

Identification of non-fragile variables of accruals based on non-linear bayesian approaches in the Iranian capital market

Azam Rezaian Joybari¹, Jamadori Gorganli Davaji², Majid Ashrafi³,
Ali Khamaki⁴

Received: 31/07/2023

Accepted: 22/05/2025

Extended Abstract

Introduction

The purpose of financial reporting and accounting principles require that the information provided by financial reporting has certain characteristics. In the concepts of financial reporting in Iran, these characteristics are referred to as qualitative characteristics, and one of these characteristics that makes information useful for decision-making is the provision of reliable information. Reliable information that is free from errors and biases. Managers are motivated to change the results of the company's operations by Earnings management, which violates neutrality and destroys information reliability (Breuer and Schütt, 2023). One of the ways of Earnings management that accounting research has focused on is the discussion of management discretion over accruals. There are several models for determining accruals; But Iranian researchers have mainly used two models including: Jones model and modified Jones model to separate accruals into expected and unexpected components.

The main problem in the current research is due to not knowing the optimal model to estimate the model. In empirical and theoretical studies, a wide range of models have been introduced as different models for calculating accrual Earnings Management; In fact, the wide range of effective explanatory variables has raised this basic question among researchers: what variables should be included in the experimental model of accruals? This problem is known as model uncertainty (Deniz and Stengos, 2023). Failure to pay attention to the issue of model uncertainty can lead to bias and inefficiency in parameter estimation, which results in inappropriate predictions and incorrect statistical inference; Therefore, it is

1. Department of Accounting, Ali.C., Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran.

2. Department of Accounting, Ali.C., Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran; (Corresponding Author).

Gorganli@aliabadiau.ac.ir

3. Department of Accounting, Ali.C., Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran.

4. Department of Accounting, Ali.C., Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran.

How to cite this paper: Rezaian Joybari, A., Gorganli Davaji, J., Ashrafi, M., & Khamaki, A. (2025). Identification of non-fragile variables of accruals based on non-linear Bayesian approaches in the Iranian capital market. *Advances in Finance and Investment*, 6(2), 95-124. [In Persian]

 <https://doi.org/10.71729/afi.2025.1088608>

necessary to consider model uncertainty in experimental studies. One of the suitable methods for the model uncertainty problem is averaging all models or Bayesian model averaging method (Koop *et al.*, 2020). Therefore, a part of the current research problem is to apply Bayesian econometrics based on the averaging of the Bayesian model in order to overcome uncertainty in the selection of variables affecting accruals.

Literature Review

Earnings management is one of the specialized accounting subjects that has been in the focus of accounting research for more than 50 years. Based on empirical research conducted so far, profit management has been interpreted in different ways. All these interpretations are rooted in the positive theory of accounting and the freedom of action of accountants to choose different accounting methods. Most of the research conducted in the field of earnings management have used discretionary accruals models to discover and measure earnings management; But recently, newer models as discretionary income models have also attracted the attention of financial researchers (Siekelova *et al.*, 2021). The purpose of this research is to investigate the types of profit management measurement models. Based on this, accruals calculation models can be classified into two categories: discretionary accruals models (emphasis on assets and sales, discretionary expenses) and discretionary income models (emphasis on profit, income and cash flow circulation).

Research Methodology

The current research method is practical in terms of purpose. The statistical sample of the research includes 171 listed companies in the period from 2011 to 2021.

Results

In empirical and theoretical studies, a wide range of models have been introduced as different models for calculating accrual profit management; In fact, the wide range of effective explanatory variables has raised this basic question among researchers: what variables should be included in the experimental model of accruals? This problem is known as model uncertainty. Failure to pay attention to the issue of model uncertainty can lead to bias and inefficiency in parameter estimation, which results in inappropriate predictions and incorrect statistical inference; Therefore, it is necessary to consider model uncertainty in experimental studies. One of the suitable methods for model uncertainty problem is Averaging all Models or Bayesian Model Averaging method. In this research, 58 variables affecting accruals were included in Bayesian models. The results show that among the BMA, TVP-DMA and TVP-DMS and OLS models, the BMA model was determined as the most efficient model. Based on the BMA model, 10 non-fragile variables affecting accruals were identified. The prioritization of variables affecting accruals in the optimal model is as described in the [table \(1\)](#):

Table (1) Prioritizing variables affecting accruals in the optimal model

Variable	Symbol	Probability and Posterior Coefficient		$2 \geq t\text{-stat} $	Priority
		Posterior Probability	Posterior Coefficient		
$\frac{1}{A_{t-1}}$	X1	0.746	0.828	0.761	3
$\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}}$	X2	0.926	0.036	0.932	1
$\frac{PPE_t}{A_{t-1}}$	X3	0.723	0.054	0.658	6
$\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}$	X4	0.764	0.007	0.864	2
$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t \right)$	X5	0.437	0.041	0.584	10
CF_{t-1}	X6	0.664	0.227	0.615	7
$\Delta Sales_t$	X7	0.652	0.027	0.606	8
ROA_t	X8	0.683	0.214	0.699	5
InflIndex	X9	0.727	0.037	0.718	4
$V_T - V_{T-1}$	X10	0.549	0.828	0.591	9

According to the results, the variables that have the highest T-statistic ratio are more important in accrual items. The priority of variables affecting accruals is shown in the last column.

Discussion and Conclusion

based on the results of non-fragile variables of all three types of discretionary accruals models (emphasis on assets and sales, discretionary expenses); discretionary income model (emphasis on profit, income and cash flow turnover); Mixed models are present in the optimal model.

Conflict of Interest

The authors of this article declared no conflict of interest regarding the authorship or publication of this article.

Keywords: Earnings Management, Accruals, Bayesian Averaging.

JEL Classification: C11, C53, M40.

پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری

سال ششم، تابستان ۱۴۰۴ - شماره ۲

صفحات ۹۵-۱۲۴

نوع مقاله: پژوهشی

شناسایی متغیرهای غیرشککننده اقلام تعهدی بر اساس رویکردهای بیزین غیرخطی در بازار سرمایه ایران

اعظم رضائیان جویباری^۱، جمادرودی گرگانلی^۲، مجید اشرفی^۳، علی خامکی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۰۱

چکیده

هدف: عموماً مدل‌های اقلام تعهدی در محیط کشورهای پیشرفته (بازار سرمایه عمیق) شکل گرفته‌اند. پژوهشی که باتوجه به عدم توسعه‌یافتگی و شرایط خاص بازار سرمایه کشور، اقدام به مدل‌سازی اقلام تعهدی نماید، بسیار نادر است؛ در پژوهش حاضر سعی شده است برای تعیین مدل اقلام تعهدی کارا با استفاده از رویکردهای نوین میانگین‌گیری بیزین با تأکید بر TVP-DMA، BMA، TVP-DMS و مقایسه با رگرسیون سنتی (OLS) اقدام به شناسایی متغیرهای غیرشککننده مؤثر بر اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران نماییم.

روش‌شناسی پژوهش: روش تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۷۱ شرکت بورسی در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد.

یافته‌ها: در این پژوهش متغیرهای بکار رفته مؤثر بر اقلام تعهدی در پژوهش‌های پیشین وارد مدل‌های بیزین و سنتی گردیدند. نتایج بیانگر این است که از میان مدل‌های بررسی و آزمون شده در پژوهش، مدل BMA با شاخص‌های ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل به‌عنوان کاراترین مدل تعیین گردید. بر اساس مدل BMA، تعداد ۱۰ متغیر غیرشککننده مؤثر بر اقلام تعهدی شناسایی شدند. **اصلت / ارزش‌افزوده علمی:** شناسایی متغیرهای مؤثر بر تخمین اقلام تعهدی با داده‌های شرکت‌های مورد مطالعه به‌منظور بومی‌سازی و تعیین اعتبار مدل با کمک میانگین‌گیری بیزین جهت مدل‌سازی از مشخصه متمایز به کار گرفته شده در پژوهش است. ضمن اینکه جهت جامعیت در مدل‌سازی از هر سه نوع مدل‌های اقلام تعهدی (اختیاری (تأکید بر دارایی‌ها و فروش، هزینه‌های اختیاری)، مدل درآمد اختیاری (تأکید بر سود، درآمد و جریان وجه نقد) و مدل‌های ترکیبی در طراحی مدل بهینه به کار گرفته شده است.

کلیدواژه‌ها: مدیریت سود، اقلام تعهدی، میانگین‌گیری بیزین.

طبقه‌بندی موضوعی: C11، C53، M40.

۱. گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران.

۲. گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران. (نویسنده مسئول). Gorganli@aliabadiau.ac.ir

۳. گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران.

۴. گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران.

استناد: رضائیان جویباری، اعظم؛ گرگانلی، جمادرودی؛ اشرفی، مجید؛ خامکی، علی. (۱۴۰۴). شناسایی متغیرهای غیرشککننده اقلام تعهدی بر اساس رویکردهای بیزین غیرخطی در بازار سرمایه ایران. *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۶(۲)، ۹۵-۱۲۴.

۱- مقدمه

یکی از موضوعات اصلی در حسابداری، اندازه‌گیری ساختارهای نهفته (به‌عنوان مثال، سود اقتصادی، تلاش مدیریتی، یا اقلام تعهدی) است. چنین اندازه‌گیری‌هایی ذاتاً نامشخص است (Barker et al., 2020). برای توضیح عدم قطعیت، چارچوب بیزین یک رویکرد رسمی ارائه می‌کند (Gelman et al., 2013) که معمولاً در تئوری حسابداری استفاده می‌شود (Johnstone, 2018). در تحقیقات حسابداری، از رویکرد بیزینی، چندان استفاده نشده است. مانع اصلی این امر پذیرش این رویکرد از سوی حسابداران، نا‌آشنایی آن‌ها با این رویکرد و الزامات محاسباتی پیچیده بوده است؛ اما در نتیجه افزایش قدرت محاسباتی، این مانع در سال‌های اخیر کاهش یافته است و تنها مانع باقی‌مانده نا‌آشنایی متخصصان حوزه حسابداری با این روش است (Breuer and Schütt, 2023). یکی از راه‌های مدیریت سود که تحقیقات حسابداری روی آن تمرکز نموده، بحث اختیار مدیریت نسبت به اقلام تعهدی است. مدل‌های متعددی جهت تعیین اقلام تعهدی وجود دارد؛ ولی توسط محققین ایرانی عمدتاً، از دو مدل شامل: مدل جونز و مدل جونز تعدیل شده برای تفکیک اقلام تعهدی به اجزای منتظره و غیرمنتظره آن، استفاده گردیده است. در کشورهای در حال توسعه مانند ایران بازارهای مالی، کم عمق بوده و دفعات بروز تلاطم، شدت آن‌ها و سرریز تلاطم بین بازارها می‌تواند قابل توجه باشد؛ این امر مدلسازی متغیرهای مهم حسابداری را پیچیده‌تر می‌سازد (Mozafarnia et al., 2022).

مسئله اصلی در تحقیق حاضر ناشی از نبود یک مدل مشخص در حوزه محاسبات اقلام تعهدی باتوجه‌به شرایط خاص بازار سرمایه کشور است. یک چالش کلیدی در تشخیص اقلام تعهدی، عدم اطمینان محققان در مورد عوامل تعیین‌کننده آن است (Ball, 2013). در مواجهه با این عدم قطعیت، محققان به طور پیش‌فرض مدل‌های اقلام تعهدی عادی را برای تشخیص مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی به کار می‌گیرند. به‌عنوان مثال، چندین مطالعه از مدل جونز (Jones, 1991) استفاده نموده‌اند و اثبات شده است این مدل میزان اقلام تعهدی را بیش از حد برآورد می‌کند. نتایج کاذب نه تنها برای ادبیات این حوزه نگران‌کننده است (Ball, 2013)، این نگرانی و ضرورت بررسی این موضوع در مورد سرمایه‌گذارانی که سرمایه کمیاب را در بازار سرمایه تخصیص می‌دهند دو چندان افزایش می‌یابد (Lewis, 2012).

در مطالعات تجربی و نظری، طیف وسیعی از مدل‌ها به‌عنوان مدل‌های مختلف محاسبه مدیریت سود تعهدی معرفی شده‌اند؛ در واقع گستردگی طیف متغیرهای توضیحی مؤثر، این پرسش اساسی را در میان محققان مطرح کرده است که چه متغیرهایی باید در الگوی تجربی اقلام تعهدی وارد شوند؟ این مشکل با عنوان نااطمینانی مدل، شناخته می‌شود (Deniz and Stengos, 2023). عدم توجه به

مسئله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است؛ بنابراین در مطالعات تجربی لازم است نااطمینانی مدل مدنظر قرار گیرد. یکی از روش‌های مناسب برای مشکل نااطمینانی مدل «متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها» یا روش میانگین‌گیری مدل بیزی^۱، است (Koop et al., 2020). از این رو یک بخش از مسئله تحقیق حاضر به کارگیری اقتصادسنجی بیزی مبتنی بر میانگین‌گیری مدل بیزی به منظور غلبه بر نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی است. پس از مقدمه در بخش دوم پیشینه پژوهش تحقیق ارائه و در بخش سوم روش تحقیق موضوع حاضر و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل و در نهایت در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پنج رویکرد کلی جهت محاسبه اقلام تعهدی وجود دارد که باتوجه به وجود یا عدم وجود استهلاک یا لحاظ نمودن یا ننمودن دیگر اقلام غیرجاری یا جزئی و کلی بودن محاسبه اقلام تعهدی تفسیر می‌شود؛ در جدول (۱) این پنج رویکرد موردبررسی قرار گرفته و محققینی که از رویکردهای مذکور بهره برده‌اند، موردبررسی قرار گرفته است.

جدول (۱) مدل‌های اندازه‌گیری اقلام تعهدی

Table (1) Measurement Models of Accrual Items

ردیف	محقق (سال)	نحوه محاسبه
گروه اول: اقلام تعهدی سرمایه در گردش بدون درنظرگرفتن استهلاک		
۱	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)؛ جونز (Jones, 1991)؛ اسلام و همکاران (Islam et al., 2011)	$(\Delta \text{ACT} - \Delta \text{CHE}) - (\Delta \text{LCT} - \Delta \text{DLC})$
	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)؛ جونز (Jones, 1991)؛ اسلام و همکاران (Islam et al., 2011)	$(\Delta \text{ACT} - \Delta \text{CHE}) - (\Delta \text{LCT} - \Delta \text{DLC} - \Delta \text{TXP})$
۱	دچو (Dechow, 1994)؛ دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)؛ آنا (Anna, 2021)	$\Delta \text{RECT} + \Delta \text{INVT} + \Delta \text{ACO} - \Delta \text{AP} - \Delta \text{TXP}$
	جونز (Jones, 1991)؛ دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)؛ کانگ و همکاران (Kang and Sivaramakrishnan, 1995)	$\Delta \text{RECT} + \Delta \text{INVT} - \Delta \text{AP}$
	دچو و همکاران (Dechow et al., 2003)؛ آنا (Anna, 2021)؛ رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008)	$\Delta \text{RECT} + \Delta \text{INVT} + \Delta \text{XPP} - \Delta \text{AP} - \Delta \text{TXP}$

$-(RECCH + INVCH + APALCH + TXACH + AOLOCH)$	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005); استابن (Stubben,) (2010)
گروه دوم: اقلام تعهدی سرمایه در گردش با درنظرگرفتن استهلاک	
$(\Delta ACT - \Delta CHE) - (\Delta LCT - \Delta DLC - \Delta TXP) - DP$	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005); برویر و شوت (Breuer) (and Schütt, 2023)
$(\Delta ACT - \Delta CHE) - (\Delta LCT - \Delta DLC) - DP$	کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005); دچو و همکاران (Dechow et al., 2003); کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023)
$\Delta ACT - \Delta LCT - \Delta TXDITC - DP$	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); جونز (Jones,) (1991); آنا (Anna, 2021)
$\Delta RECT + \Delta INVT - \Delta AP - \Delta TXP - DP - TXDI$	کانگ و همکاران (Kang and Sivaramakrishnan,) (1995); کاسنیک (Kasznik, 1999)
$\Delta RECT + \Delta INVT + \Delta ACO - (\Delta LCT - \Delta TXP - \Delta DLC) - DP$	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); استابن (Stubben, 2010)
$\Delta RECT + \Delta INVT + \Delta ACO - \Delta AP - \Delta LCO - DP$	دچو و همکاران (Dechow et al., 2003); برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023)
$-(RECCH + INVCH + APALCH + TXACH + AOLOCH + DPC)$	رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008); اسکات (Scott, 2009)
گروه سوم: اقلام تعهدی سرمایه در گردش بعلاوه دیگر اقلام غیرجاری	
$IBC + DPC - OANCF$	دچو و همکاران (Dechow et al., 2003); بل (Ball,) (2013); رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008)
$NI + DP - OANCF$	آنا (Anna, 2021); کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023)
$PI - (OANCF - XIDOC - TXPD)$	کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005); کاسنیک (Kasznik, 1999)
$\Delta (DLC + DLTT + PSTK + TSTKP + DVPA - CHE - IVAO + CEQ + MIB)$	برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023); گلمان و همکاران (Gelman et al., 2013)
$IBC - OANCF$	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); استابن (Stubben, 2010); اسلام و همکاران (Islam et al.,) (2011)
$IBC - (OANCF - XIDOC)$	رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008); اسکات (Scott, 2009); بل (Ball, 2013)

۲

۳

IB – (OANCF – XIDOC)	دچو و همکاران (Dechow et al., 2003)؛ کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005)
IB – OANCF	جونز (Jones, 1991)؛ کانگ (Kang, 2005)
NI – OANCF	آنا (Anna, 2021)؛ کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023)
IB – (OANCF – INTPN)	برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023)؛ جانستون (Johnstone, 2018)
IB – (OIADP – XINT – TXT – ($\Delta\text{RECT} + \Delta\text{INVT} + \Delta\text{ACO} - \Delta\text{AP} - \Delta\text{TXP} - \Delta\text{LCO}$))	دچو (Dechow, 1994)؛ دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)
NI – ($\text{FOPT} - \Delta\text{RECT} - \Delta\text{INVT} - \Delta\text{ACO} + \Delta\text{AP} + \Delta\text{TXP} + \Delta\text{LCO}$)	دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)؛ جونز (Jones, 1991)
$\Delta\text{AT} - \Delta\text{CHE} - \Delta\text{IVAO} - (\Delta\text{LT} - \Delta\text{DLC} - \Delta\text{DLTT})$	رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008)؛ استابن (Stubben, 2010)
$\Delta\text{AT} - \Delta\text{CHE} - (\Delta\text{LT} - \Delta\text{DLC} - \Delta\text{DLTT})$	کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005)؛ کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023)
$-(\text{DPC} + \text{XIDOC} + \text{TXDC} + \text{ESUBC} + \text{FOPO} + \text{SPIIV}) + (\Delta\text{RECT} + \Delta\text{INVT} + \Delta\text{ACO} - \Delta\text{AP} - \Delta\text{TXP} - \Delta\text{LCO})$	برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023)؛ آنا (Anna, 2021)
گروه چهارم: اقلام تعهدی غیر جاری	
$(\Delta\text{AT} - \Delta\text{ACT} - \Delta\text{IVAO}) - (\Delta\text{LT} - \Delta\text{LCT} - \Delta\text{DLTT})$	دچو و همکاران (Dechow et al., 2003)؛ کانگ (Kang, 2005)؛ اسلام و همکاران (Islam et al., 2011)
$(\Delta\text{AT} - \Delta\text{ACT}) - (\Delta\text{LT} - \Delta\text{LCT} - \Delta\text{DLTT})$	کوتاری و همکاران (Kothari et al., 2005)؛ استابن (Stubben, 2010)
$(\Delta\text{IVST} + \Delta\text{IVAO}) - (\Delta\text{DLTT} + \Delta\text{DLC} + \Delta\text{PSTK})$	آنا (Anna, 2021)؛ کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023)
$\Delta\text{SEQ} - \Delta\text{CHE} + \Delta\text{DLC} + \Delta\text{DLTT}$	جونز (Jones, 1991)؛ دچو و همکاران (Dechow et al., 1995)
$-\Delta\text{CHE} + \Delta\text{DLC} + \Delta\text{DLTT} + \Delta\text{CEQ} + \Delta\text{PSTK} + \Delta\text{MIB}$	رونن و یعری (Ronen and Yaari, 2008)؛ بل (Ball, 2013)
IB – (OIADP – XINT – TXT)	دچو (Dechow, 1994)؛ دچو و همکاران (Dechow et al., 2003)
$-(\text{ESUBC} + \text{XIDOC} + \text{DPC} + \text{TXDC} + \text{SPPIV} + \text{FOPO})$	کاسنیک (Kasznik, 1999)؛ کیلر (Caylor, 2010)
$\text{DPC} + \text{TXDC} + \text{ESUBC} + \text{SRET} + \text{FOPO} + (\text{XIDOC} - \text{XIDO})$	برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023)؛ جانستون (Johnstone, 2018)
گروه پنجم: مجموع اقلام تعهدی	

$IB - \Delta CHE$	دچو (Dechow, 1994); دچو و همکاران (Dechow et al., 1995); آنا (Anna, 2021)
$[(\Delta AT - \Delta CHE - \Delta IVAO) - (\Delta LT - \Delta DLC - \Delta DLT)] + (\Delta IVST + \Delta IVAO) - (\Delta DLC + \Delta DLT + \Delta PSTK)$	کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023); برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023); گلان و همکاران (Gelman et al., 2013)
$IBC - OANCF - INVCF - FINCF + SSTK - PRSTKC - DV$	رونن و یبری (Ronen and Yaari, 2008); اسکات (Scott, 2009); بل (Ball, 2013)

کریستنسن و همکاران (Christensen et al., 2023) به بررسی کیفیت اقلام تعهدی در طول زمان پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی در طی زمان متغیر هستند و عواملی که در بازه زمانی بلندمدت اثر قوی‌تری بر اقلام تعهدی دارند.

فام و هوانگ (Pham and Hoang, 2023) به بررسی تأثیر ساختار سرمایه یک شرکت بر روی شیوه‌های مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پرداختند. این اطلاعات شامل ۵۱ شرکت غیر مالی ویتنامی فهرست شده در دوره ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۲ بود. در این تحقیق از مدل دچو و دیچو (Dechow and Dichev, 2002) بهره گرفته شد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که فعالیت‌های مدیریت سود مبتنی بر تعهدی نشان‌دهنده تأثیر نامطلوب قابل‌توجهی از مالکیت نهادی است. با این حال، سایر متغیرهای شامل مالکیت مدیریت، تمرکز مالکیت، مالکیت خارجی و اهرم، ROA، بر اقلام تعهدی تأثیر معناداری دارند.

برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023) 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.

ویانا جونیور (Viana Junior, 2021) 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 موردبررسی مدل‌های مختلفی در پیش‌بینی اقلام تعهدی از کارایی بالاتری برخوردارند. در کلیت نتایج مدل‌هایی که بر اساس واقعیت بیش‌تر بازار بوده و از محدودیت‌های کم‌تری برخوردارند از کارایی بالاتری برخوردارند.

حاجی رضا و همکاران (Hajireza et al., 2023) به بررسی رابطه آنتروپی اقلام تعهدی مدل تعدیل شده جونز و پایداری 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 فراابتکاری 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 بدست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش، حاکی از آن است بین آنتروپی اقلام تعهدی مدل تعدیل شده جونز و پایداری مالی رابطه معنی‌دار وجود دارد؛ همچنین برآورد پایداری مالی و آنتروپی اقلام تعهدی رنی و شانون مدل تعدیل شده جونز، با استفاده از الگوریتم فراابتکاری 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 غیراختیاری دارای نقش موثرتری در تعیین پایداری مالی برای تصمیم‌گیرندگان و ذی‌نفعان است.

ثقفی و همکاران (Saqafi et al., 2022) 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.

بوژمه‌هرانی و همکاران (Bouzhmehrani et al., 2020) اقدام به زمان‌بندی جریان‌های نقدی و رویدادهای اقتصادی: الگویی برای طبقه‌بندی اقلام تعهدی نمودند. در این پژوهش بر مبنای مدل‌های فلتهم و اوهلسون (Feltham and Ohlson, 1995)، اوهلسون (Ohlson, 1995) و مدل بسط‌یافته دیچو و دیچو (۲۰۰۲)، اطلاعات در خصوص جریان‌های نقدی منعکس در اقلام تعهدی بر اساس زمان‌بندی بین جریان‌های نقدی و رویدادهای اقتصادی مدل‌بندی شد، سپس باتوجه به نقشی که اقلام تعهدی در گزارشگری مالی ایفا می‌کنند (شامل بیان رشد عملیات شرکت، کاهش زمان‌بندی و محافظه‌کاری)، به توجیه این مدل پرداخته شد. در این راستا ۱۲۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۶ انتخاب و موردبررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اجزای مدل پیشنهادی ارتباط معناداری با نقش اقلام تعهدی در گزارشگری مالی دارد و به عبارتی مدل‌های مذکور از توجیه منطقی برخوردار می‌باشد. نتایج همچنین نشان می‌دهد قدرت توضیح‌دهندگی مدل پس از تفکیک اقلام تعهدی کل به اجزای آن به میزان قابل توجهی افزایش یافته است.

قربانی و ودیعی نوقابی (Ghorbani and Vadiee Noghabi, 2018) اقدام به بسط مجموعه‌ای از معادلات جبری و نظری و همچنین مدل‌های تجربی برای تبیین، اندازه‌گیری و کنترل مولفه‌های مؤثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در سطح شرکت‌ها نمودند. به لحاظ نظری انتظار می‌رود این

گونه مولفه‌های شرکتی، به طور متعامل با شوک‌های فروش، باعث تغییر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش شوند. بر اساس مشاهده ۲۶۴۲ از شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، یافته‌ها نشان می‌دهد که ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت، خطای اندازه‌گیری مدل جونز را که در قالب قدر مطلق باقی مانده‌های مدل اندازه‌گیری می‌شود، افزایش می‌دهد. نتایج برازش مدل تعهدی پیشنهادی، که به صورت پانلی در سطح ۱۷ صنعت و به صورت سری زمانی در سطح ۲۰۰ شرکت برازش گردید، نشان می‌دهد که تصریح مولفه‌های مؤثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی باعث افزایش توان توضیح‌دهندگی متغیرهای مشاهده شده می‌گردد.

۳- روش شناسی پژوهش

روش انجام این تحقیق از نظر هدف کاربردی است. بر اساس ماهیت داده‌ها کمی است. افق زمانی این پژوهش، یک دوره ۱۱ ساله از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ شمسی است، باتوجه به قلمرو مکانی تحقیق و نظر به ماهیت تحقیق و نیز وجود برخی ناهم‌آهنگی‌ها میان نمونه انتخابی این تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران (بازار سرمایه) می‌شود که پس از اعمال محدودیت‌های زیر از روش غربالگری به عنوان نمونه انتخاب گردیدند: شرکت موردنظر طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ تغییر سال مالی نداشته باشد. جزو شرکت‌های بانکی، بیمه و سرمایه‌گذاری نباشد. شرکت‌هایی که داده‌های مالی موردنیاز آن در دسترس باشد. در **جدول (۲)**، رویکردهای اقتصادسنجی به کاررفته در تحقیق ارائه شده است.

جدول (۲) کاربرد مدل‌های تحقیق

Table (2) Application of Research Models

روش	کاربرد
BMA	شناسایی متغیرهای غیرشکننده بر اساس مقایسه توزیع‌های پسین و پیشین
TVP-DMA	شناسایی متغیرهای غیرشکننده بر اساس میانگین معناداری در بازه‌های زمانی مختلف
TVP-DMS	شناسایی متغیرهای غیرشکننده بر اساس بالاترین سطح احتمال معناداری در بازه‌های زمانی مختلف
OLS	به حداقل رساندن مجموع مجذورهای تفاوت بین متغیر وابسته مشاهده شده در مجموعه داده ورودی و خروجی تابع (خطی) متغیر مستقل

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در **جدول (۳)** آمار توصیفی داده‌های تحقیق ارائه شده است. باتوجه به یکسان نبودن مقیاس داده‌های تحقیق اقدام به نرمال‌سازی داده‌های تحقیق نمودیم. داده‌ها در بازه ۵- و ۵ نرمال شده‌اند.

جهت نرمال‌سازی داده‌ها تمامی داده‌ها از میانگین خود کم شده و بر انحراف معیار هر داده تقسیم شده است.

جدول (۳) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Table (3) Descriptive Statistics of Research Variables

شاخص‌های تحقیق	میانگین	مینیم	ماکزیم	انحراف معیار
هزینه‌های استهلاک	۰/۰۶	-۳/۳	۳/۴	۰/۲۸
سود	۰/۴۸۰۱	-۳/۹۳	۳/۵۱۵۰۱	۰/۶۵۰۴
جمع اقلام تعهدی	۰/۹	-۲/۰۹	۳/۹	۰/۶
عکس جمع دارایی‌های جاری دوره قبل	۰/۴۵	-۴/۸۳	۳/۹	۱/۷۸
فروش در دوره جاری	۰/۵۶۱	-۳/۹	۳/۱	۱/۹۵۶
فروش در دوره قبل	۰/۴۸۳	-۴/۰۹	۳/۶۱	۲/۸۴۷
عکس نسبت جمع کل دارایی‌های دوره قبل	۰/۹۴۷	-۳/۹۷	۳/۳	۳/۰۵
تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل	۰/۴۳	-۳/۵	۳/۴	۱/۴۳۴
نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل	۰/۶۳۶۹۷	-۳/۷۸۰۵	۳/۸	۰/۱۶۹۳۱
نسبت جمع اقلام تعهدی بر فروش	۰/۸۴۰۵	-۲/۰۸۸۶	۳/۰۴۳۴	۲/۸۱۱۲۹
نسبت جمع اقلام تعهدی بر فروش دوره قبل	۰/۱۷۱۲	-۳/۵۹۱۱	۳/۰۷۸۹	۱/۹۸۳۵
تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب‌های دریافتنی تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل	۰/۲۴	-۳/۳۹	۳/۹	۱/۵۲
تغییر در دارایی جاری منهای تغییر در وجه نقد	۰/۹	-۲/۴	۳/۵	۱/۵۷
حساب‌های دریافتنی دوره قبل تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت دوره قبل ضربدر تغییرات درآمد فروش شرکت دوره جاری	۰/۵	-۲/۳۳	۳/۷	۰/۷
نسبت اجزاء تعهدی دوره قبل تقسیم بر مخار	۰/۶	-۳/۴۱	۳/۹	۱/۹
هزینه استهلاک دوره قبل تقسیم بر ناخالص ماشین‌آلات، تجهیزات و اموال	۰/۹۸	-۲/۵	۳/۲	۱/۲۷
تغییرات جریان نقد حاصل از عملیات تقسیم بر جمع اقلام تعهدی	۰/۳	-۳/۱	۳/۴	۱/۰۶
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	۰/۳	-۳/۶	۳/۶۷	۱/۳
تغییرات مجموع بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های عمومی و اداری و فروش به‌جز هزینه‌های غیرنقدی	۰/۹۱	-۳/۲	۳/۱۶	۱/۰۹
عکس جمع دارایی‌های دو دوره قبل	۰/۴۳۳	-۴/۱۴	۳/۸۶۶	۰/۱۵۷

شناسایی متغیرهای غیرشکندنده اقلام تعهدی بر اساس رویکردهای بیزین غیرخطی در بازار سرمایه ایران ۱۰۷

۲/۹	۳/۸	-۳/۳	۰/۶	هزینه‌های اختیاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۲/۲	۳/۷۶	-۳/۶	۰/۷	وقفه اول هزینه‌های اختیاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۲/۷۹	۳/۶	-۴/۰۹	۰/۴۸	نسبت مبلغ فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۲/۲	۴/۰۱	-۳/۶	۰/۶	نسبت مبلغ فروش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات دو دوره قبل تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۱/۰۷	۳/۸	-۳/۶	۰/۶۹۸	تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی شرکت تقسیم بر جمع اقلام تعهدی دوره قبل
۱/۳	۳/۴	-۳/۶	۰/۳	نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت بر جمع اقلام تعهدی
۱/۵	۴/۱	-۳/۱۲	۰/۴	جریان نقد حاصل از عملیات تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۰/۲	۳/۵	-۲/۹	۰/۱	اقلام تعهدی سرمایه در گردش دو دوره قبل تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۱/۹۵	۳/۰۸	-۳/۲	۰/۶۷	تغییرات درآمد فروش شرکت
۱/۸	۳/۸۴	-۳/۷	۰/۱۴	ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت
۰/۹۵	۳/۴	-۲/۶	۰/۳	جریان نقد حاصل از عملیات دو دوره قبل
۰/۳	۳/۸	-۳/۹	۰/۵	جریان نقد حاصل از عملیات
۱/۰۷۶	۳/۷۸	-۳/۱	۰/۷۵	تغییرات فروش خالص
۱/۸	۳/۰۹	-۳/۴	۰/۹	تغییرات فروش خالص منهای تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی شرکت
۱/۲۳	۳/۹	-۳/۹	۰/۵۱	تغییرات فروش خالص منهای تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی شرکت
۱/۶	۳/۳	-۳/۵	۰/۴	مجموع اقلام تعهدی سال جاری در شرکت
۳/۹۶	۳/۷۶	-۲/۶	۰/۸۷۴	عکس جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۲/۹۱	۳/۹۵	-۳/۴	۰/۶۴۴	نرخ بازده دارایی‌ها
۱/۸۲۸	۳/۸۲	-۳/۲	۰/۵۸	تغییر در جریان‌های نقد عملیاتی
۰/۷۹۴	۳/۵۴۴	-۲/۵۸۹	۰/۰۴۲	تغییرات جریان نقد عملیاتی ضربدر جریان نقد عملیاتی
۰/۷۹۴	۳/۵۴۴	-۲/۵۸۹	۰/۰۴۲	تغییرات درآمد فروش شرکت منهای تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی شرکت تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت
۰/۰۵۱	۳/۳۳۷	-۳/۱۱۷	۰/۲۴۴	تغییرات مجموع بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های عمومی و اداری و فروش به‌جز هزینه‌های غیرنقدی منهای تغییرات حساب‌های پرداختی تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت
۰/۰۴۷	۳/۱۳۱	-۲/۰۶۳	۰/۰۳	هزینه استهلاک منهای تغییرات هزینه مزایای بازنشستگی تقسیم بر تغییرات درآمد فروش شرکت

۰/۰۳۸	۳/۳۲۵	-۳/۱۳۶	۰/۲۱۴	لگاریتم جمع ارقام تعدی
۰/۰۴۵	۳/۳۴۷	-۲/۱۰۳	۰/۱۸۹	تغییر در فروش شرکت‌ها تقسیم بر فروش
۰/۰۳۸	۳/۰۶۶	-۳/۱۲۱	۰/۰۲۵	شاخص تورم
۱/۰۳	۳/۷۴۶	-۳/۰۷۳	۰/۳۹۱	نرخ بازده دارایی‌ها در دوره قبل
۲/۹۵۶	۳/۷	-۲/۳	۰/۰۱۷	سرمایه در گردش غیرنقدی (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری و نقدی) دوره قبل
۱/۸۱۱	۳/۴	-۳/۸	۰/۳۰۶	سرمایه در گردش غیرنقدی (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری و نقدی) دوره جاری
۱/۱	۳/۲۱	-۲/۲۳	۰/۵	سرمایه در گردش غیرنقدی (دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری و نقدی) دوره قبل ضربدر تغییرات درآمد فروش شرکت
۴/۳۵۶	۴/۱۳۶	-۲/۸۶	۰/۹۶۱	تغییرات نرخ استهلاک
۳/۲۰۱	۴/۳۴۵	-۳/۷۴	۰/۷۰۸	تغییرات استهلاک دوره قبل ضربدر ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت
۲/۰۱	۴/۲۰۲	-۳/۵۲	۰/۶۳۸	تغییرات درآمد فروش شرکت تقسیم بر جمع دارایی‌های در دوره قبل
۰/۸۷۴	۳/۸۹۹	-۲/۸۴۷	۰/۰۴۶	تغییرات ارقام تعهدی جاری تقسیم بر جمع دارایی‌های دو دوره قبل
۰/۸۷۴	۳/۸۹۹	-۲/۸۴۷	۰/۰۴۶	ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت دوره قبل
۰/۰۵۷	۳/۶۷۱	-۳/۴۲۸	۰/۲۶۸	خالص درآمد
۰/۰۵۱	۳/۴۴۴	-۲/۲۷	۰/۰۳۳	معکوس خطای زمان‌بندی در جریان نقد عملیاتی

آمار توصیفی پژوهش بیانگر شاخص میانگین که مرکز ثقل داده‌ها را نمایش می‌دهد، ماکزیمم و مینیمم داده که حداقل و حداکثر داده را نمایش می‌دهد. انحراف معیار داده‌ها پراکندگی حول میانگین و آماره جارک برا وضعیت توزیع داده را نسبت به توزیع نرمال نمایش می‌دهد.

در این بخش از تحقیق قبل از شناسایی مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر ارقام تعهدی لازم است؛ اقدام به تعیین کاراترین رویکرد اقتصادسنجی بنماییم. در نتیجه چون هدف تعیین مدل بهینه است لازم است از رویکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای بهره گرفته شود. برای دست‌یافتن به ثبات نتایج در سه بازه زمانی ۱ دوره ($h = 1$)، ۴ دوره ($h = 4$) و ۸ دوره ($h = 8$) اقدام به پیش‌بینی ارقام تعهدی شده است. دوره زمانی آموزش پیش‌بینی از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ و در دوره زمانی بررسی عملکرد پیش‌بینی از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی (MSFE)، از مربع میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE) قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE)، میانگین درصد قدر مطلق خطای پیش‌بینی (MAPE)، تورش خطای پیش‌بینی (Bias) و واریانس خطای پیش‌بینی (FEV) و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی Log(PL) استفاده شده است. باتوجه به اینکه شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی

Log(PL) نسبت به سایر شاخص‌ها از کارایی بالاتری برخوردار است؛ در نتیجه از این شاخص جهت انتخاب مدل بهینه استفاده شده است.

جدول (۴) معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

Table (4) Forecast Performance Criteria in Different Forecast Horizons

h = 1							
Log(pl)	MAFE	MSFE	MAPE	FEV	Bias		
۶۸/۹۵۸	۰/۰۷۱	۰/۰۰۹	۰/۱۸۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۷	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)
۷۶/۳۰۹	۰/۰۶۲	۰/۰۰۷	۰/۱۸۳	۰/۰۰۷	۰/۰۱۴	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)
۷۸/۰۰۱	۰/۰۵۷	۰/۰۰۶	۰/۱۶۸	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)
۶۹/۷۳۹	۰/۰۷۶	۰/۰۱۱	۰/۱۹۱	۰/۰۱۰	۰/۰۱۸	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)
۸۰/۴۸۳	۰/۰۶۷	۰/۰۰۸	۰/۱۶۹	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)
۱۰۰/۲۹۸	۰/۰۵۳	۰/۰۰۶	۰/۱۵۲	۰/۰۰۶	۰/۰۱۵	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)
۶۶/۵۹۹	۰/۰۷۳	۰/۰۱۰	۰/۱۹۴	۰/۰۰۹	۰/۰۱۶	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)
۷۱/۰۴۵	۰/۰۶۷	۰/۰۰۸	۲/۲۲۱	۰/۰۰۷	۰/۰۲۳	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)
۱۰۹/۶۹۸	۰/۰۱۴	۰/۰۰۲	۰/۱۰۶	۰/۰۲۱	۰/۰۰۵	TVP – AR(1) – X	BMA($\alpha = \lambda = 1$)
–	۰/۴۷۰	۰/۳۲۱	۰/۷۱۵	۰/۱۱۰	۰/۴۴۵	BVAR – Minnesota	
–	۰/۰۷۸	۰/۰۱۱	۰/۲۲۸	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.99$)
–	۰/۰۸۳	۰/۰۱۲	۰/۲۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۲۷	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.95$)
–	۰/۱۰۰	۰/۰۱۷	۰/۳۰۴	۰/۰۱۵	۰/۰۴۶	AR(1) – X OLS	
–	۰/۱۳۳	۰/۰۲۹	۰/۴۳۶	۰/۰۱۷	۰/۱۰۴	AR(1)(OLS)	
h = 4							
۶۵/۳۲۱	۰/۰۷۴	۰/۰۱۰	۰/۱۸۳	۰/۰۱۰	۰/۰۲۰	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)
۷۲/۱۵۴	۰/۰۶۲	۰/۰۰۷	۰/۱۷۱	۰/۰۰۷	۰/۰۱۵	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)
۷۳/۳۶۷	۰/۰۵۷	۰/۰۰۶	۰/۱۶۰	۰/۰۰۶	۰/۰۱۴	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)
۶۵/۴۱۵	۰/۰۷۹	۰/۰۱۱	۰/۱۸۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)
۷۵/۰۷۵	۰/۰۶۸	۰/۰۰۸	۰/۱۶۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)
۹۲/۰۴۵	۰/۰۵۷	۰/۰۰۷	۰/۱۶۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)
۶۳/۰۳۶	۰/۰۷۴	۰/۰۱۰	۰/۱۸۵	۰/۰۰۹	۰/۰۱۵	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)
۶۸/۷۱۴	۰/۰۶۶	۰/۰۰۷	۰/۱۹۴	۰/۰۰۷	۰/۰۲۱	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)
۹۳/۲۹۵	۰/۰۱۶	۰/۰۰۳	۰/۰۹۹	۰/۰۰۲	۰/۰۱۴	TVP – AR(1) – X	BMA($\alpha = \lambda = 1$)
–	۰/۴۸۳	۰/۳۶۶	۱/۰۳۰	۰/۱۴۴	۰/۴۵۷	BVAR – Minnesota	
–	۰/۱۰۰	۰/۰۳۴	۰/۴۰۰	۰/۰۳۲	۰/۰۳۴	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.99$)
–	۰/۰۸۷	۰/۰۲۹	۰/۳۵۳	۰/۰۲۸	۰/۰۲۹	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.9$)
–	۰/۱۰۲	۰/۰۱۸	۰/۲۹۶	۰/۰۱۶	۰/۰۴۵	AR(1) – X OLS	

-	۰/۱۳۸	۰/۰۳۰	۰/۴۰۹	۰/۰۱۸	۰/۱۰۸	AR(1)(OLS)	
h = 8							
۶۱/۵۱۴	۰/۰۷۶	۰/۰۱۰	۰/۵۱۶	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)
۶۸/۱۴۱	۰/۰۶۲	۰/۰۰۷	۰/۳۷۸	۰/۰۰۷	۰/۰۱۲	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)
۶۹/۱۳۷	۰/۰۵۶	۰/۰۰۶	۰/۲۹۸	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)
۵۹/۵۰۲	۰/۰۸۰	۰/۰۱۱	۰/۵۱۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)
۷۱/۶۹۴	۰/۰۷۱	۰/۰۱۰	۰/۴۳۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)
۸۵/۲۵۸	۰/۰۶۱	۰/۰۰۸	۰/۴۰۲	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱	TVP – AR(1) – X	DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)
۶۳/۱۷۷	۰/۰۷۳	۰/۰۰۹	۰/۵۳۴	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)
۶۸/۱۹۷	۰/۰۶۲	۰/۰۰۷	۰/۴۴۵	۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	TVP – AR(1) – X	DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)
۷۸/۲۵۵	۰/۰۱۶	۰/۰۰۲	۰/۰۷۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	TVP – AR(1) – X	BMA($\alpha = \lambda = 1$)
-	۰/۳۱۶	۰/۱۸۵	۰/۸۵۶	۰/۱۷۶	۰/۰۹۰	BVAR – Minnesota	
-	۰/۰۹۳	۰/۱۳۳	۳/۴۲۲	۰/۰۹۶	۰/۱۸۷	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.99$)
-	۰/۰۸۷	۰/۰۷۸	۲/۳۹۷	۰/۰۷۸	۰/۰۸۴	TVP – AR(1)	DMA($\lambda = 0.95$)
-	۰/۰۹۷	۰/۰۱۶	۰/۸۴۱	۰/۰۱۵	۰/۰۳۵	AR(1) – X OLS	
-	۰/۱۳۷	۰/۰۳۰	۰/۹۶۴	۰/۰۱۸	۰/۱۰۴	AR(1)(OLS)	

نتایج شاخص‌های MAFE، MSFE، MAPE، FEV و Bias عموماً در راستای نتایج مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی است؛ اما شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی به علت اینکه کل مدل را لحاظ می‌کند از کارایی بالاتری برخوردار است؛ به همین دلیل در این تحقیق از این شاخص بهره گرفته شده است. مدل OLS با کلیه شاخص‌های ارزیابی عملکرد پیش‌بینی از خطای بالا و از دقت پایینی برخوردار است. مدل BMA بر اساس نتایج شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی (Log(PL)) در هر سه بازه زمانی از دقت بالاتری برخوردار بوده است. بر اساس نتایج شاخص مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی مدل BMA در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. در رویکرد BMA ابتدا تمامی حالت‌های ممکن حضور متغیرهای توضیحی بر روی متغیر وابسته رگرسیون می‌گردد. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است. اول اینکه یک متغیر در تمامی مدل‌های ممکن حضور ندارد. نکته دوم اینکه لزوماً متغیر مذکور در تمامی مدل‌هایی که حضور دارد تأثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد؛ براین اساس نسبت تعداد مدل‌هایی که متغیر مذکور معنادار شده به تعداد مدل‌هایی که حضور دارد؛ شاخصی جهت حضور متغیر مذکور در مدل بهینه است؛ سوم اینکه با افزایش تعداد متغیرها محاسبه تمامی حالت‌ها امکان‌پذیر نیست. در نتیجه بر اساس دیدگاه سالا-ای-مارتین و همکاران (Sala-i-Martin et al., 2004)، از یک تعداد برآورد به بعد (حدود ۱۰۰ تا ۲۰۰ میلیون

رگرسیون)، نسبت حضور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به سمت یک عدد مشخص میل می‌نماید و در نتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نمی‌باشد.

در نهایت نیاز به یک آستانه تصمیم‌گیری جهت حذف متغیرها وجود دارد؛ برای تعیین حد بهینه از نسبت k تقسیم بر کل متغیرها بهره گرفته خواهد شد (k تعداد متغیرهای پیشنهادی است که از دیدگاه محقق بالاترین تأثیر را بر متغیر وابسته دارند). این k تجربی بوده و بر اساس دیدگاه محقق انتخاب می‌شود (Abdi et al., 2022).

برای دستیابی به نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. باتوجه به تعداد متغیرهای بررسی شده، تعداد مدل‌های موجود (بر اساس حضور یا عدم حضور هر متغیر)، در فضای مدل برابر ۲۵۸ مدل می‌باشد که بیش از ۲۸۸ هزار میلیارد^۱ مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر فضای مدل شامل ۲۵۸ مدل می‌باشد که باتوجه به فرض عدم اطمینان مدل یعنی به‌دوراز اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همه مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همه مدل‌ها برای دستیابی به نتیجه استفاده شود.

به پیروی از سالا-ای-مارتین و همکاران (Sala-i-Martin et al., 2004)، مقدار k در این مقاله مساوی ۱۰ در نظر گرفته شده است. این عدد بازگوکننده این مطلب است که انتظار می‌رود در نهایت ۱۰ متغیر به‌عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرآیند محاسبات معرفی شود؛ اما کاملاً روشن می‌باشد که امکان دارد در نهایت تعداد کم‌تر و یا بیش‌تر از ۱۰ متغیر غیرشکننده باشند.

در ابتدا با به‌دست‌آوردن نمونه‌ای شامل ۱۰ میلیون رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و احتمال پیشین هر متغیر محاسبه شد. در ادامه ۱۰ میلیون رگرسیون به نمونه اول اضافه شده و محاسبات برای ۲۰ میلیون رگرسیون (پس ۳۰، ۴۰، ۵۰، ۶۰، ۷۰، ۸۰، ۹۰ میلیون رگرسیون)، انجام شد و در نهایت برای ۱۰۰ میلیون رگرسیون ضرایب و احتمالات پسین به دست آمد. پس از حصول شرط هم‌گرایی^۲ دیگر نیازی به افزایش حجم نمونه جهت تعیین متغیرهای غیرشکننده وجود ندارد (جدول ۵). جهت غیرشکننده معرفی نمودن یک متغیر دو شرط لازم است تحقق یابد. ۱) افزایش احتمال پسین هر متغیر نسبت به احتمال پیشین ۲) بالابودن سطح احتمال پسین از سطح آستانه تعریف شده (سطح آستانه اولیه $10 = 1/173 = 58$ تقسیم بر ۵۸).

۱. ۲۸۸، ۱۵۱، ۷۱۱، ۷۴۴، ۲۳۰، ۳۷۶ تعداد دقیق حالت‌های ممکن با حضور ۵۸ متغیر توضیحی است.
۲. شرط هم‌گرایی بر اساس دیدگاه سالا-ای-مارتین نسبت آماری است که انتظار بر آن است میانگین ضریب و احتمال برآوردی در نمونه موردبررسی معادل با میانگین ضرایب و احتمالات در کل حالت‌های برآوردی باشد. به عبارتی نتایج حاصل از ۱۰۰ میلیون رگرسیون با نتایج حاصل از ۲۸۸، ۱۵۱، ۷۱۱، ۷۴۴، ۲۳۰، ۳۷۶ یکسان خواهد بود. به عبارتی نمونه مدل مورد بررسی به خوبی گویای نتایج کل مدل‌های برآوردی خواهد بود.

شایان‌ذکر است که در مرحله اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیر داده‌ای و در مرحله دوم به دلیل دستیابی سریع‌تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد؛ همچنین متغیرهایی که احتمال پسینی کم‌تر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده داشتند، به دلیل شکننده بودن در مقابل سایر متغیرها از مدل خارج شدند (در مرحله اول ۳۷ متغیر غیرشکننده بودند که در مرحله دوم با این متغیرها که احتمال پسین بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین داشته‌اند محاسبات را ادامه می‌دهیم).

جدول (۵) مرحله اول فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 10$

Table (5) The First Stage of the Sampling Process and Calculations Assuming $\bar{K} = 10$

نماد	متغیر	نمونه اول شامل ۱۰ میلیون رگرسیون		نمونه اول شامل ۱۰۰ میلیون رگرسیون	
		ضریب پیشین	احتمال پیشین	ضریب پسین	احتمال پسین
۱	DEP	۰/۰۰۲	۰/۱۰۷	۰/۱۳۲	۰/۱۲۱
۲	X	۰/۰۰۴	۰/۰۷۳	۰/۰۰۳	۰/۰۹۲
۲	TA_{t-1}	۰/۰۲۴	۰/۰۷۰	۰/۰۲۳	۰/۱۴۶
۴	$\frac{1}{CA_{t-1}}$	۰/۳۱۹	۰/۵۳۵	۰/۱۷۶	۰/۸۷۸
۵	S_t	۰/۴۱۷	۰/۱۴۵	۰/۱۲۷	۰/۱۶۹
۶	S_{t-1}	۰/۴۲۸	۰/۱۱۸	۰/۲۰۹	۰/۱۵۵
۷	$\frac{1}{A_{t-1}}$	۰/۱۴۷	۰/۲۰۷	۰/۷۸۸	۰/۲۳۴
۸	$\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۲۹	۰/۴۷۰	۰/۰۳۴	۰/۸۸۱
۹	$\frac{PPE_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۸۰	۰/۲۰۷	۰/۰۵۱	۰/۶۸۸
۱۰	$\frac{TA_{t-1}}{S_t}$	۰/۱۱۱	۰/۱۹۹	۰/۰۶۸	۰/۳۶۲
۱۱	$\frac{TA_{t-1}}{S_{t-1}}$	۰/۰۰۰	۰/۱۲۲	۰/۴۰۰	۰/۲۴۷
۱۲	$\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۰۶	۰/۲۲۲	۰/۰۰۷	۰/۴۴۱
۱۳	$(\Delta CA_t - \Delta Cash_t)$	۰/۵۹۹	۰/۱۰۲	۰/۱۲۷	۰/۱۶۱
۱۴	$(\Delta CL_t - \Delta STD_t - \Delta TP_{1t})$	۰/۰۳۹	۰/۱۳۰	۰/۰۲۲	۰/۱۶۲
۱۵	$\left(\frac{AR_{t-1}}{REV_{t-1}} REV_t \right)$	۰/۶۹۲	۰/۱۷۹	۰/۷۱۸	۰/۲۱۹
۱۶	$\left(\frac{APB_{t-1}}{EXP_{t-1}} EXP_t \right)$	۰/۰۱۵	۰/۱۷۳	۰/۰۲۵	۰/۳۳۰

۰/۲۲۵	۰/۰۰۰	۰/۱۵۲	۰/۰۰۰	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t\right)$	۱۷
۰/۲۳۰	۰/۱۸۸	۰/۱۳۸	۰/۰۵۹	$\frac{\Delta CFO_t}{TA_{t-1}}$	۱۸
۰/۲۱۲	۰/۹۵۵	۰/۱۶۲	۰/۴۸۹	$\left(\frac{ART_{t-1}}{REV_{t-1}}\right) \left(\frac{REV_t}{A_{t-1}}\right)$	۱۹
۰/۱۹۵	۰/۰۴۴	۰/۱۹۰	۰/۱۸۹	$\left(\frac{OCAL_{t-1}}{EXP_{t-1}}\right) \left(\frac{EXP_t}{A_{t-1}}\right)$	۲۰
۰/۱۲۸	۰/۰۰۰	۰/۱۰۹	۰/۰۰۰	$\frac{1}{A_{t-2}}$	۲۱
۰/۱۴۸	۰/۵۴۶	۰/۱۲۳	۰/۱۲۹	$\frac{Disc_t}{A_{t-2}}$	۲۲
۰/۲۳۹	۰/۰۱۴	۰/۲۰۵	۰/۰۱۷	$\frac{Disc_{t-1}}{A_{t-2}}$	۲۳
۰/۳۹۸	۰/۰۳۴	۰/۱۰۶	۰/۰۰۲	$\frac{PPE SALES_t}{A_{t-2}}$	۲۴
۰/۷۹۶	۰/۰۳۱	۰/۶۹۱	۰/۰۶۰	$\frac{PPE SALES_{t-1}}{A_{t-2}}$	۲۵
۰/۱۸۳	۰/۰۲۰	۰/۱۶۴	۰/۰۳۴	$\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}}$	۲۶
۰/۱۹۲	۰/۰۵۷	۰/۲۱۷	۰/۱۸۷	$\frac{PPE_t}{TA_{t-1}}$	۲۷
۰/۲۶۳	۰/۰۰۲	۰/۰۷۳	۰/۰۰۲	$\frac{CFO_t}{A_{t-1}}$	۲۸
۰/۳۹۸	۰/۰۰۰	۰/۲۳۹	۰/۰۰۰	$\frac{WCA_{t-1}}{A_{t-2}}$	۲۹
۰/۲۹۵	۰/۰۰۷	۰/۲۲۲	۰/۰۰۶	REV_t	۳۰
۰/۷۲۷	۰/۰۱۳	۰/۵۰۲	۰/۰۰۶	PPE_t	۳۱
۰/۶۳۲	۰/۲۱۶	۰/۵۳۰	۰/۳۹۴	CF_{t-1}	۳۲
۰/۱۲۹	۰/۰۰۱	۰/۱۵۷	۰/۰۰۲	CF_t	۳۳
۰/۴۳۰	۰/۰۲۵	۰/۲۷۳	۰/۰۱۵	$\Delta Sales_t$	۳۴
۰/۲۱۴	۰/۱۸۸	۰/۰۷۳	۰/۰۵۹	$\Delta Sales_t - \Delta REC$	۳۵
۰/۱۶۴	۰/۷۲۱	۰/۱۸۰	۰/۷۲۱	$\Delta Sales_t - \Delta AR$	۳۶
۰/۸۳۱	۰/۳۶۶	۰/۷۰۸	۰/۳۴۶	$TACC_{t-1}$	۳۷
۰/۲۳۳	۰/۰۴۴	۰/۱۹۰	۰/۱۸۹	$\frac{1}{Asset_{t-1}}$	۳۸
۰/۶۵۰	۰/۲۰۴	۰/۴۶۰	۰/۲۰۳	ROA_t	۳۹

۰/۱۶۵	۰/۳۶۶	۰/۱۳۲	۰/۳۴۶	$DCFO_t$	۴۰
۰/۴۶۰	۰/۱۵۲	۰/۲۰۸	۰/۰۸۳	$DCFO_t \times CFO_t$	۴۱
۰/۲۹۸	۰/۳۳۷	۰/۱۰۶	۰/۱۹۳	$\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{REV_t}$	۴۲
۰/۳۱۲	۰/۰۰۵	۰/۱۲۳	۰/۰۱۳	$\frac{\Delta EXP_t - \Delta PAY_t}{REV_t}$	۴۳
۰/۱۵۳	۰/۰۲۰	۰/۱۶۴	۰/۰۳۴	$\frac{DEP_t - \Delta RET_t}{REV_t}$	۴۴
۰/۱۵۹	۰/۹۵۵	۰/۱۶۲	۰/۴۸۹	$LOG(TA)$	۴۵
۰/۱۴۵	۰/۰۰۲	۰/۱۷۳	۰/۰۰۲	$GRSales$	۴۶
۰/۳۱۱	۰/۰۰۰	۰/۱۳۹	۰/۰۰۰	$InfIndex$	۴۷
۰/۳۸۳	۰/۰۰۲	۰/۱۸۶	۰/۰۰۳	ROA_{t-1}	۴۸
۰/۴۹۸	۰/۰۰۵	۰/۳۰۶	۰/۰۰۶	$NCWC_{t-1}$	۴۹
۰/۱۲۳	۰/۰۰۲	۰/۱۲۶	۰/۰۰۲	$NCWC_t$	۵۰
۰/۴۳۶	۰/۱۵۲	۰/۲۵۸	۰/۰۸۳	$NCWC_{t-1} \times \Delta REV_t$	۵۱
۰/۱۳۰	۰/۰۰۱	۰/۰۳۳	۰/۰۰۲	ΔDEP_{t-1}	۵۲
۰/۲۱۵	۰/۷۱۸	۰/۱۰۷	۰/۶۹۲	$\Delta DEP_{t-1} \times PPE_t$	۵۳
۰/۲۸۰	۰/۱۴۵	۰/۱۶۴	۰/۱۲۶	$\frac{REV_t}{A_{t-1}}$	۵۴
۰/۱۲۸	۰/۲۳۸	۰/۰۳۰	۰/۳۲۱	$\frac{\Delta NREC}{A_{t-1}}$	۵۵
۰/۱۴۳	۰/۱۷۴	۰/۰۲۹	۰/۱۳۱	PPE_{t-1}	۵۶
۰/۱۳۶	۰/۱۵۲	۰/۲۵۸	۰/۰۸۳	$NetIncome_t$	۵۷
۰/۷۳۰	۰/۰۰۱	۰/۵۲۳	۰/۰۰۲	$V_T - V_{T-1}$	۵۸

در مرحله اول با استفاده از شروط دوگانه مذکور (بالاتر بودن مقدار توزیع پسین از پیشین و بالاتر بودن عدد ستون توزیع پسین از عدد ۰/۱۷۲)، با مقایسه ستون توزیع پیشین و پسین جهت تعیین نمودن متغیرهای غیرشکننده، ۳۷ متغیر انتخاب شدند. یعنی ۳۷ متغیر مقدار احتمال پسین بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۳۷ متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه ۰/۱۷۲ داشتند. در ادامه تمامی مراحل انجام شده در مرحله اول را در مرحله دوم بر روی ۳۷ متغیر باقیمانده اعمال خواهیم نمود. در مرحله دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۵ میلیون رگرسیون بر روی ۳۷ متغیر منتخب اعمال شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور سطح

آستانه ثانویه = ۱۰ تقسیم بر ۳۷ = ۰/۲۷؛ مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی شناسایی خواهند شد. نتایج در جدول (۸)، می‌توان دید.

جدول (۸) مرحله دوم فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 10$

Table (8) The Second Stage of the Sampling Process and Calculations Assuming $\bar{K} = 10$

ردیف	متغیر	نمونه اول شامل ۵ میلیون رگرسیون	نمونه اول شامل ۵۰ میلیون رگرسیون	ضرب پیشین	احتمال پسین
۴	$\frac{1}{CA_{t-1}}$	۰/۰۰۲	۰/۱۳۳	۰/۱۸۰	۰/۸۹۶
۷	$\frac{1}{A_{t-1}}$	۰/۰۰۳	۰/۱۹۰	۰/۸۰۴	۰/۴۳۹
۸	$\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۲۰	۰/۲۸۱	۰/۰۳۵	۰/۸۹۹
۹	$\frac{PPE_t}{A_{t-1}}$	۰/۲۷۱	۰/۴۵۵	۰/۰۵۲	۰/۷۰۲
۱۰	$\frac{TA_{t-1}}{S_t}$	۰/۳۶۴	۰/۱۸۵	۰/۰۶۹	۰/۲۵۹
۱۱	$\frac{TA_{t-1}}{S_{t-1}}$	۰/۰۲۵	۰/۴۰۰	۰/۴۰۸	۰/۲۱۲
۱۲	$\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۶۸	۰/۱۷۶	۰/۰۰۷	۰/۴۵۰
۱۵	$\left(\frac{AR_{t-1}}{REV_{t-1}} REV_t \right)$	۰/۰۹۴	۰/۱۶۹	۰/۷۳۲	۰/۲۲۳
۱۶	$\left(\frac{APB_{t-1}}{EXP_{t-1}} EXP_t \right)$	۰/۰۰۵	۰/۱۸۹	۰/۰۲۶	۰/۲۳۷
۱۷	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t \right)$	۰/۵۰۹	۰/۰۸۷	۰/۰۰۰	۰/۴۳۰
۱۸	$\frac{\Delta CFO_{it}}{TA_{t-1}}$	۰/۰۳۳	۰/۱۹۶	۰/۱۹۲	۰/۲۳۵
۱۹	$\left(\frac{ART_{t-1}}{REV_{t-1}} \right) \left(\frac{REV_t}{A_{t-1}} \right)$	۰/۰۱۳	۰/۱۴۷	۰/۹۷۴	۰/۳۱۶
۲۰	$\left(\frac{OCAL_{t-1}}{EXP_{t-1}} \right) \left(\frac{EXP_t}{A_{t-1}} \right)$	۰/۰۰۰	۰/۲۰۳	۰/۰۴۵	۰/۴۹۹
۲۳	$\frac{Disc_{t-1}}{A_{t-2}}$	۰/۱۱۰	۰/۲۷۵	۰/۰۱۴	۰/۲۴۴
۲۴	$\frac{PPE SALES_t}{A_{t-2}}$	۰/۰۰۲	۰/۰۹۰	۰/۰۳۵	۰/۴۰۶
۲۵	$\frac{PPE SALES_{t-1}}{A_{t-2}}$	۰/۰۵۱	۰/۵۸۷	۰/۰۳۲	۰/۲۱۲

۰/۳۸۷	۰/۰۲۰	۰/۲۰۳	۰/۰۰۰	$\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}}$	۲۶
۰/۲۳۸	۰/۰۰۲	۰/۴۲۷	۰/۰۰۵	$\frac{CFO_t}{A_{t-1}}$	۲۸
۰/۲۰۶	۰/۰۰۰	۰/۴۵۱	۰/۳۳۵	$\frac{WCA_{t-1}}{A_{t-2}}$	۲۹
۰/۲۰۱	۰/۰۰۷	۰/۲۱۸	۰/۰۰۲	REV_t	۳۰
۰/۲۴۲	۰/۰۱۳	۰/۲۳۲	۰/۰۱۳	PPE_t	۳۱
۰/۶۴۵	۰/۲۲۰	۰/۶۰۲	۰/۲۹۴	CF_{t-1}	۳۲
۰/۴۳۹	۰/۰۲۶	۰/۳۹۱	۰/۱۷۳	$\Delta Sales_t$	۳۴
۰/۲۱۸	۰/۱۹۲	۰/۳۳۳	۰/۲۹۴	$\Delta Sales_t - \Delta REC$	۳۵
۰/۲۴۸	۰/۳۷۳	۰/۰۹۰	۰/۱۶۴	$TACC_{it-1}$	۳۷
۰/۳۳۸	۰/۰۴۵	۰/۱۰۵	۰/۰۱۱	$\frac{1}{Asset_{t-1}}$	۳۸
۰/۶۶۳	۰/۲۰۸	۰/۱۴۷	۰/۰۰۲	ROA_t	۳۹
۰/۲۶۹	۰/۱۵۵	۰/۱۱۸	۰/۰۰۰	$DCFO_t \times CFO_t$	۴۱
۰/۲۰۴	۰/۳۴۴	۰/۲۶۰	۰/۰۰۵	$\frac{\Delta REV_i - \Delta REC_i}{REV_i}$	۴۲
۰/۳۱۸	۰/۰۰۵	۰/۲۱۹	۰/۰۷۱	$\frac{\Delta EXP_i - \Delta PAY_i}{REV_i}$	۴۳
۰/۳۱۷	۰/۰۰۰	۰/۴۵۳	۰/۰۰۲	$InfIndex$	۴۷
۰/۳۹۱	۰/۰۰۲	۰/۱۳۹	۰/۱۰۷	ROA_{t-1}	۴۸
۰/۲۰۸	۰/۰۰۵	۰/۱۱۱	۰/۲۷۳	$NCWC_{t-1}$	۴۹
۰/۲۴۵	۰/۱۵۵	۰/۲۸۰	۰/۱۱۱	$NCWC_{t-1} \times \Delta REV_t$	۵۱
۰/۴۱۹	۰/۷۳۲	۰/۳۰۶	۰/۰۰۶	$NCWC_{t-1}$	۵۳
۰/۸۹۶	۰/۱۸۰	۰/۱۶۴	۰/۱۲۶	$\frac{REV_t}{A_{t-1}}$	۵۴
۰/۳۳۹	۰/۸۰۴	۰/۱۸۶	۰/۰۰۳	$V_T - V_{T-1}$	۵۸

در ادامه تمامی مراحل انجام شده در مرحله اول و دوم را در مرحله سوم بر ۱۹ متغیر باقیمانده اعمال خواهیم نمود. در مرحله سوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۱ میلیون رگرسیون بر روی ۱۹ متغیر منتخب اعمال شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور سطح آستانه ثانویه = ۱۰ تقسیم بر ۱۹ = ۰/۵۲۶؛ مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی شناسایی خواهند شد. نتایج در **جدول (۹)**، می‌توان دید.

جدول (۹) مرحله سوم فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 10$

Table (9) The Third Stage of the Sampling Process and Calculations Assuming $\bar{K} = 10$

نماد	متغیر	نمونه اول شامل ۱ میلیون رگرسیون	نمونه اول شامل ۲ میلیون رگرسیون	احتمال پسین	ضریب پیشین
۴	$\frac{1}{CA_{t-1}}$	۰/۰۰۳	۰/۲۰۱	۰/۱۸۵	۰/۳۲۳
۷	$\frac{1}{A_{t-1}}$	۰/۰۲۱	۰/۲۹۸	۰/۸۲۸	۰/۷۴۶
۸	$\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}}$	۰/۲۸۷	۰/۴۸۲	۰/۰۳۶	۰/۹۲۶
۹	$\frac{PPE_t}{A_{t-1}}$	۰/۳۸۶	۰/۱۹۶	۰/۰۵۴	۰/۷۲۳
۱۲	$\frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۲۷	۰/۴۲۴	۰/۰۰۷	۰/۷۶۴
۱۷	$\left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t \right)$	۰/۵۴۰	۰/۰۹۲	۰/۰۴۱	۰/۶۳۷
۱۹	$\left(\frac{ART_{t-1}}{REV_{t-1}} \right) \left(\frac{REV_t}{A_{t-1}} \right)$	۰/۰۳۵	۰/۲۰۸	۰/۰۰۳	۰/۳۲۵
۲۰	$\left(\frac{OCAL_{t-1}}{EXP_{t-1}} \right) \left(\frac{EXP_t}{A_{t-1}} \right)$	۰/۰۱۴	۰/۱۵۶	۰/۰۴۶	۰/۴۱۴
۲۴	$\frac{PPE SALES_t}{A_{t-2}}$	۰/۰۰۰	۰/۲۱۵	۰/۰۳۶	۰/۴۱۸
۶	$\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}}$	۰/۱۱۷	۰/۲۹۲	۰/۰۲۱	۰/۳۹۹
۳۲	CF_{t-1}	۰/۰۰۲	۰/۰۹۵	۰/۲۲۷	۰/۶۶۴
۳۴	$\Delta Sales_t$	۰/۰۰۰	۰/۲۱۵	۰/۰۲۷	۰/۶۵۲
۳۸	$\frac{1}{Asset_{t-1}}$	۰/۰۰۵	۰/۴۵۳	۰/۰۴۶	۰/۳۴۸
۳۹	ROA_t	۰/۳۵۵	۰/۴۷۸	۰/۲۱۴	۰/۶۸۳
۴۳	$\frac{\Delta EXP_t - \Delta PAY_t}{REV_t}$	۰/۰۰۲	۰/۲۳۱	۰/۰۰۵	۰/۳۲۸
۴۷	InflIndex	۰/۰۱۴	۰/۲۴۶	۰/۰۳۷	۰/۷۲۷
۴۸	ROA_{t-1}	۰/۳۱۲	۰/۶۳۸	۰/۰۰۲	۰/۵۰۳
۵۳	$\Delta DEP_{t-1} \times PPE_t$	۰/۰۱۲	۰/۱۱۱	۰/۰۱۸	۰/۴۰۳
۵۴	$\frac{REV_t}{A_{t-1}}$	۰/۰۰۰	۰/۱۲۵	۰/۱۸۵	۰/۳۲۳
۵۸	$V_T - V_{T-1}$	۰/۰۰۵	۰/۲۷۶	۰/۸۲۸	۰/۵۴۹

در مرحله سوم با استفاده از شروط، جهت تعیین نمودن متغیرهای غیرشککنده، ۱۰ متغیر انتخاب شدند. یعنی ۱۰ متغیر مقدار احتمال پسین بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۱۰ متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه ۰/۵۲۶ داشتند. باتوجه به اینکه K محاسباتی به K پیشنهادی بسیار نزدیک است محاسبات را متوقف خواهیم نمود.

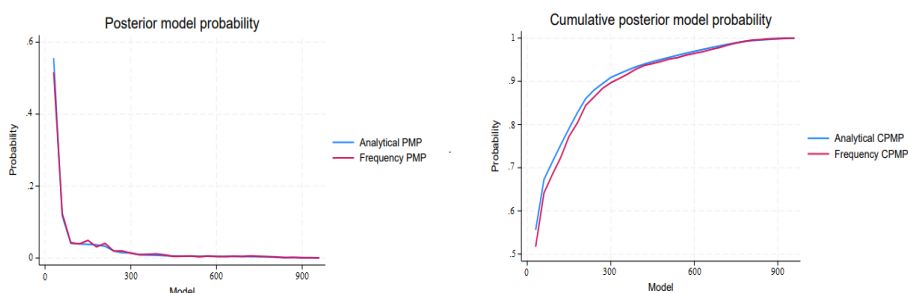
از آن جهت که در حضور بقیه متغیرها ۱۰ متغیر منتخب شدند، این متغیرها نیرومند یا غیرشککنده نامیده می‌شوند و بقیه متغیرها را که احتمال ورود پسین کم‌تری از احتمال پیشین دارند را شککنده می‌نامند. باتوجه به **جدول (۱۰)**، مشهود است که متغیرهای ۱۰ گانه در حضور همه متغیرها احتمال پسین ورود بیش‌تری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند. به عبارت دیگر این متغیرها در حضور سایر متغیرها با معنی شده‌اند. در نتیجه مدل تحقیق با این ۱۰ متغیر طراحی خواهد شد. به ترتیب در ستون سوم و چهارم، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون پنجم (از راست به چپ)، آماره نسبت آماره t هر متغیر ارائه شده است.

جدول (۱۰) اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی در مدل بهینه

Table (10) Prioritization of Variables Affecting Accruals in the Optimal Model

اولویت	رگرسیون‌ها با $ t - \text{stat} \geq 2$	احتمال و ضریب پسین		نماد	متغیر
		ضریب پسین	احتمال پسین		
۳	۰/۷۶۱	۰/۷۴۶	۰/۸۲۸	X1	$\frac{1}{A_{t-1}}$
۱	۰/۹۳۲	۰/۹۲۶	۰/۰۳۶	X2	$\frac{\Delta \text{REV}_t}{A_{t-1}}$
۶	۰/۶۵۸	۰/۷۲۳	۰/۰۵۴	X3	$\frac{\text{PPE}_t}{A_{t-1}}$
۲	۰/۸۶۴	۰/۷۶۴	۰/۰۰۷	X4	$\frac{\Delta \text{REV}_t - \Delta \text{AR}_t}{A_{t-1}}$
۱۰	۰/۵۸۴	۰/۴۳۷	۰/۰۴۱	X5	$\left(\frac{\text{DEP}_{t-1}}{\text{GPPE}_{t-1}} \text{GPPE}_t \right)$
۷	۰/۶۱۵	۰/۶۶۴	۰/۲۲۷	X6	CF_{t-1}
۸	۰/۶۰۶	۰/۶۵۲	۰/۰۲۷	X7	ΔSales_t
۵	۰/۶۹۹	۰/۶۸۳	۰/۲۱۴	X8	ROA_t
۴	۰/۷۱۸	۰/۷۲۷	۰/۰۳۷	X9	InfIndex
۹	۰/۵۹۱	۰/۵۴۹	۰/۸۲۸	X10	$\text{V}_T - \text{V}_{T-1}$

بر اساس نتایج متغیرهایی که بالاترین نسبت آماره T را داشته باشند از اهمیت بالاتری در اقلام تعهدی دارند (کوپ و همکاران (Koop et al., 2020)؛ ناصر (Naser, 2014)؛ استاک و واتسون (Stock and Watson, 2002)، سالا-ای-مارتین و همکاران (Sala-i-Martin et al., 2004)؛ شیخلی و همکاران (Sheikhli et al., 2023)؛ کریمی و همکاران (Karimi et al., 2023) و محمدی و همکاران (Mohammadi et al., 2020)). اولویت اثرگذار متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی در ستون آخر نمایش داده شده است.



نمودار (۲) میانگین احتمال پسین ساده و تجمعی ۱۰۰۰ مدل برتر

Chart (2) Simple and Cumulative Posterior Probability Average of Top 1000 Models

بر اساس نتایج نمودار (۲) کاملاً مشهود است که ۱۰۰۰ مدل برتر در حالت تجمعی توانایی توضیح‌دهندگی بیش از ۹۹ درصد تغییرات اقلام تعهدی را دارا هستند.

برای تعیین میزان کارایی تخمین مدل بر اساس مدل‌های TVP نسبت به تخمین مدل بر اساس مدل‌های سنتی OLS از ارزش راست‌نمایی نمایش داده شده در جدول (۱۱)، استفاده گردید.

جدول (۱۱) تست LR مقایسه کارایی مدل‌های TVP با OLS

Table (11) LR test comparing the performance of TVP models with OLS

LR	lnL	
$\chi^2 = 24.02^{***}$	۲۶۰/۱۶	OLS
	۲۷۲/۱۷۱	TVP
*** در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد.		

نتایج آزمون حداکثر راست‌نمایی LR نشان می‌دهد، مدل TVP نرخ راست‌نمایی بالاتری (۲۷۲/۱۷۱ بزرگ‌تر از ۲۶۰/۱۶ است)، در مقایسه با مدل OLS دارد؛ در نتیجه تخمین مدل بر اساس رویکردهای TVP (غیرخطی)، نسبت به مدل‌های OLS (خطی)، از کارایی بالاتری برخوردار است. نتایج مقایسه‌ای برآورد مدل BMA و OLS به شرح رابطه (۱) و رابطه (۲) است.

$$\begin{aligned}
Accruals = & 0.828 Pr(0.746) \frac{1}{A_{t-1}} + 0.036 Pr(0.926) \frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} \\
& + 0.054 Pr(0.723) \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \\
& + 0.007 Pr(0.764) \frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}} \\
& + 0.041 Pr(0.437) \left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t \right) \\
& + 0.227 Pr(0.664) CF_{t-1} + 0.027 Pr(0.652) \Delta Sales_t \\
& + 0.037 Pr(0.727) InfIndex + 0.214 Pr(0.683) ROA_t \\
& + 0.828 Pr(0.549) V_T - V_{T-1} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
\tag{۱}$$

به‌عنوان مثال متغیر $\frac{1}{A_{it-1}}$ به اندازه ۰/۸۲۸ بر متغیر ارقام تعهدی تأثیر دارد و این ضریب به اندازه ۰/۷۴۶ دارای اعتبار در حضور مدل بهینه است. بالا بودن سطح احتمال وقوع از ۵۰ درصد بیانگر مطلوب بودن ارتباط مابین متغیر مذکور با ارقام تعهدی است (کوپ و همکاران (Koop et al., 2020)؛ ناصر (Naser, 2014)؛ استاک و واتسون (Stock and Watson, 2002)؛ سالا-ای-مارتین و همکاران (Sala-i-Martin et al., 2004)؛ شیخ‌لی و همکاران (Sheikhli et al., 2023)؛ کریمی و همکاران (Karimi et al., 2023) و محمدی و همکاران (Mohammadi et al., 2020)).

باتوجه به اینکه در مدل OLS مبحث احتمال وقوع وجود ندارد؛ در نتیجه در ارائه مدل OLS صرفاً ضرایب برآوردی ارائه شده است. این مدل به شرح رابطه (۲) است.

$$\begin{aligned}
Accruals = & 0.811 \frac{1}{A_{t-1}} + 0.027 \frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} + 0.048 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \\
& + 0.005 \frac{\Delta REV_t - \Delta AR_t}{A_{t-1}} + 0.038 \left(\frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} GPPE_t \right) \\
& + 0.209 CF_{t-1} + 0.022 \Delta Sales_t + 0.032 InfIndex \\
& + 0.207 + 0.798 V_T - V_{T-1} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
\tag{۲}$$

۵- بحث و نتیجه‌گیری

الگوی مدونی در حوزه محاسبه و پیش‌بینی ارقام تعهدی وجود ندارد (والاسکووا و همکاران، ۲۰۲۰). براین اساس از رویکرد بیزی جهت شناسایی مدل بهینه ارقام تعهدی در بازار سرمایه بهره گرفته شد. رویکرد بیزی این اطمینان را به محقق می‌دهد که متغیرهایی که جهت برآورد ارقام تعهدی به کار می‌روند بالاترین سطح تطابق اطلاعاتی را در بازه زمانی مذکور با ارقام تعهدی دارند.

در این پژوهش ۵۸ متغیر مؤثر بر ارقام تعهدی وارد مدل میانگین‌گیری بیزین گردیدند. نتایج بیانگر این واقعیت است که ۱۰ متغیر شکننده مؤثر بر ارقام تعهدی شناسایی شدند. متغیرهای مذکور عبارتند

از: معکوس کل دارایی‌های دوره قبل، تغییرات درآمد فروش بر جمع دارایی‌های دوره قبل، نسبت مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات بر جمع دارایی‌های دوره قبل، تغییرات درآمد فروش منهای تغییرات حساب‌های دریافتی تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل، هزینه استهلاک دوره قبل تقسیم بر ناخالص ماشین‌آلات، تجهیزات و اموال دوره قبل ضرب در ناخالص ماشین‌آلات، تجهیزات و اموال دوره جاری، جریان نقد حاصل از عملیات دوره قبل، تغییرات فروش خالص، شاخص تورم، نرخ بازده دارایی‌ها در دوره قبل و معکوس خطای زمان‌بندی در جریان نقد عملیاتی شناسایی شدند. بر اساس نتایج متغیرهای تشکیل دهنده هر سه نوع مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری (تأکید بر دارایی‌ها و فروش، هزینه‌های اختیاری)، مدل درآمد اختیاری (تأکید بر سود، درآمد و گردش جریان وجه نقد) و مدل‌های ترکیبی در مدل بهینه حضور دارند.

در این مطالعه از طریق بررسی ارتباطات تجربی نشان دادیم که باتوجه به احتمالات مختلف محاسبه شده بین مدل‌های جایگزین، اعتماد به یک مدل مفهومی منفرد در فرایند مدل‌سازی اقلام تعهدی منجر به ایجاد پیش‌بینی‌های غیرصحیح و در نهایت تصمیمات مدیریتی در رابطه با آن مدل با خطر شکست مواجه خواهد شد. بر اساس نتایج تعدد عوامل مؤثر بر اقلام تعهدی هشداردهنده این واقعیت است که در مدیریت مالی شرکت لازم است از یک دیدگاه سیستمی بهره برد و صرفاً در نظر گرفتن یک مدل مشخص یا یک سری متغیر مشخص نمی‌تواند دیدگاه جامعی در راستای تعیین مدل بهینه اقلام تعهدی ارائه نماید. بر اساس نتایج حاصل از میانگین‌گیری بیزین عامل تغییرات درآمد فروش شرکت بر جمع دارایی‌های دوره قبل مهم‌ترین شاخص در شناسایی اقلام تعهدی است؛ در نتیجه سیاست‌هایی همچون ایجاد توازن در ترازنامه شرکت و بهبود نسبت‌های نقدینگی جاری و آنی عامل مهمی در کاهش مدیریت سود تعهدی خواهد بود.

نتایج تحقیق حاضر در راستای نتایج تحقیقات برویر و شوت (Breuer and Schütt, 2023)، ویانا جونیور (Viana Junior, 2021)، ثقفی و همکاران (Saqafi et al., 2022)، بوژمهرانی و همکاران (Bouzhmehrani et al., 2020) و قربانی و ودیعی نوقابی (Ghorbani and Vadiee Noghahi, 2018) قرار دارد. براین اساس طراحی یک رویکرد جامع با در نظر گرفتن شرایط محیطی ایران، موجب کارآتر شدن مدل تحقیق نسبت به سایر مدل‌ها خواهد شد.

۷- تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

۸- منابع

- Abdi, M., Hosseini, S. A., & Gholam Abri, A. (2022). Stock return prediction modeling: A new approach to Bayesian dynamic averaging models and time-varying parameters. *Advances in Finance and Investment*, 2(4), 111–138. [In Persian]
- Anna, S. (2021). Historical development of earnings management models. *SHS Web of Conferences*, 92, Article 02058.
- Ball, R. (2013). Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting Horizons*, 27(4), 847–853.
- Barker, R., Penman, S., Linsmeier, T. J., & Cooper, S. (2020). Moving the conceptual framework forward: Accounting for uncertainty. *Contemporary Accounting Research*, 37(1), 322–357.
- Bouzhmehrani, E., Kamyabi, Y., & Malekian, E. (2020). Timing of cash flows and economic events: A model for classifying accruals. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 9(33), 268–284. [In Persian]
- Breuer, M., & Schütt, H. H. (2023). Accounting for uncertainty: An application of Bayesian methods to accruals models. *Review of Accounting Studies*, 28(2), 726–768.
- Caylor, M. L. (2010). Strategic revenue recognition to achieve earnings benchmarks. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(1), 82–95.
- Christensen, T. E., D'Adduzio, J., & Nelson, K. K. (2023). Explaining accruals quality over time. *Journal of Accounting and Economics*, 76(1), Article 101575.
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of accounting and economics*, 18(1), 3–42.
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, 77(s-1), 35–59.
- Dechow, P. M., Richardson, S. A., & Tuna, I. A. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies*, 8(2-3), 355–384.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193–225.
- Deniz, P., & Stengos, T. (2023). Revisiting the determinants of consumption: A Bayesian model averaging approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(3), Article 190.
- Feltham, G. A., & Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary accounting research*, 11(2), 689–731.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., & Rubin, D. B. (2013). Bayesian data analysis Boca Raton: Chapman. *Hall/CRC*.
- Ghorbani, A. and Vadiiei Noghabi, M. H. (2018). Algebraic and Empirical Models for Specification and Control of Characteristics Affecting Accrual-generating Process. *Applied Research in Financial Reporting*, 7(1), 7–42. [In Persian]

- Hajireza, M. , Darabi, R. and Najafimoghadam, A. (2023). Entropy of Accrual Items of Modified Jones Model and Financial Stability and Their Estimation Based on Whale and Genetics Algorithm. *Empirical Research in Accounting*, 13(3), 211-236. [In Persian]
- Islam, M. A., Ali, R., & Ahmad, Z. (2011). Is modified Jones model effective in detecting earnings management? Evidence from a developing economy. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 116–125.
- Johnstone, D. (2018). Accounting theory as a Bayesian discipline. *Foundations and Trends in Accounting*, 13(1-2), 1–266.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.
- Kang, S.-H. (2005). A conceptual and empirical evaluation of accrual prediction models [Working paper]. SSRN.
- Kang, S.-H., & Sivaramakrishnan, K. (1995). Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research*, 33(2), 353–367.
- Karimi, J., & Karimi Potanlar, S. (2022). Modeling factors affecting tax evasion in Iran's economy based on the Bayesian averaging approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 29(100), 105–152. [In Persian]
- Kaszniak, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57–81.
- Koop, G., McIntyre, S., Mitchell, J., & Poon, A. (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., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
- Lewis, C. M. (2012). Risk modeling at the SEC: The accounting quality model [Speech transcript]. U.S. Securities and Exchange Commission.
- Mohammadi, T., Khiabani, N., Bahrani, J., & Fahimifar, F. (2020). Comparison of different methods of predicting Iran's economic growth with an emphasis on dynamic model selection and dynamic model averaging. *Quarterly Journal of Economic Research*, 20(4), 93–123. [In Persian]
- Mozafarnia, M., Fallahshams, M. F., & Zomorodian, G. (2022). Regime dependent effects and cyclical volatility spillover of exchange rate and stock prices in Iran. *Advances in Finance and Investment*, 2(4), 107–129. [In Persian]
- Naser, H. (2014). *An econometric investigation of forecasting GDP, oil prices, and relationships among GDP and energy sources* [Doctoral dissertation, University of Sheffield]. White Rose eTheses Online.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, 11(2), 661-687.

- Pham, D. H., & Hoang, H. A. (2023). Capital structure and practices of accrual-based earnings management among non-financial Vietnamese listed firms. *Investment Management & Financial Innovations*, 20(4), 182.
- Ronen, J., & Yaari, V. L. (2008). *Earnings management: Emerging insights in theory, practice, and research*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-25771-6>
- Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., & Miller, R. I. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American economic review*, 94(4), 813-835.
- Saqafi, A., Blue, G. and Sohrabi Varzaneh, H. (2022). An Accruals Quality Model: A Group Method of Data Handling Approach. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 19(75), 1-40. [In Persian]
- Scott, W. R. (2009). *Financial accounting theory* (5th ed.). Prentice Hall.
- Sheikhli, S., Nasiri Aghdam, A., Amadeh, H. and Doroodian, H. (2023). Modelling of Banking Crisis Forecasting in Iran by BMA. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(4), 1-36. [In Persian]
- Siekelova, A., Belas, J., Podhorska, I., & Durana, P. (2021). Accrual-Based Earnings Management: A Case Study in V4 Focusing on Mining And Quarrying Sector. *Acta Montanistica Slovaca*, 26(1), 70–83.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), 1167–1179.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147–162.
- Stubben, S. R. (2010). Discretionary revenues as a measure of earnings management. *The Accounting Review*, 85(2), 695–717.
- Viana Junior, D. B. C. (2021). *Cross-country differences in earnings management: The role of economic and institutional factors* [Unpublished doctoral dissertation]. ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa.

COPYRIGHTS

© 2025 by the author. Published by Islamic Azad University, Esfarayen Branch. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

