فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی ـ سال ۱۴ ـ شماره ۵۷ ـ بهار ۱۳۹۷
صفحات ۹۵ تا ۱۲۲

ارائه مدلی با ثبات از محافظه‌کاری باسو با استفاده از روش GMM-sys

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

Archive of SID

چکیده

این پژوهش در راستای تبیین برآورد میثاق محدود کننده محافظه‌کاری در حسابداری، به بررسی ملل برآورد محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری ارائه می‌کند. 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 تخمین‌زن معمول ایستا از برآورد کننده پانل پویا (روشGMM-sys) جهت برآورد مدل‌ها استفاده می‌شود. 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 ملل باسو جهت برآورد محافظه‌کاری استفاده نموده اند باید با احتیاط بیشتری مورد ملاحظه قرارگیرند و کاربرد آنها در بازارهای سرمایه نیازمند بازنگری است.

واژگان کلیدی: *محافظه‌کاری، 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 دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۰۱ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۲۲**

www.SID.ir

مقدمه

بدون تردید محافظه‌کاری جایگاه بسیار مهمی در باورهای حسابداران دارد بطوری که محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری واکنشی از سوی مدیریت است که سبب می شود مدیریت از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پر ریسک اجتناب کرده و پروژه‌های مطمئن‌تری را انتخاب کند (ستایش و شمس الدینی،۱۳۹۲). تلاش پژوهشگران حسابداری و امور مالی در جهت تبیین مدلی برای اثبات وجود و اندازه‌گیری محافظه‌کاری دارای سابقه طولانی در ادبیات مالی است. مفهوم محافظه‌کاری برای اولین بار در سال ۱۹۲۴ توسط بلیس [1]در حوزه مالی مطرح شد (بلیس، ۱۹۲۴). او بیان نمود که "سودها را پیش‌بینی نکنید ولی همه زیان‌ها را پیش بینی کنید". پس از آن باسو در سال ۱۹۹۷ اولین پژوهشگر حسابداری بوده-است که تعریفی عملیاتی از محافظه‌کاری ارائه نمود[2]. او محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری را به دو بخش محافظه‌کاری موجود در صورت سود و زیان (شرطی) و محافظه‌کاری موجود در ترازنامه (غیرشرطی) تقسیم کرد (اسدی و جلیلیان،۱۳۹۱). محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری غیرشرطی وجود رویکرد محافظه‌کارانه در رویه‌های حسابداری است اعمال رویه‌هایی همچون قاعده اقل بهای تمام شده نتیجه محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری تحقیقات زیادی توسط پژوهشگران حسابداری مثل باسو(۱۹۹۷)، بال و شیوکومار [3](۲۰۰۵)، دیچف و تانگ [4](۲۰۰۸)، خان و واتس [5](۲۰۰۹)،

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

Archive of SID

www.SID.ir

نیکلز[1](۲۰۱۰)در خارج از کشور و نمونه هایی در داخل کشور نظیر ستایش و شمس الدینی(۱۳۹۲) انجام شده است. در میان مدل‌های موجود، مهمترین مدلی که به کرات مورد استفاده قرارگرفته، مدل باسو می باشد که در پژوهش های 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 ویا 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 دومشکل اساسی مدل باسو پرداختند. اولین مشکل به نادرستی اندازه‌گیری محافظه-کاری 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 می‌نماید چون متغیر مورد بررسی در مدل مجموع بازده بازار هر دوره است (نیکلز و همکاران۲۰۱۰). 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 شوک های(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 می شود این است که برآوردهای مربوط به مدل پیشنهادی وی که در جهت توسعه مدل باسو ارائه شده‌بود 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)

1. Nickels(2010)

Archive of SID

www.SID.ir

به بررسی مدل تشخیص محافظه‌کاری در حالت پویا پرداخته و به مقایسه‌ای از مهمترین مدل‌های تشخیص محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری با اشکال مواجه خواهدشد. در همین راستا بدلیل ضعفها ومحدودیت‌های تحقیقات انجام شده، پژوهش حاضر درصدد است تا از طریق ارایه چارچوبی جدید مبتنی بر پویایی مدل اندازه‌گیری محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری مدل‌های ارائه شده را می‌توان به دو گروه تفکیک کرد به طوری‌که جهت تشخیص محافظه‌کاری شرطی مدل باسو(۱۹۹۷)، مدل بال و شیوکومار(۲۰۰۵) و مدل دیچف و تانگ (۲۰۰۸) و مدل خان و واتس(۲۰۰۹) و جهت اندازه‌گیری محافظه‌کاری 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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	$\frac{E_t}{P_t} = \beta_0 + \beta_1.RET_t + \beta_2.D_t + \beta_3.D\ .RET_t + \varepsilon_t$	**ß3>0**
	مدل بال و شیوکومار(۲۰۰۵)	محافظه‌کاری بر اساس جریانات نقدی عملیاتی	$ACC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 DCFO_t + \beta_3 DCFO * CFO_t + \varepsilon$	**ß3>1**
	مدل دیچف و تانگ(۲۰۰۸)	محافظه‌کاری (تطابق بین هزینه و درآمد)	$REV_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_{t-1} + \beta_2 EXP_t + \beta_3 EXP_{t+1} + \varepsilon$	ß1>2
	مدل خان و واتس(۲۰۰۹)	محافظه‌کاری مبتنی بربسط مدل باسو و توجه به ویژگی های 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 اندازه گیری محافظه کاری عیر 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 محافظه کاری غیرشرطی	-
	مدل گیولی و هاین (**2007**)	محافظه‌کاری غیر شرطی بر اساس اقلام تعهدی	(۱-)*(جمع کل دارایی‌های شرکت)/(جمع کل اقلام تعهدی)=شاخص محافظه‌کاری غیرشرطی	-
بر اساس اندازه گیری محافظه کاری شرطی و غیر شرطی	مدل نیکلز و همکاران(۲۰۱۰)	محافظه کاری 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

Archive of SID

www.SID.ir

صرف نظر از مدل های فوق که در سایر کشورها به تبیین محافظه‌کاری پرداخته‌اند، در راستای اندازه‌گیری و تشخیص محافظه‌کاری در ایران نیز تحقیقات اندکی انجام شده‌است. رحمانی و همکاران(۱۳۹۲) به سنجش محافظه‌کاری بر اساس مدل بسط یافته نیکلز(۲۰۱۰) پرداختند. نمونه پژوهش شامل۷۷ شرکت و دوره پژوهش سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸ می‌باشد. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که مدل بسط یافته نیکلز جهت اندازه‌گیری محافظه‌کاری دقیق‌تر است و هر چند تمایل به محافظه‌کاری اندک است ولی محافظه‌کاری بیشتر از جریانات نقدی ناشی می‌شود تا اقلام تعهدی. ستایش و شمس‌الدینی(۱۳۹۲) به بررسی ارتباط بین سطوح مختلف محافظه‌کاری پرداخته و دریافتند که هیچ ارتباط معناداری بین انواع روش‌های محاسبه محافظه‌کاری وجود ندارد و در ادامه شاخصی پیشنهاد کردند که بر اساس محاسبه میانگین عواملی که حسابداران در عمل از آن ها تحت عنوان معیارهای محافظه‌کاری یاد می کردند بنا نهاده شده بود.

روش پژوهش

مدل باسو (۱۹۹۷) با این فرض که محافظه‌کاری حسابداری منجربه شناسایی زودتر اخبار بد نسبت به اخبار خوب می‌شود پایه‌گذاری شده‌است. از دیدگاه نظری پیرامون محافظه‌کاری غالبا انتظار می‌رود که ارتباط همزمان بین بازده منفی بازار (به عنوان نماینده‌ای برای اخبار بد) و سودهای حسابداری بیشتر از ارتباط همزمان آن با بازده مثبت (به عنوان نماینده‌ای برای اخبار خوب) باشد. مدل اولیه باسو به صورت رابطه شماره(۱) ارائه شده است: رحمانی و صدیقی(۱۳۹۲)

$$\frac{AI_t}{M_{it-1}} = a_0 + a_1.d_{it} + \beta_0.R_{it} + \beta_1.d_{it}.R_{it} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

AI_t :سود عملیاتی هر سهم برای شرکت i در سال t M_{it-1} قیمت سهام ابتدای دوره1- t برای شرکت i

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

$$\frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} \qquad (۲)$$

d_{it} متغیر مجازی است، در صورت وجود اخبار بد برابر با یک و در غیراین 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 نشان‌دهنده

Archive of SID

www.SID.ir

ضریب واکنش سود به بازده منفی (اخباربد) 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.

$$C_t = (\beta_1 + \beta_0) - \beta_0 = \beta_1 \qquad (۳)$$

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 صدیفی،۱۳۹۲).بر همین اساس مدل باسو بازنگری شده و مدل تعدیل شده باسو به شکل رابطه شماره(۴) ارائه شد(چنگ و همکاران،۲۰۱۳)

$$ANI_{it} = a_0 + a_1.d_{it} + \beta_0.\Delta M_{it} + \beta_1.d_{it}.\Delta M_{it} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

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 می توان آن را بصورت زیر محاسبه کرد.

$$M_t = M_{t-1} + \Delta M_t \qquad \Delta M_t = \sum_{j=1}^{n} \Delta m_{j,t} \qquad (۵)$$

n_tتعداد رویداهای اقتصادی است که موجب تغییر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بین دوره t و t-1 می گردد$\Delta m_{j,t}$ 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_tرا می‌توان به صورت تعداد تغییرات در قیمت سهام در یک دوره معین تفسیرکرد(یک سال،

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 اخبارخوب ایجاد می‌شود به صورت $\Delta m^{+}_{j,t}$تعریف می کنیم. بنابراین $\Delta m^{+}_{j,t}$با $\Delta m_{j,t}$ برابر خواهدبود اگر $\Delta m_{j,t}$ مثبت یا صفر باشد. به طور مشابه $\Delta m^{-}_{j,t}$ تغییرات منفی در ارزش وM 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 بصور ت ΔM^{+} و $\sum_{j=1}^{n_t} \Delta m^{-}_{j,t}$را بصورت ΔM^{-} می نویسیم یعنی:

$$\Delta M_t = \Delta M_t^{+} + \Delta M_t^{-} \qquad (۷)$$

معادله (۷) نشان می‌دهدکه 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. محافظه‌کاری حسابداری زیان‌ها را به موقع‌تر از سودها شناسایی می کند(جایارامان،۲۰۱۲).ما این امکان را به واسطه تفاوت قائل شدن بین سودهای حسابداری و زیان‌های اقتصادی می‌آزماییم از این رو سود خالص حسابداری به صورت زیر بیان می‌شود.

$$ANI_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta^{+}_{j,t}.\Delta M^{+}_{j,t} + \sum_{j=1}^{n_t} \beta^{-}_{j,t}.\Delta M^{-}_{j,t} \qquad (۸)$$

ANI_t: سود خالص

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

Archive of SID

www.SID.ir

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:

$$ANI_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^{+}.\Delta M_{j,t}^{+} + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^{-}.\Delta M_{j,t}^{-} \pm \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^{+}.\Delta M_{j,t}^{-} = \quad (۹)$$

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

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 می کند. 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 دوره هایی با بازده مثبت هیچ اخبار بدی وجود نداشته‌باشد. مقادیر $\widehat{\beta_0}$ در معادله(۴)(با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS) احتمالا با مقادیر زیر همگراست:

(۱۰)

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

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

(۱۱)

$$p\lim \beta_0 = \bar{\beta}^{+} + (\bar{\beta}^{-} - \bar{\beta}^{+}).(\frac{\mathrm{cov}(\Delta M_t^{-}.\Delta M_t / \Delta M_t > 0)}{\mathrm{var}(\Delta M_t / \Delta M_t > 0)})$$

نشان می‌دهد که $\widehat{\beta_0}$ برآوردکننده اریبی از $\bar{\beta}^{+}$ است. بجز در مواردی که یکی از شرایط زیر برقرارباشد:

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

Archive of SID

www.SID.ir

اخبار بد وجود ندارد. بنابراین هیچ گونه محافظه‌کاری حسابداری نیز وجود نخواهد داشت. حالت دوم : $cov(\Delta M_t^-, \Delta M_t | \Delta M_t > 0) = 0$ می‌توان 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 می‌توان بیان‌کرد که شرط اول یک شرط واقعی نیست و مناسب‌تر این است که انتظار داشته باشیم $\bar{\beta}^- > \bar{\beta}^+$. از طرف دیگر کاربرد شرط دوم که در آن هیچ گونه اخبار بدی در دوره‌های با بازده مثبت وجود نداشته‌باشد ایجاب می‌کند 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 معقول‌تر به نظر می‌رسد در این حالت $cov(\Delta M_t > 0)$ مثبت است. در نتیجه اگر هیچ یک از شرایط فوق محقق نشود مقادیر پارامتر $\widehat{\beta_0}$ برآورد کننده اریبی از $\bar{\beta}^+$ با مقادیر بیشتر از صفر خواهدبود. همانطور که گفته شد در شرایط نرمال مدل باسو عکس العمل سود خالص حسابداری در مقابل اخبار خوب را بیشتر از واقع بیان می‌کند $\widehat{\beta_0} > \bar{\beta}^+$. مدل باسو تاثیر اخبار بد روی سود حسابداری را کمتر از واقع بیان می‌کند بجز در مواردی که دوره‌هایی با بازده بازار مثبت هیچ‌گونه اخبار بدی وجود نداشته و یا در دوره‌هایی با بازده بازار منفی هیچ‌گونه اخبار خوبی وجود نداشته باشد. متغیر $\widehat{\beta_1}$(حداقل مربعات معمولی OLS) به عنوان برآوردی از پارامتر β_1از 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)

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

در نتیجه $\widehat{\beta_1}$ تنها با برقراربودن یکی از شرایط زیر برآوردکننده نا اریبی از $\bar{\beta}^- - \bar{\beta}^+$ خواهد بود: اول اینکه $(\bar{\beta}^- - \bar{\beta}^+) = 0$یعنی هیچ‌گونه تفاوتی در شناسایی به موقع اخبار

Archive of SID

www.SID.ir

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. مجددا 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 خواهدبود و تفاوت در شناسایی به موقع سودها و زیان‌ها کمتر از واقع برآورد می‌شود. در ادامه این بخش یک مدل تجربی جایگزین ارائه می شود که اول بر اثر تجمیع ایجاد شده به وسیله مدل باسو غلبه می‌کند. دوم می توان این مدل را جهت مجموعه وسیعتری از شرکت‌ها به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری با استفاده از روش سری زمانی به کاربرد و سوم می توان 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)

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

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)

$$ANI_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^+ . \Delta M_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \beta_{j,t}^- . \Delta M_{j,t}^- = \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} (\overline{\beta^+} + \gamma_{j,t}^+) . \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} (\overline{\beta^-} + \gamma_{j,t}^-) . \Delta m_{j,t}^- =$$

$$= \alpha_t + \sum_{j=1}^{n_t} \overline{\beta^+} . \Delta m_{j,t}^+ + \sum_{j=1}^{n_t} \overline{\beta^-} . \Delta m_{j,t}^- + \sum_{j=1}^{n_t} (\gamma_{j,t}^+ . \Delta m_{j,t}^+ + \gamma_{j,t}^- . \Delta m_{j,t}^-)$$

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

(۱۶)

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

Archive of SID

www.SID.ir

آنگاه خواهیم داشت:

(۱۷)

$$ANI_t = \alpha_t + \bar{\beta}^{+}.\Delta M_t^{+} + \bar{\beta}^{-}.\Delta M_t^{-} + \varepsilon_t$$

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 می‌دهد. 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 نداشته‌اند. بنابراین در ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره m_{t-1} گنجانیده شده‌اند اما در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره B_{t-1} نیستند. دوم آن دسته از سودها و زیان‌هایی که به متغیر های 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 جنبه‌های سودها و زیان‌های آتی را منعکس خواهدکرد. تحت مفهوم محافظه‌کاری حسابداری این برآورد بیشتر از واقع برای سودها ممکن نیست اما برای زیان‌ها جایز است. سوم در نهایت محافظه‌کاری غیرشرطی در زمانی که زیان‌ها بیش از واقع شناسایی شوند اریب رو به پایین در ارزش‌دفتری حقوق صاحبان سهام در مقایسه با ارزش بازار آن خواهد داشت. این اریب با گذشت زمان ناپدید خواهدشد. بطور خلاصه تفکیک مدل برای هر دوره t با دو بخش انجام می‌گیرد ،مقدار محافظه‌کاری غیرشرطی ثبت شده در دوره t و محافظه‌کاری غیرشرطی ثبت شده در دوره‌های قبلی و شناسایی متغیرهای ارزش بازاری که به عنوان سود یا زیان در دوره t شناسایی شده‌اند. از آن‌جایی که هر دو عامل فوق موجب کاهش تفاوت بین ارزش بازار و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام می‌شود $\boldsymbol{\alpha_t}$ را می توان به صورت زیر محاسبه کرد

(۱۸)

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 محافظه‌کاری غیرشرطی گذشته گنجانده شده است و Uc_t برآورد بیش از واقع از زیان های ثبت شده بین دوره t و ۱ -tاست. با جایگزین کردن مقادیر α_t در معادله (۱۵) خواهیم داشت:

(۱۹)

$$ANI_t = Uc_t + \delta_t(M_{t-1} - B_{t-1}) + \overline{\beta^+}.\Delta M_t^+ + \overline{\beta^-}.\Delta M_t^- + \varepsilon_t$$

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

(۲۰)

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

که در این مدل a از مدل جدا شده و سطحی از محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت (Uc_t) را نشان می‌دهد . 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 زیان‌های ثبت نشده دوره‌های گذشته همانند محافظه‌کاری غیرشرطی در دوره‌های پیشین که در سال جاری شناسایی شده است. (δ_t) و ضریب b_2 و b_3 نسبتی از سودها و زیان‌های بازار ایجاد شده بین t و-t 1 که بعنوان سود خالص حسابداری دوره جاری شناسایی شده‌اند. با توجه به این‌که محافظه‌کاری شرطی از رویدادهای مالی موثر بر سود در دوره های گذشته تاثیر می‌پذیرد سود خالص دوره قبل ANI_{t-1} بعنوان متغیر وابسته وارد مدل شده و b_4 نسبتی از تاثیر سود دوره قبل بر وجود محافظه‌کاری دوره جاری می‌باشد. مدل تعدیل شده باسو (معادله ۴) و مدل جایگزین (معادله ۲۰) به ترتیب بصورت معادلات (۲۱) و (۲۲) در قالب پویا جهت برآورد ارائه می‌شود:

(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 مقایسه‌ایی 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:

Archive of SID

www.SID.ir

$$ANI_{it} = a_i + b_1(M_{i,t-1} - B_{i,t-1}) + b_2\Delta M_{it}^{+} + b_3\Delta M_{it}^{-} + \varepsilon_{it} \qquad (۲۳)$$

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 باسو نسبت به حالت ایستااست. در معادلات (۴)، (۲۱)، (۲۲) و (۲۳) ANI_{it} به عنوان متغیر وابسته سود خالص شرکت iاُم در دوره t است. a_i بیانگر اثرات خاص شرکتها (مقاطع) بوده که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل اندازه‌گیریِ موثر بر سود خالص می‌باشد. $\varepsilon_{i,t}$ جمله خطای تصادفی بوده که مستقل از زمان و مکان فرض می‌شود. لحاظ متغیر وابسته با وقفه در مدل (معادله ۲۱ و ۲۲)، همراه با اثرات مقاطع به دلیل ارتباط بین این دو، موجب می‌شود که در فضای پانل دیتا استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد پارامترها منجر به اریب در برآورد شود. براین اساس استفاده از تخمین‌زن‌های متغیر ابزاری نظیر تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[1]) و نظایر آن لازم می‌گردد. بلوندل و بوند[2] (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که تخمین‌زن دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-Sys) تا حد زیادی کاراتر از سایر تخمین‌زن‌های GMM نظیر تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM، تخمین‌زن دو مرحله‌ای تفاضلی GMM است. بر این اساس با توجه به کارایی برآوردگر، در این پژوهش نیز از تخمین‌زن دو مرحله‌ای سیستمی GMM-Sys برای برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲) (با نرم افزا استتا) استفاده شده‌است. در برآورد ایستا از مدل باسو و مدل جایگزین از سه روش ادغام، روش اثر ثابت و روش اثر تصادفی استفاده می‌شود و جهت انتخاب مناسبترین روش (از بین سه روش یاد شده) از دو آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده خواهدشد. در فضای پانل پویا نیز پس از برآورد هر یک از مدل‌های باسو و جایگزین، سه آزمون ولد، آزمون سارگان و آزمون آرلانو-باند صورت می‌پذیرد. همچنین جهت انتخاب نهایی بین مدل باسو و مدل جایگزین از آزمون پترنوستر استفاده خواهد شد. ابتدا در مرحله اول مدل با دو روش ادغام و روش اثر ثابت برآورد می‌شود. 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 می‌شود. در این مرحله مدل با روش اثر تصادفی برآورد شده و جهت انتخاب بین این

1. Generalized Method of Moments
2. Blundell & Bond

Archive of SID

www.SID.ir

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 می کند.

فرضیه۲) 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 کلیهٔ 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 محدودیت های زیر بیان شده اند:

۱- به منظور همگن‌شدن 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 تغییرنداده 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.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲): نمونه آماری تحقیق

شـــــــــــرح	تعداد	تعداد
کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تا پایان سال ۱۳۹۰		۵۶۲
تعداد شرکت‌های پذیرفته شده که در قلمرو زمانی ۹۵-۱۳۸۵ وارد بورس شده‌اند	۱۶۸	
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۹۵-۱۳۸۵وقفه معاملاتی داشته یا از بورس برون رفت داشته‌اند	۱۴۶	
تعداد شرکت‌های فعال در صنعت مالی، سرمایه‌گذاری و بانک	۸۸	
به منظور همگن بودن، شرکت‌هایی که سال مالی آنها به ۱۲/۲۹ ختم نمی‌شود.	۵۴	
شرکت‌های دارای داده‌های پرت	۱۹	
مجموع شرکت‌های حذف شده		(۴۵۷)
تعداد شرکت‌های مورد بررسی		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 صورت های مالی شرکت‌ها در لوح‌های فشرده منتشره توسط سازمان بورس و اوراق بهادار در وبگاه www.rdis.ir جمع اوری شده است و تجزیه و تحلیل داده‌ها به وسیله نرم افزارهای Eviews , Excel, Stata, Spss, انجام گرفته است. پس از مرتب سازی داده های جمع‌آوری شده در نرم افزار اکسل، صدک اول و آخر مشاهدات شناسایی و اطلاعات ردیف مربوطه، تحت عنوان شرکت‌های دارای داده‌های پرت حذف شدند.

یافته های 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.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۳): امار توصیفی و ضرایب همبستگی

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

Archive of SID

www.SID.ir

ضرایب همبستگی پیرسون

MN	MP	MB	TDD	TD	DUM	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 می دهد دامنه تغییرات فصلی قیمت سهام در مدل باسو بین ۶۶۱۷ ریال و ۶۳۴۴- ریال و میانگین آن ها 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 باسو 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. باتوجه به نتایج ضرایب همبستگی پیرسون مشخص می شود 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. همانطورکه 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 می باشد و در سطح اطمینان ۹۵٪ مناسبترین روش در برآورد هر دو مدل روش اثر ثابت است که در ادامه نتایج برآورد تفسیر خواهد شد.

Archive of SID

www.SID.ir

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 دوربین – واتسون				۲/۲۰

در جدول(۵) نتایج حاصل از برآورد مدل جایگزین به روش اثر ثابت گزارش شده است. آماره دوربین- 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 ۹۵درصد 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 می دهد که استفاده از الگوی اثرات ثابت مناسبتر از الگوی اثرات تصادفی است. در نهایت نتایج نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵درصد 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 است‌که طبق نتایج جدول (۴) ضریب متغیر محافظه‌کاری(حاصل‌ضرب تغییرات قیمت در متغیر مجازی) در مدل تعدیل‌شده رابطه معناداری با متغیر وابسته (سود حسابداری) نشان نمی‌دهد که با مبانی نظری ارائه شده مطابقت دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

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 فیمت 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[1] (۱۹۹۸) استفاده شده است. نتایج آزمون پترنوستر و همکاران(۱۹۹۸) جهت مقایسه ضرایب متغیرهای معرف محافظه‌کاری در مدل‌های 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 محافظه‌کاری در مدل جایگزین معادل ۰/۰۰۷ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده وبزرگتر از ضریب متغیر متناظر در مدل تعدیل شده باسو معادل ۰/۰۱- است، می‌توان چنین استنباط نمود که در قالب ایستا مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل تعدیل‌شده باسو ارائه می‌نماید. با توجه به آزمون مذکور در فضای ایستا، فرضیه اول پژوهش تایید می‌شود. در فضای پانل پویا ابتدا لازم است، آزمون والد[2] به منظور بررسی معناداری همزمان اثر متغیرهای توضیحی انجام گیرد. نتیجه آزمون

1. Paternoster
2. Wald Test

Archive of SID

www.SID.ir

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

جدول (۷) آزمون والد

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

همان طور که مشاهده می‌شود در هر دو مدل، نتایج به‌دست 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 تعدیل شده باسو	مدل جایگزین
مقدار آماره کای-دو	۸۰/۲۸	۷۹/۹۶
سطح احتمال	۱	۱

همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، نتایج به دست آمده از آماره آزمون سارگان در مدل تعدیل‌شده 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 تعریف‌شده در هر دو مدل داشته و متغیرهای ابزاری تعریف شده در برآوردها از اعتبار مناسب برخوردار است. سومین آزمون تشخیصی، آزمون خودهمبستگی آرلانو-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.

Archive of SID

www.SID.ir

انجام می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اختلال است. آرلانو و باند[۴] (۱۹۹۱) نشان دادند که در تخمین GMM، جملات اخلال 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 شده‌است.

جدول (۹) آزمون خودهمبستگی آرلانو- 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 برازش مدل تعدیل شده باسو (گزارش شده در جدول ۱۰) نشان می‌دهد که اگرچه ضریب متغیر $d.\Delta M$ (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. ΔM است. از این رو اعتبار مدل باسو در سنجش محافظه‌کاری بر اساس تغییرات قیمت بازار سهام به عنوان اخبار خوب و بد قابل اتکاء نمی‌باشد. نتایج حاصل از برازش مدل به شرح جدول شماره(۱۰) می‌باشد

4. Arellano and Bond

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

برآورد پویا از مدل جایگزین در جدول(۱۰) گزارش شده‌است. نتایج برازش مدل جایگزین نشان می‌دهد که نه تنها ضریب برآوردی متغیر Δm^-به عنوان متغیر معرف محافظه‌کاری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معناداراست 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

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 شده‌است. نتایج آزمون پترنوستر در جدول شماره(۱۲) ارائه شده‌است.

جدول (۱۲): نتایج آزمون پترنوستر

GMMسیستمی	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 تعدیل‌شده باسو می‌باشد لذا چنین استنباط می‌شود که مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل باسو در خصوص وجود محافظه‌کاری ارائه می‌نماید. براین اساس در فضای پویا نیز فرضیه دوم پژوهش تایید می‌شود و مدل جایگزین نتایج قابل اتکاتری نسبت به مدل تعدیل شده باسو ارائه می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

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 بیانگراین 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 قرارگیرد تا کلیه استفاده‌کنندگان و فعالان بازار سرمایه پیش‌بینی دقیق‌تری نسبت به نتایج عملکرد شرکت‌ها داشته باشند. پیشنهاد می شود 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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 ،(۶۷)۱۹

بنی مهد،بهمن و تهمینه‌باغبانی(۱۳۸۸). *اثر محافظه‌کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرم مالی بر زیان‌دهی شرکت‌ها*. بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۵۳-۷۰، (۵۸)۱۶

رحمانی،علی.صدیقی، عبدالمجید (۱۳۹۲). سنجش *محافظه کاری بر اساس مدل بسط یافته باسو در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی ،۴۵-۲۵ ، (۶۴)۱۸

ستایش ، محمد حسین و مظفر جمال پوریان(۱۳۸۹). *بررسی وجود محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*.مجله پیشرفت‌های حسابداری،۱۱۹-۸۵، (۱)۲

ستایش، محمدحسین و روستا، منوچهر(۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری و کارایی مالی شرکت‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران به وسیله تحلیل پوششی داده‌ها- کارایی برتر. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره۴۴، ۹۵-۷۱.

ستایش، محمدحسین و کاظم شمس‌الدینی(۱۳۹۲). *مدل پیشنهادی جدید برای محاسبه محافظه کاری* .مجله حسابدار رسمی،۷۳-۶۸ ،(۲۳)

قاسم بولو و مهدی فلاح برندق، (۱۳۹۲)، رابطه محافظه‌کاری و بازده غیرعادی کوتاه مدت سهام عرضه‌های عمومی اولیه با تاکید بر نقش مدل‌های عدم تقارن اطلاعاتی، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۳۹، صص۷۳-۶۱.

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir