

ارزیابی مدل‌های مبتنی بر ارقام تعهدی برای کشف مدیریت سود

دکتر هاشم نیکومرام*

دکتر ایرج نوروش**

دکتر علیرضا مهرآذین***

چکیده

این تحقیق به ارزیابی ۹ مدل کشف مدیریت سود می‌پردازد. ارزیابی انجام شده در این تحقیق بر پایه بررسی توانمندی هر یک از مدل‌ها از نظر رویارویی با دو نوع خطای شناخته‌شده در استنتاج آماری موسوم به خطاهای نوع اول (آلفا) و نوع دوم (بتا) می‌باشد. احتمال بروز این دو خطا، ملاکی برای قضاوت در مورد صحت روش تحقیق بکار رفته در تحقیقات مدیریت سود و اعتبار استنتاجات حاصل از آن است. در همین راستا و برای تجزیه و تحلیل تجربی مدل‌ها، آزمون مدیریت سود در سطح سه نمونه‌ی جداگانه صورت پذیرفت: الف) نمونه‌ای تصادفی متشکل از ۱۰۰۰ مشاهده شرکت-سال؛ ب) نمونه متناظر دیگری براساس نمونه الف، که از طریق یک فرآیند شبیه‌سازی مدیریت سود مقادیر ثابت و معینی به سود و ارقام تعهدی آن افزوده شد؛ پ) نمونه‌ای از شرکت‌هایی که شواهدی قابل قبول مبنی بر دستکاری سود از سوی آنها وجود داشت.

نمونه الف برای بررسی خطای نوع اول طرح ریزی گردید. بصورت کلی خطای نوع اول زمانی روی می‌دهد که محقق به استناد آزمون، گزاره درست (فرضیه صفر) را رد می‌نماید. در تحقیقات مدیریت سود خطای نوع اول وقتی است که فرضیه‌ی صفر عدم مدیریت سود، رد می‌شود؛ در حالی که واقعاً مدیریت سود وجود نداشته و فرضیه‌ی صفر درست است. نمونه‌های ب و پ برای آزمون خطای نوع دوم طرح ریزی شده بودند. بصورت کلی خطای نوع دوم وقتی روی می‌دهد که محقق به استناد آزمون، گزاره نادرست (فرضیه صفر) را به خطا درست می‌پندارد و می‌پذیرد. در تحقیقات مدیریت سود، خطای نوع دوم وقتی روی می‌دهد که فرضیه‌ی عدم مدیریت سود رد نمی‌شود، در حالی که واقعاً مدیریت سود وجود داشته و فرضیه‌ی صفر نادرست است.

یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد از مدل‌های مورد بررسی، در کل مدل‌های مبتنی بر روش‌های برآورد رگرسیونی از توان بیش‌تری نسبت به سه مدل هیلری، دی‌آنجلو و تعدیل‌شده‌ی دی‌آنجلو برخوردارند. از میان روش‌های رگرسیونی، روش اصلی جونز (۱۹۹۱) از توان کمتری برای تبیین مدیریت سود برخوردار است. در مورد ویرایش‌های بعدی مدل جونز، ویرایش تعدیل‌شده‌ی جونز ۱۹۹۵ و مدل ساده‌ی دی‌چاو ۲۰۰۲، و مدل جامع دی‌چاو ۲۰۰۲ و نسخه‌های تورمزادایی شده‌ی آن از توان قابل قبولی برای کشف مدیریت سود برخوردار بودند.

واژگان کلیدی:

مدیریت سود، مدل‌های کشف مدیریت سود، ارقام تعهدی اختیاری، ارقام تعهدی غیراختیاری.

* دانشیار، عضو هیات علمی تمام وقت دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران
تهران- بزرگراه اشرفی اصفهانی- به سمت حصارک- دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

** دانشیار، عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

تهران- گیشا- دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

*** دانش‌آموخته دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران (mehrazeen@gmail.com)

تهران- بزرگراه اشرفی اصفهانی- به سمت حصارک- دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

نویسنده مسئول یا طرف مکاتبه: دکتر هاشم نیکومرام

مقدمه

در سال‌های اخیر تحقیقات مرتبط با مدیریت سود (مدیریت‌عایدات)^۱، حجم زیادی از متون و تحقیقات بازارهای سرمایه را دربرگرفته است. برای نمونه مک‌نیکولز^۲ (۲۰۰۰) شواهدی از افزایش فراوانی نسبی تحقیقات مرتبط با مدیریت سود نسبت به سایر موضوعات در اواخر دهه ۹۰ ارائه نمود. بطوری که در سال‌های ۱۹۹۶ و ۱۹۹۸ تقریباً ۲۰ درصد کل مقالات انتشار یافته توسط ۸ مجله معتبر حسابداری و مدیریت مالی آمریکا به موضوع مدیریت سود اختصاص داشت. بطور کلی تحقیقات مدیریت سود در پی یافتن پاسخی برای پرسشهایی به شرح زیر هستند:

چه انگیزه‌هایی مدیران را به سوی انجام مدیریت سود، سوق می‌دهند؟

مدیریت سود، در چه محیط‌هایی و با چه ویژگی‌های مدیریتی، سازمانی، تجاری، مالی و ساختار حاکمیت شرکتی بیش‌تر صورت می‌پذیرند؟ ابزارهای مورد استفاده مدیران برای انجام مدیریت سود کدامند؟

جوانب رفتاری مدیریت سود از منظر بازار سرمایه، و تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری چگونه است؟ توانمندی مدل‌های موجود برای کشف مدیریت سود چه اندازه است؟

تحقیق حاضر با پرسش آخر بیش‌تر پیوند می‌یابد. به دلیل آنکه پدیده‌ی مدیریت سود بطور مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست؛ تبیین مدل‌های مناسب برای کشف و اندازه‌گیری آن برای تحقیقات مدیریت سود، دست‌اندرکاران بازارهای سرمایه، و حساب‌رسان از اهمیت زیادی برخوردار است. ناکارآمدی روش تحقیق یا مدل مورد استفاده برای کشف مدیریت سود می‌تواند اعتبار استنتاجات به عمل آمده را مخدوش سازد. از این‌رو، تحقیقات مرتبط با ارزیابی مدل‌های کشف مدیریت سود مورد توجه بسیاری بوده‌اند.

تعریف مدیریت سود

در متون تحقیقی تعاریف مختلفی از مدیریت سود انجام شده است؛ در این‌جا به دو نمونه بسنده می‌شود: "مدیریت سود وقتی است که مدیران قضاوت خویش را در گزارشگری مالی و در نحوه ثبت و گزارش مبادلات صورتی وارد نمایند که تغییری در محتوای گزارش‌های مالی صورت داده؛ یا برخی از سهامداران را نسبت به عملکرد اقتصادی شرکت گمراه نمایند؛ و یا بر معیارها و پیامدهای قراردادی که وابسته به ارقام حسابداری گزارش شده‌اند، تأثیر گذارند."^۳

اسکیپر^۴ (۱۹۸۹) مدیریت سود را این‌چنین تعریف نموده است: "دخالتمندی در فرآیند گزارشگری برون‌سازمانی با هدف بدست آوردن برخی مزایای شخصی از سوی مدیران یا سهامداران." وی بلافاصله می‌افزاید: "تعریف جامع‌تر مدیریت سود باید در برگیرنده‌ی مدیریت سود واقعی ایجاد شده از راه تصمیمات زمان‌بندی سرمایه‌گذاری یا تصمیمات تأمین مالی برای تغییر سود گزارش شده یا برخی از اجزای آن نیز باشد."

در راستای تعریف اخیر، تحقیق روچاودیوری^۵ شواهدی ارائه نمود مبنی بر این‌که دایره مدیریت سود فراتر از دستکاری روش‌های گزارشگری است و حتی دستکاری فعالیت‌های واقعی (مثل افزایش سطح تولید و موجودی‌ها برای کاهش بهای تمام شده کالای فروش رفته) را نیز دربرمی‌گیرد. بدین‌سان می‌توان راه‌های مختلف انجام مدیریت سود در قالب افزایش سود را چنین برشمرد: شناسایی دیرتر هزینه‌ها (بعنوان مثال از راه اعمال نظر در گزینش روش استهلاک).

شناسایی زودتر درآمدها. اعمال نظر در طبقه‌بندی برخی از اقلام هزینه‌های دوره بعنوان بهای تمام‌شده‌ی محصول یا برخی دارایی‌های ثابت و یا نامشهود. این کار باعث انتقال بخشی از هزینه‌های دوره‌ی جاری به دوره‌ی بعد می‌شود.

3. Paul M. Healy. And J. M. Wahlen

4. Schipper, K.

5. S. Roychowdury

1. Earnings management

2. McNichols

این تحقیق در پی ارزیابی توان کشف مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی در محیط کشور است. از این رو یافته های این تحقیق می تواند برای تحقیقات بعدی در مورد مدیریت سود رهگشا تلقی گردد. با توجه به نتایج تحقیقات مرتبط در کشورهای پیشرفته، در تحقیق حاضر نه مدل بر اساس مدل های هیلی (۱۹۸۵)، دی آنجلو (۱۹۸۶) و نسخه های تعدیل شده آن (۱۹۹۴)، جونز (۱۹۹۱) و نسخه های ویرایش شده آن (۱۹۹۵، و ۲۰۰۲)، برای کشف مدیریت سود طراحی و مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج تحقیق حاضر می تواند به تردیدهای موجود در مورد روایی کاربرد مدل های مرسوم در کشورهای پیشرفته را برای کشف مدیریت سود در محیطی با شاخصه های متفاوت اقتصادی، اجتماعی، و سیاسی همچون ایران؛ پاسخ گوید. با توجه به علاقمندی افراد مختلفی همچون پژوهشگران، تحلیل گران و دست اندرکاران بازارهای سرمایه، و حساب رسان به کشف و اندازه گیری مدیریت سود، ناکارآمدی مدل مورد استفاده از سوی آنان به مخدوش شدن اعتبار استنتاجات بعمل آمده از سوی آنان می انجامد. از این رو، اهمیت نتایج این تحقیق روشن می شود.

فرضیه های تحقیق

در این تحقیق نه مدل برای کشف مدیریت سود مورد ارزیابی قرار گرفته است. نمایه ی شرحی کلی از این مدل ها ارائه نموده است. در بخش های بعد این مدل ها به شکل میسوط معرفی می شوند. در تحقیق حاضر مدل های نه گانه از نظر تولید خطاهای نوع اول و دوم مورد آزمون قرار گرفته اند. احتمال بروز این دو خطا، ملاکی برای قضاوت در مورد صحت روش تحقیق بکار رفته در تحقیقات مدیریت سود و اعتبار استنتاجات حاصل از آن است. بطور کلی خطای نوع اول عبارت است از: "خطای رد نادرست گزاره ی درست". در این تحقیق؛ منظور از خطای نوع اول (خطای آلفا)، فراوانی رد فرضیه ی صفر^۳ عدم مدیریت سود" در شرایطی است که گزاره فرضیه ی صفر درست است و مدیریت سود وجود ندارد.

مدیریت فعالیت های واقعی در جهت مدیریت سود؛ مثلاً از راه افزایش موجودی های پایان دوره (که باعث انتقال بخشی از سر بار ثابت به دوره ی بعد می شود)، ارائه تخفیف های ویژه در پایان سال برای بالابردن درآمد فروش، و یا انجام مبادلات ظاهری در مجموعه ی شرکت های سرمایه گذاری برای شناسایی سود افزایش ارزش سرمایه گذاری ها.

مدل های مورد استفاده برای کشف مدیریت عایدات

از آنجا که پدیده ی مدیریت سود بطور مستقیم قابل اندازه گیری نیست اهمیت تبیین مدلی مناسب برای کشف و اندازه گیری آن آشکار می شود. در یک طبقه بندی کلی مدل های کشف و اندازه گیری مدیریت سود را می توان شامل دو گروه دانست: نخست؛ مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی (مدل مکنیکولز و ویلسون ۱۹۸۸، مدل هیلی ۱۹۸۵، مدل دی آنجلو ۱۹۸۶، مدل جونز ۱۹۹۱، مدل تعدیل شده جونز، پترونی ۱۹۹۲، بیور و انگل ۱۹۹۶، بینش ۱۹۹۷، و بیور و مکنیکولز ۱۹۹۸، مدل صنعت، مدل کوتاری (۲۰۰۴) و دوم مدل های غیر تعهدی که شامل، مدل توزیع (بروگستلر و دی چف ۱۹۹۷، دی جورج و دیگران ۱۹۹۹، میر و اسکینر ۱۹۹۹)، مدل تغییرات حسابداری و مدل علام هشدار^۱ (۲۰۰۷) می باشند.

مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی خود نیز به دو گروه تفکیک می شود: الف) مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری (هیلی ۱۹۸۵، دی آنجلو ۱۹۸۶، جونز ۱۹۹۱، تعدیل شده جونز ۱۹۹۵، گنگ و سیوارامکریشنان ۱۹۹۵، دی چاو و دی چف ۲۰۰۲، کوتاری ۲۰۰۴). ب) مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی خاص (مکنیکولز و ویلسون ۱۹۸۸، پترونی ۱۹۹۲، بیور و انگل ۱۹۹۶، بینش ۱۹۹۷، و بیور و مکنیکولز ۱۹۹۸).

از بین این دو گروه؛ مدل های گروه نخست با اقبال بیشتری روبرو بوده اند. به باور برخی از پژوهشگران توان تبیین مدل های مبتنی بر اقلام تعهدی بیش از سایر مدل هاست (دی چاو، اسلون، و اسوینی^۲ ۱۹۹۵، یونگ^۳ ۱۹۹۹، و مکنیکولز^۴ ۲۰۰۰)

3. Steven Yong.

4. M. F. McNinhols.

1. Red flag

2. P.M.Dechow, R.G.Sloan, A.P.Sweeney

این خطا می‌تواند باعث استنتاجات نادرست در مورد وجود خلاف واقع مدیریت سود شود. بعنوان مثال محقق یا حسابرس رای به انجام مدیریت سود از سوی مدیر یک شرکت صادر نماید، در حالی که چنین امری در واقع رخ ننموده باشد.

خطای نوع دوم عبارت است از "خطای پذیرش یک گزاره نادرست". در این تحقیق؛ منظور از خطای نوع دوم (خطای بتا) نیز فراوانی رندشدن فرضیه‌ی صفر "عدم مدیریت سود" در شرایطی است که گزاره فرضیه‌ی صفر نادرست است و مدیریت سود وجود دارد. این خطا نیز از سوی دیگر می‌تواند به استنتاجات نادرست دیگری بیانجامد. بعنوان مثال محقق یا حسابرس رای به عدم اعمال مدیریت سود از سوی مدیر یک شرکت دهد، در حالی که در واقع مدیریت سود از سوی مدیریادشده انجام گرفته باشد. اگرچه هر دو خطا غیرقابل پذیرش می‌باشند اما خطای نوع دوم در تحقیقات مدیریت سود بیشتر مورد توجه بوده است. دلیل این امر به هزینه‌ی احتمالی ناشی از استنتاج نادرست ناشی از بروز خطای نوع دوم برمی‌گردد. برای آزمون خطای نوع اول از نمونه‌ی الف و برای آزمون خطای نوع دوم از نمونه‌های ب و پ استفاده می‌شود. نمونه‌ی الف شامل مشاهداتی است که انتظار نمی‌رود در مورد آن‌ها مدیریت سود انجام گرفته باشد. نمونه‌ی ب دربرگیرنده‌ی مشاهداتی است که در مورد آن‌ها دستکاری معینی توسط محقق روی سود صورت گرفته است. نمونه‌ی پ شامل شرکت‌هایی است سوابقی از دستکاری سود در مورد آن‌ها وجود داشته‌است. از این رو فرضیه‌های صفر این تحقیق بصورت زیر تدوین گردید:

فرضیه‌ی یک: مدل‌های مختلف کشف مدیریت سود موجب خطای نوع اول (تشخیص نادرست وجود مدیریت سود) در بازار سهام ایران نمی‌شوند.

فرضیه‌ی دو: مدل‌های مختلف کشف مدیریت سود موجب خطای نوع دوم (تشخیص نادرست عدم مدیریت سود) در بازار سهام ایران نمی‌شوند.

نمایه (۱) توصیفی از مدل های مورد بررسی در این تحقیق

ردیف	نام مدل	مدل مورد استفاده برای برآورد ارقام تعهدی عادی (غیراختیاری)
۱	هیلی	$NDA_{i,t} = \frac{\sum_t TA_{i,t}}{T}$
۲	دی آنجلو	$NDA_t = TA_{t-1}$
۴	جونز ۱۹۹۱	$NDA_t = a_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + a_2 (\Delta REV_t) + a_3 (PPE_t)$
۵	دی چاو و دیگران ۱۹۹۵	$NDA_t = a_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + a_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) + a_3 (PPE_t)$
۶	مدل ساده دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	$NDA = a + \beta_1 (1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \varepsilon$
۷	مدل جامع دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	$NDA = a + \beta_1 (1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \beta_3 LagTA + \beta_4 GRSales + \varepsilon$
۸	مدل تورم زایی شده جامع	$NDA = a + \beta_1 (1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \beta_3 LagTA + \beta_4 GRSales + \beta_5 InfIndex + \varepsilon$
۹	مدل تورم زایی شده ساده	$NDA = a + \beta_1 (1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \beta_3 InfIndex + \varepsilon$

نقش ارقام تعهدی در مدیریت سود

ارقام تعهدی یک اصطلاح کلی است که شامل هر دو ارقام تعهدی و ارقام معوق^۱ حسابداری می گردد. در متون تحقیقی مرتبط با این تحقیق، ارقام تعهدی به دو نوع تفکیک شده است: ارقام تعهدی اختیاری^۲ (یا غیرعادی) و ارقام تعهدی غیراختیاری^۳ (یا عادی). اگرچه چنین تمایزی در عمل به راحتی تمایز سیاه از سفید نخواهد بود. به هر حال ارقام تعهدی اختیاری ابزار مناسبی برای مدیریت سود بشمار می روند. در ادبیات تحقیقی مدیریت سود، ارقام تعهدی تفاوت عایدات (سودخالص) و جریان های نقدی حاصل از عملیات است:

خالص جریان های نقدی عملیاتی - عایدات = ارقام تعهدی

سطح قابل انتظار (عادی) ارقام تعهدی که در شرایط عادی بر اساس اطلاعات قابل دسترس سرمایه گذاران برآورد می شود، ارقام تعهدی غیراختیاری نامیده می شود. ارقام تعهدی اختیاری (غیرعادی) حاصل تفریق ارقام تعهدی غیراختیاری برآورد شده از کل ارقام تعهدی است.

اگرچه در بسیاری از تحقیقات کشورهای پیشرفته، برای محاسبه کل ارقام تعهدی از رویکردی قبلی که مبتنی بر صورت گردش وجوه نقد است؛ استفاده می شود. ولی این رویکرد در تحقیق حاضر قابل استفاده نبود. دلیل این امر سابقه نسبتاً کوتاه تهیه صورت گردش وجوه نقد در کشور و نیز تغییرات اساسی صورت گرفته در شکل گزارش آن طی همین مدت کوتاه (از سه بخشی به پنج بخشی) بود که موجب بروز محدودیت هایی در کاربرد مدل های برآورد مبتنی بر سری زمانی می گردد. از این رو، در این تحقیق از رویکرد دیگری بنام ترازنامه ای برای محاسبه ارقام تعهدی

1. Eferalls

2. Discretionary Accruals

3. Non-discretionary Accruals

استفاده شده است. در این رویکرد اقلام تعهدی هر یک از مشاهدات شرکت - سال به روش زیر محاسبه شد:

هزینه استهلاک - Δ ذخیره سنوات خدمت کارکنان + حصة جاری بدهی های بلندمدت - Δ بدهی های جاری - Δ وجوه نقد - Δ دارایی های جاری = اقلام تعهدی

به عنوان معیار اقلام تعهدی غیراختیاری استفاده می کند. از این رو در مدل دی آنجلو اقلام تعهدی غیراختیاری به صورت زیر بیان می شود:

$$NDA_{\tau} = TA_{\tau-1}$$

مدل تعدیل شده دی آنجلو. فریدلان^۴ (۱۹۹۴) مدل تعدیل شده دی آنجلو را از طریق افزودن فروش بعنوان متغیر سطح فعالیت به نسخه ی اصلی مدل دی آنجلو معرفی کرد. در مدل اولیه دی آنجلو اقلام تعهدی غیراختیاری تنها بر اساس سطح اقلام تعهدی دوره قبل برآورد می شود؛ در حالی که به باور فریدلان اقلام تعهدی غیراختیاری متأثر از تغییرات سطح فعالیت (فروش) است از این رو مدل تعدیل شده دی آنجلو را می توان به شرح زیر بیان نمود:

$$NDA_{\tau} = TA_{\tau-1} / S_{\tau} - TA_{\tau-1} / S_{\tau-1}$$

مدل جونز. مدل جونز (۱۹۹۱) بی نیاز از فرض ثابت بودن اقلام تعهدی غیراختیاری است. جونز در مدل خود کوشید تا اثر تغییرات شرایط اقتصادی را بر اقلام غیراختیاری را تحت کنترل قرار دهد. مدل وی برای تعیین اقلام غیراختیاری برای هر سال رخداد به این شرح است:

$$NDA_{\tau} = a_1 \left(\frac{1}{A_{\tau-1}} \right) + a_2 (\Delta REV_{\tau}) + a_3 (PPE_{\tau})$$

که در آن:

ΔREV = درآمد سال τ منهای درآمد سال $\tau - 1$ که به مقیاس مجموع دارایی ها در سال $\tau - 1$ بیان شده باشد.
 PPE = ارزش ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات در سال τ که به مقیاس مجموع دارایی ها در دوره $\tau - 1$ بیان شده باشد.

$A_{\tau-1}$ = جمع دارایی ها در $\tau - 1$ و سرانجام،

a_1, a_2, a_3 = پارامترهای خاص هر شرکت.

برآورد پارامترهای خاص هر شرکت (a_1, a_2, a_3) با استفاده از مدل رگرسیونی زیر و بر مبنای مشاهدات دوره ی برآورد از اقلام تعهدی صورت می گیرد:

مدل های مورد استفاده برای تعیین اقلام تعهدی اختیاری مدل هیللی. در مدل هیللی^۱ (۱۹۸۵) محاسبه ی اقلام تعهدی اختیاری از راه مقایسه میانگین کل اقلام تعهدی (به مقیاس جمع دارایی های دوره ی قبل) دوره های پیشین (دوره برآورد) با دوره رخداد انجام می شود بدین سان ما می توانیم چنین مدلی را برای اقلام تعهدی غیراختیاری (عادی) تعریف کنیم:

$$NDA_{i,t} = \frac{\sum T A_t}{T}$$

که در آن:

$NDA_{i,t}$ = اقلام تعهدی غیراختیاری برآورد شده شرکت i در دوره t
 TA = کل اقلام تعهدی به مقیاس مجموع دارایی های دوره قبل
 $t = 1$ و 2 و ... T (معرف هر یک از سال های تعیین شده به عنوان دوره برآورد)

این مدل یکی از ساده ترین مدل ها برای برآورد اقلام تعهدی بشمار می آید. در این مدل فرض می شود سطح تغییرات مورد انتظار در اقلام تعهدی غیراختیاری در طی دوره های مختلف صفر می باشد و از این رو هرگونه تغییری را به مدیریت سود نسبت داده می شود. ولی یافته های برخی از تحقیقات با فرض اصلی این مدل سازگار نیست. تحقیق کپلان^۲ (۱۹۸۵) نشان داد سرمایه در گردش شرکت از شرایط و عملکرد اقتصادی تأثیر می پذیرد. در تحقیق حاضر از میانگین اقلام تعهدی ۳ سال قبل استفاده شده است.

مدل دی آنجلو. مدل دی آنجلو^۳ (۱۹۸۶) از کل اقلام تعهدی آخرین دوره (به مقیاس مجموع دارایی ها در دوره ی قبل)

1. The Healy model

2. Kaplan.

3. The DeAngelo model

4. Friedlan, J.M.

دی چاو و دیگران^۲ (۲۰۰۲) مدل قبلی خود را مورد بازنگری و بهبود قرار دادند. آنها مدل تعدیل شده جونز را با اضافه کردن سه متغیر مستقل جدید تقویت کردند. با این اصلاحات توان تبیین (R2) مدل تعدیل شده جونز از ۹ درصد به ۲۰ درصد افزایش یافت. اصلاحات انجام شده به شرح زیر می باشد:

(۱) در مدل قبلی (۱۹۹۵) تمام تغییرات حساب های دریافتی بعنوان ارقام تعهدی اختیاری (غیرعادی) در نظر گرفته می شد. در مدل جدید آنها مشخص نمودند که چه درصدی از افزایش حساب های دریافتی بطور طبیعی (غیراختیاری) افزایش می یابد. در نتیجه تنها تغییرات غیرعادی بعنوان ارقام تعهدی منظور می شود:

$$\Delta REC = a + k\Delta Sales + \varepsilon$$

که در آن مقدار k برابر با شیب خط رگرسیونی برآورد کننده درصد تغییرات مورد انتظار عادی در حساب های دریافتی به ازای افزایش فروش است.

در این تحقیق برای تک تک مشاهدات شرکت -سال^۳ هر یک از نمونه های تحقیق با استفاده از روش رگرسیون به محاسبه معادله برآورد پرداختیم میان شیب خط های رگرسیونی برابر ۳۴٪ و مقدار حداقل و حداکثر آن برابر صفر و یک می باشد. مقدار ضریب متغیر خط برازش شده برای ۴ شرکت کمتر و بیشتر از صفر و یک بود که برای آنها به ترتیب صفر و یک منظور شد. در تحقیق دی چاو و دیگران (۲۰۰۲) نیز این کار برای ۵۲ شرکت از ۶۳۷ شرکت انجام شده است. با توجه به مقدار میان ۳۴٪ می توان چنین استدلال نمود که هر ۱۰۰ ریال افزایش فروش ۳۴ ریال به مانده حساب های دریافتی افزوده است. در مدل قبلی این ۳۴ ریال افزایش طبیعی در حساب های دریافتی بحساب ارقام تعهدی اختیاری (غیرعادی) گذاشته می شد. بنابراین مدل قبل به شرح زیر اصلاح می گردد:

$$TotalAccruals = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \varepsilon$$

$$TA_t = a_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + a_2 (\Delta REV_t) + a_3 (PPE_t) + v_t$$

که در آن TA نمایانگر کل ارقام تعهدی به مقیاس کل دارایی های دوره قبل است.

مدل تعدیل شده جونز. در متون تحقیقی نسخه ویرایش شده ای از مدل اصلی جونز وجود دارد که از آن به عنوان مدل تعدیل شده جونز^۱ یاد می شود. این مدل نخستین بار توسط دی چاو و دیگران (۱۹۹۵) مورد استفاده قرار گرفت. یکی از نقایص مدل جونز نادیده گرفتن احتمال انجام مدیریت سود از راه اعمال نظر بر شناسایی درآمدها است. تعدیل انجام شده از این امر جلوگیری می نماید. در مدل تعدیل شده جونز ارقام تعهدی غیراختیاری در طی دوره ی رخداد (یعنی در طی دوره هایی که فرض شده مدیریت سود در آنها رخ داده است) به این شکل برآورد می شود:

$$NDA_t = a_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + a_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) + a_3 (PPE_t)$$

که در آن:

ΔREC_t = خالص حساب های دریافتی در سال t
 منه های خالص حساب های دریافتی در سال $t-1$ ($\Delta REC_t - \Delta REC_{t-1}$) که به مقیاس جمع دارایی های سال $t-1$ بیان شده است. برآوردهای a_1, a_2, a_3 و ارقام تعهدی غیراختیاری مانند مدل اصلی جونز محاسبه می شوند. تنها اصلاح انجام شده نسبت به مدل اصلی جونز اینست که تغییر درآمدها از بابت تغییر در حساب های دریافتی دوره ی رخداد اصلاح می شود. به عبارتی این مدل فرض می کند که تمام تغییرات در فروش نسبی (به عبارتی هرگونه افزایش در مانده حساب های دریافتی) در دوره ی رخداد، از مدیریت سود ناشی می شود. با انجام این تعدیل کاستی مدل اصلی جونز تا حدودی برطرف می شود. یافته های تحقیقات انجام شده (برای نمونه دی چاو، اسلون و سوینی، ۱۹۹۵، و کوتاری، ۲۰۰۰) شواهدی مبنی بر برتری این مدل نسبت به مدل های رقیب در برآورد ارقام تعهدی اختیاری ارائه نموده اند.

2. Dechow .P.M, S.A. Richardson, I.Tuna.

3. Firm-years

1. The Modified Jones model.

مدل تورم زدایی شده. با در نظر داشتن وجود تورم قابل ملاحظه در محیط اقتصادی ایران، و این که بخشی از روند افزایشی اقلام تعهدی در طی زمان به تأثیرپذیری طبیعی این اقلام از تورم مربوط می‌گردد؛ در این تحقیق با افزودن عامل تورم به مدل دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) مدل جدیدی مورد آزمون قرار گرفت. با توجه به عملیاتی بودن بسیاری از اقلام تعهدی همچون موجودی‌ها، حساب‌های دریافتی، و حساب‌های پرداختی در کشورهایی که با تورم قابل ملاحظه روبرو هستند اقلام یادشده بطور طبیعی همراه با تورم رشد می‌یابند. از آن‌جا که مدل‌های مبتنی بر برآوردهای حاصل از سری‌های زمانی اقلام تعهدی همچون دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، (۱۹۹۵)، و جونز (۱۹۹۱) آن بخش از افزایش طبیعی اقلام تعهدی که از تورم ناشی می‌شوند را بعنوان اقلام تعهدی غیرعادی (اختیاری) تلقی می‌نمایند؛ در تحقیق حاضر شاخص تورم (Inf Index) نیز بعنوان یک متغیر مستقل اضافی به مدل دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) اضافه شد. برای این منظور از شاخص بهای تولید کننده که از طرف بانک مرکزی محاسبه و انتشار یافته استفاده گردید. بر اساس این شاخص هزینه‌های تولید در طی دوره‌ی برآورد اقلام تعهدی در این تحقیق (۱۳۷۰ الی ۱۳۸۵) بیش از ۱۶ برابر رشد داشته است. اثر چنین افزایش بر اقلام تعهدی عملیاتی می‌تواند بسیار با اهمیت باشد. بنابراین مدل جدید ما برای برآورد اقلام تعهدی عادی به شرح زیر خواهد بود:

$$TA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2PPE + \beta_3LagTA + \beta_4GRSales + \beta_5InfIndex + \varepsilon$$

هم چنین در این تحقیق، مدل تورم‌زدایی شده‌ی دیگری برپایه‌ی متغیرهای مورد استفاده در مدل ساده‌ی دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) مورد بررسی قرار گرفته است که آنرا به شرح زیر معرفی می‌کنیم:

$$TA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2PPE + \beta_3InfIndex + \varepsilon$$

در فرمول فوق مثل موارد قبل، تمام متغیرها برحسب میانگین جمع دارایی‌ها در اول دوره و در پایان دوره محاسبه می‌شوند. در مدل جدید تنها افزایش‌های غیرعادی در حساب‌های دریافتی به حساب اقلام تعهدی اختیاری (بعنوان نماگر مدیریت سود) گذارده می‌شود. و آن بخش از افزایش مطالبات که نتیجه طبیعی افزایش فروش است بعنوان اقلام تعهدی غیراختیاری تلقی می‌شود.

(۲) یافته‌های برخی از تحقیقات نشان از آن دارد که بخشی از تغییرات اقلام تعهدی به دوره قبل وابسته است (چمبرز، ۱۹۹۹، عابدی، ۱۳۸۶). برخی از اقلام تعهدی بطور طبیعی از دوره قبل تأثیر می‌پذیرند مثلاً موجودی دوره اول که از دوره قبل انتقال یافته است. در این تحقیق تنها برای اقلام تعهدی عملیاتی (یا به عبارتی اقلام تعهدی مربوط به سرمایه در گردش) روند وارونگی در دوره بعد در نظر گرفته شد. اقلام تعهدی قابل انتساب به سرمایه در گردش از طریق تفریق نمودن هزینه استهلاک از اقلام تعهدی محاسبه شد. به این ترتیب برای افزایش توان تبیین مدل سطح اقلام تعهدی عملیاتی در دوره‌ی قبل (LagTA) نیز به مدل اضافه گردید:

$$TA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2PPE + \beta_3LagTA + \varepsilon$$

(۳) و سرانجام، نرخ رشد فروش ($GRSales$) هم به مدل اضافه شد چراکه شرکت‌های در حال رشد بطور طبیعی برخی از اقلام تعهدیشان (مثل موجودی کالا) افزایش می‌یابد. این امر بطور عادی پیش می‌آید و نباید تغییرات این اقلام جز تغییرات اختیاری (غیرعادی) منظور شود. بنابراین:

$$TA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2PPE + \beta_3LagTA + \beta_4GRSales + \varepsilon$$

که در آن نرخ رشد فروش ($GRSales$) برابر است با نسبت فروش سال آینده به فروش امسال. این نسبت بیان می‌کند که چه بخش از افزایش موجودی‌های یک دوره ناشی از انتظار افزایش فروش سال آتی است. ما در محاسبات خود از نسبت فروش سال $t+1$ به سال t بعنوان نرخ رشد فروش استفاده نموده‌ایم.

می باشد. فرضیه ی صفر عدم وجود مدیریت سود بر اساس عامل های تعریف شده از سوی محقق، در صورتی رد می شود که $\hat{\beta}$ (ضریب برآوردی متغیر دو مقدری PART) دارای علامت مورد نظر در فرضیه صفر بوده و مقدار آن از نظر آماری در سطوح قراردادی، معنی دار باشد.

محقق نمی تواند سایر متغیرهای مربوط (Xk ها) را به سهولت تعیین نماید از این رو به ناچار آنها را از مدل کنار می گذارد. همین طور وی قادر به مشاهده ی اقلام تعهدی اختیاری (DA) نیست و ناگزیر از یک نماگر^۷ برای آن استفاده می کند که آن را با DAP (اقلام تعهدی پیش بینی شده) نشان می دهیم که همان DA است با یک خطا (U) که معمولاً در هر برآوردی وجود دارد:

$$DAP_t = DA_t + v_t$$

از این رو مدل قبلی را می توان به شکل مناسب تر زیر بیان نمود:

$$DAP_t = \alpha + \beta PART_t + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{kt} + v + \varepsilon_t$$

شکل خلاصه تری از این مدل را می توان بصورت زیر نوشت:

$$DAP_t = \alpha + \beta PART_t + \mu_t + \varepsilon_t$$

که در آن μ_t نمایان گر مجموع اثرات متغیرهای مربوط حذف شده بر اقلام تعهدی اختیاری و خطای نماگر محقق برای اقلام تعهدی اختیاری است. با فرض وجود مفروضات معین توزیع گواس^۸ (نرمال بودن توزیع^۹)، برآورد

آزمون توان مدل های کشف مدیریت سود

به نظر مک نیکولز، و ویلسون^۱ (۱۹۸۸) آندسته از آزمون های مدیریت سود که مبتنی بر اقلام تعهدی هستند را می توان در چارچوب مدل خطی زیر خلاصه کرد:

$$DA_t = \alpha + \beta PART_t + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

که در آن:

DA = اقلام تعهدی اختیاری (که با توجه به مجموع دارایی های دوره قبل مقیاس گذاری شده اند).

PART = یک متغیر دو مقدری^۲ تفکیک کننده مشاهدات به دو گروه، که برای هر گروه پیش بینی های محقق از مدیریت سود آورده می شود.^۳

α = میانگین اقلام تعهدی اختیاری مشاهدات گروه اول (گروهی که دست کاری نشده).

$\alpha + \beta$ = میانگین اقلام تعهدی اختیاری مشاهدات گروه دوم (مقدار PART برای گروه دوم برابر یک است).

Xk = (برای $K=1, \dots, K$) سایر متغیرهای مربوطی^۴ که

بر اقلام تعهدی اختیاری تأثیر گذارند و

ε = نمادی برای خطاهایی که بصورت مستقل از هم و دارای توزیع نرمال می باشند

در بیش تر متون تحقیقی با توجه به مشاهدات سالی-شرکتی، متغیر دو مقدری PART برای مواردی که بر اساس عامل های تعریف شده از سوی یک محقق فرضی، مدیریت سود به شکل سیستماتیک وجود دارد (دوره رخداد^۵) برابر یک می باشد و در مواقعی که بر اساس عامل های تعریف شده از سوی محقق، مدیریت سود به شکل سیستماتیک وجود ندارد (دوره برآورد^۶) برابر صفر

7. Proxy

8. Gaussian Distribution

۹. مفروضات مورد نظر عبارتند از: الف) توزیع ε_t ها بصورت نرمال با میانگین صفر و واریانس عادی است ب) توزیع PART ها و μ_t ها مستقل از ε_t ها برای تمام tهاست. اگرچه فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده ها از مفروضات گاوس نیست؛ اما به دو دلیل وجود چنین فرضی اهمیت می یابد: ۱) برای این که برآورد رگرسیونی ما در بین تمام برآوردگرهای غیرجانبدارانه دیگر بهترین باشد و ۲) برای ایجاد توزیعی مناسب برای آزمون های آماری.

1. McNichols, M. G. P. Wilson.

2. Dummy

۳. مثلاً وقتی محقق درصدد آزمون فرضیه وجود ارتباط بین هریک از متغیرهای مستقل نوع مالکیت، اندازه، توان نقدینگی یا حاکمیت شرکتی و مدیریت سود است؛ هریک از عامل ها یا متغیرهای یاد شده می توانند در قالب متغیر تفکیک کننده (با دو مقدار صفر و یک) مورد آزمون قرار گیرد.

4. Relevant

5. Event Period

6. Estimation Period

انتظار نمی‌رود متغیر تفکیک‌کننده‌ی مدیریت سود با هیچ یک از متغیرهای کنارگذاشته‌شده از مدل مربوطه همبستگی داشته باشد.

همان‌طور که گفته شد ۱۰۰۰ شرکت-سال یادشده به‌شکل تصادفی و بر اساس یک سری ضوابط انتخاب نمونه از بین ۴۵۶۳ شرکت-سال مربوط به سال‌های مالی ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۵ (مجموعاً شانزده سال) انتخاب شدند. شیوه کار بدین صورت بود که هریک از شرکت-سال‌های انتخابی با ضوابط معین شده قبلی برای انتخاب نمونه تطبیق داده می‌شد و در صورت سازگاری با ضوابط تعریف شده، به نمونه وارد می‌شد. از مهمترین ضوابط وجود حداقل ۱۰ مشاهده برای شرکت مربوطه طی دوره شانزده ساله یادشده بود. برای برآورد قابل قبول پارامترهای مدل‌های مبتنی بر روش رگرسیون حداقل به ۱۰ مشاهده نیاز است. هدف از نمونه ب، ارزیابی فراوانی نسبی تولیدخطای نوع دوم (خطای بتا) از سوی هریک از مدل‌های رقیب بود. در این تحقیق با انجام یک فرآیند شبیه‌سازی اقلام‌تعهدی در ۱۰۰۰ مشاهده‌ی شرکت-سال نمونه یادشده مورد دستکاری قرار گرفتند. میزان دستکاری مصنوعی صورت گرفته بین صفر تا ۱۰۰ درصد جمع‌داری‌ها (با یک روند افزایش ۱۰ درصدی در ۱۰ نوبت) بود.

اقلام‌تعهدی تحت تأثیر یک ویژه‌گی موسوم به پدیده‌ی وارونگی^۱ (بازگشت) قرار می‌گیرند. بعنوان نمونه افزایش موجودی در پایان یک دوره اگرچه در آن دوره باعث افزایش سود می‌شود ولی از آنجاکه در دوره بعد بصورت موجودی ابتدای دوره است، اثری معکوس بر سود دوره‌ی دوم خواهد داشت. این اصل شامل حال بسیاری از اقلام‌تعهدی دیگر نیز می‌شود؛ پیش‌پرداختها، پیش‌دریافتها و سایر اقلام مربوط به هزینه‌ها یا درآمدهای معوق از این پدیده تحت تأثیر قرار می‌گیرند. تحقیقات زیادی شواهدی مبنی بر وجود پدیده‌ی وارونگی ارائه نموده‌اند (برای نمونه؛ ژی ۲۰۰۱، دی‌چاو و دیگران ۲۰۰۲، عابدی ۱۳۸۶).

رگرسیون حاصل از رگرسیون چندگانه متغیر DAP با دو متغیر $PART$ و μ ؛ بهترین برآورد از β را بدست می‌دهد. هم‌چنین نسبت $(\beta - \hat{\beta})$ بر خطای استانداردش، $SE(\hat{\beta})$ ، دارای توزیع t استودنت است که می‌توان از آن برای آزمون مدیریت سود استفاده کرد. از این‌رو؛ با چنین چارچوبی و در حالی که μ از رگرسیون حذف شده‌است، امکان آزمون مدیریت سود فراهم می‌آید. از این‌رو، مدل آزمون مدیریت سود که از سوی ما مورد استفاده قرار گرفته‌است، را می‌توان به شرح زیر بیان نمود:

رابطه‌ی (۱)

$$DAP_t = \hat{\alpha} + \hat{b} PART_t + e_t$$

معرفی نمونه‌ها و داده‌های جمع‌آوری شده

در این تحقیق با استفاده از رویکردی مشابه تحقیق دی‌چاو و دیگران (۱۹۹۵) سه نمونه به شرح زیر استخراج شد:

الف) نمونه‌ای تصادفی متشکل از ۱۰۰۰ مشاهده شرکت-سال، به روش ترتیبی و بدون جایگزینی انتخاب گردید. این نمونه شامل ۹۲ شرکت است.

ب) نمونه‌ای تصادفی دیگری بر اساس ۱۰۰۰ مشاهده‌ی شرکت-سال انتخاب شده در نمونه الف تعیین شد و سپس از طریق فرآیند شبیه‌سازی مدیریت سود یک مقدار شناخته شده و ثابت به اقلام‌تعهدی آنها اضافه گردید. هدف از این کار اندازه‌گیری توان آزمون مدل‌ها در شناسایی دستکاری مصنوعی انجام شده از سوی محقق بود.

پ) برای آزمون روایی خارجی نتایج تحقیق، نمونه دیگری متشکل از ۲۹ مشاهده شرکت-سال از شرکتهایی مدارک قابل قبولی از دستکاری سود انتخاب شد. دی‌چاو و دیگران (۱۹۹۵) و دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، یونگ (۲۰۰۰) و بیلی و تیلور (۲۰۰۷) از روشی مشابه برای این منظور استفاده نمودند.

هدف از نمونه الف بررسی مشخصه‌های آزمون‌های آماری مربوط به هریک از مدل‌های پیش‌گفته برای شرایطی است که خطای اندازه‌گیری اقلام‌تعهدی اختیاری (μ) با متغیر تفکیک‌کننده‌ی مدیریت سود ($PART$) همبستگی ندارد. از آن‌جا که فرآیند انتخاب نمونه بصورت تصادفی بوده‌است

یادشده در بازه زمانی حداقل ده سال گذشته آن شرکت محاسبه شد؛ سپس برای محاسبه اثر یک مبلغ معین دستکاری سود بر مبلغ درآمد و حساب های دریافتنی از رابطه زیر استفاده شد:

(میانهای نسبت سود به فروش هر مشاهده) / (مقدار دستکاری صورت گرفته در حاشیه سود)

به این شکل، هر یک ریال افزایش در رقم سودخالص شرکتی که دارای نسبت سود به فروش ده درصدی است، باعث افزایش ده ریال در درآمد و ارقام تعهدی آن شرکت می شود. در سال بعد این وضعیت برعکس می شود. بنابراین در مورد یکایک ۱۰۰۰ شرکت - سال نمونه مورد بررسی این محاسبات انجام شد.

برای آزمون فرضیه عدم مدیریت سود در نمونه پ جمعاً ۱۶۹ مورد ارقام تعهدی اختیاری مورد استفاده قرار گرفت. از این تعداد ۲۹ مورد مربوط به سال رخداد مدیریت سود و ۱۴۰ مورد به دوره برآورد تعلق داشت.

نتایج تجربی

آزمون تجربی احتمال خطای نوع اول. نمایه دو به تشریح آماری توصیفی مربوط به هر یک از مدل های مورد بررسی در نمونه الف می پردازد. هم چنان که پیش تر آمد انتظار نمی رفت در شرکت های نمونه الف مدیریت سود سیستماتیک وجود داشته باشد.

از این نظر در این تحقیق فرض شده است، کل افزایش ارقام تعهدی در دوره بعد از طریق پدیده وارونگی باعث کاهش سود می گردد. از این رو، در دستکاری سود و ارقام تعهدی هر شرکت - سال در جهت افزایشی، اثری کاهش به همان میزان بر سود و ارقام تعهدی دوره بعد داشته است.

در این تحقیق نوع دستکاری سود به این صورت شبیه سازی شده است که شرکت برای مدیریت سود می تواند یا از طریق دستکاری درآمد و هزینه یا دستکاری ساختار بهای تمام شده (انتقال بهای تمام شده ثابت به حساب موجودی ها) اقدام نماید. در بخش اول مدیریت سود به جهت شناسایی زودتر از موعد درآمد ها یا تعویق شناسایی هزینه ها انجام می شود. به هر حال دستکاری سود به هر روشی که صورت گیرد ارقام تعهدی را دستخوش تغییر می نماید. در این جا فرض می شود تمام هزینه ها متغیرند. بنابراین مدیریت برای افزایش مقدار مشخصی در سود ناگزیر است مقدار بیش تری افزایش در درآمد داشته باشد. این مقدار به نسبت حاشیه سود (جمع درآمد ها / سودخالص) بستگی دارد. از این رو برای دستکاری رقم نهایی سودخالص، مقدار معینی از حاشیه سود به ارقام تعهدی، و متعاقباً مقدار مشخص دیگری بصورت نسبتی از آن به درآمدها و حساب های دریافتنی همان سال افزوده می شود و با توجه به ویژگی برگشت پذیری دستکاری انجام شده، همان مقدار از ارقام تعهدی و متعاقباً مقدار مشخص دیگری در قالب نسبتی از آن از درآمدها و حساب های دریافتنی سال بعد کسر می گردد.

برای دستکاری حاشیه سود در جهت افزایشی، از مقادیر افزایشی ده درصدی استفاده گردید و همان مقادیر آن به ارقام تعهدی افزوده شد (به دلیل خنثی شدن افزایش ارقام مرتبط با درآمد و هزینه، کل ارقام تعهدی تنها به اندازه ی رقم حاشیه فروش دستکاری شده تاثیر می پذیرد). از آن جا که دستکاری حاشیه سود بر درآمد و حساب های دریافتنی نیز به یک اندازه تأثیر می گذارد، برای افزودن مقدار متناسب با آن به درآمد و حساب های دریافتنی انجام یک فرآیند محاسباتی متفاوت ضروری بود. به این ترتیب که ابتدا برای هر شرکت از مشاهدات ۱۰۰۰ گانه نمونه ی ب، میانهای نسبت سود به فروش بر اساس مقادیر واقعی نسبت

نمایه ۴-۲: آمار توصیفی ارقام تعهدی غیراختیاری مناسبه شده برای نمونه الف

نام مدل	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	میانگین پیراسته	انحراف معیار	خطای استاندارد از میانگین	پارک اول	پارک سوم
هیلی	1000	0.00120	0.00000	0.00242	0.10798	0.00341	-0.04704	0.05524
دی آنجلو	1000	0.00609	0.00294	0.00643	0.23353	0.00738	-0.11438	0.12217
تعدیل شده‌ی دی آنجلو	1000	0.00033	-0.00117	-0.00345	0.10070	0.00318	-0.01931	0.01203
جونز ۱۹۹۱	1000	-0.00535	0.00545	0.00374	0.22757	0.00720	-0.06612	0.08135
دچاو و دیگران ۱۹۹۵	1000	0.05978	0.04195	0.05861	0.28132	0.00890	-0.04523	0.15560
دچاو و دیگران ۲۰۰۲	1000	0.01587	0.02555	0.02776	0.23511	0.00743	-0.05910	0.11383
مدل جامع دچاو و دیگران ۲۰۰۲	1000	-0.07110	-0.03820	-0.05010	0.32860	0.01040	-0.16930	0.71000
مدل جامع تورم‌زدایی شده	1000	-0.01180	-0.01820	-0.02150	0.36040	0.01200	-0.14450	0.11450
مدل ساده‌ی تورم‌زدایی شده	1000	0.11870	0.07470	0.09500	0.60210	0.01900	-0.14960	0.31550

تحلیل است. آماره‌های آزمون t برای ضریب متغیر $PART$ در نمایه ۳ آورده شده است.

فرضیه‌ی صفر عدم وجود مدیریت سود در صورتی رد می‌شود که ضریب برآوردی متغیر دو مقدار $PART$ (b یا $\hat{\beta}$) دارای علامت مورد نظر در فرضیه صفر بوده و مقدار آن از نظر آماره‌ی در سطوح قراردادی، معنی‌دار باشد. هم‌چنان که در نمایه (۳) نیز مشاهده شد، ضریب متغیر تفکیک‌کننده‌ی دو مقدار $PART$ برای تمامی مدل‌های مورد بررسی در سطوح قراردادی ۵٪ و ۱٪ از نظر آماره‌ی معنی‌دار نیست. بنابراین با توجه به نتایج این آزمون، شواهد کافی برای رد فرضیه‌ی عدم وجود مدیریت سود در نمونه الف وجود ندارد. به هر حال؛ این نتایج نشان می‌دهد که تمام مدل‌ها از نظر خطای نوع اول قابل قبول می‌باشند.

البته با توجه به این که در مدل تورم‌زدایی شده مقدار ضریب برآوردی متغیر دو مقدار $PART$ نزدیک به صفر می‌باشد، این مدل از نظر احتمال وقوع خطای نوع اول نسبت به سایر مدل‌ها کارایی بیشتری دارد. از این نظر دو مدل جونز ۱۹۹۱ و هیلی از کارایی کمتری برخوردارند.

برای اطمینان از نرمال بودن توزیع داده‌های مورد نظر از آزمون نرمالیتی کلموگروف-اسیرنف استفاده شد که نرمال بودن توزیع ارقام تعهدی اختیاری محاسبه شده توسط نه مدل را در سطح معنی‌داری ۱٪ تایید نمودند.

برای انجام آزمون مدیریت سود با استفاده از رابطه‌ی (۱)، نخست ارقام تعهدی اختیاری (غیرعادی) محاسبه شده در هر یک از مدل‌های نه‌گانه در قالب نمونه‌های ۱۰۰۰ موردی بصورت جداگانه گروه‌بندی شد. پس از انجام این مرحله بصورت تصادفی برای نیمی از مشاهدات برای متغیر دو مقدار $PART$ ، مقدار یک و برای نیمی دیگر مقدار صفر منظور شد. و سپس برای هریک از مدل‌های مدل رگرسیون متشکل از متغیر دو مقدار $PART$ و متغیر وابسته‌ی ارقام تعهدی اختیاری اجرا شد. با توجه به تصادفی بودن فرآیند انتساب مقادیر صفر و یک به متغیر $PART$ و نیز تصادفی بودن هر یک از نمونه‌های نه‌گانه؛ انتظار می‌رود ضریب متغیر دو مقدار $PART$ در مدل رگرسیونی حاصل شده، وجود رابطه‌ی معنی‌دار را تأیید ننماید. برای انجام چنین قضاوتی از مقدار آماره t مربوط به ضریب متغیر $PART$ در مدل رگرسیونی استفاده می‌شود که از توزیع t استودنت برخوردار بوده و بر مبنای آن قابل

آزمون تجربی احتمال خطای نوع دوم.

برای انجام آزمون مدیریت سود با استفاده از نمونه ب و روش مشابه قبلی، نخست اقلام تعهدی اختیاری (غیرعادی) محاسبه شده در هر یک از مدل های نه گانه در قالب نمونه های جداگانه و برحسب یازده طبقه دستکاری (درصد دستکاری در فواصل ده درصدی از صفر درصد تا ۱۰۰٪) بود) گروه بندی شد. سپس با توجه به اقلام تعهدی قبل از دستکاری و اقلام تعهدی دستکاری شده طی ۱۰

نوبت و بر مبنای فواصل ده درصدی، در بررسی هر مدل دو گروه ۱۰۰۰ تایی از اقلام تعهدی دستکاری نشده (که مقدار متغیر PART برای آن برابر صفر بود) و اقلام تعهدی دستکاری شده (که مقدار متغیر PART برای آن برابر ۱ بود) به تفکیک درصدهای جداگانه ی دستکاری سود مورد استفاده قرار گرفت. بدین سان، مدل رگرسیونی یاد شده (در رابطه ی ۱) طی ۱۰ نوبت بر اساس درصدهای دستکاری سود، با استفاده از ۲۰۰۰ مشاهده در هر نوبت انجام شد.

نمایه ۳: نتایج حاصل از آزمون مدیریت سود در نمونه الف.

نام مدل	مدیریت سود (b)	آماره t مربوط	مقدار احتمال مربوط	نتیجه آزمون
		b به	b به	
هیملی	-0.0076	-1.51	0.131	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
دی آنجلو	0.0077	0.73	0.463	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
تعدیل شده ی دی آنجلو	-0.0051	-0.90	0.367	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
جوزن ۱۹۹۱	-0.0128	-1.07	0.285	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
دی چاو و دیگران ۱۹۹۵	0.0061	0.42	0.677	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	0.0091	0.76	0.447	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
مدل جامع دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	0.0059	0.34	0.730	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
مدل تورم زدایی شده جامع	0.0006	0.03	0.975	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.
مدل تورم زدایی شده ساده	0.0026	0.62	0.535	شواهد برای رد فرضیه عدم مدیریت سود کافی نیست.

توجه: مدیریت سود که بوسیله ضریب متغیر تفکیک کننده ی (PART)، یا b برآورد شده نشان داده شده است حاصل رگرسیون کلی متغیر مستقل PART و اقلام تعهدی اختیاری حاصل از مدل های نه گانه فوق می باشد. از آنجا که نمونه الف شامل مشاهدات شرکت سالی است که بصورت تصادفی انتخاب شده اند، متغیر دو وجهی PART در این جا بر اساس یک فرآیند تصادفی بطور برابر مقادیر صفر و یک را اختیار نموده است. براین اساس فرضیه مورد آزمون عبارت است از صفر بودن b یا ضریب متغیر PART. برای آزمون بین فرضیه از آزمون t استفاده شده است.

$$z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{j=1}^N \frac{t_j}{\sqrt{k_j / (k_j - 2)}}$$

که در آن:

t_j = آماره t شرکت j ام.

k_j = درجه آزادی آماره t شرکت j ام.

آماره Z دارای توزیع نرمال می‌باشد. این فرمول پیش از این در تحقیقات معتبر مرتبط نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

نماینده (۵) به توصیف نتایج حاصل از آزمون انجام شده برای نمونه پ می‌پردازد. در این نتایج خطای استاندارد معترف میانگین خطاهای استاندارد متغیردومقداری PART برای رگرسیون برازش شده هر شرکت موجود در نمونه پ می‌باشد. آماره t نمایان‌گر میانگین آماره‌های t مربوط به آزمون معنی‌داری ضریب رگرسیون هر شرکت موجود در نمونه پ است. فرضیه مورد آزمون عبارت است از صفر بودن b یا ضریب متغیر PART.

مقدار Z محاسبه شده برای مدل ساده‌ی دی‌چاو ۲۰۰۲، جونز ۱۹۹۵، جونز ۱۹۹۱، جامع دی‌چاو ۲۰۰۲، و مدل تورم زدایی‌شده از نظر آماری در دو سطح معنی‌داری ۵٪ و ۱٪ معنی‌دار است. در مورد مدل‌های دی‌آنجلو تعدیل‌شده، دی‌آنجلو، مقدار آماره Z شده در سطح اطمینان ۱٪ معنی‌دار نیست. آماره‌ی مدل هیلی اگرچه در سطوح قراردادی معنی‌دار است اما نسبت به مدل‌های مبتنی بر رگرسیون توان کمتری برای پیش‌بینی مدیریت سود دارد. از سوی دیگر خطای استاندارد هر مدل نیز در بررسی توان کشف هرمدل باید مورد توجه قرار گیرد.

با توجه به حضور ۱۰۰۰ مشاهده دستکاری‌شده ناشی از مدیریت سود، در این جا انتظار می‌رود ضریب متغیر دومقداری PART از نظر آماری معنی‌دار باشد. از این‌رو، این آزمون معیاری مناسب برای ارزیابی توان آزمون هر یک از مدل‌ها فراهم می‌نماید. معنی‌دار بودن مقدار ضریب PART در معادله بالا در استنتاج نهایی اهمیت ویژه‌ای دارد. خلاصه‌ی نتایج آزمون فرضیه دوم برای نمونه پ در نمایه ۴ آورده شده است.

آزمون مدل‌های مورد بررسی برای نمونه پ

برای آزمون روایی خارجی نتایج تحقیق، نمونه دیگری متشکل از ۲۹ مشاهده شرکت-سال از شرکتهایی مدارک قابل قبولی از دستکاری سود در سوابق مالی آنها وجود داشت انتخاب شد. دی‌چاو و دیگران (۱۹۹۵) و دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، یونگ (۲۰۰۰) و بیلی و تیلور (۲۰۰۷) از روشی مشابه برای این منظور استفاده نمودند.

برای آزمون فرضیه عدم مدیریت سود در نمونه پ جمعاً ۱۶۹ مورد اقلام تعهدی اختیاری مورد استفاده قرار گرفت. از این تعداد ۲۹ مورد مربوط به سال رخداد مدیریت سود و ۱۴۰ مورد به دوره برآورد تعلق داشت. با رویکردی تقریباً مشابه آزمون‌های قبلی، برای آزمون مدیریت‌عایدات، نخست اقلام تعهدی اختیاری برآورد شده و متغیر تفکیک‌کننده‌ی دومقداری (PART) برای هر شرکت؛ به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر مستقل در مدل رگرسیونی معرفی شده در رابطه (۱) زیر وارد شدند.

مقدار PART در سال‌های رخداد مدیریت سود برابر صفر و در سال‌های برآورد برابر یک تعیین شد. معنی‌دار بودن مقدار ضریب PART یا b'_i که با آماره‌ی t ضریب رگرسیون یادشده و مقدار احتمال (P-value) آن اندازه‌گیری می‌شود، معیاری از توان کشف مدیریت سود توسط هر مدل در هر شرکت ارائه می‌نماید. پس از انجام برازش رگرسیونی یادشده برای هر شرکت، برای آزمون این فرضیه که میانگین آماره‌های t برای N شرکت نمونه صفر است؛ از آماره Z که فرمول محاسبه آن بشرح زیر است، استفاده گردید:

نمایه ۵: خلاصه آزمون فرضیه‌ها*

نام مدل	آزمون فرضیه اول	آزمون فرضیه دوم (در نمونه ب)	آزمون فرضیه دوم در نمونه پ
۱ هیلی	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۲ دی آنجلو	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد می‌شود	فرضیه صفر رد می‌شود
۳ تعدیل شده دی آنجلو	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد می‌شود
۴ جونز ۱۹۹۱	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۵ دی چاو و دیگران ۱۹۹۵	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۶ دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۷ مدل جامع دی چاو و دیگران ۲۰۰۲	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۸ مدل تورم‌زدایی شده‌ی جامع	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود
۹ مدل تورم‌زدایی شده ساده	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود	فرضیه صفر رد نمی‌شود

* نتایج ارائه شده برای سطح معنی‌داری ۵٪ می‌باشد. این نتایج در مواردی با نتایج آزمون انجام‌شده در سطح معنی‌داری ۱٪ تفاوت دارد

نتیجه‌گیری

سود یکی از معیارهای مورد استفاده برای ارزیابی عملکرد مدیریت می‌باشد. ولی پدیده‌ی مدیریت سود به باور برخی باعث خدشه‌دار شدن اعتبار سود می‌گردد. از این‌رو کشف مدیریت سود یکی از دل مشغولی‌های محققان، تحلیل‌گران و دست‌اندرکاران بازارهای سرمایه‌بمعنوان استفاده‌کنندگان، و حسابرسان بعنوان گواهی‌دهندگان اعتبار صورت‌های مالی است. از آنجا که مدیریت سود بصورت مستقیم قابل مشاهده یا اندازه‌گیری نیست؛ ضرورت معرفی مدل‌هایی برای کشف مدیریت سود روشن می‌گردد. کثرت مدل‌های معرفی شده در این مورد باعث ایجاد سوآلاتی در مورد توانمندی این مدل‌ها در کشف مدیریت سود می‌شود. برای علاقمندان این خطر ممکن است وجود داشته باشد که در مورد شرکت‌هایی (نظیر انرون ۲۰۰۰) که به اعمال مدیریت سود در سطح گسترده می‌پردازند مدل‌های موجود رای به عدم اعمال مدیریت سود دهند (خطای نوع دوم)؛ و در مورد شرکت‌هایی که به مدیریت سود نپرداخته‌اند، مدل‌های موجود رای به اعمال مدیریت سود دهند (خطای نوع اول). هر دو خطا غیرقابل قبول است. بعنوان مثال خطای نوع اول می‌تواند باعث گنجاندن بند مشروط غیر

موجه در گزارش حسابرس و افزایش هزینه‌های حسابرسی برای شرکت شود. از سوی دیگر خطای نوع دوم ممکن است باعث اعتماد کورکورانه استفاده‌کنندگان به گزارش‌های تحریف‌شده از سوی مدیران و افزایش ریسک و سرمایه‌گذاران و سهامداران و احتمالاً بروز بحران‌های اجتماعی گسترده شود؛ همچنان که در مورد شرکت‌های انرون و ورودکام (سال ۲۰۰۰ و ۲۰۰۱) چنین واقعه‌ای رخ نمود. بنابراین اعتبار مدل‌های موجود برای شناسایی مدیریت سود یکی از مباحث عمده در تحقیقات مالی اخیر بوده‌است. این تحقیق به ارزیابی مدل‌های پرکاربرد کشف مدیریت سود در کشورهای پیشرفته برای محیط اقتصادی، اجتماعی، سیاسی متفاوت ایران پرداخت. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد از میان مدل‌های مورد بررسی، درکل مدل‌های مبتنی بر روش‌های برآورد رگرسیونی نسبت به سه مدل ساده^۱ هیلی، دی آنجلو و تعدیل‌شده‌ی دی آنجلو از توان بیش‌تری برای کشف مدیریت سود برخوردارند.

با توجه به عدم رد فرضیه یک، می‌توان نتیجه گرفت تمام مدل‌ها از نظر خطای نوع اول در حد مطلوبی هستند.

با توجه به رد شدن فرضیه دو، برای مدل‌های دی‌آنجلو و تعدیل‌شده دی‌آنجلو؛ می‌توان چنین نتیجه گرفت که این مدل‌ها فاقد ویژگی‌های اقتصادسنجی لازم برای استفاده در تحقیقات مدیریت سود هستند.

اگرچه اغلب مدل‌های رگرسیونی از نظر خطای نوع دوم، نسبت به مدل‌های ساده (هیلی و، دی‌آنجلو، و تعدیل‌شده دی‌آنجلو) عملکرد قابل قبول تری داشتند اما مدل جونز (۱۹۹۱) از این نظر ضعیف‌ترین، و مدل تعدیل‌شده جونز (دی‌چاو و دیگران، ۱۹۹۵) مطلوب‌ترین نتیجه را داشتند.

بنابراین بر پایه شواهد حاصل از این تحقیق می‌توان به این نتیجه رسید که استفاده از مدل‌های رگرسیونی و بطور ویژه مدل تعدیل‌شده جونز (۱۹۹۵) قابل اعتمادترین نتایج را در کشف مدیریت سود در میان مدل‌های موجود برای محیط اقتصادی، اجتماعی، و سیاسی ایران دارد. نکته جالب این‌که استفاده از متغیرهای اضافی نظیر شاخص تورم، اقلام تعهدی دوره قبل، و رشد فروش سال آتی اگرچه در تحقیق مشابه انجام شده در محیط اقتصادی متفاوت با این تحقیق (دی‌چاو و دیگران، ۲۰۰۲)، باعث افزایش توانمندی مدل یادشده گردید؛ اما در این تحقیق این‌کار تأثیرچندانی بر کمترشدن احتمال بروز دو نوع خطای مورد بررسی نداشت. به نظر می‌رسد وجود تفاوت‌هایی در محیط‌های گزارشگری و اقتصادی مورد بررسی، چنین نتیجه‌ای را به همراه داشته است.

مدل تعدیل‌شده جونز (دی‌چاو و دیگران، ۱۹۹۵) و مدل ساده دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، و مدل جامع دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) و نسخه‌ی تورمزدایی شده‌ی آن و نیز نسخه‌ی تورمزدایی‌شده‌ی مدل ساده دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) از توان قابل قبولی برای کشف مدیریت سود برخوردار بودند. به عبارتی در سطح معنی‌داری ۵٪ آزمون‌های انجام شده نتوانست شواهدی مبنی بر بروز خطای نوع اول و دوم در مدل‌های یادشده ارائه نماید.

اگرچه آزمون‌های انجام‌شده مربوط به خطای نوع اول بطور کلی عملکرد تمام مدل‌ها را قابل قبول نشان داد؛ اما اهمیت خطای نوع اول در استنتاجات مربوط به تحقیقات مدیریت سود کمتر از خطای نوع دوم است. از این‌رو، ارزیابی توان هر مدل در پرهیز از خطای نوع دوم، برای استفاده‌کنندگان از آن مدل می‌تواند سودمندی بیش‌تری داشته باشد. نتایج برخی تحقیقات قبلی (دی‌چاو و دیگران، ۱۹۹۵) بطور کلی عملکرد مدل‌های هیلی، دی‌آنجلو، و جونز (۱۹۹۱) را از نظر خطای نوع دوم در حد مطلوب نشان نداده بود. در تحقیق حاضر با توجه به آزمون انجام‌شده بر روی نمونه ب در سطح معنی‌داری ۵٪، تنها مدل دی‌آنجلو و نسخه‌ی تعدیل‌شده آن از نظر خطای نوع دوم در حد مطلوب نبودند. اما با تکرار همین آزمون‌ها در سطح معنی‌داری ۱٪، مشاهده شد تنها سه مدل تعدیل‌شده جونز (دی‌چاو و دیگران، ۱۹۹۵)، مدل ساده دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، و مدل جامع دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) از نظر خطای نوع دوم در حد قابل قبول قرار داشتند.

نتایج آزمون انجام‌شده بر روی نمونه پ، از نظر خطای نوع دوم نیز شباهت زیادی با نتایج آزمون انجام‌شده بر روی نمونه ب داشت. بر اساس این نتایج در سطح معنی‌داری ۵٪ مدل‌های دی‌آنجلو و تعدیل‌شده دی‌آنجلو از نظر خطای نوع دوم در حد قابل قبول قرار ندارند. و مدل‌های تعدیل‌شده جونز (دی‌چاو و دیگران، ۱۹۹۵) و مدل‌های ساده دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲)، جامع دی‌چاو و دیگران (۲۰۰۲) از این نظر عملکرد مناسب‌تری نسبت به بقیه‌ی مدل‌ها داشتند.

به طور مشخص یافته‌های این تحقیق به شرح زیر می‌باشند:

نمایه ۶: فهرست شرکت های نمونه الف و ب

۱	پلاستیران	۲۴	پلی اکریل ایران	۴۷	سیمان قائن	۷۰	کف
۲	فیبر ایران	۲۵	پیام	۴۸	سیمان کرمان	۷۱	کمپرسور سازی ایران
۳	ارج	۲۶	تامین ماسه ریخته گری	۴۹	سینا دارو	۷۲	کمپرسور سازی تبریز
۴	افست	۲۷	تولیدی تیم	۵۰	شو کو پارس	۷۳	گردباف یزد
۵	البرز دارو	۲۸	جام دارو	۵۱	شیشه قزوین	۷۴	لاستیک البرز
۶	ایتالران	۲۹	خاک چینی ایران	۵۲	شیشه همدان	۷۵	لاستیک سهند
۷	ایران پوپلین	۳۰	دارو رازک	۵۳	صنایع شیمیایی ایران	۷۶	لامپ پارس شهاب
۸	ایران ترانسفو	۳۱	داروسازی ابوریحان	۵۴	صنایع فلزی ایران	۷۷	لبنیات پاستوریزه پاک
۹	ایران خودرو	۳۲	داروسازی اسوه	۵۵	صنعتی بارز	۷۸	لنت ترمز ایران
۱۰	ایران مریوس	۳۳	داروسازی داملران	۵۶	فرآورده های نسوز	۷۹	لوله و ماشین سازی ایران
۱۱	ایرانیت	۳۴	داروسازی فارابی	۵۷	قطعات اتومبیل ایران	۸۰	لیفت تراک سازی سهند
۱۲	ایران تایر	۳۵	داروسازی کوثر	۵۸	قند بیستون	۸۱	محور سازان ایران خودرو
۱۳	ایران و غرب	۳۶	دشت مرغاب	۵۹	قند ثابت خراسان	۸۲	مخمل و ابریشم کاشان
۱۴	آبگینه	۳۷	روغن نباتی پارس	۶۰	قند قهستان	۸۳	مهندسی فیروزا
۱۵	آما	۳۸	ریخته گری تراکتور سازی ایران	۶۱	قند نقش جهان	۸۴	موتورزن
۱۶	بسته بندی ایران	۳۹	سایا	۶۲	قوه پارس	۸۵	نورد آلومینیوم
۱۷	بسته بندی مشهد	۴۰	سویرنگ	۶۳	کابل البرز	۸۶	نیرو محرکه
۱۸	پارس پامچال	۴۱	سولیران	۶۴	کارتن پارس	۸۷	نساجی و ریسندگی کاشان
۱۹	پارس دارو	۴۲	سیمان ارومیه	۶۵	کاشی اصفهان	۸۸	کارتن مشهد
۲۰	پارس سرام	۴۳	سیمان خزر	۶۶	کاشی نیلو	۸۹	سپنتا
۲۱	پشم شیشه ایران	۴۴	سیمان شرق	۶۷	کاشی و سرامیک سعدی	۹۰	پارس مینو
۲۲	پلاستیک شاهین	۴۵	سیمان شمال	۶۸	کالسیمین	۹۱	کارتن البرز
۲۳	پلاستیکو کار	۴۶	سیمان غرب	۶۹	کربن ایران	۹۲	نورد قطعات فولادی

نمایه ۷ : فهرست شرکت های دارای سوابق دست کاری سود- نمونه پ

ردیف	نام شرکت	سال رخداد مدیریت سود	ردیف	نام شرکت	سال رخداد مدیریت سود
۱	آبگینه	۱۳۸۳	۱۶	پلاسکو کار سایپا	۱۳۸۱
۲	ارج	۱۳۷۹	۱۷	پلاسکو کار سایپا	۱۳۸۰
۳	ارج	۱۳۷۶	۱۸	فیبرایران	۱۳۸۳
۴	ارج	۱۳۷۵	۱۹	فیبرایران	۱۳۷۶
۵	ایران مریوس	۱۳۷۹	۲۰	ریخته گری تراکتورسازی ایران	۱۳۸۱
۶	ایران مریوس	۱۳۷۸	۲۱	قطعات اتومبیل ایران	۱۳۸۰
۷	ایران مریوس	۱۳۷۷	۲۲	قطعات اتومبیل ایران	۱۳۷۹
۸	ایران پوپلین	۱۳۸۳	۲۳	قطعات اتومبیل ایران	۱۳۷۷
۹	ایران پوپلین	۱۳۸۲	۲۴	کارتن پارس	۱۳۸۰
۱۰	ایران پوپلین	۱۳۷۸	۲۵	کارتن مشهد	۱۳۸۰
۱۱	بسته بندی مشهد	۱۳۸۳	۲۶	کارتن مشهد	۱۳۷۵
۱۲	بسته بندی مشهد	۱۳۸۲	۲۷	کف	۱۳۸۳
۱۳	پارس پامچال	۱۳۸۲	۲۸	کف	۱۳۷۸
۱۴	پارس پامچال	۱۳۷۵	۲۹	محورسازان ایران خودرو	۱۳۸۲
۱۵	پارس پامچال	۱۳۸۴			

منابع و مآخذ:

۱. ابراهیمی کردلر، علی؛ حسنی آذرآرینی، الهام؛ (۱۳۸۵)، « بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه به عموم در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۵.
۲. پورحیدری، امید؛ همتی، داود؛ (۱۳۸۳)، « بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه های سیاسی، طرح های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۳۶.
۳. عابدی، مهدی؛ (۱۳۸۶)، « نقش اقلام تعهدی در پیش بینی سود و جریانهای نقدی دوره آتی »، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور.
۴. عرب مازیزدی، محمد؛ (۱۳۷۴)، « محتوای افزایش اطلاعاتی جریانهای نقدی و تعهدی »، پایان نامه دکتری، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه تهران.
۵. کرمی، غلامرضا؛ مهرانی، ساسان؛ مشایخی، بیتا؛ مهرانی، کاوه؛ (۱۳۸۴)، « نقش اقلام تعهدی در مدیریت سود در شرکتها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۲.
۶. مشایخی، بیتا؛ صفری، مریم؛ (۱۳۸۵)، « وجه نقد حاصل از عملیات و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۴، تابستان.
۷. نوروش، ایرج؛ سیاسی، سحر؛ نیکبخت، محمدرضا؛ (۱۳۸۴)، « بررسی مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران »، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره ۲۲، شماره ۲.
۸. همت فر، محمود؛ (۱۳۸۳)، « بررسی هموارسازی نسبت های مالی توسط مدیریت و آثار آن بر اطلاعات مالی ارائه شده »، رساله دکتری رشته مدیریت بازرگانی (گرایش حسابداری و مدیریت مالی)؛ دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات

9. Bayley L., S. Taylor, 2007, Identifying Earnings Management: A Financial statement analysis(Red Flag) Approach, Working Paper, University of New South Wales, Australia.
10. Beneish M.D, 1997, Detecting GAAP violations: Implications for assessing earnings management among firms with extreme financial performance, *Journal of Accounting & Public Policy*, Vol. 16, no. 3 PP: 271-309.
11. Beneish M.D, 1999, Detecting earnings manipulation, working Paper, June: 1999.
12. Burgstahler D. and I. Dichev, 1997, Earnings management to avoid earnings decreases losses, *Journal of Accounting and Economics* 24. 1997. PP 99-126.
13. Dechow P.M, D.J. Skinner, 2000, Earnings management: reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons*.
14. Dechow P.M., R.G.Sloan, A.P.Sweeney, 1995, Detecting of earnings management, *Journal of accounting review*, Vol. 70, no. 2, April 1995, PP: 193-225.
15. Dechow P.M., S.A. Richardson, I. Tuna, 2003, Why are Earnings Kinky? An Examination of the Management Explanation, *Review of Accounting Studies* 8 PP: 355-384.
16. Dechow P.M., S.P.kothari, R.L.Watts, 1998, The relation between earnings and cash flows, *Journal of Accounting and Economics* 25, 1998, PP: 133-168.
17. Dechow P.M., 1994, Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance, role of accounting accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18, PP:3-42
18. Degeorge F., Patel J. and Zeckhauser R., 1999, Earnings management to exceed thresholds. *Journal of business* 72 (1) : 1-32.
19. Healy P.M., 1985, Evidence on the effect of bonus schemes on accounting procedure and accrual decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7: 85-107.
20. Healy P.M., And J. M. Wahlen , 1999, A review of earnings management literature and its implications for standard setting, *Accounting Horizons* 13 (4)(December) P:355-363
21. Hribar P., Collins D.W , 2002, Error in estimating accruals: Implications for empirical research, *Journal of Accounting Research*. Vol. 40. No. 1. 2002. PP: 105-134
22. Ijiri Y., 2005, US Accounting standards and their environment: A dualistic study of their 75-years of transition, *Journal of Accounting and Public Policy* 24, 2005, PP: 225-279.
23. Jiraporn P., Gary A. Miller, 2006, Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective, *International Review Of Financial Analysis*, 19 October, 2006.
24. Kathari S.P, A.J. Leone, C.E. Wasley, 2005, Performance matched discretionary accruals measures, *Journal of accounting and economics* 39, 2005, PP: 163-197.
25. Kothari S.P., 2001, Capital markets research in accounting, *Journal of Accounting & Economics* 31, P.108.
26. Louis H. , 2004, Earnings management & market performance of firms, *Journal of financial economics*, 74, PP:121-148.
27. Magnan M. , C. Nadeau and D.Cormier, 1999, Earnings management during antidumping investigations: Analysis and implications. *Canadian Journal of Administrative Sciences* 16 (2) (June): 149-162.
28. Marquardt G. A. and Christine I. Wiedman, 2004, The effect of Earnings management on the value relevance of accounting information, *Journal of Business Finance and accounting*, 31 (3) & (4), 297-332.
29. McNichols D.G, J.M. Wahlen, 2004, How Earnings Numbers relate to stock returns?, *Accounting Horizons* 18, 2004, PP: 263-286.
30. McNichols M, G. P. Wilson, 1988, Evidence from the provisions for bad debts, *Journal of Accounting Research* 26 (Supplement) PP: 1-31.
31. McNinhols M. F, 2000, Research Design issues in earnings management studies, *Journal of accounting and Public Policy*. 19. PP: 313-345.
32. Rangan S., 1998, Earnings Management and the performance of seasoned equity offerings, *Journal of financial Economics*, Vol. 50. PP. 101-122.
33. Roychowdury S., 2000, Earnings management through real activities manipulation, *Journal of Accounting and Economics* 42, PP 335-370.
34. Schipper K., 1989, Commentary on earnings management, *Accounting Horizons* 3, P. 92.
35. Yong S., 1999, Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modeling procedures, *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(7)&(8).
36. Yoon s., G.Miller, 2002, Cash from operations and earnings management in Korea, *International Journal of accounting*, 37, 2002, PP:395-412.
37. Yoon s., G.Miller, P. Jiraporn, 2006, Earnings management vehicles of Korean firms, *Journal of International Financial management and accounting*, PP:2-17.