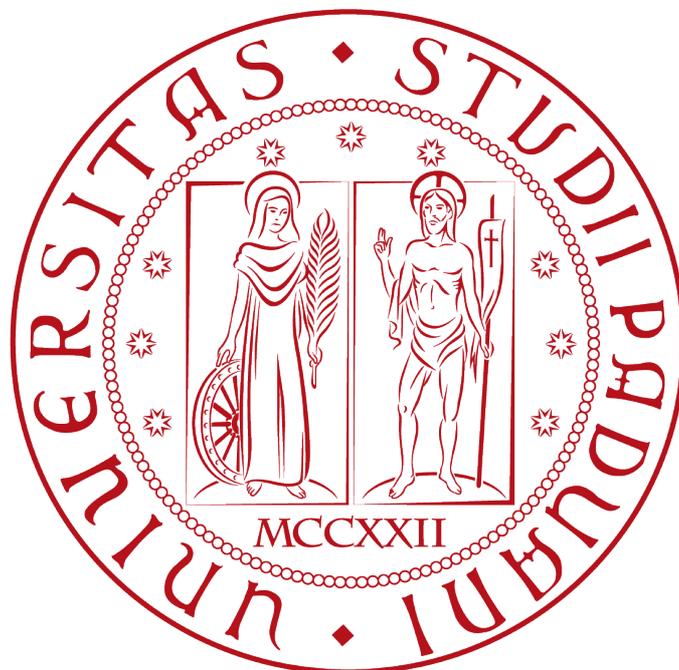


Università degli Studi di Padova

Facoltà di Scienze Statistiche



Corso di Laurea Triennale in Statistica e Gestione delle Imprese

Tesi di Laurea

L'accuratezza delle previsioni degli analisti: un'analisi sulle banche europee

Relatore: Prof. Saverio Bozzolan

Laureando: Andrea Calzavara

Matr. 599146-GEI

Anno Accademico 2010/2011

Indice

	Pagina
INTRODUZIONE	5
CAPITOLO II	
Analisi della letteratura	6
CAPITOLO III	
3) Analisi empirica	12
3.1) <i>Il campione</i>	<i>12</i>
3.2) <i>Le variabili</i>	<i>12</i>
3.3) <i>L'analisi descrittiva</i>	<i>16</i>
3.4) <i>I t.test</i>	<i>23</i>
3.5) <i>I modelli di regressione</i>	<i>28</i>
3.6) <i>Alcune conclusioni</i>	<i>41</i>
Bibliografia	43

1. Introduzione

In questa analisi verrà esaminata la capacità degli analisti di prevedere in modo corretto il risultato economico di periodo, in termini di accuratezza delle previsioni.

Per condurre questo studio è stato utilizzato un data-set contenente le stime di EPS (Earnings per share) di 88 differenti banche europee appartenenti allo stoxx 600 in un arco temporale di cinque anni dal 2004 al 2008, contando complessivamente 30'804 diverse previsioni.

L'importanza che tali stime ricoprono nel mercato dei capitali dipende essenzialmente dalla loro capacità di influenzare gli investitori, e dall'evidenza (dimostrata da più autori) che un eventuale superamento delle previsioni degli analisti da parte della banca può comportare l'ottenimento di un premio dal mercato.

Lo studio fornirà le prove di un andamento decrescente dell'errore di previsione per tutti gli anni studiati; mostrando, quindi, l'attitudine dell'analista a rivedere le proprie stime in un intorno dell'annuncio per renderle più precise; evidenziando che nel quarto trimestre la previsione pubblicata dall'analizzatore è la stima dell'utile più accurata dell'anno.

Verrà mostrata l'esistenza di una correlazione tra la precisione dell'analista e sia l'anticipo (misurato in giorni) con cui emette o rivede la precedente stima e sia il numero di previsioni emesse per la singola banca.

Si cercherà, quindi, di definire il comportamento delle previsioni provando a catturare le determinanti che portano a pubblicare stime precise.

Il documento sarà così organizzato: nel capitolo successivo verrà discussa la letteratura consultata; nella sezione tre si presenterà la struttura del data set utilizzato, descrivendo le singole variabili contenute nel panel; successivamente si passerà a mostrare l'analisi empirica, sviluppata attraverso test, statistiche descrittive e regressioni; ed infine si riassumeranno i risultati e le conclusioni a cui si è arrivati.

2. Analisi della Letteratura

La ricerca si basa, essenzialmente, su un determinato ramo dell'analisi delle previsioni degli analisti, quello relativo alle loro caratteristiche.

In particolare per condurre tale documento sono stati consultati una serie di articoli: Lang e Lundholm (1993 e 1996), Moyes et al. (2001), Capstaff et al. (2001), Lim et al (2003) e Athanasakou et al. (2008).

La maggior parte delle ricerche sulle determinanti delle caratteristiche delle previsioni degli analisti si concentrano: sulla politica di divulgazione, sul condizionamento delle revisioni in base ad annunci di EPS precedenti, sui fattori che condizionano le revisioni delle stime degli utili ed infine sulle pratiche di earnings management ossia sui rapporti tra analista e manager d'azienda.

In Lang Lundholm del 1996 venne fornita l'evidenza di una relazione tra il comportamento degli analisti (inteso come dispersione, precisione, volatilità delle previsioni e seguito ad una società) ed il livello delle pratiche di divulgazione della società, suddivise in: report annuale, altre pubblicazioni (trimestrali) e relazioni con gli investitori.

Le variabili utilizzate dai due ricercatori furono delle proxy utili a sintetizzare i fenomeni di interesse: numero di analisti (sintetizzò il seguito), deviazione standard delle previsioni deflazionate per lo stock price (usata per calcolare la dispersione delle previsioni), forecast accuracy (proxy della precisione) ed infine la deviazione standard del cambiamento nella mediana di previsione del mese precedente (approssimazione della volatilità di revisione).

Per questo articolo gli autori utilizzarono i dati forniti dai report FAF (Financial Analysts Federation) sul livello delle pratiche di divulgazione delle società, una classifica fatta dagli stessi analisti suddivisi in sottocommissioni di settore. La scelta di usare tale data set fu vantaggiosa, perché le valutazioni vennero fatte degli stessi soggetti consumatori dei documenti rilasciati dalle società, misurando sia la divulgazione "formale" (bilanci) sia quella non riportata dai bilanci o media, focalizzandosi sugli aspetti che interessavano gli analisti.

Attraverso diverse analisi di tipo univariato (media, varianza, campo di variazione), bivariato (correlazione) e multivariato (regressione comprensiva di altre variabili di controllo); fornirono questi risultati:

1. Le società che avevano una maggiore divulgazione nei loro settori hanno avuto:

- un maggior seguito degli analisti, minore dispersione (maggiore consenso), maggiore precisione e minore volatilità;
2. Le relazioni con gli investitori risultarono essere una determinante significativa del comportamento dell'analista, a supporto dell'ipotesi che il contatto diretto con la società è una fonte primaria dell'informazione dell'analista;
 3. Un incremento nelle politiche di divulgazione (in particolare nelle relazioni con gli investitori) attraeva più analisti;
 4. Le conclusioni a cui Lang Lundholm arrivarono per le variabili dipendenti furono:
 - Seguito analisti: migliori pratiche di divulgazione maggiore seguito e quindi incremento del pool di investitori;
 - Precisione: più comunicazione migliorava l'opinione generale sulle performance future della società;
 - Dispersione: la maggiore diffusione riduceva l'asimmetria informativa tra le opinioni degli investitori e le performance;
 - Volatilità: correlata negativamente con l'emissione di informazioni

Lang Lundholm nel 1993 dimostrarono, attraverso un'analisi cross-sectional, l'esistenza di relazioni tra le votazioni alle disclosure delle società fatte dagli analisti e le variabili: grandezza dell'azienda, performance, variabilità di rendimento e correlazione tra return/earnings.

Per condurre questo studio si affidarono ai dati FAF, che racchiudevano le votazioni alle politiche di comunicazione fatte dai destinatari dei documenti finanziari. I report FAF furono usati in questo ambito perché valutavano sia i canali formali di emissione delle informazioni sia quelli non formali (ad esempio le relazioni con gli investitori). Gli analisti, perciò, esaminarono le pubblicazioni annuali, trimestrali e le relazioni con gli investitori delle società.

Le variabili utilizzate furono: grandezza della società (valore di mercato dell'equity), livello di performance (misurata attraverso l'utile), deviazione standard del rendimento e correlazione tra return/earnings.

L'analisi, così articolata, portò alle seguenti conclusioni per il campione di riferimento:

1. Le valutazioni sulle pratiche di divulgazione erano crescenti se la società: aveva una buona performance, era di grande dimensione, aveva una debole relazione tra rendimento azionario e utile;

2. I punteggi erano crescenti anche per quelle società che stavano emettendo titoli azionari;
3. Le votazioni erano negativamente collegate con la correlazione utile-rendimento;
4. La dipendente relazione con gli investitori era molto legata a tutte le variabili esplicative considerate, ma in particolare a quelle definite “performance” (livello di performance della società), questo perché era più sensibile ai cambiamenti di breve termine delle pratiche di divulgazione;
5. Le variabili report annuale e trimestrale, invece, erano più sensibili alle componenti “strutturali” (dimensione della società, sd del rendimento, correlazione return/earnings) perché erano più rigide e determinate dalle caratteristiche della società a lungo termine. La stessa relazione si aveva se la società era intenzionata ad emettere dei titoli azionari;

Nell'analisi condotta da Capstaff et al del 2001 venne palesata la presenza nelle previsioni di una distorsione.

Studiando un campione di aziende europee, contenente le previsioni di EPS, con caratteristiche simili in materia di ambiente sociale ed economico nel quale le società operavano e diversità dovute alle pratiche contabili e del mercato dei titoli; riuscirono ad evidenziare la presenza di una relazione tra previsione e distorsione commessa dagli analisti.

I dati provenienti dalla IBES comprendevano le previsioni sui titoli azionari di 9 paesi europei con più di 500'000 osservazioni.

Gli autori, sviluppando un'indagine multivariata, arrivarono ad affermare che per il campione analizzato:

1. I modelli di forecasting erano buoni modelli, ma erano tendenzialmente ottimistici e perdevano precisione all'aumentare dell'orizzonte temporale;
2. Gli analisti commettevano una distorsione che orientativamente era positiva; causata, secondo gli autori, dalla sovra-reazione alle informazione oppure dalla volontà di introdurre bias strategici;
3. Facendo le loro predizioni gli analizzatori non tenevano in considerazione dell'informazione racchiusa nel prezzo;
4. I risultati suggerivano la tendenza ad una revisione al ribasso delle ipotesi iniziali sull'andamento dell'utile, coerentemente con l'idea che gli analisti erano soggetti a bias positivo e sovra-reagivano alle informazioni;

In un sondaggio guidato da Moyes et al del 2001 si evidenziarono quali fossero i fattori condizionanti le revisioni dell'analista. Lo studio esaminò se gli analisti di Stati Uniti e Regno Unito che possedevano analoghi mercati azionari, requisiti normativi, principi contabili e pratiche di divulgazione fossero influenzati da fattori simili nel rivedere le loro stime di EPS.

I risultati del sondaggio rivelarono che gli analisti erano maggiormente influenzati nelle loro revisioni da (in ordine decrescente di significatività): raccomandazioni di altri analisti (previsioni emesse dal leader del settore), attività del mercato dei capitali (cambiamenti nei prezzi), informazioni fornite dal management delle società (comunicazioni dei canali formali e non), contesto normativo, informazioni provenienti da fonti esterne, stime di EPS emesse dal management, costo del capitale ed infine in base all'ambiente macroeconomico.

Gli autori trovarono (attraverso un'analisi statistica) nei risultati alcune differenze principali tra US e UK:

1. Gli analisti nel Regno Unito attribuivano più importanza nelle revisioni a fattori macroeconomici, alle stime di EPS del management e al canale formale delle informazioni;
2. Gli analizzatori degli Stati Uniti, invece, consideravano principalmente le raccomandazioni degli altri analisti come fattore chiave per la revisione, ed attribuivano maggior peso alle informazioni informali;

Lim et al nel 2003 esaminò se: l'annuncio dei risultati economici da parte di società di un determinato settore, innesca una revisione dell'utile di imprese, dello stesso settore, che stanno per annunciare il reddito trimestrale; e come tale revisione sia legata alla distorsione operata dagli analisti.

Il campione provenne dalla fonte IBES e vennero sintetizzate le molte società in 18'059 coppie.

Per arrivare a tali risultati gli autori si servirono di un'analisi multivariata, regredendo la revisione dell'impresa, che doveva ancora annunciare, in funzione dell'utile inaspettato dell'azienda che aveva già annunciato. I risultati a cui arrivarono ricalcarono le idee formulate dagli stessi e li spinsero a definire tali ipotesi, in linea con le stime raggiunte:

1. “Gli analisti rivedono le loro stime degli utili delle aziende, che devono ancora annunciare, basandosi sul risultato trimestrale annunciato da altre società dello stesso settore; e tale revisione è fatta coerentemente con l'earnings surprise”;
2. “La revisione del risultato economico sarà più accurata se l'annuncio,

antecedente, di un'altra società non soddisfa le aspettative dell'analizzatore”;

3. “L'annuncio risulta essere una fonte tempestiva di informazione per la revisione”;

I professori Athanasakou et al nel 2008 dimostrarono come, nel mercato azionario del Regno Unito, l'introduzione del sistema FRS3 (Financial Reporting Standard No.3) abbia portato una serie di miglioramenti inerenti: la manipolazione del risultato economico riportato e percezione degli utilizzatori, le scelte di divulgazione di EPS ed infine le previsioni degli analisti.

In campo di “earnings management” FRS3 cambiò il modo con cui venne riportato l'utile (e le sue misure) con l'intenzione di imporre la trasparenza nelle performance e riducendone l'incentivo ad alterarne il valore; focalizzandosi, soprattutto, nelle pratiche di classificazione di componenti eccezionali (atte ad influenzare le aspettative degli utilizzatori), e negli accantonamenti discrezionali usati per alterare il risultato raggiunto. Nel settore delle scelte divulgative la normativa impose alla direzione di comunicare una misura di EPS che includesse tutti i ricavi e le perdite, ma lasciò all'amministrazione la possibilità di emettere propri indici di EPS qualora lo ritenesse opportuno.

Il problema, che gli autori trattarono, inerente alle previsioni degli analisti, deriva dall'importanza che queste ricoprono per la società, esse infatti sono ritenute dei benchmark contro il quale le performance aziendali si devono misurare. L'abilità dell'impresa di soddisfare o battere regolarmente le stime degli analisti porta alla riduzione della percezione di guadagni non certi e migliora le aspettative di competenza direzionale. Per questo i manager pensano che soddisfare o battere gli obiettivi degli analisti porti benefici dal mercato. L'interazione tra questi due soggetti, per la produzione delle stime dei risultati, è caratterizzata da una complessa relazione in cui i manager tentano di guidare le percezioni degli analizzatori verso aspettative interne. Se questo però non avviene, si sforzano per avere negativi earnings surprise migliorando i risultati riportati artificialmente. Con l'introduzione di FRS3 si tentò di calmierare tale fenomeno.

Attraverso un sondaggio (tra analisti) ed uno studio empirico su EPS gli autori di questo saggio arrivarono a mostrare che, per i diversi ambienti, l'apporto della normativa FRS3 portò a buoni risultati, infatti:

1. Earnings management. FRS3 riuscì a ridurre le pratiche contabili discrezionali incrementando il livello di comunicazione nel conto economico; portando, però,

all'aumento dell'uso di elementi eccezionali per ridurre la variazione dell'utile riportato;

2. Divulgazione in regime FRS3. La normativa consentì il rilascio di ulteriori misure di EPS a condizione che fossero presentate in modo coerente nel tempo e accompagnate da una motivazione che ne spieghi il significato. I risultati mostrarono come il numero di società che rilasciavano tali misure crebbero nel tempo, e che questi indici non contenevano elementi eccezionali;
3. Previsioni dell'utile e guida agli analisti. Molti manager in UK (oggi e allora) pensano che soddisfare o battere gli obiettivi degli analisti porti ad un premio dal mercato, per questo essi tentano o di gonfiare il loro risultato oppure di ridurre le aspettative di colui che rilascia le previsioni (guidando quindi la stima); infatti, mediante i risultati empirici, gli autori mostrarono che:
 - molte aziende temevano che ci fossero delle ripercussioni sul prezzo azionario se non avessero raggiunto le aspettative;
 - il consenso degli analisti veniva visto come una proxy di ciò che il mercato si aspettava;
 - la maggior parte delle società UK fornivano una “guida” agli analisti assicurandosi che le loro stime risultassero vicine al probabile utile finale;
 - i manager d'azienda “aggiustavano” gli utili portandoli in linea con le percezioni (attraverso la manipolazione contabile);

3. Analisi empirica

3.1) *Il campione*

Lo studio analizza le caratteristiche delle previsioni di EPS (earnings per share) emesse dagli analisti, relative ad alcune banche europee, in un arco temporale di cinque anni dal 2004 al 2008; focalizzandosi, in particolare, sull'errore di previsione da loro commesso. Il campione riassume i dati di 88 istituti di credito europei, commerciali e di investimento appartenenti allo stoxx 600.

3.2) *Le variabili*

Erano presenti nel panel data 19 variabili di cui 4 qualitative, 11 di carattere temporale, 3 quantitative ed infine una dicotomica.

Le variabili qualitative contenute nel campione erano:

1. **ticker** - definiva il codice identificativo della banca, per un totale di 88 differenti istituti con una media di 350 stime rilasciate per ogni banca;
2. **cname** – rappresentava il nome della banca analizzata ed era unico per ciascun ticker;
3. **estimator** – identificava il codice dell'azienda di broker, per cui lavorava l'analista, che aveva emesso la previsione; in totale si sono contate 161 società con una media di 191 previsioni emesse ciascuna, un massimo di 1416 ed un minimo di 1 (dato osservato per sei aziende);
4. **analyst** – codificava l'analista che aveva rilasciato la stima del risultato d'esercizio per la banca; gli analizzatori rilevati nel campione erano in totale 658 con una media di 46 previsioni a persona, un massimo di 500 ed un minimo di una (valore che si ripete per 27 diversi soggetti);

Le osservazioni venivano identificate temporalmente grazie alle variabili:

1. **fiscalend** – riportava la data di chiusura dell'anno fiscale, ovvero il 31 dicembre dei cinque anni analizzati 2004/5/6/7/8;
2. **ea** – acronimo di earnings announcement ossia la data in cui la banca annunciava il risultato di periodo; si rilevarono nel campione 167 differenti date usate per l'annuncio, dalla più distante il 26 gennaio 2005 alla più recente il 31 marzo 2009;
3. **ifdate** – conteneva la data dell'emissione della previsione; si contarono 1460 diverse giorni di pubblicazione delle stima del risultato economico; la variabile

- copriva un arco temporale che andava dal 30 agosto 2002 al 30 marzo 2009;
4. **rewiev** – restituiva la data della conferma della previsione, si conteggiarono complessivamente 1599 diversi giorni che andavano dal 3 febbraio 2004 fino al 17 aprile 2009;
 5. **revlag** – era data dalla differenza tra la data della conferma e quella dell'emissione; prendeva valori da un minimo di zero (la conferma era effettuata la stessa data della divulgazione della previsione) ad un massimo di 953 giorni;
 6. **yy** – ridava l'anno fiscale a cui la previsione faceva riferimento;
 7. **confirmed** – variabile dicotomica assegnava 1 se l'osservazione si riferiva alla conferma della previsione e 0 altrimenti, in percentuale il numero di revisione contenute nel panel data erano il 24%;
 8. **fdate** – ripeteva la data della pubblicazione della previsione se confirmed era pari a zero, ed invece la data di revisione se confirmed era uguale a uno;
 9. **anndats1/2/3/4** – comprendevano le date dei quattro earnings announcement trimestrali dell'anno;
 10. **fq** – era una variabile a cui veniva attribuito un numero da uno a quattro, in corrispondenza del trimestre in cui l'analista pubblicava o confermava la previsione (secondo la data di fdate e anndats);

Per quanto riguarda le variabili quantitative, quelle già presenti nel data set erano:

1. **actual** – quantificava l'EPS della singola banca per anno, nel complesso erano contenuti nel data-set 302 valori di EPS delle 88 società nei cinque anni d'analisi e solo in 12 casi il risultato economico risultava negativo;
2. **feps** – riportava la previsione di EPS fatta dall'analista;

Ogni osservazione, quindi, veniva identificata con il codice della banca a cui la previsione faceva riferimento, il codice dell'analista che aveva fornito la stima di EPS ed il giorno di rilascio della previsione.

Per condurre l'analisi sulla precisione sono state create delle variabili utilizzate per sintetizzare il comportamento del fenomeno:

1. **eper** – acronimo per errore percentuale definito come $(feps-actual)/|actual|$; usato per calcolare l'errore relativo commesso dagli analisti, è stato creato per comprendere meglio se gli analisti operavano una distorsione alle previsioni. A questa variabile si sono aggiunte poi delle sue trasformate necessarie per pulire la serie da dati anomali e rendere il trend più chiaro:
 - **eper199** - dove sono state eliminate le osservazioni che per ogni

combinazione trimestre\anno erano superiori al 99° percentile e inferiori al 1° percentile;

- **eper595** - dove sono state eliminate le osservazioni che per ogni combinazione trimestre\anno erano superiori al 95° percentile e inferiori al 5° percentile.
2. **abseper** – acronimo per errore assoluto definito come $|(feps-actual)/actual|$; variabile usata per calcolare l'errore commesso dagli analisti senza considerarne il segno allo scopo di analizzare la precisione delle previsioni. Anch'essa è stata trasformata per la pulizia della serie:
- **abseper99** - dove sono state eliminate le osservazioni che per ogni combinazione trimestre\anno erano superiori al 99° percentile;
 - **abseper95** - dove sono state eliminate le osservazioni che per ogni combinazione trimestre\anno erano superiori al 95° percentile.

Nell'ultima variabile si è preferito non eliminare le osservazioni più piccole del 1° o 5° percentile perché tali valori non risultavano essere outlier.

3. **dispersion** – variabile creata per quantificare la dispersione tra le previsioni degli analisti; è definita come la deviazione standard dell'errore percentuale (in particolare di eper595);

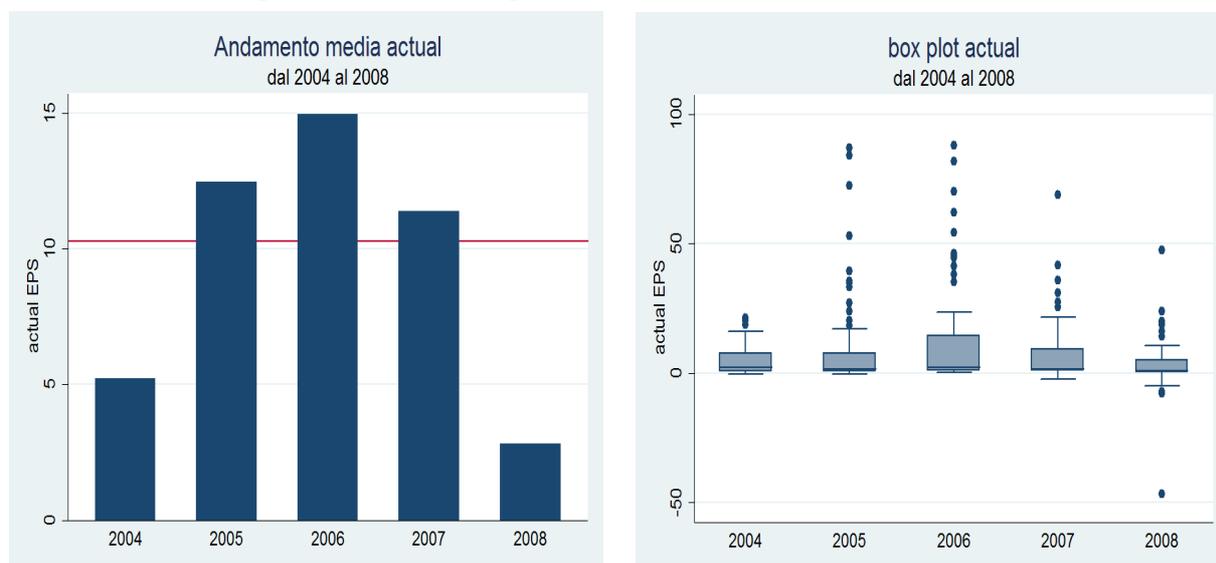
Dalla tabella e dal grafico a barre si può osservare che nel 2006 mediamente le banche raggiunsero il miglior risultato del quinquennio, infatti la media di EPS è la più elevata (con un valore di circa 15); mentre nel 2008 si constata il risultato peggiore (circa 3). Nel 2007 la Sparebanker Vest realizzò il valore più elevato di EPS tra quelli presenti nel panel data; mentre nel corso dell'anno antecedente nessun istituto del campione conseguì un risultato negativo.

Passando al box-plot si nota come nel 2004 la scatola sia particolarmente stretta e con pochi valori fuori dai baffi, questo segno può dipendere dalla poca dispersione dell'actual registrata in quell'anno. Il 2006, invece, presenta un box molto allungato dovuto principalmente ad uno scarto inter-quartile elevato (con un valore di 14).

Nell'analisi empirica della sezione successiva, in particolare nelle regressioni, verrà usata una trasformazione logaritmica di alcune variabili. Il logaritmo, infatti, è uno strumento che:

1. Riduce la variabilità associata alla misura del regressore;
2. Distribuisce un peso maggiore alle osservazioni con valori piccoli rispetto a quelle con valori elevati;

3. Permette di interpretare i coefficienti in via approssimata come elasticità (modello log-log) o semi-elasticità (modello log-lineare con logaritmo nella variabile dipendente);
4. Risolve problemi di errata specificazione o di eteroschedasticità;



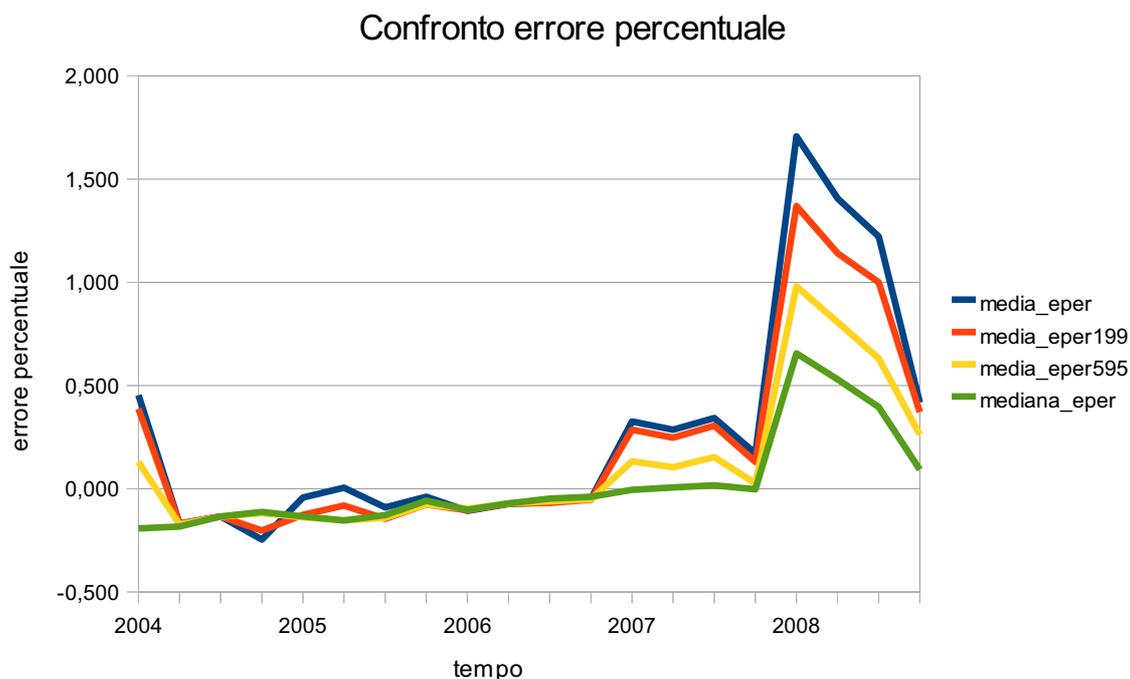
(nel grafico a barre è stata disegnata la linea media dell'actual; mentre nel box-plot si è ridotta un po' la scala per facilitare la visualizzazione dell'andamento)

STATISTICHE DESCRITTIVE PER ANNO												
Anno	Variabile	media	std dev	percentili							range	
				5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	50%	90%
2004	ACTUAL	5,23	6,52	0,13	0,15	0,67	2,12	7,60	17,34	20,44	6,93	20,31
	FEPS	4,86	4,53	0,14	0,60	1,08	4,32	5,99	12,74	13,94	4,91	13,80
	EPER	-0,03	1,09	-0,36	-0,29	-0,22	-0,14	-0,06	0,05	0,17	0,17	0,53
	ABSEPER	0,36	1,03	0,02	0,04	0,09	0,16	0,24	0,33	0,49	0,15	0,48
2005	ACTUAL	12,47	28,47	0,16	0,24	0,67	1,60	7,62	35,40	72,53	6,95	72,37
	FEPS	7,64	16,12	0,21	0,32	0,75	1,87	6,43	15,49	34,20	5,68	34,00
	EPER	-0,04	0,85	-0,38	-0,32	-0,22	-0,11	-0,03	0,05	0,10	0,19	0,47
	ABSEPER	0,24	0,81	0,12	0,02	0,06	0,13	0,23	0,33	0,40	0,17	0,28
2006	ACTUAL	14,97	32,57	0,21	0,34	0,77	2,14	14,79	45,60	70,01	14,01	69,80
	FEPS	7,16	12,57	0,35	0,41	0,85	2,68	8,08	17,21	21,05	7,23	20,70
	EPER	-0,07	0,20	-0,35	-0,24	-0,14	-0,06	0,01	0,08	0,16	0,15	0,51
	ABSEPER	0,13	0,16	0,01	0,01	0,04	0,09	0,16	0,28	0,39	0,12	0,38
2007	ACTUAL	11,40	33,54	0,20	0,27	0,78	1,77	10,30	25,60	35,90	9,52	35,70
	FEPS	6,24	8,07	0,37	0,48	0,96	2,75	8,95	17,93	21,37	7,99	21,00
	EPER	0,27	1,02	-0,26	-0,18	-0,08	0,00	0,11	0,47	3,30	0,19	3,57
	ABSEPER	0,39	0,98	0,01	0,01	0,04	0,09	0,21	0,67	3,30	0,17	3,30
2008	ACTUAL	2,82	10,90	-7,61	-4,87	0,17	0,77	4,94	16,08	19,83	4,77	27,44
	FEPS	3,92	6,88	-1,71	0,13	0,53	1,54	5,97	12,18	17,33	5,44	19,04
	EPER	1,06	3,23	-0,19	-0,10	0,05	0,29	1,16	1,94	3,46	1,12	3,66
	ABSEPER	1,18	3,19	0,02	0,04	0,10	0,34	1,19	1,96	3,61	1,09	3,59
Totale	ACTUAL	10,28	27,29	0,11	0,20	0,57	1,57	9,00	23,98	45,60	8,42	45,49
	FEPS	6,09	11,27	0,18	0,35	0,79	2,13	7,37	15,36	20,10	6,58	19,92
	EPER	0,30	1,83	-0,33	-0,25	-0,14	-0,03	0,11	0,89	1,79	0,25	2,12
	ABSEPER	0,49	1,79	0,01	0,02	0,05	0,13	0,28	0,94	1,83	0,22	1,82

3.3) L'analisi descrittiva

1) Analisi errore percentuale

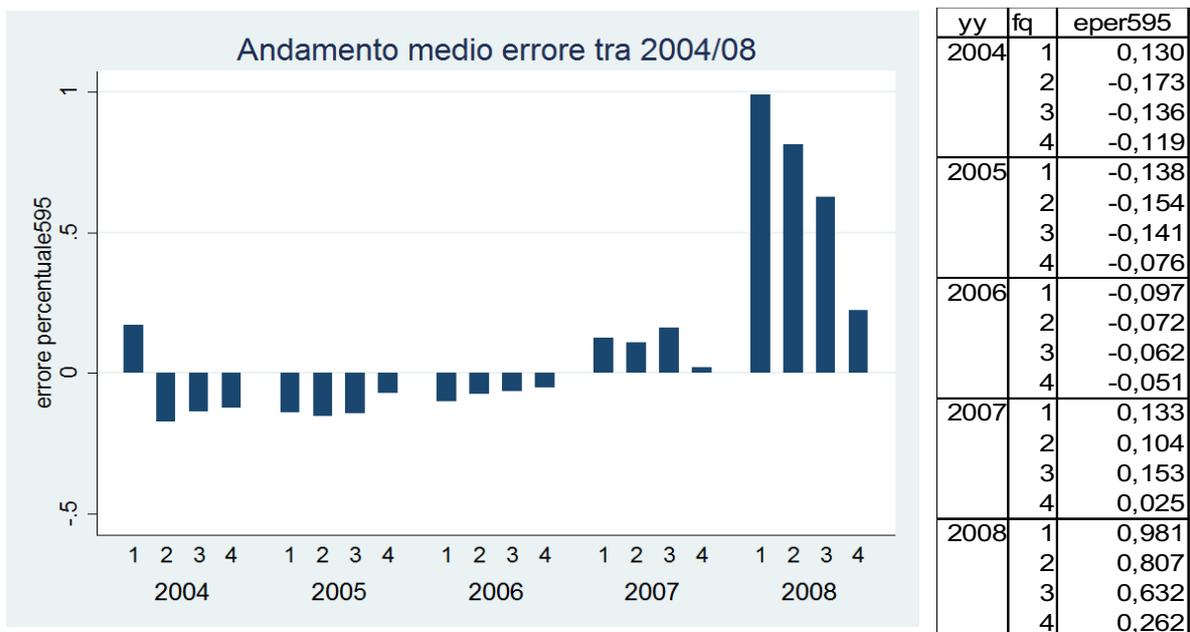
La variabile errore percentuale viene utilizzata, come detto in precedenza, nell'analisi per verificare l'andamento della distorsione, serve come prima stima della precisione delle previsioni e la sua standard deviation risulta essere una buona proxy della dispersione delle previsioni degli analisti.



Considerando, inizialmente, la variabile con tutte le osservazioni si può notare come il trend sia compromesso da valori anomali presenti nei differenti trimestri degli anni (in particolare quelli eccessivamente elevati nel 2008).

Nel grafico vengono riportati gli andamenti della variabile eper, eper199, eper595 e della mediana dell'errore percentuale nell'arco di tempo considerato. Si può vedere come tali curve siano quasi sovrapposte sino al quarto trimestre 2006 per poi mostrare un netto distacco tra le trasformazioni. La mediana dell'errore (che non è soggetta a valori anomali) tende ad avere lo stesso andamento di eper595.

Per analizzare meglio il trend di fondo dell'errore percentuale verrà usata la variabile eper595, quella con maggiore pulizia che mostra in maniera più nitida l'andamento della serie.



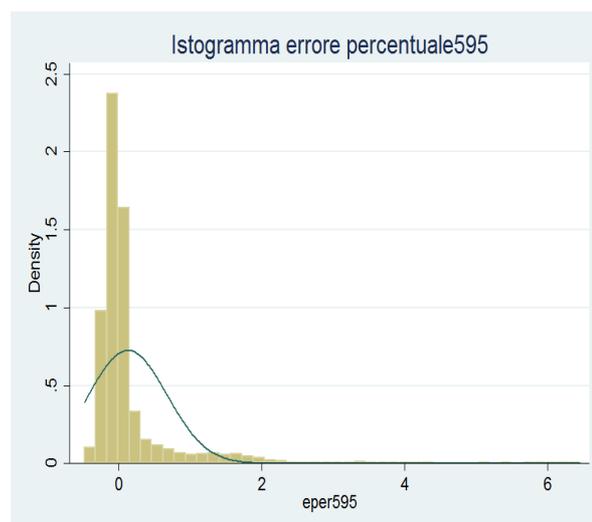
Dal grafico si può vedere come l'errore tenda a ridursi via via che ci si avvicina all'ultimo trimestre di ogni anno. Si nota, infatti, un andamento a scalino nei diversi periodi, sintomo di una revisione della previsione in prossimità dell'annuncio. Il 2008 è l'anno dove mediamente si commette la distorsione maggiore, mentre il 2006 ha il merito di essere l'anno dove si introducono meno alterazioni.

Si può notare come nel 2004 (a parte il primo trimestre), 2005 e 2006 gli analisti tendano a sottostimare l'actual ($feps < actual \Rightarrow feps - actual < 0$), mentre nel 2007 e 2008 sono soggetti a sovrastima commettendo un errore che è mediamente positivo in ogni trimestre dell'anno.

Nell'istogramma di eper595 la maggior densità si raggiunge per osservazioni negative (la barra più alta è minore di zero), infatti il 57,2% delle osservazioni del campione sono minori di zero quindi sono errori di sottostima.

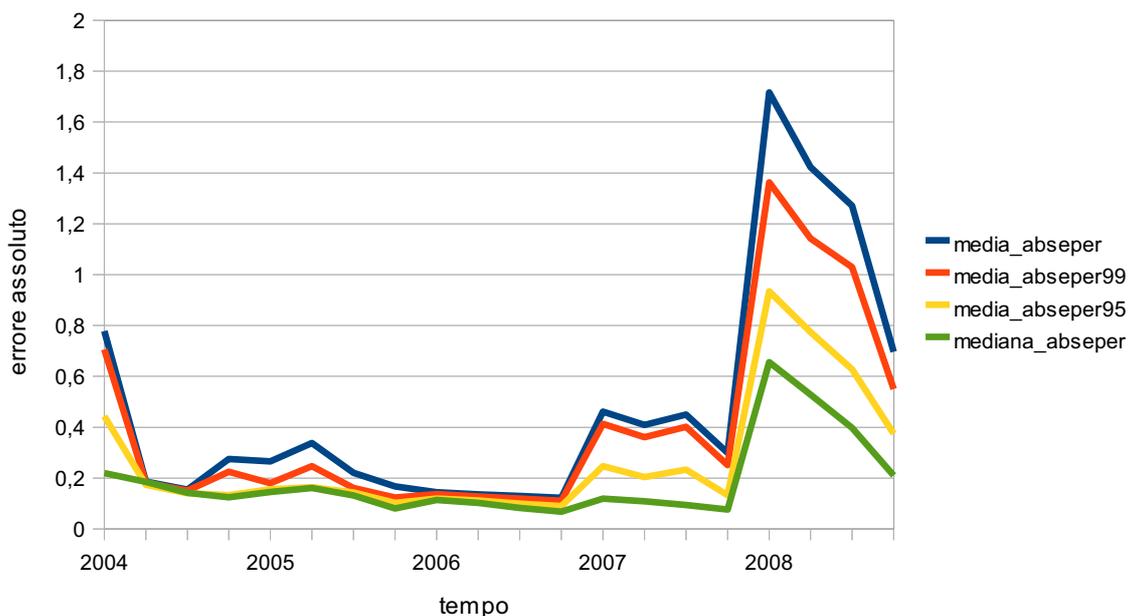
Il grafico evidenzia un elevato livello di curtosi (l'indice è 22) e asimmetria positiva (circa 3) dovuto essenzialmente a:

1. valori eccessivamente positivi che quindi accentuano la coda destra della distribuzione
2. un'elevata concentrazione delle osservazioni vicino alla media rendendo l'istogramma appuntito.



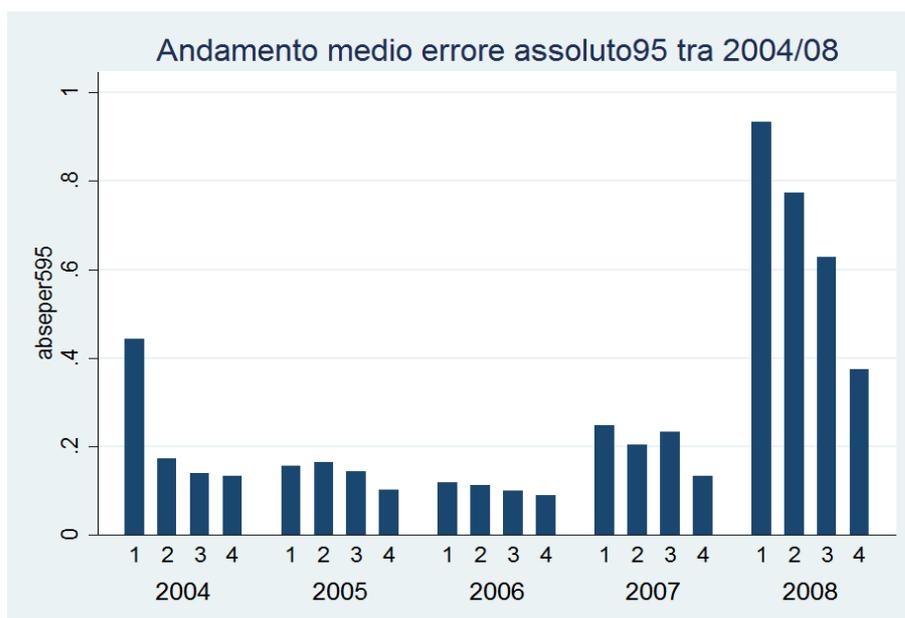
2)Analisi errore assoluto

Confronto errore assoluto tra il 2004/08



L'errore assoluto è un ottimo indicatore della precisione delle previsioni (accuracy) perché non considera il segno degli errori e quindi non può essere soggetto a compensazioni tra valori positivi e negativi. Il 2008 sembra essere l'anno dove gli analisti sono meno precisi, in particolare in tutti gli anni il primo trimestre è il periodo dove si commettono i maggiori errori di previsione.

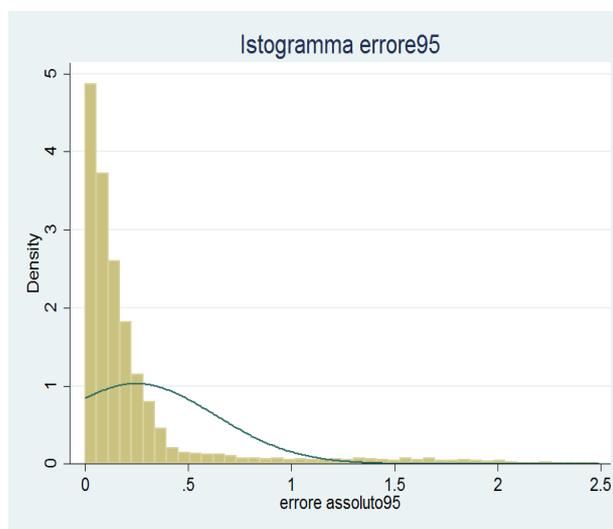
Concentrandoci anche in questo caso sulla sola variabile abseper95, essa presenta il tipico andamento a scalino che ci si deve aspettare. Le previsioni degli analisti, quindi, sono soggette a revisione nell'ultimo trimestre che in media ne migliora la precisione.



yy	fq	abseper95
2004	1	0,44
	2	0,17
	3	0,14
	4	0,13
2005	1	0,16
	2	0,16
	3	0,14
	4	0,10
2006	1	0,12
	2	0,11
	3	0,10
	4	0,09
2007	1	0,25
	2	0,20
	3	0,23
	4	0,13
2008	1	0,93
	2	0,77
	3	0,63
	4	0,37

Nel 2006 gli analisti commettono l'errore più piccolo e dunque sono più precisi, il primo trimestre 2004 è caratterizzato da una previsione abbastanza errata che in parte viene rivista e migliorata nei trimestri successivi. Mediamente per tutte le osservazioni considerate si commette un errore di 0,27, ciò significa che gli analisti prevedono un risultato che in media è soggetto ad una imprecisione del 27% (in valore assoluto) dell'actual. Se consideriamo solo gli anni dal 2004 al 2007 si raggiunge una inesattezza media che è di 0.15, notevolmente più piccola di quella precedente evidenziando il fatto che il 2008 può essere un anno di break strutturale e che quindi differisce molto dagli altri quattro.

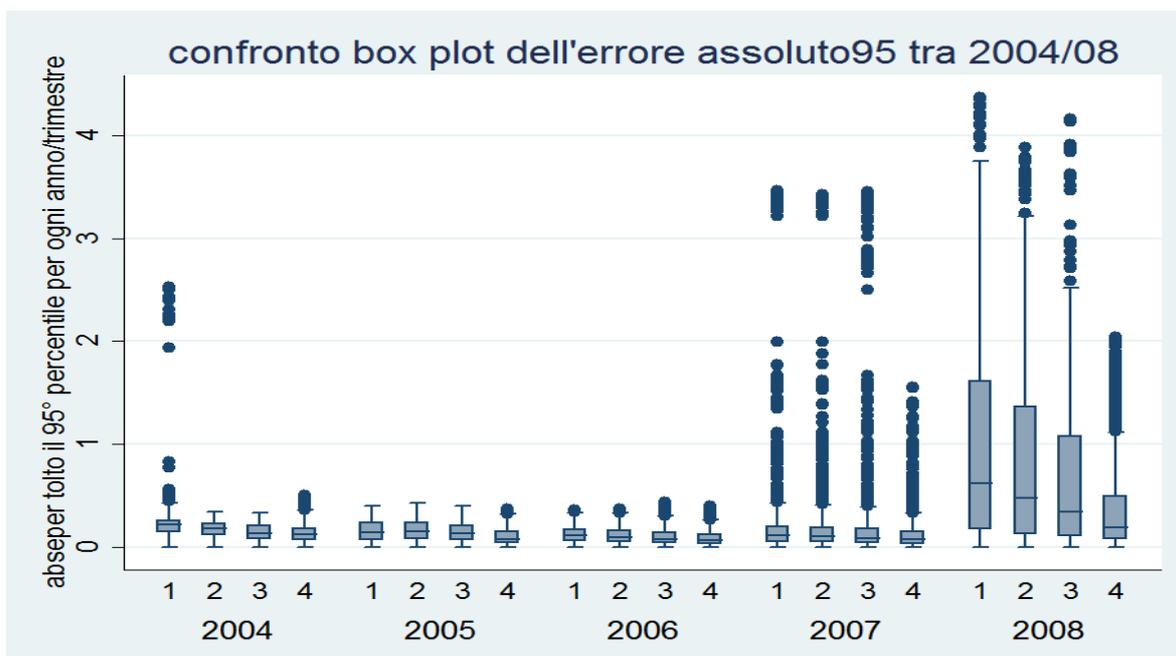
Focalizzandoci sulla distribuzione della variabile considerata, si può notare dall'istogramma come questa sia palesemente asimmetrica (con un indice di asimmetria superiore a 4) e soggetta a elevata curtosi (con l'indice pari a 28), comunque questi risultati derivano essenzialmente dalla definizione data all'errore assoluto.



L'istogramma riportato è un focus di quello originale, riprodotto per migliorare la visualizzazione del trend della variabile.

Il grafico si contraddistingue da un andamento a scalini con un significato diverso dal fenomeno precedente. Infatti la densità maggiore si riscontra per valori che sono vicini allo zero. Questo fatto può significare che gli analisti tendenzialmente commettono errori in un intorno dello zero e che quindi sono abbastanza precisi nelle loro previsioni. Gli istogrammi, non riportati per ragioni di spazio, di 2005 2006 e 2007 sono ancora più accentuati di questo; mentre 2004 (ma soprattutto) 2008 sono più “dispersi” e allocano maggiore densità ad osservazioni più distanti dallo zero.

Per quanto riguarda la variabilità associata all'errore commesso dagli analisti, essa è ben individuata dal box-plot (anche questo grafico è stato vincolato ad un valore massimo per l'asse delle ordinate, che viene superato nel 1° trimestre 2004, per visualizzare meglio le scatole).



Il grafico è contrassegnato da un evidente variabilità decrescente per trimestre che può significare un orientamento alla condivisione delle previsioni verso la fine dell'anno.

È evidente che nel 2008 la variabilità sia nettamente più elevata rispetto agli anni precedenti, e che il primo trimestre dello stesso anno sia quello prevalentemente più variabile.

yy	2004				2005				2006				2007				2008			
fq	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
sd_abseper95	1,09	0,08	0,08	0,10	0,11	0,11	0,10	0,09	0,08	0,08	0,09	0,08	0,53	0,42	0,55	0,19	0,91	0,79	0,68	0,44

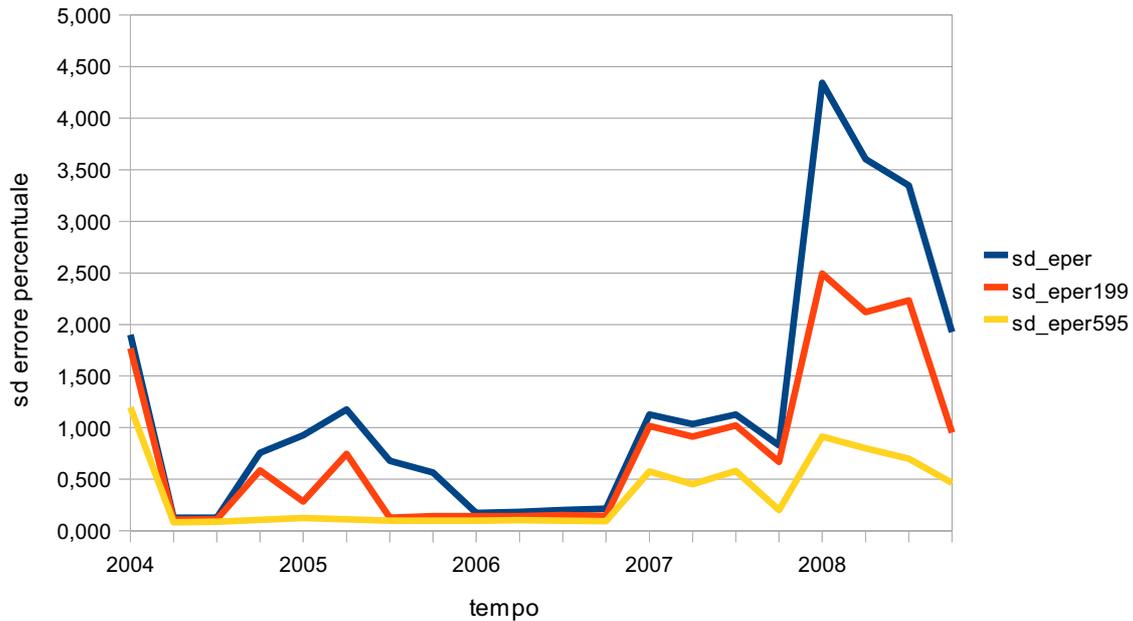
Lo stesso fenomeno osservato nel grafico può essere facilmente constatato anche attraverso la deviazione standard della variabile. Il quarto trimestre ha sempre la statistica più bassa dell'anno; il 2008 è l'anno con maggiore variabilità; mentre il primo trimestre 2004 si distingue per avere un'alta incertezza dovuta a maggiore dispersione delle osservazioni (con valori molto elevati).

3)Analisi dispersione

Per analizzare la dispersione viene utilizzata la deviazione standard dell'errore percentuale, perché risulta essere una buona proxy del fenomeno, individuando la variabilità degli errori con il loro segno e definendo meglio il livello di spargimento delle osservazioni.

yy	2004				2005				2006				2007				2008			
fq	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
sd_eper	1,90	0,13	0,13	0,76	0,93	1,18	0,68	0,57	0,17	0,18	0,20	0,21	1,13	1,03	1,13	0,83	4,34	3,60	3,35	1,93
sd_eper199	1,77	0,11	0,11	0,59	0,28	0,75	0,13	0,14	0,14	0,14	0,15	0,14	1,02	0,91	1,02	0,67	2,49	2,12	2,23	0,95
sd_eper595	1,20	0,08	0,09	0,11	0,12	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,57	0,45	0,58	0,20	0,91	0,80	0,70	0,46

Confronto sd errore percentuale

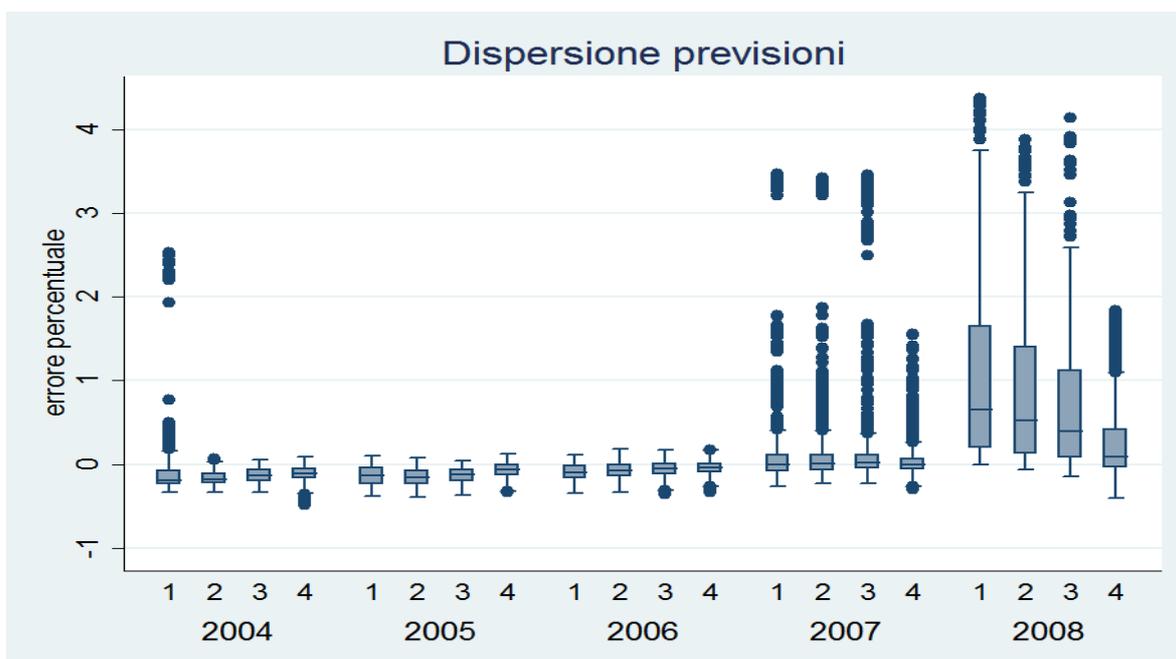


Dal grafico si vede come la dispersione si riduca via via che ci si avvicina al quarto trimestre e di come questa sia la più bassa dell'anno (a parte nel 2004), tendenza evidenziata anche dalla tabella.

Il più elevato livello di spargimento nei dati si ha nel 2008 (dove in media l'indice raggiunge un valore cospicuo), mentre risulta essere il più basso nel 2006, periodo in cui, probabilmente, gli analisti propendono a pubblicare previsioni condivise (queste poi risultano essere anche molto precise come visto in precedenza).

Guardando solo alla variabile eper595 la deviazione standard mostra un andamento abbastanza stabile dal 2° trimestre 2004 fino al 2007, mentre se osserviamo eper199 tale fenomeno avviene dal 3° trimestre 2005 a fine 2006.

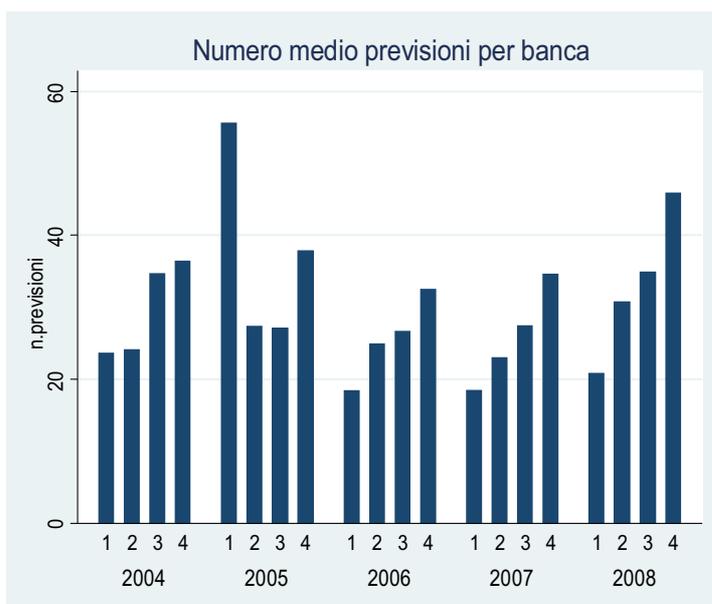
Incrociando i grafici della media con la standard deviation di eper sembra che quando si è in presenza di sovrastima la dispersione sia maggiore mentre quando si verifica sottostima lo spargimento sia minore (quasi zero); infatti, focalizzandosi solo su eper595, nel primo trimestre 2004 in tutto il 2007 e 2008 le previsioni sono sovrastimate ed infatti si osserva una maggiore deviazione standard, mentre dal 2° al 4° trimestre 2004 per tutto il 2005 e 2006, dove la variabile errore percentuale evidenzia sottostima (bias negativo), la deviazione standard è stabilmente modesta.



Dai box si nota che dove c'è sovrastima si manifestano o più valori al di fuori della scatola (2007 e 1° trimestre 2004) oppure un'elevata variabilità (il 2008 con un box molto allungato); mentre dove c'è sottostima le scatole sono piccole e con pochi valori al loro esterno. (il grafico è stato vincolato al valore massimo di 5 per l'asse delle ordinate, che viene superato nel 1° trimestre 2004, per una migliore visualizzazione)

4)Analisi sulle banche

Ora passiamo a studiare il comportamento degli analisti interessandoci alle banche analizzate, cercando di studiare quale istituto è stato maggiormente seguito, e per quale società si sono prodotte le previsioni più precise.



yy	fq	n.previsioni	n.medio_prev.	n.banche
2004	1	566	23,58	24
	2	361	24,07	15
	3	589	34,65	17
	4	728	36,40	20
2005	1	2835	55,59	51
	2	1149	27,36	42
	3	1273	27,09	47
	4	2160	37,89	57
2006	1	1176	18,38	64
	2	1597	24,95	64
	3	1758	26,64	66
	4	2276	32,51	70
2007	1	1073	18,50	58
	2	1492	22,95	65
	3	1785	27,46	65
	4	2178	34,57	63
2008	1	1230	20,85	59
	2	1816	30,78	59
	3	2056	34,85	59
	4	2706	45,86	59

Il data set contiene le stime di EPS riferite a 88 banche nel periodo tra il 2004 ed il 2008, per un totale di 30'804 osservazioni.

L'istituto che ha beneficiato di maggiori previsioni in tutto l'arco del campione è stata la Deutsche Bank con un totale di 1'329 (una media di 66 stime a trimestre), mentre quelle che ne hanno usufruito di meno sono le società Bank sarasin & c., Egg Plc e St Galler con una sola osservazione. In media, comunque, in ogni trimestre vengono rilasciate 30 previsioni per società.

Come si vede dal grafico a barre il numero di previsioni è quasi sempre il più basso all'inizio di ogni anno per poi crescere e raggiungere il suo massimo nel quarto trimestre; questo fenomeno si verifica ogni periodo a parte nel 2005 dove nei primo tre mesi si registra il numero medio (e assoluto) più alto nell'arco dei cinque anni.

Il 2006 è l'anno dove si esaminano il numero maggiore di istituti (una media per periodo pari a 66), invece nel 2004 si registra il minor numero sia di banche analizzate (una media di 19 a trimestre) che di previsioni rilasciate (un totale annuo di 2'244).

Le banche con maggiore deviazione standard nelle previsioni per anno, ossia quelle che hanno trovato minore consenso tra gli analisti, sono: la Postal Saving (in assoluto con una standard deviation di 15, una distorsione di 20 ed un seguito di 76 analisti), Emposiki bank (sd di circa 8), ed infine la Commerz bank (con una statistica di circa 6,5 un errore medio di quasi 10, ma soprattutto un seguito di 230) tutte nel 2008; mentre negli anni precedenti la deviazione massima non superava mai il valore di 1,8. La società, invece, caratterizzata da minore dispersione (in relazione al seguito) è BNP Paribas che nel 2007 ha una statistica di 0,05 con un seguito di 235.

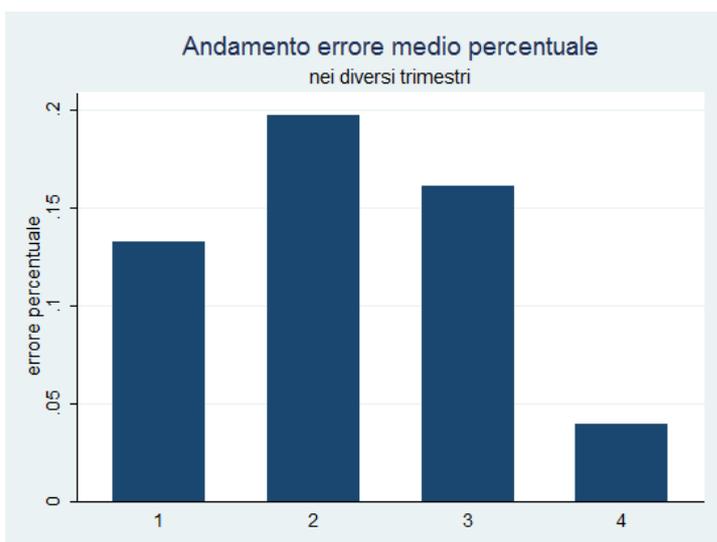
È facile pensare che all'aumentare del seguito degli analisti si riescano a produrre previsioni più accurate e quindi un errore di previsione minore.

3.4) I t.test

In questa sezione del testo andremo a studiare il comportamento degli analisti focalizzandoci sul confronto tra il quarto trimestre contro gli altri tre, essendo quest'ultimo di maggior interesse siccome gli analisti rivedono o confermano le loro stime finali sul risultato d'esercizio.

1) Errore percentuale

Come si è visto precedentemente gli errori commessi nel quarto trimestre (sia percentuale che assoluto) tendevano ad essere i più piccoli dell'anno.



Media errore percentuale		
trimestre	Media	std. Deviation
1	0,1331	0,7090
2	0,1974	0,6236
3	0,1613	0,5623
4	0,0395	0,3026

Dal grafico si nota che la distorsione nelle previsioni si riduce al minimo nell'ultimo periodo dell'anno; nella tabella viene mostrato come nei tre mesi finali ci sia la media più modesta (molto vicina allo zero). Proviamo ora a testare se anche statisticamente questa differenza è rilevante, ossia se la diversità tra le due medie è significativamente diversa da zero.

Test sulla varianza tra diversi gruppi				
Trimestre	Media fq	differenza	t oss	P-value
				H1:diff≠0
1	0,1331	0,0937	9,8747	0,000
2	0,1974	0,1580	17,9367	0,000
3	0,1613	0,1218	16,0996	0,000
Globale	0,1631	0,1237	22,0434	0,000
4	0,0395			

(nella riga con “Globale” ci si riferisce al test 4° trimestre vs gli altri tre accorpati)

Per condurre il test è stata usata la tipologia con ipotesi di varianze differenti tra le popolazioni, visto che il test F rigettava sempre l'uguaglianza.

Il risultato, come ci si poteva attendere, rifiuta la tesi della stessa media per i diversi trimestri presi singolarmente ed anche accorpati insieme.

Proviamo ora a ripetere il test per ogni singolo anno considerato nell'analisi. La tabella riportata evidenzia come la media del quarto trimestre sia sempre diversa da quella dei mesi precedenti considerati singolarmente e globalmente.

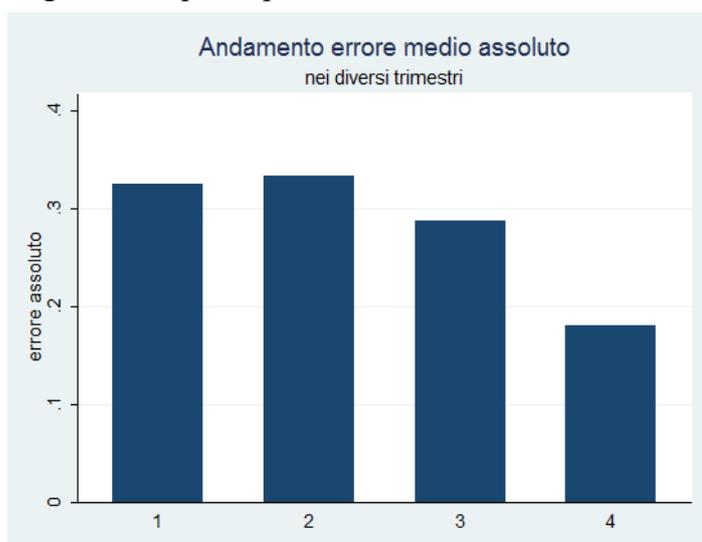
I valori riportati nella tabella fanno, ancora, riferimento alla versione del test t con varianze delle popolazioni diverse, perché la verifica d'ipotesi condotta per appurare se nei diversi periodi ci fosse lo stesso indice di variabilità ha prodotto sempre un esito negativo, a parte nel 3° trimestre 2007 dove effettivamente i due parametri erano statisticamente identici con un p-value di 0,73 (segnalato nella tabella con un asterisco).

Test sulla media errore percentuale tra diversi gruppi					
Anno	Trimestre	Media	differenza	t oss	P-value
					H1:diff≠0
2004	1	0,1299	0,2487	4,67	0,000
	2	-0,1733	-0,0545	-8,68	0,000
	3	-0,1361	-0,0173	-3,03	0,002
	Globale	-0,0456	0,0732	3,54	0,000
	4	-0,1188			
2005	1	-0,1384	-0,0624	-18,73	0,000
	2	-0,1539	-0,0779	-18,95	0,000
	3*	-0,1413	-0,0652	-17,72	0,000
	Globale	-0,1424	-0,0664	-23,68	0,000
	4	-0,0760			
2006	1	-0,0968	-0,0459	-12,46	0,000
	2	-0,0721	-0,0213	-6,23	0,000
	3	-0,0617	-0,0109	-3,38	0,001
	Globale	-0,0744	-0,0236	-9,11	0,000
	4	-0,0508			
2007	1	0,1328	0,1081	5,67	0,000
	2	0,1038	0,0791	6,02	0,000
	3	0,1526	0,1279	8,40	0,000
	Globale	0,1310	0,1063	10,90	0,000
	4	0,0247			
2008	1	0,9808	0,7189	24,74	0,000
	2	0,8067	0,5447	24,85	0,000
	3	0,6315	0,3696	19,64	0,000
	Globale	0,7780	0,5160	34,09	0,000
	4	0,2620			

Quindi si può affermare che le previsioni effettuate nel 4° trimestre differiscono da quelle degli altri tre; e, come si vede anche dai grafici, la distorsione riportata nell'ultimo periodo è sempre la più piccola (in modulo).

2) Errore assoluto

Ripetiamo, ora, gli stessi test per verificare se anche la precisione dell'analista è migliore nel quarto periodo.



Media errore assoluto		
Trimestre	Media fq	std. Deviation
1	0,3262	0,6187
2	0,3336	0,5473
3	0,2877	0,4993
4	0,1814	0,2788

Anche con questa variabile la media dell'ultimo trimestre è la più bassa dell'anno.

La precisione, dunque, degli analisti tende ad aumentare man mano che ci si avvicina

all'annuncio del risultato d'esercizio.

Test sulla media errore assoluto tra diversi gruppi						
Trimestre	Media	differenza	t oss	P-value		
				H1:diff≠0	H1:diff>0	
1	0,326	0,145	17,726	0,000	0,000	
2	0,334	0,152	20,106	0,000	0,000	
3	0,288	0,106	16,148	0,000	0,000	
Globale	0,315	0,133	27,287	0,000	0,000	
4	0,181					

Il test rifiuta sempre H_0 e quindi anche statisticamente si può affermare che negli ultimi tre mesi dell'anno si registra una precisione diversa da quella dei mesi precedenti.

Il test con ipotesi alternativa $\text{diff}>0$ rafforza l'idea (visibile anche dal grafico), che la media dell'errore assoluto nel quarto periodo sia più esigua di quella degli altri (il p-value è sempre zero rifiutando l'ipotesi nulla a favore di quella alternativa).

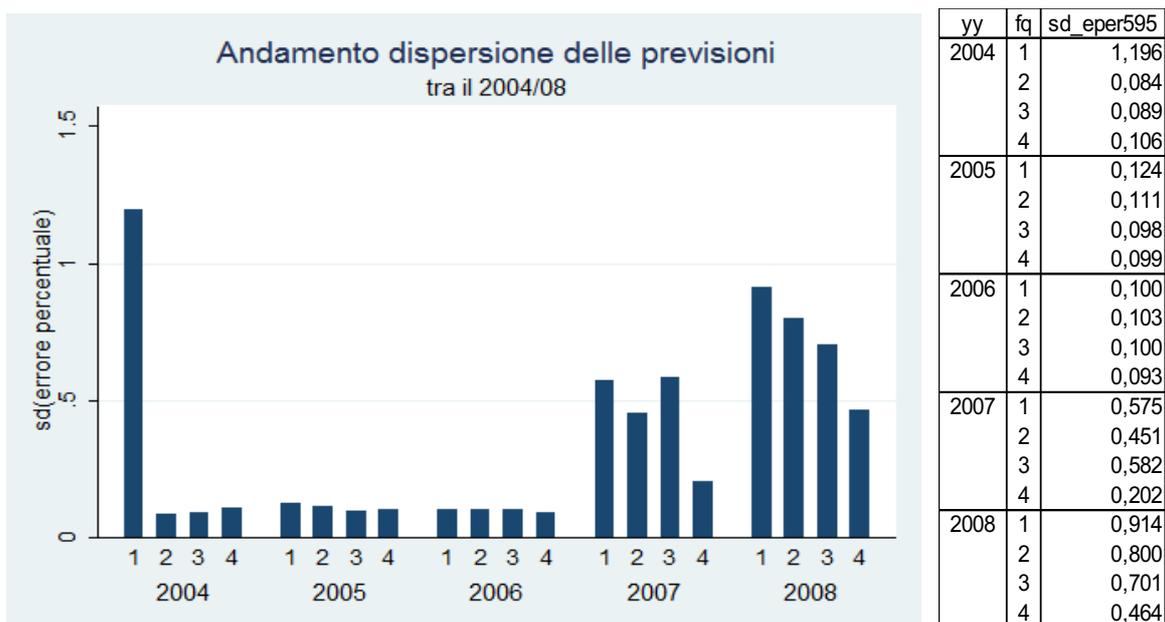
Test sulla media errore assoluto tra diversi gruppi						
Anno	Trimestre	Media	differenza	t oss	P-value	
					H1:diff≠0	H1:diff>0
2004	1	0,4429	0,3106	6,60	0,000	0,000
	2	0,1735	0,0412	7,16	0,000	0,000
	3	0,1405	0,0082	1,60	0,111	0,055
	Globale	0,2613	0,1290	7,02	0,000	0,000
	4	0,1323				
2005	1	0,1556	0,0534	18,84	0,000	0,000
	2	0,1638	0,0616	16,44	0,000	0,000
	3	0,1434	0,0413	12,13	0,000	0,000
	Globale	0,1544	0,0523	21,40	0,000	0,000
	4	0,1022				
2006*	1	0,1187	0,0290	9,58	0,000	0,000
	2	0,1118	0,0222	7,95	0,000	0,000
	3	0,0993	0,0097	3,51	0,000	0,000
	Globale	0,1087	0,0191	8,63	0,000	0,000
	4	0,0896				
2007	1	0,2468	0,1142	6,65	0,000	0,000
	2	0,2043	0,0718	6,02	0,000	0,000
	3	0,2328	0,1003	7,17	0,000	0,000
	Globale	0,2265	0,0940	10,54	0,000	0,000
	4	0,1325				
2008	1	0,9337	0,5594	19,95	0,000	0,000
	2	0,7740	0,3997	19,12	0,000	0,000
	3	0,6278	0,2535	14,38	0,000	0,000
	Globale	0,7535	0,3792	26,60	0,000	0,000
	4	0,3743				

Calcolando lo stesso test per anno si arriva al medesimo risultato precedente (a parte nel 3° trimestre 2004) sia per l'ipotesi alternativa H_1 diversa da zero sia per H_1 maggiore di zero; dunque il quarto trimestre si conferma (anche statisticamente) il periodo in cui gli analisti riescono a produrre previsione il più accurato possibile.

3) Dispersione

Per studiare il comportamento degli analisti nel trimestre finale in merito alla

dispersione delle previsioni verrà ancora usata la variabile deviazione standard dell'errore percentuale essendo una buona proxy della variabilità delle stime dell'utile.



La dispersione, come già notato, tende a ridursi al trimestre quattro in quasi tutti gli anni (tranne il 2004). Verifichiamo ora se tale valore è effettivamente il più basso dell'anno e dei vari trimestri.

Test sulla varianza tra diversi gruppi						
Anno	Trimestre	std. Deviation	F oss	P-value		
				H1:ratio≠1	H1:ratio>1	
2004	1	1,1962	126,3342	0,000	0,000	
	2	0,0844	0,6282	0,000	1,000	
	3	0,0894	0,7059	0,000	1,000	
	Globale	0,7465	49,1940	0,000	0,000	
	4	0,1064				
2005	1	0,1240	1,5669	0,000	0,000	
	2	0,1106	1,2451	0,000	0,000	
	3	0,0982	0,9822	0,737	0,631	
	Globale	0,1155	1,3584	0,000	0,000	
	4	0,0991				
2006	1	0,0996	1,1545	0,007	0,003	
	2	0,1035	1,2447	0,000	0,000	
	3	0,0995	1,1513	0,003	0,001	
	Globale	0,1019	1,2070	0,000	0,000	
	4	0,0927				
2007	1	0,5750	8,0904	0,000	0,000	
	2	0,4512	4,9813	0,000	0,000	
	3	0,5816	8,2765	0,000	0,000	
	Globale	0,5389	7,1075	0,000	0,000	
	4	0,2021				
2008	1	0,9143	3,8835	0,000	0,000	
	2	0,8001	2,9738	0,000	0,000	
	3	0,7008	2,2815	0,000	0,000	
	Globale	0,8036	3,0002	0,000	0,000	
	4	0,4640				

Come mostrato dalla tabella la dispersione nel quarto trimestre è quasi sempre diversa da quella trovata nei periodi precedenti; infatti l'alfa osservato associato al test con ipotesi alternativa ratio diverso da 1 è quasi sempre pari a zero. Si può inoltre affermare, che la varianza nella quarta fase dell'anno è nella maggior parte dei casi più piccola rispetto ai momenti passati, il p-value dell'ipotesi ratio maggiore di 1 è in molte combinazioni, a parte tre, minore di 0,05 (soglia critica). Solo nel terzo trimestre 2005 si può affermare che le due stime della dispersione sono uguali; mentre nel secondo e terzo quarter del 2004 la variabilità delle previsioni legata al quarto periodo è maggiore.

3.5) I modelli di regressione

Analisi precisione vs giorni d'anticipo dall'annuncio

1) Analisi con tutti i dati

Con questa analisi si vuole provare l'evidenza di una relazione tra il grado di accuracy (precisione) delle previsioni ed il tempo intercorso tra l'annuncio dell'utile e l'emissione della stima o revisione (i giorni d'anticipo dall'annuncio). Per sintetizzare la precisione verrà usata la variabile errore assoluto (abseper\99\95), ed in particolare la trasformata con taglio al 5%; perché risulta essere maggiormente correlata all'esplicativa.

Correlazione tra precisione e giorni d'anticipo			
	abseper	abseper99	abseper95
giorni d'anticipo	0,0486	0,0560	0,0991
p-value	0,0000	0,0000	0,0000

Come si vede dalla tabella la correlazione tra le variabili è sempre positiva; dunque, più distante (in termini di giorni) viene rilasciata la previsione più è alto l'errore assoluto.

I coefficienti, poi, sono tutti significativi con un p-value pari a zero; come anticipato prima il legame maggiore si nota con la variabile dipendente errore assoluto al 95%.

La relazione, però, non sembra essere troppo nitida, perché probabilmente condizionata da alcune previsioni emesse con un anticipo di più di un anno.

Consideriamo allora solo quelle previsioni che sono state emesse con un anticipo massimo di 350 giorni. In questo modo riusciamo a non considerare tutte quelle osservazioni che alterano la relazione tra le variabili usate.

Misurando di nuovo la correlazione, si arriva ai seguenti valori:

Corr. tra precisione e giorni d'anticipo(<=350)			
	abseper	abseper99	abseper95
giorni d'anticipo	0,0639	0,0870	0,1461
p-value	0,0000	0,0000	0,0000

Il risultato finale è migliorato per ogni combinazione di variabili, quindi possiamo affermare che esiste una relazione tra la precisione nelle previsioni ed il numero di giorni d'anticipo con cui questa viene rilasciata. Questo legame si era già intravisto nello studio della singola variabile *abseper95*, che mostrava un andamento a scalini nei quattro trimestri di ogni anno. Nonostante ciò il legame è abbastanza debole (la statistica non è eccessivamente elevata); confermato anche dal grafico a dispersione tra le due variabili, caratterizzato da una concentrazione maggiore verso valori piccoli quando i giorni d'anticipo, della previsione, dall'annuncio si avvicinano a uno (valore minimo), mentre si manifesta maggiore spargimento al crescere della variabile indipendente.

Impostiamo, allora, la regressione con queste due variabili:

Risultati regressione: errore assoluto = $\beta_1 + gg_anticipo \cdot \beta_2 + \epsilon$									
		β_1		$gg_anticipo \cdot \beta_2$		R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente		0,1506		0,0007		0,0213	0,0213	25773	561,98
(t.value)	Pr(> t)	(25,58)	0,00	(23,71)	0,00				

Le stime dell'intercetta e del coefficiente angolare sono significative al livello del 1%; secondo il modello se la stima del risultato economico di periodo viene rilasciata con un giorno d'anticipo aggiuntivo rispetto all'annuncio, l'analista commette un errore atteso maggiore di 0,0007 (in relazione all'actual). Se la previsione, invece, viene effettuata il giorno prima che la società annunci l'utile, si commette in media un errore assoluto di 0,1513, ossia viene previsto un valore superiore del 15% dell'actual.

Il modello non sembra adattarsi molto bene ai dati, l' R^2 è molto piccolo (2,13%) e i grafici dei residui mostrano una componente di eteroschedasticità nel modello. Tuttavia risulta essere ben specificato visto che il test RESET rifiuta l'ipotesi che ci siano delle variabili omesse nel modello (con un valore della statistica F di 0,74 e un p-value di 0,53). Utilizzando gli standard error robusti per risolvere l'eteroschedasticità il risultato finale non cambia e la variabile esplicativa continua ad essere significativa.

Proviamo, quindi, a trasformare le variabili nei loro logaritmi. Optiamo inizialmente nel regredire il logaritmo della dipendente con il numero di giorni, visto che presenta il livello di correlazione più elevata (0,1735).

L'adattamento complessivo ai dati è del 3,01% e le stime rimangono sempre significative per livelli molto piccoli di alfa. Il modello (chiamato anche log-lineare) ha come stima del coefficiente angolare la semi-elasticità (in modo approssimato), ossia di quanto aumenta in termini relativi la variabile risposta all'aumento di un'unità

dell'esplicativa; perciò l'errore assoluto atteso aumenta dello 0,24% se la previsione viene rilasciata con un giorno d'anticipo supplementare.

Risultati regressione: errore assoluto = $\beta_1 + f(\text{gg_anticipo}) * \beta_2 + \epsilon$			Risultati regressione: $\log(\text{errore assoluto}) = \alpha_1 + f(\text{gg_anticipo}) * \alpha_2 + \eta$		
	f(gg_anticipo)			f(gg_anticipo)	
	gg_anticipo	log(gg_anticipo)		gg_anticipo	log(gg_anticipo)
Variabili			Variabili		
Costante	0,1506	0,0077	Costante	-2,6002	-3,1342
(t.value)	(25,58)	(0,58)	(t.value)	(-156,07)	(-82,81)
gg_anticipo	0,0007		gg_anticipo	0,0024	
(t.value)	(23,71)		(t.value)	(28,17)	
log(gg_anticipo)		0,0552	log(gg_anticipo)		0,1969
(t.value)		(20,17)	(t.value)		(25,43)
R-squared	0,0213	0,0155	R-squared	0,0301	0,0247
Adj R-squared	0,0213	0,0155	Adj R-squared	0,0301	0,0247
N	25773	25773	N	25547	25547
F	561,98	406,77	F	793,29	646,87

I grafici diagnostici sui residui non presentano alcun tipo di andamento legato all'eteroschedasticità, il test di white, infatti, accetta l'ipotesi di omoschedasticità (con un p-value di 0,823).

Per quanto riguarda il modello con il logaritmo nella variabile esplicativa, questo presenta la non significatività dell'intercetta ed un R² minore. Mentre il modello con i due logaritmi (log-log) ha potere esplicativo minore del modello log-lineare (2,47%); il parametro alfa2 identifica (in via approssimata) l'elasticità, quindi a seguito di un aumento dell'1% dei giorni d'anticipo la previsione è soggetta ad un errore maggiore dello 0,20%.

2)Analisi per anno

Proviamo ora a ripetere l'analisi precedente, ma condizionandoci all'anno; la scelta dipende essenzialmente dall'evidenza, mostrato dalla correlazione, che ogni periodo è caratterizzato da un andamento differente; dunque non sarebbe corretto studiare il comportamento della variabile risposta senza includere l'anno di emissione della previsione.

Indice di correlazione tra errore assoluto e giorni dall'annuncio per anno					
Anno	2004	2005	2006	2007	2008
correlazione	0,2015	0,2490	0,1382	0,0769	0,2662
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

La correlazione più elevata si osserva nel 2008, mentre la più piccola si riscontra nel 2007; nonostante ciò è sempre significativa con un p-value pari circa a zero.

I grafici a dispersione per i diversi anni mostrano una leggera tendenza ad avere previsioni meno precise man mano che la distanza temporale dall'annuncio cresce (anche se questa non è particolarmente visibile). Il 2008 sembra rispettare

maggiormente l'ipotesi di partenza, ma in tutti i grafici si vede che la precisione tende ad essere costante a prescindere dalla distanza temporale tra rilascio e annuncio dell'utile.

Calcolando, allora, le diverse regressioni per anno si giunge al seguente risultato:

Risultati regressione: errore assoluto = $\beta_1 + gg_anticipo * \beta_2 + \epsilon$					
	Anno				
Variabili	2004	2005	2006	2007	2008
Costante	0,0168	0,0912	0,0808	0,1364	0,2904
(t.value)	(0,66)	(34,36)	(37,64)	(12,66)	(18,60)
gg_anticipo	0,0012	0,0003	0,0001	0,0003	0,0019
(t.value)	(8,97)	(18,62)	(10,76)	(5,83)	(23,05)
R-squared	0,0406	0,0620	0,0191	0,0059	0,0708
Adj R-squared	0,0401	0,0618	0,0189	0,0057	0,0707
N	1904	5246	5943	5711	6969
F	80,47	346,77	115,76	33,99	531,16

Gli output delle regressioni vedono sempre i coefficienti associati alla variabile esplicativa significativi, mentre l'intercetta è statisticamente non rilevante nel 2004.

L'R² è in tutti i modelli molto piccolo e la maggior capacità esplicativa si accerta nel 2008 con il 7% della variabilità spiegata. Il coefficiente beta2 è sempre positivo, dunque più aumenta la distanza tra l'emissione della previsione e l'annuncio più è elevato l'errore commesso dall'analista; il valore maggiore si trova nel 2008 dove gli analisti commettono un errore più importante al crescere della variabile esplicativa.

L'intercetta, che in questi modelli identifica l'errore medio assoluto commesso nel giorno in cui viene annunciato l'utile ossia al giorno 0 (osservazione non presente nel data set), presenta nel 2008 la sua stima maggiore, pari a 0,29, quindi l'analista mediamente commette un errore del 30% dell'actual se emette la sua previsione lo stesso giorno dell'annuncio. Il 2008 si conferma essere l'anno con le peggiori previsioni in termini di accuracy; mentre il 2006 è l'anno dove si sbaglia di meno considerando che le stime dei parametri sono le più basse.

L'eteroschedasticità del modello viene mostrata dai grafici diagnostici, pregiudicando, quindi, l'efficienza dei test. La variabilità cresce al crescere dell'anticipo con cui viene effettuata la previsione. Passando, però, a modelli con standard error robusti le conclusioni sulla significatività non si modificano.

Provando, come prima, a passare al logaritmo della dipendente si giunge a tale risultato:

Indice di correlazione tra log(errore assoluto) e giorni dall'annuncio					
Anno	2004	2005	2006	2007	2008
correlazione	0,2944	0,2421	0,1723	0,1107	0,2316
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

La correlazione ha beneficiato di tale trasformazione, visto che in tre casi su cinque (2004, 2006, 2007) l'indice si è alzato e nel 2005 è praticamente identico. Quindi sembra esserci un legame più forte tra il logaritmo dell'errore assoluto e l'anticipo con cui viene emessa la previsione o revisione.

Calcolando le regressioni per i singoli anni si arriva alle seguenti stime:

Risultati regressione: $\log(\text{errore assoluto}) = \alpha_1 + \text{gg_anticipo} * \alpha_2 + \eta$					
	Anno				
Variabili	2004	2005	2006	2007	2008
Costante	-2,5938	-2,8040	-3,0325	-2,8387	-1,9147
(t.value)	(-60,78)	(-102,91)	(-110,54)	(-79,56)	(-55,86)
gg_anticipo	0,0030	0,0025	0,0019	0,0016	0,0036
(t.value)	(13,37)	(17,96)	(13,38)	(8,39)	(19,84)
R-squared	0,0867	0,0586	0,0297	0,0123	0,0536
Adj R-squared	0,0862	0,0584	0,0295	0,0121	0,0535
N	1884	5184	5857	5678	6944
F	178,64	322,68	179,14	70,43	393,48

Il risultato finale mostra la significatività di tutti i parametri del modello, con test t molto grandi (in modulo); che, per questo, rifiutano l'ipotesi nulla di non rilevanza della variabile indipendente nello spiegare la risposta. Nel passare da errore assoluto al suo logaritmo in totale si sono escluse dal nuovo modello log-lineare 226 osservazioni con una media di 56 per anno (vengono perse quelle osservazioni che presentavano un errore assoluto di 0).

Il valore delle stime della regressione definiscono la semi-elasticità dell'errore assoluto; indicando cioè la variazione relativa della precisione in risposta al cambiamento di un'unità nell'esplicativa. Nel 2004, allora, l'errore assoluto aumenta dello 0,3% se la previsione viene effettuata con un giorno supplementare d'anticipo; mentre nel 2008 (dove il coefficiente è il più elevato) la precisione peggiora dello 0,36%.

Il problema dell'eteroschedasticità, dai grafici dei residui di alcuni anni, comunque, non sembra risolto, ma passando a test t con standard error robusti i risultati non si modificano sensibilmente, mantenendo sempre lo stesso livello di rilevanza sulle stime (i t-value e gli alfa osservati non si discostano in modo considerevole). Infatti se per il 2007 e 2008 si può affermare che la trasformazione ha risolto il problema, gli anni 2004 2005 e 2006 lasciano qualche dubbio. Il test di white, infatti, accetta l'ipotesi di omoschedasticità solo negli ultimi due anni, con un p-value superiore a 0,5.

Test di white					
Anno	2004	2005	2006	2007	2008
valore osservato	11,5694	37,2136	47,8133	1,2381	0,5540
p-value	0,0031	0,0000	0,0000	0,5385	0,7594

Proviamo ora ad unire i risultati precedenti in un'unica regressione, introducendo delle variabili dicotomiche che indichino l'anno a cui la previsione fa riferimento. Si calcoleranno due tipologie di modelli, il primo senza interazione con solo le dummy annuali, mentre il secondo con la componente di interazione tra l'anno e la variabile esplicativa giorni d'anticipo dall'annuncio. I risultati sono stati raggiunti utilizzando i test robusti all'eteroschedasticità, siccome, come visto in passato, i residui non sembrano essere omoschedastici in tutto il periodo considerato.

Risultati regressione: errore assoluto = $\beta_1 + \text{dummy}_{\text{anno}} \beta_{2/5} + \text{gg_anticipo} \beta_6 + \text{gg_anticipo} \text{dummy}_{\text{anno}} \beta_{7/10} + \varepsilon$		
Variabili	senza interazione	con interazione
Costante (t.value)	0,0900 (7,82)	0,0168 (0,80)
dummy 2005 (t.value)	-0,0806 (-6,15)	0,0744 (3,52)
dummy 2006 (t.value)	-0,1128 (-8,62)	0,0640 (3,03)
dummy 2007 (t.value)	-0,0216 (-1,53)	0,1196 (5,32)
dummy 2008 (t.value)	0,3883 (25,42)	0,2736 (11,18)
gg_anticipo (t.value)	0,0007 (24,78)	0,0012 (5,95)
gg_anticipo*dummy 2005 (t.value)		-0,0009 (-4,66)
gg_anticipo*dummy 2006 (t.value)		-0,0011 (-5,34)
gg_anticipo*dummy 2007 (t.value)		-0,0009 (-4,17)
gg_anticipo*dummy 2008 (t.value)		0,0007 (3,22)
R-squared	0,1980	0,2198
N	25773	25773
F	806,04	526,07

La prima regressione mostra come unica variabile non significativa la dummy associata al 2007; quindi, secondo il modello, in quell'anno si commetteva lo stesso errore (in media) che si rilevava nel 2004, al netto della variabile giorni d'anticipo. La capacità complessiva del modello di spiegare la variabile risposta si assesta quasi al 20%, (performance elevata in riferimento ai modelli precedenti); ed il test F rifiuta l'ipotesi di non rilevanza di tutte le variabili. Le stime legate alle componenti dicotomiche annuali mostrano di quanto varia l'errore assoluto (mediamente) rispetto al 2004 (anno di riferimento), al netto dei giorni d'anticipo. Quindi secondo questa prima regressione, nel 2004 si commette un errore che è maggiore (in media) di 2005 e 2006, mentre è minore del 2008 (sempre al netto della variabile indipendente).

Il secondo modello, caratterizzato dalla componente di interazione tra anno e giorni

d'anticipo della previsione, presenta un migliore adattamento ai dati (un R² maggiore del 11%), un test F molto elevato e quasi tutti i coefficienti significativi (ad esclusione dell'intercetta). Le stime che si sono raggiunte equivalgono a quelle che erano presenti nei singoli modelli di regressione calcolati per i diversi anni. Il test F, per verificare la non rilevanza congiunta dei fattori di interazione, ha prodotto un esito negativo (statistica pari a 124,88 con un p-value di 0), rafforzando l'ipotesi che ogni anno si contraddistingue da un andamento differente (sia in termini d'intercetta che di coefficiente angolare). I coefficienti abbinati alle dummy indicano di quanto varia l'errore assoluto atteso nei diversi anni se si effettua la previsione lo stesso giorno dell'annuncio dell'utile (giorno d'anticipo 0), in riferimento all'anno 2004. Mentre gli elementi di interazione definiscono la differenza dell'effetto marginale della variabile indipendente, confrontata all'anno 2004. Perciò 2005, 2006 e 2007 secondo il modello sono contrassegnati da un effetto marginale dei giorni d'anticipo meno accentuato; ossia l'effetto di un'unità aggiuntiva nella variabile esplicativa è più modesto se paragonato a quello del 2004; invece il 2008 è contraddistinto da un effetto marginale superiore al quello osservato nel 2004.

Cerchiamo di migliorare l'adattamento ai dati passando al logaritmo dell'errore assoluto, regredendolo con e senza l'interazione tra dummy e giorni d'anticipo dall'annuncio.

Risultati regressione: $\log(\text{errore assoluto}) = \alpha_1 + \text{dummy}_{\text{anno}} * \alpha_{2/5} + \text{gg_anticipo} * \alpha_6 + \text{gg_anticipo} * \text{dummy}_{\text{anno}} * \alpha_{7/10} + \eta$		
Variabili	senza interazione	con interazione
Costante	-2,5109	-2,5938
(t.value)	(-99,54)	(-57,92)
dummy 2005	-0,2862	-0,2102
(t.value)	(-11,12)	(-3,92)
dummy 2006	-0,6171	-0,4386
(t.value)	(-23,88)	(-8,23)
dummy 2007	-0,4774	-0,2449
(t.value)	(-16,79)	(-4,28)
dummy 2008	0,7747	0,6791
(t.value)	(27,78)	(12,04)
gg_anticipo	0,0025	0,0030
(t.value)	(31,23)	(12,21)
gg_anticipo*dummy 2005		-0,0005
(t.value)		(-1,62)
gg_anticipo*dummy 2006		-0,0011
(t.value)		(-3,83)
gg_anticipo*dummy 2007		-0,0014
(t.value)		(-4,62)
gg_anticipo*dummy 2008		0,0006
(t.value)		(1,93)
R-squared	0,1932	0,1962
N	25547	25547
F	1037,49	591,8

Come prima la capacità esplicativa si è incrementata rispetto ai modelli per i singoli anni ed anche in riferimento a quello complessivo; i test F globali sono in entrambi i disegni molto elevati, rifiutando quindi l'ipotesi di non significatività di tutte le variabili contemporaneamente. Nella prima riproduzione (ossia in assenza di interazione) tutte le variabili sono rilevanti ad un livello di confidenza del 5%. La stima legata a giorni d'anticipo, che ravvisa la semi-elasticità collegata all'errore, mostra una riduzione dello 0,25% della precisione a seguito dell'incremento di un giorno d'anticipo della previsione dall'annuncio.

Il secondo modello migliora di poco la performance del precedente (l'1,55% in più) ed evidenzia due termini d'interazione (2008 e 2005) non significativi, tuttavia il test F per l'irrelevanza dei cinque fattori congiuntamente, esibisce un valore della statistica pari a 20,43 con un alfa osservato collegato di 0. Secondo questo schema, quindi, gli effetti marginali del 2005 e del 2008 sono statisticamente pari a quello del 2004 che presentava un valore della stima pari a 0,0030. In base a questo risultato un giorno aggiuntivo d'anticipo dall'annuncio aumenta l'errore assoluto dello 0,3%. Al contrario nel 2006 e 2007 l'effetto marginale è più limitato di quello palesato nel 2004; quindi si può affermare che la variazione relativa dovuta ad un incremento unitario nella variabile esplicativa in questi due anni è inferiore a quello mostrato dal 2004 (circa dello 0,1%).

3)Analisi condizionata al quarto trimestre

Verifichiamo se la relazione tra i giorni d'anticipo con cui viene rilasciata la previsione e la precisione è significativa anche condizionandoci solo al quarto trimestre.

Se fosse confermata una relazione positiva potremmo dire che in prossimità della data dell'annuncio gli analisti pubblicano previsioni più accurate.

La correlazione tra le due variabili, però, è meno forte rispetto al modello con tutte le osservazione dell'anno; il suo valore è di 0,0378 con un p-value di 0,0002, che comunque rifiuta l'ipotesi di non significatività della variabile nello spiegare la precisione.

Il risultato della regressione è il seguente:

Risultati regressione: errore assoluto = $\beta_1 + gg_anticipo * \beta_2 + \epsilon$						
	β_1	$gg_anticipo * \beta_2$	R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,1645	0,0003	0,0014	0,0014	9540	13,64
(t.value) Pr(> t)	(30,44) 0,00	(3,69) 0,00				

Il coefficiente associato ai giorni d'anticipo è significativo rifiutando l'ipotesi che la sua stima sia pari a zero. L'R², nonostante ciò, è molto piccolo (0,14%), dunque il modello

non sembra in grado di spiegare molto la variabile dipendente. In base alla stima di beta2 se la previsione viene rilasciata con un giorno d'anticipo suppletivo questa è meno precisa di 0,0003.

I grafici diagnostici evidenziano un problema di eteroschedasticità nei residui, quindi il modello risulta essere poco efficiente. Passando a standard error robusti i risultati riportati non si modificano in maniera rilevante.

Proviamo a modificare, come in passato, la specificazione del modello nell'intento di migliorare l'adattamento ed il comportamento dei residui.

Regrediamo inizialmente il logaritmo dell'errore assoluto con i giorni d'anticipo, tale regressione consentirà di interpretare le stime del modello come semi-elasticità. Mentre successivamente opteremo per modellare i logaritmi delle due variabili, mostrando così il livello di elasticità.

Risultati regressione:		
log(errore assoluto) = $\alpha_1 + f(\text{gg_anticipo}) * \alpha_2 + \eta$		
	f(gg_anticipo)	
	<i>gg_anticipo</i>	<i>log(gg_anticipo)</i>
Variabili		
Costante (t.value)	-2,6253 (-101,55)	-2,7824 (-61,88)
gg_anticipo (t.value)	0,0023 (6,79)	
log(gg_anticipo) (t.value)		0,0818 (7,15)
R-squared	0,0049	0,0054
Adj R-squared	0,0048	0,0053
N	9429	9429
F	49,09	51,07

Il coefficiente alfa2 del primo modello (log-lineare) descrive la semi-elasticità, quindi l'errore aumenta dello 0,23% se la stima dell'utile viene emessa con un giorno d'anticipo addizionale. Il secondo disegno (log-log) identifica l'elasticità, per cui misura il cambio relativo nella variabile dipendente dovuto ad un cambio relativo dell'1% nella variabile esplicativa; nel nostro

caso, quindi, un aumento percentuale unitario nel numero di giorni d'anticipo dall'annuncio aumenta l'errore dello 0,08%.

La relazione rimane comunque molto debole con una specificazione complessiva bassa; il problema legato ai residui sembra attenuarsi nel secondo modello, ma nel complesso anche passando agli s.e. robusti le relazioni non variano. Basandosi sul valore del coefficiente di determinazione si preferisce il modello log-log caratterizzato da un grado della statistica superiore. I risultati hanno confermato l'idea, che nell'ultimo trimestre si emettano generalmente previsioni abbastanza precise.

Analisi precisione vs. numero previsioni

1) Analisi con tutti i dati

In questa sezione verrà studiato il comportamento della precisione in base al seguito della società da parte degli analisti (ossia il numero di previsioni che vengono rilasciate per la singola banca).

La correlazione tra l'errore assoluto ed il numero di previsioni è negativo confermando l'intuizione che con più stime ci sia maggiore accuratezza. L'indice, però, è molto piccolo (-0,0569) e risulta non significativo al 5%. La regressione condotta sulle variabili porta alle stesse conclusioni precedenti (anche usando standard error robusti per l'eteroschedasticità).

Risultati regressione: errore assoluto = $\theta_1 + n.\text{previsioni}*\theta_2 + u$								
	θ_1		$n.\text{previsioni}*\theta_2$		R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,3311		-0,0012		0,0032	0,0022	985	3,19
(t.value) Pr(> t)	(12,59) 0,00	(-1,79) 0,07						

La non significatività del risultato, tuttavia, può essere dovuta o all'eterogeneità dei dati considerati, oppure alla scala della variabile esplicativa; infatti da un lato si sono introdotti nel modello le osservazioni relative a tutti gli anni, e dall'altro si nota che una variazione del numero di previsioni per valori piccoli ha un'incidenza superiore rispetto a variazioni per valori grandi (ossia per società con elevato seguito). I dati presentano effettivamente un elevato grado di eteroschedasticità, con una variabilità maggiore per valori piccoli ed invece contenuta per elevate previsioni effettuate.

Cerchiamo di risolvere il problema della scala optando per una trasformata logaritmica della variabile numero di previsioni; infatti risulta più rilevante aumentare il numero di previsioni se la banca è seguita poco rispetto all'eventualità in cui essa abbia un maggiore consenso dagli analisti; in questo modo una variazione dell'1% del numero di previsioni determina una variazione (approssimata) dell'errore pari a 0,01 per il coefficiente associato (θ_2).

Il nuovo modello, dunque, avrà come unica esplicativa la trasformata logaritmica del numero di stime rilasciate per la singola banca.

Risultati regressione: errore assoluto = $\varphi_1 + \log(n.\text{previsioni})*\varphi_2 + v$								
	φ_1		$\log(n.\text{previsioni})*\varphi_2$		R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,3971		-0,0348		0,0055	0,0045	985	5,49
(t.value) Pr(> t)	(8,46) 0,00	(-2,34) 0,02						

Il risultato sulla significatività del coefficiente è confortante; infatti, contrariamente a quanto visto prima, rifiuto l'ipotesi che la variabile non sia d'aiuto nello spiegare l'errore

commesso dagli analisti. Il parametro associato al logaritmo del numero di previsioni è pari a -0,035, che può voler dire che al crescere di un unità logaritmica del consenso degli analisti l'errore di previsione si riduce di 0,035; mentre se viene rilevata solo una stima dell'utile ($\log(1)=0$) l'errore commesso sarà di 0,4 in relazione all'actual. L'R², comunque, rimane molto basso (0,55%) facendo pensare che la variabile non riesca a spiegare molto bene la variabilità complessiva della dipendente.

2) Analisi per anno

Condizioniamo l'analisi all'anno, visto che potrebbe essere una fonte dell'eterogeneità nei dati. Limitandoci, inizialmente, solo alle correlazioni tra errore assoluto e numero di previsioni, si nota come tutti i valori dell'indice siano negativi (a rafforzare la supposizione di fondo, che più previsioni portino ad un errore medio assoluto minore), ma solo nel 2006 tale indice mostra significatività al 5%.

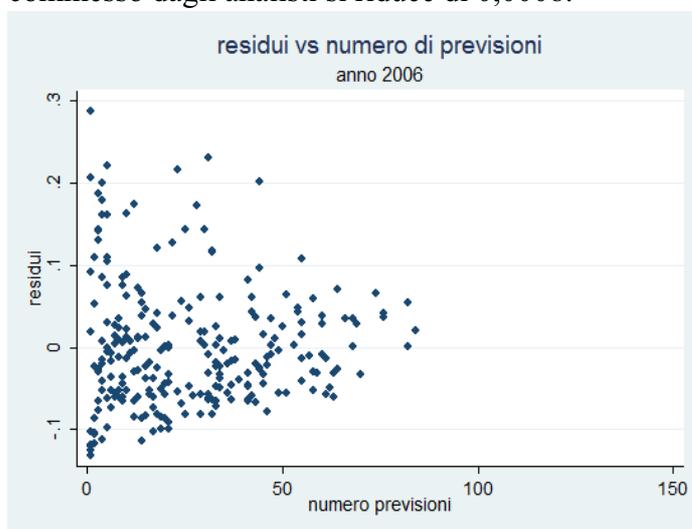
Indice di correlazione tra errore assoluto ed il numero di previsioni					
yy	2004	2005	2006	2007	2008
correlazione	-0,1236	-0,0843	-0,2228	-0,1211	-0,0830
p-value	0,2873	0,2567	0,0004	0,0568	0,2090

Per i restanti periodi la relazione tra queste due variabili sembra essere irrilevante.

Regredendo quindi la variabile errore assoluto con il numero delle previsioni condizionate al 2006 si perviene a tale risultato:

Risultati regressione: errore assoluto = $\theta_1 + n.\text{previsioni}*\theta_2 + u$						
Anno 2006	θ_1	n.previsioni* θ_2	R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,1379	-0,0008	0,0497	0,0458	247	12,80
(t.value) Pr(> t)	(17,65) 0,00	(-3,58) 0,00				

Il coefficiente teta2 è negativo e viene rifiutata l'ipotesi di non significatività della variabile; quindi a seguito di una previsione aggiuntiva l'errore medio assoluto commesso dagli analisti si riduce di 0,0008.



Analizzando la regressione si nota, dal grafico, come ci sia ancora una componente forte di eteroschedasticità causata, come prima, dalla scala della variabile esplicativa. Infatti per valori piccoli della variabile indipendente si ha una dispersione nei dati più elevata

(creando una tipica forma ad imbuto); tuttavia calcolando la regressione con gli s.e. robusti i coefficienti rimangono sempre significativi.

Proviamo ora a modificare la specificazione del modello optando di nuovo per i logaritmi. Calcoliamo i coefficienti di correlazione per le variabili errore assoluto e logaritmo del numero di previsioni.

Indice di correlazione tra errore assoluto e log(numero di previsioni)					
yy	2004	2005	2006	2007	2008
correlazione	-0,0739	-0,1059	-0,2274	-0,0943	-0,1161
p-value	0,5257	0,1537	0,0003	0,1388	0,0782

Anche con questa trasformazione l'unico anno dove c'è significatività è il 2006, tentiamo quindi di regredire l'errore assoluto con la nuova variabile.

Risultati regressione: errore assoluto = $\varphi_1 + \log(\text{n.previsioni}) * \varphi_2 + v$								
Anno 2006	φ_1		$\log(\text{n.previsioni}) * \varphi_2$		R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,1607		-0,0159		0,0517	0,0478	247	13,36
(t.value) Pr(> t)	(12,20)	0,00	(-3,66)	0,00				

La stima di φ_2 continua ad essere negativa e diversa da zero, con questa specificazione un aumento logaritmico della variabile esplicativa riduce l'errore medio assoluto di 0,016 (in relazione all'actual); la specificazione complessiva del modello migliora di poco (R^2 al 5,2%).

Dal grafico dei residui contro l'esplicativa sembra che le osservazioni caratterizzate dal logaritmo del numero di previsioni pari zero (ossia quando viene osservata una sola previsione per banca) creino i maggiori problemi di eteroschedasticità.

Provando, perciò, a non considerare tali osservazioni nel disegno (perdita di 9 valori), si perviene ad una stima del coefficiente di correlazione pari a -0,25, più elevato dello stesso coefficiente calcolato con tutti i dati (-0,23) e sempre significativo.

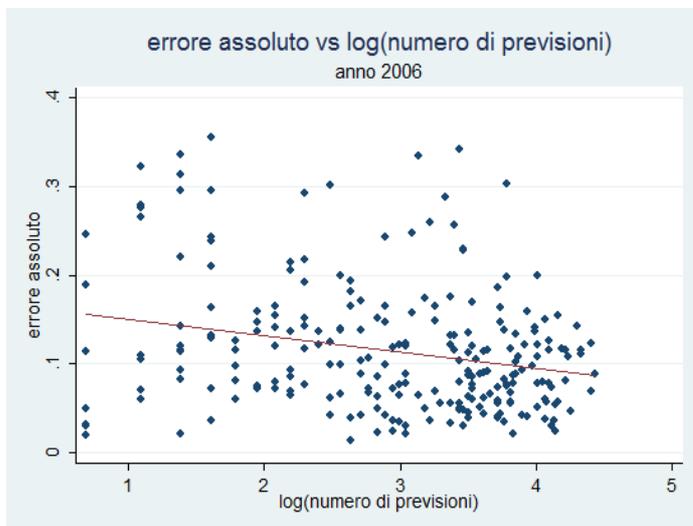
Con queste restrizioni, allora, si arriva al modello:

Risultati regressione: errore assoluto = $\varphi_1 + \log(\text{n.previsioni}) * \varphi_2 + v$								
Anno 2006*	φ_1		$\log(\text{n.previsioni}) * \varphi_2$		R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,1693		-0,0186		0,0620	0,0581	238	15,61
(t.value) Pr(> t)	(11,69)	0,00	(-3,95)	0,00				

*tolte le osservazioni che hanno una sola previsione

Le stime di intercetta e coefficiente angolare si modificano leggermente in termini assoluti (mentre in percentuale il primo del 5% il secondo del 16,7%). La nuova regressione potenzia la sua performance finale, con un R^2 più alto e un valore del test ancora non significativo. Con questa relazione l'aumento unitario logaritmico della frequenza delle previsioni porta alla diminuzione dell'errore di previsione di 0,019. Se, per esempio, il numero di previsioni si incrementano da 100 a 101 l'errore assoluto

diminuisce di 0,00019, mentre aumentare il seguito da 10 a 11 comporta una riduzione di 0,0019 (in coerenza con l'idea che il logaritmo distribuisca maggiore peso alle variazioni per osservazioni piccole). L'intercetta del modello assume il valore di 0,169, quindi se si effettua solo una previsione, ad essa verrà applicato un errore medio assoluto del 17% dell'actual.



Dal plot tra variabile dipendente ed esplicativa con la retta stimata, si nota la tendenza (lenta) dell'errore a decrescere con l'aumento del logaritmo del numero di previsioni, confortato dal valore del coefficiente angolare piccolo ma negativo.

Dal grafico dei residui contro la variabile esplicativa, invece, si osserva che la nuvola di punti non ha andamenti sistematici, ma si distribuisce in modo casuale su tutto il range della variabile indipendente; anche se per valori piccoli la dispersione rimane ancora sospetta.

3) Analisi condizionata al quarto trimestre

In questo caso condizionandoci solo al quarto trimestre in pochi casi esiste una relazione rilevante tra le due variabili.

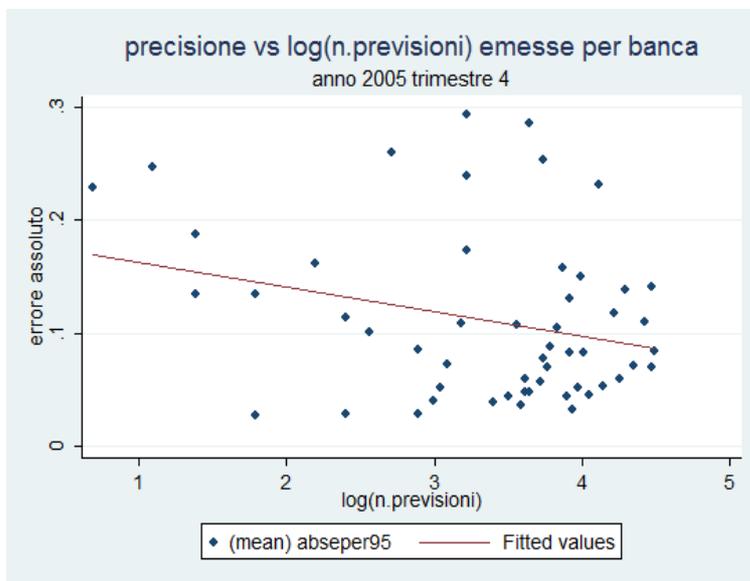
Se prendendo tutte le osservazioni l'unico anno che mostrava legami significativi era il 2006, in questo caso solo nel 2005 si è verificata una relazione tra il numero di previsioni e la precisione.

In apparenza sembra anche esserci una relazione tra i due fenomeni nel 2007, ma la poca efficienza delle stime dovute all'eteroschedasticità negli errori (molto più forte nei casi in cui il numero delle osservazioni è basso) ha portato (con gli s.e. per robusti) al rifiuto del modello.

La relazione più rilevante nel 2005 si è osservata tra l'errore assoluto ed il logaritmo del numero di previsioni. La regressione tra le due variabili ha portato ai seguenti risultati:

Risultati regressione: errore assoluto = $\varphi_1 + \log(n.\text{previsioni}) * \varphi_2 + v$						
Anno 2005	φ_1	$\log(n.\text{previsioni}) * \varphi_2$	R-squared	Adj R-squared	N	F
Coefficiente	0,1850	-0,0221	0,0753	0,0571	53	4,15
(t.value) Pr(> t)	(4,91) 0,00	(-2,04) 0,04				

Il coefficiente è negativo, dunque, incrementando il numero di previsioni l'errore commesso tenderà mediamente a ridursi, migliorando così la precisione delle stime. All'aumentare del logaritmo del numero delle previsioni l'errore diminuisce linearmente di 0,022; quando, invece, viene rilasciata una sola stima per banca essa sarà soggetta ad un errore assoluto medio di 0,185.



Il modello si adatta in modo modesto ai dati (7,53%), però non presenta eteroschedasticità (il white test accetta l'ipotesi nulla di omoschedasticità) e quindi i test risultano essere efficienti.

Si può affermare, allora, che nel quarto trimestre del 2005 più stime venivano rilasciate dagli analisti per la singola banca più, in media, l'errore medio commesso risultava modesto.

3.6) Alcune conclusioni

Questo studio ha analizzato il comportamento delle previsioni degli analisti focalizzandosi sulla precisione delle stime, e verificando se queste fossero condizionate dal trimestre o dal giorno di pubblicazione.

L'analisi empirica ha evidenziato, che una determinante fondamentale dell'accuratezza degli analizzatori è la vicinanza della stima dall'annuncio del risultato economico da parte della società (sia calcolato in giorni sia in trimestri); e che tale fenomeno è presente in tutti gli anni del campione, ma è più accentuato in particolari periodi.

I risultati della ricerca sull'errore percentuale hanno portato alle seguenti conclusioni:

- Le previsioni degli analisti sono in parte distorte; tale alterazione è complessivamente negativa nei primi tre anni del campione, mentre è positiva dal 2007 al 2008, e tende a ridursi via via che ci si avvicina all'annuncio dell'utile;
- Nel 2008 si registra il più elevato livello di distorsione media, forse dovuto al particolare trend economico dell'anno; mentre il 2006 si evidenzia come l'anno con la distorsione media più esigua;
- Analizzando i dati sia globalmente sia nei diversi anni considerati, il quarto trimestre risulta statisticamente essere il periodo dove gli analisti rilasciano o rivedono le previsioni commettendo la minore distorsione (i test t rifiutano sempre l'ipotesi di uguaglianza);

I dati, dunque, sembrano coerenti con le ipotesi formulate dagli economisti Capstaff et al, quando nel 2001 affermavano che gli analisti erano soggetti a bias positivi e sovra-reagivano alle informazioni;

Per quanto riguarda l'errore assoluto, a seguito delle diverse statistiche e regressioni, si può affermare che:

- La precisione tende ad aumentare verso la data dell'annuncio;
- Le revisioni sono orientate sempre al ribasso, sintomo confermato dal livello medio decrescente dell'errore di previsione;
- Il 2008 è l'anno dei cinque analizzati dove gli analisti sono stati meno esatti, mentre il 2006 ha rivelato il livello di attenzione più elevato;
- Si fornisce, nel testo, l'evidenza statistica della propensione alla pubblicazione di stime dell'utile molto precise nell'ultimo quarter dell'anno, rifiutando (quasi sempre) l'ipotesi di medie uguali o addirittura minori dei tre mesi conclusivi;

- L'errore assoluto, mostra una correlazione positiva con il numero di giorni d'anticipo con cui la previsione viene emessa, quindi più distante (in termini di giorni) è stata la stima dell'utile dall'annuncio più alto, mediamente, è stato l'errore che l'analista ha commesso (minore livello di accuracy); tale evidenza risulta più marcata nel 2008, mentre più rilassata nel 2007 (comunque sempre significativa); condizionata al solo quarto trimestre questa relazione continua ad esistere ma in maniera meno accentuata;
- Nel 2006 si è registrata una relazione negativa tra l'errore assoluto commesso dagli analisti per la singola banca ed il numero di previsioni che venivano emesse, dunque più previsioni erano rilasciate per la specifica società più, mediamente, la stima dell'EPS era stata precisa;

Tutti i risultati ottenuti per la precisione sono coerenti con le ipotesi formulate da Capstaff et al (2001) quando asserivano che i modelli di forecasting erano efficienti, ma che perdevano accuratezza all'aumentare dell'orizzonte temporale; e che gli analisti tendevano a rivedere le loro stime al ribasso.

L'andamento dell'errore assoluto, poi, è anche in accordo con le conclusioni a cui i professori Athanasakou et al arrivarono nel 2008; ossia che i manager di società, allora, cercavano di superare le stime dell'utile previste dagli analisti guidando gli stessi a valutazioni al ribasso; questo evento è abbastanza chiaro nei diversi periodi presi in considerazione, sottolineato da un errore costantemente decrescente in tutti gli anni presenti nel campione.

Interessandoci alla dispersione, questa variabile, come nei casi precedenti, propende a decrescere dal primo al quarto trimestre, manifestando il suo valore più basso nell'ultimo periodo. Si nota però che quando si è in presenza di sovrastima (bias positivo) lo spargimento è più marcata rispetto al caso opposto (bias negativo). Questo fatto è riconducibile ad una minore convergenza degli analisti verso previsioni condivise, visto che gli anni caratterizzati da una distorsione positiva mostrano anche il livello più elevato di errore (sia percentuale che assoluto).

In conclusione, dunque, si è mostrato che l'analista è generalmente preciso nell'emettere le stime del risultato economico delle diverse banche, ma che è soggetto ad un disturbo nella previsione.

Si può, comunque, affermare che i risultati migliori si palesano se la previsioni vengono pubblicate in prossimità dell'annuncio dell'utile (oppure nel quarto trimestre) e se il seguito della banca è elevato.

Bibliografia

- Athanasakou V, Choi Y, Lin S, Walker M, Young S (2008). Understanding the earnings reporting practices of UK firms and their interactions with analysts' earnings forecasts, *Centre for Business Performance*, 2008, pp. 1-26.
- Capstaff J, Paudyal K, Rees W (2001). A Comparative Analysis of Earnings Forecasts in Europe, *Journal of Business Finance & Accounting*, 2001, pp. 531-562.
- Lang M, Lundholm R (1993). Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures, *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, No.2, 1993, pp. 246-271.
- Lang M, Lundholm R (1996): Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior, *The Accounting Review*, Vol 71, No. 4, 1996, pp. 467-492.
- Lim S, Ro B, Pyo Y (2003). Analysts' earnings forecast revision around industry member firms' earnings announcement, *Advances in Accounting*, 2003, pp. 149-168.
- Moyes G, Saadouni B, Simon J, William P (2001). A comparison of factors affecting UK and US analyst forecast revisions, *The international Journal of Accounting*, 2001, pp. 47-63.