطالعاتی اشاره می‌شود که پیرامون ارتباط هزینه‌های دولت، سرمایه انسانی و ثبات سیاسی تدوین شده‌اند. از مطالعات داخلی می‌توان چند مورد را برجسته کرد. دادگر و محمودوند (۱۴۰۰) ضمن ارزیابی متغیرهای تاثیرگذار بر بی‌ثباتی به بررسی رابطه نابرابری و ناآرامی‌های اجتماعی در ایران و ۵۲ کشور منتخب برای دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. آن‌ها ارتباطی معنادار بین ناآرامی‌های اجتماعی و نابرابری اقتصادی را نشان داده‌اند. مطالعه فرجی راد و هاشمی (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که نظام‌های سیاسی و ایدئولوژیک خاورمیانه باعث تقسیم منطقه به دو دسته؛ جمهوری اسلامی از یک سو و عربستان از سوی دیگر گردیده که موجب درگیری و جنگ نیابتی در منطقه شده است. نتیجه پژوهش شاهکلایی (۲۰۱۶) حاکی از آن است که در کشورهای خاورمیانه ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. نتایج مطالعه افشاری و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که اثر هزینه‌های دولت در تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه‌یافته بزرگ‌تر از کشورهای در حال توسعه می‌باشد. فطرس و ترکمنی (۲۰۱۲) در بررسی تاثیر توسعه انسانی بر رشد اقتصادی سه گروه کشورهای با درآمد سرانه بالا، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه پایین نتیجه گرفتند که شاخص توسعه انسانی تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی هر سه گروه دارد، اما ضرایب این تاثیرگذاری برای کشورهای با درآمد سرانه بالا بیش از دو برابر آن در کشورهای درآمد پایین است. نتیجه بررسی باسخا و همکاران (۲۰۱۱) حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار هزینه‌های دولت بر متغیرهای اجتماعی است. مطالعه محمدزاده و همکاران (۲۰۱۱) حاکی است که عامل سرمایه انسانی و کیفیت نهادها از مهم ترین فاکتورهای رشد اقتصادی به شمار می‌روند. کار الماسی و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد که در بلندمدت اثر افزایش سرمایه‌های انسانی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. صباغ کرمانی و باسخا (۲۰۰۸) به نقش کیفیت حکمرانی در بهبود هزینه‌های دولت پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت در کشورهای دارای کیفیت حکمرانی بهتر،

موثرتر هستند. بر اساس نتایج کار جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۰۷) رابطه مثبت و معنی‌داری بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی وجود دارد.

در مطالعات خارجی نیز اودین و همکاران[1] (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که ثبات سیاسی از طریق انباشت سرمایه انسانی بر رشد اثر می‌گذارد. نتیجه کار فرجی دیزجی و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که با یک شوک مثبت در کیفیت نهاده‌های دموکراتیک، هزینه‌های نظامی ایران کاهش و هزینه‌های آموزشی افزایش می‌یابند. کادیل و همکاران[2] (۲۰۱۴) نتوانستند بین سرمایه انسانی و رشد، رابطه قوی نشان دهند. ایمران و همکاران[3] (۲۰۱۲) نشان دادند که افزایش مخارج آموزش و بهداشت موجب افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی در پاکستان شده است. مطالعه یانگ[4] (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که کارآمدی دولت رابطه مثبت با توسعه انسانی دارد. آیسن و ویگا[5] (۲۰۱۰) نتیجه می‌گیرند که درجات بالاتر بی‌ثباتی سیاسی، تضاد اجتماعی، دموکراسی ضعیف و نبود استقلال بانک مرکزی منجر به نرخ‌های تورم بالا می‌شود. دیویس[6] (۲۰۰۹) نشان داد که افزایش مخارج دولت در آموزش و بهداشت، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. بررسی یاکوب و همکاران[7] (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که حکمرانی خوب در تضمین ارایه خدمات بهداشتی و هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای منتخب آفریقایی موثر می‌باشد. بر اساس مطالعه بالداسیو و همکاران[8] (۲۰۰۳) در ۱۱۸ کشور در حال توسعه هزینه‌های دولت، تأثیر معنی‌داری بر شکل‌گیری سرمایه انسانی داشته و نرخ رشد را تحت تاثیر قرار داده است. آلسینا و پروتی (۱۹۹۶) نشان دادند که نابرابری درآمدی باعث افزایش بی‌ثباتی سیاسی و کاهش سرمایه‌گذاری شده است. ملاحظه می‌شود که بیشتر مطالعات داخلی به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند و مطالعات محدودی در خارج از کشور به بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر تورم و سرمایه‌گذاری پرداختند. این مقاله به بررسی نقش توسعه‌ی انسانی در ایجاد ثبات سیاسی و پیوند آن با هزینه دولت می‌پردازد.

---

1. Uddin (2017)
2. Čadil (2014)
3. Imran (2012)
4. Yang (2010)
5. Aisen & Veiga (2010)
6. Davis (2009)
7. Yaqub (2006)
8. Baldacci (2003)

## ۴- تحلیل آماری و روش‌شناسی

### ۴-۱- برخی یافته‌های آماری توسعه انساتی و ثبات سیاسی

توسعه انسانی ترکیبی از سه شاخص امید به زندگی، شاخص آموزش و شاخص درآمد سرانه است. شاخص امید به زندگی مشخص‌کننده میزان رعایت استانداردهای بهداشتی در یک جامعه، شاخص آموزش وضعیت استانداردهای آموزشی و نرخ باسوادی یک کشور و شاخص درآمد، استانداردهای رفاهی و اقتصادی یک کشور را نشان می‌دهد. اگر در یک دوره زمانی طولانی هر سه این شاخص‌ها افزایش داشته باشند، شاخص توسعه انسانی نیز افزایش خواهد داشت. جدول (۱) گزارشی از شاخص توسعه انسانی و اجزاء تعیین‌کننده‌ی آن نشان می‌دهد. این جدول گزارشی سه ساله در یک بازه ده ساله (۲۰۲۰-۲۰۱۰) برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه است، همچنین میانگین آماری دو گروه از کشورهای منتخب این مقاله یعنی کشورهای اُ ای سی دی و منا را نیز نشان می‌دهد. در یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان به روند مثبت و رو به رشد شاخص توسعه انسانی و عوامل تعیین‌کننده آن پی برد. بخش‌هایی که دولت می‌تواند با سرمایه‌گذاری در آن‌ها به سرعت بخشیدن بر رشد و توسعه کمک کند، آموزش و بهداشت است. زیرا هزینه‌های دولت در آموزش و بهداشت با میزان سرمایه انسانی رابطه مستقیم دارد. از این رو دولت‌ها مسئولیت تضمین آموزش و بهداشت با کیفیت را به عهده می‌گیرند و این یک دستاورد مهم است.

در جدول (۲) هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی کشورها ارائه شده است که بیان‌گر روند صعودی بودجه تخصیص یافته دولت‌ها برای آموزش و پرورش است. روند صعودی هزینه‌های دولت در این دو بخش در نمودار (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: شاخص توسعه انسانی و متغیرهای تشکیل دهنده آن برای کشورهای منتخب و ایران

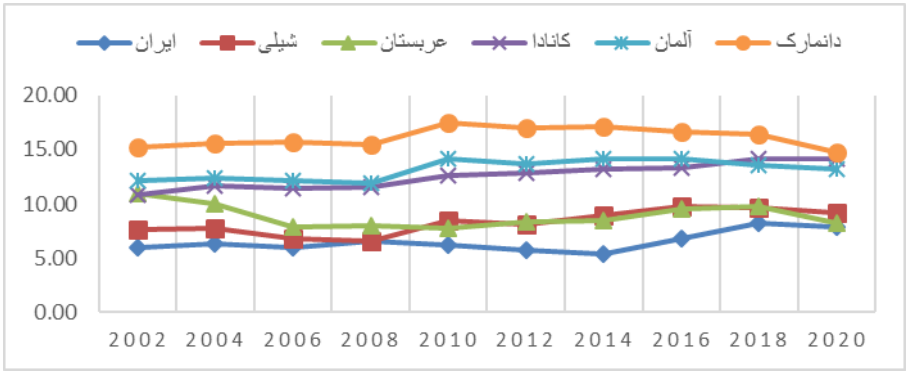
| کشور | شاخص توسعه انسانی | | | امید به زندگی سال | | | شاخص امید به زندگی | | | میانگین سالهای تحصیل | | | شاخص آموزش | | | Ppp | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ | ۲۰۲۰ | ۲۰۱۵ | ۲۰۱۰ |
| آلمان | ۰.۹۵ | ۰.۹۳ | ۰.۹۲ | ۸۱.۲۰ | ۸۱.۳۰ | ۸۰.۱۰ | ۰.۹۴ | ۰.۹۴ | ۰.۹۳ | ۱۴.۲۰ | ۱۴.۱۰ | ۱۳.۸۰ | ۰.۹۴ | ۰.۹۴ | ۰.۹۳ | ۵۳۸۱۵ | ۴۵۰۱۲ | ۴۱۲۳۶ |
| دانمارک | ۰.۹۴ | ۰.۹۳ | ۰.۹۱ | ۸۰.۸۰ | ۸۰.۹۰ | ۷۹.۴۰ | ۰.۹۴ | ۰.۹۳ | ۰.۹۱ | ۱۲.۶۰ | ۱۲.۵۰ | ۱۲.۷۰ | ۰.۹۲ | ۰.۹۲ | ۰.۹۰ | ۵۷۱۸۴ | ۴۷۲۱۳ | ۴۴۷۲۶ |
| ژاپن | ۰.۹۲ | ۰.۹۱ | ۰.۸۹ | ۸۴.۵۰ | ۸۴.۶۰ | ۸۳.۰۰ | ۰.۹۹ | ۰.۹۸ | ۰.۹۷ | ۱۲.۸۰ | ۱۲.۵۰ | ۱۱.۵۰ | ۰.۸۵ | ۰.۸۴ | ۰.۸۰ | ۴۱۴۲۹ | ۳۹۲۹۷ | ۳۶۶۸۵ |
| عربستان | ۰.۸۵ | ۰.۸۶ | ۰.۸۱ | ۷۵.۰۰ | ۷۵.۱۰ | ۷۳.۹۰ | ۰.۸۵ | ۰.۸۴ | ۰.۸۳ | ۱۰.۲۰ | ۹.۶۰ | ۸.۹۰ | ۰.۷۹ | ۰.۷۹ | ۰.۶۹ | ۴۶۹۶۲ | ۵۱۵۰۹ | ۴۵۹۵۸ |
| شیلی | ۰.۸۵ | ۰.۸۴ | ۰.۸۰ | ۸۰.۰۰ | ۸۰.۲۰ | ۷۸.۸۰ | ۰.۹۳ | ۰.۹۲ | ۰.۹۰ | ۱۰.۶۰ | ۱۰.۲۰ | ۹.۰۰ | ۰.۸۱ | ۰.۷۹ | ۰.۷۲ | ۲۴۲۲۶ | ۲۱۶۵۳ | ۱۷۹۸۹ |
| ایران | ۰.۷۸ | ۰.۷۹ | ۰.۷۶ | ۷۶.۵۰ | ۷۶.۷۰ | ۷۳.۹۰ | ۰.۸۷ | ۰.۸۶ | ۰.۸۳ | ۱۰.۳۰ | ۹.۹۰ | ۹.۰۰ | ۰.۷۶ | ۰.۷۴ | ۰.۶۶ | ۱۴۵۳۶ | ۱۶۷۲۰ | ۱۸۱۴۲ |
| مصر | ۰.۷۱ | ۰.۶۹ | ۰.۶۷ | ۷۱.۸۰ | ۷۲.۰۰ | ۷۰.۳۰ | ۰.۸۰ | ۰.۷۹ | ۰.۷۸ | ۷.۴۰ | ۷.۱۰ | ۶.۵۰ | ۰.۶۲ | ۰.۶۰ | ۰.۵۵ | ۱۱۷۶۳ | ۱۰۰۶۹ | ۹۸۲۸ |
| جهان | ۰.۷۴ | ۰.۷۲ | ۰.۷۰ | ۷۲.۶۰ | ۷۲.۸۰ | ۷۰.۵۰ | ۰.۸۱ | ۰.۸۰ | ۰.۷۸ | ۸.۵۰ | ۸.۳۰ | ۷.۹۰ | ۰.۶۴ | ۰.۶۳ | ۰.۵۹ | ۱۶۹۸۰ | ۱۴۷۰۹ | ۱۳۱۰۴ |
| oecd | ۰.۹۰ | ۰.۸۹ | ۰.۸۷ | ۸۰.۴۰ | ۸۰.۱۰ | ۷۹.۴۰ | ۰.۹۳ | ۰.۹۲ | ۰.۹۱ | ۱۲.۰۰ | ۱۱.۸۰ | ۱۱.۶۰ | ۰.۸۵ | ۰.۸۵ | ۰.۸۲ | ۴۰۶۱۵ | ۳۸۷۹۵ | ۳۶۳۵۷ |
| mena | ۰.۷۸ | ۰.۷۸ | ۰.۷۴ | ۷۴.۴۳ | ۷۴.۶۰ | ۷۲.۷۰ | ۰.۸۴ | ۰.۸۳ | ۰.۸۱ | ۹.۳۰ | ۸.۸۷ | ۸.۱۳ | ۰.۷۲ | ۰.۷۱ | ۰.۶۳ | ۲۴۴۲۰.۳۳ | ۲۶۰۹۹.۳۳ | ۲۴۶۴۲.۶۷ |

**منبع:** محاسبات پژوهش با کمک داده‌های بخش آموزشی و فرهنگی سازمان ملل متحد (یوان، ۲۰۲۰).

**جدول ۲: هزینه‌های دولت در بخش آموزش و بهداشت (درصد از GDP): کشورهای منتخب و ایران (۲۰۲۰-۲۰۰۱)**

| سال | ایران | | | شیلی | | | عربستان | | | کانادا | | | دانمارک | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | هزینه های بهداشتی | هزینه های آموزشی | جمع | هزینه های بهداشتی | هزینه های آموزشی | جمع | هزینه های بهداشتی | هزینه های آموزشی | جمع | هزینه های بهداشتی | هزینه های آموزشی | جمع | هزینه های بهداشتی | هزینه های آموزشی | جمع |
| ۲۰۰۱ | ۱.۷۹ | ۴.۰۳ | ۵.۸۲ | ۳.۷۵ | ۳.۷۸ | ۷.۵۳ | ۳.۰۳ | ۵.۹۱ | ۸.۹۴ | ۶.۰۳ | ۵.۴۴ | ۱۱.۴۷ | ۶.۷۴ | ۸.۰۸ | ۱۴.۸۲ |
| ۲۰۰۲ | ۱.۹۵ | ۴.۰۷ | ۶.۰۳ | ۳.۷۷ | ۳.۸۵ | ۷.۶۲ | ۳.۲۴ | ۷.۷۲ | ۱۰.۹۶ | ۶.۳۰ | ۴.۹۷ | ۱۰.۸۹ | ۷.۰۵ | ۸.۲۲ | ۱۵.۲۶ |
| ۲۰۰۳ | ۱.۸۷ | ۴.۴۸ | ۶.۳۵ | ۳.۸۴ | ۴.۰۸ | ۷.۹۲ | ۳.۰۷ | ۷.۶۴ | ۱۰.۷۱ | ۶.۴۴ | ۵.۰۱ | ۱۱.۴۵ | ۷.۲۹ | ۸.۲۱ | ۱۵.۵۱ |
| ۲۰۰۴ | ۲.۰۲ | ۴.۳۶ | ۶.۳۹ | ۳.۸۳ | ۳.۹۶ | ۷.۷۹ | ۲.۸۸ | ۷.۱۱ | ۹.۹۹ | ۶.۶۱ | ۵.۰۲ | ۱۱.۶۳ | ۷.۴۷ | ۸.۱۲ | ۱۵.۵۹ |
| ۲۰۰۵ | ۱.۸۹ | ۴.۳۰ | ۶.۱۹ | ۳.۶۶ | ۳.۵۴ | ۷.۲۰ | ۲.۵۶ | ۶.۲۸ | ۸.۸۴ | ۶.۶۵ | ۴.۹۹ | ۱۱.۶۳ | ۷.۵۳ | ۸.۲۱ | ۱۵.۷۳ |
| ۲۰۰۶ | ۱.۹۶ | ۴.۰۶ | ۶.۰۱ | ۳.۴۹ | ۳.۲۶ | ۶.۷۵ | ۲.۴۸ | ۵.۴۳ | ۷.۹۱ | ۶.۶۲ | ۴.۷۸ | ۱۱.۴۰ | ۷.۶۱ | ۸.۰۹ | ۱۵.۷۰ |
| ۲۰۰۷ | ۲.۱۷ | ۴.۲۹ | ۶.۴۶ | ۳.۲۶ | ۳.۰۲ | ۶.۲۹ | ۲.۶۴ | ۵.۸۹ | ۸.۵۳ | ۶.۶۹ | ۵.۱۲ | ۱۱.۸۱ | ۷.۶۹ | ۷.۷۳ | ۱۵.۴۲ |
| ۲۰۰۸ | ۲.۰۱ | ۴.۶۰ | ۶.۶۰ | ۳.۴۰ | ۳.۲۱ | ۶.۶۱ | ۲.۵۱ | ۵.۵۴ | ۸.۰۵ | ۶.۷۸ | ۴.۷۸ | ۱۱.۵۶ | ۷.۸۱ | ۷.۶۲ | ۱۵.۴۲ |
| ۲۰۰۹ | ۱.۹۶ | ۳.۹۱ | ۵.۸۷ | ۳.۸۰ | ۳.۷۹ | ۷.۵۹ | ۱.۸۹ | ۵.۱۴ | ۷.۰۳ | ۶.۹۱ | ۴.۶۴ | ۱۱.۵۴ | ۷.۹۹ | ۷.۴۸ | ۱۵.۴۷ |
| ۲۰۱۰ | ۲.۴۰ | ۳.۸۴ | ۶.۲۵ | ۴.۲۱ | ۴.۲۳ | ۸.۴۴ | ۲.۷۹ | ۵.۰۲ | ۷.۸۱ | ۷.۷۶ | ۴.۸۵ | ۱۲.۶۱ | ۹.۰۲ | ۸.۴۵ | ۱۷.۴۶ |
| ۲۰۱۱ | ۲.۱۹ | ۳.۷۱ | ۵.۹۰ | ۴.۰۰ | ۴.۱۶ | ۸.۱۶ | ۲.۲۷ | ۵.۳۱ | ۷.۵۸ | ۷.۷۱ | ۵.۳۷ | ۱۳.۰۷ | ۸.۶۷ | ۸.۵۶ | ۱۷.۲۳ |
| ۲۰۱۲ | ۲.۲۰ | ۳.۴۹ | ۵.۶۹ | ۴.۰۳ | ۴.۰۵ | ۸.۰۷ | ۲.۴۹ | ۵.۸۶ | ۸.۳۵ | ۷.۵۴ | ۵.۲۷ | ۱۲.۸۱ | ۸.۴۹ | ۸.۴۸ | ۱۶.۹۷ |
| ۲۰۱۳ | ۲.۲۸ | ۳.۱۷ | ۵.۴۵ | ۴.۲۱ | ۴.۲۴ | ۸.۴۵ | ۲.۷۴ | ۵.۷۴ | ۸.۴۹ | ۷.۵۵ | ۵.۷۷ | ۱۳.۳۲ | ۸.۶۰ | ۷.۲۴ | ۱۵.۸۴ |
| ۲۰۱۴ | ۲.۳۱ | ۳.۰۷ | ۵.۳۸ | ۴.۴۲ | ۴.۵۳ | ۸.۹۵ | ۳.۱۱ | ۵.۳۳ | ۸.۴۴ | ۷.۴۵ | ۵.۷۹ | ۱۳.۲۴ | ۸.۵۷ | ۸.۴۹ | ۱۷.۰۶ |
| ۲۰۱۵ | ۳.۴۸ | ۲.۸۰ | ۶.۲۸ | ۴.۶۰ | ۴.۷۳ | ۹.۳۳ | ۳.۷۳ | ۵.۳۳ | ۹.۰۶ | ۷.۳۳ | ۵.۶۷ | ۱۳.۰۰ | ۸.۵۶ | ۷.۶۳ | ۱۶.۲۰ |
| ۲۰۱۶ | ۴.۰۴ | ۲.۸۰ | ۶.۸۴ | ۴.۸۸ | ۴.۸۷ | ۹.۷۵ | ۴.۱۱ | ۵.۴۴ | ۹.۵۵ | ۷.۶۴ | ۵.۶۹ | ۱۳.۳۳ | ۸.۶۵ | ۸.۰۳ | ۱۶.۶۸ |
| ۲۰۱۷ | ۴.۴۲ | ۳.۳۷ | ۷.۷۸ | ۴.۹۹ | ۵.۳۵ | ۱۰.۳۴ | ۳.۸۹ | ۵.۳۰ | ۹.۱۹ | ۷.۷۴ | ۶.۰۰ | ۱۳.۷۴ | ۸.۷۱ | ۸.۲۵ | ۱۶.۹۵ |
| ۲۰۱۸ | ۴.۴۸ | ۳.۷۹ | ۸.۲۷ | ۴.۲۲ | ۵.۴۲ | ۹.۶۴ | ۳.۹۸ | ۵.۷۵ | ۹.۷۳ | ۸.۰۱ | ۶.۱۱ | ۱۴.۱۲ | ۸.۵۳ | ۷.۸۲ | ۱۶.۳۵ |
| ۲۰۱۹ | ۴.۴۳ | ۳.۹۶ | ۸.۳۹ | ۴.۵۷ | ۴.۴۴ | ۹.۰۱ | ۴.۴۳ | ۴.۶۹ | ۹.۱۲ | ۷.۹۰ | ۶.۴۵ | ۱۴.۳۵ | ۸.۴۳ | ۷.۱۰ | ۱۵.۵۳ |
| ۲۰۲۰ | ۳.۹۸ | ۳.۹۵ | ۷.۹۳ | ۴.۶۴ | ۴.۵۱ | ۹.۱۵ | ۳.۹۸ | ۴.۲۷ | ۸.۲۵ | ۷.۹۳ | ۶.۲۲ | ۱۴.۱۵ | ۸.۴۴ | ۶.۳۰ | ۱۴.۷۴ |

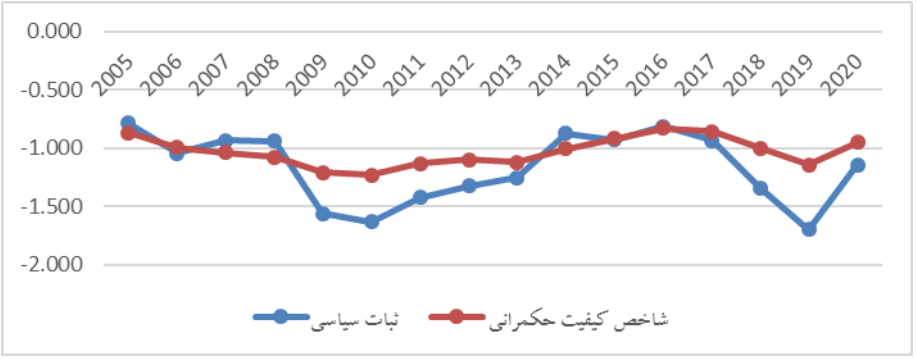
**منبع:** محاسبات پژوهش




**نمودار ۱: هزینه‌های دولت در بخش آموزش و سلامت برای چند کشور و ایران (۲۰۲۰-۲۰۰۲)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش (۲۰۲۰)

بر خلاف کشورهای پردرآمد، در کشورهای کم درآمد، سهم بودجه آموزشی- بهداشتی پایین است. هزینه‌های بالای دولت‌ها در این دو بخش نشان‌گر توجه ویژه آن‌ها به افزایش رشد اقتصادی و افزایش رفاه شهروندان و همراهی آن‌ها با ثبات سیاسی است. نمودار (۲) رابطه کیفیت حکمرانی و ثبات سیاسی ایران را نشان می‌دهد.




**نمودار ۲: شاخص کیفیت حکمرانی و ثبات سیاسی برای ایران (۲۰۲۰-۲۰۰۰)**

**منبع:** بانک جهانی (۲۰۲۰)

در جدول (۳) مقدار عددی ثبات سیاسی، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی، تورم و حقوق مالکیت برای کشورهای مورد مطالعه ملاحظه می‌شود.

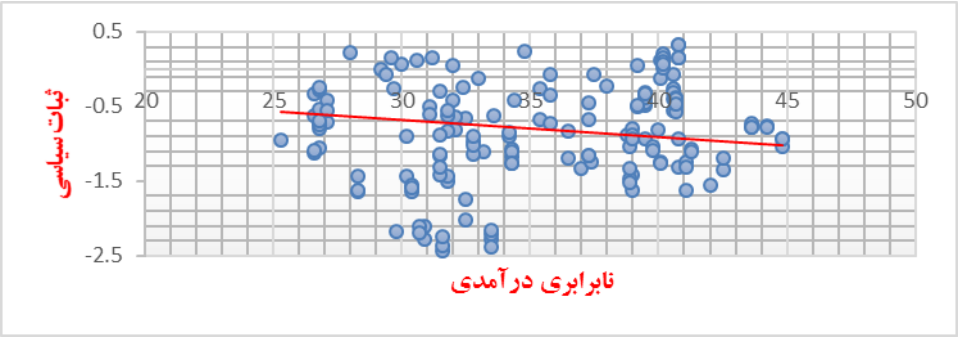
**جدول ۳: امتیاز ثبات سیاسی و برخی از متغیرهای اقتصادی برای کشورهای منتخب**

| کشور | سال | ثبات سیاسی | رشد اقتصادی | تورم | حقوق مالکیت |
|---|---|---|---|---|---|
| آلمان | ۲۰۰۵ | ۰.۸۹ | ۰.۷۲۲ | ۰.۴۱۵ | ۸.۰۹ |
| | ۲۰۱۰ | ۰.۷۹۷ | ۴.۱۷۹ | ۰.۶۴۶ | ۸.۰۳ |
| | ۲۰۱۵ | ۰.۷ | ۲.۲۲۶ | ۱.۸۶۲ | ۷.۶۱ |
| | ۲۰۲۰ | ۰.۵۸۲ | ۱.۵۴ | ۰.۵ | ۷.۹۰۹ |
| کانادا | ۲۰۰۵ | ۰.۸۳ | ۴.۹۹۶ | ۱.۳۸۴ | ۷.۴ |
| | ۲۰۱۰ | ۰.۹۳۶ | ۳.۰۸۹ | ۲.۸۶۸ | ۸.۰۱ |
| | ۲۰۱۵ | ۱.۲۷۵ | ۲.۸۶۸ | ۱.۹۵۸ | ۷.۹۳ |
| | ۲۰۲۰ | ۱.۰۲ | ۱.۶۵ | ۰.۷ | ۸.۲۹ |
| ژاپن | ۲۰۰۵ | ۱.۰۳۶ | ۱.۶۶۳ | -۱.۰۳۷ | ۷.۵ |
| | ۲۰۱۰ | ۰.۸۷۹ | ۴.۱۹۲ | -۱.۸۹۵ | ۷.۶۱ |
| | ۲۰۱۵ | ۱.۰۶۵ | ۰.۳۷۵ | ۱.۷۴۵ | ۷.۹۸ |
| | ۲۰۲۰ | ۱.۰۴۱ | ۰.۶۵ | ۰ | ۸.۲۳ |
| شیلی | ۲۰۰۵ | ۰.۸۴۵ | ۵.۷۴۳ | ۷.۶۴۳ | ۶.۸۸ |
| | ۲۰۱۰ | ۰.۶۸ | ۵.۸۴۴ | ۸.۹۶۲ | ۶.۶۵ |
| | ۲۰۱۵ | ۰.۴۳۳ | ۱.۷۶۷ | ۵.۹۰۶ | ۶.۴ |
| | ۲۰۲۰ | ۰.۲۰۶ | ۱.۰۵ | ۳ | ۶.۰۴ |
| عربستان | ۲۰۰۵ | -۰.۲۴۴ | ۵.۵۷۴ | ۲۰.۱۵ | ۶.۰۸ |
| | ۲۰۱۰ | -۰.۲۲۷ | ۵.۰۳۹ | ۱۷.۱۹۱ | ۶.۵ |
| | ۲۰۱۵ | -۰.۶۲۶ | ۳.۶۵۲ | -۲.۲۷ | ۵.۹۸ |
| | ۲۰۲۰ | -۰.۵۱۸ | ۰.۳۳۱ | ۳.۴ | ۶.۱۹ |
| ایران | ۲۰۰۵ | -۰.۷۸۴۸ | ۳.۱۹ | ۲۰.۱۶۶ | ۳.۷۷ |
| | ۲۰۱۰ | -۱.۶۳۰۶ | ۵.۷۹۸ | ۱۵.۸۸۳ | ۳.۹۷ |
| | ۲۰۱۵ | -۱.۳۲۱ | ۴.۶۰۳ | ۱۰.۸۳۸ | ۴.۲ |
| | ۲۰۲۰ | -۱.۶۹۸ | -۶.۷۸ | ۳۹.۹ | ۴.۷۵ |
| مصر | ۲۰۰۵ | -۰.۶۳ | ۴.۴۷۲ | ۶.۲۱۳ | ۳.۷۸ |
| | ۲۰۱۰ | -۰.۸۹۸ | ۵.۱۴۷ | ۱۰.۱۰۷ | ۵.۰۲ |
| | ۲۰۱۵ | -۱.۴۹۷ | ۲.۹۱۶ | ۱۱.۲۴۸ | ۴.۱۴ |
| | ۲۰۲۰ | -۱.۰۶۶ | ۵.۵۵ | ۰.۵ | ۵.۰۶ |

**منبع:** بانک جهانی، سایت آزادی اقتصادی (۲۰۲۰) و محاسبات پژوهش

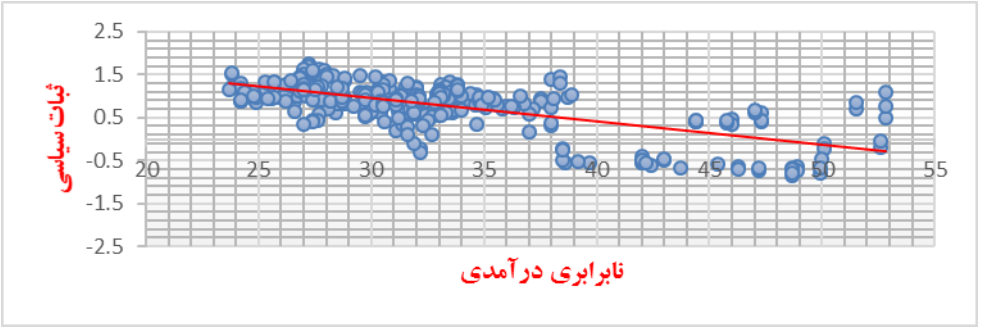
عدم اطمینان و بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی می‌تواند یکی از دلایل اصلی عدم موفقیت جذب سرمایه‌گذاری داخلی و بویژه خارجی باشد. به عنوان نمونه شواهد نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که حاکمیت قانون (نمادی از ثبات) به رسمیت شناخته نمی‌شود، تلاش برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی با شکست مواجه شده است. از این رو تلاش برای افزایش امنیت سرمایه‌گذاری از طریق بهبود ثبات سیاسی می‌تواند از اولین عامل‌های افزایش سرمایه‌گذاری قلمداد شود. همچنین میزان و

چگونگی ثبات سیاسی یکی از عوامل مهم اختلاف رشد اقتصادی و تورم بین کشورها بوده است. هرچه کشوری از ثبات بالاتری برخوردار باشد، منجر به بهبود انگیزه کسب و کار، استفاده بیشتر از ظرفیت‌های تولیدی، افزایش توان رقابتی، رشد سهم بهره‌وری عوامل در تولید ناخالص و دستیابی به رشد اقتصادی مستمر خواهد شد. جدول ۳ همبستگی مستقیم ثبات سیاسی با حقوق مالکیت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نشان می‌دهد. تنش، جنگ و ...، امنیت انسانی و اجتماعی را در معرض خطر قرار می‌دهد. همچنین خشونت، حمله تروریستی و مانند آن، ناامنی را بیشتر می‌کند. منازعات نظامی هزینه‌های کلانی را بر شهروندان تحمیل می‌کند. چنین کشمکش‌هایی معیشت و امنیت عمومی را تخریب و کسب و کار، خدمات اجتماعی و بازارها را مختل می‌کند. این موارد می‌تواند به اشکال گوناگون، از جمله وقوع فاجعه‌های انسانی و هجوم آوارگان به افزایش ناامنی منجر شود. حل و فصل این امور مستلزم مسئولیت بیشتر و پاسخ‌گویی دولت‌ها در برابر شهروندان است. عوامل گوناگونی می‌تواند کشمکش‌ها را بیشتر و بی‌ثباتی را افزایش دهد؛ از آن جمله است جرایم سازمان یافته، رونق بازار کالاهای نظامی، رونق بازار خدمات امنیتی و گسترش افراطی‌گری. اگرچه در حال حاضر ایران در ظاهر امن است اما بحران‌های اقتصادی و اجتماعی و سیاسی و پاسخ‌گو نبودن نهادهای مسئول در برابر مطالبه شهروندان از یک سو و وجود جریانات شبه نظامی در داخل و در منطقه، از سوی دیگر خطر آغاز کشمکش‌ها و تنش‌ها را افزایش می‌دهد. این امور بر ثبات سیاسی اثر منفی دارد. همچنین نابرابری اقتصادی می‌تواند موجب تنش‌های اجتماعی شود که با ثبات سیاسی ناسازگار است. بنابراین انتظار این است که یک همبستگی منفی بین نابرابری و ثبات سیاسی باشد که هم درکشورهای منا (نمودار ۳) و هم توسعه یافته (نمودار ۴) نشان داده شده است.




**نمودار ۳: همبستگی بین متغیرهای نابرابری درآمدی و ثبات سیاسی در کشورهای منا (۲۰۱۹-۲۰۰۰)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش




**نمودار ۴: همبستگی بین متغیرهای نابرابری درآمدی و ثبات سیاسی در کشورهای توسعه یافته (۲۰۱۹-۲۰۰۰)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش

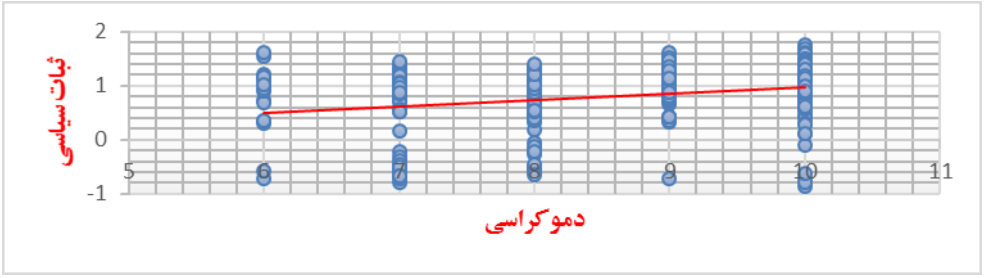
همبستگی بین دموکراسی و ثبات سیاسی نیز معنادار است. در این زمینه چند نظریه رقیب وجود دارد؛ نظریهٔ ثبات دموکراتیک، نظریهٔ ثبات اقتدارگرا و نظریهٔ ثبات تلفیقی. نظریهٔ ثبات دموکراتیک به حاکمیت‌های دموکراتیک مربوط است که این نظریه را سازگار با ثبات سیاسی می‌دانند. بر اساس نظریه مقابل، اقتدارگرایی زمینه ثبات سیاسی را فراهم می‌آورد. بر اساس نظریهٔ ثبات تلفیقی آن رژیم‌هایی از ثبات بیشتری برخوردارند که ترکیبی از نهادهای دموکراتیک و اقتدارگرا داشته باشند (اسپرایت[1]، ۱۹۹۶؛ رزورسکی[2]، ۲۰۱۰). در هرصورت داده‌های آماری وجود همبستگی بین دموکراسی و ثبات سیاسی را اثبات می‌کند که در نمودارهای (۵) و (۶) ملاحظه می‌شود.

[1]. Spruyt (1996)
[2]. Przeworski (2010)

**نمودار ۵: همبستگی متغیرهای دموکراسی و ثبات سیاسی در کشورهای منا (۲۰۱۹- ۲۰۰۰)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش

با وجود همبستگی مثبت بین دو متغیر دموکراسی و ثبات سیاسی در کشورهای توسعه‌یافته این رابطه در کشورهای منا منفی است. دلیل این امر را می‌توان در وجود سیستم‌های سیاسی بسته و اقتدارگرا در کشورهای مربوطه جستجو کرد. زیرا به علت وجود انواع نابرابری‌ها، نبود بسیاری از آزادی‌های مدنی و همچنین کارکرد ضعیف یا نبود احزاب کارآمد، نبود تشکل‌های مدنی، رسانه‌های آزاد و ... در بسیاری از کشورهای عضو منا، ممکن است هرگونه باز کردن فضای سیاسی منجر به اعتراضات دسته جمعی گردیده که با سرکوب حکومت‌های استبدادی موجب بی‌ثباتی بیشتر می‌شود. البته در صورت وجود دموکراسی، معترضان آزادانه و مسالمت آمیز، دولت را نقد می‌کنند و دولت استاندارد نیز بدون کاربرد هر نوع خشونت، پاسخ‌گوی مطالبات شهروندان خواهد بود. به نظر می‌رسد نبود چنین دولت‌هایی در تعدادی از کشورهای منا و از جمله ایران موجب شکل‌گیری رابطه منفی فوق گردیده است.




**نمودار ۶: همبستگی متغیرهای دموکراسی و ثبات سیاسی در کشورهای توسعه‌یافته (۲۰۱۹-۲۰۰۰)**

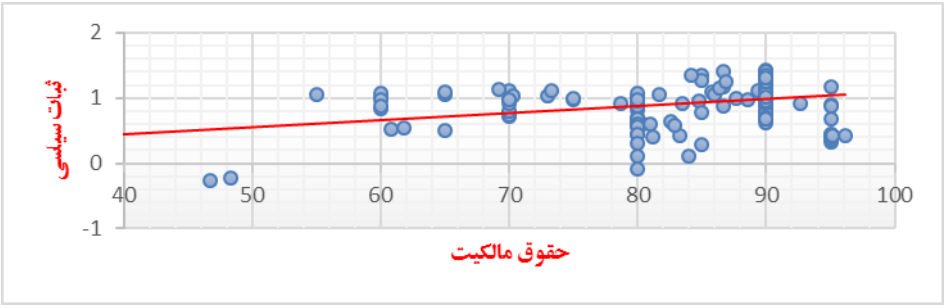
**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش

بسیاری از کشورها تمایل زیادی به جذب سرمایه خارجی دارند. عملکرد کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی بسته به نوع نظام حاکم متفاوت است، چرا که عوامل سیاسی و نهادی تأثیر

بسیار زیادی بر جریان سرمایه خارجی دارند. یکی از این عوامل ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت است. نمودارهای (۷) و (۸) رابطه مثبت بین ثبات سیاسی و بهبود حقوق مالکیت را نشان می‌دهند.

**نمودار ۷: همبستگی متغیرهای ثبات سیاسی و حقوق مالکیت در کشورهای منا (۲۰۱۹-۲۰۰۰)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی و محاسبات پژوهش




**نمودار ۸: همبستگی متغیرهای ثبات سیاسی و حقوق مالکیت در کشورهای توسعه یافته (۲۰۱۹-۲۰۰۰)**

**منبع:** داده‌های بانک جهانی (۲۰۲۰) و محاسبات پژوهش

## ۴-۲- برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌طور که اشاره شد این مقاله به بررسی ثبات سیاسی دو گروه از کشورهای پیشرفته و منا در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰ می‌پردازد. داده از بانک جهانی، سایت آزادی اقتصادی، گزارش‌های برنامه توسعه سازمان ملل[1]، سایت مرکز نابرابری جهانی و بانک مرکزی ایران (۱۴۰۰) استفاده شده است. در این مقاله به بررسی تاثیر هزینه‌های آموزشی و بهداشتی (به عنوان نماینده هزینه‌های رفاهی دولت) بر روی شاخص ثبات سیاسی پرداخته می‌شود. به این صورت که ابتدا تاثیر هزینه‌های مربوطه بر روی شاخص توسعه انسانی به همراه سایر متغیرهای تاثیرگذار بر آن برآورد می‌شود و سپس باقیمانده در معادله ثبات سیاسی جایگذاری شده و همراه با متغیرهای تعیین‌کننده

[1]. United Nations Development Program

آن برآورد می‌شود. مدل ارائه شده برای هر دو گروه کشورهای منا و توسعه‌یافته به صورت یکسان تصریح شده است. با توجه به دو متغیر وابسته یعنی شاخص توسعه انسانی و ثبات سیاسی و متغیرهای تاثیرگذار بر آن‌ها و تصریح آن‌ها، از سیستم معادلاتی استفاده می‌شود تا بتوان به طور همزمان برآورد نتایج صورت گیرد. در این رابطه از مطالعات السینا و پروتی (۱۹۹۶)، السینا و رودریک (۱۹۹۹)، بارو (۲۰۰۲)، پرسون و تابلینی[1] (۱۹۹۴)، آسموگلو و رابیسنون[2] (۲۰۰۰)، کیفر و نک[3] (۲۰۰۲) و بالتاجی و دنگ[4] (۲۰۱۴) برای طراحی سیستم معادلات استفاده شده است. همچنین به منظور تصریح مدل توسعه انسانی از مطالعات سان[5] (۲۰۱۰)، کوهن و سونو[6] (۲۰۰۷)، لنگ و تاپل[7] (۲۰۰۶)، لوی و شدی[8] (۲۰۱۳) و برای معرفی عوامل موثر بر ثبات سیاسی از مطالعات فنگ[9] (۱۹۹۷) و دانینگ[10] (۲۰۰۵) هم بهره‌برداری شده است. شاخص توسعه انسانی (HDI) در این مقاله به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HDI = f(EDU,HEAL,LEI, GINI,GDPP,MYS,PS\ldots)$$

که HDI به عنوان متغیر وابسته (شاخص توسعه انسانی)، EDU هزینه‌های دولت در آموزش و HEAL هزینه‌های دولت در بهداشت، LEI شاخص مربوط به کیفیت زندگی، GINI ضریب جینی، GDPP سرانه تولید ناخالص داخلی، MYS متوسط سال‌های تحصیل و PS شاخص ثبات سیاسی می‌باشند. PS با توجه به تاثیرگذاری دو طرفه بین ثبات سیاسی و شاخص توسعه انسانی بکار می‌رود که عددی بین ۲٫۵ و ۲٫۵- است.

معادله شاخص ثبات سیاسی، PS هست:

$$PS=f(UE,INF ,HDI,INV,DEM,DC)$$

که در آن UE نرخ بیکاری، INF نرخ تورم، HDI شاخص توسعه انسانی، INV سرمایه‌گذاری،

1. Persson & Tabellini (1994)
2. Acemoglu & Robinson (2000)
3. Keefer & Knack (2002)
4. Baltagi & Deng (2014)
5. Son (2010)
6. Cohen & Soto (2007)
7. Lange & Topel (2006)
8. Levy & Shady (2013)
9. Feng (1997)
10. Dunning (2005)

DEM دموکراسی و DC هزینه‌های دفاعی است. با توجه به این‌که باید این دو معادله به صورت یک سیستم معادلات همزمان برآورد شوند داریم:

HDI=f(EDU,HEAL, LEI,GINI,GDPP,MYS,PS)
PS=f(UE,INF ,HDI,INV,DEM,DC)

سیستم معادلات همزمان وقتی مورد استفاده قرار می‌گیرد که بین متغیرها وابستگی مستقیم وجود دارد.

تصریح سیستم در حالت لگاریتمی است:

$$\text{Log (HDI)} = \beta_0 + \beta_{11} \text{ Log (EDU)} + \beta_{12} \text{ Log (HEAL)} + \beta_{13} \text{ LEI} + \beta_{14} \text{ Log (GINI)} + \beta_{15} \text{ Log (GDPP)} + \beta_{16} \text{ Log (MYS)} + \beta_{17} \text{ Log (PS)}$$

$$\text{Log (PS)} = \beta_{21} + \beta_{22} \text{ UE} + \beta_{23} \text{ INF} + \beta_{24} \text{ Log (HDI)} + \beta_{25} \text{ Log (INV)} + \beta_{26} \text{ Log (DC)} + \beta_{27} \text{ DEM.}$$

به منظور بررسی ارتباط بین متغیرهای هر معادله از آزمون همجمعی استفاده شده و نتایج آن برای کشورهای توسعه‌یافته و منا در جدول‌های (۴) و (۵) گزارش شده است:

**جدول ۴: آزمون همجمعی معادلات مربوط به کشورهای توسعه یافته**

| معادله | مقدار آماره t | احتمال |
|---|---|---|
| معادله اول | -۵.۹۰۴۲۷ | ۰.۰۰۰۰ |
| معادله دوم | -۱۶.۹۶۰۸ | ۰.۰۰۰۰ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

برای بررسی همجمعی معادلات پژوهش از آزمون کائو استفاده شده است. بر اساس جدول‌های (۴) و (۵) احتمال مربوطه نشان‌گر رد فرضیه صفر هم برای توسعه انسانی و هم برای ثبات سیاسی برای هر دو گروه کشورها می‌باشد. بنابراین می‌توان اطمینان حاصل کرد که برآورد دچار رگرسیون کاذب نخواهد شد.

**جدول ۵: آزمون همجمعی معادلات مربوط به کشورهای منا**

| معادله | مقدار آماره t | احتمال |
|---|---|---|
| معادله اول | -۱.۷۰۸۱۹ | ۰.۰۴۳۸ |
| معادله دوم | -۳.۵۴۶۳۹ | ۰.۰۰۰۲ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

### ۴-۲-۱- تعیین الگوی اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی

برای تعیین داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر و برای تشخیص الگوی اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی از آمون هاسمن استفاده شده است. نتایج آزمون‌های مربوطه برای دو گروه کشورها به ترتیب در جدول‌های (۶) و (۷) ملاحظه می‌شود.

**جدول ۶: نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن برای معادلات کشورهای توسعه یافته**

| | | کشورهای توسعه‌یافته | | |
|---|---|---|---|---|
| معادله | | آزمون F لیمر | آزمون هاسمن | نتیجه |
| معادله اول | مقدار آماره | ۷۱,۹۴۱۱۷۵ | ۳۸,۵۴۱۱۰۵ | داده‌های تابلویی و اثرات ثابت |
| | احتمال | ۰.۰۰۰۰ | ۰,۰۰۰۰ | |
| معادله دوم | مقدار آماره | ۱,۴۹۶۴۴۷ | ۶,۶۴۰۵۱۸ | داده‌های تلفیقی و اثرات تصادفی |
| | احتمال | ۰.۰۳۷۶ | ۰,۴۴۵۰۱۸ | |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

نتایج برای کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که در معادله اول (یعنی معادله توسعه انسانی)، داده‌ها از نوع تابلویی بوده و از الگوی اثرات ثابت پیروی می‌کند. اما در معادله ثبات سیاسی داده‌ها از نوع تلفیقی بوده و از الگوی اثرات تصادفی پیروی می‌کند.

**جدول ۷: نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن برای معادلات کشورهای عضو منا**

| | | کشورهای منا (خاورمیانه و شمال افریقا) | | |
|---|---|---|---|---|
| معادله | | آزمون F لیمر | آزمون هاسمن | نتیجه |
| معادله اول | مقدار آماره | ۱۷۸,۸۹۵۶ | ۱۶,۲۰۵۰۲۱ | داده‌های تابلویی و اثرات ثابت |
| | احتمال | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۰۲۳۳ | |
| معادله دوم | مقدار آماره | ۵۶,۵۴۳۳ | ۶۵,۴۱۸۱ | داده‌های تابلویی و اثرات ثابت |
| | احتمال | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۰۰۰۰ | |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

برای کشورهای عضو منا هم نتایج حاکی از تابلویی بودن داده‌ها برای هر دو معادله است. همچنین الگوی مورد پیروی در این دو معادله الگوی اثرات ثابت می‌باشد. برای بررسی درون‌زایی متغیرها از آزمون اریب همزمانی استفاده می‌شود. برای انجام این کار ابتدا معادله شاخص توسعه انسانی با توجه به متغیرهای برون‌زای آن برآورد شده و سپس در معادله دوم یعنی ثبات سیاسی قرار گرفته و معنی‌داری آن سنجش شده است. نتایج مربوط به این آزمون برای کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای منا به این صورت است که توسعه انسانی در معادله ثبات سیاسی و همچنین ثبات سیاسی-اجتماعی در معادله توسعه انسانی برای هر دو گروه کشورها درون‌زا می‌باشد.

### ۴-۲-۲- شناسایی معادلات فرم ساختاری

برای بررسی امکان محاسبه ضرایب فرم ساختاری از آزمون تشخیص استفاده می‌شود که درآن باید دو شرط درجه‌ای (شرط لازم) و شرط رتبه‌ای (شرط کافی) مورد بررسی قرار گیرند. جدول‌های (۸)، (۹) و (۱۰) نتایج آزمون‌های شرط درجه‌ای و رتبه‌ای برای هر دو گروه از کشورها را نشان می‌دهند.

**جدول ۸: نتایج مربوط به شرط درجه‌ای برای دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای منا**

| معادله مورد نظر (برحسب متغیر وابسته) | تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده (k-K) | تعداد متغیرهای معادله مورد نظر منهای یک (m-1) | قابلیت تشخیص |
|---|---|---|---|
| معادله اول | ۸=۵-۱۳ | ۱=۱-۲ | بیش از حد مشخص |
| معادله دوم | ۸=۵-۱۳ | ۱=۱-۲ | بیش از حد مشخص |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) حاکی از برقراری شرط درجه‌ای مربوط به مدل معادلات همزمان تحقیق حاضر می‌باشد. بنابراین می‌توان ادعا کرد که یک شرط از شروط معادلات همزمان در این مدل مورد تایید قرار گرفته است. جدول‌های (۹) و (۱۰) وضعیت شرط رتبه‌ای برای متغیرهای هر دو گروه از کشورها را نشان می‌دهد.

**جدول ۹: نتایج مربوط به شرط رتبه‌ای برای کشورهای توسعه یافته**

| متغیر | ۱ | LHDI | LPS | LEDU | LHEAL | LLEI | LMYS | LGINI | UE | INF | LINV | LDC | DEM |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معادله اول | $\beta_{10}$ | ۱ | $-\beta_{12}$ | $-\gamma_{11}$ | $-\gamma_{12}$ | $-\gamma_{13}$ | $-\gamma_{14}$ | $-\gamma_{15}$ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |
| معادله دوم | $\beta_{20}$ | $-\beta_{21}$ | ۱ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | $-\gamma_{21}$ | $-\gamma_{22}$ | $-\gamma_{23}$ | $-\gamma_{24}$ | $-\gamma_{25}$ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

در برقراری شرط رتبه‌ای باید اثبات شود که هیچ ترکیب خطی بین ضرایب خارج از معادله مورد نظر وجود ندارد که در این‌جا حاصل شده است. زیرا در این پژوهش دو متغیر وابسته ثبات سیاسی و توسعه انسانی هستند که در جدول (۱۰) دترمینان ماتریس بین ضرایب متغیر ضریب جینی

(LGINI) و نرخ بیکاری (UE) غیر صفر می‌باشد که می‌تواند وجود شرط درجه‌ای را اثبات کند.

**جدول ۱۰: نتایج مربوط به شرط رتبه‌ای برای دو گروه از کشورهای منا**

| متغیر | ۱ | LHDI | LPS | LEDU | LHEAL | LLEI | LMYS | LGDDP | D1 | LGINI | DEM | UE | INF | LINV | LDC |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معادله اول | ۰β۱ | ۱ | -β۱۲ | -γ۱۱ | -γ۱۲ | -γ۱۳ | -γ۱۴ | -γ۱۵ | -γ۱۶ | -γ۱۷ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |
| معادله دوم | ۰β۲ | -β۲۱ | ۱ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | -γ۲۱ | -γ۲۲ | -γ۲۳ | -γ۲۴ | -γ۲۵ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

همچنین در جدول (۱۰) دترمینان ماتریس بین ضرایب ضریب جینی (LGINI) و دموکراسی (DEM) غیر صفر می‌باشد. بنابراین تمام شرایط آزمون‌های مربوط به معادلات همزمان برقرار شد و مشکلی برای تصریح مدل اقتصاد سنجی وجود ندارد. پس آزمون‌های تشخیص درجه‌ای و رتبه‌ای معادلات موجود در مدل بیش از حد مشخص هستند و بنابراین می‌توان از برآوردگر حداقل مربعات سه مرحله‌ای[1] (3SLS)، به منظور برآورد مدل بهره گرفت. روش 3SLS خود یک روش معادلات همزمان است. نتایج برآورد تجربی سیستم معادلات همزمان با استفاده از داده‌های تابلویی و تلفیقی و روش 3SLS برای کشورهای توسعه‌یافته در جدول (۱۱) ملاحظه می‌شود.

بر اساس جدول (۱۱) معادله اول (توسعه انسانی) تابعی از هزینه‌های دولت در بخش آموزش، بهداشت، شاخص کیفیت زندگی، متوسط سال‌های تحصیل، ضریب جینی و درآمد سرانه است. متغیر تاثیرگذار دیگر بر توسعه انسانی ثبات سیاسی- اجتماعی است. هزینه‌های دولت در دو بخش آموزش و سلامت با شاخص توسعه انسانی رابطه مستقیم دارند. متغیرهای تاثیرگذار دیگر که ارتباط مستقیمی با شاخص توسعه انسانی دارند شامل شاخص کیفیت زندگی، امید به زندگی و ثبات سیاسی و متوسط سال‌های تحصیل می‌باشد. انتظار این پژوهش ارتباط مستقیم و معنی‌دار

[1]. Three-Stage Least Squares

ثبات سیاسی با شاخص توسعه انسانی بود که برآورد تجربی الگو آن را برای کشورهای توسعه‌یافته تایید کرد. متغیر تاثیرگذار دیگر بر توسعه انسانی ضریب جینی می‌باشد. این ضریب نوعی شکاف بین بالاترین درآمد و پایین‌ترین درآمد شهروندان یک جامعه را نشان می‌دهد. این عنصر در الگوی این مقاله به عنوان یک عامل موثر در کیفیت زندگی آشکار شده است. درآمد متناسب با نیازها و هزینه‌ها باعث اطمینان خاطر مردم شده و فرصت‌ها و انگیزه‌های رشد را فراهم می‌کند و نداشتن درآمد کافی انسان‌ها را از هرگونه فرصت آموزش دور می‌کند. نتایج برآورد الگوی این مقاله نشان می‌دهد که افزایش نابرابری‌های درآمدی منجر به کاهش توسعه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته می‌شود. همچنین رابطه مثبت درآمد سرانه با توسعه انسانی و ثبات سیاسی-اجتماعی، یک عنصر کلیدی حکمرانی خوب، بررسی شده است. حکمرانی خوب پیش شرط لازم برای پیشرفت اقتصادی است و منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود، برابری جنسیتی را تقویت می‌کند، به حفظ محیط زیست کمک می‌کند و شرایطی را برای کاهش فقر فراهم می‌کند (دادگر، ۲۰۱۹).

**جدول ۱۱: نتایج مربوط به مدل کشورهای توسعه‌یافته**

| معادله ثبات سیاسی LPS | | | معادله توسعه انسانی LHDI | | |
|---|---|---|---|---|---|
| نام متغیر | احتمال پذیرش | ضریب | نام متغیر | احتمال پذیرش | ضریب |
| C | ۰.۲۶۶۸ | ۱.۳۱۹۴ | C | ۰.۰۰۰۰ | -۲.۳۳۹۴ |
| LUE | ۰.۰۰۶۹ | -۰.۰۰۱۳ | LEDU | ۰.۰۰۷۲ | ۰.۷۵۷۲۰ |
| INF | ۰.۰۰۳۶ | -۰.۰۰۱۰ | LHEAL | ۰.۰۰۳۰ | ۰.۱۷۹۹۵ |
| LHDI | ۰.۰۲۲۶ | ۰.۰۴۳۶ | LLEI | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۱۰۱۱۳ |
| LINV | ۰.۰۳۰۰ | ۰.۰۰۳۲ | LMYS | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۱۶۸۵۲ |
| DEM | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۱۹۰۴ | LPS | ۰.۰۰۰۳ | ۰.۷۵۰۳۶ |
| LDC | ۰.۰۴۸۳ | ۰.۰۱۴۲۳ | LGDPP | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۰۴۵۳۴ |
| $R^2$=۰.۴۱ | | | LGINI | ۰.۰۳۵۹ | -۰.۰۶۹۷۰ |
| | | | $R^2$=۰.۵۶ | | |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

ثبات سیاسی در این پژوهش تابعی از بیکاری، تورم، خالص سرمایه‌گذاری، دموکراسی، هزینه‌های دفاعی دولت و شاخص توسعه انسانی می‌باشد. تورم و بیکاری دو عامل تعیین کننده سطح زندگی مردم هستند. افزایش هرکدام از این دو منجر به کاهش ثبات سیاسی در یک جامعه می‌شود. برآورد مدل تجربی این مقاله برای کشورهای توسعه‌یافته، این را تایید می‌کند. در ضمن ثبات

سیاسی بر انگیزه مردم در راستای سرمایه‌گذاری تاثیر می‌گذارد. بی‌ثباتی سیاسی منجر به افزایش نااطمینانی و تهدید حقوق مالکیت می‌شود که به دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. سرمایه‌گذاری و ثبات سیاسی رابطه مستقیم و معنی‌داری دارند. دموکراسی اقتصادی یکی دیگر از متغیرهای موثر بر ثبات سیاسی است. وجود رابطه مثبت بین این دو متغیر معنی همسویی دموکراسی با ثبات سیاسی می‌باشد. جدول (۱۲) نتایج برآورد مدل کشورهای عضو منا را نشان می‌دهد.

**جدول ۱۲: نتایج مربوط به مدل کشورهای منا**

| معادله ثبات سیاسی LPS | | | معادله توسعه انسانی LHDI | | |
|---|---|---|---|---|---|
| نام متغیر | احتمال پذیرش | ضریب | نام متغیر | احتمال پذیرش | ضریب |
| C | ۰.۰۱۰۱ | -۲۸.۹۲۳ | C | ۰.۰۳۶۶ | -۲۹.۲۳۴۳ |
| LDC | ۰.۰۰۱۶۹ | ۰.۷۸۱۷۷ | LEDU | ۰.۰۱۰۰ | ۴.۲۱۳۲ |
| LUE | ۰.۰۳۰۴ | -۰.۰۳۵۸ | LHEAL | ۰.۰۴۰۰ | ۲.۴۲۶۵ |
| INF | ۰.۰۰۰۰ | -۰.۰۰۸۹ | LEI | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۷۷۱۲ |
| LHDI | ۰.۰۱۷۳ | ۰.۱۰۰۶ | LMYS | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۲۴۳۷ |
| LINV | ۰.۰۰۰۸ | ۱.۳۲۹۰ | LGDPP | ۰.۰۰۰۰ | ۰.۰۳۷۴ |
| DEM | ۰.۰۰۱۶ | ۰.۰۱۱۶ | LPS | ۰.۲۷۰۶ | -۰.۰۰۹۱ |
| $R^2$=۰.۵۲ | | | LGINI | ۰.۰۰۸۵ | ۰.۰۶۰۱ |
| | | | DUM۹۱۷ | ۰.۰۰۰۴ | -۰.۰۹۸۰ |
| | | | $R^2$=۰.۹۴ | | |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

برای کشورهای منا معادله توسعه انسانی تابعی از متغیرهای هزینه دولت در بخش آموزش و بهداشت، شاخص کیفیت زندگی، متوسط سال‌های تحصیل، ثبات سیاسی - اجتماعی و متغیر ضریب جینی است. متغیر ثبات سیاسی که در سیستم معادلات در الگوی دوم این مقاله متغیر وابسته است، در الگوی اول متغیر مستقل است که این نشان‌گر دوطرفه بودن تاثیرگذاری و تاثیرپذیری بین متغیر ثبات سیاسی با شاخص توسعه انسانی است. برای کشورهای منا متغیر ثبات سیاسی در توسعه انسانی معنی‌دار نشده است که دلیل آن را می‌توان چنین توضیح داد: اول ساختار سیاسی کشورها و ناکارآمدی آن‌ها و ناآرامی‌های منطقه منا و هزینه‌های سنگین و ناکارآمد بخش عمومی در این رابطه است. دوم مشکلات زیر ساختی این کشورها است زیرا دشواری‌های زیر ساختی فنی، فیزیکی، حقوقی و نهادی در این کشورها جدی و وسیع است. همچنین انواع نااطمینانی‌ها در داده‌ها و ... نیز در شکل‌گیری ضریب خاص دموکراسی و پیوند آن با ثبات سیاسی در کشورهای منطقه منا موثر بوده‌اند. ثبات سیاسی برای کشورهای توسعه‌یافته تابعی از متغیرهای بیکاری، تورم،

سرمایه‌گذاری، دموکراسی، هزینه‌های دفاعی و شاخص توسعه انسانی می‌باشد. برای کشورهای منا متغیر سرمایه‌گذاری دارای رابطه مستقیم و معنی‌دار با ثبات سیاسی است.

## ۵- نتایج قابل ملاحظه

۱- در این مقاله با استفاده از یک سیستم معادلات ابتدا تاثیر هزینه‌های دولت در آموزش و سلامت بر روی توسعه انسانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج، حکایت از معنی‌داری تاثیر این متغیرها بر روی توسعه انسانی دارد. سپس تاثیر هزینه‌های دولت در توسعه انسانی بر روی ثبات سیاسی مورد آزمون قرار گرفت که در آن، توسعه انسانی با متغیرهای درآمد، ضریب جینی، کیفیت زندگی نیز ارتباط پیدا می‌کند. همچنین ثبات سیاسی تابعی از بیکاری، تورم و سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شد.

۲- یک نتیجه مهم، تاثیرگذاری و تاثیرپذیری معنادار دو متغیر توسعه انسانی و ثبات سیاسی برای کشورهای توسعه یافته است. اما برای کشورهای عضو منا شاخص ثبات سیاسی در داخل مدل توسعه انسانی معنادار نشد. دلیل آن را می‌توان در انواع نااطمینانی مربوط به داده‌ها در کشورهای منا، ساختار سیاسی اجتماعی ناسازگار این کشورها و ... جستجو کرد.

۳- متغیر سرمایه‌گذاری برای هر دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و منا تاثیر مثبت و معنی‌داری بر روی ثبات سیاسی-اجتماعی را نشان داد. تاثیر تورم و بیکاری بر روی ثبات سیاسی منفی است. همچنین شاخص دموکراسی دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر روی ثبات سیاسی است.

۴- یک نتیجه‌ی مقاله این است که هزینه‌های دولت که منجر به افزایش بهبود توسعه انسانی می‌شود بر روی ثبات سیاسی تاثیر مستقیم و معنی‌دار دارد. این تاثیر در کشورهای منا به دلیل دشواری‌های ساختاری و نهادی معنادار نشد. اما متغیرهای دیگر اثرگذار بر سرمایه انسانی و ثبات سیاسی در این کشورها شامل درآمد سرانه، هزینه‌های دولت در بخش آموزش و بهداشت، شاخص کیفیت زندگی و سرمایه‌گذاری، مثبت و معنی‌دار شده‌اند.

۵- یک پیامد سیاستی این مقاله آن است که دولت‌ها می‌توانند از طریق افزایش هزینه‌های آموزش و بهداشت، بهبود دموکراسی، کاهش بیکاری، کاهش نابرابری و کاهش تورم جامعه را به ثبات مورد نظر برسانند.

## References


Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2000). "Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective". The Quarterly Journal of Economics **115**(4): 1167-1199.

Afshari, Z. Shirinbakhsh, S. & Ebrahimi, S. (2012). "Comparative Study of Government Expenditure on Human Development". Economic Studies of Growth and Development **2**(8): 37-50.

Aisen, A. & Veiga, F. (2010). "How does Political Instability Affect Economic Growth?". IMF Working Paper.

Alesina, A. & Perotti, R. (1996). "Income Distribution, Political Instability, and Investment". European Economic Review **40**(6): 1203-1228.

Alesina, A. & Rodrik, D. (1999). "Distribution, Political Conflict, and Economic Growth: A Simple Theory and Some Empirical Evidence". Political Economy, Growth, and Business Cycles 23-50.

Alesina, A. & Wacziarg, R. (1998). "Openness, Country Size and Government". Journal of Public Economics **69**(3): 305-321.

Alesina, A. Baqir, R. & Easterly, W. (1999). "Public Goods and Ethnic Divisions". Quarterly Journal of Economics **114**(4): 1214-1284.

Almasi, M. Soheily, K. & Spahbangharebaba, A. (2011). "Investigating the Impact of Investment in Education on Economic Growth in Iran". Macro-Economic Research **6**(11): 13-34

Asgharpoor, H. Ahmadiyan, K. & Moniei, O. (2013). "The Impact of Destabilization on Economic Growth in Iran". Economic Policies **21**(68): 175-194.

Baldacci, E. & Guin-Siu, M. & De Mello, L. (2003). "More on the Effectiveness of Public Spending on Health Care and Education". Journal of International Development **15**(6): 709-725.

Baltagi, B. & Deng, Y. (2014). "EC3SLS Estimator for a Simultaneous System of Spatial Autoregressive Equations with Random Effects". Econometric Reviews **34**(6): 659-694.

Barro, R. J. (2002). "Inequality and Growth in a Panel of Countries". Journal of Economic Growth **5**(1): 5-32.

Basakha, M. Sabaghkermani, M. & Yavari, K. (2011). "The Role of Health and Education Expenditures in Improving Human Capital Index". Management and Health **14**(45): 11-26.

Becker, G. (1964). *Human Capital a Theoretical and Empirical Analysis*, Chicago University Press.

Cadil, J. Ludmila, P. & Dagmar, B. (2014). "Human Capital Economic Growth". Economics and Finance **12**: 85-92.

Central Bank of Iran (2021). *Macro-Office Report*, Tehran, Central Bank Publishers.

Cohen, D. & Soto, M. (2007). "Growth and Human Capital: Good Data, Good Results". Journal of Economic Growth **12**: 51-76.

Dadgar, Y. & Mahmoodvand, H. (2021). "Investigating the Inequality and Social Unrest in Iran and Selected Countries". Journal of Studies and Economic Policy (Forth Coming).

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2011). "Welfare Analysis of Subsidy Policies on Iranian Economy". Journal Of Social Welfare **11**(42): 337-380

Dadgar, Y. (2008). "Political Economy a Powerful Instrument for Analyzing and Policy Making in Different Area in 21 Century". Comparative Economics **1**(9): 47-70.

Dadgar, Y. (2019). "Economics and Politics: Editorial Note". International Journal of Economics and Politics 1(1): 1-9.

Davis, A. (2009). "Human Development and the Optimal Size of Government". Journal of Socio- Economic **38**: 326-330.

Dornbusch, R. & Edwards. S. (1991). *The Macroeconomics of Populism in Latin America*, National Bureau of Economic Research.

Dunning, T. (2005). "Resource Dependence, Economic Performance, and Political Stability". Journal of Conflict Resolution **49**(4): 451-482.

Easterly, W. & Levine, R. (1997). "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions" The Quarterly Journal of Economics **112**(4): 1203-5.

Easterly, W. & Levine, R. (1997). "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions". The Quarterly Journal of Economics **112**(4): 1203-1250.

Erikson, D. (2011). *Rational Choice Theory*, ASIN, Publishers.

Faragi Dizaji, S. F. Farzanegan, M. R. & Naghavi, A. (2016). "Political Institutions and Government Spending Behavior: Theory and Evidence from Iran". International Tax and Public Finance **23**: 522-549.

Farahbakhsh, A. & Nili, M. (1998). "Relationship of Economic Growth and Income Distribution, Proceedings". The Journal of Planning and Budgeting 3-50.

Farajirad, A. & Hashemi, S. (2016). "Factors of Political Instability In Persian Gulf". Journal of International Relations **1**(21): 267-293.

Feng, Yi. (1997). "Democracy, Political Stability and Economic Growth". British Journal of Political Science **27**(3): 391-418.

Fotros, M. & Torkamani, E. (2012). "Adjusted Human Development and Economic Growth Stability". Journal of Economic Growth and Development **2**(7): 52-92.

Helco, H. and Wilsky, A. (1981). *The Private Government of Public Money*, London, Macmillan.

Imran, M. Bano, S. Azeem, M. Mehmood, Y. & Ali, A. (2012). "Relationship between Human Capital and Economic Growth". Journal of Agriculture & Social Sciences **8**(4): 135-138.

Jafarisamimi, A. Babazadeh, M. & Akbariyan, M. (2007). "The Relationship between Political Economic and Government Efficiency on Economic Growth in MENA". Economic Modeling **1**: 55-71.

Jerath, D. (2020). *Structural Stability, Theory and Practice*, Wiley Publishers.

Keefer, P. & Knack, S. (2002). "Polarization, Politics and Property Rights". Public Sector **111**: 127-154.

Khanzadi, A. Fatahi, S. & Moradi, S. (2007). "The Impact of Health Expenditure on Economic Growth in Iran". Journal of Strategic Policies and Macro **5**(35): 49-67.

Komijani, A. & Salatin, P. (2010). "The Impact of Governance Quality on Economic Growth on Iran and Selected Countries". Management Research **7**(20): 27-41.

Lange, F. & Topel, R. (2006). *The Social Value of Education and Human Capital*, Chapter 08 in Handbook of the Economics of Education, **1**: 459-509.

Larson, D. (2019). *Uncertainty, Macroeconomic Stability and Welfare State*, Routledge Publishing.

Levy, S. and Shady, N. (2013). "Latin America's Social Policy Challenge: Education Social Insurance, Redistribution". Journal of Economic Perspectives **27**(2): 193-218.

Lipset, S. M. (1959). "Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy". American Political Science Review **33**(1): 69-105.

Lucas, R. (1988). "The Mechanics of Economic Development". Monetary Economics **224**: 3-42.

Lucas, R. (2015). "Human Capital and Growth". American Economic Review **105**(5): 58-88.

Mankiw, N. Romer, D. & Wiel, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". Journal of Economics 704-438.

Mcnay, L. (2021). "The Politics of Welfare European". Journal of Political Theory 1-10 Doi 10. 1177147002.

Meltzer, A. & Richards, S. (1981). "A Rational Theory for the Size of Government". Journal of Political Economy **89**(5): 914-927.

Mohammadzadeh, Y. Daneshjafari, D. Majidi, Y. (2011). "The Impact of Institutional Quality and Human Development on Resource Cures Sustainable Growth and Development". Journal of the Economic Research **11**(4): 127-157.

Musgrave, R. (2017). *Public Finance in Theory and Practice*, McGraw-Hill.

Noferesti, M. (2016). *Unit Rote and Cointegration in Econometrics*, Tehran Rasa Press.

North, D. (1991). *Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press.

Northouse, D. (2021). *Leadership*, Sage Publishers.

Panahi, M. (2004). "Introduction in Political Stability". Journal of Rahbord **31**: 34-42.

Persson, T. Tabellini, G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?". American Economic **84**(3): 600-621.

Priscilla, A. & Lambert, T. (2008). "The Comparative Political Economy of Parental Leave and Child Care: Evidence from Twenty OECD Countries". Social Politics: International Studies in Gender, State & Society **15**(3): 315-344.

Przeworski, D. (2010). *Democracy and the Limits of Self-Government*, Cambridge University Press.

Rodrik, D. & Wacziarg, R. (2005). "Do Democratic Transitions Produce Bad Economic Outcomes?". American Economic Review **95**(2): 50-55.

Rodrik, D. (1998). "Why do More Open Economies have Bigger Governments?". Journal of Political Economy **106**: 997-1032.

Rostow, D. (1970). "Transition to Democracy". Comparative Politics **2**(3): 337-363.

Rostow, D. (1979). *A World of Nations*, Brookings Institution.

Sabaghkermani, M. & Basakha, M. (2008). "The Role of Good Governance in Improving Government Expenditure". Economic Research **86**: 109-130.

Sadeghi, M. & Emadzadeh, M. (2004). "Analyzing the Economic Factors on Women Employment in Iran". Women Studies **2**(1): 5-22.

Sarzaeim, A. (2015). "Institutional Quality and Composition of Government Expenditures". Journal of Plant of Budget **3**(130): 189-211.

Schultz, T. (1961). "Investment in Human Capital". American Economic Review **51**(1): 1-17.

Sengupta, C. (2004). "Political Social Stability". Economic Weekly **48**: 5161-5175.

Shahkalaei, S. (2016). "The Impact of Political Stability on Economic Growth". First National Conference on Economics, Management and Accounting.

Shelton, K. & Harold, G. (2008). "Interparental Conflict, Negative Parenting, and Children' Adjustment: Bridging Links between Parents' Depression and Children's Psychological Distress". Journal of Family Psychology **22**: 712-724.

Son, H. (2010). "Human Capital Development". Asian Development Bank Economics WP 225.

Spruyt, D. (1996). *The Sovereign State and Its Competitors*, Princeton University Press.

Uddin, M. A. Ali, M. H. & Masih, M. (2017). "Political Stability and Growth". Economic Modelling **64**: 610-625.

UN (2016). *Measuring Human Capital*, United National Publishers.

UN (2020). *Macro Data*, UN Press.

WB (2020). *World Bank Report on Good Governance*, World Bank Publishing.

Yaqub, J. O. Ojapinwa, T. V. & Yusuf, R. O. (2006). "Public Health Expenditure and Health Outcome in Nigeria, The Impact of Governance". European Scientific Journal **8**(13): 108-201.

Yong, K. (2010). *Human Development and Government Effectiveness*, Oxford University Press.

**Original Research Article**

# The impact of welfare expenditure of the government on politico-social stability through a human development channel: Iran and selected countries

**Yadollah Dadgar**[1*]
**Hamid Eskandari**[2]

Received: 25-06-2021 Accepted: 23-08-2021

**Introduction:** Political and social stability is an important component of optimum management in the public sector economy and, in turn, a key element in good governance. This key component of good governance and the basic element of optimum management of the public sector economy have a significant relationship with education and health in different societies. At the same time, education and health are fundamental elements for creating human capital and human development. Political and social stability provides a pacific environment for economic progress. This is because these elements encompass the conditions under which the law is ruling, sufficient security is prevailing in different societies, and economic activists benefit from enough freedom. As social and political stabilities are not separable, they are used interchangeably in this article, and, for brevity, they are referred to as political stability. In other words, political stability in this article means political-social stability. Not surprisingly, countries that benefit from more political and social stability do possess more economic progress. As there is a significant relationship between political and social stability on one hand and human development on the other, reinforcing human development and human capital can have an influential role in promoting political and social stability. Consequently, governments can redirect their welfare expenditures to improve health and education that eventually provide enough ground for better political and social stability. Accordingly, one main goal of this article is to investigate the impact of public expenditure in education and health on political and social stability.

**Methodology:** By using econometric and statistical methods, this study analyzes the factors affecting political and social stability through human development. It investigates the impact of public expenditure on welfare (especially those expenditures devoted to health and education) and political

[1]. Professor of Economic, Shahid Beheshti University
Email: y_dadgar@sbu.ac.ir
[2]. Master of Economic, Shahid Beheshti University

and social stability for selected countries. The selected countries include 34 developed countries, so-called OECD countries on one hand and 17 Middle Easten and North African countries, so-called MENA member countries. The MENA countries include Iran as well. The time period for this study is 1998 through 2020. By using a simultaneous equation system, this article explores the outcome of public expenditure in health and education on political and social stability in the mentioned countries. Moreover, and for a more realistic analysis, the other variables which influence political and social stability are addressed too. These variables include inflation rate, unemployment rate, inequality, and per capita income. Meanwhile, the role of democracy is discussed. For more scrutiny in this work, the negative correlation of investment and property rights is taken into consideration in the final analysis. Before econometric analysis, the dependency of some of the above variables on one hand and the political stability on the other are investigated statistically.

**Results and Discussion:** The result of the analysis in this study stresses some basic issues. It firstly, indicates that there is a positive and significant relationship between the welfare expenditures of the government, especially those dedicated to health and education, and political stability. Secondly, inflation rate, unemployment rate and inequality have negative and significant relationships with political stability. This paper presents the claims of new public sector theories versus the old public sector theories. The former claim is that the role of investing in health and education on political stability is much greater than concentrating on military power and security-oriented power to create political stability. According to the old theories of the public sector, however, the military power and concentrating on security orientations create political stability.

**Conclusion:** The significant relationship of the welfare expenditure of government devoted to health and education with political stability is the main finding of this research. The negative relationship of inflation and unemployment with political stability is another paramount finding of this work. By taking into consideration the first finding of this article, governments can improve health and education and create a significant amount of political stability. Also, by targeting a low inflation rate and decreasing the unemployment rate, they can promote the political and social stability. They can eventually boost the welfare of their citizens in the long run.

**Keywords:** Government expenditure, Human development, Politico-social stability, Income inequality, Democracy.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# آیا بازار سهام ایران کارا است؟
# آزمون باقیمانده- محور هم‌انباشتگی با رویکرد بیزی جزیی[۱]

**مجتبی رستمی[۲]**
**سید نظام الدین مکیان[۳]**

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۳

## چکیده
در اقتصاد مالی هم‌انباشتگی میان متغیرهای نامانا بسیار اهمیت دارد. زیرا، علیرغم وجود پیش‌بینی‌ناپذیری جداگانه سری‌های زمانی نامانا، ترکیب خطی آن‌ها می‌تواند پیش‌بینی پذیر باشد و با استفاده از روش‌های متعارف، استنباط در مورد آن‌ها ممکن گردد. به طور کلی نتایج تجربی درباره رابطه میان دو بازار ارز و سهام متناقض است. علل مختلفی منجر به چنین تناقضی می‌شود که در پژوهش حاضر به آن‌ها اشاره شده است. در این پژوهش، با استفاده از برخی واقعیت‌های تجربی درباره توزیع غیر شرطی داده‌های مالی، با روش بیزی جزیی، آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده- محور انگل-گرنجر با استفاده از توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال اصلاح ساختار تابع راستنمایی معرفی شده و بر مبنای آن به استنباط در مورد پیش‌بینی پذیری این بازارها پرداخته شده است. نتایج شبیه‌سازی‌ها اعتبار این روش را تایید می‌کند. بر مبنای آزمون ارائه شده، هم‌انباشتگی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام ایران تایید می‌شود و لذا فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام ایران رد می‌شود.

**واژگان کلیدی:** بازار ارز، بازار سهام، آزمون هم انباشتگی باقیمانده- محور، رویکرد بیزی جزیی.

**Keywords:** Exchange Market, Stock Market, Residual-based Co-integration Test, Partial Bayesian Approach.
**JEL Classification:** C11, C22, C49, C58.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول می‌باشد.

[۲]. پژوهشگر پسا دکتری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
mojtabarostami1364@yahoo.com
[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
nmakiyan@yazd.ac.ir

## ۱- مقدمه

خروج آمریکا از توافق اتمی موسوم به برجام میان ایران و کشورهای ۵+۱ در اوایل سال ۱۳۹۷ شمسی برای مدت زمانی نسبتا طولانی موجب بروز امواج تلاطمی در بازار ارز ایران شد. سرریز شدن این امواج تلاطمی، با فرصت کوتاهی برخی از بازارها از جمله بازارهای مالی، طلا، ارز و مسکن را متلاطم ساخت. یکی از مهمترین بازارهای مالی ایران یعنی بازار سهام در ابتدای این تحولات، شواهد قوی از سرریز تلاطمی ارز در خود بروز نداد. به تدریج با گذشت زمان رشد شاخص بازار بورس (به طور متوسط) در کنار رکود معاملات در بازاری همچون بازار مسکن نشان از احتمال وجود یک رابطه بلندمدت میان تحولات بازار ارز و بازار سهام داشت. وجود دانش تجربی و دقیق از چنین روابطی منجر به بهبود کنترل تلاطم باثبات سازی بازارهای مالی کشور خواهد شد. از سویی دیگر توسعه اقتصاد ایران در گرو ارتقاء کارآمدی بازارهای مالی است که نیاز به چنین دانشی را ضروری می‌کند. با وجود این‌که ارتباط متقابل بازار سهام و نرخ ارز عامل مهمی در تعیین سیاست‌های ارزی و تنظیم قیمت‌های سهام است و همچنین تعداد قابل توجهی از پژوهش‌ها این رابطه را تجزیه و تحلیل نموده‌اند (هاتفی مجومرد، ۲۰۱۹)؛ اما، نکته در خور ملاحظه آن است که در این زمینه یک تئوری رایج پذیرفته شده وجود ندارد.

وجود ارتباط کوتاه مدت میان بازار ارز و بازار سهام از لحاظ تئوری‌های اقتصاد مالی مشکلی را ایجاد نمی‌کند. اما، ارتباط بلندمدت که در ادبیات اقتصادی از آن تحت عنوان هم‌انباشتگی یاد می‌شود با فرضیه بازارهای کارا[1] در تقابل است. فرضیه بازارهای کارا در بازار سهام بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران به صورت واحدهای عقلایی رفتار می‌کنند و از تمام اطلاعات موجود در جهت کشف روند آتی قیمت‌های سهام استفاده می‌کنند. به این علت حرکات قیمت سهام به صورت تصادفی خواهد بود و لذا ارتباط بلندمدت بازار ارز و بازار سهام به دلیل آن‌که می‌توان از چنین ارتباطی در جهت روندهای آتی بازار سهام استفاده نمود ناقض فرضیه بازار کارا خواهد بود (موکرجی و یو[2]، ۱۹۹۷).

نتایج تجربی درباره رابطه میان این دو بازار (و جهت علیت) متناقض است. علل چنین تناقضی را می‌توان در دلایل زیر جستجو کرد:

---

1. Market Efficient Hypothesis
2. Mookerjee and Yu (1997)

**الف)** در آزمون‌های کلاسیک ریشه واحد (مانند ADF و PP)[1] و هم‌انباشتگی (مانند انگل-گرنجر و فیلیپس اولایر[2]) نظریه توزیع مجانبی به شکل ناپیوسته بین فرضیه وجود ریشه‌ی واحد و فرضیه مانایی تغییر می‌کند و لذا آزمون فرضیه‌های کلاسیکی (مبتنی بر نظریه مجانبی) نمی‌تواند روشی منطقی برای استنباط آماری بر اساس نظریه مجانبی ناپیوسته را بدست دهد (سیمز[3]،۱۹۸۸).

**ب)** در آزمون‌های ADF، PP و KPSS[4] و همچنین به طور متناظر در آزمون های هم‌انباشتگی کلاسیک مقادیر بحرانی در عمل برای نمونه‌های کوچک اساسا متفاوت از مقادیر مجانبی آن‌هاست (کوپ[5]، ۱۹۹۴). این موضوع می‌تواند منجر به تولید نتایج متناقضی در نمونه‌های کوچک شود.

**ج)** استنباط وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت باید مشروط به نمونه‌های در دسترس انجام پذیرد که در این صورت وجود نتایج متفاوت متناقض نخواهد بود. زیرا تغییر نتایج با تغییر نمونه‌ها به رسمیت شناخته شده است.

دلایل فوق ریشه تناقض در نتایج را در عدم کفایت آزمون‌های کلاسیک می‌بیند. علاوه بر دلایل فوق، خواص مجانبی آزمون‌های ریشه واحد و همچنین هم‌انباشتگی کلاسیک در حضور اثرات ARCH[6] یا عدم حضور این اثرات شناخته شده نیست (نلسون[7]، ۱۹۹۱). این موضوع به معنای آن است که برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای سری زمانی مالی آزمون‌های کلاسیک نمی‌توانند پاسخ‌های معتبری ارائه دهند. با توجه به این مطالب، در ادبیات اقتصادی ایران مطالعه‌ایی که چنین شکافی را پوشش داده باشد صورت نگرفته است. محققین پژوهش حاضر بر اساس این ملاحظات، با استفاده از برخی واقعیت‌های تجربی در باره توزیع احتمال غیر شرطی داده‌های مالی با رویکرد بیزی جزیی[8] آزمون هم‌انباشتگی باقیمانده- محور را با اصلاح ساختار تابع راستنمایی داده‌ها با استفاده از توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال[9] به عمل آورده‌اند و بر مبنای آن به استنباط

---

1. Augmented Dickey Fuller & Philips Prone Tests
2. Engle & Granger and Philips Olayer
3. Sims (1988)
4. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin Test
5. Koop (1994)
6. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
7. Nelson (1991)
8. Partially Bayesian
9. Scale Mixed Normal= SMN

در مورد پیش‌بینی پذیری این بازارها پرداخته‌اند. فورمستون و همکاران[1] (۲۰۱۳) ترکیب تخمین کلاسیک رگرسیون روابط بلندمدت و آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌ها به شیوه بیزی را رویکرد بیزی جزیی می‌نامند و به همین دلیل شیوه استفاده شده در این مقاله طبق تعریف رویکرد بیزی جزیی می‌باشد. شایان ذکر است که در این پژوهش، از داده‌های نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام در فاصله زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ استفاده شده است. این دوره بررسی، شامل اتفاقات اخیر است که در بازارهای سهام و ارز ایران روی داده است. ساختار این پژوهش در ادامه به صورت زیر می‌باشد:

در بخش بعد مفاهیم اساسی مربوط به این حوزه بررسی می‌شود. بخش سوم روش شناسی تجربی را مورد بحث قرار می‌دهد. در بخش چهارم نتایج پژوهش ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری بر مبنای نتایج ارائه خواهد شد.

## ۲- مفهوم هم انباشتگی

هم‌انباشتگی امکان مطالعه روابط بلندمدت اقتصادی را در بین متغیرهای نامانا فراهم می‌آورد. منظور از روابط بلندمدت این نیست که متغیرها در تمام افق زمانی بر یک مسیر پایدار[2] قرار داشته باشند بلکه در دامنه‌ایی محدود از این افق زمانی می‌توانند از مسیر پایدار انحراف داشته باشند. در صورتی که انحراف از رابطه بلندمدت مانا باشد گفته می‌شود که متغیرها هم‌انباشته[3] یا هم‌جمع می‌باشند. بنابراین، ترکیب خطی دو فرآیند تصادفی نامانا چنان‌چه منجر به ایجاد یک فرآیند تصادفی مانا گردد آنگاه این دو فرآیند را هم‌انباشته می‌نامند. گرنجر[4] (۱۹۸۷) رابطه هم‌انباشتگی میان دو متغیر $x_1$ و $x_2$ که جمعی از مرتبه d و $\mathrm{b}(d \geq b \geq 1)$ هستند را به صورت زیر تعریف می‌کند:

$$\alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 \sim I(d-b) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق $[\alpha_1, \alpha_2]$ بردار هم انباشتگی نامیده می‌شود. در اقتصاد و اقتصاد مالی حالتی که $d = b$ می‌باشد مورد توجه است.

---

1. Furmston (2013)
2. Steady State
3. Co-integrated
4. Granger (1987)

رابطه (۱) را برحسب یکی از متغیرها نرمال سازی می‌کنند[۱]، برای مثال می‌توان به صورت زیر این‌کار را انجام داد:

$$x_1 + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} x_2 \sim I\left(d - b\right) \qquad (۲)$$

بر اساس قضیه نمایش گرنجر[۲] چنانچه دو متغیر $x_1$ و $x_2$ هم انباشته باشند، دینامیک تعدیل میان دو متغیر در جهت دستیابی به تعادل بلندمدت ( $x_{1,t} + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} x_{2,t} + \varepsilon_t$ ) را می‌توان با استفاده از یک الگوی تصحیح خطا توصیف کرد یا با اندکی دستکاری رابطه (۲) را در حضور وقفه‌های دو متغیر می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta x_{i,t} = \mu_i + \gamma_i \left(x_{i,t-1} - \beta x_{j,t-1}\right) + \sum_{k=1}^{p} \alpha_{1,k} \Delta x_{1,t-k} + \sum_{l=1}^{q} \alpha_{2,l} \Delta x_{2,t-l} + \upsilon_t ; \quad (۳)$$
$$i \neq j \;\&\; i = j = 1,2$$

در اقتصاد و اقتصاد مالی هم انباشتگی بسیار اهمیت دارد زیرا با وجود پیش‌بینی‌ناپذیری سری‌های زمانی نامانا به طور جداگانه (به دلیل آن‌که میانگین و واریانس این متغیرها در زمان متغیر است)، ترکیب خطی آن‌ها پیش‌بینی‌پذیر بوده و با استفاده از روش‌های متعارف، استنباط استقرایی در مورد آن‌ها ممکن است. برای مثال در اقتصاد مالی با استفاده از خاصیت برگشت‌پذیری به میانگین دارایی‌های مالی مانا (در صورت وجود) می‌توان استراتژی‌های مبادله سودآور را طراحی کرد. بدین صورت که زمانی که قیمت دارایی از میانگین آن بالاتر بود، دارایی را فروخت و زمانی که قیمت دارایی کمتر از میانگین قرار داشت دارایی را خرید. اما قیمت دارایی‌ها معمولا نامانا‌ست و طراحی استراتژی فوق ناممکن است (مکیان، ۲۰۱۸). با این حال چنان‌چه یک ترکیب خطی از دو یا بیشتر از دو قیمت دارایی نامانا وجود داشته باشد که مانا باشد می‌توان استراتژی مبادله را به مشابه حالت فوق طراحی نمود.

---

[۱]. این موضوع چنان‌که در ادامه توضیح داده خواهد شد به خاطر خاصیت فوق سازگاری پارامتر رابطه (۲) است. در این صورت حتی در صورت درون‌زا بودن متغیر توضیحی، برآوردگر پارامتر رابطه بلندمدت به مقدار واقعی آن با نرخی برابر با اندازه نمونه همگرا خواهد شد.

[2]. Granger's Representation Theorem

### ۲-۱- آزمون وجود هم‌انباشتگی

به طور کلی، دو رویکرد برای آزمون وجود بردار هم‌انباشتگی میان دو یا بیشتر از دو متغیر نامانا وجود دارد که عبارتند از رویکرد باقیمانده- محور[1] و رویکرد تصحیح خطا. در رویکرد باقیمانده محور در صورتی که یکی از بردارهای هم‌انباشتگی رابطه (۴) از پیش معلوم باشد، می‌توان با آزمون‌های ریشه واحد مرسوم ADF و PP مانایی بردار باقیمانده‌ها را به منظور وجود رابطه هم‌انباشتگی بررسی نمود.

$$x_{i,t} = \alpha_{i,0} + \beta_i t + \lambda_i x_{j,t} + \varepsilon_{i,t}\,;\; i \neq j \quad \& \quad i, j = 1, 2 \qquad (۴)$$

اطلاعات در مورد بردار هم‌انباشتگی را می‌توان از تئوری‌های اقتصادی یا کارهای تجربی پیشین در این زمینه استخراج نمود. با این وجود این بردار از قبل شناخته شده نیست. بدین منظور انگل و گرنجر[2] (۱۹۸۷) رویکرد دو مرحله‌ایی را برای آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی پیشنهاد کردند. بر اساس پیشنهاد آن‌ها در مرحله اول رگرسیون ایستا (که تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد) یا رابطه (۴) میان متغیرهای نامانا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[3] برآورد می‌شود و سپس باقیمانده‌های این رابطه که انحراف از رابطه بلندمدت را نشان می‌دهند استخراج می‌شوند و مورد آزمون وجود ریشه واحد با استفاده از مقادیر بحرانی بدست آمده توسط مک کینون[4] (۲۰۱۰) قرار می‌گیرند.

$$\begin{cases} H_0 : \varepsilon_t \sim I(1) \\ H_1 : \varepsilon_t \sim I(0) \end{cases} \qquad (۵)$$

مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده توسط مک کینون (۲۰۱۰) با مقادیر بحرانی ADF و PP متفاوت است، زیرا این آزمون برای مجموعه‌ایی از داده‌های تولید شده و نه مشاهده شده مورد استفاده قرار می‌گیرد. اندازه این مقادیر بحرانی به تعداد متغیرها و اجزاء قطعی حاضر در معادله (۴) بستگی دارد. هاسلر[5] (۲۰۰۴) نشان داده است که مقادیر بحرانی بدست آمده توسط مک کینون برای مدل

---

1. Residual-Based
2. Engel and Granger = EG (1987)
3. Ordinary Least Square = OLS
4. Mac Kinnon
5. Hassler (2004)

حاوی جزء عرض از مبدا اگر و تنها اگر رابطه (۴) تنها شامل متغیرهای $I(1)$ بدون روند خطی باشد معتبر است. در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی تخمین پارامتر $\lambda_1$ یا $\lambda_2$ فوق سازگار است[۱]. در این شرایط بر خلاف رگرسیون با متغیرهای مانا، درون‌زایی متغیرها یا خطا در متغیرها مانع نتایج سازگار در تخمین نیست. با این حال در نمونه‌های کوچک تخمین‌ها اریب بوده و حتی به طور مجانبی هم نرمال نمی‌باشند. بنرجی، دولادو، هندری و اسمیت[۲] (۱۹۸۶) نشان داده‌اند که میزان اریبی در تخمین با نسبت $1-R^2$ متناسب است. این موضوع به خاطر خودهمبستگی بالای باقیمانده‌ها است، زیرا رگرسیون ایستای رابطه (۴) دینامیک فرآیند را در طول زمان نادیده می‌گیرد.

در مقابل رویکرد فوق الذکر، در رویکرد تصحیح خطا سیستم هم‌انباشته به صورت چندمتغیره از طریق یک مدل تصحیح خطا مدل‌سازی می‌شود. فضای هم‌انباشتگی (فضای بردارهای هم‌انباشتگی) با استفاده از ماتریس عبارات بلندمدت کاهش یافته مدل تصحیح خطا تخمین زده می‌شود. این روش نیز دارای معایب و مزایایی است، اما در پژوهش حاضر تمرکز بر رویکرد باقیمانده محور است و لذا به این موضوع پرداخته نشده است.

## ۳- استفاده از رویکرد استنباط آماری بیزین در زمینه هم‌انباشتگی

رویکردهای بیزی به عنوان جایگزین آزمون‌های کلاسیک، در آزمون فرضیه هم‌انباشتگی تقریبا به طور کامل بر رویکردهای تصحیح خطا تمرکز دارند (کوپ و همکاران[۳]، ۲۰۰۴). در زمینه آزمون فرضیه‌ی هم‌انباشتگی بیزی باقیمانده-محور می‌توان به کار فورمستون و همکاران[۴] (۲۰۱۴) و بریسگلدل و باربر[۵] (۲۰۱۲) استناد کرد. فورمستون و همکاران (۲۰۱۴) از یک رویکرد تمام بیزی[۶] به منظور آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرده‌اند. آن‌ها مزیت کارشان نسبت به رویکرد انگل – گرنجر و رویکردهای بیزی جزیی[۷] را در آزمون فرضیه عدم هم‌انباشتگی بر کل فضای ضرایب رگرسیونی برمی‌شمارند (رستمی و همکاران، ۱۳۹۹).

---

[۱]. در این حالت همگرایی به سمت مقدار واقعی پارامتر با نرخ T بجای $\sqrt{T}$ در رگرسیون با متغیرهای مانا روی می‌دهد.

[2]. Banerjee, Dolado, Hendery and Smith (1986)
[3]. Koop (2004)
[4]. Furmston (2014)
[5]. Bracegirdle and Barber (2012)
[6]. Fully Bayesian
[7]. Partially Bayesian

بریسگلدل و باربر (۲۰۱۲) از یک رویکرد جزئی بیزی برای آزمون هم‌انباشتگی بیزی استفاده کرده‌اند. در روش ارائه شده توسط آن‌ها در مرحله اول رابطه بلندمدت با استفاده از الگوریتم EM[1] برآورد می‌شود و در مرحله بعد با استفاده از فاکتور بیزی به بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی می‌پردازند.

در پژوهش حاضر مشابه آزمون انگل-گرنجر از یک رویکرد دو مرحله‌ایی برای آزمون هم‌انباشتگی استفاده شده است، با این تفاوت که در مرحله اول با استفاده از روش FMOLS[2] باقیمانده‌های رابطه بلندمدت استخراج و در مرحله دوم با استفاده از روش ساخت آزمون توسط فاکتور بیزی به آزمون فرضیه رابطه (۵) پرداخته شده است. همچنین، در این مطالعه بجای استفاده از فرض نرمال در تابع راستنمایی داده‌ها از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال در تابع راستنمایی استفاده شده است. همان‌گونه که در ادامه توضیح داده شده است این کلاس از توزیع‌ها در تحلیل رگرسیونی داده‌های مالی (به دلیل ضریب کشیدگی بالای این داده‌ها نسبت به توزیع نرمال) مناسب‌تر از توزیع نرمال می‌باشند.

### ۳-۱- اجزاء آزمون بیزین جزیی باقیمانده-محور

#### ۳-۱-۱- روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS)

برای تخمین پارامترهای بلندمدت روش‌های جایگزین روش OLS وجود دارد که تنها یک رابطه هم انباشتگی را نتیجه می‌دهند و تخمینی سازگار و کارا از رابطه بلندمدت را بدست می‌دهند. در این مورد می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)[3] و روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS)[4] اشاره کرد که به ترتیب توسط استاک و واتسون[5] (۱۹۹۳) و فیلیپس و هانسن[6] (۱۹۹۰) ارائه شده‌اند. در پژوهش حاضر، به منظور تخمین کارا از ضرایب رگرسیون رابطه بلندمدت از روش FMOLS استفاده شده است. اینـدر[7] (۱۹۹۳) با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو[8] نشان داد تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS از روش OLS به ویژه در نمونه‌های بزرگ مناسب‌تر است، زیرا ارییی تخمین پارامتر رابطه بلندمدت را به میزانی چشمگیر

1. Expectation–maximization Algorithm
2. Fully Modified Ordinary Least Square
3. Dynamic OLS = DOLS
4. Fully Modified OLS = FMOLS
5. Stock and Watson (1993)
6. Phillips and Hansen (1990)
7. Inder (1993)
8. Monte Carlo

کاهش می‌دهد. این موضوع منجر به تولید باقیمانده‌هایی خواهد شد که ساختار فرآیند مولدشان را دقیق‌تر منعکس می‌کنند که در کارایی آزمون بیزین جزیی استفاده شده در این پژوهش بسیار اثرگذار است.

### ۳-۱-۲- آزمون فرضیه با استفاده از فاکتور بیزی

یکی از موضوعات مهم در پژوهش حاضر نحوه انجام آزمون بیزی هم‌انباشتگی است. برتری رویکرد بیزی نسبت به رویکرد کلاسیک آن است که روش‌های کلاسیک قادر به پاسخ‌گویی در مورد احتمال وجود ریشه واحد در جامعه (یا فرآیند مولد داده‌ها) نمی‌باشند و تنها گزاره‌های احتمالاتی درباره نمونه‌ها را بیان می‌کنند. به منظور پاسخ دادن به سوال چقدر احتمال دارد که فرآیند مولد داده‌ها (DGP)[1] از یک فرآیند گام تصادفی (با رانش یا بدون رانش) تبعیت کند؟ باید از رویکرد بیزی استفاده نمود. همان‌گونه که جمیز اچ. استاک[2] (۱۹۹۱) بیان می‌کند تفاوت دو رویکرد بیزی و کلاسیک در آن است که این دو رویکرد به سوال‌های متفاوتی پاسخ می‌دهند. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه هم‌انباشتگی از روش فاکتور بیزی[3] استفاده شده است که کارکرد آن در ادامه توضیح داده شده است.

در رویکرد بیزی انجام آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد $\rho = 1$ (که $\rho$ پارامتر شیب فرآیند AR(1) است) مشابه حالت کلاسیک غیر ممکن است. زیرا در صورتی که فرضیه صفر به شکل $\rho = 1$ تعریف شود آن‌گاه استفاده از توابع پیشین پیوسته ناممکن خواهد بود (مادلا و کیم[4]، ۱۹۹۸). برای محاسبه احتمال پسین فرضیه وجود ریشه واحد توابع توزیع پیوسته لازم است. همچنین برخلاف رویکرد کلاسیک که فرضیه صفر در محور استنباط قرار دارد، در رویکرد بیزی فرضیه صفر و فرضیه مقابل در موقعیت یکسانی قرار دارند. در کنار شیوه‌های مختلفی که در انجام این آزمون ارائه شده است روش‌شناسی بیزی این امکان را فراهم می‌کند تا با استفاده از مقایسه نسبت احتمال‌های پسین فرضیه‌های مختلف، مشروط به داده‌های معلوم، فرضیه‌ایی را که حداکثر احتمال تطابق با داده‌ها را داشته باشد انتخاب کنیم (فیلیپس و پلوبگر[5]، ۱۹۹۵). این عمل با فرض آن‌که تعداد $\{H_j\}_{j=1}^{k}$ فرضیه موجود باشد، با استفاده از محاسبه احتمال پسین ازامین فرضیه به

---

1. Data Generate Process = DGP
2. James H. Stock (1991)
3. Bayesian Factor
4. Maddala & Kim (1998)
5. Philips & Ploberger (1995)

شرط داده‌ها به‌صورت زیر صورت می‌پذیرد:

$$p\left(H_j \left| y \right.\right) = \frac{p\left(y \left| H_j \right.\right) p\left(H_j\right)}{\int\limits_{k \in H} p\left(y \left| H_k \right.\right) p\left(H_k\right) dH}, \qquad (۵)$$

با استفاده از تعریف نسبت $R_{ji}$ که نسبت احتمالات پسین محاسبه شده فرضیه‌های i و j بر اساس رابطه‌ی فوق است، می‌توان معیاری احتمالی برای مقایسه فرضیه‌ها به صورت زیر فراهم آورد:

$$R_{ji} = \frac{p\left(H_j \left| y \right.\right)}{p\left(H_i \left| y \right.\right)} = \frac{p\left(H_j\right)}{p\left(H_i\right)} \frac{p\left(y \left| H_j \right.\right)}{p\left(y \left| H_j \right.\right)}, \qquad (۶)$$

زمانی‌که $R_{ji} \geq 1$ نشان‌دهنده آن است که به ازای داده‌های معلوم y و پیشین‌های $p\left(H_j\right)$ و $p\left(H_i\right)$ فرضیه j به‌طور دقیق‌تری پدیده تحت بررسی را نسبت به مدل i بررسی می‌کند (اوسی ولسکی[1]، ۲۰۰۱، ۲۰-۲۴).

### ۳-۲- توزیع آمیخته- مقیاس نرمال

در پژوهش حاضر به منظور تصریح مدل گام تصادفی (با رانش، یا بدون رانش) از توزیع آمیخته-مقیاس نرمال استفاده شده است.

متغیر تصادفی R مشروط به متغیر پنهان $\omega$، با پارامترهای مکان $\mu$ و مقیاس $\sigma$ به‌طور شرطی به صورت نرمال $R\left|\omega \sim N\left(\mu, g\left(\omega\right)\sigma^2\right)\right.$ توزیع شده است که $g\left(.\right)$ تابعی مثبت بر $\square$ و $\omega \sim \pi\left(\omega\right)$ است که تابع $\pi\left(.\right)$ یک تابع چگالی احتمال پیوسته یا گسسته است. به توزیع R با عنوان توزیع آمیخته- مقیاس نرمال (SMN)[2] با پارامتر ترکیبی $\omega$ و با چگالی آمیخته $\pi\left(.\right)$ اشاره می‌شود. کلاس توزیع‌های تعریف شده‌ی فوق بسیار بزرگ و کاربردی می‌باشد. در شرایطی که فرض نرمال بودن داده‌ها انتخاب مناسبی نیست کلاس فوق را می‌توان در تحلیل رگرسیونی مورد استفاده قرار داد.

---

[1]. Osiewalski (2001)

[2]. Scale Mixed Normal= SMN

در تحلیل رگرسیونی داده‌های مالی تابع راستنمایی نیازمند توزیع غیر نرمال همچون توزیع t است. بر اساس تحقیقات گسترده‌ایی که در زمینه داده‌های مالی صورت گرفته مشخص شده است که توزیع تجربی داده‌های مالی دارای ضریب کشیدگی بزرگ‌تر از نرمال می‌باشد. ریشه این موضوع در یکی از مهمترین واقعیت‌های آشکار شده در حوزه تلاطم[1] دارایی‌های مالی است که بیان می‌کند تلاطم این دارایی‌ها در طول زمان متغیر است (مندلبرات[2] (۱۹۶۳)، انگل[3] (۲۰۰۴) و شورت[4] (۱۹۸۹)). به این ویژگی اصطلاحا خاصیت خوشه‌ای تلاطم گفته می‌شود که مبین وجود خودهمبستگی مثبت دوره‌های تلاطمی است. این امر موجب می‌شود که بازده به طور شرطی ناهمسانی واریانس داشته باشد. لذا، اگر واریانس شرطی بازده با واریانس غیر شرطی آن تفاوت داشته باشد یا به لحاظ آماری یعنی:

$$\sigma_t^2 \mid_{t-1} = var\left(r_t \mid \Im_{t-1}\right) \neq \mathrm{var}\left(r_t\right) \qquad (۷)$$

پیامد نابرابری فوق ضریب کشیدگی بیش از توزیع نرمال داده‌های بازده است.
چگالی t با پارامترهای مکان $\theta$، مقیاس $\sigma^2$ و درجه آزادی $\nu$ را همواره می‌توان با استفاده از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به صورت زیر بیان کرد (اندروز و مالوز[5]، ۱۹۴۷):

$$t_\nu\left(R\left|\mu,\sigma^2\right.\right) = \int_0^\infty N\left(R\,\mu\left|\theta,\frac{\sigma^2}{\omega}\right.\right) G\left(\omega\left|\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right.\right) d\,\omega \qquad , \qquad (۸)$$

در این رابطه $N\left(.\middle|.\right)$ و $G\left(.\middle|.\right)$ به ترتیب چگالی‌های نرمال و گاما هستند. با استفاده از این نمایش، متغیر R مشروط به $\omega$ دارای توزیع نرمال $N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{\omega}\right)$ است که با توزیع $G\left(\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right)$ مربوط به $\omega$ ترکیب شده است (رستمی و مکیان، ۲۰۱۹):

[1]. Volatility Clustering
[2]. Mandelbrot (1963)
[3]. Engel (2004)
[4]. Schwert (1989)
[5]. Andrews and Mallows (1947)

$$R\left|\mu,\sigma^2,\omega\sim N\left(\mu,\frac{\sigma^2}{\omega}\right)\right. \qquad \& \qquad \omega\sim G\left(\frac{\nu}{2},\frac{\nu}{2}\right). \tag{۹}$$

### ۳-۳- مدل عملیاتی

بعد از تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS باقیمانده‌ها استخراج شده و در گام دوم با استفاده از دو مدل بیزی زیر مورد آزمون خواهد گرفت:

$$R_t=\alpha^{(i)}+\left(1-\rho^{(i)}\right)R_{t-1}+\sum_{j=1}^{t-1}\beta_j^{(i)}\Delta R_{t-j}+\varepsilon_t^{(i)};\qquad i=1,2 \tag{۱۰}$$

بالانویس (i) در روابط فوق به نوع مدل اشاره دارد. در مدل (۱) فرض شده است که $\rho^{(1)}=1$ است یا ریشه واحد وجود دارد و در مدل (۲) فرض شده است که $\rho^{(2)}$ یک متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت به صورت

$$P\left(\rho\right)=\begin{cases}1 & -0.9\le\rho\le 0.9\\ 0 & \rho<-0.9\vee\rho>0.9\end{cases}$$

یا فرم کلی $U\sim\left(-0.9,0.9\right)$ است. این توزیع مانایی فرآیند مولد باقیمانده‌ها را تضمین می‌کند. تابع راستنمایی باقیمانده‌های استخراج شده با استفاده از توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به صورت زیر تعریف شده است:

$$R_t\left|\varepsilon_t\right.\sim N\left(\alpha^{(i)}+\left(1-\rho^{(i)}\right)R_{t-1}+\sum_{j=1}^{t-1}\beta_j^{(i)}\Delta R_{t-i},\tau_t^{(i)}\right), \tag{۱۱}$$

در رابطه فوق $\tau_t=\frac{1}{\sigma_t^2}$ می‌باشد (که در ادبیات اقتصادسنجی بیزی ضریب دقت نامیده می‌شود). با توجه به آن‌که فرض شده است توزیع جملات خطا از فرم آمیخته - مقیاس نرمال توزیع t تبعیت می‌کند، بنابراین، بر اساس تعریف، اوزان $\omega_t$ در روابط (۸) و (۹) دارای توزیع احتمال گام زیر خواهد بود:

$$\omega_t \sim \frac{\left(\frac{\nu}{2}\right)^{\frac{\nu}{2}} (\omega_t)^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{\nu}{2}\omega_t}}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}; \qquad \omega_t > 0 \tag{۱۲}$$

در رابطه فوق $\nu$ پارامتر درجه‌ی آزادی است. ضریب دقت $\tau_t$ بر اساس تعریف ارائه شده در توزیع آمیخته- مقیاس نرمال به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tau_t = \frac{1}{\sigma_t^2} = \omega_t \times \frac{1}{\sigma^2}, \tag{۱۳}$$

در نتیجه، تابع راستنمایی مقیاس ترکیبی نرمال توزیع t به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln(l(\tau_t, \mu_t)) = \frac{1}{2}\log\left(\tau_t \big/ 2\pi\right) - \frac{\tau_t}{2}\left(R_t - \mu_t\right)^2, \tag{۱۴}$$

پارامتر درجه آزادی اوزان $\omega_t$ (مربوط به ضریب دقت $\tau_t$ تعریف شده در رابطه (۱۲)، $\nu$ توزیع گامای در فاصله‌ی $[1,100]$ انتخاب شده است، زیرا به ازای $\nu = 1$ توزیع t به توزیع کوشی و به‌ازای $\nu = 100$ به نرمال تبدیل خواهد شد.

$$\nu \sim 0.001e^{-0.001\times\nu}, \tag{۱۵}$$

با استفاده از توابع ارائه شده در بالا مقایسه نتایج شبیه‌سازی شده هم‌انباشتگی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ بصورت زیر خواهد بود.

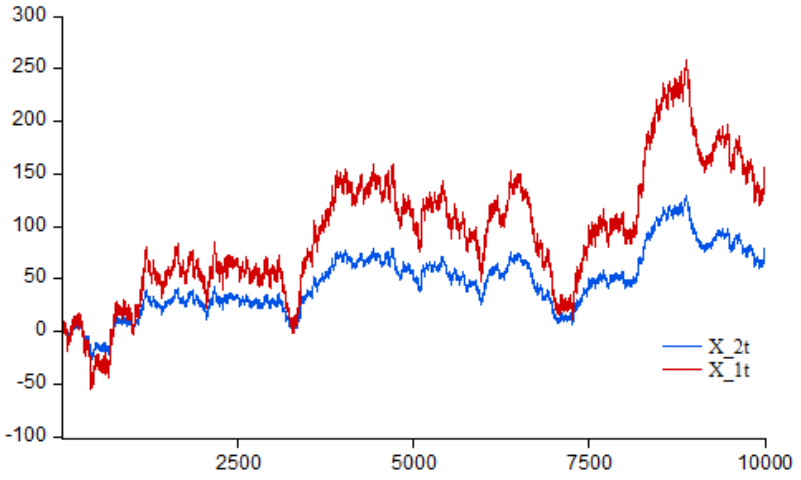
## ۴- نتایج

### ۴-۱- مقایسه نتایج شبیه‌سازی شده با نتایج آزمون انگل - گرنجر

فرآیند دو متغیره زیر که به دلیل روند تصادفی مشترک دارای هم‌انباشتگی است را با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به تعداد ۱۰۰۰۰ واحد تولید کرده‌ایم:

$$\begin{cases} X_{1t} = 2X_{2t} + \eta_{1t} \\ X_{2t} = X_{2,t-1} + \eta_{2t} \end{cases} \qquad (۱۶)$$

در این رابطه، $\eta_{1t}$ و $\eta_{2t}$ فرآیندهای نوفه سفید بدون همبستگی هستند و $X_{2t}$ یک فرآیند گام تصادفی بدون رانش است. ترکیب خطی $X_{1t} - 2X_{2t}$ یک ترکیب مانا یا $I(0)$ را بدست می‌دهد. نمودار (۱) هم‌انباشته بودن این دو متغیر را در طول زمان نشان می‌دهد.




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**نمودار ۱: شبیه‌سازی دو فرآیند $I(1)$ هم‌انباشته**

جدول (۱) نتایج آزمون هم انباشتگی انگل–گرنجر را برای این فرآیند نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های ارائه شده در این جدول هم‌انباشتگی میان دو فرآیند $X_{1t}$ و $X_{2t}$ تایید می‌شود.

**جدول ۱: نتایج آزمون وجود هم انباشتگی در فرآیندهای شبیه‌سازی شده با انگل – گرنجر**

| آماره آزمون | مقادیر آماره آزمون | ارزش احتمال |
|---|---|---|
| Engle-Granger tau-statistic | -۱۰۱,۰۶۹۱ | ۰,۰۰۰۱ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نتایج آزمون هم‌انباشتگی دو فرآیند $X_{1t}$ و $X_{2t}$ را با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلوی[1] (MCMC) زنجیره‌های مارکف به اندازه ۱۰۰۰۰، ۳۰۰۰۰ و ۱۰۰۰۰۰ زنجیره نشان می‌دهد. بر اساس این آزمون، هم‌انباشتگی میان دو فرآیند تایید می‌شود.

**جدول ۲: نتایج آزمون وجود هم انباشتگی در فرآیندهای شبیه‌سازی شده با روش بیزی**

| حجم شبیه‌سازی | نتیجه آزمون | $R_{12}$ |
|---|---|---|
| ۱۰۰۰۰ | رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده | $R_{12}=0.9\leq 1$ |
| ۳۰۰۰۰ | رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده | $R_{12}=0.72\leq 1$ |
| ۱۰۰۰۰۰ | رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده | $R_{12}=0.46\leq 1$ |

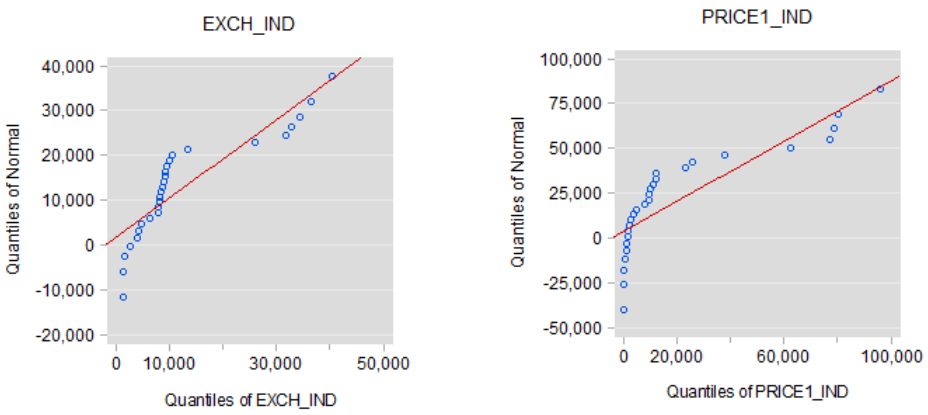
**منبع:** یافته‌های پژوهش

با حجم‌های شبیه‌سازی مختلف این آزمون در مورد دو فرآیند فوق بررسی شد، نتایج اکثریت این آزمون‌ها تایید وجود هم‌انباشتگی میان این دو فرآیند بود. لازم به توضیح است که به منظور تخمین توزیع پسین پارامترهای یک مدل بیزی نیاز به محاسبه تابع راستنمایی حاشیه‌ایی پارامترهاست که با استفاده از انتگرال‌گیری بدست می‌آید. زمانی‌که مدل بیزی اصطلاحا از نوع مدل‌های بیزی مزدوج نباشد نمی‌توان انتگرال مزبور را با استفاده از روش‌های تحلیلی حل کرد و باید از روشی مانند MCMC استفاده کرد. از آن‌جاکه آزمون فرضیه هم‌انباشتگی در این مطالعه از نوع بیزی مزدوج نبوده است برای تخمین و آزمون فرضیه‌ها از روش MCMC استفاده شده است.

### ۴-۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی بیزی میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام

نمودار (۲) تطابق داده‌های نرخ ارز (EXCH_IND) و شاخص قیمت‌های سهام (PRICE1_IND) را با کوانتیل نرمال نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این نمودار واضح است که هیچ‌کدام از این دو متغیر با کوانتیل نرمال تطابق مناسبی ندارند. بنابراین، انتخاب توزیع‌های آمیخته- مقیاس نرمال بجای نرمال انتخاب مناسب‌تری است.

[1]. Markov Chain Monte Carlo Simulation (MCMC)




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**نمودار ۲: نمودار کوانتیل-کوانتیل داده‌های نرخ ارز و قیمت‌های سهام**

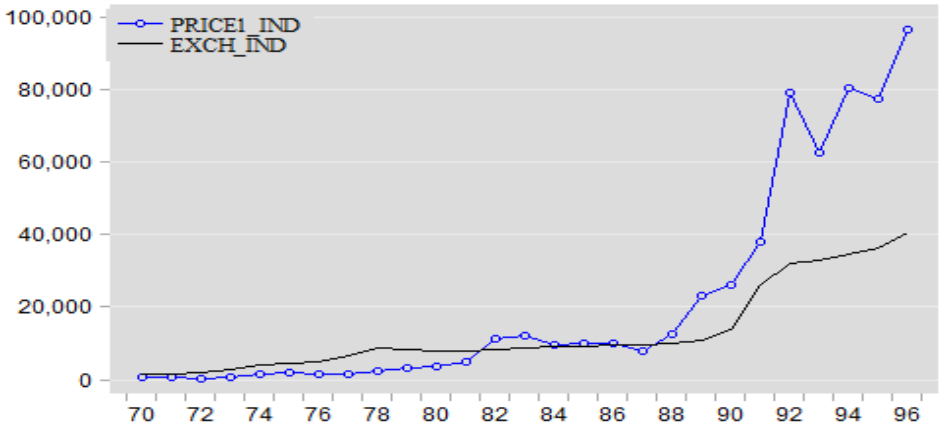
نتایج آزمون ADF به منظور تعیین درجه جمعی فرآیند مولد داده‌های نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام در جدول (۳) نشان می‌دهد که با اطمینان بالایی (سطح اطمینان ٪۹۹) درجه جمعی بودن آن‌ها از مرتبه یک است.

**جدول ۳: آزمون مانایی ADF متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام**

| متغیر | ارزش احتمال آزمون وجود دو ریشه واحد در سطح | نتیجه آزمون (نوع فرآیند) |
|---|---|---|
| EXCH_IND | ۰/۰۰۰۰ | $\sim I(1)$ |
| PRICE1_IND | ۰/۰۰۰۸۱ | $\sim I(1)$ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

بر اساس این نتایج می‌توان بررسی کرد که آیا هم‌انباشتگی میان این دو متغیر وجود دارد یا خیر. نمودار (۳) سری زمانی این دو متغیر را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار می‌توان مشاهده کرد که در طول زمان حرکت‌های این دو متغیر تقریبا هماهنگ بوده است. اما، با این حال این موضوع چندان بدیهی به نظر نمی‌رسد. چرا که شکاف میان این دو نمودار در طول سال‌های ۹۲ به بعد افزایش یافته است. به منظور آن‌که با دقت بالاتری وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر بررسی شود باید از آزمون‌های آماری در این زمینه استفاده کرد.




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**نمودار ۳: نمودار سری زمانی شاخص قیمت‌های سهام و نرخ ارز در طول زمان**

همان‌گونه که توضیح داده شد در پژوهش حاضر از رویکرد بیزی جزیی باقیمانده- محور بدین منظور استفاده شده است. برای آزمون هم‌انباشتگی فرض می‌شود رابطه رگرسیونی میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام به صورت رابطه (۱۷) است:

$$\mathrm{PRICE1_IND}_t = \delta_0 + \delta_1 \mathrm{EXCH_IND}_t + R_t \qquad (۱۷)$$

پس از تخمین رابطه (۱۷) با استفاده از روش FMOLS باقیمانده‌های آن را استخراج کرده و در مرحله بعد با استفاده از رویکرد بیزی معرفی شده دو فرضیه در رابطه (۱۸) را بررسی می‌نماییم:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{R}_t = \hat{R}_{t-1} + \upsilon_{1t} \\ H_1 : \hat{R}_t = \rho^{(2)} \hat{R}_{t-1} + \upsilon_{2t} \end{cases} \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) فرضیه صفر بیان‌گر تبعیت باقیمانده‌ها از یک مدل گام تصادفی بدون رانش است و فرضیه مقابل بیان‌گر تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند AR(1) مانا است. احتمال پیشین صحت هرکدام از فرضیه‌های فوق را برابر در نظر می‌گیریم. این موضوع کمک می‌کند تا نتایج نهایی آزمون به باورهای محقق در مورد احتمال پیشین صحت فرضیه‌ها وابسته نباشد. همچنین در این رابطه تعداد وقفه‌ها با استفاده از معیار بیزین– شوارتز (BIC) انتخاب شده است. علاوه بر این عدم

ورود عرض از مبدا بخاطر این بوده که در رگرسیون تخمین رابطه بلندمدت عرض از مبدا وارد شده است و نیازی نبوده که در مرحله آزمون عرض از مبدا وارد شود.

با استفاده از مدل عملیاتی ارائه شده با ۱۰۰۰۰۰ شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف نتایج آزمون هم‌انباشتگی تصریح شده در رابطه (۱۸) در جدول (۴) نشان داده شده است.

**جدول ۴: نتیجه آزمون هم انباشتگی میان قیمت‌های سهام و نرخ ارز با روش فاکتور بیزی**

| حجم شبیه‌سازی | نتیجه آزمون | $R_{12}$ |
|---|---|---|
| ۱۰۰۰۰۰ | رد فرضیه وجود ریشه واحد در باقیمانده | $R_{12}=0.88\leq 1$ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

بر مبنای نتایج جدول (۴) فرضیه تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند گام تصادفی و در نتیجه عدم هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه تبعیت باقیمانده‌ها از یک فرآیند AR(1) مانا رد می‌شود. بنابراین، متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام دارای رابطه بلندمدت می‌باشند.

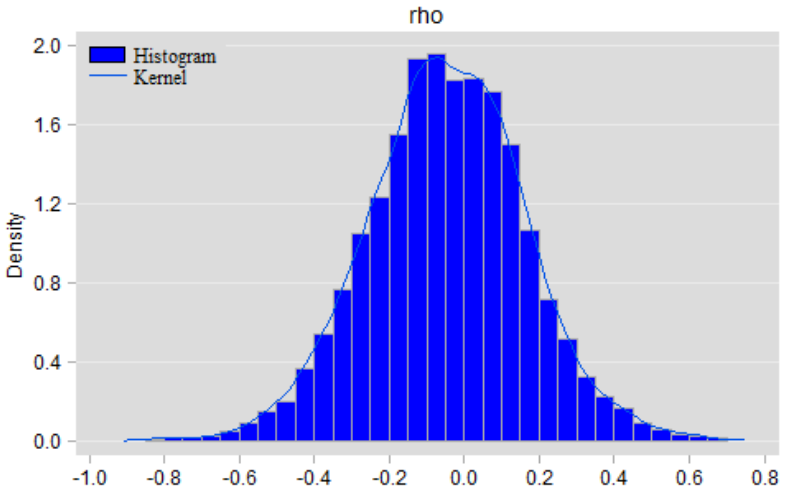
نتیجه فوق مشروط به نمونه جاری بدست آمده است (اساس استنباط بیزی آزمون مشروط به نمونه در دسترس است) و همچنین با تغییر فرضیه صفر نتیجه تغییر نمی‌کند، زیرا در رویکرد بیزی فرضیه صفر و فرضیه مقابل از اهمیت یکسانی برخوردارند. با این حال در آزمون‌های کلاسیک در نمونه‌های کوچک نتیجه با تغییر فرضیه صفر می‌تواند تغییر کند، زیرا دو فرضیه از موقعیت یکسانی برخوردار نیستند. در چنین شرایطی محقق نمی‌تواند نتیجه معتبری را بدست آورده و گزارش نماید. همچنین نتایج تخمین ضریب $\rho^{(2)}$ در رابطه (۱۸) در جدول (۵) نشان داده شده است.

**جدول ۵: نتایج بررسی مانایی نرخ بازده روزانه سهام ۵۰ شرکت فعال**

| ضرایب | $\hat{E}_p(\theta)$ | $\hat{V}_p^{0.5}(\theta)$ | $MCER$ | فاصله اعتبار ۹۵ ٪ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | ٪۲/۵ | ٪۵۰ | ٪۹۷،۵۰ |
| $\rho^{(2)}$ | -۰/۰۴۸۰۷ | ۰/۲۰۸۶ | ۰/۰۰۳۰۰۶ | -۰/۴۶۳۱ | -۰/۰۵۰۱۷ | ۰/۳۵۹ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

مقایسه نتایج تخمین $\rho^{(2)}$ با آزمون انگل-گرنجر نشان‌دهنده اختلافی در حدود ۰،۰۰۸ است. در نمودار (۴) توزیع پسین $\rho^{(2)}$ نشان داده شده است. بر اساس یافته‌های این نمودار احتمال آن‌که $\rho^{(2)}$ برابر با ۱ یا ۱- باشد تقریبا برابر با صفر است.




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**نمودار ۴: نمودار توزیع پسین ضریب** $\rho^{(2)}$

پس از آن‌که وجود رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام تایید شد، رابطه بلندمدت میان این دو متغیر برآورد شد که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

**جدول ۶: نتایج تخمین رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام**

| ضریب | مقدار ضریب | خطای معیار | آماره t | ارزش احتمال. |
|---|---|---|---|---|
| $\delta_1$ | ۲/۵۰۲۷۳۶ | ۰/۱۰۶۹۷۶ | ۲۳/۳۹۵۳۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\delta_0$ | -۱۱۲۰۱/۸۴ | ۱۸۹۹/۰۵۱ | ۰/۸۹۸۶۵۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۹۵۸۴۶۸ | میانگین متغیر وابسته | | ۲۲۲۳۴/۶۹ |
| $R^2_{adj}$ | ۰/۹۵۶۷۳۷ | انحراف استاندارد متغیر وابسته r | | ۲۹۹۸۷/۹۷ |
| خطای معیار رگرسیون | ۶۲۳۷/۴۰۰ | مجموع مربعات خطا | | ۹/۳۴E+۰۸ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

بر مبنای این نتایج، رابطه بلندمدت میان نرخ ارز و شاخص قیمت‌های سهام مثبت است و افزایش یک واحدی در نرخ ارز منجر به افزایش ۲,۵ واحدی در شاخص قیمت‌های سهام خواهد شد. این موضوع به معنای پیش‌بینی‌پذیری ترکیب خطی قیمت‌های سهام با نرخ ارز است و لذا در تقابل با فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام و بازار ارز است. به عبارت دیگر، فرضیه بازارهای کارا در مورد بازار سهام ایران رد می‌شود.

## ۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

پس از ساختن تئوری‌های اقتصادی اصلی‌ترین هدف محققین علم اقتصاد، اندازه‌گیری دقیق‌تر روابط اقتصادی است. بدین منظور روش‌های مختلفی در علم اقتصاد به منظور ارائه بینشی بهتر از کارکردهای اقتصاد بکار گرفته می‌شود. به همین دلیل، تحول در دانش رویکردها و روش‌های مختلف اندازه‌گیری روابط اقتصادی با سرعت زیادی در حال رخ دادن است.

در پژوهش حاضر یک رویکرد بیزین جزیی در موضوع تحلیل هم‌انباشتگی باقیمانده- محور به عنوان جایگزین روش‌های کلاسیک آزمون هم‌انباشتگی ارائه گردید. به دلیل آن‌که داده‌های مالی به صورت نرمال توزیع نمی‌شوند (بر خلاف رویکرد کلاسیک آزمون‌های هم‌انباشتگی) در آزمون ارائه شده این پژوهش ازتوزیع آمیخته- مقیاس نرمال استفاده شده است که در مقایسه با توزیع نرمال رفتار داده‌های مالی را دقیق‌تر توضیح می‌دهد. شایان ذکر است که توزیع آمیخته- مقیاس نرمال، توزیع نرمال را به عنوان یک حالت خاص در بر می‌گیرد و از این نظر دارای ارجحیت کلی‌تری از توزیع‌ها در جهت مدل‌سازی است. آزمون مورد نظر با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده کنترل گردید و پس از صحت نتایج آن در مورد داده‌های واقعی نرخ ارز و قیمت‌های سهام مورد استفاده واقع شد. نتایج آزمون با روش بیزی جزیی ارائه شده نشان دهنده وجود رابطه مثبت در بلندمدت میان نرخ ارز و قیمت‌های سهام است. این موضوع نشان دهنده رد فرضیه بازارهای کارا می‌باشد. زیرا وجود هم‌انباشتگی میان بازار سهام و بازار ارز به معنای پیش‌بینی پذیر بودن روندهای آتی بازار سهام در ترکیب با بازار ارز است.

## References


Andrews, D. F. & Mallows, C. L. (1974). "Scale Mixtures of Normal Distributions". Journal of the Royal Statistical Society Series B **36**(1): 99-102.

Banerjee, A. Dolado, J. J. Galbraith, J. W. and Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, Oxford.

Bracegirdle, C. & Barber, D. (2012). "Bayesian Conditional Co-integration". Computer Science Journal Cornell University, *arXiv* Preprint arXiv: 1206.6459.

Engle, R. F. and Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". Econometrica **55**: 251-276.

Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". Journal of Econometrics **35**: 143 -159.

Engle, R.F. (2004). "Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice". The American Economic Review **94**(3): 405-420.

Furmston, T. Hailes, S. & Morton, A. J. (2013). "A Bayesian Residual-Based Test for Co-integration". Computer Science Journal Cornell University, arXiv Preprint arXiv: 1311.0524. https://arxiv.org/abs/1206.6459.

Granger, C.W.J. (1986). "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **48**: 213-228.

Hatefi Majumerd, M. and Mehrara, M. (2019). "Bubble Spread: A Case Study of Foreign Exchange Markets and the Tehran Stock Exchange". Bi-quarterly Journal of Economic Research **11**(21): 241-270 (In Persian).

Inder, B. (1993). "Estimating Long-run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches". Journal of Econometrics **57**: 53–68.

Koop, G. (1991). "Co-integration Tests in Present Value Relationships". Journal of Econometrics **49**: 105-139.

Koop, G. (1994). "An Objective Bayesian Analysis of Common Stochastic Trends in International Stock Prices and Exchange Rates". Journal of Empirical Finance **1**(3-4): 343-364.

Koop, G. and et al (2004). "Bayesian Approaches to Co-integration". Working Paper 04/27, University of Leicester.

Mackinnon, J. G. (1991). Critical Values for Co-integration Tests, in: R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.). *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, PP. 267-276.

Maddala, G. S. & Kim, I. M. (1998). *Unit roots, Co-integration and Structural Change* (No. 4). Cambridge University Press.

Makiyan, S.N. and Rostami, M. (2018). *Advances in Econometrics*, 1st Edition, Nour-e Elm Press (In Persian).

Mandelbrot, B. (1963). "The Variation of Certain Speculative Prices". Journal of Business **36**(4): 394-419.

Monahan, J. (1984). "Fully Bayesian Analysis of ARIMA Time Series Models". Journal of Econometrics **21**(3): 307-331.

Nelson D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica **59**(2): 347-370.

Osiewalski, J. (2001). *Ekonometria Bayesowska, and Zastosowaniach, Bayesian Econometrics in Applications*, Cracow: Cracow University of Economics.

Phillips, P.C.B. and Ploberger, W. (1994). "Posterior Odds Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection". Econometric Theory **10**: 774-808.

Rostami, M. and Makiyan, S. N. (2019). "Bayesian Unit Root Test with Outliers Observations: The Case of Daily Returns of 50 Active in Tehran Stock Exchange Companies". Econometric Modelling **4**(3(14)): 59-86 (In Persian).

Rostami, M. Makiyan, S.N. and Roozegar, R. (2020). "Stock Return Volatility Using Bayesian Symmetric and Asymmetric GARCH". Bi-quarterly Journal of Economic Research **12**(24): 171-206 (In Persian).

Schwert, G. W. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". Journal of Finance **44**(5): 1115–1153.

Sims, C. A. (1988). "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control **12**(2-3): 463-474.

Stock, J. H. (1991). "Bayesian Approaches to the Unit Root Problem: A Comment". Journal of Applied Econometrics 6(4): 403-411.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993). "A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". Econometrica **61**: 783-820.

**Original Research Article**

# Is the stock market in Iran efficient? A residual-based co-integration test with the partial Bayesian approach

**Mojtaba Rostami**[1]
**Seyed Nezamuddin Makiyan**[2*]

Received: 02-07-2021 Accepted: 04-09-2021

**Introduction:** After making economic theories, the main goal of researchers in economics is to measure economic relations more accurately. For this purpose, various methods are used in economics to provide a better insight into the functions of economics. The evolution of knowledge in different approaches and methods of measuring economic relations is, thus, happening very fast.

After the US withdrawal from the Barjam nuclear deal between Iran and the P5 + 1 countries in early 2018, relatively long turbulent waves occurred in the Iranian foreign exchange market. The overflow of these turbulent waves, in a short time, disturbed some markets, including financial markets, gold, currency and housing. The stock market, as a major financial market in Iran, did not show strong evidence of currency turbulence overflow at the beginning of these developments. Gradually, over time, the growth of the average stock market index along with the stagnation of transactions in a market such as the housing market showed the possibility of a long-term relationship between foreign exchange market movements and the stock market. The existence of empirical and accurate knowledge of such relationships leads to improved turbulence control by stabilizing the country's financial markets. On the other hand, the development of Iran's economy depends on improving the efficiency of financial markets, which necessitates such knowledge. The short-term relationship between the foreign exchange market and the stock market does not pose a problem in terms of financial theories. However, the long-run relationship, referred to in the economic literature as co-integration, is at odds with Market Efficient Hypothesis. This hypothesis states that dealers in the so-called markets behave rational and use all available information to discover the future trend of stock prices. Hence, stock price movement is random, and the long-term relationship between the foreign exchange market and

[1]. Postdoctoral Researcher, Yazd University
[2]. Associate Professor in Economics, Yazd University
Email: nmakiyan@yazd.ac.ir

the stock market violates the Efficient Market Hypothesis; such a relationship can be used for future stock market trends.

**Methodology:** In financial economics, the co-integration of non-stationery variables is very important. This is because, despite the unpredictability of certain time series, their linear composition is predictable and can be deduced through standard methods. The empirical results suggest that the relationship between the exchange market and the stock market is inconsistent. Various factors lead to such a contradiction addressed in the present study. Here, using some empirical facts about unconditional distribution of financial data, a new Bayesian Method which involves the Partial Bayesian Residual-based Test is introduced and applied. This approach was proposed as an alternative to classical testing methods so as to estimate long-term parameters. There are also alternative methods to the OLS method, which provides only one co-integration relationship. These alternatives offer a consistent and efficient estimate of the long-run relationship. In this case, we can refer to the Dynamic Ordinary Least Squares method (DOLS) and the Fully Modified Ordinary Least Squares method (FMOLS), which were proposed by Stock and Watson (1993) and Phillips and Hansen (1990), respectively. In the present investigation, the FMOLS method has been used to make an efficient estimate of the regression coefficients of the long-run relationship, Inder (1993) used Monte Carlo simulations to show that the estimation of the long-run relationship using the FMOLS method is more appropriate than the OLS method, especially in large samples. This is because the bias of the parameter estimation reduces in long-run relationship significantly. It leads to the creation of residuals that more accurately reflect the structure of their generating process, which is very effective in the performance of the Partial Bayesian Test used in this study; the financial data are not normally distributed, contrary to the classical approach of co-integration tests. This study uses a Residual-based Co-integration Test that explains the behavior of financial data more accurately than a normal distribution approach. It is worth mentioning that this test considers the mentioned test as a special case of normal distribution. In this respect, it has a more general preference for modeling in our investigation.

**Results and Discussion:** The test was conducted using simulated data in different simulation quantities for two processes. The results confirmed the existence of co-integration between these two processes. It is worth noting that, to estimate the posterior distribution of the parameters of a Bayesian model, it is necessary to calculate the Marginal Likelihood Function of the parameters obtained through integration. However, when the Bayesian model has no mixed-scale normal distributions based on that inference Bayesian model, the integral cannot solve the problem by using

analytical methods. In this case, a method such as the MCMC (Markov Chain Monte Carlo) Simulation must be used. Since the correlation hypothesis test in this study was not a co-integrated vector, the MCMC method was used to estimate the real exchange rate and the stock price data. The test results obtained with the Partial Bayesian method show a positive long-run relationship between exchange rates and stock prices. The indication of a co-integration between the stock market and the foreign exchange market means that the future trends of the stock market in combination with the foreign exchange market are predictable.

**Conclusion:** Based on the results, the long-run relationship between the exchange rate and the stock price index is positive. It is indicated that a one-unit increase in the exchange rate will lead to a 2.5-unit increase in the stock price index. This means that a linear combination of stock prices with the exchange rate is predictable and, thus, contradictive of the Efficient Markets Hypothesis about the stock market in Iran. In other words, the Efficient Markets Hypothesis about the Iranian stock market is rejected.

**Keywords:** Exchange market, Stock market, Residual-based co-integration test, Partial Bayesian approach.

**JEL Classification:** C11 ،C22, C49, C58.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# بررسی مداخلات ارزی در ایران: رویکرد رگرسیون داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

**محبوبه عباس زاده**[۱]
**بهرام سحابی**[۲]
**حسن حیدری**[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۸

**چکیده**

یکی از جنبه‌های مهم سیاست‌های ارزی، سیاست مداخله بانک مرکزی در بازار ارز است. بانک مرکزی از طریق تغییر در ذخایر خارجی خود، جهت ایجاد ثبات در بازار ارز مداخله می‌کند. هدف این پژوهش برآورد تابع واکنش مداخلات ارزی بانک مرکزی ایران است. برای این منظور از الگوی رگرسیون ترکیبی با تواتر متفاوت (میداس) که امکان می‌دهد، متغیرهای سری زمانی با تواترهای متفاوت کنار هم در یک رگرسیون قرار گیرند، استفاده شده است. بر این اساس با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ برای متغیرهای مداخلات مستقیم ارزی (سالانه)، سطح ذخایر ارزی (فصلی)، صادرات نفت و گاز (فصلی) و نوسانات نرخ ارز (فصلی) تابع واکنش مداخلات ارزی بانک مرکزی برآورد شد. نتایج نشان داد که در میان متغیرهای موردآزمون، میزان مداخله سیاست‌گذار، حساسیت بیشتری به میزان صادرات دارد و همراه با افزایش صادرات نفتی، مداخله بانک مرکزی در بازار ارز افزایش می‌یابد. همچنین، طی دوره زمانی مورد بررسی، مداخلات بانک مرکزی عمدتا از نوع مداخلات ناهمسو بوده است. به علاوه، با استفاده از سه روش وزن دهی آلمون، بتا و آلمون نمایی به بررسی عملکرد متغیرها جهت پیش‌بینی مداخلات ارزی بانک مرکزی پرداخته شد. نتایج نشان داد که بر اساس شش معیار ارزیابی، متغیر صادرات نفتی از نظر پیش‌بینی عملکرد بهتری ارائه می‌دهد. هم‌چنین، مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌های انفرادی و ترکیب پیش‌بینی‌ها با استفاده از روش رتبه‌های میانگین مجذور خطا نشان داد ترکیب پیش‌بینی‌ها که تاثیر تمام متغیرهای مورد آزمون را منعکس می‌کند، نسبت به پیش‌بینی‌های انفرادی عملکرد بهتری ارائه نمی‌دهد.

**واژگان کلیدی:** مداخله ارزی، داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، تابع واکنش بانک مرکزی.

**Keywords:** Foreign Exchange Intervention, Mixed Frequency Data Sampling, Central Bank Reaction Function.
**JEL Classification:** E58, F31, B41.

[۱]. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس mahboubeh_abaszadeh@modares.ac.ir
[۲]. دانشیار علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول) sahabi_b@modares.ac.ir
[۳]. استادیار علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس hassan.heydari@modares.ac.ir

## ۱- مقدمه

اهمیت بازار ارز برای اقتصاد موجب شده که تحولات این بازار همواره در کانون توجه فعالان بخش‌های واقعی و مالی اقتصاد قرار گیرد. نوسانات ناگهانی نرخ ارز می‌تواند اعتماد فعالان اقتصادی به بازار را از بین ببرد و روی بازار مالی و بازار کالاهای فیزیکی تاثیر منفی بر جای بگذارد. بنابراین دولت‌ها ترجیح می‌دهند نرخ ارز را با ثبات حفظ کنند. در این راستا بانک‌های مرکزی به دقت تحولات این بخش را رصد نموده و در مواقع لزوم به طور مستقیم و با خرید و فروش ارز خارجی در بازار ارز مداخله می‌نمایند. در واقع مداخله در بازار ارز، ابزاری اساسی است که به طور گسترده توسط بانک‌های مرکزی برای مدیریت نوسانات یا تاثیرگذاری بر سطوح نرخ ارز استفاده می‌شود.

یکی از مهم‌ترین روش‌ها برای تحلیل رفتار مقامات بانک مرکزی جهت کنترل و مدیریت بازار ارز، برآورد تابع واکنش[1] و شناسایی عوامل تاثیرگذار بر مداخلات ارزی بانک مرکزی است (ویولا و همکاران[2]، ۲۰۱۹: ۲۵۴). برآورد این تابع می‌تواند اطلاعات ارزشمندی در زمینه چگونگی واکنش سیاست‌گذار در مواجهه با شرایط اثرگذار بر بازار ارز ارائه دهد. به جهت نقش بازار ارز در اقتصاد ایران این موضوع از اهمیت بیشتری برخوردار است. در اقتصاد ایران به دلیل این‌که دولت درآمدهای ارزی (درآمد نفت و گاز) را در اختیار دارد، دریافت ارز حاصل از صادرات نفت و گاز منجر به افزایش حجم پول می‌شود. بنابراین بانک مرکزی برای کنترل پایه‌ی پولی نمی‌تواند مستقل عمل کند و باید تصمیم‌گیری‌های مربوط به مدیریت ارزی و ریالی را ترکیب کند. در واقع بازار ارز در ایران همواره تحت تأثیر سیاست‌های بانک مرکزی قرار داشته است. به خصوص پس از برقراری نظام شناور مدیریت شده از سال ۱۳۸۱ موضوع مداخلات ارزی بانک مرکزی جدی‌تر دنبال شده و مقامات پولی کشور بر مبنای صلاحدید در دوره‌های مختلف با تزریق ارز در بازار ارز مداخله کرده‌اند. بنابراین، از آن‌جا که نرخ ارز در اقتصاد ایران یک متغیر کلیدی به شمار می‌آید که بر بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی به صورت مستقیم و غیر مستقیم اثرگذار است و نوسانات آن باعث ایجاد نوسان در قیمت کالاها و دارایی‌ها شده و نااطمینانی را در اقتصاد افزایش می‌دهد، تحلیل رفتار بانک مرکزی جهت کنترل و مدیریت بازار ارز ضروری است. به خصوص، شناخت نیروهای تعیین‌کننده و عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی باعث می‌شود فعالان اقتصادی به درک بهتری از رفتار و تصمیمات سیاست‌گذار و اثرات آن بر بازارهای

[1]. Central Bank Reaction Function
[2]. Viola et al (2019)

مالی و متغیرهای کلان اقتصاد دست یابند و در مواجهه با افزایش نوسانات و انحرافات نرخ ارز قادر باشند واکنش بانک مرکزی به این تلاطمات را پیش‌بینی نمایند.

با توجه به این‌که موضوع برآورد تابع واکنش بانک مرکزی در ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته، هدف این پژوهش بررسی عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی بانک مرکزی است. نوآوری مقاله به استفاده از داده‌های مداخله مستقیم بانک مرکزی و همچنین روش و مدل انجام پژوهش مربوط است. مطالعه حاضر اولین پژوهشی است که از داده‌های رسمی منتشر شده برای مداخلات ارزی سالانه استفاده می‌کند و بنابراین امید است نتایج به دست آمده قابلیت استناد بیشتری داشته باشد.

ویژگی دیگر این مقاله، استفاده از روش میداس[1] برای برآورد عوامل اثرگذار بر مداخلات بانک مرکزی است. در این روش متغیرهای پرتواتر[2] به عنوان متغیرهای مستقل در کنار متغیرهای کم‌تواتر[3] قرار می‌گیرند، در نتیجه از تمامی اطلاعات متغیرهای پر تواتر استفاده شده و پیش‌بینی بهتری برای متغیر وابسته صورت می‌گیرد. بر این اساس، مطالعه حاضر در بخش‌های مختلفی تدوین شده است. در ابتدا مبانی نظری بحث بررسی می‌شود. در این راستا، تابع واکنش بانک مرکزی و متغیرهای اثرگذار بر مداخلات معرفی شده و در ادامه مطالعات مرتبط بررسی می‌شود. سپس تابع واکنش بانک مرکزی ایران برآورد شده و در نهایت نتیجه‌گیری شده و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

## ۲- ادبیات موضوع

بر اساس طبقه‌بندی ارائه شده توسط بایل و استربرگ[4] (۱۹۹۷) و آلماکیندر و ایفینگر[5] (۱۹۹۴) اهداف مداخله بر اساس دوره‌های زمانی مختلف، متفاوت است. در کوتاه‌مدت، بانک‌های مرکزی برای مقابله با بی‌نظمی‌های بازار مداخله می‌کنند. در میان‌مدت هدف آن‌ها مقابله با نوسانات نامنظم است و در بلندمدت هدف آن‌ها مقابله با انحراف نرخ ارز از تعادل بلندمدت، کاهش تاثیر شوک‌های خارجی بر شرایط پولی داخلی و جلوگیری از تاثیرات نامطلوب افزایش و کاهش ارزش پول است. مرسوم‌ترین روش برای شناسایی انگیزه‌ها و اهداف مقامات پولی برای مداخله در بازار ارز، برآورد تابع واکنش بانک مرکزی است. قبل از معرفی تابع واکنش بانک مرکزی نیاز است تا برخی از اصطلاحات و مفاهیم کلیدی در این زمینه بیان شود.

---

1. Mixed Frequency Data Sampling Model
2. High Frequency Variables
3. Low Frequency Variables
4. Baille & Osterberg (1997)
5. Almekinders & Eijffinger (1994)

### ۲-۱- مداخله مبتنی بر صلاحدید[1] و مداخله مبتنی بر قاعده[2]

به طور کلی دو رویکرد مبتنی بر صلاحدید و رویکرد مبتنی بر قاعده، در زمینه مداخلات ارزی بانک‌های مرکزی مورد پذیرش است. در رویکرد صلاحدیدی، سیاست‌گذار در خلال مداخله تابع ضوابط و اصول از قبل تعیین‌شده‌ای نبوده و تصمیم به مداخله را تابعی از ذخایر و شرایط اقتصادی می‌داند (کوئر استینر و همکاران[3]، ۲۰۱۸: ۲). با این حال مداخلات ارزی در بسیاری از کشورها بر اساس قوانینی با ویژگی‌های خاص اجرا می‌شود. مداخلات مبتنی بر قاعده این مزیت را دارد که قاعده اجرای مداخلات برای عموم شناخته شده است. به طور خاص، می‌توان قوانین مداخله را به عنوان قواعد مربوط به "الگوهای مبتنی بر نرخ ارز[4]" که در آن اجرای مداخله با نرخ ارز (مثلاً تغییر یا نوسانات نرخ ارز) مرتبط است، یا الگوهای"مبتنی بر مقدار[5]" که درآن هیچ محرکی برای مداخله مشخص نشده اما مقدار مداخله در یک محدوده زمانی معین، مشخص باشد (به عنوان مثال، مقادیر مداخله روزانه یا هفتگی) تعریف کرد (آدلر و ای.توار[6]، ۲۰۱۱: ۱).

### ۲-۲- مداخلات عقیم‌سازی[7] و مداخلات غیر عقیم‌سازی[8]

مداخلات بر مبنای تاثیرگذاری بر تورم و پایه پولی به دو دسته مداخلات عقیم‌سازی (سترون‌سازی) و مداخلات غیر عقیم‌سازی تقسیم می‌شوند. مداخلات عقیم‌سازی به خرید و فروش دارایی‌های خارجی برای تأثیرگذاری بر نرخ ارز یک کشور بدون تأثیرگذاری بر پایه پولی اشاره دارد. در واقع، هنگامی که تغییر در دارایی‌های رسمی خارجی رخ می‌دهد، مقامات پولی از عملیات بازار باز و اوراق بهادار داخلی استفاده می‌کنند تا اثرات آن را جبران کنند و پایه پولی ثابت بماند. به این نوع مداخله، مداخله عقیم‌سازی می‌گویند. در عوض، مداخله غیر عقیم‌سازی از خرید یا فروش ارز برای تأثیرگذاری بر عرضه پول استفاده می‌کند (پراساد[9]، ۲۰۱۸)، (آلا و همکاران[10]، ۲۰۱۷)، (ویولا و همکاران[11]، ۲۰۱۹).

---

1. Discretion Intervention
2. Rules-Based Intervention
3. Kuersteiner et al (2018)
4. Exchange Rate-Based
5. Quantity-Based
6. Adler & E. Tovar (2011)
7. Sterilized Intervention
8. Non-Sterilized
9. Prasad (2018)
10. Alla (2017)
11. Viola (2019)

### ۲-۳- شاخص مداخله بانک مرکزی

در سال‌های اخیر، شفافیت[1] در مورد سیاست‌های پولی افزایش چشمگیری داشته است. امروزه این تفکر وجود دارد که یک بانک مرکزی خوب، یک بانک مرکزی شفاف است. با این وجود مداخلات ارزی توسط بانک‌های مرکزی اغلب به صورت مخفی انجام می‌شود و این مساله در بازارها پذیرفته شده و مطابق با قوانین بانک‌های مرکزی است. افشای تاکتیک‌های اجرای سیاست‌های پولی و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و ارائه اطلاعات دقیق در مورد عملیات ارزی بانک مرکزی مطلوب نیست. یکی از دلایل این موضوع این است که شفافیت در مورد عملیات در بازار ارز ممکن است مانع اثربخشی آن شود (موزر بوهم[2]، ۲۰۰۵: ۲۴).

بیین و برنال (۲۰۰۷)[3] مهمترین دلایلی که باعث عدم انتشار اطلاعات مربوط به مداخلات می‌شود را ناسازگاری با اهداف نرخ ارز، عدم موفقیت در مداخلات قبلی، ناسازگاری با اصول کلان و مداخله بر خلاف روندهای اخیر عنوان می‌کنند. بنابراین با این‌که سیاست‌های مدیریت و مداخله توسط بانک‌های مرکزی بسیاری از اقتصادها را تحت تأثیر قرار داده اما اندازه‌گیری میزان واقعی مداخله به دلیل کمبود اطلاعات مربوط به مداخلات و عدم تمایل بانک‌های مرکزی به انتشار داده‌های مربوط به آن دشوار است (نیلی[4]، ۲۰۰۰؛ ویتاله[5]، ۲۰۰۳).

محققان سعی می‌کنند در جریان تحقیقات خود از نزدیک‌ترین پراکسی[6] به مداخلات ارزی استفاده کنند. در بسیاری از موارد، عملیات مداخله روزانه از طریق منابع غیر رسمی مانند اخبار یا مطبوعات مالی گزارش می‌شود. به عنوان مثال چانگ و همکاران (۲۰۱۷)[7]، لی و همکاران (۲۰۱۷)[8]، و پیرز[9] (۱۹۹۷) برای تعیین مداخله، از اخبار رویترز استفاده کردند. برخی دیگر از محققان از تغییر در ذخایر خارجی به عنوان پراکسی برای مداخلات ارزی بانک‌های مرکزی استفاده کرده‌اند (ایتو[10]، ۲۰۰۲)، (پونتینس و راجان[11]، ۲۰۱۱). با این‌که تغییر در ذخایر خارجی در مطالعات زیادی به عنوان شاخص مداخلات ارزی در نظر گرفته شده است اما شاخص کاملی برای

---

1. Transparency
2. Moser-Boehm
3. Beine and Bernal (2007)
4. Neely (2002)
5. Vitale (2003)
6. Proxy
7. Chang (2017)
8. Li (2017)
9. Peiers (1997)
10. Ito (2002)
11. Pontines and Rajan (2011)

مداخله نیست، به این دلیل که ممکن است، ذخایر نه تنها به سبب اجرای مداخله ارزی توسط بانک‌های مرکزی، بلکه به دلایل دیگری مانند پرداخت بدهی‌های ارزی دولت تغییرکنند (اکدوگان،[1] ۲۰۱۹: ۵). بنابراین کمبود داده واقعی، مشکل اصلی در سنجش اثربخشی سیاست مداخله است.

### ۲-۴- تابع واکنش بانک مرکزی

ادبیات گسترده‌ای در مورد عوامل تعیین‌کننده مداخلات ارزی بانک مرکزی وجود دارد. در سمت چپ، به عنوان متغیر وابسته، میزان مداخله واقعی یا تغییر در ذخایر خارجی به عنوان یک پروکسی برای مداخله در نظر گرفته می‌شود. اگرچه متغیرهای سمت راست به عنوان متغیرهای توضیحی در تحقیقات مختلف، متفاوت هستند، اما اکثر مطالعات مرتبط، شامل تغییرات جاری و گذشته در نرخ ارز، نوسانات، وقفه مداخلات و انحرافات از سطح هدف بلندمدت نرخ ارز می‌باشند:

$$I_t = \sum_{i=0}^{p} a_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} b_i X_{t-i} + c(s_t - s_t^*) + \vartheta_t \qquad (۱)$$

$I_t$ مداخله، $s_t$ لگاریتم نرخ ارز، $s_t^*$ لگاریتم نرخ ارز هدف، $X_t$ برداری از سایر متغیرهای اقتصادی مانند تراز تجاری و وقفه مداخله است. ضریب $a_i$ میزان ارز خارجی مورد استفاده توسط بانک مرکزی برای جلوگیری از نوسانات نرخ ارز را اندازه‌گیری می‌کند. مطابق با نظر کهلشین[2] (۲۰۱۲) با توجه به اهداف بانک مرکزی $s_t^*$ می‌تواند سطح نرخ ارز در بلندمدت یا حتی یک نرخ ارز هدف کوتاه‌مدت باشد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته، از روش‌های مختلفی مانند روش حداقل مربعات معمولی و برآوردهای متغیرهای ابزاری که به موجب آن امکان در نظر گرفتن همزمانی بین نرخ ارز و مداخله فراهم می‌شود، برای برآورد تابع واکنش بانک مرکزی استفاده شده است (ویولا و همکاران، ۲۰۱۹: ۲۵۳).

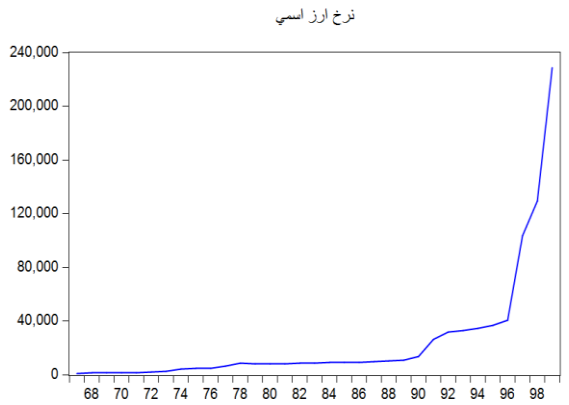
همچنین مدل‌های توبیت[3] و پروبیت[4] و نیز مدل‌های تغییر جهت همچون مدل خودرگرسیون تغییر ملایم[1] نیز از جمله روش‌هایی است که برای برآورد این معادله استفاده می‌شود. در این مقاله برای

1. Akdogan (2019)
2. Kohlscheen
3. Tobit Model
4. Probit Model

برآورد عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی ایران از الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت که در آن امکان قرار دادن متغیرها با تواتر مختلف در یک رگرسیون و برآورد ضرایب وجود دارد، استفاده می شود.

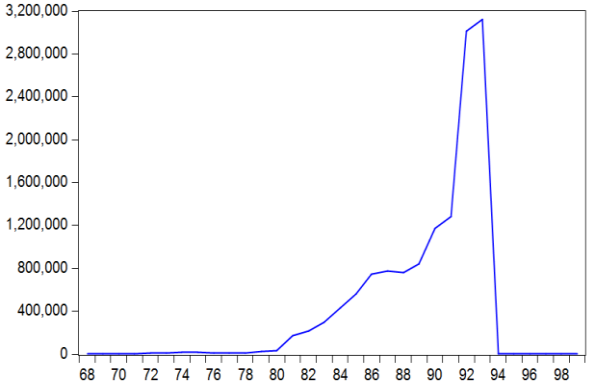
## ۲-۵- روند نرخ ارز و سیاست‌های بانک مرکزی

بررسی روند حرکت نرخ ارز اسمی و برخی از متغیرهای کلان اقتصادی نشان می‌دهد، مداخلات ارزی ایران یک طرفه و در قالب سیاست تثبیت نرخ ارز انجام شده است.




**نمودار ۱: روند حرکت نرخ ارز اسمی (دلار آمریکا)**

**منبع:** آمار بانک مرکزی



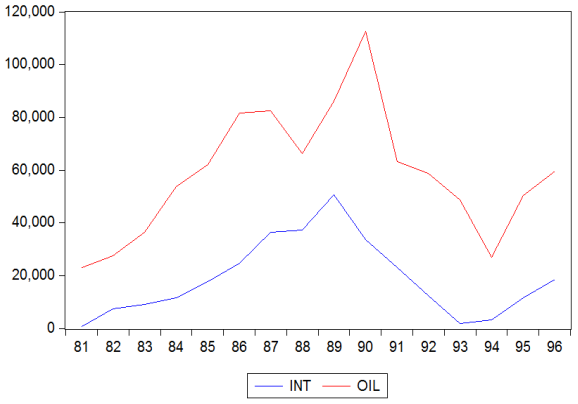

**نمودار ۲: روند حرکت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)**

**منبع:** آمار بانک مرکزی

[1]. Smooth Transition AR

نمودار (۱) روند حرکت نرخ ارز اسمی و نمودار (۲) سطح ذخایر خارجی را نشان می‌دهد. مقایسه این دو نمودار این نتیجه را به همراه دارد که هرگاه ذخایر ارزی بانک مرکزی از سطح مطلوبی برخوردار بوده، بانک مرکزی توانسته است به وسیله افزایش مداخلات در بازار ارز، نرخ ارز اسمی را با موفقیت تثبیت نماید. بخصوص ثبات نرخ ارز اسمی طی دهه ۸۰ مشهود است. در واقع در این دوره که مصادف با شروع اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در ایران بوده برای اولین بار مداخلات ارزی به شکل رسمی و از طریق بازار بین بانکی انجام گرفته و بانک مرکزی نقش اصلی را در تعیین نرخ در بازار ارز داشته است. اما در دهه ۹۰ با کاهش درآمدهای ارزی به دلیل تحریم‌های بانکی و نفتی و افزایش سطح قیمت‌ها با توجه به سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها ذخایر ارزی بانک مرکزی کاهش یافته و بانک مرکزی از کنترل نوسانات ارزی ناتوان مانده و نرخ ارز اسمی روند صعودی با شیب تند را تجربه کرده است.

افزایش درآمدهای ارزی قدرت مقامات پولی در بازار ارز را افزایش می‌دهد و از آن‌جا که در ایران منشا اصلی درآمدهای ارزی صادرات نفت و گاز است، می‌توان نشان داد که رابطه مستقیمی بین افزایش مداخلات در بازار ارز و صادرات نفتی وجود دارد.




**نمودار ۳: رابطه درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز و مداخلات ارزی (میلیون دلار)**

**منبع:** آمار بانک مرکزی

نمودار (۳) همبستگی مثبت بین صادرات نفت و گاز و مداخلات ارزی در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۱ نشان می‌دهد. باتوجه به این نمودار، مشاهده می‌شود که هر وقت منابع در دسترس سیاست‌گذار افزایش یافته، میزان مداخله او در بازار افزایش یافته است. اما با کاهش میزان منابع

ارزی حاصل از فروش نفت و گاز، میزان مداخله سیاست‌گذار در اقتصاد کاهش می‌یابد. بررسی آمار مربوط به این دو متغیر نشان می‌دهد که طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ به طور متوسط حدودا ۲۸ درصد از درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفتی صرف مداخله در بازار ارز شده است. بر این اساس همراه با افزایش درآمدهای حاصل از صادرات نفت وگاز، حجم مداخلات ارزی از ۷۸۳ میلیون دلار در سال ۱۳۸۱ به ۵۰۷۹۰ میلیون دلار در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. طی این دوره بانک مرکزی به طور متوسط سالیانه ۲۱۶۹۸ میلیون دلار از طریق بازار فرعی ارز فروخته است. اما با کاهش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت و گاز میزان مداخله سیاست‌گذار در بازار ارز نیز کاهش یافته است. به طوری که میزان مداخله بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ نسبت به دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ به طور متوسط ۳۱ درصد کاهش یافته است.

## ۲-۶- پیشینه پژوهش

### ۲-۶-۱- مطالعات خارجی

سانتوز[1] (۲۰۲۱) به بررسی مداخلات صلاحدیدی[2] و مداخلات از پیش اعلام شده[3] در برزیل پرداخت و به این نتیجه رسید که مداخلات صلاحدیدی اثرگذاری بیشتری دارند.

ایتو[4] (۲۰۲۰) تاریخچه مداخلات ارزی ژاپن را طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داد و با مقایسه پروکسی‌های مختلف برای مداخلات ارزی ژاپن با مقادیر مداخلات واقعی که از سال ۱۹۹۱ منتشر شده است، بهترین پروکسی را برای مداخلات ماهانه ژاپن طی دوره ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۰ ارائه داد و به این نتیجه رسید که در این زمینه تشخیص مداخلات مبتنی بر معامله[5] از مداخلات مبتنی بر تسویه[6] ضرورت دارد. همچنین با تخمین تابع واکنش بانک مرکزی ژاپن به این نتیجه رسید که توابع واکنش در طول دوره مورد بررسی پایدار نبوده‌اند و پنج تغییر رژیم مشاهده شده است.

دیویس و همکاران[7] (۲۰۲۰) با استفاده از یک الگوی اقتصاد کوچک باز همراه با مداخلات عقیم‌سازی بانک مرکزی نتیجه گرفتند، هنگامی که کارگزاران آزادانه اوراق خارجی را معامله

---

1. Santos
2. Discretionary Interventin
3. Pre-Announced Interventions
4. Ito (2020)
5. Transaction-Based Interventions
6. Settlement-Based Interventions
7. Davis et al (2019)

می‌کنند، مداخله عقیم‌سازی نتیجه‌ای ندارد اما وقتی اصطکاک‌ها، مانع معامله آزاد اوراق قرضه خارجی می‌شود، مداخله عقیم‌سازی بهینه، معادل مالیات بهینه بر سرمایه خارجی است.

ویزینیک[1] (۲۰۲۰)، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا[2]، اثرگذاری مداخلات ارزی در رومانی را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که هنگام وقوع شوک‌های مالی خارجی و به ویژه زمانی که سطح عدم تطابق ارز در اقتصاد بالا باشد، مداخله ارزی تاثیر زیادی دارد.

اکدوگان (۲۰۱۹) با برآورد توابع واکنش بانک مرکزی در اقتصادهای نوظهور و اقتصادهای پیشرفته به این نتیجه رسید که بانک‌های مرکزی در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، هنگام افزایش شدید نرخ ارز نسبت به آن واکنش نشان می‌دهند.

آدلر و همکاران[3] (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل پانل با متغیر ابزاری، به این نتیجه رسیدند که خرید و فروش ارز توسط بانک‌های مرکزی بر سطح نرخ ارز اسمی و واقعی تاثیرگذار است و مداخلات خرید و فروش تاثیر یکسان دارند.

پراساد[4] (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی سیاست‌های مداخله عقیم‌سازی همراه با کنترل سرمایه در یک مدل اقتصاد کوچک باز پرداخت و نتیجه گرفت که مداخلات عقیم‌سازی همراه با کنترل سرمایه توسط بانک مرکزی می‌تواند قدرت خرید بین‌المللی مصرف‌کنندگان را بهبود بخشد.

آلا و همکاران (۲۰۱۷) با توسعه یک مدل نئوکینزین همراه با مداخله ارزی در حضور مکانیسم شتاب‌دهنده مالی[5] نشان دادند که مداخله ارزی می‌تواند در کاهش نوسانات اقتصادی و کاهش زیان‌های رفاهی موثر باشد.

ونتورا و رودریگز[6] (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن عوامل تعیین‌کننده مداخله در خرید و مداخله در فروش نشان دادند که پیش‌بینی فروش ارز در مقایسه با پیش‌بینی خرید ارز با دقت بیشتری انجام می‌شود.

لوئیزو- اصلانیدی[7] (۲۰۱۱) با در نظر گرفتن نقش وقفه‌های ساختاری در نرخ ارز و مداخلات، با استفاده از داده‌های بانک مرکزی گرجستان طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۷ به بررسی اثربخشی و

---

1. Viziniuc
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
3. Adler (2019)
4. Prasad (2018)
5. Financial Accelerator Mechanism
6. Ventura and Rodriguez (2015)
7. Loiseau-Aslanidi's (2011)

انگیزه‌های مداخله بانک مرکزی گرجستان پرداخت و به این نتیجه رسید که نقش این وقفه‌ها در انگیزه‌های مداخله و اثربخشی مداخلات قابل توجه است.

ایتو و یابو[1] (۲۰۰۷) با استفاده از یک مدل پروبیت و با در نظر گرفتن هزینه سیاسی مداخله به این نتیجه رسیدند که در ژوئن ۱۹۹۵ مداخلات ارزی ژاپن از نوع مداخلات با تکرار بیشتر ولی اندازه کوچک‌تر به مداخلات با تکرار کمتر اما اندازه بزرگ‌تر تغییر یافته است. همچنین، بنا بر نتایج این پژوهش، اکثر مداخلات بانک مرکزی ژاپن به شکل مداخله ناهمسو[2] بوده است.

گررون[3] (۲۰۰۶) به بررسی اثرات مداخلات عقیم‌سازی بر نرخ ارز ایالات متحده طی دوره زمانی ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۰ پرداخت و به این نتیجه رسید که مداخله بر نرخ ارز تأثیر دارد و در کوتاه‌مدت، سیاست پولی موثرترین روش برای افزایش یا کاهش ارزش پول است.

آکینچی و همکاران[4] (۲۰۰۶) با بررسی مداخلات ارزی ترکیه تحت چارچوب هدف‌گذاری تورم طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۳ نشان دادند که انگیزه اصلی مداخله بانک مرکزی کاهش نوسانات نرخ ارز است. همچنین، طی دوره زمانی مورد بررسی فرضیه مداخله ناهمسو پشتیبانی نشده است.

### ۲-۶-۲- مطالعات داخلی

سعادت نژاد و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی اثرات اقتصاد کلان سیاست مداخله پرداختند و به این نتیجه رسیدند که مداخله ارزی بانک مرکزی هزینه سنگینی برای اقتصاد کلان به همراه داشته است.

عزیزی (۲۰۱۵) با استفاده از یک رگرسیون غیر خطی، تابع واکنش مداخلات ارزی در اقتصاد ایران را برآورد کرد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که مداخله مقامات پولی در بازار ارز ایران تابعی از وقفه نرخ رشد ذخایر خارجی، نرخ رشد درآمدهای نفتی دولت، رشد نرخ ارز اسمی، و درصد انحرافات آن از مسیر بلندمدت است.

طباطبایی‌نسب و افشاری (۲۰۱۲) با برآورد درجه مداخله مستقیم بانک مرکزی نشان دادند، بانک مرکزی طی دوره مورد مطالعه اکثرا از مداخله ناهمسو استفاده کرده است.

عبادی و جهانگرد (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که تزریق بیش از حد درآمدهای نفتی و فقدان تکیه‌گاه‌های برازنده‌ی ساخت اقتصاد کشور موجب مداخله ارزی بانک مرکزی می‌شود.

---

1. Ito and Yabu (2007)
2. Leaning Against the Wind
3. Guerron (2006)
4. Akinci (2006)

مرور مطالعات انجام شده در زمینه مداخلات ارزی در ایران نشان می‌دهد، در هیچ یک از پژوهش‌های مرتبط از داده‌های مداخله مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز استفاده نشده است و در مطالعات قبلی یا با استفاده از رویکرد فشار بازار ارز درجه مداخله بانک مرکزی در بازار ارز برآورد شده و یا این‌که از داده‌های مربوط به تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی به عنوان پروکسی برای اندازه مداخلات ارزی استفاده شده است. بر این اساس، مطالعه حاضر اولین پژوهشی است که از داده‌های رسمی مداخلات ارزی برای برآورد تابع واکنش بانک مرکزی استفاده می‌کند.

همچنین، در این پژوهش برای برآورد تابع واکنش بانک مرکزی از روش رگرسیون میداس استفاده شده است. در این روش متغیرهای سری زمانی پر تواتر به عنوان متغیرهای مستقل در کنار متغیر وابسته که تواتر کمتری دارد، قرار می‌گیرند، بنابراین از حداکثر اطلاعات در سری‌های پر تواتر استفاده شده و پیش‌بینی بهتری برای متغیر وابسته ارائه می‌شود.

## ۳- روش شناسی: رویکرد داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

در روش‌های متداول سری زمانی، هر دو متغیر وابسته و مستقل باید هم تواتر باشند. این وضعیت ممکن است به ویژه در تحلیل‌های کلان اقتصادی به دلیل انتشار داده‌ها در فواصل زمانی و تواترهای مختلف، موجب ایجاد مشکلات جدی شود. در عمل، متداول‌ترین راه حل برای استفاده از داده‌های با تواتر مختلف در یک مدل، کاهش داده‌های پر تواتر به داده‌های کم تواتر قبل از اقدام به پیش‌بینی توسط مدل است (آرمسو و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۵۲۱، گلی اف[2]،۲۰۱۸: ۱۵). این کار با تجمیع[3] یا میانگین‌گیری انجام می‌شود. با این حال، در نتیجه این روند کاهش، ممکن است اطلاعات موجود در سری‌های پر تواتر از دست بروند و همچنین خصوصیات توزیع سری اصلی ممکن است متفاوت باشد (مارچلینو[4]، ۱۹۹۹: ۱۲۹). یکی از راه‌های جلوگیری از دست دادن اطلاعات، جبران مشاهدات از دست رفته در سری‌های کم تواتر درون‌یابی[5] است (فارونی و مارچلینو[6]، ۲۰۱۳: ۲). گزینه دیگر، حذف متغیرهای کم تواتر از مدل است که احتمالاً منجر به از دست دادن کارایی به دلیل خطای حذف متغیر می‌شود. بدون استفاده از تجمیع یا درون‌یابی،

1. Armesto (2010)
2. Guliyev (2018)
3. Aggregation
4. Marcellino (1999)
5. Interpolation
6. Foroni and Marcellino (2013)

می‌توان مدلی از متغیرهای با تواترهای مختلف ساخت، که در این حالت، یک ضریب جداگانه برای هر یک از متغیرهای پر تواتر به دست می‌آید و ممکن است تعداد ضرایب معادله رگرسیون بسیار زیاد باشد.

روش میداس که توسط گایسلز و همکاران[1] (۲۰۰۲) توسعه یافته است نسبت به این دو رویکرد، گزینه متفاوتی ارائه می‌دهد. در این روش، تواتر متغیر وابسته باید همیشه کمتر از تواتر متغیر (های) مستقل باشد. بنابراین، رویکرد میداس می‌تواند از حداکثر اطلاعات در هر مشاهده از سری‌های پرتواتر استفاده کند (گلی اف[2]، ۲۰۱۸: ۱۵).

فرض کنیم، مجموعه‌ای از داده‌های پرتواتر با $X^m$ نشان داده شود که m بار بیشتر از داده‌های کم‌تواتر جمع‌آوری می‌شود. به عنوان مثال برای داده‌های سالانه m=4 است و $X^4$ نشان‌گر داده‌های فصلی است. با استفاده از این علامت‌گذاری، گایسلز و همکاران (۲۰۰۲) مدل میداس را به شرح زیر استخراج کردند:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 B\left(L^{\frac{1}{m}}; \gamma\right) X_t^{(m)} + \epsilon_t^{(m)} \qquad (۲)$$

$Y_t$ متغیر وابسته، t زمان 1,.....T است. $X_t^{(m)}$، متغیر مستقل است که m بار بیشتر از $Y_t$ جمع‌آوری می‌شود.

عبارت $B\left(L^{\frac{1}{m}}\right) = \sum_{j=0}^{j^{max}} B(J) L^{\frac{j}{m}}$ چند جمله‌ای تا طول $j^{max}$ در عملگر وقفه $L^{\frac{1}{m}}$ است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^{\frac{j}{m}} X_t^{(m)} = X_{t-j/m}^{(m)} \qquad (۳)$$

عملگر $L^{\frac{j}{m}}$ مقدار وقفه $X_t^m$ را بوسیله دوره‌های $L^{\frac{j}{m}}$ تولید می‌کند.

یک مثال سالانه / فصلی به این معنی است که معادله فوق تصویری از $Y_t$ سالانه، درون $X_t^{(m)}$ فصلی تا $j^{max}$ وقفه‌ی فصلی ارائه می‌دهد.

یک مدل رگرسیون با حداقل تعداد پارامتر به صورت زیر ارائه می‌شود:

---

[1]. Ghysels (2002)
[2]. Guliyev (2018)

$$Y_t^L = \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, W_{t-i}^L + \lambda \, f\left(\gamma . X_{J.t}^H\right) + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

$W_t^L$ مجموعه‌ای از متغیرهایی است که با همان تواتر متغیر وابسته نمونه‌برداری می‌شود. $X_{J.t}^H$ مجموعه متغیرهای توضیحی است که با تواتر بالاتر نمونه‌برداری می‌شود. $\beta_i$ و $\lambda$ و $\gamma$ پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند.

F() تابعی است که داده‌های پرتواتر را به کم‌تواتر تبدیل می‌کند و $\varepsilon_t$ یک فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

یک روش ممکن میانگین‌گیری از داده‌های پرتواتر است.

$$X_t^L = \frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} X_{t-j}^H \qquad (۵)$$

که عبارت m تعداد دوره‌ها در داده‌های پرتواتر متناظر با یک دوره در داده‌های کم‌تواتر است. $X_t^H$ متغیرهای پرتواتر مربوط به آخرین مشاهده در دوره t از تواتر پایین‌تر هستند. بر این اساس، مدل رگرسیون معادله (۴) را می‌توان به شکل مدل (۶) تخمین زد.

$$Y_t^L = \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, W_{t-i}^L + \lambda X_t^L + u_t \qquad (۶)$$

با این حال، مسئله اصلی در این مدل رگرسیون این است که ضرایب برآورد شده برای هر متغیر پرتواتر $X$ در زمان t برابر هستند. اما برآورد ضرایب نابرابر، برای هر وقفه متغیر پرتواتر (t-j) امکان‌پذیر است. بدین منظور (۶) را می‌توان با استفاده از ضرایب مختلف به شکل زیر نوشت:

$$Y_t^L = \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, W_{t-i}^L + \sum_{j=0}^{m-1} \gamma_{t-j} X_{t-j}^H + u_t \qquad (۷)$$

مشکل مدل این است که تعداد ضرایب می‌تواند بسیار زیاد باشد. بنابراین می‌توان با استفاده از یک مدل میداس، وزن‌های بالاتری را به وقفه‌های کمتر نسبت به وقفه‌های بیشتر داد. مدل (۷) را می‌توان در قالب مدل میداس به صورت زیر نوشت:

$$Y_t^L = \sum_{i=1}^{q} \beta_i W_{t-i}^L + \lambda \sum_{j=0}^{m-1} W_{t-j}(\gamma) \; X_{t-j}^H + u_t \qquad (۸)$$

که در آن تابع وزن‌دهی، $w$ (..) پارامترهای پرتواتر را به پارامترهای کم‌تواتر تبدیل می‌کند.

در این مطالعه، برای تخمین مدل با استفاده از مدل رگرسیون میداس از توابع وزن‌دهی آلمون[1]، آلمون نمایی[2] و بتا[3] استفاده شده است.

### ۳-۱- تصریح مدل

با توجه به مبانی نظری ارائه شده و بررسی شرایط خاص اقتصاد ایران، متغیرهای زیر به عنوان متغیرهایی که بیشترین اثرگذاری را بر مداخلات ارزی دارند، شناسایی شد.

**وقفه مداخله:**

مداخله، یک اقدام متوالی است. بانک مرکزی ممکن است در دوره‌های مختلف مداخله کند و تأثیرات آن تا دوره‌های بعدی ادامه یابد. بعلاوه، وقفه مداخله می‌تواند هزینه‌های سیاسی را منعکس کند (ایتو و یابو، ۲۰۰۷). در این پژوهش از یک متغیر وقفه مداخله با تواتر سالانه، برای بررسی تأثیرات پویای آن بر مداخلات بعدی استفاده می‌شود.

**سطح ذخایر خارجی بانک مرکزی:**

تعدیل ذخایر خارجی می‌تواند عاملی باشد که منجر به مداخله می‌شود. به منظور اطمینان از حفظ سطح مطلوب ذخایر بین‌المللی، بانک‌های مرکزی از مداخله استفاده می‌کنند. در این مطالعه از سطح ذخایر خارجی بانک مرکزی به صورت فصلی طی بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ استفاده می‌شود.

**صادرات:**

در این پژوهش از میزان درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز با تواتر فصلی به عنوان یک متغیر اثرگذار بر مداخلات ارزی در ایران استفاده شده و تاثیر این متغیر به کمک مدل میداس مورد بررسی قرار گرفته است.

**نوسانات نرخ ارز:**

متغیری که نوسانات نرخ ارز برای آن محاسبه می‌شود لگاریتم بازده فصلی نرخ ارز (دلار آمریکا) است. بنابراین متغیر مورد بررسی عبارت است از:

$$r_t = \ln(\frac{e_t}{e_{t-1}}) \qquad (۹)$$

[1]. Almon Weighting Parametrization
[2]. The Exponential Almon Weighting
[3]. Beta Weighting Parametrization

با توجه به مطالعات آکینچی و همکاران (۲۰۰۶) و ویولا و همکاران (۲۰۱۹) مدل‌های گارچ[1] برای تخمین نوسانات نرخ ارز کاربرد دارند. در این مطالعه، از یک مدل گارچ (۱و۱) برای تخمین نوسانات نرخ ارز[2] استفاده می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱۰)$$

**انحراف نرخ ارز از نرخ هدف:**

یکی از عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی بانک‌های مرکزی، انحراف نرخ ارز از یک نرخ ارز هدف می‌باشد. در این پژوهش نرخ ارز هدف، نرخ ارز مبتنی بر رابطه برابری قدرت خرید[3] در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب، نرخ ارز برابری قدرت خرید[4] برای هر سال محاسبه شده و سپس انحرافات نرخ ارز بازار آزاد (فصلی) از این نرخ، به عنوان متغیری که مبنای تصمیم‌گیری سیاست‌گذار ارزی جهت مداخله در بازار ارز است، وارد مدل می‌شود:

$$DEV_t = EX_{i.t} - EX_t^* \qquad (۱۱)$$

i=۱,۲,۳,۴

عبارت t مربوط به کل سال‌های نمونه است که از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۹۶ تغییر می‌کند. در این رابطه عبارت $EX_{i.t}$ بیان‌گر نرخ ارز بازار آزاد است و عبارت $EX_t^*$ نرخ ارز تعادلی است که بر مبنای رابطه برابری قدرت خرید با در نظر گرفتن سال ۱۳۸۱ (سال یکسان‌سازی موفق بازار ارز) به صورت سالانه محاسبه می‌شود.

---

[1]. GARCH

[۲]. جهت رفع خودهمبستگی، از سه مرتبه جمله خودهمبستگی در مدل استفاده شده است.

[3]. Purchasing Power Parity

[۴]. در ایران در زمینه مداخلات ارزی چند مصوبه قانونی تصویب شده است که از مهمترین آن‌ها می‌توان به گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی در سال ۱۳۸۱ اشاره کرد. بر اساس این مصوبه "مشارکت بانک مرکزی در بازار ارز با هدف بهبود ترکیب ذخایر ارزی و ریالی و مقابله با نوسانات نامطلوب نرخ برابری صورت می‌پذیرد. این بانک می‌تواند به حساب خود اقدام به مبادله ارز نماید. لیکن مداخلات آن باید با رعایت و حفظ نقش بازار در قیمت‌گذاری انجام شود". همچنین، در ماده ۸۱ قانون برنامه پنجم توسعه (۱۳۹۴-۱۳۹۰) آمده است "نظام ارزی کشور، (شناور مدیریت شده) است. نرخ ارز با توجه به حفظ دامنه رقابت‌پذیری در تجارت خارجی و با ملاحظه تورم داخلی و جهانی و همچنین شرایط اقتصاد کلان از جمله تعیین حد مطلوبی از ذخایر خارجی تعیین خواهد شد". بر اساس این مصوبات، به نظر می‌رسد آن‌چه توسط سیاست‌گذار ارزی در زمینه مداخلات مورد پذیرش قرار گرفته، قاعده برابری قدرت خرید است.

با توجه به معادله (۸) و عوامل موثر بر مداخلات ارزی بانک مرکزی (معادله (۱)) مدل ارائه شده در این پژوهش به صورت زیر است:

$$int_t = \beta_0 + \beta_1 int_{t-1} + \lambda \sum_{j=0}^{m-1} w_{t-j}(\gamma) var_{(t-j)} + u_t \qquad (۱۲)$$

که در آن، $int_t$ مداخله مستقیم بانک مرکزی در دوره t، $int_{t-1}$ مداخله مستقیم بانک مرکزی در دوره t-1، $w_{t-j}(\gamma)$ تابع وزن‌دهی بر اساس توابع آلمون، آلمون نمایی و بتا است و $var_{(t-j)}$ شامل متغیرهای با تواتر فصلی اثرگذار بر مداخلات ارزی است. در هر روش وزن‌دهی، اثرگذاری هر یک از متغیرهای با تواتر فصلی به صورت مجزا بر مداخلات ارزی با استفاده از معادله (۱۲) برآورد می‌شود. به این معنا که برای هریک از روش‌های وزن‌دهی چهار معادله و در مجموع دوازده معادله برآورد می‌شود.

## ۳-۲- برآورد مدل

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از سایت بانک مرکزی ایران و بانک جهانی گردآوری شده است. در رابطه با حجم مداخلات ارزی، از آمار رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی استفاده شده است[۱].

**جدول ۱: آمار توصیفی داده‌ها**

| نام متغیر | توصیف | میانگین | حداکثر | حداقل | انحراف معیار | تعداد مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|
| INT | مداخله ارزی | ۱۹۰۴۸/۳۶ | ۵۰۷۹۰/۶۰ | ۷۸۳/۶۰۰۰ | ۱۴۶۸۵/۸۲ | ۱۶ |
| OIL | صادرات نفتی | ۱۵۲۵۲/۱۴ | ۳۳۳۳۵/۰۰ | ۴۶۶۵/۰۰۰ | ۶۶۷۰/۳۴۱ | ۶۴ |
| RE | ذخایر ارزی | ۳۱۱۳۶/۸۷ | ۶۵۱۱۷/۱۷ | ۴۷/۰۳۲۱۳ | ۲۲۰۸۲/۶۵ | ۶۴ |
| EXC | نوسانات نرخ ارز | ۰/۰۰۸۲۷۸ | ۰/۲۴۲۲۴۹ | -۰/۱۷۷۶۷۵ | ۰/۰۶۶۳۰۷ | ۶۱ |
| DEV | انحراف نرخ ارز از نرخ تعادلی | ۴۸۸/۱۰۵۴ | ۲۰۰۹/۸۳۴ | ۶۳/۱۰۴۶۴ | ۵۵۴/۵۳۸۴ | ۶۴ |

**منبع:** محاسبات تحقیق

جدول (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مداخله ارزی (سالانه)، صادرات نفتی، ذخایر ارزی، انحرافات نرخ ارز از نرخ تعادلی (همگی فصلی و بر حسب میلیون دلار) و همچنین نوسانات بازده فصلی نرخ ارز اسمی را گزارش می‌دهد.

[۱]. با توجه به عدم افشای حجم مداخلات در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ از روش درون‌یابی برای محاسبه مقادیر مداخله در این دو سال استفاده شده است.

پایا نبودن داده‌های سری زمانی باعث می‌شود که استنباط‌های آماری بی‌اعتبار شوند. بنابراین، پیش از برآورد مدل‌های سری زمانی باید متغیرها از نظر پایایی مورد بررسی قرار گیرند. در جدول (۲) نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل گزارش شده است. ملاحظه می‌شود که به جز متغیرهای نوسانات نرخ ارز و مداخلات ارزی که در سطح مانا می‌باشند، سایر متغیرها نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

**جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد**

| نام متغیر | | آماره | بحرانی | prob | مرتبه جمع |
|---|---|---|---|---|---|
| مداخله ارزی | INT | -۳/۱۸۷۴۹۷ | -۳/۱۱۹۹۱۰ | ۰/۰۴۴۶ | I(۰) |
| صادرات نفتی | OIL | -۲/۵۰۶۸۳۳ | -۲/۹۰۸۴۲۰ | ۰/۱۱۸۷ | I(۱) |
| | DOIL | -۷/۴۷۱۵۰۴ | -۲/۹۰۹۲۰۶ | ۰/۰۰۰۰ | I(۰) |
| ذخایر ارزی | RE | -۱/۱۷۸۱۱۲ | -۲/۹۰۸۴۲۰ | ۰/۶۷۸۸ | I(۱) |
| | DRE | -۶/۷۰۴۷۸۹ | -۲/۹۰۹۲۰۶ | ۰/۰۰۰۰ | I(۰) |
| نوسانات نرخ ارز | EXC | -۸/۸۰۲۰ | -۲/۹۱۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۰ | I(۰) |
| انحراف نرخ ارز از نرخ تعادلی | DEV | ۱/۵۷۰۳۰۸ | -۲/۹۱۰۰۱۹ | ۰/۹۹۳۸ | I(۱) |
| | DDEV | -۵/۳۱۳۰۲۴ | -۲/۹۱۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۰ | I(۰) |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان از ایستایی متغیرها با استفاده از روش میداس و به کمک سه روش وزن‌دهی آلمون، آلمون نمایی و بتا به برآورد عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی در ایران پرداخته می‌شود.

**جدول ۳: تخمین با روش وزن‌دهی آلمون**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| | نوسانات نرخ ارز | صادرات نفتی | ذخایر ارزی | انحراف نرخ ارز از نرخ تعادلی |
| Constant | ۶۸۸۰/۹۹۸<br>(۰/۱۱۳۲) | ۲۵۵۶/۵۲۸<br>(۰/۳۶۴۴) | ۵۰۴۰/۱۲۴<br>(۰/۱۲۶۷) | ۱۱۵۱۰/۴۱<br>(۰/۰۲۴۷) |
| $int_{t-1}$ | ۰/۷۱۱۲۷۴<br>(۰/۰۰۰۸) | ۰/۷۹۱۲۸۸<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۱۴۴۳۷۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۶۵۲۳۱۷<br>(۰/۰۰۲۲) |
| PDL1 | -۳۱۶۰۹۹/۱<br>(۰/۱۵۸۸) | ۰/۰۳۰۳۰۳<br>(۰/۰۱۵۷) | -۸/۳۶۹۰۸۵<br>(۰/۰۰۵۱) | -۴۹۶/۸۷۰۷<br>(۰/۰۲۵۳) |
| PDL2 | ۴۳۹۳۵۰/۶<br>(۰/۰۵۷۴) | -۷/۴۱۶۸۵۴<br>(۰/۰۱۰۲) | ۹/۸۰۶۰۵۹<br>(۰/۰۰۴۵) | ۵۸۱/۱۵۲۸<br>(۰/۰۲۶۵) |
| PDL3 | -۱۰۱۷۷۵/۸<br>(۰/۰۲۷۸) | ۱/۸۴۸۵۱۶<br>(۰/۰۰۴۱) | -۲/۰۲۶۷۹۷<br>(۰/۰۰۴۴) | -۱۳۹/۹۴۳۲<br>(۰/۰۲۶۸) |
| $R^2$ | ۰/۸۳ | ۰/۸۸ | ۰/۸۵ | ۰/۷۹ |
| AIC | ۲۰/۸۹۷۶۳ | ۲۰/۴۵۲۸۰ | ۲۰/۶۵۱۸۳ | ۲۱/۰۵۴۰۸ |
| SIC | ۲۱/۱۱۴۹۲ | ۲۰/۶۸۸۸۱ | ۲۰/۸۸۷۸۵ | ۲۱/۲۸۲۳۱ |
| اثر کل | ۷۵۸۳۵/۲۳ | ۲/۴۷ | ۳/۷۸ | ۳۷/۰۹ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

*مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال است، سطح معناداری ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

جدول (۳) نتایج تخمین معادله (۱۲) را با استفاده از روش وزن‌دهی آلمون و برای چهار متغیر پرتواتر نشان می‌دهد. در هر چهار معادله، ضریب متغیر وقفه مداخله ($int_{t-1}$) مثبت است که نشان‌دهنده تاثیرگذاری مداخله در دوره قبل بر مداخله در دوره جاری است. اثر کل که با توجه به ضرایب وقفه‌های متغیرهای مستقل پرتواتر محاسبه و گزارش شده است، نشان‌دهنده جهت کلی تاثیرگذاری متغیرهای پرتواتر بر مداخله ارزی است. با توجه به این‌که این اثر برای تمامی مدل‌ها مثبت برآورد شده است، نتیجه می‌شود در روش وزن‌دهی آلمون، تاثیر تمامی متغیرها بر مداخلات ارزی بانک مرکزی مثبت است. پارامترهای آلمون نیز در تمامی معادلات معنی‌دار هستند. همچنین، در هر روش وزن‌دهی بهترین متغیر توضیح‌دهنده برای مداخلات ارزی بر اساس معیارهای ضریب تعیین، آکائیک و شوارتز تعیین می‌شود. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۳)، مدل برآورد شده برای متغیر صادرات، با $R^2$ =۰/۸۸ دارای بیشترین مقدار ضریب تعیین در بین چهار معادله برآورد شده با استفاده از روش وزن‌دهی آلمون است. همچنین معیارهای آکائیک و شوارتز نیز برای این مدل به ترتیب ۲۰/۴۵۲۸۰ و ۲۰/۶۸۸۸۱ برآورد شده است که با توجه به کوچک‌تر بودن معیار آکائیک و شوارتز برای این مدل در مقایسه با مدل‌های ارائه شده برای متغیرهای نوسانات نرخ ارز، ذخایر ارزی و انحراف نرخ ارز از نرخ هدف، نتیجه می‌شود، مدل ارائه شده برای متغیر صادرات نفتی از نظر این معیارها نیز بهتر عمل می‌کند. بنابراین، نتیجه می‌شود در بین عوامل اثرگذار، مداخلات ارزی حساسیت بیشتری به صادرات نفتی دارند.

**جدول ۴: بررسی فروض کلاسیک برای معادلات برآورد شده با روش وزن‌دهی آلمون**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| **آماره جارک برا[1]** | | | | |
| **J-B** | ۰/۷۶<br>(۰/۶۸) | ۲/۲۹<br>(۰/۳۱) | ۱/۱۴<br>(۰/۵۶) | ۰/۶۶<br>(۰/۷۱) |
| **آماره لیونگ-باکس[2]** | | | | |
| $Q(12)$ | ۴/۵۳<br>p-value=۰/۹۷ | ۶/۱۸<br>p-value=۰/۹۰ | ۱۱/۸۷<br>p-value=۰/۴۵ | ۹/۹۱<br>p-value=۰/۶۲ |
| **آماره مک لئودلی[3]** | | | | |
| $Q^2(12)$ | ۵/۹۸<br>p-value=۰/۹۱ | ۸/۶۰<br>p-value=۰/۷۳ | ۹/۹۲<br>p-value=۰/۶۲ | ۵/۴۲<br>p-value=۰/۹۴ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

[1]. Jarque-Bera
[2]. Box- Ljung
[3]. McLeod-Li

جدول (۴) نتایج بررسی فروض کلاسیک در مدل‌های برآورد شده توسط روش وزن‌دهی آلمون را نمایش می‌دهد. بر اساس آماره جارک‌برا و مقدار احتمال مربوط به آن مشاهده می‌شود که نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در هیچ کدام از معادلات رد نشده است. بنابراین تمامی آزمون‌های مربوط به ضرایب معتبر است. همچنین، آماره لیونگ باکس[1] و احتمال مربوط به آن نیز در جدول (۴) گزارش شده است. فرضیه صفر این آزمون بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان جملات خطا است. با توجه به نتایج حاصل شده برای این آماره روشن است که فرضیه صفر برای هر چهار معادله تا دوازده وقفه رد نشده است. در نتیجه در تمامی معادلات برآورد شده توسط روش وزن‌دهی آلمون، عدم وجود خودهمبستگی سریالی جملات خطا تایید می‌شود. آماره مک‌-لئودلی و احتمال مربوط به آن نیز فرضیه صفر (عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان مجذور باقی‌مانده‌ها) را تا دوازده وقفه رد نمی‌کند. در نتیجه همسان بودن واریانس جملات خطا در معادلات برآورد شده توسط روش وزن‌دهی آلمون تایید می‌شود.

**جدول ۵: تخمین با روش وزن‌دهی بتا**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| **Constant** | ۶۵۱۴/۰۰۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۶۰۵/۲۴۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۶۶۰/۰۹۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۶۲۱/۸۰۷<br>(۰/۰۰۰۰) |
| $int_{t-1}$ | ۰/۷۲۹۷۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۷۲۰۶۴۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۸۲۱۴۷۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۷۷۱۱۶۷<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **Slope** | ۱۲۱۹۶۹/۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۳/۱۴۷۴۴۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۱۳۲۹۰۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۲/۹۸۶۶۸<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **Beta1** | ۱/۰۱۲۰۴۶<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۹/۹۹۷۷۰<br>(۰/۰۰۰۰) | ۴/۰۸۲۶۶۸<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۱۹۹۹۷<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **Beta2** | ۱/۸۵۲۶۸۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۱۸۲۷۹۱<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۷۹۸۰۰۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۹/۹۹۹۳۷<br>(۰/۰۰۰۰) |
| $R^2$ | ۰/۶۸ | ۰/۸۱ | ۰/۷۰ | ۰/۷۰ |
| **AIC** | ۲۱/۴۳۱۴۲ | ۲۰/۸۹۹۳۴ | ۲۱/۳۷۶۱۳ | ۲۱/۳۳۹۹۹ |
| **SIC** | ۲۱/۶۶۷۴۳ | ۲۱/۱۳۵۳۶ | ۲۱/۶۱۲۱۴ | ۲۱/۵۷۶۰۱ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال است، سطح معناداری ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

[1]. انتخاب وقفه در آزمون Q لیونگ باکس می‌تواند عملکرد آن را تحت تاثیر قرار دهد. به طور کلی پیشنهاد شده است که انتخاب طول وقفه به تعداد ln طول سری زمانی می‌تواند مطلوب باشد. در این پژوهش از مقدار پیش‌فرض در نظر گرفته شده برای مدل‌ها (۱۲ وقفه) استفاده شده است.

جدول (۵) نتایج تخمین مدل (۱۲) را با استفاده از روش وزن‌دهی بتا و برای چهار متغیر پرتواتر نشان می‌دهد. در هر چهار معادله برآورد شده، ضریب متغیر وقفه مداخله ($int_{t-1}$) مطابق انتظار مثبت است. ضریب شیب مشترک[1]، اثرکلی هر متغیر پرتواتر را بر متغیر وابسته نشان می‌دهد. با توجه به مقادیر برآورد شده برای این ضریب، مشاهده می‌شود که تاثیر کلی هر چهار متغیر پرتواتر بر متغیر مداخلات ارزی مثبت است. پارامترهای بتا نیز در تمامی معادلات و برای تمامی متغیرها معنی‌دار شده است. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد که ضریب تعیین به دست آمده برای معادله صادرات نفتی ۰/۸۱ است که بیشترین مقدار $R^2$ در میان معادلات برآورد شده از روش وزن‌دهی بتا است. همچنین، بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز نیز مدل برآورد شده برای تاثیرگذاری صادرات نفتی بر مداخلات ارزی دارای عملکرد بهتری است.

**جدول ۶: بررسی فروض کلاسیک برای معادلات برآورد شده با روش وزن‌دهی بتا**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| | **آماره جارک‌برا** | | | |
| **Jarque-Bera** | ۰/۱۸<br>(۰/۹۱) | ۰/۳۹<br>(۰/۸۲) | ۱/۵۸۳۳<br>(۰/۴۵) | ۰/۲۸<br>(۰/۸۶) |
| | **آماره لیونگ- باکس** | | | |
| $Q(12)$ | ۱۴/۶۷<br>p-value=۰/۲۶ | ۵/۷۰<br>p-value= ۰/۹۳ | ۸/۴۹<br>p-value= ۰/۷۴ | ۹/۴۴<br>p-value=۰/۶۶ |
| | **آماره مک لئودلی** | | | |
| $Q^2(12)$ | ۱۲/۶۴<br>p-value=۰/۳۹ | ۹/۲۳<br>p-value=۰/۶۸ | ۶/۵۳<br>p-value=۰/۸۸ | ۱۵/۲<br>p-value=۰/۲۳ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج بررسی فروض کلاسیک در معادلات برآورد شده توسط روش وزن‌دهی بتا را نشان می‌دهد. مطابق با این نتایج مشاهده می‌شود که نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در هیچ یک از چهار معادله برآورد شده رد نشده است. همچنین، با توجه به آماره‌ی لیونگ باکس فرضیه عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا رد نشده است. آماره مک لئودلی نیز نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مجذور باقی‌مانده‌های معادلات برآورد شده با روش وزن‌دهی بتا است.

[1]. Slope

**جدول ۷: تخمین با وزن‌دهی روش آلمون نمایی**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| **Constant** | ۶۵۱۴/۰۰۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۳۵۳/۳۶۲<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۶۶۰/۰۸۹<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۶۱۹/۸۲۰<br>(۰/۰۰۰۰) |
| $int_{t-1}$ | ۰/۷۲۹۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۶۶۴۶۴۴<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۸۲۱۴۷۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۷۷۱۲۵۳<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **Slope** | ۱۲۱۹۶۹/۵<br>(۰/۰۰۰۰) | ۳/۴۶۷۷۶۳<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱/۱۳۲۹۰۶<br>(۰/۰۰۰۰) | ۵۲/۸۸۵۷۰<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **ExpPDL1** | ۲۵/۲۳۵۵۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۸/۹۳۹۷۹۷<br>(۰/۰۰۰۰) | ۴۳/۷۵۳۸۱<br>(۰/۰۰۰۰) | −۲۵/۸۸۹۵۳<br>(۰/۰۰۰۰) |
| **ExpPDL2** | −۸/۴۶۶۹۲۱<br>(۰/۰۰۰۰) | −۱/۰۷۵۱۹۵<br>(۰/۰۰۰۰) | −۸/۴۳۴۰۴۶<br>(۰/۰۰۰۰) | ۰/۰۳۲۴۶۶<br>(۰/۰۰۰۰) |
| $R^2$ | ۰/۶۸ | ۰/۸۳ | ۰/۷۰ | ۰/۷۱ |
| **AIC** | ۲۱/۴۳۱۴۲ | ۲۰/۸۴۲۴۴ | ۲۱/۳۷۶۱۳ | ۲۱/۳۳۹۵۷ |
| **SIC** | ۲۱/۶۶۷۴۳ | ۲۱/۰۷۰۶۷ | ۲۱/۶۱۲۱۴ | ۲۱/۵۷۵۵۹ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال است، سطح معناداری ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

جدول (۷) نتایج تخمین مدل (۱۲) را با استفاده از روش وزن‌دهی آلمون نمایی و برای چهار متغیر پرتواتر نشان می‌دهد. در تمامی معادلات برآورد شده، ضریب متغیر وقفه مداخله ($int_{t-1}$) مطابق انتظار مثبت است. همچنین، در هر چهار معادله برآورد شده با استفاده از روش آلمون نمایی، جهت تاثیر متغیر وابسته پرتواتر بر متغیر مداخله به عنوان متغیر کم‌تواتر مثبت است[1]. که این به معنای وجود رابطه مستقیم بین نوسانات نرخ ارز، صادرات نفتی، سطح ذخایر ارزی و انحراف نرخ ارز از نرخ هدف است. هچنین، بر اساس معیارهای آکائیک، شوارتز و ضریب تعیین، معادله متغیر صادرات نفتی نسبت به سایر متغیرها عملکرد بهتری دارد.

**جدول ۸: بررسی فروض کلاسیک برای معادلات برآورد شده با روش وزن‌دهی آلمون نمایی**

| | EXC | OIL | RE | DEV |
|---|---|---|---|---|
| **آماره جارک‌برا** | | | | |
| **Jarque-Bera** | ۰/۱۸<br>(۰/۹۱) | ۰/۳۹<br>(۰/۸۲) | ۱/۵۸<br>(۰/۴۵) | ۰/۲۸<br>(۰/۸۶) |
| **آماره لیونگ باکس** | | | | |
| $Q(12)$ | ۱۴/۶۷<br>p-value=۰/۲۶ | ۹/۵۹<br>p-value=۰/۶۵ | ۸/۴۹<br>p-value=۰/۷۴ | ۹/۴۲<br>p-value=۰/۶۶ |
| **آماره مک لئودلی** | | | | |
| $Q^2(12)$ | ۱۲/۶۴<br>p-value=۰/۳۹ | ۵/۳۴<br>p-value=۰/۹۴ | ۶/۵۳<br>p-value=۰/۸۸ | ۱۵/۲۱<br>p-value=۰/۲۳ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

[1]. ضرایب برآورد شده برای شیب مشترک (Slope)

جدول (۸) نتایج بررسی فروض کلاسیک در معادلات برآورد شده توسط روش وزن‌دهی آلمون نمایی را نشان می‌دهد. بنابر نتایج، مشاهده می‌شود که نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در هیچ یک از چهار معادله برآورد شده رد نشده است. همچنین، با توجه به آماره‌ی لیونگ باکس فرضیه عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا رد نشده است. آماره مک لئودلی نیز نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مجذور باقی‌مانده‌های معادلات برآورد شده با روش وزن‌دهی آلمون نمایی است.

به طور کلی، نتایج ارائه شده در جداول (۳)، (۵) و (۷) نشان می‌دهد، میزان مداخله در دوره قبل، درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز، میزان ذخایر ارزی بانک مرکزی، انحرافات نرخ ارز از نرخ برابری قدرت خرید به عنوان نرخ بلندمدت و همچنین نوسانات نرخ ارز بر واکنش بانک مرکزی و مدیریت بازار ارز موثر هستند.

بر اساس نتایج ارائه شده، تاثیر متغیر وقفه مداخله در هر دوازده معادله برآورد شده مثبت است که نشان می‌دهد چنان‌چه مداخله در دوره قبلی اتفاق افتاده باشد احتمال این‌که مداخله در دوره‌های بعد نیز انجام شود زیاد است.

تاثیر متغیر انحراف نرخ ارز از نرخ تعادلی، با استفاده از هر سه روش وزن‌دهی مثبت برآورد شده است. از آن‌جا که مداخله ارزی بانک مرکزی در ایران عمدتا یک طرفه و به شکل تزریق ارز به بازار بوده است، این نتیجه حاصل می‌شود که با افزایش انحرافات نرخ ارز از نرخ تعادلی، بانک مرکزی از طریق فروش ارز در بازار مداخله می‌کند. در واقع با توجه به این‌که هدف اصلی بانک مرکزی تثبیت نرخ ارز است، افزایش انحرافات نرخ ارز، احتمال افزایش عرضه ارز به بازار توسط بانک مرکزی را افزایش می‌دهد و این رفتاری است که از آن به عنوان مداخله ناهمسو تعبیر می‌شود. به بیان دقیق‌تر، در ادبیات مربوط به مداخلات ارزی دو عبارت مداخلات ناهمسو و مداخلات همسو[1] مصطلح است. مداخلات ناهمسو هنگامی صورت می‌گیرد که نرخ ارز در مسیری در حال حرکت است که مقامات پولی آن را نامطلوب می‌دانند و مداخلات، برای کاهش سرعت، متوقف کردن یا معکوس کردن روند، اعمال می‌شود. در مقابل، مداخلات همسو هنگامی اتفاق می‌افتد که مقامات پولی در همان جهتی مداخله می‌کنند که نرخ ارز در حال حرکت است (ایتو[2]، ۲۰۰۷). با توجه به این مطلب، می‌توان به این نتیجه دست یافت که مداخلات ارزی بانک

[1]. Leaning with-the-Wind Intervention
[2]. Ito (2007)

مرکزی ایران در طی دوره زمانی مورد نظر عمدتا از نوع مداخلات ناهمسو بوده است. در حقیقت بانک مرکزی ایران در دوره‌های مختلف با توجه به افزایش انحرافات نرخ ارز از نرخ تعادلی با تزریق ارز به بازار سعی کرده تا انحرافات را متوقف نماید و یا سرعت آن را کاهش دهد.

رابطه درآمدهای حاصل از صادرات نفت و مداخلات ارزی بر اساس هر سه روش وزن‌دهی مثبت است. این نتیجه، رابطه مستقیم بین صادرات نفتی و مداخلات ارزی در ایران را که در نمودار (۳) به تصویر کشیده شد، تایید می‌کند. در واقع سیاست ضمنی مقامات بانک مرکزی مبنی بر لنگر قرار دادن نرخ ارز اسمی موجب شده است تا در مواقعی که درآمدهای ارزی افزایش یافته و ذخایر بانک مرکزی کفایت می‌کند با تزریق ارز به بازار، از افزایش نرخ اسمی آن جلوگیری شود. از این رو، قیمت ارز نشانه‌ای از توان واقعی اقتصاد ایران نبوده و مجموعه‌ای از قیمت‌های مصنوعی را به اقتصاد تحمیل می‌کند. ضمن این‌که این سیاست موجب می‌شود تا انتظارات تورمی آحاد اقتصادی به شدت متاثر از نرخ ارز شود. در این حالت در مواقعی که درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت کاهش می‌یابد و ذخایر ارزی بانک مرکزی جهت تزریق و مداخله در بازار ارز کفایت نمی‌کند، بانک مرکزی قدرت کافی برای مداخله و تثبیت نرخ ارز اسمی را نخواهد داشت و نرخ ارز به شدت افزایش یافته و شوک‌های ارزی به وقوع می‌پیوندد.

همچنین، تاثیرگذاری متغیر سطح ذخایر خارجی بانک مرکزی بر اساس هر سه روش وزن‌دهی مثبت است که نشان می‌دهد هرگاه ذخایر خارجی بانک مرکزی از سطح مطلوبی برخوردار بوده است، قدرت مقامات پولی برای کنترل و مدیریت بازار ارز افزایش یافته است. بنابراین با افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی مداخله در بازار ارز نیز افزایش یافته است. در واقع می‌توان گفت، ذخایر بانک مرکزی شدت مداخله را کنترل می‌کند.

تاثیرگذاری متغیر نوسانات نرخ ارز با استفاده از هر سه روش وزن‌دهی مثبت برآورد شده است. این نتیجه از اهمیت و حساسیت بسیار زیاد این متغیر در اقتصاد ایران ناشی می‌شود. زیرا نرخ ارز در ایران پیش از آن‌که قیمت یک دارایی در اقتصاد باشد، سیگنال بسیار مهمی از انتظارات تورمی و حتی معیاری از سنجش عملکرد دولت‌ها است. بنابراین بانک‌های مرکزی در دوره‌های مختلف سعی کرده‌اند نرخ ارز را تا حد امکان با ثبات حفظ کنند. در این راستا، با افزایش نوسانات نرخ ارز مقامات پولی با تزریق ارز به بازار واکنش نشان داده‌اند.

در ادامه به بررسی قدرت پیش‌بینی متغیرها در تابع واکنش بانک مرکزی پرداخته می‌شود. به عنوان یک رویکرد جایگزین، آندرو و دیگران[1] (۲۰۱۳) پیشنهاد کردند که چندین مدل تک متغیره تخمین زده شود و سپس از ترکیب پیش‌بینی برای تولید پیش‌بینی نهایی استفاده شود. از سوی دیگر، برخی از مطالعات نشان داده‌اند که میانگین پیش‌بینی یا ترکیب پیش‌بینی ممکن است پیش‌بینی بهتری ارائه دهد. اساس این رویکرد، در نظر گرفتن میانگین وزنی یا غیر وزنی پیش‌بینی‌های به دست آمده از مدل‌های مختلف بر اساس یک معیار ارزیابی است. برای این منظور، پیش‌بینی‌ها با در نظرگرفتن میانگین تخمین‌های به دست آمده برای هر متغیر ترکیب می‌شوند. بنابراین، یک پیش‌بینی مشترک که تأثیر همه متغیرها را منعکس می‌کند، بدست می‌آید. در این پژوهش، مدل معرفی شده توسط ایولفی و تیمرمن[2] (۲۰۰۶) مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل برای بررسی میانگین پیش‌بینی‌ها از روش رتبه‌های میانگین مجذور خطا[3] برای سه روش وزن‌دهی مختلف استفاده می‌شود. عملکرد پیش‌بینی متغیرها از نظر شش معیار مختلف در جدول (۹) نمایش داده شده است. هر چه عدد این شاخص‌ها کوچکتر باشد نشان‌دهنده بهتر بودن عملکرد پیش‌بینی توسط متغیر است. توضیحات مربوط به این معیارها در پیوست ارائه شده است.

جدول (۹) نتایج مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌های انفرادی و میانگین پیش‌بینی‌ها را با استفاده از روش رتبه‌های میانگین مجذور خطا ارائه می‌دهد. با بررسی پیش‌بینی‌های به دست آمده از روش‌های مختلف وزن‌دهی و مقایسه پیش‌بینی‌های انفرادی با میانگین پیش‌بینی‌ها این نتیجه حاصل می‌شود که در روش آلمون، میانگین پیش‌بینی‌ها که بر اساس روش رتبه میانگین مجذور خطا به دست آمده، نسبت به پیش‌بینی‌های فردی، عملکرد بهتری را نشان می‌دهد. در این روش وزن‌دهی، پیش‌بینی مشترک که تاثیر همه متغیرها را منعکس می‌کند بر اساس معیارهای ریشه میانگین مجذور خطا[4]، میانگین درصد خطای متقارن[5]، میانگین خطای مطلق[6]، و ضریب نابرابری تایل[7] (اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی) عملکرد بهتری را نشان می‌دهد. اما بر اساس معیارهای میانگین درصد خطای مطلق[8]، و ضریب نابرابری تایل[9] (اندازه‌گیری کیفیت پیش‌بینی) پیش‌بینی انجام شده با

1. Andreou et al (2013)
2. Aiolfi and Timmermann (2006)
3. Mean Square Error Ranks (MSE-RANKS)
4. Root Mean Square Error (Rmse)
5. Symmetric Mean Absolute Percentage Error (SMAPE)
6. Mean Absolute Error (MAE)
7. Theil U1
8. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)
9. Theil's U2

استفاده از متغیر انحرافات نرخ ارز از نرخ هدف بهتر عمل می‌کند. اما در روش‌های وزن‌دهی بتا و آلمون نمایی پیش‌بینی‌های فردی نسبت به میانگین پیش‌بینی‌ها از عملکرد بهتری برخوردار هستند.

**جدول ۹: مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها**

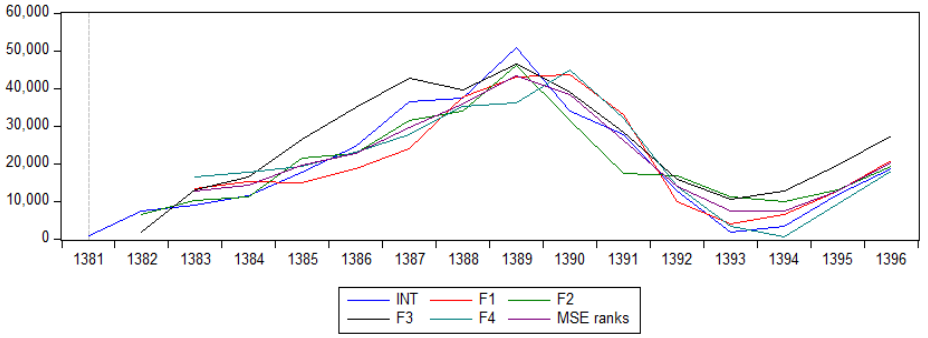
| Forecast* | RMSE | MAE | MAPE | SMAPE | Theil U1 | Theil U2 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **PDL Almon** | | | | | |
| **F1** | ۵۵۹۶/۴۸۰ | ۴۵۳۴/۷۰۴ | ۳۳/۶۳۰۳۷ | ۲۸/۱۴۹۹۰ | ۰/۱۱۱۸۳۱ | ۰/۶۴۸۶۵۰ |
| **F2** | ۴۷۸۹/۲۳۷ | ۳۷۴۳/۶۸۷ | ۶۰/۵۴۴۷۶ | ۲۸/۸۲۸۹۷ | ۰/۱۰۱۰۶۲ | ۱/۲۳۱۰۲۸ |
| **F3** | ۶۶۱۵/۲۰۷ | ۶۰۲۲/۹۷۱ | ۸۰/۴۲۲۱۸ | ۴۵/۶۲۸۰۰ | ۰/۱۲۵۵۶۴ | ۱/۹۱۹۸۴۳ |
| **F4** | ۶۳۱۶/۷۴۰ | ۴۷۴۱/۶۲۲ | ۳۲/۴۸۰۴۸ | ۳۳/۳۱۷۸۶ | ۰/۱۲۶۶۶۴ | ۰/۶۳۸۵۹۱ |
| **MSE-RANK** | ۳۸۷۰/۹۹۴ | ۳۲۶۵/۳۳۴ | ۴۲/۵۱۶۳۰ | ۲۵/۴۱۵۰۳ | ۰/۰۷۷۸۷۷ | ۰/۷۵۶۲۷۴ |
| | **BETA** | | | | | |
| **FF1** | ۷۸۱۲/۱۵۷ | ۶۳۰۳/۵۴۰ | ۷۸/۴۹۱۲۲ | ۳۶/۳۰۶۸۳ | ۰/۱۶۳۳۵۹ | ۰/۸۱۸۲۹۹ |
| **FF2** | ۵۶۸۲/۴۴۳ | ۴۵۴۵/۶۲۵ | ۶۲/۲۸۸۶۳ | ۶۲/۶۱۸۳۱ | ۰/۱۱۳۵۹۳ | ۰/۸۳۷۲۷۱ |
| **FF3** | ۷۵۹۹/۱۴۵ | ۵۷۴۷/۸۷۱ | ۹۵/۲۷۹۹۲ | ۳۵/۹۳۵۷۸ | ۰/۱۵۸۶۷۱ | ۰/۷۰۶۸۶۱ |
| **FF4** | ۱۱۹۰۸/۷۸ | ۹۱۵۴/۲۷۶ | ۱۱۱/۵۲۲۹ | ۴۹/۵۷۹۰۴ | ۰/۲۷۰۲۷۳ | ۲/۹۸۹۷۷۱ |
| **MSE-RANKS** | ۶۶۰۸/۸۰۲ | ۴۸۷۱/۲۶۶ | ۷۲/۹۴۲۵۲ | ۲۹/۰۴۶۸۴ | ۰/۱۳۴۹۷۹ | ۰/۵۴۸۳۳۹ |
| | **Exponential Almon estimates** | | | | | |
| **FFF1** | ۷۸۱۲/۱۵۷ | ۶۳۰۳/۵۴۰ | ۷۸/۴۹۱۲۲ | ۳۶/۳۰۶۸۳ | ۰/۱۶۳۳۵۹ | ۰/۸۱۸۲۹۹ |
| **FFF2** | ۵۶۸۲/۴۴۳ | ۴۵۴۵/۶۲۵ | ۶۲/۲۸۸۶۳ | ۳۶/۶۱۸۳۱ | ۰/۱۱۳۵۹۳ | ۰/۸۳۷۲۷۱ |
| **FFF3** | ۷۵۹۹/۱۴۵ | ۵۷۴۷/۸۷۰ | ۹۵/۲۷۹۹۷ | ۳۵/۹۳۵۸۱ | ۰/۱۵۸۶۷۱ | ۰/۷۰۶۸۶۲ |
| **FFF4** | ۷۴۶۱/۵۰۸ | ۵۷۴۲/۴۸۶ | ۶۸/۰۰۷۲۹ | ۳۳/۶۳۹۵۲ | ۰/۱۵۵۶۵۳ | ۰/۹۱۹۶۲۱ |
| **MSE-RANKS** | ۶۴۹۹/۱۸۴ | ۴۸۲۶/۶۶۶ | ۶۶/۸۵۰۴۶ | ۲۸/۴۱۶۹۵ | ۰/۱۳۱۲۱۶ | ۰/۵۵۹۵۶۱ |

*عدد ۱ نشان‌گر متغیر نرخ ارز، عدد ۲ صادرات، عدد ۳ ذخایر خارجی، عدد ۴ انحراف از نرخ ارز هدف

**منبع:** یافته‌های تحقیق

به طوری که در هر دو روش بتا و آلمون نمایی پیش‌بینی انجام شده بر اساس متغیر صادرات نفتی در چهار معیار از شش معیار موجود بهتر عمل کرده است. بنابراین، از آن‌جا که در دو روش از سه روش وزن‌دهی پیش‌بینی‌های انفرادی بهتر عمل کرده‌اند، به طور کلی می‌توان گفت، میانگین پیش‌بینی‌ها نسبت به پیش‌بینی‌های فردی عملکرد بهتری ندارند و در مدل‌های برآورد شده این مطالعه ترکیب پیش‌بینی‌ها نتایج بهتری ارائه نخواهد داد. علاوه بر این، مشاهده شد که متغیر صادرات نفتی از نظر عملکرد پیش‌بینی، نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. بر اساس این یافته‌ها، متغیر صادرات در دو روش وزن‌دهی بتا و آلمون نمایی نسبت به سایر متغیرها بر اساس معیارهای ارزیابی

پیش‌بینی بهتر عمل می‌کند. بنابراین می‌توان گفت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفتی به عنوان بهترین متغیر در جهت پیش‌بینی مداخلات ارزی بانک مرکزی خواهد بود.

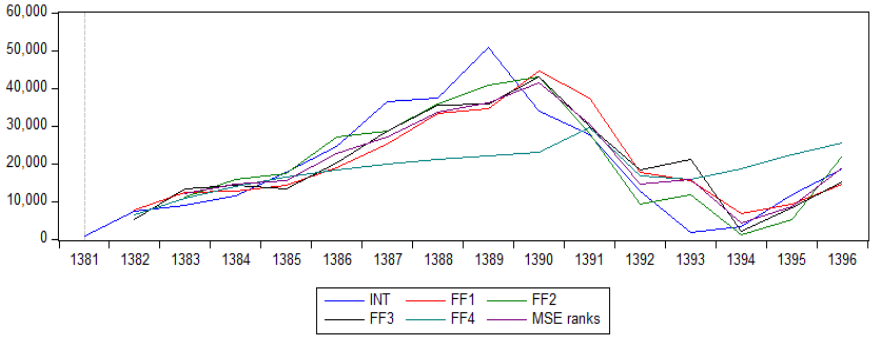



**نمودار ۴: مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌های مدل آلمون**

**منبع:** نتایج پژوهش

*عدد ۱ نشان‌گر متغیر نرخ ارز، عدد ۲ صادرات، عدد ۳ ذخایر خارجی، عدد ۴ انحراف از نرخ ارز هدف

نمودار (۴) به مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های برآورد شده توسط روش آلمون می‌پردازد. مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که در روش وزن‌دهی آلمون ترکیب پیش‌بینی‌ها که با استفاده از روش رتبه‌های میانگین مجذور خطا به دست می‌آید، پیش‌بینی بهتری برای مداخلات ارزی ارائه می‌دهد. به این معنا که، در روش وزن‌دهی آلمون پیش‌بینی مشترک که تأثیر همه متغیرها را منعکس می‌کند عملکرد بهتری دارد.

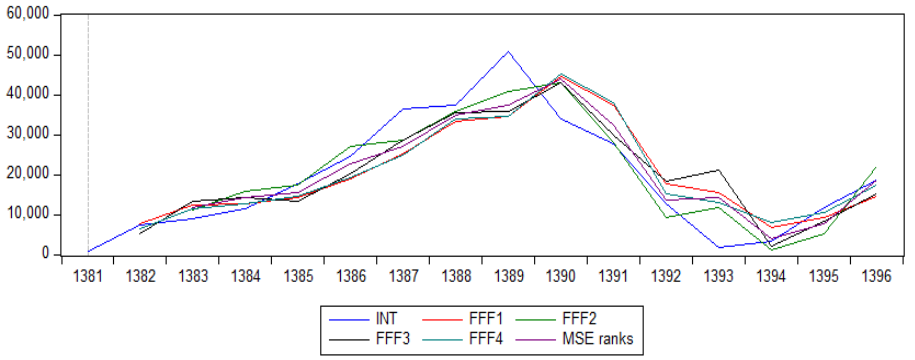



**نمودار ۵: مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌های روش بتا**

**منبع:** یافته‌های پژوهش

*عدد ۱ نشان‌گر متغیر نرخ ارز، عدد ۲ صادرات، عدد ۳ ذخایر خارجی، عدد ۴ انحراف از نرخ ارز هدف

نمودار (۵) به مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های برآورد شده توسط روش بتا می‌پردازد. مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که در روش وزن‌دهی بتا پیش‌بینی حاصل شده توسط معادله برآورد شده برای متغیر صادرات نفتی عملکرد بهتری نسبت به سایر متغیرها و هم‌چنین میانگین پیش‌بینی‌ها ارائه می‌دهد.




**نمودار ۶: مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌های روش آلمون نمایی**

**منبع:** نتایج پژوهش

*عدد ۱ نشان‌گر متغیر نرخ ارز، عدد ۲ صادرات، عدد ۳ ذخایر خارجی، عدد ۴ انحراف از نرخ ارز هدف

نمودار (۶) به مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های برآورد شده توسط روش آلمون نمایی می‌پردازد. مقایسه عملکرد پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که در روش وزن‌دهی آلمون نمایی پیش‌بینی حاصل شده توسط معادله برآورد شده برای متغیر صادرات نفتی عملکرد بهتری نسبت به سایر متغیرها و هم‌چنین میانگین پیش‌بینی‌ها ارائه می‌دهد.

## ۴- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

علی‌رغم این‌که در سال‌های اخیر مداخله در بازارهای ارز کشورهای توسعه یافته کمتر مرسوم بوده است اما کشورهای در حال توسعه همچنان از مداخلات ارزی برای تاثیرگذاری بر بازار ارز استفاده می‌کنند. در ایران بخصوص در دوران جهش‌های ارزی مداخلات توسط مقامات بانک مرکزی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به این‌که تغییرات نرخ ارز، تاثیرات زیادی بر بخش‌های داخلی و خارجی اقتصاد دارد، مدیریت نرخ ارز و مداخله در بازار ارز توسط مقامات پولی اهمیت زیادی پیدا می‌کند. بر این اساس شناخت نیروهای تعیین‌کننده و عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی به پیش‌بینی مداخلات بعدی بانک مرکزی کمک نموده و فعالان اقتصادی را

یاری می‌کند، تا به دید روشن‌تری در مورد روند آینده نرخ ارز و تصمیمات نرخ ارز بر بازارهای مالی و متغیرهای کلان اقتصاد دست یابند.

این پژوهش با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت به بررسی عوامل اثرگذار بر مداخلات ارزی در ایران پرداخت. نتایج به دست آمده نشان داد، میزان مداخله در دوره قبل، درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز، میزان ذخایر ارزی بانک مرکزی، انحرافات نرخ ارز از نرخ برابری قدرت خرید به عنوان نرخ هدف و همچنین نوسانات نرخ ارز بر مداخله ارزی بانک مرکزی تاثیرگذار هستند. همچنین، با بررسی ضریب تعیین و معیارهای آکائیک و شوارتز برای متغیرهای مورد آزمون در هر روش وزن‌دهی مشخص شد، مقامات بانک مرکزی به صادرات نفتی حساسیت بیشتری دارند و با افزایش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفتی با مداخله در بازار واکنش نشان می‌دهند. همچنین، با توجه به نتایج مشاهده شد، رفتار سیاست‌گذار ارزی طی دوره مورد بررسی عمدتا به شکل مداخلات ناهمسو بوده است به این معنی که مقامات بانک مرکزی همراه با افزایش انحرافات نرخ ارز از نرخ تعادلی، به سبب تغییر جهت حرکت و کاهش سرعت انحرافات آن با تزریق ارز به بازار واکنش نشان داده‌اند. این مطالعه با بررسی و مقایسه پیش‌بینی‌های فردی با میانگین پیش‌بینی‌ها با استفاده از روش رتبه‌های میانگین مجذور خطا به این نتیجه رسید که میانگین پیش‌بینی‌ها عملکرد بهتری نسبت به پیش‌بینی‌های فردی ندارد. همچنین، نتایج نشان داد که صادرات نفت از نظر عملکرد پیش‌بینی نتایج بهتری را نشان می‌دهد. بر اساس این یافته‌ها، می‌توان گفت که صادرات نفتی به عنوان بهترین متغیر در جهت پیش‌بینی مداخلات ارزی بانک مرکزی عمل می‌کند.

با توجه به نتایج این پژوهش آن‌چه از بررسی تابع واکنش مداخلات بانک مرکزی ایران حاصل می‌شود، رفتار بدون قاعده مقامات پولی در مواجهه با شرایط مختلف بازار است. در واقع، مداخلات بانک مرکزی در ایران هیچ‌گونه قاعده مشخصی نداشته و سیاست‌گذار ارزی بدون در نظر گرفتن الگوی خاصی برای مداخله، به صورت کاملا صلاحدیدی در بازار ارز دخالت کرده است. افزایش درآمدهای ارزی و در نتیجه ذخایرخارجی بانک مرکزی، قدرت مداخله و مدیریت بازار توسط مقامات پولی را افزایش داده و بنابراین حجم زیادی از ذخایر، بدون در نظر گرفتن وضعیت کلی اقتصاد و سایرشاخص‌های کلان اقتصادی در بازار ارز تزریق شده است. هرچند این شکل از مداخله در دوره‌های وفور درآمدهای ارزی تاحدودی قادر به تثبیت نرخ ارز بوده است، اما با کاهش درآمدهای ارزی و کاهش ذخایر خارجی، قدرت مقام پولی جهت مدیریت بازار ارز

کاهش یافته و جهش‌های نرخ ارز جهت تطبیق با واقعیت‌های اقتصادی به وقوع پیوسته است. بنابراین قاعده‌مند کردن شیوه مداخلات ارزی توسط بانک مرکزی ضروری به نظر می‌رسد. همچنین، مداخلات بانک مرکزی در ایران از طریق مداخله در بازار نقدی انجام شده است. یکی از روش‌هایی که در بانک‌های مرکزی دنیا برای مداخله در بازار ارز استفاده می‌شود، بهره‌مندی از ابزار اوراق مشتقه است. مزیت ابزارهای مشتقه در این است که استفاده از آن‌ها لزوماً باعث تغییر در ذخایر ارزی کشور نمی‌شود و سیاست پولی را تحت‌الشعاع خود قرار نمی‌دهد. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند از طریق انتشار ابزارهای مشتقه بدون تأثیر بر پایه پولی نرخ ارز را تغییر دهد و یا از نوسانات آن جلوگیری کند. بر این اساس می‌توان از اوراق مشتقه به عنوان جایگزینی برای مداخله در بازار نقدی استفاده نمود.

از طرفی، مدیریت منابع ارزی در طی دوره‌های رونق و رکود درآمدهای نفتی نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. الزام دولت‌ها به تزریق درآمدهای ارزی مازاد به حساب ذخیره ارزی، بانک‌های مرکزی را قادر خواهد ساخت تا در صورت وقوع شوک‌های نفتی و کاهش درآمدهای ارزی از منابع انباشت شده در این حساب جهت مدیریت بازار ارز استفاده کنند.

بنا بر نتایج پژوهش، مشاهده شد که مداخلات ارزی بانک مرکزی عمدتا به صورت یک طرفه و در جهت کاهش نرخ ارز با هدف کنترل افزایش قیمت‌ها انجام شده است. نیاز است تا از سیاست هدف‌گذاری تورم به جای سیاست تثبیت نرخ ارز استفاده گردد.

**References**


Adler, G. and Tovar, C. E. (2011). "Foreign Exchange Intervention: A Shield Against Appreciation Winds?". IMF Working Paper No. 11/165, Washington, DC: International Monetary Fund.

Adler, G. Lisack, N. & Mano, R. (2019). "Unveiling the Effects of Foreign Exchange Intervention: A Panel Approach". Emerging Markets Review 100620.

Aiolfi, M. & Timmermann, A. (2006). "Persistence in Forecasting Performance and Conditional Combination Strategies". Journal of Econometrics **135**(1-2): 31-53.

Akdogan, I. U. (2020). "Understanding the Dynamics of Foreign Reserve Management: The Central Bank Intervention Policy and the Exchange Rate Fundamentals". International Economics 161: 41-55.

Akinci, Ö. Culha, O. Y. Özlale, Ü. & Şahinbeyoğlu, G. (2006). "The Effectiveness of Foreign Exchange Interventions under a Floating Exchange Rate Regime for the Turkish Economy: a Post-crisis Period Analysis". Applied Economics **38**(12): 1371-1388.

Alla, Z. Espinoza, M. R. A. & Ghosh, M. A. R. (2017). *FX Intervention in the New Keynesian Model*, International Monetary Fund.

Almekinders, G. J. & Eijffinger, S. C. (1992). *Daily Bundesbank and Federal Reserve Interventions: Do They Affect the Level and Unexpected Volatility of the DM/$-rate?*, (Revised version) (No. 658f725c-8b75-4821-ae81-81552c230e2e). Tilburg University, School of Economics and Management.

Andreou, E. Ghysels, E. & Kourtellos, A. (2013). "Should Macroeconomic Forecasters Use Daily Financial Data and How?". Journal of Business & Economic Statistics **31**(2): 240-251.

Armesto, M. T. Engemann, K. M. & Owyang, M. T. (2010). "Forecasting with Mixed Frequencies". Federal Reserve Bank of St. Louis Review **92**(6): 521-36.

Azizi, Z. (2015). "Study of Instability of Coefficients in the Response Function of Foreign Exchange Interventions in the Iranian Economy". Quarterly Journal of Economic Research and Policy **26**(85): 300-271.

Baillie, R. T. & Osterberg, W. P. (1997). "Why Do Central Banks Intervene?". Journal of International Money and Finance **16**(6): 909-919.

Beine, M. & Bernal, O. (2007). "Why Do Central Banks Intervene Secretly?: Preliminary Evidence from the BOJ". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **17**(3): 291-306.

Chang, M. C. Suardi, S. & Chang, Y. (2017). Foreign Exchange Intervention in Asian Countries: What Determine the Odds of Success during the Credit Crisis?". International Review of Economics & Finance **51**: 370-390.

Davis, J. S. Fujiwara, I. Huang, K. X. & Wang, J. (2021). "Foreign Exchange Reserves as a Tool for Capital Account Management". Journal of Monetary Economics **117**: 473-488.

Ebadi, J. & Jahangard, H. (2012). "Modeling Foreign Exchange Intervention in the Iranian Foreign Exchange Market". Journal of Economic Research **47**(3): 44-23.

Foroni, C. and Marcellino, M. G. (2013). "A Survey of Econometric Methods for Mixed-Frequency Data". Available at SSRN 2268912.

Gereben, Á. Gyomai, G. & Kiss, N. M. (2005). "The Microstructure Approach to Exchange Rates: A Survey from a Central Bank's Viewpoint". MNB Occasional Papers, No. 42, Magyar Nemzeti Bank, Budapest.

Ghysels, E. Santa-Clara, P. and Valkanov, R. (2002). "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions". Draft paper.

Guliyev, H. (2018). *Karma Frekanslı Verilerde MIDAS Regresyon Modellerinin Uygulanması*, Türkiye'nin Ekonomik Büyüme Tahmini, Master Thesis, Akdeniz University – ISS, Antalya.

Ito, T. & Yabu, T. (2007). "What Prompts Japan to Intervene in the Forex Market? A New Approach to a Reaction Function". Journal of International Money and Finance **26**(2): 193-212.

Ito, T. & Yabu, T. (2020). "Japanese Foreign Exchange Interventions, 1971-2018: Estimating a Reaction Function Using the Best Proxy". Journal of the Japanese and International Economies **58**: 101106.

Ito, T. (2002). "Is Foreign Exchange Intervention Effective? The Japanese Experiences in the 1990s". NBER Working Paper, No. 8914.

Ito, T. (2007). "Myths and Reality of Foreign Exchange Interventions: An Application to Japan". International Journal of Finance and Economics **12**(2): 133-154.

Kohlscheen, E. (2012). "Orther Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterllized Interventions". Working Papers Series 273. Central Bank of Brazil Research Department.

Kuersteiner, G. M. Phillips, D. C. & Villamizar-Villegas, M. (2018). "Effective Sterilized Foreign Exchange Intervention? Evidence from a Rule-based Policy". Journal of International Economics **113**: 118-138.

Li, H. Yu, Z. Zhang, C. and Zhang, Z. (2017). "Determination of China's Foreign Exchange Intervention: Evidence from the Yuan/Dollar Market". Studies in Economics and Nance **34**(1): 62-81.

Loiseau-Aslanidi, O. (2011). "Determinants and Effectiveness of Foreign Exchange Market Intervention in Georgia". Emerging Markets Finance and Trade **47**(4): 75-95.

Marcellino, M. (1999). "Some Consequences of Temporal Aggregation in Empirical Analysis". Journal of Business & Economic Statistics **17**(1): 129-136.

Moser-Boehm, P. (2005). "Governance Aspects of Foreign Exchange Interventions', Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Markets: Motives, Techniques and Implications". BIS Papers No. 24, Bank for International Settlements, Basel.

Neely, C. J. (2000). "Are Changes in Foreign Exchange Reserves Well Correlated with Official Intervention?". Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis **82**(5): 17-32.

Peiers, B. (1997). "Informed Traders, Intervention, and Price Leadership: A Deeper View of the Microstructure of the Foreign Exchange Market". The Journal of Finance **52**: 1589-1614.

Pontines, V. and Rajan, R.S. (2011). "Foreign Exchange Market Intervention and Reserve Accumulation in Emerging Asia: Is There Evidence of Fear of Appreciation?". Economics Letters **111**: 252–255.

Prasad, N. (2018). "Sterilized Interventions and Capital Controls". Journal of International Money and Finance, Elsevier, **88**(C): 101-121.

Saadatnejad, A. Tabatabai Nasab, Z. Abtahi, S. Y. & Dehghan Tafti, M. A. (2020). "The Effects of Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market on Macroeconomic Variables in Iran in the Form of Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE)". Economic Strategy Research **8**(31): 115-79.

Santos, F. L. (2021). "Comparing the Impact of Discretionary and Pre-announced Central Bank Interventions". Journal of International Money and Finance **110**: 102307.

Tabatabaei Nasab, Z. & Afshari, Z. (2012). "Estimation of the Extent of Direct Intervention of the Central Bank with the Foreign Exchange Market Pressure Approach". Quarterly Journal of Economic Research and Policy **20**(64): 87-114.

Ventura, E. and Rodríguez, G. (2015). "Explaining the Determinants of the Frequency of Exchange Rate Interventions in Peru using Count Models". Applied Economics Quarterly **61**(3): 261-292.

Viola, A. P. Klotzle, M. C. Pinto, A. C. F. & da Silveira Barbedo, C. H. (2019). "Foreign Exchange Interventions in Brazil and their Impact on Volatility: A Quantile Regression Approach". Research in International Business and Finance **47**: 251-263

Vitale, P. (2003). "Foreign Exchange Intervention: How to Signal Policy Objectives and Stabilise the Economy". Journal of Monetary Economics **50**(4): 841-870.

Viziniuc, M. (2021). "Winners and Losers of Central Bank Foreign Exchange Interventions". Economic Modelling **94**: 748-767.

www.cbi.ir.

www.worldbank.org.

**پیوست:**

**معیارهای ارزیابی پیش‌بینی:**

معیارهای ارزیابی پیش‌بینی، مقادیر واقعی ($y_t$) و پیش‌بینی ($\hat{y_t}$) را مقایسه کرده و از این طریق، میزان خطای پیش‌بینی را اندازه‌گیری می‌کنند.

اولین معیار برای ارزیابی دقت پیش‌بینی، ریشه دوم میانگین مجذور خطا (RMSE)[1] است:

h طول دوره پیش‌بینی است که از T+1 تا T+ m می‌باشد.

$$\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y_t}-y_t)^2}{h}} \qquad (۱)$$

معیار دیگر میانگین قدر مطلق خطا (MAE)[2] است:

$$\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{|\hat{y_t}-y_t|}{h} \qquad (۲)$$

دو معیار فوق متاثر از واحد اندازه‌گیری Y هستند بدین معنی که بزرگ و کوچک بودن مقادیر Y موجب بزرگ و کوچک شدن RMSE و MAE می‌شود. بدین منظور از معیار دیگری به نام میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE)[3] استفاده می‌شود که تحت تاثیر واحد اندازه‌گیری Y قرار ندارد:

$$100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{|(\hat{y_t}-y_t)/y_t|}{h} \qquad (۳)$$

ضریب نابرابری تایل (TIC)[4] نیز یکی دیگر از معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی است. این ضریب به گونه‌ای تعریف شده است که مقدار آن بین صفر و یک است. اگر مقدار آن برابر با صفر باشد بدان معناست که خطای پیش‌بینی صفر است.

$$\frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y_t}-y_t)^2 / h}}{\frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y_t}^2}}{h} + \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2}}{h}} \qquad (۴)$$

1. Root Mean Square Error
2. Mean Absolute Error
3. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)
4. Theil-U Statistic

**Original Research Article**

# Foreign exchange intervention in Iran: Mixed frequency data sampling (MIDAS) approach

**Mahboubeh Abaszadeh**[1]
**Bahram Sahabi**[2*]
**Hassan Heydari**[3]

Received: 09-08-2021 Accepted: 19-12-2021

**Introduction:** One of the important aspects of foreign exchange policy is the Central Bank intervention in the foreign exchange market. The Central Bank intervenes to stabilize the foreign exchange market by changing its foreign reserves. Governments prefer to keep the exchange rate stable because any sudden fluctuation can destroy the confidence of economic actors in the market and harm the financial market and the market for physical goods. In this regard, an important method of analyzing the behavior of Central Bank officials to control and manage the foreign exchange market is to estimate the reaction function and identify the factors affecting foreign exchange interventions of the bank. Knowing about the factors affecting foreign exchange interventions helps to forecast the next interventions of the Central Bank and gives economic actors a better understanding of the behavior and decisions of policymakers and their effects on financial markets and macroeconomic variables.

**Methodology:** In this study, a Mixed Frequency Data Sampling Model (MIDAS) has been used to investigate the factors affecting the foreign exchange interventions of the Central Bank. This method deals with the high-frequency variables as independent variables next to the low-frequency dependent variable. The frequency of the dependent variable must always be less than the frequency of the independent variable(s). Therefore, the Midas approach can use the maximum amount of information gained from high-frequency series. Better prediction is also made for the dependent variable. In this research, the data related to the years 2002 to 2018 were used to estimate the reaction function of foreign exchange interventions by the Central Bank. This was done with the variables of direct foreign exchange interventions (annual), the level of foreign exchange reserves (seasonal), oil and gas exports (seasonal), and exchange rate fluctuations (seasonal).

**Results and Discussion:** As the results showed, among the studied variables, the rate of policy-making intervention was more sensitive to the

[1]. PhD student, Economics, Tarbiat Modares University, Iran
[2]. Associate Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Iran
Email: sahabi_b@modares.ac.ir
[3]. Assistant Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Iran

amount of export. Also, with an increase in oil exports, the Central Bank's intervention in the foreign exchange market increases. In the period under review, the central bank interventions were mostly leaning-against–the-wind. In addition, the three methods of weighting Almon, Beta, and Exponential Almon were used to compare the performance of the variables to predict foreign exchange interventions of the Central Bank. In order to compare the performance of individual forecasts and the combination of forecasts, the mean squared error rank method was used. As the results showed, the combination of forecasts did not provide better performance than individual forecasts. Therefore, the individual estimates of foreign exchange interventions are highly valid.

**Conclusion:** Through examining the reaction function of the Central Bank of Iran interventions, one can observe the irregular behavior of monetary authorities in the face of different market conditions. The interventions of the Central Bank in Iran obey no specific rules, and the foreign exchange policymakers intervene in the foreign exchange market in a completely discretionary manner, without considering a specific pattern for intervention. Although this form of intervention in periods of abundant foreign exchange earnings has been able to stabilize the exchange rate to some extent, with a decline in the foreign exchange earnings and foreign reserves, the power of the monetary authorities to manage the exchange market has diminished and the exchange rate has jumped to adapt to the realities of the economy. Therefore, it seems necessary for the Central Bank to regulate the method of foreign exchange interventions. The necessary condition is to synchronize the growth of liquidity in Iran with global liquidity and prevent its incompatible growth with the principles of the domestic economy. In fact, one of the most important prerequisites for successful foreign exchange market management is to control the unbridled growth of liquidity. In this case, we can hope for the success and effectiveness of foreign exchange interventions. The management of foreign exchange resources during periods of boom and bust of oil revenues is of particular importance too. The government’s injection of surplus foreign exchange earnings into the foreign exchange reserves will enable the Central Bank to use the resources accumulated in the accounts to manage the foreign exchange market in the event of oil shocks and foreign exchange earnings decline. This policy will help to prevent exchange rate fluctuations due to oil fluctuations. Derivatives can also be used as an alternative to cash market intervention. The advantage of derivatives is that their use does not necessarily change the country's foreign exchange reserves, nor does it overshadow the monetary policies. Therefore, the bank can change the exchange rate or prevent fluctuations by issuing derivatives without affecting the monetary basis.

**Keywords:** Foreign exchange intervention, Mixed frequency data sampling, Central bank reaction function.

**JEL Classification:** E58, F31, B41.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# تحلیل تجربی اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی استان‌ها در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه

**مجید مداح**[۱]
**فوزیه جیحون‌تبار**[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۶

## چکیده

نابرابری درآمد و نقش سیاست‌های بازتوزیع از موضوعات اصلی در مباحث اقتصادی و سیاسی است. در ادبیات اقتصاد بخش عمومی وضعیت توزیع درآمد به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تغییر هزینه‌های دولت معرفی می‌شود. طبق مدل رأی‌دهنده میانه، دولت جهت تأمین مطالبات اکثر شهروندان تقاضای رأی‌دهنده میانه را مبنای عرضه کالاها و خدمات عمومی قرار می‌دهد. در این چارچوب، مدل سیاسی رشد دولت اثر مستقیم نابرابری درآمدی بر هزینه‌های دولت را مورد تأکید قرار می‌دهد. این پژوهش اثر نابرابری درآمد بر مخارج عمومی در سطح استان‌های کشور در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه را در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ مورد بررسی و تحلیل تجربی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین پانل پویا با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمدی موجب گسترش مخارج دولت در استان‌های کشور می‌شود. همچنین وقفه مخارج استانی، تولید ناخالص استان و گرانت‌های بین‌دولتی (از دولت مرکزی به استانی) دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر مخارج عمومی در سطح استان‌های کشور هستند.

**واژگان کلیدی:** توزیع درآمد، مخارج عمومی، پانل دیتای پویا، اقتصاد ایران.

**Keywords:** Income Distribution, Public Expenditures, Dynamic Panel Data, Iranian Economy.

**JEL Classification:** H50, H72, C23.

[۱]. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان majid.maddah@semnan.ac.ir

[۲]. عضو هیأت علمی دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسنده مسئول) foziehjeyhoontabar@gmail.com

## ۱- مقدمه

نابرابری درآمد و نقش سیاست‌های بازتوزیع از موضوعات اصلی در مباحث اقتصادی و سیاسی و نیز گفتمان دانشگاهی است. نابرابری درآمد اغلب به عنوان یک نوع زیان از جنبه اجتماعی، اقتصادی و سیاسی دیده می‌شود و به لحاظ تجربی موجب ایجاد مسائل و مشکلات اجتماعی و بهداشتی می‌شود (ویلکینسن و پیکت[۱]، ۲۰۰۹؛ چتی و همکاران[۲]، ۲۰۱۶). نتایج تحقیقات نشان می‌دهد سطوح بالا و پایدار نابرابری درآمد برای رشد اقتصادی مضر است و نابرابری کمتر در جوامع، شرایطی را برای توسعه اقتصادی بالاتر و پایدارتر ایجاد می‌کند (ایسترلی[۳]، ۲۰۰۷؛ برگ و همکاران[۴]، ۲۰۱۲؛ راوالین[۵]، ۲۰۱۴؛ سینگان[۶]، ۲۰۱۴). نتایج بعضی مطالعات هم نشان می‌دهد مخارج دولت در جهت کاهش نابرابری درآمد، مانع رشد اقتصادی نیست و آن دسته از سیاست‌هایی که نابرابری درآمد را کاهش می‌دهند در حقیقت موجب بهبود پیامدهای اجتماعی شده و نیز رشد بلندمدت را حفظ می‌کنند (استری و همکاران[۷]، ۲۰۱۴). از طرف دیگر برخی محققان سیاست‌های بازتوزیعی و موافق برابری را مورد نقد قرار می‌دهند. این گروه نابرابری را محرک رشد اقتصادی می‌دانند با این استدلال که نابرابری انگیزه‌هایی را برای توسعه سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و نوآوری ایجاد می‌کند و ظرفیت‌های اقتصادی را گسترش می‌دهد (اکون[۸]، ۱۹۷۵). این بحث در راستای دیدگاه لوئیس (۱۹۵۴) و نلسون (۱۹۵۶) تحت عنوان "بنیادگرایی سرمایه[۹]" قرار دارد که انباشت سرمایه را منبع رشد اقتصادی می‌دانستند و جهت این کار نابرابری درآمد، با این فرض که افراد ثروتمند نسبت به فقیر، میل به پس‌انداز بالاتری دارند، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفاء می‌کند (اسنودان و وان[۱۰]، ۲۰۰۵).

علاوه بر این، طبق ادبیات اقتصاد بخش عمومی نابرابری درآمد، میزان هزینه‌های دولت را هم تحت تأثیر قرار می‌دهد که این ارتباط از طریق مدل سیاسی رشد بخش عمومی قابل توجیه است. در این زمینه هندریکس و میلز[۱۱] (۲۰۰۶) اثر نابرابری بر رشد بخش عمومی را در چارچوب الگوی

---

1. Wilkinson and Pickett (2009)
2. Chetty (2016)
3. Easterly (2007)
4. Berg (2012)
5. Ravallion (2014)
6. Cingano (2014)
7. Ostry (2014)
8. Okun (1975)
9. Capital Fundamentalism
10. Snowdon and Van (2005)
11. Hindriks and Myles (2006)

رأی دهنده میانه مثبت ارزیابی می‌کنند. قضیه رأی دهنده میانه یک راه حل بهینه جهت تعیین سطح بهینه کالای عمومی است که بیان می‌دارد تحت شرایط ترجیحات متفاوت شهروندان در مصرف کالای عمومی، در یک نظام متکی بر دموکراسی با قانون رأی‌گیری اکثریت مقدار تعادلی کالای عمومی در جایی است که توسط فرد میانه ترجیح داده می‌شود (اتکینسون و استیگلیتز[1]، ۱۹۸۰). در توجیه این قضیه چنین بحث می‌شود در مدل‌های رأی‌گیری،که معمولا در دولت‌های محلی بیشتر قابل بحث است تا دولت مرکزی، با فرض این‌که شهروندان دارای ترجیحات تک‌قله‌ای[2] هستند سطح بهینه کالای عمومی را که متناظر با حداکثر مطلوبیت است، انتخاب می‌کنند (کرکران و اوانس[3]، ۲۰۱۰، برک[4]، ۲۰۰۷). دو مشکل تعارض ترجیحات شهروندان و ماهیت کالای عمومی، موجب می‌شود تا جواب تعادلی برای تولید کالای عمومی در این مدل به دست نیاید؛ برای حل این مسأله لازم است تا ترجیحات متعارض سازگار شوند. یک روش مطلوب برای حل این مسأله، ترجیحات رأی‌دهنده میانه[5] است که طبق آن مقدار تعادلی کالای عمومی متناظر با میزان کالای عمومی ترجیح داده شده توسط فرد میانه است که در نهایت حداکثر رضایتمندی بین شهروندان ایجاد می‌شود (اتکینسون و استیگلیتز، ۱۹۸۰). طبق نظریه رأی دهنده میانه، برنامه دولت در انجام مخارج عمومی تحت تأثیر ترجیحات رأی دهنده میانه قرار می‌گیرد و سیاست اقتصادی برگزیده می‌شود که نزد رأی دهنده میانه، بیشترین ترجیح را دارد و بدین ترتیب سطح بهینه کالای عمومی تعیین می‌شود (دادگر، ۲۰۱۳).

در این چارچوب هندریکس و میلز اظهار می‌دارند کاهش درآمد رأی‌دهنده میانه نسبت به متوسط درآمدهای جامعه که به معنی افزایش نابرابری در جامعه است، تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی را بالا می‌برد که به دنبال آن دولت با هدف تأمین مطالبات اکثر شهروندان و رضایت‌مندی آنان هزینه‌های خود را افزایش می‌دهد و بر این اساس با افزایش نابرابری درآمدی، مخارج دولت افزایش می‌یابد. طبق نتایج مطالعه پلتزمان[6] (۱۹۸۰) در توجیه اثر نابرابری بر رشد مخارج دولت، بهبود وضعیت توزیع درآمدها در جامعه و برابر شدن درآمدها موجب افزایش قدرت چانه‌زنی گروه‌های درآمدی پایین می‌شود و حمایت گسترده‌تر آن‌ها از افزایش مخارج عمومی را در پی

1. Atkinson and Stiglitz (1980)
2. Single-Peaked Preferences
3. Corcoran and Evans (2010)
4. Borck (2007)
5. Median voter model
6. Peltzman (1980)

دارد. همچنین ملتزر و ریچارد[1] (۱۹۸۱ و ۱۹۸۳) در چارچوب نظریه رأی‌دهنده میانه[2] اظهار می‌دارند طبق قاعده اکثریت، نابرابری درآمدی هزینه‌های عمومی را، در مواقعی که میانگین درآمدها نسبت به درآمد میانه بالاتر می‌رود، افزایش می‌دهد. نتایج این مدل نشان می‌دهد رشد ثروت در گروه‌های پردرآمد، با کمتر کردن قیمت مالیاتی درآمد بالا، به رأی‌دهنده میانه اجازه می‌دهد تا کالاها و خدمات عمومی را با هزینه کمتری دریافت کند که در نتیجه آن تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی افزایش می‌یابد. نتیجه مذکور در مطالعات جداگانه انجام شده توسط هاستد و کنی[3] (۱۹۹۷)، آلسینا و همکاران[4] (۲۰۰۱) و کنورسی و پونتسن[5] (۲۰۰۵) تأیید شده است (کرکران و اوانس[6]، ۲۰۱۰). در چارچوب این مطالعات، فرضیه اثر نابرابری درآمدی بر مخارج دولت مطرح می‌شود که به دلایل مختلف دارای اهمیت است. اول این‌که مخارج دولت نقش مهمی در اجرای سیاست‌های مالی ایفا می‌کند که بخشی از اهداف آن توزیع برابر درآمدها و ثبات اقتصادی است که بر این اساس نابرابری درآمدی از کانال مخارج دولت بر عملکرد سیاست‌های مالی مؤثر است. دوم: دلایل سیاسی ایجاب می‌کند که دولت مطالبات شهروندان را مورد توجه قرار دهد و در این راستا اجرای سیاست‌های مالی از طریق افزایش مخارج، امکان افزایش مطلوبیت شهروندان را فراهم می‌کند که این مسأله نتایج سیاسی مثل ارتقاء مدیران محلی و استمرار فعالیت‌های دولت جاری را به همراه دارد (ژانگ[7]، ۲۰۲۰). نظر به اهمیت این بحث، مقاله حاضر تلاش دارد تا اثر نابرابری درآمدی بر مخارج دولت در استان‌های ایران را مورد بررسی و تحلیل تجربی قرار دهد و به این پرسش پاسخ دهد که آیا افزایش نابرابری درآمدی به عنوان یکی از منابع رشد دولت در سطح منطقه‌ای مطرح است؟

بخش‌های بعدی مقاله بدین ترتیب سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات تحقیق اختصاص دارد که در آن به پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مبانی نظری اثر نابرابری درآمدی بر مخارج دولت ارائه می‌شود. در بخش چهارم مدل و روش‌شناسی تحقیق، مدل تحقیق در چارچوب قضیه رأی‌دهنده میانه معرفی می‌شود تا از طریق آن اثر نابرابری درآمد بر مخارج دولت مورد آزمون قرار گیرد. در بخش پنجم نتایج حاصل از تخمین مدل پانل دیتا پویا بر

1. Meltzer and Richard (1981, 1983)
2. Median Voter
3. Husted and Kenny (1997)
4. Alesina (2001)
5. Kenworthy and Pontusson (2005)
6. Corcoran and Evans (2010)
7. Zhang (2020)

اساس آخرین داده‌های استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ ارائه خواهد شد تا از طریق آن اثر نابرابری درآمدی بر افزایش هزینه‌های عمومی و رشد دولت مورد ارزیابی قرار گیرد. بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲- مرور مطالعات پیشین

### ۲-۱- مطالعات خارجی

وضعیت توزیع درآمد از مسایل اساسی اقتصاد بخش عمومی است که بخشی از مطالعات به تحلیل اثرات آن بر تغییر مخارج دولت اختصاص دارد. در این زمینه محققان در برخی مطالعات به رابطه مثبت بین نابرابری و مخارج دولت نرسیده‌اند. از جمله گوویا و ماسیا[1] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های پانل ایالات آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۷۹ به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد بر اندازه دولت اثری ندارد. همچنین لیندرت[2] (۱۹۹۶) در یک بررسی با استفاده از اطلاعات ۱۴ کشور سازمان همکاری و توسعه اقتصادی طی سال‌های ۱۹۸۱- ۱۹۶۲ به این نتیجه رسید که متغیر مخارج با شاخص شکاف درآمدی به طور منفی در ارتباط است، البته ضرایب برآوردی در این بررسی عموماً به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند. داتی[3] (۲۰۲۰) نیز با بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و ترکیب مخارج عمومی نشان داد سیستم مالیات تصاعدی نسبت درآمد میانه به متوسط را افزایش می‌دهد در حالی که اندازه دولت افزایش نمی‌یابد. به این معنا که نابرابری بیشتر درآمد یک سیستم مالیات تصاعدی‌تر را در بر می‌گیرد که این موضوع برخلاف تحلیل متداول است و نشان‌دهنده‌ی یک اندازه کوچک‌تر دولت است. در مقابل این نتایج به مطالعه ملتزر و ریچارد[4] (۱۹۷۸، ۱۹۸۱، ۱۹۸۳) می‌توان اشاره کرد. آن‌ها مدلی را توسعه دادند که بر اساس آن تقاضای رأی‌دهنده برای مخارج بازتوزیعی یک عامل تعیین‌کننده رشد بخش عمومی است. ملتزر و ریچارد فرض می‌کنند انواع مخارج دولت یک بخش بازتوزیعی دارند. طبق استدلال آن‌ها رأی‌دهندگان با درآمد کمتر از درآمد میانه متقاضی افزایش مخارج عمومی هستند زیرا اگر از درآمد بیش از درآمد متوسط مالیات اخذ شود و کالاها و خدمات عمومی بین رأی‌دهندگان مذکور توزیع شود، آن‌ها از چنین مخارجی منتفع خواهند شد. بنابراین اگر درآمد رأی‌دهنده میانه نسبت به درآمد متوسط کمتر باشد آن‌گاه اندازه دولت افزایش می‌یابد (ملتزر و ریچارد، ۱۹۷۸،

---

[1] .Gouveia and Masia (1998)
[2]. Lindert (1996)
[3]. Dotti (2020)
[4]. Meltzer and Richard (1978, 1981, 1983)

۱۹۸۱، ۱۹۸۳). آن‌ها همچنین به لحاظ تجربی نشان دادند رشد اندازه دولت فدرال آمریکا در طول جنگ جهانی دوم ناشی از گسترش حق رأی[1] در انتخابات بوده است. کسانی که حق رأی پیدا کردند افرادی با درآمد متوسط کمتر از متوسط درآمد آن‌هایی که قبلاً حق رأی داشتند، بودند که چنین شرایطی انگیزه افزایش اندازه دولت از طریق بالا بردن مالیات و پرداخت‌های انتقالی را تقویت کرد. نتایج فیجینی[2] (۱۹۹۸) در همین راستا قرار دارد. وی با استفاده از نمونه‌ای شامل ۶۳ کشور در دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰، به یک رابطه غیر خطی معنی‌دار بین دو متغیر نابرابری درآمدی و مخارج دولت دست یافت. همچنین میلانوویک[3] (۲۰۰۰) به یک رابطه مثبت معنی‌دار بین توزیع مجدد درآمد و نابرابری درآمد برای ۲۴ کشور، در دوره ۱۹۹۷- ۱۹۶۷ دست یافت. همچنین بنابائو[4] (۲۰۰۰) با توسعه یک مدل رشد تصادفی[5] دریافت با توجه به نقش رأی دهنده میانه نابرابری بیشتر درآمد با مخارج کمتر دولت در ارتباط است.

در مطالعه دیگری شلتون[6] (۲۰۰۷) چندین فرضیه در مورد عوامل تعیین‌کننده مخارج دولت را مطرح می‌کند و با استفاده از داده‌های مالی دولت شامل مخارج دولت و مخارج دفاعی، آموزشی و بهداشت در ۱۰۰ کشور نشان می‌دهد نابرابری درآمدی در دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ موجب گسترش مخارج تأمین اجتماعی شده است. توزیع نابرابر درآمدها می‌تواند هزینه‌های دولت‌های محلی را تحت تأثیر قرار دهد و مخارج عمومی با هدف کاهش فقر و نابرابری را گسترش دهد که این موضوع در تحقیق ماتوس و روچا[7] (۲۰۰۸) نیز مورد توجه قرار گرفته است. آن‌ها با توسعه مدل ملتزر و ریچارد و در نظر گرفتن اثر تعاملی فضایی[8] در پرداخت‌های توزیعی از دولت‌های محلی نشان دادند اثر مثبت نابرابری درآمد بر مخارج عمومی بر مبنای مدل رأی دهنده میانه در ایالت‌های برزیل در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۴ تأیید می‌شود.

نتایج پژوهش پیکورارو[9] (۲۰۱۷) نشان داد افزایش نابرابری درآمد موجب افزایش اندازه دولت از طریق حمایت اکثریت رأی‌دهندگان برای جبران نابرابری می‌شود. در ادامه پیکورارو با استفاده از یک مدل DSGE عامل- ناهمگن بازار ناقص در چارچوب رأی‌گیری اکثریت نشان داد تقاضای

---

1. Suffrage
2. Figini (1998)
3. Milanovic (2000)
4. Benabau (2000)
5. Stochastic Growth Model
6. Shelton (2007)
7. Mattos and Rocha (2008)
8. Spatial Interaction
9. Pecoraro (2017)

جمعی برای توزیع مجدد لزوماً با رشد نابرابری درآمد یا ثروت افزایش نخواهد یافت. در مطالعه دیگری آبرج و همکاران (۲۰۱۹)[1] با ارزیابی اثر پرداخت‌های انتقالی دولت‌های محلی بر وضعیت توزیع درآمد خانوارها در نروژ طی سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۳ دریافتند دولت‌های محلی، از طریق تخصیص مجدد درآمدها به خانوارهای کم درآمد رشد نابرابری را کاهش داده‌اند؛ این کاهش عمدتاً ناشی از تغییراتی است که در اولویت‌بندی مخارج و گروه‌های هدف مشمول هزینه‌های دولت انجام شده است.

در یکی از مطالعات اخیر لو[2] (۲۰۲۰) در پژوهش خود با تفاوت قایل شدن بین نابرابری درآمد ناشی از تفاوت در بهره‌وری نیروی کار و نابرابری درآمد ناشی از تفاوت در درآمد سرمایه، نشان می‌دهد افزایش در نابرابری درآمدی نیروی کار منجر به افزایش سطح بدهی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی می‌شود در حالی که نابرابری درآمد سرمایه رابطه منفی معنی‌داری با حجم بدهی دارد. همچنین لیو و داتن[3] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای در پاسخ به این سوال که آیا افزایش نابرابری، دولت‌ها را نسبت به وضعیت شهروندان حساس می‌کند، با استفاده از داده‌های استان‌های کانادا در دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۷ رابطه بین نابرابری درآمدی و مخارج دولت را مثبت ارزیابی کردند و اظهار داشتند با افزایش نابرابری، دولت‌های محلی منابع بیشتری را صرف امور اجتماعی می‌کنند و بنابراین نابرابری محرک افزایش مخارج دولت است.

### ۲-۲- مطالعات داخلی

در حوزه مطالعات داخلی منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۲۰۲۰) با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶- ۱۳۴۸ به بررسی رابطه بین اندازه دولت و نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران پرداختند. طبق نتایج این پژوهش رابطه بین اندازه دولت و نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران یک رابطه خطی نبوده و اساساً تحت تأثیر مقتضیات زمانی قرار داشته است. سایر یافته‌ها نشان می‌دهد که تنها در رژیم صفر (دوره زمانی ۱۳۶۲-۱۳۴۸) یک رابطه علّی یک طرفه مثبت از نابرابری توزیع درآمد به سمت اندازه دولت وجود داشته، در حالی که در رژیم یک (دوره زمانی ۱۳۹۶- ۱۳۶۳) هیچ نوع رابطه علّی بین دو متغیر تحت مطالعه وجود ندارد. سایر یافته‌های این تحقیق بیان‌گر آن است که تلاش

1. Aaberge (2019)
2. Luo (2020)
3. Liu and Dutton (2021)

در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد - در کنار وفور درآمدهای ارزی نفتی - یکی از عوامل مؤثر بر اندازه بزرگ شدن دولت در دوره زمانی ۱۳۶۲- ۱۳۴۸ بوده است. همچنین نکته دیگر این است که در هیچ یک از دو رژیم تحت بررسی، هیچ‌گاه اندازه بزرگ‌تر دولت منجر به توزیع برابرتر درآمد در اقتصاد ایران نشده است. همچنین صادقی عمروآبادی و هوشمندی (۱۴۰۰) با بررسی و تحلیل اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۸ – ۲۰۱۰ به روش پانل آستانه‌ای نتیجه می‌گیرند رابطه بین نابرابری درآمدی و بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک غیر خطی و به صورت U شکل است و اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک به صورت آستانه‌ای تأیید می‌شود.

## ۳- مبانی نظری

نظریه اصلی و پیشرو در زمینه ارتباط میان نابرابری درآمد و توزیع مجدد مخارج دولت در ادبیات نظری انتخاب عمومی[1]، نظریه "رأی‌دهنده میانه"[2] است که توسط ملتزر و ریچارد (۱۹۷۸ و ۱۹۸۱ و ۱۹۸۳) ارائه شده است. در سیستم رأی‌گیری اکثریت، رأی‌دهنده میانه به حمایت از سیاست‌هایی می‌پردازد که منجر به باز توزیع درآمد از ثروتمندان به فقرا می‌شود. طبق نظریه رأی‌دهنده میانه، نتیجه یک سیستم رأی‌گیری اکثریت، همان ترجیح رأی‌دهنده میانه است. اگر انتخابات تنها دو نامزد داشته باشد و رأی‌دهندگان به طرز معقولی در طیف سیاسی پراکنده باشند و هر رأی‌دهنده ترجیحات سازگار معقول یا به اصطلاح ترجیحات تک قله‌ای داشته باشد، آن‌گاه بر اساس این نظریه، هر دو نامزد انتخابات گرایش سیاسی خود را مطابق با نظر رأی دهنده میانه که شخص قرار گرفته صدک پنجاهم است، بیان می‌کنند (هلکامب[3]، ۲۰۰۶). طبق این نظریه، نتیجه انتخاب و رأی اکثریت جامعه بر اساس ترجیحات رأی‌دهنده میانه تعیین می‌شود و بنابراین دولت‌ها برای کسب اکثریت آرای انتخابات نیازمند تأمین رأی‌دهندگان میانه و ارائه کالای عمومی در سطح رضایت این رأی‌دهندگان هستند (رحمانی فضلی و عرب مازار، ۲۰۱۶: ۷۹). این نظریه که طبق آن انتخاب‌های بهینه اقتصادی از فرآیندهای سیاسی حاصل می‌شود اولین بار توسط هاتلینگ[4] (۱۹۲۹) در چارچوب روش رأی‌گیری حداکثری در تعیین مخارج کالای عمومی ارایه شده است و تأکید

1. Public Choice
2. Median Voter
3. Holcombe (2006)
4. Hotelling (1929)

دارد در شرایطی که ترجیحات افراد در یک نقطه واحد به حداکثر می‌رسد، تفاوت در ترجیحات رأی دهندگان در مصرف کالای عمومی موجب می‌شود تا بر مبنای روش رأی‌گیری حداکثری، تعادل وجود نداشته باشد؛ در این وضعیت یک راه حل مطلوب، تصمیم‌گیری بر اساس ترجیحات رأی دهنده میانه است که در نتیجه آن سطح کارایی از مخارج دولت به دست می‌آید. این میزان مخارج دولت منجر به حداکثر شدن رضایتمندی رأی‌دهندگان می‌شود و به سیاستمداران کمک می‌کند تا آرای خود در انتخابات را حداکثر کنند و در منصب خود باقی بمانند (استیگلیتز[1]، ۲۰۰۰). مطالعات انجام شده در این زمینه توسط هاتلینگ (۱۹۲۹) و داونز[2] (۱۹۵۷) نشان داد میانه توزیع نقاط ایده‌آل رأی‌دهنده میانه، ترجیحات یک اکثریت از رأی‌دهندگان را نسبت به هر آلترناتیو دیگری در برمی‌گیرد (چو و دوگان[3]، ۲۰۰۹: ۸۵۲).

مدل رأی‌دهنده میانه هاتلینگ (۱۹۲۹)، توسط بوئن[4] (۱۹۴۳)، بلک[5] (۱۹۵۸) و داونز (۱۹۵۷) در چارچوب یک مدل قوی برای ارزیابی تصمیم‌گیری با قاعده اکثریت توسعه یافت (هلکامب و سودیل[6]، ۱۹۸۵: ۱۹۷). در سال‌های بعد، این مدل را بلک (۱۹۵۸) جهت تصمیم‌گیری‌های قاعده اکثریت از نوع کمیته[7]، بوئن (۱۹۴۳) در یک چارچوب رفراندم[8] و داونز (۱۹۵۷) تحت دموکراسی نماینده[9] توسعه دادند (هلکامب[10]، ۱۹۸۹: ۱۱۶). یکی از مباحث مهم در ادبیات اقتصاد بخش عمومی، بررسی نظری علل رشد آن است که در این زمینه در چارچوب قضیه رأی دهنده میانه تلاش می‌شود تا نقش بخش عمومی به نحوه توزیع درآمدها در جامعه ربط داده شود. در این ارتباط از جمله دیدگاه‌های نظری پیشگام نتایج مطالعه ملترز و ریچارد (۱۹۸۱) است که در آن رابطه بین توزیع درآمد جامعه و دامنه سیاست‌های توزیع مجدد با وجود نظام‌های انتخاباتی مبتنی بر اکثریت[11] مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ این محققان تأکید دارند اندازه بخش دولتی به طور مثبت با درجه نابرابری درآمد مرتبط است (داتی، ۲۰۲۰: ۱). علاوه بر سطح متوسط درآمد، باز توزیع درآمد در جامعه ممکن است بر مخارج عمومی اثر بگذارد. ملتزر و ریچارد (۱۹۸۱) در پژوهش

---

1. Stiglitz
2. Downs (1957)
3. Cho and Duggan (2009)
4. Bowen (1943)
5. Black (1958)
6. Holcombe and Caudill (1985)
7. Committee Type Majority Rule
8. Referendum Setting
9. Representative Democracy
10. Holcombe (1989)
11. Majoritarian Institutions

پیشگامانه خود، یک مدل تعادل عمومی مرتبط با اندازه بخش عمومی برای گسترش فرانشیزها و توزیع مجدد ثروت ارائه دادند. آن‌ها در پژوهش خود دو کار انجام دادند: اول این‌که یک نرخ مالیات بر درآمد خطی را در نظر می‌گیرند که وصولی برای تأمین یکجای باز توزیع است و دوم تابع مطلوبیت افراد را بر مبنای انتخاب کار- فراغت ارائه می‌دهند. طبق نتایج این مطالعه ملتزر و ریچارد نتیجه می‌گیرند بازتوزیع در جوامع با قاعده اکثریت به طور مثبت با یک معیار چولگی (نسبت درآمد متوسط به میانه) در توزیع درآمد مرتبط است (شلتن[1]، ۲۰۰۷: ۲۲۳۷-۲۲۳۶). ملتزر و ریچارد (۱۹۸۱) بر اساس نظریه «رأی‌دهنده میانه» تحلیل می‌کنند که در اقتصادهای با سطوح بالای نابرابری توزیع درآمد، دولت‌ها گرایش به انجام بیشتر وظایف توزیعی دارند و رابطه بین توزیع نابرابر درآمد و مخارج دولت یک رابطه مثبت و مستقیم است. در نظام‌های سیاسی دمکراتیک نسبت بزرگتری از جمعیت مشمول خالص پرداخت‌های انتقالی دولت می‌شوند و اکثریت سیاسی طرفدار توزیع مجدد درآمد هستند. در این نظام‌ها، دمکراسی تصحیح‌کننده نابرابری توزیع درآمد است، دولت برای توزیع مجدد درآمد با فشارهای سیاسی مواجه می‌شود و این موضوع منجر به افزایش مخارج دولت برای توزیع مجدد درآمد می‌شود. در نظام‌های سیاسی غیر دمکراتیک فرآیندهای تصحیح‌کننده دیگری مانند اعتراض‌های گسترده مردم در حمایت از جنبش‌های سیاسی توزیع مجدد درآمد وجود دارد که در نهایت موجب می‌شود تا مخارج دولت برای بهبود توزیع درآمد افزایش یابد و به تبع آن اندازه دولت بزرگ‌تر شود (منتظری شورکچالی و زاهد غروی، ۲۰۲۰؛ لو و همکاران[2]، ۲۰۱۷؛ اندرسن و همکاران[3]، ۲۰۱۷). در بخشی از مطالعات این حوزه پلتزمان[4] (۱۹۸۰) مدل پیچیده‌تری از رشد بخش عمومی ارائه کرده است. در حالی که وی همچنان نقش دولت را توزیع مجدد درآمد می‌داند، جمع‌آوری رأی[5] و فرآیندهای تشکیل ائتلاف[6] را مورد بررسی قرار داد و آن‌ها را به شدت در رشد بخش عمومی مؤثر دانست. در مدل پلتزمان، تلاش به منظور برابری بیشتر درآمد یک منبع اصلی رشد اندازه دولت است زیرا افزایش برابری در توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف جامعه، قدرت چانه‌زنی آن‌ها را افزایش داده و موجب حمایت گسترده‌تر آن‌ها از افزایش مخارج عمومی می‌شود. پلتزمان رشد طبقه متوسط را

1. Shelton (2007)
2. Luo (2017)
3. Anderson et al (2017)
4. Peltzman (1980)
5. Vote-gathering
6. Coalition Formation Processes

یک منبع مهم رشد دولت معرفی می‌کند. طبق استدلال او، گسترش تحصیلات یک عامل مهم در کاهش نابرابری درآمد است و بنابراین منجر به رشد بخش عمومی می‌شود. برخلاف مدل ملتزر و ریچارد که بر افزایش نابرابری تکیه دارد، مدل پلتزمان بر افزایش برابری درآمد به عنوان عامل تعیین‌کننده رشد دولت تأکید دارد. ملتزر برای تأیید فرضیه ادعایی‌اش از شواهد تجربی استفاده می‌کند و بر اساس مدل خود، رشد دولت را در چندین کشور صنعتی توضیح می‌دهد. در هر صورت در هر دو مدل ملتزر- ریچارد و پلتزمان نقش سیاست‌های توزیع مجدد در گسترش بخش عمومی مورد آزمون قرار گرفته‌اند. طبق فرض آن‌ها، قسمت عمده مخارج دولت، توزیع مجدد درآمد را هدف قرار داده است، حتی مخارج مصرف عمومی کالاها و خدمات. ملتزر-ریچارد و پلتزمان براساس مطالعات تجربی خود ادعا می‌کنند که داده‌هایی که بصورت تجربی آزمون می‌کنند مدل‌هایشان را برازش می‌کند. با این وجود برخی پژوهشگران شواهد تجربی در حمایت از فرضیات آن‌ها ارائه نمی‌دهند، این پژوهشگران همچنین بر نقش دولت در توزیع مجدد درآمد و ثروت تأکید می‌کنند (برانر[1]، ۱۹۷۸؛ آرانسن و اردشک[2]، ۱۹۸۱؛ لیندبک[3]، ۱۹۸۵). البته مدل‌های توزیع مجدد ثروت، توضیح متفاوتی برای رشد بخش عمومی ارائه داده‌اند، بعضی پژوهشگران استدلال کرده‌اند که مدل توزیع مجدد ثروت خالص[4] ناقص است زیرا این مدل بعضی از ویژگی‌های مهم نهادهای سیاسی[5] را در نظر نمی‌گیرد. این مدل خالص، نقش گروه‌های فشار، بوروکرات‌ها و سایر نهادهای سیاسی و قانون اساسی را که بر اندازه دولت اثر می‌گذارند، نادیده می‌گیرد. مدل توزیع مجدد ثروت خالص مستلزم لحاظ کردن چنین عواملی از طرف عرضه است.

دلایل رشد دولت را از منظر تئوری‌های انتخاب عمومی[6] نیز می‌توان توضیح داد. در چارچوب این تئوری بوکانان و تالک[7] (۱۹۷۷) اظهار می‌دارند دولت به دلایل مختلفی رشد قابل ملاحظه‌ای پیدا کرده است که ممکن است غیر قابل کنترل شود به این معنی که گسترش آن دیگر ربطی به تأمین خواسته‌های خریداران نهایی از خدمات دولتی نداشته باشد. طبق این تحلیل به علت ویژگی چند بُعدی فعالیت‌های دولت، توجیه این موضوع که همه‌ی مخارج دولت به طور خالص توزیع مجدد را هدف قرار داده است، کار مشکلی است. برای مثال، در بسیاری از کشورهای توسعه یافته، مدل

1. Brunner (1978)
2. Aranson and Ordeshook (1981)
3. Lindbeck (1985)
4. Pure Wealth Redistribution Model
5. Political Institutions
6. Public Choice Theorists
7. Buchanan and Tullock (1977)

توزیع مجدد ثروت خالص نمی‌تواند رشد سریع اشتغال عمومی را در بخش دولتی توضیح دهد. به اعتقاد مولر[1] (۱۹۸۹) فرضیاتی که تاکنون مطرح شده‌اند و تلاش می‌کنند که رشد بخش دولت را با اجزاء باز توزیعی ساده توضیح دهند، کافی نیستند. بعضی عناصر اضافی مورد نیاز است تا تحلیل را کامل کند. برای مثال دو عاملی که به عنوان ابزاری در رشد دولت قابل ذکر است، گروه‌های ذی‌نفع و بوروکرات‌ها هستند (کیم[2]، ۱۹۹۷). در یکی از مطالعات نظری مشهور، هندریکس و میلز[3] (۲۰۰۶) با ارایه یک مدل سیاسی نحوه توزیع درآمد را به عنوان یکی از علل رشد مخارج دولت معرفی می‌کنند. این محققان در ابتدا اظهار می‌دارند یک مدل سیاسی برای تبیین علت افزایش مخارج بخش عمومی مستلزم اتخاذ تضاد در ترجیحات عمومی بین کسانی است که تمایل به مخارج بیشتر دولت دارند و کسانی که می‌خواهند بار مالیات را محدود کنند. راه‌حل این تضاد را نیز باید لحاظ کرد و نشان داد که چگونه اندازه و ترکیب مخارج عمومی واقعی از طریق فرآیند سیاسی، ترجیحات اکثریت شهروندان را منعکس می‌کند. این مدل سیاسی که در ادامه به توصیف آن پرداخته می‌شود برای دستیابی به اهداف مذکور طراحی شده است. نکته اصلی این است که سطح تعادل مخارج عمومی می‌تواند با توزیع درآمد مرتبط باشد و دقیق‌تر این‌که رشد دولت با نابرابری درآمد مرتبط است. برای توضیح این موضوع، اقتصادی را با H مصرف‌کننده در نظر بگیرید که درآمدها بین حداقل صفر و حداکثر $\hat{y}$ باشد.

این دولت یک کالای عمومی فراهم می‌کند که با استفاده از مالیات بر درآمد تناسبی تأمین مالی شده است. مطلوبیت مصرف‌کننده i با درآمد $y_i$، با معادله (۱) تعیین می‌شود:

$$u_i(\mathrm{t},\ \mathrm{G}) = [1 - t]y_i + b(G) \qquad (۱)$$

در معادله (۱)، t نرخ مالیات بر درآمد و G سطح ارائه کالای عمومی است. تابع b(.) منافع حاصل از کالای عمومی را نشان می‌دهد و فرض می‌شود با افزایش G، افزایشی (منفعت نهایی مثبت) و مقعر (منفعت نهایی کاهشی) است. سطح درآمد متوسط مصرف‌کنندگان با $\mu$ نشان داده شده است، بنابراین قید بودجه دولت به صورت معادله (۲) است:

$$G = tH\mu \qquad (۲)$$

[1]. Mueller (1989)
[2]. Kim (1997)
[3]. Hindriks and Myles (2006)

با استفاده از این قید بودجه، یک مصرف‌کننده با درآمد $y_i$ مطلوبیت حاصل از ارائه یک واحد G از کالای عمومی را به صورت معادله (۳) خواهد داشت:

$$u_i(G) = \left[1 - \frac{G}{H\mu}\right] y_i + b(G) \qquad (۳)$$

سطح ایده‌آل ارائه کالای عمومی برای مصرف‌کننده با شرط مرتبه اول در معادله (۴) تعیین می‌شود:

$$\frac{\partial u_i(G)}{\partial G} \equiv -\frac{y_i}{H\mu} + b'(G) = 0 \qquad (۴)$$

این شرط با منفعت نهایی یک واحد اضافی کالای عمومی، $b'(G)$، به هزینه نهایی‌اش $\frac{y_i}{H\mu}$ مرتبط است. مقدار کالای عمومی تقاضا شده توسط مصرف‌کنندگان به درآمدشان نسبت به درآمد متوسط بستگی دارد زیرا هزینه نهایی را تعیین می‌کند. منفعت نهایی کالای عمومی یک تابع کاهشی از G فرض شده است که در نتیجه آن با افزایش درآمد، سطح مرجح کالای عمومی کاهش می‌یابد. به این دلیل که با مالیات بر درآمد تناسبی، ثروتمندان سهم بیشتری از هزینه کالای عمومی را نسبت به طبقه کم درآمد می‌پردازند. بنابراین در ارائه کالای عمومی، طبقه کم‌درآمد به صورت نامتناسب منفعت دریافت خواهد کرد.

روش معمول برای حل عدم توافق بر سر سطح مطلوب کالای عمومی انتخاب با قاعده‌ی اکثریت[1] است. اگر سطح کالای عمومی با رأی‌گیری اکثریت تعیین شود چه سطحی، انتخاب خواهد شد؟ طبق این مدل، همه‌ی مصرف‌کنندگان سطح کالای عمومی هرچه نزدیک‌تر به سطح مرجح خود را ترجیح می‌دهند. با هر جفت از آلترناتیوهای معین، مصرف‌کنندگان به نزدیک‌ترین آلترناتیو مرجح خود رأی می‌دهند. آلترناتیویی نزدیک‌ترین است که با تعداد بیشتری از مصرف‌کنندگان حمایت حداکثری دریافت کرده باشد. در حقیقت تنها یک گزینه (امکان) وجود دارد که این شرط را تأمین می‌کند و آن گزینه مرجح مصرف‌کننده با درآمد میانه است. به این دلیل که نیمی از رأی‌دهندگان که درآمد بیش از درآمد میانه (ثروتمندان) دارند، تمایل به کالای عمومی کمتر خواهند داشت و نیم دیگر که درآمد کمتر از درآمد میانه (طبقه کم درآمد) دارند، تمایل به

[1]. Majority Voting

کالای عمومی بیشتری خواهند داشت. هر آلترناتیوی که برای یک گروه بهتر باشد با ترجیحات گروه دیگر در تضاد است.

در تعادل سیاسی $G^*$ که توسط رأی‌دهنده میانه تعیین می‌شود، راه‌حل ارائه شده در معادله (۵) را داریم:

$$b'(G^*) = \frac{y_m}{H\mu} \qquad (۵)$$

در معادله (۵)، عبارت $\frac{y_m}{H\mu}$، درآمد رأی‌دهنده میانه نسبت به درآمد متوسط است. از آن‌جا که منفعت نهایی با افزایش ارائه کالای عمومی کاهش می‌یابد، سطح تعادلی کالای عمومی با نابرابری درآمد که معیار آن نسبت درآمد میانه به متوسط است، افزایش می‌یابد. بر این اساس نابرابری بیشتر (با معیار نسبت کمتر درآمد میانه به متوسط) موجب می‌شود که رأی‌دهنده میانه که نقش تعیین‌کننده دارد، متقاضی مخارج عمومی بیشتری باشد.

یکی از فعالیت‌های مهم دولت، توزیع مجدد درآمدها است. توزیع مجدد می‌تواند آشکار باشد از قبیل تأمین اجتماعی و برنامه‌های کاهش فقر، یا شکل پنهان‌تری داشته باشد مانند افزایش اشتغال عمومی که احتمالاً کانال عمده توزیع مجدد از طبقه پردرآمد به طبقه کم درآمد در بسیاری از کشورهاست. به علت ماهیّت آن، و تعامل با سیستم مالیاتی، تقاضا برای توزیع مجدد افزایش خواهد یافت همان‌گونه که نابرابری درآمد افزایش می‌یابد به شکلی که در این مدل سیاسی توضیح داده شد (هیندریکس و میلز[1]، ۲۰۰۶: ۸۳-۸۱).

## ۴- مدل و روش‌شناسی تحقیق

با توجه به مباحث نظری و تجربی پیشین به منظور آزمون تجربی اثر توزیع درآمد بر مخارج بخش عمومی در استان‌های ایران، مدل اقتصادسنجی با الگوی پانل دیتا[2] به صورت معادله (۶) تصریح می‌شود:

$$GE_{it} = a_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 TA_{it} + \beta_3 GR_{it} + \beta_4 GINI_{it} + u_{it} \qquad (۶)$$

[1]. Hindriks and Myles (2006)
[2]. Panel Data

در این معادله مخارج عمومی سرانه استان ($GE_{it}$) (شامل مخارج جاری و عمرانی بر حسب میلیون ریال) به عنوان متغیر وابسته و ضریب جینی (شاخص معرف نابرابری توزیع درآمد) استان ($GINI_{it}$) به عنوان متغیر توضیحی معرفی شده است. علاوه بر نابرابری توزیع درآمد، تولید ناخالص داخلی سرانه استانی ($Y_{it}$) (به قیمت جاری بر حسب میلیون ریال)، درآمد مالیاتی سرانه استان ($TA_{it}$) (بر حسب میلیون ریال)، درآمد استان از محل درآمدهای نفتی به صورت سرانه ($GR_{it}$) (بر حسب میلیون ریال) به عنوان شاخص گرانت سرانه بین دولتی (از دولت مرکزی به دولت استانی)، دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده‌ی مخارج دولت هستند. همچنین $u_{it}$ بیان‌گر جزء اخلال مدل است. $i$ مقطع (۳۲ استان) و $t$ دوره زمانی (۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷) را نشان می‌دهند.

داده‌های تحقیق بر اساس آخرین داده‌های قابل دسترس از منابع رسمی آمار مثل مرکز آمار و معاونت بودجه برخی استان‌ها و وزارت امور اقتصادی و دارایی گردآوری شده است. جهت رسیدن به تصریح بهتر از تمامی متغیرها لگاریتم گرفته شده و سپس در مرحله تخمین مدل مورد استفاده قرار گرفتند. همچنین، آماره‌های توصیفی داده‌ها مشتمل بر میانگین، انحراف معیار، مینیمم و ماکزیمم داده‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

**جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های پژوهش**

| | GE | Y | TA | GR | GINI |
|---|---|---|---|---|---|
| **میانگین** | ۷/۶۵ | ۱۱/۰۷ | ۶/۹۸ | ۶/۶۷ | -۱/۰۱ |
| **حداکثر** | ۱۱/۰۲ | ۱۳/۳۹ | ۱۰/۵۹ | ۱۱/۰۱ | -۰/۷۴ |
| **حداقل** | ۵/۷۴ | ۹/۷۸ | ۵/۲۷ | ۳/۱۷ | -۱/۹۵ |
| **انحراف معیار.** | ۰/۵۷ | ۰/۷۶ | ۰/۹۴ | ۱/۱۲ | ۰/۱۶ |

**منبع:** محاسبات پژوهش

### ۴-۱- آزمون مانایی

معمولاً قبل از برآورد مدل‌های اقتصادسنجی، باید از عدم وجود رگرسیون کاذب اطمینان حاصل کرد. لذا لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون ریشه واحد[1] برای متغیرهای مدل انجام شود، در داده‌های پانل دیتا عموماً با استفاده از روش لوین، لین و چو[2] می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد پرداخت. فرض صفر این آزمون بیان‌گر وجود ریشه واحد یا به عبارتی نامانایی داده‌ها است و فرض آلترناتیو نشان می‌دهد که داده‌های مورد آزمون ریشه واحد ندارند و یا به

[1]. Unit Root Test
[2]. Levin, Lin and Chu

عبارتی مانا هستند و احتمال ایجاد رگرسیون کاذب منتفی است. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد استفاده در جدول (۲) نشان داده شده است.

**جدول ۲: نتایج آزمون مانایی داده‌ها بوسیله روش** Levin, Lin and Chu

| نام متغیر | آزمون در سطح | | آزمون در تفاضل مرتبه اول | | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|---|
| | آماره t | احتمال | آماره t | احتمال | |
| GE | ۲۲/۳۴* | ۰/۰۰ | - | - | مانا در سطح |
| Y | *-۱۸,۷۹ | ۰/۰۰ | - | - | مانا در سطح |
| TA | ۳/۷۸ | ۰/۹۹ | -۶/۱۷ | ۰/۰۰ | نامانا در سطح و مانا در تفاضل اول |
| GR | -۱۰/۲۴ | ۰,۰۰۰۰ | - | - | مانا در سطح |
| GINI | ۰/۸۵ | ۰/۸ | -۲۳/۵۲ | ۰,۰۰۰۰ | نامانا در سطح و مانا در تفاضل اول |

**منبع:** محاسبات پژوهش

همان‌طور که از نتایج آزمون مانایی مشخص است تمامی متغیرها در سطح مانا نبوده و برای مانا کردن متغیر لگاریتم مالیات سرانه و ضریب جینی لازم است یک مرتبه از آن تفاضل‌گیری کرد. اما از آن‌جا که با تفاضل‌گیری از داده‌ها اطلاعات مفید در سطح از دست خواهد رفت لازم است تا با استفاده از روش هم‌انباشتگی کائو[1] (۱۹۹۹) به بررسی رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرها پرداخته شود. زیرا وجود بردار هم‌انباشتگی بلندمدت احتمال رخداد رگرسیون کاذب را منتفی می‌سازد.

## ۴-۲- آزمون همجمعی بلندمدت

همان‌طور که نتایج آزمون مانایی نشان داد بعضی متغیرها در سطح مانا و برخی از متغیرها مانای مرتبه دوم بودند. برآورد مدل در حالتی که متغیرها نامانا هستند باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. به منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب می‌توان از تفاضل‌گیری متغیرها و آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرد، اما محدودیت استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو این است که اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود. به همین دلیل تفاضل‌گیری برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب مناسب نیست. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی نشان دهنده وجود یک رابطه

[1]. Kao

تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۹۹۹). در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی[1] وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا باشند. تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که می‌توان این رابطه تعادلی بلندمدت را آزمون و برآورد نمود. اگر یک نظریه اقتصادی صحیح باشد، مجموعه ویژه‌ای از متغیرها که توسط نظریه مذکور مشخص شده با یکدیگر در بلندمدت مرتبط می‌شوند. به علاوه تئوری اقتصادی تنها روابط را بصورت بلندمدت تصریح کرده و اطلاعاتی در خصوص پویایی‌های کوتاه‌مدت میان متغیرها حاصل نمی‌کند. لذا در این هنگام وجود بردار هم‌انباشتگی بلندمدت می‌تواند به شکل معنی‌داری رخ‌داد رگرسیون کاذب را منتفی سازد. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرها از روش کائو (۱۹۹۹) استفاده شده است که عموماً برای داده‌های پانل از این روش استفاده می‌شود. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و ADF صورت می‌گیرد. در این آماره‌ها فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است و فرضیه رقیب آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را بیان می‌کند. طبق جدول (۳) نتایج آزمون هم‌انباشتگی حاکی از وجود بردار هم‌انباشتگی بلندمدت در بین متغیرهای مدل است. مقدار آماره محاسباتی به شکل معنی‌داری فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌کند. وجود بردار هم‌انباشتگی بلندمدت در بین متغیرهای مدل، فرض وجود رگرسیون کاذب به دلیل وجود ریشه واحد در بعضی داده‌ها را منتفی می‌سازد.

**جدول ۳: آزمون هم‌انباشتگی کائو**

| نوع آماره | آماره t | P- Value | نتیجه |
|---|---|---|---|
| ADF | -۵/۳۰ | ۰/۰۰ | فرضیه صفر رد می‌شود، به این معنا که متغیرها هم‌انباشته‌اند |

**منبع:** محاسبات پژوهش

## ۵- برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

با توجه به آزمون هم‌انباشتگی در قسمت قبل، متغیرهای بکار رفته در مدل اقتصاد سنجی در بلندمدت تشکیل بردارهای هم‌انباشتگی می‌دهند. بنابراین با استفاده از روش داده‌های پانل پویا بایستی این بردار بلندمدت را تعیین کرد. در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به برآورد مدل پرداخته شده است. استفاده از روش GMM مشکل درون‌زا بودن بعضی متغیرهای

[1]. Panel Cointegration Test

توضیحی و همچنین همبستگی بین آن‌ها را تا حد زیادی برطرف خواهد ساخت. نتایج برآورد پانل پویای GMM با استفاده از برنامه Eviews 9 در جدول (۴) نشان داده شده است:

**جدول ۴: نتایج تخمین مدل GMM**

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| GE(-1) | ۰/۰۵ | ۰/۰۰۴ | ۱۳/۰۶ | ۰/۰۰ |
| Y | ۰/۵۳ | ۰/۰۹ | ۵/۵۴ | ۰/۰۰ |
| TA | ۰/۰۶ | ۰/۰۷ | ۰/۸۶ | ۰/۳۸۹ |
| GR | ۰/۵ | ۰/۰۲ | ۱۸/۳۰ | ۰/۰۰ |
| GINI | ۰/۸۸ | ۰/۱۵ | ۵/۶۴ | ۰/۰۰ |
| SARGENT TEST | | | | |
| AR(1) | | | ۰/۵۸ | |
| AR(2) | | | ۰/۸۸ | |

**منبع:** محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۴) تولید ناخالص داخلی سرانه، گرانت (درآمد استان از محل درآمدهای نفتی) از متغیرهای توضیح دهنده مخارج عمومی در سطح استان‌های کشور هستند که به طور معنی‌داری تغییرات مخارج دولت در استان‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند. تغییر هر یک از این متغیرها بر تغییر مخارج بخش عمومی در استان‌ها اثر مثبت دارد و موجب افزایش آن می‌شود که این نتیجه می‌تواند ناشی از افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی به دنبال تغییرات مثبت در وضعیت درآمدی و منابع استانی باشد. سایر نتایج نشان می‌دهد اثر وقفه مخارج عمومی بر تغییر مخارج عمومی در استان‌ها مثبت و معنی‌دار به دست آمده است و ضریب درآمدهای مالیاتی در استان گرچه مثبت به دست آمده اما اثر معنی‌دار آن بر مخارج عمومی تأیید نمی‌شود. همچنین همان‌طور که ملاحظه می‌شود علامت ضریب جینی مثبت به دست آمده و در سطح بالایی اثر معنی‌دار آن بر تغییر مخارج دولت در استان‌ها تأیید می‌شود؛ این یافته در راستای نتایج مدل سیاسی رشد دولت قرار دارد که در آن بر رابطه مثبت بین نابرابری درآمدی و رشد مخارج دولت تأکید می‌شود با این استدلال که افزایش نابرابری درآمدی، مطالبات شهروندان در تأمین کالاهای عمومی جهت رفع نابرابری‌ها را افزایش می‌دهد و دولت را متمایل می‌کند تا بر مبنای ترجیحات رأی‌دهنده میانه با افزایش مخارج خود، موقعیت سیاسی خود را بهبود بخشد و در جهت جلب رضایت شهروندان سیاست‌گذاری کند.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن استفاده از این روش برای برآورد مدل دو آزمون مطرح است، یکی از این آزمون‌ها، آزمون سارگان[1] است که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد[2] یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آزمون دوم، آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلانو و بوند[3] (۱۹۹۱) قائلند که در تخمین GMM، باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشد که نتایج وجود این معیارها را تأیید می‌کند.

در مجموع، یافته‌های این تحقیق نتایج مدل سیاسی از رابطه مثبت بین وضعیت توزیع درآمد و مخارج دولت در جامعه را تأیید می‌کند. در واقع با توجه به تضاد بین ترجیحات شهروندان در استفاده از کالاها و خدمات عمومی، نابرابری بیشتر موجب گسترش تقاضا برای کالاها و خدمات عمومی می‌شود که در این‌جا دولت برای تأمین ترجیحات اکثر شهروندان، طبق مدل رأی‌دهنده میانه، اقدام به افزایش مخارج عمومی می‌کند. بدین ترتیب می‌توان پیش‌بینی کرد که نابرابری بیشتر درآمدی به عنوان یکی از دلایل بزرگ شدن بخش عمومی در اقتصاد ایران مطرح است.

## ۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

افزایش نابرابری‌های درآمدی به بروز فقر و افزایش شکاف طبقاتی در جامعه منجر می‌شود که نشان‌دهنده عدم تحقق مطلوب برنامه‌های توزیعی دولت است. دلایل مختلفی برای افزایش مخارج دولت و رشد بخش عمومی در جامعه وجود دارد که هندریکس و میلز (۲۰۰۶) در چارچوب یک مدل سیاسی نحوه توزیع درآمد را به عنوان یکی از دلایل رشد دولت مطرح می‌کنند. در پژوهش حاضر، رابطه بین نابرابری درآمدی و مخارج عمومی با استفاده از داده‌های استان‌های کشور در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه مورد آزمون تجربی قرار گرفت. نتایج حاصل از تخمین مدل پانل دیتای پویا نشان داد علاوه بر وقفه مخارج استانی، تولید و گرانت استانی، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج دولت در استان‌ها دارد که بر این اساس بخشی از رشد دولت در استان‌های کشور را نابرابری‌های منطقه‌ای توجیه می‌کند. از نقطه نظر سیاست‌های عمومی، نابرابری درآمدی، دولت را وادار به

---

1. Sargent Test
2. Valid Over Identifying Restrictions
3. Arrelano & Bond (1991)

انجام مخارجی در زمینه کالاها و خدمات عمومی می‌کند تا از این طریق به مطالبات اکثر شهروندان پاسخ داده شود. این یافته در راستای نظریه سیاسی رشد دولت قرار دارد که در آن تأکید می‌شود با افزایش نابرابری درآمدی، مخارج دولت بالا رفته و اندازه دولت بزرگ‌تر می‌شود به دلیل آن‌که افرادی که در معرض نابرابری و فقر قرار دارند همواره تقاضای بیشتری برای کالاها و خدمات عمومی دارند (ناشی از این واقعیت که بار مالیاتی کمتری به افراد کم درآمد در نتیجه افزایش مخارج عمومی تحمیل خواهد شد) و بدین ترتیب افزایش مخارج دولت توسط تعداد بیشتری از مردم مورد حمایت قرار می‌گیرد که در نتیجه آن دولت برای جلب رضایت اکثر شهروندان، مخارج خود را بالا می‌برد. بدین ترتیب افزایش هزینه‌های دولت با هدف تأمین ترجیحات عمومی توجیه می‌شود. یافته‌های این مقاله از سیاست‌های عمومی کاهش‌دهنده نابرابری درآمدی در استان‌های کشور با هدف کاهش هزینه‌های دولت پشتیبانی می‌کند و کاهش نابرابری درآمدی (که بخشی از آن تابع سیاست‌های کلان دولت در زمینه‌های ثبات اقتصادی است) را به عنوان یکی از عوامل مؤثر در کوچک شدن اندازه دولت در اقتصاد معرفی می‌کند.

## References


---------- (1981). "A Rational Theory of the Size of Government". Journal of Political Economy **89**(5): 914-927.

---------- (1983). "Tests of a Rational Theory of the Size of Government". Public Choice **41**(3): 403-418.

---------- (1985). "Redistribution Policy and the Expansion of Public Sector". Journal of Public Policy **28**(3): 309-328.

Aaberge, R. Eika, L. Langørgen, A. & Mogstad, M. (2019). "Local Governments, In-Kind Transfers, and Economic Inequality". Journal of Public Economics **180**, 103966.

Afonso, A. Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2010). "Income Distribution Determinants and Public Spending Efficiency". The Journal of Economic Inequality **8**(3): 367-389.

Anderson, E. Jalles D'Orey, M. A. Duvendack, M. & Esposito, L. (2015). "The Impact of Government Policies on Income Inequality and the Translation of Growth into Income Poverty Reduction: Protocol for Two Systematic Reviews". Journal of Development Effectiveness **7**(4):484-498.

Anderson, E. Jalles D'Orey, M. A. Duvendack, M. & Esposito, L. (2017). "Does Government Spending Affect Income Inequality? A Meta - Regression Analysis". Journal of Economic Surveys **31**(4): 961-987.

Aranson, P. H. & Ordeshook, P. C. (1981). "Regulation, Redistribution, and Public Choice". Public Choice **37**(l): 69-100.

Arrelano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification in Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". Review of Economics and Statistics **58**: 277-297.

Atkinson, A. & Stiglitz, J. (1980). *Lectures on Public Economics*, McGraw-Hill.

Baer, W. & Fialho Galvao, A. J. (2008). "Tax Burden, Government Expenditures and Income Distribution in Brazil". The Quarterly Review of Economics and Finance **48**: 345-358.

Bailey, S. J. & Connolly, S. (1998). "The Flypaper Effect: Identifying Areas for Further Research". Public Choice **95**: 335-361.

Bassett, W. F. Burkett, J. P. & Putterman, L. (1999). "Income Distribution, Government Transfers, and the Problem of Unequal Influence". European Journal of Political Economy **15**: 207-28.

Benabau, R. (2000). "Unequal Societies: Income Distribution and Social Contract". American Economic Review **90**: 96-129.

Berg, A. Ostry, J. D. & Zettelmeyer, J. (2012). "What Makes Growth Sustained?". Journal of Development Economics **98**(2): 149-166.

Borck, R. (2007). "Voting, Inequality and Redistribution". Journal of Economic Surveys **21**(1): 90-109.

Bove, V. Georgios, E. & Antonio, N. (2017). "Political Cycles in Public Expenditure: Butter vs Guns". Journal of Comparative Economics **45**: 582-604.

Brückner, M. Chong, A. & Gradstein, M. (2012). "Estimating the Permanent Income Elasticity of Government Expenditures: Evidence on Wagner's Law based on Oil Price Shocks". Journal of Public Economics **96**: 1025-1035.

Buchanan, J. M. & Tullock, G. (1977). "The Expanding Public Sector; Wagner Squared". Public Choice **31**(1): 147-150.

Chetty, R. Stepner, M. Abraham, S. Lin, S. Scuderi, B. Turner, N. Bergeron, A. & Cutler, D. (2016). "The Association between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. JAMA". Journal of the American Medical Association **315**(16): 1750-1766.

Cho, S. J. & Duggan, J. (2009). "Bargaining Foundations of the Median Voter Theorem". Journal of Economic Theory **144**: 851-868.

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.

Cingano, F. (2014). "Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth. OECD Social, Employment, and Migration". Working Papers (163).

Corcoran, S. & Evans, W. N. (2010). "Income Inequality, the Median Voter, and the Support for Public Education". National Bureau of Economic Research w16097.

Dadghar, Y. (2013). *Public Economics*, Mofid Press.

Dotti, V. (2020). "Income Inequality, Size of Government, and Tax Progressivity: A Positive Theory". European Economic Review **121**, 103327

Easterly, W. & Rebelo, S. (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation". Journal of Monetary Economics **32**: 417-58.

Easterly, W. (2007). "Inequality does Cause Underdevelopment: Insights from a New Instrument". Journal of Development Economics **84**(2): 755-776.

Figini, P. (1998). *Inequality and Growth Revisited*, Trinity College Press, Dublin.

Gouveia, M. & Masia, N. A. (1998). "Does the Median Voter Model Explain the Size of Government? Evidence from the States". Public Choice **97**: 159-177.

Hindriks, J. & Myles, G. D. (2006). *Intermediate Public Economics*, Massachusetts Institute of Technology.

Holcombe, R. G. & Caudill, S. B. (1985). "Tax Shares and Government Spending in a Median Voter Model". Public Choice **46**(2): 197-205.

Holcombe, R. G. (1989). "The Median Voter Model in Public Choice Theory". Public Choice **61**: 115-125.

Holcombe, Randall G. (2006). *Public Sector Economics*, Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, p. 155.

Khalesi, G. & Piraee, K. (2016). "The Relationship between Economic Growth and Income Inequality in Iran's Provinces". Quarterly Journal of Economic Research **16**(2): 155-171.

Kim, E. S. (1997). *The Growth of Public Expenditure in Korea, 1953-1991*, Thesis the Degree of Doctor of Philosophy, the University of Leicester.

Lindbeck, A. (1976). "Stabilization Policy in Open Economies with Endogenous Politicians". American Economic Review **66**(1): 1-19.

Lindert, P. H. (1996). "What Limits Social Spending?". Explorations in Economic History **33**: 1-34.

Liu, T. & Dutton, D. J. (2021). "With Great Inequality Comes Great Responsibility: the Role of Government Spending on Population Health in the Presence of Changing Income Distributions". Canadian Journal of Public Health **112**(2): 199-209.

Luo, W. (2020). "Inequality and Government Debt: Evidence from OECD Panel Data". Economics Letters **186**(2020) 108869.

Luo, W. Pickering, A. & Monteiro, P. (2017). "Inequality and the Size of Government". Discussion Papers in Economics (17/02).

Lustig, N. (2016). "Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa". Journal of Globalization and Development **7**(1): 17-60.

Mattos, E. & Rocha, F. (2008). "Inequality and Size of Government: Evidence from Brazilian States". Journal of Economic Studies **35**(4): 333-351.

Meltzer, A. H. & Richard, S. F. (1978). "Why Government Grows (and Grows) in a Democracy". Public Interests **52**(2): 111-18.

Milanovic, B. (2000). "Do more Unequal Countries Redistribute More?". European Journal of Public Economics **68**: 421-52.

Montazeri Shoorekchali, J. & Zahed Gharavi, M. (2020). "Investigating the Relationship between Government Size and Income Inequality in Iran: The MS-VAR Approach". Journal of Economics and Modeling **11**(2): 29-64.

Nelson, P. (1999). "Redistribution and the Income of the Median Voter". Public Choice **98**(1/2): 187-194.

Noferesti, M. (1999). *Unit Root and Cointegration in Econometrics*, Rasa Cultural Service Institute, Tehran.

Okun, A. M. (1975). *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*, Washington. DC: Brookings Institution Press.

Ostry, J. D. Berg, A. & Tsangarides, C. G. (2014). *Redistribution, Inequality, and Growth*, Staff Discussion Notes No. 14/02. Washington, DC: IMF.

Pecoraro, B. (2017). "Why don't Voters 'Put the Gini Back in the Bottle'? Inequality and Economic Preferences for Redistribution". European Economic Review **93**: 152-172.

Peltzam, S. (1980). "The Growth of Government". Journal of Law and Economics **23**(2): 209-287.

Rahmani Fazli, H. & Arab Mazar, A. (2016). "The Impact of Provincial Budget Gap on Regional Income Disparity of Iran's Provinces by using PVAR Model". Economic Modeling **10**(34): 73-93.

Ravallion, M. (2014). "Income Inequality in the Developing World". Science **344**(6186): 851-855.

Sadeghi Amroabadi, B. & Hooshmandi, H. (2021). "Analyzing the Effects of Income Inequality on Public Debt in OPEC Member States by Threshold Panel". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **29**(97): 313-335.

Shelton, C. A. (2007). "The Size and Composition of Government Expenditure". Journal of Public Economics **91**: 2230-2260.

Snowdon, B. Van, H. R. (2005). *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State*, Translated by Mansour Khalili Araghi and Ali Souri (1394), Samt Press.

Spry, J. A. (2004). "Tax and Expenditure Limitations and the Median Voter". National Tax Association **97**: 88-98.

Stiglits, J. E. (2000). *Economics of Public Sector*, Translated by Mohammad Mahdi Asgari (1391), Samt Press.

Tanninen, H. (1999). "Income Inequality, Government Expenditures, and Growth". Applied Economics **31**: 1109-17.

Turnbull, G. K. & Mitias, P. M. (1999). "The Median Voter Model across Levels of Government". Public Choice **99**(1/2): 119-138.

Wilkinson, R. G. & Pickett, K. (2009). *The Spirit Level: Why more Equal Societies Almost Always Do Better*, Harmondsworth: Penguin.

Zhang, W. (2020). "Political Incentives and Local Government Spending Multiplier: Evidence for Chinese Provinces (1978–2016)" . Economic Modelling **87**: 59-71.

**Original Research Article**

# The empirical analysis of the effect of income inequality on the public expenditures of the provinces using the Middle Voter Model

**Majid Maddah**[1]
**Fozieh Jeyhoon-Tabar**[2*]

Received: 19-08-2021 Accepted: 07-11-2021

**Introduction:** Income inequality and the role of redistribution policies are major issues in economics and politics. In the literature on the economic public sector, income distribution is introduced as one of the effective factors in changing the government spending. According to the median voter model, the government bases the supply of public goods and services on the demand of the median voter to meet the demands of the majority of citizens. In this regard, the median voter theorem states an optimal solution for the determination of the public goods level based on what the median individual prefers in a democratic system along with the majority voting rule (Atkinson and Stiglitz, 1980). According to the median voter theory, the government expenditure is affected by median voter preferences, and certain economic policies are selected to maximize the median voter utility; whereby the optimum level of public goods is determined (Dadgar, 2013). In the framework of median voter model, Hindriks and Myles (2006) suggest that a decrease in the median voter income to the society income average means an increase of inequality in the society and a raise in the demand for public goods and services. Accordingly, government expenditures are increased to satisfy the utility of most people; as a result, the government size grows. This proposes the hypothesis of the effect of inequality on the government expenditures. It is an important issue for some reasons. First, the government expenditure plays a major role in the implementation of fiscal policies which seek income equality in terms of distribution and stability. Thus, the income inequality influences the fiscal policy performance through the government expenditures. Second, the government paya attention to citizens' demands due to political factors, which brings desirable consequences such as upgraded local managers and the continuity of current state activities (Zhang, 2020). Concerning the importance of such a discussion, this paper

[1]. Associate Professor in Economics, Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran
[2]. Lecturer in Baft Higher Education Center, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran
Email: Jeyhoontabar@uk.ac.irEmail

seeks to examine the effect of income inequality on the government expenditures in Iran's provinces and to answer the question whether increasing income inequality is a source of government growth at a local level.

**Methodology:** In order to empirically test the effect of income distribution on public spending in Iran's provinces, an econometrics model based on panel data is considered as follows:

$$GE_{it} = a_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 TA_{it} + \beta_3 GR_{it} + \beta_4 GINI_{it} + u_{it}$$

In this equation, the public expenditures of a province per capita ($GE_{it}$ ) (including the current and construction expenditures in terms of million Rials) and the corresponding Gini coefficient, which represents the inequality of income distribution, are dependent and explanatory variables, respectively. The other explanatory variables are the province's gross domestic production per capita ($Y_{it}$) (at current prices in terms of million rials), the province's tax revenues per capita (in terms of million Rials) ($TA_{it}$), and the share of the province's income from oil revenues (per capita in terms of million Rials) ($GR_{it}$), which is considered as the intergovernmental grant (from the central government to the provincial government). Also, $u_{it}$ indicates the disturbance of the model, and i and t are the sections (32 provinces) and time (during the period of 2006-2018), respectively. This model uses the Generalized Method of Moment (GMM).

**Results and Discussion:** The results of dynamic panel estimation using the Generalized moments method (GMM) show that an increase in the income inequality leads to a raise in the government expenditures in the provinces of the country. Also, lagged provincial expenditures, provincial GDP and intergovernmental grants (from the central to provincial governments) have positive and significant effects on public expenditures at the provincial level. The research's findings are in line with the political model of government growth that emphasizes the positive relationship between income inequality and government expenditures. According to it, a raise of inequality increases the citizen's demand for public goods and eliminates inequalities. In these conditions, the government is inclined to increase its expenditures that are effective in the improvement of its political position and attraction of citizen's satisfaction.

**Conclusion:** Increase of income inequality causes poverty and class gap in the society, which shows the inefficiency of government distribution policies. There are various reasons for the increase of the government expenditures and the public sector growth suggested by Hindriks and Myles (2006) in the context of a political model. The model shows that the distribution of income predisposes the government growth. From the point of view of public policies, inequality forces the government to spend on public goods and services to meet the people demand. This finding is in line with the political theory of government growth that emphasizes an increased

inequality leads to bigger government; individuals that face inequality and poverty have more demand for public goods. Thus, the increasing of the government expenditures is supported by so many people; the government increases its spending in order to satisfy most people. This justifies the increase of public expenditures with the aim of satisfying the public preferences.

**Keywords:** Income distribution, Public expenditures, Dynamic panel data, Iranian economy.

**JEL Classification:** H50, H72, C23.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# اثر فضایی شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضو اوپک با استفاده از رهیافت فضایی STIRPAT

**پروانه کمالی دهکردی**[۱]
**زینب ممبنی**[۲]
**فرشته عبدالهی**[۳]
**عبدالخالق غبیشاوی**[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۱۱

## چکیده

مطالعه حاضر اثرات شهرنشینی بر مصرف انرژی را با استفاده از اثرات تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری[۵] (STIRPAT) در منتخبی از کشورهای عضو اوپک تحلیل می‌کند. در این راستا از الگوی پانل فضایی و داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. متغیرهای تجارت، جمعیت، تولید ناخالص داخلی، فناوری، کل مصرف انرژی و شهرنشینی نیز از پایگاه داده بانک جهانی استخراج شده‌اند. بر اساس یافته‌ها، در اثرات مستقیم بلندمدت متغیرهای صنعتی شدن، تجارت و رشد اقتصادی تاثیر مثبت و شهرنشینی و مخارج دولت تاثیر منفی بر مصرف انرژی دارد. نتایج اثرات غیر مستقیم حاکی از تاثیر مثبت شهرنشینی، تجارت و مخارج دولت و تاثیر منفی صنعتی شدن و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی است. در نهایت اثرات کل، تاثیر شهرنشینی، صنعتی شدن و تجارت مثبت و رشد اقتصادی و مخارج دولتی بر مصرف انرژی منفی می‌باشد. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود در کشورهای عضو اوپک، از اثرات سرریز فضایی مصرف انرژی بین مناطق به عنوان ابزاری مؤثر برای کنترل مصرف انرژی استفاده شود.

**واژگان کلیدی:** مصرف انرژی، شهرنشینی، الگو STIRPAT، رهیافت فضایی، کشورهای عضو اوپک.

**Keywords:** Energy Consumption, Urbanization, STIRPAT Model, Spatial Approach, OPEC Member Countries.
**JEL Classification:** P25, Q43, C21.

۱. عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول) parvanehkamali@gmail.com
۲. کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی zinab.mombini61@gmail.com
۳. کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی Fereshteh_abdollahi_64@yahoo.com
۴. کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی ghobeyshavik@yahoo.com

5. Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology

## ۱- مقدمه

انرژی عامل اصلی رشد اقتصادی است و تأثیر چشمگیری بر محیط زیست دارد. قبلا اقتصاد انرژی تنها رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌داد. شهرنشینی، که ارتباط نزدیکی با توسعه اقتصادی و صنعتی شدن دارد، به یکی از نیروهای محرک تقاضای انرژی تبدیل شده است. با تحولات رخ داده، در مطالعات انجام شده پیرامون انرژی از سال ۲۰۱۰ متغیرهای جدیدی اضافه شده‌اند که از جمله این متغیرها می‌توان به شهرنشینی اشاره نمود (توپکو و جیرجین[1]، ۲۰۱۶: ۲۵). در دوران معاصر، شهرنشینی معمولاً به عنوان فرآیند جابجایی جمعیت از مناطق روستایی به شهرها تعریف می‌شود (جدواب و همکاران[2]، ۲۰۱۷: ۹). شهرنشینی یک فرآیند پیچیده است که شامل رشد جمعیت، تشدید فعالیت‌های اجتماعی-اقتصادی، گسترش فضایی مناطق ساخته شده شهری و زیرساخت‌ها است (ناوار و همکاران[3]، ۲۰۲۰: ۱۰). بارزترین ویژگی شهرنشینی رشد فیزیکی مناطق شهری است. با این حال، شهرنشینی به یک فرآیند اجتماعی مهم در قرن ۲۱ به ویژه در بسیاری از کشورهای در حال توسعه مانند کشورهای عضو اوپک تبدیل شده است. شتاب شهرنشینی به تضاد فزاینده بین رشد اقتصادی و توسعه زیست‌محیطی می‌انجامد. فرآیند شهری شدن نه تنها شامل تعداد زیادی از روستاییان منتقل شده به شهرها، بلکه شامل تحول اقتصادی و بهسازی ساختار صنعتی نیز می‌باشد که به ناچار منجر به ایجاد زیرساخت‌های شهری با سرمایه‌گذاری‌های کلان و در نتیجه افزایش مصرف انرژی می‌شود (لیو و پنگ[4]، ۲۰۱۸: ۲۲۲۵).

اگرچه پیرامون رابطه میان شهرنشینی و مصرف انرژی مطالعات مشابه دیگری نیز وجود دارد لیکن تعداد مطالعاتی که در کشورهای عضو اوپک صورت گرفته است بسیار محدود و اندک می‌باشد. به علاوه در پژوهش‌های تجربی برای مدل‌های مکانی نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت، زیرا بر اساس قانون جغرافیایی توبلر[5] موقعیت‌های جغرافیایی و مکان‌ها با یکدیگر وابسته هستند و مکان‌های نزدیک نسبت به مکان‌های دور از هم بیشترین تاثیر را می‌پذیرند. در ادبیات اقتصاد سنجی نیز نادیده گرفتن بُعد فضا در مدل‌سازی سبب ایجاد خطا در تخمین و استنتاج نادرست آماری می‌گردد (سیف و حمیدی زری، ۲۰۱۷: ۹۲). علاوه بر این اگرچه مصرف انرژی در بین کشورهای عضو اوپک متنوع است، اما ممکن است به دلیل نزدیکی

---

1. Topcu & Girgin (2016)
2. Jedwab (2017)
3. Navarr (2020)
4. Liu & Peng (2018)
5. Tobler

جغرافیایی، فعل و انفعالات اجتماعی و اقتصادی و شوک‌های متداول، مانند فناوری تولید، الگوی مصرف انرژی، از نظر مکانی وابسته باشند. این مطالعه تأثیرات مستقیم و غیر مستقیم شهرنشینی بر مصرف انرژی را بررسی می‌کند. شهرنشینی ممکن است بر مصرف انرژی در مناطق حاشیه تأثیر بگذارد که این تاثیر از جمله آثار بالقوه فضایی (یا غیر مستقیم) مصرف انرژی در مناطق شهری را نشان می‌دهد. برای بررسی و تجزیه اثرات مستقیم و غیر مستقیم شهرنشینی، مدل‌های پانل فضایی در این مطالعه ترجیح داده می‌شود. یک روند متوازن شهرنشینی در کشورهای با تعاملات پیچیده اجتماعی-اقتصادی یا وابستگی متقابل تعیین می‌شود که ممکن است شوک‌ها، فرصت‌ها، چالش‌ها و محدودیت‌های مشترکی را به دنبال داشته باشد که تاثیر فعالیت‌های اقتصادی مانند تجارت بین منطقه‌ای، سرریز فناوری، رقابت منطقه‌ای و سیاست‌های بین کشوری در مورد محدودیت‌های مصرف انرژی را نمی‌توان نادیده گرفت. برخی از این فرآیندها ممکن است اثرات نمایشی و قابل توجهی را از نظر مکانی و زمانی نشان دهند، به این معنی که یک پروژه موفق یا یک سیاست خوب نه تنها کشور مورد نظر را متاثر می‌کند بلکه در حال یا آینده نزدیک تأثیر بسزایی بر کشورهای همسایه خواهد داشت. بنابراین، فرض وابستگی فضایی در بین کشورها منطقی است، که با استفاده از تجزیه و تحلیل فضایی قابل بررسی است. در ادامه مبانی نظری جهت ارتباط میان شهرنشینی و مصرف انرژی بررسی، پس از آن پیشینه موضوع ارائه خواهد شد. در ادامه به معرفی الگو و آزمون‌های مربوطه پرداخته می‌شود و آخرین قسمت مقاله در بر گیرنده جمع‌بندی و نتیجه‌گیری است.

## ۲- مبانی نظری

بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که شهرنشینی می‌تواند بر مصرف انرژی یا شدت انرژی از طریق چندین کانال تأثیر بگذارد (سادروسکی[1]، ۲۰۱۳: ۵۳؛ ما[2]، ۲۰۱۵: ۳۹۴). اول، زیرساخت‌های شهری باید از طریق گسترش فعالیت‌های اقتصادی، انرژی بیشتری مصرف کنند. چراکه شهرنشینی به تغییر تولید از کشاورزی سنتی که انرژی کمتری صرف می‌کند به صنایع تولیدی، که انرژی بیشتری مصرف می‌کنند منتهی می‌شود. دوم، ساختمان‌های مدرن با تجهیزات مصرف انرژی بیشتری (مانند تهویه مطبوع، آسانسور و ریموت‌های پارکینگ) کار می‌کنند. ثالثاً، در شهرها، تردد و شلوغی با وسایل نقلیه موتوری بیشتر، منجر به مصرف بیشتر انرژی می‌شود.

[1]. Sadorsky (2013)
[2]. Ma (2015)

در عین حال، فناوری‌های تکنولوژیکی (به عنوان مثال، ساختمان‌هایی با صرفه‌جویی در انرژی، لوازم خانگی کارآمد، سیستم‌های گرمایش مرکزی، حمل و نقل کم مصرف و غیره) منجر به کاهش مصرف انرژی در ساختمان‌ها و حمل و نقل در شهرهای بزرگ می‌شود. از طرفی تراکم شهری گسترش نقلیه عمومی را اجتناب ناپذیر نموده که در این مناطق منجر به استفاده کمتر از خودروهای شخصی و کاهش مصرف انرژی می‌شود. همچنین، شهرنشینی و تراکم جمعیت در مناطق شهری زمینه بروز صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس در کاهش مصرف انرژی بویژه بخش خدمات عمومی (مانند بهداشت و آموزش ابتدایی) فراهم نموده که آن را اثر صرفه‌جویی در انرژی می‌نامند (ما، ۲۰۱۵: ۳۹۴).

در سطح جهانی، تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی یا شدت انرژی می‌تواند مثبت یا منفی باشد زیرا شهرنشینی از طریق تمرکز بیشتر مصرف و تولید منجر به گسترش فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی می‌شود، اما به اقتصاد مقیاس نیز منجر می‌شود و فرصتی برای افزایش بهره‌وری انرژی ایجاد می‌کند. صنعتی شدن به طور کلی منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود زیرا فعالیت‌های صنعتی (مانند پالایش نفت، فلزات اولیه، مواد شیمیایی، کاغذ و محصولات وابسته، و تولید) نسبت به فعالیت‌های کشاورزی سنتی یا صنایع نساجی انرژی بیشتری مصرف می‌کنند (سادروسکی، ۲۰۱۳: ۵۳).

همچنین نشان داده شده است که با افزایش درآمد، شدت مصرف انرژی کاهش می‌یابد (برناردینی و گالی[1]، ۱۹۹۳: ۱۰۲). این امر با تغییر ساختاری اقتصاد از مراحل قبل از صنعتی شدن به مراحل پس از صنعتی شدن مبتنی بر خدمات (کم انرژی بر) توضیح داده می‌شود و پیشرفت فناوری منجر به افزایش بهره‌وری انرژی و استفاده از روش‌های جایگزین که انرژی کمتری مصرف می‌کنند، می‌شود. شهرنشینی سریع و صنعتی شدن در بسیاری از مناطق جهان، انتقال انرژی را تسهیل و تسریع می‌کند، که منجر به مصرف بیشتر انرژی و در نتیجه مشکلات بیشتر تخریب محیط زیست می‌شود. (پومانیونگ و کانکو[2]، ۲۰۱۰: ۴۴۱).

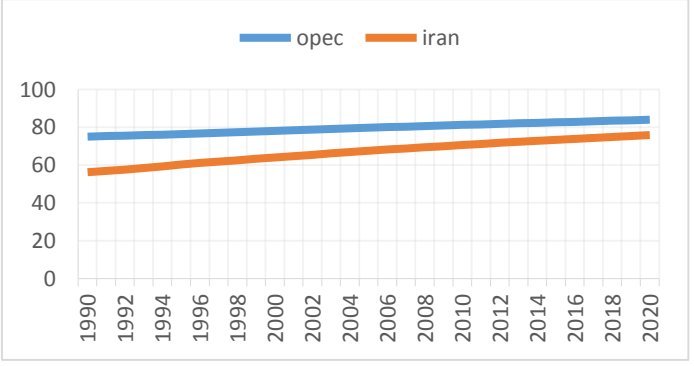
### ۲-۱- وضعیت شهرنشینی و مصرف انرژی در ایران و کشورهای عضو اوپک

شهرنشینی پدیده فرهنگی اجتماعی است که از پیوند بین نظام‌های اجتماعی-اقتصادی و فرهنگی-سیاسی در هر کشور نشأت می‌گیرد. شهرنشینی به عنوان یک الگوی شهرک‌سازی و سیستم

[1]. Bernardini & Galli (1993)
[2]. Poumanyvong & Kaneko (2010)

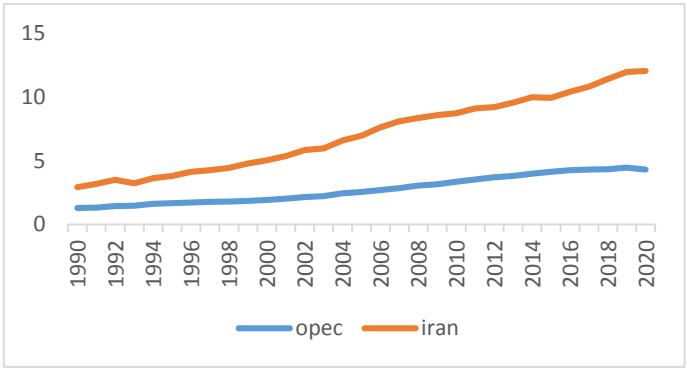
حکمرانی در نظر گرفته می‌شود که دولت‌ها نقش عمده‌ای در تغییرات این پدیده ایفا می‌کنند. شهرنشینی معاصر در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و در حال توسعه همانند کشورهای عضو اوپک نتیجه جهانی شدن، نوسازی و گذار از جوامع کشاورزی به جوامع صنعتی و فوق صنعتی بوده است. علیرغم تفاوت سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی آن‌ها، روند شهرنشینی در این کشورها مسیر یکنواختی را دنبال کرده است، اما شکل منطقه‌ای خاص خود را با توزیع مجدد جمعیت در این کشورها به نفع جوامع شهری به قیمت رها شدن روستاها، حفظ کرده است (پیله‌ور، ۲۰۲۱: ۶). رشد جمعیت شهری در کشورهای عضو اوپک و ایران در نمودار (۱) نشان داده شده است. بر اساس گزارش توسعه انسانی منتشر شده توسط سازمان ملل متحد، درصد شهرنشینی ایران در سال ۲۰۰۰ میلادی ۶۴,۲۰ درصد بوده است که در سال ۲۰۱۹ به ۷۵,۹۴ درصد افزایش یافته است و انتظار می‌رود در سال ۲۰۵۰ به ۸۵,۸۲ درصد برسد (سازمان ملل، ۲۰۱۸).

افزایش جمعیت شهری، فشار رقابتی در راستای توسعه اقتصادی و کمبود منابع موجود، منجر به معرفی منابع انرژی مدرن شده است. افزایش مصرف انرژی مربوط به افزایش جمعیت و همچنین سرانه مصرف و تغییر نیازها، رفتار و شیوه زندگی مصرف‌کننده است. روند مصرف انرژی در ایران با میانگین کشورهای عضو اوپک در نمودار (۲) قابل مشاهده است. بر این اساس در ایران طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۰ مصرف انرژی بالاتر از متوسط کشورهای عضو اوپک بوده و روندی صعودی را طی کرده است. علاوه بر این مقایسه روند شهرنشینی و مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک نیز نشان دهنده روند همسو و صعودی این دو در کشورهای مورد مطالعه است.



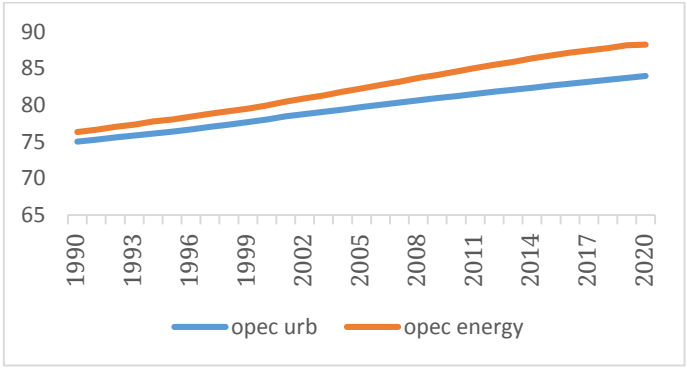

**منبع:** آژانس بین‌المللی انرژی

**نمودار ۱: روند شهرنشینی در ایران و میانگین کشورهای عضو اوپک**



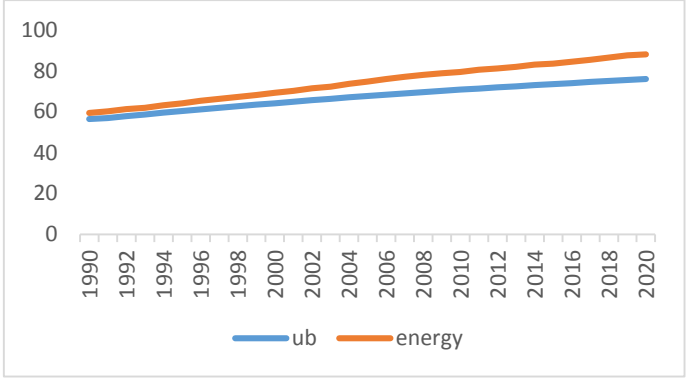

**منبع:** آژانس بین‌المللی انرژی

**نمودار ۲: روند مصرف انرژی در ایران و میانگین کشورهای عضو اوپک**




**منبع:** آژانس بین‌المللی انرژی

**نمودار ۳: روند مصرف انرژی و شهرنشینی در کشورهای عضو اوپک**




**منبع:** آژانس بین‌المللی انرژی

**نمودار ۴: روند مصرف انرژی و شهرنشینی در ایران**

## ۳- پیشینه تحقیق

شهرنشینی و تجمع مردم در مناطق شهری منجر به افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات می‌شود که شامل تقاضای انرژی نیز می‌باشد. ادبیات گسترده‌ای پیرامون ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی انجام شده است. بیشتر این مطالعات رابطه بلند مدت بین شهرنشینی و مصرف انرژی برقرار کردند (لین[۱]، ۲۰۰۹: ۲۲۲۵؛ لیدل[۲]، ۲۰۱۴: ۲۹۲؛ حسین[۳]، ۲۰۱۱: ۶۹۹۴؛ المالی و همکاران[۴]، ۲۰۱۵: ۶۳۲؛ کاسمان و دومان[۵]، ۲۰۱۵: ۱۰۲؛ سولارین و همکاران[۶]، ۲۰۱۶: ۵۰۸؛ شهباز و همکاران[۷]، ۲۰۱۷: ۱۳۵؛ سبیا و همکاران[۸]، ۲۰۱۷: ۵۴۲؛ گنگور و سیمون[۹]، ۲۰۱۷: ۲۷۲). در ادامه مطالعات جدید در این حوزه مرور می‌شود.

اوکر و همکاران[۱۰] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر و رابطه علی مستقیم بین مصرف انرژی و متغیرهای منتخب در سیستم اقتصادی نیجریه پرداخته‌اند. یافته‌های آنان با استفاده از الگوی ARDL-VECM در دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۲ نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر منفی و قابل توجهی بر مصرف انرژی دارد. باز بودن تجارت و شهرنشینی تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی در کوتاه مدت و بلند مدت دارد، جمعیت سنین فعالیت (۱۵ تا ۶۴ سال) اثر مثبت و کهنسالی (۶۵ سال و بالاتر) تأثیرات منفی بر مصرف انرژی دارند. به علاوه (۱) علیت یک طرفه از جمعیت شاغل به سمت مصرف انرژی وجود دارد، (۲) علیت یک سویه از مصرف انرژی به طرف اعتبار به بخش خصوصی وجود دارد، (۳) وجود علیت یک طرفه از باز بودن تجارت به تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه مشهود است، (۴) رابطه علی دو طرفه بین شهرنشینی و مصرف انرژی وهمچنین رابطه دو سویه بین باز بودن تجارت و مصرف انرژی وجود دارد.

علی[۱۱] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر شهرنشینی بر مصرف کل انرژی و مصرف برق در جنوب صحرای آفریقا می‌پردازد. این مطالعه اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی را با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۴۹ کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۰ برآورد می‌کند. در

---

1. Lin (2009)
2. Liddle (2014)
3. Hossain (2011)
4. Al-Mulali (2015)
5. Kasman and Duman (2015)
6. Solarin (2016)
7. Shahbaz (2017)
8. Sbia (2017)
9. Gungor and Simon (2017)
10. Okere (2021)
11. Ali (2021)

پژوهش وی دو یافته اصلی وجود دارد: ۱- شهرنشینی تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف کل انرژی دارد، اندازه و اهمیت این اثر در گروه‌های درآمدی کشور متفاوت است. ۲- شهرنشینی تأثیر منفی بر مصرف کل برق و مصرف سرانه برق دارد که اندازه و اهمیت آن در گروه‌های درآمدی کشور متفاوت است.

هو و همکاران[1] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شهرنشینی بر مصرف انرژی‌های فسیلی مانند زغال سنگ، گاز و نفت می‌پردازند. در این مطالعه از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بر روی پنج کشور نوظهور آسه آن در دوره ۲۰۱۸-۱۹۸۵ استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که شهرنشینی در اندونزی، مالزی و تایلند با افزایش مصرف زغال سنگ در کوتاه‌مدت همراه است. در ویتنام، مصرف گاز با شهرنشینی افزایش خواهد یافت. با این حال، در بلندمدت، شهرنشینی در تایلند و ویتنام با افزایش مصرف نفت مرتبط است. شهرنشینی در اندونزی، مالزی و فیلیپین منجر به کاهش مصرف زغال سنگ در بلندمدت می‌شود.

لو و همکاران[2] (۲۰۲۱) در پژوهش خود اثر رده سنی (سن جوانی، سالمندی و سن کلی) و شهرنشینی را بر مصرف انرژی تجدیدپذیر و غیر قابل تجدید در برزیل، هند، چین و آفریقای جنوبی، با در نظر گرفتن داده‌های پانل از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بررسی می‌کنند. آن‌ها رشد اقتصادی و جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به عنوان عوامل کلیدی در تابع تقاضای انرژی با استفاده از رویکرد رگرسیون تأثیرات تصادفی بر جمعیت، ثروت و فناوری برآورد کرده‌اند. بر اساس یافته‌های آنان مشاهده شده است که وابستگی سن جوان، وابستگی کلی سن، و شهرنشینی بر تقاضای انرژی تجدیدپذیر و غیر قابل تجدید تأثیر منفی می‌گذارد. برعکس، وابستگی سالمندان و رشد اقتصادی به طور مثبتی با تقاضای انرژی تجدیدپذیر و غیر قابل تجدید مرتبط است. اثرات مختلط جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر الگوهای تقاضای انرژی تجدیدپذیر و غیر قابل تجدید نیز یافت می‌شود.

دهقان شبانی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در استان‌های ایران پرداخته‌اند. به همین منظور در این مطالعه تلاش شده است با استفاده از الگوی STIRPAT به بررسی نقش شهرنشینی بر مصرف انرژی پرداخته شود که از مدل خطای فضایی

[1]. Ho (2021)
[2]. Lu (2021)

در داده‌های تابلویی برای ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۱ استفاده شده است. نتایج برآوردها حاکی از وجود رابطه U معکوس میان شهرنشینی و مصرف انرژی است و می‌توان گفت تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در سطوح پایین شهرنشینی مثبت و در سطوح بالا منفی می‌باشد.

فرازمند و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی نحوه اثرگذاری شهرنشینی بر تقاضای مصرف انرژی در ایران، با استفاده از مدل STIRPAT و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۳ می‌پردازند. روش ARDL برای تخمین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت و علیت گرنجری VECM به منظور تعیین جهت رابطه بین متغیرها استفاده شده است. لگاریتم طبیعی متغیرهای مصرف انرژی سرانه، جمعیت شهرنشین، GDP سرانه، تکنولوژی سرانه و حمل و نقل مسافر در این مطالعه استفاده شده‌اند. نتایج بلندمدت نشان می‌دهد که لگاریتم شهرنشینی و مجذور آن اثر مثبت بر مصرف انرژی دارد. اثر مثبت حمل و نقل بر مصرف انرژی گویای انرژی‌بر بودن تکنولوژی به کار رفته در این صنعت است. افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه مصرف انرژی را افزایش داده است. ارتباط بین تکنولوژی و مصرف انرژی گویای کارکرد اثرات برگشتی است. نتایج کوتاه مدت نیز اثر مثبت شهرنشینی را تایید می‌کند. روابط کوتاه مدت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی مثبت است. تکنولوژی به صورت منفی و حمل و نقل به صورت مثبت در کوتاه مدت بر مصرف انرژی اثرگذارند. انحراف کوتاه مدت تابع تقاضای انرژی در هر فصل معادل ۱۵/۳۹درصد تصحیح می‌شود و حدود ۱ سال و ۶ ماه برای رسیدن به مسیر تعادل بلند مدت طول خواهد کشید. بر اساس نتایج علیت گرنجری مصرف انرژی علت شهرنشینی است.

خسروی و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهش خود به مقایسه اثرات رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن بر اساس سه نظریه‌ی، تغییر محیط زیست به فضای شهری، تراکم شهری و نظریه‌ی نوسازی بوم شناختی میان دو گروه از کشورهای منتخب ـ نفتی و غیر نفتی، از الگو پانل متوازن برای ۲۰ کشور و دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج بیان‌گر ارتباط مثبت و معنی‌دار اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در هر دو گروه از کشورها بوده و برای گروه کشورهای صادرکننده‌ی نفت بیشتر است.

اسدی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهش خود عوامل موثر بر مصرف انرژی در ایران طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۷۰ را با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بررسی کردند. یافته‌ها تاثیر مثبت توسعه مالی، رشد اقتصادی و شهرنشینی و تاثیر منفی قیمت نفت بر مصرف انرژی را نشان داد.

کریمی و حیدریان (۲۰۱۷) ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی در استان‌های ۳۰ گانه ایران را با بکارگیری الگوی STIRPAT تعمیم‌یافته مطالعه و با بررسی نقش ساز و کارهای مختلف اثرگذار بر مصرف انرژی، به برآورد اثرات در کوتاه و بلندمدت از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۳ پرداختند. آنان به رابطه علّی دو سویه میان شهرنشینی با مصرف انرژی و تایید فرضیه کوزنتس دست یافتند.

لطیفی و حافظی (۲۰۱۷) در پژوهش خود تاثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای خاورمیانه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۰ را با استفاده از تکنیک وابستگی فضایی بررسی کردند. نتایج بیان‌گر رابطه مثبت میان شهرنشینی و مصرف انرژی است.

سلاطین و محمدی (۲۰۱۶) در پژوهش خود تاثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۰ را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند. نتایج بیان‌گر تاثیر مثبت شهرنشینی بر مصرف انرژی است.

اگرچه مطالعات فوق فرصت‌های خوبی برای درک تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی ارائه می‌دهند، اما فعل و انفعالات فضایی بین شهرنشینی و مصرف انرژی برای کشورهای عضو اوپک را در نظر نگرفته‌اند. علاوه بر این، مطالعات بین تأثیر مستقیم و غیر مستقیم شهرنشینی بر مصرف انرژی تمایزی قائل نشده‌اند. لذا، در این‌جا از الگوهای اقتصادسنجی فضایی برای اندازه‌گیری میزان شهرنشینی بر مصرف انرژی با توجه به ارتباط فضایی و ترکیب سایر متغیرهای کنترلی استفاده و تأثیرات مستقیم و غیر مستقیم بررسی خواهد شد.

فطرس و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی و مقایسه‌ی اثرات رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی اکسیدکربن با در نظر گرفتن سه نظریه‌ی تغییر محیط زیست به فضای شهری، تراکم شهری نظریه‌ی نوسازی بوم شناختی بین دو گروه کشورهای منتخب (کشورهای با صادرات نفتی و بدون صادرات نفتی) از منطقه‌ی خاورمیانه و شمال آفریقا می‌پردازند. در این مطالعه با استفاده از مدل اثرات تصادفی با رگرسیون بر روی جمعیت، منابع و تکنولوژی و مجموعه‌ای از داده‌های پانل متوازن برای ۴۱ کشور به برآورد مدل‌ها اقدام شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی اکسید کربن در هر دو گروه کشورهای منتخب مثبت و معنادار است. میزان این اثر برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت در مقایسه با کشورهای بدون صادرات نفتی، بزرگ‌تر است.

## ۴- روش تحقیق

### ۴-۱- الگو STIRPAT

ارلیش و هولدرن[1] (۱۹۷۱) با ارائه یک چارچوب مفهومی، الگوی IPAT، تاثیر فعالیت‌های انسانی بر محیط زیست را محصول سه عامل جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) می‌دانند. اگرچه الگوی IPAT تأثیر فعالیت‌های مختلف انسان بر محیط را روشن می‌سازد، اما دیتز و رزا[2] (۱۹۹۴) به دلیل اتکا به یک فرضیه تأیید نشده، الگو را نقد کردند: آن‌ها معتقد بودند که کشش‌های انتشار دی اکسید کربن به ثروت و فناوری ثابت است. برای پرداختن به این موضوع، (دیتز و رزا، ۱۹۹۷: ۱۷۴) یک الگوی IPAT تصادفی (STRIPAT) را با معرفی یک عامل مقیاس و یک متغیر نویز سفید برای آزمایش فرضیه توسعه می‌دهند. مشخصات الگو STRIPAT به شرح زیر است.

$$I_{it} = C \times P_{it}^{\alpha} \times A_{it}^{\beta} \times T_{it}^{\delta} \times \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که $i$ کشور، t سال، C عامل مقیاس و ε عبارت خطا است. با گرفتن لگاریتم طبیعی در هر دو طرف معادله (۱)، معادله (۲) بدست می‌آید:

$$Ln(I_{it}) = Ln(C) + \alpha LnP_{it} + \beta LnA_{it} + \delta LnT_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

از آن‌جا که مصرف انرژی فعالیت‌های انسانی بیشترین تأثیر را بر محیط دارد، اثرات زیست محیطی انسان (I) را با مصرف واقعی انرژی $E^{(b)}$ در معادله (۲) جایگزین می‌کنیم، از تعداد ساکنان به عنوان جمعیت (P) و تولید ناخالص داخلی سرانه (g) به عنوان ثروت (A) استفاده می‌شود. با توجه به این‌که شاخص شدت انرژی ممکن است شامل عوامل مخدوش‌کننده‌ای غیر از فناوری باشد، از شاخص ساختار صنعتی به عنوان فناوری (T) استفاده می‌کنیم. شاخص ساختار صنعتی، نسبت ارزش افزوده صنعتی به تولید ناخالص داخلی است. شاخص‌های ساختار صنعتی در کشورهای مختلف مقایسه می‌شود تا بتواند تفاوت مقطعی در فناوری انرژی را توضیح دهد. تغییرات در تولید ناخالص داخلی سرانه (g) و جمعیت (P) ناشی از شهرنشینی است. در نتیجه، متغیر (U) اضافه می‌شود که میزان شهرنشینی را نشان می‌دهد. قصد بر این است که اثر شهرنشینی (U)، کنترل جمعیت (P)، تولید ناخالص داخلی سرانه (g) و فناوری (T) بر مصرف انرژی (E) بررسی شود:

---

[1]. Ehrlich and Holdren (1971)
[2]. Dietz and Rosa (1994)

$$Ln(E_{it}) = Ln(C) + \alpha Ln(P_{it}) + \beta Ln(g_{it}) + \delta Ln(T_{it}) + \tau Ln(U_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

برای جلوگیری از هم‌خطی بین شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه، GDP به صورت تولید ناخالص داخلی (G) در معادله (۳) جایگزین می‌شود. سپس معادله (۴) را برای الگوی پایه STIRPAT برای مصرف واقعی انرژی خواهیم داشت.

$$Ln(E_{it}) = Ln(C) + \alpha Ln(P_{it}) + \beta Ln(G_{it}) + \delta Ln(T_{it}) + \tau Ln(U_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که ضریب شهرنشینی، $\tau$، تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی را نشان می‌دهد.

### ۴-۲- مدل اقتصاد سنجی فضایی

اثرات متقابل فضایی، محور این پژوهش است. به دلیل تعامل فضایی بین شهرنشینی و مصرف انرژی، یک مدل اقتصاد سنجی ساده نمی‌تواند تأثیر عوامل فضایی بر مصرف انرژی را پاسخ‌گو باشد. لذا الگوی تحقیق برگرفته از مطالعه (شنگ و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۶۸۱) با اضافه نمودن متغیرهای تجارت و مخارج دولت و با استفاده از روش پانل فضایی برآورد می‌شود. در این راستا مدل SDM به صورت رابطه (۵) در نظر گرفته می‌شود:

$$\mathrm{EN_{it}} = \delta \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \times \mathrm{EN_{jt}} + \beta_1 \mathrm{UR_{it}} + \beta^c X_{it}^c + \mu_i + \varepsilon_{\mathrm{it}} \quad (۵)$$

در این رابطه $EN$ نشان دهنده مصرف انرژی می‌باشد و از کل مصرف انرژی بعنوان شاخص مصرف انرژی استفاده می‌شود. UR نشان دهنده شهرنشینی است که از نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت بدست آمده و نقش غیر مستقیم اما مهمی در مصرف انرژی دارد. $X$ برداری از متغیرهای کنترلی و شامل: (GDP) رشد اقتصادی و نماگری از سطح توسعه اقتصادی در منطقه می‌باشد. (IND) نشان دهنده صنعتی شدن است و با نسبت ارزش افزوده صنعتی به تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. (TR) تجارت است که از مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. (GO) نشان دهنده مخارج دولت است. همچنین اثر ویژه فضایی $\mu_i$ ممکن است به عنوان یک اثر تصادفی یا ثابت در نظر گرفته شود که با آزمون هاسمن آزمایش می‌شود. $\varepsilon$

[1]. Sheng (2018)

نیز جمله اخلال می‌باشد. الگو به صورت لگاریتمی و منتخبی از کشورهای عضو اوپک (الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، قطر، عربستان و امارات) برای دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۲ انتخاب شد.

در نهایت، برای به دست آوردن یک برآوردگر دقیق از اثر سرریز فضایی، تکنیک تجزیه فضایی پیشنهاد شده توسط لسیج و پیس[1] (۲۰۰۹) جهت محاسبه اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل استفاده می‌شود. اثر مستقیم، میانگین میزان تغییر متغیر وابسته در یک منطقه را زمانی که یک متغیر مستقل در همان منطقه تغییر می‌کند، اندازه گیری می‌کند. اثرات غیر مستقیم نشان دهنده میانگین پاسخ متغیر وابسته به تغییر یک متغیر مستقل در همسایگی است. اثر کل مجموع اثرات مستقیم و غیر مستقیم است (ال وی و همکاران[2]، ۲۰۱۹: ۴۵).

### ۴-۳- ایجاد ماتریس مجاورت فضایی

روش‌های مختلفی را جهت بررسی رابطه مکانی در الگوهای فضایی مورد استفاده قرار می‌دهند که از آن جمله می‌توان به مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی اشاره نمود. ارتباط فضایی متغیر مربوط به کشور $i$ و کشور $j$ را با $w_{ij}$ و ارتباط فضایی متغیرها را با ماتریس $N \times N$ که به ماتریس وزنی فضایی معروف است، نشان می‌دهند. از اصولی‌ترین روش‌هایی که برای احصاء عناصر ماتریس وزنی در نظر می‌گیرند، ماتریس مجاورت می‌باشد که بر اساس روش صفر و یک است. لذا کشورهایی که فاقد مرز مشترک می‌باشند عدد صفر و کشورهایی با مرز مشترک عدد یک را به خود اختصاص می‌دهند (ممی پور و رضایی، ۲۰۱۸). در این پژوهش نیز از ماتریس مجاورت جهت بررسی سرریز فضایی در نمونه استفاده شده است.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & W_{21} & . & W_{N1} \\ W_{12} & 0 & . & W_{N2} \\ . & . & . & . \\ W_{1N} & W_{2N} & . & 0 \end{bmatrix}$$

[1]. Lesage & Pace (2009)
[2]. Lv (2019)

## ۵- برآورد الگو

### ۵-۱- آزمون مانایی

آزمون ریشه واحد به طور گسترده‌ای برای بررسی وجود مانایی متغیرها استفاده می‌شود. در مطالعات مختلف اشاره شده که آزمون‌های ریشه واحد پانل در مقایسه با سری‌های زمانی قدرتمندتر هستند. انواع مختلفی از آزمون ریشه واحد برای داده‌های تابلویی وجود دارد که عبارتند از آزمون‌های برینگتون[۱]، هادری[۲]، لوین، لین و چو[۳]، ایم- پسران و شین[۴] و فیشر[۵]. در این مطالعه، از آزمون ریشه واحد پانل توسعه‌یافته توسط لین و چو برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. آزمون لین و چو فرض می‌کند که یک فرآیند ریشه واحد مشترک در سراسر مقاطع وجود دارد. در این آزمون فرضیه صفر وجود یک ریشه واحد و فرضیه جایگزین این است که ریشه واحد وجود ندارد. مشخصه اصلی آزمون لین و چو این است که یک ریشه خودرگرسیون همگن را تحت فرضیه جایگزین پیشنهاد می‌کند. نتایج آزمون ریشه واحد لوین- لین- چو در جدول (۱)، مانایی تمام متغیرها را بدون تفاضل‌گیری تایید می‌کند.

**جدول ۱: نتایج آزمون مانایی**

| متغیرها | نماد | آماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| مصرف انرژی | CE | -۵ | ۰,۰۰۰۰ |
| صنعتی شدن | IND | -۷,۱۰ | ۰,۰۰۰۰ |
| شهرنشینی | UR | -8.42 | ۰,۰۰۰۰ |
| رشد اقتصادی | GDP | -۳,۰۱ | ۰,۰۰۱۳ |
| تجارت | TR | -۱۱,۴۱ | ۰,۰۰۰۰ |
| مخارج دولت | GO | -۲,۵۹ | ۰,۰۰۴۹ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق

### ۵-۲- آزمون‌های تشخیص خودهمبستگی فضایی

جهت تعیین آن‌که آیا منابع با سطوح توزیع مشابه به صورت فضایی و یا به صورت تصادفی خوشه‌بندی شده‌اند از آزمون‌های موران[۶]، گری[۷] و گتیس[۸] استفاده می‌شود. آماره I موران آزمونی

1. Brington
2. Hadri
3. Levin, Lin and Chu
4. Im, Pesaran and Shin
5. Fisher
6. Moran I
7. Geary
8. Getis

از همبستگی فضایی میان مشاهداتی است که توسط ماتریس وزنی همسایه شناخته شده‌اند و هر جفت را از طریق توابع فاصله‌ای وزن‌دهی می‌کند. در حالت کلی‌تر می‌توان گفت برای $n$ مکان از متغیر $x_i$ آماره $I$ موران به صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$I = \frac{R}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \qquad (۶)$$

که $x_i$ ارزش مشاهده شده در محل $i$، $\bar{x}$ میانگین $x_i$ بین $n$ مکان و $w_{ij}$ نیز ماتریس وزنی فضایی است. این ماتریس جهت اندازه‌گیری رابطه فضایی میان مشاهدات استفاده می‌شود. استفاده از واژه همسایه در این‌جا به این منظور است که هر دو واحد دارای روابط فضایی غیر صفر هستند. یعنی درایه‌های ماتریس وزنی فضایی نشان دهنده پتانسیل تعاملات میان واحد $i$ و $j$ می‌باشد. بر این اساس مجموع درایه‌های هر سطر یا ستون برابر با یک است (رضایی و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۷).

لذا توسط آزمون موران، گری و گتیس وجود همبستگی فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورت رد فرضیه صفر، خودهمبستگی فضایی در الگو وجود دارد و می‌توان از الگوهای فضایی جهت تخمین استفاده نمود. با توجه به سطح احتمال آزمون موران، گری و گتیس کمتر از ۰٫۰۵، فرضیه صفر رد می‌شود و وجود خودهمبستگی فضایی مورد تایید قرار می‌گیرد و از اثرات فضایی می‌توان استفاده نمود.

**جدول ۲: آزمون خودهمبستگی فضایی**

| آزمون | سطح احتمال |
|---|---|
| آزمون موران | ۰٫۰۰۰ |
| آزمون گری | ۰٫۰۰۰۰ |
| آزمون گتیس | ۰٫۰۰۰ |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم افزار استاتا ۱۶

### ۵-۳- آزمون‌های تشخیص الگو

تجزیه و تحلیل فضایی شناسایی، اندازه‌گیری و تعیین کمیت ویژگی‌های مکان داده‌ها است. ویژگی‌های مکان داده‌ها در دو جنبه تجسم می‌یابد: وابستگی فضایی و ناهمسانی. دلیل مهم وابستگی فضایی، نزدیکی موقعیت جغرافیایی و تأثیر متقابل فعالیت‌های رفتاری انسان است. ناهمسانی فضایی نیز معمولاً تغییرات در روابط فضایی را توصیف می‌کند که به طور کلی می‌تواند با نمودارهای پراکندگی نشان داده شود. اشکال رایج الگوی فضایی عمدتاً شامل مدل

خودرگرسیون فضایی (SAR، که در اصل مدل تأخیر فضایی نامیده می‌شود)، مدل خطای فضایی (SEM) و مدل دوربین فضایی (SDM) است. لذا برای تشخیص نوع الگو، محققان الگوی دوربین فضایی (SDM) را به عنوان مبنایی کلی در نظر گرفته و دیگر الگوها را با آن مقایسه می‌نمایند (الهورث[1]، ۲۰۱۶: ۱۶۴۵).

در ابتدا با استفاده از آزمون والد از میان الگوهای دوربین فضایی (SDM) و خودرگرسیون فضایی (SAR) یک الگو ترجیح داده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) حاکی از تایید الگوی دوربین فضایی می‌باشد.

**جدول ۳: نتایج آزمون والد**

| نتیجه | احتمال | آماره آزمون | آزمون |
|---|---|---|---|
| الگوی دوربین فضایی | ۰,۰۰۰۰ | ۸۶,۳۱ | آزمون والد |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم‌افزار استاتا ۱۶

انتخاب میان الگوی دوربین فضایی (SDM) و الگوی خطای فضایی (SEM) بوسیله آزمون والد چندگانه صورت می‌گیرد که نتایج این آزمون در جدول (۴) آمده است و بر اساس نتایج، الگوی دوربین فضایی ترجیح داده می‌شود.

**جدول ۴: نتایج آزمون والد چندگانه**

| نتیجه | احتمال | آماره آزمون | آزمون |
|---|---|---|---|
| الگوی دوربین فضایی | ۰,۰۰۰۰ | ۱۰۹,۵۹ | آزمون والد چندگانه |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم افزار استاتا ۱۶

الهورث (۲۰۱۶) پیشنهاد می‌دهد که با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز نیز می‌توان از میان الگوی دوربین فضایی (SDM) و الگوی خودهمبستگی فضایی (SAC) یکی را ترجیح داد. برای انجام این آزمون یک بار الگو به روش دوربین فضایی تخمین زده می‌شود و معیارهای آکائیک و شوارتز آن استخراج و بار دیگر از روش خودهمبستگی فضایی الگو برآورد می‌شود و معیارهای‌های آکائیک و شوارتز استخراج می‌شوند. بر اساس نتایج موجود در جدول (۵) معیار آکائیک مربوط به الگوی دوربین فضایی کمتر از الگوی خودهمبستگی فضایی است.

لذا با توجه به آن‌که هر سه الگو تخمین به روش دوربین فضایی را مورد تایید قرار دادند، از روش دوربین فضایی استفاده می‌شود.

[1]. Elhorst (2016)

**جدول ۵: مقایسه معیار آکائیک و شوارتز در دو الگو SDM, SAC**

| نتیجه | معیار شوارتز | معیار آکائیک | الگو |
|---|---|---|---|
| الگوی دوربین فضایی | -۴۲۰,۵۳۵۷ | -۴۶۲,۶۹۶۸ | الگوی دوربین فضایی |
| | -۳۹۵,۹۲۳ | -۴۲۴,۰۳۰۵ | الگوی خودهمبستگی فضایی |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم افزار استاتا ۱۶

## ۵-۴- آزمون هاسمن

آزمون هاسمن در انتخاب میان روش ثابت و روش تصادفی برای تخمین الگو به کار می‌رود. فرضیه صفر این آزمون استفاده از روش اثرات تصادفی می‌باشد و در صورتی که احتمال آزمون هاسمن کمتر از ۰,۰۵ شود با رد فرضیه صفر می‌توان الگو را به روش اثرات ثابت تخمین زد. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۶) قابل مشاهده است. بر اساس نتایج، تخمین الگو با استفاده از روش اثرات تصادفی انجام می‌گیرد.

**جدول ۶: نتایج آزمون هاسمن**

| احتمال | آماره آزمون | آزمون |
|---|---|---|
| ۰,۹۹ | ۲,۵۲ | آزمون هاسمن |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم افزار استاتا ۱۶

## ۶- نتایج تخمین الگو

جهت بررسی تاثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در هشت کشور عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۲ از الگوی دوربین فضایی و روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود. در الگوی دوربین فضایی اثرات فضایی در قالب وقفه فضایی و هم‌چنین در ترکیب با متغیرهای مستقل الگو لحاظ می‌شود. از جمله مزایای الگوی دوربین فضایی تفکیک آثار کل به آثار مستقیم و غیر مستقیم می‌باشد. در واقع اثرات مستقیم مشتق جزئی متغیر وابسته هر کشور نسبت به متغیر توضیحی همان کشور و کل اثر، مشتق جزئی متغیر وابسته نسبت به میانگین وزنی متغیر توضیحی است و اثر غیر مستقیم از تفاضل اثرات کل و مستقیم بدست می‌آید که نشان دهنده اثرات سرریز متغیرهای توضیحی سایر کشورها است (عسکری و کاخکی، ۲۰۱۷: ۱۶۵). نتایج تخمین الگو در جدول (۷) نشان داده شده است. بر اساس نتایج، صنعتی شدن دارای اثر مثبت مستقیم بر مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک است ولی اثر غیر مستقیم بلندمدت معنادار نبوده و در نهایت، اثر کل نیز منفی می‌باشد. صنعتی شدن، بهره‌وری انرژی را افزایش و وابستگی مردم و صنایع به منابع انرژی و تهدیدات امنیت انرژی را کاهش می‌دهد.

شهرنشینی دارای اثر مثبت مستقیم و غیر مستقیم و اثر کل مثبت بر مصرف انرژی است.
رشد اقتصادی نیز اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل آن سبب افزایش مصرف انرژی شده است. به عبارتی در مراحل اولیه رشد با بهبود سطح زندگی مردم و مکانیزه شدن تولید در جهت ارتقاء سطح بهره‌وری کار، مصرف انرژی افزایش می‌یابد. ولی در مراحل بعدی رشد با آشکار شدن آثار سوء زیست محیطی و ارتقاء آگاهی‌های عمومی روند افزایش مصرف انرژی به علت استفاده بهینه کاهش می‌یابد.
تجارت نیز رابطه منفی و معناداری با مصرف انرژی دارد. در مراحل اولیه رشد، تقاضای انرژی به دلیل فعالیت‌های اقتصادی بالاتر، یعنی مصرف، تولید و یا هزینه‌های دولتی که به عنوان اثر مقیاس نامیده می‌شود، افزایش می‌یابد. در مرحله بعدی رشد اقتصادی، ممکن است کشورها به اندازه کافی رشد کنند تا فناوری‌های کم مصرف را استفاده کرده و یا فرآیند تولید خود را از صنایع پرانرژی به بخش خدمات تبدیل کنند که به ترتیب به عنوان تکنیک و اثرات ترکیب نامیده می‌شوند. بنابراین، ممکن است تقاضای انرژی در مراحل بعدی رشد اقتصادی کاهش یابد.
یافته‌ها نشان می‌دهد که مخارج دولت تاثیر مثبت مستقیم بلندمدت بر مصرف انرژی داشته ولی تاثیر غیر مستقیم و تاثیر کل آن منفی می‌باشد. (اگرتسون و کروگمن[1]، ۲۰۱۵: ۱۴۷۵) نشان دادند بدهی اقتصادی بالاتر سبب محدودیت در عملکرد می‌شود، به عنوان نمونه با افزایش مخارج، دولت نمی‌تواند یارانه انرژی را به صورت کامل به مردم پرداخت کند و تنها یک یارانه کلی به مردم پرداخت می‌کند و در نتیجه قیمت انرژی افزایش می‌یابد و مصرف انرژی کاهش پیدا می‌کند.
در نهایت بر اساس نتایج تاثیر سرریز مصرف انرژی از طریق مجاورت مثبت و معنادار و ضریب آن برابر با ۰,۱ می‌باشد که در صورت مجاورت کشورها، با افزایش ده درصدی در مصرف انرژی کشور مجاور، مصرف انرژی در کشور هدف ۰,۲۸ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین ارتباط تنگاتنگ بین کشورهای عضو اوپک به دلیل توسعه سریع اقتصادی و ایجاد زیرساخت‌های کامل ناشی از شهرنشینی تأیید می‌شود.

[1]. Eggertson and Krugman (2015)

**جدول ۷: نتایج تخمین الگو**

| متغیرها | نماد | ضریب | p > \|z\| |
|---|---|---|---|
| **اثرات مستقیم بلندمدت** | | | |
| صنعتی شدن | IND | ۰٫۲۲۹۲۶۹۳ | ۰٫۰۸۸ |
| شهرنشینی | UR | ۰٫۴۶۰۲۱۵۷ | ۰٫۰۰۰ |
| رشد اقتصادی | GDP | ۰٫۱۱۰۳۶۵۱ | ۰٫۰۰۰ |
| تجارت | TR | -۰٫۰۵۱۶۵۰۳ | ۰٫۰۰۲ |
| مخارج دولت | GO | ۰٫۱۵۱۷۲۵۱ | ۰٫۰۰۳ |
| **اثرات غیر مستقیم بلندمدت** | | | |
| صنعتی شدن | IND | -۰٫۰۷۶۹۰۸۱ | ۰٫۱۱۵ |
| شهرنشینی | UR | ۰٫۱۵۰۵۶۵۷ | ۰٫۰۰۰ |
| رشد اقتصادی | GDP | ۰٫۰۳۵۷۱۵ | ۰٫۰۰۰ |
| تجارت | TR | -۰٫۰۱۶۹۲۷۳ | ۰٫۰۰۸ |
| مخارج دولت | GO | -۰٫۴۰۴۴۳۴۸ | ۰٫۰۰۰ |
| **اثرات کل** | | | |
| صنعتی شدن | IND | -۰٫۳۰۶۱۷۷۳ | ۰٫۰۹۱ |
| شهرنشینی | UR | ۰٫۶۱۰۷۸۱۴ | ۰٫۰۰۰ |
| رشد اقتصادی | GDP | ۰٫۱۴۶۰۸۰۲ | ۰٫۰۰۰ |
| تجارت | TR | -۰٫۰۶۸۵۷۷۶ | ۰٫۰۰۲ |
| مخارج دولت | GO | -۰٫۲۵۲۷۰۹۸ | ۰٫۰۲۹ |
| ضریب فضایی | Rho | ۰٫۲۸۱۱۹۶۶ | ۰٫۰۰۰ |
| خطای واریانس | $\sigma^2$ | ۰٫۰۰۹ | ۰٫۰۰ |
| R-within | | ۰٫۷۳ | |
| R-between | | ۰٫۶۱ | |
| R-overall | | ۰٫۶۳ | |

**منبع:** یافته‌های تحقیق، نرم افزار استاتا ۱۶

## ۷- نتیجه‌گیری

شهرنشینی به طرق مختلفی می‌تواند سبب افزایش مصرف انرژی گردد: توسعه شهرنشینی سبب تغییر در شیوه زندگی و الگوی مصرف آحاد جامعه می‌شود، به گونه‌ای که استفاده از وسایل گرمایشی و سرمایشی و همچنین خودرو افزایش و منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود. همچنین افزایش شهرنشینی با ایجاد صنایع بزرگ که مصرف‌کننده انرژی هستند همراه است. به علاوه رابطه مثبت میان شهرنشینی و مصرف انرژی به ایجاد زیرساخت‌ها مانند احداث جاده‌ها، نقلیه مدرن، پل‌ها، ساختمان‌ها و غیره بر می‌گردد،که همگی سبب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. این یافته با مطالعه (شنگ و همکاران، ۲۰۱۸: ۶۸۲) مطابقت دارد.

بر اساس نتایج برآورد الگو رابطه میان تجارت و مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک منفی و معنادار می‌باشد. باز بودن تجارت به اقتصادهای در حال توسعه این امکان را می‌دهد تا فناوری‌های پیشرفته را از اقتصادهای توسعه‌یافته وارد کنند. استفاده از فناوری پیشرفته شدت انرژی را کاهش می‌دهد که این فرآیند اثر تکنیکی نامیده می‌شود. این یافته با نتایج (شهباز و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۳۵) مطابقت دارد.

مخارج دولت نیز اثرگذاری منفی و معنادار بر مصرف انرژی دارد. در دهه‌های گذشته تخصیص یارانه‌ی انرژی سبب مصرف بی‌رویه آن در کشورهای عضو اوپک شده است. ولی اخیراً با افزایش مخارج دولت و کسری بودجه‌های مکرر دولت‌ها سیاست‌های مالی انقباضی را اتخاذ کردند. حذف یارانه‌های حامل‌های انرژی از جمله برنامه‌های دولت جهت بهبود بودجه است که سبب افزایش قیمت انرژی و کاهش تقاضا شده است.

در نهایت، صنعتی شدن با مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک رابطه مثبت و معنادار دارد. با توجه به نقش و اهمیت انرژی در تولیدات صنایع مختلف می‌توان گفت در مسیر صنعتی شدن، انرژی سهم بسیار زیادی دارد. افزایش فعالیت‌های صنعتی، مانند تولیدات با تکنولوژی بالا، بیشتر از تولیدات کشاورزی انرژی مصرف می‌کنند. نتایج این تحقیق همراستا با مطالعه (شفیعیان و همکاران، ۲۰۱۵: ۷) می‌باشد.

## References


Ali, M. (2021). "Urbanisation and Energy Consumption in Sub-Saharan Africa". The Electricity Journal **34**(10): December 2021, 107045.

Al-Mulali, U. Ozturk, I. & Lean, H. (2015). "The Influence of Economic Growth, Urbanization, Trade Openness, Financial Development, and Renewable Energy on Pollution in Europe". Natural Hazards **79**(1): 621-644.

Armen, A. & Barzegar, S. (2012). "The Effect of Trade Liberalization on Energy Consumption in Developing Countries". The First National Conference on Environmental Protection and Planning.

Asadi, A. & Ismaili, M. (2018). "Study of Factors Affecting Energy Consumption in Iran (with Emphasis on the Variable of financial Development)". Fiscal and Economic Policies **6**: 81-107.

Askari, B. & Kakhki, M. (2017). "Eco Union Trade Potential: An Application of Dynamic Spatial Regression Considering the Effects of Spatial Overflow". Journal of Regional Economics and Development **23**(New Issue): 153-182.

Bernardini, O. & Galli, R. (1993). "Dematerialization: Long Term Trends in the Intensity of Use of Materials and Energy". Futures **25**: 431-448.

Dehghan, Sh. & Zahra, S. (2020). "The Impact of Urbanization on Energy Consumption in Iranian Provinces: A Spatial Panel Data Approach". Iranian Journal of Energy Economics doi: 10.22054 / jiee.2021.55099.1780.

Dietz, T. & Rosa, E. (1994). "Rethinking the Environmental Impacts of Population, Affluence and Technology". Hum Ecol Rev **1**: 277-300.

Dietz, T. & Rosa, E. (1997). "Effects of Population and Affluence on CO2 Emissions". Proc Natl Acad Sci **94**: 175-179.

Eggertson, G. & Krugman, P. (2015). "Debt, Deleveraging, and the liquidity Trap: a Fisher-Minsky-Koo Approach". Federal Reserve Bank of New York PP: 1469-1513.

Elhorst, J. P. (2014). *Handbook of Regional Science*, (M. M. Fischer and P. Nijkamp, Eds.), Handbook of Regional Science, Berlin, and Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. PP: 1637-1652.

Farahmand, Sh. & Faraj, Gh. (2017). "Spatial Analysis of the Effect of Urban Size Distribution on Economic Growth in Iran (2006-2009)". Economic Research **52**: 687-710.

Farazmand, H. & Anwari, I. (2020). "Urbanization and Energy Consumption in Iran: An Application of the STIRPAT Model". Journal of Applied Theories of Economics **7**(3): 215-240. doi: 10.22034 / ecoj.2020.12233.

Fattahi, S. & Baharipour, S. (2016). "Assessing the Effect of Population Structure on Electricity Consumption (A Case Study Comparing Electricity Consumption in the Western and Eastern Provinces of the

Country)". Journal of Quality and Productivity of Iran Electricity Industry **5**: 1-13.

Fitras, M. & Ghorban Serasht, M. (2013). "The Effect of Urban Growth on Energy Consumption and Carbon Dioxide Emissions: A Comparison of Three Theories". Quantitative Economics **9**(35): 147-168.

Goli, Y. & Mohantfar, Y. (2020). "Study of the Effect of Industrialization and Urbanization on Energy Efficiency in the Provinces of Iran". Economic Policy **23**: 190-167.

Gungor, G. & Simon, U. (2017). "Energy Consumption, Finance and Growth: The Role of Urbanization and Industrialization in South Africa". International Journal of Energy Economics and Policy **7**(3): 268-276.

Ho, Ch. Luong, T. Anh & Vo, D. (2021). "Urbanization and the Consumption of Fossil Energy Sources in the Emerging Southeast Asian Countries". Asian Journal of Environment and Urban Planning **12**(1): 90-103. https://doi.org/10.1177/0975425321990378.

Hossain, M. (2011). "Panel Estimation for $CO_2$ Emissions, Energy Consumption, Economic Growth, Trade Openness and Urbanization of Newly Industrialized Countries". Energy Policy **39**(11): 6991-6999.

Jedwab, L. & Christiaensen, M. (2017). "Demography, Urbanization and Development: Rural Push, Urban Pull and Urban Push?". J. Urban Econ. **98** (2017): 6-16. 10.1016/j.jue.2015.09.002.

Kasman, A. & Duman, S. (2015). "$CO_2$ Emissions, Economic Growth, Energy Consumption, Trade and Urbanization in New EU Member and Candidate Countries: A Panel Data Analysis". Economic Modelling **44**: 97-103.

Khosravi, H. & Qasemi, R. (2019). "Study of the Impact of Urban Development on Energy Consumption and Environmental Sustainability (Comparative Study of Selected Oil and Non-Oil Countries)". Economic Development Policy **7**: 1-25.

Lesage, J.P. & Pace, R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press Taylor & Francis Group: Boca Raton, FL, USA.

Li Hu, J. & Wang, Sh. (2006). "Total-factor Energy Efficiency of Regions in China". Energy Policy 34: 3206-3217.

Liddle, B. (2014). "Impact of Population, Age Structure, and Urbanization on Carbon Emissions/Energy Consumption: Evidence from Macro-Level, Cross-Country Analyses". Population and Environment **35**(3): 286-304.

Liddle, B. (2015). "The Energy, Economic Growth, Urbanization Nexus across Development: Evidence from Heterogeneous Panel Estimates Robust to Cross-Sectional Dependence". Energy J. 34: 223–244.

Liu, X. & Peng, D. (2018). "Study on the Threshold Effect of Urbanization on Energy Consumption". Theoretical Economics Letters **8**: 2220-2232. doi: 10.4236/tel.2018.811145.

Lu Zhou, M. Padhan, H. Gupta, M. & Gozgor, G. (2021). "Effects of Age Dependency and Urbanization on Energy Demand in BRICS: Evidence from the Machine Learning Estimator". Frontiers in Energy Research **9** https://www.frontiersin.org/article/10.3389/fenrg.2021.749065. DOI: 10.3389/fenrg.2021.749065.

Lv, Y. Chen, W. & Cheng, J. (2019). "Direct and Indirect Effects of Urbanization on Energy Intensity in Chinese Cities: A Regional Heterogeneity Analysis". Sustainability: 31-67; doi: 10.3390/su11113167.

Ma, B. (2015). "Does Urbanization Affect Energy Intensities across Provinces in China? Long-run Elasticities Estimation using Dynamic Panels with Heterogeneous Slopes". Energy Econ **49**: 390-401.

Mamipour, S. & Rezaei, A. (2018). "Economic Growth and the Development of a Regional Labor Market in the Provinces of Iran: Okan Law in the Spatial Concept". Economic Growth and Development Research **8**: 122-107.

Navarr, A. & D'Agostino, L. (2020). "The Effect of Urbanization on Subjective Well-being: Explaining Cross-regional Differences". Socio-Econ. Plan. Sci **71** (2020): Article 100824, 10.1016/j.seps.2020.100824.

Okere, K. I. Ogbulu, O. M. Onuoha, F. C. & Ogbodo, I. (2021). "What Drives Energy Consumption Mix in Nigeria? The Role of Financial Development, Population Age Groups, Urbanization and International Trade: Insight from ARDL Analysis". OPEC Energy Review doi:10.1111/opec.12193.

Paul, R. & Ehrlich, J. (1971). "Impact of Population Growth". Science is Currently Published by American Association for the Advancement of Science, Science, New Series, **171**(3977): 1212-1217.

Pilehva, A. (2021). "Spatial-geographical Analysis of Urbanization in Iran". Humanit Soc Sci Commun **863**: 1-12. https://doi.org/10.1057/s41599-021-00741.

Poumanyvong, P. & Kaneko, S. (2010). "Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO2 Emissions? A Cross-Country Analysis". Ecol. Econ **70**: 434-444.

Rezaei, H. & Alizadeh, M. (2017). "Factors Affecting Per Capita Health Expenditure: A Comparison of Spatial Patterns in a Selection of Developing Countries". Applied Theories of Economics **4**: 1-26.

Sadorsky, P. (2013). "Do Urbanization and Industrialization Affect Energy Intensity in Developing Countries?". Energy Econ **37**: 52-59.

Sbia, R. Shahbaz, M. & Ozturk, I. (2017). "Economic Growth, Financial Development, Urbanisation and Electricity Consumption Nexus in UAE". Economic Research **30**(1): 527-549.

Seif Allah, M. & Hamid, R. (2017). "Factors Affecting the Energy Intensity Index of the Provinces of the Country: the Approach of Dynamic Spatial Panel Data". Energy Economics Studies **53**: 103-61.

Shafieian, S. & Behnameh, M. (2015). "Study of Factors Affecting Energy Consumption in Selected Countries". Third Conference on New Research in Management, Economics and Humanities. pp: 1-12.

Shahbaz, M. Chaudhary, A. & Ozturk, I. (2017). "Does Urbanization Cause Increasing Energy Demand in Pakistan? Empirical Evidence from STIRPAT Model". Energy **122**: 83-93.

Shahbaz, M. Nasreen, S. Ling, C. & Sbia, R. (2014). "Causality between Trade Openness and Energy Consumption: What Causes What in High, Middle and Low Income Countries". Energy Policy **70**: 126–143. doi:10.1016/j.enpol.2014.03.029.

Shaojian, W. & Guangdong, Chuanglin, F. (2018). "Urbanization, Economic Growth, Energy Consumption, and $CO_2$ Emissions: Empirical Evidence from Countries with Different Income Levels". Renewable and Sustainable Energy Reviews, Elsevier **81**(P2): 2144-2159.

Sheng, P. & Yaping, H. X. G. (2018). "The Impact of Urbanization on Energy Consumption and Efficiency". Energy & Environment **28**(7): 673-686.

Solarin, S. Shahbaz, M. & Shahzad, S. (2016). "Revisiting the Electricity Consumption-Economic Growth Nexus in Angola: The Role of Exports, Imports and Urbanization". International Journal of Energy Economics and Policy **6**(3): 501-512.

Sultans, P. & Mohammadi, S. (2016). "The Effect of Urbanization on Energy Consumption in the Group of Selected Countries". Urban Management Studies **8**: 71-80.

Topcu, M. & Girgin, S. (2016). "The Impact of Urbanization on Energy Demand in the Middle East". Journal of International and Global Economic Studies **9**(1): 21-28.

**Original Research Article**

# The spatial impact of urbanization on energy consumption in selected OPEC countries

**Parvaneh Kamali Dehkordi[1*]**
**Zenab Mombeny[2]**
**Fereshteh Abdollahi[3]**
**Abdolkhalegh Ghobeyshavi[4]**

Received: 06-10-2021 Accepted: 01-01-2022

**Introduction:** Nowadays, urbanization, which is closely related to economic development and industrialization, has become one of the driving forces of energy demand. The most prominent feature of urbanization is the physical growth of urban areas. This phenomenon has become an important social process in the 21st century, especially in many developing countries such as OPEC. The acceleration of urbanization leads to an increasing contradiction between economic growth and environmental development. The process of urbanization not only involves a large number of rural people moving to cities but also involves economic transformation and improvement of the industrial structure, which inevitably leads to the creation of urban infrastructures with large investments. Thus, it increases energy consumption (Liu and Peng, 2018). Although extensive research has been carried out on the relationship between urbanization and energy consumption, there are few studies about the OPEC countries.

**Methodology:** Many studies have shown that urbanization can affect energy consumption or energy intensity through several channels. First, urban infrastructure must consume more energy through the expansion of economic activities. This is because urbanization leads to a shift from traditional agriculture with little energy consumption to industrial manufacturing with more consumption. Second, modern buildings need more energy (such as for air conditioners and elevators). Third, in cities, motor vehicles consume a large value of energy (Bloomi and Al-Shari, 2017).

At the same time, new technologies (for example, energy-saving urban buildings, efficient household appliances, district heating systems, and energy-efficient transportation) reduce energy consumption in buildings and transportation in large cities.

In addition, according to Tubler's law of geography, geographical locations are interdependent, and nearby places are more affected than distant places.

[1]. Assistant Professor, Department of Economics Payame Noor University
Email: parvanehkamali@gmail.com
[2]. Master of Economic Planning and Development
[3]. Master of Economic Planning and Development
[4]. Master of Economic Planning and Development

So, according to the econometric literature, ignoring the space dimension in modeling causes errors in estimation and statistical inference (Seif and Hamidi Zari, 2017). In other words, although energy consumption varies among OPEC member countries, they may be spatially dependent due to geographical proximity, socio-economic interactions and common shocks, such as production technology and energy consumption patterns. This study examines the direct and indirect effects of urbanization on energy consumption.

Since spatial interactions are the focus of this research and there are spatial interactions between urbanization and energy consumption, a simple econometric model cannot account for the impacts of spatial factors on energy consumption. Therefore, the research model is taken from the study of Sheng et al. (2018) and business variables, government expenditures and the space panel method are added to it.

Urbanization may also affect energy consumption in suburban areas, which involves potential spatial (or indirect) effects of energy consumption on urban areas. The present study examines the effects of urbanization on energy consumption using random regression of effects on population, wealth and technology (STIRPAT) in a selection of OPEC member countries. In this regard, the space panel model and time series data during the period 1990-2020 have been used. The variables of trade, population, GDP, technology, total energy consumption and urbanization are extracted from the World Bank database.

**Results and Discussion:** Based on the results of model estimation, the relationship between trade and energy consumption in OPEC member countries is negative and significant. Open trade allows developing economies to import advanced technologies from developed economies. The use of advanced technology reduces energy intensity. This process is called technical effect.

Government spending also has a significant negative impact on energy consumption. Over the past decades, the allocation of energy subsidies has led to its excessive consumption in OPEC member countries. But recently, with increasing government spending and budget deficit problems, governments have adopted contractionary fiscal policies. The elimination of energy carrier subsidies is one of the plans to improve the budget, which has led to higher energy prices and lower demand.

Industrialization has a positive and significant relationship with energy consumption in OPEC member countries. Given the role and importance of energy in the production of various industries, it can be said that energy has a very large share in industrialization. Industrial activities, such as high-tech production, consume more energy than agricultural production.

**Conclusion:** According to the findings, with the long-term direct effects of industrialization variables, trade and economic growth have positive effects, whereas urbanization and government spending have negative effects on energy consumption. The results of indirect effects indicate the positive impacts of urbanization, trade and government spending and the negative impacts of industrialization and economic growth on energy consumption. The total effects of urbanization, industrialization and trade on energy

consumption are positive, and economic growth and government spending have negative effects on energy consumption. Accordingly, it is suggested for in the OPEC member countries, to consider the effects of the spatial spillover of energy consumption to control it.

**Keywords** Energy consumption, Urbanization, STIRPAT model, Spatial approach, OPEC member countries.

**JEL Classification:** P25, Q43, C21.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# ارزیابی فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران به عنوان شاخصی از توسعه عادلانه

**سمیه جعفری**[۱]
**فرشاد مومنی**[۲]
**عباس شاکری**[۳]
**حسین راغفر**[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۰۸

## چکیده

توسعه از اساسی‌ترین موضوعات داخلی و بین‌المللی کشورهاست و هر کشوری در پی یافتن جایگاه خود در این فرآیند عظیم و چند بعدی است. هدف این پژوهش «بررسی فقر چند بعدی در ایران به عنوان شاخصی از توسعه عادلانه» است. بررسی تجربه‌های موفق توسعه نشان می‌دهد که آن‌ها برخورد برنامه‌ریزی شده و عالمانه‌ای برای طراحی یک برنامه‌ی توسعه‌ی ملازم با عدالت اجتماعی داشته‌اند. از این رو در این پژوهش ابتدا مفهوم توسعه عادلانه مورد بررسی قرار گفته است و نتایج نشان می‌دهد که توسعه عادلانه، مسئله فقر را نه فقط در قالب فقر درآمدی بلکه فراتر از آن در قالب محرومیتِ فقرا، محرومین، اقلیت‌ها و گروه‌های به حاشیه رانده شده از دسترسی عادلانه به وجوه مختلف زندگی با کیفیت و با رفاه معرفی کرده و توجه فقر چندبعدی را در کانون تعریف توسعه عادلانه قرار می‌دهد. در این راستا در این پژوهش، محاسبه شاخص فقر چندبعدی به روش آلکایر و فاستر صورت گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد روند این شاخص در مناطق روستایی ایران در طی سال‌های مورد بررسی کاهشی بوده و از ۰/۴۸۳ در سال ۱۳۶۹ به ۰/۱۸۳ در سال ۱۳۹۳ رسیده است. این کاهش به منزله کاهش وسعت و شدت فقر چندبعدی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹ در مناطق روستایی است. در خصوص خانوارهای شهری این شاخص در سال ۱۳۷۰ برابر ۰/۲۳۹ است که بالاترین میزان طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۲ است که بعد از آن طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۲ یک روند نوسانی را تجربه می‌کند اما طی این سال‌ها این شاخص در سال ۱۳۸۲ برابر با ۰/۲۶۰ و سال ۱۳۸۶ برابر با ۰/۲۹۴ است که بالاترین مقدار شاخص فقر چند بعدی طی سال‌های مورد مطالعه است که علت آن می‌تواند تورم‌های بالا و رکود اواخر دهه ۱۳۸۰ باشد.

**واژه‌های کلیدی:** توسعه عادلانه، فقر چند بعدی، روش آلکایر و فاستر، عدالت.

**Keywords:** Fair Development, Multidimensional Poverty, Alkier and Foster Method, Justice.

**JEL Classification:** I32, P36, O10.

[۱]. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) somayehj99@gmail.com
[۲]. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران farshad.momeni@gmail.com
[۳]. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران shakeri.abbas@gmail.com
[۴]. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران raghfar@alzahra.ac.ir

**۱- مقدمه**

۷ دهه تاریخ توسعه پس از جنگ جهانی دوم، با تحول ادراک مفهوم توسعه نیز همراه بوده است. شاید مهم‌ترین تحول در مفهوم توسعه تغییر از مفهوم صرفاً رشد اقتصادی به تحولی ساختاری و کیفی است که ضمن بهبود ابعاد درآمدی و غیر درآمدی رفاه، از پایداری و نیز توزیع عادلانه برخوردار باشد (دنی و دیهان[1]، ۲۰۰۸). تجارب دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی که طی آن رشد بدون فقرزدایی و اصلاح سایر متغیرهای اجتماعی پیگیری شد و دستاوردهای بسیار تلخی به جای گذاشت، نشان داد یکی از مسائلی که در فرآیند توسعه باید در نظر گرفته شود، بهبود متغیرهای اجتماعی است که مهم‌تر از همه‌ی آن‌ها توزیع عادلانه‌ی درآمدها و عدالت می‌باشد. آن‌ها دریافتند که توسعه بدون عدالت امکان‌پذیر نیست و جامعه بدون عدالت نمی‌تواند به نحوی موثر توسعه یابد. هر چند «کلیه نظام‌های اقتصادی مدعی عدالت هستند اما هریک برداشت‌های متفاوتی از عدالت دارند و آن را به گونه‌ای متفاوت تعریف می‌کنند» (نمازی، ۲۰۰۳: ۳۳۳).

فقر و توسعه دو مفهوم در هم تنیده‌اند که می‌توان آن‌ها را دو روی یک سکه دانست. یک اقتصاد پیشرفته و توسعه‌یافته باید عاری از هرگونه فقر باشد؛ در واقع، فقر نمود توسعه نیافتگی اقتصاد است. دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، یکی از معیارهای سنجش توسعه یافتگی و از اهداف مهم دولتمردان است. با نگاهی به روی دوم سکه توسعه، یعنی بررسی وضعیت فقر، می‌توان از درصد تحقق پیشرفت و رشد اقتصادی آگاهی یافت. به همین جهت بررسی و ارزیابی روند توسعه و فقرزدایی ضروری به نظر می‌رسد. از این رو توسعه عادلانه مفهومی است که هیچ کس نسبت به اصالت و حقانیت آن تردیدی ندارد. در حالی که در دوران اولیه توسعه بسیاری از اقتصاددانان بزرگ هر نوع سمت‌گیری معطوف به عدالت را به ضرر نظام اقتصادی، بالندگی تولید و انگیزه‌های کارآفرینی می‌دانستند با گذشت زمان و با پرداخت هزینه‌های انسانی و مادی قابل توجه به تدریج کار به جایی رسید که در شرایط کنونی نسبت عدالت اجتماعی و توسعه ملی در قالب رابطه‌ای ارگانیک تبیین می‌شود و شرایط عادلانه و برخورداری همه اقشار جامعه جزء متغیرهای بسیار مهم و تعیین‌کننده‌ی عملکرد مطلوب اقتصادی محسوب می‌شود (مومنی، ۲۰۱۱: ۷۳).

از آن‌جا که مهم‌ترین اهداف انقلاب اسلامی ایران و نیز چشم‌انداز بیست ساله کشور، بحث عدالت، کاهش فقر و نابرابری بوده است به گونه‌ای که اصول ۳۱، ۲۹، ۲۱، ۴۳ و ۳ قانون اساسی مساله فقر و رفاه اقشار آسیب‌پذیر را به صراحت مورد توجه قرار داده‌اند هر چند در این زمینه

[1]. Dani& deHaan (2008)

فعالیت‌هایی انجام شده و موفقیت‌هایی هم حاصل شده لیکن امروزه با افزایش فقر و نابرابری در ایران و افزایش شکاف طبقاتی پرداختن به مساله عدالت اهمیت بیشتری یافته است. از این رو در این پژوهش در بخش دوم مقاله، به بررسی مفاهیم توسعه عادلانه و رابطه آن‌ها با عملکرد اقتصادی پرداخته می‌شود. بخش سوم به بررسی تجربیات و مطالعات انجام شده در خصوص فقر چند بعدی می‌پردازد. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش، ابعاد و زیر شاخص‌های فقر چندبعدی معرفی می‌شود. سرانجام بخش پنجم، به تخمین مدل فقر چند بعدی با استفاده از روش آلکایر و فاستر اختصاص یافته است. در انتها، بخش پایانی جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بیان می‌گردد.

## ۲- مبانی نظری

همان‌طور که جهان رشد کرده است، تداوم فقر شدید و اختلاف در حال افزایش درآمد و رفاه بین فقیرترین و ثروتمندترین مردم جهان به طور ناخودآگاه افزایش یافته است (استیگلیتز[1]، ۲۰۱۶). کوزنتس در سال ۱۹۵۵ در یکی از مقاله‌های خود با عنوان «رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی»، این فرضیه را مطرح نمود که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد ابتدا افزایش پیدا کرده و پس از ثابت ماندن در یک سطح معین به تدریج کاهش می‌یابد. هر چند شواهد جمع‌آوری شده در طول سه دهه اول بعد از جنگ جهانی دوم این الگو را ثابت کرد اما با گذشت زمان و تداوم رشد، با ارزیابی ابعاد مختلف، نابرابری و فقر همچنان افزایش یافته است (استگلیتز، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، در سالیان اخیر تقلیل مفهوم توسعه اقتصادی و جستجوی رشد سریع برای کشورهای در حال توسعه، اگر چه در بعضی از این کشورها پیامدهای رفاهی بدنبال داشته لیکن زمانی که عدم کاهش فقر (حکیمیان[2]، ۲۰۱۱) و یا عدم کاهش نابرابری (علی[3]، ۲۰۰۷) همراه با آن مورد توجه قرار می‌گیرد، جای خود را به نگرانی از سریز به پایین این رشد در کل جامعه یا بخش‌های محروم‌تر می‌دهد.

اختلاف‌های در حال افزایش رفاه، درآمد و آشفتگی سیاسی که پیرامون جهان مشاهده می‌شود، از بهار عربی و بحران‌های در حال افزایش پناهندگان گرفته تا جنبش اشغال، به مثابه نوعی پارادوکس رشد برای کشورهای در حال توسعه است که مطالعات جهانی، نرخ‌های رشد رو به پیشرفتی برای اکثر این کشورها در قرن ۲۱ نشان می‌دهد (حکیمیان، ۲۰۱۱). در حالی که علت عمق این بحران‌ها را می‌توان ریشه در حس ناامیدی و احساسات عمیق بی‌عدالتی و نابرابری دانست (استگلیتز،

[1]. Stiglitz (2016)
[2]. Hakimian (2011)
[3]. Ali (2007)

۲۰۱۶). اما آن‌چه اهمیت دارد این است که تقلیل بررسی تحولات توسعه‌ای جامعه به ردگیری تحولات رشد، درک دقیقی از آن‌چه در این کشورها در حال رخ دادن بوده و آن تحولی که شهروندان این جوامع در زندگی خود تجربه می‌کردند ارائه نمی‌دهد (رجب پور، ۲۰۲۰). تایید این مطلب را شاید بتوان در مطالعه صندوق بین‌المللی پول مشاهده کرد که علیرغم این‌که نشان می‌دهد در افق‌های بلندمدت، رابطه قوی بین رشد و توزیع درآمد برابر وجود دارد با این حال کاهش نابرابری و حفظ توزیع برابر می‌تواند دو روی یک سکه باشند (برگ و استری[1]، ۲۰۱۱) خود این مطلب گواه کاستی‌های شاخص رشد در بیان تحولات اجتماعی و مفهوم توسعه است.

از این رو، یافته‌های مطالعات فوق و بررسی تجارب توسعه در دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که توسعه فقط رشد اقتصادی نیست، بلکه توسعه دلالت بر بهبود همه‌ی عرصه‌های زندگی دارد. از سوی دیگر در باب مساله عدالت ما با پیچیدگی‌های به مراتب بیشتری روبه رو هستیم زیرا موضوع عدالت هم رفتار اجتماعی فرد است و هم ساختار و کارکرد نهادهای اجتماعی و هم وضعیت نهایی توزیع ثروت، قدرت و منزلت (مومنی،۲۰۱۱: ۴۲۷) و از طرفی ساحت‌های عدالت می‌تواند اقتصاد، سیاست، روابط اجتماعی، قانون، قضاوت و حتی روابط بین‌المللی در نظر گرفته شود. عدالت به لحاظ ماهوی نیز مورد توجه نظریه‌پردازان قرار گرفته و آن را به مثابه‌ی اعطای حقوق، مراعات شایستگی‌ها، نبود تبعیض، وجود توازن اجتماعی، رعایت بی‌طرفی و عاقبت نیل به وضعیت بایسته، در نظر گرفته‌اند. همچنین برای عدالت مبانی متعددی نیز در نظر گرفته شده که از حقانیت ذاتی تا احساس‌گرایی از خواست خداوند تا طبیعت‌گرایی، از تاریخ‌گرایی تا عمل‌گرایی و سرانجام از کثرت‌گرایی اخلاقی تا قراردادگرایی را شامل می‌شود (توسلی، ۱۹۹۶).

تعاریف عملیاتی از عدالت به طور عمده در دو قالب ارائه شده است که از آن‌ها با عناوین عدالت رویه‌ای و عدالت توزیعی نام برده می‌شود. عدالت توزیعی به لحاظ تاریخی ریشه در آرای ارسطو داشته است که در این دیدگاه اصول مربوط به تخصیص و توزیع در درجه نخست باید بر مبنای ارزش‌های فردی و سپس مساوات سامان یابد و مهم‌ترین ملاک و ضابطه برای توزیع منابع جامعه، شایستگی و لیاقت در نظر گرفته می‌شود (رفیع پور، ۱۹۹۱: ۴۴). در حالی که عدالت رویه‌ای تحت تاثیر اندیشه‌های افلاطون قرار دارد که رویکردی جمع‌گرا به عدالت اجتماعی را ارائه می‌دهد، عدالت توزیعی به انتظام دقیق امکانات و مواهب جامعه، مانند ثروت، قدرت، درآمد، و فرصت بین افراد و شهروندان می‌پردازد. نظریه‌های عدالت توزیعی به دنبال پاسخ به سوال، کدام کالاها باید

[1]. Berg & Ostry (2011)

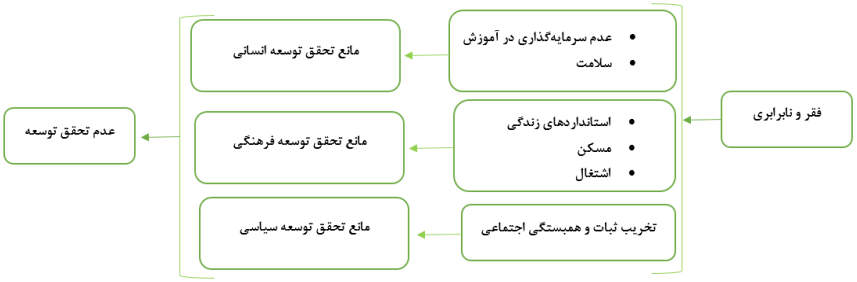
توزیع شود؟ این کالاها بین کدام گروه‌ها باید توزیع شود؟ و توزیع دقیق این کالاها چگونه باید باشد؟ است. لیکن نظریه‌های عدالت توزیعی اغلب به این پرسش که چه کسی حق اجرای یک مطلوب مشخص را دارد، یعنی چه کسی باید مجری عدالت توزیعی باشد، پاسخ نمی‌دهد.

چگونگی توزیع درآمد، میزان فقر و نابرابری در جامعه یکی از مظاهر چگونگی برخورد جامعه با موضوع عدالت توزیعی است و نتیجه حاصل از این توزیع تاثیر اساسی بر عملکرد کنونی و آتی جامعه در زمینه اقتصادی، اجتماعی و امنیتی دارد. از این رو، مکاتب عدالت توزیعی را از نظر مفهوم عدالت به سه دسته کلی می‌توان تقسیم کرد: در برخی مکاتب، نظریه برابری عدالت به معنای برابری و یکسانی آورده شده است و از همین رو هرگونه اختلاف و تفاوت در درآمد افراد جامعه به معنی نابرابری و بی‌عدالتی در نظر گرفته می‌شود. دسته دوم، عدالت به معنای برابری نیست و بخشی از نابرابری‌ها، که هنوز معیار و شاخصی برای اندازه‌گیری و تعیین آن معرفی نشده است، به مفهوم بی‌عدالتی نیست، ولی عین عدالت است و نبود آن در بین افراد جامعه به معنی نوعی بی‌عدالتی است. نظریه شایستگی، مشارکت و انصاف و نیز نظریه مارکسیسم از جمله نظریه‌هایی است که بر این مفهوم از عدالت تکیه دارد. در این نظریه‌ها وجود حد مشخصی از تفاوت بین افراد جامعه در برخورداری از مواهب و امکانات جامعه بی‌عدالتی خوانده نمی‌شود. البته باید توجه داشت که نابرابری نفی نمی‌شود و فقط زمانی که نابرابری از یک حد خاص بیشتر شود، آن نابرابری را نشانه‌ای از وجود بی‌عدالتی می‌شمرند. در دسته سوم، یعنی نظریه نیاز، مانند طرفداران نظریه‌های شایستگی، انصاف و مشارکت به موضوع عدالت در توزیع درآمد و سایر امکانات و مواهب جامعه نگاه می‌کند. این گرایش هر تفاوت و نابرابری را با بی‌عدالتی متناظر نمی‌داند. تفاوت دیدگاه این دو نحوه فکری به منشأ فکری و به منشأ ایجاد این نابرابری در توزیع درآمد باز می‌گردد که در مکتب نیاز ناشی از تفاوت افراد جامعه در نیاز به مبالغ تفاوت درآمد یا امکانات و مواهب دیگر برای تامین خواسته‌هاست. برداشت و تفسیر نیاز در بین پیروان این نظریه متفاوت است. برخی تامین حداقل نیازها و برخی تامین حداکثر نیازها را مد نظر دارند. طرفداران تفسیر حداقل در مکتب نیاز افرادی هستند که به تامین حداقل نیاز افراد جامعه به خوراک، پوشاک، سرپناه و ... اعتقاد دارند. این گروه به نوبه خود به دو دسته تقسیم می‌شوند که دسته نخست به برابری و یکسانی در سطح حداقل برای همه افراد جامعه اعتقاد دارد. دسته دوم طرفدار تفاوت این سطح حداقل برای افراد دارای شرایط مختلف است. هر یک از این الگوهای سه‌گانه توزیع درآمد، به مثابه ابزار تحقق عدالت در توزیع این کالای اجتماعی کمیاب، نتایج خاص خود

را به دست داده و برای شرایط خاصی از جامعه مناسب‌ترند (ابوالفتحی، ۲۰۱۱: ۵۱-۴۳).

افق بحثی که از این زاویه پدیدار می‌شود چگونگی برقراری رابطه عدالت اقتصادی و توسعه را نیز مشخص می‌سازد. هرچند که توسعه عادلانه تعریف یکسانی نداشته و معادل‌های گوناگونی در ادبیات موضوع می‌توان برای آن سراغ گرفت[۱]، با این وجود این توسعه به طور کل درباره بهبود استاندارد زندگی همه بخش‌های جامعه است. به بیانی دیگر، رشد اقتصادی، سرعت یکسان تغییر اقتصادی برای تمامی افراد جامعه به ویژه بخش‌های محروم و به حاشیه رانده شده را تضمین نکرده و این یکسان انگاری بهبود رفاه اجتماعی با رشد اقتصادی، غفلتی مهم در لزوم بهبود وضعیت «به حاشیه رانده شده‌ها» در فرآیند توسعه به وجود می‌آورد (استراتژی، ۲۰۰۸).

همان‌طور که نمودار (۱) نشان می‌دهد فقر و نابرابری باعث می‌شود که افراد کم‌توان‌تر جامعه نتوانند درآموزش سرمایه‌گذاری کنند و یا از شرایط سلامت مناسبی برخوردار شوند که این امر در بلندمدت مانع تحقق توسعه انسانی در جامعه می‌شود. همچنین عدم برخورداری از استانداردهای زندگی این افراد مانع تحقق توسعه فرهنگی در جامعه شده و از سوی دیگر این فقر باعث تخریب ثبات و همبستگی اجتماعی می‌شود، آن‌گاه شاهد عدم تحقق توسعه سیاسی در جامعه خواهیم بود. از این رو می‌توان گفت بین فقر و توسعه نیافتگی رابطه مستقیمی وجود دارد.




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**نمودار ۱: تاثیر فقر و نابرابری بر تداوم توسعه نیافتگی**

با وجود تفاوت‌های نظری در خصوص عدالت، لیکن این اتفاق نظر وجود دارد که عدالت به نوعی کاستن نابرابری میان افراد جامعه و از بین بردن جلوه‌های عریان فقر است و از نظر میردال فقر و روند فزاینده‌ی آن، کوهی عظیم از مشکلات و موانع به وجود می‌آورد در نتیجه به عنوان شرط لازم در تسریع توسعه، معکوس کردن این روند و فراهم کردن برابری بیشتر فوریت دارد (میردال،

---

[۱]. مفاهیم مختلفی را می‌توان معادل توسعه عادلانه دانست، مفهومی نظیر:
(Fair Development, Equal Development, Egalitarian Development, Inclusive Development)

۱۸۵۵: ۷۸). به عبارت دیگر هرگونه کوشش برای بهبود وضع فقرا از یک سو باید بر یک استراتژی بنیادی توزیع مجدد درآمد و ثروت بر محور توزیع دارایی‌های مولد استوار باشد و از سوی دیگر می‌باید به مثابه‌ی یک جزء جدایی‌ناپذیر از کلیت برنامه توسعه ملی در نظر گرفته شود (مؤمنی، ۲۰۱۷). طبق تعریف توسعه عادلانه در اینجا، مسئله فقر را محرومیتِ فقرا، محرومین، اقلیت‌ها و گروه‌های به حاشیه رانده شده از دسترسی عادلانه به وجوه مختلف زندگی با کیفیت و با رفاه معرفی کرده و توجه به فقر چندبعدی را در کانون تعریف توسعه عادلانه قرار می‌دهد.

## ۳- مروری بر مطالعات تجربی

طی سال‌های اخیر، محاسبه فقر چند بعدی به روش آلکایر و فاستر زمینه پژوهش برای بسیاری از مطالعات بوده است که برخی از این مطالعات در جدول (۱) و (۲) خلاصه شده است.

### ۳-۱- مطالعات خارجی

در جدول (۱) برخی از مطالعات منتخب که با روش آلکایر و فاستر، فقر چند بعدی را محاسبه کرده‌اند، به طور خلاصه بیان شده است.

**جدول ۱: مطالعات انجام شده خارجی**

| مطالعه | اهم نتایج |
|---|---|
| سانتوس[1] (۲۰۱۸) | در ۱۷ کشور آمریکای لاتین به بررسی و محاسبه شاخص فقر چند بعدی به شیوه آلکایر و فاستر پرداخته‌اند. این شاخص شامل سیزده متغیر است که درون پنج بعد گروه‌بندی شده‌اند. در این پژوهش برای همه نماگرها وزن مساوی ۷/۴ ٪ در نظر گرفته شده است به جز درآمد و حمایت‌های اجتماعی که به ترتیب وزن ۱۴/۸ ٪ و ۳/۴ ٪ در نظر گرفته شده است. این مطالعه نشان می‌دهد که فقر در سال ۲۰۱۲ نسبت به سال ۲۰۰۵ کاهش یافته است همچنین نتایج نشان می‌دهد که فقیرترین کشورهای آمریکای مرکزی گواتمالا، هندوراس و نیکاراگوئه هستند و کم‌ترین فقر در سه کشور جنوب شرقی اروگوئه، آرژانتین و شیلی مشاهده شده است. |
| ناتن و رولن[2] (۲۰۱۲) | با استفاده از داده‌های پایگاه EU-SILC برای کودکان کشورهای انگلیس، آلمان، فرانسه و هلند در سال ۲۰۰۷ به محاسبه شاخص فقر چندبعدی و نسبت سرشمار تعدیل[3] شده پرداخته‌اند. در این مطالعه چهار بعد و ۱۲ شاخص با وزن‌های مساوی در نظر گرفته‌اند، بر اساس نتایج این مطالعه ۵۷ درصد از کودکان هلندی با حد ثانی[4] ۱ فقیر محسوب شده‌اند (حداقل در یک شاخص محروم بوده‌اند) و ۲۸ درصد از آن‌ها با حد ثانی ۲ فقیر محسوب شده‌اند. در انگلیس، فرانسه و آلمان بین ۶۵ تا ۶۹ درصد از کودکان حداقل در یک شاخص محروم بوده‌اند. و میزان فقر برای حداقل ۲ شاخص در این سه کشور بین ۴۰ تا ۴۲ درصد متغیر است. |
| جیانتویو[5] (۲۰۱۱) | با استفاده از داده‌های وزارت بهداشت و تغذیه چین طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۰ به بررسی فقر چند بعدی در چین پرداخته‌اند. در این مطالعه پنج بعد درآمد، آموزش، سلامت، امنیت و استانداردهای سطح زندگی را بکار گرفته‌اند و نتایج بدست آمده نشان داد که سطح فقر چند بعدی با افزایش رشد اقتصادی در چین کاهش یافته است. نرخ سرشمار فقر چند بعدی در مناطق روستایی ۱/۴ تا ۱/۵ برابر مناطق شهری است و همچنین نشان می‌دهد تا قبل از سال ۲۰۰۶ عامل اصلی فقر محرومیت از تامین اجتماعی بوده است که طی سال‌های مورد مطالعه کاهش یافته است. |

**ماخذ:** مطالعات تحقیق

[1]. Santos (2018)
[2]. Notten & Roelen (2012)
[3]. Adjusted Head Count Ratio
[4]. در روش آلکایر و فوستر برای شناسایی فقرا یک حد ثانی (k) مورد استفاده قرار می‌گیرد که برای $0 < k < 1$ تابع شناسایی $\rho_k$ تعریف می‌شود.
[5]. Yu (2011)

## ۳-۲- مطالعات داخلی

از آن‌جا که در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه انجام شده است از این‌رو در جدول (۲) مطالعات داخلی در خصوص فقر چند بعدی مورد بررسی قرار گرفته است.

**جدول ۲: مطالعات انجام شده داخلی**

| مطالعه | اهم نتایج |
|---|---|
| ضرغامی (۲۰۱۷) | در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود به محاسبه فقر چندبعدی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ به روش استاندارد (دادن اوزان مساوی به هر بعد) و پرسشنامه (تعیین اوزان با پرسش از متخصصان) پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از روند صعودی فقر چندبعدی و درآمدی در این بازه یازده ساله است. همچنین وی نشان می‌دهد که سهم بعد درآمد از شاخص فقر چندبعدی در طول دوران یازده ساله نسبت به سهم بقیه ابعاد بیشتر شده است که وی بعد درآمد را با معیارهای میزان کالری مصرفی و میزان پروتئین مصرفی اندازه‌گیری کرده است. |
| دادگر و همکاران (۲۰۲۰) | به بررسی فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۸۵تا ۱۳۹۷ در استان‌های ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی پرداخته‌اند. نتایج تفکیکی استان‌ها برای مناطق شهری نشان می‌دهد که حدود ۱۷ درصد ساکنان شهرها در استان سیستان و بلوچستان دارای فقر چند بعدی هستند. پس از سیستان و بلوچستان که در درجه بالای فقر قرار دارند، استان‌های آذربایجان غربی با ۱۲ درصد، یزد و کرمان هریک با اندکی کم‌تر از ۱۰ درصد قرار دارند. در مناطق روستایی، حدود ۶۰ درصد ساکنان روستاها در استان سیستان و بلوچستان دارای فقر چند بعدی هستند. بعد از سیستان و بلوچستان که درجه فقر بالایی دارد، خراسان جنوبی و کرمان هر یک با ۳۶ و ۳۲ درصد قرار دارند. |
| جلالی (۲۰۱۹) | به بررسی شاخص فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۱ در جامعه شهری ایران پرداخته است. در این بررسی، برای محاسبه شاخص فقر چند بعدی شش شاخص امکانات زندگی، میزان سواد، ساختمان محل زندگی، تغذیه، اشتغال و بیمه خدمات درمانی در نظر گرفته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد شاخص فقر چند بعدی در دوره زمانی مورد بررسی کاهش داشته است؛ همچنین، با بررسی نتایج تجزیه شاخص در شهرهای کوچک، خانوارهای با سرپرست زن و خانوارهای پر جمعیت میزان فقر بیشتر و در خانوارهایی با وضعیت فعالیت صنعتی میزان فقر کمتری مشاهده شده است. به علاوه، این شاخص در طول زمان و در گروه‌های کم درآمد افزایش داشته است. |
| فطرس و قدسی (۲۰۱۴ و ۲۰۱۶) | در مطالعه سال ۱۳۹۳، تنها روش شناسی الکایر و فاستر را تشریح کرده‌اند بدون آن‌که فقر را محاسبه نمایند. در مطالعه دیگری در سال ۱۳۹۶ به بررسی فقر چندبعدی در سه بعد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ پرداخته و عملکرد برنامه‌های پنج ساله توسعه را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که میزان فقر چند بعدی ایران طی سال‌های مورد مطالعه کاهش یافته است و به طور کلی برنامه‌های توسعه سبب کاهش فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ شده است. |

**ماخذ:** مطالعات تحقیق

بر خلاف روش آلکایر و فاستر (۲۰۱۱) که تنها سه بعد آموزش، بهداشت و استاندارد زندگی را با اوزان مساوی بر محاسبه فقر چند بعدی در نظر می‌گرفت، در این مطالعه با توجه به اطلاعات موجود در بودجه خانوار، ۵ بعد (به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی در نظر گرفته شده است) که طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ محاسبه شده است. هیچ مطالعه داخلی تاکنون با این وسعت زمانی و با استفاده از این شاخص‌ها و ابعاد به محاسبه شاخص فقر چند بعدی در ایران نپرداخته است.

## ۴- روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای محاسبه فقر چندبعدی از روش آلکایر و فاستر (۲۰۱۵) استفاده شده است که نشان دهنده محرومیت افراد جامعه در قابلیت‌های اولیه انسانی است و الگوی متفاوتی از فقر درآمدی ارائه می‌کند. یکی از مزیت‌های این روش این است که مفهوم فقر را به وسیله توزیع مشترک محرومیت‌ها بیان می‌کند و به ویژه برای گزارش پیشرفت سیاست‌های کاهش فقر و مقایسه عملکردهای اقتصادی و اجتماعی کاربرد دارد و بسیار انعطاف‌پذیر است و به بسیاری از داده‌ها و ابعاد قابل انطباق است. همچنین انتخاب شاخص‌ها و معیارهای هر بعد باید متناسب و سازگار با شرایط اقتصادی هر کشور و همچنین دسترسی به اطلاعات باشد. در روش آلکایر و فاستر پس از شناسایی افراد فقیر با استفاده از دو آستانه محرومیت و فقر، وسعت و شدت فقر نیز محاسبه می‌شود. در این روش شاخص فقر چندبعدی، افراد فقیر را با استفاده از آستانه‌های محرومیت و فقر شناسایی کرده که شامل سه بعد سلامت، آموزش و استاندارد زندگی است و هر بعد شامل چند معیار است.

شاخص فقر چند بعدی آلکایر و فاستر (AF) در دو مرحله، افراد فقیر را با استفاده از آستانه محرومیت[1] و فقر شناسایی می‌کند. مرحله اول شناسایی[2] افراد فقیر، که با استفاده از آستانه‌های محرومیت افراد محروم هر بعدی شناخته می‌شوند. در این روش فرض می‌شود دستیابی‌های افراد جامعه مورد بررسی به شکل یک ماتریس (دسترسی)[3] $X^{n,d} = \lfloor x_{ij} \rfloor$ است که $x_{ij}$ دسترسی فرد i در نماگر j را نشان می‌دهد که در آن جامعه‌ای با $n$ عضو (خانوار) و $d \geq 2$ تعداد نماگرهای مورد نظر شاخص فقر چندبعدی می‌باشد (آلکایر، ۲۰۰۸). برای هر یک از ابعاد یک آستانه محرومیت به صورت $Z_j$ در نظر گرفته می‌شود به طوری که $Z_j \geq 0$ و نشان‌دهنده سطح آستانه محرومیت در نماگر $j$ام است که به صورت بردار سطری $z = (z_1, \dots, z_d)$ نشان داده می‌شود.

بردار سطری $w = (w_1, \dots, w_d)$ نشان‌دهنده بردار وزنی نماگرها می‌باشد که $w_j \geq 0$ نشان‌دهنده وزن نماگر $j$ام است به طوری که $\sum_{j=1}^{d} w_j = 1$ می‌باشد (آلکایر، ۲۰۱۳). از طرفی بردار وزنی نشان‌دهنده اهمیت نسبی هر یک از نماگرها است. اگر نماگرها اهمیت یکسانی داشته باشند وزن یکسانی به آن‌ها تعلق می‌گیرد و اگر برای تعیین افراد فقیر نماگری دارای اهمیت بیشتری باشد وزن بیشتری به خود اختصاص می‌دهد.

---

1. Deprivation Cutoffs
2. Identification
3. Achievement Matrix

با استفاده از ماتریس دسترسی و آستانه‌های بردار محرومیت $Z$، یک ماتریس محرومیت[1] $g^0 = [g_{ij}^0]$ تعریف می‌شود. در این ماتریس $g_{ij}^0 = 0$ اگر $x_{ij} \geq z_j$ در غیر این صورت $g_{ij}^0 = w_j$، به عبارتی $g^0$ یک ماتریس $n \times d$ است که نشان‌دهنده افراد محروم در هر نماگر است. از این ماتریس بردار ستونی جمع وزنی محرومیت‌ها $c = [c_i]$ بدست می‌آید که $c_i = \sum_{j=1}^{d} g_{ij}^0$ و $0 \leq c_i \leq 1$ که $c_i$ تعداد وزن‌های محرومیت‌هایی است که فرد $i$ تجربه می‌کند، $c_i$ را می‌توان بردار محرومیت فرد $i$ تعریف کرد که بدین صورت فرمول‌بندی می‌شود:

$c_i = \sum_{j=1}^{d} w_j$ که در آن $I_j = 1$ اگر خانوار در نماگر j محروم باشد و در غیر این صورت $I_j = 0$ است $\sum_{j=1}^{d} w_j = 1$.

### ۴-۱- گام شناسایی

پس از تعیین میزان محرومیت افراد، شناسایی افراد فقیر با استفاده از آستانه فقر $k$ - که $0 < k \leq 1$ نسبت محرومیت‌های وزنی مورد نیاز برای این است که به لحاظ فقر چندبعدی فرد فقیر در نظر گرفته شود- و تابع شناسایی $p_k(x_i, z)$ صورت می‌گیرد.

$$\begin{cases} p_k(x_i, z) = 1 & if\ c_i \geq k \rightarrow \text{فرد i فقیر است} \\ p_k(x_i, z) = o & if\ c_i < k \rightarrow \text{فرد i فقیر نیست} \end{cases} \quad (۱)$$

اگر فرد $(i)$ فقیر باشد تابع شناسایی طبق رابطه (۱) برابر یک و اگر شخصی فقیر نباشد تابع شناسایی صفر خواهد بود.

در مرحله شناسایی افراد غیر فقیر حذف می‌شوند، پس از شناسایی افراد فقیر برای محاسبه شاخص فقر از ماتریس سانسور شده[2] $g^0(k) = [g_{ij}^0(k)]$ استفاده می‌شود که در آن

$$\begin{cases} g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0 & if\ c_i \geq k \\ g_{ij}^0(k) = 0 & if\ c_i < k \end{cases} \quad (۲)$$

ماتریس محرومیت سانسور شده $g^0(k)$ را می‌توان با استفاده از تابع شناسایی و ماتریس محرومیت $g^0$ و براساس رابطه $g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0 \times p_k(x_i, z)$ تعریف کرد. بنابراین اگر فردی فقیر باشد و

[1]. Deprivation Matrix
[2]. Censored Matrix

تابع شناسایی وی برابر با $p_{k(x_i,z)} = 1$ باشد وضعیت محرومیت وی بدون تغییر باقی می‌ماند و اطلاعات محرومیت وی حفظ می‌شود و در صورتی که فردی فقیر نباشد با شناسایی $p_{k(x_i,z)} = 0$ اطلاعات وی با صفر جایگزین می‌شود.

پس از این مرحله می‌توان بردار ستونی نمره محرومیت‌های سانسور شده $c(k) = [c_i(k)]$ را تشکیل داد که عبارت است از: (آلکایر، ۲۰۱۳)

$$\begin{cases} 0 \le c_i(k) \le 1 & if \quad c_i(k) = c_i \\ c_i(k) = o & if \quad c_i < k \end{cases} \qquad (۳)$$

**۴-۲- گام تجمیع**

پس از شناسایی افراد فقیر و تشکیل ماتریس محرومیت سانسور شده، می‌توان در میان افراد شناسایی شده، میانگین گرفته و سنجه تجمیع[1] $M_\alpha$ را با توجه به ماتریس سانسور شده $g^\alpha(k)$ به دست آورد:

$$M_\alpha(x;z) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{d} g_{ij}^{\alpha}(k) \quad s.t\ \alpha \ge 0 \qquad (۴)$$

زمانی که $\alpha = 0$ است سنجه $M_0$ نسبت سرشمار تعدیل شده[2] گفته می‌شود در واقع $M_0$ از دو شاخص شدت فقر[3] $(A)$ و نسبت سرشمار چندبعدی $(H)$[4] تشکیل شده است. یعنی $M_0 = H \times A$ که نسبت سرشمار چند بعدی $(H)$ به صورت نسبت افراد فقیر به کل تعریف می‌شود و می‌توان آن را از رابطه زیر به دست آورد:

$$H = \frac{q}{n} \qquad (۵)$$

که در این رابطه $q(k)$ تعداد افرادی است که بر اساس آستانه $k$ به لحاظ چند بعدی فقیر محسوب شده‌اند و n جمعیت کل است. شدت فقر A، میانگین میزان محرومیت است که افراد فقیر تجربه می‌کنند که به صورت زیر بیان می‌شود (آلکایر، ۲۰۱۳):

---

1. Aggregation Measure
2. Adjusted Head Count Ratio
3. Breadth of Poverty
4. Multidimensional Head Count Ratio

$$A = \frac{\sum_{i=1}^{n} c_i(k)}{q(k)} \quad (۶)$$

که در این رابطه $c_i\ (k)$ میزان محرومیت پنهانی فرد $i$ و $q$ تعداد افراد فقیر است که در این صورت شاخص فقر چند بعدی از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$PI = M_{.} = H \times A = \frac{q}{n} \times \frac{1}{q} \sum_{i=1}^{n} c_i\ (k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} c_i\ (k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{d} w_j\ g_{ij}^{0} \quad (۷)$$

که بر اساس این رابطه شاخص فقر چند بعدی حاوی اطلاعاتی است که وسعت و شدت فقر را نشان می‌دهد.

یکی از ویژگی‌های مهم شاخص فقر چند بعدی این است که می‌توان آن را برای گروه‌ها یا مناطق مختلف جامعه محاسبه کرد، برای مثال اگر دو منطقه شهری و روستایی داشته باشیم:

$$MPI_{country} = \frac{n_u}{n} MPI_u + \frac{n_r}{n} MPI_r \quad (۸)$$

که درآن $u$[1] نشان دهنده جمعیت شهری، $r$[2] نماد جمعیت روستایی و $\frac{n_u}{n}$ نسبت جمعیت نواحی شهری به کل جمعیت و به طور مشابه $\frac{n_r}{n}$ نسبت جمعیت نواحی روستایی به کل جمعیت است (آلکایر و فوستر، ۲۰۱۱: ۴۸۰). در حقیقت $n_r + n_u = n$ و $MPI_{country}$ نشان دهنده شاخص فقر چند بعدی برای کل کشور، $MPI_u$ نشان‌دهنده شاخص چند بعدی فقر در مناطق شهری، و $MPI_r$ نشان‌دهنده شاخص فقر چند بعدی در مناطق روستایی است.

## ۵- سنجش مدل و ارائه نتایج

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش داده‌های خام طرح آمارگیری از ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار است که توسط مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ بر پایه اطلاعات شهری و روستایی جمع‌آوری شده است. همچنین حجم نمونه‌ها در سال‌های مختلف یکسان نیست و در محاسبه شاخص آلکایر و فاستر خانوارهایی که فاقد تمامی اطلاعات در تمامی ابعاد بودند حذف شدند. خوشبختانه داده‌های پرسشنامه طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران قابلیت محاسبه تمامی ابعاد را دارد و فقط در بعد سلامت باید از

[1]. Urban
[2]. Rural

معیارهای جایگزین استفاده کرد. برخلاف روش آلکایر و فاستر (۲۰۱۱) که تنها سه بعد آموزش، بهداشت و استاندارد زندگی را برای محاسبه فقر چند بعدی در نظر گرفت، در این پژوهش از یازده شاخص در قالب پنج بعد استفاده شده است که عبارتند از:

۱. آموزش: شامل دو شاخص- وضعیت سواد سرپرست خانواده و رفتن به مدرسه کودکان ۶ تا ۱۶ ساله
۲. سلامت خانوار: شامل شاخص وضعیت بیمه خانوار
۳. اشتغال: شامل شاخص وضعیت شاغل بودن سرپرست خانوار
۴. مسکن: شامل دو شاخص تراکم جمعیت و نوع مصالح ساختمانی
۵. استاندارد زندگی: شامل پنج شاخص- دسترسی به برق، دسترسی به آب سالم، دسترسی به سیستم تخلیه فاضلاب، سوخت برای پخت و پز و مالکیت دارایی.

جدول (۳)، جزئیات ابعاد، زیر شاخص‌ها و وزن‌های مربوط به هریک از آن‌ها را که در محاسبه شاخص فقر چند بعدی ایران در نظر گرفته شدند نشان می‌دهد.

**جدول ۳: ابعاد، شاخص‌ها، وزن‌ها و حدود محرومیت در MPI**

| ابعاد | زیرشاخص | محروم است اگر .... | وزن |
|---|---|---|---|
| آموزش ($\frac{1}{5}$) | سال‌های تحصیل<br>حضور فرزند در مدرسه | سرپرست خانوار ۵ کلاس تحصیل نداشته باشد.<br>حداقل یک کودک در سن تحصیل ۶ تا ۱۶ سال وجود داشته باشد که تحصیل نمی‌کند. | $\frac{1}{10}$<br>$\frac{1}{10}$ |
| سلامت ($\frac{1}{5}$) | بیمه درمانی | اعضای خانوار بیمه درمانی نداشته باشد. | $\frac{1}{5}$ |
| اشتغال ($\frac{1}{5}$) | شاغل بودن سرپرست خانوار | سرپرست خانوار بیکار باشد. | $\frac{1}{5}$ |
| مسکن ($\frac{1}{5}$) | سطح زیر بنا<br>نوع مصالح | سطح سرانه زیر بنا کمتر از ۱۶ مترمربع باشد.<br>مصالح بی‌دوام (جنس واحد مسکونی از خشت و چوب یا خشت و گل باشد). | $\frac{1}{10}$<br>$\frac{1}{10}$ |
| استاندارد زندگی ($\frac{1}{5}$) | برق<br>سیستم تخلیه فاضلاب<br>آب<br>سوخت پخت و پز<br>تملک دارایی | خانواری که برق نداشته باشد.<br>سیستم تحلیه فاضلاب ندارد و یا مشترک با خانوار دیگر است.<br>خانوار به آب آشامیدنی سالم دسترسی نداشته باشد.<br>سوخت پخت و پز چوب یا کربن باشد.<br>خانوار حداکثر یکی از دارایی‌های زیر را در تملک خود داشته باشد، رادیو، تلویزیون، تلفن، دوچرخه، موتور، یخچال را در تملک داشته باشد و ماشین یا کامیون نیز نداشته باشد. | $\frac{1}{50}$<br>$\frac{1}{50}$<br>$\frac{1}{50}$<br>$\frac{1}{50}$<br>$\frac{1}{50}$ |

**ماخذ:** مطالعات تحقیق

اندازه‌گیری شاخص فقر چندبعدی نیازمند انتخاب آستانه دوم $k$ می‌باشد زیرا با انتخاب این آستانه فقرای چند بعدی شناسایی می‌شوند و از آن‌جا که $0 \leq k \leq 1$ می‌تواند باشد، در این پژوهش

مرزی که برای شناسایی افراد فقیر در نظر گرفته شده است مطابق با روش آلکایر و فاستر (۲۰۱۱) برابر با ۰/۳۳ است.

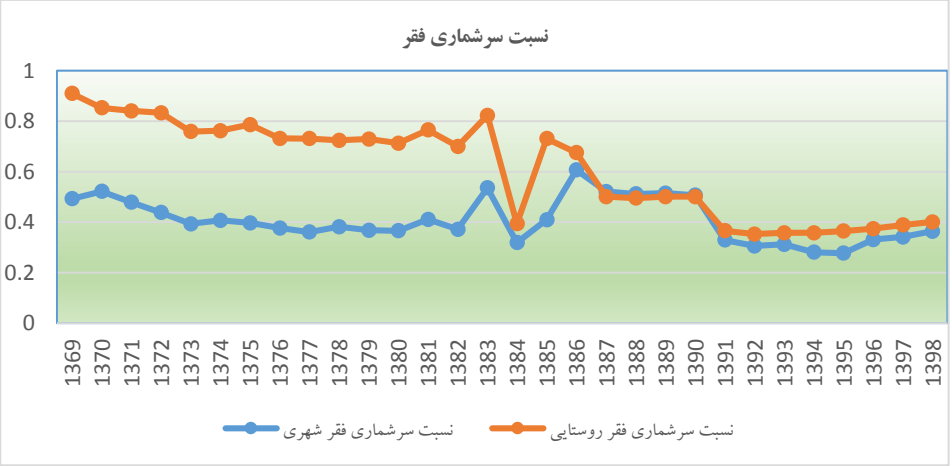
### ۵-۱- سرشمار فقر چندبعدی (H) جامعه شهری و روستایی

شاخص نسبت سرشمار چندبعدی، شدت فقر را نشان نمی‌دهد، بلکه این شاخص بیانگر درصد افرادی است که فقیر چند بعدی محسوب می‌شوند. با توجه به جدول (۴) و نمودار (۲)، تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که در مناطق روستایی نسبت سرشمار در سال‌های مورد بررسی به استثناء سال‌های ۸۳، ۸۵ و ۸۶ روندی کاهشی داشته است که اندازه آن از سال ۶۹ با رقم ۰/۹۱ به ۰/۳۷ در سال ۹۶ کاهش یافته است. در مجموع یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نسبت سرشمار چند بعدی در مناطق روستایی از نسبت سرشمار در مناطق شهری بیشتر است که این نتیجه بیانگر این است که در مناطق روستایی افراد فقیر بیشتری در مقایسه با مناطق شهری شناسایی شده‌اند. طی سال‌های ۸۷ تا ۹۰ این نسبت در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است که علت آن می‌تواند تورم‌های بالا و رکود اقتصادی و اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها و تحریم‌های اقتصادی باشد.

**جدول ۴: شاخص نسبت سرشمار فقر چندبعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

| سال | آستانه فقر $K = 0/3$ | | سال | آستانه فقر $K = 0/3$ | |
|---|---|---|---|---|---|
| | روستایی | شهری | | روستایی | شهری |
| ۱۳۶۸ | - | - | ۱۳۸۴ | ۰/۳۹۴ | ۰/۳۱۹ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۹۱۰ | ۰/۴۹۳ | ۱۳۸۵ | ۰/۷۳۱ | ۰/۴۱۰ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۸۵۳ | ۰/۵۲۲ | ۱۳۸۶ | ۰/۶۷۵ | ۰/۶۰۷ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۸۴۱ | ۰/۴۷۹ | ۱۳۸۷ | ۰/۵۰۱ | ۰/۵۲۱ |
| ۱۳۷۲ | ۰/۸۳۳ | ۰/۴۳۸ | ۱۳۸۸ | ۰/۴۹۵ | ۰/۵۱۲ |
| ۱۳۷۳ | ۰/۷۵۹ | ۰/۳۹۳ | ۱۳۸۹ | ۰/۵۰۱ | ۰/۵۱۵ |
| ۱۳۷۴ | ۰/۷۶۲ | ۰/۴۰۷ | ۱۳۹۰ | ۰/۵۰۱ | ۰/۵۰۷ |
| ۱۳۷۵ | ۰/۷۸۶ | ۰/۳۹۷ | ۱۳۹۱ | ۰/۳۶۶ | ۰/۳۲۹ |
| ۱۳۷۶ | ۰/۷۳۲ | ۰/۳۷۷ | ۱۳۹۲ | ۰/۳۵۳ | ۰/۳۰۶ |
| ۱۳۷۷ | ۰/۷۳۱ | ۰/۳۶۱ | ۱۳۹۳ | ۰/۳۵۸ | ۰/۳۱۲ |
| ۱۳۷۸ | ۰/۷۲۴ | ۰/۳۸۲ | ۱۳۹۴ | ۰/۳۵۸ | ۰/۲۸۱ |
| ۱۳۷۹ | ۰/۷۲۹ | ۰/۳۶۸ | ۱۳۹۵ | ۰/۳۶۵ | ۰/۲۷۷ |
| ۱۳۸۰ | ۰/۷۱۳ | ۰/۳۶۶ | ۱۳۹۶ | ۰/۳۷۴ | ۰/۳۳۱ |
| ۱۳۸۱ | ۰/۷۶۵ | ۰/۴۱۱ | ۱۳۹۷ | ۰/۳۸۹ | ۰/۳۴۱ |
| ۱۳۸۲ | ۰/۷۰۰ | ۰/۳۷۲ | ۱۳۹۸ | ۰/۴۰۱ | ۰/۳۶۴ |
| ۱۳۸۳ | ۰/۸۲۳ | ۰/۵۳۶ | | | |

**ماخذ:** محاسبات تحقیق




**ماخذ:** محاسبات تحقیق

**نمودار ۲: شاخص نسبت سرشمار فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

## ۵-۲- تحلیل نتایج شدت فقر چندبعدی (A)

جدول (۵) و نمودار (۳) شدت فقر چندبعدی را در مناطق شهری و روستایی در سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۸ نشان می‌دهد. شاخص نسبت سرشمار، شدت فقر را نشان نمی‌دهد، به پیشنهاد آلکایر و فاستر شاخص شدت فقر از طریق محاسبه میانگین شدت فقر برای فقرا محاسبه می‌شود. شایان ذکر است این شاخص نیز وسعت فقر را نشان نمی‌دهد. فقط بیانگر عمق فقر در جوامع است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود شدت فقر در مناطق روستایی به استثنای سال‌های ۸۷، ۸۸ و ۸۹ از مناطق شهری بیشتر است که بیانگر این است که افراد در ابعاد بیشتری محروم هستند. بررسی روند شدت فقر در مناطق روستایی نشان می‌دهد که شدت فقر از ۰/۵۳ در سال ۱۳۶۹ به ۰/۴۹ در سال ۱۳۹۸ رسیده است.

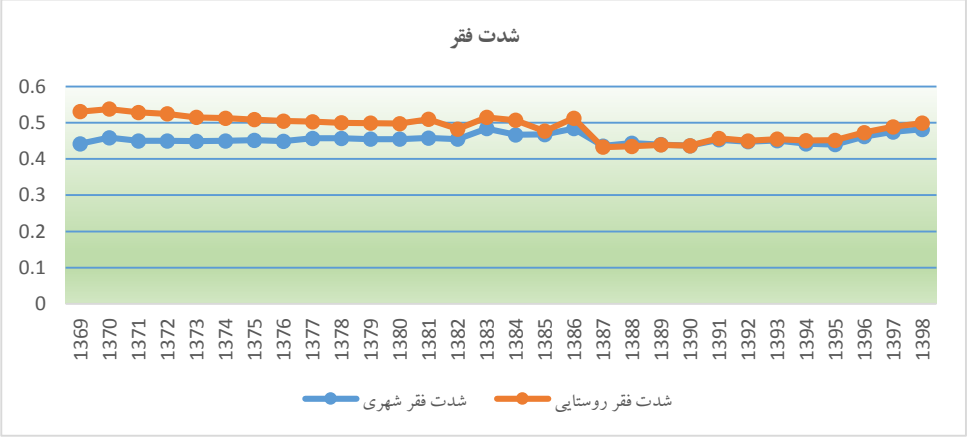
## ۵-۳- شاخص فقر چندبعدی (MPI) جامعه شهری و روستایی

هر کدام از دو شاخص نسبت سرشمار و شدت فقر معایبی را در نشان دادن فقر چند بعدی دارند. نسبت سرشمار به شدت فقر توجهی ندارد و همچنین شاخص شدت فقر، وسعت فقر را نشان نمی‌دهد. آلکایر و فاستر برای رفع عیب این دو شاخص، شاخص نسبت سرشمار تعدیل شده را که از حاصل ضرب این دو شاخص بدست می‌آید پیشنهاد کردند.

**جدول ۵: شدت فقر چندبعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

| سال | آستانه فقر $K = 0/3$ | | سال | آستانه فقر $K = 0/3$ | |
|---|---|---|---|---|---|
| | روستایی | شهری | | روستایی | شهری |
| ۱۳۶۸ | – | – | ۱۳۸۳ | ۰/۵۱۵ | ۰/۴۸۴ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۵۳۱ | ۰/۴۴۲ | ۱۳۸۴ | ۰/۵۰۷ | ۰/۴۶۷ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۵۳۸ | ۰/۴۵۹ | ۱۳۸۵ | ۰/۴۷۷ | ۰/۴۶۸ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۵۲۹ | ۰/۴۵۰ | ۱۳۸۶ | ۰/۵۱۳ | ۰/۴۸۴ |
| ۱۳۷۲ | ۰/۵۲۵ | ۰/۴۵۰ | ۱۳۸۷ | ۰/۴۳۳ | ۰/۴۳۶ |
| ۱۳۷۳ | ۰/۵۱۵ | ۰/۴۴۹ | ۱۳۸۸ | ۰/۴۳۵ | ۰/۴۴۴ |
| ۱۳۷۴ | ۰/۵۱۳ | ۰/۴۵۰ | ۱۳۸۹ | ۰/۴۳۹ | ۰/۴۴۰ |
| ۱۳۷۵ | ۰/۵۰۹ | ۰/۴۵۲ | ۱۳۹۰ | ۰/۴۳۷ | ۰/۴۳۷ |
| ۱۳۷۶ | ۰/۵۰۵ | ۰/۴۴۹ | ۱۳۹۱ | ۰/۴۵۷ | ۰/۴۵۳ |
| ۱۳۷۷ | ۰/۵۰۳ | ۰/۴۵۷ | ۱۳۹۲ | ۰/۴۵۰ | ۰/۴۴۸ |
| ۱۳۷۸ | ۰/۵۰۰ | ۰/۴۵۷ | ۱۳۹۳ | ۰/۴۵۵ | ۰/۴۵۱ |
| ۱۳۷۹ | ۰/۴۹۹ | ۰/۴۵۵ | ۱۳۹۴ | ۰/۴۵۱ | ۰/۴۴۲ |
| ۱۳۸۰ | ۰/۴۹۸ | ۰/۴۵۵ | ۱۳۹۵ | ۰/۴۵۲ | ۰/۴۴۰ |
| ۱۳۸۱ | ۰/۵۱۰ | ۰/۴۵۸ | ۱۳۹۶ | ۰/۴۷۳ | ۰/۴۶۲ |
| ۱۳۸۲ | ۰/۴۸۳ | ۰/۴۵۵ | ۱۳۹۷ | ۰/۴۸۹ | ۰/۴۷۵ |
| | | | ۱۳۹۸ | ۰/۴۹۹ | ۰/۴۸۲ |

**ماخذ:** محاسبات تحقیق




**ماخذ:** محاسبات تحقیق

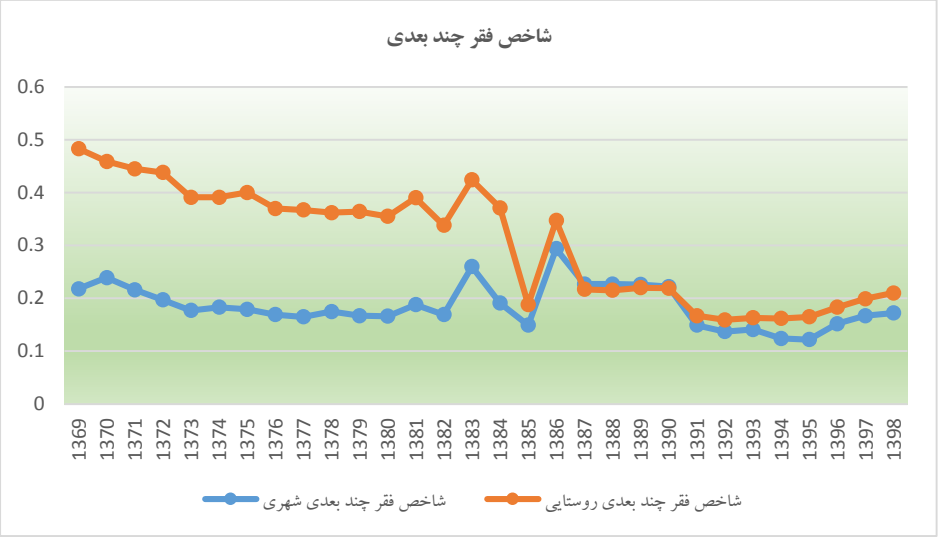
**نمودار ۳: شدت فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

جدول (۶) و نمودار (۴) سری زمانی شاخص فقر چند بعدی آلکایر و فاستر را نشان می‌دهد. روند این شاخص در مناطق روستایی طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۲ کاهشی بوده و از ۰/۴۸ در سال ۱۳۶۹ به ۰/۳۳ در سال ۱۳۸۲ رسیده است که این کاهش به منزله کاهش وسعت و شدت فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۶۹ در مناطق روستایی نیز است. از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ با یک روند نوسانی فقر روبرو هستیم که توجه به تحولات اقتصادی و سیاسی در ایران طی این سال‌ها تا حد زیادی می‌تواند روند نامنظم این نمودار را توجیه کند. از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ با کاهش نرخ فقر در مناطق روستایی مواجه بوده‌ایم. در خصوص خانوارهای شهری این شاخص در سال ۱۳۷۰ برابر ۰/۲۳۹ است که بالاترین میزان طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۲ است که بعد از آن طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۲ یک روند نوسانی را تجربه می‌کند. اما طی این سال‌ها این شاخص در سال ۱۳۸۲ برابر با ۰/۲۶۰ و در سال ۱۳۸۶ برابر با ۰/۲۹۴ است که بالاترین مقدار شاخص فقر چند بعدی طی سال‌های مورد مطالعه است که علت آن می‌تواند تورم‌های بالا و رکود اواخر دهه ۱۳۸۰ باشد. در سال ۱۳۹۶ شاهد یک افزایش در شاخص فقر چندبعدی هم برای خانوار شهری و هم روستایی هستیم که علت آن می‌تواند نوسانات نرخ ارز و تحریم اقتصادی باشد.

**جدول ۶: شاخص فقر چند بعدی آلکایر و فاستر در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

| سال | آستانه فقر K=0.3 | | سال | آستانه فقر K=0.3 | |
|---|---|---|---|---|---|
| | روستایی | شهری | | روستایی | شهری |
| ۱۳۶۸ | – | – | ۱۳۸۳ | ۰/۴۲۴ | ۰/۲۶۰ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۴۸۳ | ۰/۲۱۸ | ۱۳۸۴ | ۰/۳۷۱ | ۰/۱۹۱ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۴۵۹ | ۰/۲۳۹ | ۱۳۸۵ | ۰/۱۸۸ | ۰/۱۴۹ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۴۴۵ | ۰/۲۱۶ | ۱۳۸۶ | ۰/۳۴۷ | ۰/۲۹۴ |
| ۱۳۷۲ | ۰/۴۳۸ | ۰/۱۹۷ | ۱۳۸۷ | ۰/۲۱۷ | ۰/۲۲۷ |
| ۱۳۷۳ | ۰/۳۹۱ | ۰/۱۷۷ | ۱۳۸۸ | ۰/۲۱۵ | ۰/۲۲۷ |
| ۱۳۷۴ | ۰/۳۹۱ | ۰/۱۸۳ | ۱۳۸۹ | ۰/۲۲۰ | ۰/۲۲۶ |
| ۱۳۷۵ | ۰/۴۰۰ | ۰/۱۷۹ | ۱۳۹۰ | ۰/۲۱۹ | ۰/۲۲۲ |
| ۱۳۷۶ | ۰/۳۷۰ | ۰/۱۶۹ | ۱۳۹۱ | ۰/۱۶۷ | ۰/۱۴۹ |
| ۱۳۷۷ | ۰/۳۶۷ | ۰/۱۶۵ | ۱۳۹۲ | ۰/۱۵۹ | ۰/۱۳۷ |
| ۱۳۷۸ | ۰/۳۶۲ | ۰/۱۷۵ | ۱۳۹۳ | ۰/۱۶۳ | ۰/۱۴۱ |
| ۱۳۷۹ | ۰/۳۶۴ | ۰/۱۶۷ | ۱۳۹۴ | ۰/۱۶۲ | ۰/۱۲۴ |
| ۱۳۸۰ | ۰/۳۵۵ | ۰/۱۶۶ | ۱۳۹۵ | ۰/۱۶۵ | ۰/۱۲۲ |
| ۱۳۸۱ | ۰/۳۹۰ | ۰/۱۸۸ | ۱۳۹۶ | ۰/۱۸۳ | ۰/۱۵۲ |
| ۱۳۸۲ | ۰/۳۳۸ | ۰/۱۶۹ | ۱۳۹۷ | ۰/۱۹۹ | ۰/۱۶۷ |
| | | | ۱۳۹۸ | ۰/۲۱۰ | ۰/۱۷۲ |

**ماخذ:** محاسبات تحقیق




**ماخذ:** محاسبات تحقیق

**نمودار ۴: شاخص فقر چندبعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹**

## ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

امروزه شاخص فقر چندبعدی در بانک داده‌های جهانی به عنوان یک شاخص توسعه گزارش می‌شود که از این رو این شاخص می‌تواند برای سیاست‌گذار در مقایسه‌های بین کشور ایران و سایر کشورها راهگشا باشد. این پژوهش با استفاده از داده‌های هزینه درآمد خانوار نشان می‌دهد که میزان فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۹ کاهش یافته است که البته شدت این کاهش در مناطق روستایی بیشتر می‌باشد و این کاهش به سبب امکانات و تسهیلات زندگی است که برای خانوارهای روستایی فراهم شده است؛ لیکن در سال ۱۳۹۶ شاهد یک افزایش در شاخص فقر چندبعدی هم برای خانوار شهری و روستایی هستیم که علت آن می‌تواند نوسانات نرخ ارز و تحریم اقتصادی باشد. بررسی شاخص فقر چند بعدی نشان می‌دهد که فقر فقط وابسته به درآمد نیست بلکه میزان برخورداری عادلانه افراد جامعه از آموزش، مسکن، اشتغال و میزان تسهیلات و امکانات رفاهی در فقیر بودن یا فقیر نبودن افراد جامعه موثر است. از این رو در سیاست‌های اقتصادی به جای افزایش درآمد خانوارها از طریق پرداخت یارانه به دنبال افزایش قابلیت‌های خانوارها باشند.

بر اساس این پژوهش، می‌توان سیاست‌های زیر را جهت کاهش فقر و ایجاد توسعه عادلانه پیشنهاد کرد:

۱- تاکید بر سیاست‌های اشتغال‌زا و تولیدمحور در قیاس با سیاست‌های صرفاً بازتوزیعی (یارانه نقدی، ...)؛

۲- طراحی برنامه‌ی ملی کاهش فقر با مشارکت نهادهای مختلف به جای برنامه‌های جزیره‌ای؛

۳- تعیین جایگاه عدالت و تعریف عدالت در برنامه‌های اقتصادی؛

۴- ایجاد پایگاه اطلاعاتی و اجرای طرح اندازه‌گیری فقر چندبعدی به طور مداوم و سالیانه جهت شناسایی روند کارایی برنامه‌ها و سیاست‌های انجام شده در سطح کشور.

## References


Abu al-Fathi, L. (2011). "The Basic Principles of Poverty and Justice". Parliamentary Research Center 67-41.

Adelman, A. (2006). "Errors in Development Theory and its Implications for Policy-Making". Quarterly: Political Economy of Comprehensive Transformation (1): 104-137.

Ali, I. & Son, H. (2007). "Measuring Inclusive Growth". Asian Development Review **24**(1): 11.

Ali, I. (2007). "Inequality and the Imperative for Inclusive Growth in Asia". Asian Development Review **24**(2): 1-16.

Alkire, S. & Foster, J. (2011). "Counting and Multidimensional Poverty". Measurement Journal of Public Economics **95**(7-8): 476-487.

Alkire, S. & Jahan, S. (2018). "The New Global MPI 2018": Aligning with the Sustainable Development Goals. Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI), Working Paper No. 121.

Atkinson, A. (2009). "Factor Shares: the Principal Problem of Political Economy?". Oxford Review of Economic Policy **25**: 3-16.

Berg, A. and Ostry, J. D. (2011). "Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?". IMF Staff Discussion Note SDN/11/08, April.

Dadgar, Y. & Nofarsti, M. (2020). "An Assessment of the Level of Trend, and Multidimensional Poverty Distribution in Iran". Scientific and Research Quarterly of Planning and Budget 25th year. Summer 1399, 43-5.

Dani, A. A. & de Haan, A. (2008). *Inclusive States: Social Policy and Structural Inequalities*, The World Bank.

Fitras, M. & Ghodsi, S. (2014). "Alkairo-Foster Method for Measuring Poverty". Economic Journal (11 and 12): 77-92.

Fitras, M. H. & Ghodsi, S. (2016). "Comparison, Performance of Iran's Development Programs with Multi-Dimensional Poverty Index Calculated by Alkair Foster Method". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **7**(27): 45-64.

Hakimian, H. (2011). "The Economic Prospects of the 'Arab Spring' A Bumpy Road Ahead". CDPR Development View Point (63): 1-2.

Hakimian, H. (2016). "Measuring Inclusive Growth: From Theory to Applications in North Africa". North Africa Policy Series 1-44.

Jiantuo, Yu (2011). "Multidimensional Poverty in China: Some Preliminary Findings Based on CHNS 2000-2009". Springer **112**(2, A): 315-336.

Mir, J. (1999). *Basic Topics in Development Economics*, (Vol. I). Tehran, Ney Publishing.

Mirdal, G. (1855). *Plan Theory to Fight Global Poverty*, Translated by Babak Ghahramannama, First Edition, Tehran, Amirkabir Publications.

Momeni, F. (2011). *Employment, Economic Justice and Development*, Publication of the Research Center of the Islamic Consultative Assembly.

Momeni, F. (2017). *Social Justice, Freedom and Development in Iran Today*, Tehran, Naghsh and Negar Publishing.

Namazi, H. (2003). *Economic Systems*, Tehran, Sanei Publications.

Notten, G. & Roelen, K. (2012). "A New Tool for Monitoring (Child) Poverty: Measures of Cumulative Deprivation". Child Indicators Research **5**(2): 335-355.

Pikti, Th. (2015). *Capital in the 21st Century*, Translation: A. Poor, Tehran, Ameh Publishing.

Rafipour, F. (1991). *Rural Community and Its Needs*, Second Edition, Tehran, Anteshar Co.

Rajabpour, H. & Momeni, F. (2020). "Measuring Inclusive Development in Iran (1981-2016)". Social Welfare Quarterly **79**: 9-54.

Sandmos, A. (2015). "The Principal Problem In Political Economy: Income Distribution In The History Of Econnomic Thought". In a. B. Atkinson, & f. Bourguignon, handbook of Income Distribution (2): 4-67. London: Elsevier.

Santos, M. E. & Villatoro, P. A. (2018). "Multidimensional Poverty Index for Latin America". The Review of Income and Wealth **64**(1): 52-82.

Stiglitz, J. (2015). *The Price of Inequality; How Does An Unequal Society Endanger Our Future*?, Translation: M. Farzin, Tehran, Allameh Tabatabai University.

Strategy, A. (2008). *The Long-Term Strategic Framework of the Asia Development Bank 2008–2020*, Mandaluyong City, Asian Development Bank.

Tavassoli, H. (1996). *Theoretical Foundations of Social Justice*, First Edition, Tehran, Publications of the Foundation of the Oppressed and Veterans of the Islamic Revolution.

Zarghami, S. (2017). *Estimation of Multidimensional Poverty Index for Iran by Alkheir-Foster Method and Comparison of Its Trend with One-Dimensional Poverty Index*, Master Thesis, Faculty of Economics and Management, Sharif University of Technology.

**Original Research Article**

# Multidimensional poverty in urban and rural areas of Iran assessed as an indicator of fair development

**Somayeh Jafari**[1]
**Farshad Momeni**[2]
**Abbas Shakeri**[3]
**Hossein Raghfar**[4]

Received: 13-12-2021 Accepted: 28-01-2022

**Introduction:** Development is a concept that simultaneously implies the change of multiple structures in various aspects of social life and requires a multidimensional process that pursues multi-species goals. Goals change with the introduction of new social variables and needs and increase the responsibilities of development managers. Development has ensured the efforts of a society to achieve its value goals, and its sustainability depends on providing relative welfare, complete security and sufficient awareness for all its members. In fact, sustainable development requires social justice and balanced attention to the cultural, political and economic aspects of the society. This should be done in such a way as to make the human resource development process hopeful.

Development and justice are among the concepts whose legitimacy cannot be doubted. Justice and its position and relationship with economic performance have been explored in the literature of development economics. Over the past four decades, the theoretical and empirical areas of development have witnessed the growing intertwining of national development issues and scientific advancement in social justice. Thus, in the current situation, the relationship between social justice and national development is explained as an organic relationship. Fairness of conditions is an important variable that determines the desired economic performance. The purpose of this study is to study multidimensional poverty in Iran as an indicator of equitable development. A review of successful development experiences shows that they have a wise approach to designing development plans that are consistent with social justice. Therefore, in this study, the concept of equitable development is studied first, and then the multidimensional poverty index is calculated.

**Methodology**: Since poverty is a multifaceted phenomenon, the study of all its aspects and dimensions requires accurate knowledge. The Alkire and

[1]. PhD Student, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Email: somayehj99@gmail.com
[2]. Professor, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
[3]. Professor, Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
[4]. Professor, Economics, Al-Zahra University, Tehran, Iran

Foster method is one of the most widely used ways of calculating multidimensional poverty. It has also been used by the United Nations to introduce a multidimensional global poverty index. In this study, the index is examined in the five dimensions of education, health, employment, housing and standard of living.

Considering the same weight for each dimension and the same weight for each of the indicators within each dimension, poor households have been found to be deprived of more than one third of the indicators. Then, after the identification of the poor people, Alkier and Foster poverty indices have been calculated using the raw cost-income data of urban and rural households in Iran during the years 1990 to 2020.

**Results and Discussion:** Calculating the multidimensional poverty index shows that multidimensional poverty has been reduced in urban and rural areas of Iran. Of course, the intensity of this decrease is significantly higher in rural areas. The value of this index in rural areas has decreased from 0.483 in 1990 to 0.183 in 2014. This reduction is a reduction in the extent and severity of multidimensional poverty in rural areas during the years 1990-2020, which can be due to the living facilities provided to rural households in the post-revolutionary years.

However, the decline in this index is not very obvious for urban households because most urban households had access to these amenities during the period. The value of this index for urban households in 1991 was equal to 0.239, which was the highest rate during the years 1990 to 2004. After that, during the years 2004-2009, there was a fluctuating trend. During these years, this index was 0.260 in 2003 and 0.294 in 2007, which was the highest value of the multidimensional poverty index during the studied years. This can be due to the high inflation and the recession in the late 2001.

**Conclusion:** Nowadays, the multidimensional poverty index is reported in global databases as a development index, so it can be a criterion for policymakers to make comparisons between Iran and other countries. It introduces equitable development not only in income poverty but also in the deprivation of the poor minorities and marginalized groups of equitable access to various aspects of quality and prosperous life. It brings multidimensional poverty into focus by defining equitable development. Therefore, in order to promote development based on justice in a society, conditions must be created for equal opportunities and access to resources such as education, health, employment and living standards.

**Keywords:** Fair development, Justice, Multidimensional poverty, Alkier and Foster method.

**JEL classification:** I32, P36, O10.

**نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی**
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

# بررسی فقر چندبعدیِ مناطق شهری ایران در دوره ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸: به‌کارگیری وزن‌های حاصل از تحلیل تناظر چندگانه در روش آلکایر-فوستر

**حسین ربیعی**[۱]
**سید محمدعلی کفایی**[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۱۹

## چکیده

در این پژوهش فقر چندبعدی مناطق شهری ایران در دوره ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸ با استفاده از ۱۳ نماگر در ۴ بعد اندازه‌گیری شده است. ابتدا با استفاده از روش تحلیل تناظر چندگانه (MCA) وزن هر کدام از نماگرها تعیین می‌شود. سپس با روش آلکایر-فوستر و با استفاده از وزن‌های یاد شده، مرحله شناسایی و تجمیع فقر چندبعدی برای خانوارهای نمونه صورت می‌گیرد و شاخص‌های فقر به صورت سری زمانی و منطقه‌ای محاسبه می‌گردد. یافته‌ها نشان می‌دهد که در دوره ۱۶ ساله روند فقر چندبعدی به طورکلی نزولی و محدب است، اما در دو سال آخر نسبت سرشمار صعودی شده است. توقف روند نزولی و صعودی شدن شاخص‌های فقر چندبعدی بیان‌گر گسترش فقر، به خصوص پس از رکود تورمی ۱۳۹۷ است. بررسی منطقه‌ای هم نشان می‌دهد که کمترین و بیشترین مقدار نسبت سرشمار و سرشمار تعدیل‌شده فقر چندبعدی در مناطق شهری مربوط به استان‌های مازندران و سیستان و بلوچستان است. آزمون استواری و استنباط آماری یافته‌های فوق را تایید می‌کند. مقایسه وزن‌های حاصل از روش تحلیل تناظر چندگانه با وزن‌های برابر و تو در تو نشان‌گر آن است که این وزن‌ها نسبت به دو نوع دیگر، نسبت سرشمار کمتری حاصل می‌کنند و برای سیاست‌گذاری اقتصادی در شرایط کمبود منابع مفیدتر هستند.

**واژگان کلیدی:** فقر چند بعدی، روش آلکایر- فوستر، روش تحلیل تناظر چندگانه.

**Keywords:** Multidimensional Poverty, Alkire-Foster Method, Multiple Correspondence Analysis Method.

**JEL Classification:** I32, I3, D63, O1.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد توسعه، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
hosein.rabiee@hotmail.com
[۲]. استادیار دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) m-kafaie@sbu.ac.ir

## ۱- مقدمه

فقر از مشکلات مهم بشری است که با وجود پیشرفت‌های علمی، فناوری و اقتصادی همچنان بخش قابل توجهی از انسان‌ها درگیر آن هستند. طبق آمار بانک جهانی (۲۰۲۰) در سه دهه اخیر بیش از یک میلیارد نفر از جمعیت افراد بسیار فقیر (با درآمدی کمتر از ۱/۹ دلار در روز) کاسته شده است، با این حال، هنوز هم بیش از ۶۰۰ میلیون نفر از فقر شدید رنج می‌برند و بحران‌هایی همانند شیوع ویروس کووید ۱۹ این شرایط را وخیم‌تر می‌کند. ایران هم که در زمره کشورهای با درآمد متوسط است، در دهه‌های اخیر شاهد کاهش فقر بوده ولی بحران‌های اقتصادی همانند رکود تورمی سال ۱۳۹۷ موجب افزایش تعداد فقرا شده است (وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی[1]، ۲۰۲۱).

اهمیت فقر و نابرابری توزیع درآمد موجب گسترش مباحث مربوط به آن‌ها در محافل سیاست‌گذاری و علمی شده و ادبیات گسترده‌ای را حول این دو موضوع شکل داده است. برای شناخت ماهیت فقر، عوامل موثر و راه‌های مقابله با آن نظریات زیادی ارائه می‌شود تا راه‌گشای سیاست‌گذاری قرار گیرد. در این راستا اولین گام اندازه‌گیری و ترسیم نقشه فقر است. ولی اندازه‌گیری فقر بدون تعریف دقیق آن ممکن نیست. از اواخر قرن نوزدهم که پژوهش‌های تجربی حوزه فقر در انگلستان آغاز شد، این تعریف دچار تحولات مهمی شده است. در ابتدا، فقر برحسب پائین‌تر بودن درآمد از یک خط فقر تعریف می‌شد اما در دهه ۱۹۸۰ مفهوم فقر چندبعدی نیز مطرح و به عنوان بدیلی برای فقر درآمدی به کار گرفته شد. در دهه‌های اخیر، این مباحث در ایران نیز گسترش یافته و رهیافت‌های متنوعی برای اندازه‌گیری فقر استفاده شده است. پژوهش حاضر در راستای بسط این ادبیات در ایران قرار دارد.

تحولات اجتماعی و اقتصادی چند دهه اخیر ایران با افزایش شهرنشینی همراه بوده و بر اساس سرشماری‌های مرکز آمار جمعیت شهرنشین از ۳۸ درصد در سال ۱۳۴۵ به ۷۴ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. علاوه بر آن، گسترش وسایل ارتباطی و همگرایی فرهنگی و اجتماعی موجب نزدیک شدن سبک زندگی مناطق شهری و روستایی شده است. به این ترتیب، به نظر می‌رسد شاخص‌های فقر مناطق شهری بیان‌گر شرایط زندگی بخش اعظم مردم ایران باشد و از این رو، در این پژوهش اندازه‌گیری فقر چندبعدی در مناطق شهری مد نظر قرار گرفت.

---

[1]. Ministry of Cooperatives, Labor, and Social Welfare (2021)

محتوای این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم روش مورد استفاده در این مطالعه برای اندازه‌گیری فقر به طور خلاصه معرفی می‌شود. در بخش سوم تعدادی از پژوهش‌های مرتبط با این مقاله ارائه و چکیده‌ای از روش و دستاورد آن‌ها بیان خواهد شد. بخش چهارم به تحلیل تجربی اختصاص دارد که طی آن نتیجه اندازه‌گیری فقر چندبعدی در مناطق شهری و برخی از موضوعات مرتبط ارائه می‌شود. بخش پنجم و پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲- روش‌شناسی

رویه استاندارد در مقایسه‌های درآمدی، استفاده از قیمت‌های بازاری برای تجمیع کالاها و خدمات مصرف شده یا بهره‌مند شده توسط یک خانوار معین است. این رویه تابع (نامعلوم) رفاه فردی موجود را با یک تابع مطلوبیت غیر مستقیم جایگزین می‌کند که برحسب درآمد و بردار قیمت‌ها تعریف می‌شود. نقطه‌ضعف رهیافت درآمدی این است که برخی از کالاهای غیر پولی همانند بعضی از کالاهای عمومی، به سبب نداشتن بازار قابل قیمت‌گذاری نیستند و در نتیجه در محاسبات لحاظ نمی‌شوند. همچنین، در بسیاری از موارد (به خصوص در کشورهای در حال توسعه) بازارها بسیار ناقص عمل می‌کنند. استفاده از درآمد برای تعیین فقر بر این پیش‌فرض استوار است که برای همه چیز بازار وجود دارد و قیمت‌ها منعکس‌کننده وزن‌های مطلوبیتی هستند که در یک وضعیت معین همه خانوارها برای کالاها تعیین می‌کنند. بنابراین، درآمد به عنوان نماگر منفردِ نیک‌بودی[1]، اگر نگوییم نامناسب است، حداقل با محدودیت مواجه است، زیرا سایر ابعاد مهم فقر مانند امید به زندگی، سواد، تامین کالاهای عمومی و حتی آزادی و امنیت را لحاظ و منعکس نمی‌کند یا نمی‌تواند منعکس کند (توربک[2]، ۲۰۰۷: ۴). این نقطه‌ضعف موجب پیدایش رهیافت فقر چندبعدی شد. ایده فقر چندبعدی بر این پایه متکی است که *نیک‌بودی و فقر (به‌عنوان تجلی ناکافی بودن نیک‌بودی) پدیده‌های چندبعدی هستند که درآمد فقط بیان‌گر یکی از وجوه متعدد آن‌هاست* (چاکراوارتی و سیلبر[3]، ۲۰۰۸). با این ملاحظه، در این پژوهش از رهیافت فقر چندبعدی استفاده می‌شود.

---

[1]. Well-Being
[2]. Thorbecke (2007)
[3]. Chakravarty and Silber (2008)

### ۲-۱- روش آلکایر- فوستر[1] (AF)

روش AF بسط رهیافت شمارش و زیرمجموعه رهیافت دستاورد سانسور شده است (آلکایر و فوستر، ۲۰۱۱). این روش از پرکاربردترین روش‌های اندازه‌گیری فقر چندبعدی است که علاوه بر پژوهشگران، برخی از سازمان‌های بین‌المللی مانند بانک جهانی، برنامه توسعه سازمان ملل و دانشگاه آکسفورد نیز به صورت مستمر فقر چندبعدی را با این روش اندازه‌گیری و رصد می‌کنند. مرحله تشخیص (شناسایی فقرا) در روش AF در دو گام: ۱) تعیین سطح محرومیت‌ها و ۲) شناسایی فقرا انجام می‌گیرد. ابتدا فرض می‌شود $X_{n\times d}$ ماتریس دستاوردهای n خانوار (واحد مطالعاتی) با d نماگر است، $X_{i.}$ دستاوردهای خانوار $i$ام برحسب نماگرهای مختلف و $X_{.j}$ توزیع دستاورد نماگر $j$ام در مجموعهٔ n خانوار را نشان می‌دهد. بردار سطری حد محرومیت بعدی با $z = (z_1, \dots, z_d)$ نشان داده می‌شود که از مقایسه سطرهای ماتریس دستاورد با این بردار، می‌توان محرومیت‌های خانوار متناظر با آن سطر را تعیین کرد. بردار سطری $w$ نیز (با شرط $\sum_{j=1}^{d} w_j = 1$) دربردارنده وزن محرومیت‌ها و نشان‌گر اهمیت هر یک از نماگرها در نیک‌بودی خانوارهاست. با استفاده از بردار z، ماتریس X به ماتریس محرومیت $g^0 = [g_{ij}^0]$ تبدیل می‌شود. اگر خانوار $i$ام در نماگر $j$ام محروم باشد، $g_{ij}^0 = w_j$ و در غیر این صورت $g_{ij}^0 = 0$ است. اگر نماگرها عددی باشند، می‌توان ماتریس شکاف محرومیت را نیز تهیه کرد. به‌طور کلی برای هر $\alpha \geq 0$ (پارامتر تنفر از فقر) ماتریس $g^\alpha$ از عناصر زیر تشکیل می‌شود:

$$g_{ij}^{\alpha} = \begin{cases} w_j \left[\frac{z_j - x_{ij}}{z_j}\right]^{\alpha} & X_{ij} < z_j \quad \text{محرومیت} \\ 0 & X_{ij} \geq z_j \quad \text{عدم محرومیت} \end{cases} \qquad (۱)$$

از ماتریس $g^0$ بردار ستونیِ n عضویِ c با نام «محرومیت وزنی خانوارها یا درجات محرومیت» به دست می‌آید که مولفه‌های آن به صورت $c_i = \sum_{j=1}^{d} g_{ij}^0$ تعریف می‌شود.

با تعریف «حد فقر» k و تابع شناسایی $\rho_k$ می‌توان مرحله شناسایی را به انجام رساند:

[1]. Alkire-Foster Method

$$\rho_k(X_{i.};z)=1 \quad c_i \geq k \quad \text{فقیر}$$
$$\rho_k(X_{i.};z)=0 \quad c_i < k \quad \text{غیرفقیر} \qquad (۲)$$

اگر $k \leq \min_j(w_j)$ باشد، شناسایی مبتنی بر ملاک اجتماع است و هرگونه محرومیتی خانوار را در گروه فقرا جای می‌دهد و برای $k=1$ شناسایی بر ملاک اشتراک بنا می‌شود. بر این اساس خانوارهایی فقیرند که در همه نماگرها محروم باشند. ازآن‌جا که در این روش شناسایی فقر در دو مرحله و با دو آستانه ($z$ و $k$) انجام می‌شود، به آن «روش شناسایی حد دوگانه (یا نقطه‌برش دوگانه)[1]» نیز گفته می‌شود. با جای‌گذاری بردار صفر در سطر $i$ام ماتریس $g^0$ وقتی $\rho_k(X_{i.};z)=0$ است، ماتریس $g^0(k)$ به دست می‌آید و به روشنی معلوم است که: $g_{ij}^0(k)=g_{ij}^0\rho_k(X_{i.};z)$. با استفاده از تابع شناسایی و بردار محرومیت ($c$)، «بردار سانسور شده درجات محرومیت» $c(k)$ به صورت زیر تعریف می‌شود: $c_i(k)=c_i\rho_k(X_{i.};z)$.

شاخص‌های روش AF در واقع نسخه تعدیل‌شده شاخص‌های فوستر-گریر-توربک[2] (FGT) هستند. نسبت سرشمار تعدیل شده به صورت زیر تعریف می‌شود. این شاخص نشان‌گر وسعت فقر است:

$$M_0=\frac{q}{n}\cdot\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{d}g_{ij}^0(k)}{q}=\mathrm{H}\cdot\mathrm{A}=\frac{\sum_{i=1}^{n}c_i(k)}{n} \qquad (۳)$$

که در آن $q$ تعداد خانوارهای فقیر ($q=\sum_{i=1}^{n}\rho_k(X_{i.},z)$)، $H$ «نسبت سرشمار فقر» و $A$ «متوسط سهم محرومیت در میان فقرا» است. می‌توان به ازای هر نماگر j، یک نسبت سرشمار محرومیت سانسورشده به صورت $h_j(k)=\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{i=1}^{n}g_{ij}^0(k)$ تعریف و با استفاده از آن سهم هر نماگر در $M_0$ را از رابطه زیر به دست آورد (آلکایر و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۶۶):

$$\phi_{\mathrm{j}}(\mathrm{k})=\frac{w_jh_j(k)}{M_0} \qquad (۴)$$

[1]. Dual Cutoff
[2]. Foster-Greer-Thorbecke

متغیرها یا نماگرهای مورد استفاده برای اندازه‌گیری فقر چندبعدی می‌توانند عددی یا ترتیبی[1] باشند، اما از نماگرهای اسمی نمی‌توان برای اندازه‌گیری فقر چندبعدی استفاده کرد. در صورت عددی بودن نماگرهای ماتریس دستاوردها امکان تعریف شاخص‌های مراتب بالاتر از صفر فراهم می‌شود، در غیر این صورت باید در مرتبه صفر متوقف شد.

محاسبه شاخص‌ها به ترتیب فوق، نیازمند سه پارامتر $z$، $w$ و $k$ است. انتخاب این پارامترها می‌تواند به عنوان یک قضاوت ارزشی تلقی شود و به خصوص در سیاست‌گذاری‌های اساسی که اتخاذ آن‌ها تاثیر زیادی بر زندگی مردم دارد، باید در معرض بحث عمومی قرار بگیرد (آلکایر و فوستر، ۲۰۱۱). اشتینارت و همکاران[2] (۲۰۱۶) برای انتخاب وزن چهار روش: ۱) وزن مساوی برای همهٔ نماگرها، ۲) وزن‌دهی بر اساس دیدگاه کارشناسان یا سیاست‌گذاران، ۳) رهیافت مشارکتی با توجه به اولویت‌های جامعه تحت مطالعه و ۴) وزن‌دهی با روش‌های آماری را مطرح می‌کنند. در این مقاله از یک روش آماری برای تعیین وزن نماگرها استفاده می‌شود که تحلیل تناظر چندگانه نام دارد.

## ۲-۲- تحلیل تناظر چندگانه[3] (MCA)

روش MCA را می‌توان ذیل روش‌های عاملی دسته‌بندی نمود. این روش‌های آماری حول مفهوم اینرسی (واریانس) شکل می‌گیرند که معیاری برای پراکندگی کلی یک توزیع است. این رهیافت سه زیرمجموعه مهم «تحلیل مولفه اصلی[4] (PCA)»، «تحلیل عاملی[5] (FA)» و MCA دارد. به‌عنوان یک توصیف شهودی، می‌توان PCA را تطبیق دادن یک بیضوی روی توده‌ای از n نقطه در فضای d بعدی (همان $X_{n\times d}$) دانست (شکل 1)، به‌نحوی‌که از قطرهای بیضوی محورهای جدید حاصل شود. این محورها «مولفه اصلی» یا «محور عاملی» نامیده می‌شوند. اگر برخی از این مولفه‌ها بتوانند واریانس کل را در حد قابل قبولی تبیین کنند، با حذف مولفه‌های کم اهمیت، هرچند مقدار کمی از اطلاعات از دست می‌رود ولی نتیجه بسیار مهمی حاصل می‌شود که «کاهش

1. Ordinal
2. Steinert (2016)
3. Multiple Correspondence Analysis
4. Principal Component Analysis
5. Factor Analysis

بعد» است. اگر $X_{n\times d}$ یک ماتریس عددی باشد، برای هر یک از عناصر نمونه، $i = 1, \dots, n$، مجموعه مولفه‌های اصلی شامل $d$ ترکیب خطی از نماگرهای مشاهده شده است:

$$F_i^1 = w_1^1 x_{i1} + w_2^1 x_{i2} + \cdots + w_d^1 x_{id}$$
$$F_i^d = w_1^d x_{i1} + w_2^d x_{i2} + \cdots + w_d^d x_{id} \quad (۵)$$

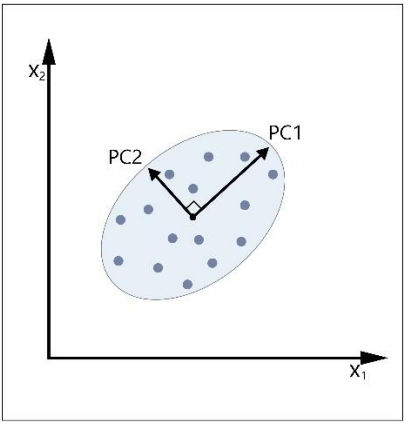
$F_i^l$ مولفه اصلی $l$ام برای $i$امین خانوار و $w_j^l$ وزن یا ضریب نماگر $j$ام در مولفه اصلی $l$ام و به عبارت دیگر، «امتیاز عاملی» است. روش استخراج وزن‌ها در PCA از نظر ریاضی به‌نحوی است که مولفه اول بیشترین واریانس و مولفه‌های بعدی به‌ترتیب واریانس کمتری دارند. اگر بر اساس همین روش، بتوان در حوزه مطالعه فقر ماتریس دستاوردها را فقط در یک مولفه خلاصه نمود، بهترین شرایط برای ساخت یک «نماگر مرکب فقر» فراهم شده است (این روشی مستقل در اندازه‌گیری فقر چند بعدی و خارج از حوزه این مقاله است).

باوجود داشتن مزایا، روش PCA با محدودیت‌هایی نیز روبرو است. از جمله این‌که این روش برای متغیرهای عددی با مقیاس یکسان طراحی شده است. همچنین بهینگی پارامترها در این روش منوط به نرمال چند متغیری بودن توزیع است. اما متغیرهای ترتیبی هیچ‌کدام از این دو پیش‌نیاز را برآورده نمی‌کنند و باید به دنبال روش عاملی مناسب بود. روش مناسب، همان MCA است که در طی دو دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ توسط مکتب فرانسوی آمار به‌ویژه ژان-پل بنزکری[1] ابداع شد تا ابزار مناسبی برای تحلیل ساختار موجود در متغیرهای ترتیبی باشد. MCA بسط‌یافته روش تحلیل تناظر[2] (CA) و این نیز در واقع یک روش نموداری برای تحلیل داده‌های جدول توافقی است.

جهت استفاده از MCA ابتدا فرض می‌شود ماتریس دستاوردها حاوی d نماگر ترتیبی و jامین نماگر آن دارای $L_j$ رسته است. برای به‌کارگیری روش MCA ابتدا باید ستون‌های ماتریس دستاوردها را به رسته‌های متغیرهای ترتیبی تفکیک کرد. ماتریس حاصل را ماتریس «نشانگر[3]» می‌نامند. در نتیجه $j$امین ستون ماتریس دستاورد به $L_j$ ستون در ماتریس نشانگر تبدیل و ماتریس نشانگر دارای $L = \sum_{j=1}^{d} L_j$ ستون می‌شود که هرکدام یک متغیر دوجمله‌ای (صفر یا یک)

[1]. Jean-Paul Benzécri
[2]. Correspondence Analysis
[3]. Indicatrix

هستند. عناصر این ماتریس به صورت $Y_{i(j,l_j)}$ نمایش داده می‌شوند. $(j,l_j)$ به معنی $l_j$امین رسته نماگر $j$ام است. برای مثال اگر نماگر «شرایط بهداشتی خانوار» یک متغیر ترتیبی با چهار رسته یا حالت «بد»، «متوسط»، «خوب» و «عالی» باشد، این نماگر در ماتریس نشانگر به چهار متغیر (ستون) دوجمله‌ای تبدیل می‌شود که برای هر خانوار فقط یکی از آن‌ها یک و بقیه صفر خواهد بود.




**منبع:** نویسندگان

**شکل ۱: بیان شهودی روش PCA در فضای دو بعدی**

از ویژگی‌هایی مهم MCA این است که اگر در یک جامعه خاص گروه اقلیتی با فقر نسبی مواجه و دچار انزوای اجتماعی باشند، رسته نشان‌دهنده این ویژگی، وزن بیشتری می‌گیرد. این ویژگی «اصل شیوع[1]» نامیده می‌شود (سیانی و همکاران[2]، ۲۰۱۹). اگر بخش زیادی از جامعه به امکانات خاصی دسترسی دارند بنابراین در اختیار داشتن این امکانات در آن جامعه امری عادی است و فقدان آن مبین محرومیت مهم‌تری در مقایسه با فقدان امکاناتی است که شیوع کمتری دارند و این تفاوت در اهمیت باید در وزن بزرگ آن نماگر منعکس گردد.

فرض اولیه این است که نماگرهای مورد استفاده در اندازه‌گیری فقر چندبعدی همگی روی نیک‌بودی تاثیر هم‌جهتی دارند، به عبارت دیگر، با افزایش (یا کاهش) هر کدام از آن‌ها نیک‌بودی افزایش (یا کاهش) می‌یابد. با این فرض، برای آن‌که وزن‌های حاصل از MCA بتواند

[1]. Prevalence Principle
[2]. Ciani et al (2019)

در اندازه‌گیری فقر چندبعدی به کار رود، حداقل باید اصل یکنوایی[1] برقرار باشد. اصل یکنوایی به دو شرط تبدیل می‌شود. شرط اول «سازگاری ترتیبی محور عاملی اول[2] برای نماگرها» (FAOC-I) است. طبق این شرط وزن رسته‌های یک نماگر معین باید اکیداً صعودی یا اکیداً نزولی باشد. به عبارت دیگر، برای $j$امین نماگر که دارای $L_j$ رسته است، $w^1_{(j,1)} < w^1_{(j,2)} < \cdots < w^1_{(j,L_j)}$ یا $w^1_{(j,1)} > w^1_{(j,2)} > \cdots > w^1_{(j,L_j)}$ باشد. دومین شرط «سازگاری ترتیبی محور اولِ کلی» (FAOC-G) است. بر اساس این شرط، برای همه نماگرها شرط FAOC-I باید با جهت یکسانی صادق باشد، یعنی، وزن رسته‌ها در همه نماگرها یا اکیداً صعودی باشد یا اکیداً نزولی (آسلین[3]، ۲۰۰۹: ۳۷).

محاسبه وزن‌ها در روش MCA به نحوی است که برای هر نماگر، میانگین موزون وزن‌ها صفر خواهد شد (وزن مورد استفاده در میانگین‌گیری، تعداد خانوارهای واجد آن رسته و جمع وزن‌ها مساوی $n$ است)، یعنی برای $j$امین نماگر، $\sum_{l_j=1}^{L_j} N_{(j,l_j)} w^1_{(j,l_j)} = 0$. که در آن $w^1_{(j,l_j)}$ وزن $l_j$امین رسته نماگر $j$ام و $N_{(j,l_j)}$ تعداد خانوارهای واجد این رسته است. اگر مطابق تفسیر نموداری MCA، هر وزن یک نقطه روی محور مختصات (محور عاملی اول) فرض شود و رابطه بین وزن‌ها صعودی باشد، کوچکترین وزن یک عدد منفی و مربوط به رسته‌ای خواهد بود که کمترین نیک‌بودی را حاصل می‌کند. در مثال فوق رسته «بد» به عنوان یک متغیر دوجمله‌ای دارای کمترین وزن و منفی خواهد بود. اما مثبت یا منفی بودن وزن‌ها، تا زمانی که فاصله بین وزن رسته‌های یک نماگر بدون تغییر بماند، اهمیتی ندارد. از این ویژگی می‌توان برای بهبود معنای وزن‌های رسته‌ای استفاده کرد. برای این کار لازم است مقیاس‌بندی به نحوی تغییر داده شود که پائین‌ترین وزن (معادل با محروم‌ترین رسته) برابر صفر شود. اگر محروم‌ترین رسته نماگر $j$ام با $w^1_{(j,1)}$ نشان داده شود، وزن‌های مقیاس‌بندی‌شده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$w^{1+}_{(j,l_j)} = \frac{w^1_{(j,l_j)} - w^1_{(j,1)}}{\sqrt{\lambda_1}} \qquad (۶)$$

[1]. Monotonicity
[2]. First Axis Ordering Consistency (FAOC)
[3]. Asselin (2009)

$\lambda_1$ اینرسی محور عاملی اول و در واقع بزرگترین مقدار ویژه حاصل از تجزیه مقدار تکین[۱] (SVD) است. SVD برای پیاده‌سازی روش MCA به کار می‌رود[۲]. مقیاس‌بندی دوم تغییر مقیاس محورهای عاملی است که با ضرب کردن همه وزن‌ها در یک عدد معین انجام می‌شود. می‌توان برای اهدافی همچون حذف اعشار، تمام وزن‌ها را در یک عدد معین ضرب کرد.

روش MCA در اندازه‌گیری فقر دو کاربرد دارد. نخست، می‌توان با وزن‌های حاصل از این روش یک نماگر مرکب فقر چندبعدی تهیه و آن را برای اندازه‌گیری فقر چندبعدی به کار برد. دوم، این وزن‌ها در روش‌های دیگری همچون مجموعه فازی مورد استفاده قرار گیرد. به این ترتیب بخشی از انتقادات مربوط به استفاده از وزن‌های اختیاری رفع خواهد شد. در این پژوهش کاربرد دوم مد نظر است، به این معنی که وزن نماگرها محاسبه و در روش AF به کار گرفته خواهد شد. بنابراین اندازه‌گیری فقر چند بعدی در این مقاله تلفیقی از روش MCA و AF است.

## ۳- پیشینه تحقیق

آسلین و آنه (۲۰۰۸) تحولات فقر چندبعدی در ویتنام طی سه مقطع ۱۹۹۲، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۲ را مطالعه و همگرایی یا واگرایی روند فقر چندبعدی و فقر درآمدی را بررسی نموده‌اند. در این مطالعه ۸ نماگر ترتیبی در بعدهای سرمایه انسانی، دارایی و امکانات زندگی برای ساخت نماگر مرکب فقر چندبعدی مورد استفاده قرار گرفته است. روش مورد استفاده برای ساخت نماگر مرکب MCA می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در این دوره ۱۰ ساله فقر درآمدی و چندبعدی روند کاهشی داشته‌اند و فقر چندبعدی در سطح ملی از ۵۸ به ۲۹ درصد رسیده است. همچنین بررسی‌ها نشان از تفاوت‌های قابل‌توجه بین سطح فقر در شمال و جنوب این کشور دارد.

در پژوهش آدیتولا و اولوفمی[۳] (۲۰۱۲) فقر چندبعدی کودکان روستایی نیجریه مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌ها شامل ۵ نماگر (آب بهداشتی، فاضلاب، کیفیت مسکن، واکسیناسیون و تغذیه) است. اندازه‌گیری فقر در این پژوهش با روش AF انجام و برای تعیین وزن نماگرها از روش MCA استفاده شده است. علاوه بر اندازه‌گیری فقر، سهم هر بعد در شاخص فقر و تجزیه فقر کل بر حسب مناطق جغرافیایی مختلف و نیز جنسیت کودکان گزارش می‌شود. بر اساس نتایج این

---

[1]. Singular Value Decomposition

[۲]. برای مطالعه نحوه پیاده‌سازی MCA به کتاب‌های تحلیل آماری چند متغیره مراجعه شود.

[3]. Adetola and Olufemi (2012)

تحقیق، شاخص فقر چندبعدی کودکان روستایی ۵۲ درصد است. در میان مهمترین عوامل موثر بر فقر، سه عامل سن کودک، تحصیلات والدین، و اشتغال سرپرست در بخش خدمات قرار دارند. البوحدی و همکاران[1] (۲۰۱۲) فقر چندبعدی در مراکش را با استفاده از روش AF بررسی کرده‌اند. بعدهای مورد توجه مسکن، کالاهای بادوام و سطح آموزش است. در ابتدا با استفاده از روش MCA برای هر یک از سه بعد، یک نماگر مرکب فقر ساخته و بر اساس یک خط فقر نسبی ۶۰ درصد، وضعیت محرومیت بعدی خانوارها را مشخص می‌نمایند. نتایج بیان‌گر آن است که شیوع فقر بین ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۲ افزایش یافته است که آن را ناشی از آثار اجتماعی برنامه تعدیل ساختاری و خشکسالی در مناطق روستایی می‌دانند. اما بین سال‌های ۱۹۹۲ و ۲۰۰۳ شیوع فقر کاهش یافته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که فقر پدیده‌ای است که روستاها را بیش از شهرها تحت تاثیر قرار می‌دهد.

پژوهش بالون و دوکلاس[2] (۲۰۱۵) به ارزیابی فقر چندبعدی در دو کشور سودان و سودان جنوبی با روش AF و با داده‌های سال ۲۰۰۹ اختصاص دارد. برای اندازه‌گیری شیوع فقر بعدهای آموزش، مصرف، دسترسی به خدمات عمومی و تملک دارایی‌های خصوصی مد نظر قرار گرفته است. تحلیل برای دو زیرگروه کودکان ۶ تا ۱۴ سال و بزرگسالان ۱۵ سال به بالا به طور جداگانه انجام شده است. با استفاده از روش MCA نماگرهای مربوط به خدمات عمومی و دارایی‌های خصوصی به دو نماگر مرکب تبدیل شده‌اند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در سودان فقر عموماً شدت کمتری نسبت به سودان جنوبی دارد.

کراتزر[3] (۲۰۱۸) در رساله دکتری خود فقر چندبعدی در ایالات متحده را با روش AF مورد بررسی قرار داده و ۹ نماگر را در سه بعد (آموزش، بهداشت و وضعیت اقتصادی) انتخاب کرده است. برای انتخاب نماگرهای هر بعد از تحلیل تناظر چندگانه استفاده شده است تا نماگرهای مشابه در یک بعد جای گیرند و برای تایید ساختار بعدی مورد نظر نیز تحلیل عاملی تاییدی به کار رفته است. یکی از نتایج این پژوهش آن است که فقر چندبعدی در ایالت‌های جنوبی نسبت به ایالت‌های شمالی و در ایالت‌های غربی نسبت به شرقی بیشتر است. همچنین در بین نژادها، اسپانیایی‌تبارها، سیاهان، آسیایی‌تبارها، و سفیدپوستان بیشترین تا کمترین فقر سرشمار چندبعدی را

---

1. El Bouhadi (2012)
2. Ballon and Duclos (2015)
3. Kratzer (2018)

دارند. تقریبا همین ترتیب نژادی در سایر نسبت‌های فقر نیز مشاهده می‌شود. اما از نظر جنسیتی، تفاوت چندانی به چشم نمی‌خورد. بین سه رده سنی کمتر از ۱۸سال، بین ۱۸ تا ۶۴ سال و ۶۵ سال و بالاتر، کمترین نسبت سرشمار مربوط به گروه ۱۸ تا ۶۴ سال و بیشترین نسبت سرشمار مربوط به افراد زیر ۱۸ سال است. برای نسبت سرشمار تعدیل‌شده و شاخص شدت فقر نیز همین ترتیب برقرار است.

در مقاله سیانی و همکاران (۲۰۱۹) فقر چندبعدی چند کشور اروپایی حوزه مدیترانه در سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۵ مورد توجه قرار گرفته و برای تحلیل، روش مجموعه فازی به کار گرفته شده است. تمرکز عمده پژوهش روی نماگرهای بعد مالی و آثار آن روی شهروندان این منطقه است. از ۲۹ نماگر در قالب ۷ بعد استفاده شده است. وزن‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملی از داده‌های موجود استخراج شده‌اند.

راغفر و اسفندیارپور[1] (۲۰۱۵) به اندازه‌گیری فقر چندبعدی در ایران با استفاده از روش AF در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸ می‌پردازند. آن‌ها سرپرست خانوار را به عنوان نماینده کل خانوار در نظر گرفته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص‌های فقر تعدیل‌شده تا سال ۱۳۹۱ روندی کاهشی داشته و پس از آن در سال ۱۳۹۲ رو به افزایش نهاده است. نتایج حاصل از رگرسیون لاجستیک در سال ۱۳۹۲ نشان می‌دهد که زندگی در مناطق روستایی، زن بودن سرپرست خانوار، و اضافه شدن عضو جدید به خانوار احتمال فقیر شدن را افزایش می‌دهد.

در مقاله فطرس و قدسی[2] (۲۰۱۷) سعی بر این است که شاخص فقر چندبعدی در ایران به روش AF طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ محاسبه و عملکرد برنامه‌های پنج ساله توسعه بر اساس شاخص مذکور مورد ارزیابی قرار گیرد. این بررسی نشان می‌دهد که به طور کلی برنامه‌های توسعه سبب کاهش فقر چندبعدی طی سال‌های مذکور شده است. مطابق محاسبات این تحقیق نسبت سرشمار فقر از ۶۵ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۵ درصد در سال ۱۳۹۳ و نسبت سرشمار تعدیل‌شده از ۰/۴ در سال ۱۳۶۸ به ۰/۰۲ در سال ۱۳۹۳ رسیده است.

در مطالعه ضرغامی[3] (۲۰۱۷) بررسی روند تغییرات رفاه خانوارهای ایرانی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ و شناخت ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارهای فقیر مورد توجه است. برای

---

1. Raghfar and Esfandiarpour (2015)
2. Fetros and Qudsi (2017)
3. Zarghami (2017)

اندازه‌گیری فقر از روش AF و برای وزن‌دهی نماگرها نیز از دو روش وزن‌های مساوی و وزن‌های مورد نظر متخصصان استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره مذکور فقر چندبعدی افزایش یافته و بر پایه وزن‌های مساوی، شاخص فقر از ۰/۰۲۱ در سال ۱۳۸۴ به ۰/۰۲۸ در سال ۱۳۹۴ رسیده است.

سالم و همکاران[1] (۲۰۱۸) به مطالعه فقر چندبعدی بین سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۲ با روش AF می‌پردازند. از ۱۰ نماگر در ۳ بعد استفاده شده است که معادل بعدها و نماگرهای شاخص فقر چندبعدی جهانی (مربوط به برنامه توسعه سازمان ملل) است. نسبت سرشمار تعدیل‌شده در مناطق روستایی از ۳۵/۴ درصد به ۱۰/۱ و در مناطق شهری از ۱۳/۳ درصد به ۹/۵ درصد کاهش یافته است. این کاهش‌ها به‌واسطه کاهش هم‌زمان شیوع و شدت فقر بوده است.

در پژوهش ابونوری و همکاران[2] (۲۰۱۸) ابتدا فقر چندبعدی با به‌کارگیری ابعاد مورد استفاده در شاخص فقر چندبعدی جهانی اندازه‌گیری و سپس برای دو سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۴ سهم بعد آموزش و شاخص‌های زیرمجموعه آن (مشتمل بر وضعیت تحصیلی سرپرست خانوار و تحصیل کودکان) در فقر چندبعدی محاسبه شده است. هم‌چنین برای فقر آموزشی دو حد فقر در نظر گرفته شده که یکی «حد فقر مفرط» و دیگری «حد فقر معتدل» نامیده می‌شود. در سال ۱۳۹۴ فقر مفرط و معتدل برای مناطق شهری به‌ترتیب ۴۱/۸۲ و ۰/۹۳ و برای مناطق روستایی به‌ترتیب ۶۵/۷۱ و ۳/۰۲ است.

عرب‌یار محمدی[3] (۲۰۱۸) در رساله دکتری خود روش‌های متفاوت محاسبه فقر چندبعدی را معرفی و مقدار فقر چندبعدی را با استفاده از هفت روش مختلف برای مناطق شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۳ محاسبه و روش جدیدی را که تلفیق روش AF و مجموعه فازی است، پیشنهاد می‌کند. بر اساس یافته‌های این تحقیق با این‌که در مناطق شهری شاخص فقر سال ۱۳۹۴ از ۱۳۸۳ بیشتر است، نمی‌توان روند مثبت شاخص فقر در این مناطق را اثبات کرد اما روند شاخص فقر در مناطق روستایی کاهشی بوده است. در ضمن بعد آموزش بیشترین سهم را در فقر چندبعدی کشور دارد.

---

1. Salem (2018)
2. Abunouri (2018)
3. Arab Yarmohammadi (2018)

در پژوهش دادگر و همکاران[1] (۲۰۲۰) فقر چندبعدی در ایران به روش AF و بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۷ و بعدها و نماگرهای به کار رفته در برنامه توسعه سازمان ملل و دانشگاه آکسفورد (با همان وزن‌ها) مورد بررسی قرار می‌گیرد. بعدهای مورد توجه در این پژوهش «آموزش»، «سلامت» و «استانداردهای زندگی» هستند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فقر چندبعدی روستایی بیش از فقر شهری است. همچنین، در دوره مورد مطالعه از شدت فقر کاسته شده، لیکن کاهش نسبت سرشمار در دهه ۹۰ و بویژه پس از سال ۱۳۹۲ چندان جدی نیست.

اندایش و همکاران[2] (۲۰۲۱) به روش AF و ابعاد «سلامت»، «آموزش»، «مسکن»، «اشتغال» و «استانداردهای زندگی» شاخص‌های فقر چندبعدی در استان خوزستان را برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ اندازه‌گیری نموده‌اند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که در استان خوزستان در دو سال مورد بررسی نسبت فقر چندبعدی به ترتیب ۲۵ و ۲۸ درصد (بالاتر از متوسط کشوری) و شدت فقر ۳۴/۴ و ۳۴/۷ درصد بوده است. همچنین، بیشترین محرومیت به ترتیب در ابعاد اشتغال، سلامت، مسکن، استانداردهای زندگی و آموزش است.

با توجه به ادبیات تجربی فقر چندبعدی که بخشی از آن به اختصار بیان شد، پژوهش حاضر از چند جهت ادبیات تجربی فقر چندبعدی در ایران را غنی‌تر می‌نماید. اول، وزن نماگرها نه با روش اختیاری بلکه با روش MCA محاسبه و از روش AF استفاده می‌شود. دوم، برای محاسبه شاخص‌های فقر چندبعدی، از وزن خانوارها استفاده می‌شود.

## ۴- تحلیل تجربی

### ۴-۱- بعدها، نماگرها و داده‌ها

در این پژوهش باتوجه به داده‌ها و ادبیات پژوهشی موجود در ایران و جهان ۱۳ نماگر در چهار بعد «رفاه اقتصادی»، «مسکن»، «سلامت» و «آموزش» مورد توجه قرار گرفته است. با توجه به سابقه این بعدها و نماگرها در ادبیات فقر چندبعدی ایران، به نظر می‌رسد در بین متخصصان مقبولیت نسبی دارد. البته محدودیت داده‌های در دسترس نیز در این انتخاب اهمیت بسیار بسزایی دارد و اگر مجموعه داده‌های مناسب‌تری در دسترس باشد، نتیجه پژوهش‌های فقر چندبعدی از جمله این

[1]. Dadgar (2020)
[2]. Andayesh (2021)

پژوهش غنی‌تر می‌شود. همه نماگرهای مورد استفاده ترتیبی هستند و مقدار بیشتر نماگر موجب نیک‌بودی بیشتر می‌گردد. با توجه به محاسبه وزن‌ها به روش MCA، نماگرهای انتخابی باید دو شرط سازگاری این روش را نیز برآورده نمایند. داده‌های مورد استفاده برگرفته از نتایج طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸ است. نماگرهای مورد استفاده در جدول ۱ ارائه شده است.

**جدول ۱: بعدها و نماگرهای مورد استفاده در پژوهش**

| بعد | نماگر | رسته‌ها | حد محرومیت بعدی | شرح |
|---|---|---|---|---|
| رفاه اقتصادی | فقر درآمدی | ۰ و ۱ | ۱ | داده‌های به روز شده مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۷)[۱] |
| | اشتغال | ۱ تا ۳ | ۲ | نبود بیکار در خانوار (۳)، بیکاری فرد غیر سرپرست (۲)، بیکاری سرپرست (۱) |
| | دارایی‌ها | ۱ تا ۴ | ۳ | دسترسی به وسایل نقلیه موتوری، اجاق گاز، ماشین لباسشویی، یخچال و تلوزیون رنگی |
| | ارتباطات | ۰ تا ۳ | ۲ | دسترسی به تلفن، تلفن همراه، اینترنت و رایانه |
| مسکن | امکانات محل سکونت | ۱ تا ۴ | ۳ | دسترسی به آشپزخانه، حمام، آب لوله‌کشی، برق و گاز |
| | نوع اسکلت بنای محل سکونت | ۱ تا ۳ | ۲ | اسکلت از نوع بتنی، آهنی، یا سایر (به ترتیب ۳، ۲ و ۱) |
| | مساحت سرانه مسکن | ۱ تا ۴ | ۳ | مقدار ترتیبی‌شدهٔ مساحت سرانه مسکن |
| | تعداد سرانه اتاق | ۱ تا ۴ | ۳ | مقدار ترتیبی‌شدهٔ تعداد سرانه اتاق |
| سلامت | دسترسی به بیمه بهداشت و درمان | ۰ و ۱ | ۱ | داشتن هزینه بیمه بهداشت و درمان |
| | کفایت کالری دریافتی از غذا | ۰ و ۱ | ۱ | سرانه ۲۱۰۰ کالری در روز |
| آموزش | سطح تحصیلات سرپرست خانوار | ۰ تا ۳ | ۲ | بی‌سواد، ابتدایی، متوسطه، یا دانشگاهی |
| | شاخص سواد خانوار | ۰ تا ۳ | ۲ | مقدار ترتیبی‌شده نسبت اعضای باسواد بالای ۱۵ سال |
| | محرومیت از تحصیل کودکان | ۰ و ۱ | ۱ | وجود کودکی در سنین ۷ تا ۱۵ که در حال تحصیل نباشد |

**منبع:** داده‌های پژوهش

همان‌طور که گفته شد، این بعدها و نماگرها در پژوهش‌های فقر چندبعدی کاربرد زیادی دارند بخشی از سوابق استفاده از این نماگرها در جدول ۲ ارائه شده است.

[۱]. محاسبات بروز شده مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۷) در اختیار همگان قرار دارد (https://github.com/IPRCIRI/IRHEIS).

**جدول ۲: برخی از پژوهش‌های مرجع در به‌کارگیری نماگرهای فقر چندبعدی**

| نماگر | پژوهش‌های مرجع |
|---|---|
| فقر درآمدی | علی‌مدد[1] (۲۰۰۸)، علی‌نیا[2] (۲۰۰۹)، راغفر و اسفندیارپور (۲۰۱۵)، کراتزر (۲۰۱۸) و سیانی و همکاران (۲۰۱۹) |
| اشتغال | آسلین و آنه (۲۰۰۸)، سیانی و همکاران (۲۰۱۹) و کراتزر (۲۰۱۸) |
| دارایی‌ها | اجزای نماگرهای دارایی‌ها، ارتباطات و امکانات محل سکونت به طرق مختلف در اغلب پژوهش‌های فقر چندبعدی به کار گرفته می‌شود. برای مثال در سالم و همکاران (۲۰۱۸) دسترسی به برق، وجود حمام در خانه، دسترسی به آب لوله‌کشی و در اختیار داشتن یخچال، تلوزیون، تلفن، ماشین لباسشویی و وسیله نقلیه موتوری به عنوان نماگر استفاده شده است. |
| ارتباطات | |
| امکانات محل سکونت | |
| نوع اسکلت بنای محل سکونت | خلج و یوسفی (۲۰۱۴)، علی‌مدد (۲۰۰۸)، فطرس و قدسی (۲۰۱۷) و ضرغامی (۲۰۱۷) |
| مساحت سرانه مسکن | علی‌مدد (۲۰۰۸)، ضرغامی (۲۰۱۷)، سالم و همکاران (۲۰۱۸) و ابونوری و همکاران (۲۰۱۸) |
| تعداد سرانه اتاق | علی‌مدد (۲۰۰۸)، علی‌نیا (۲۰۰۹)، خلج و یوسفی (۲۰۱۴) و کراتزر (۲۰۱۸) |
| دسترسی به بیمه بهداشت و درمان | علی‌نیا (۲۰۰۹)، فطرس و قدسی (۲۰۱۷) و دادگر و همکاران (۲۰۲۰) |
| کفایت کالری دریافتی از غذا | ضرغامی (۲۰۱۷)، سالم و همکاران (۲۰۱۸)، دادگر و همکاران (۲۰۲۰) و ابونوری و همکاران (۲۰۱۸) |
| سطح تحصیلات سرپرست خانوار | سالم و همکاران (۲۰۱۸)، ابونوری و همکاران (۲۰۱۸) و راغفر و اسفندیارپور (۲۰۱۵) |
| شاخص سواد خانوار | خلج و یوسفی (۲۰۱۴)، علی‌مدد (۲۰۰۸)، فطرس و قدسی (۲۰۱۷)، آسلین و آنه (۲۰۰۸) و علی‌نیا (۲۰۰۹) |
| محرومیت از تحصیل کودکان | راغفر و اسفندیارپور (۲۰۱۵)، خلج و یوسفی (۲۰۱۴)، عرب‌یار محمدی (۲۰۱۸) و دادگر و همکاران (۲۰۲۰) |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

## ۴-۲- محاسبه وزن‌ها

برای محاسبه وزن‌ها با استفاده از روش MCA، همه نماگرها در کل نمونه با اعمال حد محرومیت بعدی به متغیرهای دوجمله‌ای تبدیل و پس از محاسبه وزن‌ها، به نحوی مقیاس‌بندی می‌شوند که از یک طرف رسته پائین وزن صفر و رسته بالا وزن مثبت داشته باشد و از طرف دیگر جمع وزن‌ها یک می‌شود. از وزن‌های غیر صفر هر نماگر در روش AF استفاده می‌شود. در ضمن، مولفه اول ۸۰/۱۲ درصد از اینرسی کل را تبیین می‌کند. وزن‌های محاسبه شده در جدول ۳ ارائه شده است. همان‌گونه که گفته شد روش ریاضی MCA به نحوی است که علاوه بر ساختار ماتریس نشانگر با اصل شیوع نیز تطابق دارد به طوری که نماگرهایی با محرومیت بسیار پایین (یا بسیار بالا) وزن زیادی به خود می‌گیرند و ضریب همبستگی ۰/۶۲- ستون‌های وزن و محرومیت در جدول ۳ نیز مؤید این موضوع می‌باشد. برای مثال وزن نماگر محرومیت از تحصیل کودکان با محرومیت بعدی ۱ درصد برابر ۰/۱۱۸ و وزن نماگر فقر درآمدی با محرومیت بعدی ۱۸/۷ درصد برابر ۰/۰۸۰ است.

[1]. Alimadad (2008)
[2]. Alinia (2009)

**جدول ۳: وزن‌های حاصل از تحلیل تناظر چندگانه برای استفاده در روش AF و محرومیت بعدی هرکدام**

| نماگر | وزن | محرومیت بعدی (درصد) |
|---|---|---|
| فقر درآمدی | ۰/۰۸۰ | ۱۸/۷ |
| اشتغال | ۰/۰۴۱ | ۲/۲ |
| دارایی‌ها | ۰/۰۸۵ | ۱۶/۱ |
| ارتباطات | ۰/۰۷۴ | ۲۵/۰ |
| امکانات محل سکونت | ۰/۱۴۰ | ۲/۱ |
| نوع اسکلت بنای محل سکونت | ۰/۰۴۸ | ۶۱/۵ |
| مساحت سرانه مسکن | ۰/۰۸۸ | ۱۳/۳ |
| تعداد سرانه اتاق | ۰/۱۲۵ | ۳/۷ |
| دسترسی به بیمه بهداشت و درمان | ۰/۰۴۹ | ۲۸/۱ |
| کفایت کالری دریافتی از غذا | ۰/۰۱۷ | ۴۱/۰ |
| سطح تحصیلات سرپرست خانوار | ۰/۰۶۴ | ۶۰/۴ |
| شاخص سواد خانوار | ۰/۰۷۱ | ۱۵/۹ |
| محرومیت از تحصیل کودکان | ۰/۱۱۸ | ۱/۰ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

## ۴-۳- شاخص‌های فقر چندبعدی

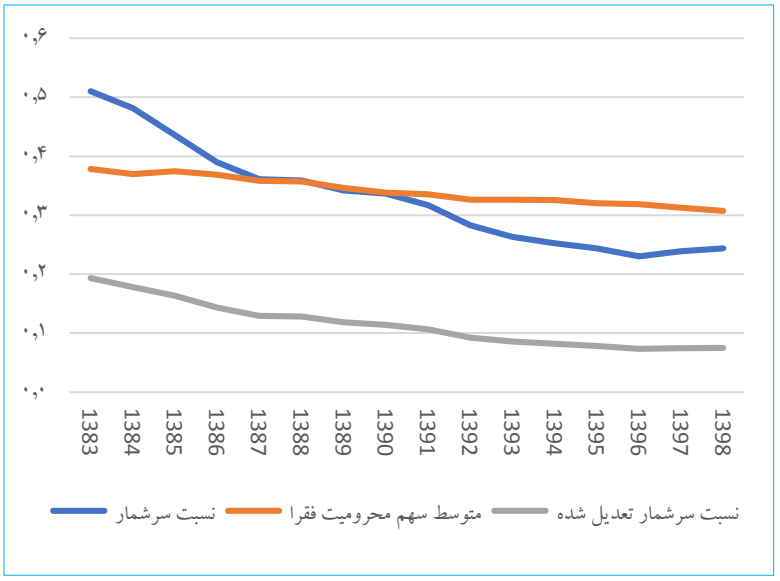
در این پژوهش طبق پیشنهاد آلکایر و فوستر (۲۰۱۱) از حد فقر متناظر با نسبت سرشمار ۳۰ درصد استفاده می‌شود که برابر با ۰/۲۰۹ است. علت انتخاب ۳ دهک پائین، به عنوان کم‌برخوردارترین گروه‌ها، این است که در برخی از پژوهش‌های فقر چندبعدی و حتی درآمدی (از جمله سالم و همکاران، ۲۰۱۸ و مرکز پژوهش‌های مجلس، ۲۰۱۸) فقر سرشمار در اطراف دهک سوم نوسان می‌کند. با به‌کارگیری وزن خانوارها و احتساب این حد فقر، متوسط سهم محرومیت فقرا و نسبت سرشمار تعدیل شده در کل نمونه به ترتیب ۳۴/۱۲ و ۱۰/۶۰ درصد خواهد بود. روند سالانه شاخص‌های سه‌گانه فقر چندبعدی در جدول ۴ ارائه شده است. محاسبه شاخص‌های فقر با استفاده از وزن خانوارها صورت می‌گیرد که نشان می‌دهد هر خانوار نماینده چند خانوار در کل جامعه است.

نزولی بودن شاخص‌ها را در تمام طول دوره بررسی (بجز دو سال آخر) می‌توان مشاهده کرد. همچنین، نمودار شاخص سرشمار فقر چندبعدی به طور کلی شکل محدب دارد، به این معنی که در ابتدای دوره روند کاهش فقر با سرعت زیادی پیش می‌رود ولی در انتهای دوره از سرعت آن کاسته شده و حتی در دو سال آخر شیب مثبت پیدا می‌کند و فقر رو به فزونی می‌گذارد (شکل ۲).

**جدول ۴: شاخص‌های سالانه فقر چندبعدی، با روش AF، وزن‌های حاصل از MCA و حد فقر ۳۰ درصدی**

| سال | نسبت سرشمار ($H$) | میانگین محرومیت ($A$) | نسبت سرشمار تعدیل شده ($M_0$) |
|---|---|---|---|
| ۱۳۸۳ | ۰/۵۱۰۵ | ۰/۳۷۸۵ | ۰/۱۹۳۲ |
| ۱۳۸۴ | ۰/۴۸۱۶ | ۰/۳۶۹۵ | ۰/۱۷۸۰ |
| ۱۳۸۵ | ۰/۴۳۶۰ | ۰/۳۷۴۷ | ۰/۱۶۳۳ |
| ۱۳۸۶ | ۰/۳۸۹۷ | ۰/۳۶۸۵ | ۰/۱۴۳۶ |
| ۱۳۸۷ | ۰/۳۶۰۸ | ۰/۳۵۸۳ | ۰/۱۲۹۳ |
| ۱۳۸۸ | ۰/۳۵۸۹ | ۰/۳۵۷۰ | ۰/۱۲۸۱ |
| ۱۳۸۹ | ۰/۳۴۲۲ | ۰/۳۴۶۲ | ۰/۱۱۸۵ |
| ۱۳۹۰ | ۰/۳۳۶۴ | ۰/۳۳۸۴ | ۰/۱۱۳۹ |
| ۱۳۹۱ | ۰/۳۱۶۸ | ۰/۳۳۵۵ | ۰/۱۰۶۳ |
| ۱۳۹۲ | ۰/۲۸۳۱ | ۰/۳۲۶۵ | ۰/۰۹۲۵ |
| ۱۳۹۳ | ۰/۲۶۳۳ | ۰/۳۲۶۳ | ۰/۰۸۵۹ |
| ۱۳۹۴ | ۰/۲۵۲۷ | ۰/۳۲۵۶ | ۰/۰۸۲۳ |
| ۱۳۹۵ | ۰/۲۴۳۸ | ۰/۳۲۰۵ | ۰/۰۷۸۱ |
| ۱۳۹۶ | ۰/۲۳۰۴ | ۰/۳۱۸۹ | ۰/۰۷۳۵ |
| ۱۳۹۷ | ۰/۲۳۸۹ | ۰/۳۱۲۸ | ۰/۰۷۴۷ |
| ۱۳۹۸ | ۰/۲۴۳۷ | ۰/۳۰۷۳ | ۰/۰۷۴۹ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**شکل ۲: روند شاخص‌های فقر چندبعدی بر پایه روش AF**

بررسی فقر منطقه‌ای نشان می‌دهد که بر حسب نسبت سرشمار تعدیل‌شده، استان‌های مازندران، سمنان، و تهران و البرز به ترتیب با ۷/۴۶، ۷/۸۶ و ۷/۹ درصد کمترین و سیستان و بلوچستان، کرمانشاه و لرستان به ترتیب با ۲۸/۲۲، ۱۵/۳۸ و ۱۴/۷۹ درصد بیشترین فقر را دارند. بر حسب نسبت سرشمار معمول، مازندران، تهران و البرز، و سمنان به ترتیب با ۲۲/۸۲، ۲۴/۲۷ و ۲۴/۹۴ درصد کمترین و سیستان و بلوچستان، قم و کرمانشاه به ترتیب با ۵۹/۹۹، ۴۳/۴۸ و ۴۲/۴۴ درصد بیشترین فقر را دارند. بر حسب میانگین محرومیت در میان فقرا که می‌تواند شاخص شدت فقر نیز تلقی شود، استان سمنان و سیستان و بلوچستان به ترتیب با ۳۱/۵۴ و ۴۷/۰۵ درصد کمترین و بیشترین میانگین را دارند. این اطلاعات در جدول ۵ ارائه شده است.

با توجه به این‌که یکی از ویژگی‌های شاخص نسبت سرشمار تعدیل‌شده در روش AF، جمع‌پذیر بودن آن است، بنابراین اگر کل نمونه به روش‌های مختلف گروه‌بندی شود (ازجمله گروه‌بندی سالانه و استانی)، میانگین موزون شاخص گروه‌ها (وزن: مجموع وزن خانوارهای هر گروه) برابر شاخص کل نمونه است. در این تحقیق نیز میانگین موزون نسبت سرشمار تعدیل‌شده سال‌ها و استان‌ها برابر با شاخص کل نمونه (۱۰/۶۰ درصد) می‌باشد.

### ۴-۴- مقایسه انواع روش‌های وزن‌دهی

وزن‌های مورد نیاز در روش AF (علاوه بر روش MCA)، به شکل‌های دیگری در ادبیات کاربردی تعریف و بکار گرفته شده‌اند که از آن جمله می‌توان به سایر روش‌های عاملی (سیانی و همکاران، ۲۰۱۹)، دیدگاه متخصصان (راغفر و اسفندیارپور، ۲۰۱۵) یا حتی وزن‌های یکسان نماگرها (ضرغامی، ۲۰۱۷) نیز اشاره کرد. در پژوهش‌هایی که از روش AF استفاده می‌کنند (همانند دانشگاه آکسفورد و بانک جهانی)، روش «تودرتو» نیز بسیار مرسوم است که در آن همه بعدها وزن یکسان و نماگرهای درون هر بعد نیز وزن یکسان دارند. در این بخش نتایج سه روش وزن‌دهی MCA، وزن‌های برابر و تودرتو ارائه و مقایسه می‌شود. برای مقایسه نتایج، به جای حد فقر ۳۰ درصدی، یکی از حد فقرهای متداول، یعنی $k = \frac{1}{3}$ به‌کار می‌رود. حد محرومیت بعدی نیز مشابه قسمت قبل است. نتیجه مقایسه در جدول ۶ ارائه شده است.

**جدول ۴: شاخص‌های فقر چندبعدی به تفکیک استان، برای کل دوره**

| استان | $H$ | $A$ | $M_0$ |
|---|---|---|---|
| اردبیل | ۳۳/۴۱ | ۳۴/۲۹ | ۱۱/۴۶ |
| اصفهان | ۲۶/۶۱ | ۳۲/۴۹ | ۸/۶۵ |
| ایلام | ۳۷/۷۷ | ۳۴/۱۴ | ۱۲/۸۹ |
| آذربایجان شرقی | ۳۳/۵۳ | ۳۲/۸۶ | ۱۱/۰۲ |
| آذربایجان غربی | ۳۵/۶۴ | ۳۴/۱۷ | ۱۲/۱۸ |
| بوشهر | ۲۶/۳۵ | ۳۳/۱۵ | ۸/۷۳ |
| تهران و البرز | ۲۴/۲۷ | ۳۲/۵۵ | ۷/۹۰ |
| چهارمحال و بختیاری | ۲۵/۵۶ | ۳۳/۰۳ | ۸/۴۴ |
| خراسان | ۳۲/۵۵ | ۳۴/۱۶ | ۱۱/۱۲ |
| خوزستان | ۳۶/۸۲ | ۳۴/۶۹ | ۱۲/۷۷ |
| زنجان | ۳۴/۶۶ | ۳۳/۷۹ | ۱۱/۷۱ |
| سمنان | ۲۴/۹۴ | ۳۱/۵۴ | ۷/۸۶ |
| سیستان و بلوچستان | ۵۹/۹۹ | ۴۷/۰۵ | ۲۸/۲۲ |
| فارس | ۲۶/۹۱ | ۳۲/۷۲ | ۸/۸۱ |
| قزوین | ۳۱/۱۰ | ۳۳/۵۹ | ۱۰/۴۵ |
| قم | ۴۳/۴۸ | ۳۲/۹۳ | ۱۴/۳۲ |
| کردستان | ۴۰/۵۶ | ۳۴/۸۶ | ۱۴/۱۴ |
| کرمان | ۴۰/۰۸ | ۳۶/۱۲ | ۱۴/۴۸ |
| کرمانشاه | ۴۲/۴۴ | ۳۶/۲۳ | ۱۵/۳۸ |
| کهگیلویه و بویراحمد | ۲۸/۱۰ | ۳۳/۸۲ | ۹/۵۰ |
| گلستان | ۳۸/۹۷ | ۳۵/۵۸ | ۱۳/۸۷ |
| گیلان | ۲۹/۴۷ | ۳۳/۴۳ | ۹/۸۵ |
| لرستان | ۴۱/۷۶ | ۳۵/۴۱ | ۱۴/۷۹ |
| مازندران | ۲۲/۸۲ | ۳۲/۷۱ | ۷/۴۶ |
| مرکزی | ۳۴/۴۲ | ۳۲/۴۴ | ۱۱/۱۷ |
| هرمزگان | ۳۹/۵۰ | ۳۶/۱۷ | ۱۴/۲۹ |
| همدان | ۳۷/۵۱ | ۳۳/۷۰ | ۱۲/۶۴ |
| یزد | ۲۶/۵۳ | ۳۳/۲۶ | ۸/۸۳ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

**جدول ۶: نتیجه به‌کارگیری روش AF با حد فقر تودرتو (یک سوم) و وزن‌های مختلف در کل نمونه**

| نحوه وزن‌دهی | $H$ | $A$ | $M_0$ |
|---|---|---|---|
| MCA | ۰/۱۳۱۳ | ۰/۴۴۷۳ | ۰/۰۵۸۷ |
| برابر | ۰/۲۰۰۳ | ۰/۴۶۷۲ | ۰/۰۹۳۶ |
| تودرتو | ۰/۲۹۳۵ | ۰/۴۴۲۲ | ۰/۱۲۹۸ |

**منبع:** یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، برای وزن‌های حاصل از MCA، مقدار شاخص سرشمار و سرشمار تعدیل‌شده فقر نسبت به دو روش دیگر کمتر است، لیکن اختلاف بین متوسط سهم محرومیت در میان فقرا چندان زیاد نیست و در ضمن ترتیب خاصی هم ندارد. علت پائین‌تر بودن

نسبت فقر سرشمار را می‌توان در ویژگی روش MCA جستجو کرد؛ نماگر هرچه شیوع بیشتری داشته باشد، به عبارت دیگر محرومیت در آن کمتر باشد، وزن بیشتری دریافت می‌کند (با شرط ثبات سایر شرایط). پس نماگرهای مبین محرومیت بیشتر، وزن کمتری خواهند داشت و خانوارهای دچار این محرومیت‌ها هم، درجه محرومیت ($c_i$) کمتری به دست می‌آورند که در نهایت به کمتر شدن تعداد فقرا ($q$) و پائین آمدن نسبت سرشمار منجر می‌شود. نبود تفاوت در متوسط سهم محرومیت نیز به دلیل آن است که در فرمول محاسبه این شاخص ($\frac{\sum c_i(k)}{q}$) به طور همزمان صورت و مخرج کاهش می‌یابند.

در حالی که مجموع وزن‌ها در هر سه حالت یک است، جمع موزون (وزن: نسبت محرومیت) وزن‌های حاصل از روش MCA، وزن برابر و تودرتو به‌ترتیب ۰/۱۶۸، ۰/۲۲۲ و ۰/۲۴۰ است. این اعداد را که می‌توان به عنوان متوسط «نمره محرومیت مرکب چندبعدی» خانوارها نیز تعبیر نمود، نتیجه جدول ۶ را به زبان نماگر مرکب بازگو می‌کنند. در نتیجه، فرآیند تشخیص با وزن‌های حاصل از MCA خانوارهایی را به عنوان فقیر معرفی می‌کند که محرومیت‌های بیشتر و جدی‌تری دارند، بخصوص اگر حد فقر همانند این تحقیق بر حسب درصد خاصی از جامعه نباشد. این ویژگی ازآن جهت اهمیت دارد که اگر در سیاست‌گذاری فقر محدودیت منابع وجود داشته باشد، این روش می‌تواند به شناسایی خانوارهایی که نیاز بیشتری دارند کمک کند.

### ۴-۵- سهم بعدها و نماگرها در شاخص نسبت سرشمار تعدیل‌شده

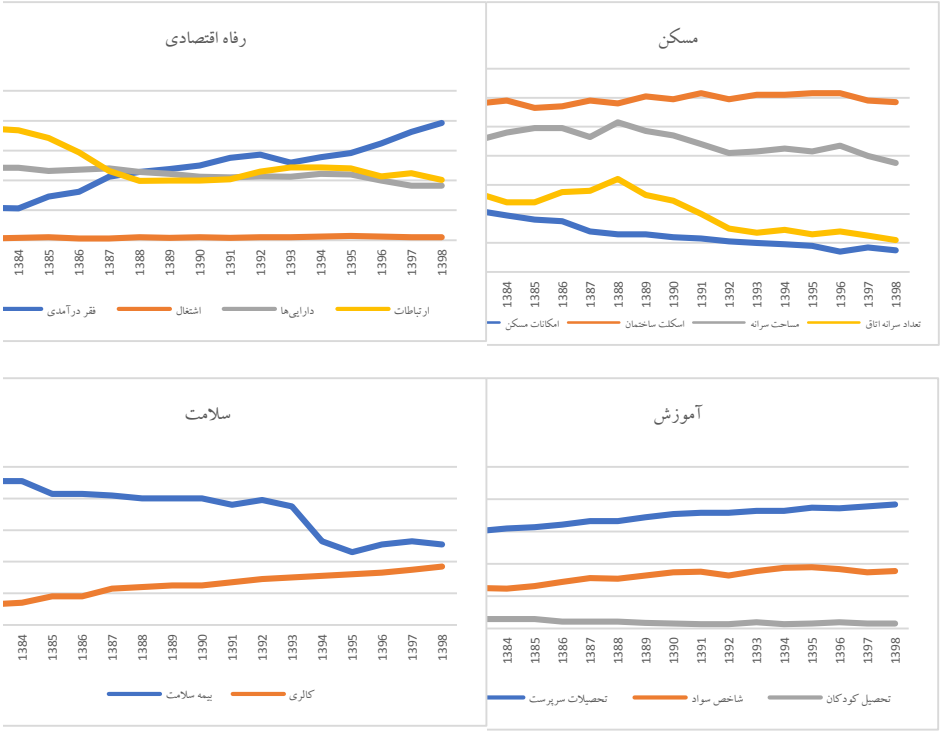
یکی از امکانات قابل توجه روش AF این است که می‌توان با استفاده از رابطه (۴) سهم هر نماگر در شاخص سرشمار تعدیل‌شده را محاسبه نمود. این امکان از ویژگی فروشکست بعدی[1] این روش حاصل می‌شود. در کل نمونه ۱۶ ساله، سطح تحصیلات سرپرست خانوار بیشترین سهم را دارد (۰/۱۷۴) و رتبه‌های بعدی به ارتباطات (۰/۱۲۵) و فقر درآمدی (۰/۱۲۳) تعلق دارد. البته این رتبه‌بندی در طی دوره مورد بررسی ثابت نیست، برای مثال اگر صرفاً آخرین سال (۱۳۹۸) مد نظر قرار گیرد، بیشترین سهم متعلق به فقر درآمدی (۰/۱۹۶) و پس از آن سطح تحصیلات سرپرست خانوار (۰/۱۹۲) و نوع اسکلت بنای محل سکونت (۰/۱۱۷) خواهد بود. اهمیت فقر درآمدی در

[1]. Dimensional Breakdown

فقر چندبعدی بسیار قابل توجه است. در کل نمونه، اشتغال (۰/۰۰۵)، محرومیت از تحصیل کودکان (۰/۰۱۰) و کفایت کالری دریافتی از غذا (۰/۰۲۶) نیز کمترین سهم را دارند.

به علت متفاوت بودن تعداد نماگرهای هر بعد، در بررسی سهم بعدها بهتر است بجای مجموع سهم نماگرهای هر بعد از میانگین سهم نماگرهای هر بعد استفاده شود. در این صورت، بعدهای رفاه اقتصادی، آموزش، مسکن و سلامت به ترتیب با میانگین سهم ۰/۰۹۰، ۰/۰۸۸، ۰/۰۶۹ و ۰/۰۴۹ رتبه اول تا چهارم را دارند.

بررسی روند فردی سهم نماگرها (شکل ۲) نشان می‌دهد که سهم نماگرهای فقر درآمدی، کفایت کالری، شاخص سواد خانوار و سطح تحصیلات سرپرست خانوار صعودی و سهم ارتباطات، امکانات محل سکونت، تعداد سرانه اتاق، مساحت سرانه مسکن و بیمه بهداشت و درمان نزولی بوده است. سایر نماگرها روند خاصی ندارند. شیب روند فقر درآمدی و کفایت کالری از شیب سایت نماگرها بیشتر است.




**منبع:** یافته‌های پژوهش

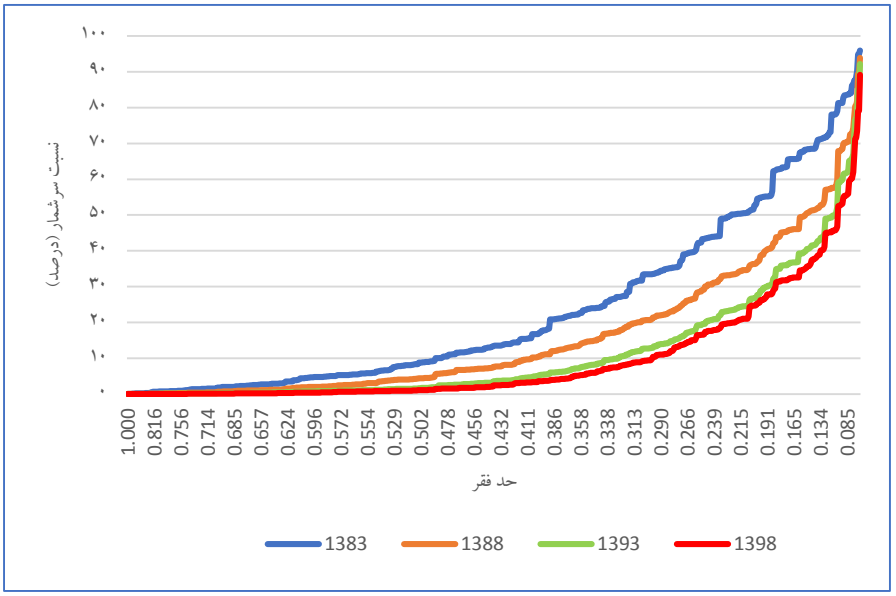
**شکل ۲: روند سهم نماگرها در شاخص نسبت سرشمار تعدیل‌شده**

با این توضیح که در رابطه (۴) سهم نماگر از تقسیم مقدار موزون نسبت سرشمار سانسورشده آن نماگر بر مقدار شاخص به دست می‌آید، می‌توان روند آن را با روند نسبت سرشمار سانسورنشده (محرومیت بعدی) مقایسه نمود. مقادیر محرومیت بعدی از رابطه $h_j = \frac{\sum_{i=1}^{n} v_i g_{ij}^0}{\sum_{i=1}^{n} v_i} \times 100$ به دست می‌آید که $v_i$ بیان‌گر وزن خانوار $i$ام است. مقادیر این محرومیت‌ها برای کل نمونه در جدول ۳ درج شده است. روند محرومیت در نماگرها بسیار مشابه روند سهم آن‌هاست با این تفاوت که دو نماگر آموزش یعنی تحصیلات سرپرست خانوار و شاخص سواد خانوار دارای محرومیت نسبتاً نزولی هستند ولی سهم آن‌ها شیب صعودی کمی دارد. در میان نماگرها فقط روند محرومیت در نماگر کفایت کالری و فقر درآمدی صعودی است که نشان می‌دهد جامعه شهری در این دو حوزه دچار افول شده است. به دلیل مشابهت، روند محرومیت‌های بعدی در این‌جا ارائه نمی‌شود.

### ۴-۶- تحلیل استواری[1] و استنباط آماری

یکی از پارامترهای روش AF حد فقر ($k$) است و مقدار آن بر نتایج اثر می‌گذارد. برای آزمون استواری نتایج در مقابل تغییر حد فقر از تحلیل سلطه مرتبه اول روی حد فقر استفاده می‌شود (آلکایر و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۳۵). در شکل ۴: نتیجه این آزمون برای نسبت سرشمار به نمایش درآمده است. نتایج حاکی از آن است که برای تمام مقادیر قابل قبول حد فقر، نسبت سرشمار کاهش یافته است. این نتیجه تاکیدی بر نزولی بودن فقر در دوره ۱۶ ساله است اما این آزمون فقط برای روند کلی و دوره‌های با فاصله چند سال (مثلاً ۵ سال) صادق است، در نتیجه کاهش نسبت سرشمار فقر از سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ را تایید نمی‌کند. از سوی دیگر، کاهش فاصله عمودی نمودارها تایید مجددی بر محدب بودن روند فقر چندبعدی است.

[1]. Robustness Analysis




**منبع:** یافته‌های پژوهش

**شکل ۴: آزمون سلطه مرتبه اول برای نسبت سرشمار روش AF**

برای استنباط آماری در خصوص شاخص‌های فقر حاصل از روش AF، نسبت سرشمار تعدیل‌شده مد نظر قرار می‌گیرد. توزیع نمونه‌گیری نسبت سرشمار تعدیل‌شده نرمال است. بر این اساس، آزمون آماری مقایسه شاخص در دو سال متوالی معادل آزمون برابری میانگین‌های دو جامعه می‌باشد؛ فرضیه و آماره این آزمون، به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0: M_{01} = M_{02} \\ H_0: M_{01} \neq M_{02} \end{cases} \qquad (۷)$$

نتایج آزمون فرضیه برابری شاخص نسبت سرشمار تعدیل‌شده هر سال با شاخص سال قبل نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ فرضیه صفر، مبنی بر برابر بودن نسبت سرشمار تعدیل‌شده، قابل رد کردن نیست، به عبارت دیگر، در این شاخص تغییر معناداری رخ نداده است. با این‌که طبق جدول ۴ در سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ نسبت سرشمار تعدیل‌شده افزایشی بوده است، اما در حدی نیست که با اطمینان بتوان افزایش این شاخص فقر را تایید کرد.

## ۵- نتیجه‌گیری

در این پژوهش با تلفیق وزن‌های حاصل از روش MCA در روش AF، فقر مناطق شهری ایران بین سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۸ اندازه‌گیری شد. نتایج نشان می‌دهد که روند ۱۶ ساله به طور کلی نزولی است اما در سه سال آخر این روند متوقف و حتی شکل صعودی گرفته است (اگرچه بر حسب نسبت سرشمار تعدیل‌شده از نظر آماری معنادار نیست). همچنین، این روند محدب است، یعنی با گذشت زمان کاهش فقر با سرعت کمتری صورت می‌گیرد. نتیجه تحلیل استواری، این روند را تایید می‌کند و آزمون آماری هم نشان می‌دهد که نسبت سرشمار تعدیل‌شده به جز سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ کاهشی بوده است. بررسی فقر منطقه‌ای هم نشان می‌دهد که استان‌های مازندران و سیستان و بلوچستان به ترتیب کمترین و بیشترین نسبت سرشمار و نسبت سرشمار تعدیل‌شده فقر را دارند. فاصله سیستان و بلوچستان از سایر استان‌ها به قدری است که می‌توان وضعیت آن را بسیار وخیم و مستلزم توجه خاص تلقی کرد. مقایسه سه روش مختلف وزن‌دهی نشان می‌دهد که روش MCA به دلیل پیروی از اصل شیوع، نسبت سرشمار کوچکتری را نشان می‌دهد و در نتیجه خانوارهایی را به عنوان فقیر شناسایی می‌کند که بیشترین محرومیت را دارند.

در مجموع، سهم چهار بعد مورد بررسیِ رفاه اقتصادی، آموزش، مسکن و سلامت در شاخص سرشمار تعدیل‌شده به ترتیب از بیشترین تا کمترین است. بررسی سهم نماگرها نشان از بالا بودن سهم تحصیلات سرپرست خانوار، ارتباطات و فقر درآمدی در شاخص نسبت سرشمار تعدیل‌شده دارد. کفایت کالری دریافتی از غذا با این‌که در کل سهم زیادی ندارد، اما سهم آن به همراه فقر درآمدی، شاخص سواد خانوار و سطح تحصیلات سرپرست خانوار در دوره ۱۶ ساله صعودی است. با توجه به اندازه و روند این سهم‌ها و نیز توجه به این نکته که از بین ۱۳ نماگر محرومیت بعدی دو نماگر فقر درآمدی و کفایت کالری صعودی است، لزوم توجه بیشتر و اولویت دادن به بهبود شرایط اقتصادی برای کاهش هر دو فقر درآمدی و چند بعدی نمایان می‌شود.

با مقایسه نتایج این پژوهش و پژوهش‌های مشابه، به نظر می‌رسد دلیل تفاوت نتایج بیشتر در نماگرهای انتخاب شده و سپس وزن نماگرها، حد محرومیت بعدی و در نهایت حد فقر باشد. انتخاب نماگرها امری هنجاری است (آلکایر، ۲۰۰۸) و اگر هدف از پژوهش فقر کمک به بهبود سیاست‌گذاری باشد، نماگرها باید متناسب با هدف مورد نظر آن سیاست‌گذار خاص انتخاب شوند.

## References


Abunouri, A. Salem, A. & Arab Yarmohammadi, J. (2018). "Assessing Iran's Educational Poverty in the Context of a Multidimensional Approach to Measuring Poverty". Quarterly Journal of Education **134**: 73-91.

Adetola, A. & Olufemi, P. (2012). "Determinants of Child Poverty in Rural Nigeria: A Multidimensional Approach". Global Journal of Human Social Science Arts & Humanities **12**(12): 38-52.

Alimadad, M. S. (2008). *Measurement of Multidimensional Poverty Indices in Iran: 2004 and 2006*, Master Thesis, Sharif University.

Alinia, P. (2009). *Multidimensional Poverty Measurement by Structural Equations Model*, Master Thesis, Sharif University.

Alkire, S. & Foster, J. (2011). "Counting and Multidimensional Poverty Measurement". Journal of Public Economics **95**(7-8): 476-487.

Alkire, S. (2008). "Choosing Dimensions: The Capability Approach and Multidimensional Poverty". In Nanak Chand Kakwani, Jacques Silber (Eds.): *The Many Dimensions of Poverty*. Palgrave Macmillan, pp. 89-119.

Alkire, S. Foster, J. Seth, S. Emma Santos, M. Roche, J. M. & Ballon, P. (2015). *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*, Oxford University Press.

Andayesh, Y. Afghah, S. M. & Hasanzadeh, F. (2021). "Measuring the Modified Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index (MPI) in Khuzestan Province: Taking into Account the Dimensions of Employment and Dwelling". Quarterly Journal of Quantitative Economics (Article In Press).

Arab Yarmohammadi, J. (2018). *A Multidimensional Approach to Measuring the Poverty of Theoretical Concepts and Empirical Evidence of the Iranian Economy*, PhD Thesis in Economics. Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University.

Asselin, L. M. & Anh V. T. (2008). "Multidimensional Poverty and Multiple Correspondence Analysis". In N. Kakwani and J. Silber. (eds), *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*. New York: Palgrave Macmillan, 80-103.

Asselin, L. M. (2009). *Analysis of Multidimensional Poverty: Theory and Case Studies*, Springer Science & Business Media.

Chakravarty, S. R. & Silber, J. (2008). "Measuring Multidimensional Poverty: the Axiomatic Approach". In Kakwani, N. & Silber, J. (eds.) *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement* (pp. 192-209). Palgrave Macmillan, London.

Ciani, M. Gagliardi, F. Riccarelli, S. & Betti, G. (2019). "Fuzzy Measures of Multidimensional Poverty in the Mediterranean Area: A Focus on

Financial Dimension". Sustainability **11**(1): 143. https://doi.org/10.3390/su11010143.

Dadgar, Y. Noferesti, M. & Mokhtari, M. (2020). "An Assessment of the Level, Trend, and Distribution of Multidimensional Poverty in Iran". The Journal of Planning and Budgeting **25**: 25-43.

El Bouhadi, A. Elkhider, A. & Kchirid, E. M. (2012). "The Multidimensional Approach to Poverty Measurement: Case of Morocco". Applied Econometrics and International Development **12**(2): 135-150.

Fetros, M. & Qudsi, S. (2017). "Comparison of the Performance of Iran's Development Programs with the Multidimensional Poverty Index Calculated by Alkire-Foster Methods". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **27**: 45-64.

Khalaj, S. & Yousefi, A. (2014). "Zoning the Distribution and Severity of Multidimensional Poverty in Urban and Rural Areas of Iran". The Journal of Spatial Planning **18**(4): 49-70.

Kratzer, N. (2018). *A Multidimensional Poverty Index for The United States*, Doctoral Dissertation, University of Kentucky.

Ministry of Cooperatives, Labor, and Social Welfare (2021). *Collection of Poverty Monitoring Reports: 1. Poverty Monitoring in 2020*, Tehran, Ministry of Cooperatives, Labor, and Social Welfare.

Raghfar, H. & Esfandiarpour, M. (2015). "Measuring Multidimensional Poverty in Iran during 2013-2014 (using Alkire-Foster Method)". Quarterly Journal of Economic Strategy **13**: 201-233.

Research Center of the Islamic Consultative Assembly (2018). *Iran's Poverty Line in 2016 and a Review of Its Calculation Method, Serial Number 16159*.

Salem, A. Abunouri, A. & Arab Yarmohammadi, J. (2018). "A Multidimensional Approach to Measuring Poverty; Theoretical Concepts and Empirical Evidence of the Iranian Economy in the Years 1370-1392". Social Welfare Quarterly **68**: 9-41.

Steinert, J. I. Cluver, L. D. Melendez-Torres, G. J. & Vollmer, S. (2016). "One Size Fits All? The Validity of a Composite Poverty Index Across Urban and Rural Households in South Africa". Social Indicators Research **136**(1): 51-72.

Thorbecke, E. (2007). "Multidimensional Poverty: Conceptual and Measurement Issues". In Nanak Chand Kakwani, Jacques Silber (Eds.): *The Many Dimensions of Poverty*. Palgrave Macmillan, pp. 3–19.

Zarghami, S. (2017). *Estimation of Multidimensional Poverty Index for Iran by Alkire-Foster Method and Comparison of its Trend with One-Dimensional Poverty Index*, Master Thesis, Sharif University.

**Original Research Article**

# Multidimensional poverty in Iranian urban areas from 2004 to 2019: Application of weights resulting from a multiple correspondence analysis by the Alkire-Foster method

**Hosein Rabiee**[1]
**Seyyed MohammadAli Kafai**[2]

Received: 26-12-2021 Accepted: 09-01-2022

**Introduction:** The extremely poor population (less than $ 1.9 daily income) has declined in the last three decades (World Bank, 2020), but more than 600 million people still suffer from severe poverty. Crises like the outbreak of the Covid-19 make the poverty even worse. Iran, as a middle-income country, has experienced a reduction in poverty in recent decades, but economic crises such as the stagflation in 2018 have increased the number of the poor.

The importance of poverty (and, of course, inequality) has brought the issue into the focus of politics and science, creating an extensive literature. To understand the nature and determinants of poverty and the ways to deal with it, many theories are introduced to pave the way for policy-making. Measuring poverty and drawing its map are the first step in the study and policy-making of it. Measuring poverty is impossible without defining it. Since the nineteenth century, when empirical research in the field of poverty began in England, the definition has undergone significant changes. Poverty was initially defined as an income below a poverty line, but, in the 1980s, the concept of multidimensional poverty was introduced and used as an alternative to income poverty. Along with conceptual developments, technical advances in the measurement of poverty have been made in both income and multidimensional poverty areas. In recent decades, these issues have spread in Iran, and various approaches have been used to measure poverty. In this regard, the present study measures multidimensional poverty in the urban areas of Iran.

[1]. Ph.D. Student, Development Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
[2]. Assistant Professor, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
Email: m-kafaie@sbu.ac.ir

**Methodology:** In this study, the Alkire-Foster (AF) method is used to measure multidimensional poverty. By this method, the identification stage is done in two steps, determining the level of deprivation and identifying the poor. Each of these steps has its own cutoff, which is why it is called the "dual cutoff method". The aggregation stage is done with special indices of this method. Calculating the indices requires three parameters including the dimensional deprivation cutoff vector, the indicators weight vector, and the poverty threshold. The weight of the indicators can be measured in four ways: 1) equal weight, 2) the views of experts or policy makers 3) participatory approach according to the priorities of the community and 4) statistical methods. In this study, the statistical method used for weighting is Multiple Corresponding Analysis (MCA).

MCA can be categorized under factorial methods that are formed around the concept of inertia and variance. The factorial approach has three important subsets: principal component analysis (PCA), factor analysis (FA), and MCA. As an intuitive description, PCA can be thought of as fitting an ellipsoid to a mass of $n$ points in the $d$ dimensional space, as the obtained elliptical diameters are the new axes. These axes are called the "principal component." Despite the advantages, the PCA method has its limitations. Among other things, this method is designed for numerical variables with the same scale. For ordinal categorical variables, the MCA method was developed as an extension of the Correspondence Analysis (CA) method.

**Results and Discussion:** As many as 13 indicators are selected in the four dimensions of "economic welfare", "housing", "health", and "education" with the data of the Household Expenditure and Income Survey in Iranian urban areas from 2004 to 2019. The calculation of the indicator weights by MCA is the first step. One of the factors affecting the weight of an indicator is the diffusion of that trait between households. Indicators with very low deprivation take higher weights. This feature is called the "prevalence principle". To implement the AF method, the poverty line corresponding to the headcount ratio of 30% is considered, which is equal to 0.209. Using the weights of households (i.e., the number of the households), average deprivation share across the poor and the adjusted headcount ratio in the whole sample are found to be 34.12 and 10.60 percent, respectively. After the calculation of the annual trend of the multidimensional poverty index, it emerges that this trend is downward and convex overall, but, in the last two years of the period, the headcount and the adjusted headcount ratio increase. Robustness analysis and statistical inference confirm these results. The study of regional poverty shows that Mazandaran and Sistan and Baluchestan have the lowest and the highest headcount and adjusted headcount ratios, respectively.

To compare the effects of the weighting method on the results, the poverty indices are calculated in terms of MCA, equal, and nested weights with a

poverty line of k = 1/3. The headcount indices of these three methods are 0.13, 0.20, and 0.29 percent, respectively. Also, the weights obtained from MCA achieve lower indices. The analysis of the contribution of the indicators in the adjusted headcount ratio of the whole sample indicates that "the education level of the household head", "communication facilities", and "income poverty" have the highest contribution.

**Conclusion:** The downward and convex trend of annual indices means that, over time, poverty reduction occurs at a slower slope and, finally in the last two years, poverty indices have an upward slope. Of course, this coincides with the stagflation in the Iranian economy. The examination of the deprivation trend in the indicators also shows that the indicators of "economic poverty", "calorie adequacy", "household literacy index", and "the education level of the household head" are upward. Meanwhile, the contribution of the first two indicators in terms of the adjusted headcount index in the period under study is increasing. In other words, in the last two years of this period, the indicators of both multidimensional and income poverty increased, which requires policymakers to pay attention to this issue. Specific policies should also be developed and implemented for areas and groups that are more impoverished.

**Keywords:** Multidimensional poverty, Alkire-Foster method, Multiple correspondence analysis method.