

ارائه مدلی با ثبات از محافظه کاری باسو با استفاده از روش GMM-sys

* فرهاد فلاح نژاد
** حسین فخاری
*** شهریار زروکی

چکیده

این پژوهش در راستای تبیین برآورد میثاق محلود کننده محافظه کاری در حسابداری، به بررسی مدل برآورد محافظه کاری باسو (۱۹۹۷) و مدل تعمیم یافته نیکلز (۲۰۱۰) پرداخته و ایرادات وارد شده بر این مدلها را از دیدگاه میزان اعتبار و قابلیت تعمیم نتایج پژوهشهای انجام شده در این خصوص بررسی می نماید. بر همین اساس ضمن تبیین مشکلات مورد بحث، راه کارهای لازم جهت رفع آن و ارتقای مدل به سطح بالاتری جهت برآورد محافظه کاری ارائه می کند. جهت انجام بررسیها از دادههای مربوط به نمونه ای متشکل از ۸۷ شرکت طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. همچنین جهت آزمون مدلها علاوه بر تخمین زن معمول ایستا از برآورد کننده پانل پویا (روش GMM-sys) جهت برآورد مدلها استفاده می شود. نتایج این پژوهش نشان داد که مدل تعدیل شده جدید نتایج مناسبتری در خصوص برآورد محافظه کاری نسبت به مدل اولیه باسو و مدل تعدیل شده نیکلز ارائه داده و روش پویا در تخمین مدلها از روش ایستا مناسبتر است. در نهایت پژوهش حاضر نشان داد نتایج ناشی از تحقیقات پیشین که از مدل باسو جهت برآورد محافظه کاری استفاده نموده اند باید با احتیاط بیشتری مورد ملاحظه قرار گیرند و کاربرد آنها در بازارهای سرمایه نیازمند بازنگری است.

واژگان کلیدی: محافظه کاری، مدل باسو، بازار سهام، ارزش دفتری، روش پویا

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه مازندران

** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) h.fakhari@umz.ac.ir

*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۲۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۰۱

مقدمه

بدون تردید محافظه کاری جایگاه بسیار مهمی در باورهای حسابداران دارد بطوری که محافظه کاری با وجود عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد (خان و واتس، ۲۰۰۹)، مدت قراردادهای بدهی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (نیکل و همکاران، ۲۰۱۰) و می‌تواند نتایج منفی عدم تقارن اطلاعاتی را برای بازارهای بدهی و سرمایه کاهش دهد (کیم و همکاران، ۲۰۱۳). همچنین محافظه کاری واکنشی از سوی مدیریت است که سبب می‌شود مدیریت از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پر ریسک اجتناب کرده و پروژه‌های مطمئن‌تری را انتخاب کند (ستایش و شمس‌الدینی، ۱۳۹۲). تلاش پژوهشگران حسابداری و امور مالی در جهت تبیین مدلی برای اثبات وجود و اندازه‌گیری محافظه کاری دارای سابقه طولانی در ادبیات مالی است. مفهوم محافظه کاری برای اولین بار در سال ۱۹۲۴ توسط بلیس^۱ در حوزه مالی مطرح شد (بلیس، ۱۹۲۴). او بیان نمود که "سودها را پیش‌بینی نکنید ولی همه زیان‌ها را پیش‌بینی کنید". پس از آن باسو در سال ۱۹۹۷ اولین پژوهشگر حسابداری بوده- است که تعریفی عملیاتی از محافظه کاری ارائه نمود.^۲ او محافظه کاری را گرایش حسابداری به الزام درجه بالاتری از تاییدپذیری برای شناسایی اخبار خوب (سود) در مقایسه با میزان تاییدپذیری لازم برای شناسایی اخبار بد (زیان) می‌داند. او در پژوهش‌های خود محافظه کاری را به دو بخش محافظه کاری موجود در صورت سود و زیان (شرطی) و محافظه کاری موجود در ترانزنامه (غیرشرطی) تقسیم کرد (اسدی و جلیلیان، ۱۳۹۱). محافظه کاری شرطی یعنی در صورت وقوع رویدادی که منجر به زیان شود، حسابداران در قبال آن، رویکرد محافظه کارانه‌ای اتخاذ می‌کنند، شناسایی سودها به تعویق افتاده و در شناسایی زیان‌ها تعجیل می‌شود. همچنین منظور از محافظه کاری غیرشرطی وجود رویکرد محافظه کارانه در رویه‌های حسابداری است اعمال رویه‌هایی همچون قاعده اقل بهای تمام شده نتیجه محافظه کاری غیرشرطی است (بنی مهد و باغبانی، ۱۳۸۸). در راستای تلاش‌های انجام شده در حوزه حسابداری و مالی جهت ارائه مدل‌هایی برای اندازه‌گیری وجود یا عدم وجود محافظه کاری تحقیقات زیادی توسط پژوهشگران حسابداری مثل باسو (۱۹۹۷)، بال و شیوکومار^۳ (۲۰۰۵)، دیکچف و تانگ^۴ (۲۰۰۸)، خان و واتس^۵ (۲۰۰۹)،

1. Bliss(1924)
2. Basu(1977)
3. Ball & Shivakumar(2005)
4. Dichef & Tang(2008)
5. Khan & Wats(2009)

نیکلز^۱ (۲۰۱۰) در خارج از کشور و نمونه‌هایی در داخل کشور نظیر ستایش و شمس الدینی (۱۳۹۲) انجام شده است. در میان مدل‌های موجود، مهمترین مدلی که به کرات مورد استفاده قرار گرفته، مدل باسو می‌باشد که در پژوهش‌های مختلفی نیز به آن ارجاع شده است. با وجود محبوبیت زیادی که این مدل در بین تحقیقات پیشین یافته، تعدادی از دانشمندان از جمله نیکلز معتقدند که مدل باسو فاقد شرایط لازم برای مطالعه وجود و یا عدم وجود محافظه‌کاری بوده و دارای نقاط ضعفی است که اعتبار نتایج حاصل از آن را مورد سوال قرار داده است. (پاتاتوکاس و توماس، ۲۰۰۹). محققان در پژوهش‌های خود به بیان دو مشکل اساسی مدل باسو پرداختند. اولین مشکل به نادرستی اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری برای یک شرکت خاص توسط این مدل مربوط می‌شود. اگرچه در مباحث تئوری این اندازه‌گیری برای یک شرکت خاص توسط برآوردهای سری زمانی امکان پذیر است، اما در عمل اینگونه نیست زیرا تعداد شرکت‌هایی که دارای سال‌هایی با بازده منفی کافی جهت برآورد سری زمانی این مدل باشند، کم است (ژانگ، ۲۰۰۸). دومین اشکال، تاثیر تجمعی است. بدین ترتیب که مدل باسو تاثیر هر یک از نوسانات سود یا زیان اقتصادی را به تنهایی روی سود خالص حسابداری برآورد نمی‌کند و در واقع ارتباط بین سود خالص و مجموع تمام سود و زیان‌های اقتصادی دوره را ارزیابی نمی‌نماید چون متغیر مورد بررسی در مدل مجموع بازده بازار هر دوره است (نیکلز و همکاران ۲۰۱۰). این مشکل برای اولین بار توسط گیولی و همکاران (۲۰۰۷) مطرح شد (شیوکومار و همکاران، ۲۰۱۳). او با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده نشان داد ضریب به دست آمده از مدل که از اندازه‌گیری سودهایی با درجات مختلفی از به موقع بودن به دست آمده، با افزایش رویدادهای اقتصادی در یک دوره افزایش می‌یابد. این افزایش در مقدار ضریب، زمانی مشهودتر است که شوک‌های (اخبار) مثبت و منفی متناسب با هم توزیع شده باشد. در این حالت سودها و زیان‌های اقتصادی در دوره‌های یکسان یکدیگر را خنثی می‌کنند. آنچه که از بررسی دیدگاه نیکلز و همکاران (۲۰۱۰) در جهت تشخیص محافظه‌کاری استنباط می‌شود این است که برآوردهای مربوط به مدل پیشنهادی وی که در جهت توسعه مدل باسو ارائه شده بود به صورت ایستا انجام شده و پویایی مدل و یا همان تاثیر سود دوره قبل در تشخیص وجود محافظه‌کاری نادیده گرفته شده است. لذا در این مقاله درصددیم تا با تکمیل و توسعه نظرات نیکلز و همکاران (۲۰۱۰)

به بررسی مدل تشخیص محافظه کاری در حالت پویا پرداخته و به مقایسه‌ای از مهمترین مدل‌های تشخیص محافظه کاری که در ادبیات حسابداری وجود دارد بپردازیم. استدلال ما برای این روش این است که در صورت نادیده گرفتن پویایی مدل، تشخیص وجود و یا عدم وجود محافظه کاری با اشکال مواجه خواهد شد. در همین راستا بدلیل ضعفها ومحدودیت‌های تحقیقات انجام شده، پژوهش حاضر درصدد است تا از طریق ارایه چارچوبی جدید مبتنی بر پویایی مدل اندازه‌گیری محافظه کاری که در ان ارتباط تغییرات ارزش بازار با سود خالص حسابداری را تبیین می‌کند عملکرد مدل باسو را تحت شرایط و چارچوب ارائه شده مطالعه کند. در واقع پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سوال است که چگونه می‌توان مدل باسو را جهت ارزیابی دقیق‌تر میزان هر دو نوع محافظه کاری شرطی و غیرشرطی، بسط داد و آیا می‌توان در همین راستا از برآوردکننده‌های بهتری استفاده نمود؟

مروری بر پیشینه پژوهش

با مرور پیشینه پژوهش‌های مرتبط با محافظه کاری مدل‌های ارائه شده را می‌توان به دو گروه تفکیک کرد به طوری که جهت تشخیص محافظه کاری شرطی مدل باسو (۱۹۹۷)، مدل بال و شیو کومار (۲۰۰۵) و مدل دیچف و تانگ (۲۰۰۸) و مدل خان و واتس (۲۰۰۹) و جهت اندازه‌گیری محافظه کاری غیرشرطی مدل بیور و رایان (۲۰۰۰) و مدل گیولی و هاین (۲۰۰۷) ارائه شده‌اند. جدول شماره یک خلاصه مدل‌های مورد استفاده و مبنای محاسبه آنها را ارائه کرده‌است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۱): خلاصه مدل‌های ارزیابی محافظه‌کاری

معیار اندازه‌گیری	مدل	مبنای محاسبه	بیان ریاضی	تشخیص
بر اساس تشخیص وجود یا عدم وجود محافظه‌کاری شرطی	مدل باسو (۱۹۹۷)	محافظه‌کاری بر اساس بازده سهام	$\frac{E_t}{P_t} = \beta_0 + \beta_1.RET_t + \beta_2.D_t + \beta_3.D.RET_t + \varepsilon_t$	$\beta_3 > 0$
	مدل بال و شیو کومار (۲۰۰۵)	محافظه‌کاری بر اساس جریانات نقدی عملیاتی	$ACC_t = \beta_0 + \beta_1.CFO_t + \beta_2.DCFO_t + \beta_3.DCFO * CFO_t + \varepsilon$	$\beta_3 > 1$
	مدل دیچف و تانگک (۲۰۰۸)	محافظه‌کاری (تطابق بین هزینه و درآمد)	$REV_t = \beta_0 + \beta_1.EXP_{t-1} + \beta_2.EXP_t + \beta_3.EXP_{t+1} + \varepsilon$	$\beta_1 > 2$
	مدل خان و واتس (۲۰۰۹)	محافظه‌کاری مبتنی بر بسط مدل باسو و توجه به ویژگی‌های داخلی شرکت	$\frac{E_t}{P_t} = \beta_0 + \beta_1.RET_t + \beta_2.D_t + \beta_3.D.RET_t + \varepsilon_t$ $C_Score = \beta_3 = \lambda_0 + \lambda_1.Size + \lambda_2.M / B + \lambda_3.Lev$ $G_Score = \beta_1 = \mu_0 + \mu_1.Size + \mu_2.M / B + \mu_3.Lev$	بالاتر بودن شاخص C_score
بر اساس اندازه‌گیری محافظه‌کاری غیر شرطی	مدل بیور و رایان (۲۰۰۰)	محافظه‌کاری غیر شرطی بر اساس ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	(۱-) ارزش بازار حقوق صاحبان سهام / ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام = شاخص محافظه‌کاری غیر شرطی	-
	مدل گیولی و هاین (۲۰۰۷)	محافظه‌کاری غیر شرطی بر اساس اقلام تعهدی	(۱-) جمع کل دارایی‌های شرکت / جمع کل اقلام تعهدی = شاخص محافظه‌کاری غیر شرطی	-
بر اساس اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی	مدل نیکلز و همکاران (۲۰۱۰)	محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی بر اساس بسط مدل باسو	$ANI = a + b_1(M_{t-1} - B_{t-1}) + b_2.\Delta M_t^+ + b_3.\Delta M_t^- + \varepsilon_t$	ظریب b_1 و ضریب b_3

صرف نظر از مدل های فوق که در سایر کشورها به تبیین محافظه کاری پرداخته اند، در راستای اندازه گیری و تشخیص محافظه کاری در ایران نیز تحقیقات اندکی انجام شده است. رحمانی و همکاران (۱۳۹۲) به سنجش محافظه کاری بر اساس مدل بسط یافته نیکلز (۲۰۱۰) پرداختند. نمونه پژوهش شامل ۷۷ شرکت و دوره پژوهش سال های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸ می باشد. یافته های آنها نشان می دهد که مدل بسط یافته نیکلز جهت اندازه گیری محافظه کاری دقیق تر است و هر چند تمایل به محافظه کاری اندک است ولی محافظه کاری بیشتر از جریانات نقدی ناشی می شود تا ارقام تعهدی. ستایش و شمس الدینی (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط بین سطوح مختلف محافظه کاری پرداخته و دریافته اند که هیچ ارتباط معناداری بین انواع روش های محاسبه محافظه کاری وجود ندارد و در ادامه شاخصی پیشنهاد کردند که بر اساس محاسبه میانگین عواملی که حسابداران در عمل از آن ها تحت عنوان معیارهای محافظه کاری یاد می کردند بنا نهاده شده بود.

روش پژوهش

مدل باسو (۱۹۹۷) با این فرض که محافظه کاری حسابداری منجر به شناسایی زودتر اخبار بد نسبت به اخبار خوب می شود پایه گذاری شده است. از دیدگاه نظری پیرامون محافظه کاری غالباً انتظار می رود که ارتباط همزمان بین بازده منفی بازار (به عنوان نماینده ای برای اخبار بد) و سودهای حسابداری بیشتر از ارتباط همزمان آن با بازده مثبت (به عنوان نماینده ای برای اخبار خوب) باشد. مدل اولیه باسو به صورت رابطه شماره (۱) ارائه شده است: رحمانی و صدیقی (۱۳۹۲)

$$\frac{AI_t}{M_{it-1}} = a_0 + a_1 \cdot d_{it} + \beta_0 \cdot R_{it} + \beta_1 \cdot d_{it} \cdot R_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

AI_t : سود عملیاتی هر سهم برای شرکت i در سال t M_{it-1} قیمت سهام ابتدای دوره $t-1$ - برای شرکت i

R_{it} : بازده سهام طی دوره t که از طریق معادله شماره (۲) محاسبه می شود:

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} \quad (2)$$

d_{it} متغیر مجازی است، در صورت وجود اخبار بد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. باسو برای تعیین اخبار خوب و یا بد از بازده سهام استفاده نمود، بازده مثبت بازار حاکی از وجود اخبار خوب و بازده منفی نشانگر اخبار بد است. β_1 نشان دهنده

ضریب واکنش سود به بازده منفی (اخبار بد) و β_0 نشان دهنده واکنش سود به بازده مثبت (اخبار خوب) است در این مدل فرض می‌شود در صورت وجود محافظه‌کاری در سود، ضریب واکنش سود به بازده منفی بازار بیشتر از ضریب واکنش سود به بازده مثبت است. در واقع β_1 تفسیر محافظه‌کاری است و بیشتر بودن مقدار آن نشان‌دهنده محافظه‌کاری بالاتر است که به شکل معادله شماره (۳) اندازه‌گیری می‌شود.

$$C_t = (\beta_1 + \beta_0) - \beta_0 = \beta_1 \quad (3)$$

در این مدل رگرسیونی متغیرها با قیمت ابتدای دوره M_{it-1} هم‌مقیاس شده‌اند. پژوهش‌های بعدی نشان داد که این تعدیل اندازه‌گیری مدل باسو را تحت تاثیر قرار می‌دهد و به دلیل ارتباط عملی بین قیمت‌های سهام و احتمال گزارش زیان‌ها، موجب انحراف برآوردکننده از پارامتر می‌شود (رحمانی و صدیقی، ۱۳۹۲). بر همین اساس مدل باسو بازنگری شده و مدل تعدیل شده باسو به شکل رابطه شماره (۴) ارائه شد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۳)

$$ANI_{it} = a_0 + a_1.d_{it} + \beta_0.\Delta M_{it} + \beta_1.d_{it}.\Delta M_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ANI_t سود خالص حسابداری در دوره t ، ΔM_t : تغییرات در ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در دوره t و ε_t : جزء خطاست. با فرض کارا بودن بازار سرمایه می‌توان انتظار داشت که قیمت بازار، تمام اطلاعات در دسترس عموم را به موقع منعکس می‌کند (بال و همکاران، ۲۰۰۹). در نتیجه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام با خالص ارزش بازار شرکت در دوره قبل به علاوه هرگونه تغییر در ارزش فعلی به واسطه رویدادهای دوره جاری در این حوزه برابر خواهد بود و می‌توان آن را بصورت زیر محاسبه کرد.

$$M_t = M_{t-1} + \Delta M_t \quad \Delta M_t = \sum_{j=1}^n \Delta m_{j,t} \quad (5)$$

n_t تعداد رویدادهای اقتصادی است که موجب تغییر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بین دوره $t-1$ و t می‌گردد $\Delta m_{j,t}$ تغییر در ارزش بازار ایجاد شده توسط هر رویداد است. فرض می‌کنیم که $\Delta m_{j,t}$ متغیرهای تصادفی متقارن و ناهمبسته‌اند. به عبارت دیگر n_t را می‌توان به صورت تعداد تغییرات در قیمت سهام در یک دوره معین تفسیر کرد (یک سال،

$$\Delta M_t = \sum_{j=1}^{n_t} \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \Delta M_{j,t}^-$$

سه، ماه، هرماه، هر روز و ...) و می توان $\Delta m_{j,t}$ را ارزش هر یک از تغییرات نامید. تغییرات مثبت در حقوق صاحبان سهام را که توسط اخبار خوب ایجاد می شود به صورت $\Delta m_{j,t}^+$ تعریف می کنیم. بنابراین $\Delta m_{j,t}^+$ با $\Delta m_{j,t}$ برابر خواهد بود اگر $\Delta m_{j,t}$ مثبت یا صفر باشد. به طور مشابه $\Delta m_{j,t}^-$ تغییرات منفی در ارزش M در نتیجه ایجاد اخبار بد را ارائه می نماید. از این رو اگر $\Delta m_{j,t}$ منفی یا صفر باشد، $\Delta m_{j,t}^-$ برابر با $\Delta m_{j,t}$ خواهد بود. با این تفاسیر می توان معادله (۵) را بدین صورت نوشت:

(۶)

برای ساده سازی بیشتر $\sum_{j=1}^{n_t} \Delta m_{j,t}^+$ را بصورت ΔM_t^+ و $\sum_{j=1}^{n_t} \Delta m_{j,t}^-$ را بصورت ΔM_t^- می نویسیم یعنی:

$$\Delta M_t = \Delta M_t^+ + \Delta M_t^- \quad (7)$$

معادله (۷) نشان می دهد که مجموع تغییرات در قیمت سهام در طول یک دوره زمانی را می توان با محاسبه مجموع تغییرات مثبت و تمام تغییرات منفی تاریخ شروع و پایان دوره مورد نظر به دست آورد. برای مثال خالص تغییرات در قیمت سهام در طول یک سال را می توان با محاسبه مجموع تغییرات مثبت و منفی ماهیانه (یا هفتگی یا روزانه) ایجاد شده در یک سال محاسبه کرد. محافظه کاری حسابداری زیانها را به موقع تر از سودها شناسایی می کند (جایارامان، ۲۰۱۲). ما این امکان را به واسطه تفاوت قائل شدن بین سودهای حسابداری و زیانهای اقتصادی می آزماییم از این رو سود خالص حسابداری به صورت زیر بیان می شود.

$$ANI_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \cdot \Delta M_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^- \cdot \Delta M_{j,t}^- \quad (8)$$

ANI_t : سود خالص

حسابداری دوره t . $\beta_{j,t}^+$ و $\beta_{j,t}^-$: بخشی از سود اقتصادی $\Delta m_{j,t}^+$ یا زیان اقتصادی $\Delta m_{j,t}^-$ را نشان می دهد که شرایط لازم جهت شناسایی شدن به عنوان سود یا زیان حسابداری در دوره t دارند. مطابق با چارچوب نظری سابق مقدار $\beta_{j,t}^+$ و $\beta_{j,t}^-$ بین بازه ۰ تا ۱ خواهد بود. اگر مدل با سو به همان ترتیبی که در مبانی نظری گفته شد ارتباط بین سود خالص حسابداری و بازده بازار را توصیف کند، در شرایط عادی وجود ارتباط بین سود خالص حسابداری و تغییرات مثبت و منفی ارزش بازار را ارزیابی خواهند نمود. جهت

تسهیل این ارزیابی ما مقدار $\sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \Delta m_{j,t}^-$ را به معادله (۸) اضافه و کسر می‌کنیم و مدل زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} ANI_t &= \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \cdot \Delta M_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^- \cdot \Delta M_{j,t}^- \pm \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \cdot \Delta M_{j,t}^- = \quad (9) \\ &= \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \cdot \Delta M_{j,t} + \sum_{j=1}^{n_t} (\beta_{j,t}^- - \beta_{j,t}^+) \cdot \Delta M_{j,t}^- \end{aligned}$$

در نتیجه، ارتباط همزمان بین سود و اخبار خوب با مقدار مورد انتظار از $\beta_{j,t}^+$ و ارتباط همزمان بین سود و اخبار بد با مقدار مورد انتظار $\beta_{j,t}^-$ نشان داده می‌شود و تفاوت بین آنها نشان دهنده وجود تفاوت در شناسایی به موقع سودها و زیان‌های حسابداری است. ضریب β_0 مدل باسو باید برآورد کننده نا اریبی از β^+ باشد که ارتباط همزمان بین سود خالص حسابداری و تاثیر اخبار خوب روی ارزش بازار را محاسبه می‌کند. بطور مشابه ضریب β_1 باید برآورد کننده نا اریبی از $\beta^- - \beta^+$ باشد، که تفاوت در شناسایی به موقع سودها یا زیان‌های حسابداری است. چنین استدلال می‌شود که اول: در ارائه محافظه‌کاری حسابداری مدل باسو، تاثیر اخبار خوب روی سودهای حسابداری بیشتر از واقع ارائه می‌شود بجز در مواردی که در دوره‌هایی با بازده مثبت هیچ اخبار بدی وجود نداشته‌باشد. مقادیر $\widehat{\beta}_0$ در معادله (۴) (با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS) احتمالاً با مقادیر زیر همگراست:

(۱۰)

$$p \lim \beta_0 = \frac{\text{cov}(ANI_t, \Delta M_t / \Delta M_t > 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t > 0)}$$

تحت مفروضات شکل دهنده چارچوب تئوری ما، مقادیر بیان شده در مدل (۱۰) به شکل زیر خواهد بود:

(۱۱)

$$p \lim \beta_0 = \bar{\beta}^+ + (\bar{\beta}^- - \bar{\beta}^+) \cdot \left(\frac{\text{cov}(\Delta M_t^-, \Delta M_t / \Delta M_t > 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t > 0)} \right)$$

نشان می‌دهد که $\widehat{\beta}_0$ برآورد کننده اریبی از $\bar{\beta}^+$ است. بجز در مواردی که یکی از شرایط زیر برقرار باشد:

حالت اول: $\bar{\beta}^- = \bar{\beta}^+$ در این حالت هیچ تفاوتی در شناسایی به موقع اخبار خوب و

اخبار بد وجود ندارد. بنابراین هیچ گونه محافظه کاری حسابداری نیز وجود نخواهد داشت. حالت دوم: $cov(\Delta M_t^-, \Delta M_t | \Delta M_t > 0) = 0$ می توان اثبات کرد این شرایط نیز در زمانی ایجاد خواهد شد که در دوره هایی که بازده بازار مثبت است اخبار بد وجود نداشته باشد. این شرایط بسیار محدود هستند.

در نهایت می توان بیان کرد که شرط اول یک شرط واقعی نیست و مناسب تر این است که انتظار داشته باشیم $\beta^- > \beta^+$. از طرف دیگر کاربرد شرط دوم که در آن هیچ گونه اخبار بدی در دوره های با بازده مثبت وجود نداشته باشد ایجاب می کند که در صورت افزایش بهای سهام در یک دوره معین (یک ماه یا یک فصل یا یک سال و ...) تمام تغییرات قیمت باید مثبت باشد لذا رخداد این شرایط بعید است و وجود اخبار خوب و بد با هم در یک دوره معقول تر به نظر می رسد در این حالت $cov(\Delta M_t > 0)$ مثبت است. در نتیجه اگر هیچ یک از شرایط فوق محقق نشود مقادیر پارامتر β_0 برآورد کننده اریبی از β^+ با مقادیر بیشتر از صفر خواهد بود. همانطور که گفته شد در شرایط نرمال مدل باسو عکس العمل سود خالص حسابداری در مقابل اخبار خوب را بیشتر از واقع بیان می کند $\beta_0 > \beta^+$. مدل باسو تاثیر اخبار بد روی سود حسابداری را کمتر از واقع بیان می کند بجز در مواردی که دوره هایی با بازده بازار مثبت هیچ گونه اخبار بدی وجود نداشته و یا در دوره هایی با بازده بازار منفی هیچ گونه اخبار خوبی وجود نداشته باشد. متغیر β_1 حداقل مربعات معمولی (OLS) به عنوان برآوردی از پارامتر β_1 از معادله (۴) به شکل زیر است:

(۱۲)

$$p \lim \hat{\beta}_1 = \left[\frac{\text{cov}(ANI_t, \Delta M_t / R_t < 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t < 0)} - \frac{\text{cov}(ANI_t, \Delta M_t / \Delta M_t > 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t > 0)} \right]$$

تحت مفروضات چارچوب نظری ما شکل آن برابر خواهد بود با:

(۱۳)

$$p \lim \hat{\beta}_0 = (\beta^- - \beta^+) \cdot \left[\frac{\text{cov}(\sum_{i=1}^n \Delta M_{it}^-, \Delta M_t / \Delta M_t < 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t < 0)} - \frac{\text{cov}(\sum_{i=1}^n \Delta M_{it}^-, \Delta M_t / \Delta M_t > 0)}{\text{var}(\Delta M_t / \Delta M_t > 0)} \right]$$

در نتیجه $\hat{\beta}_1$ تنها با برقرار بودن یکی از شرایط زیر برآورد کننده نا اریبی از $\beta^- - \beta^+$ خواهد بود: اول اینکه $(\beta^- - \beta^+) = 0$ یعنی هیچ گونه تفاوتی در شناسایی به موقع اخبار

خوب و اخبار بد وجود نداشته و محافظه‌کاری حسابداری نیز وجود نخواهد داشت. دوم اینکه عبارت داخل براکت در معادله (۱۳) برابر با ۱ باشد، این حالت تنها زمانی اتفاق می‌افتد که دو شرط برقرار باشد: الف) اگر در یک دوره زمانی که قیمت سهام رو به رشد است تمام تغییرات در قیمت سهام مثبت باشد. ب) اگر در یک دوره زمانی که قیمت سهام رو به کاهش است تمام تغییرات در بهای سهام منفی باشد. مجدداً طبق استدلال‌های قبل این حالات نیز بعید به نظر می‌رسد. در حالاتی که هر دوی اخبار خوب و اخبار بد در یک دوره رخ می‌دهند مقدار داخل براکت معادله (۱۳) کمتر از یک خواهد بود و تفاوت در شناسایی به موقع سودها و زیان‌ها کمتر از واقع برآورد می‌شود. در ادامه این بخش یک مدل تجربی جایگزین ارائه می‌شود که اول بر اثر تجمیع ایجاد شده به وسیله مدل باسو غلبه می‌کند. دوم می‌توان این مدل را جهت مجموعه وسیعتری از شرکت‌ها به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری با استفاده از روش سری زمانی به کاربرد و سوم می‌توان جهت اندازه‌گیری محافظه‌کاری غیرشرطی برای یک شرکت خاص نحوه تشکیل مقدار ثابت مدل را تحلیل کرد. تشکیل این مدل از معادله (۸) آغاز می‌شود. از آنجایی که β_j^+ و β_j^- متغیرهای تصادفی متقارن فرض می‌شوند می‌توانیم آنها را به شکل زیر بیان کنیم.

(۱۴)

$$\beta_j^+ = \bar{\beta}^+ + \gamma_j^+, \beta_j^- = \bar{\beta}^- + \gamma_j^-$$

که γ_j^+ و γ_j^- انحرافات از β_j^+ و β_j^- مورد انتظار هستند. میانگین دو پارامتر صفر است و آن‌ها مستقل از دیگر متغیرها هستند (به طور خاص از Δm_j^+ و Δm_j^- مستقل هستند). اگر مدل (۱۴) را در مدل (۸) جایگزین کنیم خواهیم داشت:

(۱۵)

$$\begin{aligned} ANI_t &= \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^- \Delta m_{j,t}^- = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} (\bar{\beta}^+ + \gamma_{j,t}^+) \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} (\bar{\beta}^- + \gamma_{j,t}^-) \Delta m_{j,t}^- = \\ &= \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \bar{\beta}^+ \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \bar{\beta}^- \Delta m_{j,t}^- + \sum_{j=1}^{n_t} (\gamma_{j,t}^+ \Delta m_{j,t}^+ + \gamma_{j,t}^- \Delta m_{j,t}^-) \end{aligned}$$

در نهایت اگر جزء خطا به صورت معادله (۱۶) تعریف شود

(۱۶)

$$\varepsilon_t = \sum_{j=1}^{n_t} (\gamma_{j,t}^+ \Delta m_{j,t}^+ + \gamma_{j,t}^- \Delta m_{j,t}^-)$$

آنگاه خواهیم داشت:

(۱۷)

$$ANI_t = \alpha_t + \beta^+ \cdot \Delta M_t^+ + \beta^- \cdot \Delta M_t^- + \varepsilon_t$$

این اولین بخش از مدل تجربی جایگزین است. از آنجایی که ε_t یک متغیر تصادفی با میانگین تهی (صفر) و مستقل از Δm_t^+ و Δm_t^- است برآورد OLS ارائه شده در مدل (۱۷) برآوردهای باثباتی از β_j^+ و β_j^- ایجاد خواهد کرد. همان طور که در بالا نشان داده شد این مدل پارامتر سودها و زیانهای ثبت شده در دوره t ناشی از تغییرات ارزش بازار حقوق صاحبان سهام نسبت به دورههای مشابه را نشان می دهد. این سودها و زیانها ناشی از ۳ منبع مختلف هستند. اول سودها و زیانهایی که متاثر از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در دورههای قبلی بوده اما شرایط لازم جهت شناسایی تحت عنوان سود(زیان) تا دوره جاری را نداشته اند. بنابراین در ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره m_{t-1} گنجانیده شده اند اما در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره B_{t-1} نیستند. دوم آن دسته از سودها و زیانهایی که به متغیرهای ارزش بازار جاری و گذشته مربوط نیستند. این سودها و زیانها مربوط به شناسایی حسابداری از سودها و زیانهای آتی است که در قیمت سهام گنجانیده نشده است در حالی که تحت مفروضات بازار کارا قیمت سهام تمام جنبه های سودها و زیانهای آتی را منعکس خواهد کرد. تحت مفهوم محافظه کاری حسابداری این برآورد بیشتر از واقع برای سودها ممکن نیست اما برای زیانها جایز است. سوم در نهایت محافظه کاری غیرشرطی در زمانی که زیانها بیش از واقع شناسایی شوند اریب رو به پایین در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در مقایسه با ارزش بازار آن خواهد داشت. این اریب با گذشت زمان ناپدید خواهد شد. بطور خلاصه تفکیک مدل برای هر دوره t با دو بخش انجام می گیرد، مقدار محافظه کاری غیرشرطی ثبت شده در دوره t و محافظه کاری غیرشرطی ثبت شده در دورههای قبلی و شناسایی متغیرهای ارزش بازاری که به عنوان سود یا زیان در دوره t شناسایی شده اند. از آنجایی که هر دو عامل فوق موجب کاهش تفاوت بین ارزش بازار و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام می شود α_t را می توان به صورت زیر محاسبه کرد

(۱۸)

$$\alpha_t = Uc_t + \delta_t (M_{t-1} - B_{t-1})$$

که در آن δ_t بخشی از تفاوت بین M_{t-1} و B_{t-1} است که در ANI_t بعنوان نتیجه شناسایی متغیرهای گذشته ارزش بازار و یا محافظه کاری غیرشرطی گذشته گنجانده شده است و UC_t برآورد بیش از واقع از زیان های ثبت شده بین دوره t و $t-1$ است. با جایگزین کردن مقادیر α_t در معادله (۱۵) خواهیم داشت:

$$ANI_t = UC_t + \delta_t(M_{t-1} - B_{t-1}) + \overline{\beta^+} \cdot \Delta M_t^+ + \overline{\beta^-} \cdot \Delta M_t^- + \varepsilon_t \quad (19)$$

با انتقال معادله (۱۹) به مدل تجربی نسخه نهایی مدل جایگزین به شرح ذیل خواهد بود:

$$ANI_t = a + b_1(M_{t-1} - B_{t-1}) + b_2 \cdot \Delta M_t^+ + b_3 \cdot \Delta M_t^- + b_4 \cdot ANI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

که در این مدل a از مدل جدا شده و سطحی از محافظه کاری غیرشرطی شرکت (UC_t) را نشان می دهد. ضریب b_1 بخشی از تفاوت بین ارزش بازار و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره را بیان می کند که ناشی از سودها و زیان های ثبت نشده دوره های گذشته همانند محافظه کاری غیرشرطی در دوره های پیشین که در سال جاری شناسایی شده است. (δ_t) و ضریب b_2 و b_3 نسبتی از سودها و زیان های بازار ایجاد شده بین t و $t-1$ که بعنوان سود خالص حسابداری دوره جاری شناسایی شده اند. با توجه به این که محافظه کاری شرطی از رویدادهای مالی موثر بر سود در دوره های گذشته تاثیر می پذیرد سود خالص دوره قبل ANI_{t-1} بعنوان متغیر وابسته وارد مدل شده و b_4 نسبتی از تاثیر سود دوره قبل بر وجود محافظه کاری دوره جاری می باشد. مدل تعدیل شده باسو (معادله ۴) و مدل جایگزین (معادله ۲۰) به ترتیب بصورت معادلات (۲۱) و (۲۲) در قالب پویا جهت برآورد ارائه می شود:

(۲۱)

$$ANI_{it} = a_i + b_1(M_{i,t-1} - B_{i,t-1}) + b_2 \Delta M_{it}^+ + b_3 \Delta M_{it}^- + b_4 ANI_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

(۲۲)

$ANI_{it} = a_i + a_1 d_{it} + \beta_0 \Delta M_{it} + \beta_1 d_{it} \Delta M_{it} + \beta_2 ANI_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$
همچنین با توجه به اینکه یکی از اهداف پژوهش حاضر مقایسه ای بین الگوی پویا و ایستا است از این رو معادله رگرسیونی (۲۱) یعنی مدل جایگزین در فضای داده های تابلویی ایستا بصورت زیر خواهد بود:

$$ANI_{it} = a_i + b_1(M_{i,t-1} - B_{i,t-1}) + b_2\Delta M_{it}^+ + b_3\Delta M_{it}^- + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

تفاوت معادلات رگرسیونی (۲۱) با (۲۳) و (۲۲) با (۴) در وجود وقفه متغیر وابسته - است. وجود این متغیر در معادلات (۲۱) و (۲۲) به ترتیب بیانگر پویایی مدل تعدیل شده و مدل جایگزین با سو نسبت به حالت ایستا است. در معادلات (۴)، (۲۱)، (۲۲) و (۲۳) ANI_{it} به عنوان متغیر وابسته سود خالص شرکت t ام در دوره t است. a_i بیانگر اثرات خاص شرکتها (مقاطع) بوده که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل اندازه گیری موثر بر سود خالص می باشد. $\varepsilon_{i,t}$ جمله خطای تصادفی بوده که مستقل از زمان و مکان فرض می شود. لحاظ متغیر وابسته با وقفه در مدل (معادله ۲۱ و ۲۲)، همراه با اثرات مقاطع به دلیل ارتباط بین این دو، موجب می شود که در فضای پانل دیتا استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد پارامترها منجر به اریب در برآورد شود. براین اساس استفاده از تخمین زن های متغیر ابزاری نظیر تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM¹) و نظایر آن لازم می گردد. بلوندل و بوند² (۱۹۹۸) نشان داده اند که تخمین زن دو مرحله ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-Sys) تا حد زیادی کارا تر از سایر تخمین زن های GMM نظیر تخمین زن دو مرحله ای GMM، تخمین زن دو مرحله ای تفاضلی GMM است. بر این اساس با توجه به کارایی برآورد گر، در این پژوهش نیز از تخمین زن دو مرحله ای سیستمی GMM-Sys برای برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲) (با نرم افزا استتا) استفاده شده است. در برآورد ایستا از مدل با سو و مدل جایگزین از سه روش ادغام، روش اثر ثابت و روش اثر تصادفی استفاده می شود و جهت انتخاب مناسبترین روش (از بین سه روش یاد شده) از دو آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده خواهد شد. در فضای پانل پویا نیز پس از برآورد هر یک از مدل های با سو و جایگزین، سه آزمون ولد، آزمون سارگان و آزمون آرانو-باند صورت می پذیرد. همچنین جهت انتخاب نهایی بین مدل با سو و مدل جایگزین از آزمون پترنوستر استفاده خواهد شد. ابتدا در مرحله اول مدل با دو روش ادغام و روش اثر ثابت برآورد می شود. سپس با استفاده از آزمون چاو (آزمون F لیمر یا آزمون F مقید)، انتخاب بین این دو روش صورت می پذیرد. در صورت تایید روش اثر ثابت، مرحله دوم انجام می شود. در این مرحله مدل با روش اثر تصادفی برآورد شده و جهت انتخاب بین این

1. Generalized Method of Moments
2. Blundell & Bond

روش و روش اثر ثابت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. با توجه به مطالب بیان شده چنین استدلال می‌شود که در روش پانل پویا استفاده از برآوردگر GMM-sys، تخمین‌هایی کاراتر از پارامترهای الگو نسبت به سایر برآوردگرها ارائه می‌دهد. همچنین این انتظار وجود دارد که برآورد در فضای پانل پویا مدل تعدیل شده باسو (مدل جایگزین) بیان گویاتر و مناسبتری از وجود و میزان محافظه‌کاری داشته‌باشد. بر همین اساس فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌گردد:

فرضیه ۱) مدل جایگزین (ارائه شده در بخش قبلی) در مقایسه با مدل باسو جهت ارزیابی محافظه‌کاری حسابداری بطور معناداری بهتر عمل می‌کند.

فرضیه ۲) نتایج حاصل از روش پانل پویا برای محاسبه محافظه‌کاری حسابداری بر مبنای اخبار خوب و بد بازار نسبت به روش ایستا به طور معناداری قابل اتکاتر است. از این جهت که این پژوهش در پی بررسی و نشان‌دادن روابط متغیرها با یکدیگر است در زمره تحقیقات همبستگی قرار می‌گیرد، از نظر هدف کاربردی و از نظر نحوه گردآوری داده‌ها توصیفی است. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ می‌باشند. دوره زمانی بصورت فصلی بوده و از فصل بهار سال ۱۳۸۵ تا فصل تابستان سال ۱۳۹۵ را در بر دارد. نمونه آماری با اعمال محدودیت‌های زیر بیان شده‌اند:

۱- به منظور همگن شدن جامعه آماری در سالهای مورد بررسی، باید قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آنها منتهی به اسفند ماه بوده و طی سالهای مذکور دوره مالی خود را تغییر نداده باشند.

۳- اطلاعات مالی مورد نیاز برای دوره مورد بررسی در دسترس بوده و وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشند.

۴- جزء شرکت‌های صنعت مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نیز نباشند.

در نهایت با توجه به روش غربالگری، تعداد نمونه نهایی برابر با ۸۷ شرکت طبق جدول (۲) است.

جدول (۲): نمونه آماری تحقیق

ش	تعداد	تعداد
		۵۶۲
	۱۶۸	
	۱۴۶	
	۸۸	
	۵۴	
	۱۹	
		(۴۵۷)
		۸۷

اطلاعات و داده‌های خام مورد نیاز شرکت‌ها به منظور بررسی فرضیات پژوهش از طریق بانک اطلاعاتی تدبیرپرداز و رهاورد نوین و در صورت لزوم از طریق مراجعه مستقیم به صورت‌های مالی شرکت‌ها در لوح‌های فشرده منتشره توسط سازمان بورس و اوراق بهادار در وبگاه www.rdis.ir جمع‌آوری شده است و تجزیه و تحلیل داده‌ها به وسیله نرم افزارهای Eviews, Excel, Stata, Spss انجام گرفته است. پس از مرتب‌سازی داده‌های جمع‌آوری شده در نرم افزار اکسل، صدک اول و آخر مشاهدات شناسایی و اطلاعات ردیف مربوطه، تحت عنوان شرکت‌های دارای داده‌های پرت حذف شدند.

یافته‌های پژوهش

شاخص‌های مرکزی (میانگین، میانه)، شاخص‌های پراکندگی (انحراف معیار، دامنه تغییرات) و شاخص‌های نسبی پراکندگی (ضریب چولگی و ضریب تغییرات) متغیرهای پژوهش در ادامه خلاصه شده است.

جدول (۳): امار توصیفی و ضرایب همبستگی

متغیر های مستقل			متغیر وابسته			نام متغیر	شرح
مدل تعدیل شده باسو		متغیر های مستقل			سود فصلی سهام		
متغیر مجازی	متغیر مجازی در کل تغییرات قیمت	کل تغییرات فصلی قیمت	تفاوت ارزش بازار و ارزش دفتری	تغییرات منفی قیمت	تغییرات مثبت قیمت	علامت اختصاری	
D	DDT	DT	Mb	Mn	Mp	Ni	
0.506	-412.092	31.632	-7057.04	-2277.87	2262.72	4005.568	شاخص های میانگین
1	-2	-2	1137.2	-673	612	181.165	مرکزی
0.5	996.104	1586.681	35082.6	5310.69	4969.57	13583.35	شاخص های انحراف معیار
1	0	6617	26924	0	31290	85541.34	پراکندگی ماکزیمم
0	-6344	-6344	-229666	-35215	0	-16175	مینیمم
-0.025	-4.018	0.203	-4.319	-4.411	4.0268	4.206	شاخص های نسبی چولگی
1	20.929	9.914	24.132	24.088	20.670	22.268	پراکندگی کشیدگی

ضرایب همبستگی پیرسون

MN	MP	MB	TDD	TD	DUM	NI	NI
						1	NI
					1	-0.0032	DUM
				1	-0.4291	-0.0014	TD
			1	0.7458	-0.3069	0.0241	TDD
		1	-0.0507	0.0055	0.0106	-0.1091	MB
	1	0.0589	-0.1969	0.1050	-0.0782	-0.0140	MP
1	-0.9412	-0.0556	0.4457	0.2371	-0.0693	0.0132	MN

آمار توصیفی متغیرهای وابسته و مستقل که با استفاده از داده‌های ۸۷ شرکت طی دوره آزمون (سال‌های ۹۵-۱۳۸۵) اندازه‌گیری شده‌اند، نشان می‌دهد دامنه تغییرات فصلی قیمت سهام در مدل با سو بین ۶۶۱۷ ریال و ۶۳۴۴- ریال و میانگین آن‌ها ۳۱/۶۳ ریال است در حالی که در صورت تفکیک نمودن تغییرات مثبت و منفی از یکدیگر بیشینه تغییرات مثبت ۳۱۲۹۰ ریال با میانگین ۲۲۶۲ ریال و کمینه تغییرات منفی ۳۵۲۱۵- ریال با میانگین ۲۲۷۷- ریال شده است که بر اساس مبانی نظری موید اثر تجمیع در اتلاف شواهد ناشی از روش مورد استفاده مدل با سو است. شاخص چولگی و کشیدگی متغیر تغییرات فصلی قیمت سهام به ترتیب ۰/۲ و ۹/۹۱ است در حالی که همین شاخص‌ها جهت متغیر تغییرات مثبت قیمت فصلی سهام برابر با ۴/۰۲ و ۲۰/۶۷ بوده و جهت تغییرات منفی قیمت فصلی سهام برابر با ۴/۴۱- و ۲۴/۰۸ می‌باشد. با توجه به نتایج ضرایب همبستگی پیرسون مشخص می‌شود که مقادیر ضریب همبستگی خیلی زیاد یا خیلی کم (نزدیک به +۱ و -۱) که نتایج تحلیل رگرسیونی را تحت تأثیر قرار دهد، وجود ندارد، در نتیجه هم خطی ای میان متغیرهای مستقل پژوهش وجود ندارد. همانطور که در بخش قبل بدان اشاره شد برآورد مدل‌ها در فضای داده‌های پانل صورت می‌پذیرد. تعداد کل مشاهدات ۴۰۰۲ مورد بوده و همانطور که نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن در جداول (۴) و (۵) نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون‌ها به ترتیب ۱۱۶۲/۴۵ و ۱۲/۵۲۵ بوده و سطح احتمال به ترتیب ۰/۰۰۰ و ۰/۰۱۸ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵٪ مناسبترین روش در برآورد هر دو مدل روش اثر ثابت است که در ادامه نتایج برآورد تفسیر خواهد شد.

جدول شماره (۴): نتایج برازش ایستا از مدل تعدیل شده باسو با روش اثر ثابت

متغیرهای توضیحی	علامت اختصاری	ضریب	آماره Z	سطح احتمال
متغیر مجازی	d	۱۶/۱۳۵	۱/۹۱۶	۰/۰۵۵
تغییرات قیمت سهام	ΔM	۰/۰۱۲	۲/۰۷۳	۰/۰۳۸
حاصل ضرب تغییرات قیمت در متغیر مجازی	$d.\Delta M$	-۰/۰۱	-۱/۲۳۹	۰/۲۱۵
آزمونهای تشخیصی				
نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال		
آزمون چاو	۱۱۶۲/۴۵	۰/۰۰۰		
آزمون هاسمن	۱۲/۵۲۵	۰/۰۱۸		
آماره دورین - واتسون		۲/۲۰		

در جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل جایگزین به روش اثر ثابت گزارش شده است. آماره دورین - واتسون برابر با ۲/۲ است که نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های رگرسیون است. با توجه به نتایج آزمون چاو (آماره ۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه صفر رد شده و باید با استفاده از آزمون هاسمن، الگوی اثرات ثابت را در مقابل الگوی اثرات تصادفی آزمون کرده و الگوی برتر انتخاب شود. نتایج آزمون هاسمن با رد فرضیه صفر (آماره ۰/۰۱۸) نشان می‌دهد که استفاده از الگوی اثرات ثابت مناسبتر از الگوی اثرات تصادفی است. در نهایت نتایج نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد ضریب تغییرات منفی اثر معنی‌داری بر سود خالص حسابداری داشته ولی تفاوت معناداری با اثر ضریب تغییرات مثبت قیمت سهام دیده نمی‌شود که انتظار می‌رود با استفاده از روش پویا (به جای ایستا) نتایج بهتری در این خصوص حاصل شود. این در حالی است که طبق نتایج جدول (۴) ضریب متغیر محافظه‌کاری (حاصل ضرب تغییرات قیمت در متغیر مجازی) در مدل تعدیل شده رابطه معناداری با متغیر وابسته (سود حسابداری) نشان نمی‌دهد که با مبانی نظری ارائه شده مطابقت دارد.

جدول (۵): نتایج برازش ایستا از مدل جایگزین با روش اثر ثابت

متغیرهای توضیحی	علامت اختصاری	ضریب	آماره Z	سطح احتمال
نفاوت قیمت بازار با ارزش دفتری	$M_{t-1} - B_{t-1}$	۰/۰۰۰	۰/۱۳۱	۰/۸۹۵
تغییرات مثبت قیمت سهام	Δm^+	۰/۰۰۸	۲/۵۹	۰/۰۰۹
تغییرات منفی قیمت سهام	Δm^-	۰/۰۰۷	۲/۳	۰/۰۲۱
آزمونهای تشخیصی				
نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال		
آزمون چاو	۱۱۲۳	۰/۰۰۰		
آزمون هاسمن	۱۰/۷۱۳	۰/۰۱۳		
آماره دوربین - واتسون		۲/۱۳		

جهت بررسی معناداری اختلاف ضرایب متغیرهای مستقل در دو نمونه با متغیر وابسته یکسان از رویکرد پترنوستر و همکاران^۱ (۱۹۹۸) استفاده شده است. نتایج آزمون پترنوستر و همکاران (۱۹۹۸) جهت مقایسه ضرایب متغیرهای معرف محافظه کاری در مدل های برازش شده به روش اثر ثابت در جدول شماره (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج آزمون پترنوستر در برآورد ایستا

FE	t-Student	F-Fisher
Z	۲/۰۴۷	۴/۱۹۲
P-Value	۰/۰۴۳	۰/۰۴۳

با توجه به معناداری آماره آزمون پترنوستر مبنی بر معناداری اختلاف ضرایب متغیرهای مورد بررسی در دو مدل ارائه شده مستخرج از هر دو نسخه فیشر و تی استیودنت و با توجه به اینکه ضریب متغیر معرف محافظه کاری در مدل جایگزین معادل ۰/۰۰۷ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار بوده و بزرگتر از ضریب متغیر متناظر در مدل تعدیل شده با سو معادل ۰/۰۱- است، می توان چنین استنباط نمود که در قالب ایستا مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل تعدیل شده با سو ارائه می نماید. با توجه به آزمون مذکور در فضای ایستا، فرضیه اول پژوهش تایید می شود. در فضای پانل پویا ابتدا لازم است، آزمون والد^۲ به منظور بررسی معناداری همزمان اثر متغیرهای توضیحی انجام گیرد. نتیجه آزمون

1. Paternoster
2. Wald Test

والد برای مدل تعدیل شده باسو و مدل جایگزین به شرح جدول (۷) می‌باشد.

جدول (۷) آزمون والد

مدل جایگزین	مدل باسو تعدیل شده	
۳۷۷۰۰۰۰	۲۶۹۰۰۰۰	مقدار آماره کای-دو
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح احتمال

همان طور که مشاهده می‌شود در هر دو مدل، نتایج به دست آمده از آماره آزمون والد دلالت بر رد فرضیه صفر و پذیرش فرضیه مقابل یعنی، معنی‌دار بودن تمام ضرایب متغیرهای توضیحی دارد. آزمون دوم، آزمون سارگان نام دارد که برای بررسی معتبر بودن^۳ متغیرهای ابزاری در الگوهایی که برای برآورد آنها از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی استفاده شده، انجام می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود همبستگی بین متغیر ابزای و جمله اختلال را بیان می‌کند. پذیرش این فرضیه به معنای معتبر بودن متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در الگو می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۸) مشاهده می‌شود.

جدول (۸). آزمون سارگان

مدل جایگزین	مدل تعدیل شده باسو	
۷۹/۹۶	۸۰/۲۸	مقدار آماره کای-دو
۱	۱	سطح احتمال

همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، نتایج به دست آمده از آماره آزمون سارگان در مدل تعدیل شده و مدل جایگزین به ترتیب با مقادیر ۸۰/۲۸ و ۷۹/۹۶ و با ارزش احتمالی به ترتیب برابر با ۱ و ۱، دلالت بر عدم رد فرضیه صفر (پذیرش فرضیه صفر) و معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در هر دو مدل داشته و متغیرهای ابزاری تعریف شده در برآوردها از اعتبار مناسب برخوردار است. سومین آزمون تشخیصی، آزمون خودهمبستگی آرانو-باند است. این آزمون جهت اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی در جملات پسماند و همچنین تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات پسماند

۳. منظور از معتبر بودن متغیرهای ابزاری آن است که متغیرهای ابزاری مورد استفاده باید دارای همبستگی بالایی با متغیر وابسته با وقفه اول داشته باشد و البته با جملات اختلال دارای همبستگی نباشد.

انجام می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اختلال است. آرانو و باند^۴ (۱۹۹۱) نشان دادند که در تخمین GMM، جملات اختلال باید دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه اول (AR(1) بوده و دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم (AR(2) نباشد. این امر بدین معنا است که احتمال آماره در مرتبه اول کمتر از ۵ درصد و در مرتبه دوم بیشتر از ۵ درصد باشد. نتایج آزمون مذکور برآی هر دو مدل در جدول (۹) گزارش شده است.

جدول (۹) آزمون خودهمبستگی آرانو- باند

مرتبه خودهمبستگی	مدل تعدیل شده باسو		مدل جایگزین	
	مقدار آماره Z	سطح احتمال	مقدار آماره Z	سطح احتمال
اول	-۳/۴۱	۰/۰۰۰	-۳/۴۳	۰/۰۰۱
دوم	۱/۷۲	۰/۰۸۶	۱/۶۰	۰/۱۰۹

براساس نتایج به دست آمده در آزمون مرتبه اول در سطح معناداری ۹۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی جملات اختلال پذیرفته نمی‌شود، اما در آزمون مرتبه دوم مطابق با انتظارات فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از برآزش مدل تعدیل شده باسو (گزارش شده در جدول ۱۰) نشان می‌دهد که اگرچه ضریب متغیر $d \cdot \Delta M$ (که معرف محافظه کاری در حسابداری است) در سطح اطمینان ۹۹ درصد اثر معناداری بر خالص سود حسابداری دارد ولی قدرمطلق ضرایب برآوردی نشان می‌دهد که اندازه ضریب برآوردی متغیر ΔM بزرگتر از اندازه ضریب برآوردی متغیر $d \cdot \Delta M$ است. از این رو اعتبار مدل باسو در سنجش محافظه کاری بر اساس تغییرات قیمت بازار سهام به عنوان اخبار خوب و بد قابل اتکاء نمی‌باشد. نتایج حاصل از برآزش مدل به شرح جدول شماره (۱۰) می‌باشد

جدول (۱۰): نتایج برازش پویا از مدل تعدیل شده باسو با برآوردگر GMM-sys

$$ANI_t = a_0 + a_1 \cdot d_t + \beta_0 \cdot \Delta M_t + \beta_1 \cdot d_t \cdot \Delta M_t + \beta_2 \cdot ANI_{t-1} + \varepsilon_t$$

۳۹۱۵	تعداد مشاهدات	متغیر وابسته: NI		
		ضریب	علامت اختصاری	متغیرهای توضیحی
P-value	Z			
۰/۰۰۰	۵۲۳/۱۱	۰/۳۳۴	ANI_{t-1}	سود دوره قبل (وقفه)
۰/۰۰۰	۱۱۲۶/۱۲	۸۸۵/۳۶۱	D	متغیر مجازی
۰/۰۰۰	۴۰۰/۸۶	۰/۲۱۰	ΔM_t	تغییرات قیمت سهام
۰/۰۰۰	-۸۴/۴۱	-۰/۰۵۸	$d \cdot \Delta M_t$	حاصل ضرب تغییرات قیمت در متغیر مجازی
۰/۰۰۰	۸۴۵/۸۲	۲۲۵۸/۲۷		عرض از مبدا
	۰/۰۰۰			احتمال آماره F

برآورد پویا از مدل جایگزین در جدول (۱۰) گزارش شده است. نتایج برازش مدل جایگزین نشان می‌دهد که نه تنها ضریب برآوردی متغیر Δm^- به عنوان متغیر معرف محافظه‌کاری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است بلکه قدرمطلق ضریب برآوردی متغیر Δm^- از اندازه ضریب برآوردی متغیر Δm^+ بزرگتر می‌باشد. این بدان مفهوم است که اثر محافظه‌کاری در اخبار بد به مراتب بزرگتر از اثر اخبار خوب است که منطبق با مبانی نظری ارائه شده می‌باشد.

جدول (۱۱) : نتایج برازش مدل جایگزین به روش GMM-sys

$$ANI = a + b_1(M_{t-1} - B_{t-1}) + b_2.\Delta M_t^+ + b_3.\Delta M_t^- + b_4.ANI_{t-1} + \varepsilon_t$$

۳۹۱۵	مشاهدات	متغیر وابسته: NI		
P-value	Z	ضریب	علامت اختصاری	متغیرهای توضیحی
۰/۰۰۰	۶۳۴/۱۱	۰/۲۷۸	ANI_{t-1}	سود دوره قبل (وقفه)
۰/۰۰۰	-۲۴۷/۹۲	-۰/۰۸۲	$M_{t-1} - B_{t-1}$	نفاوت قیمت بازار با ارزش دفتری
۰/۰۰۰	۱۰/۸۴	-۰/۰۰۳	Δm_t^+	تغییرات مثبت قیمت سهام
۰/۰۰۰	-۳/۸۴	-۰/۰۰۸	Δm_t^-	تغییرات منفی قیمت سهام
۰/۰۰۰	۷۰/۵۳	۲۲۰۴/۰۳		عرض از مبدا
	۰/۰۰۰			احتمال آماره F

همانند قبل در برآورد پویا نیز برای بررسی معناداری اختلاف ضرایب متغیرهای مستقل در دو نمونه با متغیر وابسته یکسان از رویکرد پترنوستر و دیگران (۱۹۹۸) استفاده شده است. نتایج آزمون پترنوستر در جدول شماره (۱۲) ارائه شده است.

جدول (۱۲): نتایج آزمون پترنوستر

GMM سیستمی	t-student	f-fisher
Z	۲۲/۱۶	۴۹۱/۳
P-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

با توجه به معناداری آماره آزمون پترنوستر مبنی بر معناداری اختلاف ضرایب متغیرهای مورد بررسی در دو مدل ارائه شده و با توجه به اینکه ضریب متغیر مورد بررسی در مدل جایگزین بزرگتر از ضریب متغیر متناظر در مدل تعدیل شده با سو می باشد لذا چنین استنباط می شود که مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل با سو در خصوص وجود محافظه کاری ارائه می نماید. براین اساس در فضای پویا نیز فرضیه دوم پژوهش تایید می شود و مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل تعدیل شده با سو ارائه می دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اینکه مدل باسو یکی از رایج‌ترین مدل‌های مورد استفاده جهت ارزیابی میزان محافظه‌کاری حسابداری در میان پژوهشگران است، انتظار می‌رود که این مدل توان سنجش محافظه‌کاری را داشته باشد. اما به نظر می‌رسد که توان سنجش این مدل پایین است. در صورتی که این مدل به نحو مطلوبی محافظه‌کاری را اندازه‌گیری کند، انتظار می‌رود در صورت وجود اخبار بد (کاهش قیمت بازار) ضریب متغیر معرف محافظه‌کاری در مدل بزرگتر از زمان وجود اخبار خوب (افزایش قیمت بازار) باشد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ضریب متغیر محافظه‌کاری در مدل باسو در صورت وجود اخبار بد کمتر و در صورت وجود اخبار خوب بیشتر است. این موضوع بیانگر این است که مدل باسو جهت برآورد محافظه‌کاری حسابداری به نحو مطلوب عمل نمی‌کند که نتایج آن با پژوهش نیکلز و همکاران (۲۰۱۰) و خان و واتس (۲۰۰۷) مطابقت دارد. به همین منظور در این پژوهش سعی شده مدل باسو به گونه‌ای مناسب، بسط یافته و اصلاحاتی جهت محاسبه بهتر و دقیقتر محافظه‌کاری در آن صورت گیرد. مدل ارائه شده در این پژوهش مشکلات مربوط به اثر تجمیع داده‌ها و استفاده از روش‌های سری زمانی جهت ارزیابی محافظه‌کاری یک شرکت را مرتفع نموده و تنها مدلی می‌باشد که محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی را بطور هم‌زمان اندازه‌گیری می‌نماید. با توجه به نتایج به دست آمده و وجود طیف وسیعی از پژوهش‌های انجام شده بر اساس مدل اولیه باسو انتظار می‌رود نتایج پژوهش‌های پیشین بخصوص در مواردی که وجود محافظه‌کاری تایید شده، با احتیاط بیشتری مورد ملاحظه و بررسی قرار گیرد تا کلیه استفاده‌کنندگان و فعالان بازار سرمایه پیش‌بینی دقیق‌تری نسبت به نتایج عملکرد شرکت‌ها داشته باشند. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نسبت به بررسی وجود محافظه‌کاری با استفاده از مدل جایگزین ارائه شده در سطح هر صنعت بطور مقایسه‌ای و با در نظر گرفتن سایر متغیرهای تاثیرگذار نظیر اندازه شرکت‌ها، اقدام گردد تا شواهد بیشتری مبنی بر استفاده از مدل مطلوب کسب شود.

منابع

- اسدی، غلامحسین؛ جلالیان، رامین؛ ۱۳۹۱؛ بررسی تاثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه کاری در شرکتها؛ فصلنامه بررسیهای حسابداری و حسابرسی؛ ۲۲-۳۱، ۱۹(۶۷)
- بنی مهد، بهمن و تهمینه باغبانی (۱۳۸۸). اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرم مالی بر زیان دهی شرکتها. بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۷۰-۵۳، ۱۶(۵۸)
- رحمانی، علی. صدیقی، عبدالمجید (۱۳۹۲). سنجش محافظه کاری بر اساس مدل بسط یافته باسودر شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۴۵-۲۵، ۱۸(۶۴)
- ستایش، محمد حسین و مظفر جمال پوریان (۱۳۸۹). بررسی وجود محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پیشرفت های حسابداری، ۱۱۹-۸۵، ۲(۱)
- ستایش، محمد حسین و روستا، منوچهر (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین محافظه کاری و کارایی مالی شرکت های بازار بورس اوراق بهادار تهران به وسیله تحلیل پوششی داده ها - کارایی برتر. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۴۴، ۹۵-۷۱.
- ستایش، محمد حسین و کاظم شمس الدینی (۱۳۹۲). مدل پیشنهادی جدید برای محاسبه محافظه کاری. مجله حسابدار رسمی، ۷۳-۶۸، ۲۳(۲)
- قاسم بولو و مهدی فلاح برندق، (۱۳۹۲)، رابطه محافظه کاری و بازده غیرعادی کوتاه مدت سهام عرضه های عمومی اولیه با تاکید بر نقش مدل های عدم تقارن اطلاعاتی، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۳۹، صص ۷۳-۶۱.
- Arellano, M, & Bond.S., (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carol evidence and application to employment equation", *Review of Economic Studies*, 58(2).
- Balachandran, S.V. and P.S. Mohanram.(2011) . Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism?. *Review of Accounting Studies*. 16(2),272-302
- Balakrishnan, K., Core, J.E., Verdi, R.S., (2014). The relation between reporting quality and financing: evidence from changes in financing capacity. *Journal of Account Research*. 52 (1). 1-36.
- Ball, R., Kothari, S.P. & Nikolaev, V. (2013). Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting

- Conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1071–1097.
- Ball, R., Kothari, S.P., Nikolaev, V.A., (2013). Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *Journal of Account Research*. 51 (5): 1071–1097
- Ball, R. and L. Shivakumar,(2005).Earnings quality in UK privatefirms: Comparative loss timeliness.*Journal of Accounting and Economics* 39, 83-128.
- Basu, S. (1997). "The Conservatism Principle and Asymmetric Timeliness of Earnings." *Journal of Accounting and Economics* 24: 3-37.
- Bliss, J.H. (1924), *Management through Accounts*. New York, NY: The Ronald Press Co
- Blundell, R. &S. Bond (1998),"Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*,Vol.87,PP.115-143.
- Cheng, M., Dhaliwal, D., Zhang, Y., (2013). Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting?. *Journal of Account Economics*. 56 (1): 1–18.
- Dichev, D., and Tang, W. (2008); "Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 year ", *The Accounting Review*,83, 1–36
- Givoly, D., C. Hayn. (2007). Measuring conservatism. *The Accounting Review* 82(1): 65-106.
- Hamdan Allam, D.,(2012) The Accounting Conservatism and Earnings Quality in Bahrain Stock Exchange . *Journal of gulf and Arabic Peninsula Studies* . 38 (5): 122- 144
- Jayaraman, S., (2012). The effect of enforcement on timely loss recognition: evidence from insider trading laws. *Journal of Account Economics*. 53: 77–97.
- Jayaraman, S., Shivakumar, L., (2013). Agency-based demand for conservatism: evidence from state adoption of antitakeover laws. *Journal of Account Research*. 18, 95–134.
- Khan, M. and R. L. Watts (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism . *Journal of Accounting and Economics* 48(2-3): 132-150.
- Kim, Y., Li, S., Pan, C., Zuo, L., (2013). The role of accounting conservatism in the equity market: evidence from seasoned equity offerings. *Account Review*. 88 (4): 1327–1356
- Lara,J,M,G.et all (2015).Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of accounting and economics*.53(3): 172-205
- Manuel,Cano-Rodriguez and Manuel NUNEZ- nickel (2010) "Consistent estimation of conditional conservatism", Working

Paper. <http://ssrn.com/>.

Patatoukas, P. N. and J. K. Thomas (2009). Evidence of Conditional Conservatism: Fact or Artifact? , Yale University.

Paternoster, R., Brame, R., Mazerolle, P. & Piquero, A. (1998). Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 36(4): 859-866

Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*. 45(1): 27-54.

