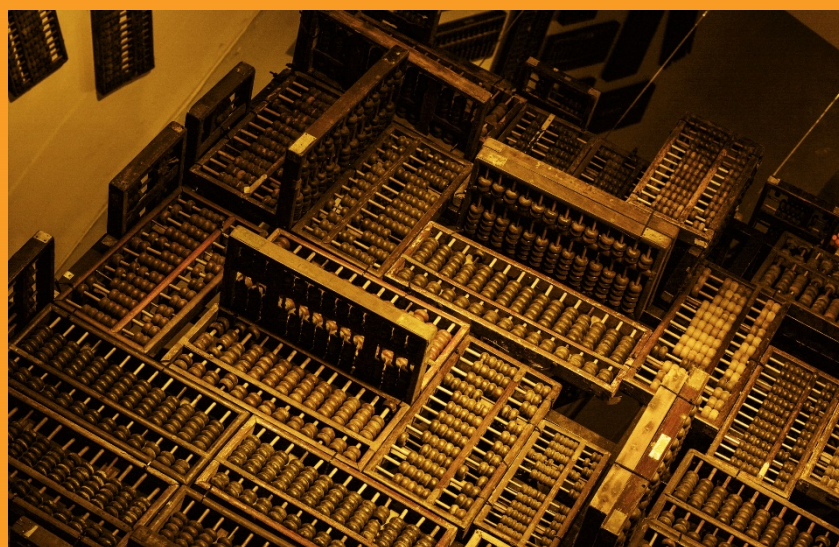


CARATTERISTICHE STATISTICHE DI ALCUNE SERIE STORICHE CONTABILI

Franco Varetto



CNR - Consiglio Nazionale delle Ricerche

IRCrES - Istituto di Ricerca sulla Crescita Economica Sostenibile

ISSN (online) 2499-6661 ISSN (print) 2499 6955

Quaderni IRCrES
Temi e problemi di sostenibilità sociale, economica, ambientale

Direttore Emanuela Reale

Direzione CNR-IRCrES
Istituto di Ricerca sulla Crescita Economica Sostenibile
Strada delle Cacce 73, 10135 Torino, Italy
Tel. +39 011 3977612
segreteria@ircres.cnr.it
www.ircres.cnr.it

Sede di Roma Via dei Taurini 19, 00185 Roma, Italy
Tel. +39 06 49937809 / Fax +39 06 49937808

Sede di Milano Via Corti 12, 20121 Milano, Italy
Tel. +39 02 23699505 / Fax +39 02 23699530

Sede di Genova Corso Ferdinando Maria Perrone 24, 16152 Genova, Italy
Tel. +39 010 6598798

Comitato Scientifico

Emanuela Reale, Grazia Biorci, Barbara Bonciani, Giuseppe Giulio Calabrese, Francesco Serafino M. Devicienti, Antonella Emina, Serena Fabrizio, Greta Falavigna, Enrico Filippi, Ugo Finardi, Roberto Gabriele, Roberto Ippoliti, Riccardo Leoncini, Alessandro Manello, Lucio Morettini, Mario Nosvelli, Eleonora Pierucci, Elena Ragazzi, Secondo Rolfo, Maria Cristina Rossi, Giovanna Segre, Andrea Orazio Spinello, Giampaolo Vitali, Roberto Zoboli, Isabella Maria Zoppi.

Redazione

Emanuela Reale, Antonella Emina, Serena Fabrizio, Anna Perin, Andrea Orazio Spinello, Isabella Maria Zoppi.

Immagine di copertina a cura di Serena Fabrizio.

Credits Photo: Sam Balye su [Unsplash](#).



redazione@ircres.cnr.it



www.ircres.cnr.it/index.php/it/produzione-scientifica/pubblicazioni

Quaderni IRCrES 18

<http://dx.doi.org/10.23760/2499-6661.2023.18>



ottobre 2023 by CNR-IRCrES
ISBN 978-88-98193-33-2

CARATTERISTICHE STATISTICHE DI ALCUNE SERIE STORICHE CONTABILI

Statistical characteristics of some accounting time series

FRANCO VARETTO

CNR-IRCrES, Consiglio Nazionale delle Ricerche – Istituto di Ricerca sulla Crescita Economica Sostenibile, Strada delle Cacce 73, 10135 Torino, Italia

Corresponding author: francoww21s@gmail.com

ABSTRACT

This research is devoted to a general analysis of long-term accounting time series from Dati Cumulativi of Mediobanca, 1989-2021. After a methodological introduction and a literature survey, the statistical study has been organized around two great sections: in the first have been analyzed the statistical characteristics of 61 accounting series about profit and loss accounts, balance sheets, financial flows, and typical ratios. The results have confirmed that stock variables have more memory than flow variables, with mixed evidence about ratios. In the second great section has been studied the persistence of seven profitability ratios for each of the 22 economic sectors that compose the Dati Cumulativi. The persistence of profitability has been examined using autoregressive models of first order, whose results have been confirmed by three other approaches: non-parametric statistics, transition matrices and binomial lattices.

KEYWORDS: Accounting Ratios, Accounting Time Series, Profit Persistence, Time Series Econometrics, ARIMA, Ornstein-Uhlenbeck Models, Linear Regressions.

JEL CODES: C22, C32, C53, L25, L60, L70, L80, L90, M41

DOI: 10.23760/2499-6661.2023.18

ISBN: 978-88-98193-33-2

ISSN (online): 2499-6661

HOW TO CITE

Varetto, F. (2023). *Caratteristiche statistiche di alcune serie storiche contabili*. Quaderni IRCrES 18. CNR-IRCrES. <http://dx.doi.org/10.23760/2499-6661.2023.18>

Indice	
Introduzione	3
Alcuni aspetti metodologici	7
La letteratura di riferimento	17
I dati disponibili	47
Caratteristiche dei dati monetari	49
Caratteristiche dei tassi di variazione.....	79
Caratteristiche degli indicatori	87
Prima sintesi sulle serie complessive	135
Approfondimenti sulla redditività nei settori	137
Modelli sui parametri autoregressivi.....	155
Un approccio eterodosso: gli alberi binomiali	173
Conclusioni	183
Riferimenti bibliografici.....	185
Appendice	191
ELENCO DEI GRAFICI E DELLE TABELLE	193

INTRODUZIONE

L'obiettivo di questa ricerca consiste nell'analisi delle caratteristiche econometriche di alcune tra le principali serie storiche contabili. A tale tema sono state dedicate numerosissime ricerche, come testimonia l'ampia letteratura in materia, con diversi filoni, alcuni strettamente contabili, altri connessi agli studi sul mercato finanziario, altri ancora che rientrano nel campo dell'economia industriale.

I "numeri contabili" sono considerabili come il risultato di realizzazioni di variabili casuali le cui distribuzioni di probabilità dipendono dall'ambiente economico in cui opera l'impresa, dalle decisioni del management e degli altri *stakeholders* e dalle regole contabili adottate¹. Dalla loro osservazione quindi si possono, potenzialmente, inferire elementi sulle caratteristiche dell'impresa e sul suo comportamento. I dati contabili sono l'output del sistema di reportistica, i cui input sono gli eventi economici che riguardano l'impresa: il processo di misurazione contabile filtra, seleziona, trasforma, aggrega e valuta quegli eventi e li traduce in numeri contabili. Giova peraltro sottolineare che se il management percepisce che gli investitori usano i dati contabili per formulare valutazioni economiche sull'impresa e decisioni su posizioni lunghe o corte sui titoli aziendali quotati, allora sarà incentivato a selezionare tra i principi contabili disponibili le opzioni più idonee a generare i "numeri" in grado di convincere gli utilizzatori della bontà della situazione attuale e prospettica della società: in altri termini le regole contabili adottate dal management per preparare i dati di bilancio non sono neutrali, ma rientrano nella cosiddetta *external accounting signaling perspective*; il mercato finanziario è conscio di questo comportamento e ne tiene conto nella formazione dei prezzi.

Strettamente collegata a tale ragionamento vi è una prima prospettiva di studio che riguarda l'analisi delle caratteristiche dei dati contabili per individuare tempi, caratteristiche ed effetti dell'*earnings management*, ovvero della politica di smussamento degli utili di bilancio. Tale smussamento, deciso dal Consiglio di Amministrazione dell'impresa, ha per obiettivo la stabilizzazione nel tempo dei risultati aziendali, attenuando l'impatto di eventi negativi in modo da ritardare l'emersione di dubbi sulle prospettive sull'impresa e sulla sua sopravvivenza e riducendo l'effetto di eventi favorevoli in modo che questi ultimi non precostituiscono la base per richieste di maggiori dividendi da parte degli azionisti, di migliori salari, maggiori prezzi da parte

¹ I principi contabili di generale accettazione in certi casi introducono delle vere e proprie distorsioni nei risultati contabili rispetto a più veritieri "risultati economici": si pensi alla prassi di considerare come costi di esercizio a carico del conto economico le spese destinate a R&S anziché trattarle come attività intangibili ad utilità pluriennale. La difficoltà di individuarne l'effettivo valore e la durata della loro efficacia è alla base della scelta conservativa di includerle tra i costi dell'anno in cui vengono sostenute tali spese.

dei fornitori o riduzioni di prezzi da parte dei clienti². Lo smussamento, quindi, tende a minimizzare nel tempo le deviazioni degli utili di bilancio da una misura di “utile normale”, spesso non chiaramente definito né identificato. Lo smussamento implica statisticamente un ritorno verso utili buoni dopo un periodo di risultati brutti, e viceversa; i profitti brillanti vanno considerati temporanei, così come le perdite non vanno percepite come permanenti. L'*accounting signaling*, l'*earnings management* e l'*earnings manipulation* vera e propria rappresentano un continuum di comportamenti dei preparatori dei dati contabili in cui spesso è difficile capire quanto attiene ad una piuttosto che ad un'altra di queste tre condotte: Lev (2003) ha discusso vari aspetti di questo problema, sottolineando la difficoltà di individuare specificamente e perseguire giuridicamente la manipolazione degli utili.

Una seconda prospettiva si concentra sulla possibilità di sviluppare previsioni sui dati contabili, in particolare i profitti. In quest'ottica è rilevante la comprensione degli effetti del processo di misurazione contabile, che può generare, ed in effetti genera, correlazione seriale nei dati sugli utili aziendali. Tale correlazione aiuta la previsione dei profitti futuri a partire da quelli correnti o del recente passato. La identificazione e separazione tra flussi persistenti e flussi temporanei dei redditi aziendali fa parte delle tipiche analisi sviluppate in questo contesto. Anche le procedure di valutazione del valore economico delle imprese si giovano di tali identificazioni e separazioni al fine di individuare i flussi di reddito sostenibili nel tempo. Preoccupazioni simili riguardano pure le decisioni in materia di dividendi e di struttura finanziaria, segnatamente la stima della *debt capacity* sostenibile e l'assegnazione di rating creditizi. Lo studio della persistenza dei profitti, nella prospettiva della valutazione delle imprese, è finalizzato a comprendere il ruolo dei profitti correnti nei modelli usati dagli analisti finanziari: i *permanent earnings* possono servire come sostituti della previsione dei futuri flussi di cassa; lo stesso principio vale per l'uso dei profitti correnti come punto di partenza per la previsione dei profitti futuri.

Un'altra prospettiva ha a che fare con le relazioni tra dati contabili e prezzi del mercato finanziario. Quest'ottica ha dato vita ad una impressionante quantità di ricerche, che hanno coinvolto studiosi di contabilità, economisti finanziari, managers e professionisti della consulenza. Il tema di base riguarda le relazioni tra i profitti di periodo e i prezzi azionari: nel lungo periodo, al limite sull'arco dell'intera vita dell'impresa, tutti gli eventi che influenzano il valore di un'impresa sono catturati dagli utili e dai flussi di cassa (sull'intera vita aziendale risultati economici cumulati e flussi di cassa cumulati coincidono); su periodi più brevi, come l'esercizio contabile annuale, la relazione tra utili e prezzi è più complessa, anche per le incertezze che si accompagnano alla determinazione delle stime degli aggiustamenti contabili necessari per la rilevazione delle competenze temporali dei costi e dei ricavi e la misurazione del capitale di

² Un tipico esempio recente riguarda l'aumento straordinario di profitti delle imprese energetiche, che ha dato origine alla richiesta di tassazione degli extraprofiti, utilizzati in parte per calmierare i prezzi di gas e petrolio; lo stesso vale per le imprese farmaceutiche e bancarie la cui redditività extra ha stimolato tentativi di tassazione straordinaria. Altri esempi sono rintracciabili nella pratica di ritardare finché possibile l'emersione in bilancio di squilibri economici e patrimoniali delle imprese in situazioni problematiche per non allarmare le banche e i mercati finanziari e non subire conseguenze negative sul proprio rating creditizio.

bilancio³. Benché imperfette, le misure contabili di breve periodo riflettono gli effetti degli eventi che hanno influenzato la vita della società, oltre che essere la base per alcune decisioni rilevanti per il mercato finanziario, come la distribuzione di dividendi. Una delle prospettive di studio dei profitti li considera composti da una componente permanente, che il mercato valuta in base ad un multiplo positivo, e da una componente transitoria, che il mercato valuta con un multiplo uguale a zero⁴. In quest'ottica la ricerca in materia si è concentrata sulla identificazione delle due componenti dei profitti. Inoltre, vi è evidenza che gli utili correnti sono relativamente un buon predittore della futura redditività, che dovrebbe essere la base per le valutazioni espresse dal mercato finanziario. Un mercato finanziario in equilibrio può essere considerato come una mappatura degli stati di natura in prezzi azionari, mentre gli utili sono segnali provenienti da un sistema informativo (il bilancio, ad esempio) che è una mappatura degli stati di natura in segnali.

Anche l'economia industriale ha rappresentato un campo di analisi molto specifico, orientato a comprendere i determinanti strutturali e comportamentali dei risultati aziendali, in particolare la loro erraticità o persistenza nel tempo e le relazioni tra profitti e grado di concentrazione. La persistenza di una variabile riguarda la tendenza statistica che nel tempo un valore osservato maggiore della media sia seguito nel periodo successivo da un valore maggiore della media (e viceversa); la persistenza riflette l'autocorrelazione seriale della variabile. È noto dall'economia industriale e dalla microeconomia che le industrie concorrenziali hanno pattern volatili dei tassi di profitto a causa, tra l'altro, degli effetti delle forze competitive che generano spostamenti da settori a bassa redditività a quelli ad alta redditività. La persistenza dei tassi di profitto dovrebbe segnalare l'esistenza di elevate barriere all'entrata, di strutture monopolistiche od oligopolistiche concentrate, in grado di preservare nel tempo i vantaggi concorrenziali delle imprese. La correlazione seriale tra i tassi di profitto è lo strumento generalmente usato per lo studio dell'esistenza ed intensità della persistenza reddituale.

Un particolare filone della letteratura si è occupato di studiare l'evoluzione degli indicatori di bilancio, intesi come variabili di sintesi che descrivono le caratteristiche strutturali e la dinamica del sistema aziendale; il punto in questione è: quali sono le peculiarità⁵ che devono avere gli indicatori per essere efficaci descrittori di sintesi di un sistema dinamico?

³ Gli azionisti e gli altri *stakeholders* non possono attendere la conclusione della vita dell'impresa per avere misure dei suoi risultati economici.

⁴ Esempi di componenti transitorie sono considerate le conseguenze economiche degli scioperi, delle chiusure di stabilimenti, le svalutazioni e così via.

⁵ A questo proposito, un'area di indagine non esaminata in questa sede perché esula dagli obiettivi della ricerca riguarda la liceità metodologica dell'uso degli indicatori di bilancio, intesi come accostamento per divisione di due variabili contabili: Lev & Sunder (1979) e Whittington (1980), tra gli altri, hanno giustificato l'uso dei *ratios* come modo per rimuovere l'influenza della dimensione dell'impresa (tramite il denominatore) dalla misura della variabile; gli autori hanno chiarito che la rimozione della dimensione è efficacemente effettuata dagli indicatori solo nel caso in cui numeratore e denominatore siano tra loro proporzionali; poiché questa condizione è rispettata molto raramente gli autori hanno proposto di rimpiazzare il calcolo degli indicatori con quella di modelli di regressione in modo da riprodurre con maggiore accuratezza la relazione strutturale tra numeratore e denominatore. Questa posizione è conosciuta nella letteratura in materia come "*proportionality assumption*", secondo la quale una qualsiasi forma sistematica di non proporzionalità rende privo di utilità il calcolo degli indicatori perché impedisce il confronto tra imprese di diverse dimensioni. Contro di essa hanno dissentito Horrigan (1983) e McDonald & Morris (1984, 1985) che hanno giudicato irrilevante l'assunzione di proporzionalità per stabilire la validità dell'uso dei *ratios* di bilancio; Horrigan ha testé scritto

In questa sede la prospettiva adottata è quella di un'analisi generale del comportamento di un vasto insieme di variabili e di indicatori di bilancio espressivi della realtà delle grandi e medio-grandi imprese, tratte dai Dati Cumulativi di Mediobanca, allo scopo di ottenere una conoscenza del loro comportamento di lungo periodo. I risultati ottenuti potranno rappresentare l'input per successivi approfondimenti dedicati al rischio di credito finalizzati ad una migliore comprensione del comportamento delle covariate che spesso vanno a comporre le funzioni di *credit scoring* o dei giudizi di rating. L'assegnazione di rating *through-the-cycle* dovrebbe fondarsi tra l'altro sulle caratteristiche stocastiche delle variabili sottostanti ai giudizi di rating. L'obiettivo di questo lavoro è in ogni caso prevalentemente descrittivo dei processi stocastici delle variabili considerate, con alcuni modelli esplicativi inseriti solo nella parte finale del lavoro.

“Financial ratios are used to predict other variables and not to predict their own components”. Tippet (1990, discusso più avanti) ha dimostrato che se numeratore e denominatore sono generati da processi casuali del tipo moto browniano geometrico si ottengono indicatori intrinsecamente non proporzionali. Per alcune discussioni si rinvia a Berry & Nix (1991), Trigueiros (1997), Sudarsanam & Taffler (1995), McLeay & Trigueiros (2002); Nadarajah & Kotz (2007) hanno approfondito il caso in cui le variabili dell'indicatore sono generate da variabili casuali Pareto generalizzate; Sam & Trigueiros (2023) hanno proposto una diversa definizione di *scale-invariance* degli indicatori di bilancio modellati come rapporti tra processi stocastici (riconducibili a moti browniani geometrici).

ALCUNI ASPETTI METODOLOGICI

In questa sezione non si intende illustrare la metodologia econometrica dell'analisi delle serie storiche, ma solo richiamarne alcuni aspetti fondamentali a titolo di introduzione alle elaborazioni delle successive sezioni.

A differenza delle analisi *cross-section*, in cui le singole osservazioni possono essere considerate come realizzazioni di variabili casuali identiche ed indipendenti (iid, *identically and independent distributed*), le serie storiche vanno considerate nella loro globalità: N osservazioni in *time series* non sono interpretabili come N realizzazioni iid ma come l'osservazione (parziale) di una unica realizzazione di un processo stocastico. L'analisi delle serie storiche, quindi, può essere semplicemente pensata come l'individuazione delle caratteristiche del processo stocastico sottostante che genera la specifica successione dei dati osservati, ordinati logicamente secondo la variabile tempo. Un qualunque processo stocastico, com'è noto, è una collezione di variabili casuali legate insieme da una delle caratteristiche fondamentali che le contraddistinguono: la correlazione seriale. Rispetto alle *cross-sections* quindi le osservazioni delle serie storiche non possono essere considerate come realizzazioni indipendenti, con inevitabili conseguenze sulla costruzione della funzione di verosimiglianza. Le traiettorie delle serie storiche sono immaginabili come una delle tante possibili "storie" (una realizzazione finita) che il processo stocastico sottostante ha generato; assai spesso non è possibile valutare la probabilità di realizzazione quella specifica storia, salvo che non si stia lavorando all'interno di modelli di simulazione Monte Carlo. Quella specifica storia è solo un pezzo di ciò che il processo sottostante può generare e da quella storia osservata si tenta di individuare le caratteristiche della legge probabilistica che l'ha prodotta. Da quelle osservazioni si possono calcolare alcuni momenti del processo, come media, varianza, autocovarianza ed autocorrelazione, ma l'utilizzo concreto di quelle metriche non può che accompagnarsi ad alcune assunzioni cruciali, in particolare: la stazionarietà e l'ergodicità.

L'ipotesi di stazionarietà prescrive che le caratteristiche statistiche (o meglio, probabilistiche) del processo stocastico restino stabili, invariate, nella finestra di tempo che abbiamo a disposizione per osservare le realizzazioni del processo; se tali caratteristiche fossero casuali o si modificassero nel tempo, le inferenze che si potrebbero fare sul processo sarebbero invariabilmente errate (semplicemente potremmo non essere in grado di capire i cambiamenti probabilistici del processo). Detto in altri termini, in assenza di stazionarietà non ha senso calcolare la media o la volatilità (e gli altri momenti secondi) delle osservazioni perché esse non sono serialmente omogenee in quanto generate da processi stocastici diversi nel tempo.

Com'è noto vi sono due concetti di stazionarietà di una serie storica: la stazionarietà forte e quella debole. La stazionarietà forte è caratterizzata dalla invarianza della distribuzione di densità delle variabili casuali che compongono il processo: data una finestra di k variabili osservate, la

funzione di densità non dipende da t (tempo) ed è uguale per qualunque valore di k ; detto in altri termini, la stazionarietà forte implica che le caratteristiche delle distribuzioni marginali delle variabili del processo restino costanti nel tempo⁶. La stazionarietà in senso debole riguarda finestre osservazionali di ampiezza due, ovvero la stazionarietà è richiesta per variabili casuali doppie, che devono avere momenti primi e secondi stabili, non dipendenti da t ; i momenti secondi, compresi quelli incrociati (covarianze) possono dipendere dall'ampiezza h della finestra che separa la prima dalla seconda variabile. La stazionarietà forte implica quella debole, ma non il viceversa. In genere, ed in questa sede in particolare, ci si accontenta della stazionarietà debole.

In sintesi, e con qualche semplificazione, con la stazionarietà debole si può scrivere:

$$E(X_t) = \mu$$

$$\text{varianza}(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{autocovarianza}(X_t, X_{t+h}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+h} - \mu)] = \gamma(h);$$

$$\text{autocovarianza}(X_{t-h}, X_t) = E[(X_{t-h} - \mu)(X_t - \mu)] = \gamma(-h)$$

$$\text{autocorrelazione}(X_t, X_{t+h}) = \rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{\gamma(h)}{\sigma^2}; \text{ autocorrelazione}(X_{t-h}, X_t) \\ = \rho(-h)$$

in cui ovviamente l'autocovarianza di ordine zero ($h=0$) non è che la varianza.

In altri termini, la media e la varianza non cambiano nel tempo mentre le autocovarianze e, di conseguenza, le autocorrelazioni non dipendono dal tempo ma dall'ampiezza della finestra temporale h che separa X_t da X_{t+h} ; segue anche che $\gamma(h)=\gamma(-h)$ e che $\rho(h)=\rho(-h)$. Lo studio delle autocorrelazioni ed autocovarianze in funzione di h è non a caso uno degli elementi base dell'analisi delle serie storiche. Ad esempio, nei modelli autoregressivi le autocorrelazioni totali con ritardi superiori al primo sono spurie perché generate con i valori ritardati della variabile: pertanto per isolare la correlazione diretta tra i singoli valori diventa rilevante lo studio delle autocorrelazioni parziali.

L'ergodicità⁷ ha invece a che fare con la memoria del processo. Se il processo fosse totalmente non ergodico, la storia che siamo in grado di osservare, ancorché lunga, non consentirebbe di dedurre le caratteristiche probabilistiche del processo. Per contro un processo ergodico ha scarsa memoria⁸ delle sue realizzazioni verificatesi in tempi passati lontani (o brevi, dipende dal grado di ergodicità) e pertanto l'osservazione di una storia ampia può consentire di inferire qualcosa di sensato sul processo stesso: tanto più ampia è la storia osservata, tanto maggiore è la conoscenza che si accumula sulle caratteristiche probabilistiche del processo. La funzione di autocorrelazione (in funzione di h , come detto sopra) misura il segno e l'intensità delle connessioni tra le variabili

⁶ La distribuzione di probabilità di (X_1, X_2, \dots, X_k) è uguale a quella di $(X_{1+h}, X_{2+h}, \dots, X_{k+h})$ per qualunque h .

⁷ Un processo X_t è ergodico rispetto ad un parametro λ , ad esempio la media, se la stima di quel parametro sulla base delle osservazioni di quel processo converge in media quadratica a quel parametro. In termini formali si può scrivere $\lim_{t \rightarrow \infty} E[\hat{\lambda} - \lambda]^2 = 0$, in cui $\hat{\lambda}$ è lo stimatore del vero parametro λ .

⁸ In un processo ergodico si può assumere che un evento al tempo $t-h$ sia sostanzialmente indipendente dagli eventi osservati in tempi vicini al momento t , in cui il valore di h dipende dal grado di ergodicità del processo, ovvero da quanta memoria conserva di sé. Se la storia che si può osservare è sufficientemente ampia, si può assumere che si hanno a disposizione molte realizzazioni di uno stesso processo.

casuali che compongono il processo al variare della distanza h e quindi illustra il grado di memoria del processo stesso. L'uso della funzione di autocorrelazione consente il confronto tra processi diversi in quanto il suo campo di variazione è sempre compreso tra -1 e $+1$, a differenza della autocovarianza che si estende all'intero campo reale. Quindi affinché un processo si possa considerare ergodico rispetto al suo valore medio la sua funzione di autocorrelazione deve tendere a zero al crescere del lag temporale h .

La combinazione di stazionarietà ed ergodicità⁹ permette quindi di sviluppare analisi con un certo grado di credibilità sulle caratteristiche del processo stocastico sottostante alla serie storica osservata.

Considerando la serie osservata come un campione statistico del processo stocastico è possibile calcolare i momenti campionari; data una serie di lunghezza di T osservazioni si può scrivere¹⁰:

$$\text{media} = \hat{\mu} = \frac{\sum_{t=1}^T X_t}{T}$$

$$\text{varianza} = \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \hat{\mu})^2}{T}$$

$$\text{autocovarianza} = \hat{\gamma}_h = \frac{\sum_{t=h}^T (X_t - \hat{\mu})(X_{t-h} - \hat{\mu})}{T}$$

$$\text{autocorrelazione} = \hat{\rho}_h = \frac{\hat{\gamma}_h}{\hat{\sigma}^2}$$

La verifica dell'assunzione di stazionarietà debole può essere condotta, in un modo un po' semplificato, effettuando i seguenti controlli: 1) test che la media non dipenda da t ; 2) test che la varianza abbia un valore finito; 3) test che l'autocovarianza sia funzione di h e non di t . In un processo stazionario (ed ergodico) l'autocorrelazione (in modulo), ovvero la persistenza nel tempo delle realizzazioni delle variabili casuali, cioè una misura della memoria del processo, tende ad affievolirsi nel tempo (ovvero con la distanza tra $t-h$ e t); la persistenza dovrebbe influenzare la serie nel breve periodo (cioè, localmente), ma non nel lungo periodo.

È opportuno considerare alcuni processi stocastici semplici che possono costituire dei punti di riferimento per le analisi delle serie storiche contabili. Qui la variabile X può essere identificata con il risultato netto di bilancio (utile contabile) o con il ROE o semplicemente con i ricavi: le prime due variabili possono assumere valori negativi, mentre l'ultima ha solo valori positivi. Il profitto netto, il tasso di rendimento e l'ammontare dei ricavi sono in effetti le variabili più spesso oggetto di studio nella letteratura di riferimento. Considerando per semplicità il tasso di profitto:

⁹ La stazionarietà non implica l'ergodicità: un processo può essere stazionario, ma se la sua funzione di autocorrelazione non converge a zero esso non è ergodico.

¹⁰ Come si vede il divisore dei momenti secondi è T e non $T-1$, o $T-h$, (numerosità delle osservazioni corretta per i gradi di libertà), come nelle *cross-sections*: è l'approccio usuale nelle analisi delle serie storiche che, a parte l'equivalenza asintotica delle due versioni, garantisce che non si abbiano stime dei coefficienti di correlazione maggiori di 1 in modulo.

- A) $X_t = \mu + \varepsilon_t$: il tasso di profitto è uguale ad una media di lungo periodo costante, più un disturbo casuale¹¹. Tale disturbo ha le seguenti caratteristiche:

$$E(\varepsilon_t) = 0; \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \text{ stabile nel tempo}; \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-h}) = 0; \text{correl}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-h}) = 0.$$

Tali caratteristiche sono tipiche del processo stocastico più semplice: il rumor bianco (*white noise*), nel quale non esiste autocorrelazione ($\rho(h)=0$ per h diverso da 0 e ovviamente $\rho(h)=1$ per $h=0$); se la distribuzione dei disturbi è una normale [$\sim N(0; \sigma^2)$], il processo è un rumor bianco gaussiano (*gaussian white noise*). Il rumor bianco è quindi un processo che genera una successione di variabili casuali con media nulla, varianza costante e assenza di autocorrelazioni, ovvero non ha persistenza.

Il processo che genera la serie X_t ha le seguenti proprietà:

$$\text{media} = E(X_t) = E(\mu + \varepsilon_t) = \mu + E(\varepsilon_t) = \mu$$

$$\text{varianza} = E(\mu + \varepsilon_t - \mu)^2 = \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\text{autocovarianza} (h) = \gamma_h = E[(\mu + \varepsilon_t - \mu)(\mu + \varepsilon_{t-h} - \mu)] = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-h}) = 0$$

$$\text{autocorrelazione} (h) = \rho_h = \frac{\text{cov}}{\text{var}} = \frac{0}{\sigma_\varepsilon^2} = 0$$

Le differenze prime del processo corrispondono semplicemente a:

$$X_t - X_{t-1} = \mu + \varepsilon_t - \mu - \varepsilon_{t-1} = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} = \Delta\varepsilon_t$$

Le variazioni del tasso di profitto sono quindi puramente casuali. Le caratteristiche del processo in differenze prime sono:

$$\text{media} = E(\varepsilon_t) - E(\varepsilon_{t-1}) = E(\Delta\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{varianza} = E(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} - 0)^2 = E(\varepsilon_t^2) + E(\varepsilon_{t-1}^2) - 2E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) = 2\sigma_\varepsilon^2$$

$$\begin{aligned} \text{autocovarianza} &= \gamma_1 = E[(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} - 0)(\varepsilon_{t-1} - \varepsilon_{t-2} - 0)] \\ &= E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}) - E(\varepsilon_{t-1}^2) - \\ &- E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-2}) + E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2}) = -\sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

$$\text{autocorrelazione} = \rho_1 = \frac{\gamma_1}{2\sigma_\varepsilon^2} = \frac{-\sigma_\varepsilon^2}{2\sigma_\varepsilon^2} = -\frac{1}{2}$$

Una versione più complessa del modello tiene conto che la media non resta costante, ma muta nel tempo: $X_t = \mu_t + \varepsilon_t$; la media può essere espressa con una funzione del tempo.

- B) $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$: il tasso di profitto del periodo t è uguale al tasso di profitto del periodo precedente più un disturbo casuale *white noise*. Si tratta del ben noto processo *random walk* senza *drift* che si incontra negli studi sul comportamento dei prezzi azionari e nei test sulla loro efficienza in forma debole. Uno dei vantaggi del *random walk* riguarda in fatto che non vi sono parametri da stimare. Si sottolinea che il termine *random* non significa che gli utili abbiano alcunché di incomprensibile, ma solo che le variazioni dei futuri profitti non

¹¹ Questo modello è in sostanza un ARIMA(0,0,0).

sono prevedibili sulla base delle variazioni passate. Il fatto che le variazioni degli utili sono nel complesso non correlate nel tempo ha importanti implicazioni per l'analisi finanziaria: da un lato spiega perché gli analisti assegnano enfasi al dato più recente sui profitti, anziché basarsi su medie mobili o simili; dall'altro il *random walk* può essere usato come semplice *benchmark* di confronto per valutare l'accuratezza delle previsioni sugli utili formulate dagli analisti finanziari. Nel modello precedente (punto A) le innovazioni ε_t non si cumulano nel tempo e disturbano le realizzazioni stocastiche intorno ad un valore costante; nel *random walk* invece le innovazioni vengono incorporate nei progressivi valori di X_t via X_{t-1} e quindi si cumulano nel tempo (shock permanenti): ogni variazione degli utili causa una corrispondente revisione del valore atteso dei profitti futuri. Le differenze prime del processo corrispondono al *white noise*¹², $X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$, con le caratteristiche viste in precedenza: media nulla, varianza costante e autocovarianze nulle. Ciò significa che le variazioni dei tassi di profitto sono puramente casuali, serialmente indipendenti¹³. Ne segue che il valore atteso della X_t è uguale a $E(X_t) = E(X_{t-1} + \varepsilon_t) = X_{t-1} + E(\varepsilon_t) = X_{t-1}$: la migliore previsione della variabile corrisponde al valore osservato nel periodo immediatamente precedente. È una delle caratteristiche che contraddistinguono i processi martingala¹⁴.

Con sostituzioni successive della serie delle osservazioni si ottiene:

$X_t = X_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$, in cui X_0 è il valore iniziale del processo (che può essere nullo). Il valore atteso in ogni istante t è quindi¹⁵ $E(X_t) = X_0$, mentre la varianza vale $var(X_t) = t\sigma_\varepsilon^2$ se la varianza individuale non dipende dal tempo; quindi la varianza non è costante e cresce nel tempo, pertanto il processo non è stazionario. Anche l'autocovarianza è funzione del tempo: $\gamma_h = (t-h)\sigma_\varepsilon^2$; l'autocorrelazione è pertanto $\rho_h = \frac{t-h}{t}$, il cui limite per $t \rightarrow \infty$ è $\rho=1$.

Il processo può essere riscritto in termini di un generale modello autoregressivo del primo ordine AR(1)¹⁶, in sostanza un'equazione alle differenze finite del primo ordine: $X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$, che può essere stimato econometricamente; se dalla stima si ottiene $\alpha=0$ e $\beta=1$ si ha una semplice conferma che sottostante alla dinamica del tasso di profitto vi è un processo *random walk* senza *drift*. Nel caso in cui $\alpha=0$, ma β diverso da 1 il processo è un tipico autoregressivo AR(1): $X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$. Se invece α è diverso da zero, con $\beta=1$, il processo è un *random walk* con *drift*. Si rammenta che un processo autoregressivo del

¹² Non necessariamente gaussiano.

¹³ Formalmente: serialmente non correlate; statisticamente indipendenti nel caso gaussiano.

¹⁴ Una martingala in tempo discreto è un processo tale che $E(X_t | X_{t-1}, \dots, X_{t-n}) = X_{t-1}$. Una submartingala ha invece $E(X_t | X_{t-1}, \dots, X_{t-n}) \geq X_{t-1}$, mentre in una supermartingala vale $E(X_t | X_{t-1}, \dots, X_{t-n}) \leq X_{t-1}$. I processi martingala e submartingala differiscono dal random walk in quanto non richiedono che il termine di disturbo stocastico sia iid (independent and identically distributed). Il random walk ha la proprietà di essere una martingala, ma non vale il viceversa (una martingala non è necessariamente un random walk).

¹⁵ Come si vede la media aritmetica delle osservazioni non è un buon stimatore del valore atteso del *random walk*.

¹⁶ Sotto questo profilo il *random walk* è pensabile come un caso particolare (limite) del processo AR(1).

primo ordine AR(1) è stazionario se il coefficiente β in modulo è minore di 1¹⁷. Il coefficiente β è in sostanza un parametro di persistenza del modello e, come si vede dal riquadro sottostante, è collegato alle funzioni di autocorrelazioni (e ovviamente di autocovarianze); il modello autoregressivo quindi impone una struttura ben definita del declino della persistenza seriale della variabile contabile: il declino delle autocorrelazioni è di tipo esponenziale. Il modello AR(1) inoltre esclude che nel tempo i cambiamenti nella struttura aziendale e nel sistema economico possano alterare la variabilità dei redditi: la varianza del processo è infatti costante nel tempo (si veda il riquadro seguente).

Banerjee et al. (1993)¹⁸ hanno sintetizzato le differenze essenziali tra un processo AR(1) stazionario ed un *random walk*:

Processo	AR(1): $X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$, con $ \beta < 1$	Random Walk: $X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$, con $\beta = 1$
Varianza	Finita $\left[\frac{\sigma^2}{1-\beta^2} \right]$	Illimitata $[\sigma^2 t]$
Autocorrelazioni	$\rho_h = \beta^h$	$\rho_h = \sqrt{1 - \frac{h}{t}}$
<i>Mean Reversion</i>	SI	NO
Memoria	Temporanea	Permanente (gli effetti degli shocks non scompaiono per $t \rightarrow \infty$)

Giova sottolineare che il processo *random walk* cattura la componente permanente dei profitti aziendali, che riflette i cambiamenti nei fattori fondamentali economici e finanziari che causano effetti permanenti sulla performance dell'impresa; tali shock hanno natura casuale: di qui la conseguenza che non abbia significato considerare trend, medie e varianze di lungo periodo.

- C) $\frac{\Delta X_t}{X_{t-\Delta t}} = \mu \Delta t + \sigma \sqrt{\Delta t} \eta$, che per $\Delta t = 1$ diventa $\frac{\Delta X_t}{X_{t-1}} = \mu + \varepsilon_t$: la variazione relativa del tasso di profitto è uguale ad un valore medio costante più un disturbo casuale; si tratta della versione discreta del noto moto browniano geometrico¹⁹, in cui gli shock casuali hanno distribuzione normale standard (disturbi gaussiani). Questo modello può essere visto come

¹⁷ Per $\beta \geq 1$ il processo non è stazionario. Per valori superiori ad 1 il processo è esplosivo mentre per valori inferiori a -1 il processo genera valori crescenti con segni alterni positivi e negativi (esplosività alternata positiva e negativa). Nei processi con $|\beta| \geq 1$ gli effetti di ε_t sulla X_t si accumulano invece di smorzarsi con l'andare del tempo. Un AR(1) con $|\beta| < 1$ e con intercetta a diversa da zero ha il valore atteso uguale a $E(X_t) = \frac{a}{1-\beta}$. Un AR(1) con $\beta = 1$ è definibile anche come processo integrato del primo ordine I(1) in quanto differenziandolo (cioè passando alle differenze prime) si rende stazionaria la serie.

¹⁸ Banerjee et al. (1993) pag.85.

¹⁹ Nel continuo il moto browniano geometrico è $\frac{dX(t)}{X(t)} = \mu dt + \sigma dW(t)$, in cui σ è la volatilità locale del processo e dW è un processo di Wiener standard, che nel discreto diventa $\sigma \sqrt{\Delta t} \eta$, ove $\eta \sim N(0,1) iid$.

una versione del primo modello indicato al punto A precedente applicato al tasso di variazione del tasso di profitto anziché al suo livello.

- D) $\Delta X_t = \kappa(\mu - X_{t-\Delta t})\Delta t + \sigma\sqrt{\Delta t}\eta$, che per $\Delta t = 1$ vale $\Delta X_t = \kappa(\mu - X_{t-1}) + \varepsilon_t$: con questo modello si vuole descrivere il ritorno verso la media (*mean reversion*) del tasso di profitto. È la versione discreta del processo di Ornstein-Uhlenbeck²⁰, in cui μ è la media di lungo periodo del processo e κ è un parametro che governa la velocità del ritorno verso la media. Con questo processo il tasso di profitto evolve nel tempo soggetto a perturbazioni casuali, ma tende progressivamente a ritornare verso il valore di equilibrio (la media di lungo periodo²¹) del sistema; quindi un tasso di profitto elevato in un certo periodo è in probabilità seguito da un profitto più basso nel periodo successivo e viceversa; il tempo che il sistema impiega a ritornare al suo valore di equilibrio dipende dalla velocità governata da κ : più elevato è questo parametro, più rapido è il ritorno di X_t a μ , minore è κ , più lentamente si rovesciano i tassi di profitto diversi dalla media μ .

Per $\Delta t=1$, per semplicità, il processo può essere riscritto come:

$X_t - X_{t-1} = \kappa\mu - \kappa X_{t-1} + \varepsilon_t$, da cui $X_t = \kappa\mu + (1 - \kappa)X_{t-1} + \varepsilon_t$, che non è altro che un processo AR(1), ovvero $X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$, che può essere stimato econometricamente. Dalle stime dei coefficienti si può risalire ai parametri del processo, infatti $\alpha = \kappa\mu$ e $\beta = 1 - \kappa$, da cui si ricava facilmente $\kappa = 1 - \beta$ e $\mu = \frac{\alpha}{\kappa} = \frac{\alpha}{1-\beta}$.

- E) $X_t = a + bt + \varepsilon_t$: il tasso di profitto (oppure il livello del profitto netto) è descritto da un trend lineare perturbato da variazioni casuali (la costante a può essere nulla). In questa espressione il trend è scritto nella versione più semplice (lineare), ma potrebbe assumere una qualunque forma funzionale del tempo, come esponenziale, parabolica (quadratica), polinomiale, sinusoidale, e così via. Come si vede la media del processo dipende da t e non è costante (per b diverso da zero ovviamente) e quindi sotto questo aspetto non è un processo stazionario. Se si detrendizza X_t gli scarti dal trend corrispondono alla serie dei disturbi casuali ε_t , ovvero ad un processo stazionario. Le differenze prime del processo sono pari a $X_t - X_{t-1} = a + bt + \varepsilon_t - a - b(t-1) - \varepsilon_{t-1} = b + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$, da cui $\Delta X_t = b + \Delta\varepsilon_t$. Le differenze prime sono ancora un processo stazionario ed hanno le seguenti caratteristiche:

²⁰ La versione continua di un processo Ornstein-Uhlenbeck è $dX(t) = \kappa(\mu - X(t))dt + \sigma dW(t)$. Questo processo può essere considerato la versione continua di un processo AR(1) discreto.

²¹ La convergenza nel tempo verso un valore medio di lungo periodo è interpretabile in economia industriale come l'effetto delle forze competitive che fanno tendere la redditività delle imprese all'interno di un settore (e tra i settori) verso una situazione di equilibrio, il cui livello dipende dalle specificità strutturali del settore.

$$media = b; varianza = 2\sigma_\varepsilon^2; autocovarianze = -\sigma_\varepsilon^2; autocorrelazioni = -\frac{\sigma_\varepsilon^2}{2\sigma_\varepsilon^2} =$$

$-\frac{1}{2}$. È un processo integrato di ordine uno²². Pertanto, le differenze prime eliminano il trend lineare, le differenze seconde eliminano il trend quadratico, e così via. Il modello delle differenze prime riportato sopra è percepibile anche come un processo a media mobile del primo ordine MA(1), in cui la componente a media mobile ($\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$) non è invertibile²³.

F) $X_t = a + \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1}$: il tasso di profitto segue un processo a media mobile del primo ordine MA(1), con $|\beta| < 1$, i cui primi due momenti sono:

$$E(X_t) = a; varianza(X_t) = \sigma_\varepsilon^2(1 + \beta^2); autocovarianza(X_t, X_{t+h} \text{ per } h = 1) = -\beta\sigma_\varepsilon^2$$

$$autocovarianza(X_t, X_{t+h} \text{ per } h > 1) = 0; autocorrelazione \rho_h =$$

$$\begin{cases} \frac{-\beta}{1+\beta^2}, \text{ per } h = 1 \\ 0, \text{ per } h > 1 \end{cases}$$

Questo modello consente di riprodurre il caso di smussamento degli utili con un grado di persistenza a brevissimo termine, in cui il collegamento tra redditi separati da due o più periodi è nullo (correlazione $[(X_t; X_{t+h}), \text{ per } h > 1] = 0$).

Il MA(1) è anche specificabile sulle differenze prime del tasso di profitto: $X_t - X_{t-1} = a + \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1}$.

In entrambi i modelli si può testare l'autocorrelazione dei residui per verificarne la dipendenza e quindi considerare accettabili le stime; lo stesso vale anche per i modelli AR(·).

Prima di procedere è importante sottolineare che l'obiettivo di questa ricerca non è la messa a punto di modelli esplicativi delle diverse variabili di bilancio ma lo studio delle caratteristiche dei processi stocastici sottostanti alle osservazioni rilevate. Non si è quindi fatto ricorso a variabili esogene esplicative diverse dai valori ritardati delle variabili contabili, dai disturbi casuali o da eventuali trend temporali deterministici; in altri termini non sono stati sviluppati modelli econometrici esplicativi, ma ricostruite caratteristiche stocastiche. Per fare un esempio, a proposito dell'area di studio che riguarda la previsione degli utili le ricerche possono essere ricondotte a tre grandi categorie: a) previsioni basate sulle statistiche delle serie storiche in cui vengono usate solo le sequenze passate dei profitti aziendali, b) modelli di previsione statistica, in cui vengono impiegate tutte le informazioni ricavabili dai bilanci societari²⁴, c) previsioni degli

²² Un processo integrato di ordine uno significa che il processo originale non è stazionario, ma lo è quello ottenuto dalle differenze prime. Com'è noto l'ordine di integrazione è il numero di volte che è necessario differenziare la serie originale per ottenerne una stazionaria; quindi $I(0) = \varepsilon_t$; $I(1) = X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$; $I(2) = (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2}) = \varepsilon_t$; e così via. Dal punto di vista metodologico ha senso eliminare il trend dalle serie per renderle stazionarie se si assume che l'evoluzione della variabile segua un cammino guidato effettivamente da una tendenza, mentre ha senso calcolare le differenze prime per ottenere la stazionarietà solo se si assume che il processo sia integrato: spesso in pratica i due approcci sono usati in modo intercambiabile, ma come si vede essi rispondono ad ipotesi diverse.

²³ Dato il generico processo MA(1) $X_t = \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1}$ il processo è invertibile se $|\beta| < 1$.

²⁴ Si veda ad esempio OU (1990).

analisti e del management, in cui si ricorre a qualunque tipo di informazione ritenuta rilevante dal previsore: l'attenzione in questa sede si concentra sulla categoria a).

Lo schema concettuale qui adottato per le elaborazioni statistiche segue in generale i seguenti passi:

- a) Analisi visiva iniziale di ciascuna variabile per una prima valutazione;
- b) Trasformazione della variabile per renderla stazionaria; le trasformazioni più spesso usate sono il logaritmo naturale della variabile originale, la rimozione di uno o più trend deterministici, il calcolo di differenze prime (o n-esime) delle variabili;
- c) Test statistici sulla stazionarietà della variabile trasformata; il test usato in questa sede è quello di Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller) per radice unitaria del processo (l'ipotesi nulla è il *random walk*, ovvero il processo ha radice unitaria, mentre l'ipotesi contraria è la stazionarietà del processo: vedi punto B precedente, a pagina 8);
- d) Stima di modelli autoregressivi (AR(p)), in cui la scelta dell'ordine (p) del modello è individuata dall'analisi dei coefficienti di autocorrelazione (parziali e totali);
- e) Test statistici sulla verifica di processi *white noise* sui residui dei modelli AR(p) o sulla variabile trasformata (a seconda dei casi); nel caso di test insoddisfacenti si ritorna al punto precedente modificando i modelli; il test prevalentemente usato in questa sede è quello di Bartlett, sia in forma tabellare, che in forma grafica (distribuzione del periodogramma cumulativo tra le soglie dell'intervallo di confidenza); in alcuni casi tale test è stato integrato con il Q test (portmanteau test) collegato anch'esso all'evoluzione dei coefficienti di autocorrelazione;
- f) Come suggerito da Box-Jenkins è stato adottato un approccio parsimonioso nella stima dei modelli (modelli semplici prevalgono su modelli complessi);

Dati gli obiettivi di questo lavoro e le limitazioni sui dati utilizzati, le specifiche elaborazioni vengono condotte con un certo grado di tolleranza rispetto alla severità del riferimento statistico concettuale. Le elaborazioni sono state sviluppate con l'ausilio del pacchetto STATA 17.

LA LETTERATURA DI RIFERIMENTO

Date le caratteristiche dei dati pubblicati da Mediobanca utilizzati in questa ricerca, qui si è fatto riferimento per lo più agli studi sulle caratteristiche delle variabili contabili annuali, mentre sono state trascurate le analisi delle proprietà dei dati trimestrali, che pure hanno dato origine a numerosissime elaborazioni²⁵, né sono state considerate analisi di tipo multivariato²⁶; sono stati anche tralasciati il filone della stima econometrica dei parametri di modelli causali²⁷ che collegano analiticamente variabili reddituali con i loro determinanti economici e l'ampia letteratura sulle analisi delle distribuzioni *cross-section* di variabili contabili ed indicatori di bilancio (i Dati Mediobanca utilizzati si prestano alle analisi *time-series* ma meno alle *cross-sections*). Peraltro, nelle sezioni 9 e 10 l'analisi è stata estesa ad un esame *cross-section* dei settori Mediobanca ed alla individuazione di associazioni statistiche tra la redditività ed alcuni indicatori ritenuti rilevanti.

Il *survey* della letteratura contenuto in questa sezione ha preso in considerazione i filoni più importanti di ricerca sulle caratteristiche statistiche dei dati contabili.

Bao et al. (1983), cui si rinvia, hanno effettuato una revisione e sintesi della letteratura in materia fino agli inizi degli anni '80 del secolo scorso, con particolare attenzione alle applicazioni della metodologia derivante dall'approccio di Box-Jenkins. Anche O'Hanlon (1995) ha passato in rassegna la migliore letteratura in materia a partire dagli anni '70 fino a tutti gli anni '90 del secolo scorso; l'autore peraltro ha sottolineato che la maggior parte delle ricerche non ha ancorato le ipotesi sul comportamento dei profitti ad un esplicito modello di valutazione dell'impresa ed ha illustrato sinteticamente i collegamenti analitici tra i processi stocastici che pilotano l'evoluzione dei risultati dell'azienda e il suo valore economico. Hirsch (2018) ha preso in esame 36 studi sulla persistenza dei profitti e su di essi ha sviluppato una *meta-analysis* da cui è emerso un grado medio di persistenza compreso tra circa 0.497 e 0.547, che viene aumentato di 0.321-0.338 per i paesi in via di sviluppo, a causa presumibilmente del loro ambiente meno concorrenziale.

Lo studio di Ball e Brown (1968)²⁸ può essere considerato sotto vari aspetti il punto di riferimento per la moderna analisi statistica dei dati contabili. L'attenzione dei due autori si è concentrata sulla relazione tra variabili reddituali e prezzi del mercato finanziario, nel quadro

²⁵ Si veda ad esempio Brown (1979).

²⁶ Ad esclusivo titolo di esempio di analisi multivariata su serie storiche contabili si consideri Lewellen (2002), che ha usato alcuni indicatori finanziari per la previsione dei rendimenti azionari; gli indicatori presi in considerazione dall'autore sono stati il *dividend yield*, il *book-to-market* ed il *price-earnings*. I modelli stimati dall'autore sono basati sul seguente sistema: $r_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$, ove $X_t = \phi + \varphi X_{t-1} + \eta_t$, in cui r è il tasso di rendimento azionario, X è l'indicatore finanziario, α , β , ϕ e φ sono i parametri del modello, con $\varphi < 1$, mentre ε e η sono i residui delle regressioni; questi ultimi possono essere tra loro correlati. I risultati statistici hanno messo in luce una significativa evidenza che il *dividend yield* ha capacità predittiva sui rendimenti di mercato (NYSE) sul periodo 1946-2000.

²⁷ Si veda ad esempio Dharan (1983).

²⁸ Si veda anche Ball & Brown (2013).

concettuale imperniato sull'assunzione dell'efficienza dei mercati dal punto di vista informativo. Un primo test ha riguardato la relazione tra le variazioni degli utili²⁹ della singola impresa e le variazioni dell'utile medio di tutte le imprese (un modo per lavorare sull'aggregato³⁰ degli utili delle imprese che popolano il mercato finanziario, il NYSE per precisione); da tale relazione gli autori hanno ricavato per le singole imprese la componente attesa degli utili, spiegata dal movimento generale degli utili aggregati, e la componente inattesa, calcolata semplicemente come la variazione degli utili meno la variazione attesa. L'evidenza empirica ha messo in luce che le informazioni contenute nei dati sui profitti aziendali sono utili (cioè, informative per il mercato finanziario) se i profitti effettivi differiscono da quelli attesi; in ogni caso la maggior parte dell'informazione contabile è anticipata dal mercato finanziario ben prima della pubblicazione dei bilanci. In una successiva ricerca Ball e Watts (1972)³¹ hanno sviluppato una serie di test sugli utili netti contabili, sia considerati in valore monetario, sia misurati per azione (EPS, *earnings-per-share*), sia rapportati sul totale dell'attivo; per completezza hanno considerato anche l'ammontare dei ricavi a titolo di confronto. Gli autori hanno sottolineato che, in mancanza di teorie sulla misura dei profitti e sul loro comportamento, le stime statistiche sulle caratteristiche dei dati contabili rappresentano una base descrittiva per la comprensione della loro evoluzione temporale. I test effettuati dagli autori hanno riguardato le variazioni medie seriali delle variabili contabili investigate, l'indipendenza delle sequenze numeriche, la correlazione seriale, la media quadratica delle differenze prime e modelli ad aggiustamento parziale. Tutte queste elaborazioni sono state condotte sui dati aggregati delle imprese censite nel campione e non sulle singole società. Tra i risultati ottenuti spicca la sistematica evidenza che gli utili contabili sembrano seguire un processo tipo submartingala: tali conclusioni sono ricorrenti nelle ricerche in materia, anche se nel caso degli autori qui considerati le submartingale sono state verificate su dati medi aggregati. Gonedes (1973), lavorando sulla stessa linea di ricerca, ha utilizzato i dati contabili aggregati *market-wide* per sviluppare una serie di *Index Models*, equivalenti in sostanza al CAPM sui rendimenti azionari, su diverse variabili di profittabilità aziendale.

Beaver (1970) è uno studioso che ha dato rilevanti contributi alla ricerca economica, finanziaria e contabile; in un importante studio pubblicato nel 1970 ha stimato diversi modelli sul comportamento degli utili societari e dei tassi di profitto, con varie definizioni contabili in modo da sondare più versioni contemporaneamente, anche con l'ausilio di simulazioni Monte Carlo. I risultati ottenuti hanno messo in luce che i tassi di profitto sono ben approssimabili con processi con *mean reversion* (ritorno verso la media); inoltre applicando una media mobile alle componenti inattese dei tassi di profitto si ottiene una serie che oscura parzialmente la natura *mean reverting* del processo sottostante, anche se la *reversion* può verificarsi a distanza di parecchi anni; infine la dispersione dei tassi di profitto contabili è sostanzialmente minore di quella dei tassi di rendimento calcolati sui dati di mercato³². Brooks e Buckmaster (1976) hanno studiato la tendenza

²⁹ Oltre agli utili netti gli autori hanno sondato altre definizioni di reddito: il cash flow ed il risultato netto ante componenti non ricorrenti (partite straordinarie).

³⁰ Questo tipo di analisi era stato sviluppato già in Brown & Ball (1967).

³¹ Per alcune osservazioni critiche sulla ricerca di Ball&Watts (1972) si veda Salamon&Smith (1977).

³² I tassi di profitto contabili sono una versione smussata di quelli di mercato.

temporanea al *mean-reverting* degli utili concentrandosi sulle variazioni estreme ed hanno trovato evidenza che variazioni estreme tendono ad essere seguite da variazioni estreme con segno opposto: tale dinamica viola il modello del *random walk* e del processo di submartingala che invece sono caratterizzati da variazioni indipendenti dei profitti. Gli autori, impiegando un modello di smussamento del primo ordine³³, hanno trovato che una parte sostanziale ed identificabile dei profitti non segue un processo submartingala: ciò implica che gli utili abbiano una componente permanente ed una transitoria. Giova peraltro sottolineare che la dinamica dei tassi di profitto non coincide necessariamente con quella dei profitti: i primi possono essere *mean reverting* mentre i secondi possono evolvere come *random walks* o submartingale; se gli utili seguono un *random walk*, gli shock che si verificano negli utili sono completamente permanenti, non transitori.

Una importante ricerca sulla verifica statistica della *mean reversion* della redditività e degli utili è stata condotta da Fama & French (2000) che con un'ampia ed articolata analisi econometrica hanno sottoposto a test l'assunzione tipica dell'economia industriale che in un ambiente competitivo i tassi di rendimento delle imprese tendano all'omogeneità sia all'interno che tra i settori economici; il ritorno verso la media della redditività implica che i profitti aziendali sono entro certi limiti predicibili. L'evidenza empirica elaborata dagli autori ha confermato l'assunzione di *mean reversion*, ma ha anche messo in luce l'esistenza di pattern complessi non lineari della redditività; più in particolare la *reversion* è più veloce se la redditività è inferiore alla sua media oppure ha variazioni estreme e più lenta se è superiore alla sua media. Il tasso di *mean reversion* è stimato pari al 38% circa per anno. La redditività è stata misurata con il rapporto tra utili ante oneri finanziari e componenti straordinarie ma dopo tasse ed attivo netto; definendo tale rapporto con R, il modello di regressione stimato dagli autori è $R_{t+1} - R_t = a + b[R_t - E(R_t)] + c[R_t - R_{t-1}] + \varepsilon_{t+1}$, in cui E(R) esprime il valore atteso della profittabilità; tale valore atteso è ottenuto dalla stima del rapporto R in funzione di alcune variabili esplicative individuate in precedenti ricerche: Dividendi/Capitale Netto, Capitalizzazione di Mercato/Attivo ed una dummy per tenere conto dei casi di imprese che non pagano dividendi; l'uso dei dividendi come variabile esplicativa deriva dall'ipotesi che essi abbiano capacità predittiva dei futuri profitti attesi in quanto tipicamente le imprese sono solite fissare il target di pagamento dei dividendi sulla base della componente permanente degli utili; la capitalizzazione di mercato, in quanto espressiva del valore di tutti i futuri cash flow, dovrebbe catturare le variazioni della redditività attesa non incorporata nei dividendi. Il modello precedente si applica ai dati di singoli settori; per un'analisi sulla globalità dei settori gli autori hanno usato una versione semplificata del modello precedente che non incorpora la deviazione della redditività dal suo valore atteso, ovvero $\Delta R_{t+1} = a + bR_t + c\Delta R_t + \varepsilon_{t+1}$ in cui il coefficiente b rappresenta il tasso di *mean reversion*

³³ Un modello a smussamento del primo ordine (*first order smoothing model*) è $\hat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1 - \alpha)\hat{X}_{t-1}$, in cui \hat{X} indica il valore stimato della variabile X; quando $\alpha=1$ il migliore modello di previsione è una martingala; quando $\alpha=0$ si ha un modello ad aspettativa costante, mentre per α minore di uno (e tendente a zero) si ha una maggiore dipendenza dalle stime dei periodi precedenti. Con procedure numeriche iterative si possono individuare i valori del parametro α che caratterizza i migliori modelli di smussamento. Modelli più complessi includono smussamenti di ordine superiore al primo, come quelli usati da Brooks e Buckmaster (1976).

verso la media generale dell'intero sistema economico. La ricerca di Fama & French è stata approfondita da Lie (2001) con l'uso di diverse versioni di campioni di controllo. La *reversion* degli utili è stata studiata da Pierson (2008) nel quadro della *system dynamics* integrata da regressioni statistiche che hanno messo in luce che gli utili trimestrali aggregati di settore possono essere in parte spiegati dagli investimenti trimestrali con alcuni ritardi temporali: tali investimenti ritardati innescano meccanismi economici che spingono verso il basso i profitti, con effetti ciclici di competitività sui prezzi.

L'analisi delle componenti permanenti e transitorie degli utili è stata studiata tra gli altri da Kormendi & Lipe (1987), Lipe & Kormendi (1994), Ou & Penman (1989b), Ali & Zarowin (1992). Kormendi & Lipe hanno basato le loro analisi sul seguente sistema di equazioni che collega il rendimento azionario (R), composto da dividendi e capital gains, ai profitti contabili:

$$R_t = k_1 + a_0 \frac{UX_t}{P_{t-1}} + UR_t$$

$$\Delta X_t = k_2 + \sum_{i=1}^N b_i \Delta X_{t-i} + UX_t$$

In cui X rappresenta gli utili per azione ante componenti straordinarie, P è il prezzo delle azioni ordinarie, UR ed UX sono i residui di R e X non spiegati dal sistema. Si assume che UR ed UX siano processi *white noise* indipendenti. UX rappresenta la nuova informazione contenuta negli utili del periodo, la cui previsione è ottenuta dalla seconda equazione, che non è altro che un modello autoregressivo sulle differenze prime; la prima equazione rappresenta l'effetto delle innovazioni dei profitti sui rendimenti azionari (adottando l'ipotesi dei mercati efficienti, solo le nuove informazioni sui profitti influenzano i prezzi azionari e quindi i rendimenti di mercato). Il collegamento tra i profitti e la reazione dei rendimenti è rappresentato dai coefficienti b ed a delle due equazioni. I risultati ottenuti dai due autori hanno messo in luce una relazione positiva tra i rendimenti azionari ed il valore attuale delle revisioni dei profitti futuri attesi, determinati dalle caratteristiche delle serie storiche degli utili aziendali. Lipe & Kormendi hanno successivamente approfondito questi risultati, studiando in particolare l'analisi della persistenza statistica dei redditi aziendali, collegandola alle variazioni del valore azionario delle imprese. La base delle loro analisi è un modello ARIMA(p,1,0), trovando che gli utili sono, in media, meno persistenti su ampi orizzonti di un processo *random walk* e che tale differenza emerge quando le proprietà stocastiche delle serie sono indagate su livelli elevati dell'ordine delle *mean reversion*: tali proprietà statistiche a lungo termine delle serie degli utili sono associate a differenze nei coefficienti di risposta degli utili agli shock. Ou & Penman (1989b) hanno basato la loro analisi sull'assunzione che in un mercato efficiente i prezzi riflettono gli utili permanenti, trascurandone le componenti transitorie a causa della loro caratteristica temporanea ed instabile; le variazioni dei prezzi sono quindi collegate ai cambiamenti della componente permanente dei profitti aziendali. Per una valutazione più completa delle informazioni di bilancio, i due autori non si sono limitati a studiare le cifre dei profitti ma hanno costruito una variabile composta sotto forma di media ponderata dei principali indicatori economico-finanziari, i cui pesi sono stati ottenuti con un modello logit. Gli autori hanno così dimostrato che la separazione della componente permanente da quella transitoria può essere ricavata anche dai soli dati di bilancio (analisi

fondamentale), senza dover ricorrere alle stime implicite nelle quotazioni di mercato. Gli utili correnti, quindi, incorporano componenti transitorie che rendono gli utili correnti una stima inadeguata dei profitti futuri. Gli autori hanno giustamente sottolineato che le componenti transitorie degli utili sono connesse ad aspetti della gestione aziendale e non sono meramente il risultato di errori nella misurazione contabile dei fenomeni aziendali. Ali & Zarowin (1992) si sono ricollegati allo schema concettuale adottato nelle ricerche di economia finanziaria in base al quale i rendimenti azionari inattesi sono uguali alla somma dei dividendi inattesi ed al valore attuale della variazione delle aspettative dei futuri dividendi; quest'ultimo è posto uguale al valore attuale delle variazioni delle aspettative dei futuri utili³⁴. Gli utili sono modellati con un ARIMA (0,1,1): $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$. Il grado di persistenza degli utili è catturato dal parametro θ : se $\theta=0$ si ha il tradizionale *random walk* per il quale la migliore previsione corrisponde al valore del periodo immediatamente precedente; se $\theta=1$, la migliore previsione è data dal valore medio del processo. Gli utili inattesi in base all'ARIMA(0,1,1) sono uguali a $\varepsilon_t = \Delta X_t + \theta\varepsilon_{t-1}$. Poiché i modelli a media mobile possono essere espressi in termini di modelli autoregressivi di ordine infinito, gli autori hanno sfruttato questa equivalenza, troncata al secondo ordine (ritenuto di sufficiente approssimazione). I risultati ottenuti hanno messo in luce che i profitti annuali sono meno persistenti di un *random walk*.

Lieber & al. (1983) per la stima delle componenti persistenti e transitorie degli utili hanno applicato il filtro di Kalman ed hanno trovato che un numero sostanziale delle imprese censite nel loro studio mette in luce una significativa componente transitoria nei profitti, con una netta deviazione da processi *random walk*. Il punto di partenza della loro analisi prende le mosse dalle prescrizioni dei principi contabili allora in vigore (APB Opinion 30) a proposito della segregazione nel conto economico delle componenti straordinarie, definite come quelle partite che sono contemporaneamente di importo inusuale e non ricorrente³⁵. Se i profitti si comportassero come *random walk* la classificazione delle voci del conto economico non avrebbe senso perché non esisterebbero componenti transitorie; tuttavia, vi sono numerose evidenze empiriche che gli utili aziendali comprendono componenti sia permanenti che transitorie, mettendo in luce l'esistenza di contraddizioni nelle conclusioni cui pervengono diverse ricerche empiriche. Gli autori, seguendo precedenti impostazioni di altri studiosi, hanno definito il processo che descrive gli utili come:

$$\begin{aligned}\tilde{E}_t &= \tilde{X}_t + \tilde{u}_t \\ \tilde{X}_t &= X_{t-1} + \tilde{w}_t\end{aligned}$$

in cui E è l'utile netto del periodo t, X è la componente persistente, u è la componente transitoria a media nulla e w è un rumore casuale che può avere un valore atteso non nullo; le componenti

³⁴ Si veda anche Christie (1987).

³⁵ Nel 2015 il FASB (Financial Accounting Standard Board) con l'ASU n.2015-01 ha eliminato il concetto di "extraordinary items" dal conto economico in quanto usato assai raramente nei bilanci delle imprese statunitensi; peraltro, il management ed i revisori sono tenuti a verificare se esistono partite contabili che richiedono particolare menzione nelle note al bilancio (*abnormal transactions*). L'IASB (International Accounting Standard Board) ha cessato di riconoscere in conto economico gli "extraordinary items" nel 2002 e prevede che vengano indicate nelle note al bilancio le partite di importo o natura inusuale.

transitorie ed il rumore casuale non sono correlati tra di loro né hanno autocorrelazione seriale. La difficoltà statistica risiede nel fatto che E è l'unica variabile osservabile. Inoltre, le partite classificate come voci straordinarie non coincidono necessariamente con la componente transitoria. I risultati ottenuti hanno messo in luce i benefici dell'uso del filtro di Kalman per la identificazione delle due componenti, con stime meno variabili di quelle ottenibili con il classico approccio derivato da Box-Jenkins. La procedura di filtro potrebbe essere usata dagli estensori dei bilanci per usare l'individuazione delle componenti transitorie degli utili e classificarle come *extraordinary items*³⁶.

Watts&Leftwich (1977) al termine di un'articolata sequenza di stime econometriche sui profitti aziendali hanno concluso che il processo *random walk* è una buona descrizione del processo che genera gli utili netti annuali delle imprese americane censite nello studio³⁷, anche se l'evidenza non è univoca e non sempre statisticamente robusta. Halsey (2000) ha esteso il modello di *random walk* degli utili considerando sia una componente stazionaria sia componenti cicliche, collegandole alla dinamica delle quotazioni azionarie. Tale estensione è stata ritenuta dall'autore necessaria per tenere conto dell'esistenza di autocorrelazioni di ordine elevato nelle serie dei profitti aziendali. Nella concezione di Halsey i profitti fluttuano in modo ciclico intorno ad un trend di lungo periodo; il modello generale proposto è articolato sulle seguenti equazioni:

$$X_t = A_t + C_t + \varepsilon_t, \text{ in cui } A \text{ è il trend e } C \text{ è il ciclo}$$

$A_t = A_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$, in cui β è il *drift* del processo stocastico del trend che cattura la componente permanente degli utili

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \text{ ove il } \textit{drift} \text{ evolve nel tempo}$$

$C_t = \rho(\alpha_t \cos \lambda + \varphi_t \sin \lambda) + \kappa_t$, il ciclo stocastico è stato modellato con la generica funzione coseno $C_t = Z \cos(\lambda t - \theta)$, in cui Z è l'ampiezza, θ è la fase e λ è la frequenza misurata in radianti ($0 < \lambda < \pi$); quindi ponendo $\alpha = Z \cos \theta$ e $\varphi = Z \sin \theta$ ² si ottiene l'espressione iniziale ove α e φ evolvono nel tempo ed in cui ρ è il fattore di smorzamento (*damping factor*, compreso tra 0 ed 1) e κ è un disturbo casuale. I termini di errore ε , η , ζ e κ sono tra di loro non correlati, con valore atteso nullo e specifiche varianze. La componente ciclica ha una forma ridotta equivalente ad un processo ARMA³⁸. L'evidenza empirica raccolta dall'autore ha messo in luce, non sorprendentemente, che la componente ciclica è maggiore nei settori "ciclici" come le costruzioni, le miniere, i trasporti, il manifatturiero e simili; gli shock che toccano la componente ciclica sono lenti ad esaurirsi. Sia il trend che la componente ciclica sono rilevanti per la formazione dei prezzi azionari. In un successivo lavoro, Halsey (2010), l'autore ha documentato le caratteristiche della *mean reversion* delle componenti del numeratore e del denominatore del tasso di profitto sull'attivo netto (RONA): il ritorno verso la media del tasso di redditività appare dovuto alla *mean reversion* sia del numeratore che del denominatore, con diverse intensità.

³⁶ Ad avviso di chi scrive questa proposta appare parecchio velleitaria, anche trascurando le modifiche apportate ai principi contabili richiamate nella nota precedente.

³⁷ Si tratta di 32 imprese statunitensi quotate appartenenti ai settori ferroviario, petrolifero e lavorazione dei metalli.

³⁸ Si rinvia al *paper* dell'autore per la dimostrazione.

Dichev & Tang (2009) hanno esaminato la relazione tra volatilità degli utili e la loro predicibilità. In linea di principio la volatilità è negativamente connessa con la predicibilità dei profitti; la volatilità è determinata da fattori economici e dall'applicazione di regole contabili (come il principio di prudenza [*conservatism*]) che insieme tendono a ridurre la predicibilità degli utili. In effetti dalle evidenze statistiche elaborate dagli autori è emerso che le imprese con una bassa volatilità degli utili hanno una persistenza molto maggiore degli utili stessi rispetto a quelle con profitti con una elevata volatilità. Lo schema concettuale adottato dagli autori è il seguente: a partire dal modello autoregressivo degli utili $X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon$, si calcola la varianza di entrambi i membri $var(X_t) = \beta^2 var(X_{t-1}) + var(\varepsilon)$; assumendo che la varianza degli utili sia stazionaria (almeno su un lag di 1 anno) si ha la seguente relazione $var(\varepsilon) = var(X)(1 - \beta^2)$. La $var(X)$, calcolata sui cinque anni più recenti, è una proxy della volatilità degli utili, mentre $var(\varepsilon)$ è una proxy della predicibilità degli utili ed il β è il coefficiente di persistenza. Mantenendo costante la persistenza degli utili, la volatilità è inversamente correlata con la predicibilità degli utili. Vi sono ragioni (ed evidenze statistiche) che spingono a ritenere che lo stesso coefficiente β sia negativamente correlato con la volatilità degli utili. Il modello è stato esteso progressivamente fino a considerare un lag di cinque anni: $X_{t+5} = \alpha + \beta X_t + \varepsilon$, ovvero fino a AR(1) con lag=5, e, come ulteriore verifica, a regredire sui profitti correnti la somma dei profitti dei successivi cinque anni (per misurare la persistenza cumulata dei profitti). Lo studio di Dichev & Tang è stato approfondito da Frankel & Litov (2009) con l'obiettivo di identificare i fattori economici sottostanti alla persistenza degli utili, come la dimensione aziendale, crescita dei profitti e rapporto *price/earnings*, entità degli aggiustamenti contabili (*accruals*) per rispettare la competenza economica dei costi e dei ricavi, presenza di perdite d'esercizio e/o di significative variazioni dei profitti nelle serie storiche. La ricerca di Dichev & Tang è stata estesa da Clubb & Wu (2014) alle imprese del Regno Unito, confermandone i risultati principali. Anche Donelson & Resutec (2015) hanno affrontato il problema della volatilità degli utili aziendali cercando di separarlo dalla loro incertezza; la volatilità passata dei profitti ingloba due proprietà di difficile suddivisione: le variazioni delle serie storiche dei profitti e l'incertezza sui profitti futuri; in generale l'incertezza sugli utili viene misurata con la dispersione delle previsioni degli analisti, mentre gli autori hanno proposto di quantificarla con la dispersione dei profitti di imprese abbinate a quella in esame in base alla similarità della evoluzione storica degli utili; le analisi effettuate dagli autori suggeriscono fortemente che l'incertezza sui profitti conduce ad un eccesso di ottimismo delle previsioni degli analisti finanziari, mentre le variazioni delle serie storiche degli utili non hanno un ruolo rilevante in tale collegamento.

Ali et al. (1992) hanno esaminato un ampio campione di previsione di utili formulate dagli analisti finanziari per verificare se essi hanno correttamente utilizzato le proprietà delle serie statistiche degli utili annuali al momento di stimare i profitti futuri; l'evidenza empirica raccolta dagli autori ha messo in luce che in media gli analisti sottostimano la permanenza degli errori di previsione formulate nel periodo precedente; peraltro le distorsioni e le correlazioni seriali degli errori di previsione non sono uniformi tra le imprese; in conclusione le previsioni degli analisti sono distorte ed inefficienti (nel senso che gli analisti non usano tutte le informazioni disponibili).

Come anticipato, le relazioni tra prezzi azionari e variabili contabili, soprattutto gli utili, hanno ricevuto un'attenzione enorme nella letteratura in materia, troppo ampia per darne conto in modo esaustivo in questa sede; può peraltro essere di giovamento richiamare alcuni studi significativi. Ball (1992) ha studiato la relazione anomala tra gli utili aziendali ed i prezzi azionari; l'anomalia riguarda il fatto che le stime dei futuri rendimenti azionari anomali (*abnormal returns*) sono predicibili in base alle informazioni rese pubbliche sui futuri profitti contenute negli utili correnti e negli indicatori di bilancio; in altri termini l'anomalia riguarda il sistematico e predicibile comportamento dei prezzi azionari dopo che gli utili aziendali sono stati annunciati, comportamento che contrasta con l'ipotesi di efficienza dei mercati finanziari; tale anomalia, che sembra permanente, appare spiegabile o con inefficienze del mercato azionario o dalla necessità di sostenere costi significativi per l'elaborazione dei bilanci aziendali da parte degli investitori; il mancato sostenimento di questi costi determina distorsioni ed errori di previsione degli utili e degli *abnormal returns* azionari, tali da spiegare l'anomalia senza tirare in ballo l'inefficienza del mercato³⁹. Easton et al. (1992) hanno studiato l'associazione tra i rendimenti di mercato e gli utili aziendali per un lungo intervallo di rendimenti ed hanno trovato che maggiore è l'intervallo di tempo su cui gli utili sono aggregati e maggiore è la correlazione *cross-section* tra utili e rendimenti. Kothari & Sloan (1992) hanno sviluppato una serie di test statistici sulla capacità dei prezzi azionari di anticipare i futuri profitti: l'idea si basa sulla considerazione che mentre i rendimenti azionari su un periodo riflettono le revisioni delle aspettative sui futuri profitti, gli utili contabili sullo stesso periodo hanno invece una capacità limitata di riflettere tali revisioni di aspettative; le variazioni degli utili derivano dalle variazioni dei ricavi, dei costi e dell'impatto degli investimenti correnti e passati, mentre le informazioni catturate dal mercato finanziario sono assai più ampie rispetto alle sole serie storiche degli utili aziendali; i risultati ottenuti hanno messo in luce che il mercato finanziario anticipa le variazioni dei futuri profitti aziendali e che in media il mercato percepisce le variazioni degli utili come largamente permanenti; quest'ultimo risultato è coerente con la proprietà di *random walk* degli utili contabili. Foster et al. (1984) hanno sottoposto ad una nuova verifica la nota relazione tra i sistematici *post-announcement drifts* dei rendimenti azionari associati con il segno e l'entità delle variazioni degli utili inattesi comunicati al momento degli annunci pubblici sui profitti aziendali (trimestrali ed annuali); gli autori hanno documentato che tali derive (*drifts*) dei rendimenti di mercato hanno riguardato solo un sottoinsieme dei modelli di previsioni degli utili trimestrali utilizzati nelle stime econometriche, facendo emergere la necessità di migliorare la qualità dei modelli previsivi dei dati contabili. Ma Bernard & Thomas (1990) hanno presentato evidenze coerenti con l'incapacità dei prezzi azionari di riflettere pienamente le implicazioni dei profitti correnti per i profitti futuri; le basi econometriche di tale evidenza si fondano sulla stima delle proprietà statistiche degli utili trimestrali delle imprese. Anthony & Ramesh (1992) hanno documentato l'implicazione della

³⁹ Sulla relazione tra rendimenti anomali e varie approssimazioni della valutazione di mercato della componente inattesa degli utili trimestrali si può utilmente vedere Brown et al. (1987).

teoria del ciclo di vita dell'impresa per spiegare la risposta del mercato finanziario alle misure di performance economica rintracciabili nei dati contabili; le imprese oggetto di studio sono state classificate (costruendo diversi portafogli) nelle varie fasi del ciclo di vita sulla base delle variazioni dei tassi di crescita del fatturato e dell'entità degli investimenti; come previsto, i risultati ottenuti dagli autori hanno messo in luce una diminuzione monotonica dei coefficienti di risposta alle variazioni inattese dei tassi di crescita dei ricavi ed alla componente inattesa degli investimenti a partire dalla fase di crescita a quella di declino del ciclo di vita aziendale. Sono stati Ou e Penman (1989a) ad impiegare l'analisi dell'intero bilancio aziendale, e non solo del dato sui profitti, per la predizione dei rendimenti azionari; l'evidenza statistica ottenuta dagli autori ha messo in luce che il bilancio aziendale cattura elementi economici fondamentali del valore delle imprese che non sono riflessi nei prezzi.

L'analisi del contenuto informativo degli utili contabili dal punto di vista del mercato è stata studiata tra i primi da Beaver (1968) considerando sia i mutamenti dei prezzi azionari sia quelli dei volumi delle transazioni. I profitti pubblicati dalle imprese nei documenti hanno un contenuto informativo per il mercato finanziario se la loro diffusione conduce a variazioni della valutazione della distribuzione di probabilità dei futuri rendimenti tali da alterare il valore di equilibrio delle quotazioni azionarie. Secondo la teoria finanziaria i volumi riflettono la mancanza di consenso degli investitori sul prezzo, indotta da nuove informazioni che si rendono disponibili; poiché l'interpretazione di tali informazioni può differire tra gli investitori e raggiungere omogeneità dei consensi richiede tempo, ne derivano movimenti nei volumi delle transazioni. In sintesi, i movimenti dei prezzi riflettono i cambiamenti delle aspettative del mercato nel suo complesso, mentre i movimenti dei volumi sono l'effetto delle variazioni delle aspettative dei singoli investitori. L'evidenza empirica raccolta da Beaver ha confermato che l'annuncio dei profitti rilasciati dalle imprese posseggono un certo contenuto informativo, che è maggiore nelle piccole imprese rispetto a quelle grandi (queste ultime, infatti, sono oggetto di un maggior numero di analisi e sono più conosciute dal mercato). In un successivo articolo Beaver insieme a Clarke e Wright (1979) ha incorporato nelle stime l'entità dell'errore di previsione degli utili nell'analisi dei rendimenti nonsistematici di mercato. I modelli di previsione dei profitti usati dagli autori sono basati su processi martingala senza deriva (*martingale without drift*) e su funzioni lineari dell'indice di mercato degli utili per azione (media ponderata degli utili per azione delle imprese quotate sul mercato americano). Il collegamento tra tempestività del rilascio delle informazioni sugli utili e le reazioni del mercato finanziario è stato studiato da Chambers & Penman (1984); in generale i *reports* con cattive notizie tendono ad essere ritardati (ad esempio quando i mercati sono chiusi) mentre le buone notizie sono diffuse a mercati aperti. I risultati empirici ottenuti dai due autori hanno messo in luce che gli investitori possono ottenere rendimenti anomali dalla conoscenza del comportamento delle imprese nel rilascio delle informazioni sugli utili. Il contenuto informativo incluso nel rilascio delle previsioni del management è stato preso in considerazione da Patell (1976), che ne ha riscontrato effetti significativi sui prezzi azionari.

Gschwandtner & Hauser (2013) hanno stimato il collegamento tra la persistenza dei profitti ed i rendimenti azionari su un insieme di 2000 imprese statunitensi tra il 1950 ed il 2006; il rendimento di mercato è messo in relazione con il tasso di profitto del periodo precedente, il tasso

di profitto atteso non condizionale di lungo periodo, il coefficiente di persistenza di breve periodo (questi ultimi due stimati con il consueto modello AR(1), stimato su finestre mobili di 10 anni), dimensione aziendale (in termini di totale attivo) e crescita dei ricavi; il risultato statistico più interessante riguarda la relazione positiva tra la profittabilità di lungo periodo ed i rendimenti azionari e la relazione negativa tra la profittabilità di lungo periodo e la volatilità dei rendimenti azionari; in altri termini gli autori hanno trovato che le imprese con i maggiori tassi di redditività di lungo termine hanno in media un più alto rendimento di mercato ed una minore volatilità di tali rendimenti, in contrasto con quanto assunto dalla teoria finanziaria ed in accordo con il ben noto *risk-return paradox*.

Biddle & Seow (1991) hanno esaminato l'associazione tra utili contabili e rendimenti azionari e su quella base hanno approfondito la relazione tra i coefficienti di risposta dei profitti⁴⁰ (*earnings response coefficients*) stimati dai modelli e le caratteristiche strutturali dei settori economici. I risultati ottenuti hanno messo in evidenza che tali coefficienti di risposta sono significativamente differenziati tra i settori, in dipendenza delle barriere all'entrata, tipo di produzione (durevole, non durevole), crescita, *leverage* finanziario e *leverage* operativo. L'ottica adottata dagli autori è stata quella di tentare di individuare quali sono i fattori che causano la persistenza dei profitti: i risultati delle stime econometriche hanno confermato che i coefficienti di risposta dei profitti sono statisticamente significativi e connessi negativamente con la leva finanziaria e con quella operativa e connessi positivamente con l'intensità della crescita, con la produzione di beni non durevoli e con alte barriere all'entrata. Donnelly (2002) ha dimostrato che, se i profitti sono interamente permanenti o interamente transitori, gli *earnings response coefficients* stimati con modelli sui livelli degli utili dovrebbero coincidere con quelli stimati sulle variazioni degli utili; se però gli utili sono il risultato di un mix di componenti permanenti e transitorie gli *earnings response coefficients* dei due tipi di modelli sono diversi. Dal punto di vista della valutazione economica delle imprese i modelli basati sui livelli degli utili sono quelli più rilevanti.

Chen (2013) ha adottato un modello a due stadi per tenere conto di persistenza *time-varying* applicata a variabili reddituali con componente stagionale:

$$\begin{cases} X_{it} = \lambda_{it-1}X_{it-1} + \epsilon_{it} \\ \lambda_{it} = \lambda_{it-1} + \delta_i(\bar{\lambda}_i - \lambda_{it-1}) + \eta_{it} \end{cases}, \text{ in cui la prima equazione è un AR(1) sulla variabile}$$

contabile X e la seconda equazione è un processo di ritorno verso la media (*mean reverting process*), con δ tasso di *mean reversion* (compreso tra 0 ed 1) e $\bar{\lambda}$ è la media di lungo periodo verso cui tende il processo che governa il parametro di persistenza (λ_t) variabile nel tempo. Le variabili ϵ e η rappresentano shock a media nulla, tra loro non correlati. Il sistema è adatto per modellare le serie contabili trimestrali, a cui Foster ha dedicato notevoli contributi (si veda dopo). La *time varying persistence* nella concezione dell'autore dovrebbe catturare i cambiamenti nei fondamentali dell'impresa; la distorsione prudentiale degli investitori (*conservatism bias*) nel valutare tale persistenza *time varying* è maggiore per le imprese che operano in un ambiente più

⁴⁰ Coefficienti angolari delle regressioni tra rendimenti azionari anormali (*abnormal*) e utili inattesi.

complesso dal punto di vista informativo, ove tale complessità è approssimata dalla dimensione, dalla localizzazione e dal numero di segmenti di business dell'impresa. Il mercato finanziario appare sensibile alla revisione delle aspettative sulla persistenza in termini di rendimenti *post-earnings-announcements*.

Foster è stato un importante pioniere della modellistica della previsione dei profitti contabili. Nella sua ricerca del 1977 [Foster (1977)] ha sottoposto a verifica statistica vari modelli di previsione degli utili annuali, ma soprattutto trimestrali; i modelli esaminati sono stati sei: martingala stagionale, submartingala stagionale, martingala non stagionale, submartingala non stagionale, e due modelli Box-Jenkins, di cui uno specifico per ciascuna impresa del campione studiato. L'autore ha mostrato che il miglior modello di previsione dei profitti del prossimo trimestre è un Box-Jenkins con componenti autoregressive e stagionali. Le variabili contabili sottoposte a test hanno incluso anche i dati trimestrali di ricavi e di costi. In base alle evidenze di Foster nessuna di esse segue un processo di tipo submartingala, che invece sembra idoneo per la descrizione dell'evoluzione dei profitti annuali; i dati trimestrali invece richiedono la specificazione di fattori stagionali, nell'ambito di modelli di tipo autoregressivo. Brown & Rozeff (1978) hanno messo a confronto l'accuratezza delle previsioni sugli utili formulate dagli analisti finanziari con quelle ottenute da modelli Box-Jenkins e da modelli "ingenui" (*naive*) rappresentati da martingale e submartingale. Le verifiche sono state effettuate sia su profitti trimestrali che annuali; le previsioni degli analisti sono state tratte dal *Value Line Investment Survey*. Le previsioni degli analisti si sono rivelate le più accurate, mentre quelle dei modelli *naive* sono risultate le peggiori tra quelle sottoposte a test. Una spiegazione proposta dagli autori per giustificare la superiorità delle previsioni di *Value Line* riguarda l'ipotesi che quegli analisti utilizzino informazioni non contenute semplicemente nella serie storica dei profitti trimestrali.

La superiorità delle previsioni "*judgemental*" rispetto a quelle derivabili da approcci puramente statistici è stata messa in luce anche da Armstrong (1983) che ha confrontato le previsioni sugli utili formulate dal management e dagli analisti con le estrapolazioni statistiche; l'autore ha formulato delle possibili spiegazioni: i manager hanno accesso a informazioni più recenti e ad *inside information*, i manager esercitano un certo controllo sui risultati aziendali e possono influenzare⁴¹ gli utili diffusi nei *report* aziendali. Come conclusione l'autore raccomanda di ricorrere ai metodi statistici estrapolativi solo ove non siano disponibili previsioni *judgemental*. Conclusioni simili sono ricavate da Rozeff (1983) a proposito della previsione dei tassi di crescita a lungo termine degli utili aziendali: l'autore ha confrontato i tassi di crescita contenute nelle analisi di *Value Line* con quelli ricavati dall'applicazione al mercato del CAPM e modelli simili

⁴¹ Gerakos & Kovrijnykh (2010) hanno sviluppato un modello che combina l'influenza degli shock economici ed i *reporting bias* (manipolazione degli utili, *earnings manipulation*) nell'ambito di un modello autoregressivo dei profitti aziendali. Una delle conclusioni raggiunte dagli autori riguarda il fatto che la manipolazione degli utili conduce ad un secondo lag di autocorrelazione negativa tra i residui del modello autoregressivo.

od ottenuti dai rendimenti azionari assumendo la validità del noto modello di Gordon e Shapiro di crescita in stato stazionario. Un modello submartingala è stato usato come *benchmark* per il confronto dei risultati, in cui il tasso di crescita atteso degli utili per azione è calcolato come media dei tassi di crescita annui composti degli utili dei dieci anni precedenti il periodo di test. Le previsioni del *Value Line Investment Survey* sono risultate più accurate sia dell'approccio statistico submartingala sia di quelle ricavate dall'uso delle quotazioni azionarie.

Fairfield & Whisenant & Yohn (2003a e 2003b) hanno preso in esame la scomposizione della profittabilità operativa aziendale in cash flow e in aggiustamenti contabili per la competenza economica (*accruals*); l'interesse di tale suddivisione risiede nel fatto che, anche alla luce di ricerche precedenti, gli *accruals* sono meno persistenti rispetto ai cash flow⁴². L'aspetto originale approfondito dai tre autori è il seguente: gli *accruals* non sono solo una componente della redditività, ma rappresentano anche un elemento della crescita delle attività operative; la scomposizione della profittabilità può quindi essere replicata anche sulle attività operative, separabili in *accruals* e in crescita delle immobilizzazioni operative nette (*long-term net operating assets*). Secondo le definizioni adottate dagli autori si ha: reddito operativo netto (*OPINC = operating income after depreciation and amortization*) = CFO + ACC (cash flow + *accruals*), in cui ACC = variazione crediti commerciali + variazione scorte + variazione altre attività correnti – variazione debiti verso fornitori – variazione altre passività correnti – ammortamenti e svalutazioni; le attività operative nette (*NOA = net operating assets*) sono pari a crediti commerciali + scorte + altre attività correnti + immobilizzazioni tecniche nette + immobilizzazioni immateriali + altre attività immobilizzate – debiti verso fornitori – altre passività correnti – altre passività a lungo termine. Le variabili indagate nella ricerca sono quindi CFO=OPINC-ACC, GrNOA=NOA(t)-NOA(t-1), GrLTNOA=GrNOA-ACC. Le evidenze statistiche raccolte dagli autori hanno messo in luce che la differente persistenza degli *accruals* è spiegabile con il loro ruolo come componenti delle attività operative; inoltre entrambe le componenti della crescita delle attività operative sono negativamente correlate con la redditività dell'attivo ($RNOA(t+1)=OPINC(t+1)/NOA(t)$) dell'anno successivo; in altri termini la proporzione di *accruals* rispetto alla componente di *cash earnings* (CFO) è associata ad una minore performance nel periodo successivo, regolarità interpretabile come indicazione di *earnings management* che conduce ad un successivo effetto di *earnings reversal*. La differente dinamica temporale degli *accruals* e dei *cash earnings* ed il suo effetto sulla persistenza dei profitti (e sulle quotazioni azionarie) è stata studiata, tra gli altri, anche da Richardson et al. (2005) e da Cupertino & Galimberti (2009), questi ultimi nell'ambito di un modello autoregressivo a

⁴² Per un'analisi delle componenti degli *earnings* in termini di cash flow ed *accruals* si può vedere utilmente anche Barth et al. (2001) e Dechow et al. (1998). Givoly & Hayn (2000) hanno messo in luce i cambiamenti nel tempo delle proprietà delle serie storiche di utili, cash flow ed *accruals*, suggerendo che la relazione tra profitti contabili e performance economica dell'impresa non è stabile, anche a causa della tendenza verso un maggiore grado di prudenzialità nella redazione dei bilanci.

soglia⁴³ (*threshold autoregressive*, si veda dopo) applicato ad un campione di imprese brasiliane. Anctil & Chamberlain (2005) hanno collegato gli *accruals* alla qualità degli utili, nell'ambito dell'analisi delle serie storiche contabili. Dechow & Ge (2006) hanno studiato la diversa persistenza di utili e cash flows nelle imprese *high-accrual* ed in quelle *low-accrual*: nelle prime la persistenza degli utili è maggiore di quella dei cash flow, mentre nelle seconde vale il contrario; le componenti particolari (*special items*, come correzione di errori di rilevazione, aggiustamenti di partite contabili e così via) iscritte nei conti economici svolgono un ruolo importante nello spiegare i risultati trovati nelle società *low-accrual*; l'entità degli *accruals* sembra collegata alla volatilità dell'ambiente competitivo. Ismail & Choi (1996) hanno esaminato la diversa capacità esplicativa di un certo numero di fattori nello spiegare le proprietà statistiche delle serie di utili e di cash flow; le variabili considerate includono la dimensione, l'entità del magazzino, l'intensità di capitale, il grado di concorrenzialità ed il tipo di produzione (durevole e non durevole). Le stime sono risultate più robuste per i cash flow che per gli utili, confermando indirettamente l'importanza degli *accrual* nello smorzare l'impatto di quei fattori sui profitti; ad esempio, il livello delle scorte e l'intensità di capitale hanno influenza sulle proprietà dei cash flow ma non degli utili. De Moura et al. (2023) hanno documentato evidenze statistiche contrarie alle conclusioni di molte ricerche precedenti, mettendo in luce che gli *accruals* hanno una maggiore persistenza rispetto ai cash flow; tale risultato deriva prevalentemente dall'uso di una definizione più ampia di *accruals*, comprensiva anche di quelli non correnti.

Wu et al. (1996) hanno esteso l'analisi delle caratteristiche delle serie storiche contabili a ben 15 variabili, che includono, oltre ai profitti ed agli utili per azione, tipicamente oggetto delle ricerche illustrate in precedenza, anche ai ricavi, cash flow, dividendi e alcuni indicatori di liquidità, struttura finanziaria, produttività e redditività. I loro risultati hanno messo in luce che la maggior parte delle serie indagate contengono sia componenti permanenti (catturate da processi *random walk*) sia componenti transitorie (catturate da processi a media mobile); quest'ultimo tipo di componenti è coerente con l'ipotesi di smussamento delle variabili contabili operato dal management. Lo schema concettuale di riferimento adottato dagli autori si è basato su modelli ARMA(1,1): $X_t = \alpha + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$. Anche Richardson et al. (1995) hanno preso in considerazione una pluralità di variabili riguardanti: la dimensione aziendale, la performance, il cash flow, il payout, il leverage e la liquidità, per un totale di 22 tra variabili ed indicatori. Dai test condotti dagli autori è emerso che le variabili di cash flow e di payout mettono in luce che la *mean reversion* invece del *random walk* è considerato il tipo di comportamento più idoneo per i dati contabili; il totale attivo ed il patrimonio netto invece mettono in luce evoluzioni di tipo autoregressivo. Pure Carnes (2004) ha sviluppato un'analisi statistica plurima su otto variabili

⁴³ Cheng & Wu (2013) nell'ambito dell'analisi della persistenza differenziata di utili, cash flow ed *accruals* hanno utilizzato un *Panel Smooth Transition Autoregressive*, più sofisticato del modello a soglia, in grado, tra l'altro, di tenere conto degli effetti di diversi regimi reddituali.

contabili: ricavi, spese generali ed amministrative, quote ammortamento, costo del venduto, crediti commerciali, scorte passività correnti e margini lordi; su tali variabili sono stati sperimentati modelli ARIMA, *random walk*, *random walk* stagionale, autoregressivi vettoriali (VAR): in generale i primi, ARIMA, si sono rivelati spesso i più efficaci dal punto di vista descrittivo e predittivo, sia pure non in modo sistematico rispetto agli altri modelli. La dinamica dei ricavi trimestrali è stata studiata in modo specifico da Abdel-Khalik & El-Sheshai (1983), sia a livello d'impresa sia di settore. L'interesse dedicato a tale variabile risiede nel fatto che i ricavi non hanno i complessi problemi di misurazione che invece riguardano gli utili e quindi i modelli stimati dagli autori (essenzialmente ARIMA) hanno una maggiore robustezza sotto il profilo economico.

Cable & Jackson (2003) hanno esaminato le caratteristiche statistiche del tasso di rendimento sul capitale e della redditività in eccesso, considerando congiuntamente come determinanti i margini di profitto sui ricavi e la rotazione del capitale (definito dagli autori *asset utilisation*) su un campione di imprese industriali e di servizi britanniche; i risultati ottenuti hanno messo in luce che i margini hanno un comportamento ciclico e che le serie contabili hanno caratteristiche di non stazionarietà; tra le due variabili, a influire sull'andamento del tasso di profitto sono soprattutto i margini sui ricavi; le conclusioni a cui giungono gli autori suggeriscono di adottare modelli più sofisticati dei semplici ARIMA stazionari per non correre il rischio di trascurare elementi essenziali nella comprensione dei processi sottostanti alla dinamica della redditività aziendale.

Il filone di ricerche di economia industriale sulla persistenza dei profitti alla luce delle forze competitive è molto ricco, con spunti di notevole interesse, tutti quanti direttamente od indirettamente connessi al paradigma SCP⁴⁴ (struttura-condotte-performance). Nella prospettiva degli studi di economia industriale si prendono in considerazione due tipi di persistenza: una persistenza di breve periodo ed una persistenza di lungo periodo. In genere si suppone che il processo stocastico che genera i tassi di profitto sia stazionario; se il processo è un *random walk* (processo a radice unitaria) in base al quale la migliore previsione dei profitti del prossimo periodo è l'ammontare attuale dei profitti e gli shock si cumulano e persistono nel tempo non vi è un processo *mean reverting* verso un livello "normale" di redditi. Semplificando un po' si può supporre che i tassi di profitto (X) siano composti da due elementi: un rendimento comune a tutte le imprese (r) ed un rendimento specifico di breve periodo dell'impresa (s), ovvero $X_t=r+s_t$; si assume che la componente specifica della profittabilità decada progressivamente nel tempo secondo il parametro λ , per ipotesi minore di 1, ovvero $s_t=\lambda s_{t-1}+\varepsilon_t$. La dinamica del tasso di profitto

⁴⁴ Per un testo di economia industriale contenente una discussione aggiornata sulla persistenza dei profitti si veda Lipczynski et al. (2017). Per un'analisi dei determinanti dei tassi di profitto nel quadro dell'economia industriale ma fuori dal solco della persistenza dei profitti si veda ad esempio Jenny & Weber (1976) che hanno trovato in un campione di imprese manifatturiere francesi l'evidenza statistica di relazioni positive tra profittabilità e concentrazione e *leverage* e relazioni negative con la dimensione dell'attivo.

è quindi descrivibile con un processo autoregressivo⁴⁵ $X_t = (1-\lambda)r + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t$; com'è noto se il processo ammette una radice unitaria $\lambda=1$ (ipotesi nulla di radice unitaria) il processo si riduce ad un *random walk* ed i profitti non sono realmente predicibili, mentre per bassi valori⁴⁶ del parametro λ i profitti manifestano una persistenza non unitaria. La variabile ε_t ($\sim N(0, \sigma^2)$) cattura l'effetto delle influenze non sistematiche sui profitti. Il parametro λ (coefficiente di autocorrelazione del primo ordine) è interpretato come misura della persistenza di breve periodo (la persistenza di breve periodo ha a che fare con la correlazione tra valori consecutivi di X_t), mentre $1-\lambda$ è il tasso di dissipazione di periodo dei profitti. Per processi stazionari ($-1 < \lambda < 1$, ovvero $\lambda < |1|$) la costante dell'equazione precedente divisa per $(1-\lambda)$ rappresenta la media di lungo periodo di X_t : quindi $[(1-\lambda)r]/(1-\lambda) = r$, che in quest'ottica è interpretabile come rendimento di lungo periodo; se tale variabile è specifica della singola impresa anziché comune a tutte le imprese, l'equazione va riformulata come $X_{it} = (1-\lambda_i)r_i + \lambda_i X_{it-1} + \varepsilon_{it}$. Per r_i diverso da zero, il processo stocastico che genera X_{it} ha una persistenza di lungo periodo, nel senso che l'impresa i -esima è in grado di ottenere una profittabilità che tende nel tempo a differire permanentemente da quella media delle imprese del settore (o dell'economia). L'equazione dice in sostanza che la redditività di periodo è una sorta di combinazione della redditività di lungo periodo, della memoria della redditività del periodo precedente e da un disturbo casuale (a media nulla), non necessariamente con distribuzione normale. Il ragionamento precedente rappresenta la base concettuale per lo studio della persistenza di breve separata da quella di lungo periodo dei profitti aziendali. Nel caso in cui $\lambda=0$ la persistenza di breve periodo è nulla ed il processo X_{it} ha proprietà di *white noise* centrato sullo zero, oppure no, a seconda che r_i sia nullo oppure diverso da zero; in tale contesto qualsiasi profitto anormale guadagnato nel periodo $t-1$ viene interamente dissipato nel periodo t . Nel caso in cui $\lambda=1$ il processo autoregressivo non è stazionario e diventa un *random walk* (con persistenza di breve periodo completa). Infine, se $0 < \lambda < 1$ il processo X_{it} è un autoregressivo stazionario con media r_i e la persistenza di breve periodo è parziale, tale da generare il ritorno verso la media r_i : qualsiasi livello di profitto tende a decadere nel tempo in modo proporzionale a λ (tanto maggiore è λ , tanto più lento è il decadimento). Nel caso in cui $-1 < \lambda < 0$ il processo è stazionario, ma non monotono, con oscillazioni intono alla media.

I riferimenti obbligati di questa parte della letteratura sono gli scritti di Mueller (1977, 1986, 1990), l'ultimo dei quali (quello del 1990) è una rassegna di studi internazionali sulla dinamica degli utili aziendali. La persistenza di profitti sistematicamente sopra un livello "normale" è stata al centro dell'attenzione di molti economisti industriali e Mueller ha collegato l'osservazione statistica sulla dinamica della redditività delle imprese alle caratteristiche strutturali del settore ed a elementi specifici riguardanti le singole imprese; la profittabilità⁴⁷ elevata è una molla potente che attiva noti meccanismi competitivi che pilotano la riallocazione degli investimenti tra i settori

⁴⁵ Combinando le due equazioni si ha $X_t = r + \lambda s_{t-1} + \varepsilon_t = r + \lambda(\lambda s_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t$; per il periodo precedente vale $X_{t-1} = r + \lambda s_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$, da cui $X_{t-1} - r = \lambda s_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$, che sostituita nell'espressione per il periodo t consente di scrivere $X_t = r + \lambda(X_{t-1} - r) + \varepsilon_t = r(1-\lambda) + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t$.

⁴⁶ In molti degli studi empirici di economia industriale λ si aggira tra 0.2 e 0.7.

⁴⁷ Un tema che non viene affrontato qui riguarda la discussione sulle relazioni tra profitti contabili e profitti economici e sui loro relativi meriti informativi.

e quindi l'individuazione dei fattori sottostanti alla redditività ed alla sua persistenza è cruciale per poter valutare i movimenti di entrata ed uscita intersettoriali delle aziende. Mueller ha ben sintetizzato due ipotesi da sottoporre a verifica: la prima, ipotesi competitiva, assume che entrate ed uscite dalle aree di business da parte delle imprese sono sufficientemente libere da portare i tassi di profitti al livello individuato dalla pressione concorrenziale (livello "normale"); ovvero i differenziali di redditività tra le imprese dovrebbero progressivamente sparire nel lungo termine: profitti in eccesso stimolano l'entrata nel settore di nuove imprese mentre profitti inferiori sfavoriscono la sopravvivenza delle imprese peggiori che con il tempo vengono eliminate ed escono dal mercato, riportando il livello medio dei profitti ad un livello più adeguato; in altri termini i profitti di un'impresa in due punti qualunque del tempo dovrebbero essere tra loro indipendenti, in quanto il fatto che i profitti siano sopra o sotto il livello "normale" è un fenomeno transitorio; la seconda ipotesi invece considera che i profitti guadagnati da un'impresa in un certo periodo grazie ad eventi fortunati o a sue capacità forniscono le risorse per mantenere la redditività anche in futuro: in questa prospettiva i tassi di profitto non convergono verso il livello concorrenziale ma tendono a collegarsi ai profitti passati. Il tasso di redditività (X) è calcolato da Mueller come rapporto tra utile ante imposte⁴⁸ e totale attivo; se le deviazioni dal livello "normale" sono transitorie il tasso di profitto dell'impresa i -esima nel periodo t -esimo dovrebbe essere uguale al tasso concorrenziale (eventualmente inclusivo di un premio per rischio) più un termine di errore, ovvero $X_{it} = \bar{X}_t + \varepsilon_{it}$; calcolando lo spread rispetto al livello "normale" e dividendo per quest'ultimo si ha (tasso di profitto normalizzato) $\frac{X_{it} - \bar{X}_t}{\bar{X}_t} = \frac{\varepsilon_{it}}{\bar{X}_t} = \Gamma_{it}$, il cui valore atteso è uguale a zero. Il modello stimato è quindi $\Gamma_{it} = \alpha_i + \frac{\beta_i}{t} + \eta_{it}$, ove η è un termine errore. Le evidenze statistiche hanno mostrato che i profitti al di sopra o al di sotto della media tendono a convergere verso la media del campione di imprese esaminato, ma che tuttavia vi sono differenze persistenti nella redditività aziendale il che indica che tra le componenti della profittabilità vi è un elemento di rendita permanente (positivo o negativo) che le forze competitive non sono in grado di erodere. Alla base di tali risultati sembrano esserci fattori rilevati dall'autore come la quota di mercato e la posizione di leadership, che hanno una significativa stabilità temporale (persistenza) tra le imprese; maggiore è il grado di concentrazione del settore e maggiore tende ad essere la rivalità tra le imprese e minori i profitti. Altri fattori sottoposti a test dall'autore hanno denotato evidenze empiriche non conclusive.

Schmalensee (1985; 1989^o; 1989b) è uno degli studiosi più importanti che ha approfondito ed esteso le analisi di Mueller. Sintetizzando molto, l'autore ha messo in collegamento il tasso di rendimento (con dati contabili) con la quota di mercato dell'impresa e con *dummies* orientate a catturare effetti specifici dell'impresa e del settore. Le stime statistiche elaborate dall'autore hanno messo in luce che gli effetti specifici dell'impresa hanno scarsa rilevanza, mentre importanti sono gli effetti settoriali, i quali hanno una connessione negativa con la quota di mercato; quest'ultima è meno rilevante degli effetti di settore; peraltro, i differenziali di redditività

⁴⁸ In Mueller (1986) il tasso di profitto è calcolato come utile dopo imposte più interessi diviso per il totale dell'attivo.

tra le imprese maggiori tendono a persistere nel tempo pur con notevoli variazioni. Crescita dei ricavi, entità delle economie di scala e le cosiddette spese di sviluppo (R&S, pubblicità, ...) tendono ad essere associate a profitti più elevati, mentre il grado di concentrazione favorisce la redditività solo delle imprese leader. Nello studio del 1989b l'autore per valutare meglio i risultati ottenuti in precedenza ha usato ben 12 misure di redditività (ante e post imposte, con senza interessi, con senza ammortamenti; sull'attivo e sui ricavi); le correlazioni tra diverse misure di profittabilità contabile sono elevate e i risultati delle regressioni non sono molto sensibili a quale misura è utilizzata. Goddard & Wilson (1999) hanno trovato un valore medio del coefficiente di persistenza di breve periodo (λ) di circa 0.59 mentre il tasso di profitto di lungo periodo si differenzia tra le varie imprese; detto in altri termini non c'è una tendenza di lungo termine uguale per tutte le imprese.

Jacobson & Hansen (2001) hanno collegato la persistenza degli *abnormal earnings* al valore economico⁴⁹ delle imprese, sviluppando un modello autoregressivo del primo ordine stimato su campioni di imprese statunitensi e giapponesi; nel loro modello maggiore è il grado di persistenza (λ) maggiore è l'effetto della redditività sul valore di mercato dell'impresa, mentre se la persistenza è assente il valore di mercato diventa uguale al valore contabile dell'impresa; dalle elaborazioni degli autori è emerso che il valore medio del tasso di persistenza di breve periodo (λ) delle imprese statunitensi si aggira su 0.6 circa che non è sostanzialmente diverso da quello delle società giapponesi (0.57 circa); i tassi di persistenza sono comunque molto diversi tra i settori all'interno dei due paesi. Cubbin & Geroski (1987) hanno scomposto la dinamica dei tassi di profitto di un campione di imprese statunitensi in scarti dalla media di settore e scarti tra la media di settore e la media generale dell'economia; il modello autoregressivo adottato dai due autori è quindi del tipo $X_t = \lambda_i X_{i,t-1} + \varphi_i X_{s,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, in cui X_t indica il divario della profittabilità dell'impresa rispetto alla media complessiva del sistema, $X_{i,t}$ è lo scarto della performance dell'impresa i -esima rispetto alla media del settore di appartenenza e $X_{s,t}$ è lo scarto tra la media di settore (s) e la media complessiva; la separazione tra i due effetti è rilevante secondo gli autori in quanto il processo di entrata delle imprese nei settori dovrebbe avere maggiore influenza sulle società del settore rispetto all'evoluzione del settore rispetto al sistema economico; i risultati derivanti dall'applicazione del modello ad un campione di imprese del Regno Unito appartenenti a 48 settori diversi ha messo in luce che la osservata persistenza sistematica dei profitti deriva principalmente dalla persistenza di componenti specifiche dell'impresa piuttosto che componenti specifiche di settore, risultati che contrastano con quelli trovati da Schmalensee. Anche Waring (1996) ha separato la profittabilità dell'impresa in

⁴⁹ In termini semplificati il valore economico dell'impresa al tempo t , M_t , è posto uguale a $M_t = \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+k}\right)^j E_t(\text{earnings}_{t+j})$; definendo X =redditività contabile (ROA, ROI, ROE a seconda delle definizioni) come processo AR(1) che decade nel tempo verso il costo del capitale, k , ovvero $X_{t+j} = k + \lambda(X_{t+j-1} - k)$, si può porre $\text{earnings} = B * X$, ove B =valore contabile dell'impresa (totale attivo o totale capitale investito o patrimonio netto, a seconda delle definizioni adottate); pertanto assumendo condizioni iniziali per B_t e X_t , si può scrivere $M_t = \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+k}\right)^j B_t (\lambda^j (X_t - k) + k) = B_t \left[\frac{\lambda(X_t - k)}{(1+k-\lambda)} + 1 \right]$, da cui $\frac{M_t}{B_t} = \frac{\lambda(X_t - k)}{(1+k-\lambda)} + 1$, ove M/B non è altro che il rapporto *market/book value*. Nel caso particolare che $\lambda=1$ il rapporto M/B si riduce a X/k =redditività contabile/costo del capitale, mentre se $\lambda=0$, $M/B=1$, cioè valore economico=valore contabile.

componente specifica e in rendimento comune a tutte le imprese operanti nel settore ed ha tentato di spiegare i divari dei coefficienti di persistenza (ricavati dal solito modello autoregressivo AR(1)) osservati nei diversi settori con una serie di fattori quali le economie di scala, l'intensità di R&S, il livello di competenza dei dipendenti ed il loro grado di sindacalizzazione, la concentrazione settoriale, l'intensità di capitale e il grado di diversificazione delle produzioni; i fattori che sono risultati più significativi sono stati la competenza dei dipendenti, grado di sindacalizzazione, numero delle imprese nel settore (interpretato in collegamento con il grado di concentrazione), intensità di capitale e di R&S.

Geroski & Jacquemin (1988) hanno sviluppato una ricerca sulla persistenza dei profitti delle imprese di tre paesi europei, la Germania Occidentale, la Francia ed il Regno Unito, concentrando l'attenzione sulle società in grado di ottenere livelli di redditività sistematicamente superiori alla media ed individuando i fattori che nel quadro dell'economia industriale spiegano la migliore capacità di performance; la redditività è misurata dal rapporto tra profitti ante imposte e totale dell'attivo, mentre la variabile da spiegare non è altro che il divario tra il tasso di profitto della singola imprese e la media campionaria dei diversi paesi; le variabili esplicative della persistenza del divario di profittabilità includono il tasso di export, la crescita dei ricavi, l'età dell'impresa, l'entità del controllo societario, il grado di specializzazione settoriale delle produzioni aziendali, il grado di concentrazione del settore, oltre ad alcune *dummy* di controllo di settore e di nazione. È emerso che i profitti delle imprese del Regno Unito sono più facilmente predicibili rispetto a quelle francesi e tedesche; inoltre, la loro persistenza a livelli superiori od inferiori alla norma è stata riscontrata in un maggior numero di società rispetto a quella degli altri paesi; peraltro, l'identificazione di fattori esplicativi dei divari di profittabilità resta un problema di difficile soluzione secondo gli autori. Schwalbach et al. (1989) hanno esaminato la dinamica dei tassi di profitto aziendali di un campione di imprese tedesche partendo da un modello teorico di duopolio in cui le nuove imprese entranti determinano la convergenza dei profitti verso un nuovo equilibrio; i risultati ottenuti dagli autori hanno chiarito che per la Germania l'entrata e la mobilità delle imprese conducono ad una relativamente rapida convergenza dei tassi di profitto, senza peraltro risultare in una completa equalizzazione dei livelli dei saggi di redditività; in particolare le società di maggiore successo sono state in grado di difendere la loro redditività, mentre quelle di minore successo hanno fatto pochi progressi nel miglioramento della loro performance. Bentzen et al. (2005) hanno studiato la persistenza della profittabilità nel tempo su un campione di imprese danesi, successivamente aggregate per settori economici, ed hanno concluso che i risultati statistici a livello societario non sono favorevoli all'ipotesi di *random walk* e quindi non sostengono la congettura della persistenza dei profitti, mentre a livello aggregato i risultati (12 settori su 15) sono più orientati a favore della persistenza e del *random walk*. Glen et al. (2005) hanno studiato la persistenza della profittabilità aziendale su un insieme di sette paesi in via di sviluppo, inclusi tra gli altri Brasile, India, Messico e Corea del Sud; il modello utilizzato è il solito AR(1) definito sulla deviazione della redditività dell'impresa rispetto alla media delle altre imprese dello stesso paese ed in cui il coefficiente λ è inteso quale parametro di velocità di aggiustamento dei profitti in eccesso verso il livello "normale" ed ove il tasso di equilibrio di

lungo periodo è come sempre definito come $\alpha/(1-\lambda)^{50}$ per $\lambda < |1|$. I risultati ottenuti dagli autori hanno messo in luce che il grado di persistenza sia a breve che a lungo termine della profittabilità dei paesi in via di sviluppo è inferiore a quella dei paesi sviluppati, benché i primi tendano ad avere un minor grado di concorrenza; inoltre scomponendo la redditività nel prodotto dei margini sui ricavi e del rapporto *output-capital* hanno trovato che la persistenza di quest'ultimo rapporto è maggiore rispetto a quella dei margini. La differente persistenza della redditività tra paesi sviluppati e paesi in via di sviluppo è stata confermata anche da Stephan & Tsapin (2008) usando un approccio basato sulle catene di Markov, applicate ad un campione di imprese ucraine.

Cable & Gschwandtner (2004) hanno valutato la persistenza dei profitti aziendali su un arco di tempo di 50 anni utilizzando un campione di società statunitensi scomponendo in modo strutturale le serie storiche in un trend di lungo periodo non osservato, in movimenti ciclici autoregressivi e in componenti irregolari. Come in Mueller il tasso di profitto è stato normalizzato deducendo la media campionaria dal tasso di periodo della singola impresa e dividendo la differenza per la media campionaria, rimuovendo in tal modo l'impatto del ciclo economico e, con l'assunzione che la media campionaria corrisponda al tasso di profitto "normale", interpretando il calcolo come deviazione dal livello giustificato dalle forze competitive. A partire dal solito modello autoregressivo del primo ordine AR(1) $X_{it} = \alpha_i + \lambda X_{it-1} + \varepsilon_{it}$, in cui X rappresenta il tasso di profitto (utile ante partite straordinarie sull'attivo netto) normalizzato, gli autori si sono concentrati sul valore atteso non condizionale del processo, dato da $\frac{\alpha_i}{1-\lambda_i}$, per λ diverso da 1 (*radice unitaria del processo*), inteso come misura di rendimento permanente (l'inverso del parametro λ misura quanto velocemente la redditività di periodo converge verso il livello di lungo periodo, ed al contempo λ fornisce una indicazione del grado di concorrenzialità dell'economia: minore è il valore del parametro più rapidamente i profitti superiori alla media sono erosi e maggiore è l'impatto della concorrenza). Dalle elaborazioni degli autori è emerso che l'analisi strutturale delle serie storiche offre un contributo significativo al semplice modello autoregressivo, grazie alla sua flessibilità, anche se si è osservata una notevole sovrapposizione di risultati tra i due approcci. Lo stesso campione di osservazioni sul periodo di 50 anni è stato usato da Gschwandtner (2004) per un approfondimento sulla persistenza dei profitti di lungo periodo; per superare la stabilità artificiosa del campione indotta dall'uso di imprese sopravvissute per tutto il periodo l'autrice ha scomposto il periodo cinquantennale in quattro finestre a scorrimento di venti anni in modo da tenere conto delle società entrate ed uscite dal campione; le imprese sopravvissute per tutto l'arco temporale sono soprattutto quelle di grandi dimensioni ed i risultati in termini di permanenza dei profitti sono quindi influenzati dalla loro prevalenza. L'uso delle quattro finestre temporali ha consentito la stima differenziata del parametro λ che è progressivamente diminuito con il trascorrere del tempo, sia pure non in modo monotonicamente, suggerendo che il grado di competitività è cresciuto nel periodo di 50 anni. Non sorprendentemente l'autrice ha trovato che la dimensione aziendale, la capacità di crescita delle imprese e la loro quota di mercato sono fattori rilevanti per spiegare la persistenza dei profitti nel

⁵⁰ Nel caso di AR(2) il livello di profittabilità di lungo periodo è dato da $\alpha/(1 - \lambda_1 - \lambda_2)$.

lungo termine. Crespo Cuaresma⁵¹ & Gschwandtner (2006 e 2008a) hanno ulteriormente elaborato il campione cinquantennale: nel primo articolo gli autori hanno fatto ricorso ad un modello autoregressivo a soglia (*threshold autoregressive*) (per evitare ripetizioni, il modello a soglia è illustrato più oltre). La non linearità delle stime concessa dal modello a soglia ha messo in luce un'ampia distribuzione dei valori del parametro λ che hanno fornito considerazioni diverse dal solito sulla persistenza dei profitti: bassi livelli di profitto possono essere persistenti e vengono individuati grazie al *threshold autoregressive model*. Nel secondo articolo gli autori hanno studiato la dinamica dei tassi di profitto ricorrendo ad una variabile non osservabile con parametro di persistenza *time-varying*, in modo da non vincolare il parametro di persistenza ad essere costante. Com'è noto, nella letteratura sulla persistenza dei profitti negli studi di economia industriale vi sono due definizioni (in parte interconnesse) di persistenza: una prima misura riguarda le deviazioni di lungo periodo dal livello "normale" ed è quantificata dalla aspettativa non condizionata del processo stocastico sottostante (in genere autoregressivo stazionario, ovvero $\frac{\alpha_i}{1-\lambda_i}$, visto sopra); vengono in altri termini confrontate le aspettative non condizionate calcolate sulle singole imprese per stabilirne la convergenza verso livelli simili; una seconda misura riguarda la persistenza di breve periodo ed è valutata dall'entità del parametro del modello autoregressivo. In questo quadro, per tenere conto della dinamica di breve termine, gli autori hanno modellato la *time-varying persistence* dei profitti con il seguente sistema, stimato con la massima verosimiglianza:

$$\begin{cases} X_{it} = \alpha_i + \lambda_{it}X_{it-1} + \varepsilon_{it} \\ \lambda_{it} = \varphi_{i0} + \varphi_{i1}\lambda_{it-1} + \eta_{it} \end{cases}, \text{ in cui i due termini errore } \varepsilon \text{ e } \eta \text{ non sono correlati. Nel caso in}$$

cui il parametro φ_{i1} sia uguale ad 1 la dinamica del parametro di persistenza si riduce ad un *random walk* (con o senza *drift* a seconda che φ_{i0} sia oppure no nullo). Le stime statistiche ottenute dagli autori sono alquanto eterogenee, con circa un terzo delle imprese del campione che presentano significative evidenze favorevoli al modello a persistenza variabile; tuttavia, la dinamica di breve periodo del parametro di persistenza è molto diversa tra le varie imprese. Bou & Santorra (2003) hanno adottato una strategia simile per separare in due equazioni la componente statica (permanente, P) e dinamica (autoregressiva, A) dei rendimenti di un campione di imprese spagnole:

$$\begin{cases} X_{it} = \gamma_t P_i + A_{it} + \varepsilon_{it} \\ A_{it} = \lambda_i A_{it-1} + \eta_{it} \end{cases}: \text{ la componente permanente, P, riflette i rendimenti anormali che non}$$

cambiano nel tempo, mentre A è la porzione della redditività che muta nel tempo secondo un processo autoregressivo, in cui il parametro di persistenza λ può essere funzione del tempo. L'assenza della costante nel sistema è spiegata dalla definizione di redditività, che è misurata come deviazione dalla media dell'anno calcolata su tutte le imprese del campione. Le due componenti P ed A sono a loro volta scomposte in effetti d'impresa ed effetti di settore, trovando che vi sono maggiori differenze tra le imprese all'interno dei settori che tra i settori.

⁵¹ Si veda anche Crespo Cuaresma & Gschwandtner (2008b).

Stierwald (2009) ha collegato la persistenza della redditività di un campione di imprese australiane alla persistenza della loro produttività ed alla dimensione aziendale, mentre gli effetti di settore hanno giocato un ruolo secondario. Keil (2016) ha approfondito i problemi di identificazione statistica delle relazioni che collegano i differenziali di persistenza della redditività alla concentrazione delle quote di mercato usando i dati sui singoli segmenti di business delle imprese; tra i diversi problemi individuati dall'autore, il più significativo riguarda il legame endogeno tra concentrazione e profitti: una redditività superiore alla media rappresenta un potente segnale di convenienza all'ingresso di nuove imprese nel settore, ma questo comportamento conduce necessariamente ad una diminuzione del grado di concentrazione, che può spiegare la connessione statistica trovata tra concentrazione e profitti; la redditività è misurata anche in questo caso come differenziale tra profittabilità della singola impresa nello specifico periodo e la redditività media complessiva del sistema; l'autore ha utilizzato un modello autoregressivo AR(2) che tiene conto di diverse velocità di aggiustamento tra deviazioni positive e negative dei profitti dalla media complessiva, ovvero:

$X_{it} = \alpha_i + \lambda_{1i}X_{it-1}I_{t-1} + \lambda_{2i}X_{it-1}(1 - I_{t-1}) + \varepsilon_{it}$, in cui I_{t-1} rappresenta una dummy che vale 1 nel caso in cui il divario reddituale (X_{it}) è positivo e che vale zero se il divario reddituale è negativo o nullo; il differenziale di lungo periodo di redditività è pertanto uguale a $\frac{\alpha}{1-\lambda_1}$ se $\alpha > 0$ e $\lambda_1 > 0$, mentre è uguale a $\frac{\alpha}{1-\lambda_2}$ se $\alpha \leq 0$ e $\lambda_2 > 0$ ed infine è uguale a $\alpha/(1 - \lambda_1 - \lambda_2)$ negli altri casi; l'autore ha preso in considerazione sia il valore di lungo periodo del tasso di redditività sia i coefficienti di persistenza di breve periodo (λ); a differenza della concezione prevalente nell'economia industriale, l'autore non ha trovato evidenza che il grado di concentrazione abbia un qualunque effetto positivo sui differenziali di lungo periodo della profittabilità, anzi sembra esserci un effetto causale negativo.

Canarella et al. (2013) hanno studiato le proprietà stocastiche di tre indicatori di redditività, ROA (profitto netto/attivo netto), ROE (profitto netto/patrimonio netto) e ROI (profitto netto/capitale investito), ove il profitto netto è misurato ante componenti straordinarie, su un panel di imprese statunitensi per studiare il quadro competitivo dei settori in cui operano quelle società ed individuare i casi in cui sono richiesti interventi regolatori per migliorare il grado di concorrenzialità. Gli autori hanno trovato significative evidenze a sostegno di processi con *mean-reversion* che sono a favore dell'ipotesi di "ambiente concorrenziale"; tali risultati a giudizio degli autori sono però condizionati dall'assunzione di indipendenza *cross-section*, causata da fattori comuni non osservabili, shock macroeconomici comuni, trend stocastici comuni; una volta rimosso tale assunto gli autori hanno riscontrato una persistenza indefinita della redditività in diversi settori dell'economia americana, senza *mean-reversion* o molto lenta. Più in particolare con processi *mean-reverting* gli shock che influenzano la profittabilità delle imprese sono transitori e nel tempo i profitti ritornano al loro livello di equilibrio con fluttuazioni più o meno ampie; tale stazionarietà dei redditi aziendali descrive un ambiente in cui le forze competitive

operano per ricondurre la redditività delle imprese verso valori omogenei, in cui i divari non sono persistenti e progressivamente vengono eliminati gli extraprofiti (*competitive environment*); per contro se i profitti seguono un processo *random walk* (l'evoluzione è descrivibile come un *unit-root non-stationary integrated process*) gli shock hanno un effetto permanente che sposta i redditi da un livello ad un altro: in tal modo i profitti non sono predicibili e quindi in una prospettiva di regolazione economica la redditività corrente non è più un fenomeno transitorio e le forze della concorrenza non riescono a ricondurre il suo progressivo aggiustamento verso un livello di equilibrio; ne deriva quindi la necessità di interventi regolatori per ripristinare l'opportuno grado di concorrenzialità settoriale; la persistenza dei divari di redditività continua fino a quando le barriere all'entrata proteggono l'impresa dalla pressione competitiva o l'impresa riesce a mantenere i fattori di superiorità che la caratterizzano, come innovazione, competenze specifiche, qualità dei prodotti, fattori immateriali e così via. Gli autori hanno sottolineato la differenza tra persistenza dei profitti e l'isteresi dei profitti: la prima riguarda un lento processo di aggiustamento verso un livello di equilibrio, mentre l'isteresi implica che i profitti possono deviare dal loro livello di equilibrio e non tornarci mai più anche dopo che lo shock è stato superato (l'isteresi dei profitti è un processo a radice unitaria, mentre la persistenza mette in luce una radice quasi unitaria⁵²).

La *mean reversion* delle serie dei tassi di redditività delle imprese europee è stata riscontrata anche da Buus (2011) usando la banca dati AMADEUS sulle società europee quotate e da Nordal & Naes⁵³ (2009) in modo specifico sulle imprese norvegesi non quotate. Chen & Lin (2011) hanno individuato una asimmetria nella *mean reversion* del ROE: la velocità dell'aggiustamento verso il livello di equilibrio di lungo periodo è più lenta nei casi in cui la redditività è in un regime di crescita rispetto al caso di un regime di diminuzione. Tale asimmetria è individuata stimando la dinamica *time-varying* del ROE trimestrale con un modello autoregressivo a soglia (*momentum threshold autoregression*), del tipo:

$$\Delta X_t = \alpha + I_t \lambda_1 (X_{t-1} - \bar{X}) + I_t \lambda_2 (X_{t-1} - \bar{X})$$

$$\text{con } I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } q_t(w, d) \geq 0 \\ 0 & \text{se } q_t(w, d) < 0 \end{cases}$$

ove $w = \text{pesi a somma } 1$; d è una variabile ≥ 1 che individua il lag temporale

$$q_t = w_1 \Delta X_{t-1} + w_2 \Delta X_{t-2} + \dots + w_d \Delta X_{t-d}$$

$\lambda_1 = \text{velocità di aggiustamento in regime di ROE crescente (con } \lambda_1 < 0)$

$\lambda_2 = \text{velocità di aggiustamento in regime di ROE decrescente (con } \lambda_2 < 0)$

⁵² La persistenza è analizzata con un modello autoregressivo del primo ordine AR(1): $X_t = \alpha + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t$, in cui λ è il parametro che governa la velocità di convergenza dei profitti verso il valore di equilibrio; se $\lambda=0$ la velocità di aggiustamento è massima e quindi se la stima statistica di λ la colloca vicino allo zero, i profitti mettono in luce una persistenza minima, mentre tanto più λ è prossimo ad uno, tanto più elevata è la loro persistenza; se $\lambda < 1$ il processo è stazionario ed i profitti sono *mean reverting*; se $\lambda=1$ si ha il caso degenero di aggiustamento dinamico ed i profitti sono *random walk* e mettono in luce una *path dependence*. La stima del valore di equilibrio di lungo periodo è $\bar{X} = \alpha / (1 - \lambda)$, che non esiste nel caso di radice unitaria per $\lambda=1$.

⁵³ I due autori hanno inserito nel modello autoregressivo anche la probabilità di default delle imprese come descrittore di informazioni rilevanti sulla futura redditività delle imprese esaminate, di cui, non essendo quotate, non è possibile osservare le valutazioni di mercato. La probabilità di default è stata stimata con una regressione logistica su una batteria di indicatori, selezionati a partire da quelli impiegati da E. Altman nella sua ricerca del 1968.

La condizione $\lambda < 0$ individua il comportamento non esplosivo del ROE

L'ipotesi di asimmetria prevede $|\lambda_1| < |\lambda_2|$

Un *threshold autoregressive model* è stato usato anche da Brauer & Westermann (2010 e 2013) per valutare l'entità dei coefficienti di persistenza dei profitti aziendali nell'ambito del dibattito sulla misura della prudenzialità⁵⁴ (*conservatism*) delle valutazioni di bilancio. L'asimmetria del trattamento di utili e perdite non realizzate in bilancio ha dato origine ad una riflessione su come interpretare correttamente i risultati delle stime di modelli autoregressivi sui profitti aziendali: Basu (1997), usando i rendimenti azionari, ha osservato che la sensitività tra utili e rendimenti negativi è sei volte quella tra utili e rendimenti positivi; inoltre, le variazioni negative degli utili sono meno persistenti delle variazioni positive. Queste evidenze sembrano coerenti con l'applicazione del principio di prudenza nelle valutazioni di bilancio, in base al quale gli utili riflettono le *bad news* (approssimate dalle variazioni negative degli utili) più rapidamente delle *good news* (approssimate dalle variazioni positive degli utili): l'asimmetria contabile si traduce in una asimmetria della persistenza statistica delle variazioni dei redditi, che può essere più facilmente catturata con regressioni discontinue a soglia, come i modelli *threshold autoregressive*. Lawrence ad al. (2014) hanno considerato separatamente la persistenza degli utili da quella delle perdite trovando, come già visto sopra, che la persistenza di queste ultime è minore di quella dei profitti; hanno collegato questo risultato a due ipotesi: la prima riguarda l'esistenza dell'opzione "abbandono"⁵⁵ in base alla quale è più probabile che le società con perdite taglino le operazioni di gestione poco performanti per ridurre od eliminare tali perdite, mentre la seconda ha a che fare con la prudenzialità delle valutazioni di bilancio. Le stime statistiche hanno messo in luce che i tagli alle operazioni gestionali che sono fonti di perdite sono un importante determinante della minore persistenza delle perdite contabili e rappresentano un rilevante fattore omesso negli studi sulla relazione tra asimmetria della persistenza e la prudenzialità della formazione dei bilanci aziendali.

Un'analisi più ampia della dinamica del ROE è stata condotta da Joos & Joos (1998); il *book return-on-equity* (ROE) è stato posto in connessione con tre tipi di informazione: a) segnali di "analisi fondamentale" dell'impresa tratti dai bilanci aziendali⁵⁶, b) variabili contabili connesse all'applicazione delle regole prescritte nei principi di redazione dei bilanci (*accounting recognition*), c) variabili che misurano le caratteristiche del settore in cui opera l'impresa, come il grado di concentrazione, le barriere all'entrata, la quota di mercato. La previsione del ROE nei periodi futuri è cruciale per lo sviluppo dei modelli di valutazione aziendale. I risultati ottenuti dagli autori hanno messo in luce che le variabili fondamentali e quelle connesse alle anticipazioni ed ai ritardi delle rilevazioni contabili hanno in effetti capacità predittiva dei ROE per vari periodi futuri, mentre le variabili di struttura del settore hanno pochissima, se non nulla, efficacia

⁵⁴ Il principio di prudenza, a differenza del principio *mark-to-market*, consiste nel rilevare in bilancio le perdite presunte ma non gli utili sperati e non realizzati: le valutazioni delle voci di stato patrimoniale sono ispirate al minore tra costo e valore di mercato, in base al quale le perdite non realizzate sono rilevate più in fretta degli utili non realizzati.

⁵⁵ Nel caso estremo di opzione "liquidazione" le perdite economiche non possono continuare ad esistere per un tempo indefinito e pertanto vanno considerate solo temporanee e destinate a cessare.

⁵⁶ Tali segnali sono stati aggregati in un unico fattore FSCORE.

previsionale, salvo la quota di mercato, il cui contributo predittivo appare significativo; lo stesso vale per il valore di mercato dell'impresa, variabile che identifica la dimensione aziendale, che è interpretabile come proxy delle economie di scala; il ROE del periodo corrente è un notevole predittore del futuro ROE; inoltre il ROE mette in evidenza un pattern di *mean reversion*. Per superare la critica evocata da O'Hanlon, citato in precedenza, di mancanza di ancoraggio dell'analisi della profittabilità ad un modello teorico della valutazione dell'impresa, gli autori hanno fatto riferimento al noto modello di Ohlson (1995) che collega in modo lineare il prezzo azionario (P) al valore contabile per azione (bv) e agli *abnormal earnings* attesi [E(ni)]: $P_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[ni_{t+\tau}^a]$, da cui definendo il ROE come ni_t/bv_{t-1} si ha $P_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t[(ROE_{t+\tau} - r)bv_{t+\tau-1}]$; dividendo entrambi i membri per il valore contabile per azione si ottiene $\frac{P_t}{bv_t} = 1 + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+r)^{-\tau} E_t \left[(ROE_{t+\tau} - r) \frac{bv_{t+\tau-1}}{bv_t} \right]$, in cui r è il tasso di rendimento richiesto dagli azionisti (per semplicità, non stocastico ed unico per tutte le imprese).

L'analisi delle caratteristiche evolutive degli indicatori di bilancio (*ratios*) rappresenta un'area di approfondimento delle problematiche delle serie storiche contabili di estremo interesse che sotto più aspetti si differenzia da quanto visto in precedenza. Poiché l'ottica di questa ricerca riguarda la dinamica delle serie storiche dei dati contabili, qui non viene presa in considerazione la vasta letteratura sulle caratteristiche delle distribuzioni⁵⁷ *cross-section* degli indicatori. I valori degli indicatori di bilancio possono essere messi a confronto con i valori assunti dalla stessa impresa nel passato, con valori medi dei *peers*, con valori medi di settore (eventualmente segmentato per area geografica e classe dimensionale), con valori-target assunti come traguardo a cui tendere. Il riferimento essenziale su queste problematiche è Lev (1969) che assume che il target adottato dalle imprese corrisponda semplicemente con la media⁵⁸ di settore; in altri termini vi sono costi, anche se non evidenti, per l'impresa che ha i propri *ratios* fondamentali sistematicamente o temporaneamente differenti da quelli tipici del settore in cui opera, cioè costi per essere al di fuori da livelli di equilibrio e che spingono il management ad intraprendere azioni per riportarsi verso il target; deviazioni eccessive dalla media di settore sono considerate inammissibili; la media di settore riveste il ruolo di punto di equilibrio del sistema delle imprese che vi operano; spesso anche gli analisti finanziari esterni considerano le medie di settore come

⁵⁷ Le ricerche sulle *cross-section* degli indicatori di bilancio sono moltissime ed esulano dagli obiettivi di questo lavoro. A titolo di esempio si veda Daske et al. (2006) che mette a confronto le distribuzioni di campioni di imprese appartenenti all'Unione Europea (a quell'epoca comprendente anche il Regno Unito) con campioni di società USA. Le imprese europee sono state segmentate in quattro grandi sottoinsiemi a seconda della fonte dei principi contabili adottati per la redazione dei bilanci (standard anglosassoni, piano contabile uniforme, codice civile, paesi scandinavi): per i dettagli si rinvia alla pubblicazione.

⁵⁸ Un opportuno approfondimento dovrebbe riguardare la definizione di media di settore: tra cui semplice (con l'inevitabile presenza di *outliers*), ponderata (che assegna maggiore peso alle società più grandi), geometrica (in cui i valori piccoli sono più influenti di quelli grandi), armonica (influenzata significativamente dagli *outliers* piccoli e meno da quelli grandi), di potenza, mediana. Ciascuna di esse ha proprie peculiarità e si presta a sintetizzare in modo diverso l'insieme delle osservazioni considerate.

industry norms che individuano valori accettabili per gli indicatori dell'impresa. Naturalmente l'aggiustamento istantaneo dei valori dei *ratios* alle medie di settore è costoso per le imprese e quindi Lev assume che il processo evolutivo di quei valori contabili segua un modello ad aggiustamento parziale, anche a seguito delle scelte operate dal management nel selezionare le opzioni più idonee tra i principi contabili applicabili. Dato y il valore dell'indicatore in esame, Lev suppone che nel tempo il suo movimento sia approssimabile con l'equazione $y_t - y_{t-1} = \beta(y_t^* - y_{t-1})$, in cui β è il coefficiente di aggiustamento, compreso tra 0 ed 1, e y^* è il valore target del *ratio*; nel modello tale target non è direttamente osservabile ma si ipotizza che sia determinato da una variabile x misurabile, quindi $y_t^* = x_{t-1}$ e pertanto il modello diventa $y_t - y_{t-1} = \beta(x_{t-1} - y_{t-1})$; la variabile x_{t-1} è la media di settore dell'indicatore. L'autore ha sottoposto a test il comportamento di sei tra gli indicatori più rappresentativi (espressivi di liquidità a breve termine, solvibilità a lungo termine, turnover delle scorte e dell'attivo, ROI) stimando econometricamente l'equazione alle differenze logaritmiche $Lny_t - Lny_{t-1} = \alpha + \beta(Lnx_{t-1} - Lny_{t-1}) + \varepsilon_t$, in modo da catturare la variazione relativa degli indicatori nel tempo⁵⁹. Le evidenze statistiche confermano l'ipotesi di un aggiustamento parziale degli indicatori verso la media di settore, con coefficienti di aggiustamento (β) generalmente compresi tra zero ed 1 e costanti (α) molto piccole e poco significative. I coefficienti β minori di 1 sono coerenti con l'esistenza di oneri di aggiustamento, oltre a difficoltà tecniche ed organizzative. I test statistici (R^2) peraltro rivelano anche che esistono fattori esplicativi non inclusi nel modello. Un problema inesplorato riguarda l'interpretazione delle variazioni temporali delle medie di settore: si tratta di fluttuazioni temporanee intorno a trend persistenti o modificazioni strutturali a seguito di cambiamenti fondamentali o ancora variazioni casuali (anche se ampie) di scarso rilievo economico?

Il modello di Lev è stato esteso, tra gli altri, da Frecka & Lee (1983), da Lee & Wu (1988 e 1994), Wu et al. (1992) e da Yang & Chuang (2010); i primi due autori, lavorando su una proposta dello stesso Lev, hanno inserito un coefficiente di deviazione sulla media di settore ($y_t^* = c * x_{t-1}$) in modo da misurare l'esistenza di una deviazione fissa della media di settore dal vero valore target del *ratio* in esame ed inoltre hanno proceduto con la stima di una forma funzionale generalizzata dell'equazione che descrive il processo di aggiustamento parziale per superare le limitazioni della forma additiva e della forma logaritmica usata da Lev: i risultati delle stime sono state peraltro inconclusive. Lee & Wu e Wu et al. (1992) si sono focalizzati sulle implicazioni delle aspettative razionali per l'aggiustamento degli indicatori finanziari: similmente all'approccio in uso nella teoria dei mercati finanziari efficienti, nello schema concettuale delle aspettative razionali il management formula le proprie attese condizionatamente a tutte le informazioni disponibili fino a quel momento; in tale prospettiva i valori target degli indicatori sono generati da un processo basato su un polinomio di valori ritardati delle medie di settore, il cui ordine è stimato econometricamente. Gli ultimi due autori hanno incluso nel modello di aggiustamento tre componenti: shock esterni sul settore, movimenti causati dalla crescita

⁵⁹ Un secondo modello generico stimato dall'autore sui livelli degli indicatori è $y_t = \alpha + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$.

dell'impresa e effetti derivanti dalle scelte strategiche del management; applicando il modello ad un campione di società di Taiwan appartenenti al settore informatico gli autori ne hanno riscontrato un miglioramento della capacità esplicativa rispetto alla versione base di Lev grazie alla variabile che cattura i movimenti generati dalla crescita interna aziendale. Peles & Schneller (1989) hanno proposto un approccio diverso al problema di stima del processo di aggiustamento basato sul concetto di durata dell'aggiustamento stesso; tale durata è funzione dei benefici al netto dei costi per effettuare l'aggiustamento verso i livelli target degli indicatori in esame e del tempo necessario alle forze di mercato per rispondere alle decisioni del management che hanno dato il via al processo di aggiustamento. La durata dell'aggiustamento è ragionevolmente più breve quando sono coinvolte voci dell'attivo e del passivo corrente, mentre dovrebbe essere maggiore quando riguarda partite immobilizzate o capitali permanenti. In generale, secondo gli autori, informazioni riguardanti la durata del processo di aggiustamento sono ottenibili nel caso in cui il livello dei target sia noto oppure sia conosciuta la forma del processo di aggiustamento. Supponendo che l'aggiustamento non avvenga in una volta sola ma sia completato in un arco di tempo di n periodi e che quindi in ciascuno di essi venga eliminato $1/n$ delle deviazioni cumulate dal target, il livello dell'indicatore generico y è scrivibile come $y_t = y^* + \varepsilon_t + \alpha\varepsilon_{t-1} + \alpha^2\varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha^{t-1}\varepsilon_1$, in cui il periodo 1 è il primo in cui il valore dell'indicatore y devia dal livello target y^* per una quantità ε ed ove $\alpha = (1 - 1/n)$. Le stime statistiche⁶⁰ effettuate dagli autori hanno quantificato in circa 2.5 anni il tempo di aggiustamento degli indicatori di liquidità immediata, liquidità corrente e turnover delle scorte, in poco più di 5 anni il tempo del turnover dell'attivo e 8.5-8.75 anni rispettivamente per la struttura finanziaria e per la redditività netta sull'attivo, risultati che appaiono in linea con le attese.

Gallizo et al. (2002) e Gallizo & Salvador (2003) hanno proposto di utilizzare un modello gerarchico bayesiano per la stima dei coefficienti di aggiustamento parziale degli indicatori; il punto di partenza degli autori è un modello a correzione di errore proposto nella letteratura: $\text{Ln}\left(\frac{X_{t+1}}{X_t}\right) = g_t + \lambda \left[\text{Ln}\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) - k_{t-1} \right] + \gamma \left[\beta - \text{Ln}\left(\frac{X_t}{Y_{t-1}}\right) \right] + \varepsilon_t$, in cui X è l'indicatore in esame, Y è il valore medio di settore, g è il logaritmo atteso della variazione dell'indicatore al tempo t , k è il logaritmo atteso della variazione della media di settore, β è il coefficiente che determina la posizione relativa dell'impresa nel settore nel lungo termine tale che per $t \rightarrow \infty$ β è il valore limite a cui tende il rapporto $\text{Ln}(X/Y_{t-1})$; in tale modello vi sono due coefficienti di aggiustamento del valore dell'indicatore al suo valore di equilibrio: γ è associato con la componente di correzione dell'errore (velocità di reazione del management a shock che influiscono sulla posizione relativa a lungo termine dell'impresa nel settore), mentre λ riflette la sensitività dell'indicatore dell'impresa a fattori esogeni che hanno effetti a livello di settore; ai fini delle stime statistiche tale modello può essere semplificato in $\text{Ln}\left(\frac{X_{t+1}}{X_t}\right) = \alpha + \lambda \left[\text{Ln}\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) \right] - \gamma \left[\text{Ln}\left(\frac{X_t}{Y_{t-1}}\right) \right] + \varepsilon_t$ ed è su questa versione che gli autori hanno applicato il loro approccio bayesiano, che consente

⁶⁰ Lavorando sulle autocorrelazioni tra le differenze prime degli indicatori ed assumendo che i termini ε siano iid con media nulla si può stimare la durata del processo di aggiustamento senza dover necessariamente specificare il valore del livello target y^* .

maggiori flessibilità rispetto ai modelli econometrici tradizionali. Infine, Ho et al. (1997) hanno esplicitamente considerato la dipendenza tra le imprese nella stima dei coefficienti di aggiustamento degli indicatori; con tale completamento gli autori hanno trovato che le stime con i minimi quadrati ordinari sono in genere più grandi di quelle che tengono conto degli effetti *inter-company*; le interrelazioni tra le imprese possono essere causate da forze di mercato che influenzano congiuntamente le imprese in sottoinsiemi simili di aziende o a causa di interrelazioni tra i ricavi o tra i livelli produttivi; in sintesi, la performance di un'impresa in una certa misura è influenzata⁶¹ da quella delle altre imprese che operano nello stesso settore o segmento produttivo; in forza di questo ragionamento gli autori hanno imposto una struttura di dipendenze *cross-section* tra i *ratios* delle diverse imprese in modo da migliorare l'accuratezza delle misure della risposta a breve termine degli indicatori alle condizioni di settore; se si ignorano le interdipendenze aziendali le stime statistiche generano delle sovrastime della velocità di aggiustamento degli indicatori.

Più tipicamente in linea con le analisi delle serie storiche basate su modelli autoregressivi è la ricerca di Peel et al. (2004) che ha preso in esame quattro indicatori scelti tra quelli che possono assumere solo valori positivi: liquidità immediata, liquidità corrente, magazzino/passivo corrente, debiti totali/attivo netto. La stima statistica con dati *panel* di imprese quotate del Regno Unito ha messo in luce sia la stazionarietà che la persistenza delle variabili. L'uso di questi quattro indicatori strettamente positivi deriva dall'analisi metodologica proposta nel 1990 da M. Tippett (1990); l'autore ha ipotizzato che le variabili contabili del numeratore e del denominatore che compongono l'indicatore di bilancio siano generati nel continuo da processi del tipo moto browniano geometrico (GBM), tipicamente utilizzati nella finanza matematica fin dalla seconda metà degli anni '60 del secolo scorso: in altri termini il numeratore (X_1) evolve secondo $\frac{dX_1}{X_1} = \mu dt + dZ(t)$, mentre il denominatore (X_2) varia con $\frac{dX_2}{X_2} = \theta dt + dQ(t)$, in cui μ e θ sono i tassi medi istantanei di crescita delle variabili e σ e δ sono i parametri di volatilità istantanea dei due processi *white noise* $dZ(t)$ e $dQ(t)$ con distribuzione normale e media nulla. Il generico indicatore ($X=X_1/X_2$) evolve in base al processo $\frac{dX}{X} = [\mu - \theta - \rho\sigma\delta + \delta^2]dt + dZ(t) - dQ(t)$, ove il termine tra parentesi quadra è il tasso istantaneo medio di crescita del rapporto e ρ è il coefficiente di correlazione tra $dZ(t)$ e $dQ(t)$, la cui soluzione è $X(t) = X(0)\exp\left[\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)t - \left(\theta - \frac{1}{2}\delta^2\right)t + Z(t) - Q(t)\right]$, con distribuzione lognormale (numeratore e denominatore quindi non soddisfano l'assunzione di proporzionalità); tale soluzione è non stazionaria in media e varianza, come illustrato da Ioannidis et al. (2003) (si veda nota a piè pagina più avanti). Nello stesso articolo l'autore prende in esame anche l'ipotesi che l'evoluzione dei due aggregati X_1 e X_2 segua un processo *random walk* elastico, la cui equazione di moto è $\frac{dX}{X} = [(\delta^2 - \rho\sigma\delta) -$

⁶¹ Come gli autori sottolineano, l'uso di *benchmarking* come strumento per migliorare i processi aziendali copiando le migliori esperienze disponibili sul mercato tende a rafforzare le interrelazioni interaziendali.

$\lambda \ln \frac{x}{\mu}] dt + dZ(t) - dQ(t)$; tale modello è equivalente ad un autoregressivo del primo ordine⁶² AR(1); la principale conclusione di Tippet riguarda il fatto che le consuete equazioni econometriche usate per le stime del comportamento degli indicatori risultano mal specificate se le variabili contabili si comportano come processi GBM. L'uso dei GBM è stato adottato nella teoria della finanza per modellare la dinamica dei prezzi azionari, che per costruzione non possono diventare negativi; infatti, la distribuzione lognormale, che deriva dall'assunzione di GBM, è asimmetrica a destra e quindi consente valori positivi anche molto elevati, ancorché poco probabili, ma non valori negativi: per questo motivo Tippet è costretto a studiare solo indicatori che possono assumere valori strettamente positivi. Per prendere in considerazione indicatori con valori generici, anche negativi, Tippet avrebbe dovuto ricorrere a moti browniani aritmetici (ABM) e non geometrici (GBM). L'autore discute anche la validità del calcolo degli indicatori medi di settore nel caso di distribuzioni lognormali, in cui la media è maggiore della mediana che a sua volta è maggiore della moda: diventa quindi incerto il significato di parametro tipico di settore ricavabile da distribuzioni di quel tipo. Il modello teorico di Tippet (1990) è stato esteso ed ulteriormente precisato in Rhys & Tippet (1993 e 1996). Tippet & Whittington (1995)⁶³ hanno sottoposto a verifica statistica il modello teorico di Tippet (1990) stimando su quattro indicatori sempre positivi (liquidità/passività correnti, current ratio, scorte/passività correnti, debiti totali/attivo netto) osservati su un insieme di imprese del Regno Unito tre modelli di regressione: *time-dependent random walk* elastico (in cui le variazioni dell'indicatore sono funzioni suo valore corrente e del tempo), *time-independent random walk* elastico (in cui è eliminata la dipendenza dal tempo) e GBM (che dà origine al *logarithmic random walk*); i risultati ottenuti dai due autori hanno messo in luce che il *random walk (time dependent)* elastico e quello logaritmico sembrano adattarsi ragionevolmente bene ai dati osservati, anche se il rispetto dell'assunzione di omoschedasticità dei residui appare problematica. Gli stessi autori, in Whittington & Tippet (1999), hanno sviluppato test per verificare se la dinamica congiunta del numeratore e del denominatore degli indicatori fa emergere l'esistenza di variabili co-integrate; nel caso in cui questa ipotesi si rivelasse giusta, gli indicatori potrebbero essere interpretati come

⁶² Il *random walk* elastico in forma logaritmica, come quello studiato da Tippet, è un modello che assume che le differenze prime del logaritmo dell'indicatore seguano un *random walk* puro.

⁶³ Per alcune osservazioni critiche sulla procedura usata da Tippet & Whittington (1995) si veda Ioannidis et al. (2003). Una delle loro contestazioni più rilevanti riguarda l'assunzione implicita in Tippet & Whittington (1995) che i costi di aggiustamento degli indicatori siano una funzione costante della loro distanza dal valore di equilibrio, mentre è probabile che le imprese aggiustino gli indicatori solo quando essi raggiungono specifici valori *trigger*, prima dei quali gli indicatori sono lasciati liberi di fluttuare casualmente. Le forze che ripristinano valori accettabili degli indicatori sono di modesta entità quando gli indicatori sono prossimi ai valori di equilibrio (o valori target) ma aumentano esponenzialmente quando essi sono distanti dai target: il processo di aggiustamento va quindi modellato in modo non lineare; in altri termini, si assume che gli indicatori seguano un *non-linear mean-reverting process*; il processo approssimato (con una espansione in serie di Taylor) che gli autori hanno utilizzato per modellare il ritorno non lineare verso la media (\bar{X}) e verificarlo statisticamente è in sostanza $X_t - X_{t-1} = -\alpha(X_{t-1} - \bar{X})^3 + \varepsilon_t$, in cui α è positivo ed inferiore ad 1, che rappresenta una versione modificata del processo di Lev (1969); lo stesso modello nel continuo diventa $dX_t = -\alpha(X_t - \bar{X})^3 dt + dW(t)$, in cui dW è il solito processo di Wiener. Peraltro, come Atallah et al. (2007) hanno ribadito, le procedure di test di Ioannidis sono fortemente dipendenti da una specificazione esogena del parametro della varianza e lo stesso modello preso come riferimento mette in luce instabilità per valori grandi degli indicatori; inoltre, le proprietà del metodo della partita doppia sono tali che è impossibile che i processi di aggiustamento degli indicatori seguano quello adottato da Ioannidis et al.

strumento per eliminare la non stazionarietà (il valore corrente della variabile è influenzato in modo permanente dai termini errore contenuti nelle osservazioni precedenti) dai dati di bilancio; le variabili sottoposte a test sono i numeratori ed i denominatori dei quattro indicatori sempre positivi già studiati nella ricerca precedente dei due autori; le conclusioni raggiunte al termine di vari test statistici sono le seguenti: a) le trasformate logaritmiche dei numeratori e dei denominatori non sono stazionarie; b) l'uso degli indicatori, cioè dei rapporti tra numeratori e denominatori, non elimina la non stazionarietà; c) le coppie di variabili, numeratori e denominatori, non sono co-integrate. Fuller-Love et al. (1995) per superare i problemi di stima statistica incontrati da Tippett & Whittington (1995) hanno suggerito di modellare con processi stocastici del secondo ordine la dinamica di indicatori, misurati come spostamento dal loro valore normale di lungo periodo; per giustificare l'uso di processi stocastici del secondo ordine gli autori hanno formulato l'assunzione che lo spostamento dalla media abbia una accelerazione verso lo zero proporzionale allo spostamento corrente; il modello utilizzato dagli autori è una versione semplificata del generico processo del secondo ordine, ovvero $\frac{d^2 \text{Ln}(X(t)/\mu)}{dt^2} = -\gamma^2 \text{Ln}\left(\frac{X(t)}{\mu}\right) + \frac{dW}{dt}$, in cui X è l'indicatore, μ è il valore normale di lungo periodo dell'indicatore, γ^2 è il coefficiente di velocità di aggiustamento che misura l'intensità con cui l'indicatore converge verso il suo valore normale e dW/dt è un processo *white noise*. La versione discreta di questo processo è una qualche forma di tipo autoregressivo integrato a media mobile (ARIMA). Applicando il modello di secondo ordine riportato sopra ai soliti quattro indicatori sempre positivi gli autori hanno riscontrato che i problemi di eteroschedasticità e non normalità riscontrati in Whittington & Tippett (1995) sembrano in buona parte risolti, anche se una migliore verifica richiederebbe una più ampia base dati rispetto a quella usata dagli autori.

Cooke & Tippett (2000) hanno proposto di modellare la dinamica degli indicatori di bilancio all'interno del quadro della partita doppia in modo da tenere conto simultaneamente dell'evoluzione delle diverse voci che concorrono a formare tali indicatori; le restrizioni imposte dal metodo della partita doppia si traducono in una matrice strutturale che sintetizza, nel continuo, le sensitività delle variazioni istantanee delle attività e delle passività dell'impresa rispetto ai valori correnti delle variabili in esame; con qualche semplificazione gli autori hanno dimostrato dal punto di vista metodologico che il rapporto tra indebitamento e patrimonio netto (valore contabile dell'*equity*) ha la tendenza a manifestare un ritorno verso un valore "normale" di lungo periodo, come messo in luce da numerose evidenze empiriche. Tuttavia, Ashton ad al. (2004) hanno dimostrato che se anche le misure contabili sintetiche coerenti con i vincoli della partita doppia seguono una dinamica "*well behaved*" secondo le definizioni di Coole & Tippett (2000) la distribuzione del rapporto tra indebitamento e patrimonio netto ha proprietà non desiderabili, come l'assenza di momenti, il che crea notevoli problemi nelle analisi *cross-sections*; tra le varie conclusioni raggiunte dagli autori giova sottolineare come la consueta procedura di rimozione degli *outliers* basata sulla sostituzione (*winsorizing*) di valori eccedenti la media +/- n deviazioni standard (oppure mediana +/- n scarti interquartile) non appare una soluzione soddisfacente per la soluzione di momenti illimitati, mentre una procedura più robusta che assicura momenti finiti consiste nel ricorso alla *rank transformation*. Peraltro, questo tipo di problematiche esulano dal

contenuto di questa ricerca che, come detto in precedenza, non si estende alle analisi delle distribuzioni *cross-sections* degli indicatori. Atallah et al. (2007) hanno sottoposto a verifica le predizioni di Ashton et al. (2004) con un campione di novanta imprese “mature” del Regno Unito con osservazioni su trentadue anni ed hanno effettivamente confermato, con stime non parametriche, che il rapporto tra debiti e patrimonio netto (*debt/equity* contabile) evolve con caratteristiche compatibili con una funzione di densità a coda lunga (*fat long tail*) i cui i momenti statistici non sono convergenti.

Come si vede in questo lungo survey dei diversi filoni della letteratura sulle serie storiche contabili le evidenze empiriche pubblicate sono contrastanti e nel complesso non conclusive. Peraltro, le difformità metodologiche delle equazioni sottoposte a verifica e delle composizioni dei campioni sottostanti, appartenenti a paesi, settori, periodi temporali diversi, rendono assai difficile effettuare confronti omogenei tra le varie ricerche.

I DATI DISPONIBILI

Le elaborazioni sono state condotte sui Dati Cumulativi pubblicati da Mediobanca. Per avere a disposizione le serie più lunghe possibili sono state unite e rese omogenee con retropolazione quattro edizioni della pubblicazione: l'edizione 2022 riguardante i bilanci aggregati di 2145 società per il periodo 2012-2021, l'edizione 2014 con i bilanci di 2050 società per il periodo 2004-2013, l'edizione 2005 con i bilanci di 2007 società per il periodo 1995-2004 ed infine l'edizione 1999 con i bilanci di 1755 società per il periodo 1989-1998. Sono state così ottenute serie contabili dal 1989 al 2021 per un totale di 33 anni di osservazioni per tutti i settori censiti da Mediobanca, inclusi il totale dei Dati Cumulativi ed il totale dei soli settori manifatturieri (costruito aggregando i diversi settori industriali).

Le serie contabili sono state rese omogenee ancorandole alla versione più recente che copre il decennio 2012-2021, come se tutte le 2145 società fossero state rilevate a partire dal 1989. Questo procedimento di retropolazione rappresenta quindi una rilevante semplificazione, che è resa necessaria dalla mancanza della disponibilità dei dati riguardanti le singole società⁶⁴ censite negli insiemi di Mediobanca.

Inoltre, ai fini della interpretazione dei risultati illustrati nei capitoli successivi, si tenga conto che l'aggregazione dei bilanci conduce inevitabilmente alla riduzione significativa della variabilità dei fenomeni: è pertanto necessario che le stime presentate in questo lavoro siano sottoposte a verifica con dati di singole imprese, appena si renderanno disponibili, in modo da tesaurizzare l'intero insieme della variabilità seriale delle variabili contabili.

La scelta del ricorso alle pubblicazioni Mediobanca è stata obbligata dalla carenza di informazioni individuali su singole imprese tali da coprire un arco di tempo sufficientemente esteso da consentire elaborazioni statistiche. Si consideri che i bilanci delle imprese sono disponibili con cadenza annuale (trimestrale solo per le società quotate, non sempre confrontabili da un trimestre all'altro) e quindi informazioni che coprano un arco di tempo pluridecennale è verosimilmente disponibile solo per un numero limitato di imprese. Il problema è stato aggirato in questa sede unendo e retropolando le quattro edizioni pubblicate da Mediobanca indicate sopra.

Nel periodo di tempo considerato il tasso medio di inflazione generale è stato pari al 2.7% annuo circa; quindi, non sono stati introdotti aggiustamenti sui valori monetari delle variabili, che peraltro avrebbero richiesto la rettifica dell'intero bilancio per tenere conto della variazione del potere d'acquisto della moneta (*current purchasing power*).

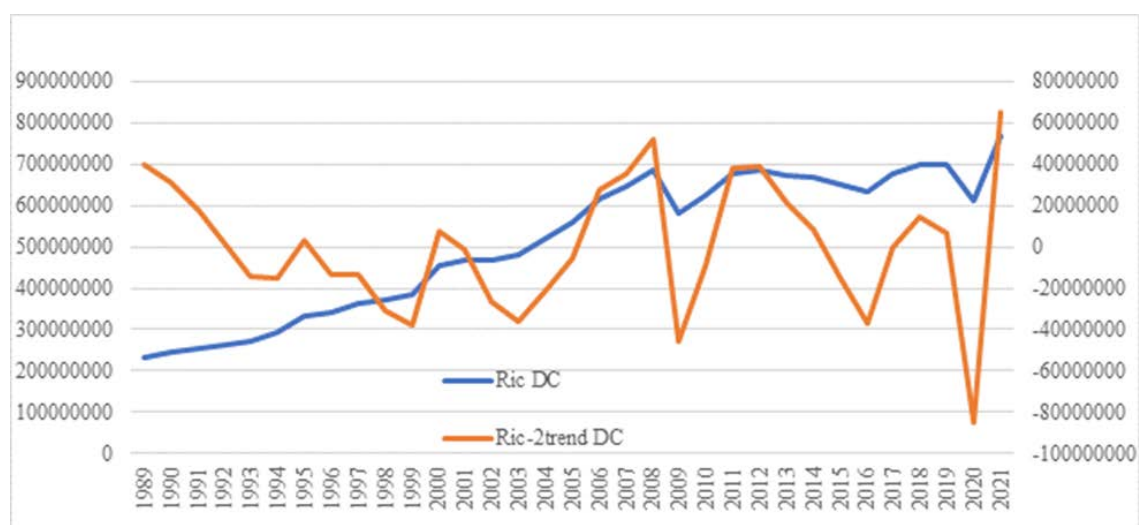
⁶⁴ Il numero delle società censite muta in ogni edizione dei Dati Cumulativi a causa di operazioni di fusione, incorporazione o scorporo, oltre che alla chiusura vera e propria di imprese ovvero alla costituzione di nuove unità.

CARATTERISTICHE DEI DATI MONETARI

In questa sezione sono considerate le variabili monetarie, la cui unità di misura è espressa in milioni di euro. Lo sviluppo analitico delle elaborazioni statistiche è effettuato sul Totale dei Dati Cumulativi; elaborazioni sui singoli settori sono presi in considerazione in una sezione successiva, limitatamente alle variabili reddituali. La tabella A dell'Appendice riporta per ciascuna variabile le caratteristiche statistiche elementari di stazionarietà e casualità ed una indicazione sintetica dei modelli stimati con i valori dei test statistici. A proposito della tabella A è importante sottolineare che l'attribuzione alle diverse variabili della sigla "nS" significa che in base ai test statistici di Dickey-Fuller le probabilità che le variabili non siano stazionarie (ovvero abbiano una radice unitaria, che individua un *random walk*) sono elevate, anche se la stima del coefficiente di persistenza rimane inferiore ad 1 in modulo; la sigla "S" indica probabilità elevate che la variabile sia stazionaria, mentre la sigla "~S" caratterizza probabilità significative che la variabile sia stazionaria. Per non appesantire inutilmente la trattazione non sono stati sempre riportati tutti dettagli dei modelli né i valori dei test statistici; in generale in luogo delle tabelle con i coefficienti dei modelli sono stati riportati i loro risultati sotto forma di grafici in cui sono accostati valori osservati e valori stimati, in modo da illustrare quanto ottenuto con le elaborazioni statistiche.

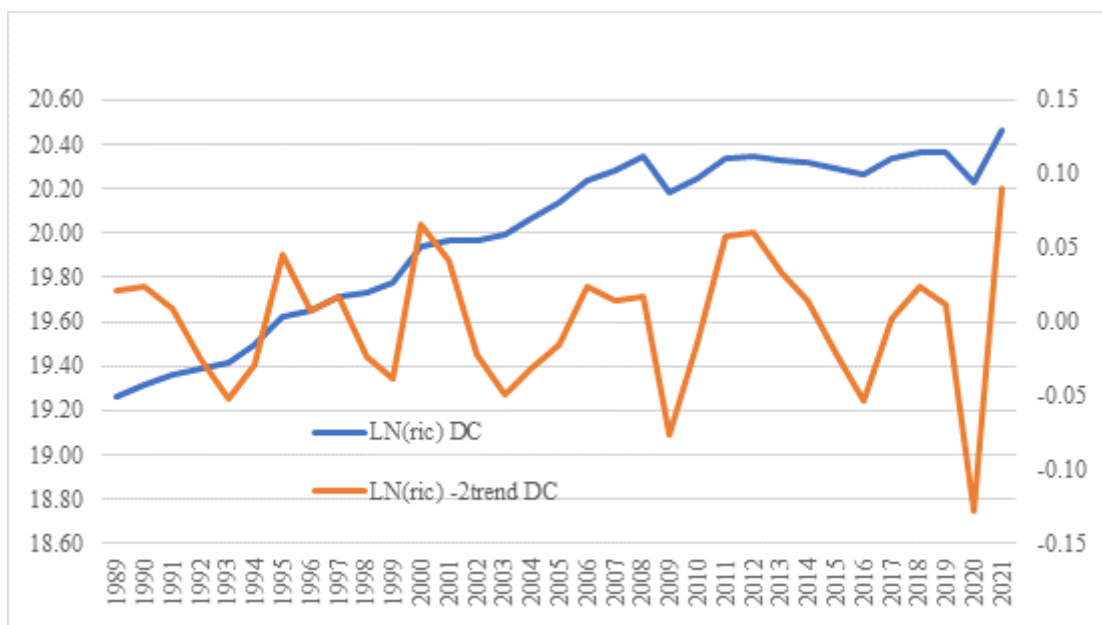
La prima variabile considerata è l'ammontare dei **Ricavi**. Il grafico 1 riportato sotto offre un quadro d'insieme dell'evoluzione dei ricavi del totale di tutte le imprese (DC – Dati Cumulativi) censite da Mediobanca i cui bilanci sono stati retropolati dal 2021 al 1989:

Grafico 1. Ricavi e scarti da 2trend



Come si vede l'evoluzione dei ricavi (in milioni di €) segue un andamento monotonicamente crescente fino all'anno 2008, mentre dall'anno successivo la dinamica si modifica con un'evoluzione più piatta, con una evidente discontinuità nell'ultimo biennio causata dall'impatto del Covid-19. L'anno 2009 rappresenta quindi una rottura della monotonicità della serie. Questa osservazione suggerisce di calcolare una trasformata dei ricavi correggendo la variabile originale con due trend lineari: il primo per l'arco di tempo tra il 1989 ed il 2008 ed il secondo per il periodo 2009-2021. La seconda serie rappresentata nel grafico 1 (su asse secondario) riguarda gli scarti dei ricavi dai due trend lineari. Come si vede quest'ultima serie inizia ad avere un aspetto più stazionario, ma gli scarti appaiono affetti da eteroschedasticità. Pertanto, per ridurre tale eteroschedasticità si è deciso di effettuare una trasformazione logaritmica prima di rimuovere i trend lineari. Il grafico 2 riporta il logaritmo naturale dei ricavi e gli scarti dai due trend.

Grafico 2. LnRicavi e scarti da 2 trend



Il test Dickey-Fuller conferma la stazionarietà della serie degli scarti dal trend del logaritmo dei ricavi mentre il test di Bartlett⁶⁵ consente di accettarne l'ipotesi *white noise*.

⁶⁵ Il test di Bartlett è stato sistematicamente controllato con il test Portmanteau, collegato alle autocorrelazioni; le statistiche Portmanteau sono riportate nelle tabelle dei correlogrammi.

Tabella 1. Dickey-Fuller

	Test statistic	----- critical value -----		
		1%	5%	10%
Z(t)	-5.282	-3.702	-2.98	-2.622
MacKinnon value	approximate	p- for Z(t) = 0.0000.		

Tabella 2. Test white noise

Bartlett's (B) statistic	=	0.6771
Prob > B	=	0.7489

Il correlogramma degli scarti dal trend (tabella 3) mette in luce in termini analitici le connessioni seriali tra i diversi lag temporali di tale variabile (AC rappresenta le autocorrelazioni, PAC indica le autocorrelazioni parziali mentre Q e Prob>Q sono le statistiche Portmanteau) e conferma l'accettabilità complessiva dell'ipotesi di *white noise* solo nel breve periodo, come messo in luce dalle autocorrelazioni parziali:

Tabella 3. Correlogramma Scarti da trend LnRicavi

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	-0.0249	-0.0298	0.0225	0.8808
2	-0.2650	-0.4400	2.6394	0.2672
3	-0.2806	-0.4430	5.6716	0.1287
4	-0.0254	-0.1473	5.6973	0.2229
5	0.1066	-0.1758	6.1660	0.2904
6	0.1857	0.1535	7.6405	0.2656
7	-0.0091	-0.1191	7.6441	0.3650
8	-0.3092	-0.6229	12.0600	0.1485
9	-0.2796	-0.8280	15.8230	0.0707
10	0.1711	-0.3017	17.2930	0.0681
11	0.3883	0.6898	25.2090	0.0085
12	-0.0359	-0.8850	25.2800	0.0136
13	-0.0208	0.4137	25.3050	0.0210
14	-0.1646	0.3696	26.9510	0.0195

La stima di un modello autoregressivo del primo ordine sugli scarti dal trend del logaritmo dei ricavi con lag = 11 è risultata statisticamente significativa; i parametri⁶⁶ del modello sono riportati nella tabella 4:

Tabella 4. AR(1) con Lag=11

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33				
Log likelihood = 61.44279		Wald chi2(1) = 12.03				
		Prob > chi2 = 0.0005				
	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
LNric2trendDC						
_cons	0.00111	0.01556	0.07	0.943	-0.0294	0.0316
ARMA						
ar						
L11.	0.63369	0.18272	3.47	0.001	0.2756	0.9918

I residui del modello confermano la sua stazionarietà (Tabella 5) e le caratteristiche di *white noise* (tabella 6):

Tabella 5. Dickey-Fuller

	Test	----- critical value -----		
	statistic	1%	5%	10%
Z(t)	-5.072	-3.702	-2.98	-2.622
MacKinnon	approximate p-value for Z(t) = 0.0000.			

⁶⁶ In tutti i modelli autoregressivi stimati in questo studio è stata controllata la coerenza tra i segni dei coefficienti e i segni dei coefficienti di autocorrelazione parziale degli stessi lag temporali. I modelli sono stati stimati con il pacchetto STATA 17, che riconfigura l'equazione autoregressiva in due equazioni del tipo *state-space model* in modo da generalizzare i modelli statistici delle serie storiche. La stima di uno *state-space model* è facilmente riconducibile ad un modello AR(.) ad una equazione; ad esempio con AR(1) si ha:

$$y_t = \mu + \eta_t \text{ (prima equazione state - space)}$$

$$\eta_t = \varphi_1 \eta_{t-1} + \varepsilon_t \text{ (seconda equazione state - space)}$$

dalla prima si ha $\eta_t = y_t - \mu$ da cui sostituendo si ha

$$y_t - \mu = \varphi_1 (y_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \text{ e quindi } y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} - \varphi_1 \mu + \varepsilon_t$$

$$\text{ed infine } y_t = \mu(1 - \varphi_1) + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

La generalizzazione a modelli AR (.) con ordini superiori al primo segue la stessa logica. Per maggiori dettagli si veda Beckett (2013). Nelle tabelle che riportano tutti i parametri delle stime AR(.) sono stati riprodotti i coefficienti *state-space* prodotti da STATA, mentre nelle tabelle della serie 24 (vedi dopo) per maggiore chiarezza e facilità di interpretazione i coefficienti sono stati riconfigurati come nei modelli uniequazionali AR(.).

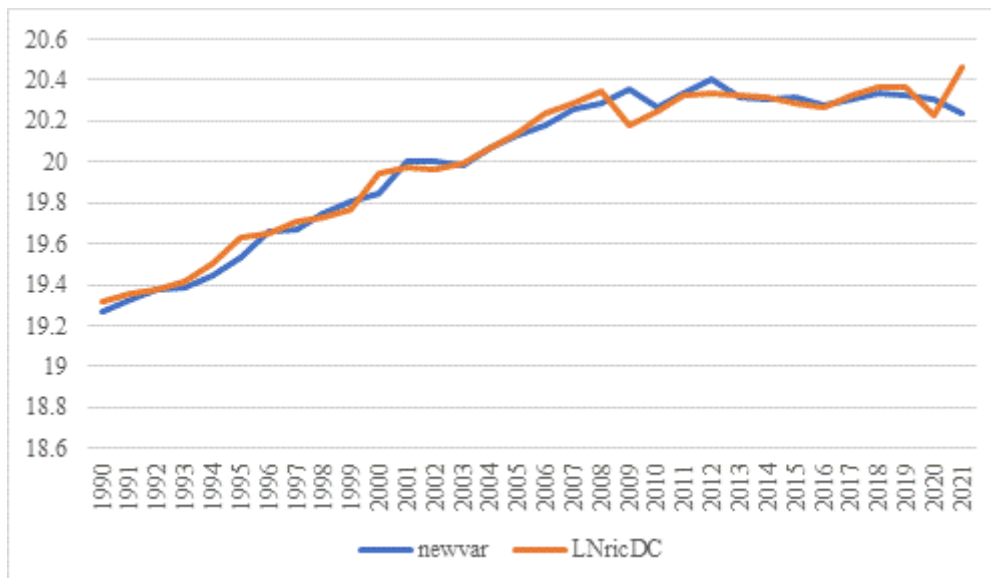
Tabella 6. Test white noise

Bartlett's (B) statistic	=	0.4833
Prob > B	=	0.9736

Modelli più complessi, con lag differenti e di ordine superiori al primo, o inclusivi di componenti MA, non sono risultati significativi.

Per completezza, sulla base del periodogramma calcolato sui livelli del Ln(Ricavi) non de-trendizzato, è stato stimato un modello autoregressivo del terzo ordine, AR(3), con lag=1, 4 e 8, i cui coefficienti sono significativi ed i cui residui hanno caratteristiche di stazionarietà e casualità *white noise*; per semplicità non sono riportati i coefficienti del modello né i valori dei test, ma il grafico 3 illustra la bontà dell'accostamento tra osservazioni e stime (newvar):

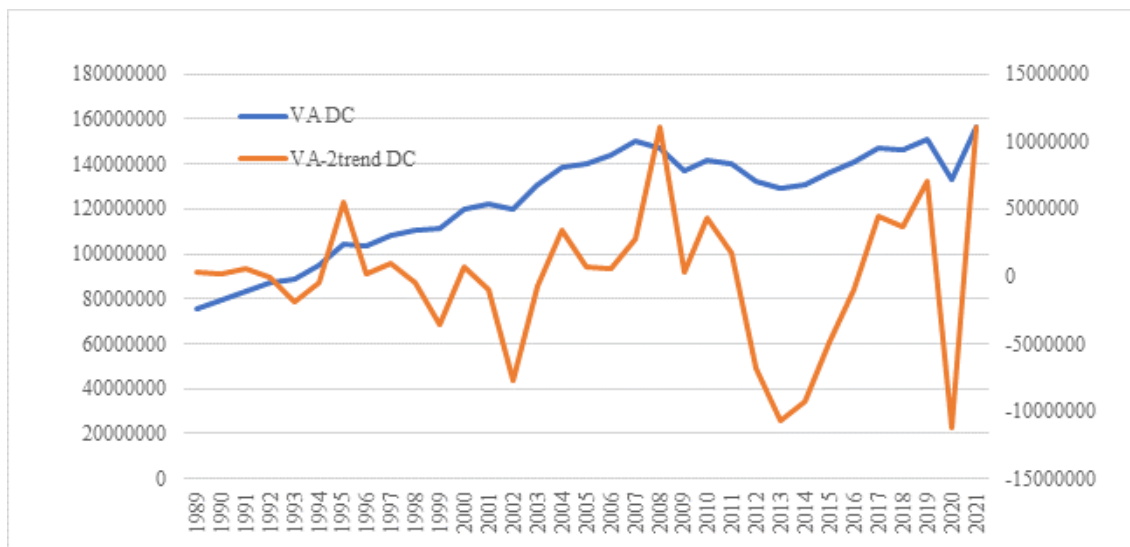
Grafico 3. Ln(Ricavi) osservato e stimato con AR(3)



Un modello AR(3) con lag=1,4 e 8 ha dato risultati attendibili anche sui livelli dei Ricavi (non de-trendizzati ed ante trasformata logaritmica): si veda la sintesi riportata nella Tabella A.

La variabile successiva presa in considerazione è il **Valore Aggiunto** il cui andamento è riportato nel grafico 4:

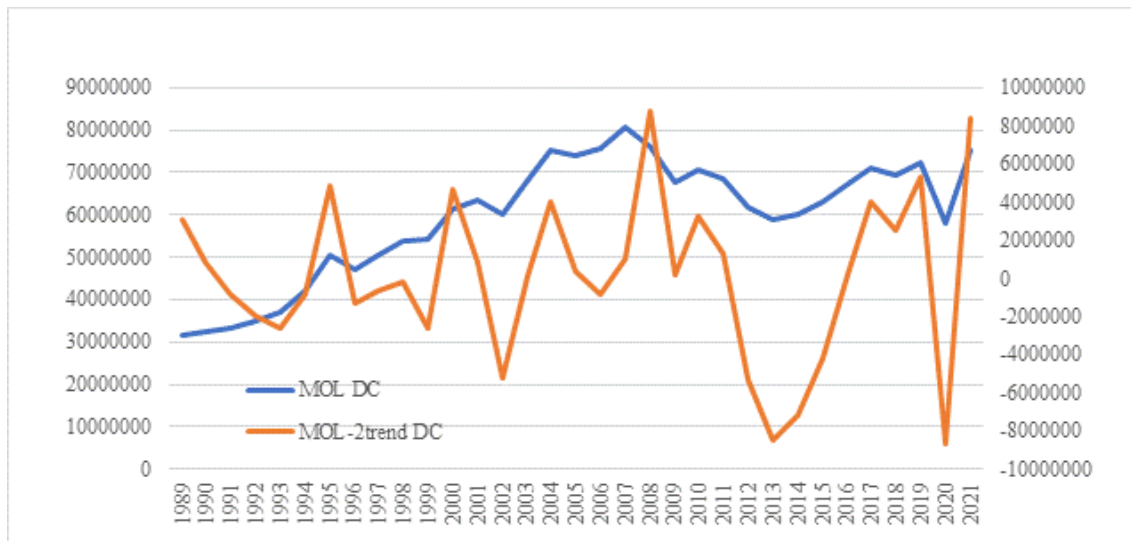
Grafico 4. Valore Aggiunto e Scarti da 2 trend



Poiché la variabile può assumere valori negativi non è stata applicata la trasformazione logaritmica, mentre si sono mantenuti i calcoli dei due trend. L'eteroschedasticità dei residui è quindi più accentuata rispetto a quelli dei ricavi. Gli scarti dal trend sono stazionari e tendenzialmente *white noise* anche se le autocorrelazioni parziali assumono valori significativi dal quinto lag in poi. Per rimuovere la memoria residua del processo è stato stimato un modello AR(1) con lag=6, con coefficienti significativi e caratteristiche di stazionarietà e casualità *white noise* dei residui (per semplicità il modello ed i valori dei test non sono riportati). Il modello autoregressivo calcolato sui livelli del Valore Aggiunto ha richiesto tre lag (1, 2 e 5) per ottenere stime attendibili e con residui accettabili e privi di memoria (Tabella A).

L'andamento del **Margine Operativo Lordo** (MOL o EBITDA) e gli scarti dai 2 trend sono riportati nel grafico 5. Gli scarti sono stazionari e *white noise* (Tabella A), ma con caratteristiche di eteroschedasticità, come si vede dal grafico. Gli scarti dal trend quindi possono essere usati come descrizione accettabile della variabile, ma un modello AR(1) con lag=6 consente di migliorare l'adattamento delle stime alle osservazioni.

Grafico 5. MOL e Scarti da 2 trend



Per controllo è stato calcolato un AR(1) con lag=1 sui livelli del MOL, i cui coefficienti sono riportati nella tabella 7 ed i cui residui rispettano i requisiti di stazionarietà e casualità:

Tabella 7. Modello AR(1) lag=1 sui livelli del MOL

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs	=	33			
		Wald chi2(1)	=	168.52			
Log likelihood = -561.1224		Prob > chi2	=	0.0000			
OPG							
	MOLDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
MOLDC	_cons	5.65E+07	1.07E+07	5.28	0	3.55E+07 7.74E+07	
ARMA							
	ar						
	L1.	0.945127	0.072806	12.98	0	0.802429 1.087824	
	/sigma	5671231	553482.1	10.25	0	4586426 6756036	

Come si vede il coefficiente del modello (0.945) è prossimo ad 1, pur restandone minore, data la stabilità del processo, ed è compatibile con una descrizione del MOL come variabile vicina ad un processo *random walk*: $MOL(t)=MOL(t-1)+e(t)$; l'intervallo di confidenza intorno al coefficiente del modello include infatti la possibilità di una radice unitaria del processo, che contraddistingue un *random walk*. Per completare il quadro diagnostico sulle caratteristiche del MOL sono state esaminate le differenze prime con un ARIMA(0,1,0), che, come si è visto nella

sezione dedicata all'analisi della letteratura, sono state spesso oggetto di ricerche empiriche; tali differenze prime sono stazionarie e quasi *white noise*:

Tabella 8. Analisi dei residui (=differenze prime del MOL)

Dickey–Fuller test for unit root		Number of obs = 31		
Variable: newres		Number of lags = 0		
H0: Random walk without drift, d = 0				
	Test	Dickey–Fuller		
	statistic	---- critical value	-----	
		1%	5%	10%
Z(t)	-6.173	-3.702	-2.98	-2.622
MacKinnon	approximate p-value	for Z(t) = 0.0000.		

Tabella 9. Test white noise

Bartlett's (B) statistic	=	0.7563
Prob > B	=	0.6166

Tabella 10. Autorrelazioni delle differenze prime su MOL

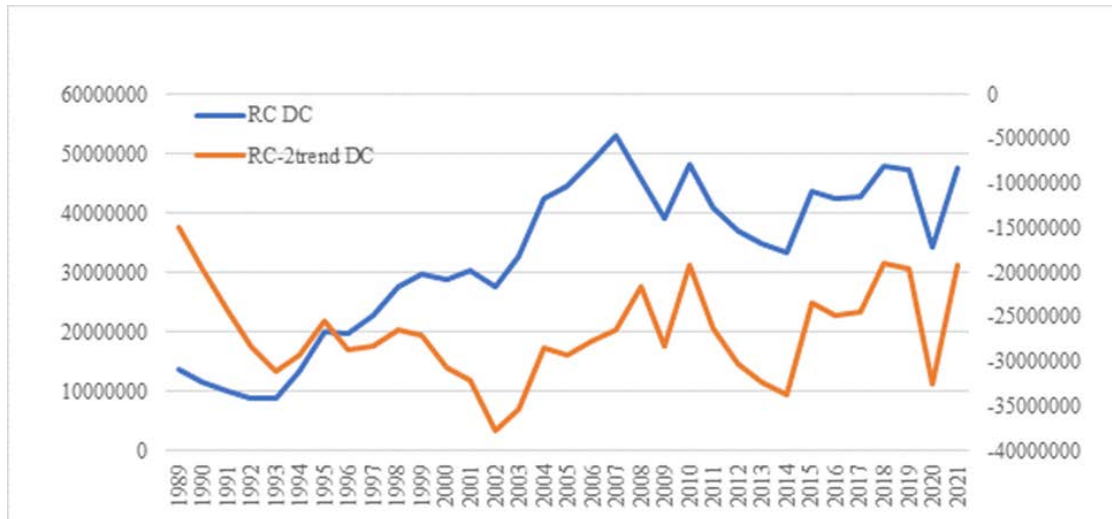
LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	-0.2147	-0.2889	1.6171	0.2035
2	-0.0120	-0.0059	1.6224	0.4443
3	0.1112	0.2032	2.0866	0.5546
4	0.0314	0.1411	2.1249	0.7128
5	-0.0841	-0.2250	2.4096	0.7900
6	0.0615	0.0307	2.5681	0.8608
7	0.0515	0.0088	2.6836	0.9127
8	-0.0953	-0.0997	3.0954	0.9282
9	-0.0887	-0.1886	3.4677	0.9428
10	-0.0543	-0.2447	3.6138	0.9631
11	0.1162	0.7181	4.3127	0.9599
12	-0.0543	0.3817	4.4733	0.9733
13	-0.1210	0.3277	5.3110	0.9677
14	-0.0861	-0.8990	5.7593	0.9722

I risultati confermano che le differenze prime del MOL sono coerenti con livelli del MOL descrivibili con buona approssimazione con un processo tendente al *random walk*.

Il grafico 6 illustra la dinamica del **Risultato Corrente** e gli scarti dai trend; a differenza dei margini lordi questi ultimi pur essendo stazionari non sono *white noise*. Si è resa necessaria quindi

la stima di un modello AR(1) con lag=1 su di essi per ottenere residui con le caratteristiche di stazionarietà e casualità richieste (Tabella A).

Grafico 6. Risultato corrente e Scarti da 2 trend



Per controllo è stato stimato un modello AR(1) sui livelli del Risultato corrente, ottenendo i seguenti coefficienti (con residui stazionari e *white noise*):

Tabella 11. Modello AR(1) lag=1 sui livelli del Risultato Corrente

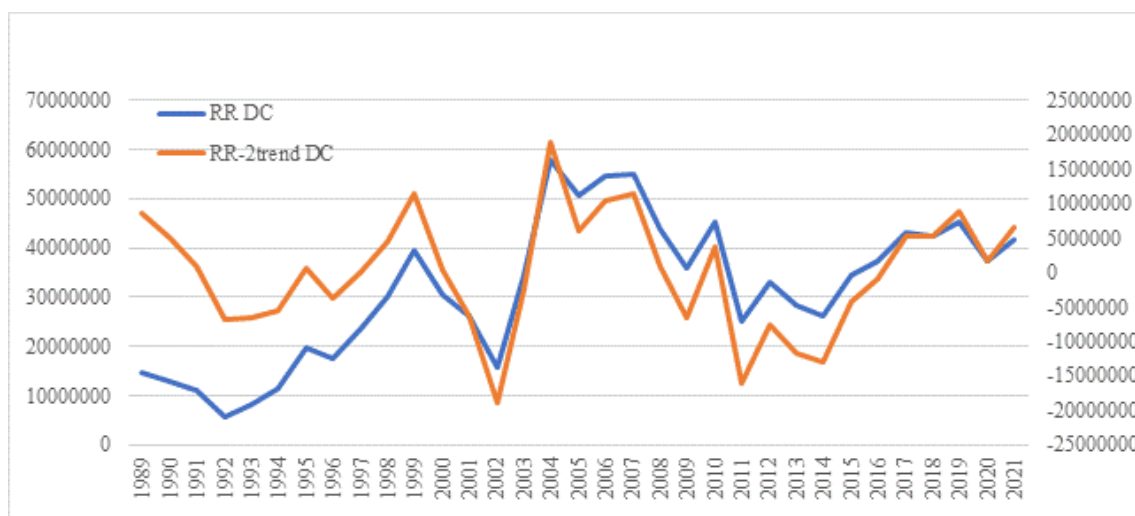
Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33					
Log likelihood = -560.2549		Wald chi2(1) = 116.79					
		Prob > chi2 = 0.0000					
		OPG					
	RCDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
RCDC	_cons	3.19E+07	8647335	3.69	0	1.49E+07 4.88E+07	
ARMA	ar						
	L1.	0.92229	0.085344	10.81	0	0.755019 1.089562	
	/sigma	5552696	704605.6	7.88	0	4171695 6933698	

Anche in questo caso il coefficiente stimato (0.922) è prossimo (ma inferiore) ad 1 e l'intervallo di confidenza intorno al coefficiente include la possibile esistenza di una radice unitaria del processo, descrivendo la dinamica dei Risultato Corrente come un processo vicino ad un *random walk*: $RC(t)=RC(t-1)+e(t)$. Questa conclusione è confermata dall'analisi delle

differenze prime (ARIMA(0,1,0)) che sono stazionarie e *white noise* ($\Delta RC(t)=e(t)$), anche se vi sono tracce di memoria del processo a lungo termine (da lag superiori od uguali a 10 anni).

L'evoluzione del **Risultato Rettificato** e degli scarti dai trend sono riportati sul grafico 7; il calcolo della variabile de-trendizzata ha portato ad uno scarso beneficio rispetto alla variabile originale, ma ha consentito di stabilizzarne l'andamento. In effetti gli scarti dai trend sono stazionari, ma senza i requisiti di casualità *white noise* (Tabella A).

Grafico 7. Risultato Rettificato e Scarti da 2 trend



Si è resa quindi necessaria la stima di un modello AR(1) con lag=1 su tali scarti ottenendo i seguenti coefficienti (Tabella 12), con residui stazionari e *white noise* (Tabella A). Per controllo è stato calcolato anche un modello AR(1) con lag=1 sui livelli del Risultato Rettificato (Tabella 13), con residui stazionari e *white noise*.

Tabella 12. AR(1) su scarti da trend di Risultato Rettificato

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33				
		Wald chi2(1) = 4.39				
Log likelihood = -568.9082		Prob > chi2 = 0.0363				
		OPG				
RR2trendDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
RR2trendDC						
_cons	365501.3	2371934	0.15	0.878	-4283403	5014406
ARMA						
ar						
L1.	0.457632	0.218534	2.09	0.036	0.029313	0.885952
/sigma	7401257	791855.6	9.35	0	5849249	8953266

Tabella 13. Modello AR(1) sui livelli del Risultato Rettificato

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33					
Log likelihood = -573.0501		Wald chi2(1) = 38.65		Prob > chi2 = 0.0000			
		OPG					
RRDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf.	interval]	
_cons	3.08E+07	6918232	4.46	0	1.73E+07	4.44E+07	
ARMA							
ar							
L1.	0.810619	0.130397	6.22	0	0.555047	1.066192	
/sigma	8283417	942409.1	8.79	0	6436329	1.01E+07	

Anche nel caso del Risultato Rettificato il coefficiente di autoregressione (0.811) è inferiore ad 1, con un intervallo di confidenza che include la possibilità di una radice unitaria del processo, è consente di descrivere la sua dinamica approssimativamente con un *random walk*, $RR(t)=RR(t-1)+e(t)$. Questa conclusione è confermata dall'analisi delle differenze prime (ARIMA(0,1,0)), stazionarie e *white noise* ($\Delta RR(t)=e(t)$).

Il **Cash Flow** ed i suoi scarti dai trend sono illustrati nel grafico 8; tali scarti sono stazionari ma privi dei requisiti di casualità *white noise* (Tabella A). Un modello AR(2) con lag=6 e 7 (Tabella 14) stimato sugli scarti dai trend è risultato significativo, con residui stazionari e *white noise* (Tabella A).

Grafico 8. Cash Flow e Scarti da 2 trend

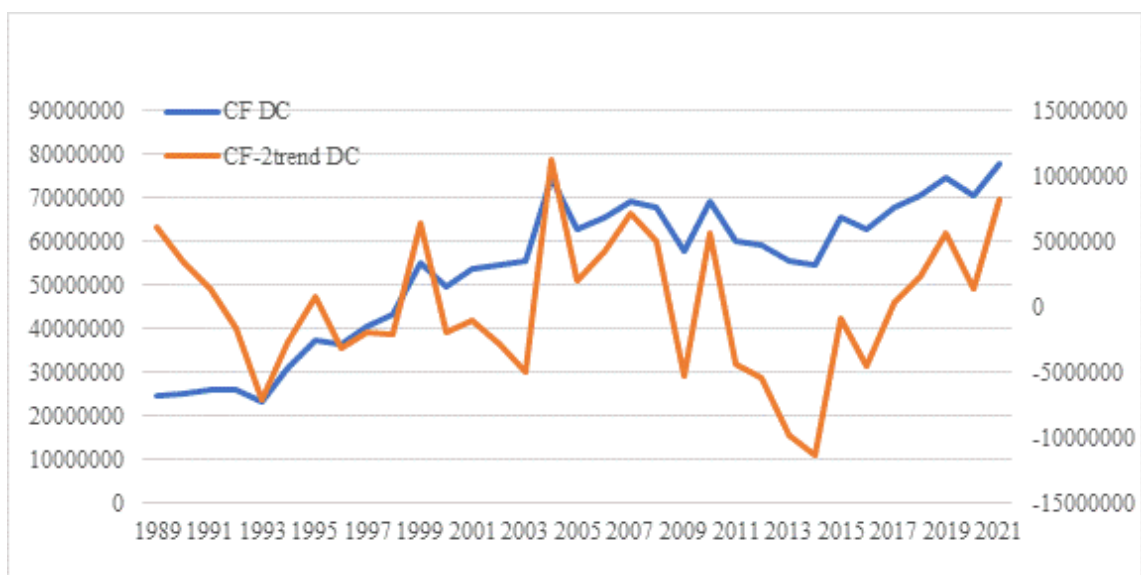


Tabella 14. Modello AR(2) lag= 6 e 7 sugli scarti dal trend del Cash Flow

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33				
Log likelihood = -553.1458		Wald chi2(2) = 8.67		Prob > chi2 = 0.0131		
		OPG				
CF2trendDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf.	interval]
CF2trendDC						
_cons	-171261	529930.8	- 0.32	0.747	-1209906	867384.1
ARMA						
ar						
L6.	-0.23012	0.161696	-1.42	0.155	-0.54704	0.08679
L7.	-0.37452	0.185361	-2.02	0.043	-0.73782	-0.01122
/sigma	4500861	722173.1	6.23	0	3085427	5916294

A differenza dei MOL, Risultato Corrente e Risultato Rettificato, il Cash Flow ha caratteristiche più complesse, infatti un Modello AR(1) sui livelli del Cash Flow pur significativo non genera residui con le caratteristiche statistiche richieste ed è necessario un AR(2) con lag=1 e 2 per ottenerli (modello non riportato in questa sede); tale maggiore complessità è confermata dall'analisi delle differenze prime (ARIMA(0,1,0)) che pur stazionarie non sono *white noise* (Tabella A). Questo risultato appare importante, tenendo conto della notevole connessione tra MOL e Cash Flow che condividono molte componenti (la correlazione è del 93.8%; si consideri che, in termini semplificati, il cash flow è uguale al MOL-Oneri Finanziari netti-Imposte e tasse+/- partite straordinarie), e viene ripreso più avanti.

I **Dividendi** sono stati esplorati sia prima che dopo la trasformazione logaritmica (si veda Tabella A); in questa sede si fa riferimento al LnDividendi. Il grafico 9 riporta la dinamica della trasformata logaritmica dei Dividendi pagati dalle imprese censite da Mediobanca e i loro scarti dai due trend; questi ultimi, pur stazionari non hanno le caratteristiche di casualità richieste. La stima di un modello AR(4) con lag=1, 2, 4 e 5 consente di ottenere un buon accostamento tra osservazioni e stime, con residui stazionari e *white noise* (Tabella A); in luogo di riprodurre i coefficienti del modello sono stati riportati sul grafico 10 gli scarti dai trend del LnDividendi osservati e stimati (newvar) con AR(4).

Grafico 9. LnDividenti e scarti da 2 trend

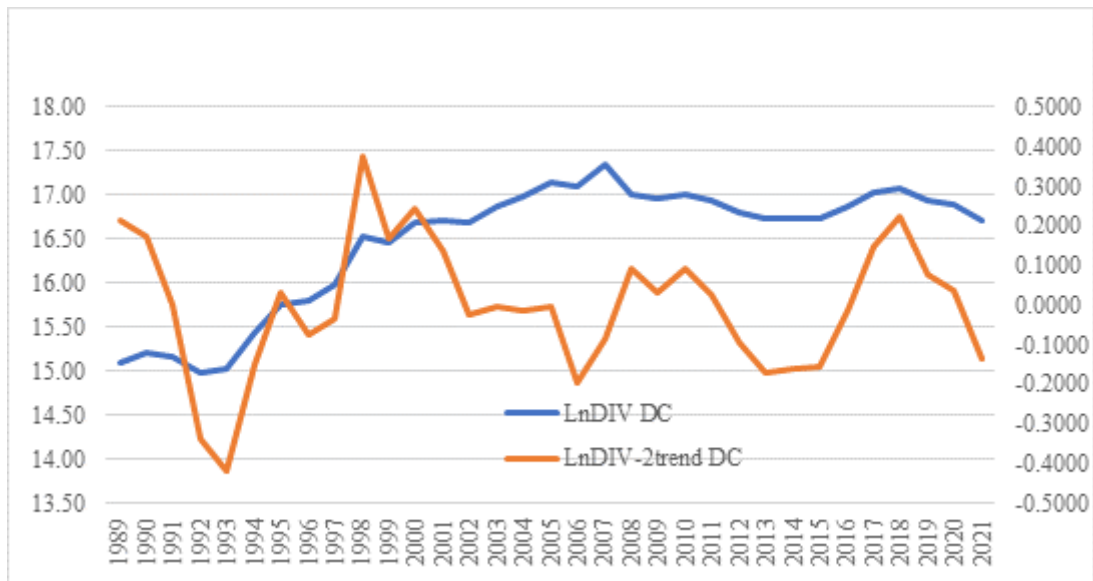
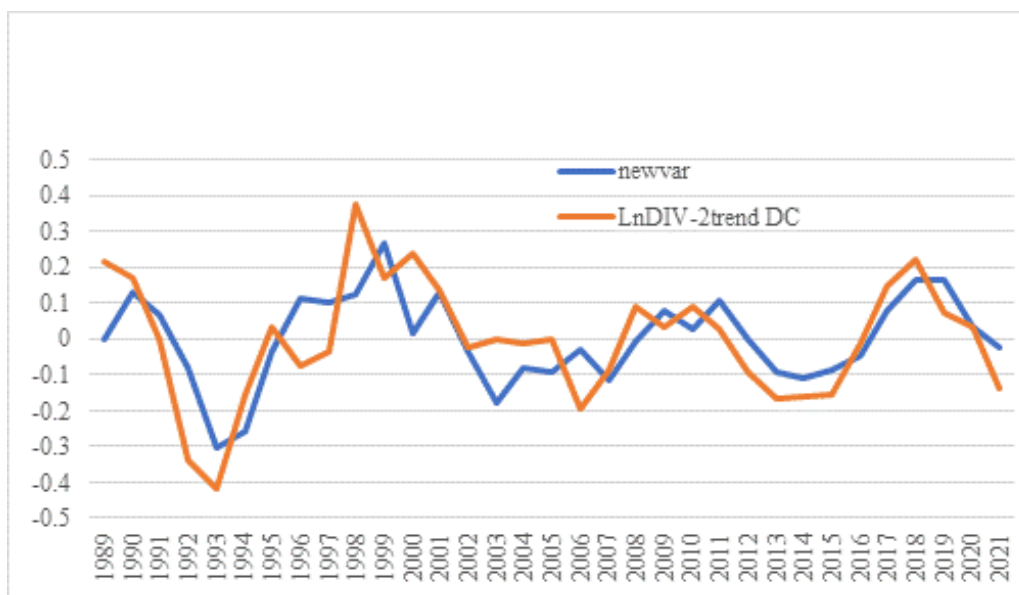


Grafico 10. Scarti da 2 trend LnDividenti osservati e stimati



Peraltro anche un modello AR(1) lag=1 sui livelli dei Dividendi (non riportato qui) è significativo, con coefficiente di persistenza prossimo, ma inferiore, ad 1 e residui stazionari e *white noise* (confermato da test Portmanteau): apparentemente pertanto anche l'evoluzione dei Dividendi si comporta come un processo stocastico vicino ad un *random walk* senza *drift*.

L'ammontare degli **Investimenti** fissi materiali è la successiva variabile presa in considerazione; come per i Ricavi è stata usata la trasformazione logaritmica: il grafico 11 ne

illustra la dinamica e gli scarti da un unico trend calcolato sull'intera serie temporale⁶⁷; tali scarti sono quasi stazionari, ma non *white noise*. Un modello AR(2) con lag=1 e 8 sembra cogliere abbastanza bene l'evoluzione degli scarti da trend, con residui con le caratteristiche statistiche richieste (Tabella A). Anche in questo caso in luogo di riprodurre i coefficienti del modello sono stati indicati sul grafico 12 gli scarti osservati e quelli stimati (newvar) con tale modello.

Grafico 11. LnInvestimenti e scarti da trend

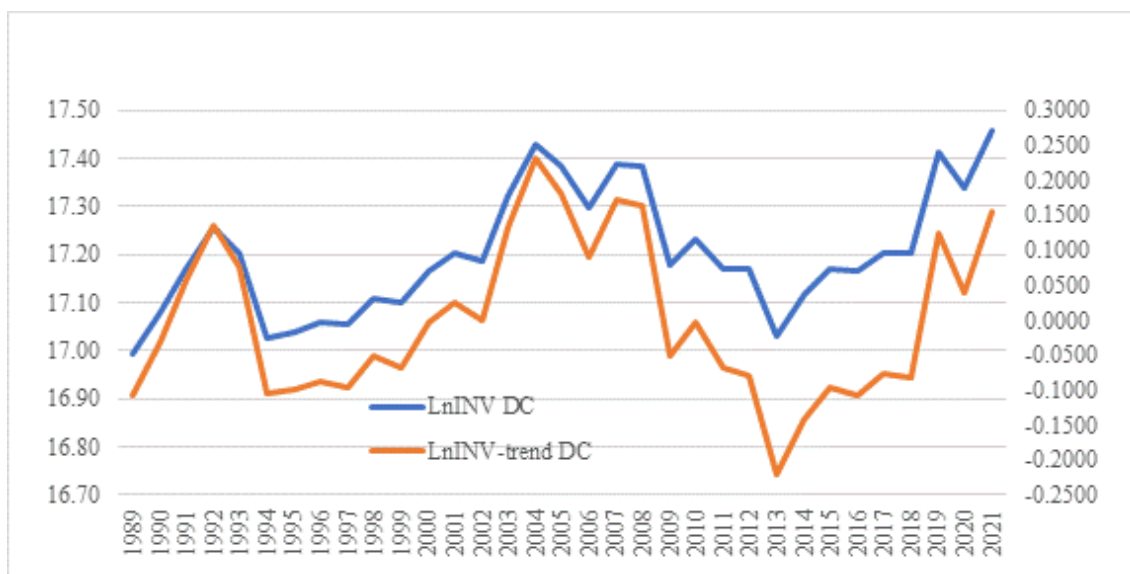
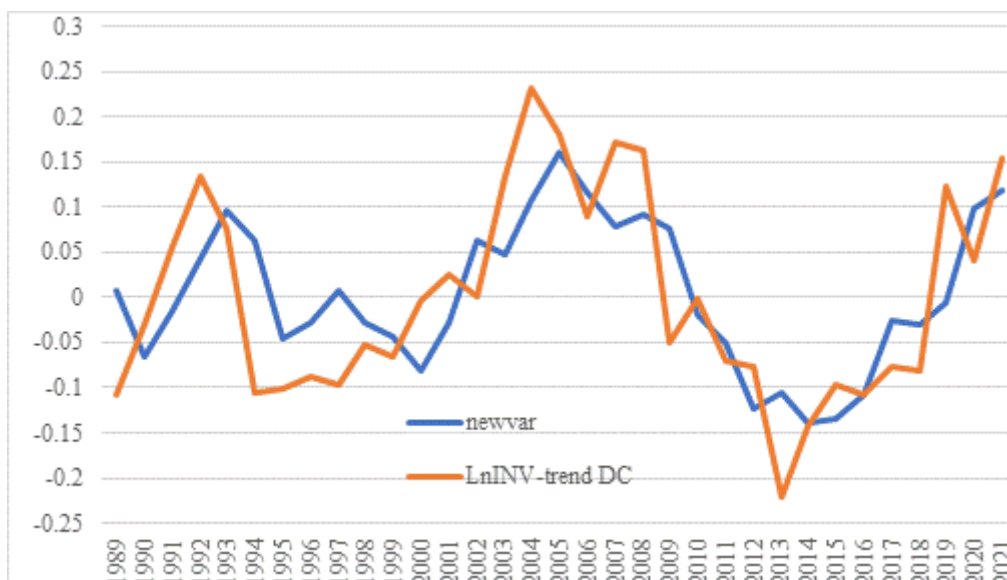


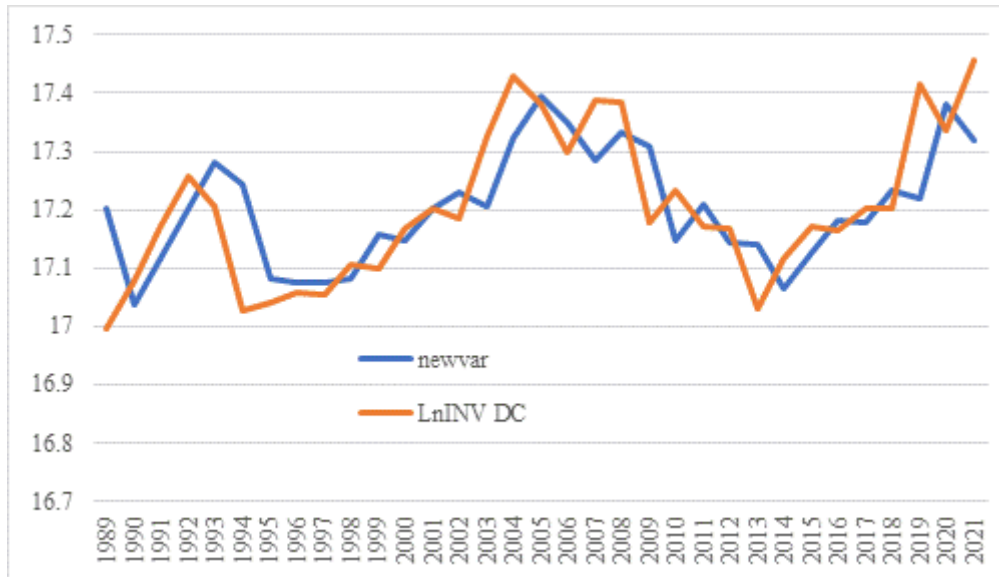
Grafico 12. Scarti da trend Ln(Inv) osservati e stimati



⁶⁷ In alternativa si sarebbe potuto ricorrere a tre trend per riflettere da vicino i punti di discontinuità, ma nelle successive elaborazioni non si sono notati rilevanti benefici statistici rispetto ad un unico trend.

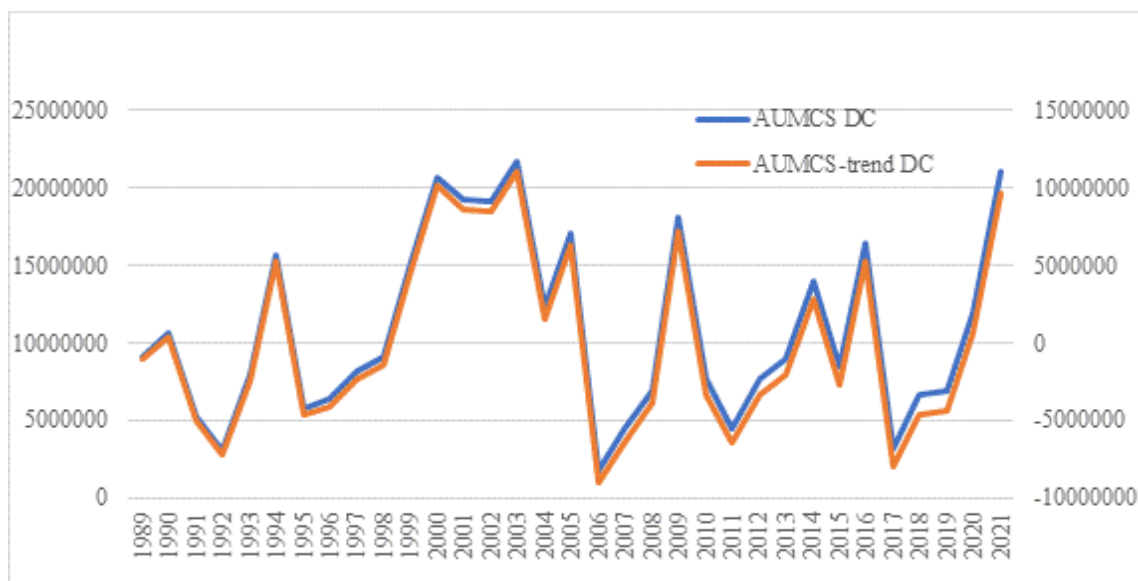
Per controllo è stato stimato un AR(2) con lag=1 e 5 sui livelli del Ln(Investimenti), ottenendo residui stazionari e *white noise*; i risultati del modello sono riportati sul grafico 13:

Grafico 13. Ln(Investimenti) osservati e stimati



Gli **Aumenti Netti di Capitale Sociale** sono inclusivi dei sovrapprezzi pagati e tengono conto delle variazioni per conferimenti e dei contributi ricevuti e possono quindi assumere valori negati in alcuni anni; per tale motivo non è stata utilizzata la trasformata logaritmica della variabile. Il grafico 14 riporta gli Aumenti Netti di Capitale e gli scarti da un unico trend, calcolato sull'intero arco temporale. Come si vede, aggiustati per il valore di ordinata, le due variabili si sovrappongono quasi esattamente, ad illustrare che la rimozione del trend apporta scarsi benefici in questo caso.

Grafico 14. Aumenti Netti di Capitale Sociale e scarti da trend

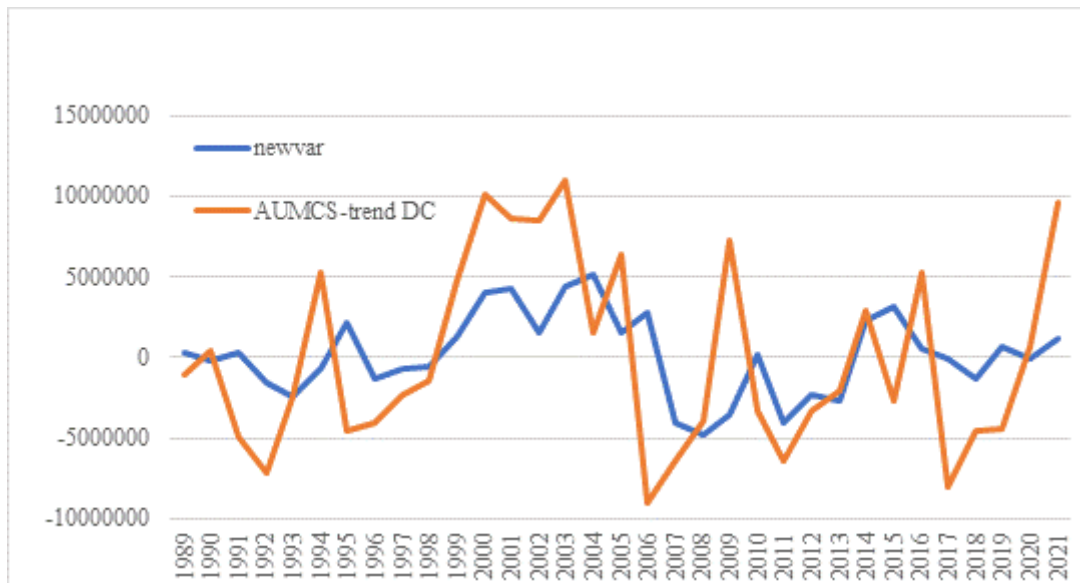


Gli scarti dal trend sono stazionari ma non sono *white noise* (Tabella A), mentre lo diventano i residui di un modello AR(2) con lag 1 e 8, i cui coefficienti sono riportati nella tabella 15, che dà origine al grafico 15 che mette a confronto gli scarti dal trend di Aumenti Netti di Capitale Sociale osservati e stimati (*newvar*), con un accostamento peraltro poco soddisfacente. Anche un modello AR(2) con gli stessi lag 1 e 8 stimato sui livelli degli Aumenti Netti di Cap.Soc. è risultato significativo, con residui dotati delle caratteristiche stocastiche richieste (Tabella A).

Tabella 15. AR(2) con lag=1 e 8 su scarti da trend di Aumenti N.Cap.Soc

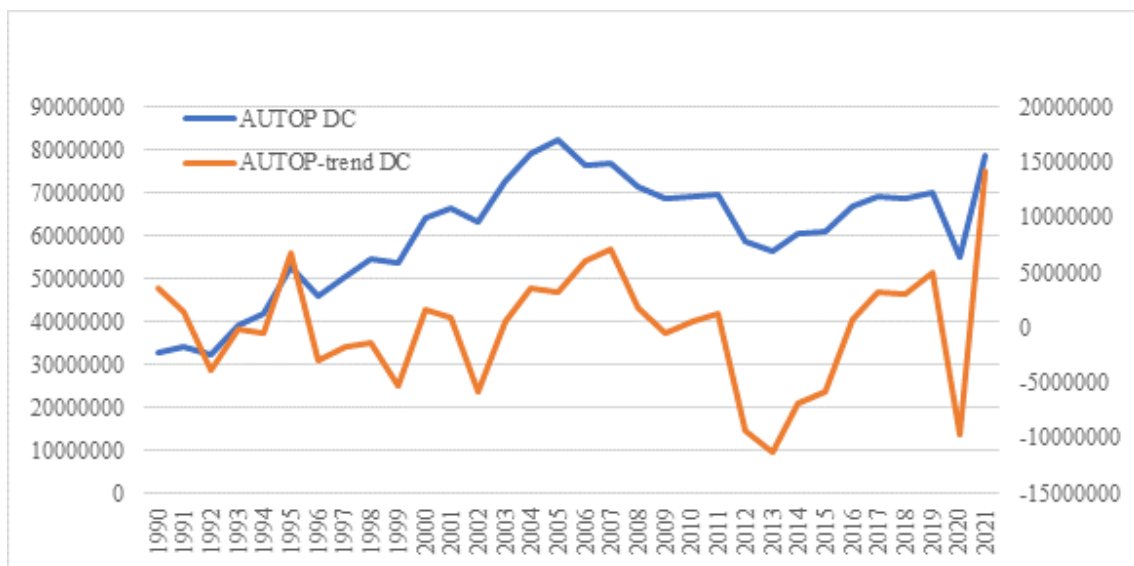
Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33					
		Wald chi2(2) = 6.25					
Log likelihood = -556.6536		Prob > chi2 = 0.0440					
		OPG					
AUMCStrendDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]		
AUMCStrendDC							
_cons	306304.5	1067141	0.29	0.774	-1785253	2397862	
ARMA							
ar							
L1.	0.32632	0.20023	1.63	0.103	-0.06612	0.718768	
L8.	-0.29588	0.17893	-1.65	0.098	-0.64657	0.054817	
/sigma	5047408	801939.5	6.29	0	3475636	6619181	

Grafico 15. Scarti da trend di Aumenti N.Cap.Soc osservati e stimati



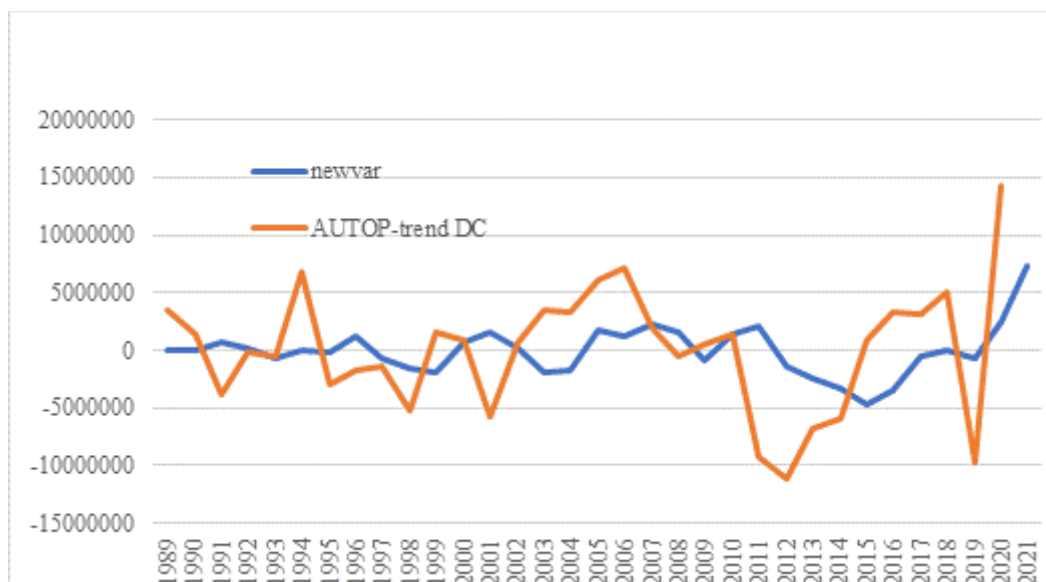
Anche alle prossime tre variabili, **Autofinanziamento Operativo**, **Flusso di Cassa dalla Gestione** e **Flusso di Cassa Operativo Netto**, non è stata applicata la trasformazione logaritmica perché possono assumere valori negativi in alcuni momenti della serie storica. Il grafico 16 illustra l'evoluzione dell'Autofinanziamento Operativo (calcolato ante oneri (proventi) finanziari ed imposte e prima della distribuzione di dividendi) e dei suoi scarti dai trend (il primo trend arriva all'anno 2005 mentre il secondo copre l'intervallo fino al 2021). Tali scarti sono stazionari e tendono ad un processo *white noise* ma solo fino al quinto lag, mentre successivamente la memoria del processo assume valori rilevanti in alcune autocorrelazioni parziali.

Grafico 16. Autofinanziamento Operativo e scarti da 2 trend



La stima di un modello AR(2) con lag 8 e 9 sugli scarti dal trend genera residui stazionari e *white noise*; il grafico 17 mette a confronto gli scarti osservati e quelli stimati dal modello (newvar).

Grafico 17. Scarti da trend di Autof. Operativo osservati e stimati



Sui livelli dell'Autofinanziamento Operativo è risultato significativo un modello AR(4) lag=1,2,8 e 10, che ha generato residui stazionari e *white noise* (confermato dal test Portmanteau – Tabella A) e risultati come quelli riportati sul grafico 18.

Il grafico 19 invece mette a confronto il Flusso di Cassa dalla Gestione (Autofinanziamento Operativo al netto della variazione del Circolante Operativo) e gli scarti dai trend, che hanno caratteristiche di stazionarietà e di *white noise* limitato ai lag di breve termine. La stima di un modello AR(3) lag=3, 5 e 8 sugli scarti dal trend del Flusso di Cassa Gestionale genera residui stazionari e *white noise* e l'accostamento tra valori osservati e stimati (newvar) illustrato nel grafico 20. Un ultimo controllo è stato effettuato con un modello AR(3) con lag 1,2 e 12 sui livelli del Flusso di Cassa da Gestione che è risultato significativo, con residui con le caratteristiche stocastiche richieste (Tabella A).

Grafico 18. Autofinanziamento Operativo osservato e stimato

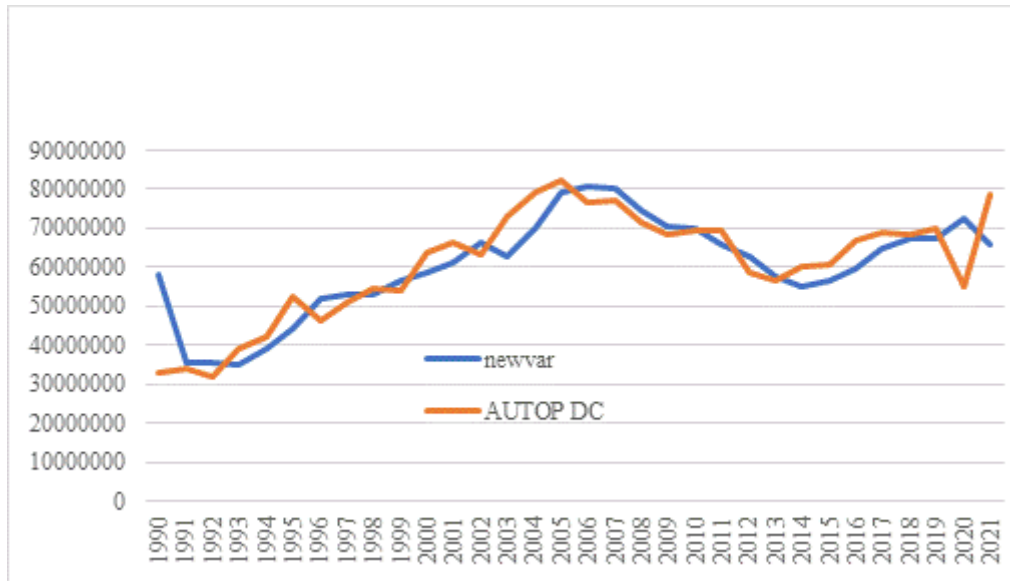


Grafico 19. Flusso di Cassa da Gestione e scarti da 2 trend

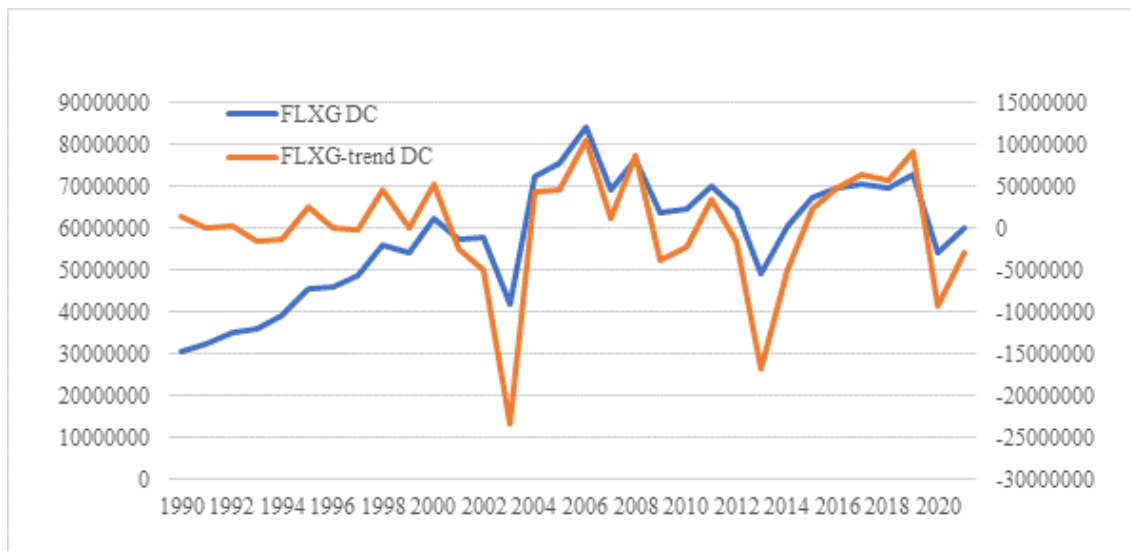
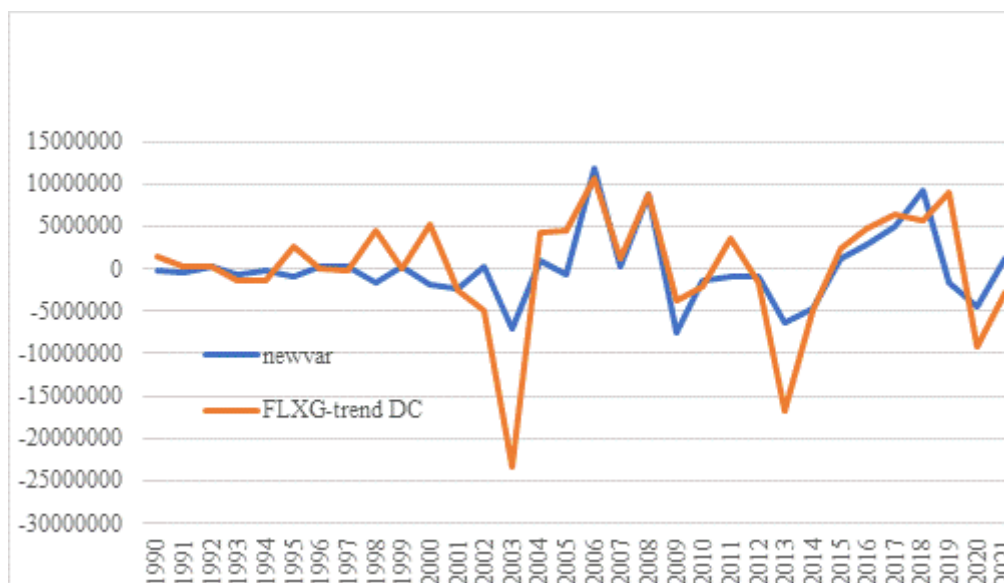
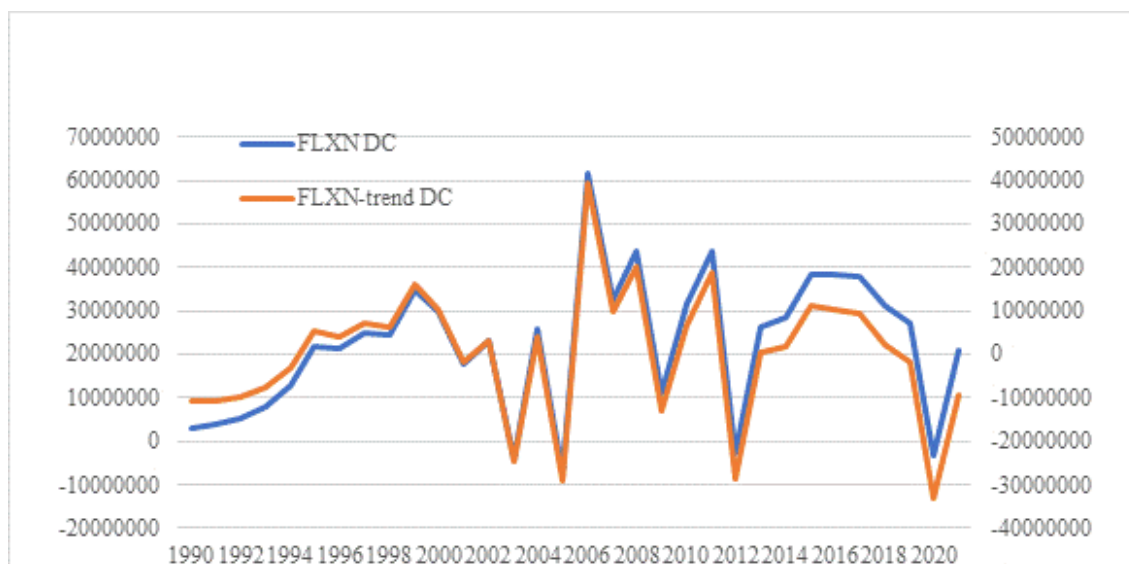


Grafico 20. Scarti da trend di Flusso di Cassa Gest. osservati e stimati



Il Flusso di Cassa Operativo Netto (Flusso di Cassa dalla Gestione al netto degli Investimenti Materiali ed Immateriali e dei relativi Disinvestimenti) e gli scarti dal trend sono indicati nel grafico 21. La dinamica della variabile ha richiesto un unico trend sull'intero arco di tempo. Gli scarti sono stazionari e *white noise* almeno per i lag di breve periodo.

Grafico 21. Flusso di Cassa Operativo Netto e scarti da 1 trend



Sono risultati significativi modelli AR(2) lag=3 e 6 sugli scarti dal trend e AR(2) lag=2 e 6 sui livelli del Flusso di Cassa Netto ed in entrambi i residui sono stazionari e *white noise* (Tabella A).

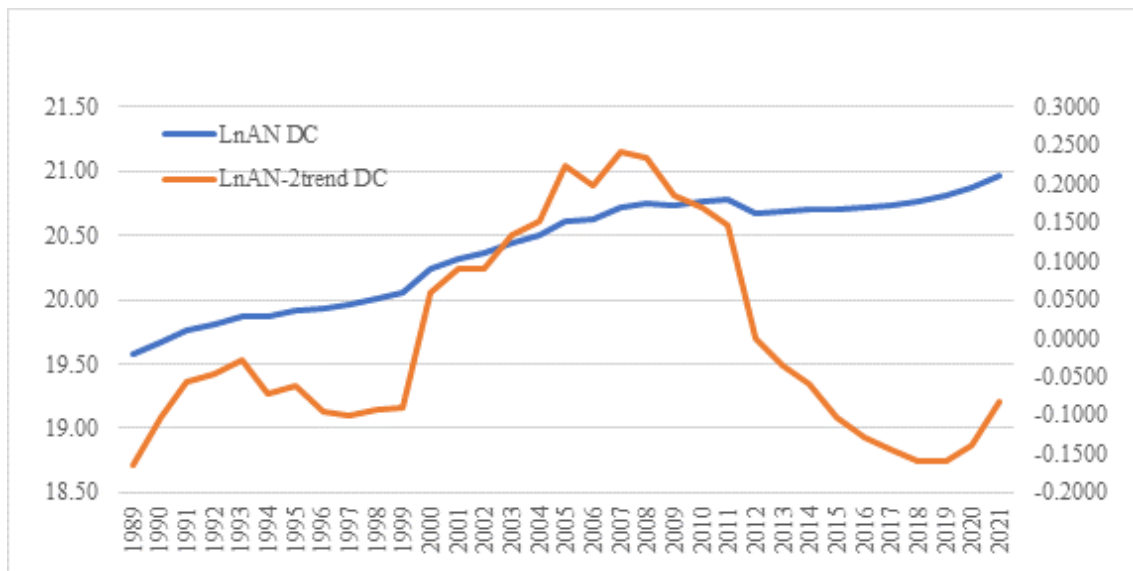
Come si vede chiaramente nei grafici, le variabili ricavate dai flussi finanziari (Autofinanziamento, Flusso Gestionale e Flusso Operativo Netto) hanno un'elevata

eteroschedasticità dei residui, che, date le caratteristiche di tali variabili, non è stato possibile attenuare con la trasformata logaritmica. Inoltre in tutte le tre variabili le differenze prime, esaminate con ARIMA(0,1,0), generano residui stazionari ma non *white noise*.

Finora sono state considerate variabili di flusso riguardanti il conto economico ed i flussi finanziari; di seguito vengono prese in considerazione variabili di dati di consistenza relative allo stato patrimoniale.

Sul grafico 22 sono riportati gli andamenti del **Logaritmo dell'Attivo** e gli scarti dal trend; quest'ultimo copre l'intero arco di tempo dal 1989 al 2021. Tali scarti non sono né stazionari né *white noise*.

Grafico 22. LnAttivo Netto e scarti da trend

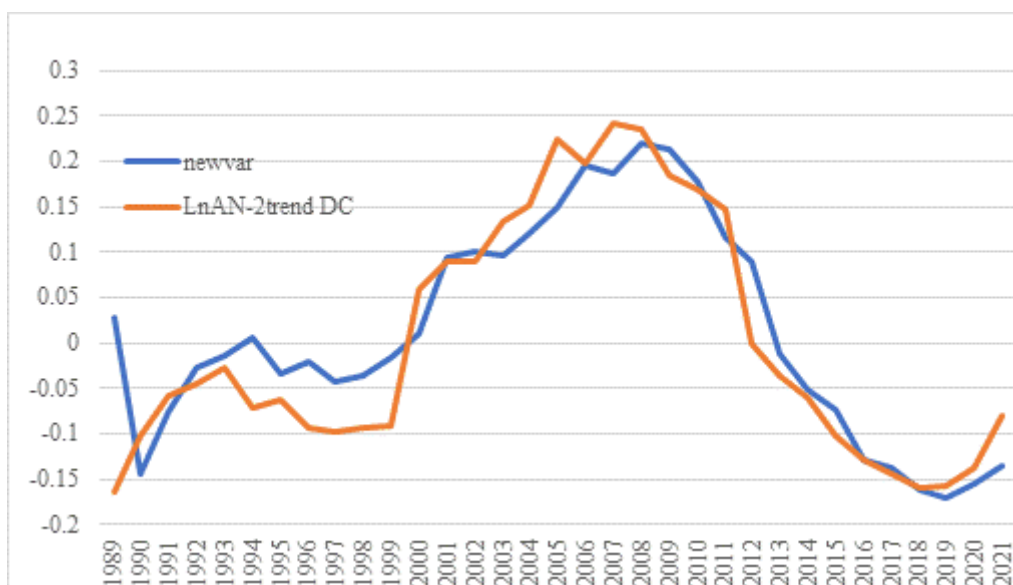


Il modello AR(2) con lag=1 e 11, i cui coefficienti sono indicati nella tabella 16, calcolato sugli scarti dal trend genera residui con le caratteristiche stocastiche richieste di stazionarietà e *white noise* (Tabella A); il confronto tra scarti dal trend osservati e calcolati (newvar) è illustrato nel grafico 23.

Tabella 16. AR(2) con lag=1 e 11 su scarti da trend di LnAN

Sample: 1989 thru 2021	Number of obs = 33					
	Wald chi2(2) = 772.30					
Log likelihood = 56.5809	Prob > chi2 = 0.0000					
OPG						
LnAN2trendDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
LnAN2trendDC _cons	0.028113	0.014074	2	0.046	0.000528 0.055698	
ARMA						
ar						
L1.	0.69537	0.066884	10.40	0.00	0.56428 0.82646	
L11.	-0.33552	0.063652	-5.27	0.00	-0.46027 -0.21076	
/sigma	0.040198	0.006089	6.6	0.00	0.028263 0.05213	

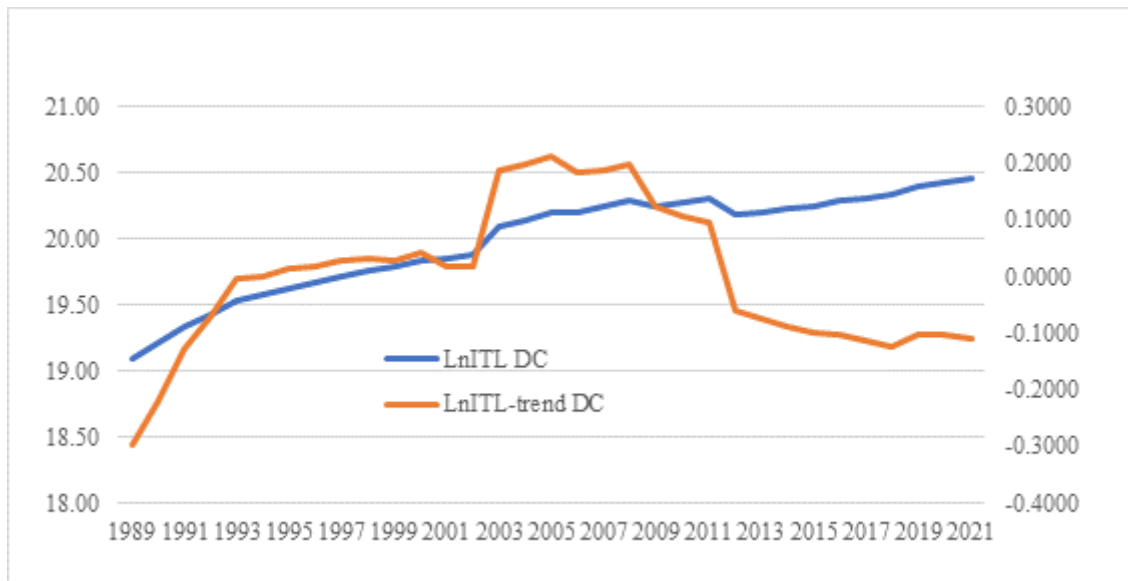
Grafico 23. Scarti da trend del LnAttivo osservati e stimati



A scopo di verifica è stato calcolato anche un AR(2) lag=1 e 7 sui livelli del LnAttivo (Tabella A), non riportato qui, i cui risultati presentano un ottimo accostamento alle osservazioni e residui stazionari e *white noise*.

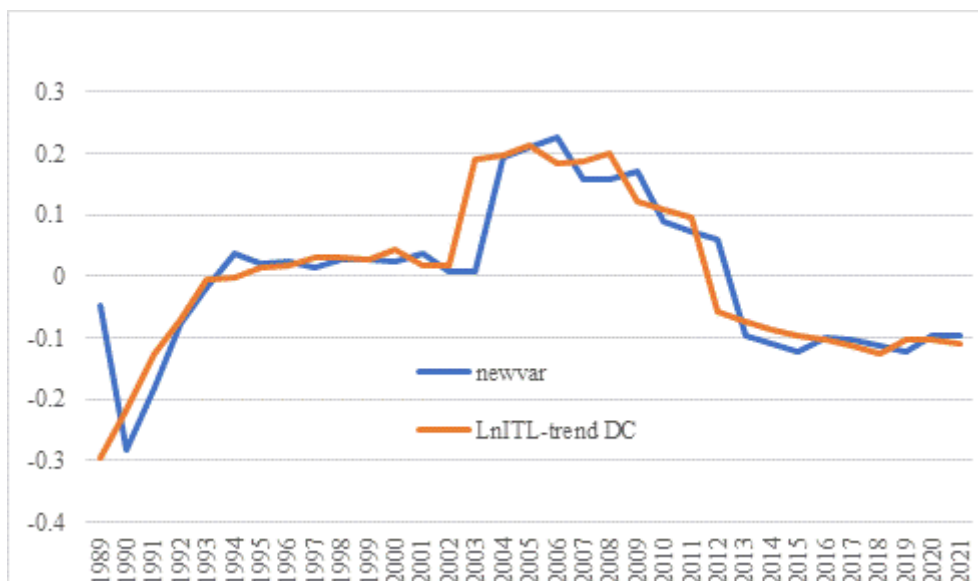
Anche gli scarti dal trend del **Logaritmo delle Immobilizzazioni Tecniche Lorde** sono calcolati con riferimento ad unico trend; il loro andamento è indicato nel grafico 24.

Grafico 24. LnImmob Tec Lorde e scarti da trend



Gli scarti sono debolmente stazionari e non *white noise*. Su di essi è stato stimato un AR(2) lag=1 e 4, non riportato in questa sede per semplicità, i cui residui sono stazionari e *white noise* (Tabella A) ed i cui risultati sono illustrati nel grafico 25; anche un modello AR(2) lag=1 e 7 sui livelli dei LnImmobilitazioni Lorde ha generato residui con le caratteristiche stocastiche richieste (Tabella A).

Grafico 25. Scarti da trend LnImmob Tec Lorde osservati e stimati



I grafici successivi sono dedicati all'analisi del **Capitale Circolante Operativo Netto** (saldo algebrico tra magazzino, crediti e debiti commerciali) ed agli scarti da due trend (grafico 26) ed al confronto tra gli scarti osservati e calcolati con un AR(2) lag=1 e 3 (grafico 27), necessario per ottenere residui stazionari e white noise, mentre gli scarti iniziali non lo sono. Poiché il Capitale Circolante Operativo netto può assumere valori negativi non è stata introdotta la trasformata logaritmica. Il modello di controllo calcolato sui livelli del Circolante Operativo Netto (Tabella A) è un autoregressivo del primo ordine AR(1) lag=1, con residui con caratteristiche stocastiche opportune, e coefficiente prossimo, ma inferiore, ad 1, il cui intervallo di confidenza include la possibilità di una radice unitaria del processo, che tende a descrivere una dinamica con caratteristiche vicine ad un random walk senza drift.

Grafico 26. Circolante Operativo e scarti da trend

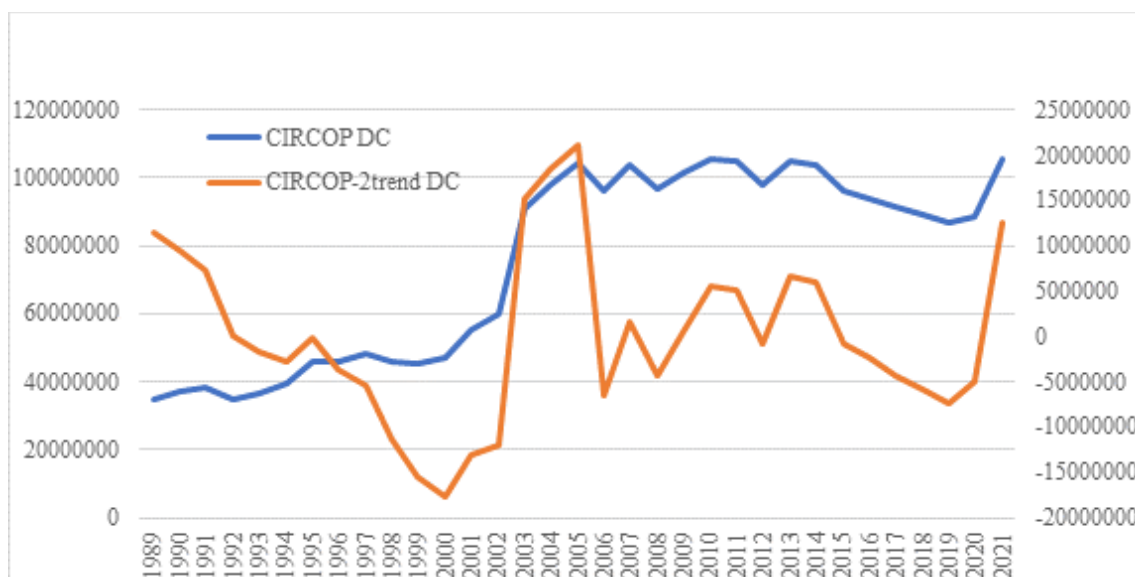
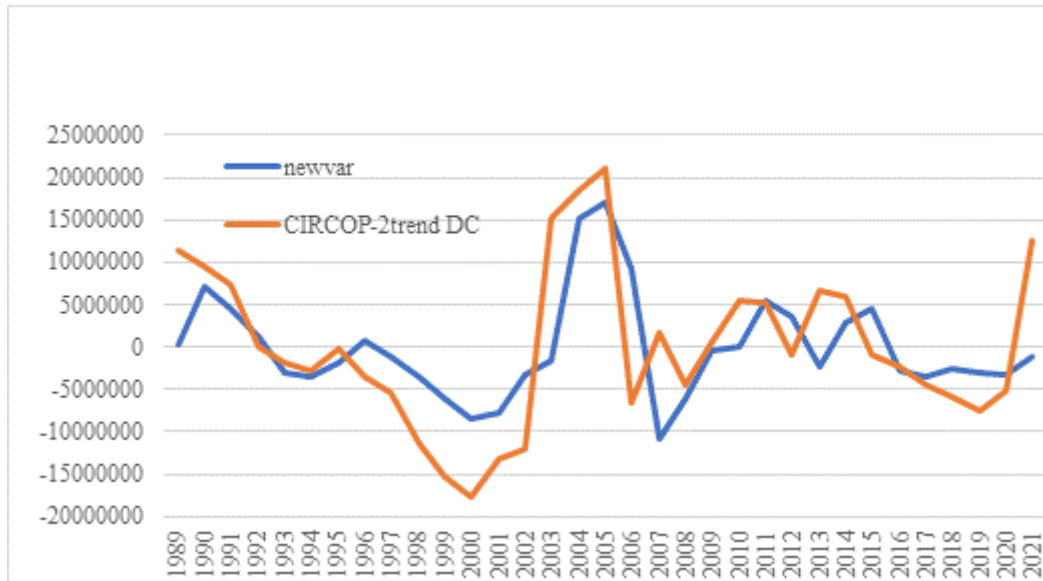
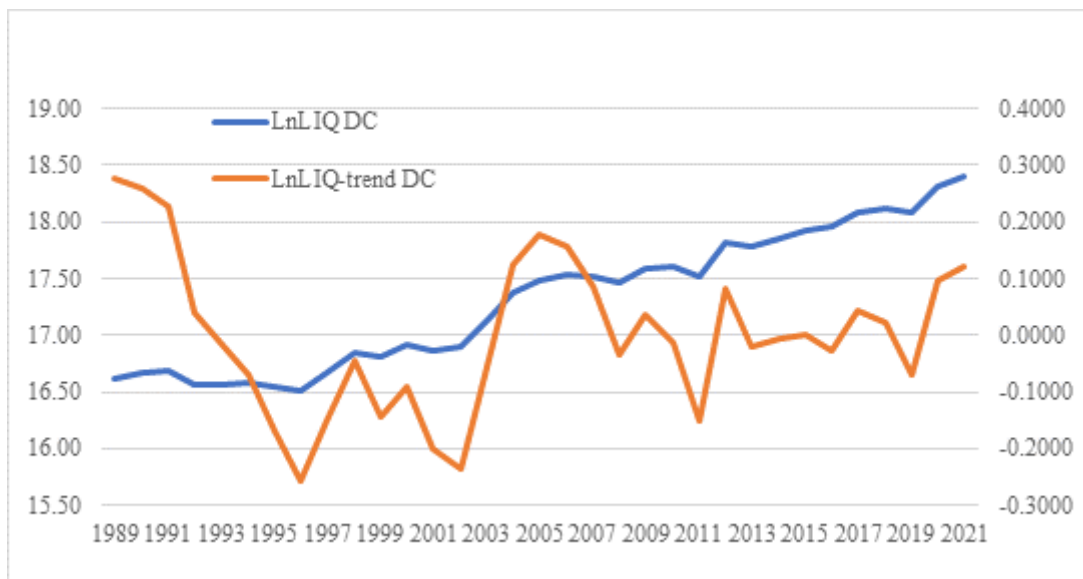


Grafico 27. Scarti da trend LnCap Circ Oper Netto



Il **Logaritmo della Liquidità** e gli scarti da (un unico) trend sono riportati nel grafico 28. Come nei casi precedenti delle variabili di consistenza gli scarti dal trend sono debolmente stazionari e non sono *white noise*. Un modello AR(2) lag=1 e 10 stimato sugli scarti invece genera residui con le caratteristiche statistiche richieste e lo stesso vale per un modello AR(2) lag=1 e 11 di controllo calcolato sui livelli del LnLiquidità (Tabella A). Entrambi i modelli per brevità non sono riportati qui.

Grafico 28. LnLiquidità e scarti da trend



Il grafico 29 è dedicato alla dinamica del **Patrimonio netto** e dei suoi scarti dal trend, calcolato sull'intero arco temporale. Tali scarti non sono né stazionari né *white noise*. Lo sono invece i residui di un modello AR(2) lag=1 e 7 calcolato sugli scarti dal trend (Tabella A), che ha generato il confronto riportato sul grafico 30. Poiché il Patrimonio Netto può assumere valori negativi, pure in questo caso non è stata applicata la trasformata logaritmica. Anche il modello di controllo sui livelli del Patrimonio è un autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 6 e genera residui stazionari e *white noise* (Tabella A).

Grafico 29. Patrimonio Netto e scarti da trend

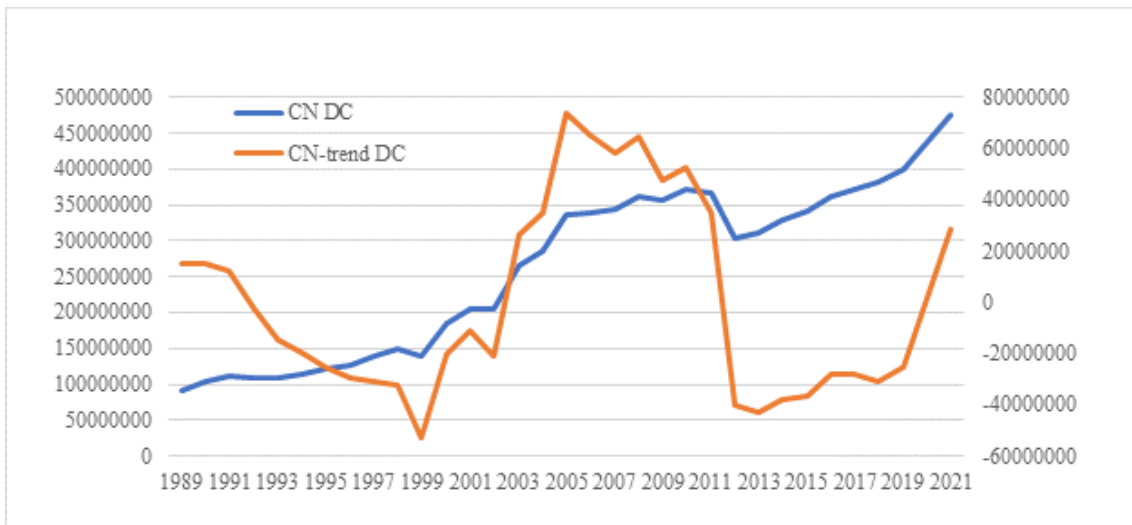
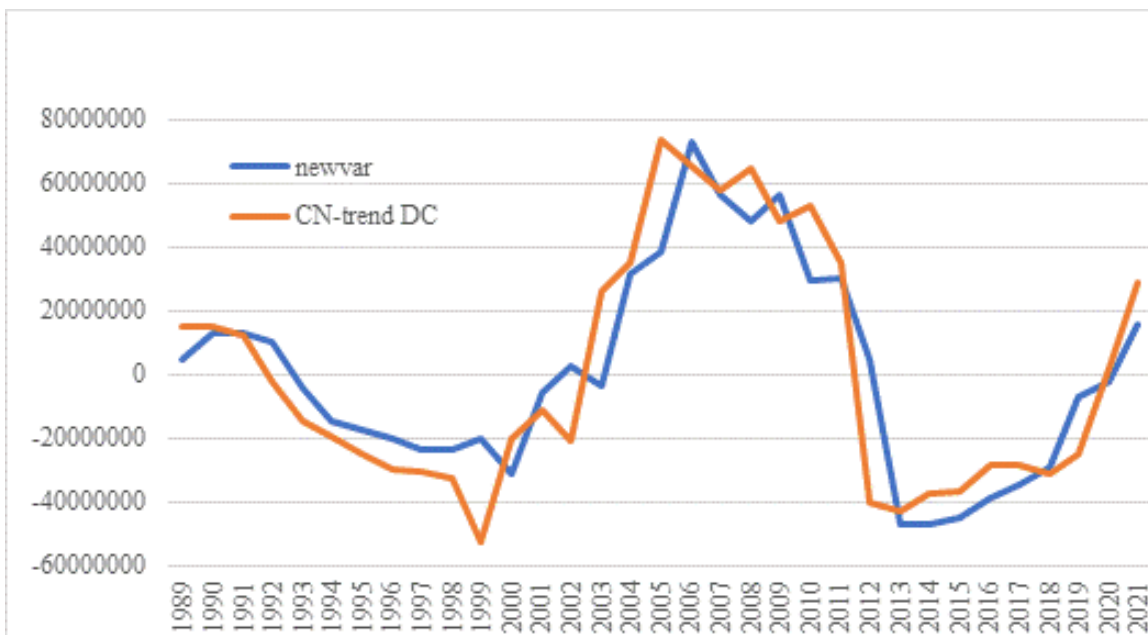


Grafico 30. Scarti da trend del Patrimonio Netto osservati e stimati



I successivi sei grafici, da leggersi a coppie, sono dedicati all'analisi dei **Logaritmi dei Debiti Finanziari a Lungo Termine** (grafico 31), dei **Logaritmi dei Debiti Finanziari a Breve Termine** (grafico 33) e dei **Logaritmi dei Debiti Finanziari Totali** (grafico 35) e degli scarti dal trend (unico). In nessuno dei tre casi gli scarti sono risultati stazionari e *white noise*. Su tali scarti sono stati calcolati modelli autoregressivi: AR(2) lag=1 e 5 sugli scarti da trend dei LnDeb LT, AR(2) lag=1 e 11 per gli scarti dei LnDeb BT e AR(4) lag=1,3,8 e 9 per gli scarti dei LnDeb Totali. Tutti e tre i modelli hanno generato residui stazionari e *white noise* (Tabella A), i cui risultati sono riportati nei grafici 32, 34 e 36. I modelli di controllo calcolati sui livelli dei logaritmi dei debiti finanziari hanno fornito ottimi accostamenti tra osservazioni e stime e residui con le richieste caratteristiche stocastiche: AR(2) lag=1 e 5 per i logaritmi dei debiti a lungo termine, AR(3) lag=1,7 e 9 sui logaritmi dei debiti a breve termine e AR(2) lag=1 e 3 sui logaritmi dei debiti totali (Tabella A). Per brevità i coefficienti dei modelli ed i loro accostamenti grafici non sono riportati in questa sede.

Grafico 31. LnDebiti Fin LT e scarti da trend

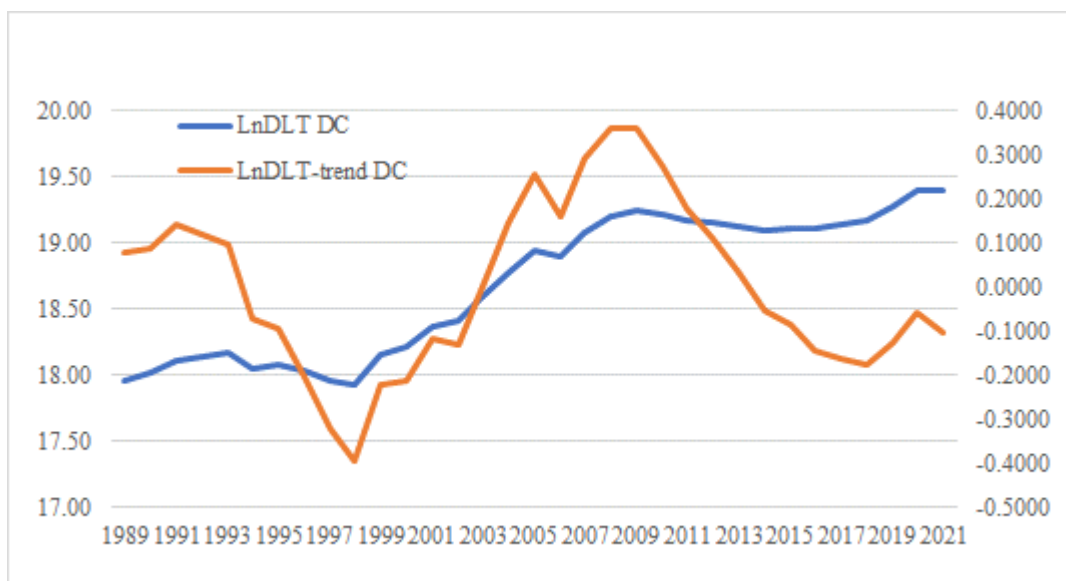


Grafico 32. Scarti dei LnDebiti Fin LT osservati e stimati

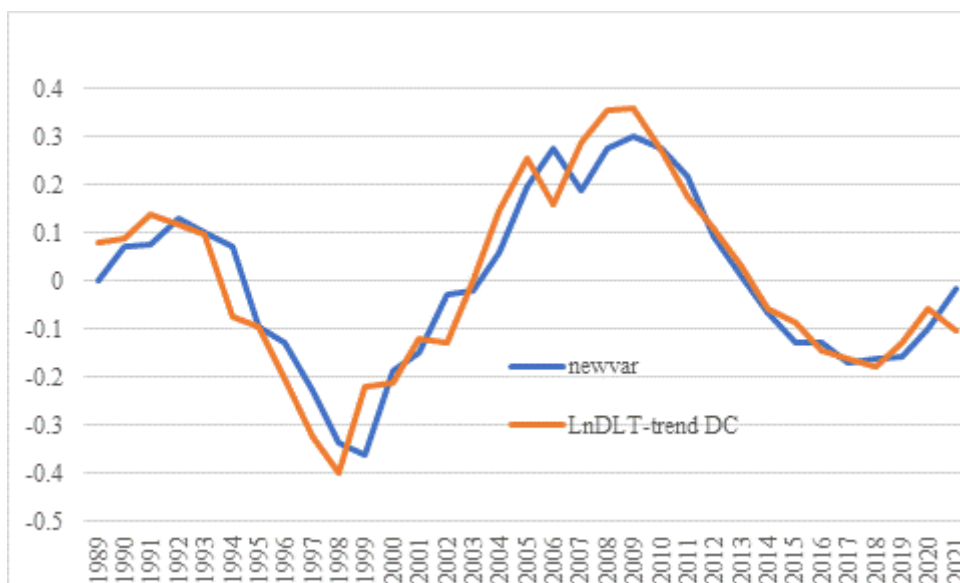


Grafico 33. LnDebiti Fin LT e scarti da trend

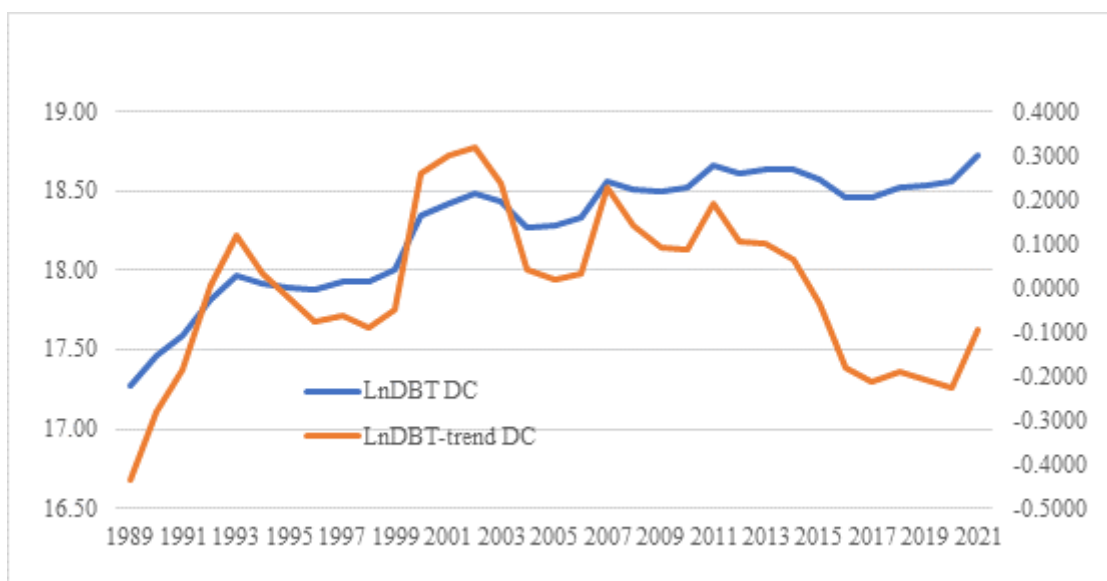


Grafico 34. Scarti dei LnDebiti Fin LT osservati e stimati

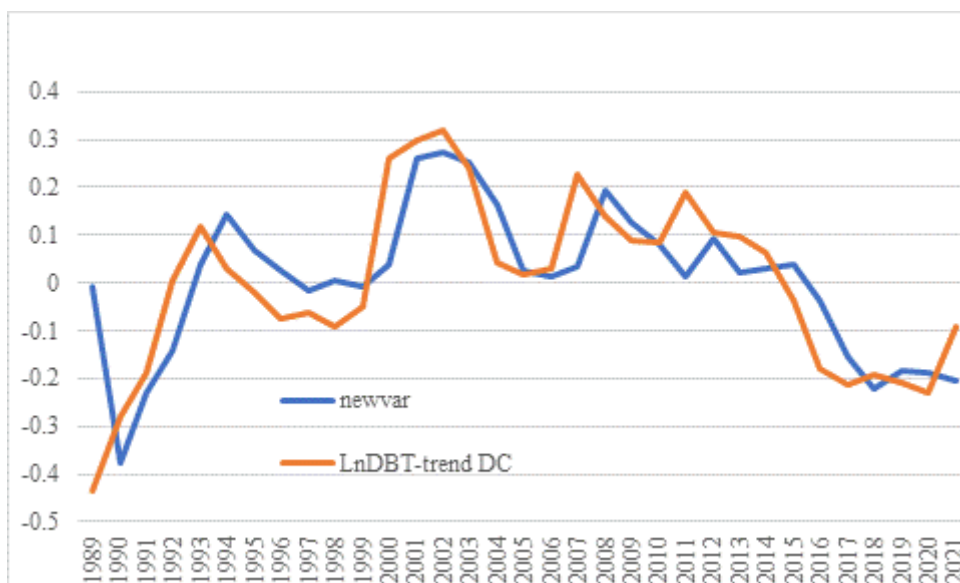


Grafico 35. LnDebiti Fin Totali e scarti da trend

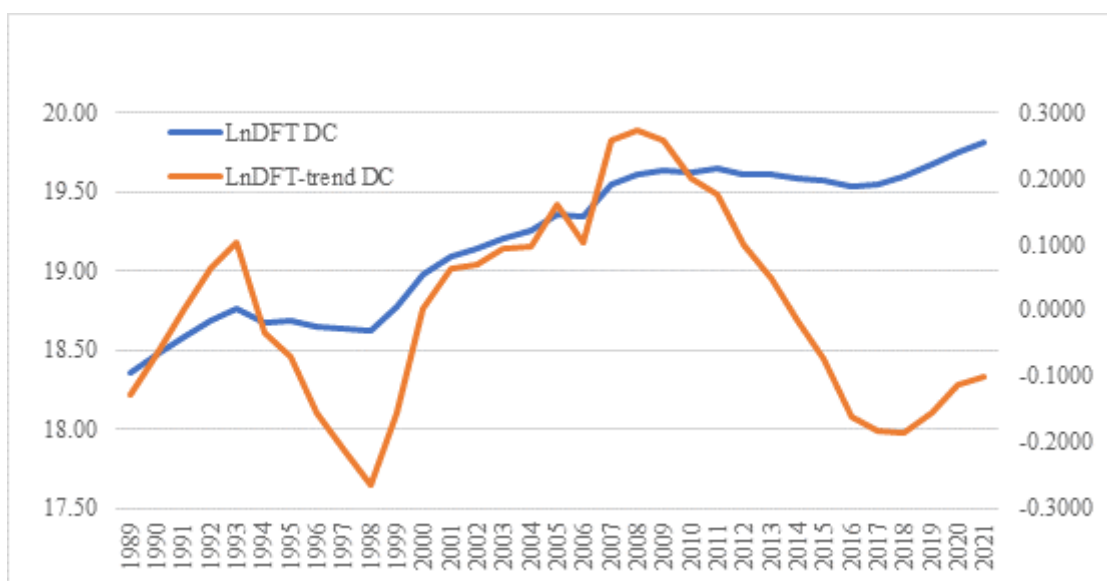
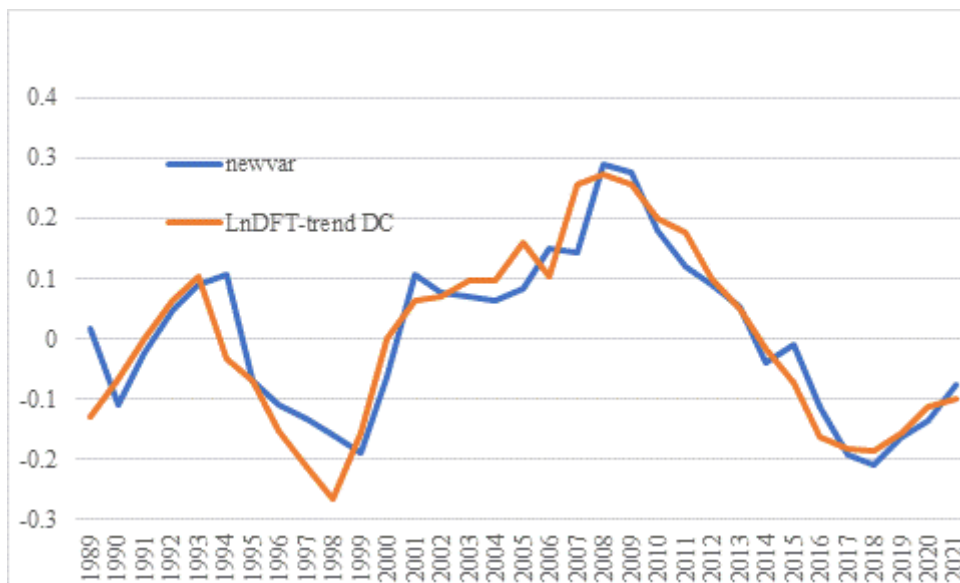


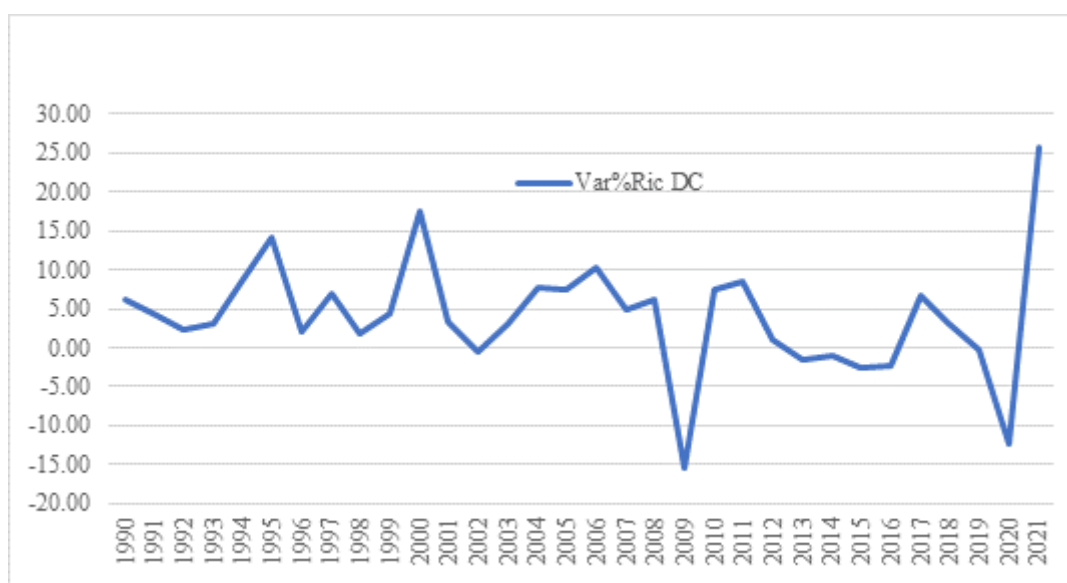
Grafico 36. Scarti dei LnDebiti Fin Totali osservati e stimati



CARATTERISTICHE DEI TASSI DI VARIAZIONE

L'analisi delle caratteristiche stocastiche dei tassi di variazione ha preso in considerazione le variazioni percentuali dei Ricavi, dell'Attivo Netto, del Margine Operativo Lordo e del Risultato Rettificato. Il grafico 37 illustra l'andamento dei **tassi di variazione dei Ricavi**, le cui caratteristiche non hanno reso necessaria l'operazione di de-trending:

Grafico 37. Var% Ricavi



Sulla base dei test statistici le variazioni percentuali dei Ricavi sono sia stazionarie che *white noise* (Tabella A), ma mettono in luce momenti di elevata eteroschedasticità. L'analisi dei coefficienti di autocorrelazione (Tabella 17) conferma una generale assenza di memoria a breve e medio termine del processo, ma oltre al lag di 8 anni i coefficienti di autocorrelazione parziali diventano rilevanti. Per tenere conto anche della memoria a lungo termine è stato stimato un AR(1) lag=11, che è risultato significativo e con residui stazionari e *white noise* (Tabella A).

Tabella 17. Autocorrelazioni Var. % Ricavi

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	-0.1363	-0.1889	0.6518	0.4195
2	-0.1252	-0.1973	1.2199	0.5434
3	-0.0539	-0.1097	1.3289	0.7223
4	0.1306	0.1983	1.9921	0.7372
5	0.0969	0.1795	2.3701	0.7959
6	0.1269	0.3733	3.0438	0.8033
7	0.0727	0.4737	3.2740	0.8586
8	-0.1578	0.1176	4.4031	0.8190
9	-0.2551	-0.5946	7.4823	0.5870
10	0.0975	-0.4943	7.9524	0.6335
11	0.3268	0.6639	13.4850	0.2628
12	-0.3082	-0.9806	18.6520	0.0973
13	0.0162	0.1699	18.6670	0.1338
14	-0.1796	-1.2282	20.6160	0.1119

A differenza dei Ricavi, i **tassi di variazione percentuali dell'Attivo Netto** (grafico 38) sono stazionari ma non *white noise*. Anche un modello AR(1) con lag=12, individuato sulla base delle autocorrelazioni parziali, pur con coefficienti significativi non ha generato residui con le qualità statistiche richieste. Un modello AR(1) lag=1 stimato però sulle differenze prime, con ARIMA(1,1,0) ha invece consentito di ottenere residui con le caratteristiche desiderate e con i risultati descritti nel grafico 39, nel quale newvarARIMA è la serie delle differenze prime stimate.

Grafico 38. Var% Attivo Netto

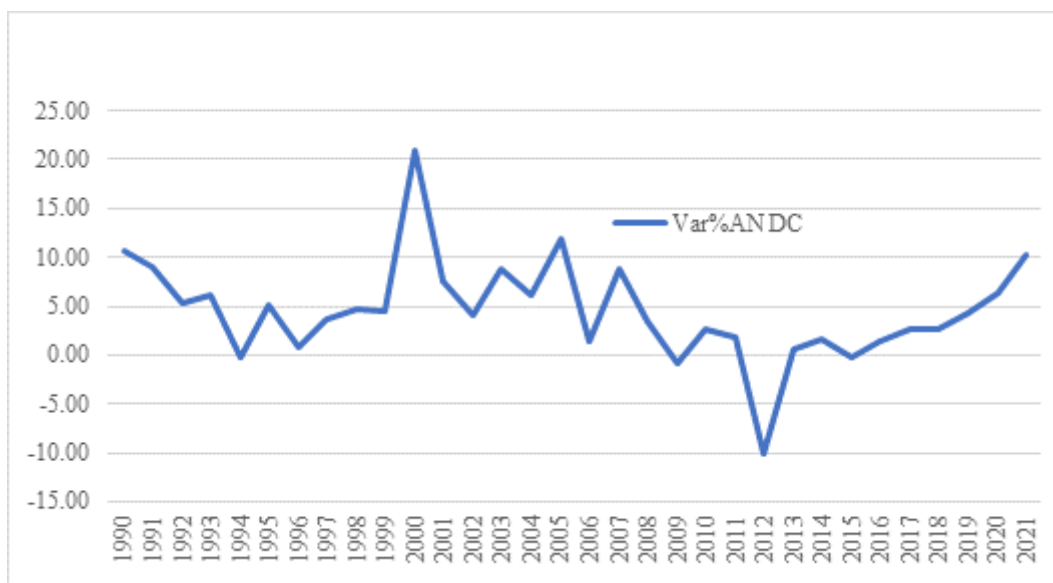
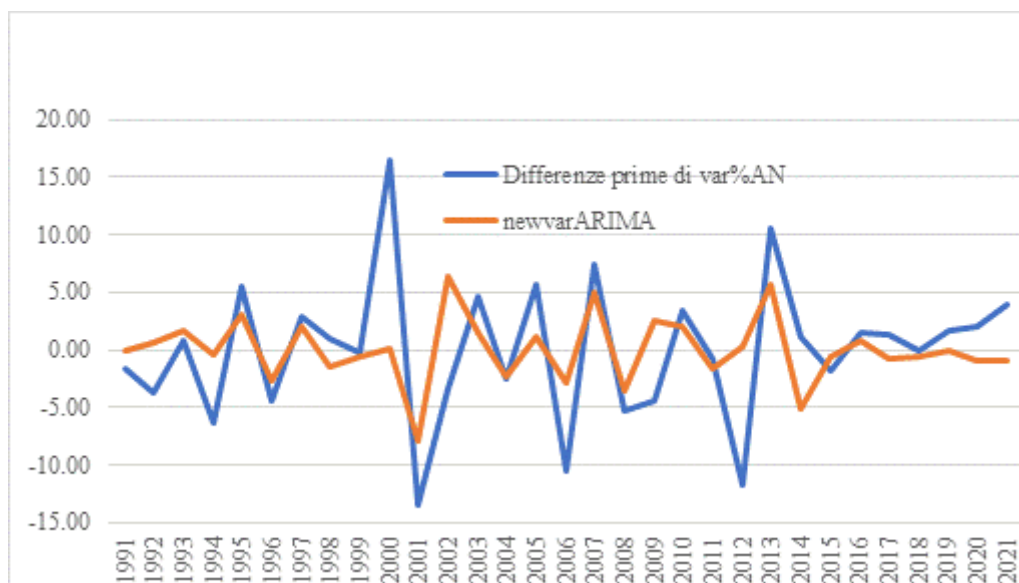


Grafico 39. Differenze prime delle Var% Attivo osservate e stimate



Il grafico 40 riproduce l'andamento dei **tassi di variazione percentuali del Margine Operativo Lordo** che, come si vede, hanno una maggiore omoschedasticità rispetto agli altri tassi di variazione, tranne che nell'ultimo biennio per ragioni legate alla pandemia Covid-19. Le variazioni % sono calcolate tenendo conto dei casi di margini operativi negativi. Come nel caso dei Ricavi, le variazioni percentuali del MOL sono sia stazionarie che *white noise*; le autocorrelazioni (tabella 18) confermano la tendenziale assenza di memoria sia a breve che a medio e lungo termine, con una eccezione per il lag = 11. Per controllo è stato stimato un modello sulle differenze prime con ARIMA (2,1,0) che è risultato significativo e con residui adeguati (Tabella A) ed un buon accostamento tra valori osservati e stimati (grafico 41).

Grafico 40. Var% MOL

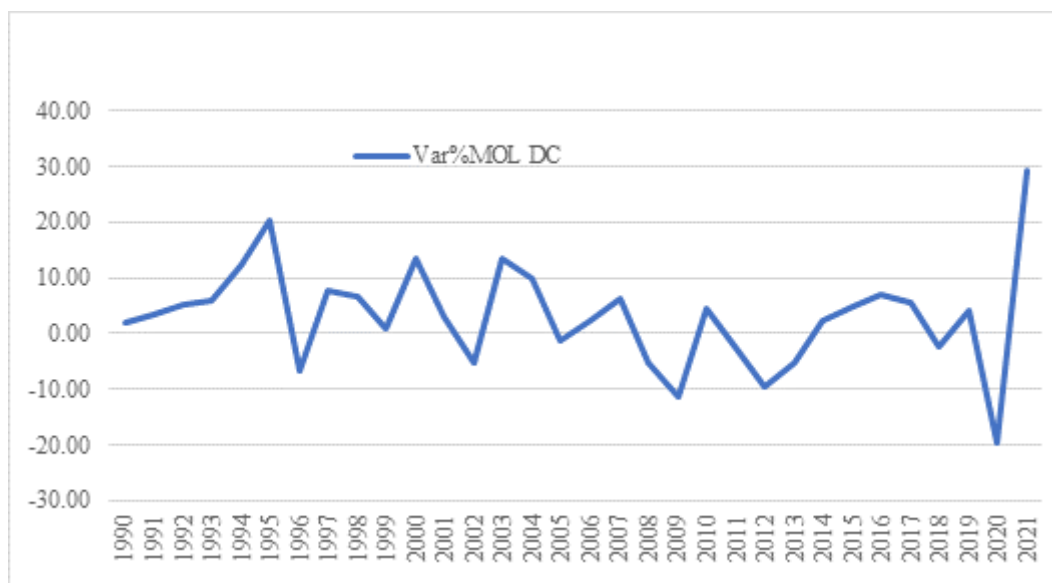
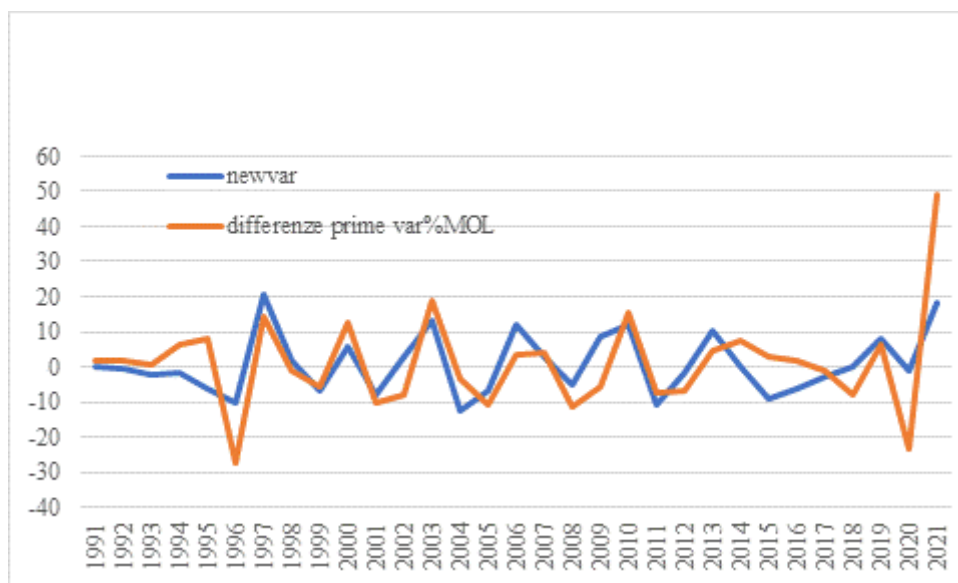


Tabella 18. Autocorrelazioni Var. % MOL

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	-0.1616	-0.2187	0.9161	0.3385
2	0.0128	0.0463	0.9221	0.6306
3	0.1368	0.2455	1.6245	0.6538
4	0.0192	0.0966	1.6388	0.8018
5	-0.0093	-0.0315	1.6423	0.8961
6	0.1121	0.1288	2.1677	0.9036
7	0.0350	0.0389	2.2209	0.9466
8	-0.0703	-0.1177	2.4448	0.9643
9	-0.0576	-0.1816	2.6019	0.9780
10	-0.0430	-0.0994	2.6935	0.9877
11	0.0726	0.5113	2.9663	0.9912
12	-0.0624	0.2010	3.1784	0.9941
13	-0.1098	0.2812	3.8689	0.9925
14	-0.1288	-0.3205	4.8724	0.9875

Grafico 41. Differenze prime di Var%MOLL osservate e stimate



Le **variazioni percentuali del Risultato Rettificato**, anch'esse calcolate tenendo conto di valori negativi della variabile, sono riportate nel grafico 42, il cui andamento è sia stazionario che *white noise*, pur con momenti di evidente eteroschedasticità. I coefficienti di autocorrelazione (tabella 19) confermano una generale assenza di memoria del processo. Un modello di controllo AR(1) con lag=9, per tenere conto di un coefficiente di autocorrelazione parziale un po' elevato, è risultato significativo e con residui con le qualità statistiche richieste (Tabella A), ma che non è riuscito a catturare bene il valore anomalo⁶⁸ del 2003 (grafico 43: sono riportati solo i valori successivi al lag 9).

⁶⁸ Date le finalità del presente studio, in questo come in altri casi non sono state usate *dummy* per il controllo di valori o di variazioni anomale.

Grafico 42. Var% Risultato Rettificato

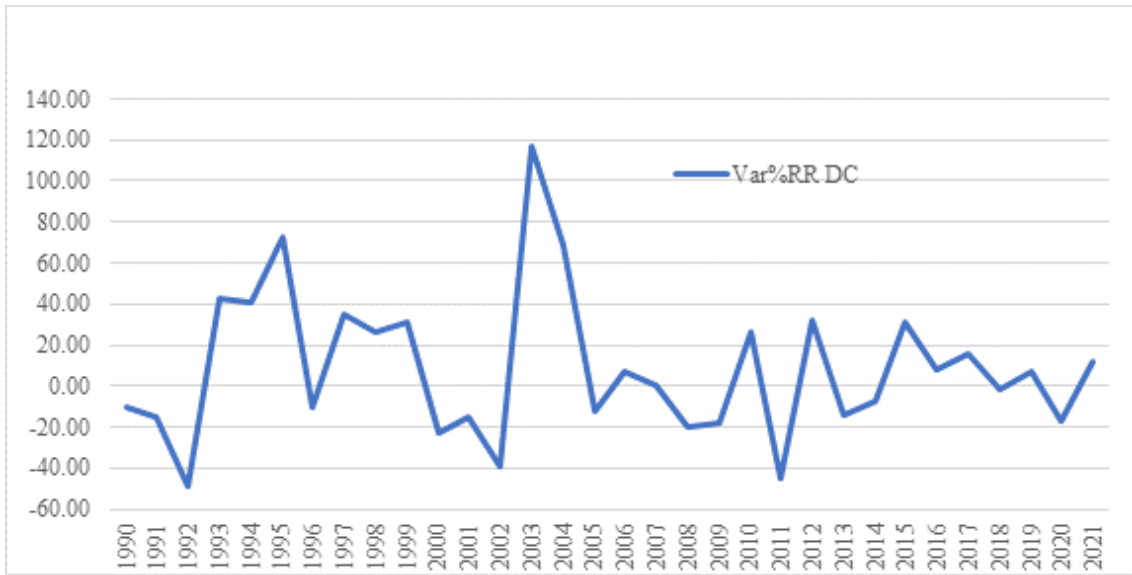
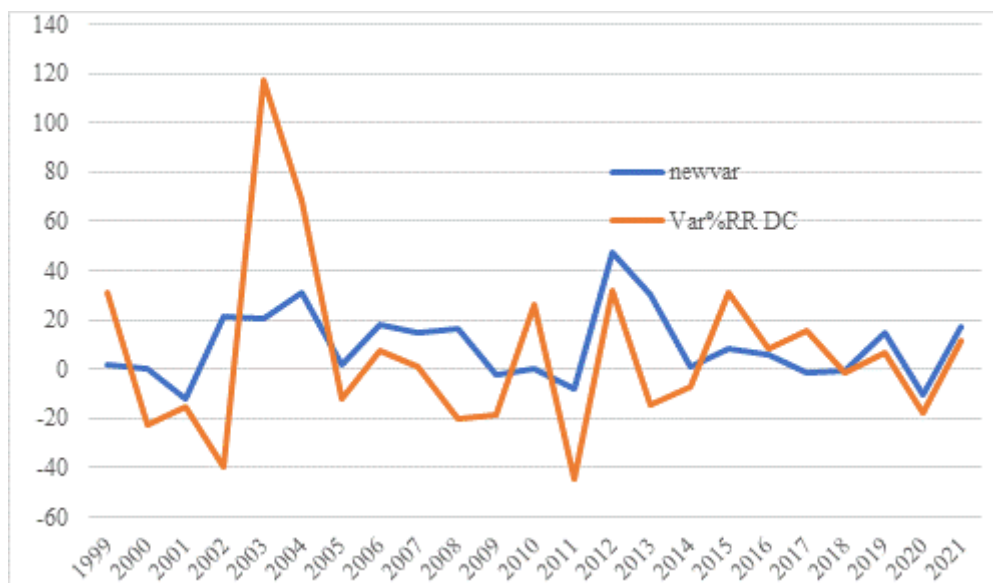


Tabella 19. Autocorrelazioni Var. % Risultato Rettificato

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	0.0275	0.0276	0.0266	0.8704
2	-0.0747	-0.0774	0.2290	0.8918
3	-0.2306	-0.2372	2.2246	0.5271
4	-0.0242	-0.0300	2.2474	0.6904
5	-0.0817	-0.1232	2.5161	0.7741
6	0.0542	0.0235	2.6393	0.8526
7	-0.1731	-0.2166	3.9428	0.7863
8	-0.0195	-0.0386	3.9601	0.8607
9	0.3252	0.3626	8.9637	0.4406
10	0.0588	0.0203	9.1344	0.5194
11	-0.0352	0.0528	9.1985	0.6036
12	-0.0979	0.0373	9.7195	0.6406
13	-0.0790	-0.0817	10.0770	0.6876
14	-0.1304	0.1237	11.1050	0.6777

Grafico 43. Variazioni % Risultato Rettificato osservate e stimate



CARATTERISTICHE DEGLI INDICATORI

Il rapporto **Ricavi/Attivo Netto**, la cui dinamica è illustrata nel grafico 44, non è pienamente stazionario né *white noise*; data l'evoluzione della variabile non sono stati calcolati gli scarti dal trend, anche se tale scelta può essere oggetto di discussione. Sulla base dei coefficienti di autocorrelazione (per brevità non riportati qui) è stato stimato un AR(3) con lag=1, 3 e 4 (coefficienti in tabella 20) che ha generato un buon accostamento tra la variabile stimata (newvar) e quella osservata (grafico 45), con residui stazionari e *white noise*.

Grafico 44. Ricavi/Attivo Netto

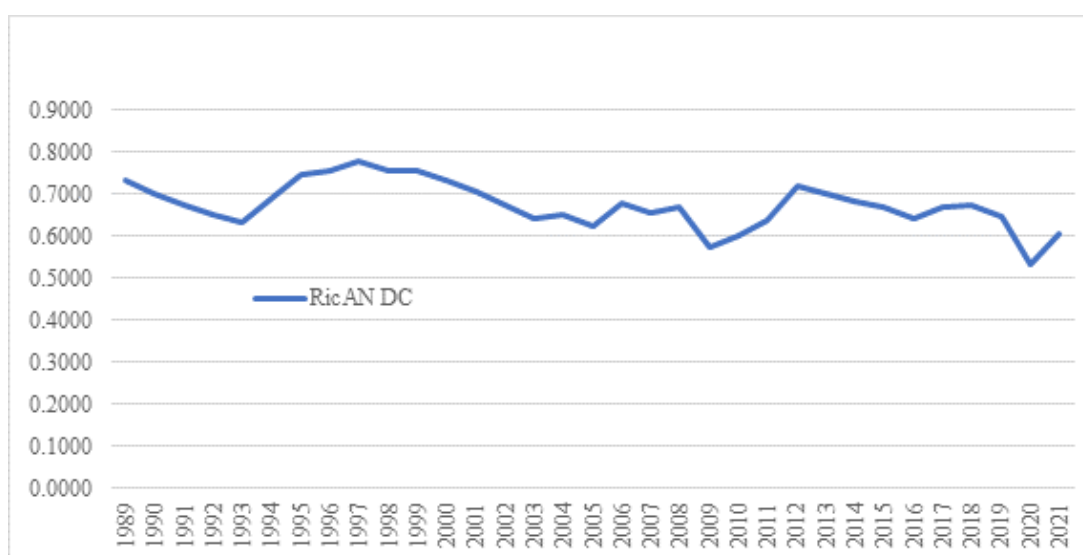
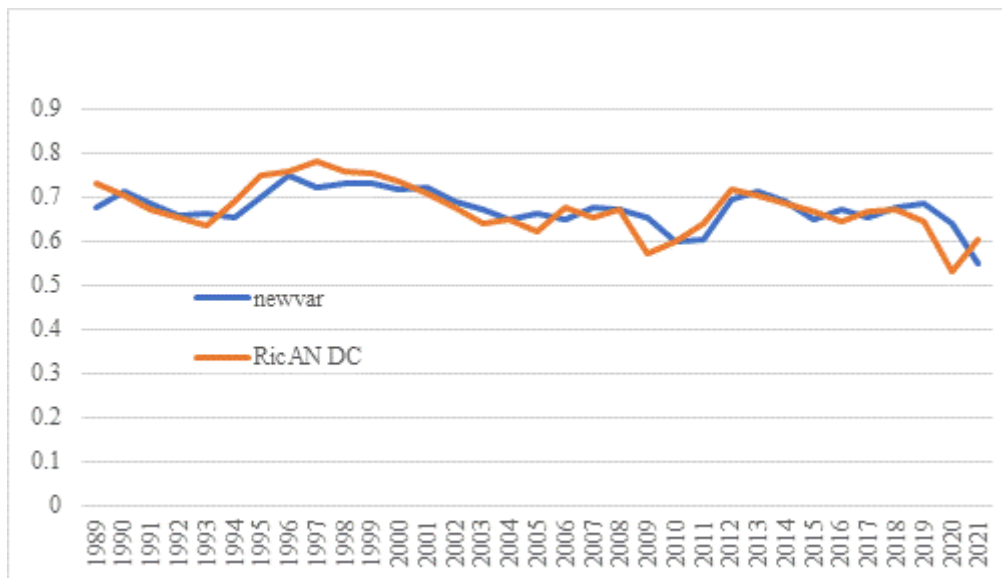


Tabella 20. AR(3) con lag=1,3 e 4 su livelli Ricavi/Attivo Netto

Sample: 1989 thru 2021		Number of obs = 33				
Log likelihood = 62.46035		Wald chi2(3) = 43.63				
		Prob > chi2 = 0.0000				
		OPG				
RicANDC	Coefficient	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
RicANDC						
_cons	0.67485	0.02321	29.08	0.00	0.62937	0.72034
ARMA						
ar						
L1.	0.86079	0.13265	6.49	0.000	0.60080	1.12077
L3.	-0.51961	0.28945	-1.80	0.073	-1.08692	0.04770
L4.	0.35775	0.22506	1.59	0.112	-0.08336	0.79886
/sigma	0.03566	0.00451	7.91	0.00	0.02682	0.04450

Grafico 45. Ricavi/Attivo Netto osservato e stimato



Anche gli scarti dal trend del rapporto **Valore Aggiunto/Ricavi** (grafico 46) non sono né stazionari né *white noise*. L'analisi delle autocorrelazioni ha suggerito la stima di un AR(2) con lag=1 e 7, i cui coefficienti sono risultati significativi, con residui stazionari ma non *white noise*, anche se la maggior parte dei coefficienti di autocorrelazione sui residui sono interni all'intervallo di confidenza. Per controllo è stato stimato un AR(2) lag=1 e 12 sui livelli del Valore Aggiunto/Ricavi che ha invece i residui con le caratteristiche statistiche richieste e che ha prodotto l'accostamento tra stime (newvar) ed osservazioni riportato nel grafico 47.

Grafico 46. Valore Aggiunto/Ricavi e scarti da trend

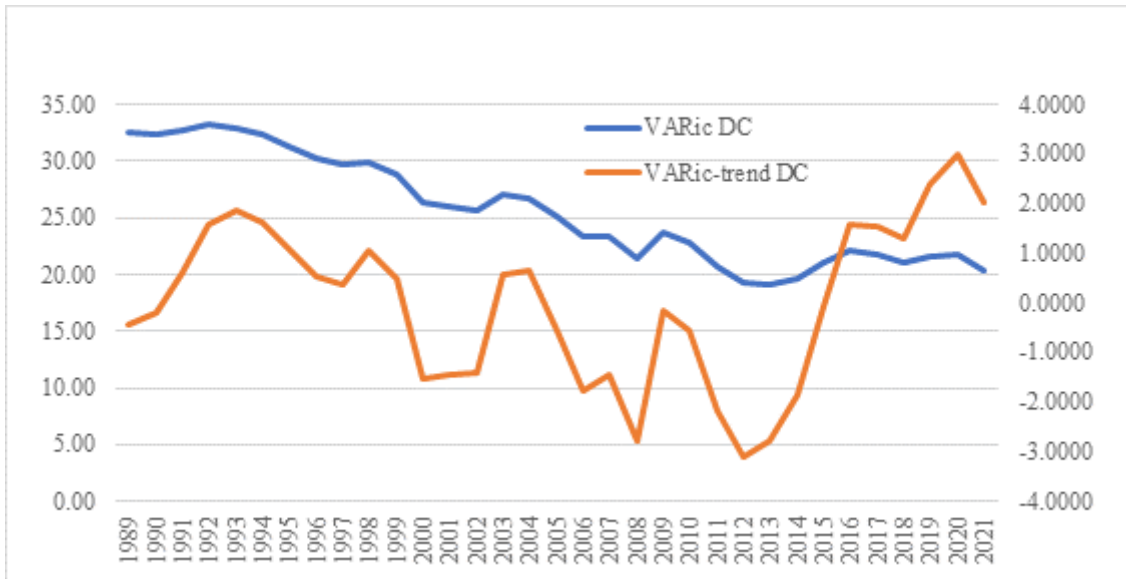
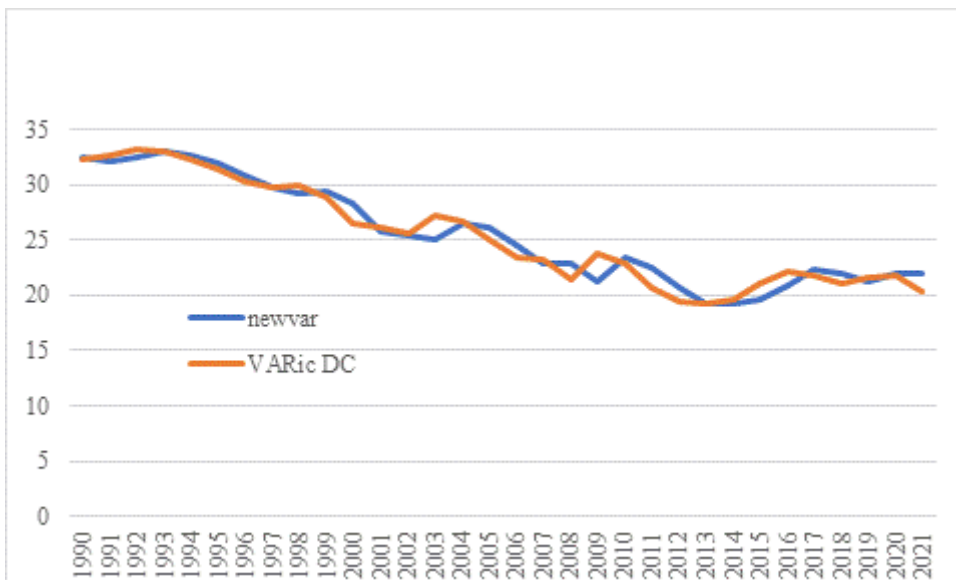


Grafico 47. Valore Aggiunto/Ricavi osservato e stimato



I **Margini Operativi Lordi sui Ricavi** e i loro scarti dal trend (grafico 48) hanno un comportamento statistico simile a quello del Valore Aggiunto/Ricavi: gli scarti non sono né stazionari né white noise, ma il modello AR(2) lag=1 e 7 stimato sugli scarti dal trend è risultato significativo e con residui sia stazionari che white noise (Tabella A). Anche il modello di controllo AR(3) lag=1, 5 e 7 sui livelli del MOL/Ricavi è risultato significativo e con residui con le caratteristiche statistiche richieste (Tabella A). Il suo accostamento tra valori osservati e stimati (newvar) è riportato sul grafico 49.

Grafico 48. MOLL/Ricavi e scarti da trend

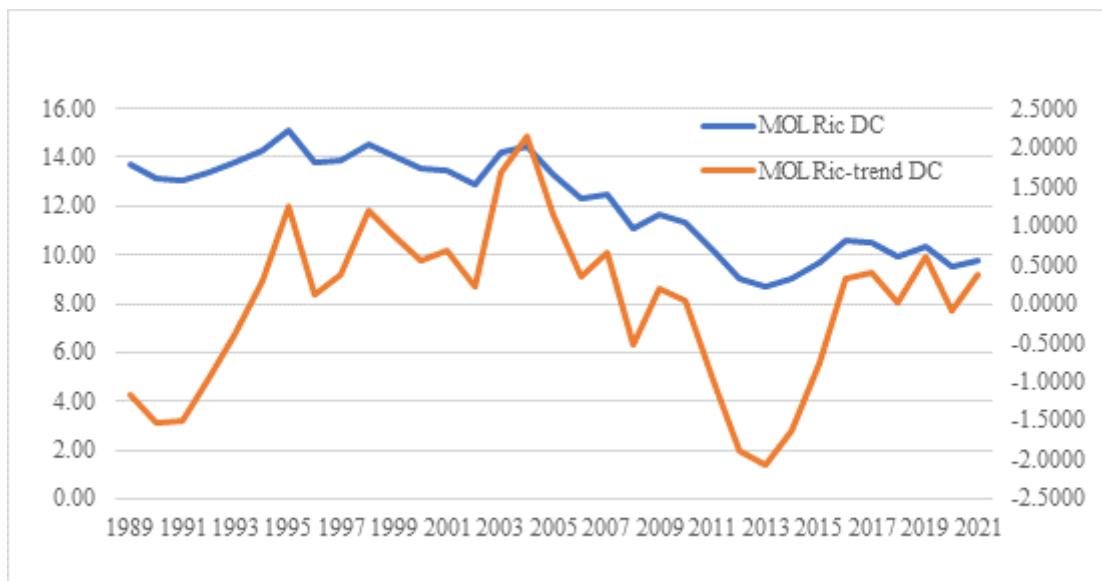
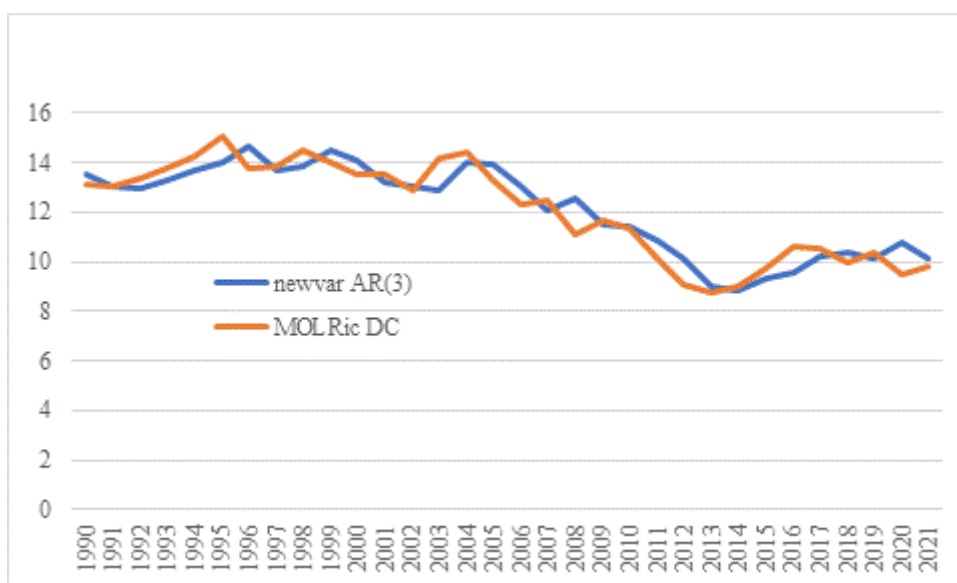


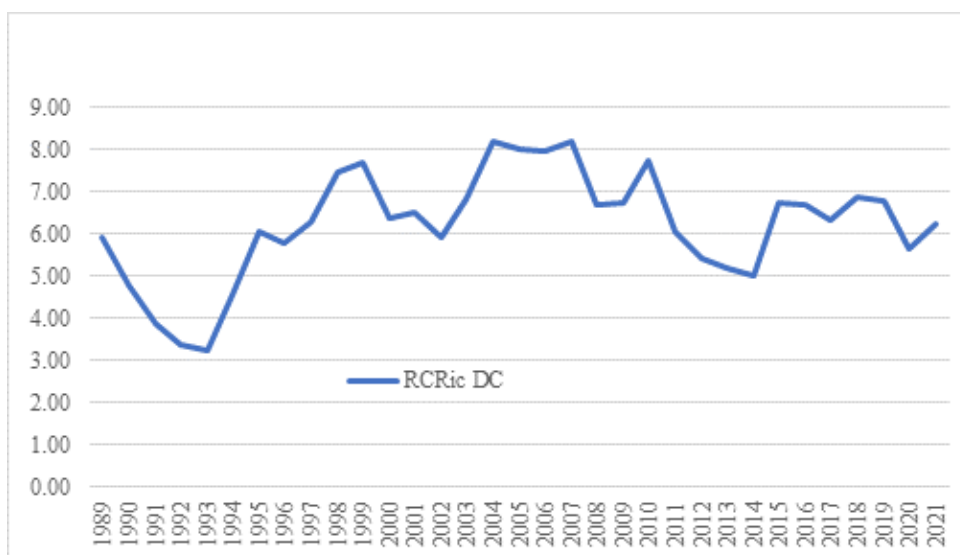
Grafico 49. MOLL/ricavi osservati e stimati



Il grafico 50 illustra l'andamento del rapporto **Risultato Corrente/Ricavi** che risulta quasi stazionario, essendo il test statistico non troppo discosto dalla soglia di significatività, né *white noise* (Tabella A). Sulla base dell'analisi dei coefficienti di autocorrelazione, è stato stimato sui livelli della variabile un modello autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=1, 4 e 12, i cui residui sono stazionari e *white noise*, limitatamente ad orizzonti di breve periodo (oltre il lag di 6 periodi alcuni coefficienti di autocorrelazione parziali sono rilevanti, anche se la gran parte resta interna all'intervallo di confidenza). Per controllo è stato calcolato anche un modello sulle differenze prime con ARIMA(4,1,0), i cui residui sono sia stazionari che *white noise* (Tabella A).

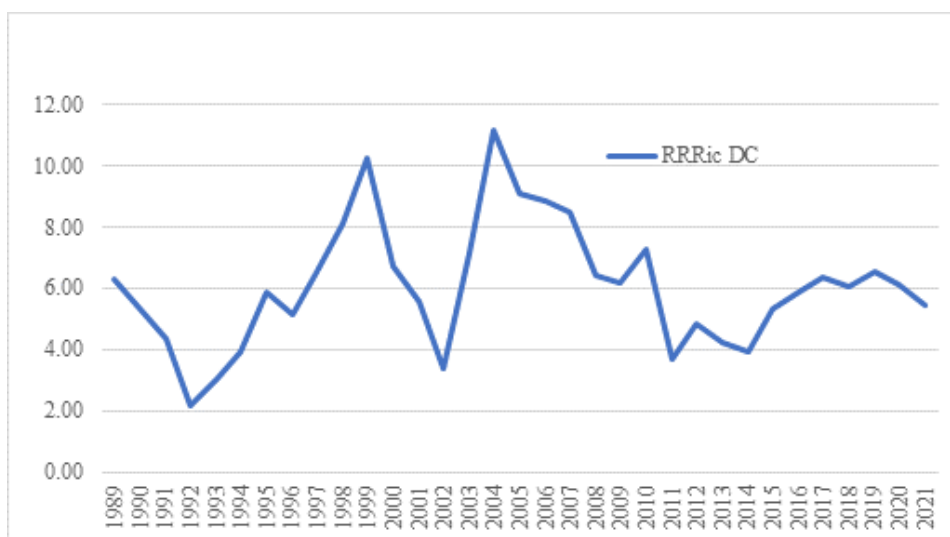
Per brevità non vengono riportate qui le stime dei coefficienti dei modelli. Le differenze prime del rapporto mettono in luce un andamento fortemente *mean reversion*.

Grafico 50. Risultato Corrente/Ricavi



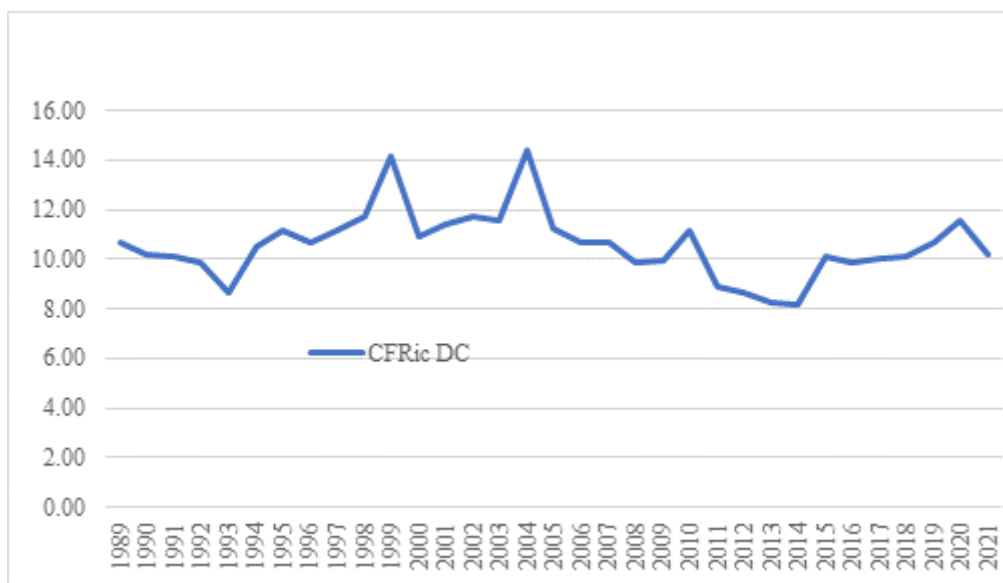
L'evoluzione del rapporto **Risultato Rettificato/Ricavi** è riportata sul grafico 51; anche con una semplice osservazione visiva tale variabile è stazionaria, ma con momento di ampia eteroschedasticità; inoltre non ha caratteristiche di *white noise* (Tabella A). Sui livelli della variabile è stato stimato un AR(2) con lag=1 e 12, i cui residui sono stazionari e *white noise* (Tabella A). Come si vede sia nel caso del Risultato Corrente che nel caso del Risultato Rettificato per tenere conto della memoria a lungo termine delle variabili è stato necessario inserire nei modelli autoregressivi anche un lag a 12 anni. Si ritornerà più avanti su questo problema.

Grafico 51. Risultato Rettificato/Ricavi



Caratteristiche statistiche analoghe a quelle dei Risultati Corrente e Rettificato sono osservabili anche sul rapporto **Cash Flow/Ricavi**, il cui andamento è illustrato nel grafico 52: variabile stazionaria ma non *white noise*, peraltro senza l'evidente eteroschedasticità delle variabili precedenti. Anche il processo stocastico sottostante al Cash Flow su Ricavi ha memoria a lungo termine, oltre che a breve, e quindi il modello autoregressivo sui livelli della variabile che è risultato significativo e con residui stazionari e *white noise* è un AR(3) con lag=5, 10 e 11 (Tabella A).

Grafico 52. Cash Flow/Ricavi



Più problematica è l'analisi del rapporto **Dividendi/Ricavi** la cui evoluzione è rappresentata nel grafico 53, insieme agli scarti da due trend. Tali scarti sono stazionari ma non *white noise* (Tabella A). E' risultato significativo un modello AR(2) sugli scarti dai trend con lag=5 e 9, i cui residui sono stazionari e sono prossimi al *white noise* (i coefficienti di autocorrelazione sono interni all'intervallo di confidenza). Per controllo sono stati stimati vari modelli sui livelli della variabile (e non sugli scarti dai trend): quello che ha dato risultati accettabili è un ARIMA(1,2,0), con residui stazionari e tendenti al *white noise*. Pur non pienamente soddisfacente, tale modello ha prodotto un accostamento accettabile tra osservazioni delle differenze seconde e stime (newvar ARIMA(1,2,0)), come illustrato nel grafico 54.

Grafico 53. Dividendi/Ricavi e scarti da 2 trend

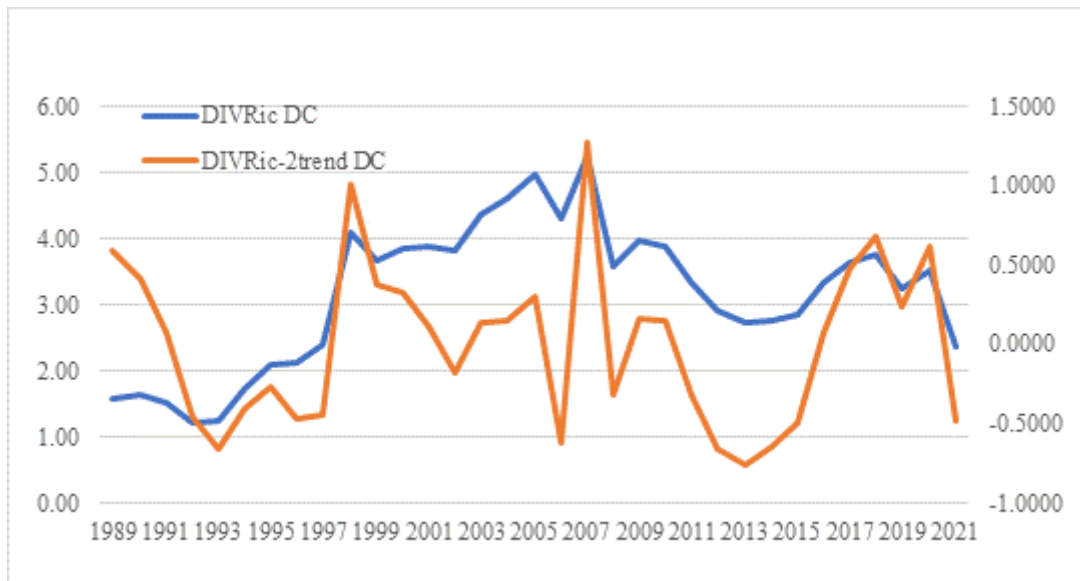
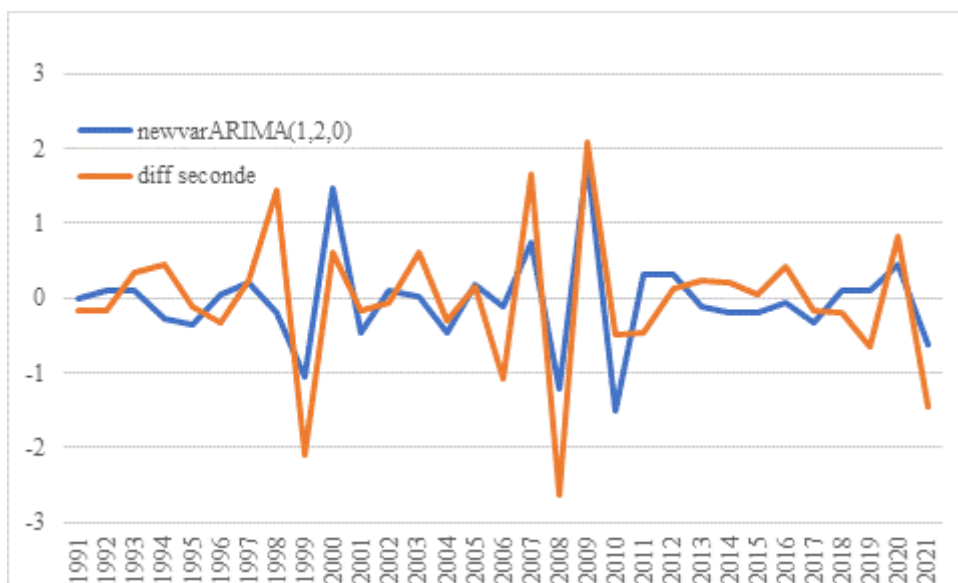


Grafico 54. Differenze seconde di dividendi/Ricavi osservate e stimate



La variabile **Investimenti/Ricavi** è una grandezza cruciale nel descrivere la qualità del modello di crescita dell'impresa: il grafico 55 riporta la sua evoluzione e gli scarti dal trend (unico trend sull'intero arco temporale). Come appare evidente tali scarti non sono né stazionari né white noise. Il modello autoregressivo sugli scarti per risultare statisticamente significativo ha richiesto un AR(3) con lag=1, 2 e 6, i cui residui sono sia stazionari che white noise (Tabella A). Per controllo è stata stimato un AR(2) con lag=1 e 2 sui livelli di Investimenti/Ricavi, che ha generato sia residui con le caratteristiche statistiche richieste, sia un ottimo accostamento tra osservazioni e stime (grafico 56).

Grafico 55. Investimenti/Ricavi e scarti da trend

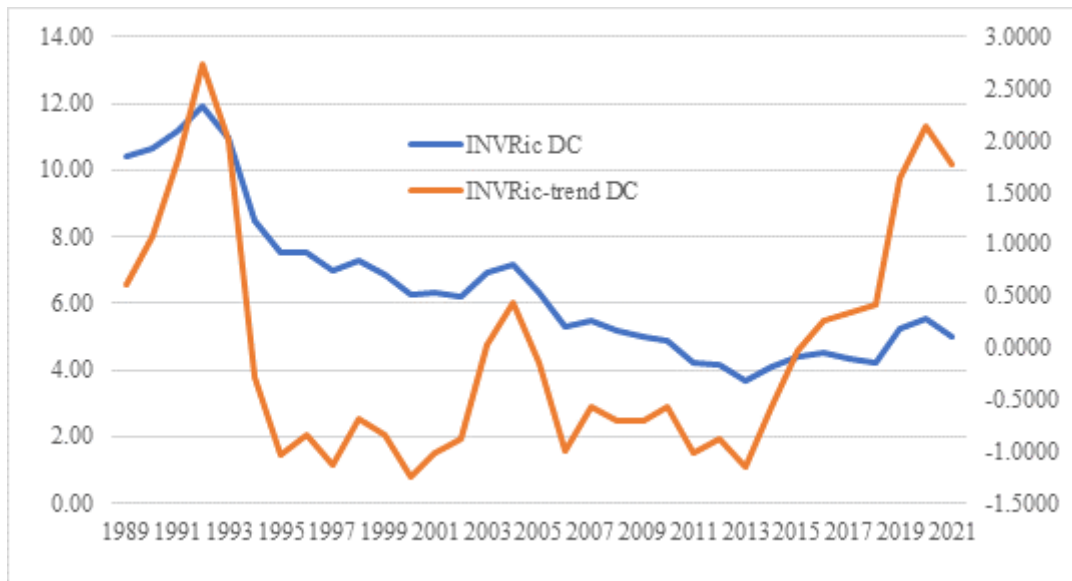
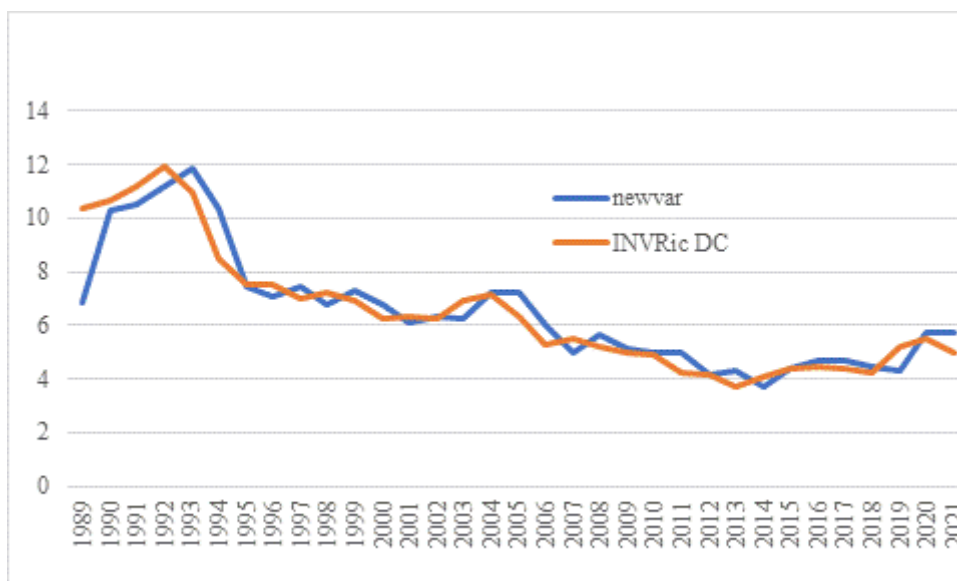
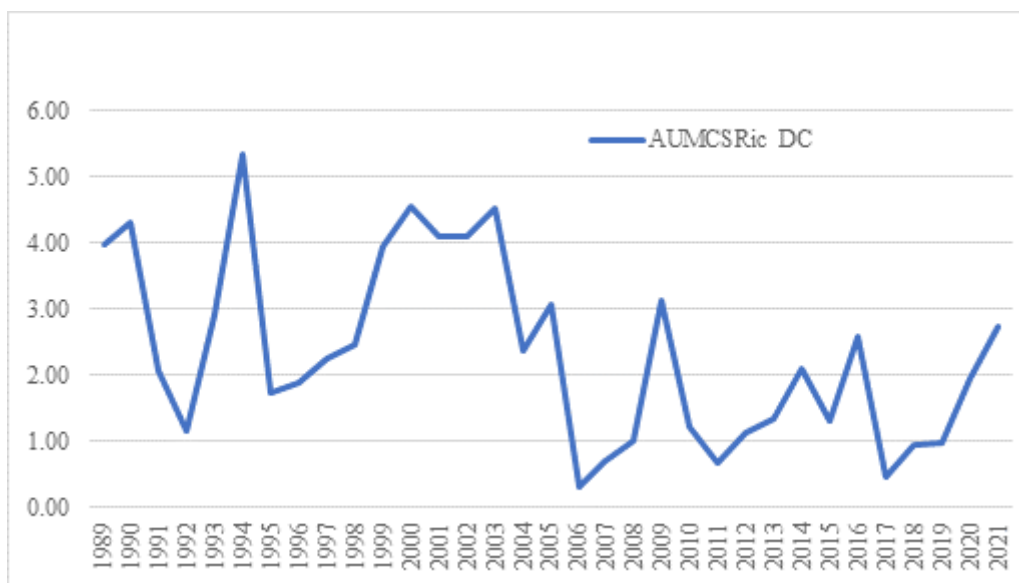


Grafico 56. Investimenti/Ricavi osservati e stimati



Il rapporto **Aumenti Netti di Capitale Sociale/Ricavi** (grafico 57) è una variabile quasi stazionaria, non *white noise*, ma i residui di un autoregressivo del primo ordine AR(1) con lag=1 hanno entrambe le caratteristiche statistiche richieste (stazionarietà e *white noise*): si veda Tabella A.

Grafico 57. Aumenti Netti di Capitale Sociale/Ricavi



Il rapporto **Immobilizzazioni Tecniche Lorde/Attivo Netto** (grafico 58) è sia non stazionario né *white noise*, mentre lo diventano i residui di un modello autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag = 1 e 2 (Tabella A), con ottimo accostamento tra osservazioni e stime (grafico 59).

Grafico 58. Immob. Tecniche Lorde/Attivo Netto

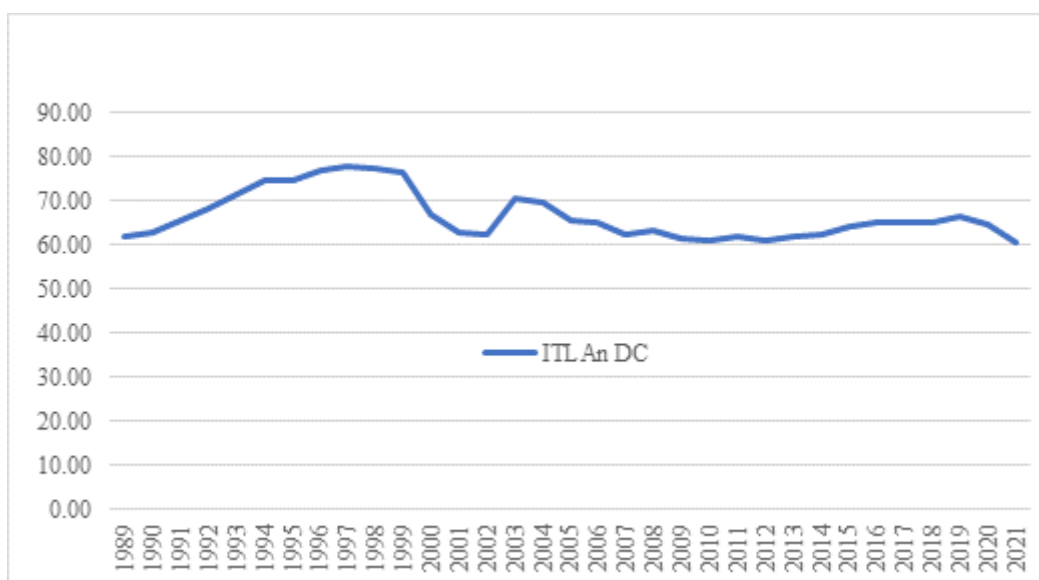
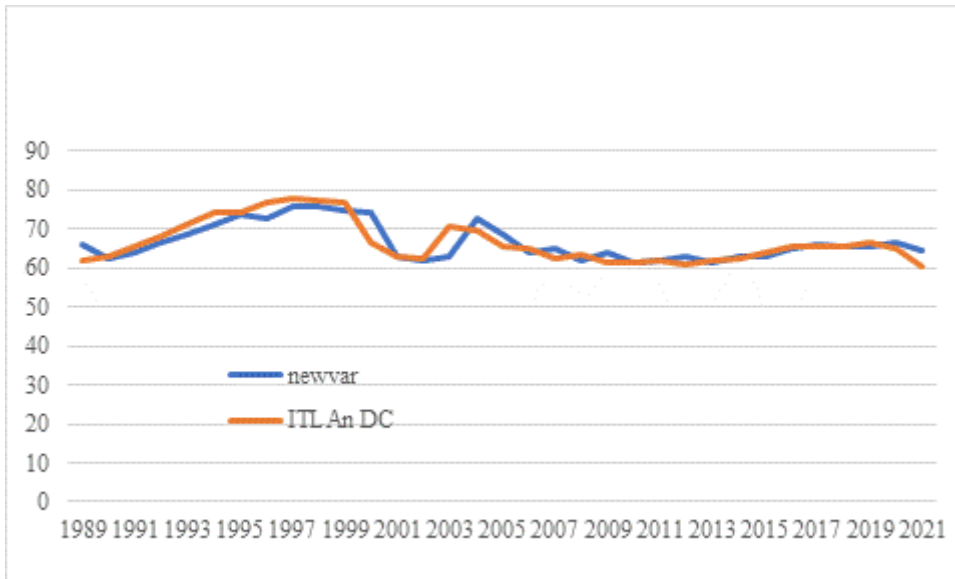


Grafico 59. Immobilizzazioni Tec.Lorde/Attivo Netto osservati e stimati



La dinamica del rapporto tra **Capitale Circolante Operativo e Ricavi** è illustrata nel grafico 60; la stessa variabile rapportata all'Attivo Netto (non riportata qui) ha un profilo molto simile, con le stesse caratteristiche statistiche. La variabile tende alla stazionarietà, ma non è *white noise*. Sulla base dei coefficienti di autocorrelazione sono stati individuati i ritardi ottimali del modello autoregressivo e quindi è stato stimato un AR(3) con lag=1, 3 e 4, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste ed il cui accostamento tra osservazioni e stime (variabile newvar) è riportato sul grafico 61.

Grafico 60. Capitale Circol.Oper./Ricavi

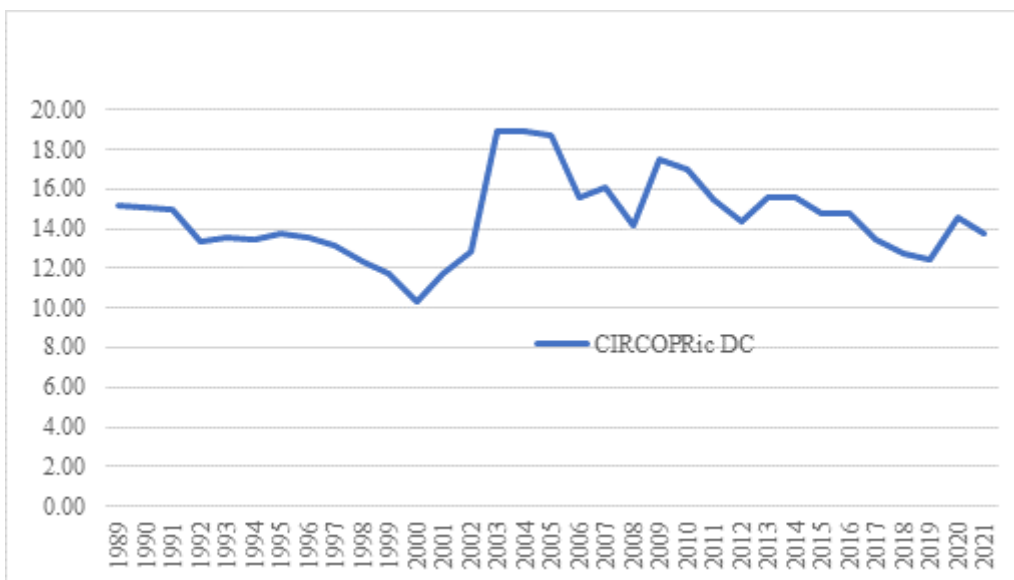
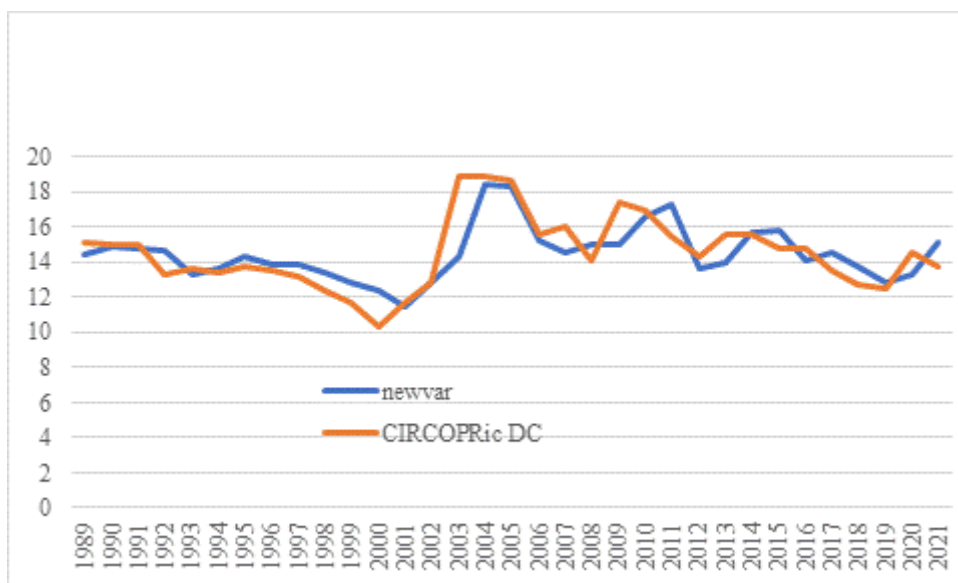


Grafico 61 Capitale Circolante Operativo/Ricavi osservato e stimato



Il rapporto **Liquidità/Attivo Netto** è descritto nel grafico 62, insieme agli scarti da due trend: la variabile originale infatti ha un punto di discontinuità nell'anno 2011 che ha reso più efficiente la stima di due trend. Gli scarti dai trend sono stazionari ma non white noise (Tabella A); un modello autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 12 stimato sugli scarti dai trend ha catturato sia la memoria a breve che a lungo termine del processo ed ha generato residui stazionari e white noise. A scopo di controllo è stato calcolato sui livelli della variabile un modello autoregressivo AR(3) con lag=1, 8 e 9 i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste ed il cui accostamento tra osservazioni e stime (newvar) è riportato nel grafico 63.

Grafico 62. Liquidità/Attivo Netto e scarti da 2 trend

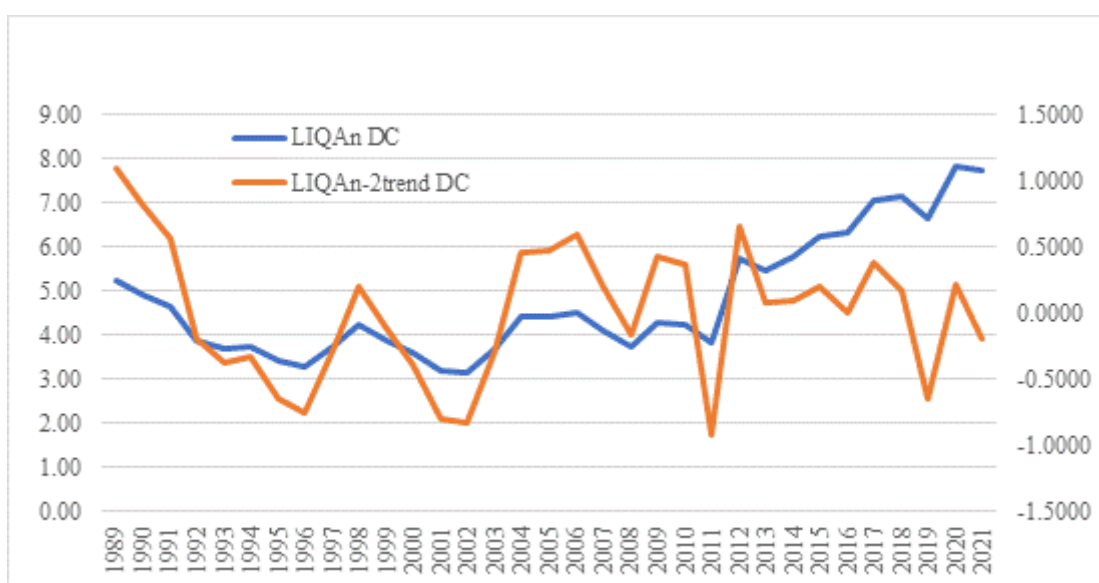
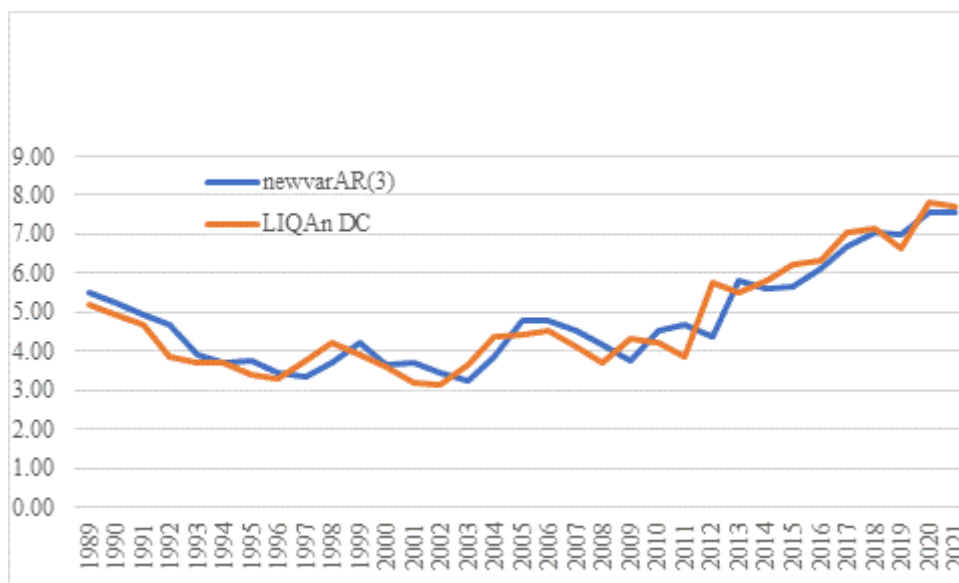


Grafico 63. Liquidità/Attivo Netto osservato e stimato



Il rapporto **Capitale Netto/Attivo Netto** ed i suoi scarti dal trend (unico sull'intero periodo) sono indicati nel grafico 64; tali scarti, che manifestano fasi di ampia eteroschedasticità, tendono verso la stazionarietà, ma non sono *white noise*. Gli scarti sono una variabile complicata e l'estrazione del processo stocastico sottostante ha richiesto un autoregressivo del quarto ordine AR(4) con lag=1, 4, 8 e 11, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste e l'accostamento tra osservazioni e stime (newvar) illustrato nel grafico 65. Sui livelli del rapporto è stato sufficiente un modello di controllo AR(1) con lag=1, con residui sia stazionari che *white noise* ed un ottimo accostamento delle stime alle osservazioni (non riportato qui per brevità).

Grafico 64. Capitale Netto/Attivo Netto e scarti da trend

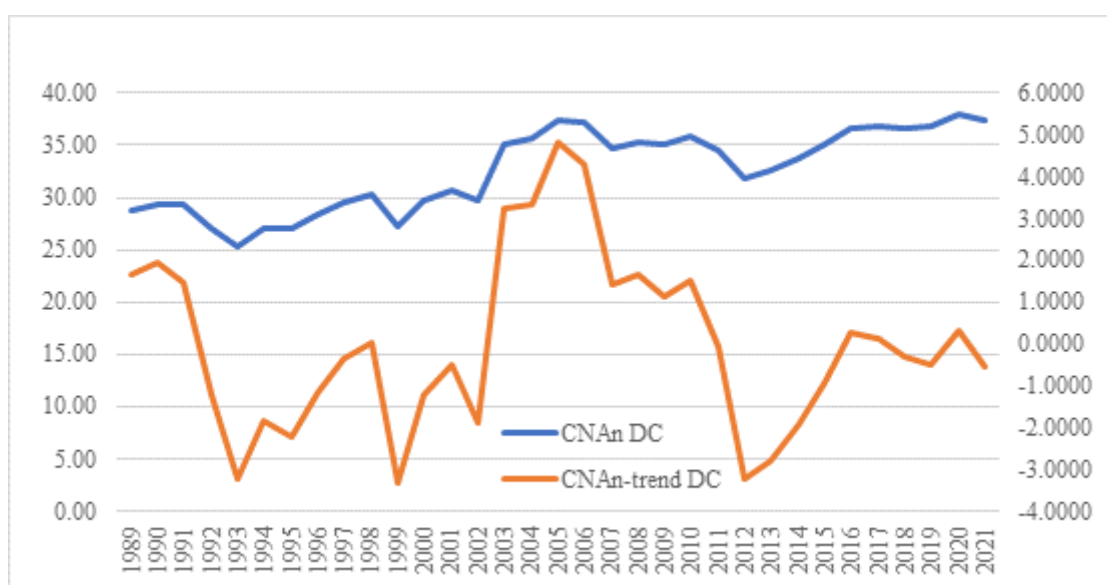
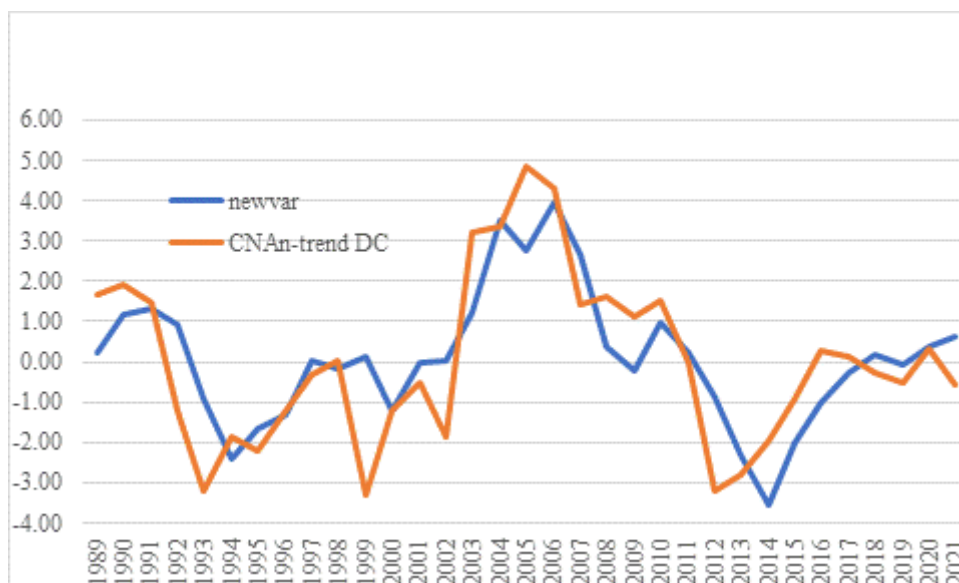


Grafico 65. Scarti da trend di Capitale Netto/Attivo Netto osservati e stimati



Il grafico 66 recepisce la dinamica del rapporto **Debiti Finanziari a Lungo Termine/Attivo Netto** che non è né stazionario né *white noise*. Il grafico 67 invece riporta il confronto tra valori osservati e stimati (*newvar*); questi ultimi derivano da un AR(2) con lag=1 e 6, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste.

Grafico 66. Debiti Fin.LT/Attivo Netto osservato e stimato

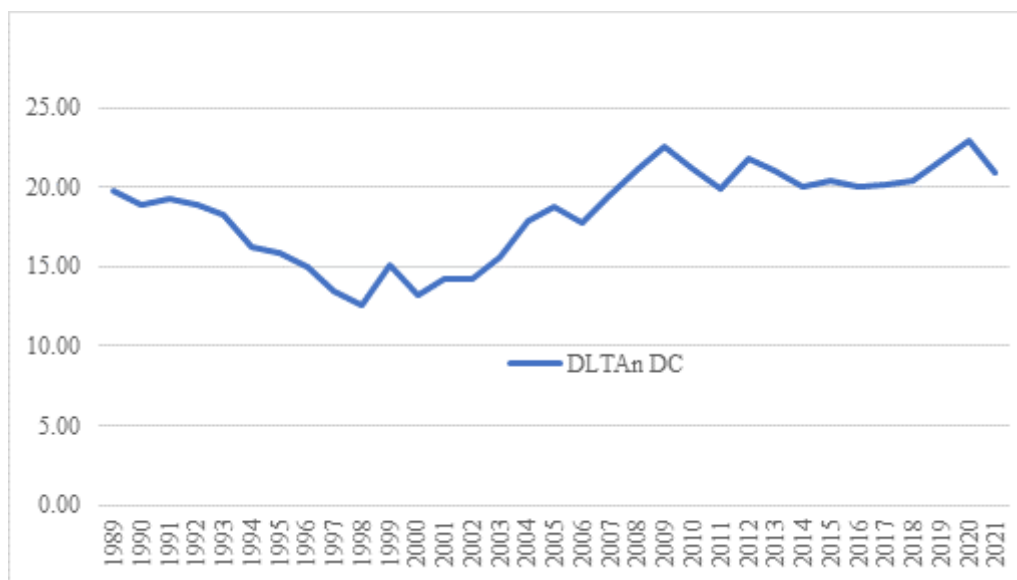
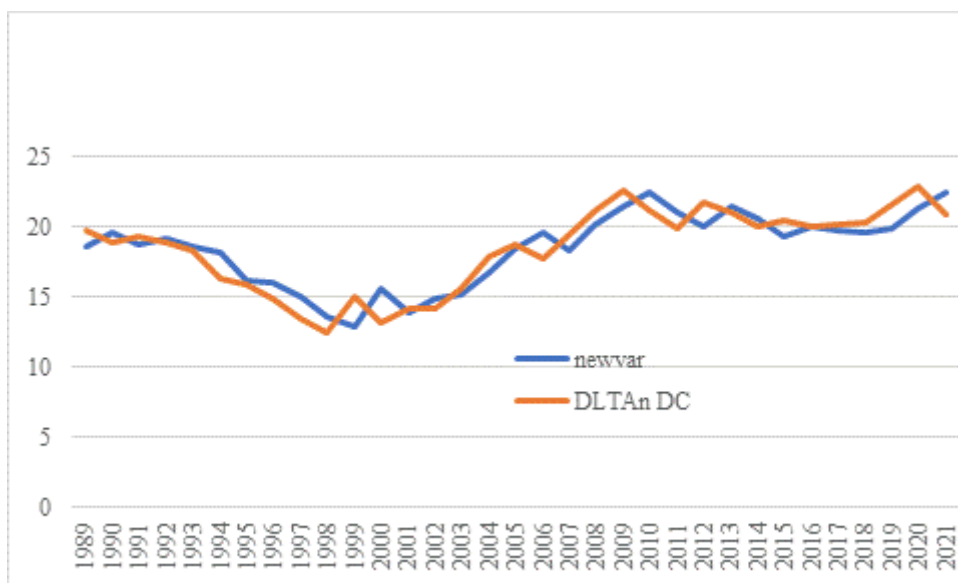


Grafico 67. Debiti Fin MLT/Attivo Netto osservati e stimati



I grafici 68, 69 e 70 illustrano la dinamica del rapporto **Debiti Finanziari a Breve Termine/Attivo Netto** e degli scarti dal trend (non *white noise*, ma tendenti alla stazionarietà, Tabella A), l'accostamento tra scarti osservati e calcolati (*newvar*) con un modello AR(2) lag=1 e 2 stimato sugli scarti e il confronto tra osservazioni e stime (*newvarAR*) ottenute con un modello AR(2) lag=1 e 2 calcolato sui livelli del rapporto. I residui di entrambi i modelli sono sia stazionari che *white noise*.

Grafico 68. Debiti Fin.BT/Attivo Netto e scarti da trend

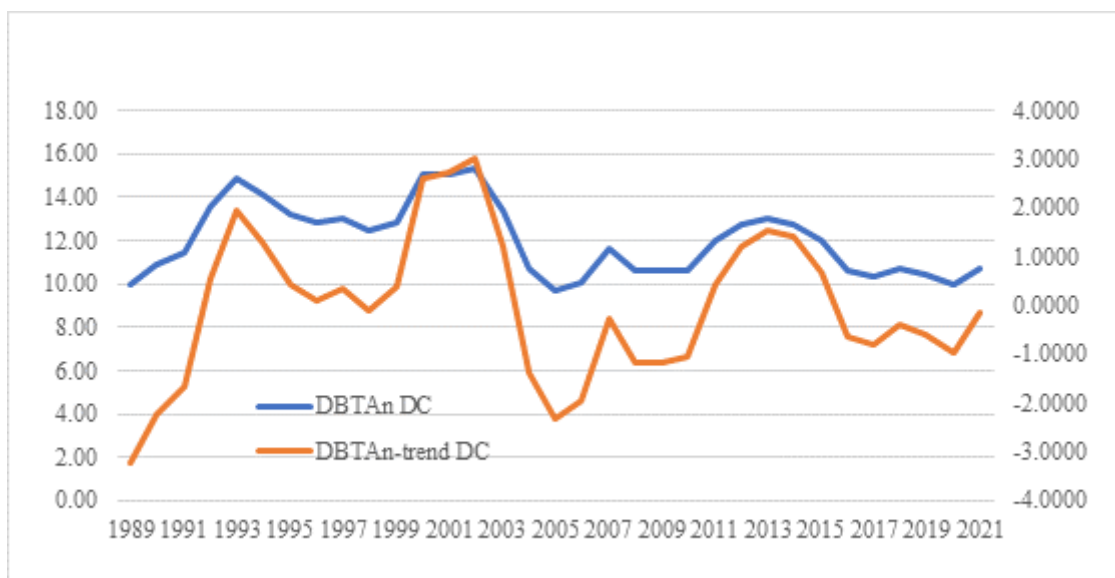


Grafico 69. Scarti dal trend osservati e stimati di Debiti Fin BT/Attivo Netto e scarti da trend

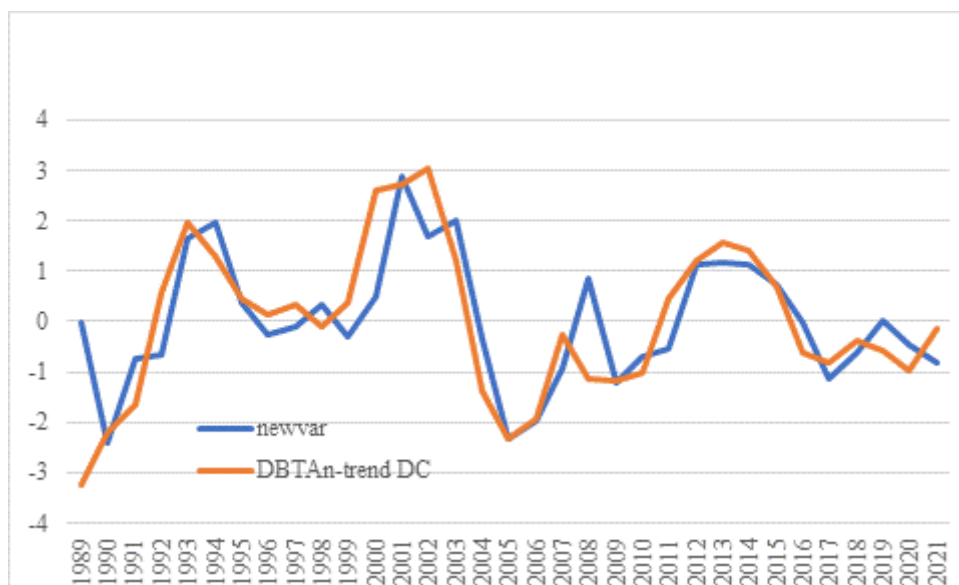
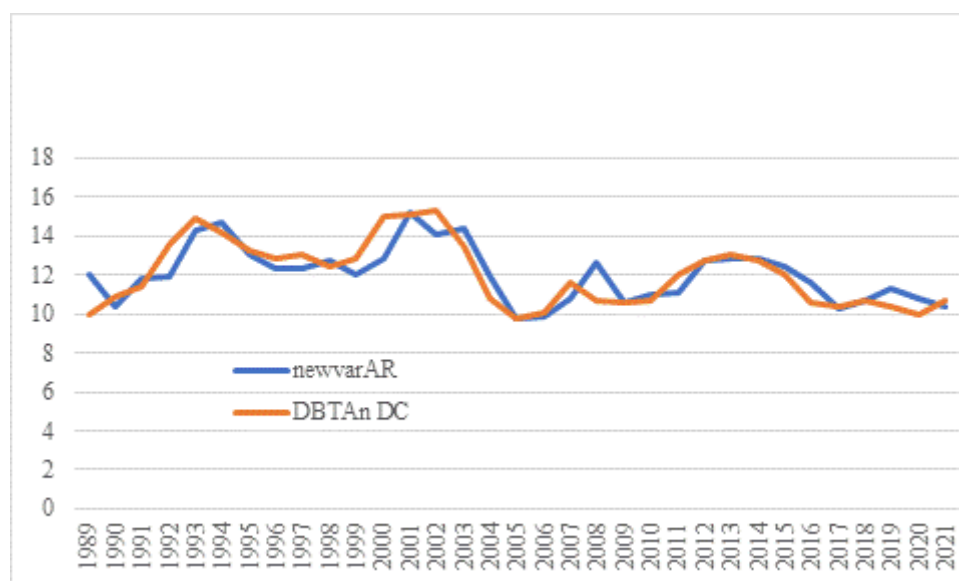


Grafico 70. Debiti Fin BT/Attivo Netto osservati e stimati



I **Debiti Finanziari Totali sull'Attivo Netto** sono illustrati nel grafico 71, la cui dinamica non è né stazionaria né *white noise*, nonostante che l'apparenza del profilo grafico potrebbe farlo pensare. Il calcolo degli scarti si è rivelato privo di sostanziale utilità e non è riportato qui. I coefficienti di autocorrelazione hanno suggerito la stima di un modello autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=1, 2 e 13, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste ed il cui confronto tra osservazioni e stime (newvar) è riportato sul grafico 72. Un modello autoregressivo sui livelli della variabile con un numero di lag limitato a 2, pur con coefficienti significativi, non è stato in grado di generare residui *white noise*.

Grafico 71. Debiti Fin. Totali/Attivo Netto

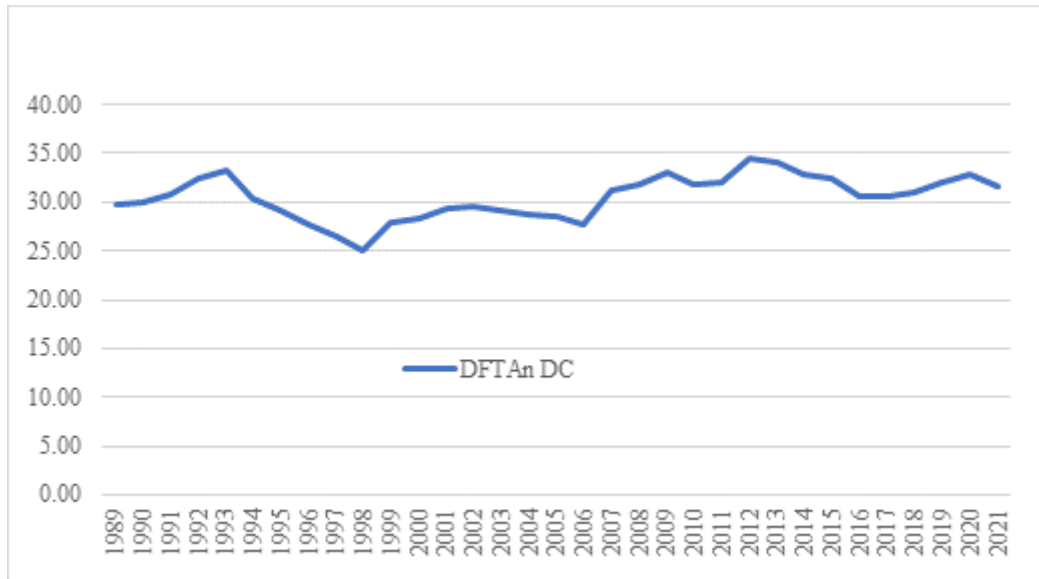
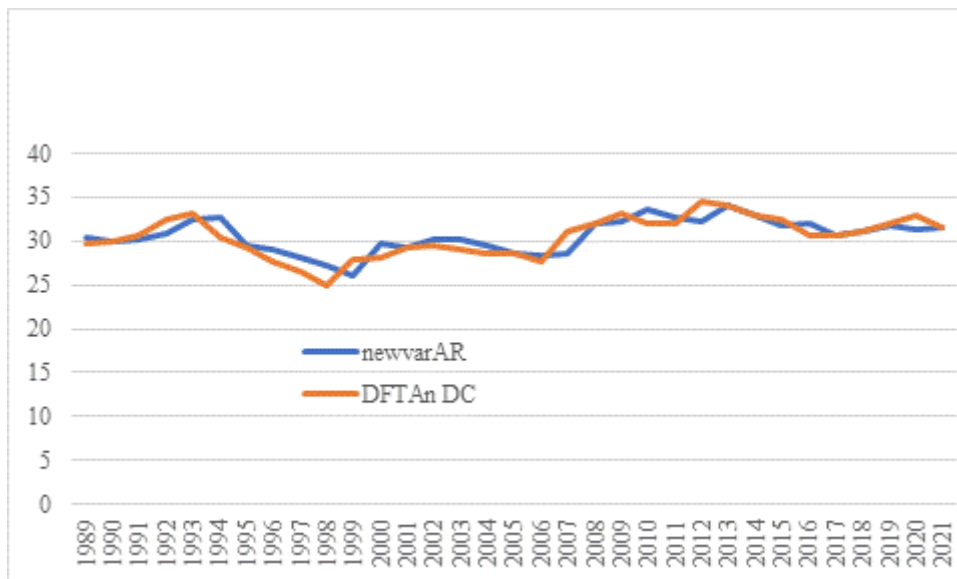


Grafico 72. Debiti Fin Totali/Attivo Netto osservati e stimati



I prossimi grafici riguardano l'analisi di tre variabili del flusso dei fondi: **Autofinanziamento Operativo/Ricavi**, **Flusso di Cassa dalla Gestione/Ricavi** e **Flusso di Cassa Operativo Netto/Ricavi**. Il grafico 73 illustra la dinamica dell'Autofinanziamento Operativo sui Ricavi e gli scarti dal trend (unico trend sull'intero arco temporale). Tali scarti tendono alla stazionarietà, ma non sono *white noise* (Tabella A). L'estrazione del processo stocastico sottostante ai trend è stata piuttosto complessa: un modello autoregressivo del quinto ordine ha generato residui stazionari ma non *white noise* e quindi si è preferito un modello autoregressivo del primo ordine stimato sulle differenze seconde, ovvero un ARIMA(1,2,0) i cui residui hanno le proprietà statistiche

richieste; il grafico 74 illustra il confronto tra osservazioni e stime (newvarARIMA) delle differenze seconde degli scarti dal trend della variabile. A scopo di controllo è stato stimato un modello sui livelli della variabile che per catturare la complessa struttura della memoria del processo ha richiesto di includere nel modello autoregressivo cinque lag, ovvero AR(5) con lag=1, 2, 3, 5 e 7, i cui residui sono stazionari e *white noise* (Tabella A): il grafico 75 raccoglie il confronto tra osservazioni e stime.

Grafico 73. Autof.Operativo/Ricavi e scarti da trend

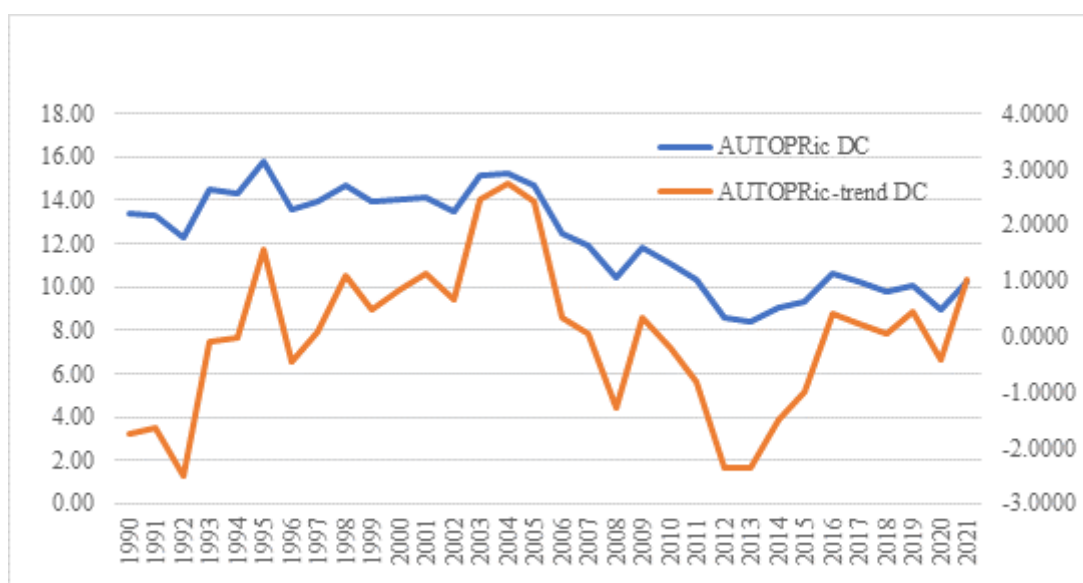


Grafico 74. Differenze seconde di Autofinanziamento Operativo/Ricavi osservate e stimate

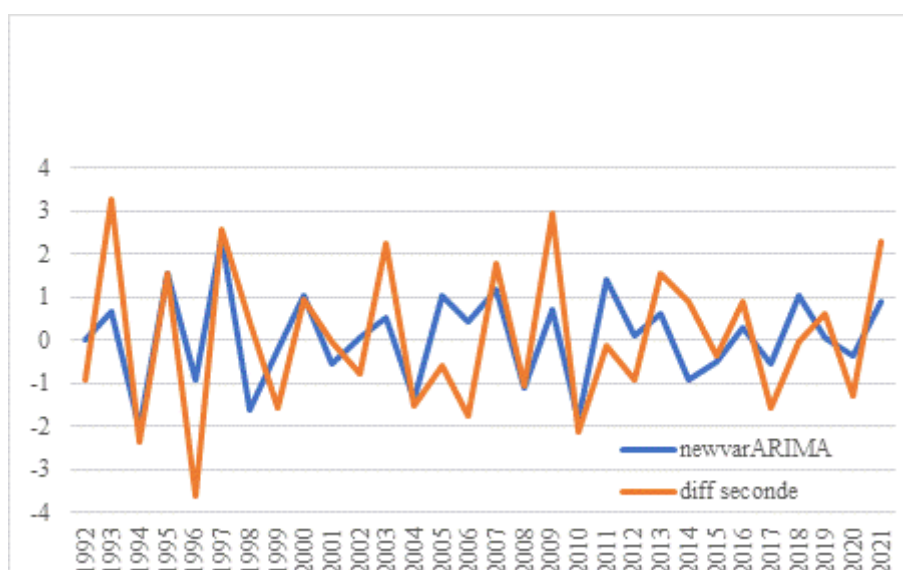
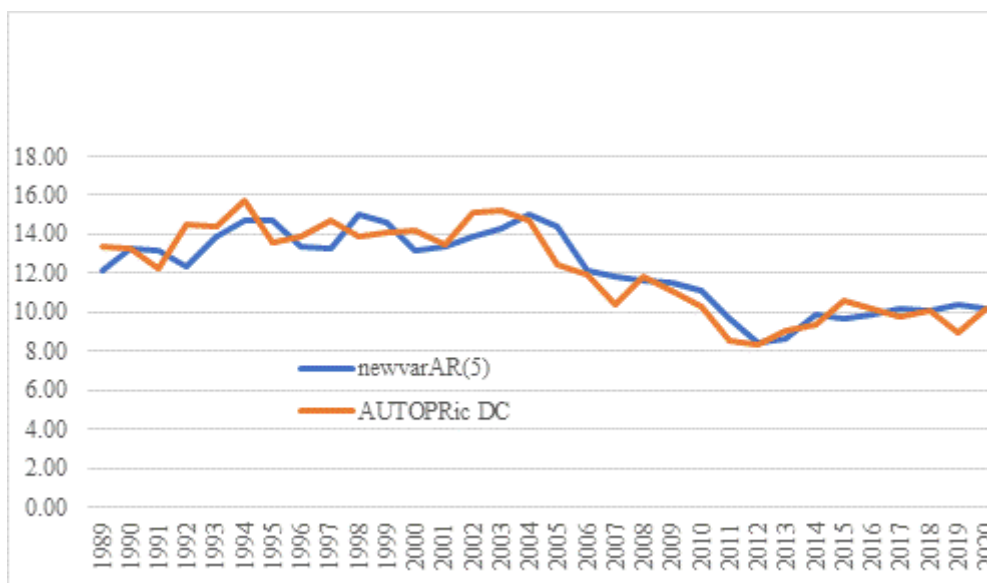


Grafico 75. Autofinanziamento Operativo/Ricavi osservato e stimato



Il grafico 76 riporta l'evoluzione del flusso di cassa gestionale sui ricavi e gli scarti dal trend (unico trend); come si vede anche questa è una variabile piuttosto complessa, con alcuni punti di notevole eteroschedasticità. Gli scarti sono stazionari ma non *white noise*. La complessità del processo stocastico degli scarti è resa manifesta nel successivo grafico 77 in cui sono messi a confronto gli scarti osservati e quelli stimati con un modello AR(1) lag=1, che è l'unico i cui coefficienti sono risultati significativi ed i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste. Il modello di controllo sui livelli della variabile è un AR(2) con lag = 1 e 4, con residui stazionari e *white noise* (si veda grafico 78).

Grafico 76. Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e scarti da trend

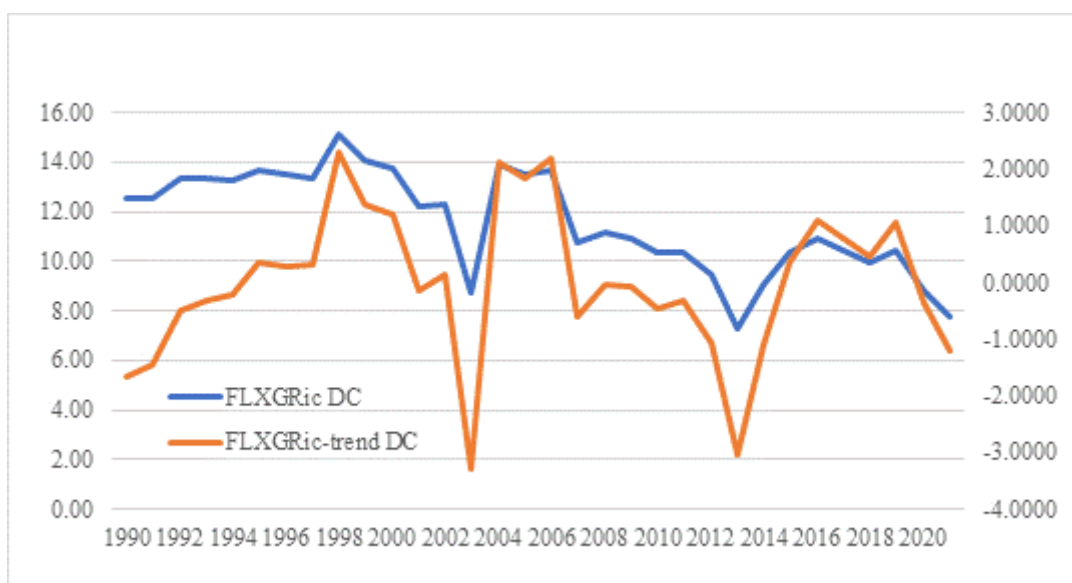


Grafico 77. Scarti dal trend del Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e osservati e stimati

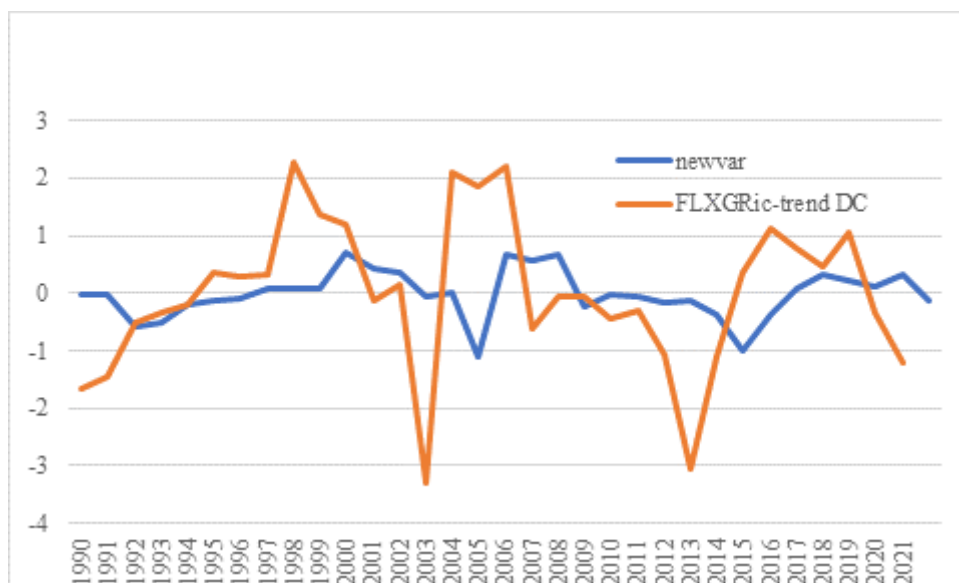
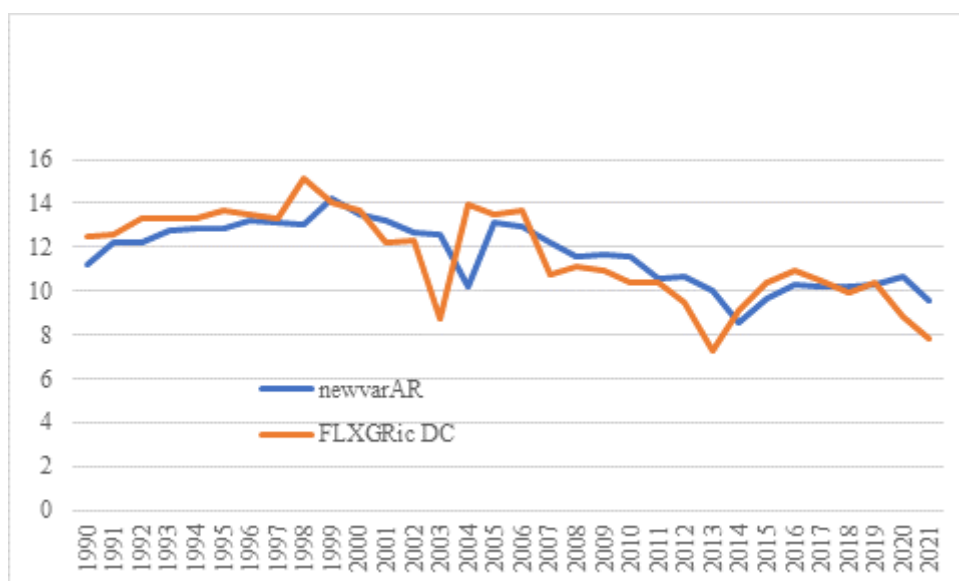


Grafico 78. Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e osservati e stimati



Il **Flusso di Cassa Operativo Netto sui Ricavi** è ancora più complesso delle due variabili precedenti, come il grafico 79 mette in luce: la variabile è stazionaria, come anche una ispezione visiva è in grado di percepire, ma non *white noise* e con vari momenti di rilevante eteroschedasticità. L'unico modello con coefficienti significativi e residui statisticamente adeguati (Tabella A) è un autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=2, 3 e 6, che genera un accostamento tra osservazioni e stime non completamente soddisfacente: si veda il grafico 80.

Grafico 79. Flusso di Cassa Operativo Netto/Ricavi

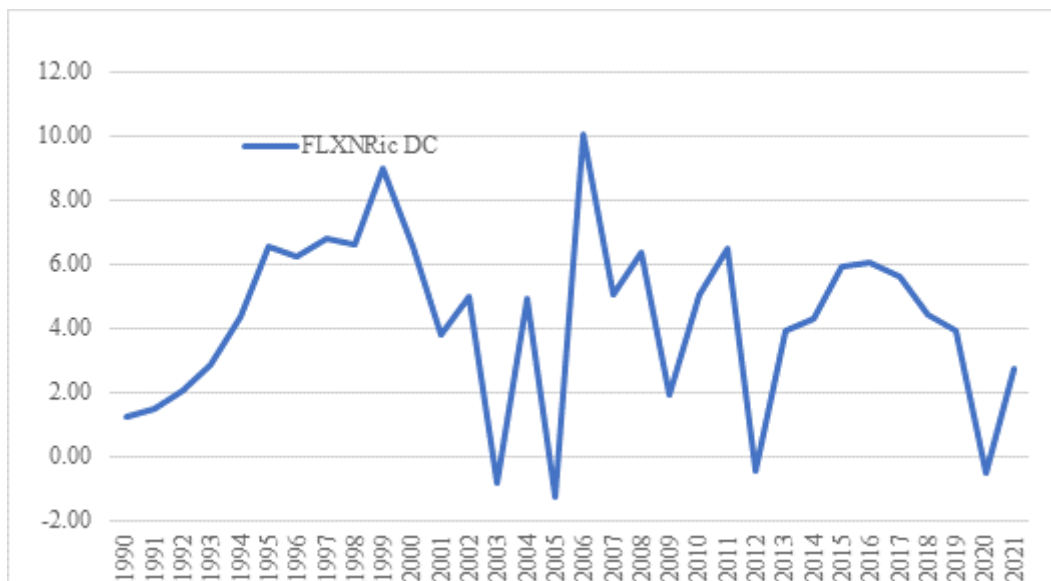
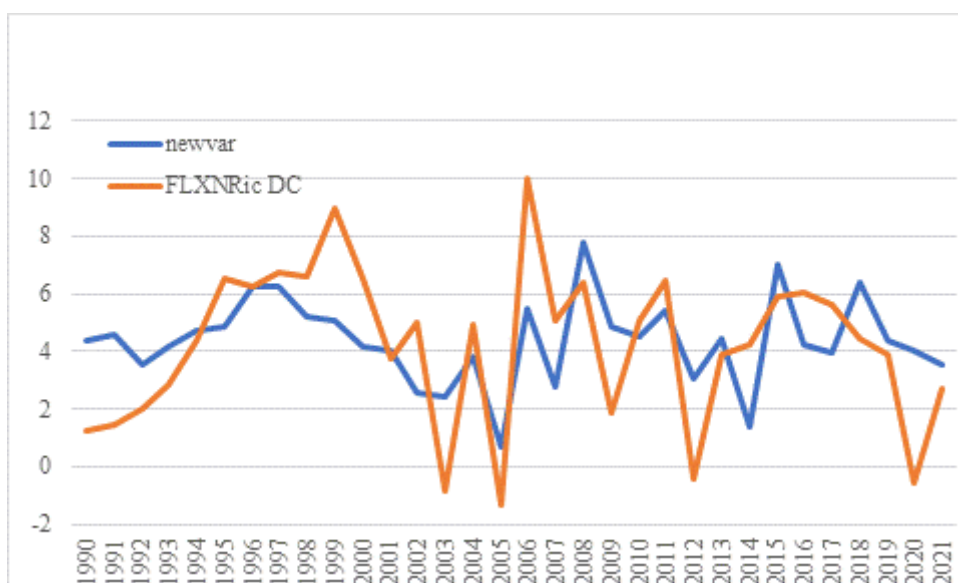


Grafico 80. Flusso di Cassa Operativo Netto/Ricavi osservati e stimati



La produttività del lavoro, misurata come rapporto tra **Valore Aggiunto** e **Numero dei Dipendenti**, è riportata sul grafico 81 insieme agli scarti dal trend (trend unico). Questi ultimi sono una variabile non stazionaria né *white noise*. L'analisi dei coefficienti di autocorrelazione ha suggerito la stima di un modello autoregressivo del primo ordine AR(1) con coefficienti significativi e residui stazionari e tendenti al *white noise* (il valore del test di Bartlett è distante dalla soglia di accettazione ma le autocorrelazioni dei residui sono interne all'intervallo di confidenza: si veda Tabella A). Il grafico 82 mette a confronto gli scarti dal trend osservati e stimati. Il modello di controllo stimato sui livelli del rapporto VA/Dip è un autoregressivo del

terzo ordine AR(3) con lag=1, 2 e 9 che ha generato un ottimo accostamento tra osservazioni e stime e residui con le caratteristiche statistiche richieste.

Grafico 81. Valore Aggiunto/N.Dipendenti e scarti da trend

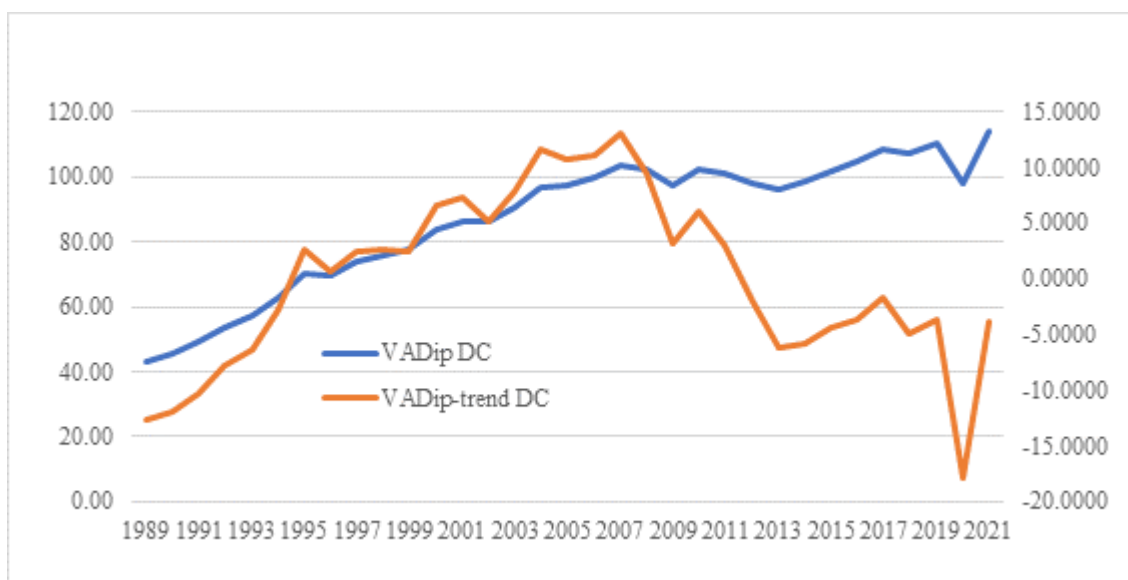
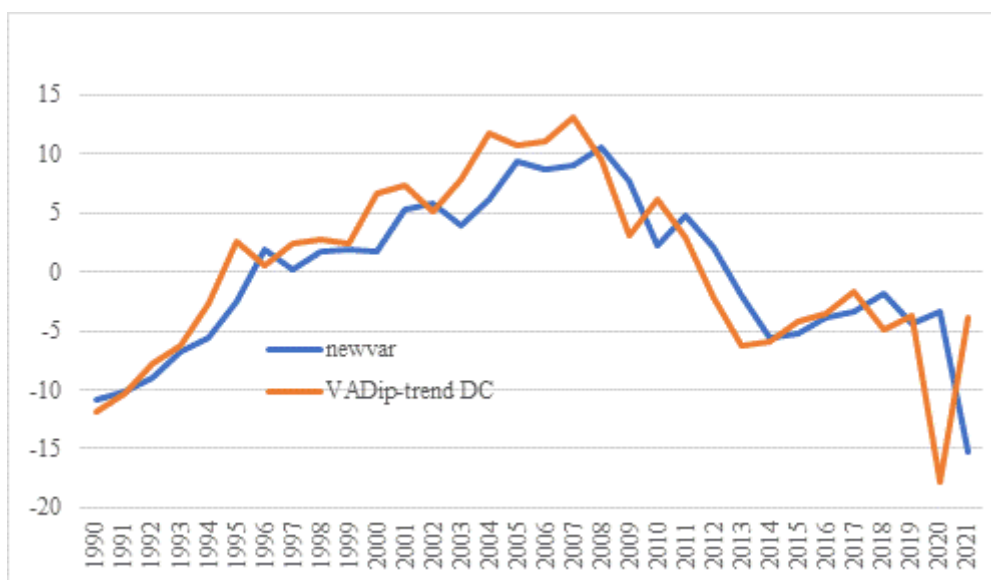


Grafico 82. scarti da trend di VA/Dip osservati e stimati



La produttività dell'attivo netto è valutata con il rapporto tra **Valore Aggiunto ed Attivo Netto** la cui dinamica è riportata sul grafico 83 insieme agli scarti dal trend (unico trend). Come per la produttività del lavoro, tali scarti non sono né stazionari né *white noise* e rappresentano una variabile complessa con memoria localizzata sia a breve che a lungo termine; il migliore modello autoregressivo stimato è del quarto ordine AR(4) con lag = 1, 4, 10 e 13, i cui residui sono sia stazionari che *white noise* ed il cui accostamento tra osservazioni e stime è descritto nel grafico

84. La variabile dei livelli del rapporto VA/AN è un po' più semplice degli scarti dal trend e quindi il modello di controllo è limitato al secondo ordine AR(2) con lag = 1 e 10 e conferma l'esistenza di memoria del processo sia a breve che a lungo termine; i residui di tale modello hanno le caratteristiche statistiche richieste. Infine, per motivi che sono chiariti più avanti, sono state esaminate le differenze prime della variabile VA/AN con un ARIMA(0,1,0) ottenendo una variabile stazionaria e prossima al *white noise* (Tabella A). Come si vede le differenze prime non sono equivalenti al calcolo degli scarti dal trend ai fini della individuazione di una variabile stazionaria e con rumore bianco.

Grafico 83. Valore Aggiunto/Attivo Netto e scarti da trend

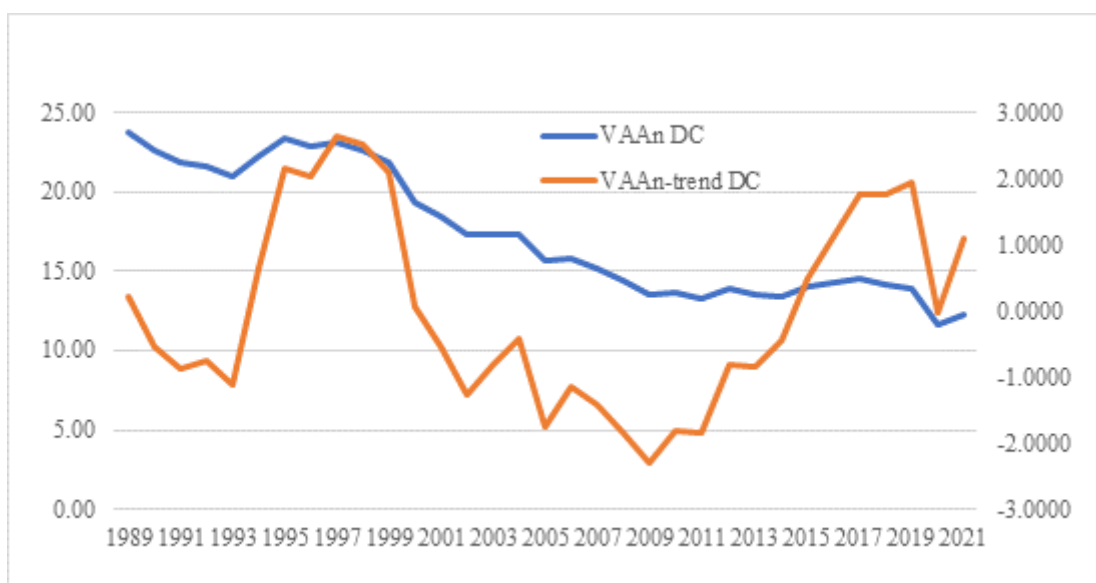
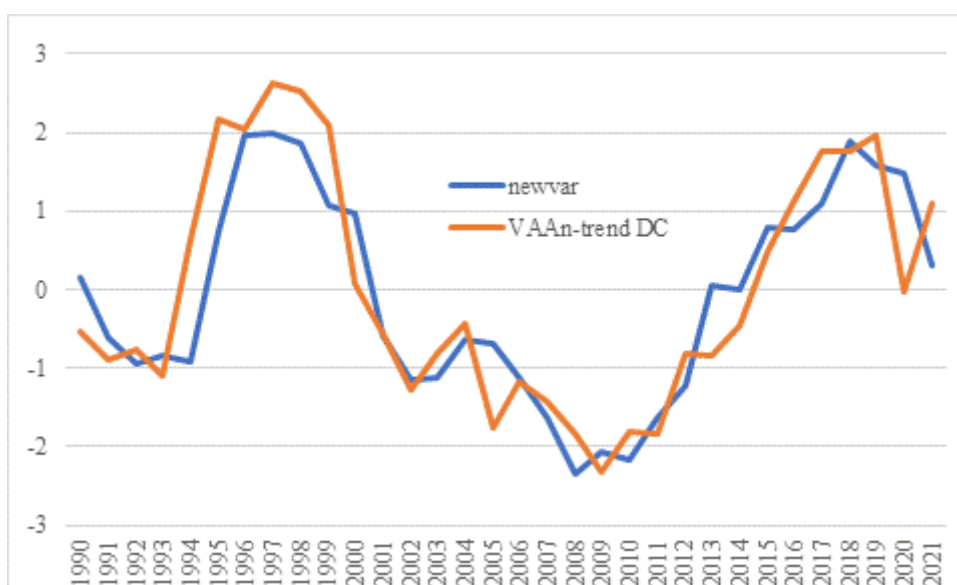
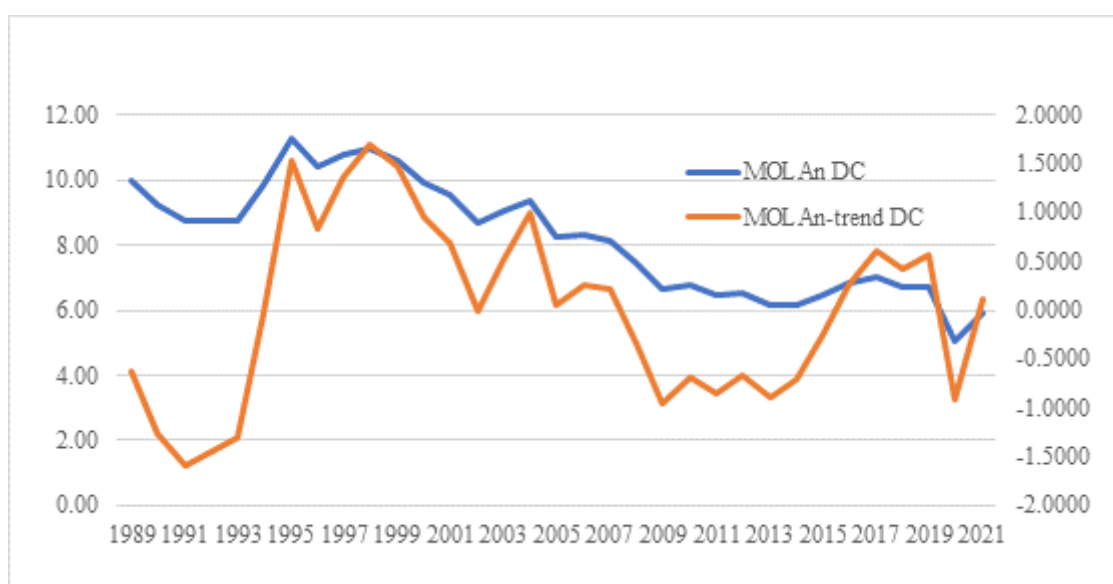


Grafico 84. Scarti dal trend di VAggiunto/AN e osservati e stimati



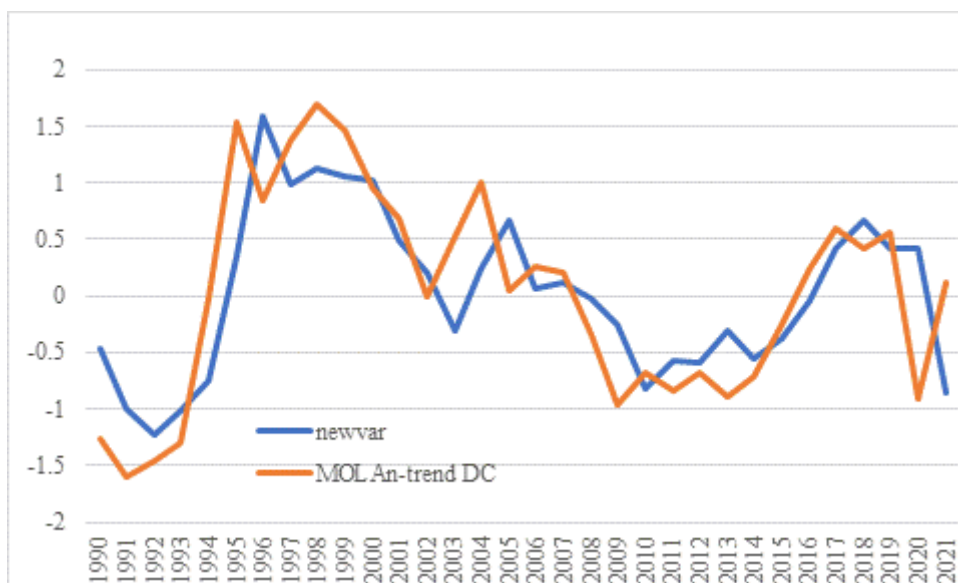
La redditività lorda⁶⁹ dell'attivo è misurata dal rapporto tra **Margine Operativo Lordo ed Attivo Netto** illustrata nel grafico 85 insieme agli scarti dal trend, caratterizzati da ampi momenti di eteroschedasticità, assenza di stazionarietà e non *white noise* (Tabella A). Il migliore modello statisticamente significativo sugli scarti dal trend è risultato un autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 4, i cui residui sono sia stazionari che *white noise* ed il cui confronto tra osservazioni e stime (newvar) è riportato sul grafico 86. Il modello di controllo sui livelli del rapporto MOL/AN è un autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=1, 9 e 10, con residui stazionari e *white noise* (Tabella A). L'analisi delle differenze prime con un ARIMA(0,1,0) sui livelli di MOL/AN ha generato una variabile stazionaria e con rumore bianco, confermando, come nel caso precedente, che gli scarti dal trend e il calcolo delle differenze prime non sono statisticamente equivalenti ai fini della stazionarietà delle variabili derivate.

Grafico 85. MOL/Attivo Netto e scarti da trend



⁶⁹ In termini rigorosi la redditività lorda sull'attivo dovrebbe essere calcolata come rapporto tra MOL ed Attivo Lordo, misura che è robusta rispetto alla potenziale manipolabilità delle aliquote di ammortamento, che nel periodo sono risultate tendenzialmente decrescenti, specie nelle fasi di difficoltà. In questa sede l'uso dell'attivo netto ha sostanzialmente lo scopo di normalizzare le misure di profittabilità inserite a numeratore.

Grafico 86. Scarti dal trend di MOL/AN e osservati e stimati



Il rapporto **Risultato Corrente/Attivo Netto** (grafico 87) ha un profilo temporale tale da suggerire l'inutilità del calcolo di scarti dal trend; tale variabile peraltro non è stazionaria né *white noise* (Tabella A). La struttura temporale della memoria della variabile è piuttosto complessa e il modello autoregressivo migliore stimato sui livelli del rapporto è del quinto ordine AR(5) con lag=1, 2, 10, 11 e 12; i residui del modello sono stazionari e *white noise*; il grafico 88 illustra il confronto tra osservazioni e stime (newvar) del rendimento corrente netto sull'attivo. Le differenze prime della variabile, stimate con un ARIMA(0,1,0), si sono rivelate stazionarie e caratterizzate da rumore bianco.

Grafico 87. Risultato Corrente/Attivo Netto

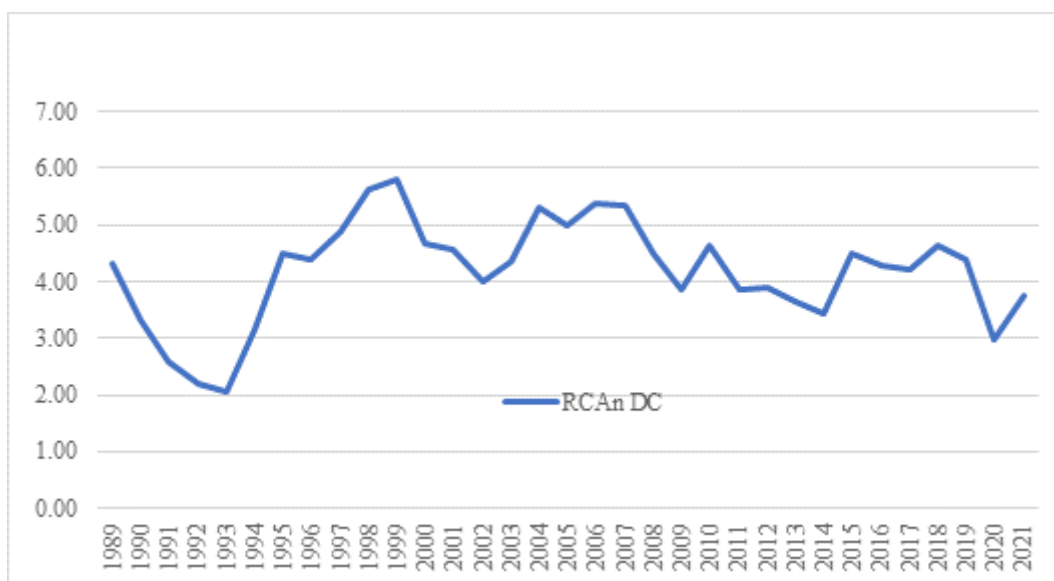
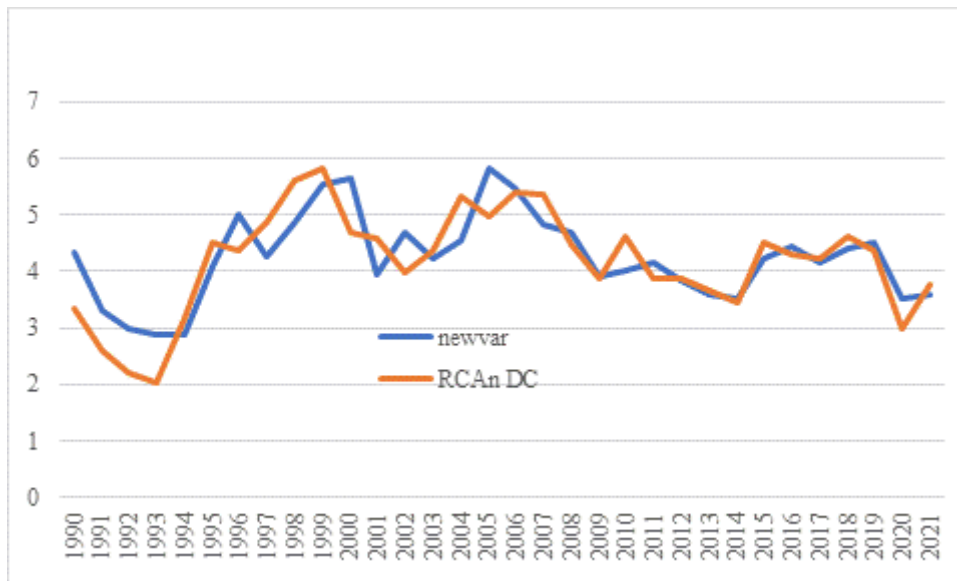


Grafico 88. Risultato Corrente/Attivo Netto osservato e stimato



Al netto di partite straordinarie, plus e minusvalenze da realizzo e svalutazioni, il **Risultato Rettificato su Attivo Netto** è una delle misure di rendimento netto del totale delle attività; anche in questo caso si è scelto di non calcolare scarti da trend (grafico 89). Tale variabile tende alla stazionarietà ma non è *white noise* (Tabella A). Poiché il rapporto incorpora le partite straordinarie del conto economico ne consegue che ha una maggiore variabilità temporale, con il risultato di avere una minore memoria seriale, come si può vedere dalla tabella delle autocorrelazioni (Tabella 21). Si ha conferma di questo punto dal numero di lag necessari per la stima di un modello autoregressivo sui livelli del rapporto: è sufficiente un AR(2) con lag=1 e 12 per generare residui stazionari e *white noise*; il grafico 90 mette a confronto osservazioni e stime calcolate con tale modello. Le differenze prime del rapporto ottenute con un ARIMA(0,1,0) sono anche in questo caso stazionarie e *white noise*.

Grafico 89. Risultato Rettificato/Attivo Netto

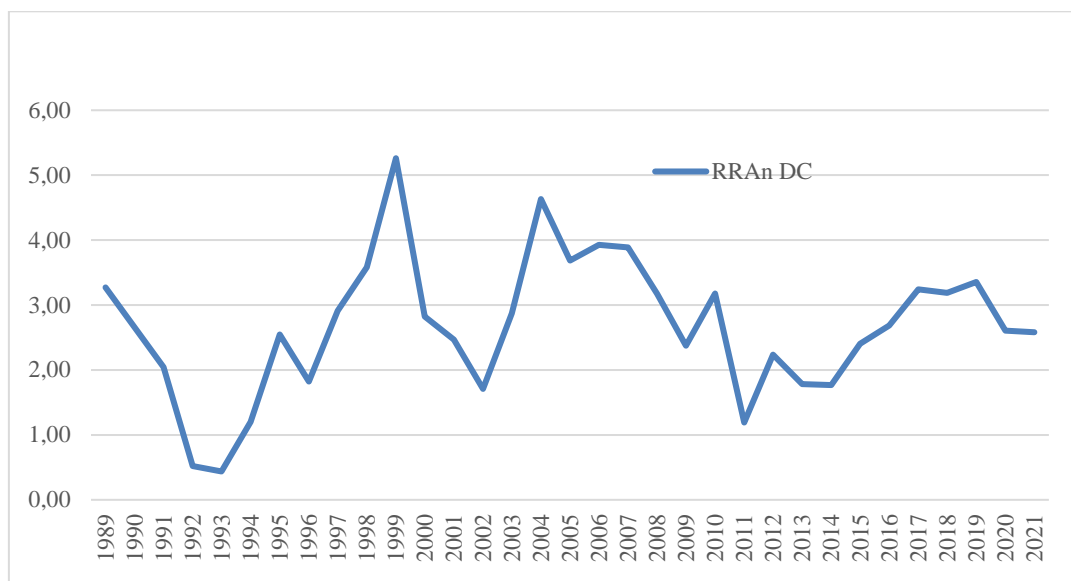
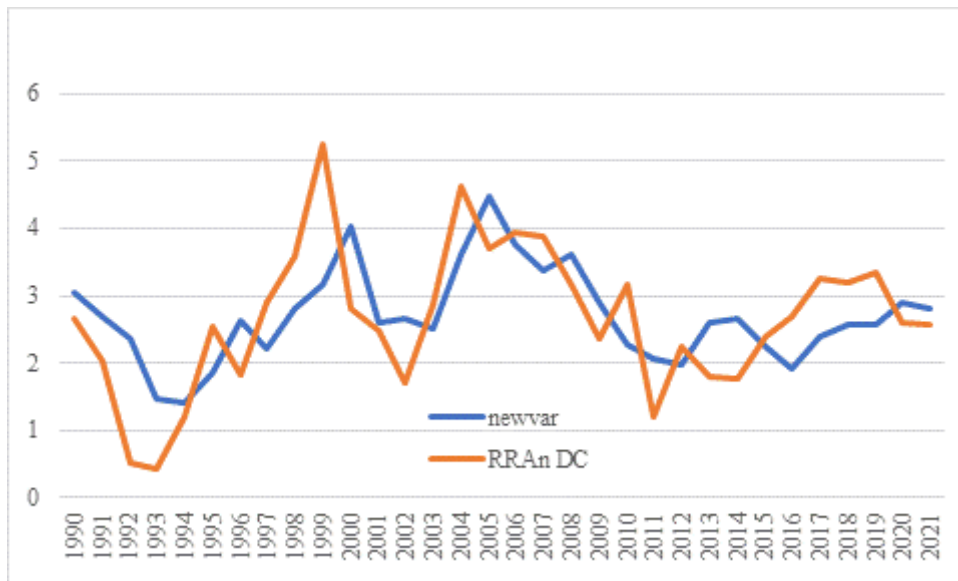


Tabella 21. Autocorrelazioni di Risultato Rett./AN

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	0.5593	0.5595	11.2910	0.0008
2	0.2761	-0.0583	14.1310	0.0009
3	-0.0500	-0.2840	14.2280	0.0026
4	-0.1332	-0.0126	14.9350	0.0048
5	-0.1907	-0.0960	16.4350	0.0057
6	-0.2125	-0.1471	18.3660	0.0054
7	-0.2236	-0.1011	20.5870	0.0044
8	-0.0490	0.1358	20.6980	0.0080
9	0.0892	0.0755	21.0810	0.0123
10	-0.0374	-0.3730	21.1510	0.0201
11	-0.1105	-0.0810	21.7930	0.0260
12	-0.2690	-0.1825	25.7710	0.0116
13	-0.2264	-0.1218	28.7310	0.0071
14	-0.2415	-0.5582	32.2750	0.0037

Grafico 90. Risultato Rettificato/Attivo Netto osservato e stimato



In parallelo con il rapporto Risultato Rettificato/Attivo netto si prende in considerazione la redditività netta sul capitale netto, **ROE**, il cui andamento è illustrato nel grafico 91. La variabile è stazionaria ma non *white noise*. La struttura temporale della memoria del ROE è simile a quella dell'indicatore precedente (tabella 22), così come il modello autoregressivo è di secondo ordine AR(2) con lag=1 e 12, gli stessi del rapporto Risultato Rettificato su Attivo Netto, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste. Il grafico 92 mette a confronto osservazioni e stime (newvar) del ROE generate con il modello AR(2). Le differenze prime del ROE calcolate con un ARIMA(0,1,0) sono stazionarie e *white noise*, ma con punti di rilevante eteroschedasticità: data la rilevanza di questo indicatore sono state riportate sul grafico 93 le differenze prime del ROE per apprezzarne visivamente l'erraticità e l'eteroschedasticità.

Grafico 91. ROE

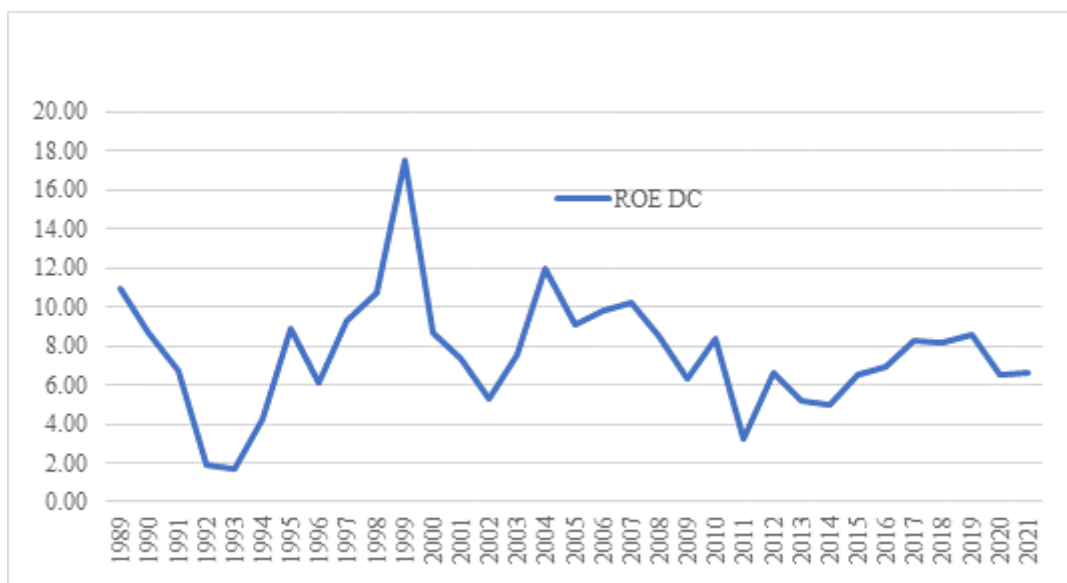


Tabella 22. Autocorrelazioni del ROE

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	0.4491	0.4510	7.2804	0.0070
2	0.1662	-0.0453	8.3096	0.0157
3	-0.1603	-0.2921	9.2989	0.0256
4	-0.1375	0.0229	10.0510	0.0396
5	-0.1703	-0.1163	11.2470	0.0467
6	-0.2173	-0.2156	13.2670	0.0390
7	-0.2187	-0.0631	15.3920	0.0313
8	0.0437	0.2421	15.4800	0.0505
9	0.1905	0.1061	17.2260	0.0453
10	0.0683	-0.2576	17.4600	0.0648
11	-0.0784	-0.0282	17.7830	0.0868
12	-0.2705	-0.1797	21.8070	0.0397
13	-0.2027	-0.0884	24.1790	0.0295
14	-0.2316	-0.4013	27.4390	0.0169

Grafico 92. ROE osservato e stimato

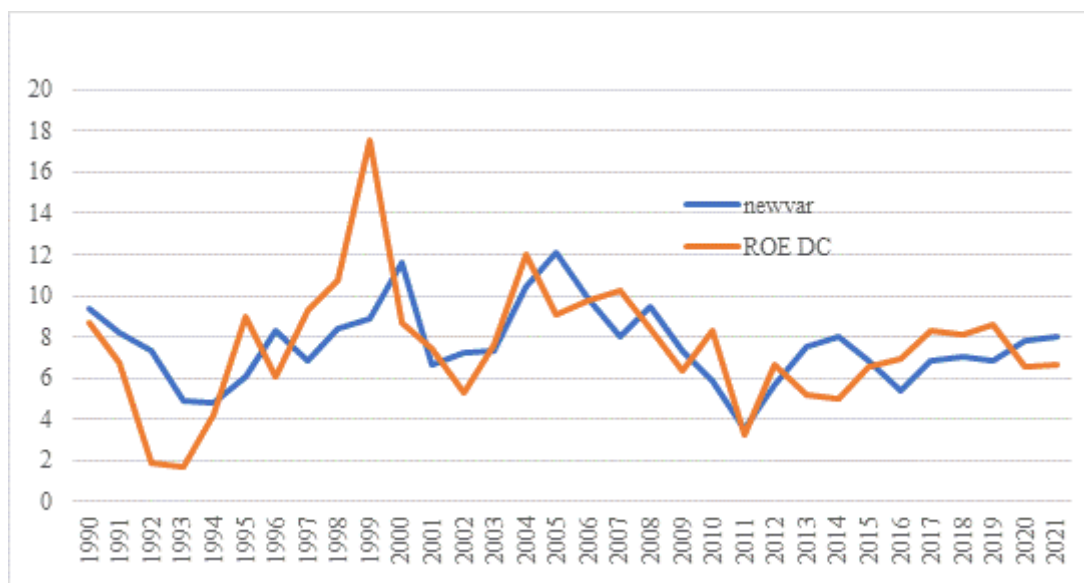


Grafico 93. Differenze prime del ROE



La redditività complessiva sull'attivo, **ROA**, ha un netto trend discendente: è pari al 7.9% circa all'inizio del periodo, nel 1989, e al termine, nel 2021, si è collocato al 4.5%: si è ritenuto opportuno quindi considerare gli scarti dal trend, riportati insieme ai livelli del ROA nel grafico 94. Tali scarti sono una variabile quasi stazionaria, ma non *white noise* (Tabella A). L'analisi delle autocorrelazioni sugli scarti ha suggerito la stima di un modello autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=1, 5 e 9 i cui residui sono sia stazionari che *white noise* almeno fino a lag di 8-9 anni ed il cui accostamento tra stime (newvar) e osservazioni è illustrato nel grafico 95. Anche il modello di controllo stimato sui livelli del ROA è un autoregressivo del terzo ordine

AR(3) con lag=1, 4 e 6, con residui con le caratteristiche statistiche richieste; il grafico 96 mette a confronto i tassi di redditività sull'attivo osservati e stimati (newvarAR). Le differenze prime del ROA, stimate con un ARIMA(0,1,0), sono stazionarie e tendono al rumor bianco, anche se alcuni coefficienti di autocorrelazioni parziali non rientrano nell'intervallo di confidenza (non riportati in questa sede per brevità).

Grafico 94. ROA e scarti da trend

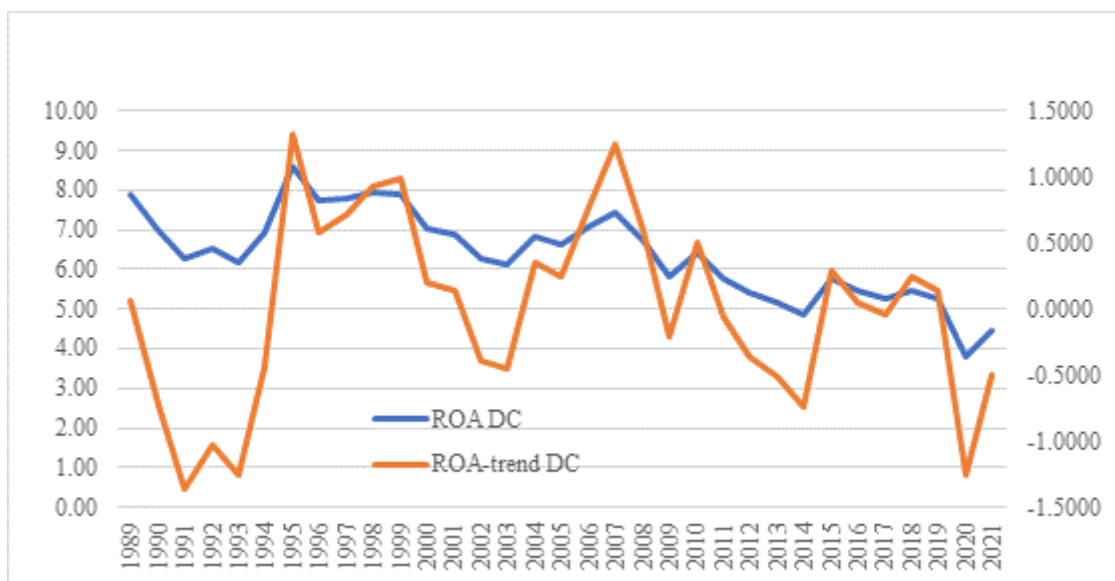


Grafico 95. Scarti dal trend del ROA osservati e stimati

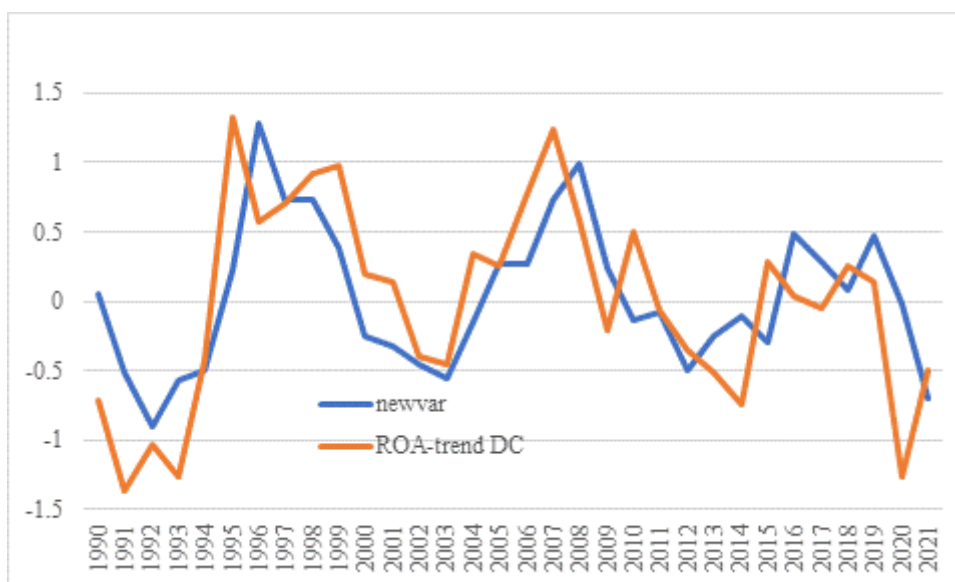
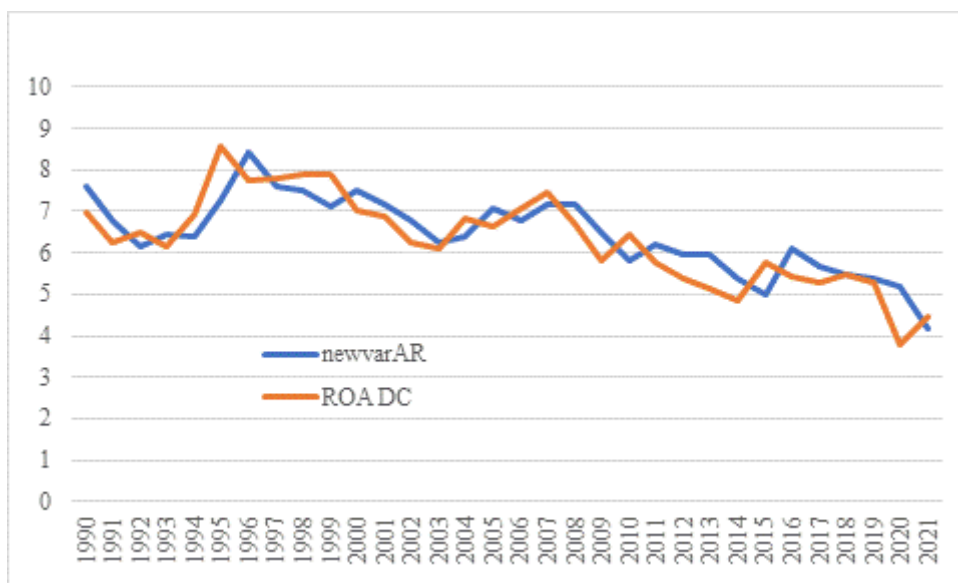


Grafico 96. ROA osservati e stimati



A differenza del ROA il rapporto tra **Cash Flow ed Attivo Netto**, che esprime la capacità di generazione di potenziale di cassa delle attività totali dell'impresa, ha un andamento solo debolmente in diminuzione e quindi non sono stati calcolati gli scarti dal trend (grafico 97). Pur quasi stazionaria, la variabile non è *white noise* (Tabella A). Il modello autoregressivo con coefficienti significativi e residui stazionari e *white noise* stimato sul Cash Flow/Attivo Netto è del primo ordine AR(1) con lag=1 (Tabella A): il grafico 98 illustra il confronto tra le osservazioni e le stime (newvar) del modello. Le differenze prime del rapporto, calcolate con un ARIMA(0,1,0) sono stazionarie ma non *white noise*, con ampi momenti di eteroschedasticità (grafico 99).

Grafico 97. Cash Flow/Attivo Netto

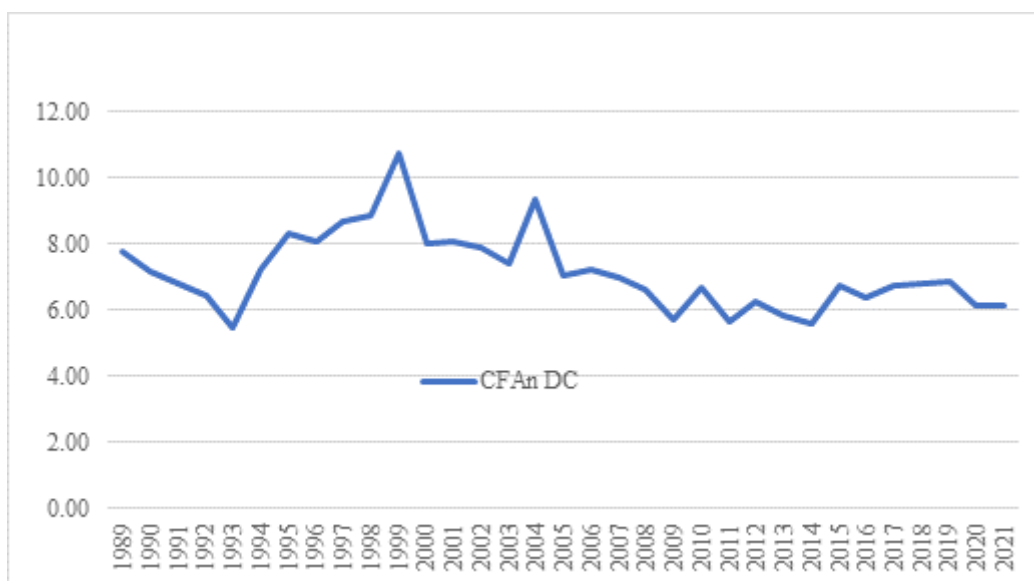


Grafico 98. Cash Flow/Attivo Netto osservati e stimati

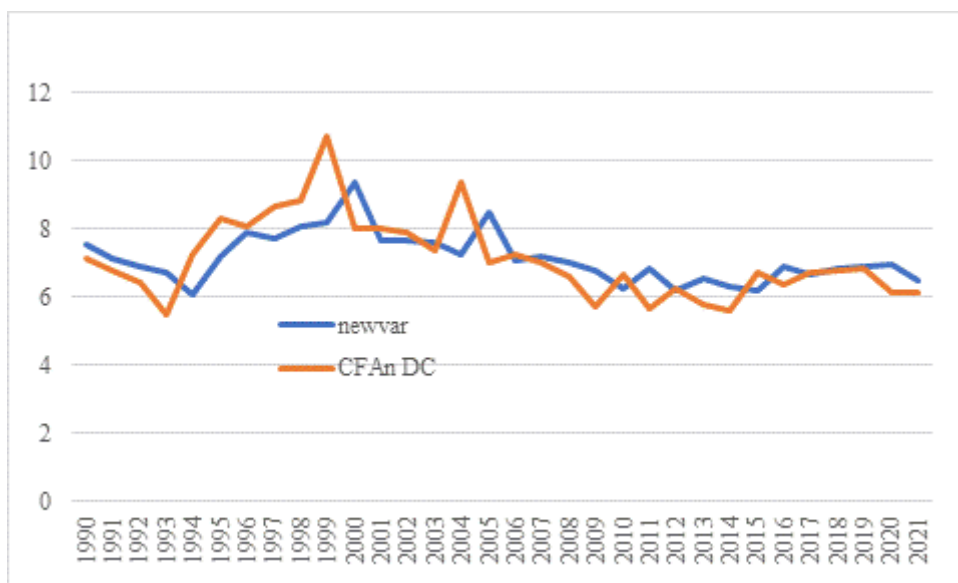
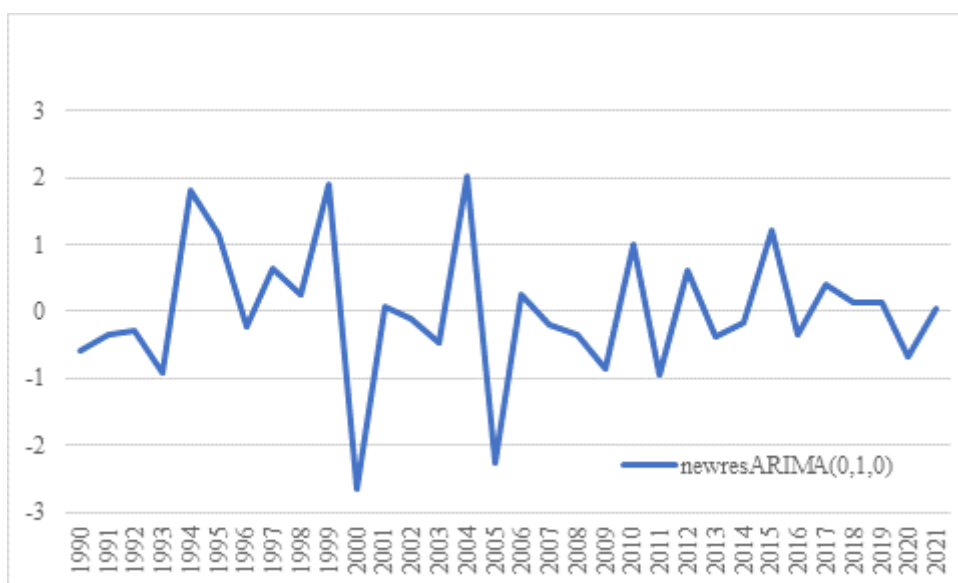


Grafico 99. Differenze prime di CF/AN

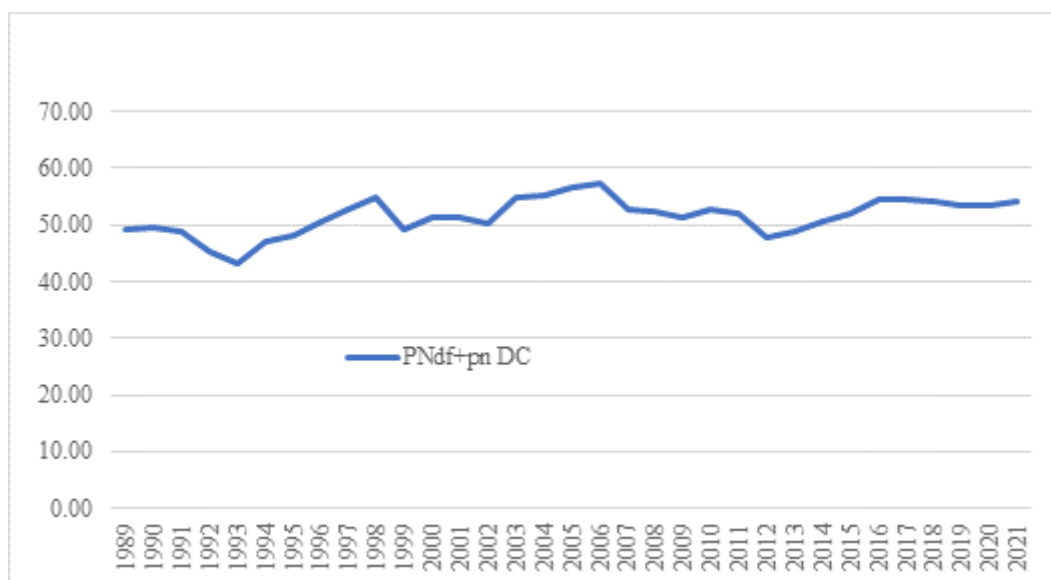


Gli indicatori che seguono sono orientati alla valutazione del rischio di insolvenza delle imprese ed alla robustezza della loro struttura finanziaria.

Il *leverage* in termini di dati di consistenza, misurato dal rapporto tra **Capitale Netto e la somma del Capitale Netto e dei Debiti Finanziari Totali**, è illustrato nel grafico 100, il cui andamento non richiede il calcolo degli scarti dal trend (che sarebbe sostanzialmente quasi piatto). La variabile (Tabella A) non è né stazionaria né *white noise*. Il coefficiente di autocorrelazione parziale più elevato riguarda il primo lag e quindi è sufficiente un modello autoregressivo del

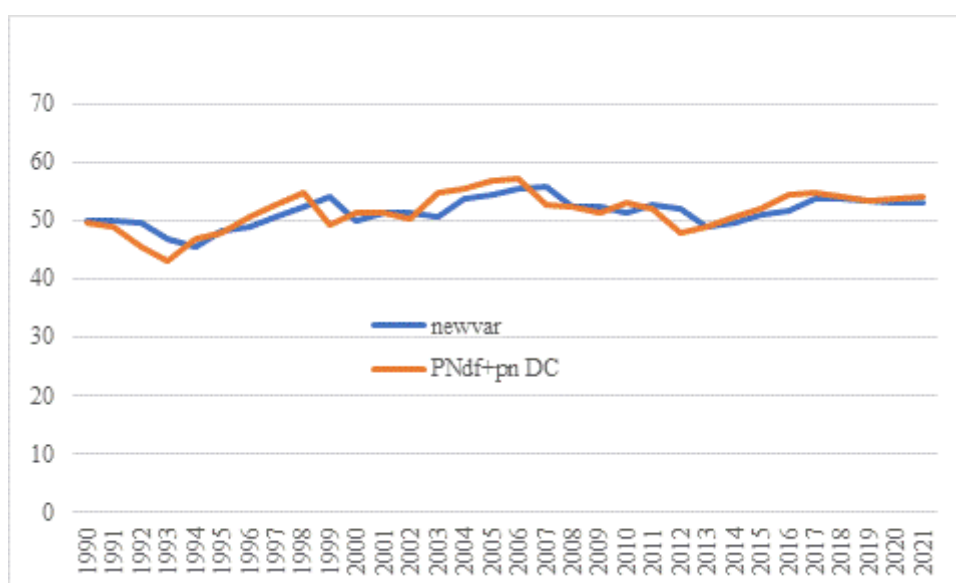
primo ordine AR(1) (con lag=1) per ottenere coefficienti significativi e residui stazionari e *white noise*.

Grafico 100. Capitale Netto/Capitale Netto+Debiti Fin.Totali



Il confronto tra valori osservati e stimati (*newvar*) è riportato sul grafico 101.

Grafico 101. CN/CNetto+Deb Fin Totali osservati e stimati



Il noto indicatore di liquidità corrente, **Attivo Corrente/Passivo Corrente**, è riprodotto sul grafico 102 ed anch'esso non richiede il calcolo di scarti dal trend. Come per il *leverage*, la

variabile non è né stazionaria né *white noise* (Tabella A). Il migliore modello autoregressivo stimato sulla variabile è del secondo ordine AR(2) con lag = 1 e 2, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste ed il cui confronto tra osservazioni e stime (*newvar*) è presentato nel grafico 103.

Grafico 102. Attivo Corrente/Passivo Corrente

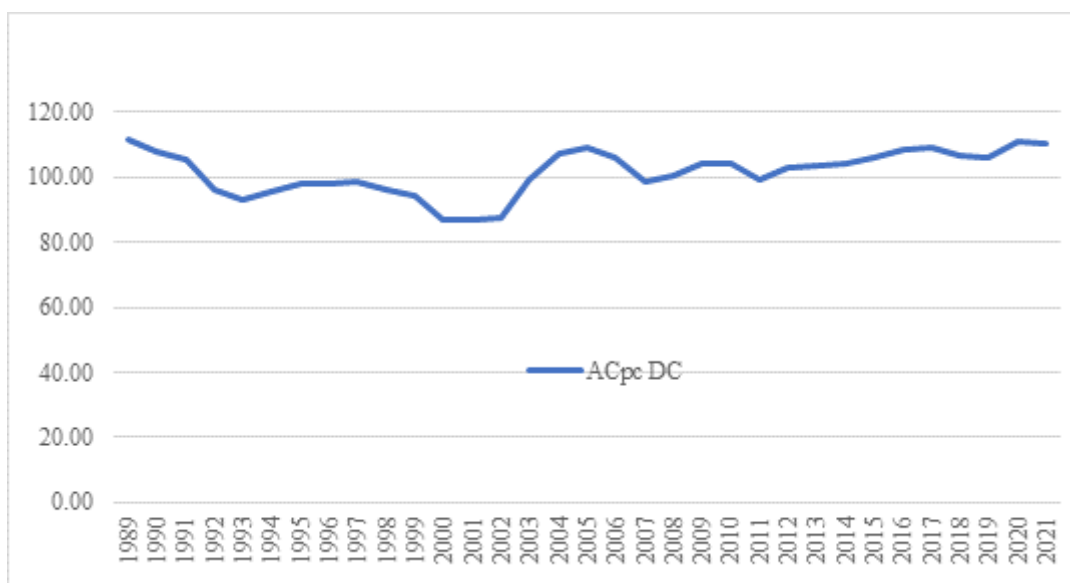
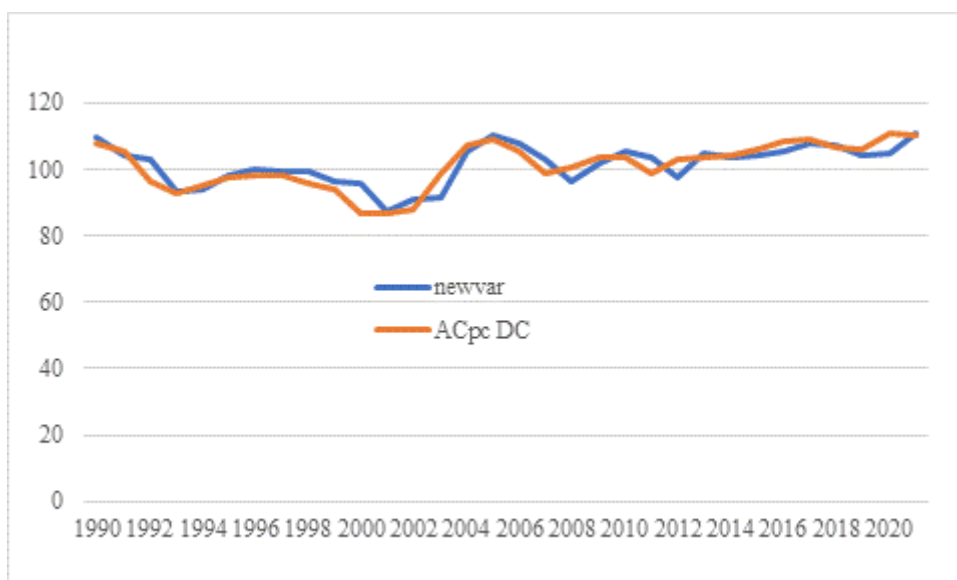


Grafico 103. Liquidità Corrente osservata e stimata



Anche la pressione dell'indebitamento corrente sul fatturato, rappresentata dal rapporto tra **Passivo Corrente e Ricavi**, (si veda grafico 104), non è né stazionaria né *white noise* (Tabella A). La struttura delle autocorrelazioni è complessa e per una stima significativa il modello

autoregressivo ha richiesto il terzo ordine AR(3) con lag = 1, 9 e 12, per catturare sia la memoria a breve sia quella a lungo termine. Con tale modello i residui hanno le caratteristiche statistiche richieste e le stime hanno un ottimo accostamento con le osservazioni (grafico 105).

Grafico 104. Passivo Corrente/Ricavi

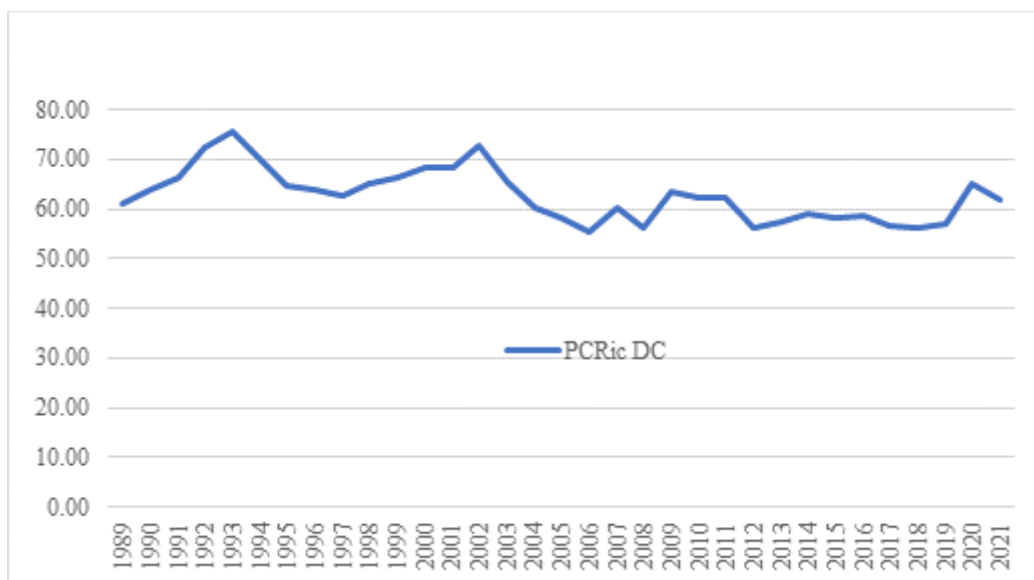
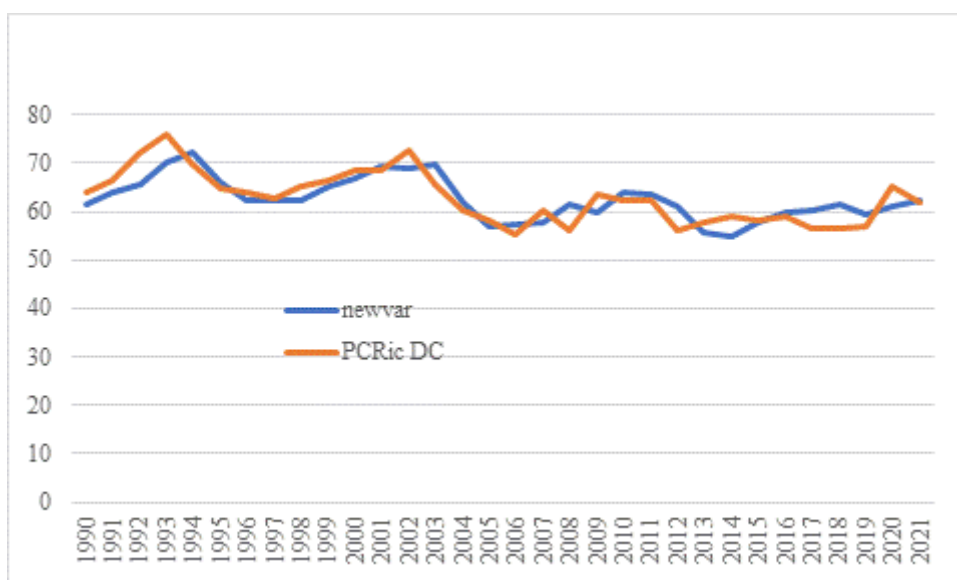


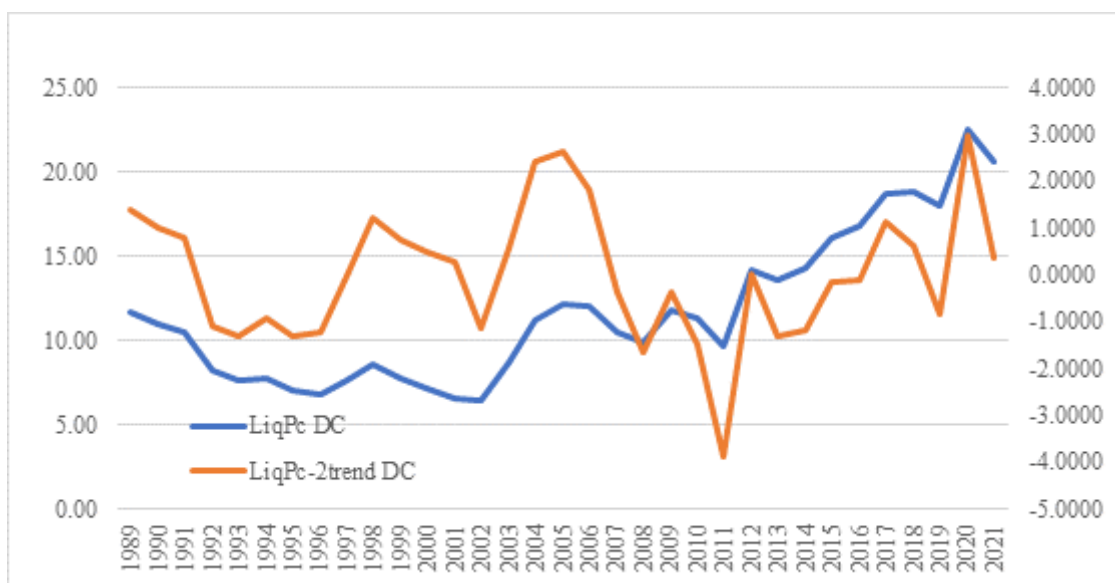
Grafico 105. PC/Ricavi osservati e stimati



Più complesso è il quadro fornito dal rapporto tra **Liquidità e Passivo Corrente**, espressivo della capacità di rimborso immediato dell'indebitamento a breve con le risorse liquide disponibili (si veda grafico 106). Da tale variabile sono stati rimossi due trend, il primo fino al 2001 ed il secondo a partire da quell'anno in poi in modo da catturare i momenti di maggiore discontinuità

nell'evoluzione della variabile. Tali scarti tendono alla stazionarietà ma non sono *white noise* (Tabella A). Sugli scarti dai trend è stato stimato un modello autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 9, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste, ma il cui accostamento tra stime (newvar) e osservazioni non è totalmente soddisfacente (grafico 107).

Grafico 106. Liquidità/Passivo Corrente e scarti da trend



Sui livelli dell'indicatore è stato stimato un modello autoregressivo di controllo del primo ordine AR(1) con lag=1 i cui coefficienti sono risultati significativi, residui stazionari e *white noise* ed un accostamento accettabile tra osservazioni e stime (newvarAR) (grafico 108 e Tabella

Grafico 107. Scarti dal trend di Liquidità/Passivo Corrente osservato e stimato

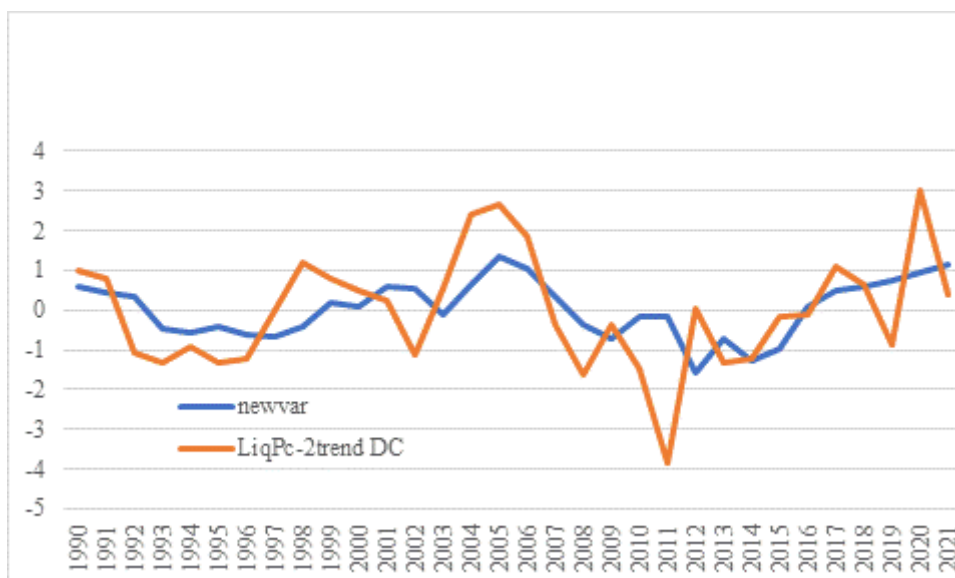
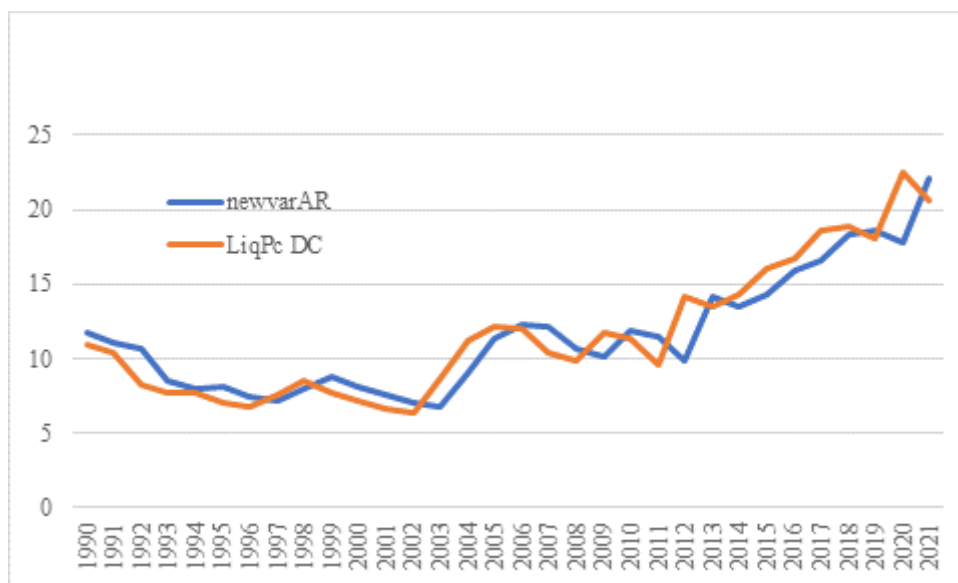


Grafico 108. Liquidità/Passivo Corrente osservato e stimato



La capacità potenziale di rimborso è misurata dal rapporto tra **Cash Flow e Debiti Finanziari Totali** (grafico 109). La sua evoluzione è in leggera diminuzione valutata sull'intero arco temporale, più ripida a partire dal 1999. La variabile non è stazionaria né *white noise* (Tabella A). Il maggiore coefficiente di autocorrelazione riguarda il lag del primo periodo, mentre quelli riferibili ai periodi successivi sono molto tenui; il modello autoregressivo stimato sulla variabile è quindi del primo ordine AR(1) con lag=1, con coefficienti significativi, residui stazionari e *white noise* e un accostamento tra osservazioni e stime (newvar) tipicamente rappresentativo delle serie ritardate (grafico 110). Le differenze prime stimate con un ARIMA(0,1,0) sono stazionarie e *white noise*, riportate per completezza nel grafico 111.

Grafico 109. Cash Flow/Debiti Fin.Totali

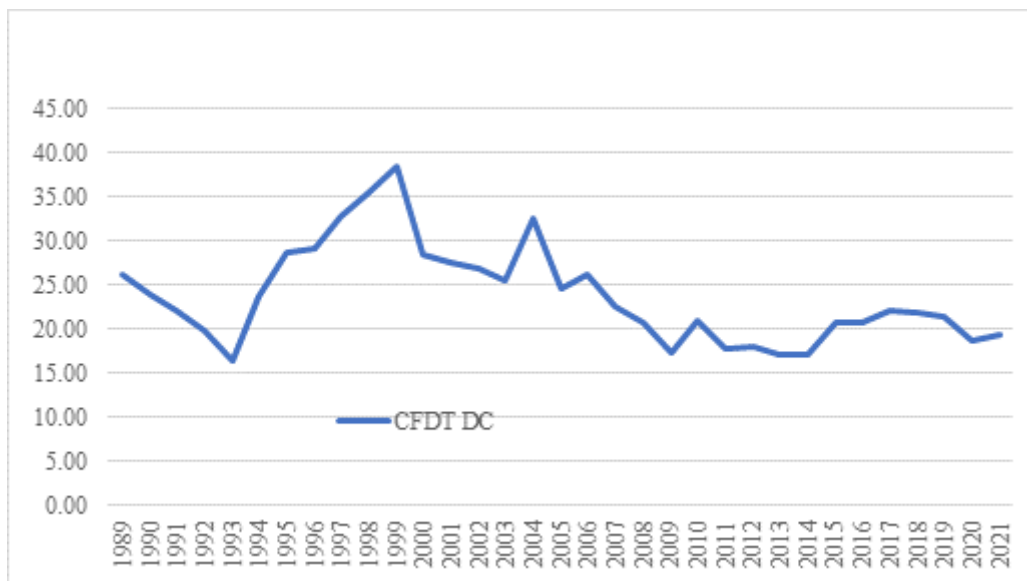


Grafico 110. CF/Debiti Finanziari Totali osservati e stimati

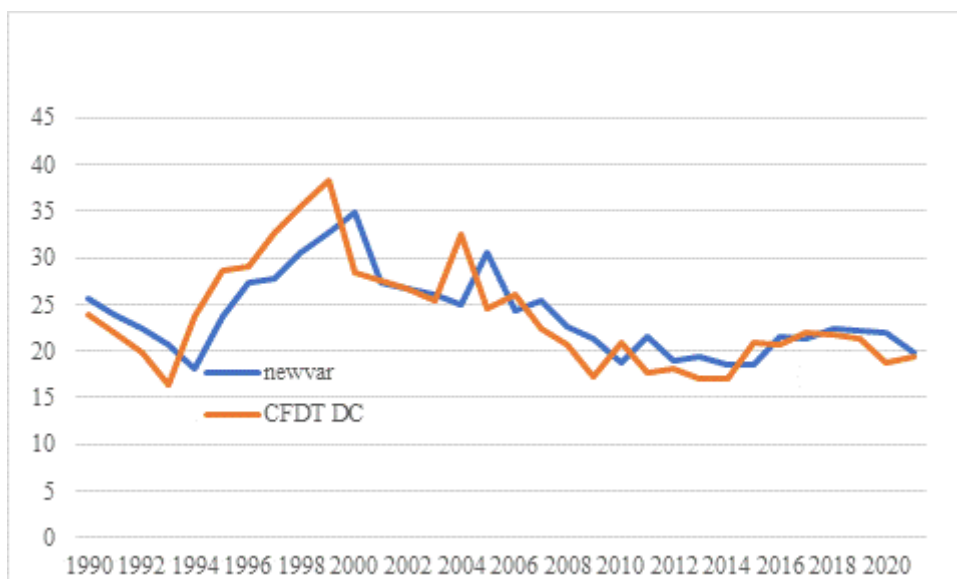
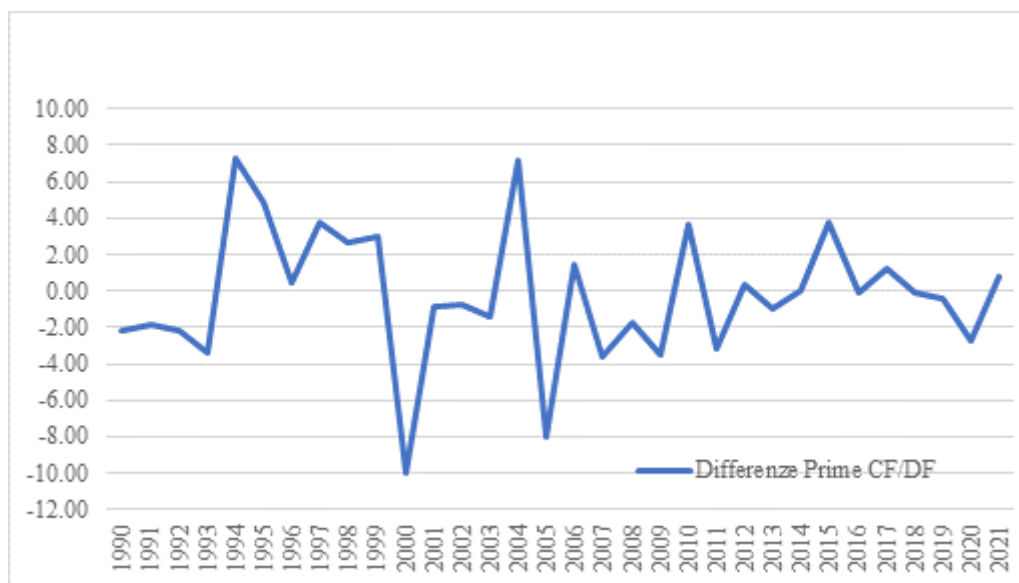


Grafico 111. Differenze Prime CF/DF



La sostenibilità degli oneri finanziari sul conto economico è valutata con il rapporto **Oneri Finanziari Netti/Margine Operativo Lordo** (grafico 112); gli scarti dal trend (unico trend calcolato sull'intero arco temporale) sono stazionari ma non *white noise* (Tabella A). L'analisi dei coefficienti di autocorrelazione parziali ha suggerito la stima di un modello autoregressivo del secondo ordine sugli scarti da trend AR(2) con lag=1 e 6, i cui residui hanno le caratteristiche statistiche richieste (Tabella A). Il grafico 113 riporta il confronto tra osservazioni e stime (newvar). Il modello di controllo stimato sui livelli del rapporto è un autoregressivo del terzo ordine AR(3) lag=1, 5 e 6, con residui stazionari e *white noise* ed il cui accostamento tra osservazioni e stime (newvar) è illustrato nel grafico 114.

Grafico 112. Oneri Fin. Netti/MOL e scarti da trend

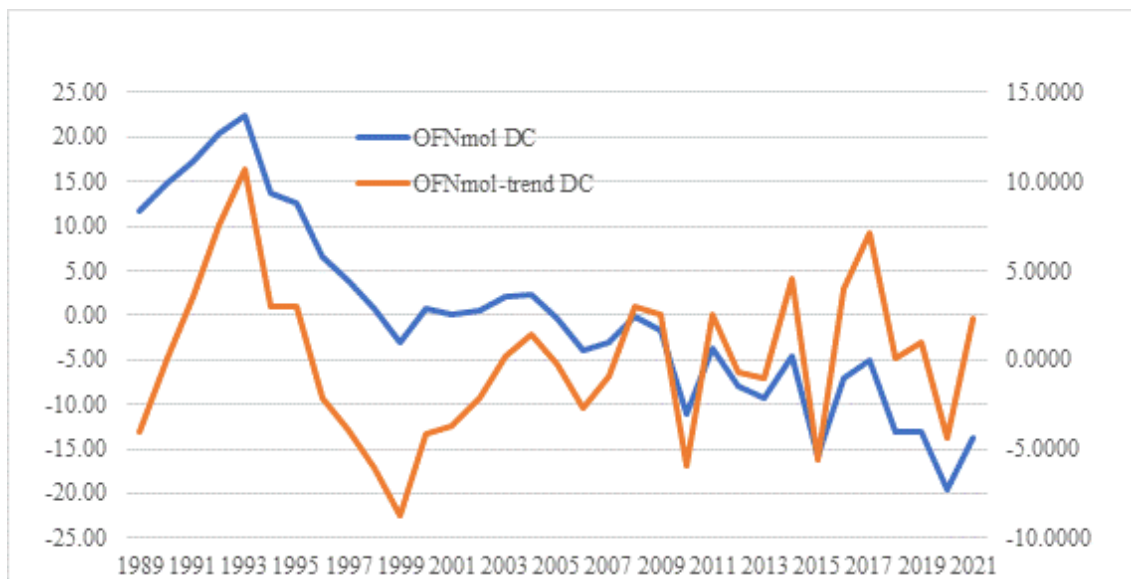


Grafico 113. Scarti da trend OFN/MOL osservati e stimati

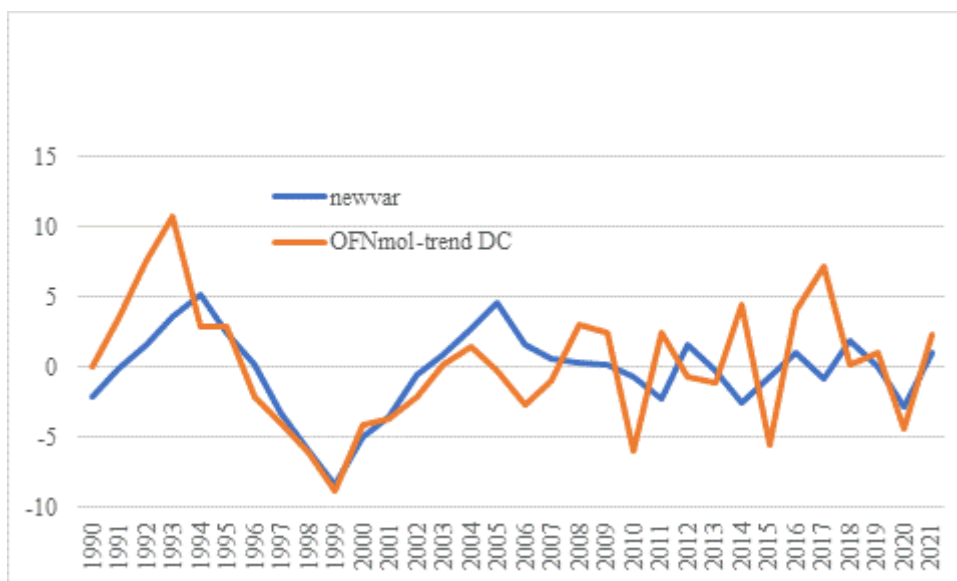
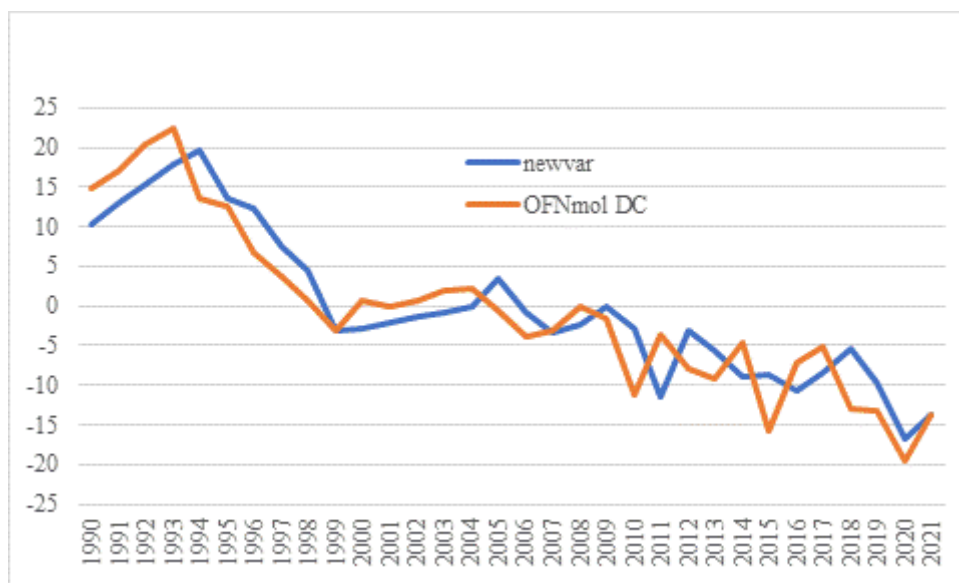


Grafico 114. OFN/MOL osservati e stimati



Il rapporto **Debiti Finanziari a Breve Termine/Capitale Circolante Operativo** (grafico 115) è una misura di equilibrio finanziario a breve termine, espressiva del finanziamento della gestione corrente al di là del contributo fornito dalle fonti operative, come l'indebitamento verso fornitori. Dopo ampie fluttuazioni negli anni '90 e nei primi anni 2000, dal 2003 il rapporto ha avuto oscillazioni limitate. La variabile non è propriamente stazionaria e non è *white noise* (Tabella A). Il modello autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 3 stimato sulla variabile ha generato residui stazionari e *white noise* (almeno fino al lag=10) (Tabella A). Il grafico 116 descrive l'accostamento tra osservazioni e stime (newvar) della variabile.

Grafico 115. Debiti Fin.BT/Capitale Circol.Operativo

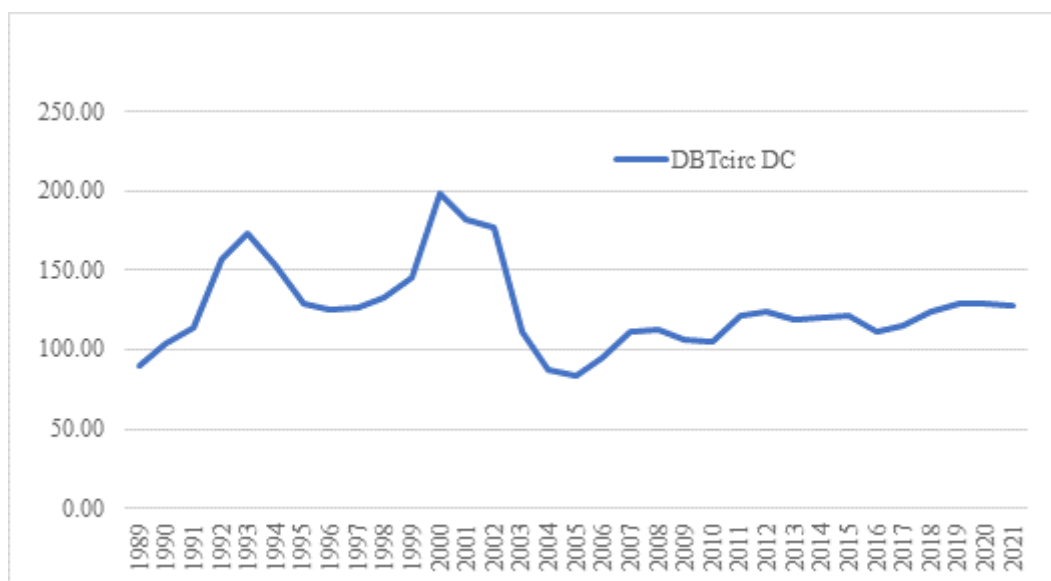
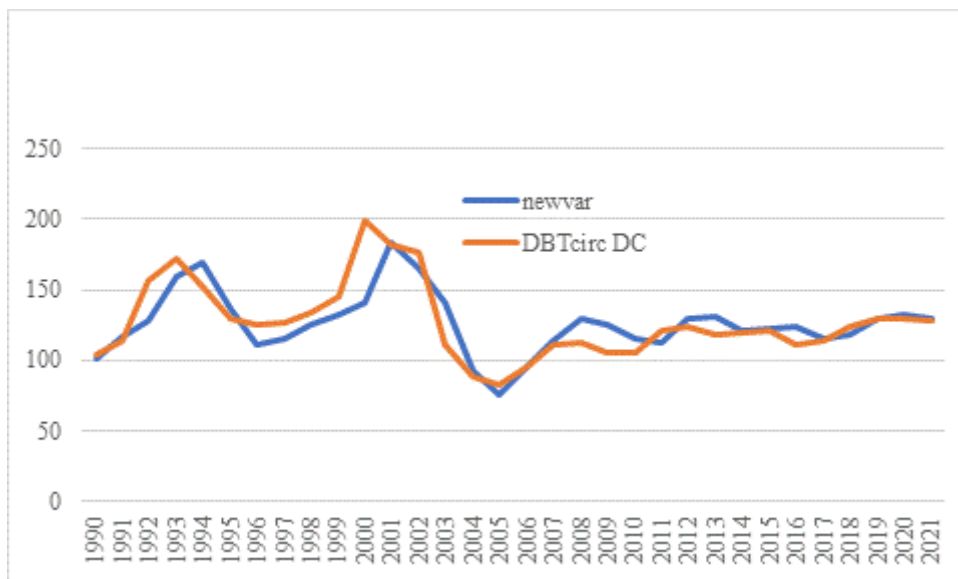


Grafico 116. DebFinBT/Circ.Operativo osservati e stimati



L'equilibrio parziale (parziale perché tiene conto solo di parte dei capitali permanenti e delle attività immobilizzate) a lungo termine è valutato dal rapporto tra **Debiti Finanziari a Lungo Termine e Immobilizzazioni Tecniche Nette** la cui evoluzione è illustrata nel grafico 117 insieme agli scarti da due trend; il primo trend copre il periodo fino al 1997 mentre il secondo si estende fino all'anno più recente. Tali scarti sono una variabile quasi stazionaria ma non *white noise* (Tabella A). Come si vede dal grafico gli scarti sono una variabile con una dinamica complessa e il modello autoregressivo stimato su di essa ha richiesto il terzo ordine AR(3) con lag=1, 6 e 9 per ottenere residui stazionari e *white noise*; il grafico 118 mette in luce l'adattamento degli scarti da trend osservati con quelli stimati dal modello (newvar). Il modello di controllo sui livelli della variabile è un autoregressivo del secondo ordine con lag=1 e 9, con residui con le caratteristiche statistiche richieste (Tabella A) e confronto tra osservazioni e stime (newvarAR) descritto nel grafico 119.

Grafico 117. Debiti Fin.LTermine/Immob.Tec.Nette e scarti da trend

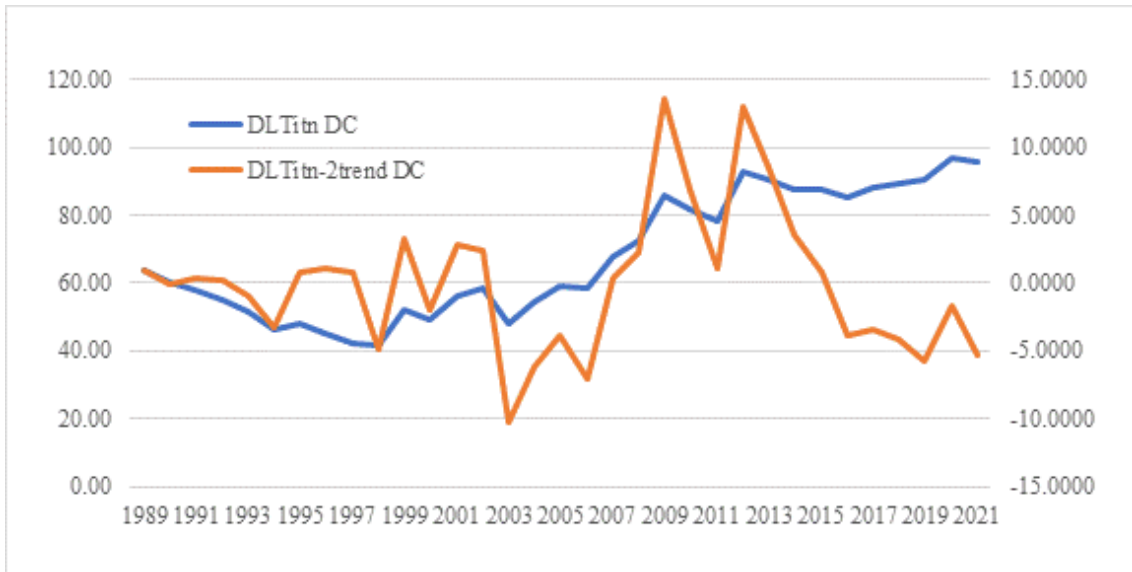


Grafico 118. Scarti dal trend di DebFinLT/Immob.Tec.Nette osservati e stimati

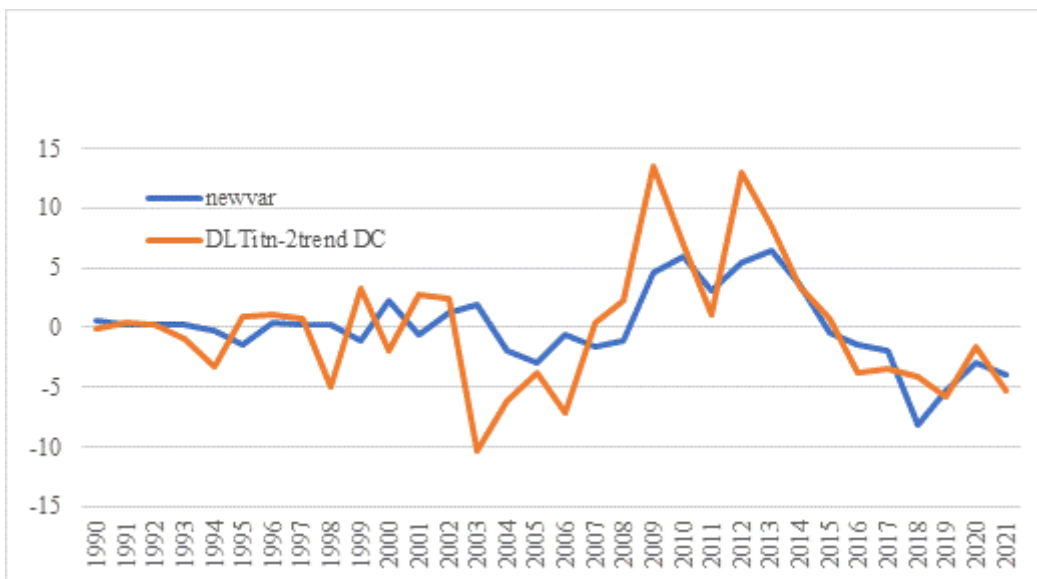
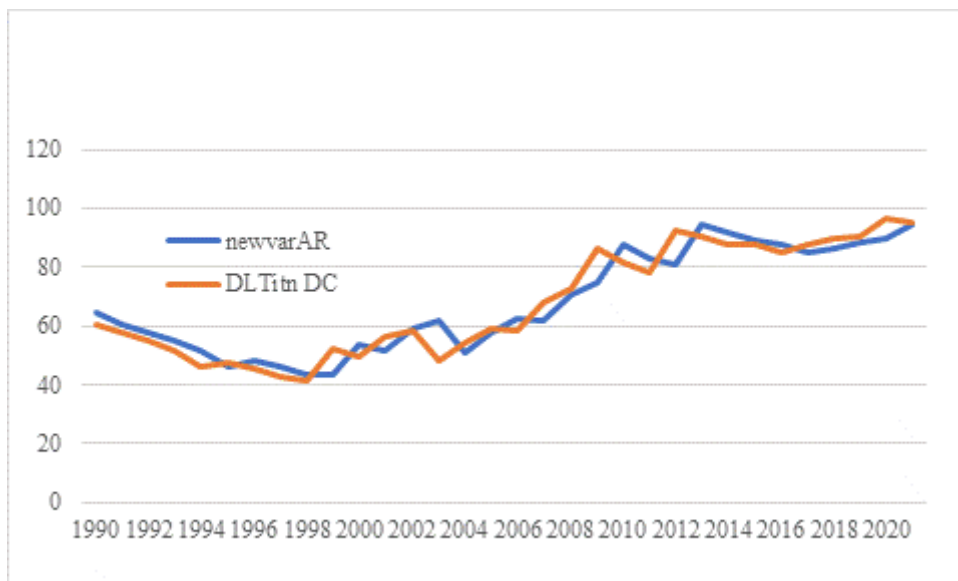


Grafico 120. DebFinLT/Immob.Tec.Nette osservati e stimati



Il rapporto **Cash Flow/Servizio del Debito Finanziario** è una misura della capacità potenziale dell'impresa di far fronte ai propri impegni nei confronti dei creditori finanziari con le risorse generate dalla gestione. Il servizio del debito è calcolato come somma degli oneri finanziari e di un ottavo dei debiti finanziari totali, assumendo che, in assenza di specifiche informazioni, otto anni sia la durata media dei debiti finanziari complessivi (media ponderata tra debiti a breve, con scadenza di circa un anno, e debiti a medio lungo termine). Il grafico 120 riporta la dinamica del rapporto; sotto il profilo statistico la variabile tende alla stazionarietà, ma non è *white noise* (Tabella A). L'analisi dei coefficienti di autocorrelazione ha suggerito la stima di un modello autoregressivo del secondo ordine AR(2) con lag=1 e 6, i cui residui sono stazionari e *white noise* ed il cui accostamento tra osservazioni e stime (newvar) è illustrato nel grafico 121. Anche le differenze prime della variabile, calcolate con un ARIMA(0,1,0), sono stazionarie e *white noise* con momenti di ampia eteroschedasticità (grafico 122).

Grafico 120. Cash Flow/Servizio del Debito Fin

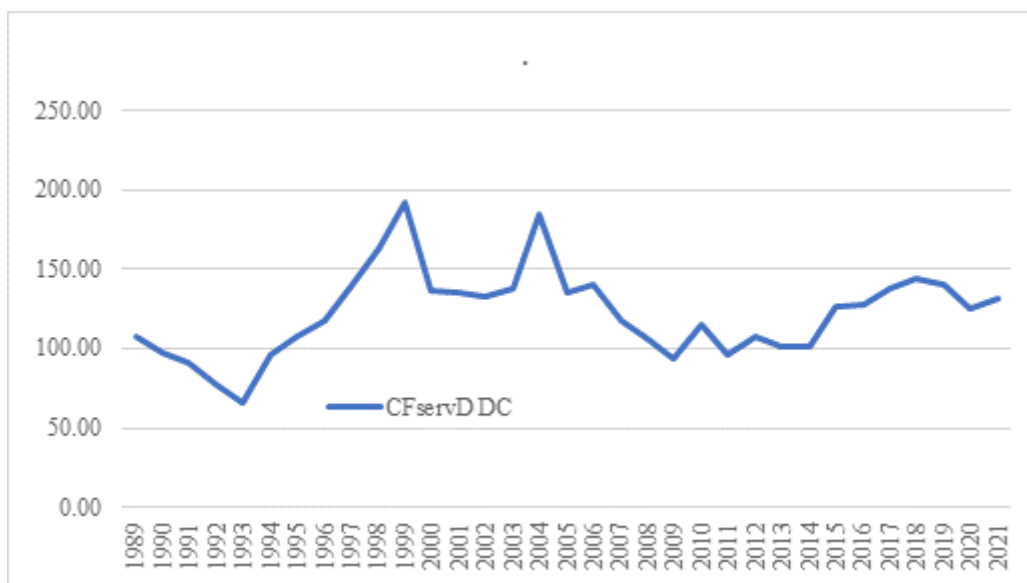


Grafico 121. CF/Servizio del Debito Finanziario osservato e stimato

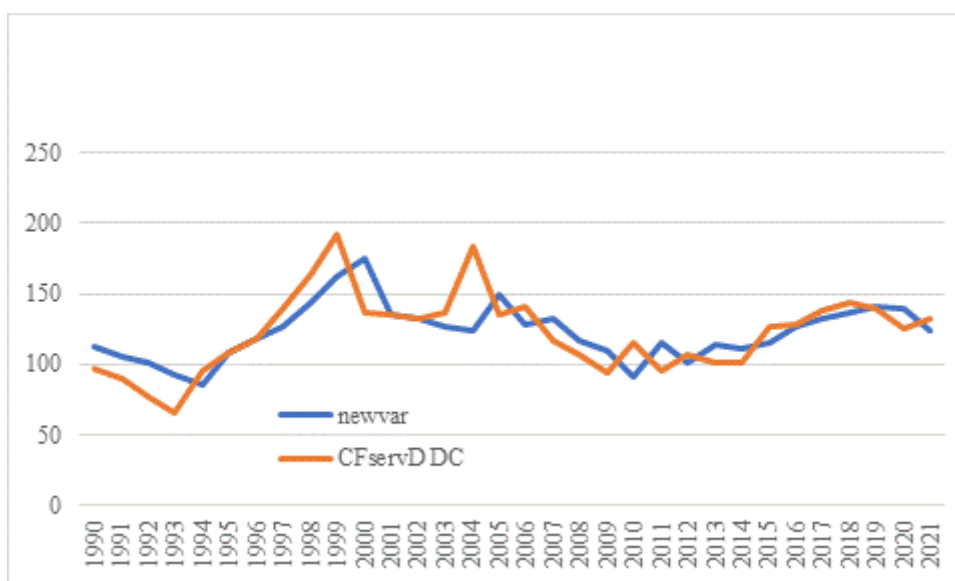
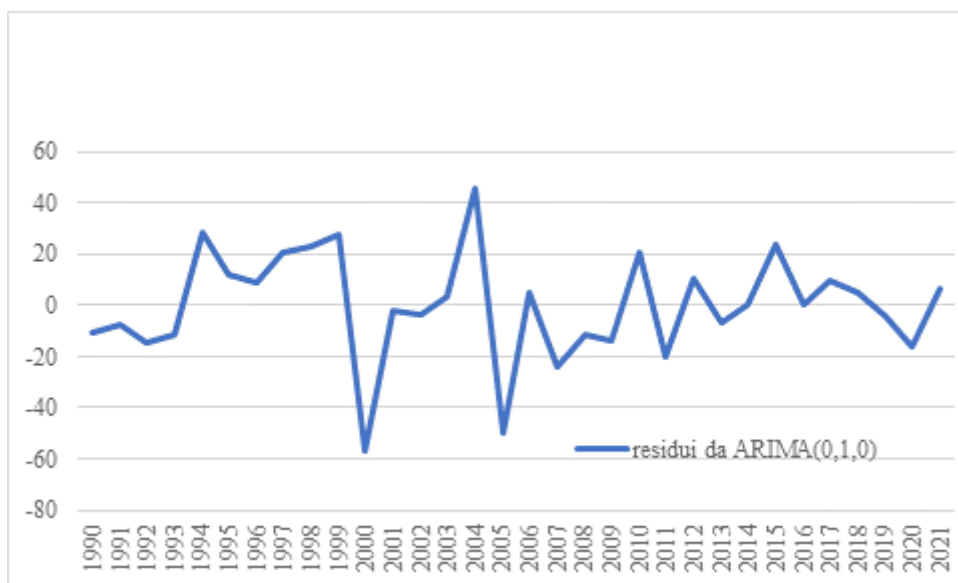
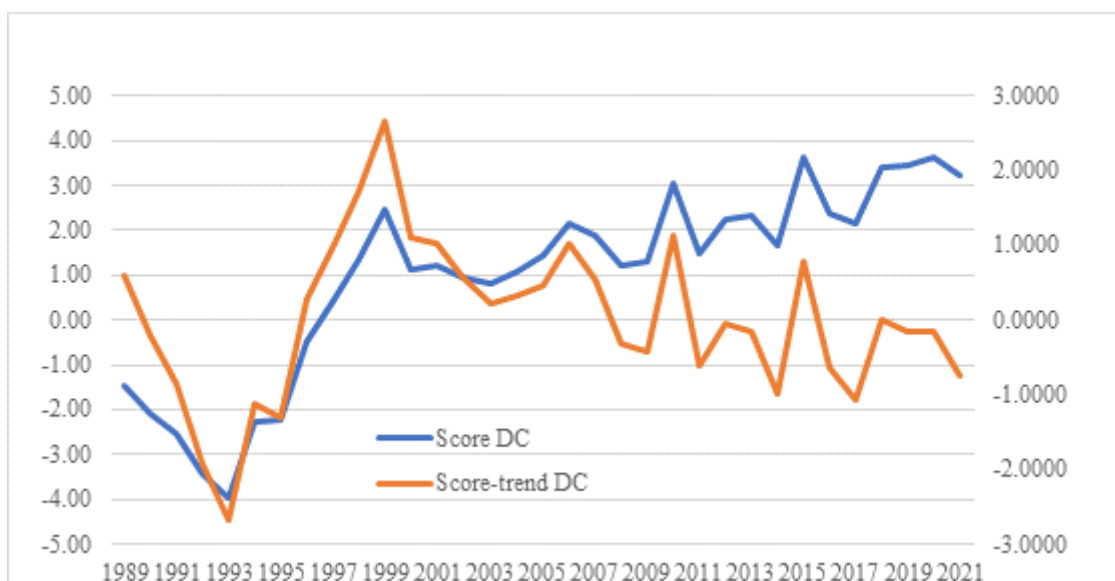


Grafico 122. CF/DebFinTot residui da ARIMA(0,1,0) osservato e stimato



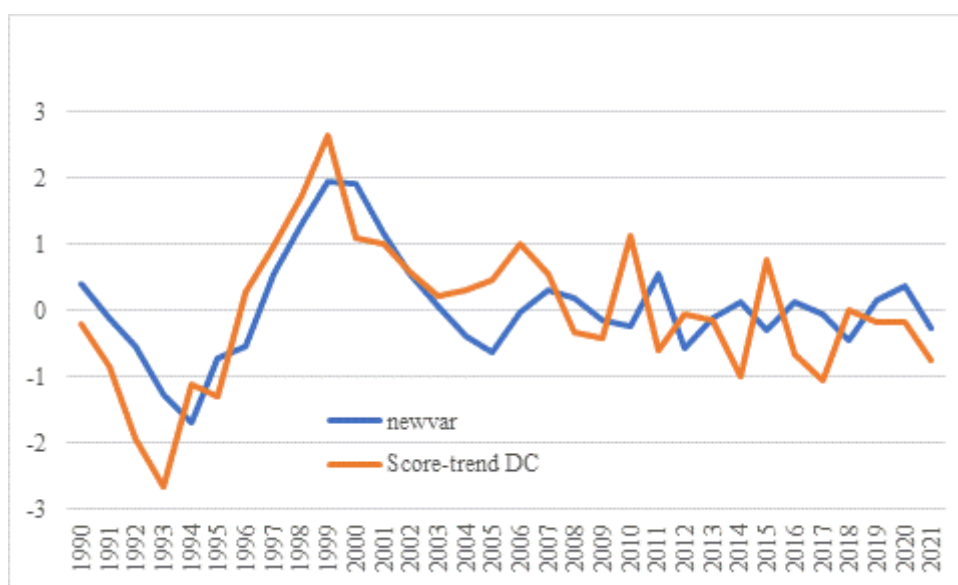
Per una sintesi della valutazione del rischio creditizio dell'impresa è stato calcolato uno score, come media ponderata di cinque tra le variabili ritenute più rilevanti: il grado di patrimonializzazione dell'attivo con patrimonio netto tangibile, il rapporto tra liquidità e passivo corrente, gli oneri finanziari netti ed il risultato rettificato entrambi normalizzati sull'attivo netto e la capacità potenziale di rimborso dei debiti finanziari con il cash flow; i coefficienti di ponderazione sono stati calcolati tenendo conto dell'ordine di grandezza dei cinque indicatori e stabiliti con un approccio *judgemental*. Lo **Score Creditizio**, che combina variabili di consistenza e variabili di flusso, è descritto dal grafico 123 insieme agli scarti dal trend.

Grafico 123. Score Creditizio e scarti da trend



Gli scarti dal trend dello score tendono alla stazionarietà, ma non sono *white noise* (Tabella A). Il modello autoregressivo di secondo ordine AR(2) con lag=1 e 6 stimato sui gli scarti dal trend ha generato residui con le caratteristiche statistiche richieste ma un accostamento non totalmente soddisfacente negli ultimi 15 anni (grafico 124).

Grafico 124. Scarti da Trend dello Score Creditizio osservati e stimati



Il modello di controllo calcolato sui livelli dello Score è un autoregressivo del terzo ordine AR(3) con lag=1, 4 e 5 ed ha generato residui stazionari e *white noise* e l'accostamento tra Score osservati e stimati (newvar) riportato nel grafico 125. Come per gli scarti dal trend, le differenze prime dello Score calcolate con un ARIMA(0,1,0) sono stazionarie ma non *white noise* (grafico 126) e manifestano una eteroscedasticità più pronunciata.

Grafico 125. Score Creditizio Netto osservato e stimato

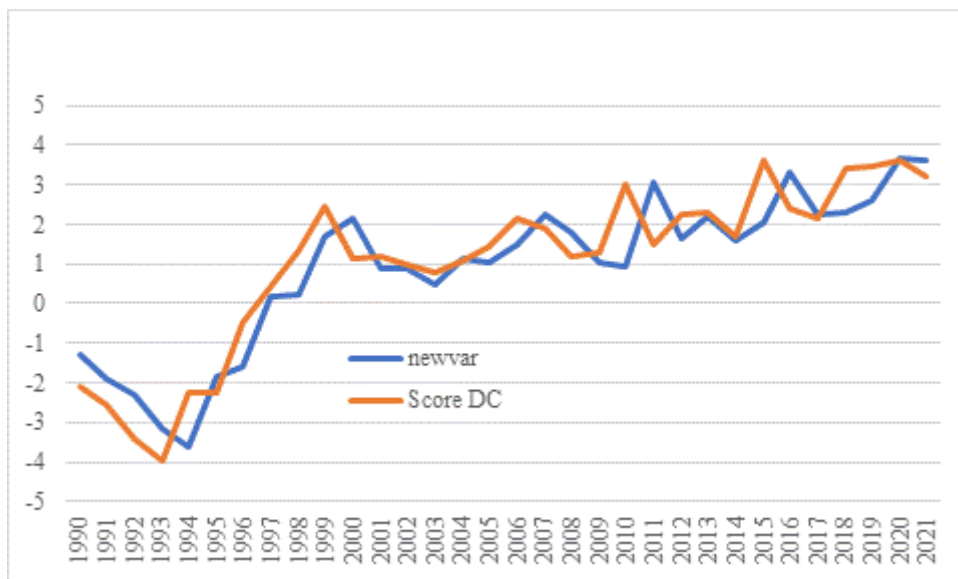
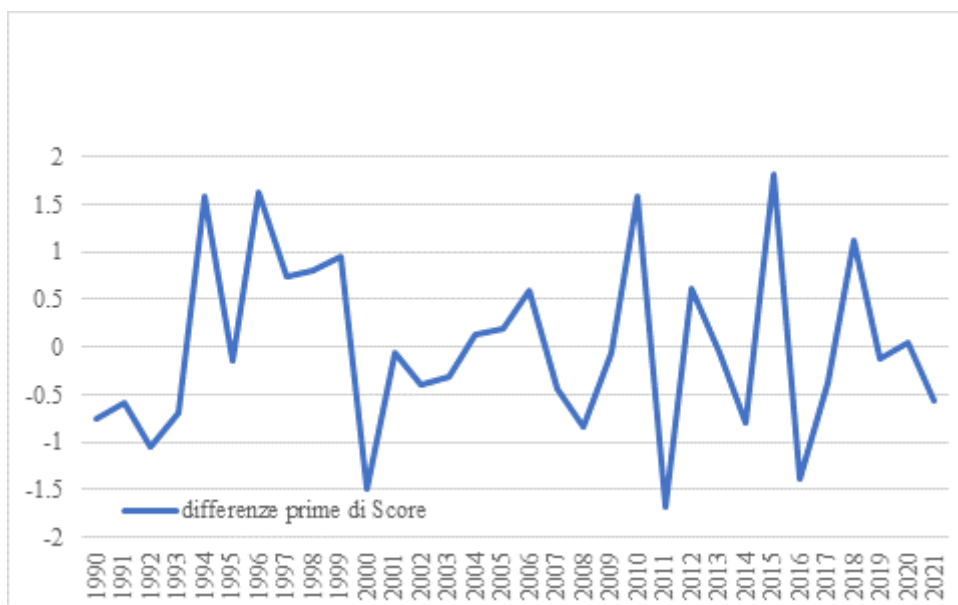


Grafico 126. Differenze prime dello Score Creditizio



PRIMA SINTESI SULLE SERIE COMPLESSIVE

La tabella A raccoglie le caratteristiche essenziali dei modelli stimati sulle serie storiche tratte dall'aggregato complessivo dei Dati Cumulativi. Sono possibili alcune prime conclusioni:

- a) La maggior parte delle serie sulle variabili monetarie, o sui loro logaritmi, opportunamente detrendizzate sono stazionarie ma non *white noise*
- b) Lo stesso vale per le serie che riguardano i tassi di variazione percentuali
- c) Le serie storiche degli indicatori per contro sono in gran parte non stazionarie o debolmente stazionarie e sempre non *white noise*
- d) Le variabili di flusso, come ricavi, valore aggiunto, margini, risultati corrente e rettificato, sono facilmente modellabili con AR(1) sugli scarti da trend con lag = 1; la stima di AR(.) sui valori non detrendizzati richiede un ordine maggiore di lag e/o lag di memoria non a breve termine per ottenere le caratteristiche di stazionarietà e *white noise* delle variabili
- e) Le variabili di flusso come cash flow, dividendi, investimenti ed aumenti di capitale sono più complesse di quelle precedenti e in genere richiedono modelli AR(2) o con ordine maggiore; il secondo lag in genere è a medio termine; giova richiamare l'attenzione sulle caratteristiche della variabile cash flow che è strettamente legata al margine lordo ma che dal punto di vista statistico appare significativamente più complessa (AR(2) al posto di AR(1) con lag non a breve termine); lo stesso fenomeno si osserva nelle variabili dei flussi finanziari, come autofinanziamento, flusso di cassa da gestione e flusso netto, che richiedono modelli autoregressivi con ordini compresi tra 2 e 4, che rendono evidente la complessità della struttura della memoria seriale di tali variabili
- f) Le variabili di dati di consistenza tratte dallo stato patrimoniale, come attivo netto, immobilizzazioni, circolante, liquidità, patrimonio netto, debiti finanziari, sono modellabili con AR(2) in cui il primo lag riguarda il lag = 1 mentre il secondo è un lag a medio/lungo termine; questo vale sia se i modelli sono stimati sulle variabili detrendizzate sia sui livelli originali; come si vede le variabili di consistenza sono strutturalmente caratterizzate da maggiore memoria seriale (le consistenze di stato patrimoniale sono variabili cumulate e trascinano nel tempo le consistenze dei periodi passati) e quindi un semplice modello autoregressivo del primo ordine non consente di pervenire a residui stazionari; le variabili di flusso descritte sopra al punto d) hanno invece una maggiore erraticità intrinseca e quindi la stazionarietà e *white noise* dei residui sono rapidamente raggiunte con autoregressivi del primo ordine e lag limitato al primo periodo
- g) Gli indicatori hanno caratteristiche relativamente omogenee dal punto di vista dei modelli statistici stimati sia sulle variabili originali che su quelle detrendizzate; nella

maggior parte dei casi i modelli autoregressivi sono del secondo ordine [AR(2)], il cui primo lag è quasi sempre il lag = 1 mentre il secondo lag è variabile a seconda della complessità della memoria della variabile; come indicato, le differenze tra i processi stocastici sono poco differenziate tra indicatori del tipo flusso/flusso, stock/stock, flusso/stock, stock/flusso; pur non in modo sistematico, sembra esserci una prevalenza delle caratteristiche statistiche dei numeratori nel determinare la struttura dei lag da includere nei modelli autoregressivi per ottenere la stazionarietà ed il *white noise*

- h) Sulle variabili reddituali sono state anche sottoposte a test la stazionarietà e *white noise* sulle differenze prime con modelli ARIMA(0,1,0): in tutti i casi sottoposti a test tali caratteristiche sono state riscontrate, tranne che nel caso di cash flow/attivo le cui differenze prime non sono *white noise*, a riprova della complessità della variabile cash flow già richiamata prima
- i) Anche una variabile complessa come lo score creditizio, calcolato come media ponderata di indicatori stock/stock e flussi/stock, è stazionaria e *white noise* con un AR(2) sugli scarti da trend
- j) In generale è stato riscontrato che ai fini della stazionarietà delle variabili il calcolo degli scarti dal trend e quello delle differenze prime non sono equivalenti.

APPROFONDIMENTI SULLA REDDITIVITÀ NEI SETTORI

Data l'importanza della profittabilità nelle analisi aziendali e di mercato questa parte della ricerca è dedicata ad approfondire le caratteristiche delle variabili reddituali nei singoli aggregati settoriali che compongono i Dati Cumulativi di Mediobanca. In queste elaborazioni sono state esplorate le caratteristiche di alcune misure di redditività dei singoli settori, senza considerarli congiuntamente con *panel-data* per non diluire le specificità settoriali.

Le analisi sono state concentrate sulle seguenti variabili: Valore Aggiunto/Attivo Netto (VA/AN), MOL/Attivo Netto (MOL/AN), Risultato Corrente/Attivo Netto (RC/AN), Risultato Rettificato/Attivo Netto (RR/AN), ROE, ROA, Cash Flow/Attivo Netto (CF/AN). Le ragioni di questa scelta sono facilmente comprensibili: le prime quattro variabili reddituali consentono di esplorare la profittabilità a diversi livelli, dal più ampio (valore aggiunto) a quello finale (risultato rettificato netto); l'uso dell'attivo netto come denominatore ha lo scopo di normalizzare l'entità della redditività; la lettura congiunta della quattro variabili illustra l'impatto progressivo delle diverse partite di ricavi e costi che concorrono al passaggio dal valore aggiunto all'utile netto. Le successive due variabili completano l'analisi delle prime quattro, studiando in modo specifico la redditività sul patrimonio netto e la redditività operativa sull'attivo netto. Il cash flow infine integra l'analisi del margine operativo lordo: il MOL riflette un concetto di potenziale di cassa corrente unlevered mentre il CF sintetizza un concetto di potenziale di cassa levered (il CF è calcolato dopo gli oneri finanziari netti e le tasse, oltre alle componenti straordinarie).

Man mano che si procede dal valore aggiunto al risultato netto le voci di conto economico risentono dell'aggregazione progressiva di un numero crescente di variabili; ne deriva un tendenziale aumento della variabilità relativa degli indicatori di redditività. In altri termini, a partire dalla variabilità dei ricavi, l'aggiunta algebrica di costi e ricavi, fissi e variabili, correlati più o meno intensamente tra loro, determina un aumento progressivo della variabilità dei saldi di conto economico, con l'avvicinarsi al risultato netto di bilancio e con l'innesto graduale delle componenti della leva operativa e di quella finanziaria.

A titolo di esempio la tabella 23 riporta variabilità seriale e correlazioni dei sette indicatori di profittabilità osservati sul totale dei Dati Cumulativi (per brevità); la variabilità è calcolata sia con approccio parametrico che non parametrico, ricorrendo allo scarto interquartile rapportato alla mediana; inoltre, la tabella comprende anche un coefficiente di asimmetria non parametrica ed il campo di escursione (massimo-minimo) relativo delle variabili. Per maggiore chiarezza, nel grafico 127 sono riportate le evoluzioni del MOL/AN, RC/AN, RR/AN in termini di numeri indice (1989=100) per apprezzare visivamente la diversa variabilità dei fenomeni aggregati nei tre indicatori; il grafico 128 illustra la variabilità relativa di ROE e ROA.

Tabella 23. Redditività: Variabilità e Correlazioni - 1989-2021

Variabilità							
Dati Cumulativi	VAAAn DC	MOLAn DC	RCAAn DC	RRAn DC	ROE DC	ROA DC	CFAn DC
(Q3-Q1)/MED	0.4973	0.3407	0.1989	0.4505	0.3408	0.2395	0.2254
SQM/MEDIA	0.2273	0.2058	0.2154	0.3893	0.3880	0.1712	0.1622
(Q3+Q1-2MED)/MED	0.2564	-0.0574	-0.0768	-0.0122	0.0186	-0.0583	0.0744
MAX-MIN	12.2298	6.2117	3.7638	4.8245	15.8696	4.7919	5.2408
(MAX-MIN)/MED	0.7718	0.7449	0.8630	1.8151	2.0961	0.7447	0.7627
Coefficienti di correlazione							
Dati Cumulativi	VAAAn DC	MOLAn DC	RCAAn DC	RRAn DC	ROE DC	ROA DC	CFAn DC
VAAAn DC	1.0000	0.9191	-0.0252	-0.0657	0.1883	0.7977	0.6002
MOLAn DC	0.9191	1.0000	0.2989	0.1719	0.3851	0.9096	0.7845
RCAAn DC	-0.0252	0.2989	1.0000	0.8415	0.8052	0.4608	0.6483
RRAn DC	-0.0657	0.1719	0.8415	1.0000	0.9477	0.2854	0.6072
ROE DC	0.1883	0.3851	0.8052	0.9477	1.0000	0.4703	0.7614
ROA DC	0.7977	0.9096	0.4608	0.2854	0.4703	1.0000	0.7207
CFAn DC	0.6002	0.7845	0.6483	0.6072	0.7614	0.7207	1.0000

I coefficienti di correlazione mettono in luce le notevoli connessioni esistenti, come prevedibile, tra valore aggiunto, margini lordi, cash flow e ROA; un secondo blocco, anch'esso ampiamente scontato, di connessioni elevate si registra tra risultato corrente, risultato rettificato e ROE.

Grafico 127. Numeri Indice: MOL, RC, RR

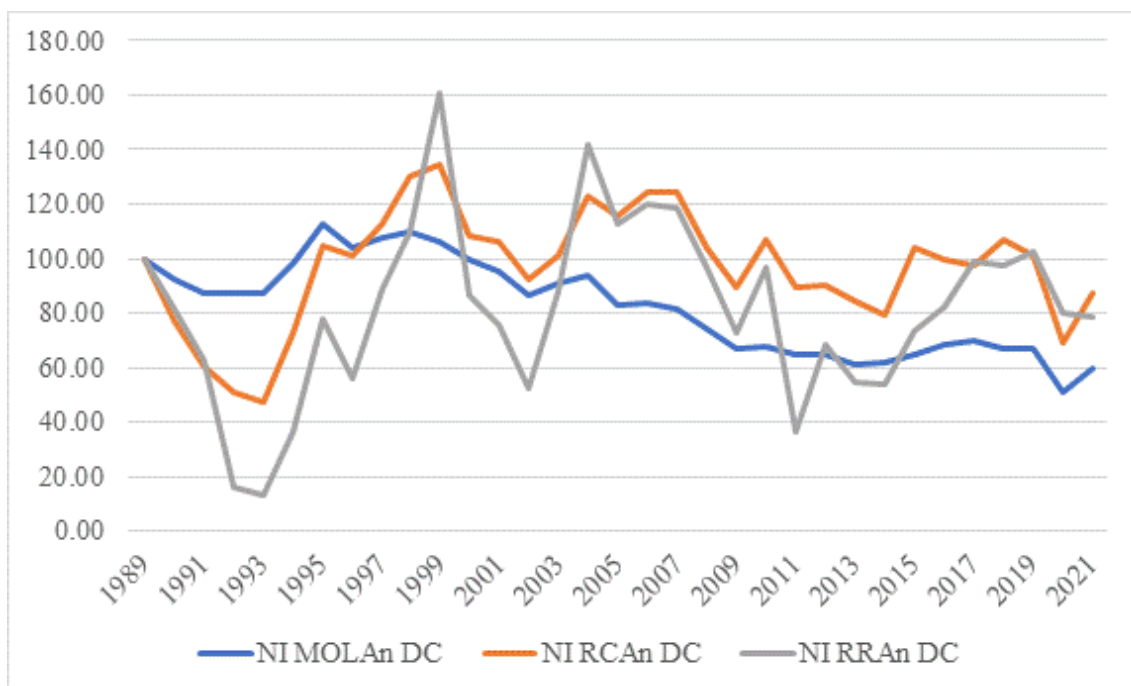
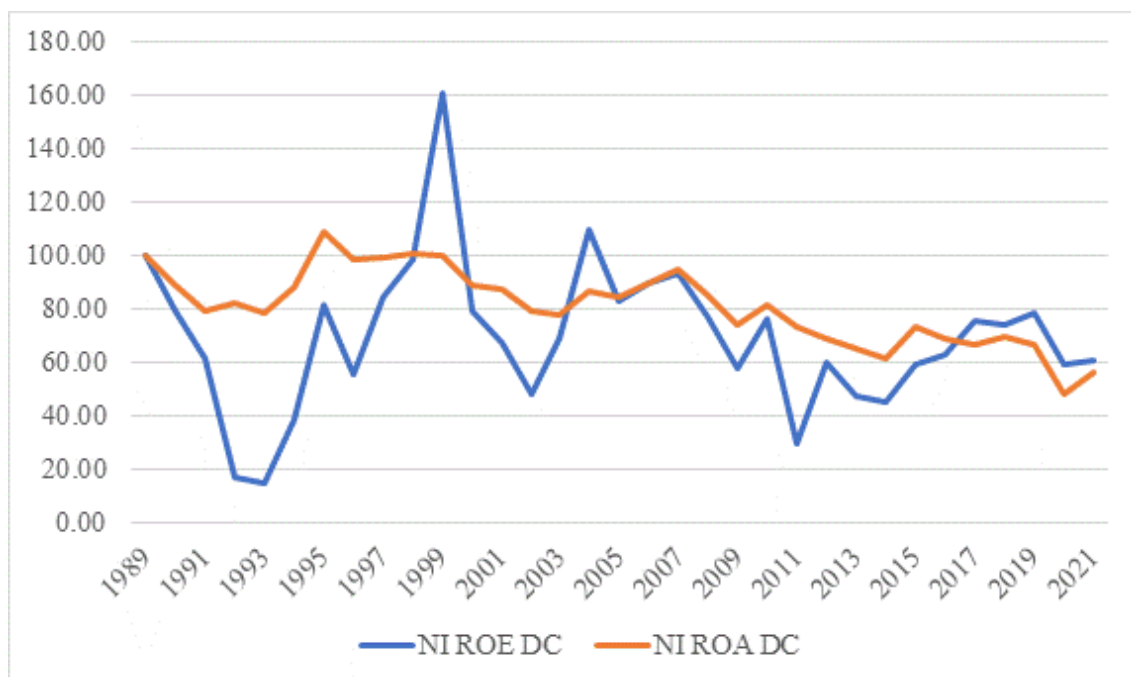


Grafico 128. Numeri Indice: ROE, ROA



I dati aggregati di settore, come quelli censiti da Mediobanca, hanno una ridotta presenza di outliers; non si è infatti resa necessaria la rimozione di tali valori estremi, salvo la sistemazione in alcuni anni di valori abnormi del ROE dei settori metallurgico, impiantistico, servizi pubblici e trasporti. Inoltre, prima di procedere con le elaborazioni sono state effettuate alcune analisi per valutare la rimozione dagli indicatori degli effetti del ciclo economico generale in modo da eliminare una sorta di rumore di fondo comune ai diversi settori. Per tali prove sono stati utilizzati: gli indicatori relativi (valori annuali degli indicatori dei settori diviso per gli analoghi valori annuali del totale dei Dati Cumulativi), gli scarti dalla regressione tra i valori dei settori e quelli del totale dei Dati Cumulativi, le differenze annuali tra i valori degli indicatori e gli analoghi valori del totale dei Dati Cumulativi. Alla luce dei risultati ottenuti è stato deciso di sviluppare le elaborazioni sulla redditività settoriale con gli indicatori originali; le motivazioni sono sintetizzabili come segue:

- a) In generale i residui delle regressioni e le differenze tra settori e Dati Cumulativi sono molto vicini ed entrambi prossimi ai valori originali degli indicatori, a meno di una ordinata; i residui in particolare dipendono dalla significatività della regressione e in molti casi essa è bassa e pertanto i residui tendono a riprodurre i valori originali degli indicatori.
- b) Gli indicatori relativi tendono a generare rilevanti *outliers* in vari anni e settori quando i valori degli indicatori dei Dati Cumulativi totali sono di piccolo ammontare.

Lo schema concettuale delle elaborazioni sulla profittabilità settoriale ha seguito i passi seguenti:

- 1) Analisi dei coefficienti di autocorrelazione sui valori originali degli indicatori per studiare la memoria del processo ed individuare quali lag usare nei successivi modelli autoregressivi
- 2) Test di Dickey-Fuller per la stazionarietà dei processi e test di Bartlett per l'esistenza *white noise* sui livelli degli indicatori
- 3) Modello AR(1) sui livelli degli indicatori per la stima dei parametri di persistenza a breve termine e calcolo dei parametri di Ornstein-Uhlenbeck; si rammenta che i modelli AR(1) sono il *work horse* delle analisi sulla persistenza della redditività nel tempo
- 4) Analisi dei coefficienti di autocorrelazione sui residui dei modelli AR(1), con test di Dickey-Fuller e di Bartlett sui residui
- 5) Modelli autoregressivi aggiuntivi con i lag rilevanti individuati al punto 1, come approfondimenti dei modelli AR(1) del punto 3
- 6) Modelli sulle differenze prime delle variabili, con ARIMA(0,1,0), per eludere il ricorso ai dati detrendizzati, con stima delle autocorrelazioni sulle differenze, con test di stazionarietà e *white noise*
- 7) Stima di un AR(1) sulle differenze prime, per finalità di controllo
- 8) Verifica per tutti i modelli AR(.) che i segni dei coefficienti siano coerenti con quelli dei coefficienti di autocorrelazione parziale a parità di lag temporale.

La sequenza delle tabelle 24 da A ad F riporta la sintesi dei modelli stimati sulle sette variabili usate per l'analisi della profittabilità settoriale. Le prime due colonne riguardano i test di stazionarietà (Dickey-Fuller) e *white noise* (Bartlett) sui livelli delle variabili originali. Le successive quattro colonne riguardano i coefficienti dei modelli AR(1), con i relativi test di significatività; la colonna più rilevante per le finalità di questo lavoro è la quinta, che riguarda il coefficiente di persistenza a breve termine. Le colonne sette ed otto concernono i parametri dei modelli Ornstein-Uhlenbeck ricostruiti a partire da quelli dei modelli AR(1): la velocità di convergenza (verso il livello di equilibrio di lungo periodo) è il complemento ad uno del coefficiente di persistenza a breve termine (colonna cinque); il livello di equilibrio di lungo periodo non è altro che il rapporto tra la costante dei modelli AR(1) e la velocità di convergenza. Le colonne nove e dieci riportano i test di stazionarietà e *white noise* applicati ai residui dei modelli AR(1) e forniscono in sostanza una misura della loro qualità. Le colonne undici, dodici e tredici riguardano i modelli autoregressivi aggiuntivi (con i test sui loro residui) stimati con i lag temporali più rilevanti individuati con l'analisi dei coefficienti di autocorrelazione. Come si vede i modelli aggiuntivi non riguardano tutti i settori ed in quasi tutti i casi il primo lag rilevante è proprio il primo: in sostanza i lag aggiuntivi completano gli AR(1). Le colonne quattordici e quindici infine includono i test sulle differenze prime delle variabili.

Tabella 24A. Sintesi Modelli - Valore Aggiunto/Attivo Netto

VAA	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza	Wald Test (Prob)	Velocità di convergenza	Livello di equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.5998	0.0023	2.7307	0.0000	0.8676	0.0000	0.1324	20.6288	0.0000	0.9574				0.0000	0.6070
Alimentare	0.7941	0.0000	0.3310	0.0000	0.9835	0.0000	0.0165	20.0005	0.0000	0.9988				0.0000	0.7349
Cartario	0.4862	0.0002	2.7097	0.0000	0.8609	0.0000	0.1391	19.4754	0.0000	0.8714				0.0000	0.4903
Chimico	0.0506	0.0029	7.0202	0.0000	0.5762	0.0020	0.4238	16.5656	0.0000	0.7183	AR(3) con lag=1, 4, 11	0.0000	0.6203	0.0000	0.7177
Mezzi Trasporto	0.0224	0.0002	1.4235	0.0000	0.8949	0.0000	0.1051	13.5454	0.0000	0.5370	AR(4) con lag=1, 9, 10, 12	0.0000	0.6043	0.0000	0.9938
Elettrodomestici	0.8368	0.0000	1.5566	0.0000	0.9335	0.0000	0.0665	23.4081	0.0000	0.8510				0.0000	0.4116
Elettronico	0.0037	0.0001	3.0594	0.0000	0.8758	0.0000	0.1242	24.6389	0.0000	0.9926	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.9876	0.0000	0.9940
Farmaceutico	0.7947	0.0000	0.4348	0.0000	0.9846	0.0000	0.0154	28.2860	0.0000	0.6521	AR(3) con lag=1, 3, 5	0.0000	0.8333	0.0000	0.4823
Gomma	0.0893	0.0000	0.9375	0.0010	0.9643	0.0000	0.0357	26.2852	0.0000	0.4390				0.0000	0.9941
Stampa	0.1610	0.0000	1.6378	0.0000	0.9262	0.0000	0.0738	22.1878	0.0000	0.7717	AR(3) con lag=1, 2, 4	0.0000	0.9991	0.0001	0.4193
Meccanico	0.0085	0.2107	9.7850	0.0000	0.5198	0.0010	0.4802	20.3765	0.0000	0.9992				0.0000	0.9880
Prodotti Edilizia	0.0649	0.0000	0.2755	0.0190	0.9857	0.0000	0.0143	19.2634	0.0000	0.9320	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.7044	0.0003	0.0736
Metallurgico	0.0148	0.0033	5.4755	0.0000	0.7076	0.0000	0.2924	18.7251	0.0000	0.9042				0.0000	0.9767
Tessile	0.3841	0.0010	3.1974	0.0000	0.8655	0.0000	0.1345	23.7784	0.0000	0.8911				0.0000	1.0000
Vetro	0.6129	0.0000	2.1157	0.0000	0.9259	0.0000	0.0741	28.5399	0.0000	0.6709				0.0001	0.7165
Impiantistico	0.3968	0.0000	1.8457	0.0000	0.8053	0.0000	0.1947	9.4820	0.0000	0.8799	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	0.9250	0.0000	0.1041
Soc. Diverse	0.6971	0.0000	1.8743	0.0000	0.9245	0.0000	0.0755	24.8286	0.0000	0.5214				0.0000	0.9981
Energetico	0.9394	0.0000	0.3711	0.0540	0.9721	0.0000	0.0279	13.3155	0.0000	0.3382	AR(2) con lag=1, 10	0.0000	0.7630	0.0005	0.4519
Costruzioni	0.1624	0.0045	0.5881	0.0000	0.9377	0.0000	0.0623	9.4435	0.0000	0.8481	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.8232	0.0000	0.8246
Distrib. Dettaglio	0.0578	0.0000	0.8925	0.0000	0.9652	0.0000	0.0348	25.6484	0.0000	0.5834	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.7864	0.0000	0.7159
Servizi Pubblico	0.9097	0.0000	0.8393	0.0030	0.9576	0.0000	0.0424	19.7898	0.0000	0.7274				0.0001	0.7733
Trasporti	0.4644	0.0000	2.4673	0.0000	0.8819	0.0000	0.1181	20.8925	0.0000	0.8570				0.0000	0.9386

Tabella 24B. Sintesi Modelli – Margine Operativo Lordo/Attivo Netto

MOLAn	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.3361	0.0004	2.4447	0.0000	0.7412	0.0000	0.2588	9.4459	0.0000	0.9865	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.7940	0.0000	0.2954
Alimentare	0.8591	0.0000	0.5789	0.0000	0.9329	0.0000	0.0671	8.6314	0.0000	0.7225	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.5678	0.0000	0.7765
Cartario	0.0979	0.0049	3.2110	0.0000	0.6100	0.0140	0.3900	8.2342	0.0000	1.0000				0.0000	0.4052
Chimico	0.0305	0.0049	3.1716	0.0000	0.5101	0.0040	0.4899	6.4743	0.0000	0.9327				0.0000	0.9744
Mezzi Trasporto	0.0015	0.0039	1.2929	0.0000	0.5844	0.0030	0.4156	3.1112	0.0000	0.4508	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.5146	0.0000	0.9701
Elettrodomestici	0.5896	0.0000	0.9905	0.0000	0.8592	0.0000	0.1408	7.0369	0.0013	0.2909	AR(2) con lag=1, 10	0.0005	0.3457	0.0005	0.1472
Elettronico	0.0001	0.0016	1.1444	0.0000	0.8279	0.0000	0.1721	6.6488	0.0000	1.0000	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.9998	0.0000	0.9657
Farmaceutico	0.5064	0.0003	0.9365	0.0000	0.9242	0.0000	0.0758	12.3529	0.0000	0.1399				0.0000	0.5571
Gomma	0.0735	0.0001	1.3384	0.0000	0.8460	0.0000	0.1540	8.6891	0.0000	0.5582	AR(3) con lag=1, 8, 12	0.0000	0.6451	0.0000	0.9792
Stampa	0.2631	0.0001	1.2558	0.0000	0.8008	0.0000	0.1992	6.3031	0.0000	0.1598	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.6222	0.0001	0.2096
Meccanico	0.0415	0.0121	3.1820	0.0000	0.5340	0.0000	0.4660	6.8284	0.0000	0.6397	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.7223	0.0000	0.9922
Prodotti Edilizia	0.1930	0.0000	0.2454	0.0430	0.9729	0.0000	0.0271	9.0403	0.0000	0.8352	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.9225	0.0003	0.0361
Metallurgico	0.0125	0.0058	3.8576	0.0000	0.4764	0.0030	0.5236	7.3671	0.0000	0.6373	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.6863	0.0000	0.9708
Tessile	0.0322	0.0246	2.9209	0.0000	0.6268	0.0000	0.3732	7.8273	0.0000	0.8605				0.0000	0.6059
Vetro	0.2569	0.0000	2.8667	0.0000	0.7634	0.0000	0.2366	12.1188	0.0000	0.3505	AR(3) con lag=1, 5, 8	0.0000	0.9062	0.0000	0.8431
Impiantistico	0.2068	0.0001	0.6677	0.0000	0.6831	0.0000	0.3169	2.1068	0.0000	0.9978	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	0.7955	0.0000	0.8807
Soc. Diverse	0.1228	0.0436	3.5956	0.0000	0.6154	0.0930	0.3846	9.3485	0.0000	0.6825				0.0000	0.4365
Energetico	0.9213	0.0000	0.3883	0.1220	0.9548	0.0000	0.0452	8.5928	0.0007	0.2387	AR(2) con lag=1, 10	0.9086	0.0000	0.0006	0.4333
Costruzioni	0.1606	0.0043	0.8668	0.0000	0.7301	0.0000	0.2699	3.2118	0.0000	0.9937	AR(2) con lag=1, 3	0.2368	0.0093	0.0000	0.3907
Distrib. Dettaglio	0.3107	0.0000	1.2923	0.0000	0.7967	0.0000	0.2033	6.3556	0.0000	0.3364	AR(3) con lag=1, 2, 4	0.0000	0.7587	0.0000	0.0018
Servizi Pubblico	0.9242	0.0000	0.7748	0.0070	0.9405	0.0000	0.0595	13.0215	0.0000	0.7270	AR(3) con lag=1, 5, 9	0.0000	0.7929	0.0000	0.8126
Trasporti	0.3952	0.0001	0.7404	0.0610	0.7879	0.0000	0.2121	3.4911	0.0000	0.6405	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.9998	0.0000	0.1977

Tabella 24C. Sintesi Modelli – Risultato Corrente/Attivo Netto

RCAn	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.0350	0.0261	3.3101	0.0000	0.4806	0.0500	0.5194	6.3732	0.0000	0.9998				0.0000	0.1463
Alimentare	0.0268	0.0009	2.4339	0.0000	0.4913	0.0010	0.5087	4.7848	0.0005	0.1025	AR(3) con lag=1, 3, 7	0.0000	0.4050	0.0000	0.7345
Cartario	0.0249	0.0176	1.5304	0.0000	0.5098	0.0090	0.4902	3.1221	0.0000	0.9789	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.9919	0.0000	0.9643
Chimico	0.2639	0.0001	0.8588	0.0240	0.7093	0.0000	0.2907	2.9544	0.0012	0.1061	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.7857	0.0002	0.3984
Mezzi Trasporto	0.0041	0.0066	0.3224	0.1270	0.5735	0.0010	0.4265	0.7558	0.0000	0.5769	AR(3) con lag=1, 6, 13	0.0000	0.6606	0.0000	0.9953
Elettrodomestici	0.2096	0.0000	1.0740	0.0000	0.7149	0.0000	0.2851	3.7666	0.0000	0.9673	AR(3) con lag=1, 5, 10	0.0000	0.9862	0.0000	0.6143
Elettronico	0.0062	0.0001	0.4333	0.0150	0.8499	0.0000	0.1501	2.8862	0.0000	1.0000	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.9675	0.0000	0.9999
Farmaceutico	0.0296	0.0089	4.3153	0.0000	0.5425	0.0000	0.4575	9.4329	0.0000	0.8403	AR(3) con lag=1, 4, 8	0.0000	0.8585	0.0000	0.9436
Gomma	0.0034	0.0161	3.6523	0.0000	0.4251	0.0310	0.5749	6.3534	0.0000	0.8684				0.0000	0.0370
Stampa	0.1734	0.0006	1.2767	0.0000	0.7181	0.0000	0.2819	4.5282	0.0001	0.0692	AR(4) con lag=1, 2, 4, 10	0.0000	0.3871	0.0010	0.3697
Meccanico	0.3279	0.0000	1.0368	0.0000	0.7615	0.0000	0.2385	4.3474	0.0001	0.5790				0.0000	0.9987
Prodotti Edilizia	0.0601	0.0000	1.0017	0.0010	0.8135	0.0000	0.1865	5.3724	0.0000	0.9908	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.9695	0.0000	0.9476
Metallurgico	0.1210	0.0003	0.9324	0.0650	0.6230	0.0000	0.3770	2.4732	0.0008	0.3841	AR(2) con lag=1, 2	0.0100	0.0288	0.0001	0.9755
Tessile	0.0515	0.0061	1.3244	0.0000	0.6031	0.0000	0.3969	3.3370	0.0000	0.7563				0.0000	0.9820
Vetro	0.0080	0.0288	3.4285	0.0000	0.4317	0.0050	0.5683	6.0335	0.0000	0.9866	AR(2) con lag=1, 9	0.0000	0.7992	0.0000	0.8106
Impiantistico	0.1596	0.0003	0.7701	0.0020	0.6323	0.0000	0.3677	2.0948	0.0000	0.9218	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	0.9754	0.0000	0.1005
Soc. Diverse	0.0370	0.0516	2.7175	0.0000	0.4976	0.0000	0.5024	5.4093	0.0000	0.6995	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.7702	0.0000	0.6743
Energetico	0.3441	0.0000	0.7807	0.0000	0.8589	0.0000	0.1411	5.5329	0.0000	0.9986	AR(2) con lag=1, 10	0.0000	0.9999	0.0000	0.9549
Costruzioni	0.0032	0.0968	1.2171	0.0350	0.3392	0.0330	0.6608	1.8418	0.0000	0.9858	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.9928	0.0000	0.1626
Distrib. Dettaglio	0.0436	0.0036	1.5128	0.0000	0.5479	0.0060	0.4521	3.3465	0.0000	0.9988	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	1.0000	0.0000	0.2035
Servizi Pubblico	0.7653	0.0000	0.6960	0.0090	0.8614	0.0000	0.1386	5.0221	0.0000	0.9927	AR(3) con lag=1, 5, 10	0.0000	0.9996	0.0000	0.8450
Trasporti	0.4797	0.0000	-0.2524	0.4630	0.8996	0.0000	0.1004	-2.5138	0.0000	0.7867	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.9725	0.0000	0.4159

Tabella 24D. Sintesi Modelli – Risultato Rettificato/Attivo Netto

RRAn	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.0012	0.0655	2.2127	0.0000	0.2969	0.1890	0.7031	3.1472	0.0000	0.9103	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	1.0000	0.0000	0.0813
Alimentare	0.0329	0.0027	1.5132	0.0000	0.5154	0.0100	0.4846	3.1226	0.0000	0.9072	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.9824	0.0000	0.5455
Cartario	0.0067	0.0321	1.1031	0.0000	0.4119	0.0270	0.5881	1.8757	0.0000	0.9148	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.8751	0.0000	0.7828
Chimico	0.0546	0.0030	0.4649	0.5060	0.5600	0.0000	0.4400	1.0568	0.0002	0.6101	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.9560	0.0000	0.8279
Mezzi Trasporto	0.0276	0.0013	-0.1432	0.7610	0.5628	0.0000	0.4372	-0.3275	0.0000	0.2470	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.7602	0.0000	0.9282
Elettrodomestici	0.0003	0.1091	1.7972	0.0000	0.2187	0.2450	0.7813	2.3003	0.0000	0.7138	AR(2) con lag=5, 12	0.0000	0.8521	0.0000	0.0540
Elettronico	0.0152	0.0007	0.2524	0.4540	0.6165	0.0000	0.3835	0.6582	0.0000	1.0000				0.0000	0.2778
Farmaceutico	0.2091	0.0000	1.6177	0.0000	0.7243	0.0000	0.2757	5.8666	0.0000	0.6851	AR(3) con lag=1, 4, 5	0.0000	0.9470	0.0000	0.9541
Gomma	0.0068	0.0502	2.4162	0.0000	0.4220	0.0000	0.5780	4.1803	0.0000	0.7875				0.0000	0.9003
Stampa	0.1095	0.0001	0.5892	0.2900	0.6604	0.0000	0.3396	1.7350	0.0006	0.1108	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.8651	0.0003	0.4200
Meccanico	0.1296	0.0005	0.9980	0.0000	0.6309	0.0000	0.3691	2.7039	0.0000	0.9965				0.0000	0.5224
Prodotti Edilizia	0.0244	0.0002	1.2545	0.0020	0.5907	0.0000	0.4093	3.0648	0.0000	0.9714	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.9999	0.0000	0.4276
Metallurgico	0.0771	0.0036	0.3612	0.6270	0.5812	0.0000	0.4188	0.8626	0.0013	0.1377	AR(3) con lag=1, 2, 5	0.0008	0.5957	0.0002	0.1933
Tessile	0.0266	0.0003	0.8250	0.0060	0.5622	0.0000	0.4378	1.8842	0.0000	0.9964				0.0000	0.4682
Vetro	0.0004	0.2885	3.0876	0.0000	0.2265	0.1860	0.7735	3.9916	0.0000	0.6790	AR(1) con lag=11	0.0000	0.4524	0.0000	0.1079
Impiantistico	0.8112	0.0878	0.1009	0.8470	0.7230	0.0170	0.2770	0.3644	0.0372	0.9537				0.0032	0.9076
Soc. Diverse	0.0013	0.3865	2.1581	0.0000	0.2828	0.2600	0.7172	3.0091	0.0000	0.9639	AR(1) con lag=5	0.0003	0.5963	0.0000	0.2467
Energetico	0.1697	0.0000	1.3154	0.0000	0.7017	0.0000	0.2983	4.4102	0.0000	0.8661	AR(2) con lag=1, 11	0.0000	0.6958	0.0000	0.3045
Costruzioni	0.0162	0.0263	0.3014	0.3660	0.4562	0.0010	0.5438	0.5542	0.0000	0.9522				0.0000	0.0653
Distrib. Dettaglio	0.0018	0.2570	1.5123	0.0000	0.3056	0.2450	0.6944	2.1777	0.0000	0.9504	AR(1) con lag=9	0.0003	0.5229	0.0000	0.2328
Servizi Pubblico	0.0016	0.7110	2.1768	0.0000	0.2308	0.2560	0.7692	2.8298	0.0000	0.9993				0.0000	0.3530
Trasporti	0.1515	0.0000	-0.5816	0.3800	0.7576	0.0000	0.2424	-2.3994	0.0000	0.3469	AR(2) con lag=1, 3	0.0000	0.4417	0.0000	0.1230

Tabella 24E. Sintesi Modelli – ROE

ROE	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.0052	0.0173	4.3549	0.0000	0.4381	0.0280	0.5619	7.7505	0.0000	0.9456	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	0.9988	0.0000	0.0696
Alimentare	0.0066	0.0199	4.8066	0.0000	0.3931	0.0180	0.6069	7.9193	0.0000	0.8494	AR(2) con lag=1, 9	0.0000	0.9732	0.0000	0.5002
Cartario	0.0027	0.0385	3.3163	0.0000	0.3689	0.0500	0.6311	5.2544	0.0000	0.8193	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.8131	0.0000	0.7719
Chimico	0.0270	0.0141	0.8634	0.7040	0.5001	0.0010	0.4999	1.7271	0.0001	0.5685	AR(2) con lag=1, 8	0.0002	0.5537	0.0000	0.8906
Mezzi Trasporto	0.0222	0.0012	-0.4945	0.7510	0.5703	0.0000	0.4297	-1.1507	0.0000	0.2195	AR(3) con lag=1, 3, 9	0.0000	0.6790	0.0000	0.8821
Elettrodomestici	0.0035	0.0236	5.4158	0.0000	0.3522	0.0720	0.6478	8.3601	0.0000	0.8424				0.0000	0.0861
Elettronico	0.0122	0.0007	0.6268	0.5440	0.5825	0.0000	0.4175	1.5015	0.0000	0.9998				0.0000	0.2253
Farmaceutico	0.0154	0.0533	6.9378	0.0000	0.4980	0.0060	0.5020	13.8193	0.0000	0.5229	AR(3) con lag=1, 4, 8	0.0000	0.6389	0.0000	0.8489
Gomma	0.0071	0.0399	6.7226	0.0000	0.4391	0.0000	0.5609	11.9846	0.0000	0.9203				0.0000	0.9475
Stampa	0.0664	0.0003	1.6333	0.2730	0.6482	0.0000	0.3518	4.6426	0.0002	0.0955				0.0002	0.2591
Meccanico	0.0160	0.0127	4.5854	0.0000	0.4664	0.0240	0.5336	8.5931	0.0000	0.7372	AR(3) con lag=1, 11, 12	0.0000	0.9962	0.0000	0.7090
Prodotti Edilizia	0.0242	0.0002	2.2537	0.0010	0.6071	0.0000	0.3929	5.7355	0.0000	0.9941	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.9997	0.0000	0.4145
Metallurgico	0.0059	0.0562	1.0890	0.8410	0.3837	0.0020	0.6163	1.7669	0.0000	0.7167	AR(3) con lag=1, 3, 6	0.0000	0.8756	0.0000	0.9462
Tessile	0.0055	0.0069	2.3237	0.0000	0.5063	0.0000	0.4937	4.7067	0.0000	1.0000				0.0000	0.4248
Vetro	0.0002	0.3644	7.6070	0.0000	0.2075	0.2360	0.7925	9.5990	0.0000	0.7103	AR(3) con lag=5, 10, 11	0.0000	0.5792	0.0000	0.0904
Impiantistico	0.8739	0.0081	0.6660	0.8180	0.8024	0.0010	0.1976	3.3710	0.0199	0.8449				0.0026	0.9480
Soc. Diverse	0.0001	0.8576	6.7129	0.0000	0.1212	0.6480	0.8788	7.6384	0.0000	0.9980				0.0000	0.1375
Energetico	0.0428	0.0007	5.0888	0.0000	0.5485	0.0000	0.4515	11.2719	0.0000	0.9933	AR(2) con lag=1, 11	0.0000	0.9519	0.0000	0.1590
Costruzioni	0.1329	0.0004	0.5347	0.7310	0.6631	0.0000	0.3369	1.5870	0.0000	0.7633	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.8856	0.0000	0.5672
Distrib. Dettaglio	0.0005	0.2952	5.4432	0.0000	0.3000	0.2830	0.7000	7.7758	0.0000	0.9939				0.0000	0.3653
Servizi Pubblico	0.0035	0.6581	6.4319	0.0000	0.2720	0.1350	0.7280	8.8344	0.0001	0.9990				0.0000	0.2683
Trasporti	0.0000	0.5749	-1.3887	0.6130	0.1456	0.2640	0.8544	-1.6252	0.0000	0.9539	AR(2) con lag=4, 5	0.0000	0.8508	0.0000	0.0072

Tabella 24F. Sintesi Modelli – ROA

ROA	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.5739	0.0001	1.6957	0.0000	0.7994	0.0000	0.2006	8.4521	0.0000	0.9998				0.0000	0.5020
Alimentare	0.4688	0.0001	1.0435	0.0000	0.8400	0.0000	0.1600	6.5215	0.0000	0.6639	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.7752	0.0000	0.3931
Cartario	0.0241	0.0294	2.7286	0.0000	0.5018	0.1270	0.4982	5.4770	0.0000	0.8875	AR(2) con lag=1, 12	0.0000	0.9495	0.0000	0.8414
Chimico	0.0531	0.0003	2.1079	0.0000	0.5917	0.0010	0.4083	5.1630	0.0000	0.3330	AR(2) con lag=1, 13	0.0000	0.6868	0.0000	0.9206
Mezzi Trasporto	0.0226	0.0041	0.8926	0.0000	0.6952	0.0000	0.3048	2.9284	0.0000	0.6399				0.0000	0.9679
Elettrodomestici	0.6490	0.0000	0.7896	0.0000	0.8658	0.0000	0.1342	5.8860	0.0000	0.9956				0.0000	0.9686
Elettronico	0.0000	0.0066	0.7177	0.0000	0.8426	0.0000	0.1574	4.5594	0.0000	0.9983	AR(2) con lag=1, 6	0.0000	0.9910	0.0000	0.8658
Farmaceutico	0.0719	0.1908	4.0696	0.0000	0.6366	0.0000	0.3634	11.1988	0.0000	0.2453				0.0000	0.6967
Gomma	0.0085	0.0088	4.1362	0.0000	0.4995	0.0100	0.5005	8.2649	0.0000	0.8621				0.0000	0.0485
Stampa	0.2575	0.0001	1.3566	0.0000	0.7878	0.0000	0.2122	6.3938	0.0000	0.1294				0.0000	0.5951
Meccanico	0.0422	0.0099	2.6427	0.0000	0.5620	0.0000	0.4380	6.0333	0.0001	0.2359	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.9908	0.0000	0.9115
Prodotti Edilizia	0.0720	0.0000	1.1606	0.0000	0.8378	0.0000	0.1622	7.1549	0.0000	0.9941				0.0000	0.7673
Metallurgico	0.0129	0.0017	2.5054	0.0000	0.5029	0.0050	0.4971	5.0406	0.0001	0.2667	AR(3) con lag=1, 2, 4	0.0000	0.9989	0.0000	0.9599
Tessile	0.0791	0.0065	1.6252	0.0000	0.7138	0.0000	0.2862	5.6787	0.0000	0.8843				0.0000	0.7311
Vetro	0.0015	0.0659	5.0161	0.0000	0.3647	0.0580	0.6353	7.8957	0.0000	0.8502	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.9994	0.0000	0.7535
Impiantistico	0.4066	0.0000	0.8659	0.0000	0.7292	0.0000	0.2708	3.1973	0.0000	0.6260	AR(2) con lag=1, 7	0.0000	0.7239	0.0000	0.0495
Soc. Diverse	0.0660	0.1618	3.5905	0.0000	0.5209	0.2900	0.4791	7.4940	0.0000	0.7622				0.0000	0.2920
Energetico	0.7166	0.0000	0.9000	0.0000	0.8870	0.0000	0.1130	7.9666	0.0000	0.9928				0.0000	0.9918
Costruzioni	0.0001	0.4031	3.2606	0.0000	0.1430	0.4740	0.8570	3.8048	0.0000	0.9183	AR(1) con lag=5	0.0002	0.6450	0.0000	0.1918
Distrib. Dettaglio	0.0133	0.0013	2.3846	0.0000	0.4741	0.0080	0.5259	4.5341	0.0000	0.9310	AR(4) con lag=1, 2, 4, 11	0.0000	0.9635	0.0000	0.0208
Servizi Pubblico	0.8791	0.0000	0.7882	0.0030	0.8944	0.0000	0.1056	7.4619	0.0000	0.9745				0.0000	0.8325
Trasporti	0.2135	0.0001	-0.0926	0.8110	0.7905	0.0000	0.2095	-0.4419	0.0000	0.6126	AR(4) con lag=1, 3, 5, 8	0.0000	0.9991	0.0000	0.1544

Tabella 24G. Sintesi Modelli – Cash Flow/Attivo Netto

CFAn	Dickey-Fuller Test (Prob)	Bartlett Test (Prob)	AR(1): costante	Wald Test su costante (Prob)	AR(1): persistenza a BT	Wald Test (Prob)	Velocità convergenza	Livello equilibrio di LT	Dickey-Fuller Test (Prob) su residui AR(1)	Bartlett Test (Prob) su residui AR(1)	Modelli significativi aggiuntivi	Dickey-Fuller Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Bartlett Test (Prob) su Modello aggiuntivo	Dickey-Fuller Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)	Bartlett Test (Prob) su ARIMA(0,1,0)
SETTORI:															
Abbigliamento	0.0050	0.1173	4.6846	0.0000	0.3531	0.2900	0.6469	7.2415	0.0000	1.0000				0.0000	0.0857
Alimentare	0.0428	0.0006	3.2783	0.0000	0.5330	0.0070	0.4670	7.0205	0.0000	0.5195	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.9533	0.0000	0.0025
Cartario	0.0212	0.0040	3.3213	0.0000	0.4961	0.0070	0.5039	6.5909	0.0000	0.9568	AR(3) con lag=1, 4, 11	0.0000	0.9993	0.0000	0.2411
Chimico	0.0769	0.0009	2.2677	0.0000	0.5883	0.0070	0.4117	5.5079	0.0003	0.4077	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	1.0000	0.0000	0.9670
Mezzi Trasporto	0.0037	0.0145	2.1231	0.0000	0.4367	0.0100	0.5633	3.7691	0.0000	0.8077	AR(2) con lag=1, 9	0.0000	0.9897	0.0000	0.5292
Elettrodomestici	0.0093	0.0027	3.7260	0.0000	0.4257	0.0130	0.5743	6.4879	0.0000	0.8071	AR(1) con lag=5	0.0014	0.0410	0.0000	0.0984
Elettronico	0.0007	0.0133	2.7876	0.0000	0.4680	0.0040	0.5320	5.2397	0.0000	0.9983				0.0000	0.0796
Farmaceutico	0.0023	0.1146	5.9240	0.0000	0.3859	0.0260	0.6141	9.6466	0.0000	0.9371	AR(2) con lag=1, 4	0.0000	0.6661	0.0000	0.5370
Gomma	0.0005	0.2492	5.5898	0.0000	0.2894	0.0760	0.7106	7.8662	0.0000	0.9467				0.0000	0.2610
Stampa	0.1245	0.0004	2.0266	0.0000	0.6693	0.0010	0.3307	6.1276	0.0000	0.6742				0.0000	0.9585
Meccanico	0.0609	0.0013	2.4352	0.0000	0.5642	0.0000	0.4358	5.5874	0.0000	0.9811				0.0000	0.4078
Prodotti Edilizia	0.0631	0.0000	2.0554	0.0000	0.7262	0.0000	0.2738	7.5079	0.0000	0.9915	AR(3) con lag=1, 2, 6	0.0000	0.9428	0.0000	0.2174
Metallurgico	0.0749	0.0008	2.3029	0.0000	0.5856	0.0000	0.4144	5.5566	0.0008	0.2747	AR(3) con lag=1, 2, 5	0.0000	0.8516	0.0001	0.7430
Tessile	0.0164	0.0268	2.5816	0.0000	0.5635	0.0000	0.4365	5.9147	0.0000	0.7277	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.8365	0.0000	0.8784
Vetro	0.0155	0.0131	5.6991	0.0000	0.4592	0.0160	0.5408	10.5380	0.0000	0.9621	AR(2) con lag=1, 11	0.0000	0.9265	0.0000	0.3514
Impiantistico	0.1879	0.0013	0.8144	0.0000	0.6164	0.0000	0.3836	2.1233	0.0000	0.7557				0.0000	0.1205
Soc. Diverse	0.0303	0.0114	4.0748	0.0000	0.4811	0.0450	0.5189	7.8529	0.0000	0.9512	AR(2) con lag=1, 5	0.0000	0.9956	0.0000	0.2807
Energetico	0.3981	0.0000	1.9478	0.0000	0.7861	0.0000	0.2139	9.1068	0.0000	0.7634				0.0000	0.2420
Costruzioni	0.0021	0.2088	1.9950	0.0000	0.3014	0.0510	0.6986	2.8555	0.0000	0.9999				0.0000	8.0000
Distrib. Dettaglio	0.0009	0.0241	4.5745	0.0000	0.2598	0.1320	0.7402	6.1805	0.0000	0.6158	AR(2) con lag=2, 9	0.0000	0.5489	0.0000	0.0006
Servizi Pubblico	0.2415	0.0000	3.4351	0.0000	0.6858	0.0000	0.3142	10.9313	0.0000	0.7011				0.0000	0.2256
Trasporti	0.1376	0.0000	0.8004	0.1740	0.6892	0.0000	0.3108	2.5751	0.0000	0.2479	AR(2) con lag=1, 2	0.0000	0.9716	0.0000	0.0478

I dati raccolti nelle tabelle mettono in luce un insieme di elementi interessanti sulle caratteristiche delle serie storiche reddituali dei diversi settori:

- a) Nella grande maggioranza dei settori, in tutte le sette serie considerate, le variabili originali (i livelli delle variabili) sono nel complesso stazionarie (o quasi) senza essere *white noise*. Peraltro le probabilità di accettazione dell'ipotesi nulla del test di Dickey-Fuller indicano che l'esistenza di processi a radice unitaria *random walk* non può essere esclusa in almeno cinque settori nel rapporto VA/AN (alimentare, elettrodomestici, farmaceutico, energetico, servizi pubblici), tre settori nel MOL/AN (alimentare, energetico, servizi pubblici), un settore nel RC/AN (servizi pubblici), un settore nel RR/AN (impiantistico), un settore nel ROE (impiantistica) e due settori nel ROA (energetico e servizi pubblici);
- b) Tutti i modelli AR(1) mettono in luce la stazionarietà delle serie: nessuno dei coefficienti di persistenza a breve termine è maggiore di uno (e nessuno è negativo); considerando le serie, la persistenza media maggiore si rileva per il Valore Aggiunto/Attivo Netto (0.8780), il MOL/AN (0.7509) ed il ROA (0.6582), mentre la minore persistenza media riguarda il ROE (0.4461) e Risultato Rettificato /Attivo Netto (0.5017); questi ultimi indicatori hanno anche una maggiore variabilità intersettoriale relativa dei coefficienti di persistenza rispetto a VA/AN, MOL/AN e ROA. Vi è quindi una complessiva coerenza tra la tendenziale memoria a breve termine delle variabili e la quantità di componenti contabili incorporata in esse nella sequenza progressiva delle voci di conto economico;
- c) La maggiore persistenza di VA/AN, MOL/AN e ROA si registra nei settori Prodotti per Edilizia, Farmaceutico, Alimentare, Energetico, mentre nei settori Meccanico, Chimico, Metallurgico, Impiantistica e Cartario si osserva la minore persistenza a breve termine; la situazione si modifica in buona parte se si passa a considerare le misure di profittabilità basate su RC, RR e ROE (si veda il punto successivo);
- d) Un'analisi comparata degli ordinamenti dei coefficienti di persistenza dei settori per le sette variabili chiarisce che la stabilità dei ranghi è in generale molto limitata; ad esempio il settore dei Prodotti per l'Edilizia ha la maggiore persistenza in termini di VA/AN, MOL/VA ed una persistenza elevata anche per CF/AN, ma una di livello medio-alto per le altre variabili; i cambiamenti degli ordinamenti sono significativi: il settore alimentare e quello farmaceutico si collocano ai livelli più elevati per VA/AN e MOL/AN ma scivolano in ranghi bassi per RC/AN e ROE. Comportamenti opposti valgono per Impiantistica e Chimica, mentre il settore Cartario ha una complessiva stabilità nei ranghi delle diverse variabili;
- e) La tabella 26 raccoglie la matrice dei coefficienti di correlazione tra i parametri di persistenza: come già indicato sopra la maggiore connessione si registra tra VA e MOL, tra RC, CF e ROA, ed ovviamente tra RR e ROE, sia pure con intensità minore dato l'impatto della struttura finanziaria sul ROE; si tenga presente che le correlazioni tra i parametri di persistenza consentono di valutare se c'è una relativa omogeneità nelle caratteristiche dei processi stocastici sottostanti;

- f) Ovviamente il parametro della velocità di convergenza verso il livello di equilibrio di lungo periodo, essendo il complemento del coefficiente di persistenza, ha un comportamento speculare rispetto a quest'ultimo; considerando il VA/AN i settori chimico e meccanico sono quelli che ritornano più velocemente verso la media di lungo termine; in base al MOL/AN, ad essi si aggiungono i mezzi di trasporto e metallurgico, mentre con riferimento agli altri indicatori di profittabilità la velocità elevata di convergenza riguarda la maggior parte dei settori; la velocità media è di 0.369 nel RC/AN, 0.498 nel RR/AN, 0.554 nel ROE, 0.342 nel ROA e 0.483 nel CF/AN;
- g) I livelli di equilibrio di lungo periodo stimati con processi Ornstein-Uhlenbeck (OU) sono sostanzialmente uguali alle medie semplici delle variabili, calcolate sull'intero periodo 1989-2021; la tabella 25 riporta tali medie per un immediato confronto;
- h) Per 13 settori su 22 il VA/AN di lungo periodo si colloca in un (ampio) intorno del 20% circa; Farmaceutico e Vetro hanno risultati significativamente superiori, mentre Mezzi di Trasporto, Impiantistico e Costruzioni hanno valori nettamente inferiori a quella soglia; risultati analoghi (però intorno al 7%) si osservano in termini di MOL/AN; accanto al Farmaceutico ed al Vetro si aggiungono l'Energetico e Gomma quali settori a migliore redditività netta (RR/AN), mentre Mezzi di Trasporto e Trasporti sono gli unici con livelli negativi di profittabilità osservata nel lungo periodo;
- i) Le correlazioni tra i livelli di equilibrio di lungo periodo (Tabella 26), che illustrano i collegamenti tra i diversi livelli di redditività, mettono non sorprendentemente in luce una struttura di connessioni molto elevate tra le diverse variabili; in particolare si hanno correlazioni elevate tra MOL e CF, tra RC, RR e ROA, tra RR, ROE e ROA;
- j) Le correlazioni tra i livelli di equilibrio di LT e i parametri di persistenza a BT (Tabella 26) rappresentano un primo tentativo di valutare la connessione tra i parametri chiave dei modelli AR(1) e di quelli OU: le correlazioni sono in generale di modesto valore, con segno positivo per quanto riguarda i collegamenti tra i valori di equilibrio di LT e le persistenze di VA/AN, MOL/AN e ROA e di segno negativo (in genere) con le persistenze delle altre variabili; la connessione più stretta è quella del -56.6% che collega l'entità del livello di equilibrio di LT del VA/AN con la persistenza a BT del ROE: pur di ammontare limitato, il dato sembra suggerire che tanto maggiore è il rendimento medio di lungo periodo del VA/AN, tanto minore è la persistenza della redditività netta misurata rispetto al patrimonio netto; i valori delle correlazioni lungo la diagonale principale della matrice, collegano livelli di equilibrio di LT e persistenza a BT tra le stesse variabili e, come si vede, le loro intensità sono molto basse;
- k) I test sui residui dei modelli AR(1) confermano la stazionarietà per la totalità modelli e il comportamento *white noise* per la stragrande maggioranza di essi, suffragando la robustezza dei parametri degli autoregressivi del primo ordine;
- l) Di particolare rilievo sono la numerosità e le caratteristiche dei modelli aggiuntivi autoregressivi stimati sulla base delle analisi dei coefficienti di autocorrelazione; nel caso del VA/AN sono stati stimati 10 modelli aggiuntivi con lag integrativi in buona parte vicini a quelli del primo ordine; solo in quattro settori, Chimico, Mezzi di Trasporto, Elettronico

ed Energetico è stato necessario ricorrere a lag pari o successivi a 10 anni per catturare la memoria a lungo termine dei processi stocastici sottostanti; nel caso del MOL/AN sono stati stimati 17 modelli aggiuntivi, con lag integrativi in gran parte a breve termine e solo in tre casi, Elettrodomestici, Gomma ed Energetico, con lag uguali a dieci anni o successivi; nel caso del RC/AN i modelli aggiuntivi sono stati 18 con ben 6 settori con lag uguali a 10 o più anni (Cartario, Mezzi di Trasporto, Elettrodomestici, Stampa, Energetico e Servizi Pubblici); nel caso di RR/AN sono stati stimati 15 modelli aggiuntivi con 5 settori con lag integrativi oltre i 10 anni (Alimentare, Cartario, Elettrodomestici, Vetro ed Energetico); nel caso del ROE i modelli aggiuntivi sono stati 13 con solo 4 settori con lag integrativi oltre i 10 anni (Cartario, Meccanico, Vetro ed Energetico); nel caso del ROA i modelli aggiuntivi sono stati 11 con solo 3 settori con lag integrativi oltre i 10 anni (Cartario, Chimico e Distribuzione al Dettaglio); infine nel caso di CF/AN i modelli aggiuntivi sono stati 13 con solo due settori, Cartario e Vetro, con lag integrativi oltre il decennio;

- m) In tutti i settori si è reso opportuno calcolare modelli aggiuntivi: solo uno nei settori Gomma e Tessile, due nei Servizi Pubblici e ben sei nei settori Alimentare, Chimico, Mezzi di Trasporto, Prodotti per Edilizia, Metallurgico, Vetro, Distribuzione di Dettaglio e Trasporti; dei 97 modelli aggiuntivi, cinque hanno un solo lag temporale, ma ovviamente diverso da 1 anno, 65 hanno due lag, la maggior parte dei quali completa il lag di un anno con un ulteriore lag a breve termine, 23 hanno tre lag e solo 4 hanno quattro lag, nessuno con lag superiore a quattro; questi dati chiariscono che pur essendo efficace la stima dei modelli AR(1) come base per le analisi di persistenza, essa cattura solo in parte la memoria dei processi stocastici sottostanti alle variabili di redditività considerate in questa sede; tale limitazione è di particolare importanza quando si rende necessario includere lag a lungo termine per tenere conto correttamente delle autocorrelazioni parziali delle variabili originali;
- n) Nella maggior parte dei modelli aggiuntivi, ma non in tutti, i residui sono stazionari e *white noise*;
- o) Tutte le serie basate sulle differenze prime, stimate con ARIMA(0,1,0), sono stazionarie ed in buona parte con comportamenti *white noise*;

Tabella 25. Medie seriali - 1989-2021

Settori:	VAA _n	MOLA _n	RCA _n	RRAn	ROE	ROA	CFAn
Abbigliamento	20.94	9.59	6.44	3.14	7.68	8.82	7.26
Alimentare	19.74	8.88	4.80	3.12	7.92	6.56	7.05
Cartario	19.55	8.28	3.10	1.84	5.16	5.48	6.58
Chimico	16.47	6.39	2.70	0.88	1.40	5.00	5.36
Mezzi Trasporto	12.09	2.91	0.59	-0.48	-1.79	2.72	3.71
Elettrodomestici	23.92	7.03	3.88	2.30	8.38	6.13	6.54
Elettronico	23.09	5.82	1.80	0.29	0.58	3.61	5.09
Farmaceutico	27.99	12.32	9.43	5.79	13.80	11.22	9.63
Gomma	21.85	7.75	6.21	4.10	11.73	8.09	7.82
Stampa	20.60	6.06	4.40	1.48	3.83	6.24	6.03
Meccanico	20.35	6.84	4.33	2.64	8.52	6.02	5.56
Prodotti Edilizia	16.17	7.13	4.40	2.73	5.14	6.19	7.01
Metallurgico	18.18	7.20	2.25	0.74	1.65	4.85	5.40
Tessile	23.70	7.74	3.25	1.76	4.44	5.56	5.84
Vetro	27.99	11.93	5.97	3.97	9.54	7.85	10.53
Impiantistico	9.54	2.22	2.26	0.93	8.40	3.46	2.25
Soc. Diverse	25.01	9.43	5.47	3.02	7.64	7.58	7.92
Energetico	14.70	10.03	6.28	4.52	11.32	8.78	9.50
Costruzioni	9.00	3.21	1.86	0.57	1.67	3.81	2.87
Distrib. Dettaglio	22.42	6.38	3.35	2.16	7.71	4.56	6.17
Servizi Pubblico	21.07	14.40	5.69	2.87	8.97	8.39	11.18
Trasporti	19.23	3.34	-2.20	-2.21	-7.27	-0.32	2.57

Tabella 26. Correlazioni tra i parametri AR e OU

Correlazioni tra i livelli di equilibrio di LT							
	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
VAan	1.0000	0.6195	0.4700	0.4566	0.4894	0.4556	0.5570
MOLan	0.6195	1.0000	0.8022	0.8071	0.7486	0.8422	0.9625
RCan	0.4700	0.8022	1.0000	0.9674	0.8830	0.9879	0.8117
RRan	0.4566	0.8071	0.9674	1.0000	0.9473	0.9617	0.8466
ROE	0.4894	0.7486	0.8830	0.9473	1.0000	0.8652	0.8016
ROA	0.4556	0.8422	0.9879	0.9617	0.8652	1.0000	0.8495
CFan	0.5570	0.9625	0.8117	0.8466	0.8016	0.8495	1.0000
Correlazioni tra i parametri di persistenza a BT							
	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
VAan	1.0000	0.7755	-0.1850	-0.2457	-0.1032	0.1747	-0.1664
MOLan	0.7755	1.0000	0.2201	-0.0450	0.0177	0.4665	0.1024
RCan	-0.1850	0.2201	1.0000	0.4117	0.0425	0.7061	0.7533
RRan	-0.2457	-0.0450	0.4117	1.0000	0.5408	0.2376	0.4753
ROE	-0.1032	0.0177	0.0425	0.5408	1.0000	0.1014	0.1031
ROA	0.1747	0.4665	0.7061	0.2376	0.1014	1.0000	0.5671
CFan	-0.1664	0.1024	0.7533	0.4753	0.1031	0.5671	1.0000
Correlazioni tra livelli di equilibrio di LT e parametri di persistenza							
	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
VAan	0.2259	0.2172	-0.0937	-0.3358	-0.5658	0.0041	-0.3106
MOLan	0.2807	0.3921	-0.0572	-0.4295	-0.4357	0.1171	0.0156
RCan	0.2746	0.4020	-0.2668	-0.2588	0.0018	0.0343	-0.1836
RRan	0.3108	0.4401	-0.2597	-0.2796	-0.0811	0.0061	-0.1606
ROE	0.3256	0.4946	-0.1977	-0.3175	-0.1943	0.0426	-0.1780
ROA	0.2622	0.3698	-0.2450	-0.2795	-0.0431	0.0479	-0.1368
CFan	0.3590	0.4640	-0.0290	-0.4483	-0.3954	0.1375	0.0432

Un altro approccio usato per valutare la persistenza dei risultati reddituali è consistito nel calcolare le matrici di transizione: per ciascuna variabile sono stati definiti dieci intervalli di uguale ampiezza in modo da coprire l'intero campo di esistenza (max-min) dei valori dei sette indicatori; sono state quindi calcolate le frequenze delle transizioni tra le dieci classi per ciascun biennio; sono state aggregate le matrici dei 32 bienni, dal 1989 al 2021 e sono state calcolate le frequenze cumulate; tali frequenze sono state ripartite in tre categorie: 1) persistenza, corrispondente alla somma delle celle della diagonale principale (frequenze delle osservazioni che nel tempo non hanno cambiato la classe di valore dell'anno iniziale di ciascun biennio), 2) peggioramento, pari alla somma delle frequenze delle osservazioni che si sono spostate in classi di valori peggiori rispetto all'anno iniziale di ciascun biennio, 3) miglioramento, uguale alla somma delle frequenze delle osservazioni che si sono spostate in classi di valori migliori di quelli dell'anno iniziale di ciascun biennio. Se non ci fosse persistenza statistica e la dinamica del sistema

fosse puramente casuale le frequenze delle tre categorie individuate sopra sarebbero uguali ad un terzo ciascuna.

La tabella 27 riporta le frequenze cumulate delle tre categorie di migrazioni. Quella più rilevante in questa sede è la seconda, corrispondente alla frequenza della persistenza nelle stesse classi delle osservazioni registrate in ciascun biennio: i dati confermano le conclusioni già raggiunte in sede di analisi dei modelli autoregressivi del primo ordine con lag uguale al primo anno; è infatti sufficiente confrontare le frequenze delle persistenze con le medie dei parametri di persistenza stimati con i modelli AR(1), riportate per memoria nell'ultima riga (la correlazione tra i due tipi di dati è del 95% circa). Le variabili che hanno una frequenza di persistenza intorno ad un terzo sono non sorprendentemente il RR/AN ed il ROE, mentre la massima persistenza è quella che caratterizza il VA/AN.

Tabella 27. Sintesi matrici di transizione

Frequenze di:	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
Peggioramento	0.2941	0.2264	0.1935	0.2921	0.3117	0.2144	0.3193
Persistenza	0.5734	0.4944	0.4853	0.3156	0.3073	0.4782	0.3107
Miglioramento	0.1325	0.2793	0.3212	0.3922	0.3810	0.3074	0.3700
Totale	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Media Persist. AR(1)	0.8780	0.7509	0.6311	0.5017	0.4461	0.6582	0.5165

Un'ulteriore verifica della persistenza delle variabili reddituali è stata condotta utilizzando la trasformazione in ranghi dei valori annuali dei diversi settori per i vari indicatori. In altri termini ogni valore numerico degli indicatori per anno e settore è stato trasformato in rango (1 contraddistingue il migliore e 22 il peggiore), poi sono state calcolate le medie seriali dei ranghi (dal 1989 al 2021) per ciascun settore, le variabilità (scarto quadratico medio) e le variabilità relative (coefficienti di variazione). L'analisi di tale variabilità relativa può essere considerata una metrica di persistenza non parametrica, intesa come instabilità seriale dei ranghi delle diverse variabili tra i settori. La tabella 28 riporta la variabilità relativa seriale per settore e indicatore ed in calce sono state inserite le medie e gli scarti quadratici medi rispetto ai settori. Come si vede le medie dei coefficienti di variazione settoriali sono considerabili una metrica non parametrica del grado di persistenza dei processi stocastici sottostanti alle variabili reddituali; a conferma di questo risultato, la correlazione tra le medie delle variabilità relative e la media dei parametri di persistenza dei modelli AR(1) è dell'89,4% circa (la correlazione è negativa: una elevata variabilità relativa implica una bassa persistenza).

Tabella 28. Variabilità relativa dei ranghi (SQM/Media) - 1989-2021

Variabili	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
Settori:							
Abbigliamento	0.2756	0.4762	0.6386	0.4878	0.3797	0.7778	0.4731
Alimentare	0.1607	0.3042	0.2792	0.4055	0.3071	0.2577	0.3175
Cartario	0.2063	0.3448	0.2640	0.3024	0.3246	0.3196	0.3066
Chimico	0.2039	0.3087	0.3595	0.4337	0.3603	0.3657	0.3511
Mezzi Trasporto	0.0618	0.0709	0.1362	0.2000	0.2575	0.1397	0.1385
Elettrodomestici	0.4022	0.2787	0.3935	0.4091	0.5466	0.4115	0.3952
Elettronico	0.7583	0.2267	0.2905	0.3256	0.3408	0.2407	0.2756
Farmaceutico	0.7194	0.5044	0.8478	0.7351	0.6772	0.9201	0.5700
Gomma	0.5332	0.4211	0.7607	0.9816	1.0219	0.7295	0.5440
Stampa	0.2959	0.3114	0.5672	0.5940	0.5248	0.5355	0.4267
Meccanico	0.4786	0.2651	0.4101	0.4490	0.5228	0.3663	0.2444
Prodotti Edilizia	0.2000	0.5125	0.5756	0.6356	0.4289	0.5307	0.6060
Metallurgico	0.2596	0.4172	0.3590	0.4290	0.4495	0.4043	0.3399
Tessile	0.4364	0.2429	0.3039	0.3647	0.3130	0.3212	0.2347
Vetro	0.5986	0.6723	0.6073	0.6801	0.5617	0.5623	0.6976
Impiantistico	0.0635	0.0855	0.2795	0.3274	0.7462	0.2267	0.1008
Soc. Diverse	0.5398	0.4910	0.5612	0.6145	0.5265	0.5580	0.6389
Energetico	0.2926	0.7309	0.7786	0.8270	0.7554	0.7086	0.8085
Costruzioni	0.0315	0.0886	0.2493	0.2684	0.4560	0.2612	0.1987
Distrib. Dettaglio	0.5089	0.3221	0.2043	0.2622	0.3810	0.1789	0.2350
Servizi Pubblico	0.4708	0.7835	0.6775	0.5768	0.6229	0.7141	0.9522
Trasporti	0.5833	0.4175	0.1393	0.2013	0.3903	0.1220	0.4349
Media	0.3673	0.3762	0.4401	0.4778	0.4952	0.4387	0.4223
Ranghi: 1 = migliore, 22 = peggiore							

Le evidenze statistiche, i modelli autoregressivi, le matrici di transizione sufficientemente fini e la variabilità dei ranghi sono complessivamente concordi nel valutare la persistenza a breve termine delle variabili reddituali prese in considerazione.

MODELLI SUI PARAMETRI AUTOREGRESSIVI

Questa sezione è dedicata ad una prima analisi dei determinanti dei parametri dei modelli autoregressivi, in particolare del coefficiente di persistenza breve termine e del livello di equilibrio a lungo termine ricavato dai modelli OU. Le variabili utilizzate come fattori esplicativi sono forzatamente limitate ad alcuni indicatori di bilancio focalizzati su struttura delle attività investite, composizione dei costi, struttura operativa e produttività elaborati sulla stessa fonte di Mediobanca. L'elenco di queste variabili è riportato nell'Appendice alla Tabella B. Oltre ad esse sono state effettuate stime anche con variabili categoriche, come la tassonomia di Pavitt applicata ai settori Mediobanca, ma i risultati non sono stati ritenuti soddisfacenti e non sono riportati in questa sede.

Per sviluppare tali stime è stato necessario aumentare il numero delle osservazioni in modo da ottenere gradi libertà sufficienti. A questo fine per ciascun settore sono state calcolate le medie dei sette indicatori di profittabilità e dei fattori esplicativi su finestre mobili a scorrimento di dieci anni; con lo stesso criterio sono stati calcolati i coefficienti di persistenza a breve termine dei modelli AR(1). Sono state così generate 528 osservazioni, che per tutti i settori coprono il periodo 1998-2021. La costruzione di variabili con finestre mobili a scorrimento causa ovviamente una correlazione parziale nelle serie storiche così create⁷⁰, ma si è ritenuto in questo primo studio di accettare tale limitazione al fine di poter sviluppare alcune regressioni di collegamento tra i parametri dei modelli autoregressivi e le variabili potenzialmente esplicative, anche in considerazione del fatto che le regressioni riguardano *cross-sections* tra i settori. Se in luogo di ricorrere alle finestre mobili a scorrimento si fossero costruite variabili sulla base di periodi decennali senza sovrapposizioni (e quindi statisticamente più robuste) le osservazioni complessive sarebbero state 66 invece di 528. Inoltre, la stima dei parametri di persistenza a breve termine su finestre decennali è forzatamente debole statisticamente a causa della limitatezza del numero di osservazioni, ma anche in questo caso si è preferito far prevalere la finalità dell'analisi di regressione successiva. Per questi due motivi i risultati inclusi in questa sezione vanno considerati esclusivamente come prime percezioni di fenomeni più complessi, al momento non investigabili compiutamente.

Quale premessa alle analisi successive sono stati riportati nelle tabelle 29 da A ad E i coefficienti di correlazione tra le medie decennali a finestra mobile delle variabili reddituali (Tabella 29A), tra le medie delle variabili reddituali ed i coefficienti di persistenza a breve termine calcolati con i modelli autoregressivi sulle finestre decennali (Tabella 29B), tra le medie delle variabili reddituali e le medie dei fattori esplicativi (Tabella 29C), tra i coefficienti di persistenza

⁷⁰ Ad esempio, la media calcolata sui valori osservati dall'anno 1 all'anno 10 non è statisticamente indipendente dalla media calcolata sul decennio 2-11.

e le medie dei fattori esplicativi (Tabella 29D), tra i coefficienti di persistenza delle variabili reddituali e dei fattori esplicativi (Tabella 29E).

Tabella 29A. Correlazioni tra medie decennali (finestre mobili)

	m-VAAn	m-MOLAn	m-RCAAn	m-RRAn	m-ROE	m-ROA	m-CFAn
m-VAAn	1.0000	0.7081	0.4593	0.3562	0.2615	0.5518	0.6196
m-MOLAn	0.7081	1.0000	0.7875	0.7077	0.5879	0.8613	0.9411
m-RCAAn	0.4593	0.7875	1.0000	0.9522	0.8649	0.9467	0.8463
m-RRAn	0.3562	0.7077	0.9522	1.0000	0.9221	0.8632	0.8123
m-ROE	0.2615	0.5879	0.8649	0.9221	1.0000	0.7810	0.6752
m-ROA	0.5518	0.8613	0.9467	0.8632	0.7810	1.0000	0.8640
m-CFAn	0.6196	0.9411	0.8463	0.8123	0.6752	0.8640	1.0000

Tabella 29B. Correlazioni tra medie e persistenze AR(1) (finestre mobili decennali)

	AR(λ)-VAAn	AR(λ)-MOLAn	AR(λ)-RCAAn	AR(λ)-RRAn	AR(λ)-ROE	AR(λ)-ROA	AR(λ)-CFAn
m-VAAn	0.1174	-0.0350	-0.0709	-0.1231	-0.1764	-0.1166	-0.1037
m-MOLAn	0.2051	0.2037	-0.0332	-0.0069	-0.1536	-0.0204	0.0194
m-RCAAn	0.1654	0.2926	-0.1069	0.0464	-0.0772	0.0200	0.0332
m-RRAn	0.1794	0.3369	-0.1234	0.0052	-0.1255	0.0166	0.0230
m-ROE	0.1535	0.3010	-0.1702	-0.0228	-0.1264	-0.0004	-0.0123
m-ROA	0.1579	0.2399	-0.0789	0.0483	-0.0740	0.0245	0.0388
m-CFAn	0.2337	0.2894	-0.0736	-0.0258	-0.1852	-0.0266	0.0084

Tabella 29C. Correlazioni tra medie variabili reddituali e fattori esplicativi (finestre decennali)

	m-VAAn	m-MOLAn	m-RCAAn	m-RRAn	m-ROE	m-ROA	m-CFAn
m-LN(ric)	-0.2089	0.1170	0.1319	0.1574	0.1188	0.0935	0.1493
m-RicAN	0.5141	0.1961	0.1774	0.1651	0.1242	0.1992	0.1670
m-VARic	0.4156	0.5472	0.2490	0.1663	0.1268	0.3082	0.4778
m-VADip	-0.1570	0.3708	0.4290	0.4389	0.3430	0.3831	0.4532
m-ITLdip	-0.2763	0.1601	0.1459	0.2210	0.1245	0.1167	0.2636
m-CLAVdip	-0.2712	-0.0737	0.1528	0.1538	0.0877	-0.0051	0.0324
m-FAqa	-0.2318	-0.1298	0.0074	0.0962	0.0023	-0.1369	-0.0320
m-ITLqa	-0.3093	-0.2383	-0.1809	-0.0586	-0.1277	-0.3153	-0.1745
m-CostVarRic	-0.1873	-0.3402	-0.1312	-0.0532	-0.0559	-0.1783	-0.2552
m-CostFixRic	-0.0100	-0.0779	-0.2887	-0.3196	-0.3005	-0.2708	-0.1417
m-OperLev	0.0463	0.1047	-0.1479	-0.1934	-0.1773	-0.1225	0.0409
m-ExpRic	-0.1095	-0.3337	-0.1393	-0.1093	-0.0253	-0.1867	-0.2948
m-ImmITL	-0.1304	0.0317	0.1591	0.0355	0.0689	0.1358	-0.0054
m-Q im Qam	-0.1249	-0.0792	0.0847	-0.0357	-0.0096	0.1063	-0.1404
m-AttCorRic	-0.5458	-0.4873	-0.2597	-0.2386	-0.0499	-0.3025	-0.5079
m-AttCorITL	-0.4818	-0.4245	-0.1648	-0.1444	0.0931	-0.1931	-0.4485
m-Produkt 2	0.0333	0.1532	0.4274	0.3156	0.3914	0.4128	0.1179
m-ClavVa	-0.1192	-0.7462	-0.6973	-0.6880	-0.5870	-0.7188	-0.7594
m-ITLric	-0.0617	0.1329	-0.1427	-0.0816	-0.1437	-0.1505	0.1286

Tabella 29D. Correlazioni tra medie dei fattori e persistenze AR(1) (finestre mobili decennali)

	AR(λ)- VAAn	AR(λ)- MOLAn	AR(λ)- RCAn	AR(λ)- RRAn	AR(λ)- ROE	AR(λ)- ROA	AR(λ)- CFAn
m-LN(ric)	0.1095	0.1339	0.1544	0.1084	0.0444	0.1543	0.0042
m-RicAN	0.0184	-0.1201	-0.1393	-0.1382	-0.1355	-0.0655	-0.1642
m-VARic	0.1537	0.1458	0.1337	0.0195	-0.0451	-0.0075	0.0279
m-VADip	0.1222	0.2615	0.0516	0.0847	0.0035	0.0912	0.0401
m-ITLdip	0.1412	0.2167	0.0949	0.0617	0.0041	0.0985	0.0680
m-CLAVdip	-0.0093	0.1172	0.0501	0.1226	0.1126	0.0624	0.0361
m-FAqa	0.0440	0.1622	0.1238	-0.0143	-0.0205	0.1393	0.0827
m-ITLqa	0.1191	0.1252	0.2068	0.0600	0.0716	0.1458	0.1039
m-CostVarRic	-0.0705	-0.0592	-0.0348	-0.0390	-0.0174	0.0752	-0.0510
m-CostFixRic	0.0322	-0.0591	0.0702	0.0219	0.0551	-0.0918	0.0227
m-OperLev	0.0721	0.0126	0.0742	0.0363	0.0396	-0.0860	0.0312
m-ExpRic	-0.1830	-0.1500	-0.1634	-0.1680	-0.0827	-0.0276	-0.0818
m-ImmITL	-0.0533	0.0929	0.0591	0.0931	0.1015	0.1002	-0.0466
m-Q im Qam	-0.1423	-0.0148	0.0133	0.1346	0.1586	0.0483	0.0339
m-AttCorRic	-0.1790	-0.0673	-0.0522	0.1195	0.1760	-0.0300	0.1198
m-AttCorITL	-0.1931	-0.0666	-0.0971	0.1307	0.1822	-0.0367	0.0971
m-Produitt 2	-0.1042	0.0435	-0.0456	0.2039	0.1679	0.0092	0.0180
m-ClavVa	-0.1570	-0.2900	0.0379	-0.0287	0.1125	-0.0465	-0.0461
m-ITLric	0.2019	0.1519	0.2218	0.0271	-0.0078	0.0830	0.0725

Tabella 29E. Correlazioni tra persistenze (fattori e variabili reddituali) (finestre decennali)

	AR(λ)- VAAn	AR(λ)- MOLAn	AR(λ)- RCAn	AR(λ)- RRAn	AR(λ)- ROE	AR(λ)- ROA	AR(λ)- CFAn
AR(λ)-LN(ric)	0.0731	0.1379	0.2307	0.2111	0.1922	0.1486	0.0947
AR(λ)-RicAN	0.4333	0.1591	0.1671	0.0823	0.0557	0.1231	0.0862
AR(λ)-VARic	0.1353	0.1223	0.0619	0.0359	0.0192	0.0899	0.0384
AR(λ)-VADip	0.0405	0.2185	0.2140	0.1250	0.0612	0.1507	0.1241
AR(λ)-ITLdip	0.1268	-0.0508	-0.0327	-0.1227	-0.1065	-0.0156	-0.1048
AR(λ)-CLAVdip	-0.0329	0.0888	0.0469	-0.0385	-0.0377	0.0924	0.1066
AR(λ)-FAqa	-0.1728	-0.0737	0.0203	0.0699	0.0819	-0.0503	0.0551
AR(λ)-ITLqa	-0.0916	-0.1139	-0.0614	-0.0322	-0.0214	-0.1043	-0.0456
AR(λ)-CostVarRic	0.2158	0.2531	0.2831	0.1855	0.1737	0.1940	0.1976
AR(λ)-CostFixRic	0.1361	0.2709	0.2082	0.2027	0.1731	0.1212	0.1326
AR(λ)-OperLev	0.0817	0.1460	0.0980	0.1475	0.1269	0.0401	0.1417
AR(λ)-ExpRic	0.0240	0.0552	0.0454	-0.0322	-0.0725	0.0646	0.0049
AR(λ)-ImmITL	-0.1096	-0.0453	-0.0584	-0.0739	-0.1003	-0.1281	-0.0241
AR(λ)-Q im Qam	-0.1369	0.0243	-0.0192	0.0236	-0.0391	-0.0869	0.0125
AR(λ)-AttCorRic	0.3195	0.0711	0.1424	0.1218	0.1620	0.0827	0.0672
AR(λ)-AttCorITL	0.0870	-0.0090	-0.0061	-0.0045	0.0075	0.0411	-0.0110
AR(λ)-Produitt 2	0.0057	-0.0560	0.0658	-0.0497	-0.0356	0.0557	0.0128
AR(λ)-ClavVa	0.2189	0.6396	0.4129	0.2934	0.3152	0.4036	0.3167
AR(λ)-ITLric	0.1101	-0.0648	0.0010	-0.0390	-0.0173	-0.0210	-0.0736

La mappa delle correlazioni tra le medie decennali delle sette variabili reddituali (Tabella 29A e Tabella 26-prima parte) è complessivamente prossima a quella delle correlazioni tra i valori di equilibrio di lungo periodo delle stesse variabili; le maggiori difformità si registrano nelle connessioni tra ROE e Valore Aggiunto/Attivo Netto e tra ROE e MOL/Attivo Netto. Per i livelli delle variabili si può quindi assumere, sia pure con una certa circospezione, una generale coerenza tra l'analisi originale con tutte le 32 osservazioni annuali per settore e l'analisi delle osservazioni generate con le finestre mobili decennali a scorrimento. Più debole si presenta invece la coerenza tra le mappe delle correlazioni tra le medie delle variabili ed i coefficienti di persistenza a breve termine delle variabili originali e delle osservazioni costruite con le finestre mobili (Tabella 29B e Tabella 26-terza parte): come si vede dal confronto tra le due tabelle vi sono notevoli differenze tra le correlazioni, che, tenuto conto di quanto detto sopra a proposito della Tabella 29A, appaiono derivare dalla debolezza statistica delle stime autoregressive sulle finestre mobili decennali. A tale debolezza al momento non si ravvisano soluzioni accettabili, volendo conservare un numero elevato di gradi di libertà nei modelli successivi. Le tabelle 29C,D,E sono state utilizzate come guida per la selezione dei fattori esplicativi da includere nelle regressioni esposte nel seguito.

La prima serie di modelli riguarda il collegamento tra le medie di lungo periodo delle variabili reddituali ed i fattori esplicativi. Le tabelle 30 da A a G riportano i modelli stimati con regressione multipla avendo come variabili dipendente gli indicatori di profittabilità; le stime sono state condotte su tutte le 528 osservazioni costruite con le finestre decennali.

Tabella 30A. Modello Livello di LT di Valore Aggiunto/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs		528
				F(5, 522)	=	973.95
Model	17915.58	5	3583.12	Prob > F	=	0
Residual	1920.41	522	3.6789	R-squared	=	0.9032
				Adj R-squared	=	0.9023
Total	19835.99	527	37.6394	Root MSE	=	1.9181
mVAAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf.	interval]
mRicAN	22.4073	0.4255	52.67	0.000	21.5715	23.2432
mVARic	0.5586	0.0103	54.03	0.000	0.5383	0.5790
mITLqa	-0.1293	0.0126	-10.29	0.000	-0.1540	-0.1046
mLNric	-0.9601	0.0867	-11.07	0.000	-1.1305	-0.7897
mImmITL	-0.0352	0.0073	-4.84	0.000	-0.0495	-0.0209
_cons	6.1258	1.4615	4.19	0.000	3.2547	8.9968

Il livello di equilibrio di lungo periodo del Valore Aggiunto/Attivo Netto (calcolato con le osservazioni decennali) appare funzione positiva di Ricavi/Attivo Netto e Valore Aggiunto/Ricavi

e funzione negativa di Immobilizzazioni Tecniche Lorde/Quota Ammortamento, del logaritmo (naturale) dei Ricavi e dell'intensità di Immobilizzazioni Immateriali su quelle Tecniche Lorde. Si osservi che il prodotto delle prime due variabili, RIC/AN e VA/RIC genera esattamente l'endogena VA/AN e pertanto la loro inclusione nel modello è quasi banale. Ma la loro presenza non esaurisce la spiegazione statistica del comportamento dell'endogena per un aspetto particolare: com'è noto la media di una variabile casuale che è il prodotto di altre due variabili corrisponde al prodotto delle medie più la covarianza tra le due variabili; però le stime dei valori di equilibrio di lungo periodo ricavate con modello OU da modelli AR(1) non rispecchiano esattamente la relazione moltiplicativa che lega le tre variabili perché, pur essendo prossimi alle medie seriali, i valori di equilibrio di lungo periodo non corrispondono esattamente ad esse. Ad esempio, usando i dati dei Dati Cumulativi totali si ha: valori di equilibrio di lungo periodo VA/AN=17.91, VA/RIC=26.24, RIC/AN=0.673 e $26.24 \cdot 0.673 = 17.67$, la cui differenza con 17.91 non è uguale alla covarianza tra VA/RIC e RIC/AN; mentre le medie seriali sono VA/AN=17.39, VA/RIC=25.64, RIC/AN=0.674 e $25.64 \cdot 0.674 = 17.29$, la cui differenza rispetto a 17.39 è esattamente uguale alla covarianza tra VA/RIC e RIC/AN, 0.1022. Le differenze tra le medie e le stime OU derivano dalle approssimazioni della massima verosimiglianza. La dimensione aggregata del settore in termini di ricavi ha un impatto negativo sul livello di VA/AN per le caratteristiche strutturali degli stessi (composti com'è noto da grandi e medio-grandi imprese censite da Mediobanca). Le altre variabili sono in qualche modo connesse al denominatore del rapporto VA/AN: ITL/QA è una stima contabile della vita utile media dei cespiti acquisiti dalle imprese ed è una proxy della importanza del capitale fisso aziendale; IMM/ITL tiene conto di una seconda componente delle immobilizzazioni, quelle intangibili. La connessione di questi due indicatori con il denominatore dell'endogena spiega il segno negativo dei coefficienti della regressione.

Tabella 30B. Modello Livello di LT di Margine Operativo Lordo/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	256.74
Model	4955.45	5	991.09	Prob > F	=	0
Residual	2015.09	522	3.8603	R-squared	=	0.7109
				Adj R-squared	=	0.7081
Total	6970.54	527	13.2268	Root MSE	=	1.9648
mMOLAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVARic	0.2625	0.0130	20.1400	0.0000	0.2369	0.2881
mProdu2	0.8554	0.0754	11.3500	0.0000	0.7073	1.0035
mRicAN	7.2801	0.7299	9.9700	0.0000	5.8463	8.7140
mAttCorRic	-0.0082	0.0039	-2.1000	0.0360	-0.0160	-0.0005
mITLqa	-0.1094	0.0136	-8.0200	0.0000	-0.1362	-0.0826
_cons	-3.6094	1.3006	-2.7800	0.0060	-6.1644	-1.0543

Anche il livello di lungo periodo del Margine Operativo Lordo/Attivo Netto è funzione positiva di VA/RIC e RIC/AN, integrata dalla produttività complessiva dei fattori lavoro e capitale; la presenza di questa variabile conferma che la base della redditività lorda dell'attivo è la capacità di utilizzare in modo efficiente i fattori interni di produzione. Le altre due variabili, Attivo Corrente/Ricavi e ITL/QA, come nel modello precedente, sono connesse con il denominatore dell'endogena ed entrano nella regressione con coefficienti negativi; l'uso congiunto di queste due variabili tiene conto sia della componente corrente che (parte) di quella fissa dell'attivo; la capacità dell'impresa di gestire in modo efficiente il circolante migliora la redditività lorda dell'attivo, anche se in misura limitata. L'interazione tra indicatore di produttività complessiva e ITL/QA è complessa perché da un lato il secondo indicatore influisce sul denominatore per via mediata, ma dall'altro le Immobilizzazioni Tecniche Lorde rappresentano il fattore capitale il cui impatto sulla produttività complessiva è catturato dalla prima variabile: a parità di Valore Aggiunto un aumento del fattore capitale riduce la misura di produttività ed espande il denominatore dell'endogena, con un effetto congiunto che si rafforza reciprocamente; il contrario ovviamente si verifica nel caso di una diminuzione dell'entità del capitale fisso, a parità di Valore Aggiunto.

Il modello sul livello di lungo periodo del Risultato Corrente sull'Attivo Netto (Tabella 30C) ha una struttura simile a quella della redditività lorda: il VA/RIC e RIC/AN entrano anche in questo caso nel modello, ma la produttività parziale del lavoro (VA/DIP) prevale sulla produttività globale dei fattori interni (Produtt2). Inoltre accanto a ITL/QA una seconda variabile cattura l'importanza di componenti dell'Attivo: l'incidenza dei costi fissi sui ricavi (CostFixRic); quest'ultima non solo include la quota di ammortamento, funzione delle Immobilizzazioni Tecniche Lorde, ma anche componenti fisse dei costi per servizi e lavoro e pertanto sintetizza importanti elementi di rigidità delle strutture operative (anche componenti finanziarie) che possono pilotare la variabilità del risultato corrente (che, si rammenta, è misurato prima delle partite straordinarie). Tale variabile pertanto completa ITL/QA quale elemento informativo della struttura dell'attivo con la considerazione a più ampio raggio delle strutture aziendali.

Tabella 30C. Modello Livello di LT di Risultato Corrente/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	104.32
Model	1978.01	5	395.60	Prob > F	=	0
Residual	1979.44	522	3.7920	R-squared	=	0.4998
				Adj R-squared	=	0.4950
Total	3957.45	527	7.5094	Root MSE	=	1.9473
mRCAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVADip	0.0181	0.0025	7.2600	0.0000	0.0132	0.0230
mVARic	0.1855	0.0145	12.7500	0.0000	0.1569	0.2140
mCostFixRic	-0.1635	0.0196	-8.3500	0.0000	-0.2020	-0.1250
mITLqa	-0.0478	0.0129	-3.7100	0.0000	-0.0730	-0.0225
mRicAN	2.0480	0.5374	3.8100	0.0000	0.9922	3.1038
_cons	1.4253	0.8352	1.7100	0.0890	-0.2155	3.0660

Tabella 30D. Modello Livello di LT di Risultato Rettificato/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(3, 524)	=	119.61
Model	954.71	3	318.24	Prob > F	=	0
Residual	1394.21	524	2.6607	R-squared	=	0.4064
				Adj R-squared	=	0.4030
Total	2348.92	527	4.4572	Root MSE	=	1.6312
mRRAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVARic	0.1599	0.0133	12.040	0.0000	0.1338	0.1860
mVADip	0.0143	0.0016	8.860	0.0000	0.0111	0.0175
mOperLev	-8.5845	0.6302	-13.620	0.0000	-9.8224	-7.3465
_cons	0.1316	0.2258	0.580	0.5600	-0.3120	0.5753

Il modello sulla redditività netta sull'attivo (Risultato Rettificato/Attivo Netto) (Tabella 30D) ha minori capacità esplicative, dal punto di vista della performance statistica. I fattori esogeni più significativi riguardano la quota del Valore Aggiunto per unità di Ricavo, la produttività del lavoro e un indicatore sintetico della struttura dei costi (OperLev) che rapporta le componenti fisse su quelle variabili: valorizzazione dei ricavi, produttività e mix delle strutture aziendali (dalla prospettiva dei loro effetti sul conto economico, via costi) sono alla base della profittabilità netta di lungo periodo dell'attivo.

Non dissimile dal Risultato Rettificato/Attivo Netto è la performance statistica del modello sulla redditività netta misurata sul Patrimonio Netto (ROE) (Tabella 30E); anche i fattori

esplicativi richiamano quelli del modello precedente: produttività del lavoro, produttività complessiva dell'attivo (misurata da turnover RIC/AN), mix dei costi operativi. Poiché il Patrimonio Netto dipende sia dall'entità dell'Attivo che dalla struttura finanziaria, che volutamente non ha fatto parte dei fattori esplicativi selezionati per dare la precedenza alle componenti più strettamente produttive ed operative, si deduce che la rigidità delle strutture aziendali indotta dall'indebitamento sia in qualche modo, imperfettamente, catturata dalle altre variabili presenti nel modello: ad esempio vi è evidenza che la dinamica dei debiti è funzione di quella dei ricavi (lo sviluppo dell'impresa va finanziato ed il debito può rappresentarne una parte rilevante, specie in certi settori) e quindi la presenza del rapporto RIC/AN nel modello può assorbire implicitamente un effetto esplicativo della redditività netta legata alla struttura finanziaria.

Tabella 30E. Modello Livello di LT di ROE

Source	SS	df	MS	Number of obs =	528	
				F(4, 523) =	90.41	
Model	7972.88	4	1993.22	Prob > F =	0	
Residual	11530.46	523	22.0468	R-squared =	0.4088	
				Adj R-squared =	0.4043	
Total	19503.34	527	37.0082	Root MSE =	4.6954	
mROE	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf.	interval]
mCostVarRic	-0.7664	0.0531	-14.4300	0.0000	-0.8708	-0.6620
mOperLev	-38.9762	2.9141	-13.3800	0.0000	-44.7010	-33.2514
mVADip	0.0369	0.0048	7.7500	0.0000	0.0275	0.0462
mRicAN	4.8688	1.1952	4.0700	0.0000	2.5208	7.2168
_cons	69.8527	5.1416	13.5900	0.0000	59.7520	79.9533

Tabella 30F. Modello Livello di LT di ROA

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	153.01
Model	2539.81	5	507.96	Prob > F	=	0
Residual	1732.93	522	3.3198	R-squared	=	0.5944
				Adj R-squared	=	0.5905
Total	4272.74	527	8.1077	Root MSE	=	1.8220
mROA	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVADip	0.0177	0.0023	7.6000	0.0000	0.0132	0.0223
mRicAN	2.5774	0.5029	5.1300	0.0000	1.5895	3.5653
mITLqa	-0.0995	0.0120	-8.2600	0.0000	-0.1232	-0.0758
mVARic	0.2157	0.0136	15.8500	0.0000	0.1890	0.2424
mCostFixRic	-0.1627	0.0183	-8.8800	0.0000	-0.1987	-0.1267
_cons	3.2935	0.7815	4.2100	0.0000	1.7583	4.8287

Il livello di lungo periodo della redditività complessiva sull'attivo (ROA) (Tabella 30F) include le variabili più rilevanti viste finora dei modelli precedenti, come una sorta di sintesi globale dei diversi livelli di profittabilità: valorizzazione dei ricavi, produttività del lavoro e dell'attivo, struttura fissa dei costi e proxy dell'intensità di capitale fisso. Il modello sul valore di lungo periodo di Cash Flow/Attivo Netto (Tabella 30G) rappresenta una variazione del precedente modello sul MOL/AN, in cui la produttività del lavoro prende il posto della produttività complessiva e la presenza della componente fissa dei costi cattura gli elementi di rigidità delle strutture non sufficientemente assorbite dal capitale fisso.

Tabella 30G. Modello Livello di LT di Cash Flow/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	249.62
Model	2855.42	5	571.08	Prob > F	=	0
Residual	1194.24	522	2.2878	R-squared	=	0.7051
				Adj R-squared	=	0.7023
Total	4049.66	527	7.6844	Root MSE	=	1.5126
mCFAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVARic	0.2170	0.0128	17.000	0.0000	0.1919	0.2420
mVADip	0.0136	0.0017	7.870	0.0000	0.0102	0.0170
mAttCorRic	-0.0199	0.0021	-9.700	0.0000	-0.0239	-0.0159
mITLqa	-0.0799	0.0108	-7.390	0.0000	-0.1012	-0.0587
mCostFixRic	-0.1462	0.0144	-10.190	0.0000	-0.1744	-0.1180
_cons	6.7633	0.3180	21.270	0.0000	6.1386	7.3880

Le tabelle 31 da A a G riguardano i modelli che mettono in collegamento i coefficienti di persistenza a breve termine delle sette variabili reddituali con le medie di lungo periodo dei fattori esplicativi. La capacità esplicativa delle esogene è assai limitata rispetto ai modelli visti in precedenza (Tabella 30 A-G) per la difficoltà anche di tipo concettuale di stabilire connessioni tra persistenze di breve periodo e livelli di lungo periodo di fattori esplicativi. Nonostante tali difficoltà, riflesse in modeste metriche statistiche dei modelli, si è ritenuto comunque interessante effettuare questo scrutinio, quale premessa alle elaborazioni successive (Tabella 32 A-G seguenti).

Tabella 31A. Modello Persistenza a BT di Valore Aggiunto/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	8.21
Model	3.20	4	0.8012	Prob > F	=	0
Residual	51.01	523	0.0975	R-squared	=	0.0591
				Adj R-squared	=	0.0519
Total	54.22	527	0.1029	Root MSE	=	0.3123
AR λ VAA α n	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mVADip	0.0016	0.0004	4.1200	0.0000	0.0009	0.0024
mCLAVdip	-0.0055	0.0015	-3.6000	0.0000	-0.0085	-0.0025
mITLq α	0.0045	0.0021	2.1700	0.0300	0.0004	0.0087
mQimQ α m	-0.0012	0.0005	-2.3700	0.0180	-0.0022	-0.0002
_cons	0.6293	0.0625	10.0700	0.0000	0.5065	0.7520

Tabella 31B. Modello Persistenza a BT di Margine Oper.Lordo/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	18.01
Model	9.16	5	1.8312	Prob > F	=	0
Residual	53.08	522	0.1017	R-squared	=	0.1471
				Adj R-squared	=	0.1390
Total	62.23	527	0.1181	Root MSE	=	0.3189
AR λ MOL α n	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
mRicAN	-0.3774	0.0779	-4.840	0.0000	-0.5305	-0.2243
mVARic	0.0115	0.0021	5.390	0.0000	0.0073	0.0157
mITLq α	0.0072	0.0019	3.700	0.0000	0.0034	0.0110
mCostFixRic	-0.0198	0.0025	-7.860	0.0000	-0.0248	-0.0149
mExpRic	-0.0024	0.0008	-2.950	0.0030	-0.0039	-0.0008
_cons	0.9076	0.1303	6.970	0.0000	0.6517	1.1635

Tabella 31C. Modello Persistenza a BT di Risultato Corrente/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(2, 525)	=	17.78
Model	4.14	2	2.0693	Prob > F	=	0
Residual	61.10	525	0.1164	R-squared	=	0.0634
				Adj R-squared	=	0.0599
Total	65.24	527	0.1238	Root MSE	=	0.3411
ARλRCAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf.	interval]
mITLqa	0.0089	0.0020	4.4300	0.0000	0.0049	0.0128
mProduutt2	0.0372	0.0109	3.4000	0.0010	0.0157	0.0586
_cons	0.1315	0.0464	2.8300	0.0050	0.0403	0.2227

Tabella 31D. Modello Persistenza a BT di Risultato Rettificato/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(3, 524)	=	13.55
Model	5.36	3	1.7854	Prob > F	=	0
Residual	69.05	524	0.1318	R-squared	=	0.0720
				Adj R-squared	=	0.0667
Total	74.41	527	0.1412	Root MSE	=	0.3630
ARλRRAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf.	interval]
mCLAVdip	0.0036	0.0012	2.880	0.0040	0.0011	0.0060
mExpRic	-0.0040	0.0009	-4.640	0.0000	-0.0057	-0.0023
mAttCorITL	0.0003	0.0001	4.170	0.0000	0.0001	0.0004
_cons	0.1959	0.0669	2.930	0.0040	0.0645	0.3274

Tabella 31E. Modello Persistenza a BT di ROE

Source	SS	df	MS	Number of obs =	528
				F(6, 521) =	8.62
Model	5.75	6	0.9578	Prob > F =	0
Residual	57.91	521	0.1111	R-squared =	0.0903
				Adj R-squared =	0.0798
Total	63.65	527	0.1208	Root MSE =	0.3334
AR λ ROE	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]
mCLAVdip	0.0032	0.0014	2.3700	0.0180	0.0006 0.0059
mFAqa	-0.0189	0.0060	-3.1600	0.0020	-0.0306 -0.0071
mITLqa	0.0172	0.0042	4.1300	0.0000	0.0090 0.0254
mExpRic	-0.0022	0.0009	-2.3800	0.0180	-0.0040 -0.0004
mAttCorRic	0.0017	0.0004	4.3200	0.0000	0.0009 0.0024
mITLric	-0.0803	0.0276	-2.9100	0.0040	-0.1346 -0.0260
_cons	0.0042	0.0707	0.0600	0.9530	-0.1348 0.1432

Tabella 31F. Modello Persistenza a BT di ROA

Source	SS	df	MS	Number of obs =	528
				F(4, 523) =	12.36
Model	6.03	4	1.5077	Prob > F =	0
Residual	63.81	523	0.1220	R-squared =	0.0863
				Adj R-squared =	0.0794
Total	69.84	527	0.1325	Root MSE =	0.3493
AR λ ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]
mRicAN	-0.2536	0.0859	-2.9500	0.0030	-0.4224 -0.0849
mCostFixRic	-0.0172	0.0027	-6.4400	0.0000	-0.0224 -0.0119
mQimQam	0.0025	0.0007	3.7800	0.0000	0.0012 0.0038
mITLric	0.1434	0.0277	5.1700	0.0000	0.0890 0.1979
_cons	0.8051	0.1199	6.7200	0.0000	0.5697 1.0406

Tabella 31G. Modello Persistenza a BT di Cash Flow/Attivo Netto

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	8.45
Model	5.25	4	1.3127	Prob > F	=	0
Residual	81.22	523	0.1553	R-squared	=	0.0607
				Adj R-squared	=	0.0535
Total	86.47	527	0.1641	Root MSE	=	0.3941
ARλCFAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf.	interval]
mLNric	0.0455	0.0189	2.410	0.0160	0.0085	0.0826
mRicAN	-0.3663	0.0748	-4.900	0.0000	-0.5133	-0.2194
mImmITL	-0.0100	0.0023	-4.290	0.0000	-0.0145	-0.0054
mQimQam	0.0038	0.0010	3.600	0.0000	0.0017	0.0058
_cons	-0.1992	0.3053	-0.650	0.5140	-0.7990	0.4006

Date le finalità di questo lavoro e le considerazioni espresse sopra sulle problematiche concettuali dell'esplorazione qui effettuata, sono sufficienti pochi cenni ai principali risultati ottenuti dalle stime delle regressioni incluse in queste tabelle. I fattori più rilevanti nell'insieme delle sette regressioni riguardano i livelli di lungo periodo di variabili di produttività (del lavoro, dell'attivo, complessiva), del costo del lavoro pro-capite, di variabili espressive dell'intensità di capitale fisso e dell'attivo corrente, del grado di fissità dei costi, della dimensione dei settori in termini di ricavi (trasformata logaritmica naturale) e, fattore nuovo rispetto ai modelli precedenti, della quota dei ricavi destinata all'export. Si osservi, tra l'altro, che i segni dei coefficienti non sono sempre gli stessi di quelli dei modelli sui livelli di lungo periodo delle variabili reddituali, né lo sono tra i diversi coefficienti di persistenza. Tra i fattori che conservano lo stesso segno tra le diverse persistenze si hanno ITL/QA (+), RIC/AN (-), CostFixRic (-), EXP/RIC (-), ATTCORR/RIC (+): questi dati sembrano suggerire, con notevole prudenza, che la maggiore persistenza si associa ad una elevata intensità media dell'attivo fisso e circolante, che si riflette su una minore intensità di ricavi per unità di attivo; la presenza di rigidità nelle strutture aziendali, catturata dall'intensità dei costi fissi, si traduce in una minore persistenza seriale della profittabilità per gli effetti di leva operativa che si accompagna ad essa; una elevata intensità di esportazioni sembra preludere ad una minore persistenza, probabilmente per la maggiore volatilità dei mercati esteri che in media sembra caratterizzare le società censite da Mediobanca, oltre che la volatilità dei tassi di cambio con cui sono fatturate le esportazioni (prima e dopo l'introduzione dell'Euro dal gennaio 1999). Peraltro, occorre non trascurare il fatto che questi collegamenti dedotti dai risultati delle regressioni sono statisticamente deboli.

Infine, le tabelle 32 da A a G sono dedicate ai modelli di regressione che connettono i coefficienti di persistenza breve termine dei sette indicatori di profittabilità a quelli dei fattori esplicativi. L'idea generale riguarda l'ipotesi che l'evoluzione della variabile target (endogena) sia funzione della dinamica di fattori esplicativi (esogene) della variabile stessa.

Tabella 32A. Modello Persistenza a BT di VA/AN con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	40.38
Model	15.12	5	3.0241	Prob > F	=	0
Residual	39.09	522	0.0749	R-squared	=	0.2789
				Adj R-squared	=	0.2720
Total	54.22	527	0.1029	Root MSE	=	0.2737
AR λ VAAAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
AR λ RicAN	0.3505	0.0429	8.170	0.0000	0.2662	0.4347
AR λ VARic	0.1225	0.0396	3.090	0.0020	0.0447	0.2003
AR λ FAqa	-0.1517	0.0320	-4.740	0.0000	-0.2145	-0.0889
AR λ CostVarRic	0.1382	0.0372	3.710	0.0000	0.0651	0.2114
AR λ AttCorRic	0.1015	0.0368	2.760	0.0060	0.0292	0.1739
_cons	0.3031	0.0382	7.930	0.0000	0.2280	0.3781

Tabella 32B. Modello Persistenza a BT di MOL/AN con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	17.74
Model	9.04	5	1.8074	Prob > F	=	0
Residual	53.19	522	0.1019	R-squared	=	0.1452
				Adj R-squared	=	0.1370
Total	62.23	527	0.1181	Root MSE	=	0.3192
AR λ MOLAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
AR λ RicAN	0.1945	0.0445	4.370	0.0000	0.1071	0.2819
AR λ CLAVdip	0.1616	0.0524	3.080	0.0020	0.0586	0.2647
AR λ CostVarRic	0.2579	0.0399	6.470	0.0000	0.1796	0.3362
AR λ Produ2	-0.1924	0.0443	-4.340	0.0000	-0.2793	-0.1054
AR λ ITLric	-0.0361	0.0124	-2.900	0.0040	-0.0605	-0.0116
_cons	0.2646	0.0590	4.480	0.0000	0.1486	0.3805

Tabella 32C. Modello Persistenza a BT di RC/AN con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	39.85
Model	15.24	4	3.8098	Prob > F	=	0
Residual	50.00	523	0.0956	R-squared	=	0.2336
				Adj R-squared	=	0.2277
Total	65.24	527	0.1238	Root MSE	=	0.3092
ARλRCAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
ARλCostVarRic	0.1751	0.0406	4.3100	0.0000	0.0953	0.2548
ARλLNric	0.1056	0.0453	2.3300	0.0200	0.0167	0.1946
ARλClavVa	0.3151	0.0370	8.5100	0.0000	0.2424	0.3878
ARλRicAN	0.1357	0.0405	3.3500	0.0010	0.0561	0.2153
_cons	0.0324	0.0397	0.8200	0.4140	-0.0455	0.1103

Tabella 32D. Modello Persistenza a BT di RR/AN con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	13.11
Model	6.78	4	1.6953	Prob > F	=	0
Residual	67.62	523	0.1293	R-squared	=	0.0911
				Adj R-squared	=	0.0842
Total	74.41	527	0.1412	Root MSE	=	0.3596
ARλRRAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
ARλLNric	0.1922	0.0519	3.700	0.0000	0.0902	0.2941
ARλITLdip	-0.1692	0.0513	-3.300	0.0010	-0.2700	-0.0684
ARλCostVarRic	0.1416	0.0463	3.060	0.0020	0.0506	0.2327
ARλAttCorRic	0.1216	0.0416	2.920	0.0040	0.0399	0.2033
_cons	0.1764	0.0609	2.890	0.0040	0.0566	0.2961

Tabella 32E. Modello Persistenza a BT di ROE con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	22.82
Model	9.46	4	2.3646	Prob > F	=	0
Residual	54.19	523	0.1036	R-squared	=	0.1486
				Adj R-squared	=	0.1421
Total	63.65	527	0.1208	Root MSE	=	0.3219
AR λ ROE	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
AR λ LNric	0.1182	0.0462	2.560	0.0110	0.0274	0.2090
AR λ AttCorRic	0.1460	0.0372	3.920	0.0000	0.0728	0.2192
AR λ ITLdip	-0.1441	0.0459	-3.140	0.0020	-0.2342	-0.0540
AR λ ClavVa	0.2533	0.0378	6.700	0.0000	0.1790	0.3275
_cons	0.1206	0.0547	2.200	0.0280	0.0131	0.2280

Tabella 32F. Modello Persistenza a BT di ROA con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(4, 523)	=	31.03
Model	13.40	4	3.3489	Prob > F	=	0
Residual	56.45	523	0.1079	R-squared	=	0.1918
				Adj R-squared	=	0.1856
Total	69.84	527	0.1325	Root MSE	=	0.3285
AR λ ROA	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
AR λ CostVarRic	0.1025	0.0423	2.420	0.0160	0.0194	0.1855
AR λ ClavVa	0.3520	0.0388	9.070	0.0000	0.2757	0.4282
AR λ RicAN	0.0998	0.0428	2.330	0.0200	0.0158	0.1838
AR λ ImmITL	-0.0946	0.0378	-2.500	0.0130	-0.1689	-0.0203
_cons	0.1733	0.0425	4.080	0.0000	0.0898	0.2569

Tabella 32G. Modello Persistenza a BT di CF/AN con altre Persistenze

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	528
				F(5, 522)	=	17.78
Model	12.59	5	2.5171	Prob > F	=	0
Residual	73.89	522	0.1415	R-squared	=	0.1455
				Adj R-squared	=	0.1374
Total	86.47	527	0.1641	Root MSE	=	0.3762
AR λ CFAn	Coefficient	Std. err.	t	P>t	[95% conf. interval]	
AR λ RicAN	0.1258	0.0503	2.500	0.0130	0.0269	0.2246
AR λ ITLdip	-0.1474	0.0536	-2.750	0.0060	-0.2527	-0.0422
AR λ CLAVdip	0.1908	0.0611	3.120	0.0020	0.0707	0.3109
AR λ CostVarRic	0.1421	0.0485	2.930	0.0040	0.0469	0.2373
AR λ ClavVa	0.2908	0.0445	6.540	0.0000	0.2035	0.3782
_cons	-0.0185	0.0758	-0.240	0.8080	-0.1674	0.1305

I coefficienti di persistenza di cinque indicatori di profittabilità, VA/AN, MOL/AN, RC/AN, ROA, CF/AN, hanno importanti fattori comuni: vi è evidenza di un importante driver rappresentato dal rapporto Ricavi/Attivo Netto; questo elemento appare ragionevole, al di là del risultato statistico, essendo i ricavi d'esercizio la variabile contabile di livello superiore rispetto al valore aggiunto, margine lordo, cash flow e risultato corrente, mentre il denominatore di RIC/AN è comune a tutte le cinque endogene riportate sopra. Una seconda variabile comune è il rapporto tra costi variabili e ricavi, quale fattore che concorre a determinare la profittabilità, ma con una dinamica che non si discosta troppo da quella dei ricavi. RIC/AN e CostVarRic sono completati nei modelli da altri fattori che si differenziano tra le variabili di profittabilità. Il VA/AN è influenzato oltre che da RIC/AN anche da VA/RIC, come nel modello sul livello di lungo periodo associato a tale endogena; rammentando che VA/AN corrisponde al prodotto di VA/RIC e RIC/AN è ragionevole che la persistenza del primo sia in qualche modo legata alla persistenza degli ultimi due, sia pure tramite una funzione complicata, non facilmente individuabile. Inoltre le variabili FA/QA e AttCorrRic, con segni rispettivamente negativo e positivo, completano il modello del VA/AN in modo da tenere conto della dinamica delle componenti dell'attivo: l'attivo corrente sui ricavi è l'analogo dei costi variabili sui ricavi, mentre la persistenza della proxy del capitale fisso tende a diminuire la persistenza del VA/AN.

Il modello sulla persistenza del MOL/AN è influenzato in modo positivo da una variabile sul costo del lavoro, fattore che separa il valore aggiunto dal margine lordo, ed in senso negativo dalla persistenza di variabili connesse al capitale fisso: l'incidenza delle immobilizzazioni tecniche lorde sui ricavi e la produttività globale dei fattori, tra i cui determinanti vi sono le immobilizzazioni tecniche.

Il modello sulla persistenza del Risultato Corrente sull'Attivo è completato sia da una grandezza legata al costo del lavoro sia dalla dimensione dei settori in termini di ricavi (LNRIC).

Anche il modello sulla persistenza del ROA ha una struttura simile a quello sul risultato corrente: la variabile collegata al fattore lavoro (CostoLav/Valore Aggiunto) ha una influenza positiva sulla persistenza della redditività complessiva dell'attivo, mentre la variabile legata al mix di immobilizzazioni immateriali e materiali tende a ridurre la persistenza del ROA. Lo stesso vale per la persistenza del CF/AN.

I modelli sul Risultato Rettificato/Attivo Netto e sul ROE si distanziano in parte da quelli precedenti. La performance della regressione sulla persistenza del RR/AN è la più bassa tra tutti i modelli, a testimonianza della difficoltà di modellare il risultato finale di conto economico, il più prossimo ad un comportamento di *random walk*. Le persistenze di queste redditività finali non sono influenzate da quella di RIC/AN, come negli altri casi, ma dalla dimensione dei settori in termini di ricavi (sotto trasformata logaritmica), che ha una influenza positiva, e, tra l'altro, dalle persistenze dell'attivo corrente sui ricavi (in senso positivo) e dell'intensità di capitale fisso pro-capite (in senso negativo). Si ripete anche qui, con opportuni cambiamenti di variabili, lo schema visto sulle altre cinque endogene: fattori tendenzialmente variabili sono connessi positivamente con i coefficienti di persistenza della variabile target mentre fattori che approssimano strutture aziendali fisse tendono a diminuirne la connessione con la persistenza.

La capacità esplicativa di questi modelli è un po' superiore a quella delle tabelle 31; essi vanno considerati come prime esplorazioni di fenomeni da approfondire, possibilmente con un insieme di fattori esogeni più ampi di quelli limitati alle sole variabili di bilancio.

UN APPROCCIO ETERODOSSO: GLI ALBERI BINOMIALI

Infine, in questa sezione, per pure finalità sperimentali, è stato deciso di utilizzare un approccio ricavato dagli alberi binomiali ricombinanti per valutare il grado di persistenza delle sette variabili reddituali. Gli alberi binomiali ricombinanti⁷¹ sono l'algoritmo numerico più semplice per calcolare il valore delle opzioni finanziarie nel caso discreto; essi sono importanti anche dal punto di vista metodologico in quanto riproducono "in vitro" concetti tipici di modelli più complessi adatti a processi nel continuo. Proposti da Cox & al. (1979) gli alberi binomiali ricombinanti generano un certo numero di possibili traiettorie che possono essere percorse nel mercato finanziario dai prezzi delle attività (ad esempio le azioni) sottostanti alle opzioni (tipicamente opzioni europee ed americane put e call). Nella versione base degli alberi binomiali, a partire da un istante iniziale il valore dell'attività in ciascuno dei successivi periodi può aumentare al tasso u (*up*) o diminuire al tasso d (*down*), fino alla scadenza dell'opzione, generando una completa ramificazione di tutti i possibili percorsi; tutti i periodi sono ugualmente spazati. I parametri che caratterizzano gli alberi binomiali ricombinanti nella soluzione di Cox & al. sono:

- a) Coefficiente di crescita moltiplicativa u del sottostante = $u = e^{\sigma\sqrt{\Delta t}}$
- b) Coefficiente di diminuzione moltiplicativa d del sottostante = $1/u = d = e^{-\sigma\sqrt{\Delta t}}$; la condizione che i coefficienti u e d siano uno il reciproco dell'altro garantisce che l'albero binomiale sia ricombinante
- c) Probabilità di aumento del valore del sottostante = $p(u) = \frac{e^{i\Delta t} - d}{u - d}$, il cui complemento è ovviamente la probabilità di diminuzione del valore del sottostante.

Tali probabilità sono neutrali al rischio (*risk neutral*) se, come nella formula riportata sopra, nel loro calcolo si usa il tasso di interesse *risk-free* (i), mentre se si usa la media del tasso di rendimento dell'attività si ottengono probabilità reali.

A conoscenza di chi scrive questa ricerca è la prima a ricorrere agli alberi binomiali ricombinanti per studiare le caratteristiche di persistenza delle serie storiche contabili. In questa sede sono stati ricostruiti i parametri degli alberi delle sette variabili reddituali per ciascun settore economico. La procedura usata per il calcolo dei parametri degli alberi è la seguente:

- 1) Tutte le variabili reddituali sono state trasformate in 1+variabile unitaria (ad esempio nel caso del ROA la variabile trasformata diventa 1+ROA, in cui il ROA non è in percentuale ma in valori unitari); tale trasformazione è resa necessaria per poter disporre sempre di

⁷¹ *Binomial Lattice*, in inglese.

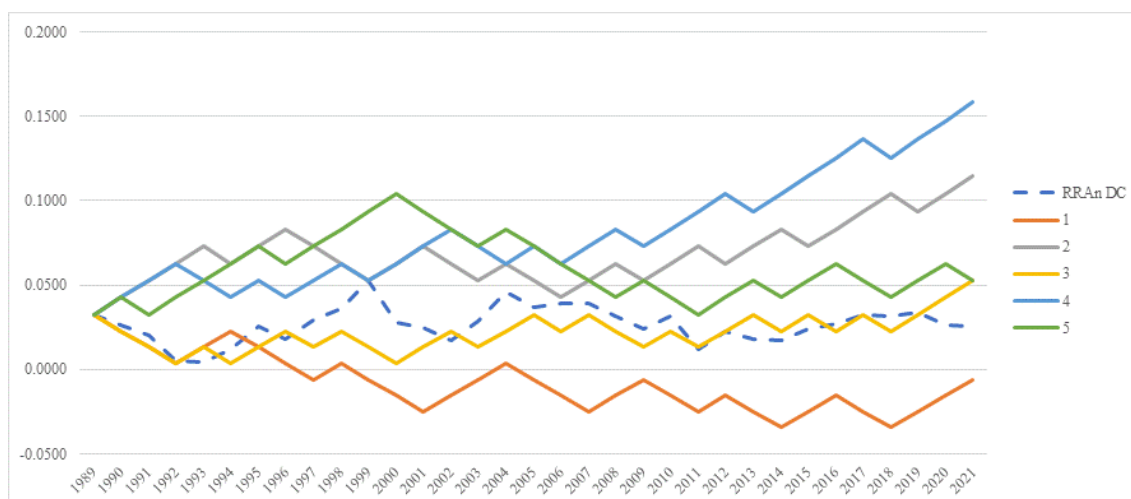
valori positivi per poter applicare i logaritmi. Nel caso in cui gli alberi fossero applicati a variabili contabili sempre positive, come ricavi, immobilizzazioni, crediti, scorte, liquidità, debiti e così via, non sarebbe necessaria tale trasformazione

- 2) Sulle variabili trasformate vengono calcolati i logrendimenti per tutti i periodi dal 1989 al 2021; ad esempio: $Ln\left(\frac{(1+ROA)_t}{(1+ROA)_{t-1}}\right)$
- 3) Per ottenere probabilità reali viene calcolata la media dei logrendimenti (r) ed il loro scarto quadratico medio (σ)
- 4) Δt è stato posto ad 1 anno
- 5) $u = e^{\sigma\sqrt{1}}$ e $d=1/u$
- 6) $p(u) = \frac{e^{r*1}-d}{u-d}$ e $p(d)=1-p(u)$
- 7) Il valore iniziale dell'albero è posto uguale all'osservazione del 1989 (ad esempio ROA_{1989}). Le coppie dei valori successivi per ciascun ramo dell'albero sono calcolate come segue, usando l'esempio del ROA: $ROA_{i|u}=(1+ROA)_{i-1}*u-1$; $ROA_{i|d}=(1+ROA)_{i-1}*d-1$

A titolo di esempio i parametri dell'albero binomiale ricombinante riguardante il rapporto del Risultato Rettificato/Attivo (RR/AN) del totale dei Dati Cumulativi sono: $u=1.0096$; $d=0.9905$; $p(u)=0.4866$, calcolati con $r=-0.0002$ e $\sigma=0.0096$. La Tabella 33 riporta l'intera arborescenza dell'albero binomiale di RR/AN-DC:

L'albero copre 32 intervalli e genera 33 valori del Risultato Rettificato/Attivo nell'anno finale (2021). Le possibili traiettorie del tasso di rendimento descritte dall'albero sono dell'ordine di 4.3 miliardi (4.294.967.296). Non necessariamente tra i valori generati dall'albero sono presenti quelli osservati nella serie storica. Il grafico 129 riporta a titolo di esempio 5 possibili simulazioni del tasso di rendimento generate con i parametri dell'albero confrontate con i tassi osservati (linea tratteggiata):

Grafico 129. Albero Binomiale – 5 simulazioni di RR/AN-DC



Tutte le cinque simulazioni non sono altro che cinque dei 4.3 miliardi di possibili percorsi contenuti nell'albero. Il grafico illustra bene un aspetto infelice degli alberi binomiali: le variabili simulate sono generate a scatti, in modo piuttosto rigido, senza consentire la flessibilità ricavabile con i più tradizionali approcci statistici; è in sostanza il contraltare della grande semplicità e facilità di calcolo dell'albero binomiale. Per apprezzare meglio questo aspetto si confronti il grafico 129 con il successivo grafico 130 che riporta cinque simulazioni della variabile usando non l'albero binomiale ma l'equivalente moto browniano geometrico⁷², con stessa media e varianza dell'albero:

Le tabelle 34 da A a D riportano i parametri degli alberi binomiali ricombinanti stimati su tutti i settori economici, ciascuno sull'intera serie storica dal 1989 al 2021; per completezza sono inclusi u , d , $\text{prob}(u)$ e $\text{prob}(d)$, anche se sarebbero sufficienti solo u (o d) e $\text{prob}(u)$ (o $\text{prob}(d)$) per caratterizzare i diversi alberi.

⁷² Il moto browniano geometrico può essere considerato come il limite nel continuo dell'albero binomiale discreto (ovvero, l'albero binomiale è interpretabile come l'approssimazione nel discreto del moto browniano geometrico continuo).

Grafico 130. Moto Browniano Geometrico – 5 simulazioni di RR/AN-DC

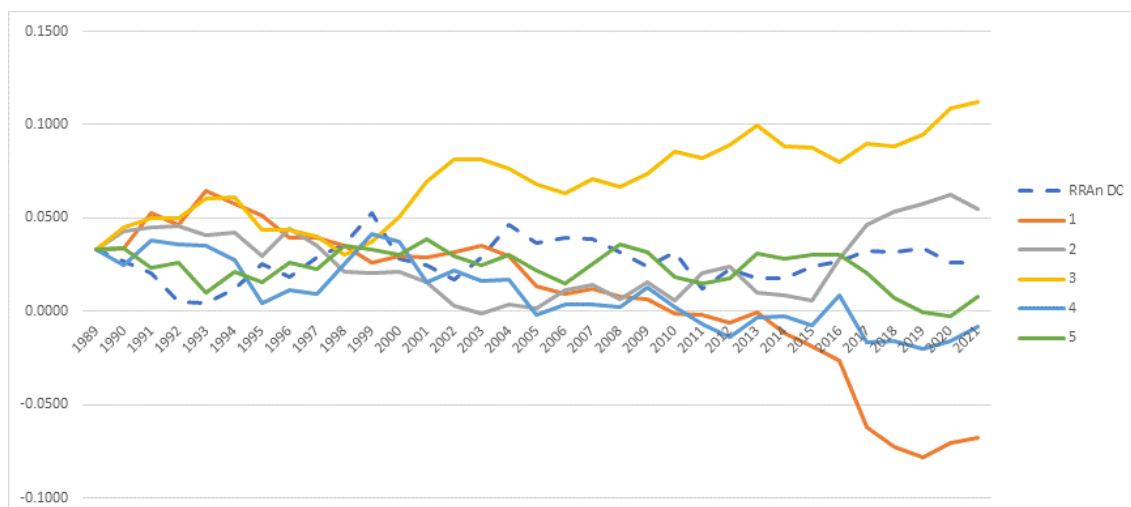


Tabella 34A. Parametri alberi binomiali - VA/AN e MOL/AN

	VA/AN	VA/AN	VA/AN	VA/AN	MOL/AN	MOL/AN	MOL/AN	MOL/AN
SETTORI:	u	d	Prob u	Prob d	u	d	Prob u	Prob d
Abbigliamento	1.0177	0.9826	0.4049	0.5951	1.0153	0.9849	0.4508	0.5492
Alimentare	1.0064	0.9937	0.2873	0.7127	1.0050	0.9951	0.3995	0.6005
Cartario	1.0156	0.9846	0.4072	0.5928	1.0165	0.9838	0.4515	0.5485
Chimico	1.0177	0.9826	0.4872	0.5128	1.0185	0.9818	0.5003	0.4997
Mezzi Trasporto	1.0155	0.9847	0.4202	0.5798	1.0134	0.9868	0.4623	0.5377
Elettrodomestici	1.0116	0.9885	0.4025	0.5975	1.0110	0.9892	0.4820	0.5180
Elettronico	1.0145	0.9858	0.4315	0.5685	1.0122	0.9879	0.4332	0.5668
Farmaceutico	1.0103	0.9898	0.2740	0.7260	1.0076	0.9924	0.3727	0.6273
Gomma	1.0229	0.9776	0.3622	0.6378	1.0163	0.9840	0.4446	0.5554
Stampa	1.0172	0.9831	0.3941	0.6059	1.0174	0.9829	0.4507	0.5493
Meccanico	1.0147	0.9855	0.4344	0.5656	1.0090	0.9911	0.4789	0.5211
Prodotti Edilizia	1.0113	0.9889	0.2748	0.7252	1.0107	0.9894	0.3418	0.6582
Metallurgico	1.0257	0.9750	0.4404	0.5596	1.0286	0.9722	0.4874	0.5126
Tessile	1.0182	0.9821	0.4043	0.5957	1.0150	0.9852	0.4492	0.5508
Vetro	1.0167	0.9836	0.4080	0.5920	1.0164	0.9839	0.4723	0.5277
Impiantistico	1.0111	0.9891	0.4299	0.5701	1.0090	0.9911	0.4634	0.5366
Soc. Diverse	1.0220	0.9785	0.3898	0.6102	1.0164	0.9838	0.4420	0.5580
Energetico	1.0131	0.9870	0.3621	0.6379	1.0117	0.9884	0.4228	0.5772
Costruzioni	1.0111	0.9891	0.3597	0.6403	1.0092	0.9909	0.4270	0.5730
Distrib. Dettaglio	1.0124	0.9878	0.3776	0.6224	1.0078	0.9923	0.5565	0.4435
Servizi Pubblico	1.0166	0.9836	0.3754	0.6246	1.0131	0.9871	0.4025	0.5975
Trasporti	1.0310	0.9699	0.4589	0.5411	1.0233	0.9772	0.5507	0.4493

Tabella 34B. Parametri alberi binomiali - RC/AN e RR/AN

SETTORI:	RC/AN				RR/AN			
	u	d	Prob u	Prob d	u	d	Prob u	Prob d
Abbigliamento	1.0171	0.9832	0.4685	0.5315	1.0196	0.9807	0.4799	0.5201
Alimentare	1.0073	0.9927	0.4815	0.5185	1.0067	0.9933	0.5061	0.4939
Cartario	1.0167	0.9836	0.4804	0.5196	1.0164	0.9838	0.4910	0.5090
Chimico	1.0199	0.9805	0.5157	0.4843	1.0328	0.9683	0.4977	0.5023
Mezzi Trasporto	1.0152	0.9850	0.4608	0.5392	1.0273	0.9734	0.4735	0.5265
Elettrodomestici	1.0124	0.9877	0.5010	0.4990	1.0156	0.9847	0.4999	0.5001
Elettronico	1.0145	0.9857	0.4450	0.5550	1.0240	0.9765	0.4738	0.5262
Farmaceutico	1.0110	0.9891	0.4515	0.5485	1.0096	0.9904	0.4823	0.5177
Gomma	1.0241	0.9765	0.4850	0.5150	1.0266	0.9741	0.4865	0.5135
Stampa	1.0199	0.9805	0.4668	0.5332	1.0276	0.9732	0.4850	0.5150
Meccanico	1.0088	0.9913	0.5123	0.4877	1.0117	0.9885	0.5180	0.4820
Prodotti Edilizia	1.0198	0.9806	0.4556	0.5444	1.0247	0.9759	0.4830	0.5170
Metallurgico	1.0299	0.9710	0.5085	0.4915	1.0380	0.9634	0.5097	0.4903
Tessile	1.0150	0.9852	0.4761	0.5239	1.0173	0.9830	0.4807	0.5193
Vetro	1.0200	0.9804	0.4888	0.5112	1.0276	0.9731	0.4929	0.5071
Impiantistico	1.0123	0.9878	0.4735	0.5265	1.0174	0.9829	0.4188	0.5812
Soc. Diverse	1.0193	0.9811	0.4665	0.5335	1.0264	0.9743	0.4725	0.5275
Energetico	1.0133	0.9868	0.5230	0.4770	1.0179	0.9824	0.5133	0.4867
Costruzioni	1.0253	0.9753	0.4733	0.5267	1.0190	0.9813	0.4645	0.5355
Distrib. Dettaglio	1.0073	0.9928	0.5191	0.4809	1.0098	0.9903	0.5022	0.4978
Servizi Pubblico	1.0121	0.9880	0.4431	0.5569	1.0306	0.9703	0.4554	0.5446
Trasporti	1.0238	0.9767	0.5830	0.4170	1.0339	0.9672	0.5533	0.4467

Tabella 34C. Parametri alberi binomiali - ROE e ROA

SETTORI:	ROE				ROA			
	u	d	Prob u	Prob d	u	d	Prob u	Prob d
Abbigliamento	1.0409	0.9607	0.4566	0.5434	1.0176	0.9827	0.4466	0.5534
Alimentare	1.0170	0.9833	0.4834	0.5166	1.0066	0.9934	0.4181	0.5819
Cartario	1.0477	0.9545	0.4754	0.5246	1.0161	0.9842	0.4648	0.5352
Chimico	1.1218	0.8914	0.4745	0.5255	1.0189	0.9814	0.4895	0.5105
Mezzi Trasporto	1.1077	0.9028	0.4536	0.5464	1.0153	0.9849	0.4410	0.5590
Elettrodomestici	1.0565	0.9465	0.4890	0.5110	1.0126	0.9876	0.4622	0.5378
Elettronico	1.0765	0.9290	0.4650	0.5350	1.0142	0.9860	0.4194	0.5806
Farmaceutico	1.0231	0.9774	0.4497	0.5503	1.0098	0.9903	0.4146	0.5854
Gomma	1.0764	0.9291	0.4704	0.5296	1.0243	0.9763	0.4789	0.5211
Stampa	1.0870	0.9200	0.4622	0.5378	1.0188	0.9816	0.4457	0.5543
Meccanico	1.0387	0.9627	0.4863	0.5137	1.0092	0.9909	0.4708	0.5292
Prodotti Edilizia	1.0442	0.9577	0.4726	0.5274	1.0186	0.9817	0.4432	0.5568
Metallurgico	1.2899	0.7752	0.4428	0.5572	1.0303	0.9706	0.4804	0.5196
Tessile	1.0435	0.9583	0.4627	0.5373	1.0148	0.9854	0.4414	0.5586
Vetro	1.0620	0.9416	0.4773	0.5227	1.0203	0.9801	0.4725	0.5275
Impiantistico	1.1141	0.8976	0.3918	0.6082	1.0127	0.9875	0.4550	0.5450
Soc. Diverse	1.0697	0.9349	0.4590	0.5410	1.0185	0.9818	0.4448	0.5552
Energetico	1.0468	0.9553	0.5018	0.4982	1.0114	0.9887	0.4745	0.5255
Costruzioni	1.1067	0.9036	0.4369	0.5631	1.0245	0.9760	0.4641	0.5359
Distrib. Dettaglio	1.0364	0.9649	0.4685	0.5315	1.0070	0.9930	0.5086	0.4914
Servizi Pubblico	1.0825	0.9238	0.4370	0.5630	1.0124	0.9878	0.4196	0.5804
Trasporti	1.1082	0.9024	0.5473	0.4527	1.0226	0.9779	0.5633	0.4367

Tabella 34D. Parametri alberi binomiali - CF/AN

	CF/AN	CF/AN	CF/AN	CF/AN
SETTORI:	u	d	Prob u	Prob d
Abbigliamento	1.0152	0.9850	0.4777	0.5223
Alimentare	1.0073	0.9928	0.4891	0.5109
Cartario	1.0133	0.9868	0.4788	0.5212
Chimico	1.0225	0.9780	0.5030	0.4970
Mezzi Trasporto	1.0156	0.9846	0.4723	0.5277
Elettrodomestici	1.0139	0.9863	0.4955	0.5045
Elettronico	1.0168	0.9835	0.4706	0.5294
Farmaceutico	1.0114	0.9888	0.4629	0.5371
Gomma	1.0221	0.9784	0.4830	0.5170
Stampa	1.0178	0.9825	0.4783	0.5217
Meccanico	1.0103	0.9898	0.5136	0.4864
Prodotti Edilizia	1.0210	0.9794	0.4654	0.5346
Metallurgico	1.0229	0.9776	0.5029	0.4971
Tessile	1.0120	0.9882	0.4659	0.5341
Vetro	1.0227	0.9778	0.4868	0.5132
Impiantistico	1.0101	0.9900	0.4623	0.5377
Soc. Diverse	1.0204	0.9800	0.4715	0.5285
Energetico	1.0196	0.9808	0.4852	0.5148
Costruzioni	1.0235	0.9771	0.4667	0.5333
Distrib. Dettaglio	1.0100	0.9901	0.5036	0.4964
Servizi Pubblico	1.0263	0.9744	0.4505	0.5495
Trasporti	1.0326	0.9684	0.5446	0.4554

I parametri u e d sintetizzano la tendenza di lungo periodo dell'entità della crescita e della diminuzione dei sette tassi di redditività dei diversi settori. Nella prospettiva di questa ricerca sono più rilevanti le probabilità di u e d : tanto più sono vicine, tanto più casuale è l'evoluzione della variabile nel tempo; al limite se le probabilità fossero uguali al 50% la dinamica seriale sarebbe perfettamente casuale, nel senso che la crescita della variabile oppure la sua diminuzione sarebbe totalmente imprevedibile (ciò non vuol dire che tenendo conto dei prodotti $u \cdot \text{prob}(u)$ e $d \cdot \text{prob}(d)$ l'evoluzione temporale non abbia una precisa tendenza all'aumento o alla diminuzione). Per contro tanto più ampio è il divario tra le due probabilità tanto maggiore è il grado di persistenza della serie e il confronto tra i prodotti $u \cdot \text{prob}(u)$ e $d \cdot \text{prob}(d)$ indica la persistenza verso la crescita o la riduzione della variabile. Pur con un approccio molto diverso da quello dei modelli statistici, le conclusioni sul grado di persistenza delle serie ricavabili dalle probabilità degli alberi binomiali dovrebbero essere coerenti con i parametri dei modelli AR(.); un modo sintetico per effettuare tale verifica è riportato nella tabella 35, che mette a confronto le medie settoriali delle probabilità u (e i divari tra le probabilità) con le medie dei parametri di persistenza a breve termine:

Tabella 35. Medie di settore delle Probabilità u degli alberi binomiali

	VAan	MOLan	RCan	RRan	ROE	ROA	CFan
Probabilità u	0.3903	0.4519	0.4854	0.4882	0.4665	0.4600	0.4832
Divario Prob u-d	-0.2194	-0.0962	-0.0292	-0.0236	-0.0669	-0.0801	-0.0336
Media Persist. AR(1)	0.8780	0.7509	0.6311	0.5017	0.4461	0.6582	0.5165

Come si vede vi è una generale coerenza tra i due approcci: il Valore Aggiunto/Attivo Netto ha la maggiore persistenza media a breve termine stimata con AR(1) e in parallelo la prob(u), 0.3903, è la più discosta dal 50%, ovvero, il che è la stessa informazione, il divario in valore assoluto tra le due probabilità è il più ampio tra tutte le variabili (|0.2194|); il rapporto tra Risultato Rettificato/Attivo Netto ha il minore divario tra le due probabilità e (|0.0236|) ed il secondo minor valore del coefficiente di persistenza AR(.) (0.5017); il ROE ha il minor coefficiente di persistenza AR(.) (0.4461) ed un divario molto modesto tra le due probabilità (|0.0669|), e così via. La correlazione tra le medie delle persistenze e le medie dei divari tra le probabilità è pari al -82.35%, confermando la generale coerenza tra le due prospettive di analisi osservate sui valori medi complessivi dei settori. Giova sottolineare che tutte le medie dei divari tra le probabilità sono negative, anche quelle di minore intensità, il che esprime una complessiva tendenza alla diminuzione dei livelli di redditività in tutte le sette variabili, la cui entità dipende ovviamente dai parametri u e d.

Guardando ai singoli settori si può osservare che:

- 1) La maggiore persistenza (maggiore scarto tra le due probabilità) nel rapporto VA/AN si osserva nei settori alimentare, farmaceutico e prodotti per edilizia, mentre nei settori chimico, trasporti, e metallurgico sono quelli con la maggiore erraticità seriale
- 2) Nel rapporto MOL/AN la maggiore persistenza si registra nell'alimentare, farmaceutico, prodotti per edilizia e servizi pubblici, mentre la maggiore erraticità si ha nel chimico, metallurgico, meccanico ed elettrodomestici
- 3) Nel rapporto Risultato Corrente/Attivo Netto la massima persistenza si osserva nei trasporti, servizi pubblici ed elettronico, mentre nel settore degli elettrodomestici si rileva la massima incertezza dell'evoluzione seriale. Una situazione simile si rileva anche nel rapporto Risultato Rettificato/Attivo Netto, nel quale la massima persistenza riguarda il settore impiantistico. Lo stesso vale complessivamente anche per il ROE
- 4) Nel ROA la maggiore persistenza relativa si osserva in un numero elevato di settori, tra cui: alimentare, farmaceutico, elettronico, servizi pubblici e trasporti
- 5) Trasporti, servizi pubblici, impiantistica e farmaceutica sono i settori con la maggiore intensità relativa di persistenza del CF/AN, mentre chimica, elettrodomestici, metallurgico e distribuzione al dettaglio sono quelli con la più grande erraticità dei cash flow.

Le correlazioni tra i coefficienti di persistenza AR(1) ed i divari tra le probabilità degli alberi binomiali calcolate sui settori sono differenziate tra le sette variabili reddituali: è del 68.15% nel

caso del VA/AN, del 50% circa nel MOL/AN e ROE, del 25-27% nel RC/AN e ROA, del 15.5% nel RR/AN e solo del 7.8% nel CF/AN; quest'ultimo risultato conferma indirettamente la complessità, anche concettuale, della variabile che riguarda la generazione di flussi di cassa dalla gestione.

CONCLUSIONI

I dati aggregati non sono concettualmente diversi dalle serie macroeconomiche e settoriali aggregate, anche se le tipiche ricerche esaminate nel survey della letteratura in materia fanno prevalentemente riferimento alle serie osservate sulle singole imprese. La cumolazione dei bilanci, come quella operata nelle elaborazioni di Mediobanca, genera indicatori come medie ponderate dei valori delle singole imprese, in cui la ponderazione è riferita ai denominatori degli indicatori stessi; ciò che viene osservato su tali serie è quindi più espressivo delle imprese medio-grandi, che non della impresa media (intesa come media semplice) o mediana.

I dati aggregati aumentano la autocorrelazione seriale perché aumenta l'inerzia delle variabili casuali che li compongono, tramite una sorta di effetto portafoglio/diversificazione della loro aggregazione; i dati aggregati riducono anche la varianza seriale; quindi, un *random walk* è contaminato da componenti AR(p).

Questa ricerca è organizzata in due grandi sezioni: nella prima sono state prese in considerazione 61 serie storiche contabili osservate sui Dati Cumulativi di Mediobanca. Per disporre di un quadro ampio delle variabili di bilancio le serie includono grandezze monetarie (in milioni di euro), tassi di variazione ed una batteria dei più importanti indicatori economico-finanziari. I risultati ottenuti dalle stime statistiche mettono in luce che la maggior parte delle serie monetarie sono stazionarie ma non *white noise*, per contro le serie degli indicatori sono spesso caratterizzate da consistenti probabilità che i processi stocastici possano contenere radici unitarie; le variabili di flusso sono modellabili con semplici AR del primo ordine sugli scarti da trend, mentre le variabili di consistenza richiedono AR di ordine superiore al primo per la maggiore memoria seriale che le contraddistingue; lo stesso vale per la variabili di flusso che incorporano complessità, come cash flow, dividendi, investimenti, aumenti di capitale azionario, autofinanziamento e flussi di cassa dalla gestione; anche gli indicatori richiedono modelli autoregressivi di ordine superiore al primo per pervenire a scarti stazionari e *white noise*.

Nella seconda parte l'attenzione è concentrata su sette indicatori di profittabilità osservati sui 22 settori economici che compongono i Dati Cumulativi, per studiare le caratteristiche di persistenza della redditività aziendale. Nella maggior parte dei settori le sette variabili originali sono nel complesso stazionarie, sia pure con importanti qualificazioni differenziate tra i diversi indicatori, ma non *white noise*; la persistenza a breve termine della redditività aziendale dei diversi settori è studiata essenzialmente con la stima di modelli AR(1) ed è risultata più elevata per il Valore Aggiunto/Attivo e più tenue per il ROE e il Risultato Rettificato/Attivo. La persistenza stimata con i modelli autoregressivi è complessivamente confermata da quanto ottenuto con altri approcci: l'analisi della stabilità degli ordinamenti settoriali (ranghi) dei tassi di rendimento, l'analisi delle matrici di transizione e la stima degli alberi binomiali ricombinanti.

Dai modelli AR(1) calcolati sulle sette variabili reddituali sono stati ricavati i parametri dei modelli Ornstein-Uhlenbeck per individuare i livelli di equilibrio di lungo periodo della profittabilità dei diversi settori. Infine, sono state stimati alcuni modelli di regressione per collegare i parametri dei modelli autoregressivi con gli indicatori economico-finanziari che possono esserne alla base: in generale la redditività appare connessa non sorprendentemente a diverse misure di produttività, il che appare coerente con le conoscenze dell'economia aziendale.

Al di là della stazionarietà e del ritorno verso la media, vi è un elemento che caratterizza la maggior parte delle variabili esaminate: si tratta dell'eteroschedasticità, che connota il caso della volatilità che cambia nel tempo; è un aspetto che non è stato modellato in questa sede.

Sarà importante sottoporre a verifica i risultati di questa ricerca usando una base di dati con serie storiche lunghe osservate su un ampio campione di imprese, in modo da poter disporre di informazioni individuali e non aggregate.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Abdel-Khalik, A. & El-Sheshai, K. (1983). Sales revenues: time-series properties and predictions. *Journal of Forecasting*, 2, pp. 351-362.
- Ali, A., Klein, A., & Rosenfeld, J. (1992, 1 gennaio). Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS. *The Accounting Review* 67(1), 183.
- Ali, A., & Zarowin, P. (1992, giugno/settembre). Permanent versus transitory components of annual earnings and estimation error in earnings response coefficients. *Journal of Accounting & Economics*, 15(2/3), pp. 249-264.
- Anctil, R., & Chamberlain, S. (2005, inverno). Determinants of the time series of earnings and implications for earnings quality. *Contemporary Accounting Research*, 22(3), pp. 483-517.
- Anthony, J. & Ramesh, K. (1992). Association between accounting performance measures and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 203-227.
- Armstrong, S. (1983). Relative accuracy of judgmental and extrapolative methods in forecasting annual earnings. *Journal of Forecasting*, 2, pp. 437-447.
- Ashton, D., Dunmore, P., & M. Tippett (2004, giugno/luglio). Double entry bookkeeping and the distributional properties of a firm's financial ratios. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(5), pp. 583-606.
- Ataullah, A., Higson, A., & Tippett, M. (2007, giugno). The distributional properties of the debt-to-equity ratio: some implications for empirical research. *Abacus*, 43(2), pp. 111-135.
- Ball, R. (1992). The earnings-price anomaly. *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 319-345.
- Ball, R., & Brown, P. (1968, autunno). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of accounting research*, 6(2), pp. 159-178.
- R. Ball & P. Brown (2013, luglio). *Ball and Brown (1968): a retrospective* (wp University of Chicago & The University of New South Wales).
- Ball, R., & Watts, R. (1972, giugno). Some time series properties of accounting income. *Journal of Finance*, 27, pp. 663-681.
- Banerjee, A., Dolado, J., Garbraith, J., & Hendry, D. (1993). *Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.
- Bao, D., Lewis, M., Lin, W. & Manegold, J. (1983). Applications of time-series analysis in accounting: a review. *Journal of Forecasting*, 2, pp. 405-423.
- Barth M. & Cram D. & Nelson K. (2001, gennaio). Accruals and the prediction of future cash flows. *The Accounting Review*, 76 (1), pp. 27-58.
- Basu S. (1997, dicembre). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), pp. 3-37.
- Beaver W. (1968). The information content of annual earnings announcement. *Journal of Accounting Research, Supplement 1968*, pp. 67-92
- (1970). The time series behavior of earnings. *Journal of Accounting Research*, 8, pp. 62-99.
- Beaver, W., Clarke, R., & Wright, W. (1979, autunno). The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors. *Journal of Accounting Research*, pp. 316-340.
- Beckett, S. (2013). *Introduction to time series using Stata*. Stata Press.
- Bentzen, J., Madsen, E., Smith, V., & Dilling-Hansen, M. (2005, giugno). Persistence in corporate performance? Empirican evidence from panel unit root tests. *Empirica*, 32(2), pp. 217-250.
- Bernard, V., & Thomas, J. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13, pp. 305-340.
- Berry, R., & Nix, S. (1991). Regression analysis vs ratios in the cross-section analysis of financial statements. *Accounting and Business Research*, 21(82), pp. 107-117.
- Biddle, G., & Seow, G. (1991, aprile). The estimation and determinants of associations between returns and earnings: evidence from cross-industry comparison. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 6(2).
- Bou, J., & Santorra, A. (2003, novembre). *The persistence of abnormal returns at industry and firm levels* (Universitat Jaume I & Universitat Pompeu Fabra wp).
- Brauer, S., & Westermann, F. (2010, febbraio). *A note on the time series measure of conservatism* (Cesifo working paper n. 2968).

- Brauer, S., & Westermann, F. (2013, luglio). On the time series measure of conservatism: a threshold autoregressive model. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 41(1), pp. 111-129.
- Brooks, L., & Buckmaster, D. (1976, dicembre). Further evidence of the time series properties of accounting income. *The Journal of Finance*, 31(5).
- Brown, P., & Ball, R. (1967). Some preliminary findings on the association between the earnings of a firm, its industry and the economy. *Journal of Accounting Research*, 5, pp. 55-77.
- Brown, P., Foster, G., & Noreen, E. (1985). *Security analyst, multi-year earnings forecasts and the capital market*. Studies in Accounting Research, 21. American Accounting Association.
- Brown, L., Hagerman, R., Griffin, P., & Zmijewski, M. (1987). An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 9, pp. 159-193.
- Brown, L., & Rozeff, M. (1978, march). The superiority of analyst forecasts as measures of expectations: evidence from earnings. *Journal of Finance*, pp. 1-16.
- (1979, primavera). Univariate time-series models of quarterly accounting earnings per share: a proposed model. *Journal of Accounting Research*, 17(1).
- Buus, T. (2011). *Expectations of profitability mean-reversion in Europe* (University of Economics wp). University of Prague.
- Cabe, J., & Gschwandtner A. (2004, luglio). On modelling the persistence of profits in the long run: an analysis of 156 US companies, 1950-1999 (Vienna Economics Papers vie0409). University of Vienna.
- Cable, J., & Jackson, R. (2003). *The complex behaviour of corporate earnings series: factorization and analysis* (University of Wales and University of Exeter wp).
- Canarella, G., Miller, S., & Nourayi, M. (2013, marzo-aprile). Firm profitability: mean-reverting or random-walk behavior?. *Journal of Economics and Business*, 6, pp. 76-97.
- Carnes, T. (2004). The time-series properties of financial statement line items. In C. Lee. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, vol. 1, World Scientific.
- Chambers, A., & Penman, S. (1984, spring). Timeliness of reporting and stock price reaction to earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, pp. 21-47.
- Chen, A., & Lin, S. (2011). Asymmetric return on equity mean reversion and catering. *Journal of Banking & Finance*, 35(2), pp. 471-477.
- Chen, C. (2013, estate). Time-varying earnings persistence and the delayed stock return reaction to earnings announcements. *Contemporary Accounting Research*, 30(2), pp. 549-578.
- Cheng, C. & Wu, P. (2013, gennaio). Nonlinear earnings persistence. *International Review of Economics and Finance*, 25, pp. 156-168.
- Christie, A. (1987, dicembre). On cross-sectional analysis in accounting research. *Journal of Accounting & Economics*, 9, pp. 231-258.
- Clubb, C. & Wu, G. (2014, gennaio/febbraio). Earnings volatility and earnings prediction: analysis and UK evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 41(1-2), pp. 53-72.
- Cooke, T., & Tippett, M. (2000, settembre). Double entry bookkeeping, structural dynamics and the value of the firm. *British Accounting Review*, 32(3), pp. 261-288.
- Cox, J., Ross, S., & Rubinstein, M. (1979, settembre). Option pricing: a simplified approach. *Journal of Financial Economics*, 7(3), pp. 229-263.
- Crespo Cuaresma, J., & Gschwandtner, A (2006). The competitive environment hypothesis revisited: non-linearity, non-stationarity and profit persistence. *Applied Economics*, 38(4), pp. 465-472.
- (2008a, aprile). Tracing the dynamics of competition: evidence from company profits. *Economic Inquiry*, 46(2).
- (2008b, giugno). *Explaining the persistence of profits: a time-varying approach* (University of Vienna wp).
- Cubbin, J., & Geroski, P. (1987, giugno). The convergence of profits in the long run: inter-firm and inter-industry comparisons. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), pp. 427-442.
- Cupertino, C., & Galimberti, J. (2009, marzo). *Explaining earnings persistence: a threshold autoregressive panel unit root approach* (University of Santa Catarina wp).
- Daske, H., Gebhardt, G., & McLeay, S. (2006). The distribution of earnings relative to targets in the European Union. *Accounting and Business Research*, 36(3), pp. 137-167.
- De Moura, A., Motoki, F., de Pinho, R., & Gerakos, J. (2023, marzo). Are accruals actually less persistent than cash flows? (Fundação G. Vargas, Norwich Business School, Fucape Business School, Tuck School of Business wp).
- Dechow, P., Kothari, S., & Watts, R. (1998, maggio). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), pp. 133-168.

- Dechow, P., & Ge, W. (2006, settembre). The persistence of earnings and cash flows and the role of special items: implications for the accrual anomaly. *Review of Accounting Studies*, 11(2-3), pp. 253-296.
- Dharan B. (1983 primavera). Identification and estimation issues for a causal earnings model. *Journal of Accounting Research*, 21(1), pp. 18-41.
- Dichev, I., & Tang, V. (2009). Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics*, 47(1-2), pp. 160-181.
- Donelson, D., & Resutek, R. (2015, marzo). The predictive qualities of earnings volatility and earnings uncertainty. *Review of Accounting Studies*, 20(1), pp. 470-500.
- Donnelly, R. (2002, febbraio). Earnings persistence, losses and the estimation of earnings response coefficients. *Abacus*, 38(1), pp. 121-133.
- Easton, P., Harris, T., & Ohlson, J. (1992). Aggregate accounting earnings can explain most of security returns. *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 119-142.
- Fairfield, P., Whisenant, S., & Yohn, T. (2003a, gennaio). Accrued earnings and growth: implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, 78(1), pp. 353-374.
- (2003b, giugno). The differential persistence of accruals and cash flows for future operating income versus future profitability. *Review of Accounting Studies*, 8, pp. 221-243.
- Fama, E., & Fench, K. (2000, aprile). Forecasting profitability and earnings. *Journal of Business*, 73(2), pp. 161-175.
- Foster, G. (1977, gennaio). Quarterly accounting data: time-series properties and predictive-ability results. *Accounting Review*, pp. 1-21.
- (1978). *Financial statement analysis*. Prentice Hall.
- Foster, G., Olsen, C., & Shevlin, T. (1984, ottobre). Earnings releases, anomalies and the behavior of security returns. *The Accounting Review*, 59(4), pp. 574-603.
- Frankel, R., & Litov, L. (2009). Earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics*, 47(1&2), pp. 182-190.
- Frecka, T., & Lee, C. (1983, primavera). Generalized financial ratio adjustment processes and their implications. *Journal of Accounting Research*, 21(1).
- Fuller-Love, N., Rhys, H., & Tippett, M. (1995, agosto). Harmonic analysis, time series variations and the distributional properties of financial ratios. *Omega International Journal of Management Science*, 23(4), pp. 419-427.
- Gallizo, J., Jimenez, F., & Salvador, M. (2002, giugno). Adjusting financial ratios: a Bayesian analysis of the Spanish manufacturing sector. *Omega*, 30(3), pp. 185-195.
- Gallizo, J., & Salvador, M. (2003, maggio-giugno). Understanding the behavior of financial ratios: the adjustment process. *Journal of Economics and Business*, 55(3), pp. 267-283.
- Gerakos J. & Kovrijnykh (2010, gennaio). *Reporting bias and economic shocks* (University of Chicago wp).
- Geroski, P., & Jacquemin, A. (1988, giugno). The persistence of profits: a European comparison. *The Economic Journal*, 98, pp. 375-389.
- Givoly, D., & Hayn, C. (2000, giugno). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservatism? *Journal of Accounting and Economics*, 29(3), pp. 287-320.
- Glen, J., Lee, K. & Singh, A. (2003, novembre). Corporate profitability and the dynamics of competition in emerging markets: a time series analysis. *Economic Journal*. 113, pp. F465-F484.
- Goddard, J., & Wilson, J. (1999, luglio). The persistence of profit: a new empirical interpretation. *International Journal of Industrial Organization*, 17(5), pp. 663-687.
- Gonedes, N. (1973, autunno). Properties of accounting numbers: models and tests. *Journal of Accounting Research*, (2), pp. 212-237.
- Gonedes, N., & Dopuch, N. (1988). *Analysis of financial statements: financial accounting and the capital market*. Studies in Accounting Research, 30. American Accounting Association.
- Gschwandtner, A. (2004, settembre). *Evolution of profit persistence in the US: evidence from four 20-years period* (University of Vienna wp).
- Gschwandtner, A., & Hauser, M. (2013, novembre). Profit persistence and stock returns (University of Kent wp).
- Halsey, R. (2000, ottobre). *Stationary components of earnings and stock prices* (Babson College wp).
- (2010, aprile). *Reversion of RONA and its components* (Babson College wp).
- Hamilton, J. (1995). *Econometria delle serie storiche*. Monduzzi Editore.
- Hirsch, S. (2018, febbraio). Successful in the long run: a meta-regression analysis of persistent firm profits. *Journal of Economic Surveys*, 32(1), pp. 23-49.

- Ho, S., Lee, C., & Wu, C. (1997). Inter-company dynamics in the financial ratio adjustment, in C. Lee (1997) *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting* (pp. 17-31), vol. 5, JAI Press.
- Horrigan, J. (1983, dicembre). Methodological implications of non-normally distributed financial ratios: a comment, *Journal of Business Finance & Accounting*, 10(4), pp. 683-689.
- Ioannidis, C., Peel, D. & Peel, M. (2003, giugno/luglio). The time series properties of financial ratios: Lev revisited. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(5-6), pp. 699-714.
- Ismail, B. & Choi, K. (1996). Determinants of time-series properties of earnings and cash flows. *Review of Financial Economics*, 5(2), pp. 131-145.
- Jacobson, R. & Hansen, G. (2001, giugno-agosto). Modeling the competitive process. *Managerial and Decision Economics*, 22(4-5), pp. 251-263.
- Jenny, F., & Weber, A. (1976, febbraio). Profit rates and structural variables in French manufacturing industries. *European Economic Review*, 7(2), pp. 187-206.
- Joos, P., & Joos, P. (1998, febbraio). *The prediction of ROE: fundamental signals, accounting recognition and industry characteristics* (Insead and Stanford University wp).
- Keil, J. (2016, novembre). *Is there a causal effect of concentration on persistent profitability differentials?* (University of West Indies at Mona, Jamaica, wp).
- Kormendi, R., & Lipe, R. (1987, luglio). Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. *Journal of Business*, 60(3), pp. 323-345.
- Kothari, S., & Sloan, R. (1992). Information in prices about future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 15, pp. 143-171.
- Lawrence, A., Sloan, R., & Sun, Y. (2014, marzo). *Why are losses less persistent than profits? Curtailments versus conservatism* (Berkeley University e Boston University wp).
- Lee, C., & Wu, C. (1988, aprile). Expectation formation and financial ratio adjustment processes. *The Accounting Review*, 63(2), pp. 292-306.
- (1994, aprile). Rational expectations and financial ratio smoothing. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 9(2), pp. 283-306.
- Lev, B. (1969, autunno). Industry averages as targets for financial ratios. *Journal of Accounting Research*, 7(2), pp. 290-299.
- (2003, primavera). Corporate earnings: facts and fiction. *Journal of Economic Perspectives*, 17(2), pp. 27-50.
- Lev, B., & Sunder, S. (1979, dicembre). Methodological issues in the use of financial ratios. *Journal of Accounting and Economics*, 1(3), pp. 187-210.
- Lewellen, J. (2002, febbraio). *Predicting returns with financial ratios* (MIT Sloan School of Management wp 4374-02).
- Lie, E. (2001, summer). Detecting abnormal operating performance: revisited. *Financial Management*, pp. 77-91.
- Lieber, Z., Melnick, E., & Ronen, J. (1983). The filtering of transitory noise in earnings numbers. *Journal of Forecasting*, 2, pp. 331-350.
- Lipe, R., & Kormendi, R. (1994). Mean reversion in annual earnings and its implications for security valuation. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 4, pp. 27-46.
- Lipczynski, J., Wilson, J., & Goddard, J. (2017). *Industrial Organization: competition, strategy and policy*. Pearson, 5a ed.
- McDonald, B., & Morris, M. (1984, primavera). The statistical validity of the ratio method in financial analysis: an empirical investigation. *Journal of Business Finance & Accounting*, 11(1), pp. 89-97.
- (1985, primavera). The functional specification of financial ratios: an empirical examination. *Accounting and Business Research*, 15(59), pp. 223-228.
- McLeay, S., & Trigueiros, D. (2002, ottobre). Proportionate growth and the theoretical foundations of financial ratios. *Abacus*, 38(3), pp. 297-316.
- Mueller, D. (1977, novembre). The persistence of profits above the norm. *Economica*, 44(176), pp. 369-380
- (1986). *Profits in the long run*. Cambridge University Press.
- (ed.). (1990). *The dynamics of company profits: an international comparison*. Cambridge University Press.
- Nadarajah S. & Kotz S. (2007, maggio). Generalized financial ratios. *Mathematical Methods In The Applied Sciences*, 30(8), pp. 995-1001.
- Nordal K. & Naes R. (2009, dicembre). *Mean reversion in profitability for non-listed firms*. Norges Bank and Norwegian Ministry of Trade and Industry wp).

- O'Hanlon, J. (1995, settembre). The univariate time series modelling of earnings: a review. *British Accounting Review*, 27(3), pp. 187-210.
- Ohlsion, J. (1995, primavera). Earnings, book value and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp. 661-687.
- Ou, J. (1990, primavera). The information content of nonearnings accounting numbers as earnings predictors. *Journal of Accounting Research*, 28(1), pp. 144-163.
- Ou, J., & S., Penman (1989a). Financial statement analysis and the prediction of stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 295-329.
- (1989b). Accounting measurement, price-earnings ratio and the information content of security prices. *Journal of Accounting Research*, 27. Supplement, pp. 111-144.
- Patell, J. (1976, autunno). Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: empirical tests. *Journal of Accounting Research*, pp. 246-276.
- Peel, D., Peel, M., & Venetis, I. (2004). Further empirical analysis of the time series properties of financial ratios based on a panel data approach. *Applied Financial Economics*, 14(3), pp. 155-163.
- Peles, Y., & Schneller, M. (1989, agosto). The duration of the adjustment process of financial ratios. *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), pp. 527-532.
- Pierson, K. (2008, agosto). *Why earnings mean revert*. (MIT Sloan School, wp).
- Rhys, H., & Tippett, M. (1993). On the steady state properties of financial ratios. *Accounting and Business Research*, 23(92), pp. 500-510.
- (1996). On the microeconomic foundations of financial ratio analysis. In I. Lapsley & F. Mitchell *Accounting and performance measurement*. Chapman & Hall.
- Richardson, F., Cunningham, G., & Brown, R. (1995). Time-series properties of accounting numbers and ratios, in *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, (pp. 51-70), vol. 3 Part B, JAI Press.
- Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., & Tuna, I. (2003, settembre). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), pp. 437-485.
- Rozeff, M. (1983). Predicting long-term earnings growth: comparison of expected return model, submartingales and Value Live Analysis. *Journal of Forecasting*, 2, pp. 425-435.
- Salamon, G., & Smith, D. (1977). Additional evidence on the time series properties of reported earnings per share: comment. *Journal of Finance*, 32(5), pp. 1795-1801.
- Sam, D., & Trigueiros, D. (2023, giugno). *Drift in ratios of continuous-time stochastic processes, implications for financial analysis: a note* (University of Macau & university of Lisbon wp).
- Schmalensee, R. (1985, giugno). Do markets differ much? *American Economic Review*, 75(3), pp. 341-351.
- (1989a). Inter-industry studies of structure and performance. In R. Schmalensee & R. Willig (eds.) *Handbook of Industrial Organization*. (pp. 951-1009). North Holland.
- (1989b, giugno). Intra-industry profitability differences in US manufacturing 1953-1983. *The Journal of Industrial Economics*, 37(4), pp. 337-357.
- Schwalbach, J., Grasshoff, U., & Mahmood, T. (1989, ottobre). The dynamics of corporate profits. *European Economic Review*, 33(8), pp. 1625-1639.
- Stephan, A., & Tsapin, A. (2008, dicembre). *Persistence and determinants of firm profit in emerging markets* (DIW Berlin, wp).
- Stierwald A. (2009 giugno). Determinants of firm profitability: the effect of productivity and its persistence. *The University of Melbourne wp*. 2009.
- Sudarsanam, P.S., & Taffler, R.J. (1995, aprile). Financial ratio proportionality and inter-temporal stability: an empirical analysis. *Journal of Banking & Finance*, 19(1), pp. 45-60.
- Tippett, M. (1990). An induced theory of financial ratios. *Accounting and Business Research*, 21(81), pp. 77-85.
- Tippett, M., & Whittington, G. (1995). An empirical evaluation of an induced theory of financial ratios. *Accounting and Business Research*, 25(99), pp. 208-218.
- Trigueiros, D. (1997, settembre). Non-proportionality in ratios: an alternative approach. *British Accounting Review*, 29(3), pp. 213-230.
- Waring, G. (1996, dicembre). Industry differences in the persistence of firm-specific returns. *American Economic Review*, 86(5), pp. 1253-1265.
- Watts, R., & Leftwich, R. (1977, autunno). The time series of annual accounting earnings. *Journal of accounting research*, 15(2), pp. 253-271.
- Whittington, G. (1980, giugno). Some basic properties of accounting ratios. *Journal of Business Finance & Accounting*, 7(2), pp. 219-232.

- Whittington, G., & Tippett, M. (1999, novembre/dicembre). The components of accounting ratios as cointegrate variables. *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(9), pp. 1245-1273.
- Wu, C., Kao, C., & Lee, C. (1992, autunno). Tests of a partial adjustment model of financial ratios. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 32(3), pp. 96-111.
- (1996, aprile). Time-series properties of financial series and implications for modeling. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 11(2), pp. 277-303.
- Yang, Y., & Chuang, H. (2010). A dynamic financial ratio adjustment model. *Global Journal of Business Research*, 4(3), pp. 1-10.

APPENDICE

Tabella A. Sintesi dei modelli univariati - Dati cumulativi Retropolati 1989-2021

Modello	S, WN	Log-Likelihood	Test Statistic	Test Prob	Modelli significativi	Wald Test	Prob	Statistic	Modelli significativi (2)	Wald Test	Prob	Log-Likelihood	Test Statistic	Test Prob	NO IE
Ricavi (mil €)	S, WN	0.2848	0.0000	AR(3) lag=1,4,1,3, WN	0.0000	0.0000	0.1471								
Ricavi (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0001	0.5304	AR(1) lag=9, S, WN	0.0000	0.0000	0.2639								OK permanent test
Liquidi (mil €)	S, WN	0.3363	0.0000	AR(3) lag=1,4,1,3, WN	0.0000	0.0000	0.1963								OK permanent test
Liquidi (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.7409	AR(1) lag=11, S, WN	0.0000	0.0000	0.9734								
Valore Aggiunto (mil €)	S, WN	0.0000	0.5124	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.6339								
Valore Aggiunto (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0002	0.5124	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0169	0.0000	1.0000								
Margine Operativo Lordo (mil €)	S, WN	0.0001	0.8999	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.1990	ARIMA(0,1,0) S, WN	na	0.0000	0.0149				OK permanent test
Margine Op. Lordo (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0001	0.8999	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.1990	ARIMA(0,1,0) S, WN	na	0.0000	0.0149				OK permanent test
Risultato Operativo (mil €)	S, WN	0.0002	0.8284	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.2667								
Risultato Operativo (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0002	0.8284	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.2667	ARIMA(0,1,0) S, WN	na	0.0000	0.9990				OK permanent test
Risultato Risultato (mil €)	S, WN	0.0115	0.0221	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.8222								
Risultato Risultato (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0115	0.0221	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9979	ARIMA(0,1,0) S, WN	na	0.0000	0.0349				
Cad. Flow (mil €)	S, WN	0.0017	0.0100	AR(2) lag=6,7, S, WN	0.0100	0.0000	0.2287								
Cad. Flow (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0017	0.0100	AR(2) lag=6,7, S, WN	0.0100	0.0000	0.2287								
Dividendi (mil €)	S, WN	0.0192	0.0257	AR(3) lag=1,1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.2141								
Dividendi (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0192	0.0257	AR(3) lag=1,1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.8979								OK permanent test
LaDividendi (mil €)	S, WN	0.0370	0.0445	AR(4) lag=1,2,4,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9977								
LaDividendi (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0370	0.0445	AR(4) lag=1,2,4,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.6242								
LaInvestimenti (mil €)	S, WN	0.0102	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.2643								
LaInvestimenti (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0102	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9843								
Avanzi N. Cap. Soc. (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0008	0.0499	AR(2) lag=1,3, S, WN	0.0419	0.0000	0.9811								
Avanzi N. Cap. Soc. (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0008	0.0499	AR(2) lag=1,3, S, WN	0.0440	0.0000	0.9970								
LaAttivo Netto (mil €)	S, WN	0.0192	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9897								
LaAttivo Netto (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0192	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.2551								
LaImmob. Terrestri (mil €)	S, WN	0.0146	0.0000	AR(2) lag=1,4, S, WN	0.0000	0.0000	0.9081								
Circolazione Operativa (mil €)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9993								
Cap. Operativo (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9911								
LaLiquidità (mil €)	S, WN	0.0056	0.0000	AR(2) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9400								
LaLiquidità (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0056	0.0000	AR(2) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9400								
LaLiquidità (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0056	0.0000	AR(2) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9174								
Passivo Netto (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0100	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9912								
Passivo Netto (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0100	0.0000	AR(3) lag=1,2,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9888								
LaDibiti Fin. I. (mil €)	S, WN	0.0026	0.0000	AR(2) lag=1,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9384								
LaDibiti Fin. I. (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0026	0.0000	AR(2) lag=1,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9384								
LaDibiti Fin. B. I. (mil €)	S, WN	0.0023	0.0000	AR(3) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9142								
LaDibiti Fin. B. I. (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0023	0.0000	AR(3) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	1.0000								
LaDibiti Fin. TOT (mil €)	S, WN	0.0023	0.0000	AR(3) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9950								
LaDibiti Fin. TOT (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0023	0.0000	AR(3) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9934								OK permanent test
Autofinanziamento Operativo (mil €)	S, WN	0.0011	0.4781	AR(4) lag=1,2,3,1,0, S, WN	0.0000	0.0000	0.3225								
Autofinanziamento Operativo (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0011	0.4781	AR(4) lag=1,2,3,1,0, S, WN	0.0100	0.0000	0.9914								
Flusso d. Cassa Operativa (mil €)	S, WN	0.0000	0.2275	AR(3) lag=1,2,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9750								
Fl. d. Cassa Oper. (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0002	0.6449	AR(3) lag=1,3,5, S, WN	0.0311	0.0000	0.9380								
Flusso d. Cassa Netto (mil €)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(2) lag=2,6, S, WN	0.1818	0.0000	0.7617								
Fl. d. Cassa Netto (mil €) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(2) lag=2,6, S, WN	0.0227	0.0000	0.9893								
Var % Ricavi	S, WN	0.0000	0.2275	AR(3) lag=1,2,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9704								
Var % Attivo Netto	S, WN	0.0012	0.0494	AR(2) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0001	0.1384	ARIMA(1,1,0) S, WN	0.0011	0.0000	0.9834				
Var % Marg Op. Lordo	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9950								
Var % Risultato Risultato	S, WN	0.0000	0.9911	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0100	0.0000	0.9899								
Risultato Netto (mil €)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9785								
Val. Agg. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9949								
Val. Agg. Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0002	0.1553								
Marg Op. L. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9544								
Marg Op. L. Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,5, S, WN	0.0000	0.0000	0.9785								
Risultato Risultato Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9461								
Risultato Risultato Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9461								
Risultato Risultato Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9461	ARIMA(1,0) S, WN	0.0000	0.0000	0.9479				
Cad. Flow Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,1,1, S, WN	0.0000	0.0003	0.9374								
Dividendi Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,0, S, WN	0.0000	0.0000	0.9700								
Dividendi Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,0, S, WN	0.0000	0.0000	0.9849								
Imprendimenti Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(2) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9845								
Investimenti Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,4, S, WN	0.0000	0.0000	0.7340								
Avanzi N. Cap. Soc. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,6, S, WN	0.0000	0.0000	0.9994								
Immobilitazioni Terrestri Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9795								
Circolazione Operativa Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9729								
Circolazione Operativa Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9734								
Liquidità Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9441								
Liquidità Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,3, S, WN	0.0000	0.0000	1.0000								
Passivo Netto Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9481								
Passivo Netto Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9001								
Dibiti Fin. I. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,4,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	0.9853								
Dibiti Fin. B. I. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9953								
Dibiti Fin. B. I. Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2, S, WN	0.0000	0.0000	0.9741								
Dibiti Fin. TOT Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,1,1, S, WN	0.0000	0.0000	1.0000								
Autofinanziamento Oper. Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,3, S, WN	0.0000	0.0000	1.0000								
Autofinanziamento Oper. Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1,2,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9809								
Flusso d. Cassa Operativa Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(2) lag=1,4, S, WN	0.0000	0.0000	0.9793								
Flusso d. Cassa Operativa Ricavi (%) scarti da trend	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=1, S, WN	0.0000	0.0000	0.8684								
Flusso d. Cassa Netto Ricavi (%)	S, WN	0.0000	0.0000	AR(3) lag=2,3, S, WN	0.0000	0.0000	0.9322								
Valore aggiunto Operativo Ricavi (%)															

Tabella B. Fattori esplicativi dei parametri autoregressivi

SIMBOLO	DETTAGLI	SIGNIFICATO
Ln(Ric)	Logaritmo naturale dei Ricavi	Dimensione complessiva del settore
RicAN	Ricavi/Attivo Netto	Turnover del totale dell'attivo
VARic	Valore Aggiunto/Ricavi	Quota dei ricavi attribuibile ai fattori produttivi interni
VADip	Valore Aggiunto/Numero Dipendenti	Produttività parziale del lavoro
ITLDip	Immobilizzazioni Tecniche Lorde/Numero Dipendenti	Intensità di capitale fisso pro-capite
CLAVDip	Costo del Lavoro/Numero Dipendenti	Costo del lavoro pro-capite
FAqa	Fondo Ammortamento/Quota Ammortamento	Vita utile delle immobilizzazioni fisse già consumata dal punto di vista contabile
ITLqa	Immobilizzazioni Tecniche Lorde/Quota Ammortamento	Vita utile contabile delle immobilizzazioni fisse
CostVarRic	Costi Variabili/Ricavi	Quota variabile dei costi operativi sui ricavi (escluse componenti finanziarie)
CostFixRic	Costi Fissi/Ricavi	Quota fissa dei costi operativi sui ricavi (escluse componenti finanziarie)
OperLev	Costi Fissi/Costi Variabili	Leva operativa in termini di costi
ExpRic	Esportazioni/Ricavi	Quota dei ricavi export
ImmITL	Immobilizzazioni Immateriali/Immobilizzazioni Tecniche Lorde	Incidenza delle immobilizzazioni intangibili su quelle fisse
Q imAqm	Quota ammortamento immobilizzazioni immateriali/Quota Ammortamento Immobilizzazioni Tecniche	Incidenza delle immobilizzazioni intangibili su quelle fisse osservata dal punto di vista del conto economico
AttCorrRic	Attività Correnti/Ricavi	Approssimazione del coefficiente di circolante operativo sui ricavi
ArrCorrITL	Attività Correnti/Immobilizzazioni Tecniche Lorde	Composizione della struttura operativa delle attività
Produitt 2	Produttività dei Fattori	Produttività complessiva dei fattori lavoro e capitale basata sulla funzione Cobb-Douglas
ClavVa	Costo del Lavoro/Valore Aggiunto	Quota del valore aggiunto ripartita al fattore lavoro
ITLRic	Immobilizzazioni Tecniche Lorde/Ricavi	Approssimazione del coefficiente di incidenza del capitale fisso sulla produzione
<p>Costi Variabili = Consumi di materie prime e materiali+0.6*Costi per servizi esterni+0.3*Costo del lavoro.</p> <p>Costi Fissi = 0.4*Costi per servizi esterni+0.7*Costo del lavoro+Quote ammortamento.</p> <p>Produttività dei Fattori=Valore Aggiunto/[Numero Dipendenti^(Costo del lavoro/Valore Aggiunto)*Immobilizzazioni Tecniche Lorde^(1-Costo del lavoro/Valore Aggiunto)], ove il rapporto Costo del lavoro/Valore Aggiunto è mantenuto fisso per tutti i settori al livello del totale dei Dati Cumulativi.</p>		

ELENCO DEI GRAFICI E DELLE TABELLE

Grafici

Grafico 1. Ricavi e scarti da 2trend	49
Grafico 2. LnRicavi e scarti da 2 trend	50
Grafico 3. Ln(Ricavi) osservato e stimato con AR(3)	53
Grafico 4. Valore Aggiunto e Scarti da 2 trend	54
Grafico 5. MOL e Scarti da 2 trend	55
Grafico 6. Risultato corrente e Scarti da 2 trend	57
Grafico 7. Risultato Rettificato e Scarti da 2 trend	58
Grafico 8. Cash Flow e Scarti da 2 trend	59
Grafico 9. LnDividenti e scarti da 2 trend	61
Grafico 10. Scarti da 2 trend LnDividenti osservati e stimati	61
Grafico 11. LnInvestimenti e scarti da trend	62
Grafico 12. Scarti da trend Ln(Inv) osservati e stimati	62
Grafico 13. Ln(Investimenti) osservati e stimati	63
Grafico 14. Aumenti Netti di Capitale Sociale e scarti da trend	64
Grafico 15. Scarti da trend di Aumenti N.Cap.Soc osservati e stimati	65
Grafico 16. Autofinanziamento Operativo e scarti da 2 trend	65
Grafico 17. Scarti da trend di Autof.Operativo osservati e stimati	66
Grafico 18. Autofinanziamento Operativo osservato e stimato	67
Grafico 19. Flusso di Cassa da Gestione e scarti da 2 trend	67
Grafico 20. Scarti da trend di Flusso di Cassa Gest. osservati e stimati	68
Grafico 21. Flusso di Cassa Operativo Netto e scarti da 1 trend	68
Grafico 22. LnAttivo Netto e scarti da trend	69
Grafico 23. Scarti da trend del LnAttivo osservati e stimati	70
Grafico 24. LnImmob Tec Lorde e scarti da trend	71
Grafico 25. Scarti da trend LnImmob Tec Lorde osservati e stimati	71
Grafico 26. Circolante Operativo e scarti da trend	72
Grafico 27. Scarti da trend LnCap Circ Oper Netto	73
Grafico 28. LnLiquidità e scarti da trend	73
Grafico 29. Patrimonio Netto e scarti da trend	74
Grafico 30. Scarti da trend del Patrimonio Netto osservati e stimati	74
Grafico 31. LnDebiti Fin LT e scarti da trend	75
Grafico 32. Scarti dei LnDebiti Fin LT osservati e stimati	76
Grafico 33. LnDebiti Fin LT e scarti da trend	76
Grafico 34. Scarti dei LnDebiti Fin LT osservati e stimati	77
Grafico 35. LnDebiti Fin Totali e scarti da trend	77

Grafico 36. Scarti dei LnDebiti Fin Totali osservati e stimati	78
Grafico 37. Var% Ricavi	79
Grafico 38. Var% Attivo Netto	80
Grafico 39. Differenze prime delle Var% Attivo osservate e stimate	81
Grafico 40. Var% MOL	82
Grafico 41. Differenze prime di Var%MOLL osservate e stimate	83
Grafico 42. Var% Risultato Rettificato	84
Grafico 43. Variazioni % Risultato Rettificato osservate e stimate	85
Grafico 44. Ricavi/Attivo Netto	87
Grafico 45. Ricavi/Attivo Netto osservato e stimato	88
Grafico 46. Valore Aggiunto/Ricavi e scarti da trend	89
Grafico 47. Valore Aggiunto/Ricavi osservato e stimato	89
Grafico 48. MOLL/Ricavi e scarti da trend	90
Grafico 49. MOLL/ricavi osservati e stimati	90
Grafico 50. Risultato Corrente/Ricavi	91
Grafico 51. Risultato Rettificato/Ricavi	91
Grafico 52. Cash Flow/Ricavi	92
Grafico 53. Dividendi/Ricavi e scarti da 2 trend	93
Grafico 54. Differenze seconde di dividendi/Ricavi osservate e stimate	93
Grafico 55. Investimenti/Ricavi e scarti da trend	94
Grafico 56. Investimenti/Ricavi osservati e stimati	94
Grafico 57. Aumenti Netti di Capitale Sociale/Ricavi	95
Grafico 58. Immob. Tecniche Lorde/Attivo Netto	95
Grafico 59. Immobilizzazioni Tec.Lorde/Attivo Netto osservati e stimati	96
Grafico 60. Capitale Circol.Oper./Ricavi	96
Grafico 61 Capitale Circolante Operativo/Ricavi osservato e stimato	97
Grafico 62. Liquidità/Attivo Netto e scarti da 2 trend	97
Grafico 63. Liquidità/Attivo Netto osservato e stimato	98
Grafico 64. Capitale Netto/Attivo Netto e scarti da trend	98
Grafico 65. Scarti da trend di Capitale Netto/Attivo Netto osservati e stimati	99
Grafico 66. Debiti Fin.LT/Attivo Netto osservato e stimato	99
Grafico 67. Debiti Fin MLT/Attivo Netto osservati e stimati	100
Grafico 68. Debiti Fin.BT/Attivo Netto e scarti da trend	100
Grafico 69. Scarti dal trend osservati e stimati di Debiti Fin BT/Attivo Netto e scarti da trend	101
Grafico 70. Debiti Fin BT/Attivo Netto osservati e stimati	101
Grafico 71. Debiti Fin. Totali/Attivo Netto	102
Grafico 72. Debiti Fin Totali/Attivo Netto osservati e stimati	102
Grafico 73. Autof.Operativo/Ricavi e scarti da trend	103
Grafico 74. Differenze seconde di Autofinanziamento Operativo/Ricavi osservate e stimate	103
Grafico 75. Autofinanziamento Operativo/Ricavi osservato e stimato	104
Grafico 76. Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e scarti da trend	104

Grafico 77. Scarti dal trend del Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e osservati e stimati	105
Grafico 78. Flusso di Cassa da Gestione/Ricavi e osservati e stimati	105
Grafico 79. Flusso di Cassa Operativo Netto/Ricavi	106
Grafico 80. Flusso di Cassa Operativo Netto/Ricavi osservati e stimati	106
Grafico 81. Valore Aggiunto/N.Dipendenti e scarti da trend	107
Grafico 82. scarti da trend di VA/Dip osservati e stimati	107
Grafico 83. Valore Aggiunto/Attivo Netto e scarti da trend	108
Grafico 84. Scarti dal trend di VAggiunto/AN e osservati e stimati	108
Grafico 85. MOL/Attivo Netto e scarti da trend	109
Grafico 86. Scarti dal trend di MOL/AN e osservati e stimati	110
Grafico 87. Risultato Corrente/Attivo Netto.	110
Grafico 88. Risultato Corrente/Attivo Netto osservato e stimato	111
Grafico 89. Risultato Rettificato/Attivo Netto	112
Grafico 90. Risultato Rettificato/Attivo Netto osservato e stimato	113
Grafico 91. ROE	114
Grafico 92. ROE osservato e stimato	115
Grafico 93. Differenze prime del ROE	115
Grafico 94. ROA e scarti da trend	116
Grafico 95. Scarti dal trend del ROA osservati e stimati	116
Grafico 96. ROA osservati e stimati	117
Grafico 97. Cash Flow/Attivo Netto	117
Grafico 98. Cash Flow/Attivo Netto osservati e stimati	118
Grafico 99. Differenze prime di CF/AN	118
Grafico 100. Capitale Netto/Capitale Netto+Debiti Fin.Totali	119
Grafico 101. CN/CNetto+Deb Fin Totali osservati e stimati	119
Grafico 102. Attivo Corrente/Passivo Corrente	120
Grafico 103. Liquidità Corrente osservata e stimata	120
Grafico 104. Passivo Corrente/Ricavi	121
Grafico 105. PC/Ricavi osservati e stimati	121
Grafico 106. Liquidità/Passivo Corrente e scarti da trend	122
Grafico 107. Scarti dal trend di Liquidità/Passivo Corrente osservato e stimato	122
Grafico 108. Liquidità/Passivo Corrente osservato e stimato	123
Grafico 109. Cash Flow/Debiti Fin.Totali	124
Grafico 110. CF/Debiti Finanziari Totali osservati e stimati	124
Grafico 111. Differenze Prime CF/DF	125
Grafico 112. Oneri Fin. Netti/MOL e scarti da trend	126
Grafico 113. Scarti da trend OFN/MOL osservati e stimati	126
Grafico 114. OFN/MOL osservati e stimati	127
Grafico 115. Debiti Fin.BT/Capitale Circol.Operativo	127
Grafico 116. DebFinBT/Circ.Operativo osservati e stimati	128
Grafico 117. Debiti Fin.LTermine/Immob.Tec.Nette e scarti da trend	129
Grafico 118. Scarti dal trend di DebFinLT/Immob.Tec.Nette osservati e stimati	129

Grafico 119. DebFinLT/Immob.Tec.Nette osservati e stimati	130
Grafico 120. Cash Flow/Servizio del Debito Fin	131
Grafico 121. CF/Servizio del Debito Finanziario osservato e stimato	131
Grafico 122. CF/DebFinTot residui da ARIMA(0,1,0) osservato e stimato	132
Grafico 123. Score Creditizio e scarti da trend	132
Grafico 124. Scarti da Trend dello Score Creditizio osservati e stimati	133
Grafico 125. Score Creditizio Netto osservato e stimato	134
Grafico 126. Differenze prime dello Score Creditizio	134
Grafico 127. Numeri Indice: MOL, RC, RR	138
Grafico 128. Numeri Indice: ROE, ROA	139
Grafico 129. Albero Binomiale – 5 simulazioni di RR/AN-DC	176
Grafico 130. Moto Browniano Geometrico – 5 simulazioni di RR/AN-DC	177

Tabelle

Tabella 1. Dickey-Fuller	51
Tabella 2. Test white noise	51
Tabella 3. Correlogramma Scarti da trend LnRicavi	51
Tabella 4. AR(1) con Lag=11	52
Tabella 5. Dickey-Fuller	52
Tabella 6. Test white noise	53
Tabella 7. Modello AR(1) lag=1 sui livelli del MOL	55
Tabella 8. Analisi dei residui (=differenze prime del MOL)	56
Tabella 9. Test white noise	56
Tabella 10. Autorrelazioni delle differenze prime su MOL	56
Tabella 11. Modello AR(1) lag=1 sui livelli del Risultato Corrente	57
Tabella 12. AR(1) su scarti da trend di Risultato Rettificato	58
Tabella 13. Modello AR(1) sui livelli del Risultato Rettificato	59
Tabella 14. Modello AR(2) lag= 6 e 7 sugli scarti dal trend del Cash Flow	60
Tabella 15. AR(2) con lag=1 e 8 su scarti da trend di Aumenti N.Cap.Soc	64
Tabella 16. AR(2) con lag=1 e 11 su scarti da trend di LnAN	70
Tabella 17. Autocorrelazioni Var. % Ricavi	80
Tabella 18. Autocorrelazioni Var. % MOL	82
Tabella 19. Autocorrelazioni Var. % Risultato Rettificato	84
Tabella 20. AR(3) con lag=1,3 e 4 su livelli Ricavi/Attivo Netto	88
Tabella 21. Autocorrelazioni di Risultato Rett./AN	112
Tabella 22. Autocorrelazioni del ROE	114
Tabella 23. Redditività: Variabilità e Correlazioni - 1989-2021	138
Tabella 24A. Sintesi Modelli - Valore Aggiunto/Attivo Netto	141
Tabella 24B. Sintesi Modelli – Margine Operativo Lordo/Attivo Netto	142
Tabella 24C. Sintesi Modelli – Risultato Corrente/Attivo Netto	143

Tabella 24D. Sintesi Modelli – Risultato Rettificato/Attivo Netto	144
Tabella 24E. Sintesi Modelli – ROE	145
Tabella 24F. Sintesi Modelli – ROA	146
Tabella 24G. Sintesi Modelli – Cash Flow/Attivo Netto	147
Tabella 25. Medie seriali - 1989-2021	151
Tabella 26. Correlazioni tra i parametri AR e OU	152
Tabella 27. Sintesi matrici di transizione	153
Tabella 28. Variabilità relativa dei ranghi (SQM/Media) - 1989-2021	154
Tabella 29A. Correlazioni tra medie decennali (finestre mobili)	156
Tabella 29B. Correlazioni tra medie e persistenze AR(1) (finestre mobili decennali)	156
Tabella 29C. Correlazioni tra medie variabili reddituali e fattori esplicativi (finestre decennali)	156
Tabella 29D. Correlazioni tra medie dei fattori e persistenze AR(1) (finestre mobili decennali)	157
Tabella 29E. Correlazioni tra persistenze (fattori e variabili reddituali) (finestre decennali)	157
Tabella 30A. Modello Livello di LT di Valore Aggiunto/Attivo Netto	158
Tabella 30B. Modello Livello di LT di Margine Operativo Lordo/Attivo Netto	159
Tabella 30C. Modello Livello di LT di Risultato Corrente/Attivo Netto	161
Tabella 30D. Modello Livello di LT di Risultato Rettificato/Attivo Netto	161
Tabella 30E. Modello Livello di LT di ROE	162
Tabella 30F. Modello Livello di LT di ROA	163
Tabella 30G. Modello Livello di LT di Cash Flow/Attivo Netto	163
Tabella 31A. Modello Persistenza a BT di Valore Aggiunto/Attivo Netto	164
Tabella 31B. Modello Persistenza a BT di Margine Oper. Lordo/Attivo Netto	164
Tabella 31C. Modello Persistenza a BT di Risultato Corrente/Attivo Netto	165
Tabella 31D. Modello Persistenza a BT di Risultato Rettificato/Attivo Netto	165
Tabella 31E. Modello Persistenza a BT di ROE	166
Tabella 31F. Modello Persistenza a BT di ROA	166
Tabella 31G. Modello Persistenza a BT di Cash Flow/Attivo Netto	167
Tabella 32A. Modello Persistenza a BT di VA/AN con altre Persistenze	168
Tabella 32B. Modello Persistenza a BT di MOL/AN con altre Persistenze	168
Tabella 32C. Modello Persistenza a BT di RC/AN con altre Persistenze	169
Tabella 32D. Modello Persistenza a BT di RR/AN con altre Persistenze	169
Tabella 32E. Modello Persistenza a BT di ROE con altre Persistenze	170
Tabella 32F. Modello Persistenza a BT di ROA con altre Persistenze	170
Tabella 32G. Modello Persistenza a BT di CF/AN con altre Persistenze	171
Tabella 33. Albero binomiale di RR/AN-DC	175
Tabella 34A. Parametri alberi binomiali - VA/AN e MOL/AN	177
Tabella 34B. Parametri alberi binomiali - RC/AN e RR/AN	178
Tabella 34C. Parametri alberi binomiali - ROE e ROA	179
Tabella 34D. Parametri alberi binomiali - CF/AN	180

Tabella 35. Medie di settore delle Probabilità u degli alberi binomiali	181
Tabella A. Sintesi dei modelli univariati - Dati cumulativi Retropolati 1989-2021	191
Tabella B. Fattori esplicativi dei parametri autoregressivi	192

Quaderni IRCrES
Temi e problemi di sostenibilità sociale, economica, ambientale

2023

- N. 17 [Torino creativa. Specializzazioni, impatti e profili di consumo](#). A cura di Giovanna Segre, Giampaolo Vitali. ISBN: 978-88-98193-32-5

2022

- N. 16 [CNR case histories in the Blue Planet Economy](#). Edited by Giampaolo Vitali, Isabella Maria Zoppi. ISBN: 978-88-98193-29-515
- N. 15 [Lo sviluppo locale: un approccio sistemico e generativo con la leadership orizzontale](#). Erica Rizziato. ISBN: 978-88-98193-28-8
- N. 14 [Agile working in Public Research Organizations during the COVID-19 pandemic. Organizational factors and individual attitudes in knowledge production](#). A cura di Emanuela Reale. ISBN (online): 978-88-98193-26-4 // ISBN (print): 978-88-98193-27-1

2020

- (5)3 [Macchingegno: lavoro, scienza, energia tra il XVI e il XIX secolo. Dispensa per gli animatori scientifici dell'Ecomuseo del Freidano](#). A cura di Grazia Biorci. ISBN: 978-88-98193-20-2
- (5)2 [L'efficacia degli incentivi agli investimenti in sicurezza](#). A cura di Elena Ragazzi. ISBN. 978-88-98193-19-6
- [\(5\)1](#)

2019

- [\(4\)2](#)
- [\(4\)1](#)

2018

- [\(3\)5](#)
- [\(3\)4](#)
- (3)3 [Narrazioni dal Secolo Breve. Ripensare il Mediterraneo](#). A cura di Antonella Emina. ISBN: 978-88-98193-13-4
- (3)2 [Territori e Scenari. Ripensare il Mediterraneo](#). A cura di Antonella Emina. ISBN: 978-88-98193-12-7
- [\(3\)1](#)

2017

- (2)2 [The relation between public manager compensation and members of parliament's salary across OECD countries: explorative analysis and possible determinants with public policy implications](#). Igor Benati, Mario Coccia. DOI: <http://dx.doi.org/10.23760/2499-6661.2017.001>
- (2)1 [What is the relation between public manager compensation and government effectiveness? An explorative analysis with public management implications](#). Mario Coccia, Igor Benati. DOI: <http://dx.doi.org/10.23760/2499-6661.2017.002>

2016

- (1)1 [Emerging costs deriving from blackouts for individual firms: evidence from an Italian case study](#). Clementina Bruno, Ugo Finardi, Azahara Lorite-Espejo, Elena Ragazzi.

Publicazioni edite dal CNR-IRCrES

- [Quaderni IRCrES](#)
- [Working Paper](#)
- [Rapporto Tecnico](#)
- [Itinerari per l'Alta Formazione](#)
- [Volumi CNR-IRCrES](#)

[Publicazioni edite dal CNR-Ceris](#)

Le caratteristiche econometriche delle serie storiche contabili sono state l'obiettivo di numerosissime ricerche, come testimonia l'ampia letteratura in materia. Diversi filoni sono stati indagati, alcuni strettamente contabili, altri connessi agli studi sul mercato finanziario, altri ancora che rientrano nel campo dell'economia industriale. Questo Quaderno CNR-IRCrES è dedicato all'analisi di alcune tra le principali serie storiche contabili.

I "numeri contabili" sono considerabili come il risultato di realizzazioni di variabili casuali le cui distribuzioni di probabilità dipendono dall'ambiente economico in cui opera l'impresa, dalle decisioni del management e degli altri *stakeholders* e dalle regole contabili adottate. Dalla loro osservazione quindi si possono, potenzialmente, inferire elementi sulle caratteristiche dell'impresa e sul suo comportamento.

La prospettiva adottata è quella di un'analisi generale del comportamento di un vasto insieme di variabili e di indicatori di bilancio espressivi della realtà delle grandi e medio-grandi imprese, tratte dai Dati Cumulativi di Mediobanca, allo scopo di ottenere una conoscenza del loro comportamento di lungo periodo. L'obiettivo è tracciare un quadro prevalentemente descrittivo dei processi stocastici delle variabili considerate, con alcuni modelli esplicativi inseriti nella parte finale del lavoro.

