

برنامه ریزی و بودجه

شماره ۱۶۴

بهار ۱۴۰۳

شماره ۱

سال بیست و نهم

نمایه در ISC



مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

مدیر مسئول

دکتر مهدی برکچیان

سرمدیر

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

معاون سرمدیر

دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی

میترا اولیائی

نشانی وب سایت مؤسسه

عالی آموزش و پژوهش

مدیریت و برنامه ریزی

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

نشانی وب سایت نشریه

برای ارسال مقاله

<http://www.jpbdud.ir>

پست الکترونیک

info@jpbdud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱

شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰ ریال

چاپ: کهن

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک

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

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

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

دکتر ناصر خیابانی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر رضا خیراندیش

استاد اقتصاد و رئیس گروه حسابداری، اقتصاد و مالی، دانشکده بازرگانی دانشگاه

ایالاتی کلایتون

دکتر سیدجعفر سجادی

استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر علی دادبی

دانشیار گروه مالی دانشکده بازرگانی گوپتا دانشگاه دالاس

دکتر عباس شاکری

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر غلامعلی فرجادی

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

دکتر احمد مجتهد

استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیر هوشنگ مهریار

استاد بازنشسته مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر مسعود نیلی

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال آباد- خیابان شهید مختار عسگری - شماره ۶ -

مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی - طبقه پنجم

کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۴ تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۳

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه برنامه ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن برای ارتقای اعضای هیات علمی دانشگاه ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

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

فهرست مطالب

- ۳ | ■ توجیه انتخاب‌ها از طریق گزینش مناسب‌ترین مجموعه
هادی پهلوان یزدان‌آباد
- ۲۱ | ■ اثرات سیاست حمایت درآمدی بر مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹:
مطالعه‌ای بین‌کشوری
آرین دانشمند، علی مزیکی و محمدجواد قیداری
- ۵۱ | ■ دلالت‌های سمت عرضه ابهام‌گریزی برای معماهای صرف ریسک و نرخ
بدون ریسک
محمد فقهی کاشانی و زهرا ضیایی
- ۷۹ | ■ نقش شوک‌های درآمد و مخارج دولت در تغییرات تورم اقتصاد
ایران در شرایط مختلف وضعیت تورمی (با لحاظ اجزای مختلف
درآمد و مخارج دولت)
احمد عزتی شورگلی، نسرين حمیدی، رضا محمدپور و رضا عزتی
- ۱۰۵ | ■ تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار
شرکت
نگین قربانی برواتی، امید پورجیدری و احمد خدامی‌پور
- ۱۳۵ | ■ الگوی مطلوب ارائه گزارش تفریغ بودجه توسط دیوان محاسبات کشور
احمد تقی‌زاده و خلیل منصوری‌زاده

دکتر سجاد ابراهیمی

دکتر حمیده اصفهانی

دکتر هادی پهلوان

دکتر سیداحمد رضا جلالی‌نائینی

دکتر ناصر خیابانی

دکتر مهدی فدائی

دکتر علی متوسلی

برگردان چکیده‌ها به انگلیسی

علی رستمیان

ویراستار علمی و ادبی

مازیار چاپک

طراح

سعید زراعتی

توجیه انتخاب‌ها از طریق گزینش مناسب‌ترین مجموعه

h.pahlevan@imps.ac.ir

هادی پهلوان یزدان‌آباد

پژوهشگر اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۲

دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۱۹

چکیده: افراد معمولاً تلاش می‌کنند انتخاب‌هایشان را برای خود و دیگران توجیه کنند. آن‌ها این توجیه را نه تنها با انتخاب گزینه‌ها بلکه با انتخاب درست مجموعه‌ها نیز انجام می‌دهند. هدف این پژوهش، ارائه مدلی است که بتواند این ویژگی ذکر شده را در تصمیم‌گیری‌های فرد لحاظ کند. استدلال می‌کنیم تا زمانی که هدف صرفاً استنباط ترجیحات است، مدل این پژوهش مزیت‌های بیش‌تری نسبت به مدل‌های موجود دارد. در نهایت، به منظور آزمون پذیر شدن مدل، اصل مشخص‌کننده آن را بیان می‌کنیم و نشان می‌دهیم که این اصل شرط لازم و کافی برای مدل مطرح شده است.

کلیدواژه‌ها: محدودیت توجیه، محدودیت شناختی، ترجیحات آشکار شده، انتخاب قابل توجیه، رفتار عقلایی، انتخاب دومرحله‌ای

طبقه‌بندی JEL: D91, D81, D01

مقدمه

افراد معمولاً درصدد توجیه انتخاب‌هایشان، هم برای دیگران و هم برای خود، هستند (Shafir et al., 1993). از یک طرف، به نگاهی که نسبت به خود دارند و همین‌طور نگاهی که جامعه به آن‌ها دارد حساس هستند، و از طرف دیگر تمایل دارند که رفتار خودخواهانه و منفعت‌طلبانه داشته باشند (Zimmermann, 2020).

مدل‌های مختلفی بسط داده شده‌اند تا بتوانند رفتار انتخاب افراد را در شرایطی که محدودیت روانی وجود دارد، توضیح دهند. به منظور لحاظ کردن اثر محدودیت روانی بر رفتار فرد، این مدل‌ها قیودی (به صورت صریح یا ضمنی) را بر ساختار محدودیت روانی فرد اعمال می‌کنند (Salant & Rubinstein, 2008; Manzini & Mariotti, 2007; 2012; Cherepanov et al., 2013; Dean et al., 2017; Kibris et al., 2024).

از آن‌جا که مدل‌های موجود در ادبیات، قیود محدودکننده‌ای بر ساختار محدودیت شناختی فرد وضع می‌کنند، قابلیت کاربرد محدودی دارند. برای مثال، مدل **چرانیوف و همکاران (۲۰۱۳)** بیان می‌دارد که اگر یک گزینه در یک مجموعه قابل توجیه باشد، آن‌گاه در هر زیرمجموعه از آن مجموعه قابل توجیه است. اگرچه این مدل با برخی از رفتارهای انتخاب در شرایطی که محدودیت روانی وجود دارد سازگار است، اما برای مثال، قادر نیست الگوی انتخابی را توضیح دهد که فرد در هر مجموعه قادر به توجیه و متعاقباً انتخاب بهترین گزینه نیست.

در این پژوهش به ارائه مدلی می‌پردازیم که نسبت به مدل‌های موجود انعطاف بیش‌تر و نیاز به قیود کم‌تری دارد. اگرچه در مدل جدید امکان شناسایی ساختار محدودیت شناختی وجود ندارد تا زمانی که هدف صرفاً استنباط ترجیحات فرد باشد، مدل ارائه‌شده نسبت به مدل‌های موجود دارای مزیت بیش‌تری است، چرا که قابلیت کاربرد در دامنه وسیع‌تری از الگوهای انتخاب را دارد. برای این‌که درک بهتری از چارچوب جدید داشته باشیم، به ذکر یک مثال می‌پردازیم.

مثال ۱. فرض کنید که فرد در یک مهمانی است. دو میز را در نظر بگیرید، به‌طوری که روی میز اول ظرفی حاوی دو سیب (a_1 و a_2) و یک انبه (m_1) است و روی میز دوم ظرفی حاوی دو سیب و دو انبه (m_1 و m_2). فرد هیچ محدودیتی (روانی) برای انتخاب هر کدام از میزها ندارد (انتخاب هر کدام از میزها به‌راحتی برای او قابل توجیه است). اما او ممکن است برای انتخاب برخی از میوه‌های داخل سبد محدودیت داشته باشد. وقتی که میز ۱ تنها میز ممکن برای انتخاب اوست، او سیب را از ظرف روی میز انتخاب می‌کند. اما وقتی که هر دو میز در دسترس باشند، او ابتدا میز ۲ را انتخاب می‌کند،

سپس انبه را از ظرف روی میز ۲ برمی‌گزیند. به صورت فرمال:

$$D_1 = \{a_1, a_2, m_1\}, D_2 = \{a_1, a_2, m_1, m_2\}, F = \{D_1, D_2\}, F' = \{D_1\}$$

$$\varphi(F') = D_1, \varphi(F) = D_2, C(D_1) = a_1, C(D_2) = m_1$$

به‌طوری‌که:

φ : انتخاب هر مجموعه از میان مجموعه‌های در دسترس؛ و

C : انتخاب گزینه از میان گزینه‌های موجود در هر مجموعه.

فرض کنید که فرد انبه را به سبب ترجیح می‌دهد. وقتی که فقط میز ۱ وجود دارد؛ اگرچه او انبه را به سبب ترجیح می‌دهد، اما به دلیل در نظر گرفتن هنجارهای اجتماعی قادر به انتخاب تنها گزینه بهتر (انبه) نیست. پس سبب را انتخاب می‌کند. با این حال، وقتی که دو میز وجود دارد، او میزی (میز ۲) را انتخاب می‌کند که بتواند انتخاب گزینه مطلوب خود را توجیه کند. بنابراین، به‌راحتی انبه را از سبد روی میز ۲ انتخاب می‌کند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، هنگامی که محدودیت هنجار وجود دارد، فرد سعی می‌کند با انتخاب بهترین موقعیت (در مثال بالا انتخاب میز) مطلوبیت خود را بیشینه کند. در مثال بالا، هر ظرف میوه را به یک میز مجزا نسبت دادیم. اینک پرسشی که پیش می‌آید این است که آیا اگر هر دو ظرف روی یک میز قرار داشت، همچنان استدلال بالا صادق بود؟ جواب مثبت است. اگرچه موقعیت ظرف‌ها بر توانایی فرد در توجیه رفتار خود اثرگذار است، وقتی که فرد عامدانه سعی در توجیه رفتار خود دارد، می‌توان از این اثر چشم‌پوشی کرد. برای مثال، وقتی که هر دو ظرف روی یک میز قرار دارد، فرد سعی می‌کند نزدیک‌ترین صندلی به ظرف میوه‌ای را که حاوی دو سیب و دو انبه است انتخاب کند تا بتواند میوه مطلوب خود را به‌راحتی بردارد.

نتایج برخی از مطالعات اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی در راستای مثال (۱) است. برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهند که در بازی دیکتاتور^۱، فرد دیکتاتور ترجیح می‌دهد که از بخشی از پاداش صرف نظر کند تا از بازی خارج شود (Dana et al., 2006; Broberg et al., 2007). اگر فرد دیکتاتور وارد بازی شود، بیش‌ترین پاداش برای او قابل دسترس است. اما از آن‌جایی که بیش‌ترین پاداش برای او قابل توجیه نیست، ترجیح می‌دهد که از بازی خارج شود تا بتواند میزان پاداش بالاتری که همزمان قابل توجیه باشد، دریافت کند.

در مطالعات آزمایشگاهی مربوط به خیریه‌ها، برخی از مطالعات نشان می‌دهند که افراد مسیر خود

را عامدانه عوض می‌کنند تا با خیریه‌ها مواجه نشوند (Andreoni et al., 2017). در واقع، آن‌ها موقعیتی را انتخاب می‌کنند که امکان کمک به خیریه وجود نداشته باشد.

در این پژوهش، الگوهای رفتاری شبیه به مثال‌های بالا را مدل می‌کنیم. در مدل ما، افراد در دو مرحله تصمیم‌گیری می‌کنند. در مرحله یکم، بهترین موقعیت (یا بهترین مجموعه) را از میان موقعیت‌های موجود انتخاب می‌کنند، سپس در مرحله دوم، بهترین گزینه را از موقعیت انتخاب‌شده انتخاب می‌کنند. با وجود این، دو مرحله تصمیم‌گیری مستقل از هم نیستند. انتخاب مجموعه‌ای از میان مجموعه‌های موجود در مرحله یکم، بستگی به گزینه‌های موجود در آن مجموعه دارد که قرار است در مرحله دوم انتخاب کند.

در این پژوهش فرض می‌شود که فرد در مرحله یکم هیچ محدودیت شناختی (یا محدودیت توجیه) به مرحله یکم ندارد، اما در مرحله دوم برای انتخاب گزینه‌ها از مجموعه انتخاب‌شده ممکن است دارای محدودیت باشد. بنابراین، برخی از گزینه‌ها ممکن است قابل توجیه نباشند. برای نمونه، در مثال (۱) فرد برای هیچ‌کدام از مجموعه‌های D_1 و D_2 دارای محدودیت توجیه نیست، اما برای انتخاب گزینه m_1 در مجموعه D_1 دارای محدودیت توجیه است. در عمل، افراد ممکن است در مرحله یکم نیز دارای محدودیت توجیه باشند.

بار دیگر مثال (۱) را در نظر بگیرید. اگر افراد درون مهمانی شناخت قبلی از فرد داشته باشند ممکن است متوجه انگیزه او از انتخاب میز ۲ (D_2) شوند. در این صورت فرد ممکن است در مرحله یکم نیز دارای محدودیت توجیه باشد. اما از آن‌جا که انگیزه افراد در مرحله یکم سخت‌تر آشکار می‌شود، می‌توان از اثر محدودیت توجیه در این مرحله صرف نظر کرد. این استدلال در راستای پژوهش مور^۱ و همکاران (۲۰۰۵) است. طبق پژوهش آن‌ها، تا زمانی که رفتار افراد به صورت ساده و شفاف مورد سوال قرار نگیرد، آن‌ها می‌توانند رفتار خود را با دوری از موقعیت‌ها توجیه کنند. در پژوهش ما دوری از موقعیت، عدم انتخاب مجموعه‌ای است که محدودیت‌های بیش‌تری برای توجیه گزینه‌های بهتر وجود دارد.

برای این‌که مدل قابل‌آزمون باشد، صرفاً یک فرض (تا حد زیادی بدیهی) را بر مدل اعمال می‌کنیم. فرض اعمال‌شده بیان می‌دارد که: مجموعه‌ای همچون A دست‌کم به‌خوبی مجموعه‌ای چون B است اگر و فقط اگر گزینه قابل‌توجیه‌ای در مجموعه A وجود داشته باشد که دست‌کم به‌خوبی تمام گزینه‌های قابل‌توجیه مجموعه B باشد. فرض اعمال‌شده در راستای مطالعات آزمایشگاهی ذکرشده

در این پژوهش است. مثال خیریه را در نظر بگیرید. افراد مجموعه [عدم اهدا به خیریه] را به مجموعه [عدم اهدا به خیریه، اهدا به خیریه] ترجیح می‌دهند، زیرا بهترین گزینه قابل توجیه در مجموعه اول (عدم اهدا به خیریه) به بهترین گزینه قابل توجیه در مجموعه دوم (اهدا به خیریه) ترجیح دارد. استدلال مشابه در مورد سایر مثال‌ها نیز صدق می‌کند.

فرض اعمال شده همچنین در راستای برخی از مطالعات نظری است که به بررسی تعمیم رابطه‌ای ترجیحی بین گزینه‌ها به مجموعه‌های شامل آن گزینه‌ها می‌پردازد (Nehring & Puppe, 1999; Bossert, 1996; Lahiri, 2003; Qin, 2015). طبق نظر باسرت (۱۹۹۶)، اگر مطلوبیت غیرمستقیم تنها ویژگی هر مجموعه از گزینه‌ها باشد، آن‌گاه می‌توان مجموعه‌ها را بر اساس مقایسه بهترین گزینه‌های هر کدام از آن مجموعه‌ها رتبه‌بندی کرد. طبق نه‌رینگ و پوپه (۱۹۹۹)، یک مجموعه مفروض همچون A به مجموعه مفروض دیگری همچون B ترجیح دارد اگر و فقط اگر گزینه‌ای همچون a در A موجود باشد، به‌طوری که به تمام گزینه‌های موجود در B ترجیح داشته باشد. طبق لاهیری (۲۰۰۳)، مجموعه A به مجموعه B ترجیح دارد اگر و فقط اگر دست‌کم یک گزینه در مجموعه A وجود داشته باشد که به تمام گزینه‌های مجموعه $B \cup A$ ترجیح داشته باشد.

فرض اعمال شده به مدل پژوهش حاضر با ویژگی پژوهش‌های ذکر شده در بالا متفاوت است. از آن‌جا که فرض می‌شود برخی از گزینه‌ها در مجموعه ممکن است قابل توجیه نباشند، افراد مجموعه‌ها را لزوماً بر اساس بهترین گزینه‌های موجود در آن‌ها رتبه‌بندی نمی‌کنند. همان‌طور که اشاره شد، در چارچوب پژوهش ما افراد مجموعه‌ها را بر اساس بهترین گزینه‌های قابل توجیه در هر کدام از مجموعه‌ها رتبه‌بندی می‌کنند.

به‌طور کلی، سهم این پژوهش در دو مورد خلاصه می‌شود: ۱. مدل منعطفی ارائه می‌دهد که قیود کم‌تری بر ساختار محدودیت شناختی فرد وضع می‌کند، پس قابلیت کاربرد در دامنه وسیع‌تری از الگوهای انتخاب را دارد؛ و ۲. چارچوب جدیدی برای رتبه‌بندی مجموعه‌ها بر اساس رتبه‌بندی گزینه‌های موجود در مجموعه‌ها ارائه می‌دهد.

مبانی نظری پژوهش

مجموعه X را به عنوان مجموعه متناهی از گزینه‌ها، $K(X)$ را به عنوان مجموعه‌ای دلخواه از زیرمجموعه‌های ناتهی X و $K'(K(X))$ را به عنوان مجموعه‌ای دلخواه از زیرمجموعه‌های ناتهی $K(X)$ در نظر بگیرید. رابطه $b \subseteq X \times X$ رابطه‌ای دودویی روی مجموعه X است. می‌گوییم x با y طبق

رابطه b در ارتباط است اگر $(x, y) \in b$ که گاه به صورت $x b y$ نیز نوشته می‌شود. بخش متقارن $I(b)$ و بخش نامتقارن $P(b)$ رابطه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I(b) = \{(x, y) \in X \times X \mid (x, y) \in b \wedge (y, x) \in b\}$$

$$P(b) = \{(x, y) \in X \times X \mid (x, y) \in b \wedge (y, x) \notin b\}$$

همچنین، رابطه قطری مجموعه X به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D^X = \{(x, x) \in X \times X \mid x \in X\}$$

ترکیب^۱ دو رابطه b و b' به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$b \circ b' = \{(x, y) \in X \times X \mid \exists z \in X: (x, z) \in b \wedge (z, y) \in b'\}$$

$(b^i)_{i=1}^m$ را دنباله متناهی از روابط در نظر بگیرید، به طوری که:

$$b = b^1, b^i = b \circ b^{i-1} \quad (i \geq 2)$$

با توجه به روابط بالا، بستر متعدی^۲ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$tc(b) = \bigcup_{i=1}^m b^i$$

که m عدد مربوط به آخرین رابطه ترکیبی به دست آمده است. اگر X نامتناهی باشد، m بی نهایت است.

همچنین، روابط زیر برای بستر متعدی برقرار است:

$$b \subseteq tc(b), [b \subseteq b'] \Rightarrow tc(b) \subseteq tc(b')$$

رابطه b :

انعکاسی^۳ است هرگاه به ازای $x \in X$ رابطه $(x, x) \in b$ برقرار باشد.

متعدی یا گذرا^۴ است هرگاه به ازای تمام $x, y, z \in X$:

$$[(x, y) \in b \wedge (y, z) \in b] \Rightarrow (x, z) \in b$$

کامل^۵ است هرگاه به ازای تمام $x, y \in X$ و $x \neq y$:

$$(x, y) \in b \vee (y, x) \in b$$

ضدتقارن^۶ است هرگاه به ازای تمام $x, y \in X$:

$$[(x, y) \in b \wedge (y, x) \in b] \Rightarrow x = y$$

1. Composition
2. Transitive Closure
3. Reflexive
4. Transitive
5. Complete
6. Antisymmetric

ضدچرخه‌ای است هرگاه به‌ازای $n \in \mathbb{Z}^+$:

$$[x_1 P(b)x_2 P(b)x_3 \dots P(b)x_n] \Rightarrow x_1 \neq x_n$$

به رابطه‌ای که دارای ویژگی‌های تعدی، انعکاسی و ضدتقارن باشد، رابطه‌ی ترتیب جزئی^۱ و به رابطه‌ای که علاوه بر این ویژگی‌ها دارای ویژگی کامل بودن باشد، رابطه‌ی خطی مرتب^۲ گویند. همچنین، به رابطه‌ای که دارای ویژگی تعدی و کامل بودن باشد، رابطه‌ی ترتیبی ضعیف^۳ گویند.

$C: K(X) \rightarrow X$ تابع انتخاب روی مجموعه X است، به‌طوری که به‌ازای تمام $S \in K(X)$ داریم $C(S) \in S$ فرض می‌شود که $C(S) \neq \emptyset$. $C(S) \rightarrow K(X)$. $\varphi: K'(K(X)) \rightarrow K(X)$. تابع انتخاب روی مجموعه $K(X)$ است، به‌طوری که به‌ازای $\omega \in K'(K(X))$ رابطه $\varphi(\omega) \in \omega$ برقرار است. برای جلوگیری از ابهام، از این به بعد در پژوهش حاضر φ را تابع گزینش مجموعه می‌نامیم. همچنین، فرض می‌شود که $\varphi(\omega) \neq \emptyset$ یک تابع محدودیت توجیه، نگاشتی است به صورت $\mathcal{H}: K(X) \rightarrow K(X)$ به‌طوری که به‌ازای $S \in K(X)$ داریم $\mathcal{H}(S) \subseteq S$ ، $\mathcal{H}(S) \neq \emptyset$ و $C(S) \in \mathcal{H}(S)$. در واقع، $\mathcal{H}(S)$ مجموعه تمام گزینه‌های قابل توجیه در S است. رابطه $>$ و $\geq^0$ به‌ترتیب رابطه ترجیحی روی مجموعه‌های X و $K(X)$ است. $P(\geq^0)$ و $I(\geq^0)$ به‌ترتیب اشاره به بخش اکید و هم‌ارزی رابطه $\geq^0$ دارد. فرض می‌شود که $>$ دارای ترتیب خطی و $\geq^0$ دارای ترتیب ضعیف است.

برای قابل آزمون شدن مدل، فرض زیر را بر مدل اعمال می‌کنیم.

فرض تعمیم‌پذیری رابطه‌ی ترجیحی اکید. $S'P(\geq^0)S$ اگر و فقط اگر وجود داشته باشد $x \in \mathcal{H}(S')$ به‌طوری که به‌ازای $y \in \mathcal{H}(S)$ به‌طوری که $x \neq y$ رابطه $x > y$ برقرار باشد.

فرض بالا بیان می‌دارد که S' به‌طور اکید به S ترجیح دارد اگر و فقط اگر دست‌کم یک گزینه قابل توجیه در مجموعه S' وجود داشته باشد، به‌طوری که به تمام گزینه‌های قابل توجیه در مجموعه S ترجیح داشته باشد.

برخلاف مطالعات موجود (Cherepanov et al., 2013; Ridout, 2020; Masatlioglu et al., 2012)، هیچ محدودیتی بر ساختار تابع محدودیت توجیه $\mathcal{H}$ وضع نکردیم. بنابراین، از این جهت مدل قابلیت کاربرد در دامنه وسیع‌تری از الگوهای انتخاب را دارد. همچنین، برای شناسایی ترجیحات بی‌تفاوتی میان مجموعه‌ها فرض مشابه زیر را به مدل وضع می‌کنیم.

ویژگی تعمیم‌پذیری رابطه‌ی ترجیحی بی‌تفاوتی. $S'I(\geq^0)S'$ اگر و فقط اگر بهترین گزینه

1. Partial Order
2. Linear Order
3. Weak Order

قابل توجیه در هر دو مجموعه یکسان باشد.

تعریف ۱. تابع گزینش φ یک تابع گزینش مبتنی بر رفتار عقلایی است اگر و فقط اگر رابطه ترتیبی ضعیفی همچون $\succsim^0$ وجود داشته باشد، به طوری که:

$$\varphi(\omega) = \{S \in \omega \mid \forall S' \in \omega: (S', S) \notin P(\succsim^0)\}.$$

فرض انتخاب چند مجموعه (بیشینه) که فرد نسبت به آن‌ها بی تفاوت است، فرض مناسب و معقولی برای مدل ما نیست. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، ترجیحات افراد روی مجموعه‌ها نشئت گرفته از ترجیحات افراد روی بهترین گزینه‌های قابل توجیه این مجموعه‌هاست. پس اگر فرد نسبت به دو مجموعه بی تفاوت است، بدین معناست که بهترین گزینه قابل توجیه در این دو مجموعه یکسان است. بنابراین، نیازی به انتخاب هر دو مجموعه نیست. از این‌رو، در تابع گزینش بالا، آنچه نیاز است این است که هیچ کدام از مجموعه‌های انتخاب نشده به طور اکید بهتر از مجموعه یا مجموعه‌های انتخاب شده نباشند. اکنون تابع انتخاب روی گزینه‌ها را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

تعریف ۲. تابع انتخاب C قابل توجیه است اگر و فقط اگر یک رابطه خطی همچون $>$ و یک تابع توجیه همچون $\mathcal{H}$ وجود داشته باشد، به طوری که:

$$C(S) = \{x \in \mathcal{H}(S) \mid \forall y \in \mathcal{H}(S): x > y\}$$

با توجه به تابع انتخاب بالا، ابتدا فرد گزینه‌های قابل توجیه را در مجموعه S تعیین می‌کند، سپس بهترین گزینه را از این مجموعه انتخاب می‌کند. با توجه به این‌که ما هیچ قیدی بر ساختار محدودیت توجیه ($\mathcal{H}$) وضع نکرده‌ایم، مشاهده‌های C به تنهایی هیچ اطلاعاتی در مورد ترجیحات فرد و همین‌طور محدودیت‌های توجیه به ما نمی‌دهد. اما از آن‌جا که علاوه بر انتخاب افراد از هر مجموعه، ممکن است انتخاب افراد از خود مجموعه‌ها را نیز مشاهده کنیم، می‌توان در مورد ترجیحات افراد و همین‌طور محدودیت‌های توجیه آن‌ها اطلاعات به دست آورد. دقت شود که برخلاف پژوهش‌های موجود، ما قادر به شناسایی $\mathcal{H}$ نیستیم. اطلاعاتی که می‌توان به دست آورد صرفاً در این حد است که در برخی موقعیت‌ها می‌توان تعیین کرد که فرد برای انتخاب گزینه‌های بهتر محدودیت توجیه دارد یا نه. نشان می‌دهیم با توجه به فرایند انتخابی که در تعریف (۳) ذکر شده است، نه تنها می‌توانیم در مورد ترجیحات و محدودیت‌های شناختی فرد استنباط کنیم، بلکه می‌توانیم آن را از طریق داده‌های مشاهده پذیر بیازماییم.

تعریف ۳. یک فرایند انتخاب، فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی^۱ است اگر و فقط اگر φ یک

تابع گزینش مبتنی بر رفتار عقلایی، C یک تابع انتخاب قابل توجیه، و $\succeq^0$ ویژگی تعمیم‌پذیری رابطه ترجیحی اکید و بی‌تفاوتی را برآورده کند.

طبق فرایند انتخاب بالا، فرد ابتدا در مرحله یکم بهترین مجموعه را از میان مجموعه‌های در دسترس انتخاب می‌کند، سپس در مرحله دوم، بهترین گزینه قابل توجیه را از مجموعه انتخاب‌شده انتخاب می‌کند. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، انتخاب مرحله یکم مستقل از انتخاب مرحله دوم نیست، انتخاب هر مجموعه بستگی به گزینه‌های قابل توجیه آن مجموعه دارد که فرد قرار است در مرحله دوم انتخاب کند.

اگرچه فرایند انتخاب تعریف‌شده در بالا دارای مولفه‌های مشاهده‌ناپذیر است، اما دارای دلالت‌های تجربی مشاهده‌پذیر است. برای درک بهتر، بار دیگر مثال (۱) را در نظر بگیرید. فرد D_2 را از $\mathcal{F} = \{D_1, D_2\}$ انتخاب می‌کند. طبق فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی، از این انتخاب نتیجه می‌گیریم که فرد $C(D_2)$ را به $C(D_1)$ ترجیح می‌دهد. اینک دو مجموعه دیگر $D_3 = \{m_1\}$ و $D_4 = \{a_1, m_1\}$ را در نظر بگیرید، به‌طوری که $C(D_4) = a_1$ و $C(D_3) = m_1$ مجموعه $\mathcal{F}' = \{D_3, D_4\}$ را در نظر بگیرید. طبق فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی، اگر فرد عقلایی رفتار کند نمی‌تواند D_4 را از مجموعه $\mathcal{F}'$ انتخاب کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرایند انتخاب ذکرشده قیودی بر رفتار انتخاب فرد اعمال می‌کند که نشان می‌دهد چه رفتارهایی سازگار با این فرایند است و چه رفتارهایی نیست. در بخش بعد، محتوای تجربی فرایند انتخاب ذکرشده را معرفی می‌کنیم.

محتوای تجربی فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی

همان‌طور که اشاره شد، هر فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی دلالت‌های مشاهده‌پذیر دارد. همان‌طور که در بخش قبل بیان شد، رفتار عقلایی ایجاب می‌کند که فرد D_4 را از مجموعه $\mathcal{F}'$ انتخاب نکند. فرایند انتخاب ذکرشده در این پژوهش می‌تواند دلالت‌های گوناگونی داشته باشد که رفتار انتخاب بالا صرفاً یکی از آن‌هاست. اینک پرسشی که مطرح می‌شود این است که چه شرط جامعی را می‌توان بر انتخاب‌های فرد تحمیل کرد تا بتوان مطمئن شد که این شرط تمام رفتارهای انتخاب نشئت‌گرفته از فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی را از سایر رفتارهای انتخاب تمییز می‌دهد؟ اصل انتخابی که در ادامه معرفی می‌کنیم، دارای این ویژگی است.

تعریف ۴. دو گزینه متمایز دلخواه $x, y \in X$ را در نظر بگیرید. در آن صورت $(x, y) \in b$ اگر و فقط اگر وجود داشته باشد $(K'(K(X)), \mathcal{F})$ و $B \in \mathcal{F}$ به‌طوری که $C(A) = x$ ، $C(B) = y$ و $A = \varphi(\mathcal{F})$

اصل مشخص کننده^۱. به ازای هر مجموعه دلخواهی از گزینه‌ها $\{x_i\}_{i=1}^n$ داریم $(x_i, x_i) \notin tc(b)$. اصل بالا تضمین می‌کند که ترجیحات فرد دارای چرخه نباشد. برای این که درک بهتری از کارکرد این اصل داشته باشیم، فرض کنید که انتخاب‌های فرد به صورت زیر است:

$$\mathcal{F}_1 = \{A, B\}, \varphi(\mathcal{F}_1) = A, \mathcal{F}_2 = \{C, D\}, \varphi(\mathcal{F}_2) = C, \mathcal{F}_3 = \{E, F\}, \varphi(\mathcal{F}_3) = E, C(B) = C(C), C(D) = C(E), C(F) = C(A).$$

به طوری که $\mathcal{F}_i \in K'(K(X))$ و $A, B, C, D, E, F \in K(X)$. همچنین، فرض کنید که به غیر از موارد بالا، هیچ دو مجموعه دیگری وجود ندارد که انتخاب‌های یکسانی داشته باشند. با توجه به انتخاب‌های بالا داریم:

$$C(A) \succ C(B) = C(C) \succ C(D) = C(E) \succ C(F) = C(A)$$

که رابطه بالا اصل مشخص کننده مدل را نقض می‌کند. همچنین، با توجه به فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی، از انتخاب‌های بالا نتیجه می‌گیریم که $C(A) > C(A)$ که این تناقض است، زیرا رابطه $>$ خطی است. می‌توان نشان داد که نه تنها اصل مطرح شده شرط کافی برای یک فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی است، بلکه شرط لازم برای آن نیز است. این گزاره در قضیه (۱) مطرح شده است.

قضیه ۱. یک فرایند انتخاب، فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی است اگر و فقط اگر اصل مشخص کننده برآورده شود.

اثبات. ابتدا نشان می‌دهیم که رابطه b رابطه $>$ را نتیجه می‌دهد. طبق تعریف اگر xy آن گاه وجود دارد $\mathcal{F} \in K'(K(X))$ و $A, B \in \mathcal{F}$ به طوری که $C(A) = x$ ، $C(B) = y$ و $A = \varphi(\mathcal{F})$. با توجه به این که فرایند انتخاب، یک فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی است، گزینش مجموعه A از $\mathcal{F}$ در صورتی که مجموعه B نیز در دسترس است، نشان می‌دهد که بهترین گزینه قابل توجیه در مجموعه A به بهترین گزینه قابل توجیه در مجموعه B ترجیح دارد. طبق فرایند انتخاب مذکور، همچنین نتیجه می‌گیریم که $C(A)$ و $C(B)$ به ترتیب بهترین گزینه قابل توجیه در مجموعه‌های A و B هستند. بنابراین، $x > y$. پس طبق تعریف $tc(b)$ اگر به ازای یک مجموعه دلخواه همچون $\{x_i\}_{i=1}^n$ رابطه $(x_i, x_i) \in tc(b)$ برقرار باشد (نقض اصل مشخص کننده) آن گاه خواهیم داشت $x > x$ که این رابطه در تناقض با فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی است، زیرا $>$ یک رابطه خطی مرتب است. پس اصل مشخص کننده شرط لازم برای فرایند انتخاب ذکر شده در این پژوهش است.

اینک نشان می‌دهیم که اصل ذکرشده برای ساخت یک فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی کفایت می‌کند. فرض کنید که اصل مشخص‌کننده برآورده شود. در این صورت طبق تعریف، رابطه b ضدچرخه‌ای خواهد بود که می‌توان آن را به یک رابطه خطی مرتب همچون $\bar{b}$ تعمیم داد (Suzumura, 1983). اکنون دو تعریف زیر را در نظر بگیرید:

$$1. S \supset S' \text{ اگر و فقط اگر } C(S) \supset C(S')$$

$$2. S \approx S' \text{ اگر و فقط اگر } C(S) = C(S')$$

اکنون نشان می‌دهیم که فرایند تصمیم‌گیری فرد در راستای بیشینه‌سازی روابط ترجیحی $(\supset \cup \approx)$ و $\bar{b}$ است. به عبارت دیگر، به‌ازای هر $\omega \in K'(K(X))$ و $S \in \omega \in K'(K(X))$ داریم؛ $\varphi(\omega) = \{S \in \omega \mid \forall S' \in \omega: (S', S) \notin \supset\}$ و $C(S) = \{x \in \mathcal{H}(S) \mid \forall y \in \mathcal{H}(S): x \bar{b} y\}$ برای این‌که نشان دهیم $S = \varphi(\omega)$ مجموعه بهینه (نه لزوماً تنها مجموعه بهینه) در ω است، فرض کنید که وجود دارد $\hat{S} \in \omega$ به‌طوری که $S \supset \hat{S}$. طبق تعریف، $C(S) \supset C(\hat{S})$ از آن‌جا که $S = \varphi(\omega)$ داریم $C(S) = C(\hat{S})$ یا $C(S) \supset C(\hat{S})$ اگر $C(S) = C(\hat{S})$ آن‌گاه $C(S) \supset C(\hat{S})$ دلالت بر این دارد که $C(S) \supset C(\hat{S})$ با توجه به آنچه که در ابتدای اثبات قضیه بیان شد، از این رابطه نتیجه می‌گیریم که $C(\hat{S}) > C(S)$ تناقض است، زیرا $>$ یک رابطه خطی مرتب است و نمی‌تواند دارای ویژگی خودانعکاسی باشد. اگر $C(S) \supset C(\hat{S})$ ، آن‌گاه نتیجه می‌گیریم که $C(S) > C(\hat{S})$ که این تناقض است، زیرا از $C(\hat{S}) \supset C(S)$ نتیجه می‌گیریم که $C(\hat{S}) > C(S)$ که با توجه به ضدتقارن بودن رابطه $>$ این دو نتیجه همزمان نمی‌تواند برقرار باشد. بنابراین، S بهترین مجموعه در ω است. از آن‌جا که $C(S) \in \mathcal{H}(S)$ تنها قید بر ساختار $\mathcal{H}$ است، می‌توان نتیجه گرفت که طبق رابطه $\bar{b}$ ، $C(S)$ بهترین گزینه قابل‌توجیه در مجموعه S است.

قضیه بالا نشان می‌دهد که اگرچه فرایند انتخاب مطرح‌شده مبتنی بر مولفه‌های غیرقابل‌مشاهده همچون ترجیحات روی مجموعه، ترجیحات روی گزینه‌ها، و همین‌طور تابع محدودیت توجیه است، اما اصل مشخص‌کننده معیاری فراهم می‌کند که بتوان مدل را به‌طور کامل در معرض آزمون تجربی قرار داد. در حقیقت، تا زمانی که داده‌های انتخاب این اصل را برآورده کنند نه‌تنها می‌توان اطمینان حاصل کرد که رفتار فرد نشئت‌گرفته از فرایند انتخاب دومرحله‌ای راهبردی است، بلکه می‌توان تضمین کرد که فرایند ذکرشده از طریق داده‌ها قابل‌ایجاد است. به عبارت دقیق‌تر، اگر این اصل برآورده شود، می‌توان رابطه‌ای ترجیحی مربوط به مجموعه‌ها و همین‌طور گزینه‌ها ساخت که متناسب با رفتار بیشینه‌سازی ترجیحات فرد در چارچوب پژوهش ما باشد.

اکنون اصل ضعیف‌تری را نسبت به اصل مشخص‌کننده در این پژوهش مطرح می‌کنیم. سپس نشان می‌دهیم که اگر این اصل برقرار باشد، با قید شروطی بر دامنه انتخاب گزینه‌ها و همین‌طور دامنه انتخاب مجموعه‌ها، رابطه b در تعریف (۴) یک رابطه ترجیحی آشکار شده با ویژگی کامل و گذرا بودن است.

اصل عدم تقارن انتخاب‌ها. به‌ازای $x, y \in X$ اگر $(x, y) \in b$ آن‌گاه $(x, y) \notin b$.

قضیه ۲. فرض کنید که $K(X)$ شامل تمام مجموعه‌های تک‌عضوی و $K'(K(X))$ شامل تمام مجموعه‌های دو و سه‌عضوی متشکل از مجموعه‌های تک‌عضوی $K(X)$ باشد. در این صورت، اگر اصل عدم تقارن انتخاب‌ها برآورده شود، آن‌گاه رابطه b کامل و گذرا خواهد بود.

اثبات. طبق فرض، به‌ازای تمام $\{x\}, \{y\} \in K(X)$ رابطه $\{\{x\}, \{y\}\} \in K'(K(X))$ برقرار است. از آن‌جا که φ نمی‌تواند تهی باشد، می‌دانیم که یکی از مجموعه‌های $\{x\}$ و $\{y\}$ باید از $\{\{x\}, \{y\}\}$ انتخاب شوند. پس به‌ازای تمام $\{x\}, \{y\} \in K(X)$ یکی از دو حالت xyb یا ybx برقرار است. اینک می‌خواهیم نشان دهیم که رابطه b گذراست. فرض کنید که xyb و ybz می‌خواهیم نشان دهیم که رابطه xbz نیز برقرار است. طبق فرض می‌دانیم که $\{\{x\}, \{y\}, \{z\}\} \in K'(K(X))$. از آن‌جا که xyb و ybz برقرار است، طبق اصل عدم تقارن انتخاب‌ها هیچ‌کدام از مجموعه‌های $\{y\}$ و $\{z\}$ نباید از $\{\{x\}, \{y\}, \{z\}\}$ انتخاب شوند. اما از آن‌جا که $\varphi(\{\{x\}, \{y\}, \{z\}\})$ غیرتهی است، نتیجه می‌گیریم که $\{x\}$ باید از این مجموعه انتخاب شود. بنابراین، xbz .

اهمیت قضیه بالا در این است که اگر شرایط ذکر شده در صورت قضیه برآورده شود، رابطه b می‌تواند به‌طور کامل ترجیحات فرد را بین همه گزینه‌ها به ما نشان دهد؛ در صورتی که در حالت عادی این امکان ممکن است فراهم نباشد. انتخاب‌های فرد ممکن است اطلاعات کمی را در مورد ترجیحات فرد آشکار کنند.

اکنون برای درک بهتر کارکرد مدل و همین‌طور تمایز مدل مطرح‌شده با مدل‌های موجود، به ذکر چند مثال مختلف می‌پردازیم و نشان می‌دهیم که چگونه الگوهای مختلف انتخاب قابل توضیح با مدل مطرح‌شده در این پژوهش است.

چند مثال

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، از آن‌جا که ما در این پژوهش محدودیتی بر ساختار محدودیت توجیه $\mathcal{H}$ وضع نمی‌کنیم، مدل ما قابلیت سازگاری بیش‌تری با الگوهای مختلف انتخاب دارد. مثال (۲) را که برگرفته از چرپانف و همکاران (۲۰۱۳) است، در نظر بگیرید.

مثال ۲. افراد در آزمایشی قرار است یک اتاق را برای مشاهده فیلم انتخاب کنند. گزینه‌ها و انتخاب‌ها به صورت زیر است:

x : مشاهده فیلم A به‌تنهایی

y : مشاهده فیلم B به‌تنهایی

z : مشاهده فیلم A با یک فرد معلول

$$x = C(\{x, y\}), \quad z = C(\{x, z\}), \quad y = C(\{x, y, z\}) = C(\{y, z\}).$$

طبق **چرپانف و همکاران (۲۰۱۳)**، اگر یک گزینه در یک مجموعه قابل توجیه باشد، آن‌گاه در هر زیرمجموعه از آن مجموعه که شامل آن گزینه باشد نیز قابل توجیه است. بنابراین، انتخاب‌های بالا نتیجه می‌دهد که هر دو گزینه x و y در مجموعه $\{x, y\}$ قابل توجیه هستند، چون x از این مجموعه انتخاب شده است، نتیجه می‌گیریم که این گزینه به y ترجیح دارد.

فرض کنید علاوه بر انتخاب افراد از هر مجموعه، مشاهده‌های مربوط به گزینش مجموعه‌ها را نیز داریم. از آن‌جا که فرد $C(\{x, y\})$ را به $C(\{x, y, z\})$ ترجیح می‌دهد، در چارچوب پژوهش ما، او ابتدا مجموعه $\{x, y\}$ را از $\{x, y, z\}$ انتخاب می‌کند، سپس گزینه x را از این مجموعه برمی‌گزیند. در حقیقت، اگر طبق چارچوب **چرپانف و همکاران (۲۰۱۳)** گزینه x به گزینه y ترجیح داشته باشد، آن‌گاه چارچوب پژوهش ما نیز این ترجیحات آشکار شده را نشان می‌دهد؛ مشروط بر این‌که مشاهده‌های مربوط به گزینش مجموعه‌ها را داشته باشیم (مرحله یکم فرایند انتخاب).

اکنون یک رفتار انتخابی (که مثال ۱ حالت تغییر یافته این مثال در چارچوب پژوهش ماست) را در نظر بگیرید که متفاوت از مثال (۳) است و با مدل **چرپانف و همکاران (۲۰۱۳)** قابل توضیح نیست، اما با مدل ما قابل توضیح است.

مثال ۳ (Sen, 1997). در یک مهمانی، وقتی دو سیب و یک انبه در ظرف میوه وجود دارد، فرد به‌رغم ترجیح انبه به سیب، به دلیل ملاحظات هنجاری، سیب را انتخاب می‌کند. با وجود این، وقتی انبه دیگری به ظرف میوه اضافه می‌شود، او انبه را انتخاب می‌کند. به صورت فرمال (همان‌طور که پیش‌تر مطرح کردیم):

$$C(\{a_1, a_2, m_1\}) = a_1, \quad C(\{a_1, a_2, m_1, m_2\}) = m_1.$$

استفاده از مدل **چرپانف و همکاران (۲۰۱۳)**، برای تحلیل این رفتار انتخاب به استنباط غلط در مورد ترجیحات فرد و همین‌طور محدودیت‌های شناختی او منجر می‌شود. طبق مدل آن‌ها، نتیجه می‌گیریم که هر دو گزینه m_1 و a_1 در مجموعه $\{a_1, a_2, m_1\}$ قابل توجیه هستند. بنابراین، انتخاب a_1

از این مجموعه نشان می‌دهد که این گزینه به m_1 ترجیح دارد. حال آن‌که با توجه به مثال می‌دانیم که عکس این نتیجه‌گیری درست است. فرد m_1 را به a_1 ترجیح می‌دهد، اما m_1 در مجموعه کوچک‌تر قابل‌توجیه نیست. با این حال، رفتار انتخاب بالا توسط مدل ما قابل توضیح است. از آن‌جا که فرد m_1 را به a_1 ترجیح می‌دهد، مجموعه $\{a_1, a_2, m_1, m_2\}$ را از $\{a_1, a_2, m_1, m_2\}$ و $\{a_1, a_2, m_1, m_2\}$ را از $\{a_1, a_2, m_1, m_2\}$ می‌کند، سپس m_1 را از این مجموعه برمی‌گزیند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، اگرچه رفتار انتخاب در مثال‌های (۳) و (۴) با دو مدل مختلف قابل توضیح هستند، اما هر دو رفتار می‌توانند با مدل پژوهش سازگاری داشته باشند. مدل ما همچنین می‌تواند نتایج برخی از پژوهش‌های تجربی در ادبیات را توضیح دهد. مثال (۴) را از ریدوت (۲۰۲۰)، که برگرفته از اکسلی^۱ (۲۰۱۶) است، در نظر بگیرید.

مثال ۴. فرض کنید مجموعه گزینه‌ها و انتخاب‌های افراد به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} S_1 &= \{x, y\}, C(S_1) = x, \\ S_2 &= \{x, z\}, C(S_2) = x, \\ S_3 &= \{x, y, z\}, C(S_3) \neq x \end{aligned}$$

به‌طوری‌که:

x : ۱۰ دلار برای خود با احتمال ۵۰ درصد

y : ۶ دلار برای خیریه با احتمال ۱۰۰ درصد

z : ۲۴ دلار برای خیریه با احتمال ۲۵ درصد

افراد x را به y و z ترجیح می‌دهند. آن‌ها با وانمود کردن به ریسک‌پذیری x را در مجموعه $\{x, y\}$ توجیه می‌کنند. همین‌طور با وانمود کردن به ریسک‌گریزی، این گزینه را در مجموعه $\{x, z\}$ توجیه می‌کنند، در حالی که این گزینه در مجموعه $\{x, y, z\}$ قابل توجیه نیست، چرا که اگر افراد ریسک‌پذیر هستند، z باید از این مجموعه انتخاب شود و اگر ریسک‌گریز هستند، y باید از این مجموعه انتخاب شود. بنابراین، x در این مجموعه قابل توجیه نیست.

اگر انتخاب خود مجموعه‌ها را (در مرحله یکم انتخاب) داشته باشیم، مدل ما نیز قادر به توضیح رفتار انتخاب بالاست. از آن‌جا که گزینه x به هر دو گزینه دیگر ترجیح دارد، افراد مجموعه S_1 و S_2 را به ترتیب از $\{S_1, S_3\}$ و $\{S_2, S_3\}$ انتخاب می‌کنند و سپس گزینه x را از هر کدام از این مجموعه‌ها برمی‌گزینند. با وجود این، اگر تنها مجموعهٔ پیش‌اروی آن‌ها S_3 باشد، این مجموعه را انتخاب می‌کنند و گزینه‌ای به‌جز x را از این مجموعه برمی‌گزینند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، اگرچه رفتار انتخاب مثال‌های ذکرشده متفاوت است، اما همه آن‌ها با چارچوب ارائه‌شده در این پژوهش قابل توضیح است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش ارائه چارچوبی است که در شرایط محدودیت توجیه، نه تنها انتخاب گزینه‌ها بلکه انتخاب خود مجموعه‌ها را نیز در تصمیم‌گیری فرد لحاظ کند. استدلال کردیم تا زمانی که هدف ما صرفاً استنباط ترجیحات فرد در شرایط وجود محدودیت توجیه باشد، نیازی به دانستن ساختار محدودیت شناختی (یا محدودیت توجیه) فرد نیست؛ مشروط بر این که بتوانیم انتخاب خود مجموعه (فرصت‌ها) را نیز مشاهده کنیم. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، مدل‌های موجود معمولاً محدودیت‌هایی دارند که دامنه کاربرد آن‌ها را محدود می‌کند. اما مدل ارائه‌شده در این پژوهش محدودیت کم‌تری در مورد ساختار محدودیت شناختی فرد دارد. بنابراین، رفتارهای انتخاب بیش‌تری را می‌تواند توضیح دهد. پس از این جهت، مدل ارائه‌شده نسبت به مدل‌های موجود دارای مزیت است. با وجود این، چارچوب ارائه‌شده دارای محدودیت‌هایی نیز است. یکی از این محدودیت‌ها این است که علاوه بر مشاهده انتخاب فرد از هر مجموعه، به مشاهده انتخاب خود مجموعه‌ها نیز نیاز دارد. بنابراین، نیازمند داده‌های بیش‌تری است.

هر اندازه که مشاهده ما از انتخاب فرد از میان مجموعه‌ها کم‌تر باشد، به همان اندازه داده کم‌تری برای تجزیه و تحلیل داریم. در حالت افراطی، اگر هیچ مشاهده‌ای از انتخاب مجموعه‌های فرد نداشته باشیم، مدل ما هیچ اطلاعاتی در مورد رفتار فرد و همین‌طور ترجیحات او به ما نخواهد داد. بنابراین، از این جهت مدل ارائه‌شده محدودیتی دارد که مدل‌های موجود ندارند. محدودیت دیگر این است که مدل ما اطلاعاتی در مورد ساختار محدودیت شناختی فرد به ما نمی‌دهد. بنابراین، نمی‌توانیم از طریق داده‌های انتخاب، ساختار محدودیت شناختی او (H) را شناسایی کنیم، چرا که از ابتدا فرض بر این است که ساختار محدودیت شناختی (محدودیت توجیه) برای ما مشخص نیست. اما همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، در مواقعی می‌توان اطلاعاتی به‌دست آورد در مورد این که آیا در یک موقعیت مفروض، فرد برای انتخاب برخی از گزینه‌ها محدودیت دارد یا نه. با وجود این، اگر هدف صرفاً استنباط ترجیحات باشد و داده‌های انتخاب خود مجموعه‌ها موجود باشد، مدل ارائه‌شده نسبت به مدل‌های موجود دارای مزیت است.

اظهاریه قدردانی

از داوران محترم و ناشناس نشریه برنامه‌ریزی و بودجه بابت نظرهای ارزشمندشان سپاسگزارم.

منابع

- Andreoni, J., Rao, J. M., & Trachtman, H. (2017). Avoiding the Ask: A Field Experiment on Altruism, Empathy, and Charitable Giving. *Journal of Political Economy*, 125(3), 625-653. <https://doi.org/10.1086/691703>
- Bossert, W. (1996). Opportunity Sets and Individual Well-Being. *Social Choice and Welfare*, 14(1), 97-112. <https://doi.org/10.1007/s003550050054>
- Broberg, T., Ellingsen, T., & Johannesson, M. (2007). Is Generosity Involuntary? *Economics Letters*, 94(1), 32-37. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.07.006>
- Cherepanov, V., Feddersen, T., & Sandroni, A. (2013). Rationalization. *Theoretical Economics*, 8(3), 775-800. <https://doi.org/10.3982/TE970>
- Dana, J., Cain, D. M., & Dawes, R. M. (2006). What You Don't Know Won't Hurt Me: Costly (But Quiet) Exit in Dictator Games. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 100(2), 193-201. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2005.10.001>
- Dean, M., Kibris, Ö., & Masatlioglu, Y. (2017). Limited Attention and Status Quo Bias. *Journal of Economic Theory*, 169(1), 93-127. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2017.01.009>
- Exley, C. L. (2016). Excusing Selfishness in Charitable Giving: The Role of Risk. *The Review of Economic Studies*, 83(2), 587-628. <https://doi.org/10.1093/restud/rdv051>
- Kibris, Ö., Masatlioglu, Y., & Suleymanov, E. (2024). A Random Reference Model. *American Economic Journal: Microeconomics*, 16(1), 155-209. <https://doi.org/10.1257/mic.20220089>
- Lahiri, S. (2003). Justifiable Preferences Over Opportunity Sets. *Social Choice and Welfare*, 21(1), 117-129. <https://doi.org/10.1007/s00355-003-0205-2>
- Manzini, P., & Mariotti, M. (2007). Sequentially Rationalizable Choice. *American Economic Review*, 97(5), 1824-1839. <https://doi.org/10.1257/aer.97.5.1824>
- Manzini, P., & Mariotti, M. (2012). Categorize then Choose: Boundedly Rational Choice and Welfare. *Journal of the European Economic Association*, 10(5), 1141-1165. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2012.01078.x>
- Masatlioglu, Y., Nakajima, D., & Ozbay, E. Y. (2012). Revealed Attention. *American Economic Review*, 102(5), 2183-2205. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2183>
- Moore, D. A., Cain, D. M., Loewenstein, G., & Bazerman, M. H. (2005). *Conflicts of Interest: Challenges and Solutions in Business, Law, Medicine, and Public Policy*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511610332>
- Nehring, K., & Puppe, C. (1999). On the Multi-Preference Approach to Evaluating Opportunities. *Social Choice and Welfare*, 16(1), 41-63. <https://doi.org/10.1007/s003550050130>
- Qin, D. (2015). On Justifiable Choice Functions Over Opportunity Sets. *Social Choice and Welfare*, 45(1), 269-285. <https://doi.org/10.1007/s00355-015-0890-7>
- Ridout, S. (2020). A Model of Justification. arXiv preprint arXiv:2003.06844.
- Salant, Y., & Rubinstein, A. (2008). Choice with Frames. *The Review of Economic Studies*,

- 75(4), 1287-1296. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2008.00510.x>
- Sen, A. (1997). Maximization and the Act of Choice. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 65(4), 745-779. <https://doi.org/10.2307/2171939>
- Shafir, E., Simonson, I., & Tversky, A. (1993). Reason-Based Choice. *Cognition*, 49(1-2), 11-36. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(93\)90034-S](https://doi.org/10.1016/0010-0277(93)90034-S)
- Suzumura, K. (1983). *Rational Choice, Collective Decisions, and Social Welfare*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511897993>
- Zimmermann, F. (2020). The Dynamics of Motivated Beliefs. *American Economic Review*, 110(2), 337-363. <https://doi.org/10.1257/aer.20180728>

نحوه ارجاع به مقاله:

پهلوان یزدان‌آباد، هادی (۱۴۰۳). توجیه انتخاب‌ها از طریق گزینش مناسب‌ترین مجموعه. *برنامه‌ریزی و بودجه‌ریزی*، ۲۹(۱)، ۳-۲۰.

Pahlevan Yazdanabad, H. (2024). Justifying Choices by Choosing the Appropriate Set of Options. *Planning and Budgeting*, 29(1). 3-20.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.3>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



اثرات سیاست حمایت درآمدی بر مرگومیر ناشی از کووید-۱۹: مطالعه‌ای بین‌کشوری

آرین دانشمند

daneshmand@atu.ac.ir

استادیار گروه اقتصاد سیاسی و سیاستگذاری، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

علی مزیکی

استادیار گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

محمدجواد قیداری

دانش آموخته کارشناسی‌ارشد اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۲

دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۲۰

چکیده: بحران‌ها و بلایای طبیعی بزرگ مانند کووید-۱۹ چالش‌های زیادی را برای کشورها در سراسر جهان ایجاد کرده‌اند. یکی از این چالش‌ها، چگونگی ایجاد تعادل بین به کمینه رساندن آسیب‌ها و خسارت‌ها و حمایت از اقتصاد و معیشت مردم بوده است. این پژوهش با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی تاثیر سیاست‌های حمایت درآمدی بر مرگومیر ناشی از کووید-۱۹ در ۱۸۶ کشور در قالب مطالعه‌ای بین‌کشوری در بازه زمانی ۱ ژانویه ۲۰۲۰ تا روز شروع تزریق عمومی واکسن، ۱۴ دسامبر ۲۰۲۰، می‌پردازد. از عملگر گزینش و انقباض کم‌ترین قدر مطلق (لسو)، متغیرهای اثرگذار برای انتخاب متغیرهای کنترلی مناسب، و برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته برای برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که سیاست‌های حمایت درآمدی می‌توانند با کاهش اثر نامطلوب فقر و افزایش پیروی از سیاست‌های مهار و تعطیلی، به کاهش مرگومیر ناشی از کووید-۱۹ کمک کنند. نتایج بر اهمیت اجرای کمک‌های غیرمشروط به عنوان واکنش سیاستی ضروری در زمان همه‌گیری تاکید می‌کند. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که تاثیر حمایت‌های درآمدی بر مرگومیر در طول زمان تغییر می‌کند و در دوره کوتاه‌مدت، حمایت‌های درآمدی اثر بیش‌تری دارند.

کلیدواژه‌ها: کووید-۱۹، حمایت درآمدی، میزان ابتلا، میزان مرگومیر، لسو، داده‌های پانلی

طبقه‌بندی JEL: I38, I18, G12, D60, C33

مقدمه

کووید-۱۹ پیش از هر چیز تهدیدی برای سلامت عمومی شناخته می‌شد، اما رفته‌رفته تقریباً تمام حوزه‌های اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و امنیتی کشورها را تحت تاثیر قرار داد و تأثیرات مهمی بر اقتصاد جهانی و روابط بین‌المللی گذاشت. در این میان، تأثیرات اقتصادی بیش از سایر حوزه‌ها ملموس بود و آثار اقتصادی ناشی از این بحران سایر حوزه‌های اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و امنیتی کشورها را دربر گرفت. به‌طور کلی، بلایا^۱ شامل شوک‌های منفی تصادفی هستند که شدت آن را می‌توان از طریق فرایند پیشگیری و امداد تحت تاثیر قرار داد (Cohen & Werker, 2008). اما در بحث کووید-۱۹ تفاوتی جدی وجود داشت، این‌که به دلیل ناگهانی بودن و پیش‌بینی‌ناپذیری این بیماری همه‌گیر، اقدامات پیشگیرانه و تاثیرگذار ممکن نبود.

سیاست‌های مهار و تعطیلی ازجمله سیاست قرنطینه که در کشورهای بسیاری اتخاذ شد، می‌توانند سرعت شیوع بیماری‌های همه‌گیر را کاهش دهند، اما این سیاست‌ها چالش‌های اساسی را به همراه دارند که مهم‌ترین آن چالش ملاحظات هزینه-فایده^۲ میان نجات جان انسان‌ها و منافع اقتصادی است. تعطیلی سراسری با وجود تأثیرات بااهمیتی همچون کاهش میزان ابتلا و مرگ‌ومیر، با هزینه‌های اقتصادی برای مردم همراه بوده است. هنگامی که مردم کاهش درآمد و به خطر افتادن معیشت خود را تجربه می‌کنند، آنگاه برای جلوگیری از آسیب‌های اقتصادی ازجمله فقر و تامین سطح حداقل معیشت، میزان پیروی آن‌ها از سیاست‌های تعطیلی و «در خانه بمانید»^۳ می‌تواند تحت تاثیر قرار بگیرد. توانمندسازی مردم برای ماندن موثر در خانه، می‌تواند اثرات جانبی قابل توجهی برای سلامتی ایجاد کند. بنابراین، می‌توان با اتخاذ سیاست‌های حمایتی مناسب به اثرگذاری سیاست‌های مهار و تعطیلی کمک کرد. این بینش پیامدهای مهمی برای سیاست‌گذارانی دارد که سعی در مدیریت بحران‌های عمومی آینده دارند.

در روزهای نخست شیوع این بیماری، کشورها سیاست‌های مهار و تعطیلی سخت‌گیرانه‌ای اتخاذ نکرده بودند و در نتیجه سیاست‌های حمایت درآمدی نیز مورد توجه نبوده است. اما با رشد تعداد مبتلایان و افزایش میزان مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹، سیاست‌های مهار و تعطیلی سخت‌گیرانه از قبیل سیاست‌های «در خانه بمانید»، تعطیلی مدارس و کسب‌وکارها، محدودیت‌های تردد و... مورد توجه قرار گرفتند. مطالعات نشان می‌دهد طول مدت بیکاری در دوران کووید-۱۹ طولانی‌تر و ساعات

1. Disasters
2. Cost-Benefit
3. Stay at Home

اشتغال متوسط برای همه افراد کاهش یافت (Pourmohammadi & Yousefi, 2021). دولت‌ها برای مهار بیماری، محدودیت‌هایی مانند قرنطینه و تعطیلی کسب‌وکارها وضع می‌کنند یا ترس از بیماری، افراد را به تغییر رفتاری مانند کاهش رفت‌وآمد وادار می‌کند، و ملاحظات هزینه-فایده بین سلامت و اقتصاد، فشار مضاعفی بر دوش کارگران کم‌درآمد، به‌ویژه در مشاغل رودررو و مشتری‌محور، می‌گذارد (Pangallo et al., 2024). با شدت گرفتن سیاست‌های مهار و تعطیلی و بروز خسارت‌های اقتصادی ناشی از این سیاست‌ها، سیاست‌های حمایت اجتماعی^۱ ازجمله سیاست حمایت درآمدی برای جلوگیری از فقر و حفظ سطح حداقل معیشت مردم نیز در دستور کار دولت‌ها قرار گرفت. براساس مطالعه حمایت اجتماعی و پاسخ‌های شغلی به کووید-۱۹، بانک جهانی^۲ طی سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۲۱، در مجموع ۲۲۳ اقتصاد بیش از سه تریلیون دلار در این مداخلات سرمایه‌گذاری کردند که حدود ۴/۵ برابر بیش‌تر از سطح تخمینی هزینه‌های حمایت اجتماعی در طول رکود بزرگ ۲۰۰۸-۲۰۰۹ است. به‌طور کلی، کشورها به‌طور متوسط ۲ درصد از تولید ناخالص داخلی را به پاسخ‌های حمایت اجتماعی در مقابل کووید-۱۹ اختصاص داده‌اند که از حدود متوسط ۱/۳ درصد در کشورهای کم‌درآمد تا ۲/۵ درصد در کشورهای با درآمد بالا متغیر است.

شکافی که در پژوهش‌های پیشین به آن پرداخته نشده، نقش سیاست‌های حمایت درآمدی و تاثیر آن بر تغییرات میزان مرگومیر است. در این پژوهش، سهم تاثیر سیاست‌های حمایت درآمدی، که دولت‌ها در سراسر جهان اتخاذ کرده‌اند، بر رابطه میزان ابتلا و مرگومیر متاثر از این بیماری همه‌گیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. یکی از عوامل مهم اثرگذار بر میزان مرگومیر، میزان ابتلا است؛ به عبارتی، میزان مرگومیر تابعی از میزان ابتلا است و سیاست‌های حمایت درآمدی یکی از مواردی است که انتظار می‌رود میزان ابتلا و به تبع آن میزان مرگومیر را تحت تاثیر قرار دهد. این حمایت‌ها عبارت‌اند از پرداخت‌های نقدی مستقیم به مردم، به‌ویژه افرادی که تحت تاثیر کووید-۱۹ مانند سیاست‌های تعطیلی سراسری، اختلالات در تجارت و حمل‌ونقل بین‌المللی و... شغل خود را از دست می‌دهند یا بر اثر بیماری و سیاست‌های مقابله با کووید-۱۹، مانند تعطیلی سراسری یا قوانین منع تردد، نمی‌توانند کار کنند. سپس با توجه به اهمیت اتخاذ تصمیم‌ها و سیاست‌های کارآمد و اجرای دقیق و بهنگام این سیاست‌های حمایتی در مقابله با این‌گونه بلایا، در این پژوهش به سیاست‌های حمایت درآمدی به صورت مطالعه‌ای بین‌کشوری می‌پردازیم تا ضمن بررسی عملکرد کشورها، تاثیر

1. Social Protection Policies

2. Social Protection and Jobs Responses to COVID-19. World Bank.

این نوع سیاست‌ها را در بازه زمانی ۱ ژانویه ۲۰۲۰ تا روز شروع تزریق عمومی واکسن^۱، بر میزان مرگ‌ومیر ناشی از این بیماری همه‌گیر دریابیم.

مبانی نظری پژوهش

طبق گزارش سازمان بهداشت جهانی (World Health Organization, 2022)، کووید-۱۹ به عنوان یکی از بزرگ‌ترین بحران‌های شناخته‌شده تاریخ، که در چندین قرن اخیر به وقوع پیوسته، مطرح شده است. شیوع گسترده و سریع این بیماری به افزایش در مرگ‌ومیر منجر شد و با این‌که تلاش‌های بسیاری برای کاهش اثرات منفی آن صورت گرفت، اما طبق آمار منتشرشده سازمان بهداشت جهانی، تعداد کل مرگ‌ومیر ناشی از بیماری کووید-۱۹ تا دسامبر ۲۰۲۲، به بیش از ۶/۶ میلیون نفر رسید. شیوع گسترده این بیماری باعث شد که بسیاری از کشورها با مشکلات و خسارت‌های جدی مواجه شوند و تلاش‌های بسیاری برای کنترل شیوع آن صورت گیرد (World Health Organization, 2023). مطالعات و گزارش‌های بانک جهانی در خصوص کووید-۱۹^۲ نشان می‌دهد که کووید-۱۹ به عنوان یک بیماری واگیردار و پرخطر باعث شد که بسیاری از افراد و خانواده‌ها در سراسر جهان در شرایط مالی ضعیف قرار بگیرند. بسیاری از افراد در این دوران با کاهش درآمد و افزایش هزینه‌های درمانی و بهداشتی روبه‌رو شدند. در این راستا، دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی، سیاست‌های حمایت درآمدی را به عنوان یکی از راهکارهای کاهش مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ در دستور کار خود قرار دادند. این سیاست‌ها شامل حمایت درآمدی از افراد خاص می‌شود، مانند: ۱. افرادی که به دلیل شیوع کووید-۱۹ از کار خود محروم شده بودند؛ ۲. افرادی که به دلیل بیماری مجبور به دریافت خدمات بیمارستانی شدند و در نتیجه درآمدشان کاهش یافت؛ و ۳. افرادی که به دلیل شیوع ویروس کرونا و اجرای محدودیت‌های اجتماعی و بهداشتی در کشور خود، از جمله محدودیت رفت‌وآمد و تعطیلی

۱. با کشف و تولید انبوه واکسن کووید-۱۹- در بسیاری از سیاست‌های حمایتی و سیاست‌های مهار و تعطیلی، تغییرات مهمی ایجاد شد. دولت‌ها مردم را به تزریق همگانی واکسن سفارش کردند و برای افرادی که از تزریق واکسن اجتناب کردند برنامه‌های کنترلی و آزمایش در نظر گرفته شد. اولین دُز واکسن در تاریخ ۱۴ دسامبر ۲۰۲۰ تزریق شد و پس از مدتی محدودیت‌های سیاست‌های مهار و تعطیلی کاهش پیدا کرد و کسب‌وکارها با محدودیت‌های کم‌تری مواجه بودند. از این جهت، سیاست‌های حمایتی از جمله سیاست حمایت درآمدی در بیش‌تر کشورها متوقف شد و سیاست‌های واکسیناسیون همگانی مورد توجه قرار گرفت. به این دلیل، در پژوهش حاضر بازه زمانی بررسی این سیاست‌ها تا زمان تزریق اولین دُز واکسن در جهان قرار داده شد.

2. World Bank (2020). The Economy in the Time of COVID-19.

کسب‌وکارها و فعالیتهای اقتصادی، قادر به انجام فعالیتهای اقتصادی نبودند (Hale et al., 2021). برای مقابله با سرعت انتشار بیماری، مهار و تعطیلی سخت‌گیرانه از قبیل سیاست‌های «در خانه بمانید»، تعطیلی مدارس و کسب‌وکارها، و محدودیت‌های تردد مورد توجه قرار گرفتند. سیاست‌های مهار و تعطیلی سخت‌گیرانه با خود چالش‌هایی از جمله بروز خسارت‌های اقتصادی ناشی از این سیاست‌ها را به همراه داشتند. برای مثال، همان‌طور که اشاره شد، افراد با درآمد کم‌تر و ناتوان در دورکاری، با احتمال کم‌تری رفتارهایی را انجام می‌دهند که گسترش بیماری را محدود می‌کند. برخی دولت‌ها برای مقابله با این چالش مهم دست به اتخاذ سیاست‌های حمایت اجتماعی از جمله سیاست حمایت درآمدی زدند. سیاست‌های حمایت درآمدی از جمله سیاست‌های حیاتی در زمینه مقابله با این بیماری همه‌گیر هستند. پیش از ظهور کووید-۱۹، اجرای این سیاست‌ها موضوعی بحث‌برانگیز بود، اما پس از بروز اختلالات در درآمد مردم و از دست دادن مشاغل به دلیل بسته شدن مرزها، اختلالات در تجارت و دوره‌های قرنطینه در بیش‌تر کشورها اهمیت بیش‌تری به خود گرفت. در این زمینه، شکل جدیدی برای برنامه‌های توزیع مجدد^۱ پدیدار شده و نقش جدیدی به آن‌ها اختصاص یافته است. سیاست‌های حمایت درآمدی یعنی مجموعه‌ای از پرداخت‌های نقدی مستقیم دولت به افرادی که شغل خود را از دست می‌دهند یا نمی‌توانند کار کنند (Hale et al., 2021). برای مثال، افرادی که در بخش‌هایی از اقتصاد مانند گردشگری، خدمات و فروشگاه‌ها کار می‌کردند و به دلیل تعطیلی این بخش‌ها و محدودیت‌های سفر، مجبور به ترک کار و بیکار شدند. این سیاست‌ها شامل پرداخت کمک‌های مالی، مانند کمک به پرداخت هزینه‌های روزمره، تامین خدمات اساسی مانند بهداشت و هزینه‌های درمانی و بهداشتی و دیگر حمایت‌های مالی به افراد می‌شوند. با افزایش اجرای این سیاست‌ها، زندگی افراد با درآمد پایین بهبود می‌یابد و آن‌ها می‌توانند شرایط زندگی بهتری را داشته باشند.

دولت‌ها در سراسر جهان، به‌جز اجرای سیاست‌های مهار و تعطیلی، به وسیله گسترش مسیرهای انتقالی موجود یا راه‌اندازی مسیرهای جدید، به سیاست‌های حمایت درآمدی رو آورده‌اند. به گفته جنتیلینی^۲ و همکاران (۲۰۲۱)، دست‌کم ۸۰۰ میلیارد دلار به عنوان اقدامات حمایت اجتماعی در سال ۲۰۲۰ (حدود ۱ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی) هزینه شده است که شامل بیش از ۱۴۰۰ اقدام حمایت اجتماعی است و حدود یک‌سوم آن به صورت انتقال نقدی به بیش از ۱/۱ میلیارد نفر

1. Redistributive Programs
2. Gentilini

یا به عبارت دیگر ۱۴ درصد از جمعیت جهان رسیده است. یافته‌های **سیتل و شوپ**^۱ (۲۰۲۲)، نشان می‌دهد به‌رغم خطرات بیماری و افزایش ریسک ابتلا به آن، فقر افراد را به خارج از خانه سوق می‌دهد تا معاش روزانه را تامین کنند؛ بنابراین، فقر کارایی سیاست‌های مهار را تضعیف می‌کند، اما می‌توان انتظار داشت که با طراحی و اجرای برنامه‌های حمایت اجتماعی برای مقابله با پیامدهای منفی قرنطینه و کاهش درآمد افراد، این بحران را مدیریت کرد.

در بحث بلایای طبیعی، پرسش اساسی دلیل تفاوت در میزان آمادگی و نحوه مواجهه دولت‌ها با انواع بلااست. در این خصوص، یافته‌های **کوهن و ورکر** (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که چگونه کمک‌های بین‌المللی می‌تواند احتمال سرمایه‌گذاری ناکافی دولت‌ها را در آمادگی برای مقابله با بلایای طبیعی افزایش دهد. نکته قابل توجه این است، در اوایل وقوع بحران کووید-۱۹، کشورهای توسعه‌یافته نیز درگیر آن شدند و در نتیجه کمک‌های قابل توجهی به کشورهای کم‌درآمد ارائه نشد. **دانشمند و مزیک**^۲ (۲۰۲۳)، به راهبرد بهینه حمایت اجتماعی در شرایط بحران کووید-۱۹ پرداختند. نتایج حاصل از مدل نظری ارائه‌شده نشان می‌دهد که با بزرگ‌تر شدن اندازه بحران، سیاست بهینه افزایش کمک‌های غیرمشروط، مانند حمایت‌های نقدی همگانی، برای تسهیل قرنطینه است. به عبارتی، سیاست‌های حمایت درآمدی می‌توانند به خانوارها در رعایت اقدامات فاصله‌گذاری اجتماعی در طول همه‌گیری کووید-۱۹ کمک کنند. یافته‌های **آمینجانوف**^۳ و **همکاران** (۲۰۲۳) و **آسفاو**^۴ (۲۰۲۱)، نشان می‌دهند که برنامه‌های حمایت اجتماعی با کاهش جستجوی شغلی و تحرک نیروی کار می‌توانند به کاهش شیوع ویروس کووید-۱۹ کمک کنند. **بونی**^۵ و **همکاران** (۲۰۲۲)، با استفاده از نظرسنجی‌های مصرف‌کننده نمونه^۶ که در طول همه‌گیری در سال ۲۰۲۰ انجام شد، نشان دادند که حمایت مالی و کاهش مالیات به بهبود درآمد و مصرف خانوارها و همچنین کاهش فقر و نابرابری در تایلند و ویتنام کمک کرده است.

ابلازا^۷ و **همکاران** (۲۰۲۳)، نشان می‌دهند که افزایش حمایت درآمدی باعث کاهش اتکا به موسسه‌های خیریه برای افراد فقیر می‌شود. این بدان معناست که مردم در صورت دریافت کمک‌های

1. Settele & Shupe

2. Daneshmand & Mazyaki

3. Aminjonov

4. Asfaw

5. Bui

6. Representative Consumer Surveys

7. Ablaza

دولتی بیش‌تر نیازی به مراجعه به خیریه‌ها ندارند. این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش حمایت از درآمد به میزان ۴۲ دلار استرالیا در روز می‌تواند تقاضا را برای خدمات خیریه به نصف کاهش دهد. این رویکرد کارآمدتر و عادلانه‌تر از اتکا به خیریه‌ها دیده می‌شود. **باهر^۱ و همکاران (۲۰۲۲)**، با استفاده از داده‌های مربوط به کیفیت زندگی در سال ۲۰۲۰، اثر کلی همه‌گیری کووید-۱۹ بر رفاه ذهنی را بررسی نمودند و به این پرسش پرداختند که آیا این اثر بین دریافت‌کنندگان حمایت درآمد پایه^۲ و سایر جمعیت در سن کار در آلمان متفاوت است یا خیر؟ نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حمایت مالی پایه به بهبود سلامت روان و رفاه ذهنی در میان خانوارهای کم‌درآمد کمک کرده است. **بریور و گاردنر^۳ (۲۰۲۰)**، نشان می‌دهند که همه‌گیری کووید-۱۹ اثر منفی قابل‌توجهی بر درآمد خانوارها در بریتانیا داشته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که درآمد خانوارها در بریتانیا در سال ۲۰۲۰ به‌طور متوسط ۱۰ درصد کاهش یافته است. این کاهش درآمد ناشی از عوامل مختلفی مانند از دست دادن شغل، کاهش ساعات کاری و کاهش درآمد مشاغل خوداشتغال بوده و اقدامات سیاستی دولت از قبیل حمایت مالی و کاهش مالیات، به کاهش تاثیر همه‌گیری بر درآمد خانوارها کمک کرده است. **کویری-کینتو^۴ و همکاران (۲۰۲۱)**، نقش حمایت مالی دولتی و ویژگی‌های آسیب‌پذیری مرتبط با ناامنی غذایی را در میان جوانان کشور پرو در طول همه‌گیری کووید-۱۹ مورد بررسی قرار داده و دریافته‌اند که حمایت مالی دولتی به‌طور قابل‌توجهی با کاهش خطر ناامنی غذایی در میان جوانان ارتباط دارد. **عارفی و همکاران (۲۰۲۳)**، توصیه کرده‌اند افزایش بودجه سلامت، تقویت زیرساخت‌های درمانی، توسعه خدمات بهداشتی پیشگیرانه و مراقبت‌های جامعه‌نگر برای ارتقای سلامت و رفاه جامعه، به‌ویژه برای اقشار آسیب‌پذیر و محروم، ضروری است.

با توجه به بررسی‌ها و یافته‌های انجام‌شده در حوزه سیاست‌های حمایت درآمدی در مقابله با بحران کووید-۱۹، مشخص می‌شود که این سیاست‌ها نقش مهمی در کاهش شیوع و پیامدهای منفی این بیماری و در بهبود شرایط زندگی افراد با درآمد کم‌تر دارند. از گزارش‌ها و مطالعات مختلفی که انجام شده، به دستاوردهایی اشاره می‌شود که حاکی از تاثیر مثبت این سیاست‌ها بر جامعه است. به عنوان مثال، نتایج مطالعات فوق نشان می‌دهد که با اجرای سیاست‌های حمایت درآمدی، بهبود درآمد و رفاه افراد محروم و کاهش فقر رخ داده است. علاوه بر این، تاثیر مثبت این سیاست‌ها بر

1. Bähr
2. Basic Income Support (BIS)
3. Brewer & Gardiner
4. Curi-Quinto

رفتارهای اجتماعی و بهداشتی جامعه نیز مشاهده شده است، زیرا افراد با درآمد کم‌تر و حمایت مالی دولتی می‌توانند بهترین اقدامات بهداشتی را انجام دهند و از رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی پیروی کنند.

روش‌شناسی پژوهش

با هدف بررسی اثر سیاست‌های حمایت درآمدی بر میزان مرگ‌ومیر ناشی کووید-۱۹، از داده‌های ۱۸۶ کشور با تواتر روزانه استفاده می‌شود. دوره زمانی از ابتدای ژانویه ۲۰۲۰ تا ۱۴ دسامبر ۲۰۲۰ (اولین تزریق واکسن کرونا) است. فرم تبعی مدل رگرسیونی به کار رفته به صورت:

$$CD_{it} = \alpha + \beta_1 CC_{it} + \beta_2 CC_{it} ISL_{it} + \beta_3 CC_{it} ISH_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

است که در آن i اندیس کشور و t اندیس زمان را نشان می‌دهند. در این جا CD میزان مرگ‌ومیر، CC میزان ابتلا، ISL به عنوان متغیر حمایت‌های درآمدی که تا پنجاه درصد درآمد از دست‌رفته جبران شده باشد و ISH به عنوان متغیر حمایت‌های درآمدی که پنجاه درصد یا بیش از پنجاه درصد درآمد از دست‌رفته جبران شده باشد و Z_{it} به عنوان برداری از متغیرهای کنترلی برای لحاظ کردن سایر سیاست‌ها و عوامل تاثیرگذار بر میزان مرگ‌ومیر هستند. با توجه به رابطه منطقی بین میزان ابتلا و مرگ‌ومیر، که با افزایش میزان ابتلا و مرگ‌ومیر افزایش پیدا می‌کند، انتظار می‌رود که علامت β_1 مثبت باشد. همچنین، با توجه به استدلال ارائه‌شده، انتظار می‌رود که β_2 و β_3 منفی باشند، بدین معنا که با اعمال سیاست‌های حمایت درآمدی میزان مرگ‌ومیر کاهش یابد. داده‌های مربوط به میزان ابتلا و مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ به شکل پیوسته^۱ و داده‌های سیاست‌های حمایت درآمدی به شکل متغیری موهومی^۲ است. با مشتق گرفتن از معادله (۱) بر حسب CC خواهیم داشت:

$$\frac{\partial CD_{it}}{\partial CC_{it}} = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 ISL_{it} + \widehat{\beta}_3 ISH_{it} \quad (۲)$$

معادله (۲)، اثر نهایی میزان ابتلا بر مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ را مشروط بر نوع سیاست حمایت درآمدی نشان می‌دهد. به منظور انتخاب متغیرهای کنترلی مناسب برای مدل پژوهش، از عملگر لسو^۳ یا عملگر گزینش و انقباض کم‌ترین قدر مطلق^۴ استفاده شده است. در حوزه یادگیری

1. Continuous
2. Dummy Variable
3. Lasso
4. Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO)

ماشین^۱، روش لسو روشی پیشرفته در تحلیل داده‌هاست که متغیرهای مهم و ارتباط آن‌ها با متغیر وابسته را به صورت خودکار شناسایی می‌کند. لسو به عنوان یک روش انتخاب متغیر و کاهش بُعد، بهبود قابل توجهی در عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین دارد (Hastie et al., 2009).

یکی از نکات مهم در یادگیری ماشین، توانایی مدل در عملکرد مناسب روی داده‌های جدید است. در این زمینه، لسو به عنوان یک روش انتخاب ویژگی، می‌تواند در قابلیت تعمیم‌پذیری مدل‌ها بهبود ایجاد کند. روش لسو به‌طور ویژه در مسائلی که تعداد متغیرها بسیار بالاست و معمولاً برخی از متغیرها تاثیر کم‌تری بر پیش‌بینی دارند، کاربرد قابل توجهی دارد. از طریق محدود کردن مقادیر ضرایب، لسو توانایی انتخاب متغیرهای مهم را دارد و متغیرهایی با تاثیر کم‌تر را تقریباً صفر می‌کند. به این ترتیب، لسو می‌تواند با استفاده از تُنک‌سازی^۲ مدل را ساده‌تر و تفسیرپذیرتر کند و در نتیجه، ریسک بیش‌برازش را کاهش می‌دهد (Hastie et al., 2009; Hastie et al., 2015). بنابراین، با استفاده از این روش، تاثیر متغیرهای مهم در سیاست‌های حمایت درآمدی بر مرگومیر ناشی از کووید-۱۹ را بهبود می‌دهیم و متغیرهای غیرضروری را حذف می‌کنیم. این روش به ما امکان می‌دهد که با دقت بیش‌تری به تاثیرات مختلف سیاست‌های حمایتی درآمدی بر مرگومیر ناشی از کووید-۱۹ بپردازیم و نتایج موثری را به‌دست آوریم.

در روش لسو، از رویکردهایی استفاده می‌شود که به ما کمک می‌کنند متغیرهای مهم در مدل را برگزینیم و ضرایب آن‌ها را تعیین کنیم. این روش یک تابع هدف خاص دارد که همزمان به دو هدف اصلی توجه می‌کند. اولین هدف، کاهش پیچیدگی مدل است تا از ایجاد بیش‌برازش جلوگیری شود و مدل به صورت ساده‌تر تعریف گردد. دومین هدف، حفظ کیفیت مناسب مدل است تا قدرت توصیف داده‌ها حفظ شود (Tibshirani, 1996). برآورد پارامترهای مدل در رگرسیون لسو از طریق الگوریتم‌های بهینه‌سازی، مرحله‌به‌مرحله^۳ تا رسیدن به کم‌ترین مربعات خطا انجام می‌شود. مدل مناسب می‌تواند مدلی باشد که در آن مرحله تغییر محسوسی در مقدار مجموع مربعات خطا رخ ندهد. به این ترتیب، ضرایب به‌دست‌آمده را ملاک تشکیل مدل در نظر می‌گیریم (رجوع شود به پیوست ۱).

1. Machine Learning
2. Sparse Estimation
3. Step by Step

متغیرها

در این پژوهش از بانک اطلاعاتی «ردیاب پاسخ دولت به کووید-۱۹ دانشگاه آکسفورد»^۱ که شامل اطلاعات جامعی درباره واکنش‌های دولت‌ها در مواجهه با ویروس کووید-۱۹ است، استفاده شده است. در این بانک اطلاعاتی، متغیرهای گروه E، C و H به ترتیب متغیرهای سیاست‌های مهار و تعطیلی، اقتصادی و بهداشتی را مشخص می‌کنند. همچنین، متغیرهای موارد تاییدشده^۲ و مرگ‌ومیر تاییدشده^۳ نیز اطلاعات تعداد موارد تاییدشده مبتلایان و مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ را نشان می‌دهند (Hale et al., 2021). در ادامه، به توضیح عملیاتی متغیرهای پژوهش می‌پردازیم (جدول ۱).

سیاست‌های مهار و تعطیلی: متغیرهای گروه C شامل سیاست‌های عمومی است که توسط دولت‌ها به منظور کنترل شیوع ویروس کووید-۱۹ اتخاذ شده است. این سیاست‌ها شامل محدودیت‌های تجاری، تعطیلی مدارس، قرنطینه، ممنوعیت تجمعات عمومی و سایر تدابیر مشابه است. متغیرهای گروه C نشان می‌دهند که در هر کشور چه سطحی از سیاست‌های عمومی اجرا شده است.

سیاست‌های اقتصادی: متغیرهای گروه E شامل تدابیر اقتصادی است که دولت‌ها در پاسخ به شیوع ویروس کووید-۱۹ اتخاذ کرده‌اند. این تدابیر شامل برنامه‌های حمایت مالی برای شرکت‌ها و کارگران، تعویق پرداخت وام‌ها و مالیات‌ها، تسهیلات وام‌دهی و سایر تدابیر مرتبط با اقتصاد است. متغیرهای گروه E نشان می‌دهند که در هر کشور چه سطحی از تدابیر اقتصادی اتخاذ شده است.

سیاست‌های سیستم بهداشتی: متغیرهای گروه H شامل تدابیر بهداشتی است که دولت‌ها برای کنترل شیوع ویروس کووید-۱۹ به کار برده‌اند. این تدابیر شامل محدودیت حرکت و سفر، فاصله‌گذاری اجتماعی، توصیه‌های بهداشتی مانند استفاده از ماسک و شستشوی دست و سایر تدابیر مشابه است. متغیرهای گروه H نشان می‌دهند که در هر کشور چه سطحی از تدابیر بهداشتی اعمال شده است.

ابتلا معیاری از بیماری است که به ما امکان می‌دهد تشخیص بیماری در یک دوره زمانی معین را در فرد تعیین کنیم. بنابراین، ابتلا تعداد موارد تازه تشخیص داده شده یک بیماری است. میزان بروز، تعداد موارد جدید یک بیماری تقسیم بر تعداد افراد در معرض خطر بیماری است. مرگ‌ومیر اصطلاح دیگری برای مرگ است. میزان مرگ‌ومیر تعداد مرگ‌ومیر ناشی از یک بیماری تقسیم بر کل جمعیت است (CDC, 2023).

1. Oxford Covid-19 Government Response Tracker (OxCGRT). <https://www.bsg.ox.ac.uk/research/covid-19-government-response-tracker>
2. Confirmed Cases
3. Confirmed Deaths

متغیر موارد تاییدشده: نشان‌دهنده تعداد موارد تاییدشده ابتلای کووید-۱۹ در یک منطقه، کشور یا منطقه جغرافیایی خاص است. این متغیر نشان می‌دهد که چند نفر در هر منطقه به بیماری کووید-۱۹ مبتلا شده‌اند.

متغیر مرگ‌ومیر تاییدشده: نشان‌دهنده تعداد موارد تاییدشده فوت بر اثر عفونت کووید-۱۹ است. این متغیر نشان می‌دهد که چند نفر در هر منطقه به علت ویروس کووید-۱۹ فوت کرده‌اند. متغیر حمایت‌های درآمدی: متغیر حمایت درآمدی (برای خانوارها)، به پرداخت‌های نقدی مستقیم دولت به افرادی که شغل خود را از دست می‌دهند یا نمی‌توانند کار کنند، اشاره دارد. این تدابیر به منظور تسهیل تامین نیازهای اساسی شامل هزینه‌های غذا، مسکن و بهداشت اعمال می‌شود. هدف این تدابیر، کاهش بار مالی خانوارها در مواجهه با بحران اقتصادی ناشی از شیوع بیماری کووید-۱۹ است و از آن‌جا که این بحران می‌تواند تأثیرات نامطلوبی بر تامین نیازهای مالی خانوارها داشته باشد، حمایت درآمدی به خانوارها می‌تواند بر بهبود وضعیت مالی آن‌ها و کاهش نگرانی‌های مرتبط برای مواجهه با بیماری کووید-۱۹ و در نهایت، پیروی بهتر از سیاست‌های مهار و تعطیلی موثر باشد (Hale et al., 2021).

در این پژوهش، داده‌های مربوط به حمایت‌های درآمدی را تحت عنوان داده‌های حمایت درآمدی با نماد ISL و ISH مورد استفاده قرار خواهد گرفت. این متغیرها با استفاده از یک کد عددی نشان می‌دهند که چه نوع حمایت مالی به خانوارها ارائه شده است. اگر مقدار متغیر ISL و ISH برابر با صفر باشد، هیچ نوع حمایت درآمدی ارائه نشده است و اگر مقدار ISL برابر با یک باشد، بدین معناست که دولت کمتر از پنجاه درصد درآمد ازدست‌رفته را جبران کرده، یا اگر مبلغ ثابت باشد، کمتر از ۵۰ درصد حقوق متوسط است و در نهایت، اگر مقدار ISH برابر یک باشد، نشان‌دهنده این است که دولت پنجاه درصد یا بیش‌تر از درآمد ازدست‌رفته را جبران کرده است (Hale et al., 2021).

جدول ۱: متغیرهای کنترلی

شماره	عنوان	Title	نماد
۱	تعطیلی مدارس	School Closures	C1
۲	تعطیلی محل کار	Workplace Closing	C2
۳	لغو رویدادهای عمومی	Cancel Public Events	C3
۴	محدودیت‌ها در جمع‌آوری‌ها	Restrictions on Gatherings	C4
۵	حمل‌ونقل عمومی	Public Transportation	C5
۶	دستور ماندن در خانه	Stay at Home Order	C6
۷	محدودیت‌ها در تردد داخلی	Restrictions on Internal Movement	C7
۸	کنترل‌های سفر بین‌المللی	International Travel Controls	C8
۹	تخفیف بدهی/قراردادها برای خانوارها	Debt/Contract Relief for Households	E2
۱۰	تدابیر مالی	Fiscal Measures	E3
۱۱	ارائه حمایت به کشورهای دیگر	Providing Support to Other Countries	E4
۱۲	کمپین‌های اطلاعات عمومی	Public Information Campaigns	H1
۱۳	سیاست آزمون‌گیری	Testing Policy	H2
۱۴	ردیابی تماس‌ها	Contact Tracing	H3
۱۵	سرمایه‌گذاری اضطراری در بهداشت	Emergency investment in Healthcare	H4
۱۶	سرمایه‌گذاری در واکسن‌ها	Investment in Vaccines	H5
۱۷	استفاده از ماسک	Facial Coverings	H6
۱۸	محافظت از سالمندان	Protection of Elderly People	H8

داده‌ها از منبع مجموعه داده‌های سیستماتیک سیاست کووید-۱۹ که توسط دانشگاه آکسفورد گردآوری شده، استخراج شده است. این داده‌ها به صورت روزانه برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تهیه شده است. تمامی متغیرهای پژوهش، اعم از داده‌های روزانه میزان ابتلا و مرگ‌ومیر متأثر از کووید-۱۹ و سایر متغیرهای کنترلی از پایگاه مذکور استخراج شده است.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این پژوهش از برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته^۱ استفاده شده است. این برآوردگر، میانگین گروهی^۲ را با لحاظ کردن یک فرایند پویای مشترک^۳ در میان گروه‌های مختلف داده‌ها تعمیم می‌دهد. برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته به تحلیل تغییرات متوسط یک متغیر در طول زمان و در گروه‌های مختلف از داده‌ها می‌پردازد و امکان کنترل وابستگی متقاطع و ناهمگنی شیب را فراهم می‌کند (رجوع شود به پیوست ۲). به عبارت دیگر، برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته به تحلیل تغییرات میانگین ویژگی‌های مختلف در یک مجموعه داده می‌پردازد و این رویکرد اجازه می‌دهد ضرایب شیب متغیرها در اعضای گروه‌های مختلف متفاوت باشند و همچنین به همبستگی بین اعضای پانل (وابستگی مقطعی)^۴ توجه دارد.

این برآوردگر در برابر شرایط ناهمگنی، عدم ایستایی و وابستگی مقاطع مقاوم است، بدان معناست که مدل مذکور می‌تواند این واقعیت را در نظر بگیرد که ممکن است کشورها با یکدیگر همبستگی مقطعی داشته باشند و این که ممکن است رابطه بین موارد تاییدشده، مرگومیر تاییدشده و حمایت درآمدی در کشورهای مختلف متفاوت باشد. بنابراین، برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته برآوردگر مفیدی برای مطالعه چنین داده‌هایی است (Eberhardt & Teal, 2011; Eberhardt & Bond, 2009).

مدل پایه

در این پژوهش متغیر وابسته، CD، تعداد مرگومیرهای تاییدشده ناشی از کووید-۱۹ را نمایش می‌دهد. متغیرهای مستقل اصلی شامل تعداد موارد تاییدشده ابتلا، CISL و CISH هستند که ارتباط بین تعداد موارد تاییدشده و سطح حمایت درآمدی ارائه شده توسط دولت‌ها را طی همه‌گیری کووید-۱۹ نشان می‌دهند. متغیرهای کنترلی نیز شامل متغیرهای مرتبط با سیاست‌های مهار و تعطیلی، سیاست‌های اقتصادی و سیاست‌های بهداشتی هستند تا اطمینان بیش‌تری از پایداری^۵ و استواری نتایج حاصل شود. نتایج تخمین مدل پایه در جدول (۲) نمایش داده شده است.

1. Augmented Mean Group Estimator (AMG)
2. Mean Group Estimator
3. Common Dynamic Process
4. Cross-Section Dependence
5. Ensure Robustness

جدول ۲: نتایج تخمین مدل پایه

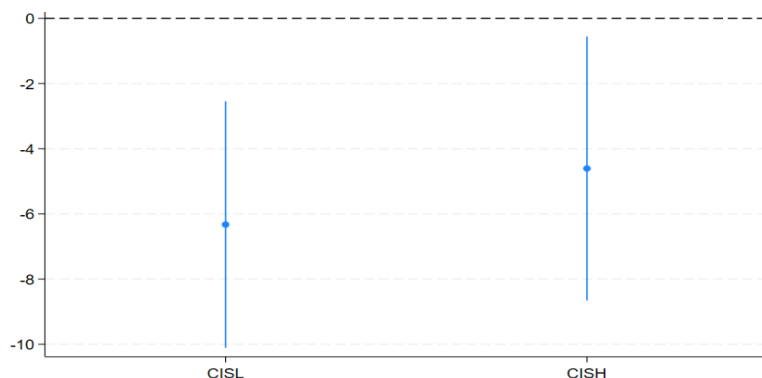
	Model	Variables	Coefficient	Std. err.	z	P> z
1	Base Model	CC	۱۱/۲۳	۳/۳۹	۳/۳۱	۰/۰۰۱
		CISL	-۶/۳۳	۱/۹۳	-۳/۲۸	۰/۰۰۱
		CISH	-۴/۶۱	۲/۰۷	-۲/۲۳	۰/۰۲۶

CC = Confirmed Cases, CISL= Income Support (Low)×CC, CISH= Income Support (High)×CC

ضریب مثبت متغیر موارد ابتلا نشان می‌دهد که رابطه مستقیمی بین تعداد موارد ابتلا و تعداد مرگ‌ومیر تایید شده وجود دارد. البته جای تعجب ندارد، زیرا کووید-۱۹ یک بیماری کشنده است. برای تحلیل و تفسیر اثرات CISL و CISH در مدل برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته، ابتدا باید به تعریف متغیرها پرداخت. در این مدل، CISL و CISH به ترتیب نشان‌دهنده حاصل ضرب متغیرهای Income Support (Low) یا به اختصار ISL و Income Support (High) یا به اختصار ISH در تعداد موارد تایید شده (CC) هستند. اینک با توجه به ضرایب به دست آمده از مدل میانگین گروهی تعمیم‌یافته، این متغیرها را مورد تحلیل قرار می‌دهیم.

ضریب CISL با مقدار $-۶/۳۳$ و ضریب CISH با مقدار $-۴/۶۱$ محاسبه شده است. مقادیر منفی این ضرایب نشان می‌دهند که افزایش هر یک از متغیرهای ISL و ISH باعث کاهش متغیر وابسته، یعنی تعداد موارد مرگ‌ومیر تایید شده، می‌شود. احتمالاً به این دلیل است که این برنامه‌ها به افراد کمک می‌کنند نیازهای اولیه خود را در طول همه‌گیری برآورده کنند. این کار می‌تواند میزان استرس و اضطراب افراد را کاهش و پیروی از سیاست‌های مهار و تعطیلی را افزایش دهد، که به نوبه خود می‌تواند به کاهش احتمال ابتلا و تعداد مرگ‌ومیر منجر شود.

برای CISL، این کاهش مقداری بیش‌تر از CISH است که نشان می‌دهد تاثیر کاهنده بر متغیر وابسته برای ISL بیش‌تر از ISH است. بنابراین، مشخص است که افزایش هر یک از متغیرهای ISL و ISH باعث کاهش تعداد موارد تایید شده می‌شود، اما تاثیر کاهنده برای ISL بیش‌تر از ISH است.



شکل ۱: ضرایب مدل پایه

شکل (۱)، ضرایب برآوردشده و بازه معناداری آن‌ها را نشان می‌دهد. به‌طور کلی، نتایج این تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که برنامه‌های حمایت درآمدی می‌توانند در کاهش تعداد مرگومیر تاییدشده از کووید-۱۹ موثر باشند. با توجه به شکل (۱)، ضرایب برای CISL و CISH هر دو منفی هستند که نشان می‌دهد حمایت‌های درآمدی به کاهش تعداد مرگومیر کمک می‌کند. با این حال، با توجه به نمودار ضرایب برای CISL می‌توان مشاهده کرد حمایت‌های درآمدی که کمتر از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته در اثر بحران کووید-۱۹ را جبران می‌کند، به مقدار بیشتری می‌تواند در کاهش مرگومیر تاییدشده اثرگذار باشد. این نتیجه می‌تواند با توجه به مطالعه دانشمند و مزیکی (۲۰۲۳)، به این دلیل باشد که حمایت‌های درآمدی که بیش از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته را در دوران کووید-۱۹ پوشش می‌دادند، عموماً به صورت حمایت‌های درآمدی مشروط^۱ به گروه خاصی از افراد واجد شرایط تعلق می‌گرفت، اما حمایت‌های درآمدی غیرمشروط^۲ و همگانی سطحی کمتر از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته را پوشش می‌دادند که به اکثریت افراد جامعه برای تسهیل قرنطینه پرداخت می‌شد؛ پس می‌تواند تاثیر بزرگ‌تری بر کاهش مرگومیر ایجاد کنند. با توجه به این نتایج، سیاست‌های حمایت درآمدی به شکل موثر و معناداری می‌تواند به کاهش تعداد مرگومیر ناشی از کووید-۱۹ کمک کند و نتایج این مطالعه هم بر اهمیت اجرای کمک‌های غیرمشروط، به عنوان یک پاسخ سیاستی ضروری در زمان این گونه از بلایای طبیعی، تاکید می‌کند.

1. Conditional
2. Unconditional

تخمین مدل با وقفه‌های مختلف

به منظور اجتناب از مسئله درون‌زایی و تورش نتایج، از وقفه‌های مختلف (۷ روز، ۱۴ روز، ۲۱ روز و ۲۸ روز) سیاست‌های حمایت درآمدی استفاده می‌کنیم. این رویکرد امکان بررسی دقیق‌تر نتایج و زمان بهینه مداخله دولت را نیز تا حدی فراهم می‌سازد. **جدول (۳)**، نتایج تخمین مدل با وقفه‌های مختلف را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل با وقفه‌های مختلف

Model	Variables	Coefficient	Std. err.	z	P> z
۲,۱ 7-day Lag	CC	۲/۱۹	۰/۹۵	۲/۳۱	۰/۰۲۱
	CISL	-۰/۹۹	۰/۳۴	-۲/۹۱	۰/۰۰۴
	CISH	-۰/۷۶	۰/۳۴	-۲/۲۱	۰/۰۲۷
Wald chi2 = ۱۵/۶۸ Prob > chi2 = ۰/۰۰۳۵					
۲,۲ 14-day Lag	CC	-۱/۷۷	۰/۹۵	۱/۸۶	۰/۰۶۳
	CISL	-۰/۷	۰/۳۳	-۲/۱۶	۰/۰۳۱
	CISH	-۰/۵۸	۰/۲۹	-۱/۹۶	۰/۰۵
Wald chi2 = ۱۲/۴۶ Prob > chi2 = ۰/۰۱۴۲					
۲,۳ 21-day Lag	CC	۱/۳۱	۰/۸	۱/۶۴	۰/۱۰۱
	CISL	-۰/۵۵	۰/۴	-۱/۳۷	۰/۱۷۲
	CISH	-۰/۵۱	۰/۲۶	-۱/۹۳	۰/۰۵۴
Wald chi2 = ۷/۳۰ Prob > chi2 = ۰/۱۲۰۷					
۲,۴ 28-day Lag	CC	۰/۶۵	۰/۶۵	۱/۰۱	۰/۳۱۵
	CISL	-۰/۰۷	۰/۲۸	-۰/۲۷	۰/۷۹۱
	CISH	-۰/۲۸	۰/۲۱	-۱/۳۳	۰/۱۸۴
Wald chi2 = ۳/۳۶ Prob > chi2 = ۰/۴۹۹۱					

CC = Confirmed Cases, CISL= Income Support (Low)×CC, CISH= Income Support (High)×CC

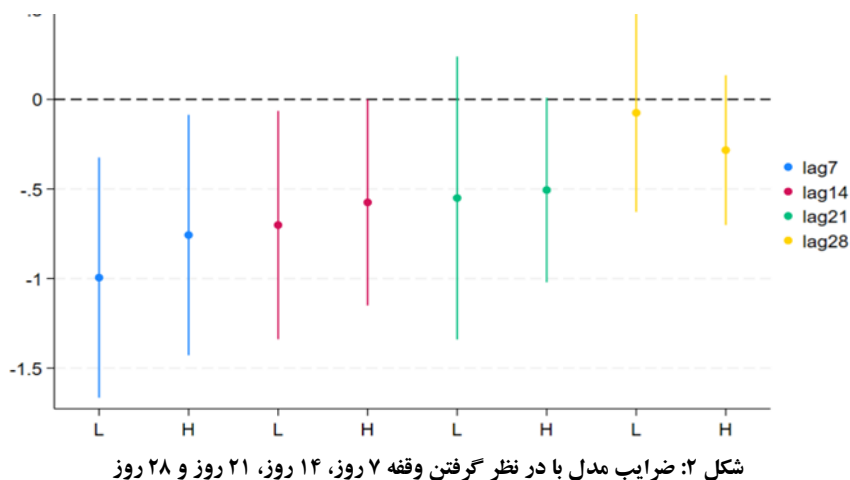
نتایج تخمین مدل با در نظر گرفتن وقفه ۷ روز، ۱۴ روز، ۲۱ روز و ۲۸ روز در مدل (۲,۱) با وقفه ۷ روز، متغیر موارد ابتلا با ضریب مثبت و معنادار (۲/۱۹+) همچنان تاثیر مثبتی بر CD دارد. یعنی افزایش تعداد موارد تاییدشده در ۷ روز گذشته به افزایش موارد مرگومیر منجر می‌شود. همچنین، متغیرهای CISL و CISH با ضرایب منفی و معنادار (به ترتیب -۰/۹۹ و -۰/۷۶) نشان می‌دهند که در صورت جبران درآمد ازدست‌رفته توسط دولت، تاثیر مثبت موارد ابتلا بر موارد مرگومیر کاهش می‌یابد.

در مدل (۲,۲) با وقفه ۱۴ روز، متغیر موارد ابتلا با ضریب مثبت و معناداری (۱/۷۷+) تاثیر مثبتی

بر CD دارد. یعنی افزایش تعداد موارد تاییدشده در ۱۴ روز گذشته به افزایش موارد مرگومیر منجر می‌شود. متغیرهای CISH و CISL نیز با ضرایب منفی و معنادار (به ترتیب $-۰/۷۰$ و $-۰/۵۸$) نشان می‌دهند در صورتی که دولت حمایت‌های درآمدی را انجام دهد، موارد مرگومیر کاهش می‌یابد. در مدل (۲،۳) با وقفه ۲۱ روز، متغیر موارد ابتلا تاثیر مثبت (۱/۳۱) اما غیرمعناداری بر CD دارد. در عین حال، متغیرهای CISL و CISH با ضرایب منفی و غیرمعنادار تاثیرات معکوسی نشان نمی‌دهند و در نهایت، در مدل (۲،۴) با وقفه ۲۸ روز، هیچ یک از متغیرهای موارد ابتلا، CISL و CISH تاثیر معناداری بر CD ندارند.

ارزیابی و مقایسه مدل با وقفه‌های مختلف

مقدار آزمون کای-دو و احتمال متناظر با آن نشان‌دهنده اهمیت مدل در کل است و RMSE نیز به عنوان یک معیار از خطای مدل استفاده شده است. با توجه به نتایج معناداری آزمون کای-دو و تغییرات در مقادیر RMSE در مدل‌های مختلف، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پایه و مدل با وقفه ۷ و ۱۴ روز به‌طور آماری تاثیرگذارتر از مدل‌هایی با وقفه ۲۱ و ۲۸ روز در پیش‌بینی متغیر وابسته CD هستند و از اهمیت بیش‌تری برخوردارند و بهترین عملکرد را دارند.



سیاست‌های حمایت درآمدی که کمتر از ۵۰ درصد درآمدِ ازدست‌رفته را پوشش می‌دهند و حمایت‌هایی که بیش از ۵۰ درصد این مقدار را جبران می‌کنند، در تمامی مدل‌ها منفی هستند اما مقدار و معناداری آن‌ها در وقفه‌های مختلف متفاوت است. در دو مدل با وقفه ۷ روز (مدل ۲،۱) و مدل با وقفه ۱۴ روز (مدل ۲،۲) تمامی ضرایب معنادار هستند و با توجه به آماره کای-دو و RMSE این دو مدل عملکرد بهتری در توضیح متغیر وابسته داشتند. با توجه به ضرایب برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته در وقفه‌های مختلف مشاهده می‌شود که همچنان با در نظر گرفتن وقفه‌های مختلف بر اهمیت اجرای کمک‌های غیرمشروط و همگانی به عنوان یک پاسخ سیاستی ضروری در زمان بحران‌های طبیعی تاکید می‌شود (شکل ۲).

همچنین، نتیجه دیگری که با توجه به ضرایب (شکل ۲) می‌توان مشاهده کرد این است که در میان مدل‌هایی با وقفه‌های مختلف بیش‌ترین تاثیر سیاست‌های حمایت درآمدی بر مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ در مدل‌هایی با وقفه ۷ روز و ۱۴ روز است و پس از آن این تاثیر کم‌رنگ‌تر می‌شود و معناداری آن‌ها نیز کاهش پیدا می‌کند. پس در طول این بازه پس از اعمال این سیاست‌ها انتظار می‌رود بیش‌ترین تاثیر آن را در میزان مرگ‌ومیر مشاهده کنیم.

تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس عضویت یا عدم عضویت در سازمان همکاری و توسعه اقتصادی

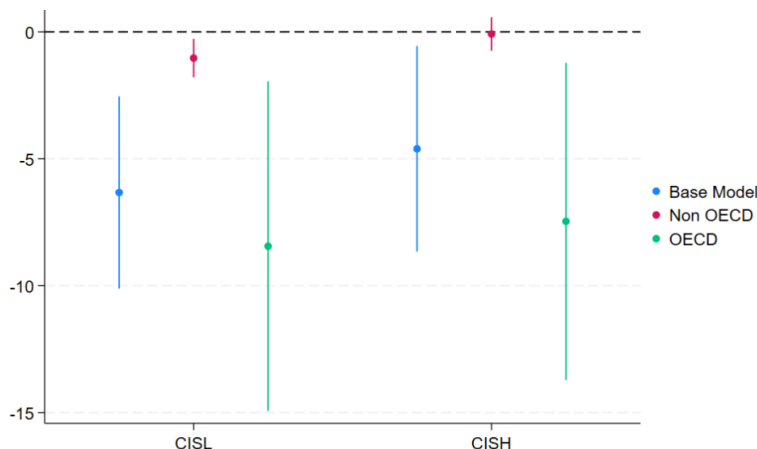
با توجه به این‌که از داده‌های ۱۸۶ کشور در قالب مدل داده‌های پانل برای تخمین مدل استفاده شده است و با توجه به این‌که ناهمگنی بین کشورهای مختلف وجود دارد، این احتمال وجود دارد که تخمین پارامترها تحت تاثیر این ناهمگنی‌ها دارای تورش باشد. پس طبقه‌بندی کشورها از منظر سطح توسعه‌یافتگی می‌تواند امکان مقایسه اثرگذاری سیاست‌های درآمدی را در گروه‌های مختلف کشوری فراهم نماید. به عنوان یک گروه‌بندی مرسوم در مطالعات اقتصادی، این مدل کشورها بر اساس عضویت (توسعه‌یافته) یا عدم عضویت (در حال توسعه) در سازمان همکاری و توسعه اقتصادی گروه‌بندی شده‌اند.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس عضویت یا عدم عضویت در OECD

Model			Variables	Coefficient	Std. err.	Z	P> z
۳,۱	Non-OECD member	Wald chi2= ۹/۷۲ Prob > chi2 = ۰/۰.۲۱۱	CC	۲/۹۲	۱/۳۷	۲/۱۳	۰/۰.۳۳
			CISL	-۱/۰.۳	۰/۳۸	-۲/۶۸	۰/۰.۰۷
			CISH	-۰/۸۴	۰/۳۳	-۰/۲۵	۰/۸۰.۱
۳,۲	OECD member	Wald chi2= ۱۲/۳۸ Prob > chi2= ۰/۰.۰۶۲	CC	۹/۳۴	۳/۲۶	۲/۸۶	۰/۰.۰۴
			CISL	-۸/۴۴	۳/۳۱	-۲/۵۵	۰/۰.۱۱
			CISH	-۷/۴۶	۳/۱۸	-۲/۳۴	۰/۰.۱۹

CC = Confirmed Cases, CISL= Income Support (Low)×CC, CISH= Income Support (High)×CC

مدل "Non-OECD member" به گروه کشورهایی که در سازمان همکاری و توسعه اقتصادی عضو نیستند، محدود شده است. در گروهی دیگر مدل "OECD member" به گروه کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی محدود شده است. با توجه به **جدول (۴)**، در هر دو مدل با در نظر گرفتن کشورهای عضو و کشورهای غیر عضو OECD، متغیر موارد ابتلا همچنان ضریب مثبت و معناداری دارد. مطابق انتظار، این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش تعداد موارد ابتلای تاییدشده، در هر دو گروه از کشورها باعث افزایش تعداد موارد مرگومیر می‌شود. در مدل (۳,۱) متغیر CISL ضریب منفی ۱/۰۳- و معناداری دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که در کشورهای غیر عضو، افزایش CISL باعث کاهش تعداد موارد مرگومیر می‌شود. اما متغیر CISH با ضریب ۰/۸۴- تاثیر معناداری بر میزان مرگومیر ندارد. این نتیجه نشان می‌دهد که در کشورهای غیر عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، CISH تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر تعداد موارد مرگومیر ندارد. در مدل (۳,۲) هر دو متغیر CISL و CISH با ضریب منفی (۸/۴۴- و ۷/۴۶-) و با معناداری آماری نشان می‌دهد که در کشورهای عضو OECD، CISL و CISH باعث کاهش تعداد موارد مرگومیر تاییدشده می‌شود.



شکل ۳: ضرایب تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس عضویت یا عدم عضویت در OECD

شکل (۳)، نشان‌دهنده ضرایب تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس عضویت یا عدم عضویت در OECD است که برای مقایسه ضرایب مدل پایه (مدل ۱) نیز درج شده است. با توجه به شکل (۳)، می‌توان نتیجه گرفت که کشورهای توسعه‌یافته که از آمادگی اقتصادی و بهداشتی بیش‌تری نسبت به کشورهای در حال توسعه برخوردار هستند، عملکرد بهتری در مواجهه با همه‌گیری کرونا داشته‌اند. در هر دو سطح سیاست‌های حمایت درآمدي تاثیرگذاري بیش‌تری در کشورهای عضو OECD مشاهده می‌شود، به‌نحوی که با توجه به ضرایب تخمین مدل گروه‌بندی‌شده، مشاهده می‌شود که کشورهای عضو OECD بیش از مدل (۱) که تمامی کشورها در آن حضور داشته‌اند، تاثیرات مثبت این سیاست‌ها را دریافت کردند و کشورهای غیر عضو بسیار کم‌تر از مدل (۱) به این تاثیرات دست یافتند؛ این نکته به‌نحوی این مسئله را نیز تایید می‌کند که در مقابله تأثیر گذارتر با همه‌گیری و تأثیر گذاری بیش‌تر سیاست‌های حمایت درآمدي، کشورهایی که از آمادگی و ظرفیت اقتصادی، بهداشتی، آموزشی و زیرساختی بیش‌تری برخوردار هستند، احتمال موفقیت بالاتری دارند. نکته جالب توجه دیگری که مشاهده می‌شود این است که ضریب متغیر CISH در کشورهای غیر عضو OECD همچنان منفی است، اما معنادار نیست. از این مسئله می‌توان برداشت کرد که کشورهای در حال توسعه با توجه به حمایت‌های مالی سخاوتمندانه، شاید همچنان تاثیراتی را مشاهده کنند، اما با در نظر نگرفتن سایر مولفه‌های موثر بر پیروی مردم از سیاست‌های مهار و تعطیلی در رسیدن به نتیجه مطلوب از این سیاست‌ها، ناموفق خواهند بود و صرف اِعمال این گونه سیاست‌ها کافی نیست.

تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس درصد جمعیت بالای ۶۵ سال از کل جمعیت کشور

برای بررسی پایداری نتایج و میزان وابستگی آن به خصوصیات جمعیت‌شناختی^۱ کشورها، در گروه‌بندی دیگری بر اساس درصد افراد بالای ۶۵ سال، کشورها به دو دسته که در این معیار کم‌تر (P65L) و بالاتر (P65H) از میانگین جهانی هستند تقسیم شدند. نتایج **جدول (۵)** نشان می‌دهد که اثر سیاست‌های غیرمشروطی که کم‌تر از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته را پوشش می‌دهد، هیچ‌گاه به‌طور معناداری از سیاست‌های مشروطی که بیش از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته را پوشش می‌دهد، کم‌تر نیست. علاوه بر این، مسئله مهم‌تر این است که در میان کشورهایی با متوسط سنی کم‌تر، تنها سیاست‌های غیرمشروط معنادار هستند. به بیان دیگر، اگر بر کشورهایی تمرکز کنیم که درصد افراد بالای ۶۵ سال در آن‌ها از میانگین کم‌تر است، هر افزایش حمایت درآمدی غیرمشروط موجب کاهش مرگ‌های ثبت‌شده ناشی از کرونا می‌شود، در حالی که حمایت‌های درآمدی مشروط اثر معناداری بر مرگومیر در میان این کشورها ندارد. شایان اشاره است که چنین تفاوتی در سایر کشورها دیده نمی‌شود.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل گروه‌بندی‌شده بر اساس درصد جمعیت بالای ۶۵ سال از کل جمعیت کشور

Model			Variables	Coefficient	Std. err.	Z	P> z
Δ,1	P65L	Wald chi2= 1۰/۶۲ Prob > chi2= ۰/۰۱۴۰	CC	Δ/1Δ	1/88	۲/۷۴	۰/۰۰۶
			CISL	-۲/11	۰/8۰	-۲/۶۳	۰/۰۰۹
			CISH	-۰/۳Δ	۰/۲۷	-1/۳1	۰/1۹۲
Δ,۲	P65H	Wald chi2= Δ/1Δ Prob > chi2= ۰/1۶1۳	CC	۴۴/۶۰	۲۰/Δ۷	۲/1۷	۰/۰۳۰
			CISL	-۲8/۷1	1۴/۶8	-1/۹Δ	۰/۰Δ1
			CISH	-۲۹/۹Δ	1۶/8۷	-1/۷8	۰/۰۷۶

CC = Confirmed Cases, CISL= Income Support (Low)×CC, CISH= Income Support (High)×CC

بحث و نتیجه‌گیری

کووید-۱۹ به سرعت به همه‌گیری تبدیل شد و کشورها هم باید با سرعتی بیش از آن دست به اقدامات مقابله‌ای و تسکینی جسورانه می‌زدند. سیاست‌های مهار و تعطیلی از جمله سیاست‌هایی

بود که کشورهای بسیاری در سطوح مختلف آن را در دستور کار خود قرار دادند. بر اساس ادبیات، سیاست‌های مهار و تعطیلی می‌تواند سرعت شیوع بیماری‌های همه‌گیر را کاهش دهد، اما زمانی که مردم باید برای جلوگیری از فقر و تامین سطح حداقل معیشت به کار خود ادامه دهند، اجرای آن دشوار است. در پس این مسئله، شکل جدیدی برای سیاست‌های حمایت از درآمد به‌وجود آمد که با توانمندسازی مردم برای ماندن موثر در خانه، می‌تواند اثرات جانبی قابل توجهی بر سلامتی ایجاد کند. در این پژوهش ابتدا با رویکرد لسو، یا به عبارتی عملکرد گزینش و انقباض کم‌ترین قدر مطلق، به بررسی متغیرهای کنترلی معرفی‌شده پرداخته و سپس با استفاده برآوردگر میانگین گروهی تعمیم‌یافته به بررسی این سیاست‌های حمایت درآمدی و تاثیر آن بر مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ به صورت مطالعه‌ای بین‌کشوری پرداخته شد. باید در نظر گرفت که چارچوب تحلیلی پژوهش حاضر می‌تواند در سایر موارد همه‌گیری نیز استفاده شود.

بر اساس نتایج، در مجموع می‌توان سیاست‌های حمایت درآمدی در دوران همه‌گیری را در جهت جلوگیری از توسعه میزان مرگ‌ومیرها توصیه کرد. اما شایان اشاره است که این سیاست‌ها دوره اثرگذاری کوتاهی دارند و در طراحی این سیاست‌ها باید شرایط و محدودیت‌های هر کشور نیز در نظر گرفته شود. آمادگی و توسعه ظرفیت‌های ملی نقش مهمی در تعیین موفقیت این سیاست‌ها ایفا می‌کنند. برای مثال، کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به عنوان کشورهایی با ظرفیت اقتصادی و بهداشتی بالاتر، عملکرد بهتری در مقابله با همه‌گیری داشته و در این کشورها تاثیر معنادارتری نسبت به کشورهای غیرعضو داشته‌اند.

نتیجه مهم دیگر پژوهش حاضر در مورد هدف‌گیری جمعیت تحت پوشش بود. جالب توجه است که از میان سیاست‌های حمایت درآمدی، آن‌هایی که کم‌تر از ۵۰ درصد درآمد از دست‌رفته را جبران می‌کنند، موثرتر بوده‌اند و این نتیجه در تمام گروه‌بندی‌ها پایدار بوده است. سازوکار چنین نتیجه‌ای این است که اثرگذاری حمایت‌های درآمدی غیرمشروط و همگانی، که با پوشش دادن کل جمعیت کشور طبعاً سهم کم‌تری از درآمد از دست‌رفته را پوشش می‌دهند، بر کاهش میزان مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹ بیش‌تر بوده است.

این نتایج نشان‌دهنده اهمیت شناسایی نوع صحیح سیاست‌های حمایت درآمدی، بر اساس جمعیت تحت پوشش و البته مختصات کشورهاست. همچنین، نتایج ما نشان داد که ارتقای آمادگی کشورها در مقابله با این بحران‌ها در زمینه‌های بهداشتی، اقتصادی، و اجتماعی می‌تواند راهکارهای بهتری برای مدیریت بحران‌ها در آینده ارائه دهد.

با این توضیحات، در پژوهش‌های آتی افزایش پژوهش‌ها و توسعه در زمینه مدیریت بحران‌های طبیعی و همه‌گیری‌ها توصیه می‌شود.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت‌های معنوی داوران محترم ناشناس و نیز از ویراستار علمی (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه تشکر و قدردانی می‌نمایند.

منابع

- Ablaza, C., Perales, F., Parsell, C., Middlebrook, N., Robinson, R. N., Kuskoff, E., & Plage, S. (2023). Increases in Income-Support Payments Reduce the Demand for Charity: A Difference-in-Difference Analysis of Charitable-Assistance Data from Australia over the COVID-19 Pandemic. *Plos One*, 18(7), e0287533. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0287533>
- Aminjonov, U., Bargain, O., & Bernard, T. (2023). Gimme Shelter. Social Distancing and Income Support in Times of Pandemic. *European Economic Review*, 157(1), 104507. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104507>
- Arefy, M., Zayandehroudi, M., & Jalaei Esfandabadi, S. A. (2023). Effect of Health Index on Economic Growth (Provincial Approach). *Planning and Budgeting*, 28(4), 165-194. <http://jpbud.ir/article-1-2239-fa.html>
- Asfaw, A. A. (2021). The Effect of Income Support Programs on Job Search, Workplace Mobility and COVID-19: International Evidence. *Economics & Human Biology*, 41(1), 100997. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2021.100997>
- Bähr, S., Frodermann, C., Kohlruss, J., Patzina, A., Stegmaier, J., & Trappmann, M. (2022). COVID-19, Subjective Well-Being and Basic Income Support in Germany. *Zeitschrift für Sozialreform*, 68(1), 85-117. <https://doi.org/10.1515/zsr-2022-0005>
- Brewer, M., & Gardiner, L. (2020). The Initial Impact of COVID-19 and Policy Responses on Household Incomes. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement_1), S187-S199. <https://doi.org/10.1093/oxrep/gra024>
- Bui, D., Dräger, L., Hayo, B., & Nghiem, G. (2022). The Effects of Fiscal Policy on Households During the COVID-19 Pandemic: Evidence from Thailand and Vietnam. *World Development*, 153(1), 105828. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105828>
- Centers for Disease Control and Prevention (CDC) (2023). *Principles of Epidemiology in Public Health Practice, Third Edition: An Introduction to Applied Epidemiology and Biostatistics*. Retrieved from https://archive.cdc.gov/www_cdc_gov/csels/dsepd/ss1978/index.html
- Cohen, C., & Werker, E. D. (2008). The Political Economy of Natural Disasters. *Journal of Conflict Resolution*, 52(6), 795-819. <https://doi.org/10.1177/0022002708322157>
- Curi-Quinto, K., Sánchez, A., Lago-Berrocá, N., Penny, M. E., Murray, C., Nunes, R.,

- Favara, M., Wijeyesekera, A., Lovegrove, J. A., & Soto-Cáceres, V. (2021). Role of Government Financial Support and Vulnerability Characteristics Associated with Food Insecurity during the COVID-19 Pandemic among Young Peruvians. *Nutrients*, 13(10), 3546. <https://doi.org/10.3390/nu13103546>
- Daneshmand, A., & Mazyaki, A. (2023). Optimal Social Assistance Strategies in Response to the COVID-19 Crisis. *Available at SSRN 4585895*.
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009). Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. *MPRA Paper No. 17692*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692>
- Eberhardt, M., & Teal, F. (2011). Econometrics for Grumblers: A New Look at the Literature on Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Surveys*, 25(1), 109-155. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00624.x>
- Gentilini, U., Almenfi, M., Blomquist, J., Dale, P., De la Flor Giuffra, L., Desai, V., Fontenez, M., Galicia, G., Lopez, V., & Marin, G. (2021). Global Database on Social Protection and Jobs Responses to COVID-19: Version 15 (May 14). *World Bank, Washington DC*.
- Hale, T., Angrist, N., Goldszmidt, R., Kira, B., Petherick, A., Phillips, T., Webster, S., Cameron-Blake, E., Hallas, L., & Majumdar, S. (2021). A Global Panel Database of Pandemic Policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker). *Nature Human Behaviour*, 5(4), 529-538. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01079-8>
- Hastie, T., Tibshirani, R., & Wainwright, M. (2015). *Statistical Learning with Sparsity* (Vol. 143). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/b18401>
- Hastie, T., Tibshirani, R., Friedman, J. H., & Friedman, J. H. (2009). *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction* (Vol. 2). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-84858-7>
- Pangallo, M., Aleta, A., del Rio-Chanona, R. M., Pichler, A., Martín-Corral, D., Chinazzi, M., Lafond, F., Ajelli, M., Moro, E., & Moreno, Y. (2024). The Unequal Effects of the Health-Economy Trade-Off during the COVID-19 Pandemic. *Nature Human Behaviour*, 8(2), 264-275. <https://doi.org/10.1038/s41562-023-01747-x>
- Pourmohammadi, M., & Yousefi, K. (2021). Pandemic in Labor Market: Evidence from Iran. *Planning and Budgeting*, 25(4), 69-94. [In Farsi] <https://doi.org/10.52547/jpbud.25.4.69>
- Settele, S., & Shupe, C. (2022). Lives or Livelihoods? Perceived Trade-Offs and Policy Views. *The Economic Journal*, 132(643), 1150-1178. <https://doi.org/10.1093/ej/ueab077>
- Tibshirani, R. (1996). Regression Shrinkage and Selection via the Lasso. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 58(1), 267-288. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x>
- World Health Organization. (2022). A Healthy Return: Investment Case for a Sustainably Financed WHO. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240050006>
- World Health Organization. (2023). Coronavirus Disease (COVID-19) Weekly Epidemiological Update and Weekly Operational Update. 4 January. <https://www.who.int/publications/m/item/weekly-epidemiological-update-on-covid-19---4-january-2023>

پیوست ۱: نتایج عملگر گزینش و انقباض (لسو)

با استفاده از عملگر لسو، سعی می‌کنیم مدلسازی را بر اساس حداقل و بهینه‌ترین تعداد متغیر انجام دهیم. این روش رگرسیونی سعی دارد متغیرهای مناسب‌تر را از بقیه متغیرها جدا کند، به‌طوری که متغیرهای اصلی و موثر در مدل باقی می‌مانند و متغیرهای غیرضروری را مشخص می‌کند و مدل نهایی ساده‌تر و تفسیرپذیرتری را ارائه می‌دهد. در ادامه، مدل ریاضی برای هر یک از روش‌های اعتبارسنجی متقابل، رویکرد اطلاعات معیار، و روش لسو تطبیقی تعریف شده است.

مدلسازی لسو اعتبارسنجی متقابل

در این روش، داده‌ها به چندین بخش تقسیم می‌شوند و هر بار یکی از این بخش‌ها به عنوان داده‌های آزمون و بقیه به عنوان داده‌های آموزش استفاده می‌شوند. مدل برای هر بخش آموزش ساخته و سپس با داده‌های آزمون ارزیابی می‌شود. خطای میانگین برای همه بخش‌ها محاسبه می‌شود.

$$CV(\lambda) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (CD_t - \widehat{CD}_{-t})^2$$

در این جا $CV(\lambda)$ معیار اعتبارسنجی متقابل برای یک پارامتر جریمه خاص (λ) است. T تعداد مشاهده‌ها (تاریخ‌ها) است. نمایانگر مقدار مشاهده‌شده از متغیر وابسته CD در زمان T است و $\widehat{CD}_{-t}$ مقدار پیش‌بینی شده CD در زمان T با استفاده از مدل رگرسیون خطی است که بدون نقطه داده در زمان T متناسب شده است.

رویکرد اطلاعات معیار

این روش یک معیار ارزیابی مدل است که هم اندازه مدل (تعداد پارامترها) و هم برازش مدل را در نظر می‌گیرد.

$$BIC = -2\log(L) + k\log(T)$$

که در آن L درست‌نمایی مدل با توجه به داده‌هاست، k تعداد پارامترهای آزاد در مدل (شامل پارامتر جریمه)، و T تعداد مشاهده‌ها (تاریخ‌ها) است.

روش لسو تطبیقی

این روش یک رویکرد از عملگر لسو است که جریمه را بر هر ضریب تنظیم می‌کند و وزن‌های

متفاوتی را به هر یک از پارامترها اعمال می‌کند.

$$\hat{\beta}_{Adaptive\ Lasso}(\lambda) = \arg \min_{\beta} \left\{ \frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T (CD_t - X_t \beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^P w_j |\beta_j| \right\}$$

در این جا $\hat{\beta}_{Adaptive\ Lasso}(\lambda)$ بردار ضرایب برآورد شده برای پارامتر جریمه λ مشخص در لسو تطبیقی است. T تعداد مشاهده‌های (تاریخ‌ها) است. CD_t نمایانگر مقدار مشاهده شده از متغیر وابسته CD در زمان T است. ماتریس طراحی متغیرهای مستقل در زمان T ، X_t نامیده می‌شود، β بردار ضرایب، λ پارامتر جریمه است و P تعداد کل ضرایب (متغیرها) است. در نهایت، w_j وزن تطبیقی برای ضریب j -ام است که معمولاً بر اساس برآوردهای اولیه ضرایب محاسبه می‌شود.

با استفاده از نرم‌افزار استاتا، متغیرهای کنترلی معرفی شده را با سه روش اعتبارسنجی متقابل، رویکرد اطلاعات معیار، و روش لسو تطبیقی بررسی و نتیجه آن در **جدول (۱پ)** ارائه شده است.

جدول ۱پ: نتیجه استفاده از روش عملکرد لسو برای انتخاب و ارزیابی متغیرها

Var	Label	Lasso CV	min BIC	Adaptive Lasso
CC	Confirmed Cases	×	×	×
CISL	CC×ISL	×	×	×
CISH	CC×ISH	×	×	×
c7	Restrictions on Internal Movement	×	×	×
c8	International Travel Controls	×	×	×
h6	Facial Coverings	×	×	×
h3	Contact Tracing	×	×	×
c2	Workplace Closing	×	×	×
c6	Stay at Home Order	×	×	×
e2	Debt/Contract Relief for Households	×	×	×
h8	Protection of Elderly People	×	×	×
c5	Public Transportation	×	×	×
h5	Investment in Vaccines	×	×	×
c3	Cancel Public Events	×	×	
c1	School Closures	×	×	
h4	Emergency Investment in Healthcare	×	×	
c4	Restrictions on Gatherings			
e3	Fiscal Measures			
e4	Providing Support to other Countries			
h1	Public Information Campaigns			
h2	Testing Policy			

به ترتیب Lasso CV به روش اعتبارسنجی متقابل اشاره دارد، Min BIC به رویکرد اطلاعات معیار و Adaptive Lasso نیز به روش لسو تطبیقی اشاره دارد. هر یک از متغیرهای کنترلی که تایید هر رویکرد را گرفته‌اند، علامتی در خانه جدول آن وجود دارد. متغیرها به ترتیب اولویتی که بر اساس خروجی لسو به دست آورده‌اند، مرتب شده‌اند.

با توجه به این نتایج، در ادامه تجزیه و تحلیل داده‌ها و برای کنترل اثرات احتمالی، از متغیرهای کنترلی شامل متغیرهای مرتبط با سیاست‌های مهار و تعطیلی، سیاست‌های اقتصادی، و سیاست‌های بهداشتی که در عملکرد لسو دست‌کم در یک رویکرد لسو تاثیر آن تایید شده است، استفاده خواهد شد تا اطمینان بیش‌تری از نتایج حاصل شود.

پیوست ۲: نتایج آزمون‌ها

نتیجه آزمون وابستگی مقطعی

در این پژوهش، برای بررسی وجود وابستگی بین واحدهای مقطعی در داده‌های پانلی از آزمون وابستگی مقطعی پسران استفاده شد. نتیجه آزمون نشان داد که آماره آزمون عدم همبستگی مقاطع پسران^۱ برابر با ۸۰۲/۵۱۶ و مقدار احتمال^۲ آن برابر با ۰/۰۰۰ است. این نتیجه نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر استقلال بخشی رد شده است. به عبارت دیگر، داده‌ها در سطح بخش‌ها وابسته هستند. همچنین، میانگین قدر مطلق از عناصر غیرقطری ماتریس کوواریانس^۳ نیز برابر با ۰/۵۵۹ است که نشان‌دهنده وجود رابطه قوی بین بخش‌ها در مدل است. این نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای متقاطع به یکدیگر وابسته هستند و از یکدیگر تاثیر می‌پذیرند و مقدار پایین احتمال نشان‌دهنده معناداری این وابستگی است و مدل نمی‌تواند فرضیه استقلال متقاطع را تایید کند. بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت که استفاده از مدل‌های پانلی که فرض استقلال مقاطع را در نظر می‌گیرند، مناسب نخواهد بود. در عوض، استفاده از روش‌هایی که به صورت صریح وابستگی بین مقاطع را در نظر می‌گیرند، مناسب است.

1. Pesaran's Test of Cross-Sectional Independence
2. Probability Value
3. Average Absolute Value of the Off-Diagonal Elements

نتیجه آزمون ریشه واحد پانلی

فرضیه صفر (H_0) وجود واحد ریشه بیان می‌کند که داده‌ها غیرایستاست. فرضیه جایگزین (H_1) بیان می‌کند که داده‌ها ایستا هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون CADF

Test Type	Lag Value	t-bar	p-value	Remarks
CADF	۰	-۰/۶۰۲	۱/۰۰۰	Failed to reject H_0
	۷	-۱/۷۵۲	۱/۰۰۰	Failed to reject H_0
	۱۴	-۱/۷۵۸	۱/۰۰۰	Failed to reject H_0
	۲۱	-۱/۶۲۶	۱/۰۰۰	Failed to reject H_0
	۲۸	-۱/۶۳۰	۱/۰۰۰	Failed to reject H_0

جدول ۳: نتایج آزمون CIPS

Test Type	Lag Value	CIPS*	Remarks
CIPS	۱	-۰/۶۰۲	Failed to reject H_0
	۷	-۱/۶۶۶	Failed to reject H_0
	۱۴	-۱/۷۶۶	Failed to reject H_0
	۲۱	-۱/۶۶۶	Failed to reject H_0
	۲۸	-۱/۶۸۲	Failed to reject H_0

بر اساس نتایج آزمون، نتوانستیم فرض صفر — وجود ریشه واحد در متغیر CD — را رد کنیم. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون، متغیر CD ریشه واحد دارد و ایستا نیست. در کل، نتایج آزمون‌های واحد ریشه نشان می‌دهد که داده‌ها غیرایستاست.

نتایج آزمون همگرایی پانل

جدول (۴)پ، نتایج آزمون‌های همگرایی پدرونی را در مدل‌های پنل و تخمین پویا حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد. این آزمون برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها در یک مدل پانلی استفاده می‌شوند و آزمون هفت آماره دارد که هر کدام نشان‌دهنده قدرت رابطه همگراسازی است.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های همگرایی پدرونی

(Lag)	v	rho	t	ADF
Non-lag	-۱۳/۶۱	۱۲/۴۹	۵/۵۱۸	۰/۹۷۹
۷	-۱۰/۵۳	۱۱/۷۳	۴/۹۹۶	۱/۰۷۱
۱۴	-۰/۳۲۴	۸/۹۱	۲/۷۸۸	۱/۲۷۶
۲۱	۸/۹۳۲	۶/۳۱۱	۰/۶۶۹۹	۱/۴۱۵
۲۸	۱۷/۲۳	۴/۹۰۲	-۰/۴۱۹	۱/۵۲۲

آماره‌های آزمون ادغام پدرونی با وقفه‌های مختلف تفاوت قابل توجهی دارد. برای مثال، آماره ۷ از ۱۳/۶۱- بدون وقفه به ۱۷/۲۳ با وقفه ۲۸ تغییر می‌کند. این نوسانات نشان‌دهنده حساسیت بالای وجود یا نبود ادغام به ساختار وقفه انتخابی است.

جدول ۵پ: نتایج تخمین پویا حداقل مربعات معمولی

Lags	CC_td	CC_td	CISL_td	CISL_td	CISH_td	CISH_td
	Beta	t-stat	Beta	t-stat	Beta	t-stat
Non-lag	۰/۰۱۸۷۲	۳/۶۶۵	۰/۰۳۹	۳۶/۸۲	-۰/۰۲۴۳۱	۹/۹۰۷
۷	۰/۰۱۸۷۲	۳/۲۰۵	۰/۰۳۹	۳۲/۵۹	-۰/۰۲۴۳۱	۸/۷۶۵
۱۴	۰/۰۱۸۷۲	۲/۵۱۸	۰/۰۳۹	۲۵/۵۶	-۰/۰۲۴۳۱	۶/۹۳۹
۲۱	۰/۰۱۸۷۲	۲/۴۲۳	۰/۰۳۹	۲۲/۵۳	-۰/۰۲۴۳۱	۶/۲۵۹
۲۸	۰/۰۱۸۷۲	۲/۶۳۷	۰/۰۳۹	۲۰/۷۷	-۰/۰۲۴۳۱	۵/۹۷

روش میانگین گروه (GMA) در آزمون PDOLS همبستگی را با در نظر گرفتن میانگین خصوصی فردی و میانگین گروه (یا پنل) در داده‌های پنل تخمین می‌زند. این آزمون توسعه‌ای از آزمون همبستگی معمولی انگل-گرنجر به محیط داده‌های پنل است. فرضیه صفر آزمون این است که هیچ همگرایی وجود ندارد و فرضیه جایگزین این است که همگرایی وجود دارد. به‌طور کلی، نتایج آزمایش‌ها نشان می‌دهد که همگرایی وجود دارد و در مدل و تخمین گر مورد استفاده این مسئله مورد توجه قرار گرفته و کنترل شده است.

نحوه ارجاع به مقاله:

دانشمند، آرین؛ مزیکی، علی، و قیداری، محمدجواد (۱۴۰۳). اثرات سیاست حمایت درآمدی بر مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹: مطالعه‌ای بین‌کشوری. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۱)، ۵۰-۲۱.

Daneshmand, A., Mazyaki, A. & Gheidari, M. J. (2024). The Effects of Income Support Policy on Covid-19 Related Mortality: A Cross-Country Study. *Planning and Budgeting*, 29(1). 21-50.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.21>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



دلالت‌های سمت عرضه ابهام‌گریزی برای معماهای صرف ریسک و نرخ بدون ریسک

محمد فقهی کاشانی

استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
zahra_ziayee@atu.ac.ir

زهرا ضیایی

نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه
علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۲

دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۷

چکیده: از دهه ۱۹۹۰ بسیاری از اقتصاددانان رویکردهای متفاوتی را برای حل معماهای صرف ریسک و نرخ بدون ریسک اتخاذ کرده‌اند. شناسایی عوامل اثرگذار بر شکل‌گیری این دو معما می‌تواند سرمایه‌گذاران، مقررات‌گذاران و سیاست‌گذاران را نسبت به عوامل تعیین‌کننده قیمت دارایی‌ها در بازارهای مالی و بدان طریق به اثرگذاری بر روندهای بخش واقعی اقتصاد به منظور ارتقای کارایی تخصیص کمک نماید. در این میان، بروز و شیوع دوره‌ای فضای ابهام در بسیاری از اقتصادها، به‌ویژه اقتصادهای برخوردار از ساختارهای نهادی و اقتصادی شکننده‌تر، مانند بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه شامل اقتصاد ایران، توجه به تبعات ابهام را برای تصمیم‌سازی‌های سرمایه‌گذاران و تنظیم سیاست از جانب سیاست‌گذاران برجسته‌تر می‌سازد. پژوهش حاضر در چارچوب یک مدل تعادل عمومی تصادفی زمان‌پیوسته مختصر دربرگیرنده عوامل ناهمگن ابهام‌گریز نشان می‌دهد که چگونه با استفاده از تابع مطلوبیت و ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت منضم‌شده با فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر و اصطکاک مالی، هنوز می‌توان به پاسخی موجه‌تر برای معماهای دوگانه فوق دست یافت. یافته‌های حاصل از کالیبراسیون مدل حاکی از آن است که این مدل انطباق بهتری با حقایق تجربی شناسایی‌شده برای دوره‌های زمانی مختلف دارد.

کلیدواژه‌ها: ابهام‌گریزی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر، عوامل ناهمگن، مدل تعادل عمومی زمان‌پیوسته، معمای مازاد بازده سهام، معمای نرخ بدون ریسک.

طبقه‌بندی JEL: G12, G11, E21, D81, D53.

مقدمه

اقتصاد متعارف در چارچوب استاندارد و مبتنی بر برخی از فروض گسترش یافته است. این فروض با ساده‌سازی مدل اقتصادی، درک روابط اقتصادی پیچیده واقعی را تسهیل کرده است. مدل‌های استاندارد با رعایت فروض مفروض، قادر به پاسخگویی به برخی از پدیده‌های رایج اقتصادی نیستند که تحت عنوان معماها و تناقض‌های اقتصادی مطرح می‌شوند. یافتن پاسخی برای این معماها به محور مطالعات برخی از اقتصاددانان مبدل شده است (Campbell, 2017). معماهای مازاد صرف سهام و نرخ بهره بدون ریسک نمونه‌ای از آن‌ها هستند. مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)^۱، مطرح کردند که یک مدل استاندارد با تابع مطلوبیت زمان جمع‌پذیر و دارای کشش جانشینی ثابت، بر اساس پارامترهای معقول، نمی‌تواند مازاد صرف ریسک یک‌ساله شاخص استاندارد اند پورز^۲ ۵۰۰ را در دوره زمانی ۱۸۸۹ تا ۱۹۷۸ توجیه کند. با مطالعات بیش‌تر در بازار سهام کشورهای مختلف نشان داده شد که توجیه بازده سالانه سهام ۴ تا ۸ درصدی نیاز به پارامتر ضریب ریسک‌گریزی ثابت ۱۰ تا ۴۰ واحدی دارد که این مقدار بالای ضریب ریسک‌گریزی ثابت، غیرمعقول و غیرمنطبق بر حقایق تجربی است (Mehra & Prescott, 1985). ویل^۳ (۱۹۸۹)، مطرح کرد که حتی اگر ما این مقدار از ضریب ریسک‌گریزی ثابت را بپذیریم، شاهد معمای دیگری در حوزه نرخ بهره بدون ریسک خواهیم بود؛ با یک ضریب ریسک‌گریزی ثابت ۱۰ تا ۴۰ واحدی نرخ بهره بدون ریسک بسیار بالاتر از مقدار واقعی آن خواهد شد که حدود یک درصد بوده است، و حالا معمای جدید آن است که چرا در دنیای واقعی نرخ بهره بدون ریسک واقعی آن قدر کم است؟

پژوهش‌های مختلفی در پاسخ به دو معمای فوق صورت گرفت که در این‌جا خلاصه‌ای از پاسخ‌ها به این معماها را ارائه می‌کنیم. برخی از پژوهشگران خطای نمونه‌گیری و اندازه‌گیری را مطرح کردند. مک‌گرتان و پرسکات^۴ (۲۰۰۳)، تاکید می‌کنند که مالیات بر درآمد سرمایه، بازدهی در دسترس را برای سرمایه‌گذاران مشمول مالیات کاهش می‌دهد. پس اندازه‌گیری نادرست بازده سرمایه می‌تواند باعث ایجاد این دو معما شود. اما از سوی دیگر، لحاظ مالیات بر عایدی سرمایه، نوسانات بازده سرمایه را نیز کاهش می‌دهد. بریدن^۵ و همکاران (۱۹۸۹)، اندازه‌گیری نادرست مصرف را مطرح می‌کنند.

1. Mehra & Prescott
2. Standard and Poor's
3. Weil
4. McGrattan & Prescott
5. Breeden

مصرف اندازه‌گیری‌شده متغیری جریانی در طول یک دوره زمانی است، در حالی که مفهوم نظری مورد نیاز برای آزمایش مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف، مصرف آنی در یک نقطه از زمان است که برای ایجاد رشد مصرف در یک بازه زمانی گسسته استفاده می‌شوند (Alizadeh et al., 2023; Soltani et al., 2023). علاوه بر این، سری‌های مصرف ناشی از حساب‌های ملی برای کاهش خطای اندازه‌گیری فیلتر شده و به صورت فصلی تعدیل شده‌اند و این ممکن است کوواریانس بازده سهام با مصرف را محدود کند (Breeden et al., 1989). ساووف^۱ (۲۰۱۱)، به جای سری‌های زمانی مصرف، با داده‌های حجم زباله کار می‌کند که اثر جانبی مصرف هستند و بدون فیلتر کردن یا تعدیل فصلی اندازه‌گیری می‌شود و تخمین‌های پایین‌تری — هرچند هنوز قابل‌توجه — از ریسک‌گریزی به دست می‌آورد. کرونگه^۲ (۲۰۱۷)، نتایج مشابهی را با رفع فیلتر مصرف ناشی از حساب‌های ملی به دست آورد. دانیل و مارشال^۳ (۱۹۹۷)، و پارکر و جولیارد^۴ (۲۰۰۵)، مطرح می‌کنند که شاید ریسک بازار سهام را باید با کوواریانس بین بازده سهام و رشد مصرف بلندمدت سنجید، نه رشد مصرف کوتاه‌مدت، زیرا مسائل اندازه‌گیری در افق‌های طولانی‌تر کم‌تر جدی هستند و به‌ندرت به‌خاطر هزینه‌های پردازش اطلاعات با تعدیل داده‌های مصرف مواجه‌اند.

رشد مصرف دارای توزیع نرمال لگاریتمی نیست، اما دارای توزیع با دنباله چاق است. ترجیحات استاندارد حاکی از آن است که با فرض واریانس یکسان و توزیع مصرف نرمال لگاریتمی، بازده مورد انتظار بالاتر است. یکی از دلایل دنباله چاق در رشد مصرف می‌تواند ناشی از احتمال کوچک بلایای نادر (Weitzman, 2007) یا عدم قطعیت در پارامتر (Rietz, 1988; Barro, 2009; Pindyck & Wang, 2013) باشد.

شاید مدل مطلوبیت توانی به اندازه کافی نشان‌دهنده ترجیحات کارگزاران نباشد. یک جایگزین برای توابع مطلوبیت با کشش ریسک‌گریزی نسبی ثابت، تابع مطلوبیت اپشتین - زین است (Epstein & Zin, 1989; 1991) که عدم وابستگی به مقیاس را در تابع مطلوبیت حفظ می‌کند، اما این محدودیت را که کشش جانشینی بین زمانی معکوس ضریب ریسک‌گریزی نسبی است کنار می‌گذارد و دست‌کم این امکان را به فرد می‌دهد که برای تناسب با صرف ریسک، ریسک‌گریزی را افزایش دهد، بدون آن‌که با پازل نرخ بدون ریسک مواجه شود.

1. Savov

2. Kroencke

3. Daniel & Marshall

4. Parker & Julliard

فرض استاندارد در ادبیات این است که مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام (مجموعه مصرف مورد استفاده در بیش‌تر آزمایش‌های تجربی) به مصرف فراغت یا خدمات ارائه‌شده توسط موجودی کالاها و خدمات بی‌دوام بستگی ندارد. اگر این فرض شکست بخورد - یعنی اگر مطلوبیت بین کالاها و خدمات بی‌دوام و اوقات فراغت یا کالاها و خدمات بی‌دوام جدایی‌پذیر نباشد - در این صورت آزمون‌های استاندارد به‌اشتباه تصریح می‌شوند (Dunn & Singleton, 1986; Eichenbaum & Hansen, 1990; Yogo, 2006).

کنستانتینیدس و دافی (۱۹۹۶)، اهمیت ریسک غیرقابل بیمه انفرادی^۱ را مطرح می‌کنند و نشان می‌دهند که با وجود توزیع دلخواه ریسک پس‌زمینه‌ای غیرقابل بیمه، صرف سهام می‌تواند با ضریب ریسک‌گریزی دلخواه برای سرمایه‌گذاران، به اندازه کافی بزرگ باشد (Constantinides Duffie, 1996). **مینهو^۲ (۲۰۰۴)**، به بررسی نقش ابهام بر دو معمای فوق پرداخت. در ابهام عوامل و سرمایه‌گذاران در مورد مدل واقعی نامطمئن هستند و نمی‌دانند توزیع احتمال برای بهینه‌سازی مدل چگونه است. وی در یک مدل مطلوبیت زمان جمع‌پذیر و دارای کشش جانشینی ثابت با کارگزاران همگن، و با استفاده از مدل **آنتروپی اندرسون^۳ و همکاران (۲۰۰۰)**، ابهام‌گریزی را وارد مدل کرد و مطرح نمود که ابهام‌گریزی نمی‌تواند به‌تنهایی به دو معمای فوق پاسخ دهد و راه‌حل نهایی مستلزم استفاده از ابهام‌گریزی همراه با تابع مطلوبیت اپشتین - زین است (Maenhout, 2004).

از سوی دیگر **وانگ و میو^۴ (۲۰۱۹)**، اثر ابهام‌گریزی بر دو معمای فوق را در چارچوب مدل وقایع نادر^۵ مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ابهام‌گریزی از ریسک انتشار^۶ و ریسک پرشی^۷ وقایع نادر می‌تواند به دو معمای مازاد بازده و نرخ بهره بدون ریسک پاسخ دهد.

هدف پژوهش ما این است که در چارچوب تابع مطلوبیت زمان جمع‌پذیر و دارای ضریب ریسک‌گریزی ثابت و مبتنی بر مدل کارگزاران ناهمگن **باشاک و کوکو^۸ (۱۹۹۸)**، **کیوتاکی و مور^۹ (۱۹۹۷)**،

1. Uninsurable Idiosyncratic Risk

2. Maenhout

3. Anderson

4. Wang & Mu

5. Rare Disasters

6. Diffusion Risk

7. Jump Risk

8. Basak & Cuoco

9. Kiyotaki & Moore

و برونرمایر و سانیکوف^۱ (۲۰۱۴)، به بررسی نقش ابهام در حل معماهای مازاد صرف ریسک و نرخ بهره بدون ریسک پرداختیم. به‌طور مشخص‌تر، می‌توان پژوهش حاضر را گسترش مدل برونرمایر و سانیکوف (۲۰۱۴) به فضای تحلیلی متضمن ابهام در نظر گرفت. در مدل حاضر، با تمرکز بر سمت عرضه اقتصاد و لحاظ فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر، به بررسی نقش ابهام بر دو معمای مورد بحث می‌پردازیم و می‌خواهیم بدانیم که آیا یافتن جواب این معماها در چارچوب کاملاً پویای حاضر، بدون استفاده از تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین مقدور است یا خیر؟ فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر، بر قیمت‌داری و نسبت قیمت به سود سهام اثرگذار است که، با ثبات سایر شرایط، می‌تواند انطباق بازده سرمایه را با حقایق تجربی بهبود بخشد. از سوی دیگر، مدل ناهمگن حاضر یک مدل اصطکاک مالی است که می‌تواند اثرات محدودیت‌های مالی و قیود وام‌گیری بر نااطمینانی و صرف نااطمینانی را لحاظ کند. هدف از این پژوهش آن است که به بررسی نقش ابهام‌گریزی در تعامل با اصطکاک مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر، بر دو معمای صرف سهام و نرخ بازده بدون ریسک در چارچوب توابع مطلوبیت با کشش ریسک‌گریزی نسبی ثابت بپردازد.

مهم‌ترین سهم پژوهش حاضر، گسترش چارچوب نظری برای پاسخ به دو معمای فوق است. لحاظ ابهام به همراه فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر و اصطکاک مالی در چارچوب اثرات ترازنامه‌ای رویکرد جدیدی برای پاسخ به این مسئله است که سهم پژوهش حاضر محسوب می‌شود. ما نسبت به پژوهش‌های پیشین رویکرد متفاوتی اتخاذ کردیم. مینهوت (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که با نقض فرض تابع مطلوبیت CRRA و استفاده از تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین می‌توان به معماها پاسخ داد. این در حالی است که تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین خود به‌تنهایی قادر به پاسخ به این معماست و نیازی به افزودن ابهام ندارد (Campbell, 2017). پژوهش‌های بعدی هم یافته‌های مینهوت (۲۰۰۴) را تصدیق کردند و برای پاسخ به دو معمای فوق در چارچوب ابهام یا از ابهام همراه با تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین یا وقایع نادر استفاده کردند. لازم به اشاره است که پدیده وقایع نادر نیز خود به‌تنهایی قادر به پاسخ به معماهای فوق است (Campbell, 2017). ما برای پاسخ به این معماها، با فرض وجود ابهام و حفظ فرض تابع مطلوبیت CRRA از رویکرد متفاوتی استفاده کردیم که عبارت‌اند از:

۱. به‌جای یک مدل استاندارد بهینه‌یابی مصرف و انتخاب پرتفوی از یک مدل سمت عرضه (مبتنی بر تولید) استفاده کردیم. این امر کمک می‌کند که بازده داری نامطمئن از سمت عرضه اقتصاد، بر اساس سود سهام و عایدی سرمایه، تعیین شود.

۲. از یک مدل درون‌زای مبتنی بر اثرات ترازنامه‌ای استفاده کردیم که در آن متغیر وضعیت،

متغیر درون‌زای توزیع ثروت است که یکی از دلالت‌های آن این است که نسبت شارپ تعیین‌کننده نرخ بهره بدون ریسک باشد.

۳. از فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر استفاده کردیم. این امر موجب می‌شود که برخلاف سایر مدل‌های این حوزه که قادر به تطبیق با حقایق تجربی مربوط به سود سهام و قیمت دارایی در کالیبراسیون خود نیستند، با دقت بالایی با این حقایق مطابقت داشته باشیم. در واقع، ما برخلاف مطالعات قبلی که تنها کانال‌های اثرگذاری ابهام بر تصمیمات پس‌انداز احتیاطی و انتخاب پرتفوی را در مدل لحاظ می‌کنند (Maenhout, 2004; Ruan & Zhang, 2021; Wang & Mu, 2019)، کانال اثرگذاری ابهام بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری را علاوه بر دو کانال مطرح‌شده لحاظ کردیم.

ما برای پاسخ به این دو معما، به مدلی با ویژگی‌های فوق‌نیاز داشتیم. مدل **برونرمایر و سانیکوف (۲۰۱۴)** دارای سه ویژگی فوق است، اما مدل آنان مبتنی بر ریسک است که قادر به پاسخ به این دو معما نیست. تاکید می‌کنیم که ما ابهام را به فضای تحلیلی **برونرمایر و سانیکوف (۲۰۱۴)** اضافه کردیم، اما انتخاب این مدل با توجه به سه ملاحظه فوق انجام شد و با توجه به وجود سه کانال فوق‌قادر هستیم به هر دو معما، با فرض وجود ابهام و حفظ فرض تابع مطلوبیت CRRA پاسخ دهیم.

با وجود اهمیت نظری موضوع، از بررسی قابلیت و انعطاف‌پذیری مدل خود در انطباق با حقایق تجربی غافل نشدیم. برای بررسی قابلیت مدل خود در پاسخ به معماهای یادشده نسبت به مدل‌های موجود، مقایسه‌ای بین پژوهش حاضر و **مینهوت (۲۰۰۴)** انجام شده است، بدان دلیل که **مینهوت (۲۰۰۴)** مطرح می‌کند پاسخ به این دو معما از طریق ابهام در چارچوب مدل‌های CRRA ممکن نیست و نیازمند لحاظ تابع مطلوبیت اِپِشتین-زین است. مطالعات بعدی نیز به ناتوانی مدل‌های استاندارد CRRA در چارچوب ابهام برای پاسخ به این معماها اذعان داشتند. برای مثال **وانگ و میو (۲۰۱۹)**، مطرح می‌کنند که ابهام در چارچوب مدل‌های CRRA نیازمند لحاظ وقایع نادر است تا بتوان به این دو معما پاسخ داد. فقط پژوهش **روئن و ژانگ (۲۰۲۱)** مطرح می‌کند که به‌طور شگفت‌آوری، ابهام‌گریزی در چارچوب مدل آنان و با تابع مطلوبیت CRRA قادر به پاسخ به این معماهاست. اما انتقادهایی به **روئن و ژانگ (۲۰۲۱)** وارد است از جمله این که نمونه انتخابی آنان دارای تورش است و در صورت انتخاب نمونه بدون تورش پژوهش **مینهوت (۲۰۰۴)**، مدل آنان نیز قادر به پاسخگویی به این معماها با پارامترهای معقول نیست. بنابراین، برای نشان دادن توانایی مدل خود در این حوزه و صحت در قیاس، از همان پارامترهای مدل **مینهوت (۲۰۰۴)** برای کالیبراسیون مدل استفاده می‌کنیم. در خصوص پارامترهایی که مقادیر آن‌ها در پژوهش **مینهوت (۲۰۰۴)** به دلیل تفاوت‌های ساختاری

دو مدل موجود نیست، از سایر پژوهش‌های مرتبط استفاده کرده‌ایم.

پژوهش حاضر علاوه بر اهمیت نظری و تجربی، برای اقتصاد ایران نیز حائز اهمیت است و از دلالت‌های نظری آن می‌توان بهره برد. ابهام پدیده‌ای است که در کشورهای در حال توسعه به واسطه ماهیت مشکلاتشان، به‌طور جدی‌تری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته مطرح می‌شود. برای مثال، **اِربَس و سیرز**^۱ (۲۰۰۶) مطرح می‌کنند که ابهام در کشورهای در حال توسعه که کیفیت نهادی کم‌تری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دارند، بالاتر است. همچنین، **فقهی کاشانی و همکاران** (۲۰۲۳) مطرح می‌کنند که کشورهای در حال توسعه، به‌ویژه ایران، به دلیل انواع اصطکاک‌های موجود با سطوح بالاتری از ابهام روبه‌رو هستند و تحلیل مدل‌ها بدون لحاظ ابهام می‌تواند موجب خطای تصریح مدل شود. از سوی دیگر، وجود شوک‌های نامتعارف متعدد اقتصادی خرد و کلان در ایران، و تحلیل رفتارهای سرمایه‌گذاران و عوامل اقتصادی در قالب مدل‌های صرفاً محدودشده به فضای ریسکی بسیار دشوار است، زیرا تحلیل در فضای ریسک مستلزم دانستن توزیع احتمال پیامدهای ممکن است.

مبانی نظری پژوهش

مینهو (۲۰۰۴)، در یک مدل تعادل جزئی زمان‌پیوسته، به بررسی توانایی ابهام‌گزیری در پاسخگویی به معمای مازاد صرف ریسک و نرخ بهره بدون ریسک پرداخت. وی ابتدا با لحاظ یک تابع مطلوبیت با ضریب ریسک‌گزیری ثابت به بررسی این مسئله پرداخت. **مینهو** (۲۰۰۴)، دو بازه زمانی را در نظر گرفت، یکی ۱۸۹۱-۱۹۹۴ و دیگری ۱۹۹۶/۳-۱۹۴۷/۲. وی مطرح می‌کند که اگرچه ابهام‌گزیری در چارچوب تابع مطلوبیت با ضریب ریسک‌گزیری ثابت می‌تواند شرایط انطباق مدل با حقایق تجربی را کمی بهبود بخشد، اما نمی‌تواند به‌طور کامل به این معماها پاسخ دهد. او مطرح می‌کند که این مشکل در بازه زمانی ۱۹۹۶/۳-۱۹۴۷/۲ حادتر است. بازه زمانی اول، دو جنگ جهانی اول و دوم را دربر می‌گیرد و بسیاری از پژوهشگران مانند **مک‌گرتان و پرسکات** (۲۰۰۵)، معتقدند که بازه زمانی جنگ‌های جهانی اول و دوم به دلیل شرایط خاص (چه به لحاظ اقتصادی و چه فنی) برای بررسی کمی مناسب نیستند. برای مثال، در این بازه زمانی، مازاد بازده سهام کاهش یافته است و به همین دلیل پاسخ به معماها چندان دشوار نیست. اما در بازه زمانی دوم که بازده سرمایه بالاتر است و ضریب همبستگی مصرف و بازده سهام کم‌تر است، این دو معما با قوت بیش‌تری پابرجا باقی می‌مانند

(McGrattan & Prescott, 2005).

روئن و ژانگ (۲۰۲۱)، در یک مدل تعادل جزئی زمان‌پیوسته با تابع مطلوبیت اِپِستین - زین، ابهام‌گریزی و لحاظ ریسک‌پرسی را مطرح می‌کنند که در نتایج کالیبراسیون مدل خود، حتی با فرض تابع مطلوبیت با ضریب ریسک‌گریزی ثابت و ریسک‌پرسی صفر، به‌طور عجیبی قادر است به این دو معما پاسخ دهد. تفاوتی که این پژوهش با **مینهو (۲۰۰۴)** به لحاظ چارچوب نظری دارد، در تغییر رابطهٔ مصرف با سود سهام است. فرض رایج در مدل‌های اقتصادی آن است که افراد سود سهام خود (D) را مصرف (C) می‌کنند (یعنی $C=D$)، اما **کمپل (۱۹۸۶)**، فرض می‌کند که سود سهام معادل با تابع توانی مصرف است (یعنی $D = C^\lambda$). **آیل (۱۹۹۹)**، مطرح می‌کند که ضریب λ را می‌توان به صورت میزان اهرم مالی تفسیر کرد. در این صورت اگر $\lambda > 1$ باشد، سود و بازده سهام می‌تواند از مصرف کل و ثروت کل متلاطم‌تر باشد. بعدها **کمپل (۲۰۰۳)**، **بَنسَل و یازُن^۱ (۲۰۰۴)**، و **اچِر^۲ (۲۰۱۳)** مطرح کردند که این برابری می‌تواند معمای مزاد تلاطم سهام و مزاد صرف سهام را تا حدودی بهبود بخشد.

روئن و ژانگ (۲۰۲۱) نیز از همین فرض استفاده می‌کنند. مطالعات مختلف مقادیر متفاوتی را برای پارامتر λ در نظر می‌گیرند، اما به‌طور کلی بازه آن $1 \leq \lambda \leq 3$ است. سه انتقاد به **روئن و ژانگ (۲۰۲۱)** وارد است: اول، بازهٔ زمانی کالیبراسیون مدل آنان از ۱۹۳۰ تا ۲۰۰۷ است که بازه جنگ جهانی دوم را شامل می‌شود و در آن میزان مزاد بازده سهام معادل ۰/۰۵۴۱ است که حتی از مزاد بازده سهام در بازه ۱۸۹۴-۱۸۹۱ یعنی ۰/۰۶۲۵ نیز کم‌تر است. **روئن و ژانگ (۲۰۲۱)**، برای ایجاد مزاد بازده ۰/۰۶۲۵، باید ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بالاتر از ۱۰ در نظر بگیرند، این در حالی است که این ضریب ریسک‌گریزی توسط حقایق تجربی حمایت نمی‌شود. دوم، حتی اگر تورش در انتخاب نمونه مطالعه را مد نظر قرار ندهیم و مزاد بازده سهام ۰/۰۵۴۱ را بپذیریم، باز هم برای توجیه چنین بازدهی باید ضریب ریسک‌گریزی نسبی معادل ۵ باشد که باز هم ضریب بزرگی است. **چتی^۳ (۲۰۰۶)**، مطرح می‌کند که پارامتر ضریب ریسک‌گریزی نسبی باید عددی کم‌تر از ۲ باشد. سوم، پارامتر ابهام‌گریزی ۰/۷۲ بیش از حد بدبینانه است. **ولش^۴ (۲۰۰۰)** با نظرسنجی از اقتصاددانان مالی مطرح می‌کند که در بدترین حالت، متوسط مزاد بازده سهام باید دست‌کم معادل ۰/۰۲ باشد، این در حالی است که در **روئن و ژانگ (۲۰۲۱)** در بدترین حالت مزاد بازده سهام ۰/۰۷۴ است.

ژانگ^۵ (۲۰۲۲)، یک مدل رشد درون‌زا با تابع مطلوبیت اِپِستین-زین ارائه می‌کند که در آن

1. Bansal & Yaron
2. Wachter
3. Chetty
4. Welch
5. Zhang

بهره‌وری کارگزار نماینده تابعی از سرمایه‌گذاری است. او همانند **مینهو** (۲۰۰۴) نشان می‌دهد که ابهام‌گریزی در کنار تابع مطلوبیت اِپشتین-زین قادر به پاسخگویی به دو معمای صرف سهام و نرخ بدون ریسک در این مدل است. در واقع، سهم اصلی این پژوهش در بررسی نقش ابهام‌گریزی در کاهش رشد اقتصادی آمریکا در سال‌های قبل از رکود مالی ۲۰۰۸ و در دوره بازبایی از رکود است (Zhang, 2022).

مدل حاضر یک مدل اصطکاک مالی در فضای متضمن ابهام است. در مدل حاضر دو کارگزار خانوار و خبرگان وجود دارند که خبرگان به فناوری تولید دسترسی دارند و قادر به تولید محصول هستند، در حالی که خانوارها تنها مصرف‌کننده هستند (بنابراین، کل سرمایه فیزیکی توسط خبرگان نگهداری می‌شود). خبرگان برای تامین مالی می‌توانند از خانوار وام بگیرند یا سهام خارجی منتشر کنند. خانوارها می‌توانند دارایی بدون ریسک نگهداری و از خبرگان سهام خریداری کنند. خبرگان با اصطکاک مالی از نوع **مدل کیوتاکی و مور** (۱۹۹۷) روبه‌رو هستند، به این معنا که باید خودشان درصد مشخصی از سهام را نگهداری کنند؛ به دیگر سخن، باید سهام داخلی داشته باشند که به اصطلاح «پول در بازی» نامیده می‌شود. وجود اصطکاک مالی موجب می‌شود که ثروت کارگزاران اهمیت یابد. اساساً تا زمانی که کارگزاران بهره‌ور محدودیت مالی ندارند، توزیع ثروت اهمیتی ندارد، اما با اصطکاک مالی، توزیع ثروت می‌تواند شوک‌های کلان و بهره‌وری کل اقتصاد را متاثر کند. بنابراین، وضعیت سیستم به پویایی‌های درون‌زای توزیع ثروت میان خبرگان و خانوار وابسته است. به‌طور دقیق‌تر، متغیر وضعیت، نسبت سهم ثروت خبرگان به ثروت کل جامعه است که روی دسترسی به وجوه و انتشار سهام و تعادل کلی سیستم تاثیر می‌گذارد و می‌تواند نااطمینانی و مزاد بازده مورد نیاز کارگزاران را متاثر کند. در این چارچوب کاملاً پویا به دنبال پاسخی دقیق‌تر برای معماهای مزاد صرف سهام و نرخ بهره بدون ریسک هستیم. تمرکز این پژوهش بر بررسی نقش ابهام بر دو معمای مذکور است. وجود ابهام‌گریزی همگن در قالب باورهای پیشین چندگانه **گیلبوا و اشمیدلر**^۱ (۱۹۸۹) مدلسازی شده است. در مدل‌های ابهام فرض بر این است، علاوه بر این که کارگزاران درباره پیامدها دچار عدم قطعیت هستند (که تحت عنوان شرایط ریسکی شناخته می‌شود)، در مورد احتمال وقوع پیامدها نیز آگاهی ندارند. یکی از روش‌های مدلسازی ابهام، روش باورهای چندگانه از نوع حداقل-حداکثر مطلوبیت انتظاری است. در این رویکرد، کارگزاران چندین باور پیشین درباره توزیع احتمال پیامدها و به تبع آن چندین توزیع احتمال در ذهن دارند. کارگزاران ابهام‌گریز بدترین توزیع احتمال را در نظر می‌گیرند و

سعی می‌کنند تابع هدف خود را بر اساس بدترین توزیع احتمال بیشینه کنند. این امر می‌تواند مازاد بازده مورد نیاز کارگزاران را به سبب باورهای بدبینانه‌شان افزایش دهد.

ما برای پاسخ به این دو معما، علاوه بر لحاظ ابهام‌گریزی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر را در مدل لحاظ کردیم. این امر به انطباق مدل با حقایق تجربی مربوط به قیمت سرمایه فیزیکی، نسبت قیمت به سود سهام، مازاد تلاطم سهام و به تبع آن بازده دارایی کمک می‌کند. تمرکز مدل تعادل عمومی حاضر بر سمت عرضه اقتصاد است. در واقع، ایده کلی آن است که لحاظ باورهای بدبینانه به همراه فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر در یک مدل اصطکاک مالی، که در آن علاوه بر سمت تقاضا، سمت عرضه نیز به‌خوبی تصریح شده است، می‌تواند پاسخ مناسبی به دو معمای مد نظر ارائه دهد، بدون آن‌که نیازی به استفاده از تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین باشد.

در این مدل، توابع و معادلاتی برای فناوری، ترجیحات، تولید و سرمایه فرض می‌کنیم. یکی از مهم‌ترین مفروضات، مبتنی بر مدل برونمایر و سانیکوف (۲۰۱۴)، این است که به‌جای واحدهای فیزیکی سرمایه، سرمایه موثر را با استفاده از شوک ایتو^۱ در فرایند سرمایه در نظر می‌گیریم. سپس برای حل این مدل تعادل عمومی کاملاً پویا از روش چهارمرحله‌ای استفاده می‌کنیم.

در مرحله اول، پویایی‌های قیمت تعادلی بازار دارایی‌ها را یک حرکت هندسی ایتو با پارامترهای رانش و نوسان نامعلوم فرض می‌کنیم که این پارامترها به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند و تابعی از متغیر وضعیت هستند. با استفاده از این فرایند و فرایند سرمایه موثر، فرایندهای بازده دارایی‌ها و ثروت خالص کارگزاران به‌دست می‌آیند. در مرحله بعد، شرایط تعادلی مشخص می‌شوند که در آن بازارها تسویه می‌شوند و مطلوبیت‌های مورد انتظار در چارچوب باورهای کاملاً بدبینانه، حداقل - حداکثر مطلوبیت انتظاری بهینه می‌شوند. باورهای بدبینانه بر اساس مدل باورهای پیشین چندگانه برای کارگزاران لحاظ می‌شوند. در مرحله سوم، باید قانون حرکت متغیر وضعیت مشخص شود. مرحله چهارم تبدیل شرایط تعادل و قانون حرکت متغیر وضعیت به معادلاتی است که با روش‌های عددی برای مقادیر مجهول قابل حل باشند.

چارچوب مدل

یک مدل زمان‌پیوسته با کارگزاران ناهمگن را در نظر بگیرید که در آن دو نوع کارگزار وجود دارد؛ خانوار (h) و خبرگان (e) که با $i = [h, e]$ نشان داده می‌شود و هر یک از آن‌ها پیوستاری از $[0, 1]$

هستند. تنها خبرگان به فناوری تولید دسترسی دارند و خانوارها فقط مصرف‌کننده هستند. خبرگان می‌توانند از خانوار وام بگیرند و ریسک‌شان را با انتشار سهام با آنان به اشتراک بگذارند (البته با رعایت قید اصطکاک مالی). خانوارها می‌توانند سهام را از خبرگان خریداری کنند و دارایی بدون ریسک نگه دارند. خبرگان و خانوار درباره شوک کلی دچار ابهام هستند و اساساً ابهام‌گریزند. آنان نمی‌توانند توزیع احتمال منفردی را برای پیامدهای گوناگون در نظر بگیرند و از میان چندین توزیع احتمال مبتنی بر چارچوب باورهای پیشین چندگانه، بدترین توزیع احتمال را از طریق بهینه‌یابی حداقل - حداکثر ترجیحات انتظاری گیلوا و اشمیدلر (۱۹۸۹) انتخاب می‌کنند.

باورهای چندگانه

در راستای لحاظ ابهام، مدل در فضای حالت $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{P})$ تعریف می‌شود. از آن‌جا که کارگزاران با ابهام مواجه هستند، پس به‌جای یک اندازه احتمال منفرد، مجموعه‌ای از باورهای پیشین است که در فضای پیشامد $\mathcal{F}_t$ تعریف می‌شود. هر باور پیشین Q^θ از طریق تابع مولد توزیع $\theta \in \Theta$ ایجاد می‌شود که در چارچوب k -ایگنورنس در بازه $[-k, k]$ قرار دارد. هر Q^θ یک اندازه احتمال هم‌ارز برای احتمال مرجع P است، به‌طوری که:

$$\mathcal{P} = \left\{ Q^\theta : \theta \in \Theta, \frac{dQ^\theta}{dP} = \Gamma_t^\theta \right\} \quad (1)$$

$$\Gamma_t^\theta = \exp \left\{ -\frac{1}{2} \int_0^t \theta^2 ds - \int_0^t \theta dZ_s \right\} \quad (2)$$

Γ_t^θ یک مارتینگل^۱ است. کارگزاران درباره این‌که شوک کلی Z_t یک حرکت ایتو هندسی باشد، دچار ابهام هستند. پس با استفاده از قضیه گیرسانوف^۲ تحت هر اندازه احتمال هم‌ارز Q^θ ، Z_t را به $Z_t^{Q^\theta}$ تبدیل می‌کنند که طی آن خانواده‌ای از فرایندها ایجاد می‌شوند که به موجب قضیه گیرسانوف، در عبارت رانش با یکدیگر تفاوت دارند. به عبارت دیگر:

$$Z_t^{Q^\theta} = Z_t + \int_0^t \theta ds \quad (3)$$

بدین ترتیب، تابع مطلوبیت انتظاری هر کارگزار به شرح زیر خواهد بود:

$$V_0^{iQ^\theta} = E_0^{iQ^\theta} \left[\int_0^\infty \exp(-\rho s) u(c_s) ds \right] \quad (4)$$

برای سهولت در اجرای ابهام همگن در چارچوب حاضر، معادله (۴) به شکل معادله (۵) بازنویسی می‌شود:

1. Martingale
2. Girsanov Theorem

$$V_0^{iQ^\theta} = E_0^{Q^\theta} \left[\int_0^\infty \exp(-\rho s) u(c_s^i) ds \right] = E_0 \left[\int_0^\infty \Gamma_t^\theta \exp(-\rho s) u(c_s^i) ds \right] \quad (5)$$

با کمک تبدیل صورت گرفته، دیگر نیازی به اعمال قضیه گیرسانوف روی تمام معادلات مفروض نیست، به این معنا که می‌توان معادلات مربوط به حرکات ایتو هندسی را برحسب Z_t نوشت.

مرحله یکم: فرض کردن توابع و معادلات فناوری، ترجیحات، تولید، سرمایه و قیمت

هر یک از خبرگان e در پیوستار $[0, 1]$ دارای تابع تولید از نوع بازده ثابت به مقیاس معادله (۶) هستند که در آن a فناوری تولید و k_t^e سرمایه فیزیکی موثر هر یک از خبرگان است:

$$y_t^e = a k_t^e \quad (6)$$

قانون حرکت k_t^e به فرم معادله (۷) است که در آن t_t سرمایه‌گذاری داخلی هر یک از خبرگان و $\Phi(t_t)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است، به‌طوری که $0 < \Phi' & \Phi'' \leq 0$ ، ما فرض می‌کنیم که $\Phi(t_t) = \log(\alpha t + 1)/\alpha$ است که در آن α پارامتر هزینه تعدیل است. نرخ استهلاک با δ نشان داده شده است.

$$\frac{dk_t^e}{k_t^e} = (\Phi(t_t) - \delta)dt + \sigma dZ_t \quad (7)$$

مطلوبیت آنی هر خانوار و خبره دارای فرم مطلوبیت با ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت γ است.

$$u(c_t^i) = \frac{(c_t^i)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (8)$$

ثروت خالص هر خبره n_t^e عبارت است از سرمایه فیزیکی به همراه دارایی بدون ریسک (در صورت لزوم) منهای سهام خارجی منتشرشده و بدهی به خانوار. ثروت خالص هر خانوار n_t^h عبارت است از دارایی بدون ریسک و سهام خریداری‌شده از خبرگان.

فرض بر این است که تمام خانوارها مشابه یکدیگر و همین‌طور خبرگان نیز مشابه هم هستند. بنابراین، در هنگام تجمیع داریم: $K_t = K_t^e = k_t^e$, $C_t^e = c_t^e$, $C_t^h = c_t^h$, $N_t^e = n_t^e$ و $N_t^h = n_t^h$. به علاوه، در اقتصاد کل ثروت جامعه معادل $N_t = N_t^h + N_t^e$ است که معادل کل ارزش سرمایه فیزیکی در اقتصاد، یعنی $q_t K_t$ است که در آن q_t قیمت تعادلی هر واحد سرمایه فیزیکی است. در این مرحله فرض می‌کنیم که قانون حرکت قیمت تعادلی هر واحد سرمایه فیزیکی q_t دارای حرکت ایتو هندسی زیر باشد:

$$\frac{dq_t}{q_t} = \mu_t^q dt + \sigma_t^q dZ_t \quad (9)$$

که μ_t^q عبارت رانش و σ_t^q تلاطم قیمت و تابعی از متغیر وضعیت هستند. به علاوه، فرض می‌شود

که خانوار و خبرگان می‌توانند دارایی بدون ریسک را با هم مبادله کنند. پس قانون حرکت عامل تنزلی تصادفی برای خانوار و خبرگان به شرح معادله (۱۰) فرض می‌گردند:

$$\frac{d\xi_t^i}{\xi_t^i} = -r_t dt - \zeta_t^i dz_t \quad (10)$$

که در آن r_t نرخ بهره بدون ریسک و ζ_t^h و ζ_t^e به‌ترتیب صرف نااطمینانی خانوار و خبرگان هستند که مقدار آن‌ها تابعی از متغیر وضعیت سیستم است. با استفاده از لِم ایتو^۱ و معادلات حرکت (۷) و (۹) می‌توان بازده سرمایه فیزیکی را به‌دست آورد:

$$dr_t^K = \underbrace{\left(\frac{a-t_t}{q_t}\right) dt}_{\text{عملکرد سود سهام}} + \underbrace{\left(\Phi(t_t) - \delta + \mu_t^q + (\sigma_t^q)\sigma\right) dt + (\sigma_t^q + \sigma) dz_t}_{\text{عایدی سرمایه‌ای} = \frac{d(q_t K_t)}{q_t K_t}} \quad (11)$$

معادلات حرکت ثروت خانوار به شکل معادله (۱۲) است:

$$\frac{dN_t^h}{N_t^h} = (1 - x_t^h) r_t dt + x_t^h (E_t[dr_t^{K^e}] dt + (\sigma_t^q + \sigma) dz_t) - \frac{c_t^h}{N_t^h} dt \quad (12)$$

خانوار می‌تواند از خبرگان سهام خریداری کند و در نااطمینانی خبرگان سهیم شود. بنابراین، x_t^h وزن دارایی نامطمئن در پرتفوی خانوار است. به همین ترتیب، برای خبرگان داریم:

$$\frac{dN_t^e}{N_t^e} = (1 - x_t^e) r_t dt + x_t^e (E_t[dr_t^{K^e}] dt + (\sigma_t^q + \sigma) dz_t) - \frac{c_t^e}{N_t^e} dt \quad (13)$$

x_t^e وزن دارایی نامطمئن در پرتفوی خبرگان است. اگر $x_t^e > 1$ باشد، آنگاه خبرگان بدهی ایجاد کرده و از خانوار استقراض کرده‌اند.

مرحله دوم: شرایط تعادلی

در ابتدا به تعیین بدترین حالت در ابهام‌گریزی می‌پردازیم. همان‌طور که گفته شد، در باورهای چندگانه پیشین، افراد چندین توزیع احتمال در ذهن دارند. در چارچوب حداقل-حداکثر مطلوبیت انتظاری از معادله (۵) داریم:

$$\begin{aligned} \max_{c^i} \min_{Q^\theta} V_0^{iQ^\theta} &= E_0^{Q^\theta} \left[\int_0^\infty \exp(-\rho s) u(C_s^i) ds \right] = \int_0^\infty \exp(-\rho s) u(c_s^i) ds + \sigma^{ic} dZ^{Q^\theta} \\ &= \int_0^\infty \exp(-\rho s) u(C_s^i) ds + \sigma^{ic} \theta ds + \sigma^{ic} dZ \end{aligned} \quad (14)$$

طبق معادله (۲) و با فرض $\sigma^{ic} > 0$ بهینه ابهام‌گزینی در $\theta^* = \kappa$ است و تابع مطلوبیت کارگزاران به شرح معادله (۱۵) خواهد بود.

$$\begin{aligned} \max_{C_t^i} V_0^{iQ^\kappa} &= E_0^{Q^\kappa} \left[\int_0^\infty \exp(-\rho s) u(C_s^i) ds \right] \\ &= E_0 \left[\int_0^\infty \Gamma_t^\kappa \exp(-\rho s) u(C_s^i) ds \right] \end{aligned} \quad (15)$$

با استفاده از معادله (۱۵) و اصل حداکثر تصادفی و بهینه‌یابی مصرف برای کارگزاری که با قید ثروت مواجه است، به راحتی می‌توان نشان داد که:

$$\exp(-\rho t) \Gamma_t^\kappa u'(C_t^i) = \xi_t^i \quad (16)$$

همان‌طور که در معادله (۱۶) مشخص است، ابهام‌گزینی بر عامل تنزیل تصادفی به‌طور مستقیم اثرگذار است. اگرچه با توجه به ماهیت کاملاً پویا و درون‌زای مدل، کانال اثرگذاری غیرمستقیم از طریق اثر ابهام بر توزیع ثروت و سپس مطلوبیت نهایی مصرف نیز موجود است. با استفاده از لم ایتو، معادله‌های (۸)، (۱۰) و (۱۶) می‌توان نشان داد که برای یک تابع مطلوبیت با کشش ریسک‌گزینی نسبی ثابت، داریم:

$$\zeta_t^i = \gamma \sigma_t^{C^i} + \theta^* \quad (17)$$

معادله (۱۷)، حاکی از آن است که در غیاب ابهام صرف نااطمینانی معادل با ضریب ریسک‌گزینی ضربدر تلاطم مصرف کارگزار است. اما در شرایط ابهام بدبینانه، صرف نااطمینانی درخواستی کارگزاران، با ثبات سایر شرایط، به اندازه ابهام‌شان افزایش می‌یابد؛ اگرچه این ارتباط به سبب درون‌زایی تلاطم مصرف و تأثیرپذیری غیرمستقیم از ابهام‌گزینی، کاملاً یک‌به‌یک نیست.

با استفاده از (۱۷)، نسبت شارپ^۱ به صورت معادله (۱۸) خواهد بود:

$$\frac{E_t[dr_t^K - r_t dt]}{\sigma + \sigma^q} = \chi_t \zeta_t^e + (1 - \chi_t) \zeta_t^h \quad (18)$$

بازده حاصل از سرمایه فیزیکی بین خانوار و خبرگان بسته به میزان نگهداری سهام و صرف نااطمینانی درخواستی تقسیم می‌شود. میزان سهام داخلی χ_t و سهام خارجی $1 - \chi_t$ است که بسته به اصطکاک مالی χ و صرف نااطمینانی کارگزاران تعیین می‌شود:

$$\begin{cases} \chi_t = \underline{\chi} & \zeta^e > \zeta^h. \\ \chi_t > \underline{\chi} & \zeta^e \leq \zeta^h. \end{cases} \quad (19)$$

اگر صرف نااطمینانی خبرگان بزرگ‌تر از خانوار $\zeta^h > \zeta^e$ باشد، آنگاه خبرگان تمایل دارند سهام

خارجی بیش‌تری را منتشر کنند، اما باید حتماً خودشان به اندازه $\underline{X}$ از سهام را نگهداری کنند که نقش همان پول در بازی را دارد. در نهایت $X_t = \underline{X}$ می‌شود. اگر خانوار نسبت به خبرگان صرف نااطمینانی بیش‌تری بخواهند، خبرگان تمایل دارند سهام داخلی بیش‌تری نگهداری کنند، پس $X_t > \underline{X}$.

رویکرد حداقل - حداکثر مطلوبیت انتظاری دارای خاصیت سازگاری زمانی پویاست. بنابراین، می‌توان از روش برنامه‌ریزی پویا در ادامه بهینه‌یابی بهره برد و تابع ارزش را برای کارگزاران استخراج کرد. برای این منظور تابع مطلوبیت انتظاری به شکل معادله (۲۰) بازنویسی می‌شود:

$$V_0^i = \max_{C_t} E_0 [\int_0^t \Gamma_t^\kappa \exp(-\rho s) u(C_s^i) ds + \Gamma_t^\kappa \exp(-\rho t) V_t^i] \quad (20)$$

متناظر با تابع مطلوبیت آنی با فرم تابع ریسک‌گزیری نسبی ثابت، توابع ارزش کارگزاران V_t^i به شکل معادله (۲۱) فرض می‌شود:

$$V_t^i = v_t^i \frac{(K_t^i)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (21)$$

که در آن v_t^i نمایانگر فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیر برای کارگزاران است که دارای قانون حرکت معادله (۲۲) است:

$$\frac{dv_t^i}{v_t^i} = \mu_t^{v^i} dt + \sigma_t^{v^i} dZ_t \quad (22)$$

در تعادل باید مطلوبیت نهایی مصرف و ثروت با هم برابر باشند، اما توابع ارزش برحسب سرمایه کل اقتصاد نوشته شده‌اند. بنابراین، برای محاسبه ثروت نهایی باید تبدیل متغیر صورت گیرد. برای این منظور از متغیر توزیع ثروت خبرگان η_t که متغیر وضعیت سیستم نیز است، استفاده می‌کنیم که به صورت معادلات زیر تعریف می‌شود:

$$\eta_t = \frac{N_t^e}{q_t K_t} \quad (23)$$

$$V_t^e = v_t^e \frac{(K_t^e)^{1-\gamma}}{1-\gamma} = v_t^e \frac{(N_t^e / \eta_t q_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (24)$$

برابری ثروت نهایی خبرگان با مصرف نهایی آنان مستلزم برابری معادله (۲۵) است:

$$(C_t^e)^{-\gamma} = \frac{v_t^e}{(\eta_t q_t)^{1-\gamma}} (N_t^e)^{-\gamma} = \frac{v_t^e}{\eta_t q_t} (K_t)^{-\gamma} \quad (25)$$

به همین ترتیب، برای خانوار داریم:

$$(C_t^h)^{-\gamma} = \frac{v_t^h}{((1-\eta_t)q_t)^{1-\gamma}} (N_t^h)^{-\gamma} = \frac{v_t^h}{(1-\eta_t)q_t} (K_t)^{-\gamma} \quad (26)$$

با استفاده از معادلات (۱۷)، (۲۵) و (۲۶) و لِم ایتو می‌توان نشان داد که:

$$\zeta_t^e = \gamma \sigma_t^{C^e} + \theta^* = -\sigma_t^{v^e} + \sigma_t^{\eta^e} + \sigma_t^q + \gamma \sigma + \theta^* \quad (27)$$

$$\zeta_t^h = \gamma \sigma_t^{C^h} + \theta^* = -\sigma_t^{v^h} - \frac{\eta}{1-\eta} \sigma_t^{\eta^e} + \sigma_t^q + \gamma \sigma + \theta^* \quad (28)$$

σ_t^q ، σ_t^e و $\sigma_t^{v^e}$ هر سه متغیرهای درون‌زایی مدل هستند که بسته به متغیر وضعیت سیستم η_t و تاثیر ابهام بر آن‌ها صرف نااطمینانی را تغییر می‌دهند. همچنین، با استفاده از معادلات (۷)، (۲۰)، (۲۱) و (۲۲) و لم ایتو می‌توان نشان داد که معادله همیلتون - ژاکوبی - بلمن^۱ برای خانوار و خبرگان به صورت معادله (۲۹) است.

$$\frac{(c_t^i)^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \rho v_t^i \frac{(K_t^i)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + v_t^i \frac{(K_t^i)^{1-\gamma}}{1-\gamma} (\mu_t^{v^i} + (1-\gamma)(\Phi(l_t) - \delta) - \frac{\gamma(1-\gamma)}{2} \sigma^2 + \sigma_t^{v^i} (1-\gamma)\sigma - \theta^*(\sigma_t^{v^i} + (1-\gamma)\sigma)) = 0 \quad (29)$$

در معادله (۲۹)، باید مقادیر مصرف و سرمایه فیزیکی با مقادیر تعادلی جایگزین شوند. برای این منظور از معادلات (۲۵) و (۲۶) استفاده می‌کنیم. با جایگذاری این معادله‌ها در معادله (۲۹) داریم:

$$\mu_t^{v^i} = \rho - \frac{(\eta_t^i q_t)^{1/\gamma-1}}{(v_t^i)^{1/\gamma}} - (1-\gamma)(\Phi(l_t) - \delta) + \frac{\gamma(1-\gamma)}{2} \sigma^2 - \sigma_t^{v^i} (1-\gamma)\sigma + \theta^*(\sigma_t^{v^i} + (1-\gamma)\sigma) \quad (30)$$

طبق معادله (۳۰)، ابهام‌گزیزی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر رشد فرصت‌های سرمایه‌گذاری اثرگذار است. نرخ سرمایه‌گذاری داخلی بهینه $l(q_t)$ از بیشینه کردن بازده سرمایه نسبت به نرخ سرمایه‌گذاری داخلی حاصل می‌شود، یعنی بیشینه کردن رابطه (۱۱) نسبت به l_t :

$$\Phi'(l_t) = \frac{1}{q_t} \quad (31)$$

در این اقتصاد دویخشی داریم: $\sum_i C_t^i = Y_t - l(q_t)K_t$. با استفاده از معادلات (۶)، (۲۵) و (۲۶)، می‌توان شرط تسویه بازار کالا را در معادله (۳۲) تصریح کرد:

$$\left(\frac{\eta_t q_t}{v_t^e}\right)^{\frac{1}{\gamma}} + \left(\frac{(1-\eta_t) q_t}{v_t^h}\right)^{\frac{1}{\gamma}} = a - l(q_t) \quad (32)$$

شایان اشاره است که اگرچه تاثیر ابهام‌گزیزی بر پویایی‌های مصرف و پس‌انداز احتیاطی به‌طور صریح قابل مشاهده نیست، اما از طریق متغیرهای درون‌زای سیستم (یعنی همه متغیرهای فوق به‌غیر از پارامتر بهره‌وری و ریسک‌گزیزی) اثرگذار است که تنها از طریق تحلیل عددی قابل پیگیری است. در نهایت، شروط تسویه بازار سرمایه حاکی از آن است که:

$$x_t^e = \frac{\chi_t q_t K_t}{N_t^e} = \frac{\chi_t}{\eta_t} \quad (33)$$

$$x_t^h = \frac{(1-\chi_t) q_t K_t}{N_t^h} = \frac{1-\chi_t}{1-\eta_t} \quad (34)$$

خبرگان به اندازه χ_t از ثروت کل جامعه را تملک کرده‌اند که وقتی به صورت سهمی از ثروت خالص‌شان بیان شود، سهم پرتفوی خبرگان از دارایی نامطمئن حاصل می‌شود، که در معادله (۳۳)

تصریح شده است. در مورد خانوار نیز به همین ترتیب عمل می‌کنیم.

با جایگذاری معادلات (۱۷)، (۱۸)، (۳۳) و (۳۴) در معادلات (۱۲) و (۱۳)، معادلات حرکت ثروت کارگزاران به شکل زیر بازنویسی می‌شوند:

$$\frac{dN_t^e}{N_t^e} = r_t dt + \left(\frac{\chi_t}{\eta_t} (\sigma + \sigma_t^q) (\gamma \sigma_t^{c^e} + \theta^*) \right) dt + \frac{\chi_t}{\eta_t} (\sigma + \sigma_t^q) dZ_t - \frac{c_t^e}{N_t^e} dt \quad (35)$$

$$\frac{dN_t^h}{N_t^h} = r_t dt + \frac{1-\chi_t}{1-\eta_t} (\sigma + \sigma_t^q) ((\gamma \sigma_t^{c^h} + \theta^*) dt + dZ_t) - \frac{c_t^h}{N_t^h} dt \quad (36)$$

در معادلات (۳۵) و (۳۶) نیز اثرات مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی‌گریزی بر پویایی ثروت کارگزاران مشهود است.

مرحله سوم: قانون حرکت متغیر وضعیت η_t

همان‌طور که بیان شد، سهم ثروت خالص خبرگان متغیر وضعیت سیستم است که باید قانون حرکت آن را بر اساس روابط تعادلی استخراج کنیم. با توجه به تعریف متغیر وضعیت، با استفاده از معادله حرکت سرمایه کل اقتصاد، معادله (۳۵) و لیم ایتو می‌توان معادله حرکت η_t را به‌دست آورد. معادله حرکت ثروت کل اقتصاد از معادله (۳۷) پیروی می‌کند:

$$\frac{d(q_t K_t)}{q_t K_t} = (\Phi(l) - \delta + \mu_t^q - \sigma \sigma_t^q) dt + (\sigma + \sigma_t^q) dZ_t \quad (37)$$

با جایگذاری معادله‌های (۱۱) و (۱۸) در معادله (۳۷) داریم:

$$\frac{d(q_t K_t)}{q_t K_t} = dr_t^K - \frac{a-l}{q_t} dt = r_t dt + (\sigma + \sigma_t^q) ((\chi_t \zeta_t^e + (1-\chi_t) \zeta_t^h) dt + dZ_t) - \frac{a-l}{q_t} dt \quad (38)$$

با فرض این‌که معادله حرکت از معادله حرکت (۳۹) پیروی می‌کند، با استفاده از معادله (۳۸)، (۳۵) و لیم ایتو می‌توان نشان داد که:

$$\frac{d\eta_t}{\eta_t} = \mu^\eta dt + \sigma^\eta dZ_t \quad (39)$$

$$\mu^\eta = \left(\frac{a-l}{q_t} - \frac{(\eta_t q_t)^{\frac{1}{\gamma}-1}}{(\nu_t^e)^{\frac{1}{\gamma}}} \right) + \sigma^\eta ((\gamma \sigma^{c^e} + \theta^*) - (\sigma + \sigma_t^q)) - (\sigma + \sigma_t^q) (1-\chi_t) (\gamma (\sigma^{c^e} - \sigma^{c^h})) \quad (40)$$

ابهام‌گریزی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر پویایی توزیع ثروت موثر است. کانال اثرگذار مستقیم از تغییرات صرف نااطمینانی سهام درونی در نتیجه ابهام‌گریزی ایجاد می‌شود. و:

$$\sigma^\eta = \frac{\chi_t - \eta_t}{\eta_t} (\sigma + \sigma_t^q) \quad (41)$$

مرحله چهارم: تبدیل شرایط تعادلی و قانون حرکت به معادلاتی برای مقادیر مجهول

ما فرض کردیم که q_t و v_t^i حرکت‌های ایتو با عبارات رانش و تلاطم ناشناخته هستند. در این مرحله، باید این پارامترهای ناشناخته را برحسب متغیر وضعیت η_t پیدا و در صورت لزوم معادلات دیفرانسیل مربوطه را با روش‌های عددی حل کنیم. با استفاده از لِم ایتو می‌توان نشان داد که:

$$\sigma^{v_t^i} = \frac{\partial v_t^i(\eta, t) / \partial \eta_t}{v_t^i(\eta, t)} \sigma^{\eta_t} \eta_t \quad (42)$$

و

$$\sigma^{q_t} = \frac{\partial q(\eta, t) / \partial \eta_t}{q(\eta, t)} \sigma^{\eta_t} \eta_t \quad (43)$$

یا:

$$(\sigma + \sigma^{q_t}) \left(1 - \frac{\frac{\partial q(\eta, t)}{\partial \eta_t}}{q(\eta, t)} \frac{\eta_t - \eta_t}{\eta_t} \right) = \sigma \quad (44)$$

$$\mu_t^{v_t^i} v_t^i(\eta, t) = \mu_t^{\eta_t} \eta_t \frac{\partial v_t^i(\eta, t)}{\partial \eta_t} + \frac{(\sigma_t^{\eta_t})^2}{2} \frac{\partial^2 v_t^i(\eta, t)}{\partial \eta_t^2} + \frac{\partial v_t^i(\eta, t)}{\partial t} \quad (45)$$

پس تمام چهار متغیر فوق به واسطه متغیر وضعیت از ابهام متاثر می‌شوند. معادله دیفرانسیل جزئی (۴۵) با استفاده از روش اویلر پسرو^۱ حل می‌شود.

نتایج مطالعه در نقطه تعادلی وضعیت پایدار تصادفی ارائه می‌شوند. در این چارچوب وضعیت تعادلی جایی است که متغیر وضعیت مارتینگل باشد. شایان اشاره است که با توجه به چارچوب کاملاً پویا این مدل که در آن حتی متغیر وضعیت سیستم به صورت درون‌زا تغییر می‌کند، ابهام به‌طور مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای سیستم را متاثر می‌کند. ابهام در برخی معادلات به‌طور صریح قابل مشاهده است، اما بخش مهم دیگر اثرگذاری ابهام بر متغیر وضعیت سیستم است که در این سیستم کاملاً درون‌زا بر تمامی متغیرهای سیستم اثر می‌گذارد. بنابراین، بخشی از کانال‌های اثرگذاری به صورت صریح قابل مشاهده و تحلیل هستند و برخی تنها با رویکرد عددی قابل توضیح‌اند.

کالیبره کردن مدل و تحلیل نتایج

برای یافتن برخی از پارامترهای مدل به منظور کالیبره کردن آن، ابتدا به پژوهش‌های پیشین در خصوص این دو معما مراجعه شد. بارو (۲۰۰۹) و پندیک و وانگ (۲۰۱۳)، در خصوص دو معمای صرف ریسک سهام و نرخ بهره بدون ریسک متضمن لحاظ‌سازی اثر فجایع نادر بر آن‌ها هستند. هر یک از این

1. Euler Backward
2. Full Dynamic

مطالعات دارای فروزی هستند که استفاده از پارامترهای آنان را در پژوهش حاضر نامناسب می‌کند. برای مثال، بارو (۲۰۰۹) فرض می‌کند هزینه تعدیل سرمایه صفر و قیمت سرمایه یک است، در حالی که هزینه تعدیل صفر به دور از واقعیت است. طبق تخمین‌های مطالعات مختلف قیمت سرمایه بیش‌تر از واحد است. پندیک و وانگ (۲۰۱۳)، نیز برای محاسبه پارامتر بهره‌وری از نسبت سرمایه ناملموس به مجموع سرمایه فیزیکی، ناملموس و انسانی استفاده کردند. آنان برای محاسبه سرمایه انسانی فرض می‌کنند که صرف بازده نیروی کار و سرمایه با هم برابر است، میزان حداقل دستمزد در نظر گرفته‌شده نامعین و جزئیات مورد نیاز در محاسبات مطرح نشده بود، میزان سرمایه فناورانه مطرح یا لحاظ نشده، و قیمت سرمایه دقیق نبود. به همین دلیل، برای کالیبره کردن مدل از مک‌گرتان و پرسکات (۲۰۰۵) استفاده شد. آنان دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۶۹ و ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۱ را در آمریکا مورد مطالعه قرار دادند. ما نسبت قیمت به سود سهام و استهلاک را از پژوهش آنان استخراج کردیم. نسبت قیمت به سود سهام به‌ترتیب ۱۴/۵ و ۲۸/۱ است که میانگین آن‌ها ۲۱/۳ است. قیمت سرمایه طبق پژوهش ردیک و وایتد^۱ (۲۰۰۹) که از داده‌های سطح خرد بنگاه‌های غیرمالی آمریکا از سال ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۶ برای تخمین آن استفاده کرده‌اند، معادل ۱/۴۳ در نظر گرفته شد. دلیل انتخاب این پژوهش آن است که مبتنی بر داده‌های خرد در سطح بنگاه است که تخمین دقیق‌تری از قیمت سرمایه ارائه می‌کند. در همین پژوهش، نرخ سرمایه‌گذاری معادل ۰/۰۹۶۷ است. در نتیجه، بهره‌وری از معادله قیمت به سود سهام معادل ۰/۱۶۴ است. از معادله (۲۸)، مقدار پارامتر هزینه تعدیل ۴/۴۴ شد.

نرخ تنزیل ذهنی در پندیک و وانگ (۲۰۱۳) ۰/۰۴۹۸ است. در مدل نا همگن حاضر خبرگان به فناوری تولید دسترسی دارند و بهره‌وری بالاتری دارند که می‌تواند به بلعیده شدن کل اقتصاد منجر شود. در ضمن، ابهام‌گریزی حتی به صورت همگن، توزیع ثروت را به نفع خبرگان تغییر می‌دهد که می‌تواند حذف خانوار از اقتصاد و ایجاد راه‌حل گوشه‌ای را پدید آورد. نرخ تنزیل ذهنی بالاتر خبرگان تضمین می‌کند که سیستم دارای یک راه‌حل میانی و نه گوشه‌ای باشد. بنابراین، نرخ تنزیل ذهنی خانوار را کمی کم‌تر از خبرگان در نظر گرفتیم. در نتیجه، نرخ تنزیل ذهنی برای خبرگان ۰/۰۴۹۸ و برای خانوار ۰/۰۴۵ درصد است که تفاوت اندکی با نرخ تنزیل خبرگان دارد.

برای پارامتر تلاطم سرمایه و بازده سهام از داده‌های بازده سهام استفاده شد، زیرا داده‌های سهام در خصوص نااطمینانی اطلاعات مفیدتری دارد. در پژوهش پندیک و وانگ (۲۰۱۳)، با استفاده از

داده‌های مرکز تحقیقات قیمت‌های اوراق بهادار^۱ آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۸، مقدار تلاطم سرمایه ۰/۱۳۵۵ و مقدار بازده سهام معادل ۰/۰۶۸۵ و بازده دارایی بدون ریسک ۰/۰۰۸ است. ما نیز از همین مقادیر استفاده کردیم (جدول ۱).

جدول ۱: کالیبراسیون مدل

۲۱/۳	نسبت قیمت به سود سهام
۱/۴۳	قیمت سرمایه
۱	ضریب همبستگی
۰/۰۰۸	نرخ بهره بدون ریسک
۰/۰۶۸۵	بازده سهام
۰/۱۳۵۵	تلاطم سرمایه
1/γ	ضریب جانشینی بین زمانی
۰/۰۴۵=خانوار، ۰/۰۴۹۸=خبرگان	نرخ تنزیل ذهنی
پارامترهای لازم در کالیبراسیون	
۱/۳۲	ضریب ریسک‌گریزی نسبی
۰/۵۶	پارامتر اصطکاک مالی
۰/۲۶۷۷	میزان ابهام‌گریزی

منبع: مک‌گرتان و پرسکات (۲۰۰۵)، ردیک و وایتد (۲۰۰۹)، پندیک و وانگ (۲۰۱۳) و محاسبات پژوهش.

با این مقادیر، ضریب ریسک‌گریزی نسبی در کالیبراسیون حاضر معادل ۱/۳۲ شد. چتی (۲۰۰۶)، مطرح می‌کند که بر اساس داده‌های انگلیس و آمریکا، پارامتر ضریب ریسک‌گریزی نسبی باید عددی کم‌تر از ۲ باشد. مقدار پارامتر ابهام‌گریزی برای خانوار و خبرگان در مدل کالیبره شد که معادل ۰/۲۶۷۷ است. مقدار پارامتر اصطکاک مالی در مدل معادل ۰/۵۶ شد که بر اساس آن و فرض مارتینگل بودن فرایندها، مقدار سهم ثروت خبرگان معادل ۰/۵۳ شد. در خصوص مقدار پارامتر اصطکاک مالی اطلاعاتی در دسترس نیست و پژوهشی در این خصوص یافت نشد. پس از کالیبره کردن مدل، به تحلیل حساسیت در خصوص پارامتر اصطکاک مالی پرداخته شد. نتایج حاکی از آن است که میزان حساسیت مدل و پاسخگویی به دو معما در بازه ۰/۱ تا ۰/۹۵ نسبت به γ بسیار اندک است.

در این کالیبراسیون، برای تلاطم از تلاطم بازده سهام استفاده شد و تلاطم مصرف در مدل به صورت

درون‌زا تعیین می‌شد. **مینهوت (۲۰۰۴)**، هنگام کالیبراسیون روی بازار سهام آمریکا، در مورد دو معمای صرف ریسک سهام و نرخ بهره بدون ریسک و اثر ابهام‌گریزی بر آن‌ها، هر دو تلاطم مصرف و سهام را به صورت برون‌زا وارد مدل می‌کند. در نهایت، وی مطرح می‌کند که ابهام‌گریزی به‌تنهایی نمی‌تواند به‌طور کامل به این دو معما پاسخ دهد و برای انطباق با داده‌های واقعی مستلزم استفاده از تابع اِشْتِین - زین است. برای این‌که بتوانیم نتایج پژوهش خود را با **مینهوت (۲۰۰۴)** مقایسه کنیم، از پارامترهای وی نیز در کالیبراسیون بهره بردیم و سپس نتایج را در **جدول (۲)** با یکدیگر مقایسه کردیم.

جدول ۲: مقایسه کالیبراسیون مدل مینهوت (۲۰۰۴)
و پژوهش حاضر برای دوره‌های ۱۸۹۱-۱۹۹۴ و ۱۹۹۶/۳-۱۹۴۷/۲

نمونه	۱۸۹۱-۱۹۹۴	۱۹۴۷/۲-۱۹۹۶/۳
پارامترهای مصرف و بازده سهام از مطالعه مینهوت (۲۰۰۴)		
تلاطم مصرف	۰/۰۳۲۵۷	۰/۰۱۰۸۴
تلاطم سرمایه	۰/۱۸۵۳۴	۰/۱۵۲۱۸
ضریب همبستگی	۰/۴۹۷	۰/۱۹۳
نرخ بدون ریسک	۰/۰۱۹۵	۰/۰۰۷۸۵
مازاد صرف	۰/۰۶۲۵	۰/۰۷۸۵
نااطمینانی		
پارامترهای لازم در کالیبراسیون		
	مینهوت (۲۰۰۴)	مینهوت (۲۰۰۴)
	پژوهش حاضر	پژوهش حاضر
نرخ تنزیل ذهنی	۰/۰۲ و ۰/۰۱۵	۰/۰۱۵ و ۰/۰۱۹۳ و ۰/۰۱۴
ضریب جانشینی بین‌زمانی	۰/۶	$1/\gamma = 0/7519$
ریسک‌گریزی‌نسبی	۷	۱/۳۳
میزان ابهام‌گریزی	۲/۹۰	۰/۵۱۲۲
عبارت رانش	پارامترهای قیمت به سود سهام	پارامترهای قیمت به سود سهام
سایر پارامترها	مصرف = و پارامتر هزینه تعدیل سرمایه	مصرف = و پارامتر هزینه تعدیل سرمایه
	همچون کالیبراسیون قبلی است.	همچون کالیبراسیون قبلی است.
	۰/۰۱۷۴۲	۰/۰۱۹۰۸

منبع: **مینهوت (۲۰۰۴)** و محاسبات پژوهش.

همان طور که در جدول (۲) مشاهده می شود، مینهوت (۲۰۰۴) مدل خود را با دو دسته داده کالیبره می کند، یکی ۱۸۹۱-۱۹۹۴ که در ستون دوم گزارش شده است و دیگری ۱۹۹۶/۳-۱۹۴۷/۲ که در ستون سوم قابل مشاهده است. برای مقایسه قابلیت و انعطاف پذیری مدل خود با مینهوت (۲۰۰۴)، ما نیز مدل خود را با آن پارامترها در این دو دوره زمانی کالیبره کردیم و نتایج آن ها را ارائه دادیم. همان طور که مشاهده می شود، در مینهوت (۲۰۰۴) حتی با لحاظ تابع مطلوبیت اِپِشتین-زین، باز هم برای مطابقت با پارامترهای گزارش شده، به ضریب ریسک گریزی ۷ و ۱۰ به ترتیب برای داده های ۱۸۹۱-۱۹۹۴ و ۱۹۹۶/۳-۱۹۴۷/۲ نیاز است، در حالی که در پژوهش حاضر، حتی با تابع مطلوبیت CRRA به ترتیب با ضریب ریسک گریزی معقول ۱/۳۴ و ۱/۳۳ به دو معما پاسخ دادیم.

این نتایج در حالی است که ما نیز همچون مینهوت (۲۰۰۴)، معیار ولش (۲۰۰۰) مبنی بر حداقل مازاد بازده سهام معادل ۰/۰۲ را در بدبینانه ترین حالت رعایت کردیم. پس انتقادهای وارد شده به روثن و ژانگ (۲۰۲۱) به مدل پژوهش حاضر وارد نیست. نرخ بهره بدون ریسک از معادله (۱۶) و نرخ بازده دارایی نامطمئن از معادله (۱۰) محاسبه شد. همان طور که مشخص است، در چارچوب پژوهش حاضر که مبتنی بر سمت عرضه، فرصت های سرمایه گذاری متغیر و توزیع ثروت است، حتی بدون تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین هم می توان به دو معمای صرف ریسک و نرخ بهره بدون ریسک پاسخ داد.

بحث و نتیجه گیری

ما با استفاده از چارچوب تحلیلی تعادل عمومی تصادفی زمان پیوسته ناهمگن ساده و روش شناسی چهارگامی کاملاً پویا به بررسی نقش ابهام گریزی حداقل - حداکثر مطلوبیت انتظاری برای ارائه پاسخی مناسب به دو معما و پدیده اقتصادی مازاد صرف سهام و نرخ بهره بدون ریسک مطرح در ادبیات اقتصاد مالی پرداختیم. معمای مازاد صرف ریسک و نرخ بهره بدون ریسک که مینهوت (۲۰۰۴) معتقد است نیازمند تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین به همراه ابهام گریزی است (در حالی که وجود تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین به تنهایی قادر به حل دو معماست)، در چارچوب حاضر با لحاظ ابهام گریزی همگن، سمت عرضه اقتصاد و فرصت های سرمایه گذاری متغیر بدون لحاظ تابع مطلوبیت اِپِشتین - زین و در چارچوب تابع مطلوبیت CRRA قابل حل است و از انطباق بهتری با حقایق تجربی برخوردار است. این پژوهش نسبت به بارو (۲۰۰۹) و پندیک و وانگ (۲۰۱۳) به طور دقیق با داده های قیمت به سهام و قیمت سرمایه نیز همخوانی دارد.

در مدل های استاندارد که بر اساس ریسک توسعه یافته اند، فرض می کنند ابهام وجود ندارد. این

در حالی است که نشان داده شد لحاظ ابهام در فضای تحلیلی ارائه‌شده می‌تواند پاسخ مناسب‌تری به معماهای دوگانه صرف ریسک و نرخ بدون ریسک نسبت به مطالعات قبلی در این زمینه ارائه کرد. از نظر کاربردی، پژوهش حاضر با ارائه پاسخی منطبق بر مبانی نظری نوین به دو معمای صرف ریسک و نرخ بدون ریسک، در حقیقت گامی در جهت شناسایی دقیق‌تر عوامل تاثیرگذار بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها محسوب می‌گردد. این امر به‌طور کلی می‌تواند به تصمیم‌سازی کارآمدتر سه گروه از کارگزاران اقتصادی مشتمل بر سرمایه‌گذاران، مقررات‌گذاران، و سیاست‌گذاران پولی و مالی کمک نماید. به‌طور مشخص‌تر، عطف توجه به دستاوردهای پژوهش حاضر می‌تواند سرمایه‌گذاران را در زمینه تنظیم کارآمدتر پرتفوی دارایی‌های خود، با توجه به اصطکاکات مالی موجود و به‌ویژه محدودیت‌های اطلاعاتی و شناختی آن‌ها یاری دهد، مقررات‌گذاران را در زمینه تنظیم مقررات متضمن تقلیل ابهامات بازیگران فعال در بازار اوراق بهادار و بدین طریق کاهش در ناکارایی‌های موجود رهنمود گرداند، و سیاست‌گذاران پولی و مالی را در زمینه طراحی و اجرای اهداف سیاستی، به‌نحوی که تبعات و الزامات اعمال سیاست را با توجه به مولفه‌های موثر در قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌طور کاراتر تنظیم و مدیریت نمایند، یاری رساند.

در ایران، **کشاورز حداد و اصفهانی (۲۰۱۳)** سعی نموده‌اند وجود دو معمای مازاد صرف سهام و نرخ بدون ریسک را در رابطه با اقتصاد ایران مورد آزمون تجربی قرار دهند. پژوهش آنان نسبت به این پژوهش که به آزمون ناپارامتریک وجود معماها در ایران می‌پردازد ملاحظات و وجود دارد که امکان استفاده از آن را در پژوهش حاضر فراهم نمی‌کند، ازجمله این که ملاحظات روش‌شناختی با توجه به **مهر و پرسکات (۱۹۸۵)** و **ویل (۱۹۸۹)** باید مد نظر قرار گیرند. بنابراین، بررسی وجود معماهای مذکور در ایران و نقش ابهام در پاسخ به آن‌ها به عنوان پیشنهاد به پژوهش‌های آتی واگذار شده است.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از داوران محترم و ناشناس، و ویراستار محترم (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه بابت نظرهای ارزشمندشان کمال تشکر و قدردانی را دارند.

منابع

- Abel, A. B. (1999). Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, 43(1), 3-33. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00039-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00039-7)
- Alizadeh, M., Jalali-Naini, S. A., & Einian, M. (2023). Estimating Real Money Balance Effect on Private Consumption and Aggregate Demand. *Planning and Budgeting*, 27(4), 23-60. <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.4.23>
- Anderson, E., Hansen, L. P., & Sargent, T. (2000). Robustness, Detection and the Price of Risk. *Manuscript, Stanford*, 19.
- Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles. *The Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00670.x>
- Barro, R. J. (2009). Rare Disasters, Asset Prices, and Welfare Costs. *American Economic Review*, 99(1), 243-264. <https://doi.org/10.1257/aer.99.1.243>
- Basak, S., & Cuoco, D. (1998). An Equilibrium Model with Restricted Stock Market Participation. *The Review of Financial Studies*, 11(2), 309-341. <https://doi.org/10.1093/rfs/11.2.309>
- Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM. *The Journal of Finance*, 44(2), 231-262. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb05056.x>
- Brunnermeier, M. K., & Sannikov, Y. (2014). A Macroeconomic Model with a Financial Sector. *American Economic Review*, 104(2), 379-421. <https://doi.org/10.1257/aer.104.2.379>
- Campbell, J. Y. (1986). Bond and Stock Returns in a Simple Exchange Model. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 785-803. <https://doi.org/10.2307/1884178>
- Campbell, J. Y. (2003). Consumption-Based Asset Pricing. *Handbook of the Economics of Finance*, 1(Part B), 803-887. [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01022-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01022-7)
- Campbell, J. Y. (2017). *Financial Decisions and Markets: A Course in Asset Pricing*. Princeton University Press.
- Chetty, R. (2006). A New Method of Estimating Risk Aversion. *American Economic Review*, 96(5), 1821-1834. <https://doi.org/10.1257/aer.96.5.1821>
- Constantinides, G. M., & Duffie, D. (1996). Asset Pricing with Heterogeneous Consumers. *Journal of Political Economy*, 104(2), 219-240. <https://doi.org/10.1086/262023>
- Daniel, K., & Marshall, D. (1997). Equity-Premium and Risk-Free-Rate Puzzles at Long Horizons. *Macroeconomic Dynamics*, 1(2), 452-484. <https://doi.org/10.1017/S1365100597003076>
- Dunn, K. B., & Singleton, K. J. (1986). Modeling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of Goods. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 27-55. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90005-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90005-X)
- Eichenbaum, M., & Hansen, L. P. (1990). Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(1), 53-69. <https://doi.org/10.1080/07350015.1990.10509777>
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, 57(1), 937-969. <https://doi.org/10.2307/1913778>
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1991). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal

- Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy*, 99(2), 263-286. <https://doi.org/10.1086/261750>
- Erbas, S. N., & Sayers, C. L. (2006). Institutional Quality, Knightian Uncertainty, and Insurability: A Cross-Country Analysis. *IMF Working Paper*, WP/06/179. <https://doi.org/10.5089/9781451864397.001>
- Feghhi Kashani, M., Mohammadi, T., & Pirdaye, H. (2023). Investigating the Soft and Hard Information Voluntary Disclosure Strategies as to Good and Bad News: A Case Study of Digital Corporates in Tehran Stock Exchange Market. *Iranian Journal of Economic Research*. <https://doi.org/10.22054/ijer.2023.73276.1180>
- Gilboa, I., & Schmeidler, D. (1989). Maxmin Expected Utility with Non-Unique Prior. *Journal of Mathematical Economics*, 18(2), 141-153. [https://doi.org/10.1016/0304-4068\(89\)90018-9](https://doi.org/10.1016/0304-4068(89)90018-9)
- Keshavarz Haddad, G., & Esfahani, M. (2013). Equity Premium Puzzle in Tehran Stock Exchange: Stochastic Dominance Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 18(56), 1-40. [In Farsi]
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248. <https://doi.org/10.1086/262072>
- Kroencke, T. A. (2017). Asset Pricing without Garbage. *The Journal of Finance*, 72(1), 47-98. <https://doi.org/10.1111/jofi.12438>
- Maenhout, P. J. (2004). Robust Portfolio Rules and Asset Pricing. *Review of Financial Studies*, 17(4), 951-983. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhh003>
- McGrattan, E. R., & Prescott, E. C. (2003). Average Debt and Equity Returns: Puzzling? *American Economic Review*, 93(2), 392-397. <https://doi.org/10.1257/000282803321947407>
- McGrattan, E. R., & Prescott, E. C. (2005). Taxes, Regulations, and the Value of US and UK Corporations. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 767-796. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00351.x>
- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(85\)90061-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90061-3)
- Parker, J. A., & Julliard, C. (2005). Consumption Risk and the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Political Economy*, 113(1), 185-222. <https://doi.org/10.1086/426042>
- Pindyck, R. S., & Wang, N. (2013). The Economic and Policy Consequences of Catastrophes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4), 306-339. <https://doi.org/10.1257/pol.5.4.306>
- Riddick, L. A., & Whited, T. M. (2009). The Corporate Propensity to Save. *The Journal of Finance*, 64(4), 1729-1766. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01478.x>
- Rietz, T. A. (1988). The Equity Risk Premium a Solution. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 117-131. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90172-9](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90172-9)
- Ruan, X., & Zhang, J. E. (2021). Ambiguity on Uncertainty and the Equity Premium. *Finance Research Letters*, 38(1), 101429. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101429>
- Savov, A. (2011). Asset Pricing with Garbage. *The Journal of Finance*, 66(1), 177-201. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01629.x>
- Soltani, A., Ehteshamrasi, R., & Abedi, S. (2023). Multi-Objective Modeling of Financial Provision and Expenses in Sustainable Supply Chains and the Study Effects of Financial Ratios. *Planning and Budgeting*, 27(4), 61-90. <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.4.61>
- Wachter, J. A. (2013). Can Time-Varying Risk of Rare Disasters Explain Aggregate Stock

- Market Volatility? *The Journal of Finance*, 68(3), 987-1035. <https://doi.org/10.1111/jofi.12018>
- Wang, Y., & Mu, C. (2019). Can Ambiguity about Rare Disasters Explain Equity Premium Puzzle? *Economics Letters*, 183(1), 108555. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.108555>
- Weil, P. (1989). The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 401-421. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90028-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90028-7)
- Weitzman, M. L. (2007). Subjective Expectations and Asset-Return Puzzles. *American Economic Review*, 97(4), 1102-1130. <https://doi.org/10.1257/aer.97.4.1102>
- Welch, I. (2000). Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies. *The Journal of Business*, 73(4), 501-537. <https://doi.org/10.1086/209653>
- Yogo, M. (2006). A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 61(2), 539-580. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x>
- Zhang, X. (2022). Belief-Driven Growth Slowdowns and Zero-Bounded Risk-Free Rate. *The North American Journal of Economics and Finance*, 59(1), 101600. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101600>

نحوه ارجاع به مقاله:

فقهی کاشانی، محمد، و ضیایی، زهرا (۱۴۰۳). دلالت‌های سمت عرضه ابهام‌گریزی برای معماهای صرف ریسک و نرخ بدون ریسک. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۱)، ۷۷-۵۱.

Feghhi Kashani, M., & Ziyae, Z. (2024). Supply Side Implications of Ambiguity Aversion for Risk Premium and Risk-Free Rate Puzzles. *Planning and Budgeting*, 29(1), 51-77.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.51>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



نقش شوک‌های درآمد و مخارج دولت در تغییرات تورم اقتصاد ایران در شرایط مختلف وضعیت تورمی (با لحاظ اجزای مختلف درآمد و مخارج دولت)

ahmetezzati@afagh.ac.ir

احمد عزتی شورگلی

استادیار گروه مدیریت و امور مالی، دانشکده علوم انسانی، موسسه غیرانتفاعی آفاق ارومیه، شهر ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

نسرین حمیدی

دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت و امور مالی، دانشکده علوم انسانی، موسسه غیرانتفاعی آفاق ارومیه، شهر ارومیه، ایران.

رضا محمدپور

استادیار گروه مدیریت و امور مالی، دانشکده علوم انسانی، موسسه غیرانتفاعی آفاق ارومیه، شهر ارومیه، ایران.

رضا عزتی

کارشناس ارشد اقتصاد، کارشناس درآمد شهرداری سلماس، شهر سلماس، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۲۷

دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۲۴

چکیده: در پژوهش حاضر به منظور بررسی اثرات شوک‌های درآمد (نفتی و مالیاتی) و مخارج دولت (جاری و عمرانی) بر تورم در شرایط مختلف تورمی، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ و الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری رژیم می‌تبی بر لحاظ نوسانات تصادفی استفاده شده است. به نحوی که با لحاظ متغیر تورم به عنوان متغیر رژیمی، مقدار تورم ۲۱ درصد در هر فصل به عنوان مقدار آستانه برآورد گردید و سپس با استفاده از توابع پاسخ ضربه رژیمی به بررسی اثرات شوک‌های درآمد نفتی و مالیاتی، مخارج جاری و عمرانی، نرخ ارز، نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی بر تورم پرداخته شد. نتایج حاصل از الگوی خودرگرسیون برداری رژیمی مورد استفاده در پژوهش حاضر نشان داد که اثر شوک درآمدهای دولت (نفتی و مالیاتی) و مخارج دولت (جاری و عمرانی) بر تورم در رژیم تورمی بالا (تورم بالای ۲۱ درصد در هر فصل) به مراتب قوی‌تر از همان مقدار شوک در رژیم تورمی پایین (تورم پایین‌تر از ۲۱ درصد در هر فصل) است، البته اثر شوک‌های مخارج عمرانی دولت و درآمدهای نفتی فقط در رژیم تورمی بالا معنادار است و این اثر در رژیم تورمی پایین غیرمعنادار است و شوک‌های مخارج جاری دولت و درآمدهای مالیاتی در هر دو رژیم تورمی، اثر مثبت و معناداری بر تورم دارند.

کلیدواژه‌ها: مخارج جاری دولت، مخارج عمرانی، چرخشی مارکوف، رژیم‌های تورمی، مالیات.

طبقه‌بندی JEL: H54, E31, G18

مقدمه

نحوه ارتباط بین شوک‌های مخارج و درآمدهای دولت با تورم یکی از مباحث مهم در ادبیات اقتصادی است (Edwards & Tabellini, 1991). یکی از مهم‌ترین مشکلات کشورهای در حال توسعه، نبود توسعه پایدار و کنترل نکردن تورم است و نوسانات رشد و تورم مشکلات عدیده‌ای همچون رکود و بیکاری را ایجاد می‌کند. از سویی، مشکلات رشد و تورم اقتصادی مشکلات فرهنگی، سیاسی و اجتماعی را به دنبال دارد. بر اساس شواهد تجربی و نظری، آثار تورمی شوک‌های مخارج دولت به‌وفور قابل مشاهده است. با این حال دولت‌ها همواره با توسل به دو ابزار سیاستی خود، یعنی مخارج و درآمد دولت، به دنبال دستیابی به رشد پایدار و کاهش تورم و نوسانات اقتصادی هستند (Vdovychenko, 2018).

رکود بزرگ ۱۹۲۹ و اخیراً نیز بعد از بحران جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، سیاست‌گذاران کلان اقتصادی، پژوهشگران و اقتصاددانان با چالشی دوباره در استفاده از شوک‌های درآمد و مخارج دولت به منظور سیاست‌های تثبیت اقتصادی مواجه شدند. در حالت کلی، نقش ابزارهای مالی دولت در اقتصاد مطابق با دو دیدگاه کلی قابل تفسیر است: ۱- طبق دیدگاه کینزی، بایستی مخارج دولت در دوره رکود افزایش یابد تا مصرف بخش خصوصی و تولید از کانال ضریب فزاینده افزایش یابد؛ ۲- دیدگاه نئوکلاسیکی بیان می‌کند که افزایش مخارج دولت به علت اثر ازدحام و جایگزین شدن دولت به جای بخش خصوصی تاثیر منفی بر تولید دارد (Bordo & Levy, 2021). این عدم توافق نظر در نقش سیاست مالی در اقتصاد کلان صرفاً یک طرف قضیه است و بخش پیچیده‌تر، با پژوهش جیاوازانی و پاگانو^۱ (۱۹۹۰) وارد ادبیات اقتصادی شد، زیرا پژوهشگران با استفاده از فرضیه‌های هلوینگ و نئومن^۲ (۱۹۸۷)، عنوان کردند که سیاست مالی هم می‌تواند دارای رفتار کینزی و هم غیرکینزی باشد و این زمانی اتفاق می‌افتد که اقتصاد از شرایط رکودی به رونق یا برعکس وارد شود یا اقتصاد شرایط تورمی مختلفی را تجربه کند (Ianc & Turcu, 2020).

از سوی دیگر، شواهد تجربی تازه‌ای که در پژوهش‌های حوزه سیاست‌های مالی به چشم می‌خورد (Han & Hur, 2023; Soederhuizen et al., 2023)، موضوعی است که به تغییر ضریب فزاینده شوک‌های سیاست مالی شامل مخارج و درآمدهای دولت طی شرایط مختلف اقتصادی از جمله وضعیت اداره تجاری، مالی و محیط‌های تورمی اشاره دارد. به‌طور مثال، اورباچ و گورودنیچنکو^۳ (۲۰۱۲) با به‌کارگیری داده‌های کشور آمریکا نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی طی دوره رکود

1. Giavazzi & Pagano

2. Hellwig & Neumann

3. Auerbach & Gorodnichenko

بزرگ‌تر از دوره رونق است. از سوی دیگر، بلنچارد و لیک^۱ (۲۰۱۳)، با تحلیل مقدار ضریب فزاینده مخارج و درآمدهای دولت در ۲۷ کشور اروپایی نشان دادند که ضریب فزاینده سیاست مالی کم‌تر از حد واقعی است، زیرا بانک جهانی در محاسبات مقدار مذکور تغییر ضریب مذکور را در شرایط مختلف اقتصادی و تورمی نادیده گرفته است (Banerjee et al., 2022).

آنچه ذهن سیاست‌گذاران کلان اقتصادی را به خود درگیر کرده است، پاسخ به این پرسش است که شوک‌های سیاست مالی در پاسخ به شرایط مختلف تورمی به چه صورتی اعمال می‌شود؟ پژوهشگران حوزه سیاست‌های مالی در اقتصاد معتقد هستند که چنانچه دولت در شرایط رکودی مخارج و درآمدهای خود را کاهش دهد و در شرایط رونق اقتصادی برعکس عمل کند، به رفاه مردم آسیب وارد می‌شود و نوسانات افزایش می‌یابد و به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود. با وجود این، مطالعات تجربی مختلفی در کشورهای در حال توسعه نشان داده است که در این کشورها با وجود آثار منفی اعمال سیاست موافق ادوار تجاری، باز هم این نوع سیاست از طرف سیاست‌گذاران کلان اقتصادی اعمال می‌شود (Jha et al., 2014). با وجود شرایط خاص اقتصاد ایران، که مهم‌ترین آن‌ها شامل این موارد است: ۱- کشور در حال توسعه؛ ۲- یکی از صادرکنندگان بزرگ نفت در سطح جهانی؛ و ۳- تحریم‌های شدید اقتصادی و سیاسی که باعث می‌شود تصمیم‌گیری در رابطه با نحوه اعمال شوک‌های مخارج و درآمدهای دولت طی وضعیت‌های مختلف تورمی سخت‌تر شود، مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که در شرایط مختلف تورمی اقتصاد ایران، شوک‌های درآمد و مخارج دولت چگونه تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهند؟

مطالعات مختلفی در حوزه بررسی اثرات شوک سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه تورم پرداخته‌اند، اما شکاف اصلی این پژوهش‌ها از سه جنبه قابل‌بررسی است: ۱- در تمامی مطالعات داخلی که به بررسی اثرات شوک‌های سیاست مالی بر تورم پرداخته‌اند، صرفاً یک یا دو متغیر از متغیرهای سیاست مالی استفاده شده است؛ ۲- در بیش‌تر این مطالعات نحوه ارتباط تورم و شوک‌های سیاست مالی در چارچوب الگوهای خطی بررسی شده است، در حالی که طبق الگوهای نظری و شواهد تجربی، ارتباط شوک‌های سیاست مالی و تورم می‌تواند غیرخطی باشد؛ و ۳- وجود نوسانات تصادفی یکی از ویژگی‌های محتمل در اقتصاد کشورها محسوب می‌شود که عدم لحاظ آن در بررسی روابط بین متغیرها می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به بار آورد.

سهم نخست پژوهش حاضر، لحاظ هر دو سیاست مالی دولت، شامل مخارج و درآمد‌هاست،

به‌نحوی که درآمدهای دولت به دو بخش درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی تفکیک شده و مخارج دولت نیز به مخارج جاری و عمرانی. این بدان دلیل است که نقش درآمدهای نفتی و مالیاتی در اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی با یکدیگر متفاوت است. این موضوع در رابطه با مخارج دولت نیز صادق است و اثرگذاری مخارج جاری دولت می‌تواند با نوع اثرگذاری مخارج عمرانی دولت متفاوت باشد. بر اساس این و برای موشکافی و کشف دقیق نحوه اثرگذاری اجزای مختلف درآمد و مخارج دولت، هر یک از این متغیرها به دو جزء اصلی تفکیک شدند، تا نتایج قابل‌انکاتری حاصل گردد.

شهم دوم پژوهش مربوط به استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با نوسانات تصادفی است. این الگو که توسط **آلساندري و ممتاز**^۱ (۲۰۱۷) به ادبیات اقتصادسنجی اضافه گردید، دو ویژگی مهم دارد که آن را از سایر الگوهای خطی و غیرخطی متمایز می‌کند. اول این‌که، بر پایه الگوهای غیرخطی است، و دوم این‌که قابلیت لحاظ نوسانات تصادفی را در مدلسازی و بررسی روابط بین متغیرها دارد.

بنابراین، در پژوهش حاضر با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با لحاظ نوسانات تصادفی، به بررسی اثر شوک‌های سیاست مالی به تفکیک چهار جزء اصلی آن (درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، مخارج جاری، و مخارج عمرانی) در شرایط مختلف تورم اقتصاد ایران و با لحاظ نوسانات تصادفی پرداخته خواهد شد؛ موضوعی که تا پیش از نگارش پژوهش حاضر در هیچ‌یک از مطالعات داخلی قابل‌مشاهده نیست.

مبانی نظری پژوهش

سیاست مالی و انواع آن

سیاست‌های اقتصادی یک کشور شامل سیاست‌های مالی، پولی، درآمدی، بازرگانی و ارزی است. هر یک از این سیاست‌ها اهداف خاصی را دنبال می‌کنند تا به اهداف کلان اقتصادی مانند رشد، توسعه و رفاه اجتماعی دست یابند. با وجود این، اهداف این سیاست‌ها ممکن است با یکدیگر هماهنگ نباشند، که این ناهماهنگی می‌تواند دستیابی به آرمان‌های اقتصادی را دشوار کند. بنابراین، همسویی و هماهنگی میان سیاست‌های مختلف اقتصادی ضروری است تا بتوانند به عنوان مجموعه‌ای یکپارچه به اهداف اقتصادی دست یابند (Faria-e-Castro, 2021). سیاست مالی از طریق ابزارهایی مانند تغییر در هزینه‌های دولتی و مالیات‌ها به دنبال دستیابی به اهداف اقتصادی معین است. سیاست مالی

انقلابی است که کینز در علم اقتصاد به وجود آورد (Keynes, 1937). سیاست مالی مدیریت بودجه دولت را شامل می‌شود و از هزینه‌های جاری، سرمایه‌گذاری و اضطراری تشکیل می‌گردد. هزینه‌های جاری شامل مصرف، حقوق و دستمزد کارکنان دولت و یارانه‌ها، هزینه‌های سرمایه‌گذاری شامل سرمایه‌گذاری ثابت عمومی، و هزینه‌های اضطراری شامل هزینه‌های ضروری در مواقع بحران‌ها مانند جنگ و زلزله هستند. درآمدهای دولت نیز از مالیات‌های مختلف مانند مالیات بر درآمد، کالاهای داخلی و تجارت (عوارض گمرکی و مالیات‌های صادرات) تشکیل می‌شود. در کشورهای در حال توسعه، منابع مالیاتی به‌سختی می‌توانند بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت را تامین کنند، در حالی که در کشورهای پیشرفته این مسئله متفاوت است.

سیاست مالی دولت با استفاده از ابزارهایی مانند مخارج و مالیات‌ها به‌طور مستقیم بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سطح قیمت‌ها و نرخ بیکاری تاثیر می‌گذارد. این سیاست‌ها از طریق تغییر در اندازه، ترکیب و زمان‌بندی هزینه‌ها و درآمدهای مالیاتی اعمال می‌شوند. هزینه‌های دولت به عنوان تزریق درآمد و مالیات‌ها به عنوان نشت درآمد در اقتصاد عمل می‌کنند. تفاوت میان هزینه‌ها و درآمدهای مالیاتی دولت به کسری یا مازاد بودجه منجر می‌شود (Afonso & Sousa, 2012).

سیاست مالی به دو نوع انبساطی و انقباضی تقسیم می‌شود: الف) سیاست مالی انبساطی. در شرایط عدم اشتغال کامل و رکود اقتصادی، دولت با افزایش مخارج و کاهش مالیات‌ها به منظور تحریک فعالیت اقتصادی و رفع شکاف انقباضی، از این سیاست استفاده می‌کند. ب) سیاست مالی انقباضی. در شرایط اشتغال کامل و تورم، دولت با کاهش مخارج و افزایش مالیات‌ها برای کاهش فشار تقاضا و تورم، از این سیاست بهره می‌برد. مالیات‌ها به عنوان منبع اصلی تامین مخارج دولت، پرداخت‌های اجباری هستند که توانایی افراد را در استفاده از منابع اقتصادی کاهش می‌دهند. درآمدهای مالیاتی برای خرید عوامل تولید و ارائه کالا و خدمات دولتی و همچنین توزیع مجدد قدرت خرید استفاده می‌شوند (Faria-e-Castro, 2021). سیاست مالی علاوه بر این که به تثبیت اقتصادی کمک می‌کند، می‌تواند به دو صورت خودکار و اختیاری عمل نماید. تثبیت خودکار از طریق نهادهای مالی و مالیاتی موجود در نظام اقتصادی و تثبیت اختیاری از طریق لوائح قانونی و مصوبات هیئت وزیران، مانند لوائح بودجه، صورت می‌گیرد. هدف اصلی تثبیت اقتصادی کاهش نوسانات و هدایت فعالیت اقتصادی به سمت اشتغال کامل است که با اهداف رشد اقتصادی نیز منافاتی ندارد. در کشورهای در حال توسعه، سیاست‌های مالی بیش‌تر به منظور دستیابی به اهداف رشد اقتصادی تنظیم و در لوائح بودجه سالیانه بازبینی و اصلاح می‌شوند (Arestis, 2012).

تورم و راه‌های مقابله با تورم

تقسیم‌بندی‌های مختلفی را با توجه به تعاریف تورم می‌توان برای تورم در نظر گرفت، ولی به‌طور کلی در نظریه‌های اقتصادی، تورم را به سه نوع تقسیم‌بندی می‌کنند:

۱. تورم خزنده (آرام یا خفیف): به افزایش ملایم قیمت‌ها گفته می‌شود. در تورم خفیف، افزایش قیمت بین ۱ تا ۶ درصد، حداکثر ۴ درصد یا بین ۴ تا ۸ درصد در سال ذکر شده است.
۲. تورم شدید (تورم شتابان یا تازنده): در این نوع تورم آهنگ افزایش قیمت‌ها تند و سریع است. برای تورم شدید، ۱۵ تا ۲۵ درصد در سال را ذکر می‌کنند.
۳. تورم بسیار شدید (تورم افسارگسیخته، فوق‌تورم و اُبرتورم): این نوع تورم شدیدترین حالت تورم به‌شمار می‌رود. معیار تورم بسیار شدید را ۵۰ درصد در ماه یا دوبرابر شدن قیمت‌ها در مدت شش ماه و... بیان داشته‌اند.

البته نمی‌توان نرخ ثابتی ارائه کرد، زیرا این مقادیر با توجه به شرایط زمانی تغییر می‌یابند (Ridwan, 2022). برای مقابله با تورم و جلوگیری از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور کلی دو دسته ابزار یا روش وجود دارند که عبارت‌اند از:

۱. سیاست‌های پولی و مالی. هدف این روش محدود کردن تقاضای کل است. این کار از طریق جمع‌آوری پول به شکل سرمایه‌های غیرنقدی صورت می‌گیرد که در نهایت به کاهش تورم یا کند شدن نرخ رشد قیمت‌ها منجر می‌شود که معمولاً از آن‌ها به عنوان سیاست‌های انقباضی یاد می‌شود.
۲. سیاست‌های درآمدی. با دخالت مستقیم در بازار و عوامل تولیدکننده، تورم کنترل می‌شود. انجام این روش از نظر کاربردی سخت است، زیرا برای انجام آن بخش‌های زیادی نیاز به اصلاح دارند که باید به‌طور هماهنگ عمل کنند (Arestis & Sawyer, 2013).

بودجه دولت و تورم

در ادبیات اقتصادی، تاثیر کسری بودجه دولت بر رشد پول و تورم مشخص نیست و بستگی به نحوه تامین مالی آن و شرایط اقتصاد کلان دارد. اگر کسری بودجه ناشی از افزایش مخارج جاری دولت باشد، این امر ممکن است باعث افزایش تقاضای کل و در نتیجه تورم شود. اما اگر کسری بودجه به علت اجرای سیاست مالی انبساطی برای خروج از رکود باشد، افزایش مخارج سرمایه‌گذاری دولت می‌تواند در بلندمدت به اشتغال کامل منجر شود. کینز و طرفدارانش از این نوع سیاست دفاع کرده‌اند (Keynes, 1937).

نحوه تامین مالی کسری بودجه نیز مهم است. تامین کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی می‌تواند با افزایش تقاضای کل، تورم ایجاد کند (Taghipoor, 1999). استقراض داخلی با انتشار اوراق قرضه باعث افزایش نرخ بهره و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود (Friedman & Schwartz, 1982). فریدمن (۱۹۸۱)، به این نکته اشاره می‌کند که اگر کسری بودجه از طریق فروش اوراق قرضه یا افزایش مالیات‌ها تامین شود، مخارج دولتی جایگزین مخارج بخش خصوصی می‌شود و نرخ بهره افزایش می‌یابد که انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را کاهش می‌دهد. استقراض خارجی ممکن است به کسری حساب جاری و بحران بدهی خارجی منجر شود. علاوه بر این، تورم نیز می‌تواند بر کسری بودجه تاثیر بگذارد. افزایش مخارج جاری دولت به افزایش کسری بودجه و بدهی‌های دولتی منجر می‌گردد و در نهایت باعث افزایش عرضه پول و تورم می‌شود. این فرایند به صورت دینامیک تکرار می‌شود و موجب افزایش مداوم کسری بودجه و سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردد. به‌طور کلی، بین افزایش مخارج دولت (کسری بودجه) و سطح عمومی قیمت‌ها رابطه علت و معلولی برقرار است (Piontkivsky et al., 2001).

در ادبیات اقتصادی، برای این پرسش که آیا کسری بودجه دولت آثار نامناسبی بر رشد پول و تورم دارد، پاسخ دقیقی وجود ندارد. زیرا آثار اقتصادی کسری بودجه دولت به چگونگی به‌وجود آمدن، نحوه تامین مالی آن و شرایط اقتصاد کلان بستگی خواهد داشت. چنانچه کسری بودجه دولت به علت افزایش مخارج جاری دولت (مخارج مصرفی) باشد، با توجه به این که این نوع مخارج فقط باعث افزایش تقاضای کل می‌شود، ممکن است ایجاد تورم کند. ولی اگر کسری بودجه دولت به علت اجرای یک سیاست مالی فعال، به منظور رهایی اقتصاد از رکود باشد، دولت با افزایش مخارج سرمایه‌گذاری خود، به یک سیاست مالی انبساطی اقدام می‌کند که آثار اقتصادی آن در بلندمدت، هدایت اقتصاد به سمت اشتغال کامل خواهد بود. این نوع کسری بودجه، امروزه در کشورهای در حال توسعه به عنوان یک ابزار سیاستی تلقی می‌شود. کینز و طرفدارانش از چنین سیاستی (کسری بودجه) در اقتصاد دفاع کرده‌اند (Keynes, 1937). نحوه تامین مالی کسری بودجه یکی دیگر از عواملی است که در بررسی کسری بودجه مد نظر است. در حالت کلی، تامین کسری بودجه دولت ناشی از افزایش مخارج جاری را می‌توان از طریق اتحاد زیر بیان کرد:

اگر کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی تامین شود، این امر به دلیل افزایش تقاضای کل، آثار نامناسب اقتصادی مانند تورم به همراه خواهد داشت (Taghipoor, 1999). اگر کسری بودجه از طریق استقراض داخلی (انتشار اوراق قرضه) باشد که به مفهوم افزایش تقاضای دولت برای اعتبار

قابل دسترس بودن جامعه است، باعث افزایش نرخ بهره در جامعه می‌شود و به دنبال آن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد. پولیون در این خصوص معتقدند که کسری بودجه دولت به تورم منجر می‌شود، زیرا باعث انتقال منحنی IS به سمت راست می‌گردد و به تبع آن نرخ بهره افزایش می‌یابد (Friedman & Schwartz, 1982). بانک مرکزی به منظور در اختیار گرفتن نرخ بهره، بخشی از بدهی

دولت را به پول تبدیل می‌کند و در نتیجه عرضه پول افزایش و تورم بالا می‌رود.

فریدمن (۱۹۸۱)، به این نکته اشاره می‌کند که اگر مخارج دولت از طریق فروش اوراق قرضه به مردم یا افزایش مالیات‌ها تامین شود، در این حالت نیز مخارج دولت به‌طور غیرمستقیم بر تورم موثر است. هر دو روش تامین مالی، موجب جایگزین شدن مخارج دولتی به‌جای مخارج بخش خصوصی می‌شود. در حقیقت، منابعی که ممکن است در غیر این صورت برای مصرف بخش خصوصی یا سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی صرف شود، جذب بخش دولتی می‌شود. اثر این‌گونه تامین مالی این است که نرخ بهره را بالا می‌برد و انگیزه بخش خصوصی را برای سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کاهش می‌دهد.

سرانجام اگر کسری از طریق استقراض خارجی تامین شود ممکن است به کسری حساب جاری و گاهی ممکن است به بحران بدهی خارجی منجر شود. افزون بر تاثیر کسری بودجه بر تورم، ممکن است تورم نیز بر کسری بودجه تاثیر بگذارد. به عبارت دیگر، ممکن است تورم بر مخارج دولت و درآمد دولت و سرانجام بر کسری بودجه تاثیر بگذارد.

به‌طور کلی، هزینه جاری به‌تنهایی سبب فشارهای تورمی نمی‌شود، اما با اثرگذاری بر حجم پول و انتظارات عمومی، افزایش در قیمت‌ها را ایجاد می‌کند.

بر اساس دیدگاه تحلیل سیستم پویا، می‌توان روابط میان مخارج جاری، کسری بودجه، عرضه پول و سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) را به این صورت تحلیل نمود که افزایش مخارج جاری دولت به افزایش کسری بودجه و افزایش بدهی‌های بخش دولتی و در نتیجه افزایش موجودی پایه پولی منجر خواهد شد و در مرحله بعد، با توجه به تعریف عرضه پول، به افزایش عرضه پول خواهد انجامید. حال با در نظر گرفتن رابطه مثبت بین سطح عمومی قیمت‌ها و نقدینگی، افزایش عرضه پول به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر خواهد گردید. از سوی دیگر، افزایش قیمت‌ها نیز به کاهش ارزش واقعی مخارج دولت در دوره بعد منجر خواهد شد و دولت را ناچار خواهد کرد که برای جبران ارزش مخارج خود، میزان مخارج اسمی دوره بعد را افزایش دهد. اما افزایش مخارج دوره بعد دوباره موجب افزایش کسری بودجه و تکرار فرایند بالا خواهد شد. بنابراین، بین افزایش مخارج دولت (کسری بودجه) و سطح عمومی قیمت‌ها رابطه علت و معلولی برقرار است.

پیشینه پژوهش

مالیک و چادهوری (۲۰۰۲)، با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای استرالیا، کانادا، فنلاند، نیوزیلند، اسپانیا، سوئد و انگلستان، طی دوره زمانی ۱۹۹۸:۳-۱۹۶۰:۱، با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری، به بررسی رابطه بین تورم، رشد اقتصادی و مخارج دولت پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که رابطه بلندمدتی بین تورم، مخارج دولت و رشد اقتصادی در کشورهای مذکور وجود دارد، به‌نحوی که در بلندمدت تورم تاثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (به‌جز کشور انگلستان). از سوی دیگر، تاثیر مخارج دولت نیز بر رشد منفی است. **دکاسترو و هرناندز^۱ (۲۰۰۶)**، با استفاده از سری‌های زمانی دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۴ کشور اسپانیا و با به‌کارگیری مدل SVAR به تحلیل اثرات تکانه‌های مالی بر اقتصاد پرداخته‌اند. آن‌ها توانستند این موضوع را در مطالعه خود نشان دهند که در اسپانیا رابطه مثبتی بین مخارج دولت و سطح تولید در میان‌مدت، بلندمدت، و کوتاه‌مدت وجود دارد و تکانه‌های افزایشی تنها به تورم بالاتر و تولید کمتر منجر می‌شود.

گرگانتوپولوس و تسامیس^۲ (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های سالانه کشور قبرس، طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰، با به‌کارگیری مدل تصحیح خطا و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون، به بررسی روابط میان عرضه پول، تورم، مخارج دولت و رشد اقتصاد کشور قبرس پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مخارج دولت به رشد اقتصادی سرعت می‌بخشد، این در حالی است که چنان‌چه کسری بودجه دولت منجر به افزایش نقدینگی، که این خود نیز باعث تورم در اقتصاد می‌شود، بنابراین فشار تورمی نیز باعث کندی رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین، در این پژوهش توصیه شده که به منظور افزایش رشد اقتصادی از مخارج جاری کاسته شود و مخارج عمرانی افزایش یابد. **سورجانینگسیه^۳ و همکاران (۲۰۱۲)**، با استفاده از داده‌های فصلی کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۹:۴-۱۹۹۰:۱، و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری به بررسی تاثیر سیاست مالی بر تورم و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تاثیر مخارج دولت و مالیات در بلندمدت بر رشد اقتصادی مثبت است، اما تاثیر مالیات بر رشد در کوتاه‌مدت منفی است و مخارج دولت تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت دارد، به‌نحوی که مخارج دولت نسبت به مالیات اثربخش‌تر است. از سوی دیگر، مخارج دولت تورم را کاهش می‌دهد و مالیات باعث افزایش تورم

1. De Castro Fernández & Hernández de Cos
2. Georgantopoulos & Tsamis
3. Surjaningsih

می‌شود. اولایونگ‌بو^۱ (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های کشور نیجریه طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری، به بررسی رابطه غیرمتقارن بین مخارج دولت و تورم در کشور نیجریه پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که رابطه یک‌طرفه‌ای از سمت مخارج دولتی منفی (مخارج دولتی با سطح پایین یا مخارج دولتی انقباضی) به سمت تورم مثبت (تورم سطح بالا) وجود دارد. این نتایج نشان می‌دهد که با کاهش مخارج دولت، امکان کاهش رشد اقتصادی وجود دارد، و کاهش رشد اقتصاد جامعه را به سمت تورم سوق می‌دهد. آساندولولی^۲ و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های شش کشور عضو اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۵۵، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تابلویی به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست مالی بر تورم پرداخته‌اند. نتایج پژوهش مذکور نشان داد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت اثرات نامتقارنی بر تورم کشورهای مورد بررسی دارد. یورگنسن و راون^۳ (۲۰۲۲)، با استفاده از داده‌های کشور آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۸، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری به بررسی اثرات شوک‌های مخارج دولت بر تورم پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد که افزایش به علت وجود معمای قیمت - سیاست مالی، اثرات شوک‌های مخارج دولت به کاهش تورم در آمریکا منجر می‌شود. در حقیقت، علت این موضوع از ضعف الگوهای خودرگرسیون برداری نشئت می‌گیرد.

سامسون^۴ و همکاران (۲۰۲۳)، با استفاده از داده‌های کشور نیجریه طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۸۱، با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری به بررسی رابطه مخارج دولت و تورم پرداخته‌اند. نتایج پژوهش مذکور نشان داد که افزایش درآمد و مخارج دولت در کشور نیجریه نتیجه تورمی به همراه دارد و از سویی، رابطه منفی و غیرمعناداری بین تورم و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. بنرجی (۲۰۲۴)، با استفاده از داده کشورهای عضو همکاری توسعه و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری پراکسی به بررسی اثرات شوک‌های مالی بر تورم پرداخته است. پژوهشگر به این نتیجه دست یافت که کسری بودجه در میان مدت پس از یک شوک تورمی در نفت افزایش و نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد.

عرب‌مازار و چالاک (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های دوره زمانی ده ساله ۱۳۸۵-۱۳۷۵، در قالب یک الگوی کلان اقتصادی و با به‌کارگیری روش پویای سیستمی، به شبیه‌سازی متغیرهای کلان و

1. Olayungbo
2. Asandululi
3. Jørgensen & Ravn
4. Samson

بررسی اثر مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و سایر متغیرها پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد، اگرچه مخارج مصرفی و عمرانی به‌طور متوسط سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، این اثر برای مخارج عمرانی بیش‌تر بوده است. همچنین، تامین مالی از طریق انتشار اسکناس، به علت آثار تورمی زیاد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. **ابونوری و همکاران (۲۰۱۰)**، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۵:۱-۱۳۷۳:۲، و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری، به بررسی اثرات درآمدهای مالیاتی و مخارج جاری و عمرانی به عنوان ابزارهای سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری کل، مصرف خصوصی و تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که مقدار مالیات، مخارج جاری و عمرانی تاثیر مثبت، و نرخ بهره حقیقی اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ همچنین مخارج عمرانی دارای سهم اندک در ایجاد نوسانات سرمایه‌گذاری است. با توجه به سهم زیاد مخارج جاری و درآمد مالیاتی در ایجاد نوسانات تولید ناخالص داخلی، استفاده از مخارج عمرانی به عنوان اهرم سیاست‌گذاری مالی بر مخارج جاری و درآمدهای مالیاتی ترجیح داده می‌شود. همچنین، تاثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر تورم مثبت است.

ختایی و سیفی‌پور (۲۰۱۵)، با استفاده از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در عوامل موثر بر شکل‌گیری تورم در اقتصاد ایران، نقدینگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت با یک وقفه، بیش‌ترین اثر را در تعیین نرخ تورم دارد. کسری بودجه، درآمدهای نفتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز از دیگر عوامل موثر هستند. **کرمی و همکاران (۲۰۱۶)**، با استفاده از داده‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که الگوی مورد استفاده با متغیرهای درون‌زای تورم، رشد نقدینگی، رشد کسری بودجه و رشد تولید ناخالص داخلی و متغیرهای برون‌زای رشد نرخ ارز و متغیرهای مجازی کنترل اثر هدفمندی یارانه‌ها و شکست انتظارات تورمی، به‌خوبی می‌تواند مسیرهای سیاست‌گذاری مناسب را با چارچوب هدف‌گذاری تورم ارائه کند. **نیازی محسنی و همکاران (۲۰۲۰)**، با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۷، و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی تاثیر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی تا دو دوره پس از اعمال شوک شده و پس از آن به سمت صفر میل پیدا کرده است. با افزایش

درآمدهای نفتی و در نتیجه آن افزایش درآمدهای دولت، مخارج دولت افزایش پیدا کرده و باعث افزایش تقاضا در داخل و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی شده است. نتایج **ابراهیمی و همکاران (۲۰۲۱)**، نشان داد که نرخ تورم استان‌های اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان و فارس نسبت به شوک سیاست مالی به صورت معنادار واکنش نشان داده است. تمامی این واکنش‌های منفی زمان‌بندی تقریباً مشابهی داشته‌اند، به نحوی که واکنش نرخ تورم استان‌ها تقریباً در فصل دوم بیشینه خود را تجربه کرده است. سپس، اندازه واکنش به تدریج کاهش یافته و شوک به صورت میرا خارج شده است. به رغم زمان‌بندی نسبتاً مشابه، اندازه واکنش‌ها متفاوت بوده است. **خیرآور و همکاران (۲۰۲۲)**، با استفاده از داده‌های کشورهای منتخب صادرکننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ و با به کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی تاثیر شوک‌های ناطمینانی درآمدهای نفتی بر بی‌ثباتی برخی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی اندازه دولت، حجم نقدینگی و نرخ ارز نسبت به شوک‌های درآمدهای نفتی واکنش مثبت و بی‌ثباتی نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در چند دوره نخست واکنش مثبت و سپس واکنش منفی نشان می‌دهد. نتایج **حسینی و همکاران (۲۰۲۲)**، نشان داد که اثر یک شوک مثبت در درآمدهای مالیاتی بر تورم کل ابتدا افزایشی است و پس از ۲۰ دوره به بیشینه خود می‌رسد؛ سپس با کاهش روبه‌رو می‌شود و پس از چند دوره اثر شوک منفی می‌گردد.

روش‌شناسی پژوهش

معرفی الگوی خودرگرسیون برداری رژیم‌ی با لحاظ نوسانات تصادفی

مدل خودرگرسیون برداری آستانه (رژیمی)^۱، زیرمجموعه‌ای از مدل‌های خطی خودرگرسیون برداری در هر رژیم است. متغیر انتقال^۲، رژیم‌ها را از طریق یکی از متغیرهای درون‌زا یا برون‌زا تعیین می‌کند. در حقیقت، الگوی خودرگرسیون برداری رژیم‌ی (آستانه‌ای) از طریق جداسازی مشاهده‌ها به رژیم‌های (وضعیت) مختلف بر اساس متغیر رژیم‌ی (آستانه)، الگو را مدل‌سازی و برآورد می‌کند (**Guo, 2013**). در حالت کلی، الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبه p به صورت معادله (۱) است.

$$y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

1. Threshold VARs
2. Transition Variable

که در آن y_t ماتریسی متشکل از k متغیر درون‌زای پایا با T مشاهده به صورت $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ است. Γ_0 یک بردار سطری $(k \times 1)$ است که شامل جملاتی مانند یک ثابت، روند زمانی خطی یا متغیر مجازی است. Γ_i برای $i = 1, \dots, p$ ماتریس‌های ضرایب از مرتبه k هستند و u_t یک جمله از بردارهای تصادفی است که با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس $\text{cov}(u_t) = \Sigma u$ به صورت سریالی غیرهمبسته هستند (Fontaine et al., 2018). معادله (۱) را می‌توان به صورت معادله فشرده (۲) بازنویسی کرد.

$$y_t = \Gamma x_t + \mu_t \quad (2)$$

به‌طوری که $(\Gamma$ و $X_t)$ به صورت ماتریس‌های زیر هستند.

$$\Gamma = (\Gamma_0, \Gamma_1, \dots, \Gamma_p) \quad , \quad X_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$$

بر اساس این نمادگذاری، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به شکل معادله (۳) خواهد بود.

$$y_t = \Gamma_1 x_t + \Gamma_2 x_t [Z_{t-d} \geq Z^*] + \mu_t \quad (3)$$

در این الگو، Z_{t-d} متغیر آستانه تعیین‌کننده رژیم غالب^۱ سیستم با وقفه زمانی d است. $I[0]$ یک تابع شاخص است که اگر متغیر آستانه Z_{t-d} بیش‌تر از ارزش آستانه Z^* باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. ماتریس ضرایب Γ_1 ، Γ_2 و همچنین ماتریس خطای همزمان μ_t نیز امکان تغییر در بین دو رژیم را دارند. قابل‌ذکر است که تعداد وقفه زمانی و همچنین ارزش آستانه‌ای بحرانی جزء پارامترهای نامعلوم و غیرقابل‌مشاهده هستند که در کنار این پارامترها تعیین می‌شوند. پیش از برآورد مدل باید این مسئله که آیا مدل مورد بررسی غیرخطی است، آزمون شود. روشی که در تجزیه و تحلیل‌های غیرخطی و آستانه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد روش رگرسیونی پی‌درپی یا درخت رگرسیونی است (Shaheen & Turner, 2020). این موضوع ابتدا توسط هانسن^۲ (۱۹۹۶) مطرح و توسعه یافت و پس از وی، سای^۳ (۱۹۹۸) آن را برای حالت چندمتغیره تعمیم داد. در واقع، آزمون سای بر اساس رگرسیون مرتب‌شده^۴ و پسماندهای پیش‌گویانه^۵ انجام می‌گیرد. آلساندری و ممتاز (۲۰۱۷)، الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای را با لحاظ نوسانات تصادفی گسترش دادند. حال چنان‌چه نوسانات تصادفی به الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای نیز اضافه گردد، معادله (۱) به صورت (۴) بازنویسی می‌گردد.

1. The Prevailing Regime
2. Hansen
3. Tsay
4. Arranged Regression
5. Predictive Residuals

(۴)

$$y_t = [\Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{p-t} + \varepsilon_t] S_t + [\Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{p-t} + \varepsilon_t] (1 - S_t)$$

اجزای اخلاص این معادله هم دارای نوسانات تصادفی است، یعنی ε_t شوک‌های ناشناخته با ماتریس کوواریانس متغیر طی زمان است. ماتریس کوواریانس تصادفی جزء اخلاص (ε_t) به صورت معادله (۵) نمایش داده می‌شود.

$$var(\varepsilon_t) = \Omega_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})' ; H_t = \sum_t \sum_t' \quad (5)$$

ماتریس قطری متغیر طی زمان ($\sum_t$) و ماتریس پایین‌مثلثی متغیر طی زمان (A_t) به صورت معادله (۶) نمایش داده می‌شوند.

$$\sum_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} A_t = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{n1,t} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

حال چنانچه مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با نوسانات تصادفی به فرم خلاصه‌شده نوشته شود، به صورت معادله (۷) تصریح می‌شود.

$$y_t = [\tilde{X}_t \tilde{B}_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t] S_t + [\tilde{X}_t \tilde{B}_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t] (1 - S_t) \quad (7)$$

به‌نحوی که X_t و $\tilde{B}_t$ به صورت معادله (۸) قابل تعریف است (Alessandri & Mumtaz, 2017).

$$X_t = I \otimes [1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-L}] ; \tilde{B} = vec(c, B_1, \dots, B_L) ; Var(\varepsilon) = I_n \quad (8)$$

الگوی تجربی و داده

الگوی تجربی مورد استفاده به صورت معادلات (۹) و (۱۰) است.

$$y_t = [\tilde{X}_t \tilde{B}_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t] S_t + [\tilde{X}_t \tilde{B}_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t] (1 - S_t) \quad (9)$$

$$S_t = 1 \text{ if } \inf_{t-d} \leq z^* \text{ and } S_t = 2 \text{ if } \inf_{t-d} \geq z^* \quad (10)$$

طبق معادله (۹)، بردار $\tilde{X}_t$ که معرف وقفه‌های متغیر وابسته در الگوست، شامل متغیرهای رشد نرخ ارز در بازار غیررسمی ایران (ex)، رشد درآمدهای واقعی نفت (oil)، رشد مخارج عمرانی واقعی ($capital$)، رشد مخارج جاری واقعی ($curr$)، رشد درآمدهای واقعی مالیاتی (tax)، رشد نقدینگی واقعی (liq)، رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۹۰ ($growth$) و تورم (inf) است.

$$\tilde{X}_t = [ex, oil, capital, curr, tax, liq, growth, inf] \quad (11)$$

طبق معادله (۱۰)، در الگوی تجربی مورد استفاده تورم به عنوان متغیر آستانه است، به‌نحوی که زمانی که تورم از مقدار آستانه کم‌تر باشد ($\inf_{t-d} \leq z^*$) الگو در رژیم یک ($S_t = 1$) و زمانی که تورم

از مقدار آستانه بیش‌تر باشد ($\inf_{t-d} \geq z^*$)، الگو در رژیم دوم ($S_t = 2$) قرار می‌گیرد. داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی در بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ است که از سایت‌های مرکز آمار ایران^۱ و بانک مرکزی^۲ استخراج شده‌اند.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

پیش از برآورد الگو به بررسی درجه انباشتگی متغیرها پرداخته شد و نتایج نشان داد که تمامی متغیرهای مورد استفاده طی دوره مورد بررسی مانا هستند.^۳

آزمون وجود رابطه غیر خطی و تعیین مدل بهینه مورد استفاده در قالب الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با لحاظ نوسانات تصادفی

پیش از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بایستی رابطه غیرخطی برداری میان متغیرهای مورد استفاده مشخص شود که بدین منظور از آزمون ارائه شده **لو و زیوت**^۴ (۲۰۰۱) استفاده شده است. مطابق با نتایج **جدول (۱)** و آماره آزمون $SUB - LR_{M,1}$ مدل غیرخطی برداری نسبت به مدل خطی برداری ارجحیت دارد، این بدان معناست که در نظر گرفتن تورم به عنوان متغیر آستانه، به غیرخطی شدن مدل و رابطه بین متغیرها منجر می‌شود. از سویی، نتایج آزمون $SUB - LR_{1,2}$ نیز حاکی از آن است که لحاظ یک حد آستانه برای تورم در مدل مورد استفاده برای بررسی رابطه غیرخطی بین متغیرها کفایت می‌کند.

جدول ۱: نتایج آزمون رابطه غیرخطی

سطح معناداری	آماره آزمون	آزمون
۰/۰۰۰	۹۰/۴۴	$SUB - LR_{M,1}$
۰/۶۹۰	۱۲/۷۸	$SUB - LR_{1,2}$

۱. <https://amar.org.ir>

۲. <https://cbi.ir>

۳. برای اضافه نشدن حجم مقاله، از گزارش کامل نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و کاپی.

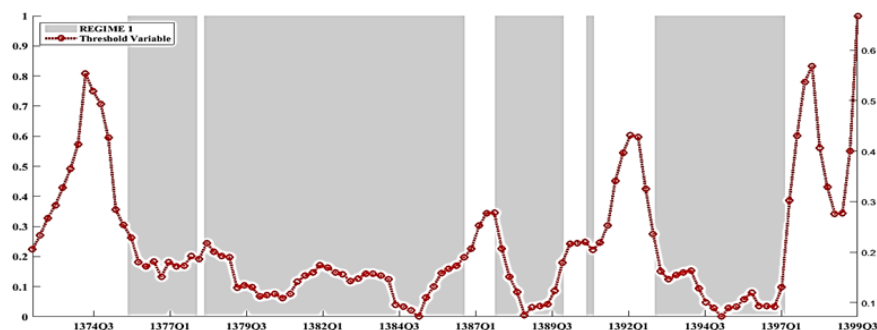
اس.اس. خودداری شده است.

۴. Lo & Zivot

پس از آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، حال بایستی تعداد وقفه بهینه مدل و وقفه متغیر آستانه تعیین شود که با استفاده از معیارهای خوبی برازش مدل (مقدار R^2 ، معیارهای آکائیک و شوارتز و معناداری ضرایب) و مقدار مجموع مربعات جزء اخلاص، وقفه بهینه یک برای مدل و متغیر آستانه انتخاب شد که پس از تخمین مدل بهینه، مقدار حد آستانه رشد اعتبارات به بخش خصوصی ۱/۰۰۲۵ به دست آمد. این بدان معناست که رشد اعتبارات بالای ۱/۰۰۲۵ در هر فصل نشان دهنده رژیم رشد بالای اعتبارات (رونق اعتبارات) و رشد اعتبارات پایین تر از ۱/۰۰۲۵ در هر فصل بیانگر رژیم رشد پایین اعتبارات (رکود اعتبارات) است.

پس از آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، حال بایستی تعداد وقفه بهینه مدل و وقفه متغیر آستانه تعیین شود که با استفاده از معیارهای خوبی برازش مدل (مقدار R^2 ، معیارهای آکائیک و شوارتز و معناداری ضرایب) و مقدار مجموع مربعات جزء اخلاص، وقفه بهینه یک برای مدل و متغیر آستانه انتخاب شد که پس از تخمین مدل بهینه، مقدار حد آستانه تورم ۰/۲۱ (۲۱ درصد تورم در هر فصل) به دست آمد. این بدان معناست که رشد شاخص قیمت مصرف کننده (تورم) بالاتر از ۲۱ درصد در هر فصل نشان دهنده رژیم ۲ و به معنای تورم بالا در کشور است و چنانچه رشد شاخص قیمت مصرف کننده در هر فصل کمتر از مقدار ۲۱ درصد در هر فصل باشد، نشان دهنده رژیم ۱ است که به معنای وضعیت تورم پایین در کشور است.

شکل (۱)، رشد شاخص قیمت مصرف کننده (تورم فصلی) را طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ نشان می دهد. همچنین، روند تورم طی دو رژیم نیز مشخص شده است، به نحوی که با تحلیل روند تورم و فصل های قرار گرفته در هر رژیم می توان استنباط کرد که برای فصل هایی که دارای تورم پایین تر از ۲۱ درصد در هر فصل هستند، در رژیم اول (تورم پایین و متوسط) قرار دارند و فصل هایی که دارای تورم بالای ۲۱ درصد هستند (فصل های قرار گرفته در بین سال های فصل دوم ۱۳۷۲ تا فصل سوم ۱۳۷۴؛ فصل دوم ۱۳۷۷؛ فصل دوم ۱۳۸۶ تا فصل چهارم ۱۳۸۶؛ فصل دوم ۱۳۸۹ تا فصل چهارم ۱۳۸۹؛ فصل دوم ۱۳۹۰ تا فصل اول ۱۳۹۲ و فصل سوم ۱۳۹۶ تا فصل چهارم ۱۳۹۹ در رژیم دوم و تورم بالا قرار دارند و سایر فصل ها در رژیم تورم پایین و متوسط قرار دارند) در رژیم دوم یا همان رژیم تورم بالا قرار دارند.



شکل ۱: روند فصلی تورم و فصل‌های قرار گرفته در رژیم‌های ۱ و ۲

توضیح: محور سمت راست تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده و محور سمت چپ احتمال قرار گرفتن در هر رژیم را نشان می‌دهد. ناحیه خاکستری رنگ مربوط به رژیم اول (تورم پایین و متوسط و کم‌تر از ۲۱ درصد در هر فصل) و ناحیه سفید رنگ رژیم دوم (تورم بالای ۲۱ درصد در هر فصل) را نشان می‌دهد.

نتایج توابع پاسخ ضربه رژیمی

در شکل (۲)، پاسخ تورم به شوک مثبت وارد شده بر سایر متغیرهای موجود در سیستم در رژیم‌های تورمی نشان داده شده است. نتایج توابع پاسخ ضربه به صورت زیر قابل تفسیر است:

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر نرخ ارز (ex): شوک مثبت وارد شده بر نرخ ارز به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک نرخ ارز بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، تقریباً تا ۱۰ فصل این اثر در هر دو رژیم معنادار است.

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر درآمدهای نفتی (oil): شوک مثبت وارد شده بر درآمدهای نفتی به افزایش تورم در هر دو رژیم منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک درآمدهای نفتی بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. البته قابل ذکر است که اثر شوک‌های درآمدهای نفتی بر تورم فقط در رژیم دو (رژیم تورم بالا) معنادار است و در رژیم اول این اثر غیرمعنادار است.

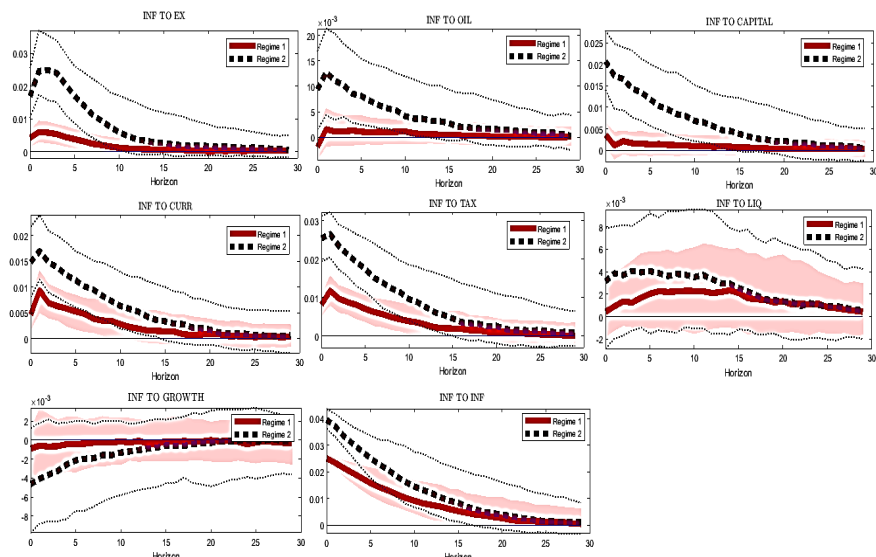
- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر مخارج عمرانی دولت (capital): شوک مثبت وارد شده بر مخارج عمرانی دولت به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک مخارج عمرانی دولت بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، این اثر فقط در رژیم دوم معنادار است و در رژیم اول معنادار نیست.

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر مخارج جاری دولت (curr): شوک مثبت وارد شده بر مخارج جاری دولت به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک مخارج جاری دولت بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، در هر دو رژیم این اثر تقریباً تا ۱۵ فصل معنادار است.

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر درآمدهای مالیاتی (tax): شوک مثبت وارد شده بر درآمدهای مالیاتی به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک درآمدهای مالیاتی بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، این اثر در هر دو رژیم تا ۱۵ فصل معنادار است.

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر نقدینگی واقعی اقتصاد (liq): شوک مثبت وارد شده بر نقدینگی حقیقی به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک نقدینگی حقیقی بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است.

- پاسخ تورم به شوک وارد شده بر رشد تولید ناخالص داخلی (gdp): شوک مثبت وارد شده بر رشد تولید ناخالص داخلی به کاهش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوک رشد اقتصادی بر کاهش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. البته در هیچ یک از رژیم‌ها این اثر معنادار نیست.



شکل ۲: تابع پاسخ ضربه تورم به شوک واردشده بر متغیرهای الگو در رژیم‌های تورمی

توضیح: ex نرخ ارز؛ oil درآمدهای نفتی؛ capital مخارج عمرانی؛ curr مخارج جاری؛ tax درآمدهای مالیاتی؛ liq نقدینگی کل اقتصاد؛ growth رشد تولید ناخالص داخلی؛ و inf تورم است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی اثر شوک‌های سیاست مالی دولت بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با نوسانات تصادفی بوده است. برای دستیابی به این هدف، درآمدهای دولت به دو بخش درآمدهای نفتی و مالیاتی و مخارج دولت نیز به دو بخش مخارج جاری و عمرانی تفکیک شده‌اند. این تفکیک به منظور کشف دقیق‌تر نحوه اثرگذاری اجزای مختلف درآمد و مخارج دولت بر تورم در شرایط مختلف اقتصادی صورت گرفت. تلاش پژوهش حاضر بر این بوده است که نحوه اثرگذاری این شوک‌ها را در دو رژیم تورمی (کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه) تحلیل کند. در یک جمع‌بندی کلی از نتایج تجربی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

شوک مثبت واردشده بر مخارج جاری دولت به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر می‌شود، با این تفاوت که در رژیم تورمی بالا، اثر شوک مخارج جاری دولت بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین در هر دو رژیم این اثر تقریباً تا ۱۵ فصل معنادار است.

شوگ مثبت وارد شده بر مخارج عمرانی دولت به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر می‌شود، به‌نحوی که در رژیم تورمی بالا، اثر شوگ مخارج عمرانی دولت در افزایش تورم قوی‌تر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، این اثر فقط در رژیم دوم معنادار است و در رژیم اول معنادار نیست.

شوگ مثبت وارد شده بر درآمدهای نفتی به افزایش تورم در هر دو رژیم منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوگ درآمدهای نفتی در افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. البته قابل ذکر است که اثر شوک‌های درآمدهای نفتی بر تورم فقط در رژیم دو (رژیم تورم بالا) معنادار است و در رژیم اول این اثر غیرمعنادار است.

شوگ مثبت وارد شده بر درآمدهای مالیاتی به افزایش تورم در هر دو رژیم تورم کم‌تر از حد آستانه و بالاتر از حد آستانه منجر شده است، ولی در رژیم تورمی بالا، اثر شوگ درآمدهای مالیاتی بر افزایش تورم شدیدتر از رژیم تورمی پایین است. همچنین، این اثر در هر دو رژیم تا ۱۵ فصل معنادار است.

سهم نخست پژوهش حاضر، لحاظ هر دو سیاست مالی دولت، شامل مخارج و درآمدهاست، به‌نحوی که درآمدهای دولت به دو بخش درآمدهای نفتی و درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت نیز به مخارج جاری و عمرانی تفکیک شده است. این بدان علت است که نقش درآمدهای نفتی و مالیاتی در اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی با یکدیگر متفاوت است. این موضوع در رابطه با مخارج دولت نیز صادق است و اثرگذاری مخارج جاری دولت می‌تواند با نوع اثرگذاری مخارج عمرانی دولت متفاوت باشد. بر اساس این و برای موشکافی و کشف دقیق نحوه اثرگذاری اجزای مختلف درآمد و مخارج دولت، هر یک از این متغیرها به دو جزء اصلی تفکیک شده‌اند، تا نتایج قابل اتکاتر و دقیق‌تری حاصل گردد.

سهم دوم پژوهش مربوط به استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با نوسانات تصادفی است. این الگو که توسط آلساندری و ممتاز (۲۰۱۷) به ادبیات اقتصادسنجی اضافه گردید، دو ویژگی مهم دارد که آن را از سایر الگوهای خطی و غیرخطی متمایز می‌کند. اول این که، بر پایه الگوهای غیرخطی است. دوم این که قابلیت لحاظ نوسانات تصادفی را در مدلسازی و بررسی روابط بین متغیرها دارد.

سیاست‌گذاران کلان کشور بایستی به این نکته توجه کنند که در کنترل تورم کشور، علاوه بر نقش انتظارات و نقدینگی، شوک‌های مخارج و درآمدهای نفتی نیز از اهمیت زیادی برخوردار هستند. بنابراین شرط لازم، کنترل نقدینگی و انتظارات تورمی و شرط کافی برای ثبات قیمت‌ها، اجرای صحیح و به‌موقع سیاست‌های پولی و مالی است. در زمینه سیاست مالی (مخارج دولت، درآمدهای نفتی و مالیاتی) بایستی اذعان کرد که در رژیم بالای تورم، از آن‌جا که میزان تورم و انتظارات تورمی در کشور در حد بالایی است،

تامین مخارج دولت با توسل به بانک مرکزی و پولی کردن کسری بودجه و تورم مالیاتی انجام می‌شود و در نتیجه در این دوره‌ها خود تورم یکی از عوامل اصلی افزایش مخارج دولت، به‌ویژه مخارج عمرانی در اقتصاد ایران است. اما در دوره‌هایی که میزان تورم کشور در سطح متوسط و پایین است، دولت قادر است مخارج خود را بدون متوسل شدن به بانک مرکزی تامین کند. بنابراین، چنان‌چه دولت به دنبال کنترل تورم در کشور است، بایستی همراهی سیاست پولی و مالی را در نظر بگیرد. همچنین، هر دو نوع درآمدهای نفتی و مالیاتی به افزایش تورم منجر می‌شوند، با این تفاوت که درآمدهای نفتی فقط در رژیم تورمی بالا اثر معناداری بر تورم دارد، اما درآمدهای مالیاتی در هر دو رژیم (وضعیت) تورمی اثر مثبت و معناداری بر تورم دارد.

بر اساس نتایج پژوهش و تحلیل‌های صورت گرفته، سیاست‌گذاران کلان اقتصادی می‌توانند از توصیه‌های زیر برای بهبود کنترل تورم و مدیریت سیاست‌های مالی استفاده کنند. سیاست‌گذاران باید سیاست‌های پولی مناسبی اتخاذ کنند که به کنترل نقدینگی در اقتصاد منجر شود. این می‌تواند شامل استفاده از ابزارهای متنوع پولی مانند نرخ بهره، عملیات بازار باز، و تنظیم ذخایر قانونی باشد.

به منظور کاهش انتظارات تورمی، باید از سیاست‌های اطلاع‌رسانی دقیق و شفاف بهره گرفت. بانک مرکزی و دولت باید به صورت مستمر و شفاف درباره اهداف و اقدامات خود اطلاع‌رسانی کنند تا انتظارات تورمی به‌درستی مدیریت شود.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت در درآمدهای نفتی، به‌ویژه در رژیم‌های تورمی بالا، به افزایش تورم منجر می‌شوند. بنابراین، در دوره‌هایی با تورم بالا، سیاست‌گذاران باید به مدیریت دقیق‌تر درآمدهای نفتی توجه کنند و از استفاده بیش از حد این منابع برای تامین مخارج دولت خودداری کنند. شوک‌های مثبت در درآمدهای مالیاتی در هر دو رژیم تورمی به افزایش تورم منجر می‌شود. پس سیاست‌گذاران باید در تنظیم نرخ‌های مالیاتی و گسترش پایه‌های مالیاتی دقت کنند تا از اثرات تورمی آن جلوگیری شود. همچنین، باید سیاست‌های مالیاتی به‌گونه‌ای باشد که فشار مالیاتی بر اقشار آسیب‌پذیر جامعه کاهش یابد.

شوک‌های مثبت در مخارج جاری دولت به افزایش تورم در هر دو رژیم تورمی منجر می‌شود، اما این اثر در رژیم تورمی بالا شدیدتر است. بنابراین، در دوره‌هایی با تورم بالا، دولت باید در تخصیص مخارج جاری دقت بیشتری داشته باشد و از افزایش بی‌رویه این مخارج جلوگیری کند.

شوک‌های مثبت در مخارج عمرانی نیز به افزایش تورم منجر می‌شود، اما این اثر در رژیم تورمی بالا معنادارتر است. با وجود این، مخارج عمرانی می‌تواند باعث رشد و توسعه زیرساخت‌ها شود. پس

دولت باید تلاش کند که با مدیریت صحیح منابع مالی، پروژه‌های عمرانی را به صورت هدفمند و کارآمد پیش ببرد و از تورم ناشی از این مخارج جلوگیری کند.

سیاست‌های پولی و مالی باید به صورت هماهنگ اجرا شوند. به عبارت دیگر، سیاست‌گذاران باید توجه داشته باشند که اجرای سیاست‌های مالی بدون در نظر گرفتن اثرات پولی آن می‌تواند به افزایش تورم منجر شود. بنابراین، بانک مرکزی و دولت باید در تدوین و اجرای سیاست‌ها هماهنگی لازم را داشته باشند.

در رژیم‌هایی با تورم بالا، تامین مالی کسری بودجه از طریق بانک مرکزی (پولی کردن کسری بودجه) می‌تواند به افزایش تورم منجر شود. پس سیاست‌گذاران باید به دنبال روش‌های پایدارتر و غیرتورمی برای تامین مالی کسری بودجه باشند، از جمله کاهش هزینه‌های غیرضروری، افزایش بهره‌وری مالیاتی و استفاده از منابع مالی بین‌المللی.

برای کاهش اثرات تورمی شوک‌های نفتی، دولت باید به دنبال کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی باشد. این امر می‌تواند از طریق تنوع‌بخشی به منابع درآمدی دولت، توسعه صنایع غیرنفتی، و گسترش صادرات غیرنفتی انجام شود.

سیاست‌گذاران کلان اقتصادی با توجه به نتایج این پژوهش، باید راهبردهای مالی و پولی خود را به گونه‌ای تنظیم کنند که علاوه بر کنترل تورم، به رشد پایدار اقتصادی و توسعه زیرساخت‌های کشور کمک کند. مدیریت دقیق منابع مالی، هماهنگی بین سیاست‌های مالی و پولی، و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی از جمله راهکارهای کلیدی برای دستیابی به این اهداف هستند.

از جمله مهم‌ترین محدودیت‌های پژوهش حاضر، مربوط به جمع‌آوری داده‌های درآمدهای مالیاتی است. هنگام نگارش و تدوین پژوهش حاضر، این متغیر در سایت بانک مرکزی تا سال ۱۳۹۹ گزارش شده است و بعد از آن داده‌ای برای متغیر مذکور وجود ندارد. بنابراین، به‌اجبار دوره زمانی از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ محدود شد.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس، و ویراستار علمی و ادبی گرامی (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه کمال تقدیر و تشکر را دارند.

- Abounori, E., Karimi Potanlar, S., & Mardani, M. R. (2010). The Effects of Financial Policy on Macroeconomic Variables of Iran's Economy: An Approach of Vector Autoregression. *Economics Research*, 10(38), 117-143. [In Farsi] https://joer.atu.ac.ir/article_2747.html?lang=fa
- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2012). The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy. *Applied Economics*, 44(34), 4439-4454. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.591732>
- Alessandri, P., & Mumtaz, H. (2017). Financial Conditions and Density Forecasts for US Output and Inflation. *Review of Economic Dynamics*, 24, 66-78. <https://doi.org/10.1016/j.red.2017.01.003>
- Arabmazar, A., & Chalak, F. (2010). Dynamic Analysis of Government Expenditure's Effect on Economic Growth in Iran. *Journal of Economic Research*, 45(2), 121-140. [In Farsi] https://jte.ut.ac.ir/article_21001.html?lang=en
- Arestis, P. (2012). Fiscal Policy: A Strong Macroeconomic Role. *Review of Keynesian Economics*, 1(1), 93-108. <https://doi.org/10.4337/roke.2012.01.06>
- Arestis, P., & Sawyer, M. (2013). Moving from Inflation Targeting to Prices and Incomes Policy. *Panoeconomicus*, 60(1), 1-17. <https://doi.org/10.2298/PAN1301001A>
- Asandului, M., Lupu, D., Maha, L.-G., & Viorică, D. (2021). The Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Inflation and Economic Activity in Post-Communist European Countries. *Post-Communist Economies*, 33(7), 899-919. <https://doi.org/10.1080/14631377.2020.1867430>
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27. <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1>
- Banerjee, J. J. (2024). Inflationary Oil Shocks, Fiscal Policy, and Debt Dynamics: New Evidence from Oil-Importing OECD Economies. *Energy Economics*, 130(1), 107249. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107249>
- Banerjee, R., Bector, V., Mehrotra, A. N., & Zampolli, F. (2022). Fiscal Deficits and Inflation Risks: The Role of Fiscal and Monetary Regimes. *Bank for International Settlements (BIS) Working Papers*, No. 1028.
- Blanchard, O. J., & Leigh, D. (2013). Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. *American Economic Review*, 103(3), 117-120. <https://doi.org/10.1257/aer.103.3.117>
- Bordo, M. D., & Levy, M. D. (2021). Do Enlarged Fiscal Deficits Cause Inflation? The Historical Record. *Economic Affairs*, 41(1), 59-83. <https://doi.org/10.1111/ecaf.12446>
- De Castro Fernández, F., & Hernández de Cos, P. (2006). *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: A SVAR Approach*. ECB Working Paper, No. 647. <https://doi.org/10.2139/ssrn.908618>
- Ebrahimi, N., Pedram, M., & Mousavi, M. (2021). The Effect of Fiscal Policy on Unemployment and Inflation in Provinces of Iran: A GVAR Approach. *Economic Modeling*, 53(15), 25-48. [In Farsi] <https://doi.org/10.30495/eco.2021.1892800.2314>
- Edwards, S., & Tabellini, G. (1991). Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*, 10(1), S16-S48. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(91\)90045-L](https://doi.org/10.1016/0261-5606(91)90045-L)
- Faria-e-Castro, M. (2021). Fiscal Policy during a Pandemic. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 125(1), 104088. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104088>

- Fontaine, I., Razafindravaosolonirina, J., & Didier, L. (2018). Chinese Policy Uncertainty Shocks and the World Macroeconomy: Evidence from StVAR. *China Economic Review*, 51(1), 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2018.04.008>
- Friedman, M. (1981). Deficits and Inflation. *Newsweek*, February, 23. <https://miltonfriedman.hoover.org/internal/media/dispatcher/214251/full>
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1982). The Role of Money. In *Monetary Trends in the United States and United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975* (pp. 621-632). University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226264257.001.0001>
- Georgantopoulos, A. G., & Tsamis, A. D. (2011). The Macroeconomic Effects of Budget Deficits in Greece: A VAR-VECM Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 79(2), 78-84.
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries. *NBER Macroeconomics Annual*, 5(1), 75-111. <https://doi.org/10.1086/654131>
- Guo, F. (2013). What Causes China's High Inflation? A Threshold Structural Vector Autoregression Analysis. *China & World Economy*, 21(6), 100-120. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2013.12048.x>
- Han, J.-S., & Hur, J. (2023). Effect of Monetary Policy on Government Spending Multiplier. *The BE Journal of Macroeconomics*, 23(1), 57-93. <https://doi.org/10.1515/bejm-2020-0229>
- Hansen, B. E. (1996). Inference when a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 64(2), 413-430. <https://doi.org/10.2307/2171789>
- Hellwig, M., & Neumann, M. J. (1987). Economic Policy in Germany: Was There a Turnaround? *Economic Policy*, 2(5), 103-145. <https://doi.org/10.2307/1344622>
- Hosseini, L., Mirzapour Babajan, A., & Akbari Moghaddam, B. (2022). Investigating the Impact of Tax Revenues on Macroeconomic Variables. *Economic Growth and Development Research*, 12(46), 104-189. [In Farsi] <https://doi.org/10.30473/egdr.2020.51679.5685>
- Ianc, N.-B., & Turcu, C. (2020). So Alike, Yet So Different: Comparing Fiscal Multipliers across EU Members and Candidates. *Economic Modelling*, 93(1), 278-298. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.018>
- Jha, S., Mallick, S. K., Park, D., & Quising, P. F. (2014). Effectiveness of Countercyclical Fiscal Policy: Evidence from Developing Asia. *Journal of Macroeconomics*, 40(1), 82-98. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.02.006>
- Jørgensen, P. L., & Ravn, S. H. (2022). The Inflation Response to Government Spending Shocks: A Fiscal Price Puzzle? *European Economic Review*, 141(1), 103982. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103982>
- Karami, H., Bayat, S., & Bahador, A. (2016). Policy Making Requirements for Inflation Targeting Framework in Iran: Applying SVARX Model. *Planning and Budgeting*, 20(4), 31-54. [In Farsi] <http://jpbud.ir/article-1-1150-fa.html>
- Keynes, J. M. (1937). The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 51(2), 209-223. <https://doi.org/10.2307/1882087>
- Khataie, M., & Seifipour, R. (2015). Examining the Requirements of Single-

- Digit Inflation in Iran's Economy. *Planning and Budgeting*, 20(3), 3-39. [In Farsi] <http://jpbud.ir/article-1-1152-fa.html>
- Kheiravar, M. H., Danesh Jafari, D., Nazeman, H., & Bahrami, J. (2022). Effect of Oil Revenue Uncertainty Shocks on Instability of Certain Macroeconomic Variables in Selected Oil-Exporting Countries: A Panel VAR Approach. *Economic Growth and Development Research*, 12(48), 29-46. [In Farsi] <https://doi.org/10.30473/egdr.2021.59972.6271>
- Lo, M. C., & Zivot, E. (2001). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. *Macroeconomic Dynamics*, 5(4), 533-576. <https://doi.org/10.1017/S1365100501023057>
- Mallik, G., & Chowdhury, A. (2002). Inflation, Government Expenditure and Real Income in the Long-Run. *Journal of Economic Studies*, 29(3), 240-250. <https://doi.org/10.1108/01443580210433606>
- Niazimohseni, M., Shahrestani, H., Hojabr Kiani, K., & Ghafari, F. (2020). Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 29-46. [In Farsi] <https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109>
- Olayungbo, D. O. (2013). Government Spending and Inflation in Nigeria: An Asymmetry Causality Test. *Growth*, 1(4), 238-242.
- Piontkivsky, R., Bakun, A., Kryshko, M., & Sytnyk, T. (2001). The Impact of the Budget Deficit on Inflation in Ukraine. *International Centre for Policy Studies*, 1-25.
- Ridwan, M. (2022). Determinants of Inflation: Monetary and Macroeconomic Perspectives. *KINERJA: Jurnal Manajemen Organisasi dan Industri*, 1(1), 1-10. <https://doi.org/10.34005/kinerja.v2i02.793>
- Samson, B., Peter, F., & Cynthia, D. (2023). Fiscal Policy and Inflation in Nigeria. *Journal of Sustainable Business and Economics*, 6(2), 1-11. <https://doi.org/10.30564/jsbe.v6i2.5739>
- Shaheen, R., & Turner, P. (2020). Fiscal Multipliers and the Level of Economic Activity: A Structural Threshold VAR Model for the UK. *Applied Economics*, 52(17), 1857-1865. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1679347>
- Soederhuizen, B., Teulings, R., & Luginbuhl, R. (2023). Estimating the Impact of the Financial Cycle on Fiscal Policy. *Empirical Economics*, 65(6), 2669-2709. <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02448-0>
- Surjaningsih, N., Utari, G., & Trisnanto, B. (2012). The Impact of Fiscal Policy on the Output and Inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 14(4), 367-396. <https://doi.org/10.21098/bemp.v14i4.409>
- Taghipoor, A. (1999). Interruptions in Tax Collection, Inflation and Real Government Revenues. *Planning and Budgeting*, 4(6), 3-26. [In Farsi] <http://jpbud.ir/article-1-713-fa.html>
- Tsay, R. S. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. *Journal of the American Statistical Association*, 93(443), 1188-1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10473779>
- Vdovychenko, A. (2018). How Does Fiscal Policy Affect GDP and Inflation in Ukraine? *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, 244(1), 25-43.

نحوه ارجاع به مقاله:

عزتی شورگلی، احمد؛ حمیدی، نسرین؛ محمدپور، رضا، و عزتی، رضا (۱۴۰۳). نقش شوک‌های درآمد و مخارج دولت در تغییرات تورم اقتصاد ایران در شرایط مختلف وضعیت تورمی (با لحاظ اجزای مختلف درآمد و مخارج دولت). *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۱)، ۷۹-۱۰۴.

Ezzati Shourghol, A., Hamidi, N., Moahammadpor, R. & Ezzati, R. (2024). The Role of Government Revenue and Expenditure Shocks in Changes in the Inflation of the Iranian Economy in Different Conditions of the Inflationary Situation (Considering the Various Components of Government Income and Expenditure). *Planning and Budgeting*, 29(1). 79-104.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.79>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



مقدمه

در اقتصاد امروزی، سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکتی عاملی مهم در تولید بسیاری از شرکت‌هاست (Zingales, 2000). چون سرمایه‌گذاری نیروی کار در نحوه تصمیم‌گیری مدیران موثر واقع می‌گردد دارای اهمیت است. سازمان‌ها برای این‌که به کیفیت مطلوب و دلخواه‌شان برسند و بتوانند فعالیت‌هایشان را بهبود بخشند و نیز هزینه‌ها را کاهش دهند، به سرمایه‌گذاری مناسب در نیروی کار نیاز دارند. از طرفی، سرمایه‌گذاران همواره به دنبال این هستند که میزان سودآوری خود را افزایش دهند و از این جهت علاقه‌مند هستند که مدیران شرکت‌ها تصمیماتی را اتخاذ کنند که به بازدهی مناسب منجر شود (Mohammadi et al., 2022). مطالعات نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری نیروی کار بخش قابل‌توجهی از ارزش شرکت و ابزاری حیاتی برای به‌دست آوردن مزیت رقابتی را تشکیل می‌دهد (Coff, 1997). از آنجایی که پویایی نیروی کار شرکتی می‌تواند عاملی حیاتی در عملکرد شرکت باشد، بهینه‌سازی تصمیمات استخدامی و حفظ سرمایه‌گذاری کارآمد در اولویت قرار دارد (Dey & White, 2021; Jung et al., 2014).

شرکت‌ها در مواجهه با نوسانات بازار سرمایه می‌توانند تصمیمات سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار دهند و باعث ناکارایی به صورت سرمایه‌گذاری بیش از حد و کم‌تر از حد شوند (Stein, 2003). طبق پژوهش‌هایی که صورت گرفته، وقتی منافع مدیر با منافع مالک در تضاد باشد، مدیر دارای این انگیزه است که بیش از حد نیرو استخدام کند. استخدام بیش از حد نیرو به وسیله مدیر، بیانگر رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت است. هدف از انجام این کار توسط مدیر می‌تواند افزایش قدرت، امنیت، و جایگاه بالا باشد. از سوی دیگر، هدف از سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد در نیروی کار به خاطر تاکید سرمایه‌گذاران بیرون از شرکت به مدیر برای استخدام کارکنان بی‌کیفیت یا عدم استخدام کارکنان است که این کار باعث می‌شود مدیر تصمیمات بهینه و سودآور را نگیرد و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری معقول خودداری کند. پیامدهای ناکارآمدی سرمایه‌گذاری نیروی کار اگر به شکل سرمایه‌گذاری بیش از حد باشد، می‌تواند پرهزینه باشد و به مشکلات مازاد ظرفیت منجر شود که این مسئله نیز مستلزم هزینه‌های اضافی نیروی کار است یا اگر به شکل سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد رخ دهد، استفاده نادرست از منابع شرکت می‌تواند به رشد ناکافی منجر شود. شواهد اخیر همچنین نشان می‌دهد که چارچوب‌های گزارشگری مالی مرتبط برای مدیریت سرمایه انسانی عقب مانده است و انتظار می‌رود اطلاعات حسابداری نقش برجسته‌تری در مدیریت نیروی کار شرکت ایفا کند (Cao et al., 2023).

پرسش پژوهش ابتدا از دو جهت مورد بررسی قرار می‌گیرد. اول، بررسی روابط بین کیفیت

حسابداری و اسناد سرمایه‌گذاری شرکتی. این مطلب نشان می‌دهد که گزارشگری مالی با کیفیت بالا می‌تواند به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری کمک کند (Biddle et al., 2009). در حالی که مدیران ممکن است سودهای گزارش‌شده را با تغییر اقلام تعهدی حسابداری مدیریت کنند، ادبیات نشان می‌دهد که مدیران ممکن است معاملات واقعی را به عنوان جایگزینی برای مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی تحریف کنند (Pappas et al., 2019). از این موضوع برداشت می‌شود که افراد داخل سازمان برای پنهان نگه داشتن کارهایشان و به منظور ممانعت از دخالت‌های افراد برون‌سازمانی اقدام به هموارسازی سود می‌نمایند. به‌طور خاص، پژوهش‌های قبلی نشان داده است که بررسی دقیق‌تر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پس از تصویب قانون ساربنز آکسلی^۱ در سال ۲۰۰۲، مدیران را به سمت دستکاری سود گزارش‌شده با تغییر فعالیت‌های واقعی سوق داده است (Graham et al., 2005). همچنین، ادبیات حسابداری سنت طولانی هموارسازی سود را به رسمیت می‌شناسد و نشان می‌دهد که شرکت‌ها ممکن است نوسانات سود را با استفاده از اختیار خود برای مشارکت در هموارسازی سود مبتنی بر فعالیت‌های تعهدی و واقعی کاهش دهند (Khurana et al., 2018). اگرچه تعدیل فعالیت‌های واقعی و هموارسازی سود در عمل رایج است، اما اطلاعات کمی در مورد تاثیر هموارسازی واقعی سود بر نتایج شرکت وجود دارد. هدف این پژوهش بررسی چگونگی تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت است.

دوم، سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت اهمیت زیادی پیدا کرده است، زیرا شرکت‌ها تلاش می‌کنند مزیت رقابتی خود را با استخدام و تامین منابع انسانی حفظ کنند (Zingales, 2000). علاوه بر این، نیروی کار یکی از عوامل ضروری برای تولید ستاده شرکت‌هاست و هزینه نیروی کار بیش‌تر (یعنی دوسوم) هزینه کل تولید را تشکیل می‌دهد (Hamermesh, 1995). در حالی که ادبیات به‌طور گسترده تاثیر نوسانات بازار بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری را بررسی کرده است، اما عمدتاً بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مربوط به سرمایه به‌جای نیروی کار متمرکز شده است. تمرکز غالب بر سرمایه‌گذاری در ادبیات قبلی را می‌توان به دیدگاه کلاسیک کار به عنوان یک عامل کاملاً متغیر در تولید نسبت داد. بر اساس این دیدگاه، نیروی کار عاری از هزینه‌های تعدیل است و بنابراین، عدم تقارن اطلاعاتی ارتباطی با سرمایه‌گذاری نیروی کار ندارد و هموارسازی واقعی سود نیز تاثیری بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار ندارد. به‌طور مداوم، چندین مقاله اخیر این دیدگاه را تایید می‌کنند که شرکت‌ها برای تامین مالی پرداخت‌های نیروی کار خود به سرمایه خارجی نیاز دارند و نیز مشکلات تامین مالی

1. Sarbanes-Oxley (SOX)

می‌تواند بر سرمایه‌گذاری نیروی کار تاثیر بگذارد (Benmelech et al., 2021; Jung et al., 2014; Matsa, 2018). به‌طور خاص، پژوهش ما مستند می‌کند که هموارسازی واقعی سود می‌تواند بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار از طریق تاثیر آن بر نوسانات بازار، که ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و ارائه‌دهندگان سرمایه خارجی است، اثر بگذارد. مطالعات شواهدی را ارائه می‌دهند که عدم تقارن اطلاعات باعث می‌شود شرکت‌ها سطوح سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد مطلوب را انتخاب کنند (Stein, 2003).

با وجود این، مطالعات قبلی شواهد تجربی متناقضی در مورد این که آیا هموارسازی سود باعث کاهش یا بهبود اطلاعات می‌شود ارائه کرده‌اند. به‌طور کلی، دیدگاه مثبت یعنی نظریه علامت‌دهی^۱ معتقد است که سود دارای محتوای اطلاعاتی است و اعداد و ارقام سودهای ارائه‌شده در صورت‌های مالی شامل پیام‌هایی است که بر حجم معاملات، تصمیم‌گیری کاربران و سرمایه‌گذاران اثرگذار است و حامل پیام‌هایی به آن‌هاست، در نتیجه مدیران باید، با توجه به تغییر میزان سود، اطلاعات موجود در مورد شرکت را به بازار انتقال دهند. این کار زمانی صورت می‌گیرد که اطلاعات به صورت واقعی در دسترس نیست و مدیران آن را تغییر داده‌اند (Erickson et al., 2017). مدیران برای برقراری ارتباط با اطلاعات خصوصی خود از گزارشگری سود نقدی استفاده می‌کنند و هموارسازی را نوعی علامت‌دهی به فعالان بازار سرمایه می‌دانند که سبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران می‌گردد (Baik et al., 2020).

در مقابل، دیدگاه منفی یعنی دیدگاه فرصت‌طلبی^۲ مدیریت نشان می‌دهد که هموارسازی به عنوان ابزاری برای این که عملکرد واقعی شرکت را مبهم نشان دهد، قابل استفاده است و این کار به از بین رفتن ارزش شرکت منجر می‌گردد، به این دلیل که مدیران مسئول تهیه صورت‌های مالی هستند، همیشه این انگیزه را دارند که به تحریف اطلاعات صورت‌های مالی برای حفظ منافع شخصی خود بپردازند (Khurana et al., 2018).

با توجه به مطالب گفته‌شده و وجود این دو دیدگاه متضاد، این پرسش ایجاد می‌شود: آیا هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت تاثیر می‌گذارد یا خیر؟ این پژوهش اثر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت را که تاکنون در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است، آشکار می‌سازد و امید دارد که نتایج حاصل از پژوهش به

گسترش ادبیات کمک کند و سهامداران و سرمایه‌گذاران را برای اتخاذ تصمیم‌های بهینه در بازار سرمایه آماده کند. تحلیلگران مالی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی می‌توانند از نتایج این پژوهش در جهت پیش‌بینی بهتر سودآوری آتی شرکت‌ها استفاده کنند.

مبانی نظری پژوهش

کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار

بر اساس نظریه نمایندگی^۱ میان منافع مالک و مدیر سازمان تضاد وجود دارد و این تضاد بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری سازمان موثر است که در نهایت به بیش‌سرمایه‌گذاری یا کم‌سرمایه‌گذاری منتج می‌گردد (Jensen, 1986; Stein, 2003). بر اساس نظریه نمایندگی، بین منافع مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعات وجود دارد که به فعالیتهای فرصت‌طلبانه‌ای از سوی مدیران برای کسب سود منجر می‌شود که این موضوع به هزینه سرمایه‌گذاران شرکت مربوط است.

دو اصل نقض‌کننده عدم تقارن اطلاعاتی خطر اخلاقی و انتخاب نامطلوب است. خطر اخلاقی مدیران را وادار می‌کند که در پروژه‌های کم‌تر از حد مطلوب سرمایه‌گذاری کنند. برای مثال، مدیران به دلیل این که تلاش‌گریز هستند و محیط آرام و بدون تنش را ترجیح می‌دهند، در مقابل فرصت‌های سودآور سرمایه‌گذاری را رها می‌کنند یا این امکان وجود دارد که سرمایه‌گذاری بیش از حد رخ بدهد، زمانی که مدیران به خاطر منافع شخصی خودشان از طریق رشد شرکت‌ها فراتر از سطوح بهینه‌شان (یعنی ساختمان امپراتوری) درگیر فعالیتهای منفعت‌طلبانه شوند. یکی از مهم‌ترین جنبه‌های مسئله نمایندگی، امپراتوری مدیریت است که بر اساس آن، مدیران اندازه شرکت را فراتر از سطح بهینه آن افزایش می‌دهند، یا منابع بلااستفاده را برای افزایش منافع شخصی حاصل از اعتبار، نفوذ، قدرت و دستمزد و پاداش نگهداری می‌کنند (Jensen, 1986).

انتخاب نامطلوب ممکن است باعث ناکارایی سرمایه‌گذاری شود. اگر مدیران از مزیت‌های اطلاعاتی خود استفاده کنند، نسبت به تأمین‌کنندگان خارجی سرمایه سریع‌تر از اطلاعات آگاه می‌شوند و در این حالت تحریک می‌شوند در زمان انتشار اوراق، به دلیل اخبار خوب ساختگی که وجود دارد، سهام را بیش از حد قیمت‌گذاری کنند. در نتیجه، سرمایه‌گذاری بیش از حد به‌وجود می‌آید. در مقابل، اگر سرمایه‌گذاران از طریق هزینه سرمایه بالاتر به مزیت رقابتی آن‌ها واکنش نشان دهند، پروژه‌های

سودآور تامین مالی نمی‌شوند که به سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد منجر می‌شود (Baker et al., 2003; Myers & Majluf, 1984).

به‌طور کلی، پژوهش‌های اخیر در اقتصاد و حسابداری مالی نشان می‌دهند نوسانات و اصطکاک‌های بازار که به وسیله عدم تقارن اطلاعاتی به‌وجود می‌آیند می‌توانند باعث سرمایه‌گذاری ناکارا شوند (Jung et al., 2014). نوسانات بازار مالی ممکن است تاثیر قابل‌توجهی بر تصمیمات استخدامی شرکت‌ها داشته باشد (Benmelech et al., 2019). بن‌نصر و آلشور^۱ (۲۰۱۶)، استدلال می‌کنند که آگاهی بهتر از قیمت سهام به نظارت موثرتر بر مدیران منجر می‌شود و این موضوع خطر اخلاقی مدیران را که به سرمایه‌گذاری نیروی کار ناکارآمد منجر می‌گردد، کاهش می‌دهد. قالی^۲ و همکاران (۲۰۲۰) دریافتند که نظارت توسط سرمایه‌گذاران بلندمدت می‌تواند استخدام خالص عادی را کاهش دهد و به کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار بالاتر منجر شود. باید بیان کرد که کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار نشان‌دهنده هزینه‌های نمایندگی بالاتر، نظارت ناکافی، شفافیت و انتقال اطلاعات ضعیف است (Pinnuck & Lillis, 2007; Jung et al., 2014).

تاکنون پژوهش‌های کمی انجام شده که عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری نیروی کار را مورد بررسی قرار داده باشد، مانند اطلاعاتی بودن قیمت سهام (Ben-Nasr & Alshwer, 2016) و کیفیت حسابداری (Jung et al., 2014). مطلب مشترکی که از مطالعه این مقالات مشابه استخراج شد این است که مشکلات هزینه نمایندگی بین مدیران و سهامداران احتمالاً سبب ناکارایی سرمایه‌گذاری در نیروی کار می‌شود.

هموارسازی واقعی سود

تمرکز اصلی این پژوهش بر تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است. هموارسازی سود را می‌توان به عنوان رفتار اختیاری مدیریت تعریف کرد که هدف آن کاهش نوسانات در سود شرکت‌هاست (Beidleman, 1973). تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار در ادبیات بررسی شده و این‌گونه استدلال شده است که کیفیت گزارشگری مالی بالاتر (برای مثال، مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پایین‌تر) با سرمایه‌گذاری نیروی کار کارآمدتر مرتبط است (Chen et al., 2011; Jung et al., 2014).

افلاطونی و خزایی (۲۰۱۶)، به بررسی تاثیر دو مولفه کیفیت گزارشگری مالی (کیفیت اقلام

1. Ben-Nasr & Alshwer
2. Ghaly

تعهدی و کیفیت افشا) بر درجه ناکارایی سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی (بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی) پرداختند. نتایج نشان داد، با افزایش کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشا، میزان بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی کاهش می‌یابد و شرکت‌ها تعداد بهینه‌تری از کارکنان را به خدمت می‌گیرند.

از یک طرف، دیدگاه مثبت نظریه علامت‌دهی (برای مثال، دیدگاه سیگنال‌دهی اطلاعات خصوصی) نشان می‌دهد که هموارسازی سود می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی شکل گرفته را کاهش دهد و توانایی قیمت سهام را برای پیش‌بینی سود آتی حاصل از عملکرد شرکت‌ها بهبود بخشد، که اثر مثبتی بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار دارد. مدیران در تلاش هستند سود را تغییر دهند، زیرا در برخی موارد منافع بین تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان از اطلاعات تضاد دارد. اطلاعات حسابداری میان تهیه‌کنندگان (مدیران) و استفاده‌کنندگان (مانند سرمایه‌گذاران) یکسان نیستند و این مسئله باعث عدم تقارن اطلاعات می‌شود. به عبارت دیگر، مدیران در مقایسه با سرمایه‌گذاران، اطلاعات بیش‌تری درباره عملکرد و ویژگی‌های شرکت دارند. به‌طور کلی، این عدم تقارن اطلاعات باعث می‌شود که مدیران به دلیل انگیزه و فرصت مدیریت سود، کنترل بیش‌تری را در اختیار داشته باشند. به‌طور کلی، حسابداران تلاش می‌کنند اطلاعات مالی را با شفافیت و قابلیت اطمینان بیش‌تری ارائه دهند و تضاد منافع بین افراد مختلف را بکاهند (Rahmani & Bashirimanesh, 2011). مطالعات قبلی نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران شرکت‌هایی را که درآمد هموارتری دارند، کم‌ریسک‌تر می‌دانند و بنابراین به بازده کم‌تری نیاز دارند (Erickson et al., 2017).

مهرانی و سمیعی (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر محافظه‌کاری مشروط حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری در نیروی کار پرداختند. نتایج نشان داد، محافظه‌کاری از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تصمیمات ناکارا را در بازار نیروی انسانی کاهش می‌دهد. در نهایت، بر اساس یافته‌ها محافظه‌کاری به عنوان سازوکاری نظم‌دهنده و سیگنالی زود هنگام درباره سودآوری تصمیمات باعث کاهش اقدامات مدیریت سود بد می‌شود و شناسایی زودتر اخبار بد از اخبار خوب را سرعت می‌بخشد. به‌طور خاص، هموارسازی سود می‌تواند با افزایش شفافیت اطلاعات در مورد چشم‌انداز آینده شرکت‌ها و افزایش توانایی‌های نظارتی تامین‌کنندگان سرمایه خارجی، مشکلات مخاطرات اخلاقی را کاهش دهد. همچنین، از آنجایی که مدیران نسبت به تامین‌کنندگان سرمایه خارجی از اطلاعات بهتری برخوردار هستند، باعث می‌شود از فرصت بهره ببرند و در زمان انتشار سرمایه قیمت سهام را بیش‌تر از حد تعیین کنند. در این حالت، تامین‌کنندگان سرمایه خارجی ممکن است با افزایش

هزینه سرمایه، به ضرر اطلاعاتی خود عمل نمایند، با این کار ممکن است سرمایه‌گذاری‌های سودآور در نیروی کار، پرهزینه یا حتی به مزایای بدون پشتوانه مالی تبدیل گردد که به سرمایه‌گذاری کمتر از حد در نیروی کار منجر می‌شود (Myers & Majluf, 1984). هموارسازی سود با کاهش مشکلات انتخاب نامطلوب می‌تواند هزینه‌های سرمایه مورد نیاز سرمایه‌گذاران را برای شرکت‌ها کاهش دهد (Francis et al., 2004).

از طرف دیگر، دیدگاه منفی (یعنی دیدگاه فرصت‌طلبی مدیریت) نشان می‌دهد هموارسازی سود می‌تواند عملکرد زیربنایی واقعی شرکت‌ها را مبهم کند، بنابراین رفتار فرصت‌طلبانه مدیران را منعکس می‌کند. مدیران را می‌توان برای دستیابی به درآمدهای هموار ناشی از علایق شخصی، مانند دستیابی به اهداف پاداش (Healy, 1985)، تضمین امنیت شغلی، و به بیشینه رساندن دوره تصدی برانگیخت (Fudenberg & Tirole, 1995). خورانا و همکاران (۲۰۱۸)، استدلال می‌کنند شرکت‌هایی با سطوح بالاتر هموارسازی واقعی سود، ریسک سقوط قیمت سهام بیش‌تری را تجربه می‌کنند.

برخی مطالعات قبلی نشان می‌دهند شرکت‌هایی که در موقعیت مالی ضعیفی قرار دارند و با زیان مواجه هستند، یا دارای نقدینگی هستند، احتمالاً از ناکارایی سرمایه‌گذاری در نیروی کار رنج می‌برند (Cao et al., 2023). نتایج یافته‌های مطالعات قبلی که در ارتباط با هزینه‌های نمایندگی است، نشان‌دهنده این مطلب است که شرکت‌هایی که دارای رشد و نقدینگی بیش‌تر هستند، احتمالاً هزینه‌های نمایندگی بالاتری دارند (Smith & Watts, 1992). علاوه بر این، شرکت‌های بزرگ‌تر، شرکت‌هایی که سود سهام پرداخت می‌کنند، و شرکت‌هایی با دارایی‌های مشهود، رابطه منفی با استخدام خالص غیرعادی دارند. کائو و همکاران (۲۰۲۳)، معتقدند شرکت‌های زیان‌ده کم‌تر قادر به سرمایه‌گذاری کارآمد در نیروی کار هستند، زیرا شرکت‌هایی با سود کم‌تر ممکن است منابع مالی کم‌تر و هزینه‌های تامین مالی بالاتری هنگام سرمایه‌گذاری در نیروی کار داشته باشند؛ با در نظر گرفتن این موضوع که مدیران شرکت‌های زیان‌ده ممکن است قوی‌تر باشند.

قابل ذکر است که سرمایه‌گذاری‌های نیروی کار، علاوه بر هزینه‌های ثابت، مشمول هزینه‌های متغیر قابل توجهی هستند و شرکت‌ها برای تامین مالی سرمایه‌گذاری‌های نیروی کار خود به سرمایه خارجی نیاز دارند. با توجه به تاثیر مثبت هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت، انتظار می‌رود ارتباط بین متغیر وابسته و مستقل این پژوهش برای شرکت‌های دارای سطوح بالاتر محدودیت‌های مالی قوی‌تر باشد، زیرا مدیران شرکت‌های دارای محدودیت مالی به دلیل اهداف تامین مالی، انگیزه بیش‌تری برای هموارسازی سود دارند. در این حالت، شرکت‌هایی که مسیر

درآمدی ناهموارتری دارند، احتمالاً نوسانات و اصطکاک‌های بازار ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و انحراف از سطح بهینه سرمایه‌گذاری نیروی کار را تجربه می‌کنند، بنابراین از سرمایه‌گذاری نیروی کار ناکارآمد رنج می‌برند. دیدگاه‌های رقیب در مورد هموارسازی سود و تأثیرات مربوط به هموارسازی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار، که در بالا مورد بحث قرار گرفت، سبب ایجاد فرضیه H_1 گردید.

مبارک و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر کیفیت نهادی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از تأثیرگذاری مثبت شاخص حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی، البته با شدت بیش‌تر در رژیم دوم است. نتایج همچنین نشان می‌دهند که در هر دو رژیم متغیرهای شاخص‌های کیفیت نهادی، آزادی اقتصادی، سرمایه انسانی و سایر متغیرهای کنترلی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند و شدت تأثیرگذاری متغیرها با تغییر رژیم در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه با بهبود کیفیت نهادی بیش‌تر می‌شود. **ایزدی‌نیا و همکاران (۲۰۱۲)**، به بررسی تأثیر ابزارهای حاکمیت شرکتی بر هموارسازی سود و نیز تأثیر هموارسازی سود بر نقدشوندگی سهام پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار میان درصد سهامداران نهادی به عنوان یکی از سازوکارهای حاکمیت شرکتی با هموارسازی سود است. ولی میان درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره با هموارسازی سود، رابطه معناداری مشاهده نگردید. معیار مورد استفاده برای نقدشوندگی سهام، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام است. همچنین، وجود رابطه منفی و معنادار بین هموارسازی سود و نقدشوندگی سهام تایید شد. از این‌رو،

H_1 : هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت تأثیر منفی و معناداری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع همبستگی و روش‌شناسی شبه‌تجربی است که در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری و مبتنی بر اطلاعات واقعی است. این پژوهش از منظر نتیجه اجرا از نوع کاربردی است. پژوهش مورد نظر از منظر فرایند اجرا (یا نوع داده‌ها) کمی است. این پژوهش از منظر منطق اجرا (یا نوع استدلال) به صورت ترکیبی با استفاده از دو رویکرد قیاسی و استقرایی انجام می‌شود، زیرا پژوهشگر معمولاً به مشاهده صرف پدیده در حسابداری نمی‌پردازد، بلکه سعی می‌کند مدل و فرضیه حسابداری را در دنیای واقعی به بوته آزمایش بگذارد. برای مثال، در این پژوهش ابتدا بر اساس نظریه‌های مطرح در حسابداری در خصوص هموارسازی واقعی سود و کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت، ارتباط بین این دو متغیر وابسته و مستقل در راستای هدف پژوهش تشریح گردید و سپس

از طریق گردآوری داده‌های شرکت‌های فعال در بازار تهران، تلاشی صورت گرفت که نشان داده شود چه ارتباطی بین این دو متغیر وجود دارد. این پژوهش از منظر بُعد زمانی از نوع طولی و گذشته‌نگر است. در پژوهش طولی، داده‌های مورد مطالعه طی زمان (مثلاً چند سال یا چند ماه) گردآوری و مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرند. پژوهش گذشته‌نگر در زمان حال انجام می‌شود، اما از اطلاعات و داده‌های سال‌های قبل برای بررسی ارتباط بین متغیرها استفاده می‌کند.

در ابتدا اطلاعات مربوط به ادبیات پژوهش و مباحث نظری از منابع کتابخانه‌ای، پایگاه‌های علمی، مقالات خارجی و داخلی در حوزهٔ مربوطه جمع‌آوری شد. در این پژوهش، برای انجام آزمون فرضیه، مهم‌ترین منبع گردآوری داده‌ها در پژوهش‌های حسابداری، صورت‌های مالی است. به منظور دستیابی به صورت‌های مالی شرکت‌های فعال در بورس تهران و برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز از سایت‌های کدال (سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران سازمان بورس و اوراق بهادار تهران)^۱ و ره‌آورد نوین و شرکت مدیریت فناوری بورس تهران^۲ بهره گرفته شد. برای آزمون فرضیه پژوهش، پس از انتخاب شرکت‌های نمونه و طبقه‌بندی شرکت‌ها برحسب صنعت مورد نظرشان، با توجه به نوع مدل، از رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شد. همچنین، باید بیان نمود که برای تخمین مدل مورد نظر از نرم‌افزار Eviews و Stata بهره گرفته شد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ است. برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک (غربال‌گری شرکت‌ها) استفاده شد که شرایط آن به صورت زیر تعریف شده است:

۱. دست‌کم از ابتدای سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲. جزو بانک‌ها، بیمه‌ها و موسسه‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ) نباشند.
۳. معاملات سهام شرکت‌ها طی سال‌های مورد مطالعه وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشد.
۴. سال مالی شرکت‌ها منتهی به آخر اسفند باشد یا شرکت‌ها در دوره مورد مطالعه سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
۵. اطلاعات مورد نیاز برای متغیرهای پژوهش در شرکت‌ها در طول دوره پژوهش در دسترس باشد.

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

2. <https://tsetmc.ir/>

۶. پس از حذف این شرکت‌ها، صنایعی در نظر گرفته شدند که تعداد شرکت‌هایشان دست‌کم ۱۰ مورد باشد.

در این پژوهش برای به‌دست آوردن متغیر وابسته و متغیر مستقل برای محاسبه باقی‌مانده‌های مدل چپ‌نش داده‌ها باید به تفکیک هر صنعت و در هر سال و با ساختار مقطعی در نظر گرفته شود. در نهایت، برای آزمون فرضیه یعنی تخمین مدل نهایی اطلاعات به صورت سال - شرکت مورد استفاده قرار گرفت. از میان کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۶ شرکت به عنوان نمونه آماری باقی ماندند و مشاهده‌ها برابر با ۶۷۲ سال - شرکت شد.

مدل اصلی پژوهش

برای آزمون فرضیه، یعنی تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت از مدل زیر استفاده خواهد شد:

$$|AB_NETHIRE_{it}| = \beta_0 + \beta_1 RES_COMBINED_{it-1} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 LIQ_{it-1} + \beta_4 LEV_{it-1} + \beta_5 DIVD_{it-1} + \beta_6 TANGIBLES_{it-1} + \beta_7 loss_{it-1} + \beta_8 SDCFO_{it-1} + \beta_9 SDNETHIRE_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

طبق مطالعات قبلی (Ben-Nasr & Alshwer, 2016; Jung *et al.*, 2014; Biddle *et al.*, 2009)، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شد که به‌طور بالقوه با موضوع استخدام نیروی کار مرتبط است و متغیرهای کنترلی مدل اصلی پژوهش بعد از تشریح مطالب مربوط به متغیر وابسته و متغیر مستقل اصلی پژوهش توضیح داده خواهد شد.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت

برای اندازه‌گیری ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار، ابتدا سطح مورد انتظار استخدام خالص را با استفاده از رابطه (۱)، که بر اساس ادبیات (Ghaly *et al.*, 2020; Khedmati *et al.*, 2020; Pinnuck & Lillis, 2007) پیشنهاد شده است، برآورد خواهد شد. مقدار مطلق باقی‌مانده از این مدل ε نشان‌دهنده استخدام خالص غیرعادی و به عنوان معیار کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار مورد استفاده قرار می‌گیرد.

(۱)

$$NetHire_{it} = \beta_0 + \beta_1 SaleGrowth_{it-1} + \beta_2 SaleGrowth_{it} + \beta_3 \Delta ROA_{it} + \beta_4 \Delta ROA_{it-1} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 Return_{it} + \beta_7 Size_{it-1} + \beta_8 LIQ_{it-1} + \beta_9 \Delta LIQ_{it-1} + \beta_{10} \Delta LIQ_{it} + \beta_{11} Lev_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $NetHire_{it}$: نشان‌دهندهٔ استخدام خالص واقعی شرکت است که سرمایه‌گذاری نیروی کار اندازه‌گیری می‌کند. این متغیر از طریق درصد تغییر در تعداد کارکنان شرکت محاسبه می‌شود. برای برآورد سرمایه‌گذاری نیروی کار مورد انتظار، این الگو شامل مجموعه‌ای از ویژگی‌های خاص شرکت است که شامل $Sales - Growth_{it-1}$: رشد فروش شرکت (درصد تغییرات درآمد فروش سالانه یا درصد تغییر در فروش در مقایسه با دو سال قبل)، $Sales - Growth_{it}$: رشد فروش شرکت (درصد تغییرات درآمد فروش سالانه یا درصد تغییر در فروش در مقایسه با سال قبل)، ΔROA_{it} : تغییر در بازده کل دارایی‌های شرکت در مقایسه با سال قبل، ΔROA_{it-1} : تغییر در بازده کل دارایی‌های شرکت در مقایسه با دو سال قبل، ROA_{it} : بازده کل دارایی‌های شرکت (نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها در ابتدای دوره)، و $Stock Return_{it}$: بازده سالانه سهام، می‌شود.

$$\frac{\text{سهام جایزه} + \text{حق تقدم} + \text{DPS} + (\text{قیمت روز} - \text{قیمت پایه})}{\text{فرمول درصد بازدهی با احتساب آورده (درصد افزایش سرمایه از محل آورده} \times 1000) + \text{قیمت پایه}}$$

$Size_{it-1}$: اندازهٔ شرکت (لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت به ارزش دفتری)، Liq_{it-1} : نسبت آنی شرکت از تقسیم دارایی‌های جاری منهای (موجودی کالا + پیش‌پرداخت و سفارش‌ها) بر بدهی‌های جاری، ΔLiq_{it-1} : تغییر در نسبت آنی شرکت سال قبل، ΔLiq_{it} : تغییر در نسبت آنی شرکت سال جاری، و Lev_{it-1} : اهرم مالی شرکت (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های شرکت به ارزش دفتری). بر اساس پژوهش جانگ و همکاران (۲۰۱۴)، در این مدل انتظار می‌رود که تغییر در تعداد نیروی کار شرکت، تابعی از متغیرهای مستقل مدل باشد. در این پژوهش، از قدر مطلق ($|AB_NETHIRE_{it}|$) استخدام خالص به عنوان شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت (که برابر است با قدر مطلق استخدام خالص واقعی و استخدام مورد انتظار) استفاده می‌شود. هرچه این رقم به صفر نزدیک‌تر باشد، میزان خطا کم‌تر و در نتیجه کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار بیش‌تر خواهد بود و برعکس. اجزای اخلال دارای علامت مثبت نشان‌دهندهٔ بیش‌سرمایه‌گذاری در نیروی کار و علامت منفی نشان‌دهندهٔ کم‌سرمایه‌گذاری در نیروی کار است.

متغیر مستقل: هموارسازی واقعی سود

معیار اصلی هموارسازی واقعی سود برگرفته از پژوهش خورانا و همکاران (۲۰۱۷) است. هموارسازی واقعی سود از یک نماینده متشکل از فعالیت‌های واقعی انجام‌شده توسط شرکت‌ها برای تعدیل هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید استفاده خواهد کرد.

مدل (۱)

مطابق با پژوهش خورانا و همکاران (۲۰۱۷)، هموارسازی واقعی سود را با استفاده از هزینه‌های اختیاری از طریق ایجاد همبستگی منفی بین بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های اختیاری غیرعادی و سود مدیریت‌نشده اندازه‌گیری خواهد شد.

MCE_DEXP : بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های اختیاری غیرعادی و PME_DEXP : سود مدیریت‌نشده برابر است با سود منهای بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های اختیاری غیرعادی.

هزینه‌های اختیاری غیرعادی MCE_DEXP از طریق مدل روی‌چاوداری^۱ (۲۰۰۶) اندازه‌گیری می‌شود.

$$\frac{DISX_{it}}{Asset_{i,t-1}} = k1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + k2 \frac{Sales_{it}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{it}$$

$DISX_{it}$: به منظور اندازه‌گیری هزینه‌های اختیاری عادی از جانب مدیریت بر هزینه‌های توزیع، فروش و عمومی شرکت تمرکز می‌شود، $Asset_{i,t-1}$: جمع کل دارایی شرکت i در پایان سال $t-1$ ، $Sales_{it}$: فروش شرکت i در پایان سال t ، و ε_{it} : نشان‌دهنده مقادیر خطای مدل است.

این همبستگی منفی بین بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های اختیاری غیرعادی و سود مدیریت‌نشده را طی یک پنجره متحرک پنج‌ساله منتهی به سال جاری ایجاد خواهد شد. برای سهولت در تفسیر، همبستگی در یک منفی ضرب خواهد شد و از آن به عنوان نماینده‌ای برای هموارسازی واقعی سود از طریق هزینه‌های اختیاری استفاده خواهد شد. در نهایت، مدل (۱) را به صورت زیر به‌دست می‌آوریم:

$$RES_DEXP_{i,t} = - \text{Corr} (MCE_DEXP_{i,t}, PME_DEXP_{i,t})$$

مدل (۲)

مطابق با پژوهش خورانا و همکاران (۲۰۱۷)، هموارسازی واقعی سود با استفاده از هزینه‌های تولید از طریق ایجاد همبستگی منفی بین بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های تولید و سود مدیریت‌نشده اندازه‌گیری خواهد شد.

MCE_PROD : بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های تولید غیرعادی و PME_PROD : سود مدیریت‌نشده برابر است با سود منهای بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های تولید غیرعادی.

هزینه‌های تولید غیرعادی MCE_PROD از طریق مدل **روی چاوداری (۲۰۰۶)** اندازه‌گیری می‌شود.

$$\frac{PROD_{it}}{Asset_{i,t-1}} = k1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + k2 \frac{Sales_{it}}{Asset_{i,t-1}} + k3 \frac{\Delta Sales_{it}}{Asset_{i,t-1}} + k4 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{it}$$

$PROD_{it}$: هزینه‌های تولید عادی شرکت i در پایان سال t برابر است با بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته + تغییرات موجودی مواد و کالا، $Asset_{i,t-1}$: جمع کل دارایی شرکت i در پایان سال $t-1$ ، $Sales_{it}$: فروش شرکت i در پایان سال t ، $\Delta Sales_{i,t}$: تغییرات فروش شرکت i در پایان سال t که برابر با تفاوت فروش بین سال t و $t-1$ است، $\Delta Sales_{i,t-1}$: تغییرات فروش شرکت i در پایان سال $t-1$ که برابر با تفاوت فروش بین سال $t-1$ و $t-2$ است، ε_{it} : نشان‌دهنده مقادیر خطای مدل است.

این همبستگی منفی بین بخش مدیریت‌شده سود مربوط به تعدیل هزینه‌های تولید غیرعادی و سود مدیریت‌نشده طی یک پنجره متحرک پنج‌ساله منتهی به سال جاری ایجاد خواهد شد. برای سهولت در تفسیر، همبستگی در یک منفی ضرب خواهد شد و از آن به عنوان نماینده‌ای برای هموارسازی واقعی سود از طریق هزینه‌های تولید استفاده خواهد شد. در نهایت، مدل (۲) را به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$RES_PROD_{i,t} = -Corr(MCE_PROD_{i,t}, PME_PROD_{i,t})$$

سپس از ترکیب همبستگی مدل (۱) و (۲)، یعنی RES_DEXP و RES_PROD به عنوان معیار اولیه هموارسازی واقعی سود ($RES_COMBINED$) استفاده خواهد شد.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت $Size_{it-1}$: برای محاسبه این نسبت از لگاریتم طبیعی درآمد فروش شرکت به ارزش دفتری در پایان سال مالی استفاده می‌شود.

نسبت آنی شرکت Liq_{it-1} : از تقسیم دارایی‌های جاری منهای (موجودی کالا + پیش‌پرداخت و سفارش‌ها) بر بدهی‌های جاری.

اهرم مالی شرکت Lev_{it-1} : اهرم مالی شرکت (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های شرکت به ارزش دفتری).

شاخص پرداخت سود سهام شرکت $DIVID_{it-1}$: برابر است با میزان پرداخت سود تقسیمی نسبت به سود خالص هر سهم. متغیر دو ارزشی پرداخت سود نقدی است که اگر شرکت سود نقدی پرداخت کرده باشد، مقدار یک و در سایر موارد صفر می‌گیرد.

دارایی‌های مشهود شرکت $TANGIBLES_{it-1}$: برابر است با نسبت مبلغ دفتری دارایی‌های ثابت

مشهود مثل اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات به کل دارایی‌ها.

زیان شرکت $Loss_{it-1}$: متغیری ساختگی است که اگر بازده کل دارایی‌های شرکت منفی باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر را اختیار می‌کند.

نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت $SDCFO_{it-1}$: انحراف معیار جریان‌های نقد عملیاتی در پنج سال قبل.

نوسان‌های استخدام خالص شرکت $SD_NETHIRE_{it-1}$: انحراف معیار استخدام خالص در پنج سال قبل.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

شاخص‌های آماری شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی (مانند میانگین، میانه، بیشینه، کمینه) و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی (مانند انحراف معیار) است. شاخص‌های پراکندگی شاخص‌هایی هستند که متوسط میزان دوری و نزدیکی داده‌های توزیع را نسبت به میانگین‌شان نشان می‌دهند. شاخص‌های مرکزی، مرکز یا وسط توزیع داده‌ها را مشخص می‌کنند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پیوسته پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار	AB-NETHIRE	۰/۰۳۳	۰/۰۲۱	۰/۳۱۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۳۹
هموارسازی واقعی سود	RESCOMBIND	۰/۹۶۶	۱/۱۲۲	۱/۹۹۹	-۱/۷۹۹	۰/۸۴
هموارسازی واقعی از طریق هزینه‌های اختیاری	RES_DEXP	۰/۳۴۲	۰/۵۵۶	۰/۹۹۹	-۰/۹۸۷	۰/۶۱۲
هموارسازی واقعی از طریق هزینه‌های تولید	RES_PROD	۰/۶۲۴	۰/۸۱۵	۰/۹۹۹	-۰/۹۴۸	۰/۴۵۶
اندازه شرکت	Size	۱۴/۶۵۹	۱۴/۵۵۴	۲۰/۷۶۸	۱۱/۱۱۶	۱/۴۴۲
نسبت آبی	LIQ	۰/۹۹۲	۰/۷۶۱	۱۱/۲	۰/۰۹	۱/۰۷
اهرم مالی	Lev	۰/۵۴۸	۰/۵۴۸	۱/۳۲	۰/۰۵	۰/۲
دارایی‌های مشهود	Tangible	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۸	۰/۰۱۲	۰/۱۷
انحراف معیار جریان نقد عملیاتی	SD-CFO	۰/۱۱۵	۰/۰۹۵	۰/۶۵	۰/۰۱	۰/۰۷
انحراف معیار استخدام خالص	SD- NETHIRE	۰/۰۹۸	۰/۰۶۲	۰/۵۲۶	۰/۰۰۲	۰/۰۹۷

از جدول (۱)، مشاهده می‌شود میانگین مشاهده‌ها و میانه آن‌ها اختلاف اندکی دارند. میانگین (میانه) متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار به ترتیب برابر با ۰/۰۳۳ (۰/۰۲۱) است. همان‌گونه که از جدول (۱) مشاهده می‌شود، مقدار میانگین (میانه) متغیر وابسته این پژوهش نزدیک به یافته‌های پژوهش افلاطونی و خزایی (۲۰۱۶) است. مطابق با خورانا و همکاران (۲۰۱۷)، مقادیر RES_DEXP و RES_PROD از ۱- تا ۱ و مقادیر RES_COMBINED از ۲- تا ۲ متغیر است. میانگین (میانه) متغیر مستقل ۰/۹۹۶ (۱/۱۲۲) است. میانگین اندازه شرکت ۱۴/۶۵۹، بیش‌ترین اندازه شرکت ۲۰/۷۶۸ و کم‌ترین اندازه شرکت ۱۱/۱۱۶ است. میانگین نسبت آنی ۰/۹۹۲ و نشان‌دهنده قدرت نقدینگی سریع شرکت در پرداخت بدهی‌های جاری از محل دارایی‌های جاری بدون احتساب موجودی کالا، پیش‌پرداخت و سفارش‌هاست. حداکثر نسبت آنی ۱۱/۲ مربوط به شرکت باما در سال ۱۳۹۸ است. میانگین شاخص اهرم مالی ۰/۵۴۸ و نشان‌دهنده این مطلب است که به‌طور متوسط ۰/۵ ساختار دارایی‌های شرکت‌های مورد مطالعه از بدهی تشکیل شده است. حداکثر اهرم مالی ۱/۳۲ است. دلیل این‌که این متغیر بالاتر از ۱ شده آن است که شرکت صنایع ریخته‌گری ایران دارای حقوق صاحبان سهام منفی (زبان انباشته) بوده است. این مسئله در شرایط زیان‌ده بودن شرکت رخ می‌دهد. در جدول (۱)، بیش‌ترین پراکندگی متعلق به متغیر اندازه شرکت ۱/۴۴۲ و کم‌ترین پراکندگی متعلق به متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار ۰/۰۳۹ است. نزدیک بودن مقدار میانگین و میانه آمار توصیفی، این مطلب را نشان می‌دهد که داده‌های پژوهش از توزیع تقریباً نرمال برخوردار هستند.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای گسسته پژوهش

متغیر	نماد	درصد فراوانی صفر
شاخص پرداخت سود سهام	DIVID	۳۱/۵۵
زیان شرکت	LOSS	۹۱/۶۷

شاخص پرداخت سود سهام و زیان شرکت از نوع متغیر دوجویی بوده و استفاده از شاخص‌های میانگین و انحراف معیار برای توصیف آن‌ها مناسب نیست، زیرا استفاده از این شاخص‌ها برای متغیرهای کیفی منطقی و قابل تفسیر نیست. در جدول (۲)، ملاحظه می‌شود که متغیر شاخص پرداخت سود سهام شرکت‌های نمونه که دارای کد ۱ بوده‌اند (سود تقسیمی‌شان بالای ۲۰ درصد) یعنی سود نقدی پرداخت کرده‌اند و شرکت‌های نمونه دارای کد ۰ از نوع شرکت‌هایی بودند که میزان سود تقسیمی پایین‌تر از ۲۰ درصد پرداخت کرده‌اند یا

زیان‌ده بوده‌اند. برای متغیر شاخص پرداخت سود سهام از بین ۶۷۲ مشاهده (شرکت - سال) ۴۶۰ مشاهده (معادل ۶۸/۴۵ درصد) دارای کد ۱ بوده و ۲۱۲ مشاهده (معادل ۳۱/۵۵ درصد) دارای کد ۰ هستند. برای متغیر زیان شرکت از بین ۶۷۲ مشاهده (شرکت - سال) ۶۱۶ مشاهده (معادل ۹۱/۶۷ درصد) دارای کد ۰ بوده و ۵۶ مشاهده (معادل ۸/۳۳ درصد) دارای کد ۱ هستند. بر اساس درصد فراوانی تنها ۸ درصد شرکت‌های نمونه زیان گزارش کردند و مابقی ۹۲ درصد شرکت‌های نمونه سودده بوده‌اند. از این مطلب برداشت می‌شود که تعداد مشاهد‌های شرکت‌های زیان‌ده خیلی کم‌تر از شرکت‌های سودده خواهد بود.

آزمون F لیمر برای انتخاب اثرات تجمیعی یا اثرات تابلویی

پیش از برآورد مدل، ابتدا باید آزمون F لیمر برای داده‌ها انجام شود تا مشخص گردد که داده‌ها باید به شیوه panel یا pool تخمین زده شوند. در نتیجه، با انجام آزمون F لیمر به انتخاب مدل داده‌های تجمیعی (مقید) در برابر داده‌های ترکیبی (تابلویی) پرداخته می‌شود. نتیجه حاصل از آزمون F لیمر در **جدول (۳)** نشان داده شده است.

جدول ۳: نتیجه آزمون F لیمر

نماد	آماره F	سطح معناداری	تفسیر	روش آزمون
RESCOMBIND	۱/۱۱	۰/۲۴۲	پذیرش H0	تجمیعی
RES_DEXP	۱/۱۲	۰/۲۲۴	پذیرش H0	تجمیعی
RES_PROD	۱/۰۹	۰/۲۶۷	پذیرش H0	تجمیعی

با توجه به نتیجه آزمون F لیمر در **جدول (۳)**، مشاهده می‌شود معناداری آماره چاو (prob) بالاتر از سطح ۵ درصد است. در این حالت فرض صفر رد نمی‌شود و ساختار داده‌های pool (تجمیعی) گزینه مناسبی برای برآورد مدل است.

آزمون بروش پاگان برای انتخاب اثرات تجمیعی و اثرات تصادفی

از آزمون بروش پاگان برای تشخیص بین الگوهای اثرات مقید و داده‌های تابلویی (اثرات ثابت و تصادفی) استفاده می‌شود. برخی صاحب‌نظران معتقدند که اجرای آزمون چاو برای تشخیص الگو بین ساختار pool و panel کفایت می‌کند.

جدول ۴: نتیجه آزمون (ضرایب لاگرانژ) بروش پاگان

نماد	آماره بروش پاگان	سطح معناداری	تفسیر	روش آزمون
RESCOMBIND	۰/۰۱	۰/۴۷۱	پذیرش H0	تجمیعی
RES_DEXP	۰/۰۹	۰/۳۸۱	پذیرش H0	تجمیعی
RES_PROD	۰/۰۰	۰/۴۹۳	پذیرش H0	تجمیعی

با توجه به نتیجه آزمون بروش پاگان در جدول (۴)، مشاهده می‌شود میزان معناداری آماره بروش پاگان (prob) بالاتر از ۵ درصد است. در این حالت فرض صفر رد نمی‌شود و ساختار داده‌های pool انتخاب می‌شود. یعنی باید مدل مورد نظر بر اساس روش اثرات مقید (تجمیعی) برآورد شود.

بررسی فروض رگرسیون کلاسیک

آزمون همسانی واریانس در مقادیر خطا

یکی از فروض معادله رگرسیون همسانی واریانس است که در این حالت تمامی جملات پسماند دارای واریانس برابر هستند. نتیجه حاصل از آزمون همسانی واریانس در مقادیر خطا در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتیجه آزمون همسانی واریانس در مقادیر خطا

نماد	آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون
RESCOMBIND	۱۲۰/۷۴	۰/۰۰۰	وجود واریانس ناهمسانی
RES_DEXP	۱۱۹/۷۹	۰/۰۰۰	وجود واریانس ناهمسانی
RES_PROD	۱۳۳/۱۸	۰/۰۰۰	وجود واریانس ناهمسانی

با توجه به نتیجه آزمون همسانی واریانس در مقادیر خطا در جدول (۵)، مشاهده می‌شود سطح معناداری مربوط به این آزمون کم‌تر از ۵ درصد است. در این حالت فرض صفر رد می‌شود و نشان‌دهنده این موضوع است که مشکل ناهمسانی واریانس در رگرسیون وجود دارد و دیگر نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) استفاده کرد. یکی از راه‌هایی که برای رفع ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود، استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۲ (GLS) است.

1. Ordinary Least Squares
2. Generalized Least Squares

آزمون نبودِ خودهمبستگی در مقادیر خطا

یکی از فروض معادله رگرسیون نبودِ خودهمبستگی است. در این حالت، بین جملات باقی‌مانده رگرسیون، همبستگی وجود ندارد.

جدول ۶: نتیجه آزمون نبودِ خودهمبستگی در مقادیر خطا

نماد	آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون
RESCOMBIND	۰/۰۲۱	۰/۸۸۳	نبودِ خودهمبستگی
RES_DEXP	۰/۰۷۷	۰/۷۸۱	نبودِ خودهمبستگی
RES_PROD	۰/۰۲۸	۰/۸۶۸	نبودِ خودهمبستگی

با توجه به نتیجه آزمون نبودِ خودهمبستگی در مقادیر خطا در **جدول (۶)**، مشاهده می‌شود سطح معناداری مربوط به این آزمون بیش‌تر از ۵ درصد است. در این حالت، فرض صفر رد نمی‌شود و این مطلب نشان‌دهنده این موضوع است که مشکل خودهمبستگی بین مقادیر خطا وجود ندارد.

آزمون همخطی (همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی)

عامل تورم واریانس (VIF)، از جمله آزمون‌هایی است که برای تشخیص همخطی بین متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. اگر نتیجه این شاخص عدد بالای ۱۰ را نشان دهد، بیانگر این موضوع است که وضعیت همخطی بین متغیرها بسیار بحرانی است و حد قابل قبول برای این معیار عدد زیر ۵ است که در مطلوب‌ترین حالت نتیجه این معیار به عدد ۱ نزدیک است. $1/VIF$ این شاخص همان مقادیر نوسان (تلورانس) است که به منظور مطلوب بودن مدل و نبودِ همخطی شدید می‌بایست بالاتر از $0/2$ باشد. نتیجه حاصل از آزمون همخطی (همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی) در **جدول (۷)** نشان داده شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون همخطی بین متغیرهای توضیحی

نماد	فرضیه		اصلی		فرعی اول		فرعی دوم	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
RESCOMBIND	۱/۱۱	۰/۸۹	-	-	-	-	-	-
RES_DEXP	-	-	۱/۰۶	۰/۹۴	-	-	-	-
RES_PROD	-	-	-	-	-	-	۱/۱۰	۰/۹۰
size	۱/۱۶	۰/۸۵	۱/۱۱	۰/۹۰	۱/۱۶	۰/۸۶	-	-
LIQ	۱/۶۸	۰/۵۹	۱/۶۸	۰/۵۹	۱/۶۷	۰/۶۰	-	-
Lev	۱/۷۵	۰/۵۷	۱/۷۵	۰/۵۷	۱/۷۵	۰/۵۷	-	-
Tangible	۱/۲۴	۰/۸	۱/۲۵	۰/۸	۱/۲۴	۰/۸	-	-
SD-CFO	۱/۰۵	۰/۹۵	۱/۰۵	۰/۹۵	۱/۰۵	۰/۹۵	-	-
SD- NETHIRE	۱/۰۷	۰/۹۳	۱/۰۷	۰/۹۳	۱/۰۷	۰/۹۳	-	-
DIVID	۱/۳۷	۰/۷۲	۱/۳۷	۰/۷۳	۱/۳۸	۰/۷۲	-	-
LOSS	۱/۳۲	۰/۷۵	۱/۳۲	۰/۷۵	۱/۳۲	۰/۷۵	-	-

با توجه به نتیجه آزمون همخطی بین متغیرهای توضیحی در **جدول (۷)**، مشاهده می شود که مشکل همخطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد، زیرا عامل تورم واریانس VIF تمامی متغیرها زیر ۵ یا مقادیر تلورانس 1/VIF تمامی متغیرها بیش تر از ۰/۲ هستند.

نتایج آزمون فرضیه

مدل رگرسیون تجمیعی یا مقید طی دوره هفت ساله پژوهش، در **جدول (۸)** تشریح شده است.

جدول ۸: نتایج آزمون فرضیه اصلی

$ AB_NETHIRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 RES_COMBINED_{it-1} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 LIQ_{it-1} + \beta_4 LEV_{it-1} + \beta_5 DIVD_{it-1} + \beta_6 TANGIBLES_{it-1} + \beta_7 loss_{it-1} + \beta_8 SDCFO_{it-1} + \beta_9 SDNETHIRE_{it-1} + \varepsilon_{it}$						
متغیر وابسته: ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت						
متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	
هموارسازی واقعی سود	RESCOMBIND	-۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۰۵۶۷	-۴/۵۳۸	۰/۰۰۰	
اندازه شرکت	size	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳۵۹	-۱/۱۷۴	۰/۲۴	
نسبت آبی	LIQ	-۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۴۵۷	-۴/۹۵۴	۰/۰۰۰	
اهرم مالی	Lev	۰/۰۲۸۱	۰/۰۰۷۸۵۳	۳/۵۹۰	۰/۰۰۰	
دارایی‌های مشهود	Tangible	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۶۴۸۷	۲/۰۳۸	۰/۰۴۱	
انحراف معیار جریان نقد عملیاتی	SD-CFO	۰/۰۴۳۱	۰/۰۱۳۵۴۱	۳/۱۸۵	۰/۰۰۱	
انحراف معیار استخدام خالص	SD- NETHIRE	-۰/۰۲۴۴	۰/۰۰۸۵۴۲	-۲/۸۶۷	۰/۰۰۴	
شاخص پرداخت سود سهام	DIVID	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۱۷۳۰	۲/۴۰۵	۰/۰۱۶	
زبان شرکت	LOSS	-۰/۰۱۳۱	۰/۰۰۳۹۱۰	-۳/۳۵۴	۰/۰۰۰	
عرض از مبدأ	C	۰/۰۱۵۷	۰/۰۰۸۸۶۹	۱/۷۷۲	۰/۰۷۶	
ضریب تعیین (R _۲)		۰/۱۲				
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۱۱				
آماره F		۱۰/۰۰۱				
معناداری آماره F		۰/۰۰۰۰۰				
آماره دوربین - واتسون		۱/۸۰۳				

جدول (۸)، نتایج اصلی را برای رابطه بین هموارسازی واقعی سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت ارائه می‌کند. نتایج معناداری مدل رگرسیونی برازش‌شده نشان می‌دهد که سطح معناداری کل مدل ۰/۰۰۰ کوچک‌تر از ۱ درصد و معنادار است. مقدار آماره F (۱۰/۰۰۱) است. به‌طور کلی، آماره F اعتبار کلی مدل را نشان می‌دهد. در نتیجه، می‌توان گفت این مدل با احتمال ۹۹ درصد معنادار و از اعتبار بالایی برخوردار است. همچنین، بررسی ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد برازش نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل توانستند ۰/۱۱ تغییرات ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت‌ها را توضیح دهند.

بررسی سطح معناداری هموارسازی واقعی سود نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۰ و کمتر از ۱ درصد است و این متغیر در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۰۲۵- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت است. این امر حکایت از این موضوع دارد که فرضیه H_1 مطابق نتیجه کانو و همکاران (۲۰۲۳) تایید می‌شود.

همچنین، بررسی سطح معناداری اندازه شرکت نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۲۴ و بیش‌تر از ۵ درصد است. حتی این متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار نیست و اثری بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت ندارد. بررسی سطح معناداری نسبت آبی نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۰ و کمتر از ۱ درصد است و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۰۲۲- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است. بررسی سطح معناداری اهرم مالی نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۰ و کمتر از ۱ درصد است و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۲۸۱+ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

بررسی سطح معناداری دارایی‌های مشهود نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۴۱ و کمتر از ۵ درصد است و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۱۳۲+ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

بررسی سطح معناداری انحراف معیار جریان نقد عملیاتی نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۱ و کمتر از ۱ درصد است و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است و ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۴۳۱+ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

بررسی سطح معناداری انحراف معیار استخدام خالص نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۴ و کمتر از ۱ درصد است و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است و ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۲۴۴- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

بررسی سطح معناداری شاخص پرداخت سود سهام نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۱۶ و کمتر از ۵ درصد است و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۰۴۱+ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

بررسی سطح معناداری زیان شرکت نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۰ و کمتر از ۱ درصد است و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است و ضریب رگرسیونی متغیر ۰/۰۱۳۱- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار است.

از آن جایی که آماره دوربین - واتسون این مدل بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، می‌توان گفت در این مدل خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد.

آزمون‌های تکمیلی

در آزمون‌های تکمیلی متغیر مستقل پژوهش مورد نظر، یعنی هموارسازی واقعی سود، از طریق تعدیل هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید (RES_DEXP) و (RES_PROD) به‌طور جداگانه مورد آزمون قرار داده شد و اثر هر مدل به‌تنهایی بر ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت در **جدول (۹)** و **(۱۰)** شرح داده شد.

جدول ۹: نتایج آزمون تکمیلی اول

$ AB_NETHIRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 RES_DEXP_{it-1} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 LIQ_{it-1} + \beta_4 LEV_{it-1} + \beta_5 DIVD_{it-1} + \beta_6 TANGIBLES_{it-1} + \beta_7 loss_{it-1} + \beta_8 SDCFO_{it-1} + \beta_9 SDNETHIRE_{it-1} + \epsilon_{it}$					
متغیر وابسته: ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت					
متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
هموارسازی واقعی سود از طریق هزینه‌های اختیاری	RES_DEXP	-۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۰۸۸	-۱/۸۹۴	۰/۰۵۸
اندازه شرکت	size	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳۵۹	-۰/۳۲۹	۰/۷۴۲
نسبت آبی	LIQ	-۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۴۲۳	-۵/۱۰۴	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	۰/۰۲۸۳	۰/۰۰۷۶۲۳	۳/۷۱۵	۰/۰۰۰
دارایی‌های مشهود	Tangible	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۶۵۴۴	۲/۰۱۷	۰/۰۴۴
انحراف معیار جریان نقد عملیاتی	SD-CFO	۰/۰۴۳۱	۰/۰۱۳۲۶۲	۳/۲۵۷	۰/۰۰۱
انحراف معیار استخدام خالص	SD- NETHIRE	-۰/۰۲۴۳	۰/۰۰۸۶۶۹	-۲/۸۱۲	۰/۰۰۵
شاخص پرداخت سود سهام	DIVD	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۱۸۰۹	۲/۱۸۲	۰/۰۲۹
زیان شرکت	LOSS	-۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۳۶۹۲	-۳/۴۶۴	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	C	۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۷۴۹۷	۱/۲۳۸	۰/۲۱۶
ضریب تعیین (R_2)		۰/۱۱۴			
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۱۰			
آماره F		۹/۴۶۶			
معناداری آماره F		۰/۰۰۰۰			
آماره دوربین-واتسون		۱/۷۹۴			

جدول ۱۰: نتایج آزمون تکمیلی دوم

$ AB_NETHIRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 RES_PROD_{it-1} + \beta_2 SIZE_{it-1} + \beta_3 LIQ_{it-1} + \beta_4 LEV_{it-1} + \beta_5 DIVD_{it-1} + \beta_6 TANGIBLES_{it-1} + \beta_7 loss_{it-1} + \beta_8 SDCFO_{it-1} + \beta_9 SDNETHIRE_{it-1} + \varepsilon_{it}$					
متغیر وابسته: ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت					
متغیر	نماد	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	سطح معناداری
هموارسازی واقعی سود از طریق هزینه‌های تولید	RES_PROD	-۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۱۹۹۸	-۲/۳۰۷	۰/۰۲۱
اندازه شرکت	size	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳۹۵	-۰/۹۴۲	۰/۳۴۶
نسبت آنی	LIQ	-۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۴۶۹	-۴/۶۹۹	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	۰/۰۲۷۶	۰/۰۰۸۰۶۵	۳/۴۲۷	۰/۰۰۰
دارایی‌های مشهود	Tangible	۰/۰۱۱۴	۰/۰۰۶۷۰۰	۱/۷۰۴	۰/۰۸۸
انحراف معیار جریان نقد عملیاتی	SD-CFO	۰/۰۴۲۸	۰/۰۱۴۱۹۱	۳/۰۱۸	۰/۰۰۲
انحراف معیار استخدام خالص	SD- NETHIRE	-۰/۰۲۴۹	۰/۰۰۹۳۱۷	-۲/۶۸۳	۰/۰۰۷
شاخص پرداخت سود سهام	DIVD	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۷۶۰	۲/۰۹۰	۰/۰۳۶
زیان شرکت	LOSS	-۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۳۴۷۴	-۳/۹۵۳	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	C	۰/۰۱۶۶	۰/۰۱۱۰۸۷	۱/۵۰۳	۰/۱۳۳
ضریب تعیین (R_2)			۰/۱۱۷		
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۱۰۵		
آماره F			۹/۷۷۷		
معناداری آماره F			۰/۰۰۰۰		
آماره دوربین - واتسون			۱/۸۰۵		

مطابق نتیجه اصلی که در **جدول (۸)** ارائه گردید، این نتیجه حاصل شد که این دو متغیر هموارسازی واقعی سود با استخدام خالص غیرعادی یا همان شاخص ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت نیز ارتباط منفی دارند و ضرایب تخمینی متغیر RES_DEXP از نظر آماری در سطح ۹۰ درصد معنادار است و متغیر RES_PROD از نظر آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار است، که هر دو نوع هموارسازی واقعی سود، استخدام خالص غیرعادی یعنی (ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت) را کاهش می‌دهند. از دو متغیر هموارسازی واقعی سود برای اطمینان از استحکام نتیجه اصلی استفاده شد. به‌طور کلی، نتیجه این شد که متغیر مورد نظر، یعنی هموارسازی واقعی سود

RESCOMBIND به‌طور مداوم در هر مدل منفی و معنادار است که به این معناست، شرکت‌هایی با درآمد هموارتر معمولاً با سرمایه‌گذاری کارآمدتری همراه هستند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت است. با توجه به نظریه‌های موجود، دو دیدگاه نسبت به تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت وجود دارد که هر کدام جنبه‌های متفاوتی از این تاثیرپذیری را بررسی می‌کند. دیدگاه مثبت یعنی نظریه علامت‌دهی معتقد است که هموارسازی سود می‌تواند اطلاعات را بهبود بخشد اگر مدیران از صلاحدید و اختیار خود برای انتقال ارزیابی‌های سود آتی استفاده کنند (Tucker & Zarowin, 2006). در مقابل، دیدگاه منفی یعنی دیدگاه فرصت‌طلبی مدیریت (تضاد منافع) نشان می‌دهد هموارسازی سود ممکن است برای مخدوش کردن عملکرد واقعی شرکت استفاده شود (Khurana et al., 2018). این دیدگاه با نظریه نمایندگی نیز سازگار است. با توجه به این دیدگاه، مدیریت برای حفظ منافع خود عمل می‌کند که نتیجه این موضوع سبب نادیده گرفتن منافع شرکت و سهامداران می‌گردد. مدیران برای انجام این عمل فرصت‌طلبانه اقدام به تحریف صورت‌های مالی می‌کنند. بی‌شک، پی بردن به تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت به عنوان عاملی مهم در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار می‌گیرد. هموارسازی و عدم تقارن اطلاعاتی زمانی رخ می‌دهد که مدیریت اطلاعاتی را در اختیار دارد که افراد دیگر به آن اطلاعات دسترسی ندارند. اگر هدف مدیر از استفاده از مدیریت سود این است که واقعیت و ارزش واقعی شرکت را نشان دهد، این نشانه‌ای از کنترل وقایع اقتصادی است که به صورت مستقیم بر سود آتی شرکت موثر است. همان‌طور که در مقدمه بیان شد، بر اساس نظریه علامت‌دهی، سود دارای محتوای اطلاعاتی است و اعداد و ارقام سودهای ارائه‌شده در صورت‌های مالی شامل پیام‌هایی است که بر حجم معاملات، تصمیم‌گیری کاربران و سرمایه‌گذاران اثرگذار است. در نتیجه، مدیران باید با توجه به تغییر میزان سود، اطلاعات موجود در مورد شرکت را به بازار انتقال دهند. این کار زمانی صورت می‌گیرد که اطلاعات به صورت واقعی در دسترس نیست و به وسیله مدیران تغییر پیدا کرده‌اند. مدیران برای برقراری ارتباط با اطلاعات خصوصی خود از گزارشگری سود نقدی استفاده می‌کنند و هموارسازی را نوعی علامت‌دهی به فعالان بازار سرمایه می‌دانند که سبب کاهش عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران می‌گردد (Baik et al., 2020).

از تجزیه و تحلیل رابطه بین هموارسازی واقعی سود و استخدام خالص غیرعادی این نتیجه حاصل شد که ضریب تخمینی متغیر هموارسازی واقعی سود منفی و معنادار است که نشان می‌دهد هموارسازی واقعی سود انحرافات خالص استخدام واقعی را از سطح مورد انتظار (کارایی سرمایه‌گذاری بالاتر نیروی کار) کاهش می‌دهد. سطح بالاتر استخدام خالص غیرعادی به معنای سرمایه‌گذاری نیروی کار کارآمد کم‌تر است. نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه، مطابق با نظریه علامت‌دهی در مورد اطلاعات خصوصی است، به عبارت دیگر، هموارسازی واقعی سود اطلاعات خصوصی مدیران در مورد درآمدهای آتی را به ذی‌نفعان منتقل می‌نماید و با این عمل عدم تقارن اطلاعاتی را میان شرکت‌ها و تامین‌کنندگان سرمایه خارجی و نیروی کار ناکارآمد کاهش می‌دهد. این نتیجه از دیدگاه علامت‌دهی اطلاعات خصوصی پشتیبانی می‌کند که هموارسازی واقعی سود، اطلاعات خصوصی مدیران را در رابطه با درآمدهای آتی شرکت منتقل می‌کند. در نتیجه، عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت‌ها و تامین‌کنندگان سرمایه خارجی را کاهش می‌دهد و ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار را می‌کاهد. این موضوع به این معناست که هموارسازی واقعی سود موجب به کارگیری نیروی کار بهینه در شرکت می‌شود و از پیامدهای منفی استفاده از نیروی کار بیش‌تر یا کم‌تر از حد لازم جلوگیری می‌کند. قابل ذکر است که هموارسازی واقعی سود حاصل مجموع هموارسازی واقعی سود از طریق هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید است. در نهایت، با انجام دو آزمون تکمیلی این نتیجه حاصل شد که هموارسازی واقعی سود از طریق تعدیل هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید نیز بر استخدام خالص غیرعادی (ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت) اثر منفی و معناداری دارند.

نزدیک‌ترین مطالعه قبلی به نتایج پژوهش حاضر **جانگ و همکاران (۲۰۱۴)** است که بر نقش کیفیت حسابداری مبتنی بر تعهدی بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار تاکید می‌کند. نتایج این پژوهش نشان داد که شرکت‌هایی که کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتری دارند، با کاهش محدودیت‌های مالی و تضادهای نمایندگی، سرمایه‌گذاری کم و بیش از حد در نیروی کار را کاهش می‌دهند. نتایج پژوهش حاضر از نظر جهت و معناداری با **جانگ و همکاران (۲۰۱۴)**، **چن و همکاران (۲۰۱۱)** و **افلاطونی و خزایی (۲۰۱۶)** مطابقت دارد، با این تفاوت که در این مطالعات ادبیات حسابداری قبلی عمدتاً بر هموارسازی سود مبتنی بر تعهد متمرکز بوده است.

براساس نتایج به دست آمده از فرضیه، بین هموارسازی واقعی سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار رابطه منفی و معناداری وجود دارد. پس هموارسازی واقعی سود به عنوان یک عامل اثرگذار برای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌تواند راهگشا باشد. در نتیجه، بهتر است برای کاهش ناکارایی

سرمایه‌گذاری نیروی کار شرایطی فراهم شود که هم مدیر و هم سهامداران به اطلاعات دسترسی داشته باشند، چون هموارسازی سود در بیش‌تر شرکت‌ها به قصد تحریف صورت می‌گیرد و محتوای اطلاعاتی سود را کاهش می‌دهد. از آنجایی که کاهش محتوای اطلاعاتی سود به عنوان یک هدف مدیریتی تلقی می‌شود، ممکن است اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران کاهش یابد.

هزینه‌های اختیاری شامل هزینه‌های اداری و فروش و همچنین هزینه‌های تحقیق و توسعه است. از آنجایی که ما برای استخراج هزینه‌های تحقیق و توسعه از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با محدودیت مواجه هستیم، به‌ناچار از هزینه‌های اداری و فروش به عنوان هزینه‌های اختیاری استفاده شده است. یکی دیگر از محدودیت‌هایی که در این پژوهش با آن مواجه بودیم این بود که قوانین و مقررات به‌کارگیری و کنارگذاری نیروی کار در ایران با سایر کشورها متفاوت است و این موضوع تحت کنترل نبود و به‌ناچار تأثیر خود را بر نتایج پژوهش گذاشت.

اظهاریه قدردانی

از حمایت معنوی داوران ناشناس، مدیر اجرایی و ویراستار علمی (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه نهایت تشکر به‌عمل می‌آید.

منابع

- Aflatooni, A., & khazaei, M. (2016). Investigating the Effect of Accruals Quality and Disclosure Quality on Labor Investment Inefficiency. *Accounting and Auditing Review*, 23(3), 269-288. [In Farsi] <https://doi.org/10.22059/acctgrev.2016.59776>
- Baik, B., Choi, S., & Farber, D. B. (2020). Managerial Ability and Income Smoothing. *The Accounting Review*, 95(4), 1-22. <https://doi.org/10.2308/accr-52600>
- Baker, M., Stein, J. C., & Wurgler, J. (2003). When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-Dependent Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 969-1005. <https://doi.org/10.1162/00335530360698478>
- Beidleman, C. R. (1973). Income Smoothing: The Role of Management. *The Accounting Review*, 48(4), 653-667.
- Benmelech, E., Bergman, N., & Seru, A. (2021). Financing Labor. *Review of Finance*, 25(5), 1365-1393. <https://doi.org/10.1093/rof/rfab013>
- Benmelech, E., Frydman, C., & Papanikolaou, D. (2019). Financial Frictions and Employment during the Great Depression. *Journal of Financial Economics*, 133(3), 541-563. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.02.005>

- Ben-Nasr, H., & Alshwer, A. A. (2016). Does Stock Price Informativeness Affect Labor Investment Efficiency? *Journal of Corporate Finance*, 38(1), 249-271. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.01.012>
- Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 112-131. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.09.001>
- Cao, Z., Rees, W., & Zhang, Z. (2023). The Effect of Real Earnings Smoothing on Corporate Labour Investment. *The British Accounting Review*, 55(6), 101178. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2023.101178>
- Chen, F., Hope, O.-K., Li, Q., & Wang, X. (2011). Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets. *The Accounting Review*, 86(4), 1255-1288. <https://doi.org/10.2308/accr-10040>
- Coff, R. W. (1997). Human Assets and Management Dilemmas: Coping with Hazards on the Road to Resource-Based Theory. *Academy of Management Review*, 22(2), 374-402. <https://doi.org/10.2307/259327>
- Dey, A., & White, J. T. (2021). Labor Mobility and Antitakeover Provisions. *Journal of Accounting and Economics*, 71(2-3), 101388. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2021.101388>
- Erickson, D., Hewitt, M., & Maines, L. A. (2017). Do Investors Perceive Low Risk When Earnings are Smooth Relative to the Volatility of Operating Cash Flows? Discerning Opportunity and Incentive to Report Smooth Earnings. *The Accounting Review*, 92(3), 137-154. <https://doi.org/10.2308/accr-51568>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. M., & Schipper, K. (2004). Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010. <https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.4.967>
- Fudenberg, D., & Tirole, J. (1995). A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents. *Journal of Political Economy*, 103(1), 75-93. <https://doi.org/10.1086/261976>
- Ghaly, M., Dang, V. A., & Stathopoulos, K. (2020). Institutional Investors' Horizons and Corporate Employment Decisions. *Journal of Corporate Finance*, 64(1), 101634. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101634>
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), 3-73. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.01.002>
- Hamermesh, D. S. (1995). Labour Demand and the Source of Adjustment Costs. *The Economic Journal*, 105(430), 620-634. <https://doi.org/10.2307/2235021>
- Healy, P. M. (1985). The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85-107. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(85\)90029-1](https://doi.org/10.1016/0165-4101(85)90029-1)
- Izadinia, N., Rasaiian, A., & Rezaei- Rajaei, A. (2012). The Relationship of Dividend Smoothing with Corporate Governance Tools and Stock Liquidity. *Planning and Budgeting*, 17(3), 53-77. [In Farsi] <http://jpbud.ir/article-1-636-fa.html>
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jung, B., Lee, W. J., & Weber, D. P. (2014). Financial Reporting Quality and Labor Investment Efficiency. *Contemporary Accounting Research*, 31(4), 1047-1076. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12053>

- Khedmati, M., Sualihu, M. A., & Yawson, A. (2020). CEO-Director Ties and Labor Investment Efficiency. *Journal of Corporate Finance*, 65(1), 101492. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2019.101492>
- Khurana, I. K., Pereira, R., & Zhang, E. (2018). Is Real Earnings Smoothing Harmful? Evidence from Firm-Specific Stock Price Crash Risk. *Contemporary Accounting Research*, 35(1), 558-587. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12353>
- Matsa, D. A. (2018). Capital Structure and a Firm's Workforce. *Annual Review of Financial Economics*, 10(1), 387-412. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110716-032519>
- Mehrani, S., & Samie, F. (2019). Impacts of Conditional Conservatism on Labor Investment Efficiency. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(2), 137-156. [In Farsi] <https://doi.org/10.22103/jak.2019.13075.2847>
- Mobarak, A., Hojabr Kiani, K., Memarnejad, A., & Peykarjou, K. (2018). Investigating the Effects of Institutional Quality and Human Capital on Economic Growth. *Planning and Budgeting*, 23(1), 117-146. [In Farsi] <http://jpbud.ir/article-1-1697-fa.html>
- Mohammadi, S., Mohammadi, M., & Bahrami, M. (2022). Study of the Effect of Investment Inefficiency on Human Resources on Tax Avoidance. *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 6(84), 56-80. [In Farsi]
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Pappas, K., Walsh, E., & Xu, A. L. (2019). Real Earnings Management and Loan Contract Terms. *The British Accounting Review*, 51(4), 373-401. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2019.03.002>
- Pinnuck, M., & Lillis, A. M. (2007). Profits versus Losses: Does Reporting an Accounting Loss Act as a Heuristic Trigger to Exercise the Abandonment Option and Divest Employees? *The Accounting Review*, 82(4), 1031-1053. <https://doi.org/10.2308/accr.2007.82.4.1031>
- Rahmani, A., & Bashirimanesh, N. (2011). Analysis of the Effect of Income Smoothing on Informative of Stock Prices. *Financial Accounting Research*, 3(3), 39-54. [In Farsi]
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335-370. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.01.002>
- Smith Jr, C. W., & Watts, R. L. (1992). The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies. *Journal of Financial Economics*, 32(3), 263-292. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90029-W](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90029-W)
- Stein, J. C. (2003). Agency, Information and Corporate Investment. *Handbook of the Economics of Finance*, 1(Part A), 111-165. [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01006-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01006-9)
- Tucker, J. W., & Zarowin, P. A. (2006). Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *The Accounting Review*, 81(1), 251-270. <https://doi.org/10.2308/accr.2006.81.1.251>
- Zingales, L. (2000). In Search of New Foundations. *The Journal of Finance*, 55(4), 1623-1653. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00262>

نحوه ارجاع به مقاله:

قربانی بروات، نگین؛ پورحیدری، امید، و خدامی‌پور، احمد (۱۴۰۳). تاثیر هموارسازی واقعی سود بر کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار شرکت. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۹(۱)، ۱۳۴-۱۰۵.

Ghorbani Baravati, N., Pourheidari, O., & Khodamipour, A. (2024). The Impact of Real Earnings Smoothing on the Company's Labour Investment Efficiency. *Planning and Budgeting*, 29(1). 105-134.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.105>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



الگوی مطلوب ارائه گزارش تفریغ بودجه توسط دیوان محاسبات کشور

ah.taghizadeh@yahoo.com

احمد تقی زاده

دانش آموخته دکتری حقوق عمومی، دانشکده حقوق، دانشکده گان فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران.

خلیل منصوری زاده

کارشناسی ارشد حقوق عمومی، دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۹

دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۲۳

چکیده: یکی از علل بروز تورم در اقتصاد کشورها، کسری بودجه دولت است، به ویژه اگر این کسری مستمر باشد و آثار آن بر ترازنامه بانک مرکزی و شبکه بانکی سرریز شود. در صورت فقدان ظرفیت برای تامین مالی از بخش های خصوصی داخلی و بخش خارجی، کسری بودجه به استقراض دولت از بانک مرکزی، افزایش پایه پولی و افزایش حجم نقدینگی منتج می شود؛ بدین علت کسری بودجه از مجرای ناترازی منابع و مصارف از عوامل ایجاد فشارهای تورم در ایران بوده است. در صورت ساختاری بودن کسری بودجه، فشارهای تورمی ناشی از این ناترازی مستمر و ساختاری می شود. نظارت بر اجرای بودجه به عنوان آخرین مرحله از حیات یک سند بودجه ای، از اهمیت بسزایی برخوردار است، زیرا بدون آن، تصویب و اجرای بودجه معنایی نخواهد داشت. این نظارت به منظور بررسی تطبیق عملیات صورت گرفته با برنامه تصویب شده بودجه و جلوگیری از انحراف آن از اهداف تعیین شده در برنامه و پیشگیری از حیف و میل آن صورت می گیرد. نظارت پس از آغاز فرایند اجرای بودجه، متکی بر «گزارش تفریغ بودجه» است. از آنجایی که این گزارش پس از اتمام سال مالی مربوط به اجرای بودجه به مجلس ارائه می شود، نمی تواند دولت را به نحو شایسته به مسیر تعیینی بودجه ای بازگرداند و صرفاً می تواند حساسیت مجلس را برای سال بعد بیش تر کند. به رغم این موارد، زمانی این گزارش ارائه می شود که مجلس در پرکارترین وقت خود است و عملاً بررسی این لایحه در اولویت مجلس قرار نمی گیرد. به عقیده نگارندگان، گزارش تفریغ بودجه در بازه های زمانی سه ماهه و در ضمن بودجه همان سال، علاوه بر تقویت توازن قوا و تقویت نظارت مجلس بر این سند مالی مهم کشور، عدالت اقتصادی را نیز به ارمغان می آورد که در این نوشتار به اثبات آن می پردازیم.

کلیدواژه ها: گزارش تفریغ بودجه، دیوان محاسبات کشور، مجلس شورای اسلامی، نظارت

پارلمانی، نظارت غیر دولتی.

طبقه بندی JEL: H60, H66, H69.

مقدمه

یکی از علل مهم بروز تورم در کشور در دوره‌های زمانی مختلف، اجرای سیاست‌های انبساط مالی همراه با کسری بودجه، ازدیاد تقاضای کل به عرضه کل (فشار تقاضا)، و به تبع آن افزایش حجم کل‌های پولی عرضه پول بوده است. در صورت فقدان ظرفیت برای تامین مالی از بخش‌های خصوصی داخلی و بخش خارجی، کسری بودجه به استقراض دولت از بانک مرکزی، افزایش پایه پولی و افزایش حجم نقدینگی منتج می‌شود (Hosseinipour, 2018). کسری بودجه ساختاری یکی از دلایل بروز تورم ساختاری در ایران است، چرا که بودجه در سرنوشت اقتصادی هر کشوری نقش کلیدی ایفا می‌کند و صورت هزینه سالیانه دولت به حساب می‌آید. از این‌رو، دولت حساسیت بیش‌تری برای تنظیم بودجه دارد و در شاخه تامین منابع باید به‌طور دقیق مشخص سازد که از چه منابعی می‌خواهد بودجه را تامین کند و چگونه درآمدها را هزینه نماید. وجود انحراف در بودجه، خلل در آن محسوب می‌شود و اگر مهم‌ترین اهداف دولت‌ها رسیدن به رشد اقتصادی و فراهم کردن خدمات عمومی و تحقق عدالت اجتماعی است، برای تحقق این اهداف باید وظایف دولت‌ها در کنار وظایف مردم و نهادهای غیردولتی مشخص شود، ساختار دولت تعیین گردد و برای تحقق اهداف برنامه‌ریزی گردد. سپس برای تحقق برنامه‌ها، بودجه‌ریزی انجام می‌شود و با تخصیص منابع، وظایف دولت اجرا می‌شود. بنابراین، بودجه به عنوان برنامه مالی دولت نقش بسیار مهمی در توسعه اقتصادی کشورها دارد، چرا که تامین دستگاه‌های متولی خدمات عمومی (رفاه‌رسانی) در گرو همین شریان‌های مالی دولت است.

نظارت بر اجرای بودجه به عنوان آخرین مرحله یا دوره بودجه از اهمیت بسزایی برخوردار است، زیرا بدون آن، تصویب بودجه معنایی نخواهد داشت. این نظارت به منظور بررسی تطبیق عملیات با برنامه بودجه و جلوگیری از انحراف اهداف تعیین‌شده در برنامه و پیشگیری از حیف و میل آن صورت می‌گیرد. نظارت پس از اجرای بودجه، متکی بر «گزارش تفریغ بودجه» است. گزارش تفریغ بودجه که بر اساس اصل (۵۵) قانون اساسی توسط دیوان محاسبات تهیه و به مجلس و تبعاً برای آگاهی عمومی ارسال می‌شود، سندی است که با در نظر گرفتن بودجه هر سال و اعتبارات مصوب در نصوص قانون بودجه، عملکرد دولت طبق قانون بودجه را بررسی می‌نماید تا میزان انطباق عملکردی دولت بر مبنای تعریف‌شده بودجه‌ای مشخص شود. اما رصد گزارش‌های تفریغ بودجه که هر ساله تهیه می‌شود و آمار تصاعدی تورم، از میزان انحراف بودجه توسط دولت و دیگر نهادهایی حکایت دارد که به‌نحوی از بودجه عمومی استفاده می‌کنند. این گزارش نقش مهمی در ضمانت اجراهای سیاسی و قضایی (از

طریق دیوان محاسبات کشور) دارد که توسط مجلس اعمال می‌شود، اما به نظر می‌آید این گزارش از آن جایی که پس از اتمام بودجه سال مالی به مجلس ارائه می‌شود، نمی‌تواند به‌نحو شایسته دولت را به مسیر تعیینی بودجه‌ای بازگرداند و صرفاً می‌تواند حساسیت مجلس را برای سال بعد بیش‌تر کند. البته در این فرض نیز گزارش تفریغ پس از اتمام سال مطرح می‌شود و دلیل قابل‌اتکایی به دست مجلس نخواهد داد تا برای بودجه سال بعد تمهیداتی تعیین نماید و از این انحراف جلوگیری کند.

به عنوان پیشینه، می‌توان به **ضرونی و جلالیان (۱۳۹۷)** اشاره کرد. در این پژوهش، ضمن بررسی پیشنهادهایی از قبیل انجام فعالیت‌هایی غیر از فعالیت ذاتی دیوان محاسبات و تاسیس سیستم نظارتی مبتنی بر نتایج (نتیجه‌محور) و نظارت از طریق سامانه نظارت الکترونیکی (سنا) به عنوان الگوی مطلوب نظارت مالی، به اهمیت گزارش و رسیدگی قضایی اشاره شده است.

در فرضیه پژوهش حاضر که در ادامه بیان می‌گردد، به تقویت ضمانت اجرای مجلس شورای اسلامی و نهادهای ذی‌ربط آن از طریق تنقیح بازه زمانی گزارش تفریغ بودجه پرداخته می‌شود که هدف از آن، مشخص شدن بازه زمانی برای گزارش تفریغ بودجه همراه با اثر عملی نظارت مجلس شورای اسلامی و به دنبال آن جلوگیری از هدررفت منابع و پیش‌بینی نقاط ضعف و قوت آن و اصلاح برای آینده است. با توجه به این‌که رابطه معنادار و اثرگذاری بین گزارش تفریغ بودجه و عملکردهای آتی دولت و پاسخگویی آن وجود دارد (**Daneshfard & Ghezelbash, 2010**)، گزارش تفریغ بودجه به صورت سه‌ماهه ضمن بودجه همان سال، همراه با اثر عملی بازخواست محاسبات توسط مجلس و ارکان ذی‌ربط آن در حوزه بودجه، می‌تواند از تداوم عدم اجرای بودجه و انحراف آن جلوگیری کند و بودجه را به مسیر مطلوب خود بازگرداند که نتیجه منطقی آن، کمک به اقتصاد کشور است. چرا که این گزارش می‌تواند مبنای مناسبی برای ارزیابی عملکرد دولت و شاخصی برای بسیاری از اظهار نظرها و ارزیابی‌های فنی در مورد عملکرد دستگاه‌ها، شرکت‌های دولتی و وزارتخانه‌ها باشد. با تقویت نظارت مجلس و نهاد ذی‌ربط آن (دیوان محاسبات کشور)، نظارت اداری نیز تحریک می‌شود و می‌تواند به فعالیت موثر خود بپردازد. ضمانت این نظارت و کوتاه بودن مدت زمان آن، موجب می‌شود که بودجه در مسیر تعریف‌شده مصوب نگاه داشته شود تا اهداف ملحوظ به همان نحو تعریف‌شده کسب گردد و در صورت نیاز به انحراف توسط دولت به دلیل شرایط مستحدثه، مجلس بتواند برای اطمینان از رعایت مصحلت ملت و رعایت شدن اصول (۴۳) و (۴۵) با هدف عدم اخلال در نظام اقتصادی کشور و همچنین اصول (۵۲)، (۵۵) و (۱۲۲) با فرض تفوق مجلس بر دولت، به نظارت بپردازد و به اصول مذکور فعلیت بخشد.

این پژوهش با روش توصیفی - تحلیلی داده‌های اکتسابی که به روش کتابخانه‌ای و پژوهش بر اساس اسناد و مدارک جمع‌آوری شده است، در چهار گفتار با محوریت اثبات، فرضیه فوق را بررسی می‌نماید.

مبانی نظری پژوهش

گفتار نخست: بودجه و نظارت

بند نخست: بودجه

۱. پیشینه بودجه: بودجه به مفهوم امروزین که مستلزم تصویب و نظارت قوه مقننه است، نتیجه تحولی تدریجی است که همزمان با پیدایش حکومت‌های مشروطه در دنیا طی چندین قرن به وقوع پیوسته است. موضوع اختیار پارلمان در زمینه قوانین مالی و به‌ویژه تصویب بودجه دولت، از آن گونه اهمیتی برخوردار است که بسیاری از علمای حقوق عمومی آن را سوی قدرت قانون‌گذاری مورد بحث و بررسی قرار می‌دهند. اهمیت قدرت پارلمان ریشه تاریخی دارد، زیرا پیدایش پارلمان، پیش از هر دلیل دیگر، بر اساس کسب امتیاز شهروندان از حکام، در مورد مالیه عمومی بوده است تا صلاحیت سیاسی و قانون‌گذاری آن (قاضی، ۱۴۰۲). سرآغاز این جریانات به موضوع حق پارلمان در تصویب مالیات‌ها به سال ۱۲۱۵ میلادی در کشور انگلستان برمی‌گردد که با فرمان پادشاه مقرر شد مالیات‌ها و عوارض به تصویب پارلمان برسند و این مسئله به چگونگی مصرف درآمدهای عمومی نیز تسری پیدا کرد که در نهایت دولت ناگزیر به تقدیم لایحه‌ها به پارلمان شد. در مرحله بعد، لزوم نظارت پارلمان بر اجرای بودجه در سال ۱۸۶۱ میلادی مطرح شد و تشکیلاتی نظارتی با نام دیوان محاسبات تأسیس و به تهیه و پیشنهاد قانون تفریغ بودجه منجر شد (رستمی، ۱۴۰۲). دلیل این امر آن بود که مجالس قانون‌گذاری در گذشته فقط به تصویب میزان اعتبارات بسنده می‌کردند و اجرای آن را کلاً در اختیار پادشاه می‌گذاشتند و پادشاه می‌توانست برحسب اولویت‌ها و مرجحات شخصی خود، این اعتبارات را به کار ببرد. در کشور فرانسه نیز فرایند مشابهی طی شده است. با ظهور انقلاب فرانسه در سال ۱۷۸۹، حق پارلمان در درآمدها و هزینه‌های دولت، منحصر به تصویب مالیات‌ها بود که رفته‌رفته حق تصویب هزینه‌های عمومی و حق نظارت بر اجرای بودجه برای پارلمان در اواخر قرن ۱۹ میلادی به تصویب رسید و عملی شد (رستمی، ۱۴۰۲). در ایران نیز بودجه پس از انقلاب مشروطیت و تصویب قانون اساسی، پا به عرصه وجود نهاد و تصویب بودجه و وضع مالیات طبق قانون اساسی مشروطیت و متمم

آن در صلاحیت مجلس شورای ملی قرار گرفت.^۱ اما این اصل هیچ‌گاه عملی نشد تا آن‌که در سال ۱۲۸۹ هجری خورشیدی، وزیر مالیه وقت اولین لایحه بودجه کشور را تقدیم مجلس کرد، که البته به تصویب مجلس شورای ملی نیز نرسید و اولین بودجه‌ای که به تصویب مجلس ملی رسید، مربوط به بودجه سال ۱۳۰۲ هجری خورشیدی بود که بعد از آن ترتب سالیانه تصویب بودجه رعایت شد (پیرنیا، ۱۳۴۴). تقدیم لایحه بودجه در ایران از ابتدا تا سال ۱۳۴۳ توسط وزارت مالیه و دارایی بود که پس از آن مستقیماً نخست‌وزیر و سپس، سازمان برنامه و بودجه عهده‌دار این مهم شدند. پس از پیروزی انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، با پیش‌بینی بودجه در فصل چهارم قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، وظیفه تقدیم لایحه بودجه بر اساس اصل (۵۲) بر عهده دولت قرار داده شد^۲ و تصویب و اِعمال نظارت بر اجرای آن طبق اصول (۵۲) و (۵۵) به مجلس شورای اسلامی واگذار گشت.

۲. تعاریف بودجه: در میان دکترین حقوقی، تعاریف متعددی از بودجه شده است. برخی بودجه را ترسیم کنونی فردای سازمان دانسته‌اند و این آینده‌نگری در صورتی که برنامه‌ریزی و به زبان پول درآورده شود، بودجه نامیده می‌شود (بختیاری و شاهنده، ۱۴۰۲). برخی دیگر، آن را یک طرح مالی دانسته‌اند که در آن نیازمندی‌های پولی دولت به‌طور کلی برای مدت محدودی پیش‌بینی می‌شود (ابراهیمی‌نژاد و فرج‌وند، ۱۴۰۱). از نظر برخی دیگر، بودجه اجازه مضاعف برای اجرای قوانین عادی است، چرا که به پیش‌بینی نیازهای دولت، برای مدت معین، از حیث محاسبه و تخمین درآمدها و تدبیر برای تعیین موارد درآمد ممکن کمک می‌کند و سعی در ایجاد تقابل و موازنه بین درآمد و هزینه دارد (قاضی، ۱۴۰۲). از لحاظ تعریف قانونی، در ماده (۱) قانون محاسبات عمومی کشور مصوب سال ۱۳۶۶، بودجه بدین شرح تعریف شده است: «بودجه کل کشور، برنامه مالی دولت است که برای یک سال مالی تهیه و حاوی پیش‌بینی درآمدها و سایر منابع تامین اعتبار و برآورد هزینه‌ها برای انجام عملیاتی که منجر به نیل سیاست‌ها و هدف‌های قانونی می‌شود و از سه قسمت به شرح زیر تشکیل می‌شود: (۱) بودجه عمومی دولت که شامل اجزای زیر است: الف) پیش‌بینی درآمدها و منابع تامین اعتبار که به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم در سال مالی قانون بودجه به وسیله دستگاه‌ها از طریق حساب‌های خزانه‌داری کل اخذ و گردد؛ و ب) پیش‌بینی پرداخت‌هایی که از محل درآمد عمومی یا اختصاصی برای اعتبار جاری و عمرانی و اختصاصی دستگاه‌های اجرایی می‌تواند در سال

۱. اصل (۱۰۲) متمم قانون اساسی مشروطه.

۲. اگرچه نهادهای بالادستی همچون مجلس خبرگان و شورای نگهبان، بر اساس آیین‌نامه داخلی خود، لایحه بودجه مورد نظر خود را تدوین می‌کنند که ضمیمه لایحه بودجه تقدیمی دولت به مجلس می‌شود.

مالی مربوط انجام دهد. ۲) بودجه شرکت‌های دولتی و بانک‌ها شامل پیش‌بینی درآمدها و سایر منابع اعتبار. ۳) بودجه موسسه‌هایی که تحت عنوانی غیر از عناوین فوق در بودجه منظور می‌شود^۱. این تعریف کشمکش حقوقدانان را در تبیین ماهیت حقوقی بودجه به عنوان مقرره‌ای قانونی پایان نداد، بلکه به آن شدت بخشید چرا که در این ماده تعبیر قانون و تصویب به کار نرفته است، اما بیان شده است که قانون‌گذار نظامات و قواعدی را در قانون بودجه سالیانه مقرر کرده است و به عنوان یک قانون، مراحل وضع قوانین و تشریفات مربوط را طی می‌کند و همچنین در قانون بودجه و سایر قوانین، از آن به قانون تعبیر شده است (رنجبری و بادامچی، ۱۴۰۲). اگرچه باید گفت که در کشور سوییس نیز بودجه به منزله لایحه واقعی قانون نیست، بلکه مشابهت فراوانی با تصویب برنامه‌های دولتی دارد و همچنین در کشورهای نروژ و ایسلند در جلسه مشترک دو مجلس لایحه بودجه بررسی و به تصویب می‌رسد و به هیچ‌وجه نمی‌تواند قوانین پیشین را تغییر بدهد — اگر تغییر یا اصلاح قوانین موجود در اثر تصویب بودجه لازم آید، باید طی لایحه جداگانه‌ای به مجلس تقدیم شود تا موافق با آیین تصویب قانون عادی به تصویب برسد (قاضی، ۱۴۰۲).

بند دوم: نظارت‌های بر بودجه

ضمانت اجرای صحیح بودجه مطابق با بندهای مصوب، برقراری یک سیستم نظارت کارآمد را می‌طلبد تا در لوای پاسخگو کردن دولت نسبت به دریافت درآمدها و خرج صحیح اعتبارات، اصل حاکمیت قانون را محقق گرداند. در غیر این صورت، تصویب بودجه بی‌معنا خواهد شد. اهمیت بودجه در دو امر خلاصه می‌شود: نخست آن که منابع اعتبارات بودجه عموماً از مالیات و نفت است که هر دو در مالکیت ملت است، بنابراین باید بدانند این اعتبارات در چه مکانی خرج و عوض درآمدی آن‌ها وصول شده است یا خیر. دوم این که فلسفه بنیادین تشکیل دولت‌ها، تجمیع مستمر خدمات عمومی است و نباید خللی به این استمرار وارد آید. از آن‌جا که بودجه، جریان‌های مالی دولت است تا به وسیله آن به این استمرار تداوم بخشد، لزوم نظارت بر آن، موافق با عدم اخلاف در اجرای آن است. در ایران، این مسئله از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، چرا که در قانون اساسی و قوانین عادی مورد تأکید واقع شده است که در ادامه به آن خواهیم پرداخت.

۱. **نظارت قضایی:** این نظارت از طریق دو نهاد سازمان بازرسی کشور و دیوان محاسبات کشور اعمال می‌شود. سازمان بازرسی کشور، بر اساس اصل (۱۷۴) قانون اساسی به جهت نظارت بر حسن جریان امور و اجرای صحیح قوانین در دستگاه‌های اداری زیر نظر قوه قضاییه تشکیل شده است.

1. <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/91384>

بودجه کشور نیز که به مثابه یک قانون به تصویب پارلمان می‌رسد، تحت شمول این اصل قرار می‌گیرد و مورد نظارت این سازمان واقع می‌شود. نظارت این سازمان عام است و در صورتی که تخطی از قانون بودجه توسط آن کشف شود، به دیوان محاسبات کشور، که وظیفه اختصاصی نظارت بر بودجه را دارد گزارش می‌دهد تا رسیدگی لازم را انجام دهد. دیوان محاسبات کشور که زیر نظر قوه مقننه (مجلس شورای اسلامی) عمل می‌کند، بر اساس اصل (۵۵) قانون اساسی به حسابرسی و رسیدگی به حساب‌های دستگاه‌هایی که به‌نحوی از انحصار بودجه کل کشور استفاده می‌کنند می‌پردازد، که مبدا هزینه‌ای از اعتبارات مصوب تجاوز کند و هر وجه در محل خود به مصرف برسد. قضایی بودن این نظارت به دلیل وجود قضات و اعمال قضایی در این نهادهاست که در سازمان بازرسی کشور محرز بوده^۱ و در دیوان محاسبات، اگرچه عنصر قاضی در مرحله بدوی مغفول مانده است، ولی در مرحله استیناف به موجب ماده (۲۸) قانون دیوان محاسبات کشور، قاضی مورد تایید رییس قوه قضاییه به هیئت رسیدگی این مرحله ملحق می‌شود.

۲. نظارت اداری: این نظارت توسط دستگاه‌های اجرایی صورت می‌گیرد. سازوکار این نظارت ضمن اجرای بودجه است و در ضمن اجرای بودجه اعمال می‌شود. در سطوح بالادستی دستگاه‌های اجرایی، این نظارت توسط سازمان حسابرسی با اخذ گزارش از دستگاه‌هایی که به‌نحوی از بودجه به‌رمند می‌شوند، بر مبنای ماده (۱۰۱) قانون محاسبات عمومی کشور صورت می‌گیرد. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور نیز بر مبنای ماده (۹) قانون فوق و از طریق موافقت‌نامه‌ای به اخذ تعهد از دستگاه‌های بهره‌مند از بودجه، دستگاه‌های مزبور را موظف به موافقت‌نامه می‌کند و با دریافت گزارش‌های پیشرفت کار، به نظارت می‌پردازد. همچنین در سطوح پایین، بالاترین مقام دستگاه‌های اجرایی در مراحل تشخیص^۲، تعهد^۳ و تسجیل^۴ و از سوی دیگر ذی‌حساب در مراحل تامین اعتبار^۵ و حواله^۶ از طریق تطبیق اسناد با ردیف‌های بودجه، به نظارت می‌پردازند.^۷

۱. ماده (۳) و (۹) قانون تشکیل سازمان بازرسی کشور.

۲. ماده (۱۷) قانون محاسبات عمومی کشور.

۳. ماده (۱۹) قانون محاسبات عمومی کشور.

۴. ماده (۲۰) قانون محاسبات عمومی کشور.

۵. ماده (۱۸) قانون محاسبات عمومی کشور.

۶. ماده (۲۱) قانون محاسبات عمومی کشور.

۷. ماده (۵۳) قانون محاسبات عمومی کشور.

۳. **نظارت پارلمانی:** اگرچه دیوان محاسبات کشور، نهاد زیرمجموعهٔ مجلس است، اما مجلس خود به دو نحو علی‌حده اعمال نظارت می‌کند. نظارت ضمن اجرای بودجه توسط پارلمان، بر اساس همان اهرم‌های سیاسی مفروض در قانون اساسی برای مجلس است تا به وسیله آن دولت را به رعایت قانون مجاب سازد. ازجمله می‌توان بر اساس اصول (۸۸) و (۸۹) به سوال از کابینه دولت، استیضاح و رأی اعتماد اشاره کرد و همچنین حق تحقیق و تفحص مجلس در تمامی امور کشور بر مبنای اصل (۷۶) را نیز برشمرد. عامل محرکه این نظارت می‌تواند اطلاع خود نمایندگان از انحراف از قانون بودجه بر اساس حق تحقیق و تفحص در امور کشور باشد یا آن‌که مطابق ماده (۲۶) قانون دیوان محاسبات کشور، از طریق اعلام دادستان دیوان محاسبات مبنی بر استنکاف دستگاه اجرایی محکوم از اجرای حکم دیوان محاسبات، این نظارت را برانگیزد. علاوه بر این، نظارت پسابودجه‌ای نیز برای مجلس وجود دارد که از طریق گزارش تفریغ بودجه میسر می‌گردد. این گزارش به موجب ماده (۱۰۴) قانون دیوان محاسبات کشور، توسط دیوان مذکور تهیه می‌شود و در ۳۵ جلد تدوین می‌گردد. مبنای این گزارش تفریغ بودجه، صورت حساب عملکرد سالانه بودجه کل کشور است که به موجب ماده (۱۰۳) قانون فوق، توسط وزارت امور اقتصادی و دارایی تهیه می‌شود و حداکثر تا پایان آذر سال بعد به دیوان محاسبات کشور ارائه می‌گردد.

بند سوم: برتری نظارت پارلمانی نسبت به دیگر نظارت‌ها

یافته‌ها نشان می‌دهد که حتی اگر مجلس شورای اسلامی یا دولت بر مبالغ و فصول بیافزاید و مجلس نیز آن را مصوب کند، میزان رشد اقتصادی در سایه تولید کالاهای اساسی افزایش نمی‌یابد (Noori et al., 2022) و مستلزم نظارتی چون نظارت نهاد مصوب است. همان‌طور که در بخش نظارت اداری گفته شد، این نظارت توسط دستگاه‌های اجرایی ظهور و بروز می‌کند و بنابر نصوص قانونی، این نظارت به تولیت ذی‌حسابان و مقامات دستگاه‌ها سپرده شده است. در نظام اداری ایران، اصل سلسله‌مراتب اداری به عنوان اصلی بنیادین پذیرفته شده است. به عبارت دیگر، رابطه فرمان‌برداری و فرماندهی در علوم اداری و حقوق اداری با اصطلاح سلسله‌مراتب اداری شناخته شده است که نمونه کهن و روشن آن، سازمان‌های نظامی است (ابوالحمد، ۱۳۷۹). طبق این اصل، هر ماموری که تحت نظر مامور دیگری انجام وظیفه می‌کند، مکلف به اطاعت از اوامر مافوق خود است. در نظام اداری کشور، معمولاً بالاترین نهاد و مقام از کسی یا نهادی دستور نمی‌گیرد و پایین‌ترین لایه‌های نظام اداری کشور تنها مستخدمان و ماموران دون‌پایه هستند که فرمانبر و مامور یا مستخدمی تحت امر خود

ندارند. این نظام تبعیت^۱ نخست ناظر بر حاکمان و ماموران آن‌ها بود، اما رفته‌رفته با تحقق نهادها و شخصیت حقوقی برای سازمان‌های اداری، این اصل در روابط بین‌سازمانی نیز حاکم شد، برای مثال اداره کل در هر استانی، تابع وزارتخانه مربوطه خود است.

برای سلسله‌مراتب اداری محاسنی مانند هماهنگی و یگانگی تصمیمات اداری، تسهیل فرماندهی و اجرای تصمیمات را برشمرده‌اند (ابوالحمد، ۱۳۷۹)، اما مضرات این سیستم بیش از محاسن آن است که زمینه مخدوش نمودن حاکمیت قانون را فراهم می‌کند. اطاعت بی‌چون و چرا از مافوق، استقلال مامور را خدشه‌دار می‌کند و به تبع آن احساس مسئولیت‌پذیری وی را به قانون و انجام وظایف محوله می‌کاهد و وی را به اجرای فرامین مافوق خود منعطف می‌کند و اصل تبعیت از قانون، جای خود را به تبعیت از مافوق می‌دهد. این شکاف، در نظارت اداری نیز رسوخ می‌کند و چگونه می‌توانیم شائبه عدم استقلال ذی‌حسابان را در مرحله تامین اعتبار، و مقام مسئول دستگاه را در مرحله تشخیص و تعهد نادیده بگیریم؟ شائبه عدم استقلال در سطوح بالا نیز از بین نخواهد رفت: خزانه‌داری نیز به عنوان یک نهاد ناظر اداری، طبق ماده (۲۲) قانون محاسبات عمومی کشور، وظیفه تطبیق درخواست وجه صادره از سوی ذی‌حسابان را با اعتبارات مصوب و تخصیص‌یافته دارد و در صورت صحت انطباق، وجه درخواستی به حساب دستگاه مربوطه واریز می‌شود. اما خزانه‌داری نیز جزئی از تشکیلات وزارت امور اقتصادی و دارایی است و انتصاب و عزل مقامات آن توسط مقامات عالی‌تره مجریه صورت می‌گیرد. همین امر شائبه عدم استقلال را دامن می‌زند. اگرچه بیان شده است که امروزه ماموران مکلف به اطاعت از اوامر و دستورات مافوق خود در حدود قوانین و مقررات قانونی هستند (امامی و استوارسنگری، ۱۳۹۶)، ولی اقتدار حاصله مقامات و تکلیف به اطاعت ماموران و مستخدمان نیز از قانون اعتبار می‌گیرد، کما این‌که بند (۱۳) ماده (۸) قانون رسیدگی به تخلفات اداری، سرپیچی از اجرای دستورهای مقام‌های بالاتر را تخلف اداری دانسته است و از آن‌جایی که اصل شناور بودن مجازات‌های اداری پیش‌بینی شده در ماده (۹) قانون فوق برای تخلفات اداری جاری است، ممکن است این تخلف در زمره مجازات‌های بند «الف، ب، ج و د» ماده ماقبل لحاظ شود و مقامات اداری طبق ظرفیت ماده (۱۲)، خود حکم مقتضی را صادر کنند که به شرح همین ماده، قابل تجدیدنظرخواهی نخواهد بود مگر با موافقت مقام صادرکننده حکم. همچنین بر اساس ماده (۱۷) قانون مذکور، امکان اخراج کارمندان نیز برای مقامات میسر است که پس از گذشت سه ماه از ابلاغ حکم قابل تجدیدنظرخواهی خواهد بود. اگرچه باید دانست که استقلال خود هیئت‌های رسیدگی به تخلفات

اداری محل ایراد است، چرا که نصب آنان با مقامات مافوق برای سه سال صورت می‌گیرد و منطقی به نظر نمی‌رسد که کارمند با توجه به بلامانع بودن انتخاب مجدد، انتخاب‌کننده خود را زیر سوال برد. نظارت قضایی نسبت به بودجه که به‌طور خاص به دیوان محاسبات کشور اختصاص دارد، تردیدهای بسیار در کارآمدی آن است. این امر را می‌توان از آمارها دریافت: با وجود این حجم از قوانین ضدفساد در نظام حقوقی ایران و نهادهای متعدد متولی مبارزه با فساد مالی، آمار سازمان شفافیت بین‌المللی بیانگر آن است که رتبه فساد مالی طی سال‌های اخیر به‌طور روزافزونی افزایش یافته است، به‌نحوی که در سال ۲۰۰۵ رتبه ایران در میان کشورهای دنیا ۹۵ بوده و در سال ۲۰۱۴ این رتبه به ۱۳۹ افزایش یافته و در این سال ایران در کنار کشورهایی همچون نیجریه، کامرون، قرقیزستان و لبنان قرار گرفته است.^۱ عدم تکلیف قانونی به تحقیق و تفحص و بسندگی به‌حق بودن این مهم در ماده (۳۹) قانون دیوان محاسبات کشور به گزارش‌های موردی منجر می‌شود و جنبه تخییری در اعمال این حق، شائبه رانت و لابی‌گری را افزایش می‌دهد. گزارش متداول تفریغ بودجه موجود که از سوی دیوان محاسبات کشور تقدیم مجلس می‌شود و مهم‌ترین سند نظارتی بودجه است، به دلیل ساختار خاص بودجه (برنامه‌ای) فاقد اثربخشی لازم است و عوامل برون‌سازمانی نیز در تعیین کارآمدی دیوان محاسبات نقش موثرتری ایفا می‌کنند (الماسی و همکاران، ۱۳۹۵). به‌رغم موارد فوق، دلایل عدیده‌ای در خصوص ناکارآمدی نقش دیوان محاسبات به عنوان چالش بیان شده است که در زمره چالش‌های قانونی می‌توان به تورم قوانین و تعارض آن‌ها، فقدان و سکوت قانون و همچنین نقض و ابهام در قوانین موجود اشاره کرد و در زمره چالش‌های مرتبط با قوانین، باید به اجرای نادرست قوانین توسط دستگاه‌های مجری، جهل به قانون توسط مدیران، تفسیر نادرست، و در نهایت سوءاستفاده از اختیارات اشاره شود (حقیقی و همکاران، ۱۳۹۷).

نظارت پارلمانی مجلس، موجودیت خود را از حق حاکمیت مردم و اصول دموکراتیک اخذ کرده است، چرا که دو منبع مالی مهم دولت، نفت و مالیات است که هر دو متعلق و به‌دست‌آمده از سرمایه‌های مردم هستند. این نوع نظارت ریشه در نظام‌های پارلمانی دارد و یکی از لوازم و آثار مسئولیت سیاسی دولت در مقابل مجلس به‌شمار می‌رود (رستمی، ۱۴۰۲). برتری این نظارت از این جهت است که نمایندگان مجلس توانایی آن را دارند که موجودیت کلی دولت را تهدید کنند و کلیت ناکارآمدی را تحت‌الشعاع قرار دهند. از آن جهت که از قوانین و مقررات برمی‌آید، کلیت سازمان اداری و تشکیلات دیوان محاسبات کشور تحت اقتدار مجلس است. پس این قدرت عالیه در رأس هرم، قوا را

1. <http://www.transparency.org/cpi2013/results>

به یک جدال سیاسی بدل می‌کند که با توجه به مستفاد از قانون اساسی، دست برتر را مجلس دارد. این نظارت ظرفیت تحریک دیگر نظارت‌ها را نیز واجد است: بدین صورت که در صورت حساسیت مجلس نسبت به امر و در مظان استیضاح یا مورد سوال قرار دادن رئیس جمهوری و وزرا، از این جهت که وجادت این سمت را برای متصدی تهدید می‌کند، وی را به اعمال نظارت اداری کارآمد از طریق قدرت سلسله‌مراتبی مجاب می‌سازد تا اعتماد مجلس را تامین کند. همچنین، ماده (۴۱) قانون دیوان محاسبات کشور مقرر می‌دارد: «دیوان محاسبات کشور علاوه بر موارد پیش‌بینی‌شده در این قانون، موضوعات مرتبط با وظایف دیوان محاسبات را که از طرف مجلس شورای اسلامی حسب مورد به آن ارجاع می‌شود رسیدگی و اظهار نظر می‌نماید»^۱. روشن است که در صورت ارجاع، دیوان محاسبات کشور دیگر حق رسیدگی و اظهار نظر را ندارد، بلکه تکلیف بر آن دارد و این امر به‌سان ماده (۴۲) قانون مذکور جنبه تخیری نخواهد داشت. این ظرفیت برتری مختص مجلس و نظارت پارلمانی آن است که دیگر نظارت‌های موجود بر بودجه فاقد آن است.

نظارت پس از آغاز فرایند اجرای بودجه، متکی بر «گزارش تفریغ بودجه» است. گزارش تفریغ بودجه که بر اساس اصل (۵۵) قانون اساسی توسط دیوان محاسبات تهیه و به مجلس فرستاده می‌شود و تبعاً برای آگاهی عمومی منتشر می‌شود، سندی است که با در نظر گرفتن بودجه هر سال و اعتبارات مصوب در نصوص قانون بودجه و از سوی دیگر، عملکرد دولت طبق قانون بودجه، سعی می‌کند میزان انطباق عملکردی دولت را بر مبانی تعریف‌شده بودجه‌ای مشخص سازد. گزارش تفریغ نقش مهمی در ضمانت اجرای سیاسی و قضایی دارد که توسط مجلس و دیوان محاسبات اعمال می‌شود و در نتیجه، توزیع ثروت‌ها را در سطح ملی بر اساس نقشه‌بندی بودجه‌ای رصد می‌کند، اما به نظر می‌آید از آن جایی که این گزارش واجد معضلاتی است، نمی‌تواند به‌نحو شایسته دولت را به مسیر تعیینی بودجه‌ای بازگرداند. نگارندگان معتقدند با توجه به تاثیر مثبت گزارش تفریغ بودجه بر عملکرد دولت (الماسی و همکاران، ۱۳۹۵)، با تنقیح سیستم گزارش تفریغ بودجه، بتوان حساسیت مجلس نسبت به این موارد را موثرتر کرد تا با در اختیار داشتن ضمانت اجرای کارآمد مهم سیاسی، که قانون اساسی در اختیار آن گذاشته است، به انتظام این نظارت کمک کند.

گفتار دوم: معضلات گزارش تفریغ بودجه سالیانه

چالش‌های بودجه به معضلات زمانی آن ختم نمی‌شود و از نگاه ساختاری نیز محل ورود ایرادهای

بسیاری از سوی صاحبان اندیشه واقع شده است (الماسی و همکاران، ۱۳۹۵). ولی به فراخور فرضیه پژوهش، نگارندگان معتقدند چالش‌های کنونی ناکارآمدی گزارش تفریغ بودجه، معضلات زمانی است که سالیانه بودن و زمان ارائه آن، به معضلات بیش‌تری دامن می‌زند. ابتدا به بیان چالش‌های زمانی و در گفتار بعدی به تبیین مزایای گزارش سه‌ماهه خواهیم پرداخت:

۱. **زمان تقدیم گزارش تفریغ بودجه:** بر اساس ماده (۱۰۳) قانون محاسبات عمومی کشور: «وزارت امور اقتصاد و دارایی مکلف شده است صورت‌حساب عملکرد هر سال مالی را حداکثر تا پایان آذر سال بعد طبق تقسیمات و عناوین درآمد و سایر منابع تامین اعتبار و اعتبارات مندرج در قانون بودجه سال مربوط تهیه و همراه با گزارش اطلاعات [...] به‌طور همزمان یک نسخه به دیوان محاسبات کشور و یک نسخه به هیئت وزیران تسلیم نماید».^۱ از سوی دیگر بنابر ماده (۱۸۲) قانون آیین‌نامه داخلی مجلس شورای اسلامی، «دولت موظف است لایحه بودجه سالانه کل کشور را حداکثر تا پانزدهم آذر هر سال به مجلس تقدیم نماید».^۲ این تقابل زمانی در زمان تقدیم لایحه بودجه از سوی دولت و زمان ارائه گزارش تفریغ بودجه از سوی دیوان محاسبات در مدت زمان نزدیک به هم، اخلاقی جدی در بررسی همزمان این دو سند ایجاد می‌کند و از جهت دیگر با توجه به اصلاح ماده (۱۸۲) قانون آیین‌نامه داخلی مجلس در سال ۱۴۰۰ به دلیل تاکید بر دو شوری شدن بررسی لایحه بودجه و همچنین تکلیف مجلس به تصویب لایحه بودجه در بازه زمانی سه‌ماهه آخر سال،^۳ بررسی گزارش تفریغ بودجه را در اولویت و حتی ثانویت نیز قرار نمی‌دهد، چرا که ممکن است طرح‌ها و لوایحی با فوریت بیش‌تر در این مدت تقدیم مجلس بشود.

۲. **زمان اتمام تدوین گزارش تفریغ بودجه:** با توجه به نصوص مواد (۹۵) تا (۱۰۳) قانون محاسبات عمومی کشور و همچنین ماده (۱۸۲) قانون آیین‌نامه داخلی مجلس، چنین برمی‌آید که گزارش تفریغ بودجه برای همان سال مالی، در سالی بعد از انتفای بودجه تدوین شود. مجلس در قبال بررسی لایحه گزارش تفریغ بودجه با عمل انجام‌شده مواجه شده است که توجه به زمان تقدیم این گزارش، امکان تاثیرگذاری بر برنامه‌های آتی دولت، که ممکن است با سال قبل هماهنگ نباشد، وجود دارد. در این صورت، اهتمام مجلس به این گزارش خالی از وجه است، چرا که موضوع آن منتفی

۱. <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/91384>

۲. <https://qavanin.ir/Law/PrintText/296284>

۳. اگرچه بودجه‌های چنددوازدهم به عنوان سازوکاری در زمان عدم توافق مجلس و دولت نسبت به لایحه بودجه می‌تواند عملی شود، اما نتایج نامطلوب آن، معمولاً مجلس را به این سمت سوق نخواهد داد؛ البته با توجه به رشد فزاینده تورم در کشور موجه به نظر می‌رسد.

شده است و باید هر آنچه هزینه شده است و هر آنچه درآمدی به دست آمده است، به ناچار پذیرفت.

۳. **عدم تاثیر بر عملکرد دولت:** معضلات زمانی در ارائه لایحه گزارش تفریغ بودجه به عدم تاثیر در برنامه های آتی دولت منجر شده است، چرا که عدم هماهنگی در برنامه ریزی مورد نظر بودجه ای، در یک سال نسبت به سال دیگر متفاوت و وابسته به سیاست های کلان دولت است. بر اساس تحقیقات آماری که صورت گرفته است، میان گزارش تفریغ بودجه متداول سالیانه و برنامه ریزی های آتی دولت هیچ رابطه معناداری وجود ندارد (Daneshfard & Ghezelbash, 2010) و از سوی دیگر، این گزارش در حوزه های پولی و بانکی و همچنین در خصوص هدفمندی یارانه ها اصلاً حساسیت نمایندگان را بر نمی انگیزاند و این حوزه ها به مدیریت بانک مرکزی و سازمان هدفمندی یارانه ها، که هر دو زیرمجموعه تشکیلات دولت هستند، سپرده شده است (اشراق و همکاران، ۱۳۹۶).

۴. **معضل اتمام دوره دولت:** از آنجایی که دو سال بعد، گزارش تفریغ سال کذایی ارائه می شود، تجربه ثابت کرده است که سیاست های یک دولت نسبت به دولت دیگر متفاوت بوده است؛ دولتی رسالت خود را کنترل بازار ارز و طلا و رفع بیکاری قرار می دهد و با این شعارها مقبولیت لازم را کسب می کند و دولت دیگر، برنامه و سیاست اجرایی خود را به مسکن اختصاص می دهد و نظام بودجه ای خود را بر اساس اهداف و برنامه های خود تنظیم و در قالب لایحه بودجه تقدیم مجلس می کند که شباهتی با برنامه دولت قبل ندارد. با توجه به زمان بندی های ارائه گزارش تفریغ و چهارساله بودن دوره دولت، عملاً و صرفاً دو گزارش تفریغ مرتبط با بودجه های برنامه ریزی شده با سیاست های دولت وقت، تقدیم مجلس می شود. و گزارش های دیگر یا در زمان دولت بعد ارائه می گردد یا گزارش های تفریغ بودجه دولت قبل در دولت جدید تقدیم می شود. بنابراین، مجلس چگونه می تواند این دولت را مجاب کند تا برنامه های دولت قبل را محقق کند، و این ایراد بر اساس گزارش های تفریغ سالیانه کماکان پابرجاست.

گفتار سوم: تبیین الگوی مطلوب گزارش تفریغ بودجه

بند نخست: تبیین الگوی مطلوب و چالش های اجرایی آن

با توجه به این که رابطه معنادار و اثرگذاری بین گزارش تفریغ بودجه و عملکردهای آتی دولت وجود دارد (Daneshfard & Ghezelbash, 2010) و گزارش تفریغ در اعمال نظارت بر عملکرد مالی دولت موثر بوده است (الماسی و همکاران، ۱۳۹۵)، گزارش تفریغ بودجه در بازه های زمانی سه ماهه

و ضمن بودجه همان سال، همراه با نظارت و مطالبه پاسخ توسط مجلس و ارکان ذی ربط آن در حوزه بودجه، ضمن رعایت شفافیت محوری گزارش تفریغ بودجه سالیانه، می تواند از تداوم عدم اجرای بودجه و انحراف آن جلوگیری کند و علاوه بر این، نحوه اجرای قانون بودجه را به مسیر مطلوب خود بازگرداند که نتیجه منطقی اش، کمک به اقتصاد کشور و کارآمدتر کردن آن، یعنی تحقق عدالت اقتصادی است؛ چرا که این گزارش می تواند مبنای مناسبی برای ارزیابی عملکرد دولت و شاخصی برای بسیاری از اظهار نظرها و ارزیابی های فنی در مورد عملکرد دستگاه ها، شرکت های دولتی و وزارتخانه ها باشد و در این صورت، عملکرد دولت نیز بهبود خواهد یافت.

این گزارش باید به صورت تفریغی و متکی به ویژگی های مذکور در اصل (۵۵) تهیه گردد و به مجلس ارائه شود. بدین صورت که گزارش های عملکردی به سان گزارش های حسابرسی، که تقدیم دیوان محاسبات می شود، یکسری داده های خام بوده که ممکن است نمایندگان مردم از پیچیدگی آن ها برنیايند و عایدی ای به آگاهی آنان نیافزاید و به طریق اولی، برای مردم نیز قابل فهم نباشد. این گزارش ها لازم است که همانند گزارش تفریغ بودجه متداول، به تفریغ ارکان درآمدی و مصرفی، بر اساس بندهای بودجه تهیه شود تا امکان مطابقت را برای نمایندگان و مردم فراهم آورد. مقتضی اصل (۵۵) قانون اساسی، تدوین آن از جانب کارشناسان دیوان محاسبات است که مسلط به امور حسابرسی هستند و ویژگی تخصص را فراهم می آورد. از سوی دیگر، ویژگی مردمی بودن این گزارش است که باید به اطلاع مردم برسد. این ویژگی در گزارش های حسابرسی که در مواد (۹۵) تا (۱۰۵) قانون محاسبات عمومی کشور ذکر شده است، مکتوم است و به اطلاع عموم نمی رسد. بنابراین، نمی توان آن را گزارش تفریغ بودجه دانست که این امر، لازمه علنی بودن است: چنانچه مجموع مردم از مصوبات مجلس ناخرسند باشند، این آگاهی مردم که از علنی بودن نشئت می گیرد و باعث ارتباط مردم با نمایندگان می شود، راه را برای تبادل نظرات متقابل باز می گذارد و این فرصت را به افکار عمومی می دهد که به ارزیابی کردار سیاسی نمایندگان خود بپردازند (هاشمی، ۱۳۹۸).

برای افزایش شفافیت در مورد مخارج و درآمدهای دولت، قانون مدیریت مالی کانادا سال ۲۰۰۹ اصلاح شد و طبق آن، اداره ها، آژانس ها و شرکت های سلطنتی باید گزارش های مالی سه ماهه را از سال ۲۰۱۱-۲۰۱۲ تهیه کنند و ارائه دهند. این گزارش های سه ماهه تکمیل کننده گزارش های موجود در پایان سال موسسه های فدرال هستند. برای اداره ها، گزارش های مالی فصلی دستگاه ها شامل جداول مالی است که هزینه های برنامه ریزی شده را هر سه ماه با اطلاعات مالی سال گذشته مقایسه می کند.

هر گزارش شامل مخارج دستگاه‌ها می‌شود که از طریق برآورده‌های اصلی و تکمیلی^۱ به آن اعطا شده است و همچنین، هرگونه انتقال تخصیص یافته را که به تایید خزانه رسیده باشد، دربر می‌گیرد. این گزارش‌ها به اطلاع عموم نیز می‌رسند.^۲ این تعریف را می‌توان در «سامانه سنا»^۳ به کار برد که بر اساس قانون بودجه همان سال برنامه‌ریزی شود تا دستگاه‌های اجرایی برای اعلام به بخش تخصیص یافته در سامانه مراجعه کنند و گزارش عمل به تبصره و بند کذایی قانون بودجه را انجام دهند. زمینه تطبیق نیز، به خصوص در طرح‌های عمرانی، می‌تواند بر اساس موافقت‌نامه‌های منعقد شده با سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور^۴ طراحی کرد تا بر اساس میزان ایفای تعهدهای متذکر شده در موافقت‌نامه گزارش‌دهی شود و به اطلاع عمومی برسد تا وصف مردمی گزارش تفریغ بودجه را برخوردار باشد.

با اصلاح مواد (۱۰۴) قانون محاسبات عمومی کشور، ماده (۲۱۹) قانون آیین‌نامه داخلی مجلس و ماده (۳۶) قانون آیین‌نامه مالی، محاسباتی و معاملاتی دیوان محاسبات کشور و همچنین استفاده از ظرفیت سامانه نظارت الکترونیکی (سنا) و اتصال آن به درگاه مجلس، تقویت نظارت مجلس و نهاد ذی‌ربط آن (دیوان محاسبات کشور)، نظارت اداری نیز تقویت می‌شود و می‌تواند به فعالیت موثر خود بپردازد. همزمانی این نظارت با اجرای قانون بودجه و کوتاه بودن بازه زمانی مورد بررسی و همچنین اعطای گزارشی بر اساس ساختار گزارش تفریغ بودجه متداول در قالب یک قانون دائمی، موجب می‌شود که بودجه در مسیر تعریف شده و مصوب نگاه داشته شود تا اهداف ملحوظ، به همان نحو تصویب شده میسر گردد. در این صورت و در حالتی که دولت، لزوم تغییر نحوه اجرای قانون بودجه را ضروری احساس نماید، نمی‌تواند به دلخواه خود اقدام به تغییر نحوه اجرای بودجه کند، بلکه ضرورتاً می‌باید از طریق ارائه لایحه اصلاحی به مجلس، اصلاح قانون بودجه را از مجلس درخواست کند. نتیجه این راهکار، توزیع ثروت‌های عمومی بر اساس آمایش‌های پیش از تصویب است که از جهتی نگرانی قبل از تصویب بودجه را که ضمن بودجه رسوخ کرده است، مرتفع می‌کند و از جهت دیگر، چشم‌انداز مدیریتی را به سیاق اصولی خود بازمی‌گرداند.

۱. برآوردهای اصلی و تکمیلی بر اساس سیستم مدیریت هزینه‌هاست که به گونه‌ای طراحی شده است که اطمینان حاصل شود همه برنامه‌ها بر نتایج متمرکز تعریف شده قانونی حاصل شوند، ارزش پول مالیات‌دهندگان را حفظ کند و با اولویت‌ها و مسئولیت‌های دولت همسو هستند.

2. <https://tpsgc-pwpsc.gc.ca>

۳. سامانه نظارت الکترونیک (سنا) زیر نظر دیوان محاسبات کشور.

۴. تبصره ماده (۹) قانون محاسبات عمومی کشور.

بند دوم: تمایز با دیگر گزارش‌های بودجه‌ای

مشاهده سالانه انحراف از بودجه توسط دولت و نهادهای بهرمند از بودجه عمومی، ضرورت این پژوهش را مطرح می‌سازد تا اقدامی موثر در جهت جلوگیری و کاستن از این انحراف به عمل آید و ثروت‌های ملی در موضع مشخص مصرف شود و منابع مورد نظر در وقت مقرر کسب گردد. اقدامات مشابهی در این خصوص طی دو سال اخیر انجام شده است، ولی هیچ‌کدام مانند ایده معنونه نیست و اصل شفافیت در آن مجرا نیست، چرا که این گزارش‌ها صرفاً عملکردی است و تفریغی نیست و حتی مانند گزارش متداول سالانه تفریغی نیست که تقدیم مجلس می‌شود. مجلس با تصویب قانون بودجه ۱۴۰۱ در بند ط تبصره (۱۹) خود گزارش دوماه‌ای تدارک دیده است: «کلیه دستگاه‌های اجرایی مشمول ماده (۲۹) قانون برنامه پنج‌ساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران مکلفند، عملکرد کلیه جداول، ردیف، اجزاء، بندها و تبصره‌های این قانون را در مقاطع زمانی دوماه در قالب برگه (فرم)ها، چارچوب‌ها و بر اساس دستورالعملی که دیوان محاسبات کشور پس از یک ماه از تاریخ ابلاغ این قانون تهیه می‌نماید، از طریق سامانه نظارت الکترونیکی (سنا) به دیوان ارائه نمایند» (ایرانیک از نویسندگان است).^۱ اما بنابر نکات زیر نمی‌توان آن را گزارش تفریغ بودجه دانست:

۱. گزارش تفریغ بودجه، در بیانی مختصر، شامل گزارش عملکرد تبصره‌ها و نتایج آن (جلد اول گزارش تفریغ را شامل می‌شود)، تفریغ بودجه بر اساس قسمت‌های مختلف بودجه و تطبیق آن با صورت‌حساب‌ها (جلد دوم) و در نهایت گزارش تفریغ بر اساس عملکرد دستگاه اجرایی است که بر اساس میزان توفیق در دستیابی به اهداف و... (جلد ۳ تا ۳۵) ارائه می‌شود. در حالی که گزارش مورد نظر بند مذکور، بر اساس نص آن صرفاً منتج به گزارش جلد اول می‌گردد.

۲. این گزارش ضمن یک قانون موقتی تدوین شده است، اگرچه در قانون بودجه سال ۱۴۰۲ چنین نصی مشاهده نمی‌شود.

۳. این گزارش به دیوان محاسبات اعطا می‌گردد، در حالی که گزارش تفریغ به مجلس ارائه می‌شود که در این صورت فاقد ویژگی‌های مذکور در اصل (۵۵) است. در واقع، این بند از تبصره (۱۹) تکرار ماده (۱۰۱) قانون محاسبات عمومی کشور است.

۴. گزارش تفریغ بودجه ۱۴۰۱ در برش شش‌ماهه که به نظر می‌آید بر اساس همین بند تدوین شده است، صرفاً به منتخبی از تبصره‌ها، اجزاء و بندهای بودجه می‌پردازد و وصف شمولیت گزارش تفریغ بودجه متداول را ندارد.

همچنین، ضمن بند (۳) تبصره (۱۹) قانون بودجه ۱۴۰۲، اقدامی برای ارائه گزارش‌های حسابرسی انجام شده است. این بند بیان می‌دارد: «دستگاه سیاست‌گذار موظف است گزارش تحقق اهداف و پیامدهای برنامه‌های کلان را هر سه‌ماه یک‌بار به سازمان برنامه و بودجه کشور و کمیسیون برنامه و بودجه و محاسبات مجلس شورای اسلامی اعلام نماید. تخصیص اعتبارات با رعایت ماده (۳۰) قانون برنامه و بودجه، متناسب با تحقق اهداف برنامه‌های کلان و با رعایت قوانین و مقررات، در حدود منابع وصولی بودجه عمومی دولت تعیین می‌گردد. سازمان برنامه و بودجه کشور مکلف است هر سه‌ماه یک‌بار گزارش عملکرد ماده (۶۷) قانون الحاق موادی به قانون تنظیم بخشی از مقررات مالی دولت (۱) را به مجلس شورای اسلامی ارائه نماید»^۱. ولی به دلایل زیر نمی‌توان آن را واجد ساختار گزارش تفریغ دانست:

۱. این بند صرفاً نظارت بر تحقق برنامه‌های کلان را ذکر کرده است که تبادر به بودجه اختصاصی برای طرح‌های عمرانی و عملیاتی دارد. پس بخش اختصاصی بودجه‌های جاری و برنامه‌های خرد را مد نظر قرار نداده است.

۲. در ادامه تبصره صرفاً به گزارش عملکرد ماده (۶۷) ق.ت.ب.د.د (۱) اختصاص داده شده است که فقط هزینه‌ها را شامل شده و دریافتی را دربر نمی‌گیرد و صرفاً در خصوص دو نهاد کمیته امداد امام خمینی (ره) و سازمان بهزیستی است.

۳. این گزارش ضمن یک قانون موقتی تدوین شده است و اثر دائمی نمی‌تواند ایجاد نماید. علاوه بر این موارد، گزارش عملکردی که خزانه‌داری بر اساس ماه (۱۰۱) قانون محاسبات عمومی کشور به دیوان محاسبات تسلیم می‌کند، اولاً صرفاً به گزارش عملکرد می‌پردازد که بر اساس ساختار بودجه فقط به جلد اول گزارش تفریغ بودجه محدود می‌شود، ثانیاً به اطلاع عمومی نمی‌رسد، که برخلاف ویژگی مذکور ذیل اصل (۵۵) برای گزارش تفریغ بودجه است، و ثالثاً با توجه به ویژگی محرمانگی، منطقاً تنها بین اداره صادرکننده و دریافت‌کننده مفاد آن محرز می‌شود. به این ترتیب، به مجلس راه پیدا نمی‌کند. پس با مد نظر قرار دادن فرضیه این راهکار برای توزیع عادلانه ثروت‌های عمومی، این ایده از سه جهت واجد اهمیت است: نخست آن‌که، وجه کاربردی آن باعث تقویت نظارت پارلمان به عنوان خانه ملت بر دولت می‌شود و ثانیاً و تبعاً، باعث کنترل کسری بودجه می‌گردد که یکی از عوامل مهم تورم است، و ثالثاً نظام اقتصادی کشور به اقدامی موثر و فوری نیاز دارد تا از میزان تنش‌های اقتصادی کاسته شود.

گفتار چهارم: مزایای گزارش تفریغ بودجه سه‌ماهه

سیستم گزارش تفریغ بودجه در بازه‌های زمانی سه‌ماهه کارایی منحصربه‌فردی برای اعمال اقتدار مجلس دارد. شعار مجلس که در رأس امور است، با توجه به چالش‌های مذکور در گفتار دوم، محقق نخواهد شد چرا که امکان تغییر قابل توجه در ردیف‌های بودجه توسط دولت پس از تصویب در مجلس (رستمی، ۱۴۰۲)، مسئولیت مالی دولت به حاشیه می‌رود و از یک‌سو نظارت‌های متکی بر گزارش‌های دیوان محاسبات باقی می‌ماند که معضلات آن را در گفتار نخست بیان کردیم. از سوی دیگر، نظارت پارلمانی مجلس باقی است که به صورت پس‌بودجه‌ای (بر اساس گزارش تفریغ بودجه) و ضمن اجرای بودجه (بر اساس اصل ۷۶) متبلور می‌شود. در جای خود به معایب هر دو صورت این نظارت، که در پس‌بودجه‌ای به بازه زمانی آن و ضمن اجرای بودجه به حق و نه تکلیف بودن آن، اشاره شد. بنابراین نگران‌دگان، با توجه به ظرفیت برتری نظارت پارلمانی، بر آن هستند تا با یک وجه تلفیقی از این دو نظارت مجلس، سیستم نظارتی ضمن اجرای بودجه را با کیفیت گزارش تفریغ بودجه سالیانه در بازه زمانی سه‌ماهه به قانون‌گذار محترم ارائه دهند. در ادامه، به مزایای آن اشاره خواهیم کرد:

۱. **حفظ تعادل قوا:** اصل تفکیک قوا و مشروعیت آن، دست کم به‌طور صوری مورد اتفاق کشورها قرار دارد. پیروان مکاتب فکری غرب و کشورهای جهان سوم، به‌غیر از دیکتاتوری‌های مارکسیستی و فاشیستی، به‌نحوی از انحاء آن را در قوانین اساسی خود منعکس کرده‌اند. پیوند این اصل با ماهیت رژیم‌ها آن‌چنان مستحکم شده است که صرف وابستگی و عدم وابستگی به اصل تفکیک قوا، درجه حقوق فردی و اجتماعی را در جوامع نشان می‌دهد (قاضی، ۱۴۰۲). غایت این اصل، کنترل قدرت است و می‌کوشد از تمرکز فسادانگیز و خودکامه‌زای قوا در دست یک شخص یا گروه جلوگیری کند و سیستم نظارت و تعادل^۱ به مدد این توازن قدرت میان قوا می‌آید که فلسفه حق نظارت برای نهادی چون مجلس را می‌توان در فلسفه این سیستم یافت. به دلیل معایبی که در سیستم نظارتی متداول در پس و ضمن بودجه وجود دارد، نظارت مجلس کارآمدی خود را از دست داده و چه در زمان تهیه لایحه و چه در زمان تصویب و حتی در زمان اجرا، بسیط‌الید در کنترل بودجه نبوده است و این امر توازن میان قوا را برهم می‌زند و در امور مالی، قوه مجریه که مسئولیت آن در اصول قوانین اساسی در برابر مجلس محرز است^۲، دست برتر را دارد و جایگاه مجلس به عنوان نمایندگان مردم که صاحبان اصلی قدرت هستند، زیر سوال می‌رود (Hajjarian et al., 2011). دلیل این امر هم روشن است، چرا

1. Check and Balance

۲. اصول ۸۹، ۱۲۲، ۱۳۴.

که یکی از ابعاد سیستم ایجاد این توازن، نظارت است و اخلاص در آن، به اخلاص در تعادل قوا منجر خواهد شد. گزارش تفریغ بودجه سه ماهه این امکان را به مجلس می‌دهد که از ابزارهای سیاسی که در دست دارد، ضمن اجرای بودجه استفاده نماید و قبل از انتقای موضوعیت بودجه، دولت را در مسیر تعیین شده بودجه‌ای قرار دهد، چرا که اعمال نظارت سیاسی مستلزم استمرار است (هاشمی، ۱۳۹۸) و این ویژگی با انتقای موضوع بودجه برای اعمال نظارت همخوانی ندارد و نقض غرض است که انتظار نظارتی در قبال عمل انجام شده داشته باشیم.

۲. تقویت نظم اداری: در تعریف قواعد حقوقی مانند قانون، اجمالاً بیان شده است که قاعده‌ای الزام‌آور است که به منظور «ایجاد نظم» بر زندگی اجتماعی حکومت می‌کند (کاتوزیان، ۱۴۰۰). قانون در معنای خاص خود برای ایجاد نظم، نیازمند نظارتی کارآمد است. نظارت بر قانونی بودن اعمال و تصمیمات اداره و ماموران آن‌ها، تطبیق عملکرد آن‌ها با قانون، جلوگیری از تخطی و سوء استفاده از اختیار توسط آن‌ها، کشف و اعلام نارسایی‌ها و خطاها در اداره و مراقبت از حقوق و آزادی‌های شهروندان در اداره و در هر سیستم اداری کارآمد از جایگاه مهمی برخوردار است، تا حدی که در فرانسه نظم اداری با سازوکار حمایت از حقوق شهروندان گره خورده است (Taghizadeh & Mansourizade, 2023). با توجه به نظام تبعیت موجود در سیستم اداری، شائبه سوء استفاده از اختیار وجود خواهد داشت. به همین دلیل، مقنن در بند (۳۰) ماده (۸) قانون رسیدگی به تخلفات اداری، سوء استفاده از اختیار و موقعیت اداری را تخلف برشمرده است و همچنین ممنوعیت آن را در ماده (۹۱) قانون مدیریت خدمات کشوری مورد تاکید قرار داده است. از سوی دیگر، استقلال ناظر از بدیهیات امر نظارت است که ماموران نظارت در نظارت اداری، در ذیل این نظام تبعیت، استقلال و بی‌طرفی آنان مورد تردید است. به این ترتیب، این امور که انحراف از قانون و مخدوش نمودن اصل حاکمیت قانون را نشان می‌دهد، نظم مقرر در نصوص قانونی را نیز تحت الشعاع قرار می‌دهد. تقویت نظارت پارلمانی و نهاد ذی‌ربط آن، یعنی دیوان محاسبات کشور، به‌رغم زدودن شائبه عدم استقلال و بی‌طرفی، با اعمال نظارت مستمر در لوای تهیه گزارش‌های تفریغ بودجه سه ماهه، می‌تواند با اهرم‌های سیاسی و قضایی در ضمن اجرای بودجه، مراد قانون‌گذار را که در قانون بودجه تصویب نموده است، تامین کند. چرا که بودجه، شریان مالی کل دولت است و بُعد مالی موقعیت‌ها و مناصب از این سند تامین می‌شود. به عبارتی، عوض خدمات کارکنان و مستخدمان است. بدیهی است که در صورت اخلاص در آن، چه به‌نحو سوء استفاده از اختیار^۱ چه به‌نحو انحراف از مسیر بودجه، نظم اداری را برهم می‌زند.

۱. برای مثال، تشخیص کالا و خدماتی توسط مقام اداری که تحصیل یا انجام آن‌ها برای نیل به اهداف بودجه

۳. **افزایش مسئولیت‌پذیری دولت:** دولت پاسخگو و مسئولیت‌پذیر یکی از مولفه‌های حکمرانی مطلوب است (قلی‌پور، ۱۳۸۷). این ویژگی مستلزم تدوین سازوکاری برای مدیریت پاسخگو، پاسخگویی شهروندی و نظارت صاحبان اصلی قدرت یعنی شهروندان است. گزارش‌های عملکردی دستگاه‌های اجرایی که در قانون محاسبات عمومی کشور پیش‌بینی شده است (مواد ۹۴ تا ۱۰۳)، تصریحی به اطلاع شهروندان نشده است و وجه افتراق مهم گزارش تفریغ بودجه، امکان آگاهی شهروندان از این گزارش است که مستند قانونی آن اصل (۵۵) قانون اساسی است که بیان می‌دارد: «دیوان محاسبات به کلیه حساب‌های وزارتخانه‌ها، موسسات، شرکت‌های دولتی و سایر دستگاه‌هایی که به‌نحو از انجا از بودجه کل کشور استفاده می‌کنند به ترتیبی که قانون مقرر می‌دارد رسیدگی یا حسابرسی می‌نماید که هیچ هزینه‌ای از اعتبارات مصوب تجاوز نکرده و هر وجهی در محل خود به مصرف رسیده باشد. دیوان محاسبات، حساب‌ها و اسناد و مدارک مربوطه را برابر قانون جمع‌آوری و گزارش تفریغ بودجه هر سال را به انضمام نظرات خود به مجلس شورای اسلامی تسلیم می‌نماید. این گزارش باید در دسترس عموم گذاشته شود» (ایرانیک از نویسندگان است).^۱ اطلاع مردم از سرمایه‌های خود که در چه مکانی مصرف شده‌اند، حق مسلم آنان است که نظارت پارلمانی بر اساس حق حاکمیت ملی تاسیس شده است. علاوه بر این، نظارت رسانه‌ای نیز در قرن حاضر نقش بسزایی در تحریک مقامات ایفا می‌دارد، بدین نحو که حتی اگر لابی و رانت به پارلمان رسوخ کرده باشد، با آگاهی مردم از امکان حیف و میل این سرمایه‌ها، به نمایندگان خود در مجلس فشار بیاورند تا از ضمانت اجراهای تعیین‌شده استفاده نمایند و از این خلل جلوگیری شود، چرا که مقام پارلمانی کاملاً آگاه است که وجادت این منصب را متکی به آرای مردم کسب کرده است. ویژگی مردمی گزارش تفریغ بودجه، به دلیل معضل زمان ارائه آن، کارایی خود را از دست می‌دهد و بازخواست دولت نسبت به سرمایه‌هایی که به مصرف رسیده‌اند، عملی بیهوده است. گزارش تفریغ ضمن اجرای بودجه به صورت سه‌ماهه، این معضل را نخواهد داشت و کمک خواهد کرد که نظارت پارلمانی و نظارت رسانه‌ای، بتواند به‌موقع دولت را در مسیر تعیین‌شده قانون بودجه قرار دهد.

۴. **احیای نقش فعال دیوان محاسبات کشور:** ماده (۴۲) قانون دیوان محاسبات بیان می‌دارد: «دیوان محاسبات کشور برای انجام وظایف خود می‌تواند در تمامی امور مالی کشور تحقیق و تفحص نماید و در تمامی موارد مستقیماً مکاتبه برقرار نماید و تمامی مقامات جمهوری اسلامی و قوای

ضرورتی نداشته باشد (ماده ۱۷ قانون محاسبات عمومی کشور).

۱. <https://www.shora-gc.ir/0000TP>

سه‌گانه و سازمان‌ها و ادارات تابعه و کلیه اشخاص و سازمان‌هایی که به‌نحوی از انجا از بودجه کل کشور استفاده می‌نمایند مکلف به پاسخگویی مستقیم می‌باشند، حتی در مواردی که از قانون محاسبات عمومی مستثنی شده باشند» (ایرانیک از نویسندگان است).^۱ به‌رغم این حق موسع در تحقیق و اطمینان از خلل در اجرای بودجه، گزارش دیوان محاسبات حاکی از وضعیت دیگری است. در گزارش دیوان محاسبات کشور آمده است که روند افزایش اعتبارات هزینه‌ای طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ تصاعدی بوده است، در حالی که رشد درآمدها تقریباً روندی خطی را تجربه نموده است. از طرفی، به‌رغم هدف‌گذاری و تاکید بر استقلال اعتبارات هزینه‌ای از منابع حاصل از واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مالی در سیاست‌های کلی و قوانین برنامه پنجم و ششم توسعه و سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، نه‌تنها کشور در یک دهه اخیر به تحقق هدف مذکور نزدیک نشده، بلکه دستیابی به آن بسیار دور از دسترس شده است. با توجه به چالش‌هایی که دیوان با آن مواجه است^۲، ناکارآمدی آن دور از انتظار نخواهد بود. بر اساس اصلاحاتی که در گفتار آتی بیان خواهیم کرد، اقدام به تاکید تکلف دیوان به‌جای حق پنداشتن تحقیق و تفحص که سرآغازی برای رسیدگی قضایی دیوان است (ماده ۴۲ فوق)، شائبه لابی‌گری و رانت را کاهش می‌دهد. از آنجایی که این ماده به تحقیق و تفحص موردی منتج می‌شود، باید روش نظام‌مندی تدوین کرد که اعطای گزارش‌های تفریغ سه‌ماهه به مجلس این امر را میسر خواهد شد. با گزارش‌های تفریغ سه‌ماهه، می‌توان ظرفیت ماده (۴۱) قانون دیوان محاسبات کشور را احیا کرد تا با ارجاع به این موارد، حتی اگر دیوان در کار خود تعلل نماید، هم مجلس می‌تواند از اهرم فشار سیاسی خود بهره‌برد و هم دیوان محاسبات به رسیدگی و اظهار نظر در مورد ارجاعات مجلس به دیوان بپردازد که این ارجاعات از جنس تکلیف خواهد بود و نقش قضایی دیوان محاسبات را احیا خواهد کرد. با این سازوکار، حتی اگر اقدام به اصلاح ماده (۴۲) و حذف «می‌تواند» و بدل آن به «مکلف است» از سوی مجلس صورت نگیرد، با احیای ظرفیت ماده (۴۱) توسط گزارش تفریغ بودجه، دو نظارت مهم به فعالیت خود به‌نحو موثر خواهند پرداخت.

۵. تحقق عدالت اقتصادی با کاهش تورم: عدالت در ادبیات اقتصادی به معنای مراعات حقوق اقتصادی در حوزه رفتارها و روابط اقتصادی است (حاتمی و رحمانی، ۱۳۹۱). بر اساس نظریه ذاتی عملی، هر عاملی که افعال درست‌تر (معقول‌تر) از او صادر شود، کارآمدتر است (Qasemi, 2010). کارآمدی نیز در حقیقت بیانگر قابلیت و توانایی اداره هر کشور توسط مدیران و کارگزاران شایسته

1. <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/90649>

۲. رجوع شود به بند سوم، گفتار نخست.

آن است و ایفای بهینه کارویژه‌های دولت و کسب حداکثر رضایتمندی مردم را در پی دارد. کارایی اقتصادی نیز که به تحقق کارآمدی نظام منجر می‌شود و زمینه‌های تامین عدالت اقتصادی را فراهم می‌آورد و به رشد و توسعه اقتصادی می‌انجامد، مستلزم رفع معضلات نظام اقتصادی است که ازجمله این معضلات، که در حال حاضر نظام اقتصادی ایران با آن مواجه است، تورم مزمن است. به نظر می‌رسد در صورتی که تورم برطرف نشود، نظام با مشکلات عدیده اقتصادی روبه‌رو خواهد شد. از این‌رو، جراحی واقعی اقتصاد ایران، جراحی‌ای است که معطوف به مدیریت واقعی تورم باشد. ازجمله علل مهم بروز تورم در کشور، فشار تقاضا، افزایش عرضه پول و سیاست‌های انبساط مالی به‌ویژه «کسری بودجه دولت» است (Sarabadani, 2006). نتیجه محتوم کسری بودجه، استقراض دولت از بانک مرکزی، افزایش پایه پولی با ضریب فزاینده، و افزایش نقدینگی در کشور است. کسری بودجه یکی از عمده‌ترین دلایل بروز تورم ساختاری در ایران است (Sarabadani, 2006) چرا که بودجه در سرنوشت اقتصادی هر کشور نقش کلیدی ایفا می‌کند و صورت هزینه سالیانه دولت به حساب می‌آید. از همین‌رو، دولت حساسیت بیش‌تری در تنظیم بودجه دارد و در شاخه تامین منابع باید به‌طور دقیق مشخص سازد که از چه منابعی می‌خواهد بودجه را تامین کند و چگونه درآمدها را هزینه نماید. در واقع، میزان هزینه‌های دولت، معیاری برای اندازه‌گیری آن تلقی می‌شود (Noraniyazad et al., 2022) که با اصول متعددی از قانون اساسی مانند اصل بند دهم از اصل سوم قانون اساسی مغایرت دارد.^۱ وجود انحراف در بودجه، خلل در آن محسوب می‌شود و اگر مهم‌ترین اهداف دولت‌ها رسیدن به رشد اقتصادی و فراهم کردن خدمات عمومی و تحقق عدالت اجتماعی است، برای تحقق این اهداف باید وظایف دولت‌ها در کنار وظایف مردم و نهادهای غیردولتی مشخص شود، ساختار دولت تعیین شود و برای تحقق اهداف برنامه‌ریزی گردد. سپس برای تحقق برنامه‌ها، بودجه‌ریزی شود و با تخصیص منابع، وظایف دولت اجرا گردد. بنابراین، بودجه به عنوان برنامه مالی دولت، نقش بسیار مهمی در توسعه اقتصادی کشورها دارد، چرا که تامین دستگاه‌های متولی خدمات عمومی (رفاه‌رسانی) در گرو همین شریان‌های مالی دولت است. نظارت بر اجرای بودجه به عنوان آخرین مرحله در یک دوره از بودجه از اهمیت بسزایی برخوردار است، زیرا بدون آن، تصویب و اجرای بودجه معنایی نخواهد داشت. این نظارت به منظور بررسی تطبیق عملیات صورت‌گرفته با برنامه تصویب‌شده بودجه و جلوگیری از انحراف در برنامه و پیشگیری از حیف و میل آن صورت می‌گیرد (رستمی، ۱۴۰۲). با توجه به این‌که رابطه معنادار و اثرگذاری بین گزارش تفریغ بودجه و کاهش تخلفات و پاسخگویی دولت وجود دارد

(Daneshfard & Ghezlbash, 2010) و گزارش تفریغ در اعمال نظارت بر عملکرد مالی دولت موثر بوده است^۱، گزارش تفریغ بودجه در بازه‌های زمانی سه‌ماهه و ضمن اجرای بودجه همان سال که نسخه تنقیح‌شده گزارش تفریغ سالیانه و عاری از معایب زمانی آن است، همراه با نظارت و مطالبه پاسخ توسط مجلس و ارکان ذی‌ربط آن در حوزه بودجه، ضمن رعایت شفافیت‌محوری گزارش تفریغ بودجه سالیانه، می‌تواند از تداوم عدم اجرای بودجه و انحراف جلوگیری کند و علاوه بر این، نحوه اجرای قانون بودجه را به مسیر مطلوب خود بازگرداند که نتیجه منطقی آن، کمک به اقتصاد کشور و کارآمدتر کردن آن، یعنی تحقق عدالت اقتصادی را فراهم می‌آورد، چرا که این گزارش می‌تواند مبنای مناسبی برای ارزیابی عملکرد دولت و شاخصی برای بسیاری از اظهار نظرها و ارزیابی‌های فنی در مورد عملکرد دستگاه‌ها، شرکت‌های دولتی و وزارتخانه‌ها باشد و در این صورت، عملکرد دولت نیز بهبود خواهد یافت.

۶. جلوگیری از پولشویی دولتی و اختلاس: اکتساب مبالغ از راه مشروعی چون بودجه کشور، در صورتی که نظارت مستمر و کارایی در مسیر هزینه آن موجود نباشد، راه را برای بهره‌گیری از منبع مشروع آن در جریان‌های مالی غیرمشروع باز می‌کند. بر اساس برش شش‌ماهه گزارش تفریغ بودجه، که در بند دوم گفتار پیشین متذکر شدیم، ۳۴۳ شرکت اطلاعات خود و شرکت‌ها و موسسه‌های تابعه آن‌ها را در سامانه یکپارچه اطلاعات شرکت‌های دولتی و نهادهای عمومی غیردولتی مستقر در وزارت امور اقتصادی و دارایی ثبت و به‌روزرسانی نکرده‌اند^۲ و همچنین، ۳۵۸ دستگاه اجرایی، از حساب بانکی غیرمتصل به خزانه‌داری بهره می‌برند^۳. این موارد که در لوای عدم نظارت مستمر، در سیستم مالی کشور رسوخ کرده‌اند، به‌رغم این که تخلفی آشکار است، نبود نظارت بر آن‌ها سایه امنی را فراهم آورده است. مقدمات و زمینه این نظارت مستمر، با اعمال گزارش‌های تفریغ سه‌ماهه، دیوان محاسبات و مجلس شورای اسلامی را قادر می‌سازد که پاسبان سرمایه‌های ملی باشند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش که با هدف بازگرداندن اقتدار مجلس، تحقق نظم اداری و سامان‌بخشی به مدیریت دولتی، افزایش مسئولیت‌پذیری دولت و احیای نقش فعال دیوان محاسبات نگاشته شده است، در پی

۱. رجوع شود به بند سوم، گفتار نخست.

2. <https://www.tahlilbazaar.com/news/185977>

3. <https://tn.ai/2802316>

محقق ساختن هرچه بیش‌تر نظارت مردمی بر مجاری مالی است که با سازوکار نظارت بر بودجه میسر می‌گردد. نظارت بر بودجه، یکی از عوامل مهم کنترل انحراف بودجه از مسیر مصوب است تا ثروت‌ها در مسیرهای کارشناسی‌شده هزینه شود و نظم اداری متکی بر بودجه برهم نریزد. این نظارت‌ها در ایران با معضلات مهم و غیرقابل‌اغماضی مواجه است که به مسائل درون‌سازمانی محدود نیست و عوامل برون‌سازمانی نیز در ناکارآمدی آن‌ها نقش دارند. گزارش تفریغ بودجه به عنوان گزارش کاملی از عملکرد دولت، که مبتنی بر یک تکلیف قانونی در اصل (۵۵) مقرر شده است، داده‌های قابل‌فهمی برای اعمال نظارت پارلمانی مهیا می‌کند. نظارت پارلمانی که توان تحریک دیگر نظارت‌ها را دارد و همچنین، ضمانت‌اجراهای کارآمدتری نسبت به دیگر نظارت‌ها دارد، به وسیله این گزارش از عملکرد جامع دولت مطلع می‌شود.

به‌رغم معضلات گزارش تفریغ بودجه سالیانه، گزارش تفریغ بودجه سه‌ماهه باعث نظارت مستمری خواهد شد که از مزایای زیر برخوردار است: حفظ تعادل قوا، تقویت نظم اداری، افزایش مسئولیت‌پذیری دولت، احیای نقش فعال دیوان محاسبات کشور، تحقق عدالت اقتصادی با کاهش تورم و جلوگیری از پولشویی دولتی. ذات نظارت مستلزم استمرار است که در گزارش تفریغ بودجه سالیانه، این گزارش بعد از انتقای موضوع تهیه می‌شود، اما در گزارش سه‌ماهه چنین معضلی رفع شده است. با گزارش سه‌ماهه، اهداف اصل (۴۳) مانند ریشه‌کن کردن فقر و محرومیت و برآوردن نیازهای انسانی در لوای استمرار نظارت نمایندگان مردم بر قانون بودجه، نه‌تنها پارلمان را برای نظارت در جریان خود بودجه برای جلوگیری از انحراف ضمن اجرا قرار می‌دهد، با توجه به وصف مردمی شدن گزارش تفریغ بودجه، نظارت رسانه‌ای را نیز برای مطالبه‌گری مردم به میان می‌آورد تا اگرچه نظم اداری با تمسک به قدرت امپراتوری اداری، به لابی‌گری و رانت متمایل شود، مردم به نمایندگان خود فشار وارد آورند تا نمایندگان برای و جادت این مناصب هم که شده، به خواست مردم پاسخ دهند. شاهد این مدعی، گزارش تفریغ بودجه در برش شش‌ماهه اول ۱۴۰۱ بوده است که با ارائه این گزارش، حساب دستگاه‌های غیرمتصل به خزانه و معضلات بنیادی دیگر کشف شد. دلیل این امر هم مبرهن است، چرا که گزارش تفریغ سالیانه در حد مجلدی سربه‌مهر باقی می‌ماند و کارایی آن زمانی است که دیگر به اتمام می‌رسد.

اظهاریه قدردانی

از زحمات داوران ناشناس نشریه برنامه ریزی و بودجه که با دقت و نکته بینی، نظرات اصلاحی خود را نسبت به این مقاله ابراز نمودند تشکر می نماییم. همچنین، از ویراستار علمی نشریه (مازیار چابک) که اثر حاضر را با ظرافت و دقت فراوان ویراستاری نموده است، تشکر می کنیم.

منابع

الف) انگلیسی

- Daneshfard, K., & Ghezelbash, H. (2010). Survey the Role of Budget Settlement Report in the Implementation of Parliamentary Control Over Government's Performance. *Management Accounting*, 4(3), 93-103. [In Farsi] <https://sanad.iau.ir/en/Journal/jma/Article/816699>
- Hosseini Nasab, E., & Rezagholizadeh, M. (2010). Analysis of the Fiscal Sources of Inflation in Iran Giving Special Emphasis to Budget Deficits. *Economic Research Quarterly*, 10, 43-70. [in Farsi]. <https://doi.org/10.30507/JMSP.2022.322835.2359>
- Hosseinipour, smz (2018). Causality Assessment among Budget Deficit, Money Supply and Inflation Rate in Iran, Volume 6, Issue 21, May 2018, Pages 80-100. [in Farsi]. https://www.jmsp.ir/article_56128.html?lang=en
- Hajjarian, A., Pourezzat, A. A., Gholipour, A., & Hajarian, M. (2011). Studying the Position of the Public in Checks and Balances System. *Management Studies in Development and Evolution*, 21(64), 19-53. [In Farsi]
- Noori, A. H., Sarlak, A., & Rahmati, M. H. (2022). Optimal Government Budget Allocation According to Aggregate Welfare Using Generalized Method of Moments. *Planning and Budgeting*, 26(4), 65-91. [In Farsi] <https://doi.org/10.52547/jpbud.26.4.65>
- Noraniyazad, S., Kamani, M. H., & Keshavarz, F. (2022). Investigating the Validity of Wagner's Law and Performance-Based Budget Reform in Public Expenditure of Selected Asian Countries. *Planning and Budgeting*, 26(4), 123-154. [In Farsi] <https://doi.org/10.52547/jpbud.26.4.123>
- Qasemi, A. (2010). The Effectiveness of the System of the Islamic Republic of Iran, Indicators and Mechanisms According to Imam Khomeini. *Scientific Quarterly Journal of Islamic Revolution Studies*, 7(22), 153-178. [In Farsi] <http://enghelab.maaref.ac.ir/article-1-1710-fa.html>
- Sarabadani, GH. (2006). Inflation, Factors, and Solutions to Deal With It in Iran. *Islamic Economics*, 6(21), 103-128. [In Farsi] https://eghtesad.iict.ac.ir/article_16630_1649b30124a376839ac7d133def68a43.pdf
- Taghizadeh, A., & Mansourizade, K. (2023). A Comparative Study of the Distinction between Government Actions in the Two Legal Systems of Iran and France. *The Journal of Modern Research on Administrative Law*, 5(16), 285-306. [In Farsi] <https://doi.org/10.22034/mral.2022.559295.1349>

ب) فارسی

ابراهیمی‌نژاد، مهدی، و فرج‌وند، اسفندیار (۱۴۰۱). *بودجه/از تنظیم تا کنترل*. چاپ چهل و پنجم، انتشارات سمت.

ابوالحمد، عبدالحمید (۱۳۷۹). *حقوق/اداری/ایران*. چاپ ششم، انتشارات توس.

اشراق، شهرام؛ امام‌قلی‌زاده، سعید، و عباسی، ابراهیم (۱۳۹۶). بررسی تاثیر گزارش تفریغ بودجه بر تصمیمات مجلس شورای اسلامی. *نشریه دانش حسابرسی*، ۱۷ (۶۹)، ۱۲۴-۱۰۹.

امامی، محمد، و استوارسنگری، کورش (۱۳۹۶). *حقوق/اداری*. چاپ بیست و یکم، جلد یکم، انتشارات میزان.

بختیاری، پرویز، و شاهنده، شاهین (۱۴۰۲). *اصول و مفاهیم مالی حسابداری برای مدیران غیرمالی*. چاپ بیست و یکم، انتشارات سازمان مدیریت صنعتی.

پیرنیا، حسن (۱۳۴۴). *مالیه عمومی و بودجه*. چاپ سوم، انتشارات کتابخانه سینا.

حاتمی، محمدرضا، و رحمانی، جبار (۱۳۹۱). *عدالت در اسلام*. جلد اول، انتشارات پژوهشکده مطالعات فرهنگی و اجتماعی.

حقیقی، مهری؛ ابدی، سعیدرضا؛ عربیان، اصغر، و جلالی، محمد (۱۳۹۷). چالش‌های قانونی نظارت دیوان محاسبات کشور در مقابله با فساد مالی و جرایم ناشی از آن در دستگاه‌های اجرایی. *نشریه تحقیقات حقوق خصوصی و کیفری*، ۱۴ (۳۸)، ۱۱-۳۴.

رستمی، ولی (۱۴۰۲). *مالیه عمومی*. چاپ یازدهم، انتشارات میزان.

رنجبری، ابوالفضل، و بادامچی، علی (۱۴۰۲). *حقوق مالی و مالیه عمومی*. چاپ بیست و پنجم، انتشارات مجد.

ضرونی، داریوش، و جلالیان، عسگر (۱۳۹۷). *الگوی مطلوب نظارت مالی دیوان محاسبات. دانش حقوق و مالیه*، ۲ (۴)، ۵۰-۳۹.

قاضی، ابوالفضل (۱۴۰۲). *حقوق اساسی و نهادهای سیاسی*. چاپ شصت و ششم، انتشارات دانشگاه تهران.

قلی‌پور، رحمت‌الله (۱۳۸۷). *حکمرانی خوب و الگوی مناسب دولت*. مرکز تحقیقات استراتژیک و معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی.

کاتوزیان، ناصر (۱۴۰۰). *مقدمه علم حقوق*. چاپ یکصد و چهاردهم، انتشارات شرکت سهامی انتشار.

الماسی، حسن؛ دهگان، محمود، و حیدری، داریوش (۱۳۹۵). بررسی گزارش تفریغ بودجه دیوان محاسبات کشور در اعمال نظارت بر عملکرد مالی دولت و اثربخشی در بودجه سالیانه. *نشریه دانش حسابرسی*، ۱۶ (۶۳)، ۶۱-۳۵.

<http://danesh.dmk.ir/article-1-1256-fa.html>

هاشمی، سیدمحمد (۱۳۹۸). *حقوق اساسی جمهوری اسلامی ایران*. چاپ بیست و نهم، جلد دوم، انتشارات میزان.

نحوه ارجاع به مقاله:

تقی زاده، احمد؛ منصوری زاده، خلیل (۱۴۰۳). الگوی مطلوب ارائه گزارش تفریح بودجه توسط دیوان محاسبات کشور. *بیرنامه ریزی و بودجه*، ۲۹(۱)، ۱۶۱-۱۳۵.

Taghizadeh, A., Mansourizade, Kh. (2023). The Ideal Model for Submitting the Budget Deduction Report by the Supreme Audit Court . *Planning and Budgeting*, 29(1). 135-161. DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.29.1.135>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



این نشریه مقاله‌هایی را در فرآیند داوری قرار می‌دهد که:

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

ساختار کلی نشریه

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

شیوه‌نامه استاندارد به صورت درون متنی به سبک استناددهی انجمن روانشناسان آمریکا (APA) باشد.

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

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

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

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

سایر نکته‌ها

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

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

بررسی مقاله‌ها

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

The Ideal Model for Submitting the Budget Deduction Report by the Supreme Audit Court

Ahmad Taghizadeh¹

| ah.taghizadeh@yahoo.com

Khalil Mansourizadeh²

Received: 13/Mar/2024 | Accepted: 30/May/2024

Abstract One of the most important causes of inflation in the country is the "government budget deficit". The inevitable result of the budget deficit is the government's borrowing from the central bank, increasing the monetary base with an increasing factor and increasing liquidity in the country, which has made the budget deficit one of the main causes of structural inflation in Iran. Monitoring the implementation of the budget as the last stage of the life of a budget document is very important; since without it, the approval and implementation of the budget will have no meaning. In other words, the supervision that takes place at the last stage of the implementation of the budget document is important because it acts as a guiding light on the way to prepare and compile the budget document for the next year, and it can well prepare and compile the budget document for the next year. This monitoring is done in order to check the compliance of the operations with the approved budget plan, and to prevent it from deviating from the goals set in the plan. Monitoring after the beginning of the budget implementation process relies on the "budget subtraction report". However, observing the budget deduction reports that are prepared every year and the growth rate of expenditure credits and incomes, indicate the extent of the government's deviation from the budget and other institutions that use the public budget in some way. Since this report is presented to the Parliament after the end of the financial year related to the implementation of the budget, it cannot properly return the government to the path of shaping the budget, and can only increase the sensitivity of the Parliament for the next year. In this case, the report of the subtraction after completion of the financial year is published and the matter is practically ruled out to avoid the diversion. Despite these cases, this report is presented when the parliament is at its busiest time, and the review of this bill is practically not a priority of the parliament. According to the authors, the budget subtraction report in three-month periods of the same year helps strengthening the balance of power through firming up the parliament's supervision over this important financial document of the country, which in turn brings economic justice.

Keywords: Budget Deduction Report, Supreme Audit Court, Islamic Consultative Assembly, Parliamentary Monitoring, Non-governmental Monitoring.

JEL Classification: H6, H60, H69.

1. Ph.D. in Public Law. Faculty of Law, Farabi University of Tehran, Qom, Iran (Corresponding Author).
2. M.A. in Public Law. Faculty of Law and Political Science, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

The Impact of Real Earnings Smoothing on the Company's Labour Investment Efficiency

Negin Ghorbani Baravati¹

Omid Pourheidari²

Ahmad Khodamipour³

| opourheidari@uk.ac.ir

| khodamipour@uk.ac.ir

Received: 21/Jan/2024 | Accepted: 15/May/2024

Abstract This research aims to investigate the impact of real earnings smoothing on a company's labor investment efficiency. In order to test the research hypothesis, financial information of 96 firms listed on the Tehran stock exchange (2015 – 2022) has been used. The results indicate that real earnings smoothing on abnormal net hiring has a negative and significant effect, which demonstrates that real earnings smoothing lowers deviations of real net hiring away from the expected level. The findings match the signaling theoretical implications of private information; in other words, smoothing of real earnings conveys managers' private information regarding a firm's future earnings. Hence, it reduces the information asymmetry between firms and external capital suppliers and inefficient labor investment. Eventually, real earnings smoothing can help companies achieve high productivity and labor investment efficiency.

Keywords: Real Earnings Smoothing, Labor Investment Efficiency, Earnings Management, Information Asymmetry, Tehran Stock Exchange.

JEL Classification: M4, M40, M41, M42.

1. M.A. Student of Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.

2. Professor, Department Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran (Corresponding Author).

3. Professor, Department Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran

The Role of Government Revenue and Expenditure Shocks in Changes in the Inflation of the Iranian Economy in Different Conditions of the Inflationary Situation (Considering the Various Components of Government Income and Expenditure)

Ahmad Ezzati Shorghouli¹

ahmetezzati@gmail.com

Nasrin Hamidi²

Reza Moahammadpour³

Reza Ezzati⁴

Received: 16/Oct/2023 | Accepted: 15/Apr/2024

Abstract The present study aims to examine the impact of different types of income (oil and tax) and government expenditure (current and construction) shocks on inflation under varying inflationary conditions. To achieve this objective, quarterly data from the Iranian economy from 1990 to 2020 was utilized, and a regime-switching structural vector autoregression model based on stochastic volatility was employed to analyze. In this approach, inflation was considered as a regime variable, and a threshold value of 21% was estimated for each season. Subsequently, regime-switching impulse response functions were employed to explore the effects of shocks in oil and tax income, current and construction expenditures, exchange rate, liquidity, and GDP growth on inflation. The findings of the StVAR-SV model employed in this study demonstrated that the impact of shocks in government revenues (oil and tax) and expenditures (current and construction) on inflation is much stronger in the high inflation regime (inflation above 21% in each season) compared to the low inflation regime (inflation below 21% in each season). Notably, the effect of shocks in government construction expenditures and oil revenues is significant solely in the high inflation regime, while being nonsignificant in the low inflation regime. Conversely, shocks in current government expenditures and tax revenues have a positive and significant effect on inflation in both inflationary regimes.

Keywords: Current Government Expenditures, Capital Expenditures, Markov Switching, Inflationary Regimes, Taxes

JEL Classification: G18, E31, H54.

1. Assistant Professor, Department of Management and Finance, Faculty of Humanities, Afaq Urmia non-profit institution, Urmia city, Iran (Corresponding Author).

2. M.A. Student of Management and Finance, Faculty of Humanities, Afaq Urmia non-profit institution, Urmia city, Iran.

3. Assistant Professor, Department of Management and Finance, Faculty of Humanities, Afaq Urmia non-profit institution, Urmia city, Iran.

4. M.A. in Economics, Revenue Expert of Selmas Municipality, Selmas, Iran.

Supply Side Implications of Ambiguity Aversion for Risk Premium and Risk-Free Rate Puzzles

Mohamad Feghhi Kashani¹

Zahra Ziyaee²

| zahra_ziyaee@atu.ac.ir

Received: 27/May/2024 | Accepted: 02/Jul/2024

Abstract Since the 1990s, various economists have taken different approaches to resolving the risk premium and risk-free rate puzzles. Identifying the causes of these two puzzles can help investors, regulators, and policymakers in finding out determinants of the asset prices in financial markets, thereby shaping the real sector trends in the economy to improve their allocations efficiency. Meanwhile, the periodic incidence and prevalence of ambiguous environments in many economies, especially economies with more fragile institutional and economic structures, such as various developing economies, including the Iranian economy, have turned attention towards highlighting the consequences of ambiguity for investors' decision-making and policy design by policymakers. Through a parsimonious continuous-time stochastic general equilibrium model, including heterogeneous agents with ambiguity aversion, this study shows how by a utility function with a constant relative risk aversion coefficient augmented with variable investment opportunities and financial friction, one can still make a more justifiable account for the above dual puzzles. Model calibration indicates that the model fits better with the stylized facts detected for different periods.

Keywords: Ambiguity, Variable Investment Opportunities, Heterogeneous Agents, Continuous-time General Equilibrium Model, Equity Premium Puzzle, Risk Free Rate Puzzle.

JEL Classification: D53, D81, E21, G11, G12.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Allamah Tabataba'i, Tehran, Iran.

2. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allamah Tabataba'i, Tehran, Iran (Corresponding Author).

The Effects of Income Support Policy on Covid-19-Related Mortality: A Cross-Country Study

Arian Daneshmand¹

| daneshmand@atu.ac.ir

Ali Mazyaki²

Mohammad Javad Gheidari³

Received: 10/Mar/2024 | Accepted: 11/Jun/2024

Abstract

The COVID-19 pandemic presented an immense global challenge, necessitating a delicate balance between preserving public health and sustaining economic and social equilibrium. This study employs econometric methods to investigate the influence of income support measures on COVID-19 mortality rates across 186 countries, spanning from January 1, 2020, to the onset of widespread vaccination campaigns, on December 14, 2020. Employing the Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO) for variable selection and the Augmented Mean Group estimator (AMG) for data analysis, the study discovers a significant reduction in COVID-19 mortality linked to income support. This effect primarily stems from alleviating poverty-related vulnerabilities and enhancing adherence to public health guidelines. Emphasizing the pivotal role of unconditional cash transfers during crises, the research underscores the varying efficacy of income support over time, with the most pronounced impact observed shortly after implementation. Nonetheless, it issues a cautionary note, particularly for developing countries, urging against exclusive reliance on financial aid without addressing other determinants influencing adherence to health protocols, which could potentially curtail policy effectiveness. Advocating for a comprehensive approach, the study stresses the integration of financial assistance with broader strategies aimed at mitigating mortality during natural disasters.

Keywords: COVID-19, Income Support, Infection Rate, Mortality Rate, LASSO, Panel Data.

JEL Classification: C33, D60, G12, I18, I38.

1. Assistant Professor, Department of Political Economy and Policymaking, Faculty of Law and Political Science, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. Assistant Professor, Department of Business Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

3. M.A. in Development and Planning Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Justifying the Choices by Selecting the Appropriate Set of Options

Hadi Pahlevan Yazdanabad¹ | h.pahlevan@imps.ac.ir

Received: 08/Jun/2024 | Accepted: 02/Jul/2024

Abstract Individuals often tend to justify their choices for both themselves and others. They use justification not only by selecting the options in each set but also by choosing the right set. This paper aims to present a model that incorporates this feature in an individual's decision-making. We argue that if inferring the preferences is the only purpose, our model has more advantages than existing models. Finally, for the model to be testable, we present its characterizing axiom and show that it is the necessary and sufficient condition for the new model.

Keywords: Justification Constraint, Cognitive Constraint, Revealed Preferences, Rational Behavior, Justifiable Choice, Two Stages Choice.

JEL Classification: D01, D91, D81.

1. Economic Researcher, Institute, Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

S. Ebrahimi, Ph.D.
H. Esfahani, Ph.D.
M. Fadaee, Ph.D.
A. Jalali-Naini, Ph.D.
N. Khiabani, Ph.D.
H. Pahlevan, Ph.D.
a. motavasseli, Ph.D.

Abstracts Translator:
Ali Rostamiaan

Editor:
Maziar Chabok

Designer:
Saeed Zeraati

Table of Contents

- | | |
|---|-----|
| ■ Justifying the Choices by Selecting the Appropriate Set of Options
Hadi Pahlevan Yazdanabad | 3 |
| ■ The Effects of Income Support Policy on Covid-19-Related Mortality: A Cross-Country Study
Arian Daneshmand, Ali Mazyaki and Mohammad Javad Gheidari | 21 |
| ■ Supply Side Implications of Ambiguity Aversion for Risk Premium and Risk-Free Rate Puzzles
Mohamad Feghhi Kashani and Zahra Ziyadee | 51 |
| ■ The Role of Government Revenue and Expenditure Shocks in Changes in the Inflation of the Iranian Economy in Different Conditions of the Inflationary Situation (Considering the Various Components of Government Income and Expenditure)
Ahmad Ezzati Shorghouli, Nasrin Hamidi, Reza Moahammadpour and Reza Ezzati | 79 |
| ■ The Impact of Real Earnings Smoothing on the Company's Labour Investment Efficiency
Negin Ghorbani Baravati, Omid Pourheidari and Ahmad Khodamipour | 105 |
| ■ The Ideal Model for Submitting the Budget Deduction Report by the Supreme Audit Court
Ahmad Taghizadeh and Khalil Mansourizade | 135 |



Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk

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

Ali Dadpay

Associate Professor of Finance Gupta College of
Business, University of Dallas

Gholamali Farjadi

Emeritus, Professor, Department of Economics,
Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Reza Jalali-Naini

Professor, Department of Economics, Institute for
Management and Planning Studies (Iran)

Reza Kheirandish

Professor of Economics and Chair Department
of Accounting, Economics, and Finance College
of Business, Clayton State University

Naser Khiabani

Associate Professor, Faculty of Economics,
Allameh Tabataba'i University (Iran)

Amir Houshang Mehryar

Emeritus, Institute for Management and Planning
Studies (Iran)

Ahmad Mojtahed

Professor, Faculty of Economics Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Masoud Nili

Associate Professor, Faculty of Management and
Economics, Sharif University of Technology (Iran)

Abbas Shakeri

Professor, Faculty of Economics, Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Jafar Sadjadi

Professor, Faculty of Industrial Engineering (SIE),
Iran University of Science & Technology (Iran)

Managing Director:

Mahdi Barakchian, Ph.D.

Editor-in-Chief:

Ahmad Reza Jalali-Naini, Ph.D.

Deputy Editor:

Mehdi Fadaee, Ph.D.

Executive Director:

Mitra Oliyai

Institute for Management
and Planning Studies
Website

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

Journal Website:

<http://www.jpbdud.ir>

Email: info@jpbdud.ir

ISSN: 2251-9092

eISSN: 2251-9106

Fifth Floor, No. 5, Mokhtar Asgari St., Jamal-Abad St., Bahonar Sq.
(Niavaran), Tehran, Iran

Postal Code: 1978911114 Tele: (+98-21) 26116904, Fax: (+98-21) 26116972

Based on the letter issued by Iranian Ministry of Science, Research and
Technology (ref. number 159109, dated Nov. 8, 2011), Journal of Budgeting
and Planning is graded as a Scholarly-Scientific journal as of its issue number 112;
thereupon, publishing articles would be influential in promoting the scientific degree
of the faculty members of the universities and educational and research institutes.

The opinions expressed by authors in this Journal should not necessarily be
considered as reflecting the views of the Journal of Planning & Budgeting