

Research Paper

Modeling Accruals: An Approach to the Intersection of Data-Driven and Expert-Driven Models

Azam Rezaeyan Joibary*

Ph.D in Accounting, Department of Accounting, QaS.C., Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran.
a.rezaeyanjoibary@iau.ac.ir

Abstract

The existing literature has examined various dimensions of the optimal accrual model. The present study employed a mixed-methods (qualitative-quantitative) research design. In the qualitative phase, the study sample comprised 22 experts in accounting and auditing. In the quantitative phase, the sample included 171 companies listed on the stock exchange, covering the period from 2011 to 2023. In this phase, 58 variables affecting accruals were analyzed using Bayesian, dynamic, selective, and weighted averaging models. Among these, the dynamic averaging model demonstrated the highest level of accuracy in identifying the optimal accrual model. The qualitative phase utilized a non-linear fuzzy Delphi approach to incorporate expert judgment. The findings indicated that dynamic averaging models outperformed the fuzzy Delphi method in terms of predictive accuracy. Moreover, the dynamic averaging model identified 13 variables as having the most substantial impact on accruals. The results further revealed that all selected variables exhibited a positive and increasing trend over the study period, with abnormal accruals playing a significant role in the financial statements of listed companies.

Keywords: Accruals, Bayesian, Dynamic averaging.

Introduction

Some accrual models are not fully compatible with the economic characteristics of certain countries. For instance, conventional accrual models such as the Jones model do not account for inflation in fixed assets. As a result, these models may lack the necessary efficiency to accurately determine accruals, particularly in high-inflation economies such as Iran. The accrual anomaly is a global phenomenon, yet the applicability of accrual models varies across countries due to differences in economic and institutional conditions. Accordingly, there is a clear need for each country to develop an accrual model that reflects its specific circumstances. The primary issue addressed in the present study stems from the absence of a tailored model for calculating accruals within the unique conditions of Iran's capital market. Nonlinear Bayesian models offer the capacity to construct models for specific variables and can reduce the error associated with identifying the optimal model when multiple factors are involved. Therefore, a central objective of this research is to apply Bayesian econometrics, specifically dynamic Bayesian model averaging, to determine an appropriate accrual model for the Tehran Stock Exchange.

Method and Data

The present study is applied in terms of its purpose. The statistical sample comprises 171 stock corporations over the period from 2011 to 2023. In this research, 58 variables affecting accruals were simultaneously incorporated into Bayesian model averaging (BMA), time-varying parameter dynamic model averaging (TVP-DMA), time-varying parameter dynamic model selection (TVP-DMS), and weighted average least squares (WALS) models.

* Corresponding author

Rezaeyan Joibary, A. (2026). Modeling Accruals: An Approach to the Intersection of Data-Driven and Expert-Driven Models. *Quarterly Financial Accounting*, 17(68): 25-48.

Findings

Based on the results, the TVP-DMA model demonstrated the highest efficiency and was therefore employed to determine the optimal accrual model. The findings indicate that all selected variables exhibit a positive and upward trend over accruals, suggesting that the share of abnormal accruals in the financial statements of listed companies is increasing. In other words, the composition of accruals in Iran's capital market is undergoing a shift, with abnormal accruals rising relative to normal accruals. This trend makes it increasingly difficult to assess the actual performance of companies. Normal accruals reflect the real and fundamental performance of a firm, whereas abnormal accruals, which are estimated through various models, arise primarily from accounting methods and do not represent the true underlying performance of the company.

Conclusion and discussion

Relying on a single model in the accrual modeling process increases the likelihood of error in managerial decision-making. Therefore, a systemic perspective should be adopted for the effective management of accruals. Given that the primary function of accruals is to address timing and cash flow matching issues, the optimal model developed in this study smooths the components of cash flow that are unrelated to current-period performance. Accordingly, this function of accrual items is expected to be useful in predicting accruals through cash flow changes and the time-series characteristics of cash flows, particularly timing and matching features. It is therefore recommended that managers of listed companies apply the model proposed in the present study to evaluate future performance and forecast accrual levels based on the share, probability, and extracted coefficients of the relevant variables. The findings of this study are consistent with those of Christian et al., Brewer et al., Hong et al., Bayern, Rezaiyan Joybari et al., Haji Rezaei et al., Mazaheri et al., Thaghafi et al., Ebrahimi et al., and Jalali and Mavlut. Consequently, designing a comprehensive approach that considers Iran's specific environmental conditions enhances the efficiency of the proposed research model compared to conventional accrual models.

مقاله پژوهشی

مدل سازی اقلام تعهدی: رویکردی در حوزه تقابل مدل های داده محور و خبره محور

اعظم رضائیان جویباری*

دکتری حسابداری، گروه حسابداری، واحد قائم شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، قائم شهر، ایران.

a.rezaeyanjoibary@iaau.ac.ir

چکیده:

پژوهش های متعددی به ابعاد مختلف شناسایی مدل بهینه اقلام تعهدی پرداخته اند. فرآیند تحقیق کمی-کیفی است. نمونه آماری در بخش کیفی ۲۲ نفر از خبرگان حوزه حسابداری و حسابرسی است. نمونه آماری بخش کمی شامل ۱۷۱ شرکت بورسی در بازه ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ می باشد. در بخش کمی پژوهش ۵۸ متغیر مؤثر بر اقلام تعهدی وارد مدل های میانگین گیری بیزین، پویا، انتخابی و وزنی بهره گرفته شده است. مدل میانگین گیری پویا از دقت بالاتری جهت تعیین مدل بهینه اقلام تعهدی برخوردار بود. در بخش کیفی از مدل دلفی فازی غیرخطی بهره گرفته شد. یافته ها حاکی از آن است که مدل های مبتنی بر میانگین گیری پویا در مقایسه با مدل دلفی فازی (مبتنی بر نظر خبرگان)، از دقت بالاتری در تعیین مدل بهینه برخوردارند. نتایج مدل میانگین گیری پویا ۱۳ متغیر بالاترین تأثیر را بر اقلام تعهدی داشتند. بر اساس نتایج تمامی متغیرهای منتخب روندی صعودی و مثبتی بر اقلام تعهدی دارند؛ در نتیجه سهم اقلام تعهدی غیرعادی در صورت های مالی شرکت های بورسی در حال افزایش است.

واژه های کلیدی: اقلام تعهدی، بیزین، میانگین گیری پویا.

* نویسنده مسئول

رضائیان جویباری، اعظم. (۱۴۰۴). مدل سازی اقلام تعهدی: رویکردی در حوزه تقابل مدل های داده محور و خبره محور. فصلنامه حسابداری مالی، ۱۷(۶۸): ۴۸-۲۰.

مقدمه

تفاوت بین حسابداری اقلام تعهدی و حسابداری مبتنی بر جریان وجه نقد در بیانیه استانداردهای حسابداری مالی شماره ۸ روشن شده است: «حسابداری اقلام تعهدی اثر مبادلات و سایر رویدادها و شرایط گزارش منابع اقتصادی متعلق به شرکت و ادعاهای نسبت به این منابع را در دوره‌هایی که این اثرات اتفاق می‌افتد، نمایش می‌دهد حتی اگر دریافت و پرداخت نقدی آن‌ها در دوره‌های زمانی مختلف اتفاق بیافتد» (کردستانی، رضازاده و محمدی، ۱۳۹۷). اقلام تعهدی عادی آن بخش از اقلام تعهدی می‌باشد که سعی در انعکاس عملکرد واقعی و بنیادی شرکت دارد و اقلام تعهدی غیرعادی که توسط مدل‌های مختلف تعیین می‌گردد، نمایان‌گر بخشی از اقلام تعهدی می‌باشند که ناشی از روش‌های حسابداری بوده و نمی‌توانند منعکس‌کننده عملکرد واقعی شرکت باشند (جلالی مولود، لشگری، ایزدی‌ار، ۱۴۰۰). اقلام تعهدی دارای کاستی‌هایی می‌باشد که مهم‌ترین آن خطاهای احتمالی در زمان برآورد این اقلام است. به بیان دیگر، مدل‌های سنجش اقلام تعهدی عادی و غیرعادی دارای خطاهای اندازه‌گیری می‌باشند که این خطاها منجر به کاهش توان مدل‌های مطرح در ادبیات کیفیات اقلام تعهدی گردیده است. از مهم‌ترین دلایل این کاهش توان، می‌توان به عدم تطابق دقیق زمانی اقلام تعهدی و نقدی، در نظر نگرفتن اقلام تعهدی بلندمدت و عملکرد شرکت اشاره نمود (محمدی و ثقفی، ۱۳۹۶).

مدل‌های تعهدی که به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی در بسیاری از مطالعات بکار رفته است، بر مبنای برخی فرض‌های مبنایی ساخته می‌شوند. حال اگر هر یک یا برخی از این فرض‌ها برقرار نباشد خطای سیستماتیک در برآورد اقلام تعهدی افزایش می‌یابد. به طور مثال پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد اندازه‌گیری‌های این حوزه به سمت اقلام تعهدی سرمایه در گردش سوق پیدا کرده است، این در حالی است که اقلام تعهدی عملیاتی غیر جاری از لحاظ اقتصادی نسبت به اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌تواند کارآمدتر باشد (لارسون، اسلون و گیدت^۱، ۲۰۱۸). برخی دیگر از پژوهش‌های در خصوص اندازه‌گیری اقلام تعهدی بر تفاوت بین درآمد و جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی که از صورت جریان وجه نقد مستخرج می‌شود، به عنوان معیاری متداول و برجسته، متمرکز شده‌اند. این معیار اندازه‌گیری نیز شامل برخی تناقض‌ها می‌باشد. به عنوان مثال این معیار استهلاک و کاهش در اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات را شامل می‌شود، اما اقلام تعهدی مرتبط با ثبت و سرمایه‌ای کردن این دارایی‌ها را شامل نمی‌شود. به عبارتی این معیار دارای نوعی تعصب رو به پایین می‌باشد. مدل‌سازی مبتنی بر داده‌ها نیز، قدرت توضیح‌دهندگی را افزایش می‌دهد، اما خطاهای پیش‌بینی چنین مدل‌های فاقد محتوای اقتصادی، فراتر از مفهوم اقتصادسنجی آن است؛ بنابراین می‌توان گفت هنوز این مدل‌ها از لحاظ مفهومی کامل نمی‌باشند و نیاز به پژوهش‌های بیش‌تر و تکامل این مدل‌ها محسوس است. از طرفی برخی مدل‌های با خصوصیات و ویژگی‌های برخی کشورها هماهنگی ندارند (هیرواکی^۲، ۲۰۲۴). به عنوان مثال مدل‌های مرسوم اقلام تعهدی مانند جونز^۳ تورم موجود در دارایی‌های ثابت را اندازه‌گیری نمی‌کند، برای تعیین درست اقلام تعهدی، بخصوص در کشورهای با تورم بالا مانند کشور ایران، از کارایی لازم برخوردار نیستند (حاجی رضا، دارایی و نجفی مقدم، ۱۴۰۲). ناهنجاری اقلام تعهدی در بسیاری از بازارهای مالی جهان مشاهده شده و به عنوان یک پدیده شناخته شده بین‌المللی مطرح است. (فان و یو^۴، ۲۰۱۳؛ گوردون، پتروسکا و یو^۵، ۲۰۱۴؛ لافوند^۶، ۲۰۰۵؛ لیپولد و لوهر^۷، ۲۰۱۲؛ پاپاناستازوپولوس و تسیریتاکیس^۸، ۲۰۱۵؛ پینکوس، راج‌گوپال و ونکاتاجالم^۹، ۲۰۰۷؛ کوبوتا، سودا و تاکه‌هارا^{۱۰}، ۲۰۱۰؛ مورامیا، اوتوگاوا و تاکادا^{۱۱}، ۲۰۰۸؛ تاکه‌هارا^{۱۲}، ۲۰۱۸). بر این اساس نیاز بر آن است هر کشوری متناسب با شرایط خود اقدام به طراحی

¹ Larson, Sloan & Giedt

² Hiroaki

³ Jones

⁴ Fan & Yu

⁵ Gordon, Petruska & Yu

⁶ LaFond

⁷ Leippold & Lohre

⁸ Papanastasopoulos & Tsiritakis

⁹ Pincus, Rajgopal & Venkatachalam

¹⁰ Kubota, Suda & Takehara

¹¹ Muramiya, Otagawa & Takada

¹² Takehara

مدل اقلام تعهدی نماید (هیرواکی، ۲۰۲۴). مسئله اصلی در پژوهش حاضر ناشی از نبود یک مدل مشخص در حوزه محاسبات اقلام تعهدی با توجه به شرایط خاص بازار سرمایه کشور است. مدل های بیزین غیرخطی توانایی طراحی مدل در یک متغیر مشخص را دارا هستند (دنیز و تاناسیس^۱، ۲۰۲۳). این مدل های توانایی کاهش خطا در تشخیص مدل بهینه را برای متغیرهایی که عوامل متعددی بر آن ها اثرگذار هستند را دارا می باشند (کوپ، مک اینتایر، میچل و پون^۲، ۲۰۲۰). با توجه به شرایط خاص اقتصادی ایران و نوسانات شدید حاکم بر آن، مدل های صرفاً داده محور ممکن است توانایی کافی برای تفسیر دقیق واقعیت را نداشته باشند. از این رو، یکی از ابعاد اصلی مسئله پژوهش حاضر، به کارگیری اقتصادسنجی بیزینی مبتنی بر میانگین گیری پویای مدل بیزین به منظور تعیین مدل بهینه اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران است. در کنار این رویکرد، به منظور افزایش اطمینان از نتایج، از نظرات خبرگان نیز برای شناسایی عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی بهره گرفته شده است؛ بنابراین، مهم ترین نوآوری پژوهش حاضر را می توان در تقابل و تلفیق رویکردهای داده محور و خبره محور جست و جو کرد؛ رویکردی که در مطالعات پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته است. این نوآوری از آن جهت اهمیت دارد که امکان ارزیابی اعتبار مدل های آماری را در مقایسه با قضاوت خبرگان فراهم می سازد و زمینه را برای ارائه مدلی بومی و سازگار با شرایط بازار سرمایه ایران مهیا می کند. این احتمال پس از مقدمه در بخش دوم پیشینه پژوهش ارائه و در بخش سوم روش پژوهش موضوع حاضر و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل و در نهایت در بخش پنجم بحث و نتیجه گیری ارائه شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

هدف اصلی مطالعات اولیه در حوزه اقلام تعهدی، تمایز میان اقلام تعهدی نرمال و غیر نرمال بوده است. اقلام تعهدی نرمال منعکس کننده فعالیت های عملیاتی و عملکرد بنیادی شرکت هستند؛ در مقابل، اقلام تعهدی غیر نرمال بیانگر بخشی از اقلام تعهدی اند که در اثر مدیریت سود یا ضعف در سیستم اندازه گیری دچار تحریف شده اند. به باور کاپلان^۳ (۱۹۸۴)، اقلام تعهدی متناسب با تغییر شرایط اقتصادی تغییر می کنند. از این رو، در صورت کنترل عوامل محیطی، انتظار می رود اقلام تعهدی عادی بازتابی از فعالیت های عملیاتی و بنیادی شرکت باشند. به عنوان مثال در مدل جونز سطح نرمال اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش $E(\Delta NCWC_{i,t})$ ، تابعی از شوک های فروش $(\Delta S_{i,t})$ ، است.

$$E(\Delta NCWC_{i,t}) = f(\Delta S_{i,t}) = \psi * \Delta S_{i,t} \quad (۱)$$

در این چارچوب، تغییر فروش به عنوان شوک فروش و ضریب آن به عنوان شیب تغییر فروش تعریف می شود. شایان توجه است که اقلام تعهدی علاوه بر شوک های فروش، از برخی ویژگی های سطح شرکت نیز تأثیر می پذیرند. (دیچاو، اسلون و سویینی^۴، ۱۹۹۸؛ دوپاچ و سیتامراجو^۵، ۲۰۱۲). بنگاه ها سیاست های مختلفی در خصوص فروش های اعتباری، خرید های اعتباری و موجودی مواد و کالا اختیار می کنند و این تغییر رفتارها بر میزان اقلام تعهدی آن سازمان اثرگذار است. اگر فرض گردد سیاست کلی و عادی واحد تجاری در خصوص نسبت فروش های اعتباری و دوره سررسید مطالبات فروش های اعتباری در یک مشخصه α ، کسری از خرید های دوره که به عنوان موجودی پایان دوره نگهداری می شود، میزان تعدیل موجودی پایان دوره برای رسیدن به موجودی هدف و نسبت سود به فروش به ترتیب در مشخصه های ϕ, λ, π و سیاست شرکت در خصوص خرید های اعتباری و دوره سررسید آن ها در مشخصه β خلاصه شود، آنگاه سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از شوک های فروش و این مشخصه ها خواهد بود:

$$E(\Delta NCWC_{i,t}) = f(\alpha, \beta, \lambda, \phi, \pi, \Delta S_{i,t}) \quad (۲)$$

جونز، اثر کلی این مشخصه ها را در ضریب تجربی تغییر فروش (ϕ) ، خلاصه نموده و مدل تعهدی خود را به صورت سری زمانی برازش نموده درحالی که ماهیت داده ها بر اساس داده های تابلویی یا پانلی بوده اند. عموماً مدل های ارائه شده در حوزه اقلام

¹ Deniz & Thanasis

² Koop, McIntyre, Mitchell & Poon

³ Kaplan

⁴ Dechow, Sloan & Sweeney

⁵ Dopuch & Seethamraju

تعهدی با مشکلات عدیده‌ای روبرو هستند. این علت عموماً ناشی از تکیه بر برآورد بر اساس مبانی نظری است و چندان به توزیع داده و فرآیند داده واقعی توجهی نمی‌گردد. برای طراحی مدل تحقیق که استدلال گردد عوامل متعددی بر اقلام تعهدی اثرگذار است؛ لازم است به بررسی پیش‌بینی حساب‌های دریافتنی اقدام گردد. اگر (α) یک نسبت میانگین از مطالبات فروش دوره (S_t) باشد که تا پایان دوره وصول نمی‌شود، آنگاه حساب‌های دریافتنی در پایان دوره (AR_t) برابر است با:

$$AR_t = \alpha S_t \quad (۳)$$

بر این اساس، تغییر حساب‌های دریافتنی تابعی از تغییر فروش دوره است:

$$\Delta AR_t = \alpha \Delta S_t \quad (۴)$$

به منظور پیش‌بینی تغییر نرمال در سطح موجودی مواد و کالا، فرض می‌کنیم موجودی پایان دوره کسری از خرید دوره است. خرید دوره P_t^E تابعی از انتظار مدیر نسبت به فروش دوره است و مضافاً، به منظور پاسخ‌گویی به تقاضای بازار در دوره آینده، باید شامل ایجاد موجودی ذخیره نیز باشد. بر اساس مفروضات فوق، اگر به طور میانگین در هر دوره یک نسبت c از خریدهای دوره به فروش برسد، بهای تمام شده کالای فروش رفته مورد انتظار دوره $E(CGS_t)$ برابر خواهد بود با:

$$E(CGS_t) = INV_{t-1} + cP_t^E \quad (۵)$$

در رابطه فوق فرض می‌شود، جمع موجودی ابتدای دوره INV_{t-1} و یک نسبت ثلث c از خریدهای طی دوره به فروش می‌رسد؛ همچنین اگر π میانگین نسبت سود به فروش، CGS_t بهای تمام شده کالای فروش رفته باشد می‌توان بیان داشت:

$$CGS_t = (1 - \pi)S_t \quad (۶)$$

آنگاه رابطه فوق را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$(1 - \pi)E(S_t) = INV_{t-1} + cP_t^E \quad (۷)$$

در رابطه فوق، $E(S_t)$ فروش مورد انتظار دوره جاری است. مطابق رابطه فوق خرید برابر است با:

$$P_t^E = \frac{(1 - \pi)E(S_t) - INV_{t-1}}{c} \quad (۸)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد هر خرید برابر است با موجودی مورد نیاز برای فروش تقسیم بر نسبت c . بر این اساس، همواره کسر $1 - c = \phi$ از خریدها باقی می‌ماند. از آنجا که موجودی پایان دوره برابر است با بهای کالای آماده برای فروش منهای بهای کالای فروش رفته، موجودی مورد انتظار پایان دوره برابر است با:

$$E(INV_t) = INV_{t-1} + P_t^E - (1 - \pi)E(S_t) \quad (۹)$$

پس از تحقق نتایج فروش، موجودی پایان دوره باقیمانده برابر است با:

$$INV_t = INV_{t-1} + P_t^E - (1 - \pi)(S_t) \quad (۱۰)$$

در صورتی که فروش مورد انتظار و فروش تحقق یافته دوره به میزان $E(S_t) - S_t$ اختلاف داشته باشند، آنگاه موجودی پایان دوره طبق رابطه فوق و موجودی مورد انتظار پایان دوره طبق رابطه پیشین، به میزان $\phi = (1 - \pi)[E(S_t) - S_t]$ اختلاف خواهند داشت:

$$INV_t - E(INV_t) = -(1 - \pi)(S_t) + (1 - \pi)E(S_t) = (1 - \pi)[E(S_t) - S_t] = \phi_t \quad (۱۱)$$

خطا در پیش‌بینی بهای تمام شده فروش، باعث ایجاد کسری یا مازاد موجودی پایان دوره نسبت به موجودی هدف می‌شود. اگر $E(S_t) < S_t$ آنگاه $\phi_t < 0$ و اگر $E(S_t) > S_t$ در این صورت $\phi_t > 0$ خواهد بود. در چنین شرایطی ممکن است؛ مدیر برای تعدیل موجودی‌ها اقدام کند. فرض کنیم λ میزان تعدیل موجودی‌ها است. اگر λ برابر یک باشد، موجودی‌ها تعدیل می‌شوند و اگر برابر صفر باشد به این معنا است که مدیر هیچ تعدیلی در موجودی‌ها انجام نمی‌دهد. بر این اساس داریم:

$$INV_t = INV_{t-1} + \left[P_t^E - \lambda \frac{\phi_t}{c} \right] - (1 - \pi)(S_t) \quad (۱۲)$$

رابطه (۱۲)، در صورتی که λ صفر باشد، یعنی موجودی تعدیل نشود، مانند رابطه (۲-۵)، خواهد بود. این اتفاق بیش تر زمانی رخ خواهد داد که یا به دلیل افت فروش دوره، موجودی مازاد باقیمانده وجود داشته باشد که امکان تصفیه و عودت آن وجود ندارد یا فروش واقعی برابر با فروش مورد انتظار باشد. با این وجود، اگر یک کسری موجودی وجود داشته باشد، نیاز به یک خرید مجدد است. مقدار موجودی مورد نیاز جدید φ_t است. طبق مفروضات اولیه، هر خرید به نحوی صورت می گیرد که کسری از آن باقی بماند (در غیر این صورت فرض اولیه که موجودی پایان دوره همواره یک کسر ثابت از خرید دوره است برقرار نخواهد بود). بر این اساس، مشابه رابطه (۷)، خرید لازم $\frac{\varphi_t}{c}$ خواهد بود. در ادامه، با جایگزینی P_t^E از رابطه (۸)، در رابطه (۱۲) و همچنین جایگزینی φ_t داریم:

$$INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) E(S_t) + (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) S_t \quad (13)$$

در نتیجه، تغییر موجودی، ΔINV_t برابر است با:

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) [E(S_t) - E(S_{t-1})] + (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) \Delta S_t - \frac{1 - c}{c} \Delta INV_{t-1} \quad (14)$$

با فرض این که فروش از گام تصادفی پیروی کند، یعنی $[S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t]$ خواهیم داشت $E(S_t) = S_{t-1}$ ، بر این اساس:

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) \Delta(S_t) + (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) \Delta S_t - \frac{1 - c}{c} \Delta INV_{t-1} \quad (15)$$

با جایگزینی مکرر ΔINV_{t-i} در رابطه (۱۵)، خواهیم داشت:

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) \Delta S_t - (1 - \pi) \left(\frac{(\lambda - c)(1 - c)c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-1} + \dots \quad (16)$$

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) \Delta S_t + \sum_{i=1} (-1)^i \left(\frac{1 - c}{c} \right)^{i-1} \left(\frac{(\lambda - c)(1 - c)c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-i} \quad (17)$$

در یک حالت خاص، یعنی اگر $\lambda = 1$ آنگاه رابطه به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta INV_t = \sum_{i=1} (-1)^{i+1} \left(\frac{1 - c}{c} \right)^i (1 - \pi) \Delta S_{t-i-1} \quad (18)$$

در رابطه جبری (۱۶)، می توان جملات سوم به بعد را ناچیز و برابر صفر فرض کرد و مدل را به شکل رابطه (۱۷)، خلاصه کرد. یک دلیل اقتصادی برای این فرض این است که ثابت c نمی تواند کوچک باشد؛ زیرا در صورتی که به صورت مستمر تنها بخش کوچکی از خریدها به فروش برسد شرکت احتمالاً نمی تواند به بقای خود ادامه دهد. در صورت کوچک نبودن c ، جمله های سوم به بعد در عبارت جبری فوق بسیار کوچک و نزدیک صفر خواهند بود. مضافاً، ارزش موجودی های فروش نرفته انباشته سال های دور، با فرض وجود، به دلیل فساد احتمالاً ناچیز است. بر این اساس، رابطه (۱۶)، به شکل زیر تعدیل می شود:

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) \Delta S_t - (1 - \pi) \left(\frac{(\lambda - c)(1 - c)c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-1} \quad (19)$$

اگر P خرید باشد، با جایگزینی ΔINV_t از رابطه (۱۹)، در رابطه $P_t = CGSt + \Delta INV_t$ خواهیم داشت:

$$\Delta P_t = (1 - \pi) \left(\frac{\lambda}{c} \right) \Delta S_t - (1 - \pi) \left(\frac{(\lambda - c)c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-1} \quad (20)$$

به شکلی مشابه می توان تغییر حساب های پرداختنی، ΔAP را برآورد نمود. اگر P ، بدهی خرید و β ، کسری از بدهی خرید دوره باشد که تا پایان دوره پرداخت نمی شود، آنگاه:

بر این اساس:

$$\Delta P_t = \beta P_t \quad (21)$$

و به همین ترتیب، با جایگزینی ΔP_t از رابطه (۲۰-۱۴)، در رابطه (۲۰-۱۵)، خواهیم داشت:

$$\Delta AP_t = (1 - \pi) \left(\frac{\beta \lambda}{c} \right) \Delta S_t - (1 - \pi) \left(\frac{\beta [(\lambda - c)c(\lambda - 1)]}{c^2} \right) \Delta S_{t-1} \quad (22)$$

رابطه بالا نشان می‌دهد که تغییر حساب‌های پرداختی تابعی از نسبت خریدهای فروش رفته c و نسبت بدهی پرداخت نشده دوره β است. اقلام تعهدی سرمایه در گردش که برابر با تغییر سرمایه در گردش (به استثنای وجه نقد) است، $\Delta NCWC_t$ مساوی است با جمع تغییر حساب‌های دریافتی و تغییر موجودی خطا منهای تغییر حساب‌های پرداختی. برای محاسبه تغییر سرمایه در گردش، اجزای آن بر اساس رابطه (۴)، (۱۹) و (۲۲)، در رابطه زیر قرار می‌گیرند:

$$\Delta NCWC_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$$

نتیجه نهایی رابطه زیر خواهد بود:

$$\Delta NCWC_t = \left[\alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \right] \Delta S_t + \left[\frac{(c - \lambda)(1 - \beta - c)}{c} (1 - \pi) \right] \Delta S_{t-1} \quad (23)$$

مطابق رابطه (۲۳)، تغییر سرمایه در گردش تابعی از شوک‌های فروش در دوره جاری و دوره قبل و همچنین معین‌گرهای اقلام تعهدی است. به طور نظری انتظار می‌رود بین مقدار تجربی ضریب تغییر فروش در مدل تجربی جونز و ضریب نظری آن در رابطه (۲۳)، رابطه زیر برقرار باشد:

$$\psi = \left[\alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \right] \quad (24)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که مطابق فرضیه اول، به طور نظری α ، $\phi = (1 - c)$ با مقدار تجربی یک همبستگی مثبت دارند و β یک همبستگی منفی با ψ دارد. با وارد کردن اقلام تعهدی منفی استهلاک به هر دو طرف رابطه نظری (۲۴)، یک مدل نظری برای اقلام تعهدی کل خواهیم داشت. کل اقلام تعهدی، ACC_t ، برابر است با اقلام تعهدی سرمایه در گردش منهای استهلاک: $ACC_t = \Delta NCWC_t - DEP_t$. با فرض این که استهلاک کسر k از ناخالص املاک، ماشین‌آلات و تجهیزات است (مطابق جونز)، اقلام تعهدی برابر خواهد بود با:

$$ACC_t = \left[\alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \right] * \Delta S_t + \left[\frac{(c - \lambda)(1 - \beta - c)}{c} (1 - \pi) \right] \Delta S_{t-1} + kPPE_t \quad (25)$$

در ادبیات اقلام تعهدی، تمرکز اصلی مدل‌های اولیه بر تفکیک اقلام تعهدی نرمال از غیر نرمال بوده است؛ اما در مطالعات اخیر، این نگاه سنتی به تدریج جای خود را به رویکردهای انعطاف‌پذیرتر و داده‌محور داده است. دلیل این تغییر رویکرد آن است که مدل‌هایی مانند مدل جونز یا مدل تعدیل‌شده جونز، عمدتاً بر روابط خطی و ساده‌شده میان اقلام تعهدی و محرک‌های آن تکیه دارند و به دلیل محدودیت در لحاظ کردن متغیرهای متعدد و پویایی‌های زمانی، ممکن است در محیط‌های اقتصادی پیچیده و بی‌ثبات، عملکرد مناسبی نداشته باشند. در چنین شرایطی، مدل‌های ایستا نمی‌توانند تغییرات ساختاری و نوسانات محیطی را به درستی منعکس کنند و در نتیجه، برآوردهای آن‌ها از اقلام تعهدی با خطای قابل توجهی همراه می‌شود (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۸؛ دوپاچ و سیتامراجو، ۲۰۱۲).

یکی از راهکارهای نوین برای مقابله با این محدودیت‌ها، استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی بیزینی و به طور مشخص مدل‌های مبتنی بر میانگین‌گیری پویای بیزین است. این مدل‌ها برخلاف مدل‌های سنتی، این امکان را فراهم می‌کنند که در هر مقطع زمانی، وزن هر متغیر توضیحی بر اساس میزان توان توضیح‌دهندگی آن در آن مقطع مشخص شود. به بیان دیگر، در مدل‌های میانگین‌گیری بیزین پویا، احتمال شمول هر متغیر در مدل به صورت پویا و بر اساس داده‌های جدید به‌روزرسانی می‌شود و به این ترتیب، مدل می‌تواند خود را با تغییرات محیطی و رفتار شرکت‌ها تطبیق دهد. این ویژگی به‌ویژه در بازار سرمایه ایران که با بی‌ثباتی‌های اقتصادی، شوک‌های ارزی و نوسانات تورمی مواجه است، اهمیت زیادی دارد؛ زیرا در چنین محیطی، روابط میان اقلام تعهدی و عوامل اثرگذار بر آن به شدت ناپایدار بوده و ممکن است در طول زمان تغییر کند.

بر همین اساس، در پژوهش حاضر سعی شده است تا با بهره‌گیری از مدل‌های میانگین‌گیری بیزین پویا، مدلی بومی و منعطف برای اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران ارائه شود. برخلاف رویکردهای مرسوم که تنها به یک مدل مشخص اتکا دارند، این رویکرد با در نظر گرفتن مجموعه‌ای از متغیرهای بالقوه اثرگذار بر اقلام تعهدی، از میان آن‌ها ترکیبی بهینه و پویا را انتخاب می‌کند و به این ترتیب، خطای ناشی از انتخاب مدل نادرست را کاهش می‌دهد. این مزیت روش‌شناختی می‌تواند به بهبود ارزیابی عملکرد واقعی شرکت‌ها، شناسایی دقیق‌تر مدیریت سود و در نهایت، ارتقای کیفیت گزارشگری مالی کمک کند.

در این پژوهش با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزین سطح در ارتقای این نتایج شده است. در پژوهش حاضر از رویکردهای نظری به کار رفته در پژوهش‌های رضائیان جویباری، گرگانلی دوجی؛ اشرفی و خامکی (۱۴۰۲)؛ بهره گرفته می‌شود.

پیشینه پژوهش

در ادامه خلاصه‌ای از نتایج پژوهش‌های داخلی و خارجی صورت گرفته در راستای موضوع حاضر پرداخته شده است. کریستین، د آدوزیو و نلسون^۱ (۲۰۲۳)؛ به بررسی کیفیت اقلام تعهدی در طول زمان پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی در طی زمان متغیر هستند و عواملی که در بازه زمانی بلندمدت اثر قوی‌تری بر اقلام تعهدی دارند. هيو و آن^۲ (۲۰۲۳)؛ به بررسی تأثیر ساختار سرمایه یک شرکت بر روی شیوه‌های مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پرداختند. این اطلاعات شامل ۵۱ شرکت غیرمالی ویتنامی فهرست شده در دوره ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۲ بود. در این پژوهش از مدل دیچو و همکاران (۲۰۰۲) بهره گرفته شد. نتایج تجربی نشان داد که فعالیت‌های مدیریت سود مبتنی بر تعهدی نشان‌دهنده تأثیر نامطلوب قابل توجهی از مالکیت نهادی است. با این حال، سایر متغیرهای شامل مالکیت مدیریت، تمرکز مالکیت، مالکیت خارجی و اهرم، بازده دارایی‌ها (ROA)، بر اقلام تعدی تأثیر معناداری دارند. بریور و شوت^۳ (۲۰۲۳)؛ با استفاده از رویکرد تخمین بیزی اقدام به مدل‌سازی اقلام تعهدی نمودند. نتایج بیانگر این واقعیت مدل‌سازی بر اساس اقلام تعهدی بر اساس رویکرد بیزین قوی‌تر از رویکردهای سنتی پانلی و ساختاری است. هونگ، کیم و کواک^۴ (۲۰۲۲)؛ اثبات نمودند پیش‌بینی تحلیل‌گران، نشان می‌دهد محتوای اطلاعاتی پایینی در اقلام تعهدی اختیاری برای تصمیم‌گیری در سطح مدیریت و سرمایه‌گذاران وجود دارد. بر اساس نتایج آن‌ها نیاز به متغیرهای بیش‌تری جهت افزایش توضیح دهنده اقلام تعهدی در مدل باید در نظر گرفته شود. کوشکون^۵ (۲۰۲۰)؛ بدین نتیجه دست یافت مدل مشخصی جهت تعیین اقلام تعهدی در کشورهای مختلف وجود ندارد و در هر بازاری بسته به عمق بازار سرمایه؛ توسعه یا عدم توسعه یافته بودن کشور مورد بررسی مدل‌های مختلفی در پیش‌بینی اقلام تعهدی از کارایی بالاتری برخوردارند.

رضائیان جویباری و همکاران (۱۴۰۲)؛ اقدام به شناسایی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت نمودند. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۷۱ شرکت بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. در این پژوهش ۵۸ متغیر مؤثر بر اقلام تعهدی وارد مدل‌های میانگین‌گیری پویا (TVP-DMA)، انتخابی (TVP-DMS) و بیزین (TVP-BMA)، گردیدند. از میان مدل‌های مذکور مدل میانگین‌گیری بیزین به عنوان کاراترین مدل تعیین گردید. بر اساس نتایج، بازده متغیر با بالاترین سطح اثرگذاری بر اقلام تعهدی شناسایی شدند. بر اساس نتایج تأثیر متغیرهای منتخب در بازه زمانی بلندمدت قوی‌تر از بازه کوتاه‌مدت هستند؛ بدین معنی که سطح مدیریت سود در سال‌های اخیر افزایش یافته؛ که این امر موجبات کاهش سطح کارایی در بازار سرمایه شده است. حاجی رضا و همکاران (۱۴۰۲)؛ به بررسی رابطه آنتروپی اقلام تعهدی مدل تعدیل شده جونز و پلیداری مالی و برآورد آن‌ها بر اساس الگوریتم‌های نهنگ و ژنتیک پرداختند. آزمون فرضیه‌ها با استفاده از همبستگی بین متغیرها و دو رویکرد رگرسیون و الگوریتم‌های فرا ابتکاری نهنگ و ژنتیک انجام شده است. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های بیمه شامل ۲۳۱ سال شرکت و دوره زمانی آن بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ بوده است. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش، حاکی از آن است بین آنتروپی اقلام تعهدی مدل تعدیل شده جونز و پلیداری مالی رابطه معنی‌دار وجود دارد؛ همچنین برآورد پلیداری مالی و آنتروپی اقلام تعهدی رنی و شانون مدل تعدیل شده جونز، با استفاده از الگوریتم فرا ابتکاری نهنگ دقیق‌تر از رگرسیون چند متغیره و ژنتیک است. این به هنگام بودن در اقلام تعهدی باعث کاهش نابهنجاری در این اقلام شده و شفافیت در گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد؛ همچنین اقلام تعهدی اختیاری نسبت به اقلام تعهدی غیر اختیاری دارای نقش مؤثرتری در تعیین پایداری مالی برای تصمیم‌گیرندگان و ذی‌نفعان است. مظاهری، عابدی صدقیانی، انواری و براتی نسب (۱۴۰۱)؛ اقدام به

¹ Christensen, D'Adduzio & Nelson

² Hieu & Anh

³ Breuer & Schütt

⁴ Hong, Kim & Kwack

⁵ Coskun

پیش‌بینی اقلام تعهدی با استفاده از ویژگی‌های جریان نقد نمودند؛ پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع کاربردی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و نمونه پژوهش، شامل ۱۴۳ شرکت در یک بازه زمانی ۸ ساله از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رگرسیون چند متغیره و روش حداقل مربعات تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بین تغییرات درآمد و اقلام تعهدی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و چرخه نقد عملیاتی باعث تشدید این رابطه می‌شود و همچنین بین تغییرات جریان نقد عملیاتی و اقلام تعهدی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد و همبستگی سریالی در تغییرات جریان‌های نقد عملیاتی باعث تشدید این رابطه می‌شود. افزایش چرخه نقد عملیاتی از یک سو منجر به افزایش فروش و به تبع آن افزایش درآمد و از سوی دیگر منجر به افزایش اقلام تعهدی می‌گردد؛ لذا می‌توان به طور منطقی نتیجه گرفت که چرخه نقد عملیاتی موجب تشدید رابطه تغییرات درآمد با اقلام تعهدی می‌گردد؛ همچنین وجود همبستگی سریالی در تغییرات جریان‌های نقدی عملیاتی موجب تشدید رابطه معکوس تغییرات جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی می‌گردد. ثقی، بولو و سهرابی ورزنه (۱۴۰۱)؛ اقدام به طراحی مدل کیفیت اقلام تعهدی با رویکرد الگوریتم مدیریت گروهی داده‌ها نمودند. نتایج به دست آمده با استفاده از داده‌های ۱۶۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ و متغیرهای «تغییر در درآمد»، «دارایی‌های ثابت مشهود»، «جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری»، «جریان‌های نقدی عملیاتی دوره گذشته» و «جریان‌های نقدی عملیاتی دوره آتی»، حاکی از بهبود سطح خطای این مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی می‌باشد. ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۰)، اقدام به شناسایی عوامل مؤثر بر مدیریت سود واقعی و تعهدی در بازار سرمایه با رویکرد مدل‌های بیزین نمودند. در این پژوهش ۱۳ متغیر مؤثر بر مدیریت سود واقعی و ۵۶ متغیر مؤثر بر مدیریت سود تعهدی وارد مدل گردید. با توجه به خروجی نتایج می‌توان بیان داشت مدیریت سود در شرکت‌های بورسی ایران معضلی چند بعدی است؛ چرا که متغیرهای مرتبط با شاخص سودآوری، نقدینگی و بدهی بر این نوع مدیریت اثرگذارند. جلالی مولود و همکاران (۱۴۰۰)؛ اقدام به پاسخ به این سؤال نمودند که ویژگی‌های زمان‌بندی جریان‌های نقدی و تطابق تا چه گستره‌ای می‌تواند اقلامی را توضیح دهد. نتایج آزمون‌ها نشان داد که اقلام نقدی و تغییرات جریان دارای رابطه منفی و معناداری هستند و زمانی که همبستگی سریالی تغییر جریان وجوه نقدی را نشان می‌دهد، میزان تأثیرات معکوس این افزایش می‌یابد؛ همچنین وجود رابطه مثبت بین اقلامی با پژوهش و چرخه نقد نتایجی را می‌کند.

نوآوری این پژوهش در تلفیق نظام‌مند دو رویکرد داده‌محور و خبره‌محور برای مدل‌سازی اقلام تعهدی است. در بخش داده‌محور، با به‌کارگیری مدل‌های میانگین‌گیری بیزین پویا (TVP-DMA، BMA، TVP-DMS و WALS)، امکان بررسی هم‌زمان ۵۸ متغیر اثرگذار فراهم شده و وزن هر متغیر بر اساس توان توضیح‌دهندگی آن در هر مقطع زمانی به‌صورت پویا به‌روزرسانی می‌شود. در بخش خبره‌محور، از مدل دلفی فازی برای بهره‌گیری از قضاوت خبرگان استفاده شده است. این ترکیب روش‌شناختی، برخلاف پژوهش‌های پیشین که عموماً به مدل‌های ایستا با تعداد محدودی متغیر متکی بوده‌اند، امکان ارائه مدلی بومی، منعطف و سازگار با شرایط ناپایدار اقتصاد ایران را فراهم می‌آورد. از این رو، پژوهش حاضر با کاهش خطای انتخاب مدل و افزایش دقت شناسایی عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی، به بهبود ارزیابی عملکرد واقعی شرکت‌ها و ارتقای کیفیت گزارشگری مالی کمک می‌کند.

سؤالات پژوهش

بر اساس جمع‌بندی اگرچه مدل‌های بیزین به صورت محدودی در برآورد اقلام تعهدی مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ اما از مدل‌های میانگین‌گیری پویا جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی و بررسی ضرایب و احتمال اثرگذاری آن‌ها در طی زمان تاکنون استفاده نشده است. با توجه به ماهیت اکتشافی تحقیق از ارائه فرضیه خودداری شده است. در نتیجه سؤالات پژوهش حاضر به شرح ذیل است:

- (۱) مهم‌ترین متغیرهای غیر شکننده مؤثر بر اقلام تعهدی بر اساس رویکرد میانگین‌گیری پویا و دلفی فازی کدامند؟

- (۲) اولویت بندی مهم ترین متغیرهای غیر شکننده مؤثر بر اقلام تعهدی بر اساس رویکرد میانگین گیری پویا و دلفی فازی چگونه است؟
- (۳) نحوه اثرگذاری مهم ترین متغیرهای غیر شکننده مؤثر بر اقلام تعهدی بر اساس رویکرد میانگین گیری پویا و دلفی فازی چگونه است؟
- (۴) در مدل سازی اقلام تعهدی دقت کدام یک از رویکردهای میانگین گیری پویا (رویکرد داده محور) و دلفی فازی (خبره محور) بالاتر است؟

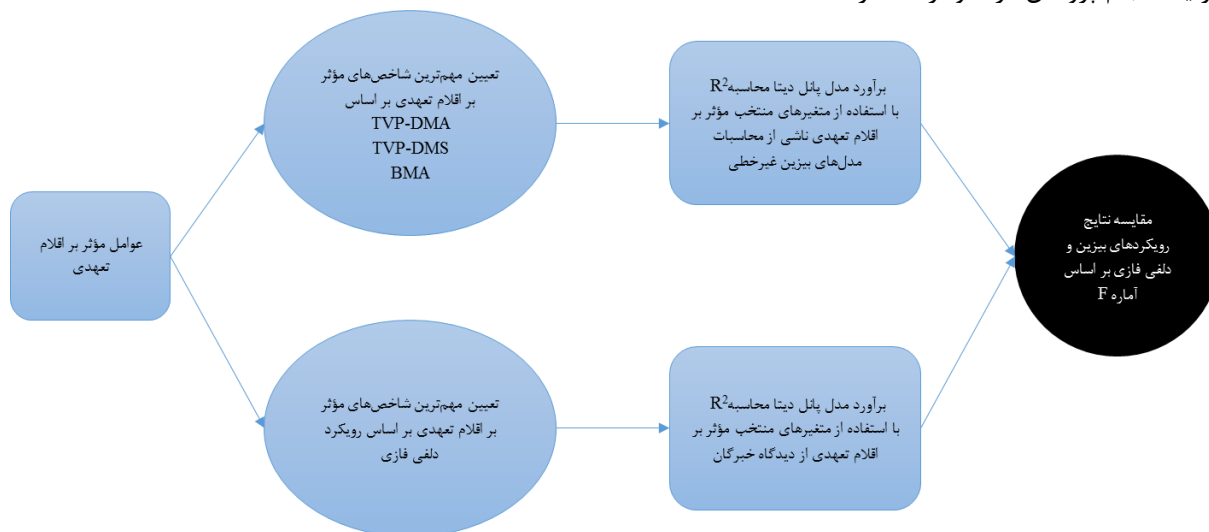
روش پژوهش

روش انجام این تحقیق از نظر هدف کاربردی است. بر اساس ماهیت داده ها کمی است. افق زمانی این پژوهش، یک دوره ۱۳ ساله از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ شمسی است، با توجه به قلمرو مکانی پژوهش و نظر به ماهیت پژوهش و نیز وجود برخی ناهماهنگی ها میان نمونه انتخابی این پژوهش شامل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرا بورس ایران (بازار سرمایه)، می شود که پس از اعمال محدودیت های زیر از روش غربالگری به عنوان نمونه انتخاب گردیدند: شرکت مورد نظر طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ تغییر سال مالی نداده باشد. جزو مؤسسات بانکی، بیمه و سرمایه گذاری نباشد. شرکت هایی که داده های مالی مورد نیاز آن در دسترس باشد. در جدول (۱)، رویکردهای اقتصادسنجی به کار رفته در پژوهش ارائه شده است.

جدول (۱): کاربرد مدل های پژوهش

کاربرد	روش
شناسایی متغیرهای غیر شکننده بر اساس مقایسه توزیع های پسین و پیشین (توزیع نرمال)	BMA ¹
شناسایی متغیرهای غیر شکننده بر اساس مقایسه توزیع های پسین و پیشین (توزیع گاوسی)	WLS ²
شناسایی متغیرهای غیر شکننده بر اساس میانگین معناداری در بازه های زمانی مختلف	TVP-DMA ⁴
شناسایی متغیرهای غیر شکننده بر اساس بالاترین احتمال معناداری در بازه های زمانی مختلف	TVP-DMS ⁵
شناسایی متغیرهای مؤثر بر اساس بالاترین سطح توافق توسط خبرگان	Fuzzy Delphi

فرآیند انجام پژوهش در نمودار (۱)، ارائه شده است:



نمودار (۱): فرآیند انجام پژوهش
(منبع: یافته های پژوهش)

¹ Bayesian Model Averaging

² Weighted Least Squares

³ Gaussian

⁴ Time-Varying Parameters Dynamic Model Averaging

⁵ Time-Varying Parameters Dynamic Model Selection

یافته‌های پژوهش

در ادامه در جدول (۲)، لیست متغیرهای پژوهش ارائه شده است. با توجه به اینکه مقیاس متغیرهای تحقیق متفاوت است؛ اقدام به نرمال‌سازی داده‌های تحقیق شده است. این امر موجب می‌گردد که دامنه تغییرات هر متغیر در بازه ۵ و منفی قرار گیرد و این امر موجب می‌گردد واحد متغیرهای مورد بررسی موجب انحراف در نتایج نگردد.

جدول (۲): متغیرهای پژوهش

شاخص‌های پژوهش	شاخص	نماد
X1	هزینه‌های استهلاک	DEP
X2	سود	X
X3	جمع اقلام تعهدی دوره قبل	$\frac{TA_{it-1}}{1}$
X4	عکس جمع دارایی‌های جاری دوره قبل	$\frac{Asset_{t-1}}{1}$
X5	فروش در دوره جاری	S_t
X6	فروش در دوره قبل	$\frac{S_{t-1}}{1}$
X7	عکس نسبت جمع کل دارایی‌های دوره قبل	$\frac{A_{it-1}}{\Delta REV_{it}}$
X8	تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل	$\frac{A_{it-1}}{PPE_{it}}$
X9	نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل	$\frac{A_{it-1}}{TA_{t-1}}$
X10	نسبت جمع اقلام تعهدی بر فروش	$\frac{S_t}{TA_{t-1}}$
X11	نسبت جمع اقلام تعهدی دوره قبل بر فروش دوره قبل	$\frac{S_{t-1}}{TA_{t-1}}$
X12	تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب‌های دریافتنی تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل	$\frac{\Delta REV_{IP} - \Delta AR_{IP}}{A_{IP-1}}$
X13	تغییر در دارایی جاری منهای تغییر در وجه نقد	$(\Delta CA_{it} - \Delta Cash_{it})$
X14	نسبت جمع اقلام تعهدی بر فروش	$\frac{TA_t}{S_t}$
X15	حساب‌های دریافتنی دوره قبل تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت دوره قبل ضربدر تغییرات درآمد فروش شرکت دوره جاری	$\left(\frac{AR_{t-1}}{REV_{t-1}} \right) REV_{it}$
X16	نسبت اجزاء تعهدی دوره قبل تقسیم بر مخارج دوره قبل ضربدر مخارج دوره جاری	$\left(\frac{APB_{t-1}}{EXP_{t-1}} \right) EXP_{it}$
X17	هزینه استهلاک دوره قبل تقسیم بر ناخالص ماشین‌آلات، تجهیزات و اموال دوره قبل ضربدر ناخالص ماشین‌آلات، تجهیزات و اموال	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} \right) GPPE_{it}$
X18	تغییرات جریان نقد حاصل از عملیات تقسیم بر جمع اقلام تعهدی دوره قبل	$\frac{\Delta CFO_{it}}{TA_{it-1}}$
X19	نسبت حساب‌های دریافتنی دوره قبل تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت دوره قبل ضربدر درآمد فروش شرکت دوره جاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل	$\left(\frac{ART_{t-1}}{REV_{t-1}} \right) \left(\frac{REV_{it}}{A_{t-1}} \right)$
X20	مجموع بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های عمومی و اداری و فروش به‌جز هزینه‌های غیر نقدی دوره گذشته تقسیم بر مخارج دوره قبل ضربدر نسبت مخارج دوره جاری به دارایی‌های دوره گذشته	$\left(\frac{OCAL_{t-1}}{EXP_{t-1}} \right) \left(\frac{EXP_{it}}{A_{t-1}} \right)$
X21	عکس جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{1}{A_{t-2}}$
X22	هزینه‌های اختیاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{Disc_t}{A_{t-2}}$
X23	وقفه اول هزینه‌های اختیاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{Disc_{t-1}}{A_{t-2}}$
X24	نسبت مبلغ فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{PPE_{SALES_t}}{A_{t-2}}$
X25	نسبت مبلغ فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات دوره قبل تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{PPE_{SALES_{t-1}}}{A_{t-2}}$
X26	تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتنی شرکت تقسیم بر جمع اقلام تعهدی دوره قبل	$\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}}$
X27	نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت بر جمع اقلام تعهدی دوره قبل	$\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}}$
X28	جریان نقد حاصل از عملیات تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل	$\frac{CFO_{it}}{A_{it-1}}$
X29	اقلام تعهدی سرمایه در گردش دوره قبل تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل	$\frac{WCA_{it-1}}{A_{it-2}}$

REV_{it}	درآمد فروش شرکت	X30
PPE_{it}	ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت	X31
CF_{t-1}	جریان نقد حاصل از عملیات دوره قبل	X32
CF_t	جریان نقد حاصل از عملیات	X33
$\Delta Sales_t$	تغییرات فروش خالص	X34
$\Delta Sales_t - \Delta REC_t$	تغییرات فروش خالص منهای تغییرات حساب ها و اسناد دریافتنی شرکت در دوره جاری	X35
$\Delta Sales_t - \Delta AR_t$	تغییرات فروش خالص منهای تغییرات حساب ها و اسناد دریافتنی شرکت	X36
$TACC_{it-1}$	مجموع اقلام تعهدی سال جاری در شرکت	X37
$\frac{1}{Asset_{t-1}}$	عکس جمع دارایی های دوره قبل	X38
ROA_t	نرخ بازده دارایی ها	X39
$DCFO_t$	جریان های نقد عملیاتی	X40
$DCFO_t * CFO_t$	جریان نقد عملیاتی ضربدر جریان نقد عملیاتی	X41
$\frac{\Delta REV_i - \Delta REC_i}{REV_i}$	تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب ها و اسناد دریافتنی شرکت تقسیم بر درآمد فروش شرکت	X42
$\frac{\Delta EXP_i - \Delta PAY_i}{REV_i}$	تغییرات مجموع بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه های عمومی و اداری و فروش به جز هزینه های غیر نقدی	X43
$\frac{DEP_i - \Delta RET_i}{REV_i}$	منهای تغییرات حساب های پرداختنی تقسیم بر درآمد فروش شرکت	X44
$\frac{DEP_i - \Delta RET_i}{REV_i}$	هزینه استهلاک منهای تغییرات هزینه مزایای بازنشستگی تقسیم بر درآمد فروش شرکت	X45
$LOG(TA)$	لگاریتم جمع اقلام تعهدی	X46
$GR/Sales$	تغییر فروش شرکت ها تقسیم بر فروش	X47
$InfIndex$	شاخص تورم ^۱	X48
$ROA_{i,t-1}$	نرخ بازده دارایی ها در دوره قبل	X49
$NCWC_{i,t-1}$	سرمایه در گردش غیر نقدی (دارایی های جاری منهای بدهی های جاری و نقدی) دوره قبل	X50
$NCWC_{i,t}$	سرمایه در گردش غیر نقدی (دارایی های جاری منهای بدهی های جاری و نقدی) دوره جاری	X51
$NCWC_{i,t-1} * \Delta REV_{it}$	سرمایه در گردش غیر نقدی (دارایی های جاری منهای بدهی های جاری و نقدی) دوره قبل ضربدر تغییرات درآمد فروش شرکت	X52
$\Delta DEP_{i,t-1}$	تغییرات نرخ استهلاک	X53
$\Delta DEP_{i,t-1} * PPE_{it}$	تغییرات استهلاک دوره قبل ضربدر ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت	X54
$\frac{REV_t}{\Delta TA}$	درآمد فروش شرکت تقسیم بر جمع دارایی های در دوره قبل	X55
$\frac{A_{t-1}}{PPE_{t-1}}$	تغییرات اقلام تعهدی جاری تقسیم بر جمع دارایی های دوره قبل	X56
$NetIncome_{it}$	خالص درآمد	X57
$VT-VT-1$	معکوس خطای زمان بندی در جریان نقد طی دوره	X58

الف: یافته های پژوهش مدل میانگین گیری پویا

با توجه به اینکه مدل های TVP-DMA جزو مدل های اتورگرسیون است؛ به گونه ای که وقفه های متغیر وابسته در سمت راست مدل به عنوان متغیر توضیحی لحاظ می گردد. در نتیجه لازم است بر اساس شاخص های اطلاعاتی اقدام به تعیین وقفه بهینه شده است. نتایج این فرآیند در جدول (۳)، ارائه شده است.

جدول (۳). شاخص های اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه^۲

وقفه بهینه	آکاییک	شوارتز	حنان کوبین
اول	۰/۹۸۴۶	۱/۳۲۸۵	۲/۱۰۹۸
دوم	۱/۴۸۵۸	۳/۹۰۴۳	۴/۷۷۶۴
سوم	۱/۳۸۷۳	۴/۷۸۲۱	۳/۱۶۹۲

^۱ شاخص های کلان برای کلیه شرکت ها یکسان فرض شده است؛ اما به توجه به اینکه متغیر وابسته برای هر شرکت متفاوت است؛ در نتیجه اثرات متفاوتی بر اقلام تعهدی هر شرکت خواهد داشت.

^۲ شاخص های مذکور برای تعیین وقفه بهینه هستند و معناداری در این شاخص های اطلاعاتی جایگاهی ندارد (حداقل شدن میزان آماره ملاک تعیین وقفه بهینه است)؛ آماره T زمانی که پس از تعیین وقفه بهینه، مدل برآورد گردد، قابل بررسی است مانند مدل های ARMA، ARIMA، VAR و ARDL.

با توجه به اینکه وقفه بهینه ۱ تعیین شده است؛ در نتیجه سال ۱۴۰۲ از محاسبات بیزین کنار گذاشته شده است. در ادامه اقدام به شناسایی مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی شده است؛ چون هدف تعیین مدل بهینه است؛ از رویکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای بهره گرفته شود. برای دست یافتن به ثبات نتایج در سه بازه زمانی ۱ دوره ($h=1$)، ۴ دوره ($h=4$) و ۸ دوره ($h=8$) اقدام به پیش‌بینی اقلام تعهدی شده است. دوره زمانی آموزش پیش‌بینی از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ و در دوره زمانی بررسی عملکرد پیش‌بینی از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۱ می‌باشد. به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها از شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی Log(PL) استفاده شده است.

جدول (۴): معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

مدل‌های مختلف ↓	بازه زمانی ←	کوتاه مدت ($h=1$)	میان مدت ($h=4$)	بلند مدت ($h=8$)
		Log(pl)	Log(pl)	Log(pl)
$TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.99)$		۱۶/۷۵	۲۰/۷۰	۰۵/۶۷
$TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.95)$		۱۸/۸۳	۶۵/۷۸	۲۷/۷۴
<u>$TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$</u>		<u>۳۲/۱۱۹</u>	<u>۳۳/۱۰۷</u>	<u>۹۳/۱۰۲</u>
$TVP - AR - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.99)$		۰۲/۷۶	۳۰/۷۱	۸۶/۶۴
$TVP - AR - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.95)$		۷۳/۸۷	۸۴/۸۱	۱۵/۷۸
$TVP - AR - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.90)$		۰۲/۸۵	۹۷/۷۹	۳۶/۷۵
$TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$		۵۹/۷۲	۷۱/۶۸	۸۶/۶۸
$TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$		۴۴/۷۷	۹۰/۷۴	۳۳/۷۴
$TVP - AR - X \quad BMA(\alpha = \lambda = 1)$		۷۷/۹۷	۸۹/۷۹	۴۹/۷۵
WALS		۵۰/۱۰۸	۴۲/۹۵	۸۰/۷۵

بر اساس نتایج شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی Log(PL) در هر سه بازه زمانی از دقت بالاتری برخوردار بوده است. شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی به علت اینکه کل مدل را لحاظ می‌کند از کارایی بالاتری برخوردار است؛ به همین دلیل در این پژوهش از این شاخص بهره گرفته شده است. بر اساس نتایج شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی مدل $TVP - AR - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$ در تمامی بازه‌های زمانی از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. در مدل OLS متغیرهای مستقل در کل دوره زمانی یا تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد یا این تأثیر بی‌معنی است؛ اما در روش‌های TVP-DMA یک متغیر مستقل در یک دوره زمانی می‌تواند تأثیر معنی‌دار و در یک دوره تأثیر بی‌معنی داشته باشد. به‌عنوان مثال در سال ۱۳۹۰ صرفاً متغیرهای $X7, X8, X9, X11, X12, X17, X18, X21, X25, X27, X32, X34, X47$ و $X50, X51$ بر اقلام تعهدی تأثیر معنی‌داری داشته‌اند. برای سایر دوره‌ها می‌توان چنین تحلیلی را ارائه نمود. جدول (۵)، معناداری متغیرهای مورد بررسی در بازه‌های زمانی مختلف را ارائه می‌کند. کل دوره‌های اثرگذار در بازه ۱۲ ساله مورد بررسی در جدول (۵)، ارائه شده است.

جدول (۵): متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی در بازه‌های زمانی مختلف

تعداد دوره‌های معنادار	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۲	میانگین میانگین ضریب
X1	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰/۱۴۸
X2	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۰۳
X3	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۲۶
X4	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰/۱۹۷
X5	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰/۱۴۲
X6	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰/۳۳۴
X7	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۰/۸۸۳
X8	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۲۲۸
X9	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۰/۳۵۷
X10	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰/۰۷۶
X11	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰/۱۴۸
X12	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۰/۴۵۱
X13	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۱۴۲
X14	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰/۰۲۵

+/104	+/-145	2	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X15
+/428	+/-67	8	-	-	1	1	-	1	1	1	1	1	1	-	X16
+/462	+/-852	11	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	-	X17
+/211	+/-358	4	-	-	-	-	1	-	-	1	-	1	-	1	X18
+/07	+/-237	3	1	-	-	1	-	-	1	-	-	-	-	-	X19
+/049	+/-218	3	-	-	-	-	-	1	-	-	1	1	-	-	X20
+/078	+/-243	3	-	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	1	X21
+/112	+/-266	3	-	-	-	-	-	1	-	-	-	1	1	-	X22
+/016	+/-268	4	-	-	-	1	1	-	-	1	-	1	-	-	X23
+/038	+/-446	3	-	-	1	-	-	1	-	-	1	-	-	-	X24
+/035	+/-292	3	-	1	-	-	-	-	-	1	-	-	-	1	X25
+/022	+/-05	4	-	-	-	-	1	1	-	1	-	-	1	-	X26
+/064	+/-485	7	-	1	1	-	-	1	1	1	1	1	-	-	X27
+/022	+/-295	3	-	-	-	-	-	-	1	1	1	1	-	-	X28
+/098	+/-146	2	-	-	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	X29
+/008	+/-13	2	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-	X30
+/015	+/-214	3	1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	X31
+/242	+/-708	9	-	-	1	1	1	1	1	1	1	1	1	-	X32
+/031	+/-244	3	1	-	-	-	-	-	-	1	-	-	1	-	X33
+/438	+/-787	10	1	1	1	1	-	1	1	1	1	1	1	1	X34
+/211	+/-34	4	-	1	-	-	1	-	-	-	-	1	1	-	X35
+/108	+/-184	2	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	-	X36
+/21	+/-231	2	-	-	-	1	-	-	1	-	-	-	-	-	X37
+/049	+/-211	3	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	1	-	X38
+/228	+/-228	3	-	-	-	-	1	-	-	-	1	1	-	-	X39
+/41	+/-285	3	-	-	-	-	1	-	1	-	-	1	-	-	X40
+/17	+/-415	4	1	-	-	1	1	-	-	-	1	-	-	-	X41
+/177	+/-334	2	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	1	-	X42
+/056	+/-349	3	-	-	-	-	-	1	-	1	-	-	1	-	X43
+/042	+/-171	4	-	-	-	1	1	-	-	1	1	-	-	-	X44
+/07	+/-178	2	1	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	X45
+/012	+/-162	2	-	-	1	-	-	-	-	1	-	-	-	-	X46
+/319	+/-748	10	1	1	1	1	1	-	1	1	1	1	1	-	X47
+/302	+/-729	9	1	-	1	1	1	1	1	1	1	1	-	1	X48
+/016	+/-58	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	X49
+/012	+/-138	2	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	X50
+/37	+/-728	9	1	1	1	1	-	1	1	1	1	-	-	1	X51
+/091	+/-246	3	1	1	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	X52
+/104	+/-241	2	-	-	-	-	1	-	-	-	-	1	-	-	X53
+/162	+/-414	4	-	-	1	-	-	-	1	1	-	-	1	-	X54
+/067	+/-243	3	1	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	1	X55
+/195	+/-16	4	-	1	-	1	-	-	-	-	1	-	1	-	X56
+/17	+/-552	3	1	1	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	X57
+/342	+/-898	11	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	-	X58

با توجه به اینکه از یک تابع بیزین بهره گرفته شده است در کنار ضریب اثرگذاری میزان احتمال اثرگذاری ضریب نیز باید در نظر گرفته شود.

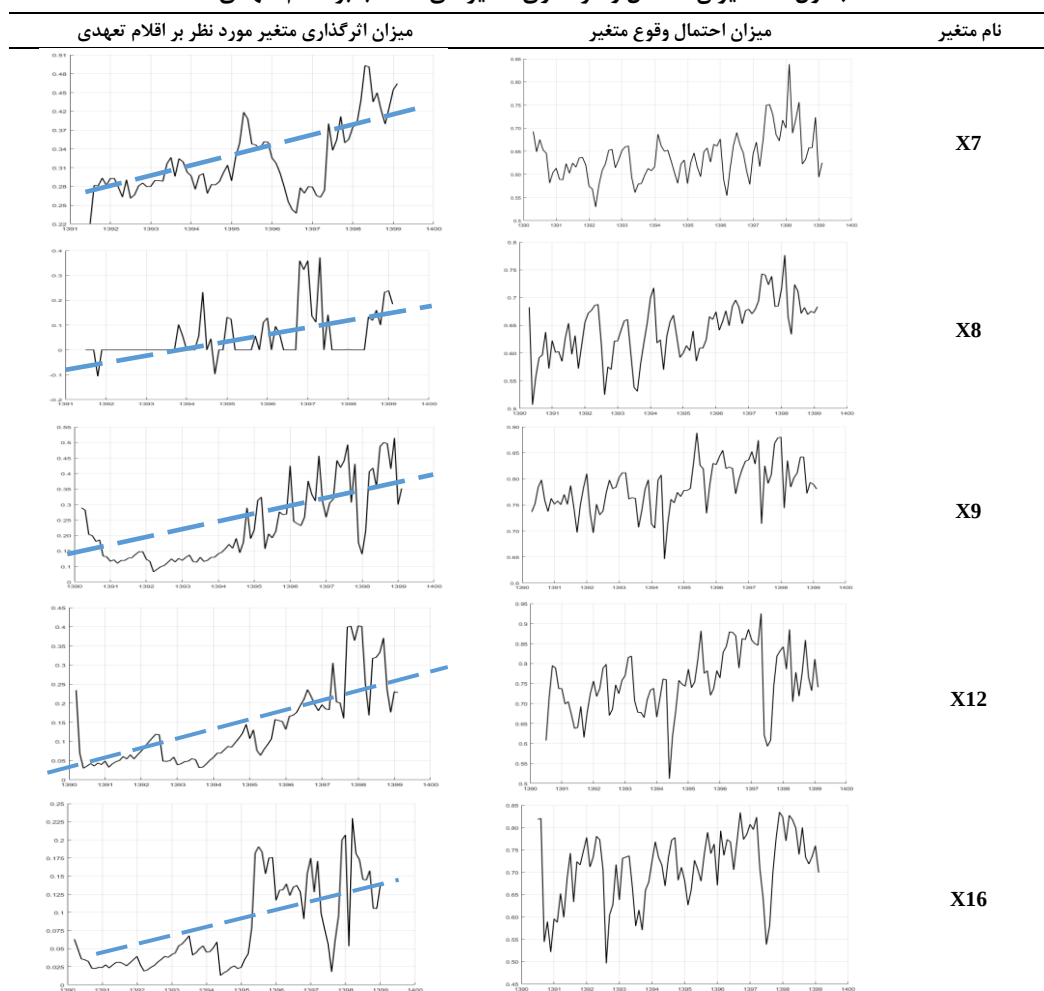
$$\begin{aligned} \text{اقدام تعهدی} = & \beta_7 \text{Pr}(\beta_7) X7 + \beta_8 \text{Pr}(\beta_8) X8 + \beta_9 \text{Pr}(\beta_9) X9 + \beta_{12} \text{Pr}(\beta_{12}) X12 + \beta_{16} \text{Pr}(\beta_{16}) X16 \\ & + \beta_{17} \text{Pr}(\beta_{17}) X17 + \beta_{32} \text{Pr}(\beta_{32}) X32 + \beta_{34} \text{Pr}(\beta_{34}) X34 + \beta_{47} \text{Pr}(\beta_{47}) X47 \\ & + \beta_{48} \text{Pr}(\beta_{48}) X48 + \beta_{51} \text{Pr}(\beta_{51}) X51 + \beta_{57} \text{Pr}(\beta_{57}) X57 + \beta_{58} \text{Pr}(\beta_{58}) X58 + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

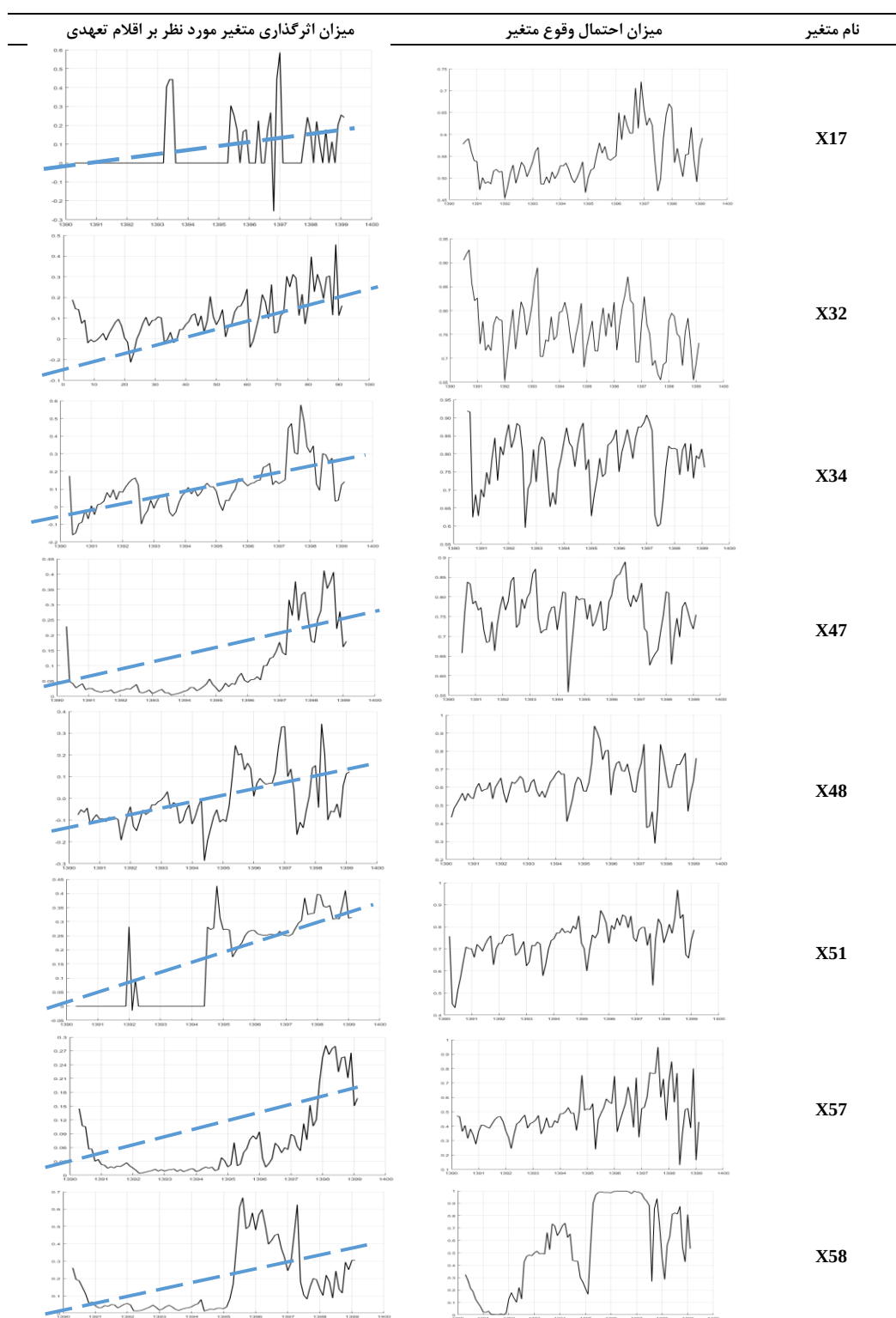
بر اساس نتایج برآورد مدل بیزین مدل (یاضی) پژوهش به شرح زیر می باشد.

$$\begin{aligned} \text{اقدام تعهدی} = & 0.883 \text{Pr}(0.762) X7 + 0.228 \text{Pr}(0.982) X8 + 0.357 \text{Pr}(0.771) X9 + 0.451 \text{Pr}(0.594) X12 \\ & + 0.428 \text{Pr}(0.670) X16 + 0.462 \text{Pr}(0.852) X17 + 0.242 \text{Pr}(0.708) X32 \\ & + 0.438 \text{Pr}(0.787) X34 + 0.319 \text{Pr}(0.748) X47 + 0.302 \text{Pr}(0.729) X48 \\ & + 0.370 \text{Pr}(0.728) X51 + 0.17 \text{Pr}(0.552) X57 + 0.342 \text{Pr}(0.898) X58 + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

به عنوان مثال متغیر نرخ بازده دارایی‌ها در دوره قبل به اندازه ۰/۳۰۲ بر متغیر اقدام تعهدی تأثیر دارد و این ضریب به اندازه ۰/۷۲۹ دارای اعتبار در حضور مدل بهینه است. بالا بودن سطح احتمال وقوع از ۵۰ درصد بیانگر مطلوب بودن ارتباط بین متغیر مذکور با اقدام تعهدی است (کوپ و همکاران، ۲۰۲۰). برای آن که بتوان درباره جدول (۶)، به یک جمع‌بندی کلی دست یافت؛ لازم است برای هر متغیر اقدام به شمارش تعداد دوره‌هایی شده است که متغیر در آن دوره (در هر سطر)، بر اقدام تعهدی مؤثر بوده است. میزان مجموع اثرگذاری هر متغیر در کل دوره بیانگر تعداد دوره‌هایی است که متغیر مذکور بر پیش‌بینی اقدام تعهدی مؤثر است. بر اساس نتایج، تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل با بیشترین دوره اثرگذاری مهم‌ترین متغیر مؤثر بر اقدام تعهدی است. در ادامه میزان احتمال و ضریب اثرگذاری مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقدام تعهدی در دوره‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. بررسی میزان احتمال حضور هر متغیر در پیش‌بینی اقدام تعهدی کمک می‌نماید تا سیاست‌گذاران در صورت اجرای یک سیاست دیدگاه صحیحی درباره نحوه، شدت و میزان احتمال اثرگذاری بر اقدام تعهدی را داشته باشند. نتایج مذکور در جدول (۶)، ارائه شده است. در نمودارهای ارائه شده در بخش راست، میزان احتمال وقوع بهترین مدل و در قسمت چپ میزان احتمال مؤثر بودن متغیر در زمان هر متغیر ارائه شده است.

جدول (۶): میزان احتمال و اثرگذاری متغیرهای منتخب بر اقدام تعهدی





در ستون سمت راست احتمال مؤثر بودن متغیر مذکور بر اقلام تعهدی مورد بررسی قرار گرفته؛ در نمودار زمانی که سطح احتمال بالای ۵۰ درصد باشد به معنای قوی بودن احتمال حضور متغیر در مدل بهینه است. در ستون سمت چپ خط نقطه چین روند اثرگذاری متغیر را بر اقلام تعهدی در طی کل دوره نمایش می دهد. به عبارتی در این نمودارها برخلاف روش های سنتی که تنها یک ضریب را ارائه می دهند، در هر دوره ضریب اثرگذاری برای آن دوره ارائه شده است. بر اساس نتایج مدل میانگین گیری پویا تمامی متغیرها بر اقلام تعهدی تأثیر مثبت دارند و تنها در میزان و شدت اثرگذاری بر اقلام تعهدی و دوره های مختلف بر اقلام تعهدی تأثیر دارند.

ب: یافته‌های پژوهش مدل دلفی فازی - خبرگان

در این بخش ۲۲ نفر از نظرات خبرگان حوزه حسابداری در راستای تعیین مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی بهره گرفته شده است. در ادامه در جدول ۷، مقایسه‌ای از نتایج کسب شده در این پژوهش با کارهای مرتبط در حوزه پیش‌بینی بر اساس داده‌های سری زمانی ارائه شده است. با توجه به اینکه در فازی نوع دو نسبت به فازی نوع یک و در فازی نوع سه نسبت به فازی نوع یک و دو عدم اطمینان بیشتری پوشش داده می‌شود، استفاده از توابع ورودی که بتواند دامنه نااطمینانی بالاتری را پوشش دهد. بر این اساس توابع ورودی فازی از نوع ترکیبی مثلثی - گاوسی انتخاب گردید تا بالاترین پوشش دامنه نااطمینانی را دارا است.

جدول (۷): مقایسه نتایج رویکرد فازی نوع ۱، ۲ و ۳

کارایی میانگین				
فازی نوع ۱		فازی نوع ۲		فازی نوع ۳
فرم تابع		نوع تابع		
۰/۶۱۱		۰/۶۵۸		۰/۷۱۲
۰/۶۴۳		۰/۷۲۱		۰/۷۹۴
۰/۶۹۴		۰/۸۱۳		۰/۹۴۸
بین فازی نوع ۱ و نوع ۲ و نوع ۳ تفاوت معنادار از لحاظ دقت وجود دارد.				
۹/۷۸	۸/۱۱	۱۳/۲۴	۲۲/۱۹	
تفاوت معنادار میان میانگین‌ها وجود دارد.				
منبع: یافته‌های پژوهش				

بر اساس نتایج تفاوت معناداری میان کارایی میانگین سه رویکرد فازی وجود دارد؛ در نتیجه فازی نوع ۳ جهت فازی نمودن نظرات خبرگان اعمال شده است. در ادامه نتایج انجام دو دور دلفی ارائه شده است. در دور دوم هیچ سؤالی حذف نشد که این خود نشانه‌ای برای پایان راندهای دلفی است. به‌طور کلی یک رویکرد برای پایان دلفی آن است که میانگین امتیازات سؤالات راند اول و راند دوم باهم مقایسه شوند. در صورتی که اختلاف بین دو مرحله از حد آستانه کم (۰/۵)، کوچک‌تر باشد در این صورت فرایند نظرسنجی متوقف می‌شود (چنگ و لین، ۲۰۰۲). نتایج مقایسه راندهای اول و دوم دلفی فازی در جدول ۸، ارائه شده است.

جدول (۸): فاصله مقدار قطعی راند نخست و راند دو

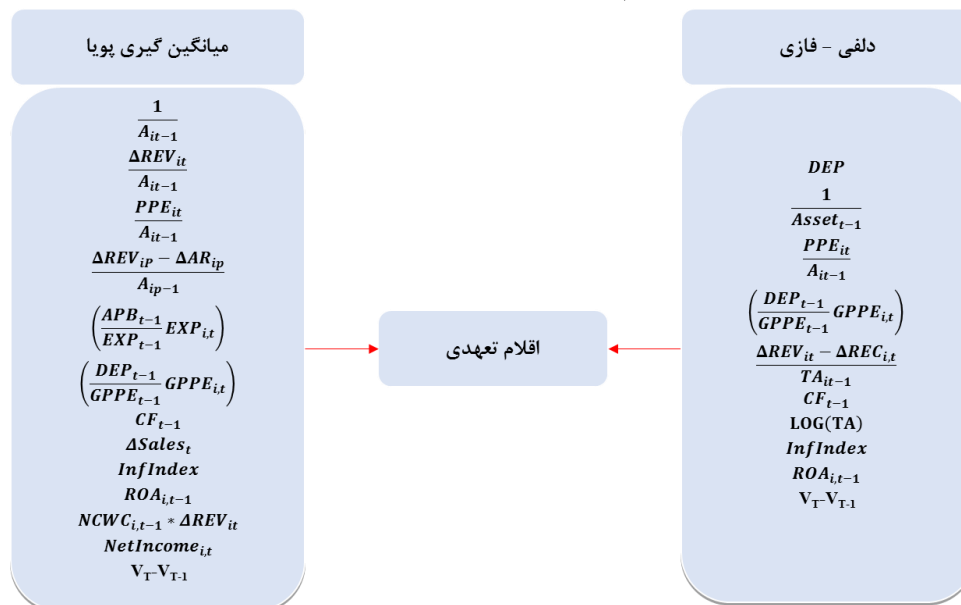
نام شاخص	شاخص‌ها	نتیجه راند ۱	نتیجه راند ۲	اختلاف	نتیجه
X1	DEP	۷/۴۷	۷/۳۷	-۰/۱	توافق
	1				
X4	Asset _{t-1}	۷/۴۲	۷/۷۲	۰/۳	توافق

¹ Cheng & Lin

توافق	۰/۰۳	۷/۷۸	۷/۷۵	$\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}$	X9
توافق	۰/۱۳	۷/۴۷	۷/۳۴	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_{i,t} \right)$	X17
توافق	۰/۰۳	۷/۲۲	۷/۱۹	$\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}}$	X26
توافق	۰/۲۲	۷/۲۷	۷/۰۵	CF_{t-1}	X32
توافق	-۰/۱۹	۷/۵۳	۷/۷۲	LOG(TA)	X45
توافق	۰/۳۶	۷/۵۵	۷/۱۹	InfIndex	X47
توافق	۰/۳۸	۷/۳۱	۷/۶۹	$ROA_{i,t-1}$	X48

منبع: یافته های پژوهش

خلاصه نتایج این دو رویکرد در نمودار (۲)، ترسیم شده است:



نمودار (۲): مدل بهینه اقلام تعهدی

(منبع: یافته های پژوهش)

بر اساس نتایج در رویکرد دلفی ۱۰ شاخص و در رویکرد میانگین گیری پویا ۱۳ شاخص مؤثر بر اقلام تعهدی تعیین گردیدند. بر اساس نتایج برخی شاخص های شناسایی شده در دو رویکرد مشترک هستند. در ادامه اقدام به برآورد رویکرد پانلی بر اساس شاخص های هر دو گروه نموده و ضریب تعیین هر دو رویکرد با یکدیگر مقایسه می گردد. قبل از برآورد اقدام به محاسبه مانایی داده های پژوهش پرداخته شده است. برای بررسی فرضیه ی وجود یا عدم وجود ریشه ی واحد در سری های زمانی، در مدل حاضر سعی شده است از آزمون لوین لین و چو بهره گرفته شده است که نتایج آن در جدول (۹) ارائه شده است. نرم افزار استفاده شده در این بخش نرم افزار ایویوز ۱۲ می باشد.

جدول (۹): نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (فرضیه صفر = نامانایی سری)

نتیجه	لوین، لین و چو		ایم پسران و شین		فیشر دیکلی فولر تعمیم		فیشر، فلیپس پرو		لوین، لین و چو
	p.v	آماره	p.v	آماره	p.v	آماره	p.v	آماره	
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۰۲	۰/۰۰۰	-۲۱/۹۶۴	۰/۰۰۰	۶۴/۲۱۹	۰/۰۰۰	۱/۶۴۴	DEP
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۵/۷۵۸	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۹۱	۰/۰۰۰	۹۱/۱۱۲	۰/۰۰۰	۱/۳۳۱	$\frac{1}{Asset_{t-1}}$
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۵/۷۷۴	۰/۰۰۰	-۱۱/۳۲۱	۰/۰۰۰	۲۱/۱۱۳	۰/۰۰۰	۳۳۲	$\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}$
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۷/۷۴۹	۰/۰۰۰	-۱۵/۱۹۵	۰/۰۰۰	۹۵/۱۵۱	۰/۰۰۰	۶/۴۴۵	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_{i,t} \right)$
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۷/۱۹۱	۰/۰۰۰	-۱۴/۱۰۰	۰/۰۰۰	۰۰/۱۴۱	۰/۰۰۰	۵/۴۱۳	$\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}}$
در سطح مانا است.	۰/۰۰۰	-۱۱/۷۴۸	۰/۰۰۰	-۲۳/۰۳۵	۰/۰۰۰	۳۵/۲۳۰	۰/۰۰۰	۵/۶۷۵	CF_{t-1}

LOG(TA)	۹۵/۶۰۷	۰/۰۰۰	۳۱۵/۲۰۷	۰/۰۰۰	-۲۰/۷۳۱۵	۰/۰۰۰	-۱۰/۵۷	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
InfIndex	۳۹/۴۴۲	۰/۰۰۰	۸۵/۱۵۰	۰/۰۰۰	-۱۵/۰۸۵	۰/۰۰۰	-۷/۶۹۴	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
ROA _{t,t-1}	۸۷/۲۰۷	۰/۰۰۰	۸۸/۷۰	۰/۰۰۰	-۷/۰۸۸	۰/۰۰۰	-۳/۶۱۵	۰/۰۱۲	در سطح مانا است.
V _{T-V_{T-1}}	۷۸/۲۳۸	۰/۰۰۰	۴۲/۸۱	۰/۰۰۰	-۸/۱۴۲	۰/۰۰۰	-۴/۱۵۳	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
$\frac{1}{A_{it-1}}$	۹۵/۳۳۰	۰/۰۰۰	۸۵/۱۱۲	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۸۵	۰/۰۰۰	-۵/۷۵۶	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
$\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}}$	۰۹۳/۳۱۱	۰/۰۰۰	۰۷۹/۱۰۶	۰/۰۰۰	-۱۰/۶۰۷۹	۰/۰۰۰	-۵/۴۱۰	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
$\frac{A_{it-1} - \Delta AR_{ip}}{A_{ip-1}}$	۰۹/۳۰۲	۰/۰۰۰	۰۱/۱۰۳	۰/۰۰۰	-۱۰/۳۰۱	۰/۰۰۰	-۵/۲۵۴	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
$\Delta Sales_t$	۵۰/۴۶۶	۰/۰۰۰	۰۸/۱۵۹	۰/۰۰۰	-۱۵/۹۰۸	۰/۰۰۰	-۸/۱۱۳	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
NCWC _{t,t-1} * ΔREV_{it}	۸۵۰/۴۱۹	۰/۰۰۰	۱۷۲/۱۴۳	۰/۰۰۰	-۱۴/۳۱۷	۰/۰۰۰	-۷/۳۰۲	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.
V _{T-V_{T-1}}	۲۰۷/۱۷۶	۰/۰۰۰	۹۱/۰۸۶	۰/۰۰۰	-۱۰/۱۶۳	۰/۰۰۰	-۵/۱۶۴	۰/۰۰۰	در سطح مانا است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مورد نظر در جدول ۷، نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد مانا هستند. بر این اساس نگرانی از وقوع رگرسیون کاذب در برآورد مدل‌های تخمینی وجود ندارد. مانایی در داده‌های پژوهش این تضمین را به محقق خواهد داد که داده مورد نظر قابلیت پیش‌بینی آینده را دارد و صرفاً یک رابطه آماری میان متغیرهای پژوهش وجود ندارد و داده‌های پژوهش بر اساس یک مبانی نظری با یکدیگر در ارتباط هستند. برای تعیین مدل بهینه از میان سه روش اثر مشترک، اثر ثابت و اثر تصادفی در مدل‌های پانل از آزمون‌های لیمر و هاسمن استفاده می‌گردد. آماره لیمر و هاسمن پانل در مدل‌های مختلف در جدول (۱۰)، ارائه شده است:

جدول (۱۰): آزمون راست‌نمایی اثرات ثابت و هاسمن در مدل‌های دو گانه

مدل	آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
مدل بر اساس متغیرهای منتخب در دیدگاه دلفی فازی	آزمون هاسمن	کای دو	۱۰/۷۰۳	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت
مدل بر اساس متغیرهای منتخب در دیدگاه میانگین‌گیری پویا	آزمون هاسمن	کای دو	۵۰/۱۷۵	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر در آزمون F لیمر به صورت زیر می‌باشد:

H_0 : پارامترهای عرض از مبدأ در تمام شرکت‌ها (مقاطع) برابر هستند.

H_1 : پارامترهای عرض از مبدأ در تمام شرکت‌ها (مقاطع) برابر نیستند.

در جدول (۱۱) تخمین مدل دلفی فازی و میانگین‌گیری پویا در حالت اثرات ثابت ارائه شده است:

جدول (۱۱): نتایج برآورد مدل در مدل‌های دو گانه

نام متغیر	ضریب و آماره t	مدل بر اساس متغیرهای منتخب در دیدگاه دلفی فازی	مدل بر اساس متغیرهای منتخب در دیدگاه میانگین‌گیری پویا
عرض از مبدأ	ضریب	۰/۱۴۳	۰/۱۸۱
	آماره t	۵/۵۱۰ ***	۳/۱۴۵ ***
DEP	ضریب	۰/۰۵۵	-
	آماره t	۴/۶۳۲ ***	-
$\frac{1}{Asset_{t-1}}$	ضریب	۰/۱۶۹	-
	آماره t	۲/۱۲۲ **	-
$\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}$	ضریب	۰/۱۹۹	۰/۲۰۱
	آماره t	۳/۱۹۸ **	۵/۴۵۳ ***
$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_{it} \right)$	ضریب	۰/۱۱۶	۰/۲۴۹
	آماره t	۲/۲۳۱ **	۷/۱۳۵ ***
CF_{t-1}	ضریب	۰/۱۱۳	۰/۳۴۱
	آماره t	۱۰/۶۸۳ ***	۸/۱۹۶ ***
LOG(TA)	ضریب	۰/۲۵۳	-

-	۴/۰۵۹ ***	آماره t	
۰/۲۵۹	۰/۲۳۲	ضریب	<i>InfIndex</i>
۱/۱۸۴ ***	۳/۰۰۷ **	آماره t	
۰/۱۳۳	۰/۰۷۷	ضریب	<i>ROA_{it-1}</i>
۷/۱۷۵ ***	۷/۲۳۱ ***	آماره t	
-	۰/۱۹۲	ضریب	<i>V_T-V_{T-1}</i>
-	۲/۰۷۲ **	آماره t	
۰/۲۱۴	-	ضریب	$\frac{1}{A_{it-1}}$
۵/۱۷۶ ***	-	آماره t	
۰/۱۹۸	-	ضریب	$\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}}$
۷/۲۱۷ ***	-	آماره t	
۰/۲۰۹	-	ضریب	$\frac{\Delta REV_{ip} - \Delta AR_{ip}}{A_{ip-1}}$
۷/۱۹۸ ***	-	آماره t	
۰/۱۶۳	-	ضریب	$\Delta Sales_t$
۶/۱۷۵ ***	-	آماره t	
۰/۱۰۵	-	ضریب	<i>NCWC_{it-1} * ΔREV_{it}</i>
۴/۱۸۷ ***	-	آماره t	
۰/۲۰۹	۰/۰۴۶	ضریب	<i>NetIncome_{it}</i>
۵/۱۳۴ ***	۵/۶۲۲ ***	آماره t	
۱۲/۰۹۸ ***	۸/۴۱۲ ***	آماره F	
۰/۹۰۲	۰/۵۹۷	آماره R ²	

*** به معنای معناداری ضریب در سطح ۱ درصد است.

** به معنای معناداری ضریب در سطح ۵ درصد است.

* به معنای معناداری ضریب در سطح ۱۰ درصد است.

منبع: یافته های پژوهش

فروض رگرسیونی مدل های دو گانه مورد بررسی قرار گرفت و مدل های مورد بررسی دارای مشکلات عدم نرمال بودن، واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و خطای تصریح مدل نبودند؛ در نتیجه در ادامه به بررسی مقایسه دقت مدل نظریه خبرگان و مدل میانگین گیری پویا در جدول (۱۲)، پرداخته شد.

جدول (۱۲): مقایسه نظر خبرگان و میانگین گیری بیزین

رویکرد	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F جهت مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده $(F = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(N-k-1)})$
میانگین گیری پویا	۰/۹۰۲	۲۹/۱۶ ***
دلفی-فازی نوع ۳	۰/۵۹۷	(۰/۰۰۰)

منبع: یافته های پژوهش

بر اساس نتایج مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده (F) در حالت پانلی با ورود متغیرهای منتخب دلفی فازی و رویکرد پانلی با رویکرد میانگین گیری پویا نسبت به دلفی-فازی نوع ۳ از دقت بالاتری در پیش بینی اقلام تعهدی برخوردار است. در نتیجه استفاده از رویکردهای پویای غیرخطی در مدل سازی اقلام تعهدی در بازار سرمایه تهران از قابلیت اتکای بالاتری برخوردار خواهد بود.

بحث و نتیجه گیری

نبود رویکرد مدون در حوزه اقلام تعهدی موجب ایجاد ناهماهنگی و عدم همسانی رویه در ارائه گزارش ها شده که به تبع آن موجب کاهش کیفیت ارائه گزارش ها و قابلیت مقایسه صورت های مالی را افزایش می دهد و کیفیت گزارش های حسابداری را با مشکل روبرو می سازد.

جهت تدوین مدل بهینه اقلام تعهدی سعی گردید از رویکردهای مدل ساز که توانایی شناسایی مهم ترین متغیرهای مؤثر بر یک متغیر را دارند؛ بر این اساس از رویکردهای رقیب جهت شناسایی متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی بهره گرفته شد. از دو رویکرد کمی و کیفی در حوزه مدل سازی اقلام تعهدی بهره گرفته شده است. در روش کیفی که بر اساس نظرات خبرگان می باشد از رویکرد دلفی فازی بهره گرفته شد و از روش های میانگین گیری بیزین، پویا، انتخابی و وزنی در حالت کمی جهت

مدل سازی اقلام تعهدی بهره گرفته شده است. بر اساس پیش بینی درون نمونه ای از میان مدل های رقیب در روش کمی از مدل میانگین گیری پویای پارامتر متغیر زمان بهره گرفته شد. بر اساس تعداد دوره های معناداری؛ احتمال وقوع یک متغیر که بر اساس منطق احتمال لازم است بالای ۵۰ درصد باشد؛ ۱۳ متغیر غیر شکننده مؤثر بر اقلام تعهدی شناسایی شدند. متغیرهای مذکور عبارتند از: (۱) عکس نسبت جمع کل دارایی های دوره قبل (۲) تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی های دوره قبل (۳) نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت بر جمع دارایی های دوره قبل (۴) تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب های دریافتنی تقسیم بر جمع دارایی های دوره قبل (۵) نسبت اجزاء تعهدی دوره قبل تقسیم بر مخارج دوره قبل ضربدر مخارج دوره جاری (۶) هزینه استهلاک دوره قبل تقسیم بر ناخالص ماشین آلات، تجهیزات و اموال دوره قبل ضربدر ناخالص ماشین آلات، تجهیزات و اموال (۷) جریان نقد حاصل از عملیات دوره قبل (۸) تغییرات فروش خالص (۹) شاخص تورم (۱۰) نرخ بازده دارایی ها در دوره قبل (۱۱) سرمایه در گردش غیر نقدی (دارایی های جاری منهای بدهی های جاری و نقدی) دوره قبل ضربدر تغییرات درآمد فروش شرکت (۱۲) خالص درآمد (۱۳) معکوس خطای زمان بندی در جریان نقد طی دوره شناسایی شدند. بر اساس نتایج، تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی های دوره قبل با بیشترین دوره اثرگذاری مهم ترین متغیر مؤثر بر اقلام تعهدی است. در بخش کیفی از مدل دلفی فازی غیرخطی بهره گرفته شد. بر اساس نتایج مدل های مبتنی بر میانگین گیری پویا نسبت به مدل دلفی فازی (نظر خبرگان)، در پیش بینی اقلام تعهدی از دقت بالاتری برخوردار بودند. در نتیجه مدل سازی اقلام تعهدی بر اساس رویکرد میانگین گیری پویا از دقت بالاتری برخوردار است. در نتیجه تحلیل نتایج بر اساس این رویکرد تجزیه و تحلیل شده است.

استفاده از یک مدل منفرد در فرآیند مدل سازی اقلام تعهدی موجب افزایش خطا در تصمیم گیری مدیران می شود. در نتیجه از یک دیدگاه سیستمی جهت مدیریت اقلام تعهدی باید بهره گرفت. با توجه به اینکه خاصیت استفاده از اقلام تعهدی در شرکت ها رفع مشکلات زمان بندی و تطابق جریان وجه نقد است؛ تدوین مدل بهینه حاضر موجب هموار کردن اجزای جریان وجه نقد غیر مرتبط با عملکرد دوره جاری شده است. انتظار می رود استفاده از این کارکرد اقلام تعهدی برای پیش بینی این اقلام مفید واقع شود. به نظر می رسد که بتوان از این کارکرد اقلام تعهدی برای پیش بینی این اقلام بهره گرفت و اقلام تعهدی را با استفاده از تغییرات جریان وجه نقد و ویژگی های سری زمانی جریان وجه نقد (ویژگی های زمان بندی و تطابق) پیش بینی نمود.

با توجه به اینکه تورم در مدل سازی اقلام تعهدی حضور دارد و تورم جزو ریسک های سیستماتیک دسته بندی می گردد؛ پیشنهاد می گردد سرمایه گذاران در صنایعی سرمایه گذاری نمایند که توان پوشش تورم را داشته باشند؛ این امر موجب کاهش اثرات تورم بر اقلام تعهدی شرکت می گردد.

به سرمایه گذاران و تحلیل گران مالی پیشنهاد می شود در ارزیابی اقلام تعهدی به تصمیمات عملیاتی مرتبط با اجزای اصلی اقلام تعهدی یعنی حساب های دریافتنی، موجودی کالا، حساب های پرداختنی و استهلاک در زمان تغییرات فروش تمرکز کنند؛ زیرا افزایش یا کاهش این اقلام در زمان افزایش و کاهش فروش یکسان نیست؛ در نتیجه، می تواند به تصمیمات متفاوت منجر شود. در نتیجه بررسی شرایط فروش و تغییرات فروش می تواند پیش بینی کننده مناسبی برای بروز تغییرات در اقلام تعهدی باشد. با توجه به اهمیت جریان های نقدی در مدل سازی اقلام تعهدی سرمایه گذاران باید در الگوهای تصمیم گیری های خود به کیفیت اقلام تعهدی و جریان های نقدی عملیاتی توجه کنند و در سطح شرکت و صنعت این بررسی ها را بسط بدهند و در شرکت ها یا صنایعی سرمایه گذاری کنند که اقلام تعهدی پایین تر و جریان های نقد عملیاتی بالاتری داشته اند؛ زیرا جریان نقد عملیاتی حاصل عملیات اصلی شرکت است و باید به آن توجه بیشتری داشت. به طور طبیعی جریان نقد عملیاتی اهمیت بیشتری نسبت به سایر طبقات دارد.

بر اساس نتایج پژوهش، به مدیران شرکت های بورسی پیشنهاد می شود برای پیش بینی اقلام تعهدی و ارزیابی عملکرد آتی، به جای مدل های سنتی، از مدل پویای طراحی شده در این پژوهش استفاده کنند. در این مدل، متغیرهایی مانند تغییرات فروش جاری و دوره قبل، هزینه های استهلاک، نسبت اموال، ماشین آلات و تجهیزات، عکس جمع دارایی ها و اقلام تعهدی دوره قبل بر اساس احتمال حضور و ضریب اهمیت وزن دهی شده اند. مدیران می توانند با استفاده از ضرایب استخراج شده برای این ۱۳ متغیر، سطح اقلام تعهدی نرمال را برآورد کنند و در صورت مشاهده انحراف معنادار از آن، احتمال مدیریت سود یا

تغییر در سیاست های عملیاتی را بررسی نمایند. این مدل می تواند در بودجه ریزی دقیق تر، پایش کیفیت گزارشگری مالی و ارزیابی واقع بینانه تر عملکرد شرکت ها به کار گرفته شود.

به سرمایه گذاران پیشنهاد می گردد؛ اقدام به بررسی گزارش های پیوست و وضعیت شاخص های مورد بررسی نمایند؛ چرا که شرکت هایی که سطح مطلوبی از شاخص های فوق را نسبت به میانگین بازار و صنعت ندارند؛ زمینه لازم را برای افزایش سطح اقلام تعهدی رو و در نتیجه امکان بروز مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و کاهش کیفیت صورت های مالی را دارند. پیشنهاد می گردد سطح آستانه متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی محاسبه گردد و با استفاده از رویکردهای هوش مصنوعی و یادگیری ماشینی شرکت هایی که از این سطح عبور می کنند؛ شناسایی نموده و در راستای بهبود سطح مطلوب اقلام تعهدی آن ها راهکارهای منحصربه فرد (با توجه به شرایط شرکت) ارائه گردد.

نتایج پژوهش حاضر در راستای نتایج پژوهش های کریستین و همکاران (۲۰۲۳)؛ بریور و شوت (۲۰۲۳)؛ هونگ و همکاران (۲۰۲۲)؛ بایرن (۲۰۲۰)؛ رضاییان جویباری و همکاران (۱۴۰۲)؛ حاجی رضا و همکاران (۱۴۰۲)؛ مظاهری و همکاران (۱۴۰۱)؛ ثقفی و همکاران (۱۴۰۱)؛ ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۰)؛ جلالی مولود و همکاران (۱۴۰۰)؛ قرار دارد. بر این اساس طراحی یک رویکرد جامع با در نظر گرفتن شرایط محیطی ایران، موجب کارآتر شدن مدل پژوهش نسبت به سایر مدل ها خواهد شد.

نتیجه گیری

نتایج پژوهش نشان داد که طراحی یک رویکرد جامع و مبتنی بر مدل های میانگین گیری بیزین پویا، با در نظر گرفتن شرایط خاص محیطی ایران، به مراتب کارآتر از مدل های سنتی و ایستا در تبیین اقلام تعهدی عمل می کند. این مدل با لحاظ پویایی متغیرها و وزن دهی به عوامل مؤثر، امکان شناسایی دقیق تر اقلام تعهدی و تفکیک اقلام نرمال از غیر نرمال را فراهم می آورد و در نتیجه، به بهبود ارزیابی عملکرد واقعی شرکت ها و کیفیت گزارشگری مالی کمک می کند.

محدودیت ها

- از مهم ترین محدودیت های این پژوهش می توان به موارد زیر اشاره کرد:
- کمبود داده های سری زمانی ماهانه برای برخی متغیرهای پژوهش؛ زیرا حداقل داده های در دسترس بر اساس الزامات سازمان بورس اوراق بهادار به صورت فصلی ارائه می شود.
- نبود پژوهش های مشابه مبتنی بر رویکرد پارامتر متغیر در زمان در حوزه اقلام تعهدی که امکان مقایسه نتایج پژوهش حاضر را با مطالعات پیشین محدود می کند.

پیشنهادهای برای پژوهش های آتی

- با توجه به یافته ها و محدودیت های پژوهش حاضر، پیشنهاد می شود در مطالعات آینده:
- از روش پانل مارکوف سوئیچینگ استفاده شود تا تغییرات رفتار اقلام تعهدی در حالت های رونق، رکود و شرایط عادی اقتصادی به طور مجزا بررسی گردد.
- اقلام تعهدی در چرخه عمر شرکت ها و صنایع مختلف تحلیل شود تا تفاوت های ساختاری میان مراحل رشد، بلوغ و افول شرکت ها آشکار گردد.
- در صورت دسترسی به داده های با فراوانی بالاتر (مثلاً ماهانه)، مدل های پویا با دقت بیشتری برآورد شوند و نتایج با پژوهش حاضر مقایسه گردد.

منابع

ابراهیمی، مهرنوش؛ فرهاد حنیفی؛ زهره حاجیه؛ شادی شاهوردیانی و حمیدرضا کردلویی. (۱۴۰۰). شناسایی مهم ترین عوامل مؤثر بر مدیریت سود واقعی و تعهدی در بازار سرمایه با رویکرد مدل های بیزین. **مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار** ۱۲(۴۸): ۱۰۹-۱۴۲.

- بوژمهرانی، احسان؛ یحیی کامیابی و اسفندیار ملکیان. (۱۳۹۹). زمان‌بندی جریان‌های نقدی و رویدادهای اقتصادی: الگویی برای طبقه‌بندی اقلام تعهدی. **دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت** ۹(۳۳): ۲۸۴-۲۶۸.
- ثقفی، علی؛ قاسم بولو و حسینعلی سهرابی ورزنه. (۱۴۰۱). مدل کیفیت اقلام تعهدی با رویکرد الگوریتم مدیریت گروهی داده‌ها. **مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۹(۵۷): ۴۰-۱.
- جلالی مولود، حسین‌علی؛ زهرا لشگری و سید حسین ایزدیار. (۱۴۰۰). بررسی بهبود ارائه مدل‌های اقلیمی توانمندی با استفاده از ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی. **دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت** ۱۰(۴۱): ۲۱۵-۲۰۱.
- حاجی رضا، محمدرضا؛ رؤیا دارابی و علی نجفی مقدم. (۱۴۰۲). بررسی رابطه آنتروپی اقلام تعهدی مدل تعدیل شده جونز و پایداری مالی و برآورد آن‌ها بر اساس الگوریتم نهنگ و ژنتیک. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۱۲(۴۹): ۸۹-۷۶.
- رضاییان جویباری، اعظم؛ جمادوردی گرگانی دوجی؛ مجید اشرفی و علی خامکی. (۱۴۰۲). شناسایی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران و بررسی نحوه اثرگذاری آن‌ها طی زمان. **مجله پیشرفت‌های حسابداری** ۱۵(۲): ۴۸-۳۶.
- قربانی، آرش؛ و محمدحسین ودیعی نوقایی. (۱۳۹۷). توسعه مدل‌های جبری و تجربی برای تبیین و کنترل مؤلفه‌های مؤثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی. **پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی** ۷(۱): ۴۲-۷.
- کردستانی، غلامرضا؛ جواد رضازاده و وحید محمدی. (۱۳۹۷). بررسی عوامل زمانی و اقتصادی مؤثر بر رابطه بین اقلام تعهدی و جریان وجه نقد عملیاتی. **مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۵(۶۰): ۵۹-۳۳.
- مظاهری، اسماعیل؛ بابک عابدی صدقیانی؛ ابراهیم انواری و محمد براتی نسب. (۱۴۰۱). پیش‌بینی اقلام تعهدی با استفاده از ویژگی تطابق و زمان‌بندی جریان وجه نقد. **پنجمین کنفرانس بین‌المللی سالانه تحولات نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تهران**.
- مظفرنیا، مهدی؛ میرفیض فلاح شمس و غلامرضا زمریدیان. (۱۴۰۰). وابستگی رژیمی و سرایت‌پذیری چرخه‌ای تلاطم نرخ ارز و قیمت سهام در ایران. **پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری** ۲(۴): ۱۲۹-۱۰۷.
- محمدی، امیر و ثقفی، علی (۱۳۹۶). بهبود سنجش کیفیت اقلام تعهدی. **پژوهش‌های تجربی حسابداری**، ۷(۳): ۱-۲۰.
- نیکومرام، هاشم؛ و یونس بادآور نهندي. (۱۳۸۸). تبیین و ارائه الگویی برای تعیین و ارزیابی عوامل مؤثر بر انتخاب کیفیت گزارشگری مالی در ایران. **فصلنامه علمی و پژوهشی مدیریت بهره‌وری** ۸(۲): ۱۸۷-۱۴۱.
- Breuer, M., & H. Schütt. (2023). Accounting for uncertainty: an application of Bayesian methods to accruals models. **Review of Accounting Studies** 28(2): 726-768.
- Cheng, C.H., & Y. Lin. (2002). Evaluating the best main battle tank using fuzzy decision theory with linguistic criteria evaluation. **European Journal of Operational Research** 142(1): 174-186. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(01\)00280-6](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(01)00280-6)
- Christensen, T.E., J. D'Adduzio & K.K. Nelson. (2023). Explaining accruals quality over time. **Journal of Accounting and Economics** 76(1): 101575. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2022.101575>
- Coskun, A. (2020). A comparison of models for predicting discretionary accruals: A cross-country analysis. **The Journal of Asian Finance, Economics and Business**, 7(9), 315-328. <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2020.VOL7.NO9.315>
- Dechow, P.M., R.G. Sloan & A.P. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. **The Accounting Review** 70(2): 193-225.
- DeFond, M.L., & J. Jiambalvo. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. **Journal of Accounting and Economics** 17(1-2): 145-176.
- Deniz, P., & T. Stengos. (2023). Revisiting the determinants of consumption: A Bayesian model averaging approach. **Journal of Risk and Financial Management** 16(3): 190. <https://doi.org/10.3390/jrfm16030190>

- Dopuch, N., C. Seethamraju & W. Xu. (2010). The pricing of accruals for profit and loss firms. **Review of Quantitative Finance and Accounting** 34(4): 505–516.
- Fan, S., & L. Yu. (2013). Accrual anomaly and idiosyncratic risk: International evidence. **The International Journal of Business and Finance Research** 7(4): 63–75.
- Gordon, E.A., K.A. Petruska & M. Yu. (2014). Do analysts' cash flow forecasts mitigate the accrual anomaly? International evidence. **Journal of International Accounting Research** 13(1): 61–90. <https://doi.org/10.2308/jiar-50700>
- Hieu, P.D., & H.H. Anh. (2023). Capital structure and practices of accrual-based earnings management among non-financial Vietnamese listed firms. **Investment Management and Financial Innovations** 20(4): 182–193. [https://doi.org/10.21511/imfi.20\(4\).2023.16](https://doi.org/10.21511/imfi.20(4).2023.16)
- Hong, K., J. Kim & S.Y. Kwack. (2022). External monitoring, ESG, and information content of discretionary accruals. **Sustainability** 14(13): 7599. <https://doi.org/10.3390/su14137599>
- Johnstone, D. (2018). Accounting theory as a Bayesian discipline. **Foundations and Trends in Accounting** 13(1): 1–266. <https://doi.org/10.1561/14000000056>
- Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. **Journal of Accounting Research** 29(2): 193–228.
- Kaplan, R.S. (1984). The evolution of management accounting. **The Accounting Review** 59(3): 390–418.
- Kaszniak, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. **Journal of Accounting Research** 37(1): 57–81.
- Koop, G., S. McIntyre, J. Mitchell & A. Poon. (2020). Regional output growth in the United Kingdom: More timely and higher frequency estimates from 1970. **Journal of Applied Econometrics**, 35(2): 176–197.
- Kothari, S.P., A.J. Leone & C.E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. **Journal of Accounting and Economics** 39(1): 163–197.
- Kubota, K., K. Suda & H. Takehara. (2010). Dissemination of accruals information, role of semi-annual reporting, and analysts' earnings forecasts: Evidence from Japan. **Journal of International Financial Management & Accounting** 21(2): 120–160. <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.2010.01038.x>
- LaFond, R. (2005). Is the accrual anomaly a global anomaly? **MIT Sloan Research Paper** No. 4555-05.
- Larson, C.R., R.G. Sloan & J.Z. Giedt. (2018). Defining, measuring, and modeling accruals: a guide for researchers. **Review of Accounting Studies** 23(3): 827–871.
- Leippold, M., & H. Lohre. (2012). Data snooping and the global accrual anomaly. **Applied Financial Economics** 22(7): 509–535. <https://doi.org/10.1080/09603107.2011.631892>
- Muramiya, K., K. Otogawa & T. Takada. (2008). Abnormal accrual, informed trader, and long-term stock return: Evidence from Japan. **Discussion Paper Series 233**, Research Institute for Economics & Business Administration, Kobe University.
- Papanastasopoulos, G. A. & E. Tsiritakis. (2015). The accrual anomaly in Europe: The role of accounting distortions. **International Review of Financial Analysis** 41: 176–185. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.06.006>
- Pincus, M., S. Rajgopal & M. Venkataram. (2007). The accrual anomaly: International evidence. **The Accounting Review** 82(1): 169–203. <https://doi.org/10.2308/accr.2007.82.1.169>
- Stubben, S.R. (2010). Discretionary revenues as a measure of earnings management. **The Accounting Review** 85(2): 695–717.
- Takehara, H. (2018). Asset pricing model no sentaku to kaikeihasseidaka anomaly - kinoukotei kasetu heno hansho. **Accounting Progress** 19: 1–16. https://doi.org/10.34605/jaa.2018.19_1

