

معکوس شدن شوک‌های تعهدی و نرخ تبدیل آنها به جریان‌های نقدی

آرش قربانی*

چکیده

هدف مقاله حاضر اندازه‌گیری نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی آتی است. در این تحقیق، نرخ تبدیل محاسبه شده به عنوان یک معیار جدید کیفیت سود مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای انجام این تحقیق از نمونه‌ای شامل ۳۰۱۴ مشاهده از ۲۰۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. شواهد تحقیق با استفاده از طیف متنوعی از مدل‌های رگرسیونی، شامل مدل‌های میانگین متحرک و مدل‌های چندمتغیره بدست آمده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که در ۷۶ درصد شرکت‌های نمونه، تمام شوک‌های تعهدی بلافاصله در دوره بعد معکوس می‌شود. شواهد تحقیق همچنین نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی که شوک‌های تعهدی از الگوی معکوس شدن کامل در دوره آتی پیروی می‌کنند، از هر هزار ریال شوک تعهدی تقریباً ۴۱۳ ریال در دوره بعد به جریان نقد عملیاتی تبدیل می‌شود. بررسی‌های دیگر تحقیق نشان می‌دهد که نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی با انحراف معیار خطای برآورد ارقام تعهدی یک همبستگی معکوس دارد. به طور کلی، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های تعهدی یک منبع اطلاعاتی اضافی در خصوص جریان‌های نقد عملیاتی دوره آتی است.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های تعهدی، جریان‌های نقد عملیاتی، کیفیت سود.

مقدمه

در چارچوب سیستم حسابداری تعهدی، هنگامی که جریان‌های نقدی بعد یا قبل از شناسایی درآمدها و هزینه‌ها رخ می‌دهد، اقلام تعهدی به منظور پیش‌بینی وجوهی که باید در آینده دریافت یا پرداخت شود، ایجاد می‌شود. بر این اساس، اقلام تعهدی یک پیش‌بینی و برآورد از جریان‌های نقد عملیاتی تحقق‌نیافته است (دیچاو و دیچف^۱، ۲۰۰۲؛ دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰). ویژگی دیگر اقلام تعهدی این است که اقلام تعهدی به صورت مکانیکی در دوره‌های آینده معکوس^۲ می‌شود. منظور از معکوس شدن این است که اقلام تعهدی، به دلیل ماهیت آن، در دوره‌های آینده یا به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شود یا از حساب‌ها حذف می‌گردد (بابر^۳ و همکاران، ۲۰۱۱؛ دیچاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ و بلومفید^۴ و همکاران، ۲۰۱۷). در مطالعات پیشین فرض می‌شود که نرخ تبدیل اقلام تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی برابر یک است (برای نمونه، دیچاو و دیچف، ۲۰۰۲). به بیان دیگر، انتظار می‌رود یک ریال اقلام تعهدی به یک ریال جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل شود. با این وجود، پیش‌بینی به کار رفته در تخمین اقلام تعهدی ممکن است به دلایل مختلف دارای خطا باشد. خطای برآورد اقلام تعهدی می‌تواند به دلیل خطاهای تصادفی، خطاهای سیستماتیک یا خطاهای عامدانه ایجاد شود (نیکلاف^۵، ۲۰۱۸). در نتیجه، به دلیل وجود خطای احتمالی در برآورد اقلام تعهدی، که همچون یک اختلال^۶ عمل می‌کند، نرخ تبدیل اقلام تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی آتی برابر یک نخواهد بود (بلومفید و همکاران، ۲۰۱۷).

هدف تحقیق حاضر، ارائه و بررسی یک رویکرد جدید برای ارزیابی کیفیت سود است که توسط بلومفید و همکاران (۲۰۱۷) ارائه شده است. در بسیاری از مطالعات تجربی، ویژگی‌های توزیع باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی (برای مثال، میانگین و انحراف باقی‌مانده‌ها) به عنوان معیار کیفیت سود مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از مشکلات این معیارهای کیفیت سود، که به تفصیل در ادبیات مورد بحث قرار گرفته است، حساسیت آنها به تلاطم عملکرد و شوک‌های وارده به فروش، سود یا جریان‌های نقدی است (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰). این مساله می‌تواند باعث افزایش خطاهای نوع اول و دوم گردد. برای مثال، دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) همبستگی مثبتی بین انحراف معیار باقی‌مانده‌های مدل پیشنهادی خود با انحراف معیار سود و انحراف معیار فروش مشاهده کردند و نتیجه گرفتند که هر چقدر تلاطم عملیات بیشتر

باشد، خطای تخمین موجود در ارقام تعهدی بالاتر و کیفیت سود پایین‌تر خواهد بود. با این وجود، همچنان که مک‌نیکولز (۲۰۰۲: ۶۴) اشاره می‌کند، این همبستگی مثبت ممکن است به صورت مکانیکی ایجاد شود، زیرا شرکت‌هایی که ارقام تعهدی آنها به واسطه نوع فعالیت‌شان نوسان‌های بیشتری دارد، انحراف معیار باقی‌مانده‌های بیشتری دارند و در نتیجه، به صورت مکانیکی کیفیت سود پایین‌تری، طبق این رویکرد، خواهند داشت. حساسیت معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی به تلاطم عملیات (نظیر تلاطم فروش، سود و جریان‌های نقد عملیاتی)، انگیزه این تحقیق برای ارائه یک معیار کیفیت سود جایگزین است. در این رویکرد بررسی می‌شود که شوک‌های ارقام تعهدی کوتاه‌مدت^۷ (که در نتیجه تلاطم در متغیرهای عملکرد شرکت ایجاد می‌شود) با چه نرخ‌هایی به جریان‌های نقد عملیاتی آتی تبدیل می‌شود. طبق این رویکرد، هرچه نرخ تبدیل شوک‌های ارقام تعهدی کوتاه‌مدت به جریان‌های نقد عملیاتی آتی بالاتر باشد، کیفیت سود بالاتر است. منظور از ارقام تعهدی کوتاه‌مدت، ارقام تعهدی سرمایه در گردش است. در مقایسه با ارقام تعهدی غیرجاری، ارقام تعهدی سرمایه در گردش با سرعت بیشتری معکوس می‌شوند و این ویژگی، ردگیری تبدیل آن‌ها به جریان‌های نقد عملیاتی را آسان‌تر می‌کند (دیچاو و دیچف، ۲۰۰۲). همچنین، منظور از شوک‌های ارقام تعهدی (که از این به بعد، شوک‌های تعهدی خوانده می‌شود)، جزء تصادفی ارقام تعهدی سرمایه در گردش هر دوره است. سرمایه در گردش به دلیل جذب شوک‌های تصادفی وارده بر متغیرهایی مانند عرضه و تقاضای محصول، جریان‌های نقد عملیاتی و سود یک متغیر تصادفی^۸ است (برای نمونه نگاه کنید به بال^۹، ۲۰۱۳، آلن^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۳؛ بانکر^{۱۱} و همکاران، ۲۰۱۵؛ دیچاو، ۱۹۹۴؛ کوتاری^{۱۲} و همکاران، ۲۰۰۵). از این رو، به دلیل وجود یک جزء تصادفی در تغییرات سرمایه در گردش، که در نتیجه جذب شوک‌های تصادفی متغیرهای یادشده ایجاد می‌شود، بخشی از ارقام تعهدی سرمایه در گردش تصادفی است که آن را به عنوان شوک‌های تعهدی تعریف می‌کنیم. شوک‌های تعهدی همچنین اثر خطای برآورد ارقام تعهدی را نیز در خود منعکس می‌کند (بلومفید و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین، به طور خلاصه، شوک‌های تعهدی شامل هر انحراف ارقام تعهدی از ارقام تعهدی مورد انتظار است که در نتیجه تغییرات تصادفی سرمایه در گردش و خطای برآورد ارقام تعهدی ایجاد می‌شود.

شوک‌های تعهدی مانند سایر ارقام تعهدی باید در سال‌های آینده معکوس و یا به جریان‌های نقدی تبدیل شود یا حذف گردد. بر این اساس، این پرسش‌ها در تحقیق حاضر

مورد بررسی قرار می‌گیرد که اولاً در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شوک‌های تعهدی هر دوره با چه سرعتی در آینده معکوس می‌شود و ثانياً، به طور میانگین، چه نرخ از این شوک‌های تعهدی در آینده به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شود. بررسی نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی هر دوره به جریان‌های نقد عملیاتی آتی، به جای مطالعه نرخ تبدیل کل ارقام تعهدی سرمایه در گردش هر دوره، باعث کاهش مشکل «خطا در متغیر مستقل»^{۱۳} می‌شود و کیفیت تحقیق را افزایش می‌دهد. این خطا در متغیر مستقل (یعنی ارقام تعهدی) در نتیجه فرایند طبیعی معکوس شدن ارقام تعهدی ایجاد می‌شود. در نتیجه این فرایند معکوس شدن، سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش هر دوره علاوه بر آنکه شامل شوک‌های تعهدی جدید است، شامل شوک‌های تعهدی دوره‌های قبل، که در دوره جاری معکوس می‌شوند، نیز خواهد بود (آلن و همکاران، ۲۰۱۳). معکوس شدن شوک‌های تعهدی دوره‌های قبل در ارقام تعهدی دوره جاری باعث مختل شدن رابطه صریح ارقام تعهدی هر دوره و جریان‌های نقد عملیاتی دوره‌های بعد می‌شود (برای توضیح بیشتر به مثال ارائه شده در پیوست الف رجوع شود). بر این اساس، در تحقیق حاضر، مطابق بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷)، از یک مدل تعهدی تصادفی^{۱۴} برای اندازه‌گیری شوک‌های تعهدی هر دوره استفاده می‌شود. مدل تصادفی مورد استفاده، یک مدل میانگین متحرک^{۱۵} است که معکوس شدن شوک‌های تصادفی دوره‌های قبل را نیز در برآورد ارقام تعهدی مورد انتظار دوره جاری لحاظ می‌کند و به این لحاظ، دارای یک جزء تصادفی است. این مدل، این امکان را می‌دهد تا شوک‌های تعهدی دوره جاری از شوک‌های تعهدی دوره‌های قبل که در سال جاری معکوس می‌شوند، جداسازی شوند و بنابراین با کیفیت بالاتری بتوان نرخ تبدیل آنها به جریان‌های نقد عملیاتی آتی را اندازه گرفت. این رویکرد، به لحاظ نظری، می‌تواند باعث کاهش مشکل شناخته شده «خطا در متغیر مستقل» شود.

مطالعه حاضر، افزوده‌هایی برای مطالعات داخلی دارد. نخست، این بررسی به این مساله می‌پردازد که شوک‌های تعهدی به طور میانگین با چه سرعتی معکوس می‌شوند. آیا بخش عمده‌ای از شوک‌های تعهدی بلافاصله در سال مالی بعد معکوس می‌شوند یا معکوس شدن شوک‌های تعهدی بیش از یک دوره به طول می‌انجامد. طبق بررسی به عمل آمده، هیچ یک از مطالعات داخلی سرعت معکوس شدن شوک‌های تعهدی را مورد بررسی قرار نداده

است. دوم، این بررسی نشان می‌دهد که آیا شوک‌های تعهدی دارای اطلاعاتی اضافی برای پیش‌بینی عملکرد آتی هستند، یا صرفاً یک اختلال تصادفی‌اند. در بسیاری از مطالعات قبلی (نظیر جونز^{۱۶}، ۱۹۹۱)، ارقام تعهدی سرمایه در گردش مورد انتظار/غیراختیاری بر اساس برخی متغیرهای معرف سطح عملیات (مانند تغییر فروش) برآورد می‌شود و هرگونه شوک‌های تعهدی که توسط متغیرهای یاد شده قابل توضیح نباشد، به عنوان ارقام تعهدی اختیاری تعریف می‌گردد. در چنین رویکردی، شوک‌های تعهدی به عنوان یک اختلال قلمداد می‌شود که فاقد اطلاعات اضافی در خصوص عملکرد آتی است (بلومفیلد و همکاران، ۲۰۱۷). با این وجود، تغییر تصادفی رویه‌های مدیریت سرمایه در گردش می‌تواند به صورت مستقل از متغیرهایی مانند رشد فروش و غیره باعث تغییر ارقام تعهدی کوتاه مدت شود (آلن و همکاران، ۲۰۱۳). برای مثال، در صورتی که مدیر به دلیل جذب بیشتر مشتریان در یک دوره اعطای فروش‌های نسبه را افزایش دهد، سطح ارقام تعهدی، مستقل از رشد فروش دوره جاری، افزایش خواهد یافت. از آنجا که شوک تعهدی ناشی از این تغییر در خطی مشی فروش‌های اعتباری می‌تواند در آینده، معکوس و به جریان‌های نقد عملیاتی بدل شود، طبقه‌بندی آن به عنوان اختلال نادرست است. شواهد تجربی، مانند سویرامانیام (۱۹۹۶) از این نتیجه‌گیری که شوک‌های تعهدی یک اختلال تصادفی نیستند، حمایت می‌کند. سوم، این بررسی نشان می‌دهد که آیا در شرکت‌های نمونه تحقیق، به طور میانگین، نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی نزدیک به یک است یا خیر. چهارم، تحقیق حاضر بررسی می‌کند آیا بین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی (به عنوان یک معیار کیفیت سود) و معیارهای کیفیت سود مبتنی بر مدل دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) و مدل جونز (۱۹۹۱) همپوشانی وجود دارد یا خیر.

پیشینه

در مطالعات تجربی، سنجه‌های^{۱۷} مختلفی برای اندازه‌گیری کیفیت سود پیشنهاد شده است. دیچاو و همکاران (۲۰۱۰)، این سنجه‌ها را در سه گروه کلی تقسیم می‌کنند: (۱) سنجه‌های مبتنی بر ویژگی‌های سود (مانند پایداری سود و ارقام تعهدی، هموارسازی سود، میانگین قدر مطلق ارقام تعهدی، باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی و غیره)، (۲) سنجه‌های مبتنی بر واکنش سرمایه‌گذاران به سود (برای مثال، مطالعاتی که از ضریب پاسخ سود استفاده

می‌کنند) و (۳) سنجه‌های مبتنی بر شواهد واقعی از دستکاری سود (برای مثال، مطالعاتی که شواهد گزارش شده از قلب واقعی شرکت‌ها را به عنوان معیار کیفیت سود استفاده می‌کنند). در مطالعات داخلی، حصارزاده و همکاران (۱۳۹۵)، حق‌الزحمه حسابرس را نیز به عنوان معیار دیگری از کیفیت سود مطرح می‌کنند، زیرا حق‌الزحمه می‌تواند اطلاعاتی در خصوص دامنه، کیفیت رسیدگی و بزرگی حسابرس فراهم آورد.

سنجه‌های کیفیت سود که مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی هستند یکی از پر استفاده‌ترین معیارهای ارزیابی کیفیت سود در مطالعات تجربی هستند (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰). در این دست مطالعات، اقلام تعهدی به دو گروه اقلام تعهدی عادی و غیرعادی تقسیم شود. اقلام تعهدی عادی منعکس‌کننده عملکرد بنیادین شرکت هستند در حالی که اقلام تعهدی غیرعادی به عنوان یک اختلال و خطا در عملکرد قلمداد می‌شوند (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰). تحقیقاتی که از مدل تعهدی جونز (۱۹۹۱) استفاده می‌کنند، اقلام تعهدی عادی را بر اساس متغیرهایی مانند رشد فروش و رشد ناخالص دارایی‌های ثابت برآورد می‌کنند و باقی‌مانده اقلام تعهدی را به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی، که فرض می‌شود در نتیجه دستکاری عامدانه سود ایجاد شده‌اند، تعریف می‌کنند. در این تحقیقات، میانگین قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی به عنوان معیار کیفیت سود تعریف می‌شود. هر چه میانگین اقلام تعهدی غیرعادی بدون علامت بزرگتر باشد، کیفیت سود پایین‌تر است. طیف دیگری از مطالعات از مدل دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) برای اندازه‌گیری کیفیت سود استفاده می‌کنند. دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) به این مساله توجه می‌کنند که اقلام تعهدی حتی در غیاب دستکاری عامدانه سود ممکن است دارای خطاهای تصادفی غیرعامدانه‌ای باشد، که آن را به عنوان خطای برآورد اقلام تعهدی تعریف می‌کنند. مطابق دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، اقلام تعهدی به لحاظ ماهیت یک پیش‌بینی و برآورد از جریان‌های نقدی تحقق‌نیافته است. هر پیش‌بینی به لحاظ ماهیت می‌تواند دارای خطای تصادفی باشد. خطاهای تصادفی در برآورد اقلام تعهدی می‌تواند در نتیجه اشتباهاتی مانند برآورد نادرست از اعتبار یک مشتری جدید یا برآورد نادرست قیمت فروش آتی کالای در جریان ساخت ایجاد شود (ریچاردسون^{۱۸} و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۴۱). دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، و در مطالعات داخلی، دستگیر، خدادادی و رستگار (۱۳۸۹)، شواهدی ارائه می‌دهند که خطای تصادفی برآورد اقلام

تعهدی با ویژگی‌های شرکت مانند پیچیدگی صنعت، پراکندگی جغرافیایی، اندازه شرکت، تلاطم عملیات و طولانی بودن چرخه عملیات شرکت همبستگی دارد. به طور مشخص، این مطالعات نشان می‌دهند که، برای نمونه، یک همبستگی منفی بین انحراف معیار خطای تصادفی و اندازه شرکت وجود دارد. در تایید این یافته، استدلال می‌شود که در شرکت‌های بزرگ، به دلیل ثبات و قابلیت پیش‌بینی بالای عملیات، احتمالاً خطای کمتری در برآورد ارقام تعهدی رخ خواهد داد. همچنین، استدلال می‌شود که اگر نوسان‌های عملیات (که با انحراف معیار سود و فروش اندازه‌گیری می‌شود) بیشتر باشد، خطای برآورد ارقام تعهدی افزایش می‌یابد. مدلی که دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) برای اندازه‌گیری خطای برآورد ارقام تعهدی پیشنهاد می‌دهند، بسیار نوآورانه است. در این مدل، فرض می‌شود که ارقام تعهدی برابر با جریان‌های نقد عملیاتی مربوطه بعلاوه خطای برآورد این جریان‌های نقدی است. بر این اساس، ارقام تعهدی مورد انتظار بر اساس جریان‌های نقد عملیاتی دوره قبل، دوره جاری و دوره آینده برآورد می‌شود و باقی‌مانده‌های مدل به عنوان خطای برآورد ارقام تعهدی تعریف می‌شود. انحراف معیار باقی‌مانده‌های این مدل پیشنهادی به عنوان معیاری برای کیفیت سود ارائه می‌شود. هر چقدر انحراف معیار باقی‌مانده‌ها بیشتر باشد به معنی کیفیت سود پایین‌تر است.

به رغم استفاده گسترده از مدل جونز و مدل دیچاو و دیچف، برخی از مشکلات نظری تصریح این مدل‌ها، که ویژگی‌های توزیع باقی‌مانده‌های آنها به عنوان معیار کیفیت سود مورد استفاده قرار می‌گیرد، توسط مک نیکولز^{۱۹} (۲۰۰۰ و ۲۰۰۲) مورد بررسی قرار گرفته است. برای مثال، در مدل جونز فرض می‌شود که عامل تغییر در ارقام تعهدی عادی کوتاه‌مدت تنها تغییر فروش دوره جاری است. در نتیجه، در این مدل تاثیر شوک‌های فروش دوره قبل و دوره بعد بر سطح ارقام تعهدی عادی کنترل نمی‌شود (مک نیکولز، ۲۰۰۰: ۳۲۰-۳۲۱). برای نمونه، مدیر ممکن است با پیش‌بینی افزایش فروش دوره آتی، میزان موجودی‌ها را در دوره جاری افزایش دهد. در این حالت، مدل جونز به طور سیستماتیک و به اشتباه این افزایش در ارقام تعهدی (شوک تعهدی) را به عنوان ارقام تعهدی غیرعادی لحاظ می‌کند. این مساله می‌تواند باعث افزایش احتمال خطای نوع اول شود. از سوی دیگر، یک مشکل مدل دیچاو و دیچف این است که خلاف تصریح نظری مدل، جریان‌های نقدی ممکن است در دوره‌های متعددی تحقق یابد و نه یک دوره قبل یا

بعد و لذا این مساله می‌تواند باعث ایجاد مشکل خطا در متغیر مستقل شود. همچنین، به دلیل حضور جریان‌های نقد عملیاتی هم دوره با ارقام تعهدی در سمت متغیرهای توضیحی، این مدل می‌تواند دارای مشکل همزمانی باشد، به ویژه زمانی که از رویکرد جریان‌های نقدی برای محاسبه ارقام تعهدی استفاده شود (مک نیکولز، ۲۰۰۲: ۶۲-۶۳).

مساله دیگری که به تفصیل در ادبیات در ارتباط با معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی مورد بحث قرار گرفته است، وجود همبستگی بین خطای اندازه‌گیری در باقی‌مانده‌ها و معیارهای عملکرد شرکت است (برای نمونه نگاه کنید به دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ مک‌نیکولز، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۲؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵؛ هریبار و نیکولز^{۲۰}، ۲۰۰۷؛ قربانی و عباس‌زاده، ۱۳۹۷). در صورتی که خطای اندازه‌گیری باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی با عملکرد شرکت همبسته باشد، آنگاه معیارهای کیفیت سود مبتنی بر آن‌ها نیز با عملکرد شرکت همبستگی خواهد داشت. برای مثال، همچنان که پیشتر اشاره شد، دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) یک همبستگی مثبت بین انحراف معیار باقی‌مانده‌های مدل پیشنهادی خود با انحراف معیار سود مشاهده می‌کنند و نتیجه می‌گیرند که با افزایش تلاطم در عملیات شرکت، احتمال افزایش خطای حسابداری در هنگام تخمین ارقام تعهدی بالاتر می‌رود. با این وجود، مک‌نیکولز (۲۰۰۲: ۶۴) استدلال می‌کند که این همبستگی مثبت مشاهده شده ممکن است به صورت مکانیکی ایجاد شود، زیرا شرکت‌هایی که ارقام تعهدی‌شان به دلیل تلاطم عملکرد نوسان‌های بیشتری دارد، انحراف معیار باقی‌مانده‌های بیشتری دارند و در نتیجه، به صورت مکانیکی کیفیت سود پایین‌تری، طبق این رویکرد، خواهند داشت. همچنین، هریبار و نیکولز (۲۰۰۷) شواهدی ارائه می‌دهند که حساسیت معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی به واریانس باقی‌مانده‌ها می‌تواند نتایج تحقیق را تحت تاثیر قرار دهد و خطای نوع اول تحقیق را افزایش دهد. (یعنی، برای مثال، شرکت‌هایی که کیفیت سود بالایی دارند را در گروه کیفیت سود پایین طبقه‌بندی کند).

معیارهای کیفیت سود مبتنی بر مدل‌های تعهدی همچنین نسبت به شوک‌های تصادفی که در ارقام تعهدی ایجاد می‌شود حساس هستند (یانگ^{۲۱}، ۱۹۹۹؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵؛ دوپاچ^{۲۲} و همکاران، ۲۰۱۲). اگر ارقام تعهدی را به ارقام تعهدی کوتاه‌مدت محدود کنیم، شوک‌های تعهدی به دلایل مختلفی ایجاد می‌شوند. یک عامل

اساسی در ایجاد شوک‌های تعهدی، شوک‌های وارده بر جریان‌های نقد عملیاتی است. مطابق دیچاو (۱۹۹۹)، جریان‌های نقد عملیاتی به دلیل شرایط متلاطم محیط تجاری که در نتیجه رقابت و چرخه‌های تجاری ایجاد می‌شود ممکن است دارای نوسان‌های تصادفی غیرمنتظره باشد. اقلام تعهدی، به دلیل ماهیت کارکردی آن در حسابداری، به صورت مکانیکی این نوسان‌های تصادفی جریان‌های نقد عملیاتی را در خود جذب می‌کند (یانگ، ۱۹۹۹؛ نیکلاف، ۲۰۱۸). عامل دیگر در ایجاد شوک‌های تعهدی، تغییر تصادفی سیاست مدیریت سرمایه در گردش است (آلن و همکاران، ۲۰۱۳). برای مثال، بانکر و همکاران (۲۰۱۵) شواهدی ارائه می‌دهند که وقتی فروش کاهش می‌یابد، مدیر ممکن است با تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، فروش‌های نسیه را افزایش دهد تا از کاهش بیشتر فروش جلوگیری کند یا به منظور بقا و دسترسی به وجه نقد، پرداخت بدهی‌های خرید را به تاخیر بیاورد. در مطالعات داخلی، خانی و صادقی (۱۳۹۲) شواهدی از نوسانات موقت سرمایه در گردش ارائه می‌دهند. همچنین، بادآور نهندی و محرومی (۱۳۹۶) شواهدی ارائه می‌دهند که نوسان‌های بازده سهام که نشانه‌ای از عدم اطمینان محیطی است بر میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و متعاقباً بر سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش موثر است. عامل دیگری که در ایجاد شوک‌های تعهدی موثر است، شوک‌های وارده بر سود است (یانگ، ۱۹۹۹). سود حسابداری برابر است با جمع اقلام تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی. در صورتی که سود حسابداری در یک دوره به صورت غیرمنتظره دچار یک افزایش/کاهش عمده شود، اقلام تعهدی نیز متعاقباً دارای شوک خواهد شد (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). محافظه‌کاری شرطی و رخدادهایی مانند حمام بزرگ که باعث ایجاد اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره در یک دوره می‌شوند می‌توانند باعث ایجاد شوک در اقلام تعهدی شوند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۶؛ بال و شیواکمار^۳، ۲۰۰۶)

حساسیت معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی به تلاطم عملیات و شوک‌های تعهدی سبب شده است که برخی محققین معیارهای جایگزینی را برای ارزیابی کیفیت سود پیشنهاد دهند. برای مثال، نیکلاف (۲۰۱۸) یک رویکرد غیررگرسیون را برای اندازه‌گیری کیفیت سود پیشنهاد می‌دهد که نتایج سازگارتری در مقایسه با رویکردهای رگرسیونی متعارف فراهم می‌آورد. مطابق نیکلاف (۲۰۱۸)، اقلام

تعهدی یا در نتیجه به کارگیری آن برای حذف خطای زمان‌بندی جریان‌های نقد عملیاتی ایجاد می‌شود یا در نتیجه خطای حسابداری در برآورد ارقام تعهدی. این محقق، بر اساس این فرض پایه، و فرض معکوس شدن هر دو جزء ارقام تعهدی، رویکردی نوین را برای تفکیک بهتر خطای برآورد ارقام تعهدی پیشنهاد می‌دهد. در مطالعه‌ای دیگر، بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷)، نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی را به عنوان معیار کیفیت سود پیشنهاد می‌دهند و استدلال می‌کنند که این معیار کیفیت سود مانند معیارهای کیفیت سود مبتنی بر مدل جونز و مدل دیچاو و دیچف نسبت به واریانس باقی‌مانده‌ها حساس نیست. این تحقیق شواهدی ارائه می‌دهد که اولاً شوک‌های تعهدی در سال‌های آینده معکوس می‌شوند و ثانیاً، این شوک‌های تعهدی دارای اطلاعات اضافی در خصوص عملکرد آتی هستند. شواهد تحقیق یاد شده همچنین نشان می‌دهد که به طور میانگین، در شرکت‌هایی که شوک‌های تعهدی ظرف یک سال معکوس می‌شود، نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی آتی برابر نود و شش صدم است، که تا حدود زیادی به یک نزدیک است.

پرسش‌ها

مطالعه حاضر، یک مطالعه اکتشافی است. پرسش اول تحقیق حاضر این است که شوک‌های تعهدی با چه سرعتی معکوس می‌شوند. آیا شوک‌های تعهدی بلافاصله در سال بعد معکوس می‌شوند یا معکوس شدن آنها چند دوره به طول می‌انجامد. پرسش دیگر تحقیق حاضر این است که آیا شوک‌های تعهدی دارای اطلاعات اضافی در خصوص عملکرد آتی هستند یا صرفاً یک اختلال هستند. در این رابطه، مطالعه حاضر این پرسش را مورد پژوهش قرار می‌دهد که شوک‌های تعهدی با چه نرخ‌ی در آینده به جریان‌های نقدی تبدیل می‌شود. دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) فرض می‌کنند که به طور میانگین، یک ریال ارقام تعهدی به یک ریال جریان‌های نقدی تبدیل می‌شود (یعنی نرخ تبدیل ارقام تعهدی برابر یک است). با این وجود، می‌توان دلایلی را برشمرد که نرخ تبدیل احتمالاً یک نخواهد بود. خطای برآورد ارقام تعهدی، که می‌تواند در اثر عوامل متفاوتی ایجاد شود، باعث انحراف نرخ تبدیل از یک خواهد شد. در ادامه، تاثیر خطای برآورد بر نرخ تبدیل ارقام تعهدی مورد بحث قرار می‌گیرد.

خطای برآورد ارقام تعهدی می‌تواند در نتیجه خطاهای تصادفی، خطاهای عامدانه و خطاهای سیستماتیک ایجاد شود. خطای تصادفی ارقام تعهدی به دلیل ویژگی‌هایی مانند طولانی بودن چرخه عملیات یا پیچیدگی صنعت و به صورت غیرعامدانه ایجاد می‌شود (دیچاو و دیچف، ۲۰۰۲؛ ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵). خطای سیستماتیک در برآورد ارقام تعهدی در نتیجه یک حسابداری محافظه کارانه یا تهاجمی ایجاد می‌شود. برای مثال، یک رویکرد حسابداری که به صورت سیستماتیک محافظه کارانه است، به دلیل آن که به برآورد کمتر از واقع ارقام تعهدی گرایش دارد (مثلاً ذخیره بسیار بالایی برای مطالبات مشکوک الوصول در نظر می‌گیرد)، جریان‌های نقد عملیاتی آتی را به طور سیستماتیک کمتر از واقع برآورد می‌کند. در مقابل، یک رویکرد حسابداری تهاجمی، که به طور سیستماتیک ارقام تعهدی را بیش‌تر از واقع برآورد می‌کند (مثلاً ذخیره بسیار کمی برای مطالبات مشکوک الوصول در نظر می‌گیرد)، باعث می‌شود که برآورد ارقام تعهدی از جریان‌های نقد عملیاتی آتی دارای خطا و بیش‌نمایی باشد (بلومفیلد و همکاران، ۲۰۱۷). از سوی دیگر، خطاهای عامدانه در برآورد ارقام تعهدی، به دلیل دستکاری سود از طریق ارقام تعهدی ایجاد می‌شود که مطالعات تجربی شواهد مختلفی برای آن ارائه می‌دهند (برای نمونه نگاه کنید به هیلی^{۲۴}، ۱۹۸۵؛ جونز، ۱۹۹۱؛ هیلی و والن^{۲۵}، ۱۹۹۹).

تحلیل تاثیر خطاهای مختلف (تصادفی، سیستماتیک و عامدانه) بر نرخ تبدیل ارقام تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی آتی می‌تواند نشان دهد که یک نرخ تبدیل کوچکتر از یک و متمایل به صفر نشان‌دهنده کیفیت سود پایین‌تر است (بلومفیلد و همکاران، ۲۰۱۷). میانگین خطاهای تصادفی، بنابه ماهیت تصادفی آن، صفر است (مثلاً در یک دوره ارقام تعهدی چند ریال بیشتر و در دوره یا دوره‌های بعد چند ریال کمتر از واقع برآورد می‌شود که در مجموع و در بلندمدت یکدیگر را خنثی می‌کنند). با این وجود، به رغم این میانگین صفر، و از آنجا که برای محاسبه نرخ تبدیل در این تحقیق از روش رگرسیون استفاده می‌شود، خطاهای تصادفی، به لحاظ اقتصادسنجی، باعث افزایش «خطا در متغیر مستقل» می‌شود، که نتیجتاً سبب می‌شود نرخ تبدیل مشاهده شده ارقام تعهدی کمتر از یک باشد. خطاهای عامدانه ناشی از دستکاری سود نیز باعث کاهش نرخ تبدیل خواهند شد، زیرا مدیریت سود باعث می‌شود که ارقام تعهدی دارای جزئی باشد که رابطه صریحی با

جریان‌های نقد عملیاتی ندارد. به شکلی مشابه، یک رویکرد حسابداری تهاجمی، که همواره ارقام تعهدی را بیشتر از واقع برآورد می‌کند، به یک نرخ تبدیل کمتر از یک منجر خواهد شد. بنابراین، همچنان که تحلیل فوق نشان می‌دهد، خطاهایی که کیفیت ارقام تعهدی و دقت اندازه‌گیری سود را کاهش می‌دهند، باعث کاهش هر چه بیشتر نرخ تبدیل (و گرایش آن از یک به صفر) می‌شوند. تنها خطایی که باعث افزایش نرخ تبدیل می‌شود، خطای سیستماتیکی است که در نتیجه یک رویکرد حسابداری محافظه‌کارانه ایجاد می‌شود. حسابداری محافظه‌کارانه، که در ادبیات حسابداری به عنوان معیاری از کیفیت حسابداری و کیفیت سود بالاتر شناخته می‌شود (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰: ۳۶۴)، به دلیل آن که به برآورد کمتر از واقع ارقام تعهدی تمایل دارد، می‌تواند به یک نرخ تبدیل بزرگتر از یک منجر شود. بر این اساس، قاعده کلی این است که یک نرخ تبدیل نزدیک به یک با بالاتر به معنی کیفیت سود بالاتر و یک نرخ تبدیل متمایل به صفر به معنی کیفیت سود پایین‌تر است (بلومفیلد و همکاران، ۲۰۱۷).

در مطالعات قبلی، حصارزاده و همکاران (۱۳۹۵) شواهدی ارائه می‌دهند که بین معیارهای متداول کیفیت سود همبستگی و همپوشانی وجود دارد. از این رو، پرسش دیگری که در تحقیق حاضر مورد بررسی قرار می‌گیرد این است که آیا بین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی، که بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷)، به عنوان یک معیار کیفیت سود ارائه می‌دهند، و معیارهای متداول کیفیت سود که مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی هستند، همپوشانی وجود دارد یا خیر. به لحاظ نظری می‌توان انتظار داشت که بین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی و معیار کیفیت سود دیچاو و دیچف یک همبستگی معنی‌دار وجود داشته باشد، زیرا خطای برآورد ارقام تعهدی، که باعث کاهش کیفیت سود می‌شود، یک اختلال در ارقام تعهدی است که رابطه ارقام تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی را مختل می‌کند و باعث کاهش نرخ تبدیل می‌شود (بلومفیلد و همکاران، ۲۰۱۷). بنابر این انتظار می‌رود یک همبستگی معکوس بین انحراف معیار خطای برآوردی، که طبق مدل دیچاو و دیچف برآورد می‌شود، و نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی وجود داشته باشد. از سوی دیگر می‌توان انتظار داشت که یک همبستگی معکوس بین قدرمطلق باقی‌مانده‌های مدل جونز و نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی وجود داشته باشد، با این وجود این همبستگی به دلیلی که در

ادامه ذکر می‌شود تضعیف و محو می‌گردد. اقلام تعهدی اختیاری می‌تواند مثبت یا منفی باشد. وقتی از اقلام تعهدی اختیاری بدون علامت (یعنی قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری) به عنوان معیار کیفیت سود استفاده می‌شود، فرض می‌شود که مدیریت سود چه با هدف دستکاری رو به بالای سود باشد چه با هدف دستکاری رو به پایین سود، کیفیت سود کاهش می‌یابد. با این وجود، اقلام تعهدی اختیاری مثبت باعث کاهش نرخ تبدیل اقلام تعهدی می‌شوند در حالی که اقلام تعهدی اختیاری منفی به یک نرخ تبدیل بزرگتر منجر می‌شود. بنابر این اقلام تعهدی اختیاری بدون علامت، احتمالاً همبستگی معنی‌داری با نرخ تبدیل نخواهد داشت.

روش‌شناسی جامعه و نمونه

نمونه تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (به استثنای شرکت‌های سرمایه‌گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها) است که داده‌های مربوط به صورت‌های مالی سالانه آنها (شامل ترازنامه، صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد) برای دوره زمانی ۱۷ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ در بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین در دسترس است. برای محاسبه متغیرهای تحقیق، کلیه مشاهدات سالانه شرکت‌ها بر میانگین دارایی‌های دوره آنها تقسیم شده‌اند. برای محاسبه متغیرهای سال ۱۳۸۰، نمونه تحقیق به سال قبل آن گسترش نیافته است و لذا متغیرهای تحقیق برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ محاسبه شده‌اند. مدل‌های تحقیق در سطح شرکت برآزش می‌شوند و بدین جهت شرکت‌هایی که سری زمانی متغیرهای آنها دارای کمتر از ۱۰ مشاهده متوالی است از نمونه کنار گذاشته شدند. در نتیجه فرایند انتخاب نمونه فوق، یک نمونه شامل ۳۰۱۴ مشاهده شرکت - سال از ۲۰۰۰ شرکت که متعلق به ۱۷ صنعت هستند به عنوان نمونه نهایی انتخاب شد. کلیه متغیرهای تحقیق به دلیل وجود خطا در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس‌زدایی، در سطح یک درصد مقادیر منتهایی توزیع‌شان ویرایش (وینسوری) شده‌اند.

مدل تصادفی اقلام تعهدی

مدل تصادفی اقلام تعهدی توسط بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷) ارائه شده است. در این مدل، تاثیر معکوس شدن شوک‌های تعهدی دوره‌های قبل نیز در برآورد اقلام تعهدی

مورد انتظار کنترل می‌شود. در ادامه این مدل تصادفی تشریح می‌گردد. طبق روش ترازنامه‌ای، اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCA) برابر است با سرمایه در گردش غیرنقدی دوره جاری (NWC_t) منهای سرمایه در گردش غیرنقدی دوره قبل (NWC_{t-1}):

$$WCA_t = NWC_t - NWC_{t-1} \quad \text{رابطه ۱}$$

در رابطه بالا، سرمایه در گردش غیرنقدی (NWC) برابر است با دارایی جاری (به استثنای وجه نقد) منهای بدهی جاری. مطابق بال (۲۰۱۳)، سرمایه در گردش دارای یک جزء تصادفی است که توسط سایر متغیرها قابل تبیین نیست. بر این اساس، سرمایه در گردش غیرنقدی هر دوره را می‌توان به صورت حاصل جمع یک میانگین (یعنی سرمایه در گردش غیرنقدی مورد انتظار) و یک شوک تصادفی تعریف کرد:

$$NWC_t = \overline{NWC}_t + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۲}$$

در رابطه فوق، \overline{NWC}_t میانگین سرمایه در گردش غیرنقدی و ε_t شوک سرمایه در گردش در دوره جاری است. در صورت جایگزینی رابطه ۲ در رابطه ۱، خواهیم داشت:

$$WCA_t = \overline{NWC}_t + \varepsilon_t - \overline{NWC}_{t-1} - \varepsilon_{t-1} \quad \text{رابطه ۳}$$

با آرایش دوباره رابطه ۳ به رابطه زیر خواهیم رسید:

$$WCA_t = \overline{WCA}_t - \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۴}$$

در رابطه ۴، \overline{WCA}_t میانگین اقلام تعهدی (یعنی اقلام تعهدی مورد انتظار) است. این رابطه نشان می‌دهد که اقلام تعهدی هر دوره علاوه بر شوک‌های تعهدی جدید (یعنی ε_t)، شامل شوک‌های تعهدی دوره قبل ($-\varepsilon_{t-1}$) نیز است. اگر مطابق رابطه ۴ فرض کنیم که کل شوک‌های تعهدی دوره قبل در دوره جاری معکوس می‌شود (چون ضریب ε_{t-1} در این رابطه برابر منفی یک است)، آنگاه اقلام تعهدی سرمایه در گردش را می‌توان به صورت یک مدل میانگین متحرک مرتبه اول، یعنی $MA(1)$ ، تعریف کرد:

$$WCA_t = \alpha + bX + \theta\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۵}$$

در رابطه ۵، α میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش، X برداری از متغیرهای کنترل کننده اقلام تعهدی سرمایه در گردش مورد انتظار، ε_t شوک‌های تعهدی دوره جاری، و ε_{t-1} شوک‌های تعهدی دوره قبل است. همچنین θ ، که می‌توان آن را ضریب جزء

میانگین متحرک^{۲۶} نامید، نشان می‌دهد که چه نسبتی از شوک‌های تعهدی دوره قبل در دوره جاری معکوس می‌شود. در صورتی که شوک‌های دوره قبل به طور کامل در دوره جاری معکوس شوند، انتظار داریم $\theta = -1$ باشد. اگر معکوس شدن شوک‌های تعهدی بیش از یک دوره به طول انجامد، آنگاه $\theta < -1$ خواهد بود. در این صورت، با فرض این که q دوره طول می‌کشد تا شوک‌های تعهدی به طور کامل معکوس شود، سری زمانی اقلام تعهدی را می‌توان بر اساس یک مدل میانگین متحرک مرتبه q ، یعنی $MA(q)$ ، تعریف کرد:

$$WCA_t = \alpha + bX + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۶}$$

توجه شود که در این حالت، به لحاظ نظری، انتظار داریم: $\sum_{j=1}^q \theta_j = -1$. به بیان دیگر، مجموع ضرایب اجزای میانگین متحرک برابر منفی یک خواهد بود.

مطابق بلوفیلد و همکاران (۲۰۱۷)، در تحقیق حاضر، بر اساس رابطه ۶، مدل میانگین متحرک تجربی زیر، که در سطح شرکت برازش می‌شود، تعریف می‌گردد:

$$WCA_t = \alpha + \varphi_1 SALES_t + \varphi_2 CGS_t + \varphi_3 SGA_t + \varphi_4 OTH_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۱}$$

در مدل ۱، تعریف متغیرها به شرح زیر است:

WCA : اقلام تعهدی سرمایه در گردش، ε_{t-j} : شوک‌های تعهدی دوره‌های گذشته و θ درجه معکوس شدن شوک‌های تعهدی گذشته در دوره جاری را نشان می‌دهد. همچنانکه پیشتر توضیح داده شد، در صورتی که کل شوک‌های تعهدی بلافاصله در دوره بعد معکوس شود، انتظار داریم θ_1 برابر منفی یک باشد. در مقابل، در صورتی که q دوره طول بکشد تا کل شوک‌های تعهدی معکوس شود، آنگاه انتظار داریم: $\sum_{j=1}^q \theta_j = -1$. همچنین، به منظور کنترل اقلام تعهدی مورد انتظار، متغیرهایی به شرح زیر در مدل بالا جایگزین شده‌اند: $SALES$: درآمد فروش، CGS : بهای تمام شده کالای فروش رفته، SGA : هزینه‌های اداری، عمومی و فروش، و OTH : سایر درآمدها و هزینه‌های غیر عملیاتی (که برابر است با سود قبل از مالیات منهای سود عملیاتی). در تحقیق حاضر، مطابق آلن و همکاران (۲۰۱۳: ۱۱۹)، اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCA) به روش ترازنامه‌ای و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$WCA_t = (\Delta CA_t - \Delta C_t) - (\Delta CL_t - \Delta TXP_t - \Delta STD_t)$$

که در آن، ΔCA_t : تغییر دارایی‌های جاری طی دوره؛ ΔC_t : تغییر وجه نقد طی دوره؛ ΔCL_t : تغییر بدهی‌های جاری طی دوره؛ ΔTXP_t : تغییر جمع مالیات پرداختنی و ذخیره مالیات طی دوره؛ و ΔSTD_t : تغییر جمع تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی‌های بلندمدت است.

نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی و سود

شوک‌های تعهدی به دو شکل معکوس می‌شوند: یا به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شوند یا از حساب‌ها حذف می‌گردند. مطابق بلوفیلد و همکاران (۲۰۱۷)، به منظور برآورد این که چه نرخی از شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شود، مدل زیر برای هر شرکت به صورت جداگانه برآزش می‌شود:

$$CFO_{t+1} = \alpha + \beta \hat{\varepsilon}_t + \gamma IB_t + \eta_{t+1} \quad \text{مدل ۲}$$

در رابطه بالا، CFO: جریان‌های نقد عملیاتی است. $\hat{\varepsilon}_t$: شوک تعهدی دوره جاری است که برای هر شرکت برابر است با باقی‌مانده‌های مدل رگرسیونی ۱. نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی برای هر شرکت برابر است با ضریب $\hat{\varepsilon}_t$ ، یعنی β . در صورتی که در شرکت‌هایی که کل شوک‌های تعهدی بلافاصله در دوره بعد معکوس می‌شود، $\beta=1$ باشد، می‌توان نتیجه گرفت که کل شوک‌های تعهدی در دوره آینده به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل شده است. بر این اساس، بزرگتر بودن نرخ تبدیل به وجه نقد (CR) به معنی کیفیت بالاتر ارقام تعهدی، و متعاقباً کیفیت سود بالاتر است. متغیر کنترل در مدل بالا، IB: سود قبل از مالیات است.

همچنان که اشاره شد، بخشی از شوک‌های تعهدی در آینده حذف و از سود کسر می‌شود. مثلاً، اگر موجودی پایان دوره ۱۰۰ ریال ارزیابی شود و این ارزیابی دارای یک بیش‌نمایی ۲۰ ریالی باشد، آنگاه با فرض فروش کل موجودی در دوره بعد به مبلغ ۸۰ ریال، یک زیان ۲۰ ریالی از سود دوره آتی کسر می‌شود. بر این اساس، انتظار می‌رود یک رابطه معکوس بین این دسته از شوک‌های تعهدی و سود دوره آتی مشاهده شود. برای آزمون تجربی این پیش‌بینی، از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$IB_{t+1} = \alpha + \beta \hat{\varepsilon}_t + \gamma IB_t + \eta_{t+1} \quad \text{مدل ۳}$$

تعریف متغیرها در مدل ۳ مشابه قبل است. مدل فوق، به صورت جداگانه برای هر شرکت و به روش حداقل مربعات خطا برآزش می‌شود.

یافته‌ها آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در تابلوی اول جدول ۱ ارائه شده است. در نمونه تحقیق، میانگین سود عملیاتی از جریان‌های نقد عملیاتی بیشتر است و بنابر این انتظار می‌رود میانگین اقلام تعهدی مثبت باشد. مطابق این انتظار، میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش مثبت و برابر ۴/۵ درصد دارایی‌ها در نمونه است. انحراف معیار اقلام تعهدی سرمایه در گردش یک عدد بزرگ و برابر ۱۵/۵ درصد دارایی‌ها است. بر این اساس، بزرگی شوک‌های تعهدی به لحاظ اقتصادی با اهمیت است. همچنین، انحراف معیار اقلام تعهدی سرمایه در گردش، مطابق انتظار، تقریباً با انحراف معیار جریان‌های نقد عملیاتی برابر است، زیرا مطابق دیچاو (۱۹۹۴)، اقلام تعهدی نوسان‌ها و شوک‌های جریان‌های نقدی را در خود جذب می‌کند.

| جدول ۱ | | | | | | | | |
|----------------------------------|----------|----------|--------|---------|--------|--------------|-------|-------|
| تابلوی اول) آمار توصیفی | | | | | | | | |
| انحراف معیار | چارک سوم | چارک اول | میانه | میانگین | NObs | | | |
| ۰/۱۵۵ | ۰/۱۲۸ | -۰/۰۴۱ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۴۵ | ۳۰۱۴ | WCA | | |
| ۰/۴۵۶ | ۱/۰۲۴ | ۰/۵۲۹ | ۰/۷۶۳ | ۰/۸۳۴ | ۳۰۱۴ | SALES | | |
| ۰/۴۸۵ | ۰/۸۴۷ | ۰/۳۸۶ | ۰/۵۸۷ | ۰/۶۹۰ | ۳۰۱۴ | CGS | | |
| ۰/۲۰۳ | ۰/۰۶۰ | -۰/۰۴۵ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۸ | ۳۰۱۴ | SGA | | |
| ۰/۰۷۱ | ۰/۰۱۰ | -۰/۰۴۷ | -۰/۰۱۷ | -۰/۰۱۴ | ۳۰۱۴ | OTH | | |
| ۰/۱۴۶ | ۰/۱۹۳ | ۰/۰۲۹ | ۰/۱۰۵ | ۰/۱۱۸ | ۳۰۱۴ | CFO | | |
| ۰/۱۴۶ | ۰/۲۰۷ | ۰/۰۵۰ | ۰/۱۱۷ | ۰/۱۳۶ | ۳۰۱۴ | OI | | |
| ۰/۱۶۲ | ۰/۲۰۲ | ۰/۰۲۴ | ۰/۱۰۲ | ۰/۱۲۲ | ۳۰۱۴ | IB | | |
| ۱/۲۴۱ | ۱۶ | ۱۵ | ۱۶ | ۱۵/۰۷ | ۲۰۰ | تعداد سال‌ها | | |
| تابلوی دوم) ضرایب همبستگی پیرسون | | | | | | | | |
| EBT | OI | CFO | OTH | SGA | CGS | SALES | WCA | |
| | | | | | | | ۱/۰۰۰ | WCA |
| | | | | | | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۸۵ | SALES |
| | | | | | ۱/۰۰۰ | ۰/۸۹۴ | ۰/۰۶۸ | CGS |
| | | | ۱/۰۰۰ | -۰/۴۳۰ | -۰/۰۹۲ | -۰/۲۲۸ | | SGA |

| | | | | | | | | |
|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|------|
| | | | ۱/۰۰۰ | -۰/۰۱۲ | -۰/۰۵۶ | -۰/۰۶۸ | ۰/۰۸۷ | OTH |
| | | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۹ | ۰/۰۴۹ | ۰/۲۲۸ | -۰/۱۹۱ | CFO |
| | ۱/۰۰۰ | ۰/۵۸۰ | ۰/۰۳۳ | -۰/۳۸۰ | ۰/۰۷۶ | ۰/۲۷۷ | ۰/۳۵۶ | OI |
| ۱/۰۰۰ | ۰/۸۹۶ | ۰/۵۲۲ | ۰/۴۳۶ | -۰/۲۲۵ | ۰/۰۳۱ | ۰/۲۱۹ | ۰/۳۵۹ | IB |
| ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | ۳۰۱۴ | NObs |

تابلوی اول، آمار توصیفی برای متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم و در سطح یک درصد مقادیر منتهایی توزیع خود ویرایش شده‌اند. مشاهدات برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ هستند. تابلوی دوم، ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. مقدار بحرانی ضریب همبستگی پیرسون برای ۳۰۱۴ مشاهده، در سطح خطای ۵ درصد (دو دامنه) برابر ۰/۰۳۶ است. متغیرهای نمایش داده شده در هر دو تابلو به این شرح هستند: WCA، ارقام تعهدی سرمایه در گردش؛ SALES، فروش؛ CGS، بهای تمام شده کالای فروش رفته؛ SGA، هزینه‌های اداری، عمومی و فروش؛ OTH، سایر درآمدها و هزینه‌های غیرعملیاتی؛ CFO، جریان‌های نقد عملیاتی؛ OI، سود عملیاتی؛ و IB، سود قبل از مالیات. NObs، تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد.

در تابلوی دوم جدول ۱، ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای تحقیق قابل مشاهده است. مطابق انتظار، ارقام تعهدی سرمایه در گردش یک همبستگی منفی و معنی‌دار با جریان‌های نقد عملیاتی دارد ($\rho=0/191$, $\text{sig}=000/0$). علامت این همبستگی با علامت مورد انتظار آن طبق نقش ارقام تعهدی در کاهش خطای زمان‌بندی جریان‌های نقد عملیاتی همخوان است. همچنین، یک همبستگی مثبت و معنی‌دار بین ارقام تعهدی سرمایه در گردش و سود قبل از مالیات وجود دارد ($\rho=0/359$, $\text{sig}=000/0$). این همبستگی مثبت نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که سود بالاتر دارند ارقام تعهدی سرمایه در گردش بیشتری دارند. این یافته از یک سو می‌تواند نشان دهد که شوک‌های سود می‌تواند باعث ایجاد شوک در ارقام تعهدی شود. از سوی دیگر، مطابق مک‌نیکولز (۲۰۰۲)، این همبستگی می‌تواند یک همبستگی مکانیکی را بین معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی و تلاطم عملیات ایجاد کند.

نتایج مدل رگرسیونی ۱: شواهد مربوط به سرعت معکوس شدن شوک‌های تعهدی در جدول ۲، تابلوی اول، آمار توصیفی ضرایب مدل میانگین متحرک مرتبه اول (مدل ۱) ارائه شده است. میانگین θ ، که درجه معکوس شدن شوک‌های تعهدی دوره قبل را نشان می‌دهد، برابر ۰/۶۹۵- است. آزمون t نشان می‌دهد که میانگین θ به شکل معنی‌داری با صفر اختلاف دارد. همچنین چارک اول، دوم و سوم θ برابر ۱/۰۰۰- است که نشان می‌دهد در اکثریت شرکت‌های نمونه (یعنی حداقل در ۷۵ درصد از شرکت‌های نمونه)،

کل شوک های تعهدی هر دوره بلافاصله در دوره بعد معکوس می شود. همچنین، علامت میانگین ضرایب متغیرهای کنترل کننده سطح ارقام تعهدی مورد انتظار در مدل با پیش بینی شهودی مطابقت دارد. میانگین ضریب درآمد فروش (SALES) در مدل میانگین متحرک مثبت است که نشان می دهد ۳۸/۵ درصد از درآمد فروش دوره به ارقام تعهدی مثبت (یعنی، برای مثال، حسابهای دریافتی تجاری) تبدیل می شود. میانگین منفی ضریب CGS نشان می دهد که ۴۰ درصد از هزینه بهای تمام شده کالای فروش رفته به ارقام تعهدی منفی (مثلا، حسابهای پرداختی تجاری) بدل می گردد. طبق این توضیحات، با علم به این که میانگین SLAES و CGS در نمونه برابر ۰/۸۳۴ و ۰/۶۹۰ است، میانگین توضیح داده شده ارقام تعهدی سرمایه در گردش در مدل تقریباً برابر خواهد بود با $WCA = [(0/385 \times 0/834) - (0/40 \times 0/690)] = 0/0451$. با توجه به این که مطابق آمار توصیفی در جدول ۱، میانگین ارقام تعهدی سرمایه در گردش ۰/۰۴۵ است، این یافته به صورت تجربی از تصریح نظری مدل ۱ پشتیبانی می کند. به بیان دیگر، متغیرهای کنترل کننده سطح ارقام تعهدی مورد انتظار به خوبی میانگین WCA را توضیح می دهند.

| جدول ۲ | | | | | | | | |
|---|----------|-------------------------|----------------------|---------------|---------|------|----|-----------|
| تابلوی اول) آمار توصیفی ضرایب مدل میانگین متحرک مرتبه اول (متغیر وابسته: WCA) | | | | | | | | |
| انحراف معیار | چارک سوم | چارک اول | میان | آماره t | میانگین | NObs | ES | |
| ۰/۵۸۰ | -۱/۰۰۰ | -۱/۰۰۰ | -۱/۰۰۰ | -۱۶/۹۶ | -۰/۶۹۵ | ۲۰۰ | - | θ |
| ۰/۸۷۸ | ۰/۸۸۶ | -۰/۰۰۷ | ۰/۳۳۹ | ۶/۱۹۷ | ۰/۳۸۵ | ۲۰۰ | + | $SALES_t$ |
| ۱/۱۰۲ | ۰/۲۵۱ | -۱/۰۴۵ | -۰/۴۰۷ | -۵/۱۲۹ | -۰/۴۰۰ | ۲۰۰ | - | CGS_t |
| ۱/۰۵۰ | -۰/۱۶۸ | -۱/۳۵۲ | -۰/۷۵۳ | -۹/۸۴۴ | -۰/۷۳۱ | ۲۰۰ | - | SGA_t |
| ۱/۴۶۴ | ۱/۰۵۳ | -۰/۵۳۱ | ۰/۲۱۶ | ۲/۲۵۲ | ۰/۲۳۳ | ۲۰۰ | ? | OTH_t |
| ۰/۱۹۹ | ۰/۱۲۳ | -۰/۱۰۳ | ۰/۰۰۳ | ۰/۱۹۹ | ۰/۰۰۳ | ۲۰۰ | ? | Intercept |
| تابلوی دوم) همگرایی مجموع ضرایب اجزای میانگین متحرک به منفی یک | | | | | | | | |
| $-1 \leq \sum \theta_j \leq -0.9$ | نسبت | $\sum \theta_j \neq -1$ | $\sum \theta_j = -1$ | تعداد مشاهدات | q | | | |
| ۱۵۱ | ۰/۷۶ | ۴۹ | ۱۵۱ | ۲۰۰ | ۱ | | | |

| ۲ | ۲۰۰ | ۸۴ | ۱۱۶ | ۰/۴۲ | ۱۷۰ |
|--|-----|----|-----|------|-----|
| <p>در تابلوی اول جدول فوق، آمار توصیفی ضرایب مدل میانگین متحرک (مدل رگرسیونی ۱) ارائه شده است. مدل یاد شده برای ۲۰۰ شرکت نمونه به صورت جداگانه برازش شده است. متغیرهای مدل، با تقسیم بر میانگین دارایی‌ها مقیاس‌زدایی شده‌اند و ثابا در سطح یک درصد مقادیر انتهایی توزیع خود ویرایش شده‌اند. دوره زمانی مشاهدات از ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ است. ES علامت مورد انتظار برای میانگین ضرایب و NObs تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. آماره t، آزمون برابری میانگین با صفر را نمایش می‌دهد. مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه، برابر ۱/۹۷۶ است. متغیرهای مدل به این شرح هستند: WCA، اقلام تعهدی سرمایه در گردش؛ SALES، فروش؛ CGS، بهای تمام شده کالای فروش رفته؛ SGA، هزینه‌های اداری، عمومی و فروش؛ OTH، سایر درآمدها و هزینه‌های غیرعملیاتی؛ CFO، جریان‌های نقد عملیاتی؛ OI، سود عملیاتی؛ و IB، سود قبل از مالیات. در تابلوی دوم، نسبت همگرایی ضرایب جزء میانگین متحرک به منفی یک ارائه شده است.</p> | | | | | |

تابلوی دوم جدول ۲، نسبت همگرایی مجموع ضرایب اجزای میانگین متحرک به ۱- را نشان می‌دهد. همچنان که مشاهده می‌شود، در مدل میانگین متحرک مرتبه اول، نسبت همگرایی برابر ۰/۷۶ است. این یافته نشان می‌دهد که در ۷۶ درصد از شرکت‌های نمونه (یعنی، ۱۵۱ شرکت از ۲۰۰ شرکت)، کل شوک‌های تعهدی بلافاصله در دوره بعد معکوس می‌شود. در مدل میانگین متحرک با مرتبه دوم، نسبت همگرایی به ۴۲ درصد کاهش می‌یابد. این یافته نشان می‌دهد که در ۴۲ درصد از شرکت‌ها (یعنی ۸۴ شرکت)، کل شوک‌های تعهدی هر دوره طی دو دوره بعد به طور کامل معکوس می‌شود. به دلیل آن که نسبت همگرایی مدل میانگین متحرک مرتبه اول نسبت به مدل میانگین متحرک مرتبه دوم بزرگتر است، می‌توان نتیجه گرفت که یک مدل میانگین متحرک مرتبه اول به شکل بهتری رفتار معکوس شدن شوک‌های تعهدی را توضیح می‌دهد. بر این اساس، باقی‌مانده‌های این مدل برای محاسبه نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج مدل‌های رگرسیونی ۲ و ۳: شواهد مربوط به نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی نتایج ارائه شده در تابلوی اول و دوم جدول ۳، به ترتیب، نشان می‌دهد که چه نرخی از شوک‌های تعهدی در دوره بعد به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شود و چه نرخی حذف و از سود دوره بعد کسر می‌گردد. در تابلوی دوم، آمار توصیفی ضرایب برآوردی مدل رگرسیونی ۲ ارائه شده است. به طور کلی، علامت میانگین ضرایب برآورد شده این مدل مطابق انتظار است. به طور مشخص، میانگین ضریب IB مثبت و برابر ۰/۰۹۰ است که نشان می‌دهد سود دوره قبل می‌تواند جریان‌های نقد عملیاتی دوره بعد را پیش‌بینی کند. میانگین ضریب شوک‌های برآوردی،

یعنی ε_t ، برای ۱۵۱ شرکت که شوک‌های تعهدی آنها بلافاصله در سال بعد به طور کامل معکوس می‌شود، مثبت و برابر $۰/۲۵۵$ است که به شکل معنی‌داری با صفر مغایرت دارد (آماره t برابر $۷/۸۵۳$ است). این یافته نشان می‌دهد که شوک‌های تعهدی دارای اطلاعاتی اضافی در خصوص عملکرد دوره آتی غیر از اطلاعات سود است. مطابق این یافته، میانگین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی دوره آتی در حدود یک چهارم است که کوچکتر از یک است. چارک اول و سوم نرخ تبدیل، به ترتیب، $۰/۰۰۵$ و $۰/۵۶۰$ است. همچنین، میانگین عرض از مبدا برابر $۰/۰۹۱$ است. با توجه به این که میانگین CFO و IB طبق آمار توصیفی به ترتیب برابر $۰/۱۱۸$ و $۰/۱۲۲$ است، تقریباً $۰/۰۱۶$ جریان‌های نقد عملیاتی دوره آتی، که معادل تقریباً ۱۴ درصد آن است، توسط شوک‌های تعهدی دوره قبل قابل توضیح است و مابقی، حدود ۹ درصد توسط سود و حدود ۷۷ درصد توسط متغیرهای مجهول دیگری، که اثر کلی آنها در عرض از مبدا منعکس شده است، توضیح داده شده است.

در تابلوی دوم جدول ۳، آمار توصیفی ضرایب مدل رگرسیونی ۳ ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که چه نرخ‌های از شوک‌های تعهدی در دوره بعد حذف و از سود کسر می‌شود. علامت میانگین ضریب ε_t ، مطابق انتظار منفی و بزرگی آن به شکل معنی‌داری در سطح ۱ درصد با صفر مغایرت دارد. این یافته نشان می‌دهد که $۰/۰۶۵$ شوک‌های تعهدی در دوره بعد حذف و از سود آن دوره کسر می‌شود. ضریب IB، مطابق انتظار مثبت و به شکل معنی‌داری با صفر مغایرت دارد. این یافته نشان می‌دهد که میانگین ضریب پایداری سود در ۱۵۱ شرکتی که شوک‌های تعهدی بلافاصله در دوره بعد معکوس می‌شود تقریباً برابر $۰/۵$ است (چارک اول و سوم ضریب پایداری سود به ترتیب $۰/۳۲۴$ و $۰/۷۲۲$ است).

| جدول ۳ | | | | | | | | |
|--|----------|----------|---------|-----------|---------|-----|----|-----------------|
| تابلوی اول) آمار توصیفی برای مدل رگرسیونی ۲ (متغیر وابسته: CFO_{t+1}) | | | | | | | | |
| انحراف معیار | چارک سوم | چارک اول | میانگین | آماره t | میانگین | N | ES | |
| ۰/۳۹۹ | ۰/۵۶۰ | ۰/۰۰۵ | ۰/۲۸۴ | ۷/۸۵۳ | ۰/۲۵۵ | ۱۵۱ | + | ε_t |
| ۰/۴۲۱ | ۰/۳۸۳ | -۰/۱۵۰ | ۰/۱۱۵ | ۲/۶۲۷ | ۰/۰۹۰ | ۱۵۱ | + | IB_t |
| ۰/۰۸۶ | ۰/۱۴۱ | ۰/۰۳۳ | ۰/۰۷۷ | ۱۳/۰۰ | ۰/۰۹۱ | ۱۵۱ | ? | Intercept |
| تابلوی دوم) آمار توصیفی برای مدل رگرسیونی ۳ (متغیر وابسته: IB_{t+1}) | | | | | | | | |
| انحراف معیار | چارک سوم | چارک اول | میانگین | آماره t | میانگین | N | ES | |

| | | | | | | | | |
|-------|-------|--------|--------|-------|--------|-----|---|-----------------|
| ۰/۳۱۰ | ۰/۱۳۶ | -۰/۲۶۲ | -۰/۰۷۵ | ۲/۵۷۷ | -۰/۰۶۵ | ۱۵۱ | - | ε_t |
| ۰/۳۳۵ | ۰/۷۲۲ | ۰/۳۲۴ | ۰/۵۲۷ | ۱۷/۹۰ | ۰/۴۸۸ | ۱۵۱ | + | IB_t |
| ۰/۰۶۶ | ۰/۰۸۹ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳۶ | ۹/۱۲۳ | ۰/۰۴۹ | ۱۵۱ | ? | Intercept |

در تابلوی اول و دوم جدول فوق، به ترتیب، آمار توصیفی ضرایب مدل‌های ۲ و ۳ ارائه شده است. مدل‌های یاد شده برای ۱۵۱ شرکت نمونه، که کلیه شوک‌های تعهدی آن‌ها بلافاصله در سال بعد معکوس می‌شود، به صورت جداگانه برازش شده است. هر جا که لازم بوده است متغیرها با تقسیم بر میانگین دارایی‌ها مقیاس‌زدایی شده‌اند. کلیه مشاهدات در سطح یک درصد مقادیر منتهایی توزیع خود ویرایش شده‌اند. دوره زمانی مشاهدات از ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ است. ES علامت مورد انتظار برای میانگین ضرایب و NOBS تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. آماره t ، آزمون برابری میانگین با صفر را نمایش می‌دهد. مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه، برابر ۱/۹۷۶ است. متغیرها به این شرح هستند: CFO، جریان‌های نقد عملیاتی؛ IB، سود قبل از مالیات؛ ε_t ، شوک‌های تعهدی برآوردی طبق مدل ۱.

استحکام نتایج

با توجه به نتایج جدول ۳، مشاهده شد که به طور میانگین در حدود یک چهارم از شوک‌های تعهدی در دوره بعد به جریان‌های نقد عملیاتی تبدیل می‌شود. این میانگین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به شکل محسوسی کوچکتر از یک است و با نتایج بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷) مغایرت دارد. به منظور بررسی بیشتر و اطمینان از استحکام نتایج^{۲۷}، آزمون‌های اضافی دیگری در تحقیق حاضر انجام گرفت.

در آزمون اضافی اول، که نتایج آن در جداول ارائه نشده است، مدل ۱، ۲ و ۳ با استفاده از مقادیر مقیاس‌زدایی نشده متغیرها برازش شدند (لازم به توضیح است که بلومفیلد و همکاران در تحقیق خود از مقادیر مقیاس‌زدایی نشده استفاده کردند). طبق این آزمون اضافی، در ۷۱/۵ درصد از شرکت‌های نمونه (۱۴۳ شرکت)، شوک‌های تعهدی مقیاس‌زدایی نشده بلافاصله و به طور کامل در دوره بعد معکوس می‌شود. همچنین، میانگین ضریب شوک‌های تعهدی مقیاس‌زدایی نشده در مدل ۲ و ۳ به ترتیب $t=5/838$ و $t=-3/274$ است. این نتایج تا حد زیادی مشابه نتایج بدست آمده با متغیرهای مقیاس‌زدایی شده است.

در آزمون اضافی دوم، که در جداول ارائه نشده است، با کنترل فرایند اتورگرسیو متغیر وابسته (یعنی اضافه کردن تاخیر مرتبه اول جریان‌های نقد عملیاتی به متغیرهای توضیحی مدل ۲)، مشاهده شد که میانگین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به ۰/۲۸ افزایش یافت که

تفاوت معنی‌داری در نتایج ایجاد نمی‌کند.

در یک آزمون اضافی دیگر، تاخیر ارقام تعهدی سرمایه در گردش به عنوان یک متغیر کنترلی اضافی به مدل رگرسیونی ۲ اضافه شد. نتیجه این بود که میانگین و میانه نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به ترتیب $0/413$ ($t=8/081$) و $0/438$ محاسبه گردید. این یافته، نشان می‌دهد که کنترل ارقام تعهدی سرمایه در گردش به شکل محسوسی باعث افزایش ضریب شوک‌های تعهدی در مدل ۲ می‌شود. مطابق این نتیجه، به طور میانگین، از هر هزار ریال شوک‌های تعهدی، ۴۱۳ ریال آن به جریان‌های نقد عملیاتی در دوره بعد تبدیل می‌شود.

شواهد همپوشانی معیارهای کیفیت سود

در ادامه شواهدی ارائه می‌شود که آیا معیار کیفیت سود پیشنهاد شده در این تحقیق با معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی مانده‌های مدل‌های تعهدی همپوشانی و همبستگی دارد یا خیر. برای این منظور، همبستگی معیار کیفیت سود CR (نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی) با سه معیار متداول کیفیت سود مورد بررسی قرار گرفته است. این معیارهای متداول عبارت هستند از: DD انحراف معیار باقی مانده‌های مدل دیچاو و دیچف، JON میانگین قدر مطلق باقی مانده‌های مدل جونز و ABSWCA میانگین قدر مطلق ارقام تعهدی سرمایه در گردش. نحوه اندازه‌گیری DD و JON در پیوست ب ارائه شده است.

آمار توصیفی و ضرایب همبستگی اسپیرمن معیارهای کیفیت سود در جدول ۴ ارائه شده است. همچنان که مشاهده می‌شود، میانگین JON برابر $0/079$ است که تقریباً ۷۰ درصد میانگین ABSWCA است (با میانگین $0/113$). بزرگ بودن غیرعادی میانگین قدر مطلق ارقام تعهدی اختیاری (JON) می‌تواند به این معنی باشد که به دلیل عدم تفکیک دقیق توسط مدل جونز، بخش عمده‌ای از ارقام تعهدی غیراختیاری احتمالاً به ارقام تعهدی اختیاری منظور شده است و در نتیجه هرچقدر سطح ارقام تعهدی بزرگتر باشد به طور مکانیکی ارقام تعهدی اختیاری نیز بزرگتر خواهد بود. مطابق این پیش‌بینی، بین JON و ABSWCA یک همبستگی قوی با بزرگی $0/614$ وجود دارد. همچنین بین DD و ABSWCA یک همبستگی مثبت قوی با بزرگی $0/698$ وجود دارد. این یافته‌ها با نتایج دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، که استدلال می‌کنند ارقام تعهدی بزرگتر یعنی پیش‌بینی بیشتر و در نتیجه خطای برآورد بیشتر، همخوان است، اگرچه این همبستگی ممکن است به صورت مکانیکی ایجاد شده باشد.

از سوی دیگر، همچنانکه در تابلوی دوم جدول ۴ مشاهده می‌شود، مطابق پیش‌بینی تحقیق، بین CR و DD یک همبستگی منفی و معنی‌دار با بزرگی $0/213-$ وجود دارد که نشان می‌دهد دو معیار کیفیت سود تا حدی با یکدیگر همپوشانی دارند. این یافته می‌تواند نشان دهد که افزایش انحراف معیار خطای برآورد اقلام تعهدی موجب کاهش نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی می‌شود. ضریب همبستگی CR و JON برابر $0/096$ است که مطابق پیش‌بینی تحقیق معنی‌دار نیست. همچنین CR با ABSWCA همبستگی معنی‌داری ندارد. این یافته، به صورت تجربی عدم حساسیت مکانیکی CR نسبت به بزرگی اقلام تعهدی را تایید می‌کند.

| جدول ۴ | | | | | | |
|---|----------|----------|---------|----------|------|--------|
| تابلوی اول) آمار توصیفی | | | | | | |
| انحراف معیار | چارک سوم | چارک اول | میانه | میانگین | NObs | |
| ۰/۳۹۹ | ۰/۵۶۰ | ۰/۰۰۵ | ۰/۲۸۴ | ۰/۲۵۵ | ۱۵۱ | CR |
| ۰/۰۴۶ | ۰/۱۶۱ | ۰/۱۰۰ | ۰/۱۲۲ | ۰/۱۳۲ | ۱۵۱ | DD |
| ۰/۰۴۶ | ۰/۰۹۶ | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۷۴ | ۰/۰۷۹ | ۱۵۱ | JON |
| ۰/۰۳۷ | ۰/۱۳۴ | ۰/۰۸۷ | ۰/۱۰۸ | ۰/۱۱۳ | ۱۵۱ | ABSWCA |
| تابلوی دوم) ضرایب همبستگی اسپیرمن | | | | | | |
| ABSWCA | JON | DD | CR | | | |
| | | | | | | CR |
| | | | | $-0/213$ | | DD |
| | | $0/440$ | $0/096$ | | | JON |
| | $0/614$ | $0/698$ | $0/027$ | | | ABSWCA |
| ۱۵۱ | ۱۵۱ | ۱۵۱ | ۱۵۱ | | | NObs |
| تابلوی اول جدول فوق، آمار توصیفی برای چهار معیار کیفیت سود را نشان می‌دهد. معیارهای کیفیت سود به این شرح هستند: CR، نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی؛ DD، انحراف معیار باقی‌مانده‌های مدل دیچاو و دیچف؛ JON، میانگین قدر مطلق باقی‌مانده‌های مدل جونز؛ و ABSWCA، میانگین قدر مطلق اقلام تعهدی سرمایه در گردش. در تابلوی دوم، ضرایب همبستگی اسپیرمن معیارهای کیفیت سود ارائه شده است. مقدار بحرانی ضریب همبستگی در سطح ۵ درصد، دو دامنه، $0/160$ است. NObs، تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. | | | | | | |

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر، نخست شواهدی ارائه می‌شود که در اکثریت شرکت‌های نمونه، شوک‌های تعهدی بلافاصله و به طور کامل در دوره مالی بعد معکوس می‌شوند. این یافته با شواهد بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷) همخوان است. شواهد تحقیق همچنین نشان می‌دهد که شوک‌های تعهدی یک همبستگی مثبت و معنی‌دار با جریان‌های نقد عملیاتی آتی دارند. این یافته نشان می‌دهد که شوک‌های تعهدی دارای اطلاعات اضافی و افزاینده (غیر از اطلاعات سود) در خصوص عملکرد آتی هستند. این یافته با شواهد سویرامانیام (۱۹۹۶)، که مطابق آن اقلام تعهدی اختیاری حاوی اطلاعات خصوصی مدیر در خصوص عملکردهای آتی شرکت است همخوانی دارد. در تحقیق حاضر، همچنین، نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی در دوره آتی به عنوان یک معیار جدید کیفیت سود مورد بررسی قرار گرفت. شواهد تحقیق نشان می‌دهد که این معیار کیفیت سود، مانند معیارهای کیفیت سود مبتنی بر باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی، یک همبستگی مکانیکی با اقلام تعهدی سرمایه در گردش ندارد. این مزیت می‌تواند سودمندی استفاده از این معیار جدید را افزایش دهد. شواهد تحقیق همچنین نشان می‌دهد که بین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی و انحراف معیار خطای برآورد اقلام تعهدی که با استفاده از مدل دیچاو و دیچف اندازه‌گیری می‌شود یک همبستگی معنی‌دار و معکوس وجود دارد. این یافته می‌تواند نشان دهد که خطای برآورد اقلام تعهدی، همچون یک اختلال، باعث کاهش نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی می‌شود. به این ترتیب، یک نرخ تبدیل پایین‌تر می‌تواند نشان‌دهنده خطای برآورد بیشتر در اقلام تعهدی و کیفیت سود پایین‌تر باشد.

شواهد تحقیق حاضر نشان می‌دهد که میانگین نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی در دوره بعد، در شرکت‌هایی که کل شوک‌های تعهدی آن‌ها در دوره بعد معکوس می‌شود، در بهترین حالت در حدود چهار دهم است، در حالی که انتظار می‌رفت این میانگین نزدیک به یک باشد. این یافته با نتایج بلومفیلد و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی ندارد. بدین جهت، یک پیشنهاد برای تحقیقات بیشتر در آینده، شناسایی عواملی است که باعث کاهش نرخ تبدیل می‌شوند. این مطالعات می‌تواند تاثیر خطاهای برآورد تصادفی و سیستماتیک اقلام تعهدی بر نرخ تبدیل شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقد عملیاتی را مورد بررسی قرار دهند. پیشنهاد دیگر برای تحقیقات آتی، استفاده از معیار

کیفیت سود پیشنهادی در این تحقیق برای توضیح رفتار متغیرهایی مانند بازده غیرعادی سهام است. تحقیقات مزبور می‌تواند پاسخ دهد که آیا نرخ تبدیل بالاتر شوک‌های تعهدی به جریان‌های نقدی می‌تواند شواهد اضافی در خصوص چرایی قیمت‌گذاری یکسان جزء نقدی و تعهدی سود، که در مطالعه اسلوان (۱۹۹۶) تحت عنوان فرضیه تثبیت ارقام تعهدی معرفی می‌شود، ارائه دهد.

یادداشت‌ها

- | | |
|---------------------------------|----------------------------------|
| 1. Dechow and Dichev | 2. Reverse |
| 3. Baber | 4. Bloomfield |
| 5. Nikolaev | 6. Noise |
| 7. Accruals innovation | 8. Stochastic |
| 9. Ball | 10. Allen |
| 11. Banker | 12. Kothari |
| 13. errors-in-variables problem | 14. Stochastic model of accruals |
| 15. Moving average model | 16. Jones |
| 17. Proxies | 18. Richardson |
| 19. McNichols | 20. Hribar |
| 21. Young | 22. Dopuch |
| 23. Ball and Shivakumar | 24. Healy |
| 25. Healy and Wahlen | 26. Moving average term |
| 27. robustness | |

پیوست الف

فرض کنیم فروش یک شرکت در سال اول و دوم بعد از تاسیس، مساوی و برابر ۱۰۰ ریال است. برای این که یک نوسان تصادفی در سیاست مدیریت سرمایه در گردش را به مثال وارد کنیم فرض می‌کنیم که فروش نسبه در سال اول و دوم به ترتیب ۱۰۰ ریال و ۲۰ ریال است (یعنی، به رغم ثابت بودن فروش در دو سال، میزان فروش‌های نسبه به شکل معنی‌داری متفاوت است). همچنین فرض کنیم که به غیر از مطالبات، هیچ ارقام تعهدی دیگری وجود ندارد و کل مطالبات هر دوره در سال بعد به طور کامل وصول می‌شود. طبق این مثال، ارقام تعهدی سرمایه در گردش (که طبق تعریف برابر است با تغییر جزء غیرنقدی سرمایه در گردش طی دوره) برای سال اول و دوم به ترتیب ۱۰۰ ریال (۰-۱۰۰) و ۸۰- ریال (۱۰۰-۲۰) است. همچنین، جریان‌های نقد عملیاتی ناشی از مطالبات فروش در سال

دوم و سوم به ترتیب ۱۰۰ ریال و ۲۰ ریال است. همچنان که مشاهده می شود، معکوس شدن شوک تعهدی سال اول (به میزان ۱۰۰ ریال) در اقلام تعهدی سال دوم باعث ایجاد اختلال در رابطه صریح اقلام تعهدی سال دوم و جریان های نقدی آتی آن می شود (زیرا اقلام تعهدی محاسبه شده برای سال دوم ۸۰- ریال است در حالی که جریان های نقدی ناشی از مطالبات در سال سوم ۲۰ ریال است). در مورد اقلام تعهدی سال اول چنین مشکلی وجود ندارد (۱۰۰ ریال اقلام تعهدی در سال اول به ۱۰۰ ریال جریان های نقدی در سال دوم تبدیل می شود)، چون در سال های قبل هیچگونه اقلام تعهدی وجود ندارد که در سال اول معکوس شود. این مثال نشان می دهد که عدم کنترل فرایند معکوس شدن اقلام تعهدی، باعث ایجاد اختلال در رابطه اقلام تعهدی و جریان های نقد عملیاتی آتی می شود. کنترل این فرایند می تواند به افزایش بیشتر کیفیت تحقیق منجر شود.

پیوست ب

در این تحقیق برای اندازه گیری خطای برآورد اقلام تعهدی از مدل دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، به شرح زیر، استفاده می شود:

$$WCA_t = \alpha + \alpha_1 CFO_t + \alpha_2 CFO_t + \alpha_3 CFO_t + e_t \quad \text{مدل ۴}$$

تعریف متغیرها مشابه قبل است. مدل فوق، به صورت جداگانه برای هر یک از شرکت های نمونه برازش می شود. انحراف معیار باقی مانده های مدل فوق به عنوان معیار کیفیت سود مبتنی بر مدل دیچاو و دیچف (DD) تعریف می شود. همچنین برای اندازه گیری معیار کیفیت سود مبتنی بر مدل جونز (JON) از مدل جونز (۱۹۹۱) به شرح زیر استفاده می شود.

$$TAC_{i,t} = \alpha(1/A_{i,t}) + \alpha_1 \Delta SALES_{i,t} + \alpha_2 PPE_{i,t} + ind + firm + year + e_{i,t} \quad \text{مدل ۵}$$

در مدل جونز، TAC، کل اقلام تعهدی است که برابر است با سود عملیاتی منهای جریان های نقد عملیاتی؛ $1/A$ برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی ها؛ $\Delta SALES$ ، تغییر فروش دوره و PPE، اموال، ماشین آلات و تجهیزات است. مدل جونز، در سطح کل نمونه و با کنترل اثرات ثابت صنعت (ind)، اثرات ثابت شرکت (firm) و اثرات ثابت زمان (year) برازش می شود.

منابع

- بادآور نهندی، یونس، و محرومی، رامین. (۱۳۹۶). ارتباط بین نوسان‌پذیری بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش: رویکرد سرمایه‌گذاری اختیار واقعی، *دانش حسابداری*، ۸(۴)، ۹۳-۱۱۸.
- دستگیر، محسن، خدادادی، ولی و رستگار، مجید. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین ویژگی‌های مالی و غیرمالی شرکت با کیفیت اقلام تعهدی و سود، *مجله بورس اوراق بهادار*، ۳(۱۰)، ۷۵-۵۵.
- خانی، عبدالله و صادقی، محسن. (۱۳۹۲). تأثیر برگشت اقلام تعهدی بر پایداری و نابهنجاری آن و سود دوره شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲(۴)، ۱۴۷-۱۶۶.
- حصارزاده، رضا، اعتمادی، حسین، آذر، عادل، و رحمانی، علی. (۱۳۹۵). طراحی مدل کمیته‌سازی عدم اطمینان بر اساس معیارهای کیفیت داده‌های حسابداری. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۳(۵۰)، ۸۹-۱۳۶.
- حصارزاده، رضا، رجبعلی‌زاده، جواد، عارفی، فرشته، علیزاده، ندا، علیخانی، سمیرا. (۱۳۹۵). کمی‌سازی و ارزیابی تجربی معیار نوین کیفیت حسابداری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۶(۱)، ۹۱-۱۱۴.
- قربانی، آرش، و عباس‌زاده، محمدرضا. (۱۳۹۷). پیامدهای همبستگی خطای اندازه‌گیری سنج اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده در یک آزمون کشف مدیریت سود. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۵(۵۹)، ۱۵۹-۱۸۸.
- Allen, E. J., Larson, C. R., & Sloan, R. G. (2013). Accrual reversals, earnings and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 113-129.
- Baber, W. R., Kang, S. H., & Li, Y. (2011). Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review*, 86(4), 1189-1212.
- Badavar Nahandi (Ph.D), Y., Mahroomi, R. (2018). Relationship between Stock Return Volatility and Working Capital Accruals: A Real Option-Based Investment Approach. *Journal of Knowledge Accounting*, 8(4), 93-118. (In Persian)
- Ball, R. (2013). Accounting informs investors and Earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting*

Horizons 27(4), 847–853.

- Ball, R., and L. Shivakumar. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of accounting research*, 44(2): 207-242.
- Banker, R., Fang, S., & Jin, B. (2015). *Asymmetric behavior of accruals*, Temple University: Working paper.
- Bloomfield, M., Gerakos, J., & Kovrijnykh, A. (2017). Accrual reversals and cash conversion, working paper.
- Dastgir, M., Khodadadi, V., & Rastegar, M., (2009), The relation between financial and non financial characteristics with accrual/earnings quality, *Journal of security exchange*, 3(10), 55-75. (In Persian)
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of accounting and economics*, 18(1), 3-42.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70, 193–225.
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, 77(s-1), 35-59.
- Dechow, P. M., A.P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan. (2012). Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research*, 50(2), 275–334.
- Dopuch, N., Mashruwala, J., Seethamraju, CH., Zach, T. (2012). The Impact of a Heterogeneous Accrual-Generating Process on Empirical Accrual Models, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 27(3), 386 – 411.
- Ghorbani, A., Abbaszadeh, M. (2018). The Implications of Correlation between Measurement Error in the Discretionary Accruals Proxy and Partitioning Variable in Earnings Management Detection Test. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 15(59), 159-188. (In Persian)
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of accounting and economics*, 7(1-3), 85-107.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting horizons*, 13(4), 365-383.
- Hesarzadeh, R., Etemadi, H., Azar, A., Rahmani, A. (2016). Modeling of Minimizing Uncertainty Based on Accounting Data Quality Proxies. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 13(50), 89-136. (In Persian)
- Hesarzade, R., Rjabalizade, J., Arefi, F., Alizade, N., alikhani, S.

- (2016). Quantization and Empirical Evaluation of New Measure of Accounting Quality. *Empirical Research in Accounting*, 6(3), 91-114. (In Persian)
- Hribar, P., & Craig Nichols, D. (2007). The use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management. *Journal of Accounting Research*, 45(5), 1017-1053.
- Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193–228.
- Khani, A., Sadeghi, M. (2013). The Study of Accrual Reversal on Persistence, Anomaly, Earnings of listed Companies on Tehran Stock Exchange. *Empirical Research in Accounting*, 3(2), 147-166. (In Persian)
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. Wasley. (2005), Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39: 163–197.
- McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77: 61–69.
- McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy*.no 19 (4-5): 313–45.
- Nikolaev, V. (2018). Identifying accounting quality. Chicago Booth Research Paper, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2484958>.
- Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of accounting and economics*, 39(3), 437-485.
- Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting review*, 289-315.
- Subramanyam, K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of accounting and economics*, 22(1-3), 249-281.
- Young, 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): 833-866.