

PARTE II

I Risultati Empirici

CAPITOLO V

PARETO-LÉVY STABILITÀ E AUTO-SIMILARITÀ STATISTICA NEL MERCATO FINANZIARIO ITALIANO

1. INTRODUZIONE

L'approccio classico relativo all'analisi dei vari aspetti inerenti al prezzo $P(t)$ delle attività finanziarie (aspetti quali la natura dei processi generatori, la struttura delle leggi dinamiche di evoluzione, l'indagine delle serie temporali, la verifica delle implicazioni economico-finanziarie, ...), come si è venuto determinando in letteratura fino dai primi pionieristici lavori di Bachelier L. ([Bachelier L., 1900]) e di Working H. ([Working H., 1934]), si è sostanziato nell'impiego, nello sviluppo e nella elaborazione di ipotesi, di teorie, di metodi e di strumenti propri dell'ambito stocastico e tradizionalmente sintetizzabili nell'assunzione di indipendente ed identica distribuzione di probabilità delle variabili casuali $P(t+\Delta t) - P(t)$, con $t = 1, 2, \dots, N - \Delta t$ per ogni prescelto valore di Δt che, congiuntamente, specificano un opportuno processo stocastico (ad esempio si veda [Fama E. F., 1963], [Mandelbrot B. B., 1963b], [Mantegna R. N., 1991], [Peters E. E., 1991b], [Corazza M. *et al.*, 1993a] e [Peters E. E., 1994]). In particolare, con riferimento alla identità della distribuzione di probabilità, si è venuto a determinare quale paradigma quella Normale o, alternativamente, quella log-Normale (per

maggiori dettagli si veda [Fama E. F., 1963], [Mandelbrot B. B., 1963b] e [Corazza M. *et al.*, 1993a]), distribuzioni, ad esempio, assunte come ipotesi nelle moderne teorie del portafoglio e del derivative pricing.

Peraltro, in un crescente numero di analisi empiriche si é posta in evidenza la parziale inadeguatezza di queste ultime distribuzioni di probabilità, a causa delle costanti presenze di leptocurtosi, di asimmetria e di instabilità della varianza nelle distribuzioni di frequenza degli incrementi sia dei prezzi che dei loro logaritmi. Queste ultime peculiarità hanno condotto molti autori a congetturare per tale identica distribuzione di probabilità quella Pareto-Lévy stabile ([Cootner P., 1963], [Fama E. F., 1963], [Mandelbrot B. B., 1963b], [Fielitz B. D. *et al.*, 1972], [Leitch R. A. *et al.*, 1975], [Rozelle J. *et al.*, 1980], [Simkowitz M. *et al.*, 1980] [Fielitz B. D. *et al.*, 1983], ([Akgiray V. *et al.*, 1988], [Walter C., 1990], [Canestrelli E. *et al.*, 1991b], [Brasolin A. *et al.*, 1992], e [Corazza M. *et al.*, 1993b]). É da porre in evidenza come una tale distribuzione di probabilità sia, in generale, di natura frattale, date le relazioni esistenti tra il suo esponente caratteristico α e alcune quantità proprie dell'ambito frattale (per maggiori dettagli si veda [Mandelbrot B. B., 1972], [Falconer K., 1990], [Peters E. E., 1991b] e la sezione 2. di questo stesso capitolo). In altre analisi empiriche, prima, fra le quali, quella condotta da Mandelbrot B. B. ([Mandelbrot B. B., 1963b]), si é anche posta in evidenza una sorta di "somialianza" fra la evoluzione temporale degli incrementi dei prezzi o, alternativamente, dei loro logaritmi rilevata in corrispondenza a differenti valori dell'incremento temporale Δt . Questa ulteriore peculiarità ha condotto alcuni autori a congetturare per la loro distribuzione di probabilità anche una sorta di auto-similarità ([Mantegna R. N., 1990], [Walter C., 1990], [Mantegna R. N., 1991a], [Mantegna R. N., 1991b], [Peters E. E., 1991b], [Corazza M. *et al.*, 1993a], [Corazza M. *et al.*, 1993b] e [Peters E. E., 1994]) e, dunque, a congetturare complessivamente per i soggiacenti processi stocastici che li generano una natura Pareto-Lévy stabile frattale auto-similare.

Questo capitolo propone l'analisi del mercato finanziario italiano, rappresentato da un insieme di indici finanziari e di titoli azionari opportunamente scelto, al fine di verificarne empiricamente la struttura frattale Pareto-Lévy stabile e auto-similare e propone un criterio di scelta fra attività finanziarie i cui incrementi dei prezzi o, alternativamente, dei

loro logaritmi si distribuiscano Pareto-Lévy stabilmente. In particolare, nella sezione 2. si illustrano sinteticamente degli aspetti teorici necessari all'impostazione e allo sviluppo dell'analisi del mercato finanziario italiano; nella sezione 3. si descrivono in sintesi le serie temporali degli indici e dei titoli impiegate nell'analisi; nella sezione 4. si presentano in dettaglio gli aspetti applicativi impiegati nella conduzione dell'analisi ed i risultati ottenuti mediante quest'ultima; nella sezione 5. si propongono alcune osservazioni e considerazioni finali; nella sezione 6. si presenta il succitato criterio di scelta fra attività finanziarie.

2. ASPETTI TEORICI

Gli aspetti teorici necessari all'impostazione e allo sviluppo dell'analisi del mercato finanziario italiano riguardano, oltre a quanto trattato nel **CAPITOLO II** e nel **CAPITOLO IV**, la conoscenza delle relazioni esistenti tra l'esponente caratteristico α di una distribuzione di probabilità Pareto-Lévy stabile e alcune quantità proprie dell'ambito frattale e la definizione del concetto di auto-similarità, sia nella sua versione deterministica che in quella stocastica.

(2.A) Relazioni tra l'esponente caratteristico α di una distribuzione Pareto-Lévy stabile e quantità proprie dell'ambito frattale: l'illustrazione di queste relazioni sono date nei seguenti risultati teorici (per maggiori dettagli si veda [Falconer K., 1990] e [Peters E. E., 1991b]):

Teorema 2.A.1. *Sia dato un processo stocastico Pareto-Lévy stabile simmetrico o, equivalentemente, con parametro di asimmetria β uguale a 0, $X(t)$ con esponente caratteristico α e sia dato il suo grafico della traiettoria, detto anche semplicemente grafico, $\underline{G}_{X(t)} \stackrel{def}{=} \{(t, X(t)), t \in [0, +\infty[\}$. Allora, con probabilità uguale a uno, si ha:*

$$\dim_H(\underline{G}_{X(t)}) = \dim_B(\underline{G}_{X(t)}) = \max \left\{ 1, 2 - \frac{1}{\alpha} \right\}. \quad (2.A.1)$$

Teorema 2.A.2. *Sia dato un processo stocastico Pareto-Lévy stabile*

$X(t)$ con esponente caratteristico α e sia data la sua serie temporale $\underline{S}_{X(t)} \stackrel{def}{=} \{X(t), t \in [0, +\infty[\}$. Allora, con probabilità uguale a uno, si ha:

$$\dim_H(\underline{S}_{X(t)}) = \dim_B(\underline{S}_{X(t)}) = \alpha. \quad (2.A.2)$$

È quasi superfluo porre in evidenza come, poichè $\alpha \in]0, 2]$, si abbia

$$1 \leq \dim_H(\underline{G}_{X(t)}) = \dim_B(\underline{G}_{X(t)}) \leq 1.5 \quad (2.A.3)$$

e si abbia

$$0 < \dim_H(\underline{S}_{X(t)}) = \dim_B(\underline{S}_{X(t)}) \leq 2. \quad (2.A.4)$$

(2.B) Auto-similarità: l'illustrazione di questo concetto nella sua versione deterministica necessita previamente della seguente definizione (per i cui maggiori dettagli si veda [Falconer K., 1990]):

Definizione 2.B.1. Sia data una applicazione $f : A \rightarrow A$, con A insieme chiuso e $A \subset \mathbf{R}^n$. Tale applicazione si definisce *similarità* se esiste una costante reale c , con $0 < c < 1$, tale che, per ogni $x, y \in A$, si abbia

$$\|f(x) - f(y)\| = c\|x - y\|. \quad (2.B.1)$$

Ora, è possibile illustrare il concetto di auto-similarità nella sua versione deterministica mediante la seguente definizione:

Definizione 2.B.2. Siano date le similarità $f_i : A \rightarrow A$, con $i = 1, \dots, m$ e con A insieme chiuso e $A \subset \mathbf{R}^n$ e sia dato l'insieme $B \subseteq A$. L'insieme B si definisce *auto-similare (in senso stretto)* se si ha

$$B = \bigcup_{i=1}^m f_i(B). \quad (2.B.2)$$

Invece, si ha la seguente definizione del concetto di auto-similarità nella sua versione stocastica:

Definizione 2.B.3. ([Mandelbrot B. B. *et al.*, 1979]) Sia dato un processo stocastico continuo $X(t)$. Tale processo si definisce *auto-similare* se esiste

una costante $K \in \mathbf{R}$, detta esponente di scala, tale che, per ogni $a \in \mathbf{R}_0^+$, si abbia

$$X(t) \stackrel{d}{=} a^{-K} X(at). \quad (2.B.3)$$

È da porre in evidenza come quest'ultima definizione comporti che la funzione caratteristica teorica del processo stocastico $X(t)$ e quella del processo stocastico $a^{-K} X(at)$ siano specificate dagli stessi parametri. In particolare, è possibile verificare che, se il processo stocastico $X(t)$ ha una distribuzione di probabilità Pareto-Lévy stabile, allora si ha il seguente esponente di scala (per maggiori dettagli si veda [Mandelbrot B. B. *et al.*, 1979] e [Falconer K., 1990]):

$$K = \frac{1}{\alpha}. \quad (2.B.4)$$

3. DATI

Le serie temporali degli indici finanziari e dei titoli azionari impiegati nella analisi del mercato finanziario italiano, indici e titoli elencati nella prima colonna, rispettivamente, della Tabella 3.1 e della Tabella 3.2, sono quelle relative ai valori rettificati dei prezzi di chiusura giornalieri¹ (i cui grafici sono riportati dalla Figura 1 alla Figura 39), rilevati dalla data riportata nella seconda colonna alla data riportata nella terza colonna delle stesse tabelle, rappresentabili, in generale, nella seguente forma:

$$\underline{S}_{AF(t)} \stackrel{def}{=} \{P(t), t = 1 + i\Delta t, i = 0, 1, \dots, \text{Int}(N/\Delta t)\}, \Delta t = 1 \quad (3.1)$$

dove

$AF(t)$: specifica attività finanziaria considerata,

Δt : incremento temporale,

¹ Tali rettifiche sono necessarie sia a causa degli aumenti del valore del capitale degli enti economici che emettono le attività finanziarie che a causa della produzione, da parte di queste ultime, di flussi derivati quali, ad esempio, i dividendi.

Int(·): funzione parte intera,

N: numerosità campionaria.

È da porre in evidenza come le numerosità campionarie (riportate nella quarta colonna delle stesse tabelle) relative a serie temporali rilevate durante lo stesso arco temporale possano differire a causa del differente numero di giorni di sospensione delle contrattazioni che caratterizza ogni specifico indice e/o titolo (ad esempio si vedano i titoli Banca COMMERCIALE ITALIANA, CEMENTIR, COGEFAR, FIAT Privilegiate, FINMECCANICA, GENERALI, OLIVETTI, PIRELLI & C., RAS, SME, SNIA BPD e STET). Tali serie temporali dei valori rettificati dei prezzi di chiusura giornalieri sono state impiegate come descritto in dettaglio nella sezione 4..

Tabella 3.1

INDICE	da	a	numerosità
COMIT	02.01.1973	03.01.1994	5259
COMIT Assicurative	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Bancarie	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Comunicazioni	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Diverse	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Finanziarie	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Immobiliari	14.12.1984	03.01.1994	2269
COMIT Industriali	14.12.1984	03.01.1994	2269
MIB Storico	02.01.1986	03.01.1994	1997

Tabella 3.2

TITOLO	da	a	numerosità
ALITALIA	15.04.1986	03.01.1994	1937
ANSALDO Trasporti	23.09.1986	03.01.1994	1829
B.ca COMMERCIALE IT.	02.01.1985	03.01.1994	2263
B.ca NAZION. del LAV.	17.03.1986	03.01.1994	1917
B.co AMBROVENETO	02.01.1986	03.01.1994	2005
BENETTON	29.07.1986	03.01.1994	1869
CEMENTIR	02.01.1985	03.01.1994	2236
CIGA Hotels	02.01.1986	31.12.1993	1850
COGEFAR	02.01.1985	03.01.1994	2263
DALMINE	02.01.1986	03.01.1994	2007
ENICHEM AUGUSTA	19.09.1988	03.01.1994	1325
FERRUZZI Finanziaria	02.01.1985	14.10.1993	2200
FIAT	02.01.1979	03.01.1994	3780
FIAT Privilegiate	02.01.1985	03.01.1994	2263
FINMECCANICA	02.01.1985	03.01.1994	2257

GENERALI	02.01.1985	03.01.1994	2263
ITALCABLE	02.01.1986	03.01.1994	2009
L'ESPRESSO	02.01.1986	03.01.1994	1999
MONDADORI	02.01.1985	29.11.1989	1241
MONTEDISON	02.01.1986	03.01.1994	2004
MONTEFIBRE	19.05.1986	03.01.1994	1917
OLIVETTI	02.01.1985	03.01.1994	2260
PIRELLI & C.	02.01.1985	03.01.1994	2262
RAS	02.01.1985	03.01.1994	2261
RCS Libri	29.09.1986	03.01.1994	1825
SME	02.01.1985	03.01.1994	2255
SNIA BPD	02.01.1985	03.01.1994	2261
STANDA	02.01.1986	03.01.1994	2008
STEFANEL	23.10.1987	03.01.1994	1552
STET	02.01.1985	03.01.1994	2261

4. ASPETTI APPLICATIVI E RISULTATI

In questa sezione si presentano in dettaglio gli aspetti applicativi impiegati nella conduzione dell'analisi del mercato finanziario italiano ed i risultati ottenuti mediante quest'ultima. In particolare, l'analisi condotta si articola, sinteticamente, nelle tre seguenti fasi:

(4.A) nella prima fase, in un primo momento si utilizzano le serie temporali (3.1) per determinare le corrispondenti serie temporali dei valori rettificati dei prezzi di chiusura, rispettivamente, settimanali e mensili², rappresentabili, in generale, nella forma (3.1) ponendo, rispettivamente, $\Delta t = 5$ e $\Delta t = 22$. In particolare, tali serie temporali si determinano rilevando il valore rettificato del prezzo di chiusura del venerdì per le serie temporali settimanali e dell'ultimo venerdì del mese per le serie temporali mensili oppure, se non calcolato (per gli indici) o se non quotato (per i titoli), del primo giorno antecedente al venerdì considerato in cui tale prezzo risulti calcolato/quotato³. In un successivo momento, si utilizzano le serie temporali così determinate per determinare le corrispondenti serie temporali dei valori

² Settimana e mese da intendersi in senso borsistico e, dunque, della durata, rispettivamente, di cinque e di ventidue giorni.

³ È da porre in evidenza come, a causa delle festività e dei giorni di sospensione delle contrattazioni, il valore di 5 e di 22 giorni per la durata, rispettivamente, della settimana e

dei tassi di rendimento logaritmico⁴ (i cui grafici sono quelli riportati dalla Figura 1 alla Figura 39), rappresentabile, in generale, nella seguente forma:

$$\underline{S}_{r(AF(t))} \stackrel{def}{=} \left\{ \ln \frac{P(t+\Delta t)}{P(t)}, t = 1+i\Delta t, i=0, 1, \dots, \text{Int} \left(\frac{N-\Delta t}{\Delta t} \right) \right\}, \Delta t = 1, 5, 22. \quad (4.A.1)$$

In un terzo ed ultimo momento, si utilizzano le serie temporali (4.A.1) per testare l'ipotesi nulla sull'adattamento della distribuzione di probabilità empirica standardizzata dei tassi di rendimento logaritmico a quella Normale standardizzata.

(4.B) Nella seconda fase, congetturata per i tassi di rendimento logaritmico una distribuzione Pareto-Lévy stabile, si utilizzano le serie temporali (4.A.1) per stimare il valore dei quattro parametri caratterizzanti una tale distribuzione.

(4.C) Nella terza ed ultima fase, sempre congetturando per i tassi di rendimento logaritmico una distribuzione Pareto-Lévy stabile, in un primo momento si utilizzano le stime degli esponenti caratteristici ottenute nella fase precedente al fine di verificare empiricamente la stabilità sotto l'operazione di addizione della variabile casuale tasso di rendimento logaritmico giornaliero. In un secondo ed ultimo momento si utilizzano ancora le serie temporali (3.1) al fine di verificare empiricamente l'auto-similarità (nella sua versione statistica) di tale funzione di distribuzione.

4.A. Fase I

In questa fase, determinate le serie temporali (3.1) e (4.A.1) ponendo $\Delta t = 1$, $\Delta t = 5$ e $\Delta t = 22$, si testa la specificata ipotesi nulla sull'adattamento della distribuzione di probabilità dei tassi di rendimento logaritmico giornaliero (congetturando sia l'assenza di una struttura auto-correlativa, che la presenza di una tale struttura del primo ordine), settimanali e mensili. Tale

del mese borsistici sia da considerare teorico.

⁴ Al fine di una maggiore semplicità definitoria non si distingue, secondo l'uso anglosassone, fra fattore di rendimento e tasso di rendimento.

ipotesi nulla si testa mediante l'utilizzo del seguente tradizionale test non parametrico che, in sostanza, si basa sul confronto tra le frequenze assolute osservate (relative alla distribuzione empirica) e le frequenze assolute teoriche (relative alla distribuzione cui si vuole testare l'adattamento) (per maggiori dettagli si veda [Piccolo D. *et al.*, 1985]):

$$\sum_{i=1}^k \frac{(m_i - Mp_i)^2}{Mp_i} \stackrel{def}{=} \chi_{c,g}^2(\Delta t, q) \stackrel{ad}{=} \chi_g^2, \Delta t = 1, 5, 22 \quad (4.A.2)$$

dove

k : numero delle classi in cui è discretizzato lo spazio dei campioni,

m_i : numero delle frequenze assolute osservate relative alla i -esima classe,

M : numerosità campionaria,

p_i : probabilità teorica relativa alla i -esima classe,

$\chi_{c,g}^2(\cdot, \cdot)$: valore campionario assunto dal test di tipo Chi-quadrato, con $g = k - \nu$ gradi di libertà, con ν numero dei vincoli tra le frequenze assolute osservate e quelle teoriche,

q : congetturato ordine della struttura auto-correlativa.

In particolare, tale test si conduce in corrispondenza sia di $k = 16$ che di $k = 30$ classi e, dunque, poichè è possibile verificare che nello specifico si hanno $\nu = 3$ vincoli, rispettivamente, sia di $g = 13$ che di $g = 27$ gradi di libertà. I risultati così ottenuti per $\chi_{c,g}^2(\Delta t, q)$ sono presentati in Tabella 4.A.2 e in Tabella 4.A.3 per $\Delta t = 1$ (le cui esemplificazioni grafiche sono riportate dalla Figura 40 alla Figura 78), in Tabella 4.A.4 e in Tabella 4.A.5 per $\Delta t = 5$ e per $\Delta t = 22$. Al fine di accettare o di rigettare la specificata ipotesi nulla, tali risultati devono appartenere o meno alla regione di accettazione, rappresentabile nella seguente forma:

$$[0, \bar{\chi}_{\alpha,g}^2] \quad (4.A.3)$$

dove

$\bar{\chi}_{\alpha,g}^2$: valore critico della distribuzione Chi-quadrato in corrispondenza di un prefissato livello di significatività α .

I valori critici della distribuzione Chi-quadrato per $g = 13$ e per $g = 27$ gradi di libertà (in corrispondenza dei quali si conduce lo specificato test) sono

riportati nella seguente Tabella 4.A.1 in corrispondenza di usuali livelli di significatività.

Tabella 4.A.1

g	$\chi_{0.010,g}^2$	$\chi_{0.025,g}^2$	$\chi_{0.050,g}^2$	$\chi_{0.100,g}^2$	$\chi_{0.250,g}^2$
13	27.688	24.736	22.362	19.812	15.984
27	46.963	43.194	40.113	36.741	31.528

Tabella 4.A.2

INDICE	$\chi_{c,13}^2(1,0)$	$\chi_{c,27}^2(1,0)$	$\chi_{c,13}^2(1,1)$	$\chi_{c,27}^2(1,1)$
COMIT	504.540	532.854	465.860	483.557
COMIT Assicurative	287.819	301.282	277.834	301.470
COMIT Bancarie	232.000	253.083	230.646	251.521
COMIT Comunicaz.	302.156	320.905	335.242	357.440
COMIT Diverse	284.419	316.930	349.020	375.181
COMIT Finanziarie	271.404	288.012	306.638	329.830
COMIT Immobiliari	244.869	265.398	234.464	250.246
COMIT Industriali	236.744	249.938	233.798	255.808
MIB Storico	670.519	693.571	599.055	640.488

Tabella 4.A.3

TITOLO	$\chi_{c,13}^2(1,0)$	$\chi_{c,27}^2(1,0)$	$\chi_{c,13}^2(1,1)$	$\chi_{c,27}^2(1,1)$
ALITALIA	532.561	608.114	548.702	625.016
ANSALDO Trasporti	542.178	702.691	515.483	586.410
B.ca COMMER. IT.	248.530	282.604	229.443	255.158
B.ca NAZ. del LAV.	445.449	616.469	380.033	477.409
B.co AMBROVEN.	386.547	422.575	352.412	411.723
BENETTON	363.135	407.388	399.081	416.048
CEMENTIR	363.256	404.886	352.352	363.668
CIGA Hotels	623.176	693.970	621.970	689.312
COGEFAR	516.082	621.202	417.364	472.875
DALMINE	640.847	849.481	628.640	830.653
ENICHEM AUG.	336.273	353.324	294.880	314.503
FERRUZZI Finanz.	4076.101	7078.472	4074.787	7083.128
FIAT	393.164	424.657	386.190	423.864
FIAT Privilegiate	202.755	239.285	200.078	233.319
FINMECCANICA	614.154	703.861	506.006	544.372
GENERALI	263.976	293.625	259.175	287.767
ITALCABLE	413.156	505.765	387.226	455.594
L'ESPRESSO	909.200	1381.209	841.293	1230.547
MONDADORI	430.598	522.252	428.788	517.140
MONTEDISON	361.233	403.595	356.495	373.942
MONTEFIBRE	335.495	368.795	348.364	371.070

OLIVETTI	201.192	227.668	218.485	239.116
PIRELLI & C.	406.631	468.282	321.718	359.210
RAS	280.716	310.181	278.596	300.738
RCS Libri	432.438	515.315	409.401	476.674
SME	483.165	519.814	471.845	511.394
SNIA BPD	152.707	173.515	142.206	168.383
STANDA	1196.759	1683.337	1026.930	1381.207
STEFANEL	360.102	446.780	305.662	382.746
STET	304.009	326.335	294.780	312.958

Tabella 4.A.4

INDICE	$\chi^2_{c,13}(5,0)$	$\chi^2_{c,27}(5,0)$	$\chi^2_{c,13}(22,0)$	$\chi^2_{c,27}(22,0)$
COMIT	60.766	69.628	21.142	35.872
COMIT Assicurative	47.729	61.995	17.236	25.300
COMIT Bancarie	28.798	43.110	13.602	21.131
COMIT Comunicaz.	27.691	54.162	9.290	24.742
COMIT Diverse	42.505	55.702	19.804	37.975
COMIT Finanziarie	22.476	33.380	8.939	25.967
COMIT Immobiliari	32.289	46.332	12.029	19.555
COMIT Industriali	39.985	53.063	15.351	39.472
MIB Storico	88.394	98.790	9.199	23.404

Tabella 4.A.5

TITOLO	$\chi^2_{c,13}(5,0)$	$\chi^2_{c,27}(5,0)$	$\chi^2_{c,13}(22,0)$	$\chi^2_{c,27}(22,0)$
ALITALIA	89.068	102.065	28.387	40.760
ANSALDO Trasporti	57.238	71.214	8.315	21.361
B.ca COMMER. IT.	41.156	55.687	8.055	22.650
B.ca NAZ. del LAV.	30.340	44.009	8.593	23.768
B.co AMBROVEN.	13.663	27.364	3.787	14.220
BENETTON	84.797	95.780	9.894	35.861
CEMENTIR	72.713	96.257	21.821	27.352
CIGA Hotels	72.026	86.856	18.842	36.671
COGEFAR	39.654	54.679	9.611	18.637
DALMINE	69.435	90.400	17.842	44.668
ENICHEM AUG.	59.955	69.717	20.314	32.379
FERRUZZI Finanz.	813.772	1272.855	190.472	277.127
FIAT	78.223	93.555	31.223	42.102
FIAT Privilegiate	33.294	62.097	22.993	34.117
FINMECCANICA	74.808	88.548	20.999	54.107
GENERALI	39.707	60.927	19.103	28.868
ITALCABLE	32.992	53.575	11.515	23.142
L'ESPRESSO	116.673	133.025	37.518	50.081
MONDADORI	115.435	129.420	22.578	32.837
MONTEDISON	61.878	78.766	13.412	27.131
MONTEFIBRE	59.846	66.745	20.062	29.017
OLIVETTI	42.572	48.043	14.861	34.252

PIRELLI & C.	71.036	77.113	22.170	29.595
RAS	47.031	63.425	9.761	22.121
RCS Libri	32.707	54.370	17.916	26.781
SME	36.378	49.957	16.226	27.757
SNIA BPD	35.965	52.465	21.516	31.821
STANDA	169.736	216.917	33.469	51.114
STEFANEL	56.754	65.317	25.473	34.039
STET	38.472	48.121	6.711	24.533

Dai risultati presentati dalla Tabella 4.A.2 alla Tabella 4.A.5 si hanno le seguenti osservazioni e considerazioni:

(4.A.1) in relazione alla distribuzione di probabilità dei tassi di rendimento logaritmico giornaliero ($\Delta t = 1$), si rigetta l'ipotesi nulla relativa al suo adattamento a quella Normale standardizzata sia per gli indici (Tabella 4.A.2) che per i titoli (Tabella 4.A.3), in corrispondenza di entrambi i valori prescelti di g (gradi di libertà)⁵, e di ogni prefissato valore per α (livello di significatività);

(4.A.2) relativamente alla stessa distribuzione di probabilità, il valore campionario assunto dal test ($\chi^2_{c,g}(\cdot, \cdot)$) in relazione agli indici (Tabella 4.A.2) é, in generale, minore di quello assunto in relazione ai titoli (Tabella 4.A.3), i quali ultimi così evidenziano una maggiore differenza per classe tra il numero di frequenze assolute osservate e quelle teoriche della distribuzione Normale rispetto ai primi;

(4.A.3) ancora in relazione alla stessa distribuzione, i valori campionari assunti dal test congetturando, rispettivamente, l'assenza di una struttura auto-correlativa ($q = 0$) (seconda e terza colonna delle Tabelle 4.A.2 e 4.A.3) e la presenza di una tale struttura del primo ordine ($q = 1$) (quarta e quinta colonna delle Tabelle 4.A.2 e 4.A.3), non differiscono palesemente, così evidenziando una scarsa significatività di tale struttura;

(4.A.4) in relazione alla distribuzione di probabilità dei tassi di rendimento logaritmico settimanali ($\Delta t = 5$), il comportamento del test (seconda e terza colonna delle Tabelle 4.A.4 e 4.A.5) risulta, in

⁵ É da porre in evidenza come il test (4.A.2) risulti asintotico relativamente sia a k (numero delle classi in cui é discretizzato lo spazio dei campioni) che a M (numerosità campionaria). Ciò comporta che la sua "attendibilità" cresca al crescere dei valori di k e/o di M .

sostanza, analogo a quanto riportato in (4.A.1), (4.A.2) e (4.A.3), ad eccezione di quelli condotti per l'indice COMIT Finanziarie e per il titolo Banco AMBROVENETO, che comportano l'accettazione dell'ipotesi nulla in corrispondenza di entrambi i valori prescelti di g e, in sostanza, di ogni prefissato valore per α . È da notare come, in generale, i valori campionari assunti dal test in corrispondenza di un incremento temporale settimanale ($\Delta t = 5$) siano inferiori a quelli assunti in corrispondenza di un incremento temporale giornaliero ($\Delta t = 1$), così evidenziando in questi ultimi la presenza di un termine di disturbo di maggiore entità rispetto a quello presente nei primi;

(4.A.5) infine, in relazione alla distribuzione di probabilità dei tassi di rendimento logaritmico mensili ($\Delta t = 22$), si accetta, in generale, l'ipotesi nulla in corrispondenza di entrambi i valori prescelti di g e dell'usuale valore del 5% per α , ad eccezione dei titoli azionari ALITALIA, DALMINE, FERRUZZI Finanziaria, FIAT, FINMECCANICA, L'ESPRESSO e STANDA. È da porre in evidenza come un tale comportamento del test sia anche dovuto alla scelta del giorno, rappresentativo del mese, in cui rilevare il valore rettificato del prezzo di chiusura (nello specifico l'ultimo venerdì del mese o, se non calcolato/quotato, il primo giorno antecedente a tale venerdì in cui lo risulti), questo per la presenza delle cosiddette "anomalie di calendario" che diversamente caratterizzano ognuna delle distinte sotto-serie temporali ottenibili dalla (3.1) (per maggiori dettagli si veda [Frezza S., 1994]).

4.B. Fase II

In questa fase, congetturata per i tassi di rendimento logaritmico una distribuzione di probabilità Pareto-Lévy stabile, si utilizzano le serie temporali (4.A.1), determinate nella fase precedente, per stimare il valore dei parametri $\alpha_{\Delta t, q}$, $\beta_{\Delta t, q}$, $c_{\Delta t, q}$ e $\delta_{\Delta t, q}$ caratterizzanti una tale funzione di distribuzione, mediante la procedura di stima proposta nel **CAPITOLO II**. I risultati così ottenuti per tali stime sono presentati nelle Tabella 4.B.1, 4.B.2, 4.B.3 e 4.B.4 per $\Delta t = 1$, $q = 0, 1$, in Tabella 4.B.5 e in Tabella 4.B.6 per $\Delta t = 5$, in Tabella 4.B.7 e in Tabella 4.B.8 per $\Delta t = 22$.

Tabella 4.B.1

INDICE	$\hat{\alpha}_{1,0}$	R_{α}^2	\bar{R}_{α}^2	$\hat{\beta}_{1,0}$	R_{β}^2	\bar{R}_{β}^2	$\hat{c}_{1,0}$	$\hat{\delta}_{1,0}$
COMIT	1.727	0.998	0.998	0.046	0.943	0.938	0.007	0.001
COMIT Assicurative	1.687	0.998	0.998	0.133	0.973	0.971	0.008	0.001
COMIT Bancarie	1.746	0.998	0.998	0.063	0.923	0.916	0.007	0.000+
COMIT Comunicaz.	1.632	0.993	0.993	0.196	0.899	0.890	0.007	0.001
COMIT Diverse	1.661	0.997	0.996	0.034	0.976	0.974	0.006	0.001
COMIT Finanziarie	1.720	0.998	0.998	-0.005	0.943	0.938	0.008	0.000+
COMIT Immobiliari	1.692	0.997	0.996	0.157	0.890	0.880	0.005	0.000+
COMIT Industriali	1.699	0.997	0.997	0.111	0.920	0.913	0.007	0.001
MIB Storico	1.532	0.999	0.999	0.024	0.963	0.960	0.007	0.001

Tabella 4.B.2

TITOLO	$\hat{\alpha}_{1,0}$	R_{α}^2	\bar{R}_{α}^2	$\hat{\beta}_{1,0}$	R_{β}^2	\bar{R}_{β}^2	$\hat{c}_{1,0}$	$\hat{\delta}_{1,0}$
ALITALIA	1.434	0.987	0.986	0.001	0.973	0.971	0.010	-0.001
ANSALDO Trasporti	1.485	0.992	0.991	0.089	0.533	0.470	0.008	0.000+
B.ca COMMERC. IT.	1.736	0.997	0.997	0.184	0.774	0.754	0.011	0.001
B.ca NAZ. del LAV.	1.550	0.995	0.994	0.345	0.949	0.945	0.008	0.001
B.co AMBROVEN.	1.602	0.993	0.992	0.258	0.949	0.946	0.009	0.001
BENETTON	1.602	0.997	0.997	0.097	0.915	0.908	0.009	0.001
CEMENTIR	1.640	0.996	0.995	0.345	0.995	0.995	0.011	0.001
CIGA Hotels	1.584	0.998	0.998	0.102	0.930	0.924	0.011	0.000-
COGEFAR	1.547	0.991	0.990	0.048	0.991	0.991	0.011	0.000+
DALMINE	1.294	0.982	0.980	0.190	0.930	0.925	0.009	0.002
ENICHEM AUG.	1.532	0.991	0.989	0.470	0.912	0.904	0.009	0.002
FERRUZZI Finanz.	1.318	0.994	0.994	0.159	0.645	0.619	0.011	0.002
FIAT	1.725	0.998	0.998	0.407	0.958	0.954	0.011	0.002
FIAT Privilegiate	1.730	0.998	0.998	0.133	0.975	0.973	0.012	0.001
FINMECCANICA	1.496	0.991	0.990	0.188	0.754	0.736	0.010	0.001
GENERALI	1.720	0.999	0.999	0.228	0.908	0.889	0.009	0.001
ITALCABLE	1.579	0.990	0.987	0.146	0.825	0.811	0.010	0.001
L'ESPRESSO	1.124	0.966	0.964	-0.044	0.854	0.845	0.008	-0.002
MONDADORI	1.257	0.979	0.977	0.152	0.930	0.924	0.009	0.004
MONTEDISON	1.608	0.995	0.995	0.249	0.900	0.892	0.012	0.001
MONTEFIBRE	1.583	0.992	0.991	0.399	0.893	0.884	0.010	0.001
OLIVETTI	1.738	0.996	0.996	0.197	0.927	0.921	0.012	0.000+
PIRELLI & C.	1.639	0.996	0.996	0.252	0.942	0.937	0.009	0.001
RAS	1.696	0.999	0.999	0.333	0.909	0.900	0.011	0.002
RCS Libri	1.534	0.993	0.992	0.224	0.766	0.748	0.009	0.001
SME	1.600	0.998	0.997	0.272	0.941	0.936	0.012	0.002
SNIA BPD	1.811	0.999	0.999	0.429	0.917	0.908	0.013	0.001
STANDA	1.022	0.970	0.968	0.138	0.637	0.612	0.005	-0.001
STEFANEL	1.521	0.992	0.991	0.200	0.897	0.889	0.009	0.004
STET	1.675	0.997	0.997	0.098	0.998	0.998	0.010	0.001

Tabella 4.B.3

INDICE	$\hat{\alpha}_{1,1}$	$R^2_{\hat{\alpha}}$	$\bar{R}^2_{\hat{\alpha}}$	$\hat{\beta}_{1,1}$	$R^2_{\hat{\beta}}$	$\bar{R}^2_{\hat{\beta}}$	$\hat{c}_{1,1}$	$\hat{\delta}_{1,1}$
COMIT	1.731	0.998	0.998	0.055	0.755	0.732	0.007	0.000 ⁺
COMIT Assicurative	1.689	0.998	0.998	0.095	0.789	0.770	0.008	0.001
COMIT Bancarie	1.743	0.998	0.998	-0.063	0.987	0.986	0.007	0.000 ⁺
COMIT Comunicaz.	1.652	0.995	0.995	0.191	0.965	0.961	0.007	0.001
COMIT Diverse	1.645	0.997	0.997	-0.004	0.987	0.986	0.006	0.000 ⁺
COMIT Finanziarie	1.679	0.997	0.997	0.022	0.749	0.726	0.007	0.000 ⁺
COMIT Immobiliari	1.682	0.996	0.996	0.123	0.970	0.967	0.005	0.000 ⁺
COMIT Industriali	1.670	0.998	0.997	0.117	0.967	0.964	0.007	0.001
MIB Storico	1.545	0.999	0.999	0.040	0.938	0.933	0.007	0.001

Tabella 4.B.4

TITOLO	$\hat{\alpha}_{1,1}$	$R^2_{\hat{\alpha}}$	$\bar{R}^2_{\hat{\alpha}}$	$\hat{\beta}_{1,1}$	$R^2_{\hat{\beta}}$	$\bar{R}^2_{\hat{\beta}}$	$\hat{c}_{1,1}$	$\hat{\delta}_{1,1}$
ALITALIA	1.430	0.987	0.985	0.001	0.982	0.981	0.010	-0.001
ANSALDO Trasporti	1.480	0.992	0.991	0.063	0.742	0.722	0.008	0.000 ⁺
B.ca COMMER. IT.	1.733	0.997	0.997	0.157	0.970	0.967	0.011	0.001
B.ca NAZ. del LAV.	1.555	0.995	0.994	0.312	0.962	0.959	0.008	0.001
B.co AMBROVEN.	1.598	0.993	0.992	0.211	0.902	0.893	0.009	0.000 ⁺
BENETTON	1.603	0.997	0.997	0.074	0.677	0.650	0.009	0.001
CEMENTIR	1.647	0.995	0.995	0.346	0.991	0.990	0.011	0.001
CIGA Hotels	1.588	0.998	0.998	0.099	0.855	0.843	0.011	0.000 ⁻
COGEFAR	1.565	0.991	0.991	0.134	0.989	0.988	0.011	0.001
DALMINE	1.295	0.981	0.980	0.190	0.933	0.928	0.009	0.002
ENICHEM AUG.	1.538	0.990	0.989	0.467	0.930	0.924	0.009	0.002
FERRUZZI Finanz.	1.318	0.994	0.994	0.157	0.641	0.615	0.011	0.002
FIAT	1.727	0.998	0.998	0.403	0.968	0.966	0.011	0.002
FIAT Privilegiate	1.729	0.998	0.998	0.127	0.884	0.873	0.012	0.001
FINMECCANICA	1.511	0.992	0.991	0.163	0.729	0.708	0.010	0.001
GENERALI	1.722	0.999	0.999	0.219	0.870	0.858	0.009	0.001
ITALCABLE	1.577	0.990	0.988	0.149	0.820	0.805	0.010	0.001
L'ESPRESSO	1.129	0.966	0.964	-0.043	0.842	0.831	0.008	-0.002
MONDADORI	1.254	0.979	0.977	0.117	0.854	0.844	0.009	0.003
MONTEDISON	1.610	0.995	0.995	0.291	0.895	0.886	0.012	0.001
MONTEFIBRE	1.581	0.992	0.991	0.346	0.924	0.918	0.010	0.001
OLIVETTI	1.739	0.997	0.996	0.186	0.809	0.792	0.011	0.000 ⁺
PIRELLI & C.	1.656	0.996	0.996	0.241	0.944	0.939	0.009	0.001
RAS	1.689	0.999	0.999	0.320	0.915	0.907	0.011	0.002
RCS Libri	1.524	0.992	0.991	0.178	0.887	0.879	0.009	0.001
SME	1.594	0.997	0.997	0.281	0.958	0.954	0.012	0.002
SNIA BPD	1.814	0.999	0.999	0.414	0.972	0.969	0.013	0.001
STANDA	1.085	0.979	0.977	0.148	0.863	0.853	0.006	-0.001
STEFANEL	1.534	0.992	0.991	0.192	0.890	0.881	0.009	0.000 ⁺
STET	1.671	0.997	0.997	0.092	0.996	0.996	0.010	0.001

Tabella 4.B.5

INDICE	$\hat{\alpha}_{5,0}$	$R_{\hat{\alpha}}^2$	$\overline{R}_{\hat{\alpha}}^2$	$\hat{\beta}_{5,0}$	$R_{\hat{\beta}}^2$	$\overline{R}_{\hat{\beta}}^2$	$\hat{c}_{5,0}$	$\hat{\delta}_{5,0}$
COMIT	1.820	0.999	0.999	0.048	0.720	0.689	0.019	0.002
COMIT Assicurative	1.820	0.998	0.998	0.324	0.991	0.989	0.022	0.004
COMIT Bancarie	1.854	0.999	0.999	0.521	0.996	0.995	0.020	0.002
COMIT Comunicaz.	1.917	0.999	0.999	0.995	0.936	0.927	0.022	0.004
COMIT Diverse	1.783	0.997	0.996	-0.007	1.000	1.000	0.017	0.001
COMIT Finanziarie	1.886	0.999	0.999	-0.213	0.999	0.998	0.023	0.001
COMIT Immobiliari	1.849	0.998	0.998	0.052	1.000	1.000	0.015	0.000 ⁺
COMIT Industriali	1.780	0.996	0.996	-0.266	0.998	0.997	0.019	0.002
MIB Storico	1.667	0.997	0.996	-0.062	0.979	0.976	0.020	0.001

Tabella 4.B.6

TITOLO	$\hat{\alpha}_{5,0}$	$R_{\hat{\alpha}}^2$	$\overline{R}_{\hat{\alpha}}^2$	$\hat{\beta}_{5,0}$	$R_{\hat{\beta}}^2$	$\overline{R}_{\hat{\beta}}^2$	$\hat{c}_{5,0}$	$\hat{\delta}_{5,0}$
ALITALIA	1.674	0.996	0.996	0.316	0.978	0.976	0.025	-0.005
ANSALDO Trasporti	1.721	0.996	0.996	0.284	0.895	0.883	0.023	0.001
B.ca COMMER. IT.	1.816	0.998	0.998	0.768	0.993	0.992	0.028	0.004
B.ca NAZ. del LAV.	1.789	0.998	0.998	0.082	0.977	0.974	0.022	-0.004
B.co AMBROVEN.	1.918	0.999	0.999	0.516	0.997	0.997	0.028	0.001
BENETTON	1.693	0.998	0.998	0.290	0.987	0.986	0.023	0.003
CEMENTIR	1.657	0.991	0.990	0.343	0.931	0.924	0.027	0.002
CIGA Hotels	1.677	1.000	0.999	0.146	0.938	0.931	0.031	-0.003
COGEFAR	1.824	0.999	0.999	0.369	0.998	0.997	0.035	0.001
DALMINE	1.649	0.995	0.994	0.331	0.740	0.711	0.023	-0.001
ENICHEM AUG.	1.566	0.993	0.993	0.283	0.992	0.992	0.022	0.005
FERRUZZI Finanz.	1.426	0.998	0.998	-0.057	0.994	0.993	0.030	-0.003
FIAT	1.754	0.995	0.995	0.296	0.954	0.949	0.026	0.005
FIAT Privilegiate	1.796	0.997	0.996	-0.019	1.000	1.000	0.029	0.002
FINMECCANICA	1.741	0.994	0.994	0.678	0.972	0.969	0.029	0.004
GENERALI	1.767	0.995	0.995	0.676	0.912	0.903	0.021	0.006
ITALCABLE	1.871	0.999	0.999	0.700	0.993	0.992	0.030	0.003
L'ESPRESSO	1.593	0.995	0.995	0.458	0.856	0.841	0.027	0.004
MONDADORI	1.541	0.998	0.998	0.473	0.953	0.948	0.029	0.014
MONTEDISON	1.692	0.990	0.989	-0.356	0.999	0.999	0.028	-0.028
MONTEFIBRE	1.748	0.994	0.994	0.038	0.998	0.998	0.027	-0.003
OLIVETTI	1.778	0.996	0.996	-0.114	0.995	0.994	0.028	-0.002
PIRELLI & C.	1.719	0.998	0.998	0.537	0.960	0.955	0.025	0.003
RAS	1.783	0.997	0.997	0.578	0.997	0.996	0.027	0.005
RCS Libri	1.795	0.997	0.997	0.182	0.983	0.981	0.028	0.002
SME	1.786	0.998	0.998	0.175	0.976	0.973	0.032	0.003
SNIA BPD	1.876	0.999	0.999	-0.107	1.000	1.000	0.031	0.000 ⁻
STANDA	1.024	0.949	0.947	0.289	0.334	0.286	0.015	-0.005
STEFANEL	1.712	0.996	0.995	0.811	0.967	0.963	0.023	0.001
STET	1.916	1.000	1.000	1.000	0.967	0.963	0.028	0.005

Tabella 4.B.7

INDICE	$\hat{\alpha}_{22,0}$	R_{α}^2	\bar{R}_{α}^2	$\hat{\beta}_{22,0}$	R_{β}^2	\bar{R}_{β}^2	$\hat{c}_{22,0}$	$\hat{\delta}_{22,0}$
COMIT	1.905	0.999	0.999	0.230	0.953	0.946	0.048	0.007
COMIT Assicurative	1.926	1.000	0.999	0.786	0.997	0.996	0.053	0.016
COMIT Bancarie	2.000	1.000	1.000	0.000	0.922	0.911	0.049	0.004
COMIT Comunicaz.	1.989	1.000	1.000	0.000	0.941	0.933	0.058	0.010
COMIT Diverse	1.792	0.995	0.994	-0.330	0.947	0.940	0.041	0.003
COMIT Finanziarie	1.917	0.999	0.999	-0.074	0.998	0.998	0.057	0.001
COMIT Immobiliari	2.000	1.000	1.000	0.000	0.911	0.898	0.043	0.001
COMIT Industriali	1.892	0.999	0.998	-0.036	1.000	1.000	0.048	0.006
MIB Storico	1.923	0.999	0.999	0.937	0.986	0.984	0.051	0.003

Tabella 4.B.8

TITOLO	$\hat{\alpha}_{22,0}$	R_{α}^2	\bar{R}_{α}^2	$\hat{\beta}_{22,0}$	R_{β}^2	\bar{R}_{β}^2	$\hat{c}_{22,0}$	$\hat{\delta}_{22,0}$
ALITALIA	1.704	0.995	0.994	-0.257	0.989	0.988	0.048	-0.024
ANSALDO Trasporti	1.874	0.998	0.998	0.397	0.999	0.999	0.064	0.002
B.ca COMMER. IT.	2.000	1.000	1.000	0.000	0.954	0.948	0.068	0.007
B.ca NAZ. del LAV.	1.884	0.999	0.999	-0.709	0.998	0.998	0.055	-0.007
B.co AMBROVEN.	2.000	1.000	1.000	0.000	0.895	0.880	0.062	0.001
BENETTON	1.853	1.000	1.000	-0.516	0.989	0.988	0.057	0.005
CEMENTIR	1.800	0.994	0.994	1.000	0.979	0.977	0.066	0.013
CIGA Hotels	1.755	0.995	0.995	-0.173	0.902	0.990	0.079	-0.026
COGEFAR	1.848	0.999	0.999	0.018	0.998	0.998	0.079	0.003
DALMINE	1.667	0.988	0.987	-0.494	0.998	0.998	0.047	-0.010
ENICHEM AUG.	1.568	0.990	0.989	0.613	0.958	0.954	0.052	0.026
FERRUZZI Finanz.	1.180	0.980	0.978	-0.047	0.920	0.913	0.054	-0.012
FIAT	1.865	0.998	0.998	0.999	0.997	0.997	0.066	0.019
FIAT Privilegiate	1.870	0.998	0.998	0.886	0.982	0.979	0.073	0.008
FINMECCANICA	1.878	0.998	0.997	0.095	0.999	0.998	0.072	0.004
GENERALI	1.794	0.997	0.997	0.745	0.978	0.975	0.046	0.018
ITALCABLE	2.000	1.000	1.000	0.000	0.767	0.734	0.087	0.005
L'ESPRESSO	0.977	0.916	0.913	0.165	0.849	0.836	0.043	-0.012
MONDADORI	1.787	0.992	0.991	0.574	0.972	0.968	0.075	0.054
MONTEDISON	1.921	0.999	0.999	-1.000	0.991	0.990	0.067	-0.012
MONTEFIBRE	1.719	0.991	0.990	0.049	0.999	0.999	0.054	-0.015
OLIVETTI	1.919	0.999	0.999	-0.798	0.998	0.998	0.076	-0.010
PIRELLI & C.	1.912	0.999	0.999	-1.000	0.996	0.995	0.074	-0.002
RAS	1.915	1.000	1.000	0.986	0.972	0.968	0.065	0.015
RCS Libri	1.715	0.995	0.995	-0.208	0.951	0.944	0.056	0.005
SME	1.692	0.998	0.998	-0.248	0.859	0.844	0.063	0.000 ⁺
SNIA BPD	1.796	0.996	0.995	0.877	0.993	0.992	0.069	0.002
STANDA	1.164	0.971	0.970	0.710	0.826	0.813	0.035	0.087
STEFANEL	1.739	0.993	0.993	1.000	0.955	0.950	0.058	0.006
STET	2.000	1.000	1.000	0.000	0.982	0.980	0.071	0.012

Dai risultati presentati dalla Tabella (4.B.1) alla Tabella (4.B.8) si hanno le seguenti osservazioni e considerazioni:

(4.B.1) in relazione alla congetturata Pareto-Lévy stabilità dei tassi di rendimento logaritmico giornaliero ($\Delta t = 1$), ai valori assunti da $\hat{\alpha}_{1,q}$ (stima dell'esponente caratteristico) risultano associati valori elevati di $R_{\hat{\alpha}}^2$ e di $\bar{R}_{\hat{\alpha}}^2$ sia per gli indici (terza e quarta colonna delle Tabelle 4.B.1 e 4.B.3), aventi, in generale, come intervallo di variazione [0.993, 0.999], che per i titoli (terza e quarta colonna delle Tabelle 4.B.2 e 4.B.4), aventi, in generale, come intervallo di variazione [0.964, 0.999]. Anche ai valori assunti da $\hat{\beta}_{1,q}$ (stima del parametro di asimmetria) risultano associati valori elevati di $R_{\hat{\beta}}^2$ e di $\bar{R}_{\hat{\beta}}^2$ (pure, se in media, inferiori rispetto a quelli assunti da $R_{\hat{\alpha}}^2$ e di $\bar{R}_{\hat{\alpha}}^2$) sia per gli indici (sesta e settima colonna delle Tabelle 4.B.1 e 4.B.3), aventi, in generale, come intervallo di variazione [0.749, 0.987], che per i titoli (sesta e settima colonna delle Tabelle 4.B.2 e 4.B.4), aventi, in generale, come intervallo di variazione [0.470, 0.998];

(4.B.2) relativamente alla stessa congetturata distribuzione, i valori assunti da $\hat{\alpha}_{1,q}$ in relazione agli indici (Tabelle 4.B.1 e 4.B.3) sono, in generale, maggiori di quelli assunti in relazione ai titoli (Tabelle 4.B.2 e 4.B.4), i quali ultimi, confermando la osservazione (4.A.2), così evidenziano una maggiore “distanza” dalla distribuzione di probabilità teorica Normale rispetto ai primi;

(4.B.3) in relazione alla stessa congetturata distribuzione, i valori assunti da $\hat{\delta}_{1,q}$ (stima del parametro di localizzazione) ne determina la media sia per gli indici che per i titoli, poichè $1 < \hat{\alpha}_{1,q} < 2$;

(4.B.4) ancora relativamente alla stessa congetturata distribuzione, i valori assunti dalle stime dei quattro parametri congetturando, rispettivamente, l'assenza di una struttura auto-correlativa ($q = 0$) (Tabelle 4.B.1 e 4.B.2) e la presenza di una tale struttura del primo ordine ($q = 1$) (Tabelle 4.A.3 e 4.A.4), non differiscono palesemente, così, confermando la considerazione (4.A.3), evidenziando una scarsa significatività di tale struttura;

(4.B.5) invece, in relazione alla congetturata Pareto-Lévy stabilità dei tassi di rendimento logaritmico settimanale ($\Delta t = 5$) e mensile ($\Delta t = 22$), il comportamento delle stime dei quattro parametri e delle quantità

$R_{\hat{\alpha}}^2$, $\bar{R}_{\hat{\alpha}}^2$, $R_{\hat{\beta}\alpha}^2$ e $\bar{R}_{\hat{\beta}\alpha}^2$ risulta, in sostanza, analogo a quello riportato in (4.B.1), (4.B.2), (4.B.3) e (4.B.4), anche se i valori assunti da $\hat{\alpha}_{5,0}$ sono, in generale, superiori a quelli assunti da $\hat{\alpha}_{1,q}$ e se i valori assunti da $\hat{\alpha}_{22,0}$ sono, in generale superiori a quelli assunti sia da $\hat{\alpha}_{1,q}$ che da $\hat{\alpha}_{5,0}$. In particolare, questo progressivo “avvicinarsi” della distribuzione empirica di probabilità congetturata a quella teorica Normale all’aumentare dell’incremento temporale risulta particolarmente evidente in corrispondenza a quegli stessi indici e titoli per i quali si é accettata l’ipotesi nulla (si vedano le osservazioni (4.A.4) e (4.A.5));

(4.B.6) in relazione alle dimensioni frattali del grafico dei congetturati processi stocastici Pareto-Lévy stabili generatori dei tassi di rendimento logaritmico giornaliero, settimanale e mensile (dimensioni introdotte nel **Teorema 2.A.1.**), queste, in generale, non sono calcolabili nè per gli indici nè per i titoli poichè non risulta verificata empiricamente la richiesta ipotesi di loro simmetria;

(4.B.7) infine, relativamente alle dimensioni frattali delle serie temporali degli stessi processi Pareto-Lévy stabili congetturati (introdotte nel **Teorema 2.A.2.**), queste, avendo come intervallo di variazione [1.022, 1.815] in corrispondenza di $\Delta t = 1$, [1.024, 1.918] in corrispondenza di $\Delta t = 5$ e [0.977, 2.000] in corrispondenza di $\Delta t = 22$ e, dunque, risultando, in generale, non intere sia per gli indici che per i titoli, ne evidenziano la natura frattale.

4.C. Fase III

In questa fase, sempre congetturando per i tassi di rendimento logaritmico una distribuzione di probabilità Pareto Lévy stabile, in un primo momento si utilizzano le stime degli esponenti caratteristici ottenute nella fase precedente ($\hat{\alpha}_{1,0}$, $\hat{\alpha}_{1,1}$, $\hat{\alpha}_{5,0}$ e $\hat{\alpha}_{22,0}$) al fine di verificare empiricamente la stabilità sotto l’operazione di addizione della variabile casuale tasso di rendimento logaritmico giornaliero, mediante l’utilizzo della seguente relazione:

$$\ln \frac{P(t + \Delta t)}{P(t)} = \ln \prod_{i=0}^{\Delta t - 1} \frac{P(t + i + 1)}{P(t + i)} = \sum_{i=0}^{\Delta t - 1} \ln \frac{P(t + i + 1)}{P(t + i)}. \quad (4.C.1)$$

In sostanza, tale verifica empirica si basa sul confronto tra il valore del comune esponente caratteristico associato alle variabili casuali che figurano

come addendi nell'ultimo membro della (4.C.1) e il valore dell'esponente caratteristico associato alla variabile casuale che figura nel primo membro della (4.C.1) (valori teoricamente uguali) e si realizza nella determinazione dei valori dei rapporti campionari $\hat{\alpha}_{\Delta t,0}/\hat{\alpha}_{1,q}$, $\Delta t = 5, 22$, $q = 0, 1$, valori, teoricamente, uguali a 1. I risultati così ottenuti sono presentati in Tabella 4.C.1 ed in Tabella 4.C.2.

Tabella 4.C.1

INDICE	$\alpha_{5,0}/\alpha_{1,0}$	$\alpha_{5,0}/\alpha_{1,1}$	$\alpha_{22,0}/\alpha_{1,0}$	$\alpha_{22,0}/\alpha_{1,1}$
COMIT	1.054	1.051	1.103	1.101
COMIT Assicurative	1.079	1.078	1.142	1.140
COMIT Bancarie	1.062	1.064	1.145	1.147
COMIT Comunicaz.	1.175	1.160	1.219	1.204
COMIT Diverse	1.073	1.084	1.079	1.089
COMIT Finanziarie	1.097	1.123	1.115	1.142
COMIT Immobiliari	1.093	1.099	1.182	1.189
COMIT Industriali	1.048	1.066	1.114	1.133
MIB Storico	1.088	1.079	1.255	1.245

Tabella 4.C.2

TITOLO	$\alpha_{5,0}/\alpha_{1,0}$	$\alpha_{5,0}/\alpha_{1,1}$	$\alpha_{22,0}/\alpha_{1,0}$	$\alpha_{22,0}/\alpha_{1,1}$
ALITALIA	1.167	1.171	1.188	1.192
ANSALDO Trasporti	1.159	1.163	1.266	1.266
B.ca COMMER. IT.	1.046	1.048	1.152	1.154
B.ca NAZ. del LAV.	1.154	1.150	1.215	1.211
B.co AMBROVEN.	1.197	1.200	1.248	1.252
BENETTON	1.057	1.056	1.157	1.156
CEMENTIR	1.010	1.001	1.098	1.093
CIGA Hotels	1.059	1.056	1.108	1.105
COGEFAR	1.179	1.165	1.195	1.180
DALMINE	1.274	1.273	1.288	1.287
ENICHEM AUG.	1.022	1.018	1.023	1.020
FERRUZZI Finanz.	1.082	1.082	0.895	0.895
FIAT	1.017	1.016	1.081	1.080
FIAT Privilegiate	1.038	1.039	1.081	1.082
FINMECCANICA	1.164	1.152	1.255	1.243
GENERALI	1.027	1.026	1.043	1.042
ITALCABLE	1.185	1.186	1.267	1.268
L'ESPRESSO	1.417	1.411	0.869	0.865
MONDADORI	1.226	1.229	1.422	1.425
MONTEDISON	1.052	1.051	1.195	1.193
MONTEFIBRE	1.104	1.106	1.086	1.087
OLIVETTI	1.023	1.022	1.104	1.104
PIRELLI & C.	1.049	1.038	1.167	1.155
RAS	1.051	1.056	1.129	1.134
RCS Libri	1.170	1.178	1.118	1.125
SME	1.116	1.120	1.057	1.061

SNIA BPD	1.036	1.034	0.992	0.990
STANDA	1.002	0.944	1.139	1.073
STEFANEL	1.126	1.116	1.143	1.134
STET	1.144	1.147	1.195	1.197

Dai risultati presentati dalla Tabella 4.C.1 alla Tabella 4.C.2 si hanno le seguenti osservazioni e considerazioni:

(4.C.1) in relazione alla stabilità sotto l'operazione di somma dei tassi di rendimento logaritmico giornaliero Pareto-Lévy stabili congetturati, questa, appartenendo i valori assunti dai rapporti campionari $\hat{\alpha}_{5,0}/\hat{\alpha}_{1,q}$ all'intervallo $[0.944, 1.417]$ sia per gli indici che per i titoli (seconda e terza colonna delle Tabelle 4.C.1 e 4.C.2) e appartenendo i valori assunti dai rapporti campionari $\hat{\alpha}_{22,0}/\hat{\alpha}_{1,q}$ all'intervallo $[0.865, 1.425]$ sia per gli indici che per i titoli (quarta e quinta colonna delle Tabelle 4.C.1 e 4.C.2), risulta verificata;

(4.C.2) ancora in relazione alla stessa proprietà, i valori assunti dai rapporti campionari $\hat{\alpha}_{5,0}/\hat{\alpha}_{1,q}$ e $\hat{\alpha}_{22,0}/\hat{\alpha}_{1,q}$ congetturando, rispettivamente, l'assenza di una struttura auto-correlativa ($q = 0$) (seconda e quarta colonna delle Tabelle 4.C.1 e 4.C.2) e la presenza di una tale struttura del primo ordine ($q = 1$) (terza e quinta colonna delle Tabelle 4.C.1 e 4.C.2), non differiscono palesemente, così evidenziando una scarsa significatività di tale struttura.

In un secondo momento si utilizzano ancora le serie temporali (3.1) al fine di verificare empiricamente l'auto-similarità (nella sua versione stocastica) della funzione di distribuzione Pareto-Lévy stabile dei tassi di rendimento logaritmico, mediante l'utilizzo della seguente relazione, ricavata dall'impiego congiunto della (2.B.3) e della (2.B.4):

$$\ln \frac{P(t+1)}{P(t)} \stackrel{d}{=} \Delta t^{-1/\alpha} \ln \frac{P(t+\Delta t)}{P(t)}, \quad \Delta t = 2, 3, \dots, 22. \quad (4.C.2)$$

Tale verifica empirica, in sostanza, si basa sul confronto tra i valori dei quattro parametri associati alla variabile casuale che figura nel primo membro della (4.C.2) e i valori dei quattro parametri associati alla variabile casuale che figura nel secondo membro della (4.C.2), valori, teoricamente, uguali. In particolare, al fine di determinare una maggiore significatività delle stime dei

quattro parametri associati a quest'ultima variabile casuale, si é operato come segue per ognuna delle serie temporali della forma (3.1):

Passo 1: si determinano, in corrispondenza di ogni prefissato valore dell'incremento temporale Δt , tutte le distinte sotto-serie temporali ottenibili come segue da una specificata serie temporale della forma(3.1):

$$S_{r(AF(t), \Delta t)} \stackrel{def}{=} \left\{ \Delta t^{-1/\alpha} \frac{P(t+\Delta t)}{P(t)}, t = k + i\Delta t, i = 0, 1, \dots, \text{Int}\left(\frac{N-k}{\Delta t}\right) \right\},$$

$$\Delta t = 2, 3, \dots, 22, k = 1, 2, \dots, \Delta t; \quad (4.C.3)$$

Passo 2: si stimano i valori dei quattro parametri $\alpha_{\Delta t,0}(k)$, $\beta_{\Delta t,0}(k)$, $c_{\Delta t,0}(k)$ e $\delta_{\Delta t,0}(k)$ mediante la procedura di stima proposta nel **CAPITOLO II** per ognuna delle Δt distinte sotto-serie temporali della forma (4.C.3) determinate nel passo precedente;

Passo 3: si determina come segue, in corrispondenza di ogni prefissato valore dell'incremento temporale Δt , il valor medio assunto dalle stime dei quattro parametri associati alla variabile casuale che figura nel secondo membro della (4.C.2):

$$\bar{\alpha}_{\Delta t,0} = \frac{1}{\Delta t} \sum_{i=1}^{\Delta t} \hat{\alpha}_{\Delta t,0}(k), \quad (4.C.3.1)$$

$$\bar{\beta}_{\Delta t,0} = \frac{1}{\Delta t} \sum_{i=1}^{\Delta t} \hat{\beta}_{\Delta t,0}(k), \quad (4.C.3.2)$$

$$\bar{c}_{\Delta t,0} = \frac{1}{\Delta t} \sum_{i=1}^{\Delta t} \hat{c}_{\Delta t,0}(k), \quad (4.C.3.3)$$

$$\bar{\delta}_{\Delta t,0} = \frac{1}{\Delta t} \sum_{i=1}^{\Delta t} \hat{\delta}_{\Delta t,0}(k). \quad (4.C.3.4)$$

I risultati così ottenuti per i valori medi delle stime di tali parametri sono riportati graficamente dalla figura 79 alla Figura 117, congiuntamente ad un

intervallo di confidenza di ampiezza uguale al doppio dello scarto quadratico medio di tali parametri e centrato sul loro valore medio⁶.

Dai risultati presentati dalla Figura 79 alla Figura 117 si hanno le seguenti osservazioni e considerazioni:

(4.C.3) in relazione alla auto-similarità della distribuzione di probabilità Pareto-Lévy stabile congetturata della variabile casuale che figura nel secondo membro della (4.C.2), questa, in generale, risulta empiricamente verificata, sia per gli indici (dalla Figura 79 alla Figura 87) che per i titoli (dalla Figura 88 alla Figura 117), poichè i valori medi assunti dalle stime dei quattro parametri ($\bar{\alpha}_{\Delta t,0}$, $\bar{\beta}_{\Delta t,0}$, $\bar{c}_{\Delta t,0}$ e $\bar{\delta}_{\Delta t,0}$) appartengono, rispettivamente, ad intervalli la cui ampiezza é minore di quella usualmente utilizzata per reputare verificata tale proprietà (ad esempio si veda [Walter C., 1990] e [Peters E. E., 1991b]);

(4.C.4) relativamente alla stessa proprietà questa, in generale, risulta empiricamente meglio verificata, sia per gli indici che per i titoli, quando $\Delta t = 5, 6, \dots, 22$. Ciò, confermando l'osservazione (4.A.4), evidenzia in corrispondenza di piccoli valori di Δt la presenza di un termine di disturbo di maggiore entità rispetto a quello presente in corrispondenza di maggiori valori;

(4.C.5) in relazione alla stessa proprietà, é da notare come, in generale, la successione dei valori medi assunti dall'esponente caratteristico ($\{\bar{\alpha}_{\Delta t,0}, \Delta t = 1, 2, \dots, 22\}$) risulti "approssimativamente monotona non decrescente" sia per gli indici che per i titoli. Ciò, confermando le considerazioni (4.A.4), (4.A.5) e (4.B.5), evidenzia un progressivo "avvicinarsi" della distribuzione empirica congetturata associata alla variabile casuale che figura nel secondo membro della (4.C.2) a quella teorica Normale all'aumentare dell'incremento temporale;

(4.C.6) relativamente alla stessa proprietà, in generale, i valori medi assunti dall'esponente caratteristico in relazione agli indici sono minori

⁶ É da porre in evidenza come l'utilizzo di un intervallo di confidenza di tale "rozzezza" dipenda dal fatto che si ignora la distribuzione di probabilità associata alle variabili casuali $\alpha_{\Delta t,0}(k)$, $\beta_{\Delta t,0}(k)$, $c_{\Delta t,0}(k)$ e $\delta_{\Delta t,0}(k)$ (per maggiori dettagli si veda [Theil H., 1977]).

di quelli assunti in relazione ai titoli, i quali ultimi, confermando le osservazione (4.A.2) e (4.B.2), così evidenziano una maggiore “distanza” dalla distribuzione di probabilità teorica Normale rispetto ai primi.

5. OSSERVAZIONI E CONSIDERAZIONI FINALI

Dai risultati ottenuti mediante la conduzione delle tre distinte fasi dell’analisi, fra di loro indipendenti, si hanno le seguenti convergenti osservazioni e considerazioni finali:

(5.1) la distribuzione di probabilità dei tassi di rendimento logaritmico risulta significativamente non Normale sia per gli indici che per i titoli, anche se, in generale, si nota un progressivo “avvicinarsi” di tale distribuzione a quella teorica Normale, maggiormente evidente in relazione agli indici;

(5.2) la distribuzione di probabilità Pareto-Lévy stabile congetturata per i tassi di rendimento logaritmico risulta ben adattarsi a quella empirica sia per gli indici che per i titoli in corrispondenza di $\Delta t = 1, 5, 22$. In particolare, poichè il valore assunto da $\hat{\alpha}_{\Delta t, q}$ appartiene sempre all’intervallo $]1, 2]$, tali tassi di rendimento logaritmico hanno media uguale a $\hat{\delta}_{\Delta t, q}$;

(5.3) il rigetto della tradizionale ipotesi di Normalità per la variabile casuale indipendente ed identicamente distribuita specificata dal tasso di rendimento logaritmico o, equivalentemente, il rigetto della stabilità Pareto-Lévy nel suo caso estremo, $\alpha = 2$, per tale stessa variabile casuale, a favore dell’accettazione di una sua versione più generale (quella di stabilità Pareto-Lévy con $\alpha \in]1, 2]$)⁷, comporta la evidente necessità di sviluppare ed elaborare opportunamente ipotesi, teorie, metodi e strumenti. Alcuni di tali sviluppi ed elaborazioni sono presentate nella sezione 6. e nel **CAPITOLO VIII**.

⁷ Alcuni autori (ad esempio si veda [Peters E. E., 1991b]) codificano tale generalizzazione nel rigetto dell’*Efficient Market Hypothesis (EMH)* a favore della *Fractal Market Hypothesis (FMH)*.

6. CRITERIO DI SCELTA

In questa sezione si propone un criterio di scelta fra attività finanziarie i cui tassi di rendimento si distribuiscano in maniera Pareto-Lévy stabile con $\alpha \in]1, 2]$. Questo criterio si presenta come una sorta di generalizzazione di quello di dominanza media-varianza. È da notare come l'appartenenza degli esponenti caratteristici associati a tali tassi all'intervallo $]1, 2]$ e, dunque, dell'esistenza delle medie loro associate (δ) permetta anche di associare a questi tassi quegli indici di variabilità basati sul momento primo.

Criterio di dominanza δ - S_δ - β (Corazza M., 1994) *Siano date due attività finanziarie, rispettivamente X e Y , i cui tassi di rendimento si distribuiscano in maniera Pareto-Lévy stabile, con $\alpha_X, \alpha_Y \in]1, 2]$ e $\alpha_X = \alpha_Y$. Si definisce X preferita a Y secondo il criterio di dominanza δ - S_δ - β se risultano verificate simultaneamente le tre seguenti disuguaglianze, almeno una delle quali in senso stretto:*

$$\delta_X \geq \delta_Y, S_{\delta,X} \leq S_{\delta,Y}, \beta_X \geq \beta_Y \quad (6.1)$$

dove

$S_{\delta,Z} = (\sum_{i=1}^M |r_{Z,i} - \delta_Z|)/M$, $Z = X, Y$: scostamento semplice medio, con M numerosità campionaria (per maggiori settagli si veda [Piccolo D. *et al.*, 1984]).

In sostanza, questo criterio di dominanza permette di scegliere fra attività finanziarie ai cui tassi di rendimento risultino associate distribuzioni Pareto-Lévy stabili appartenenti alla stessa sotto-classe ($\alpha_X = \alpha_Y$). Questo al fine di confrontare attività finanziarie per le quali la probabilità che i tassi di rendimento assumano valori appartenenti ad intervalli "estremi" sfavorevoli ($r_{Z,i} \ll \delta_Z$) e favorevoli ($r_{Z,i} \gg \delta_Z$) sia la stessa. In particolare, dalla prima disuguaglianza si ha, *ex ceteris paribus*, la preferenza dell'attività finanziaria cui è associato il tasso con media maggiore; dalla seconda disuguaglianza si ha, *ex ceteris paribus*, la preferenza dell'attività finanziaria cui è associata il tasso con variabilità minore; dalla terza disuguaglianza si ha, *ex ceteris paribus*, la preferenza dell'attività finanziaria cui è associato il tasso ad asimmetria più alta, questo poichè si assume che l'investitore preferisca, *ex*

ceteris paribus, l'attività finanziaria per la quale sia maggiore la probabilità che i tassi di rendimento assumano valori appartenenti ad intervalli favorevoli ($r_{z,i} > \delta_z$).

Figura 1

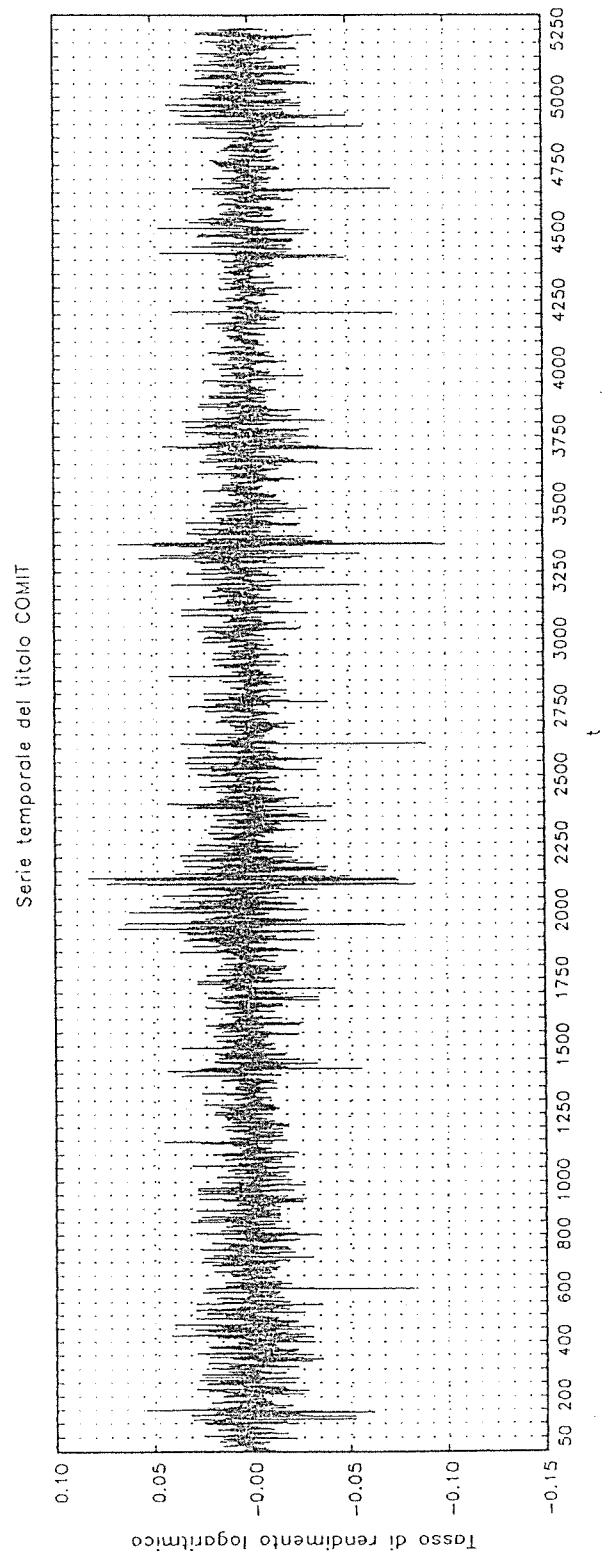
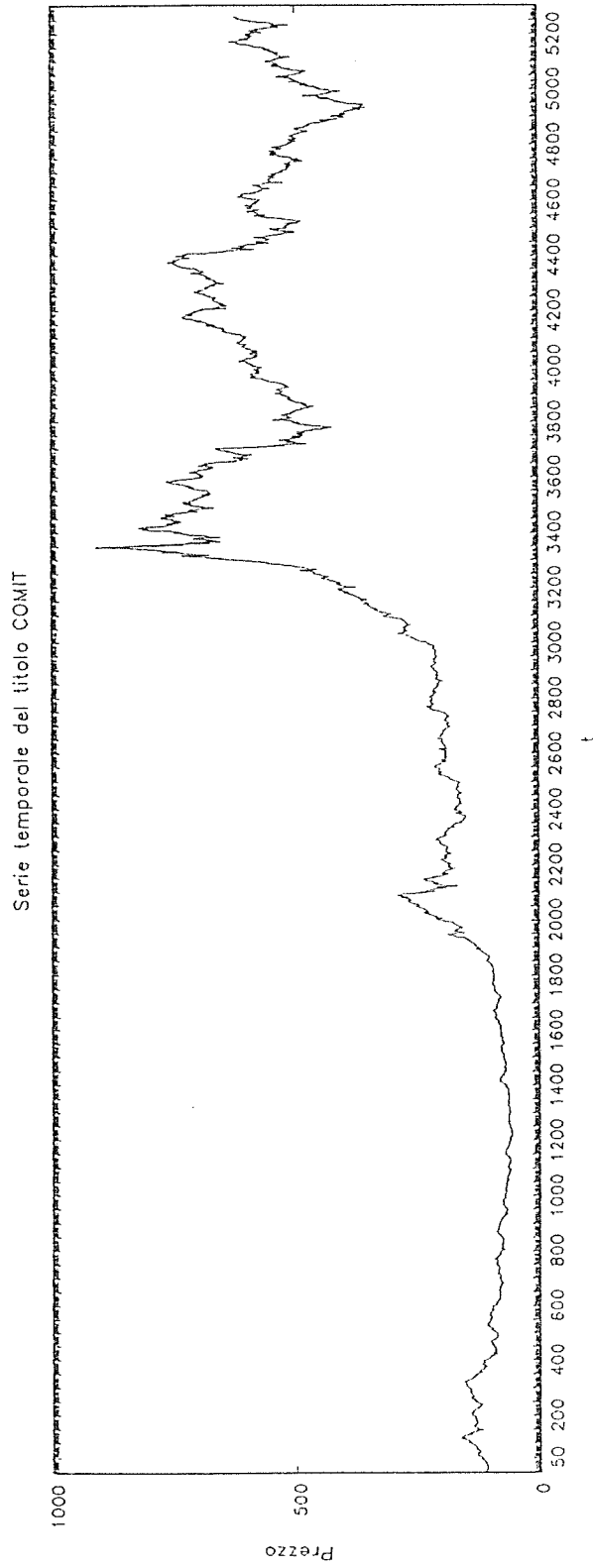


Figura 2

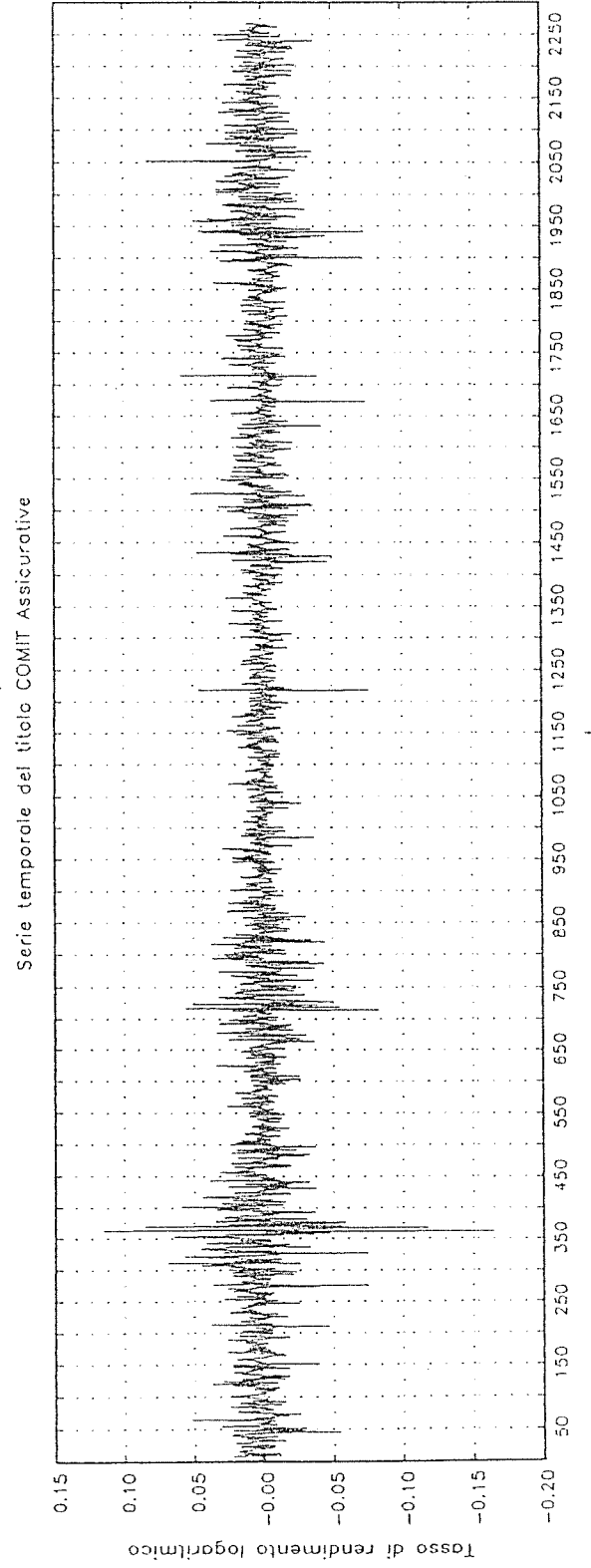
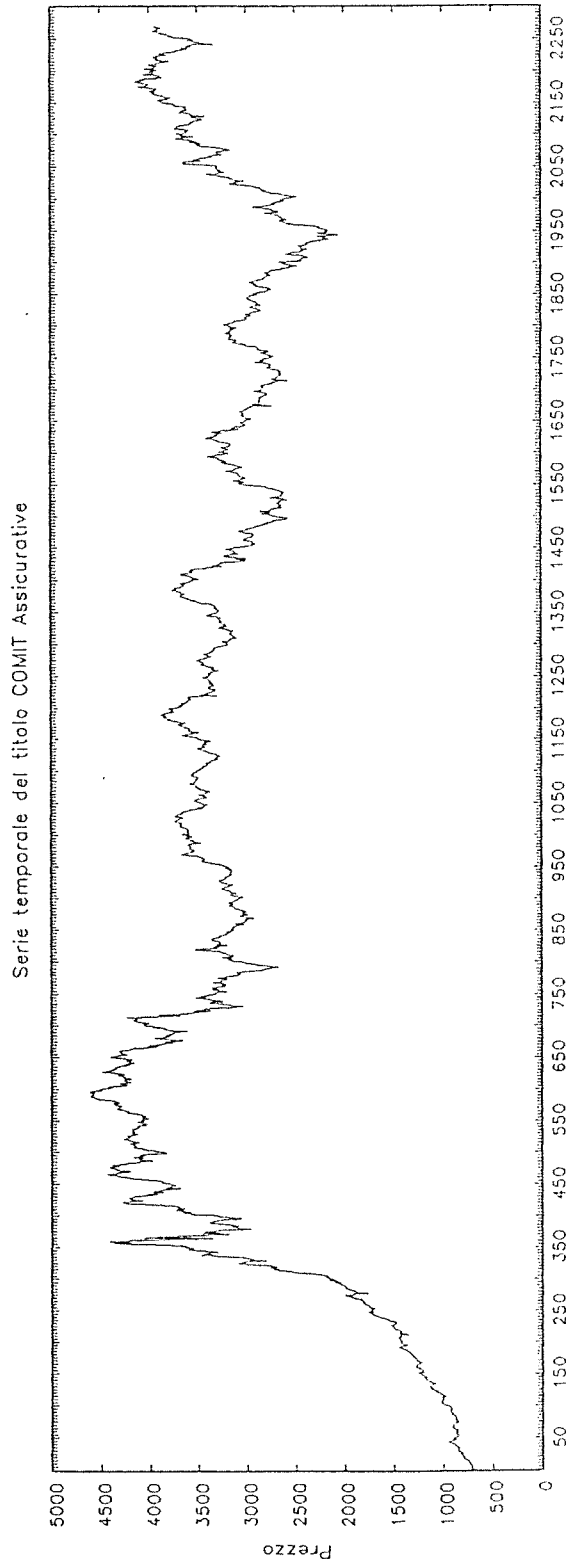


Figura 3

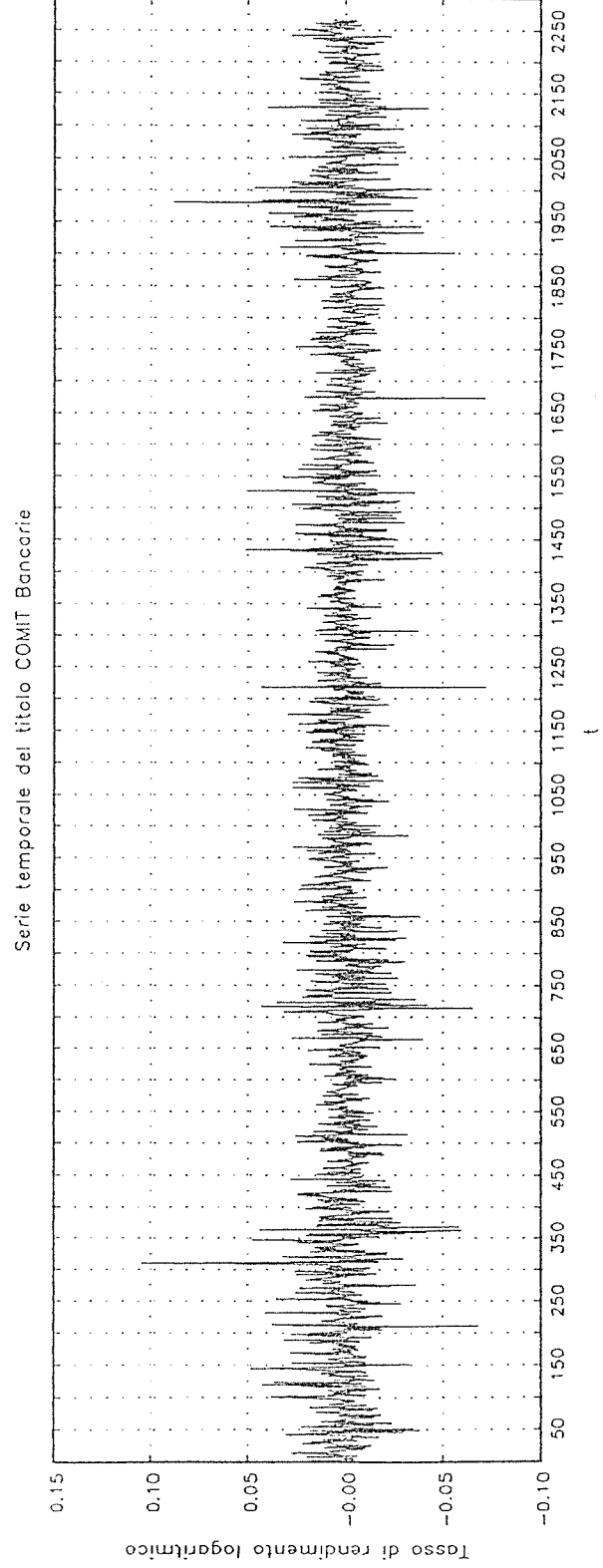
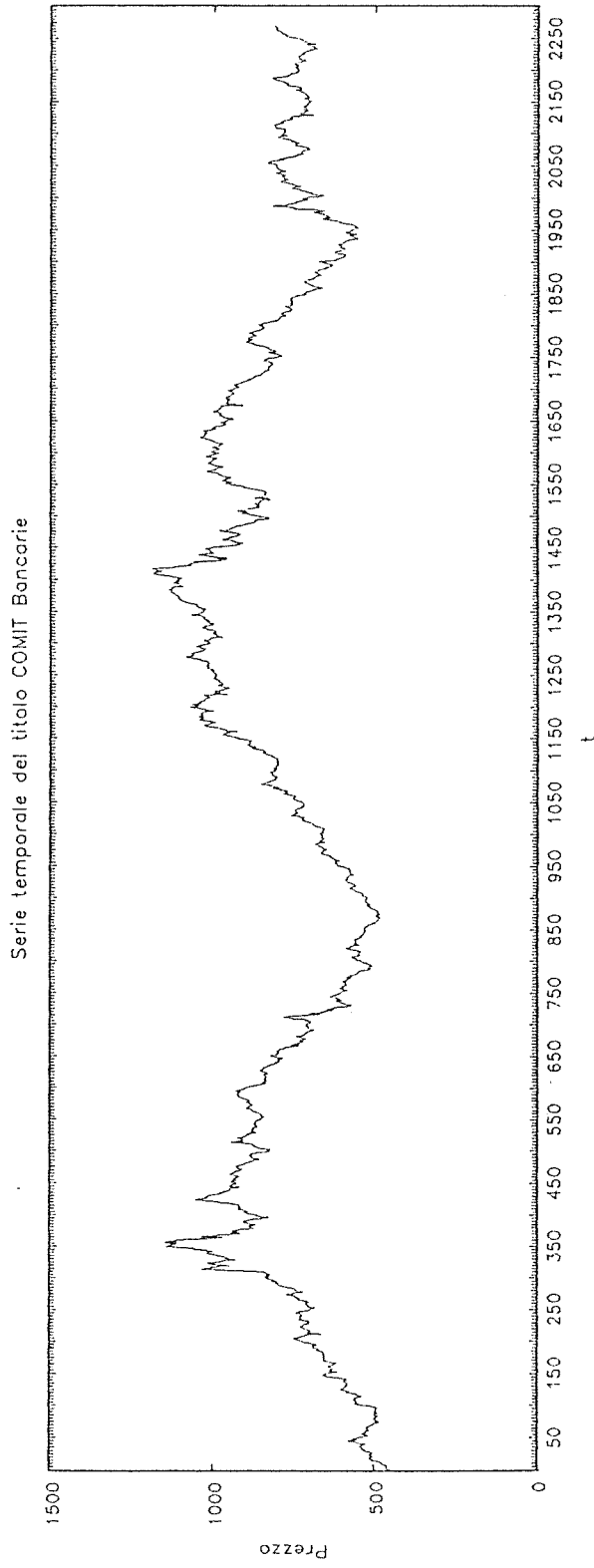


Figura 4

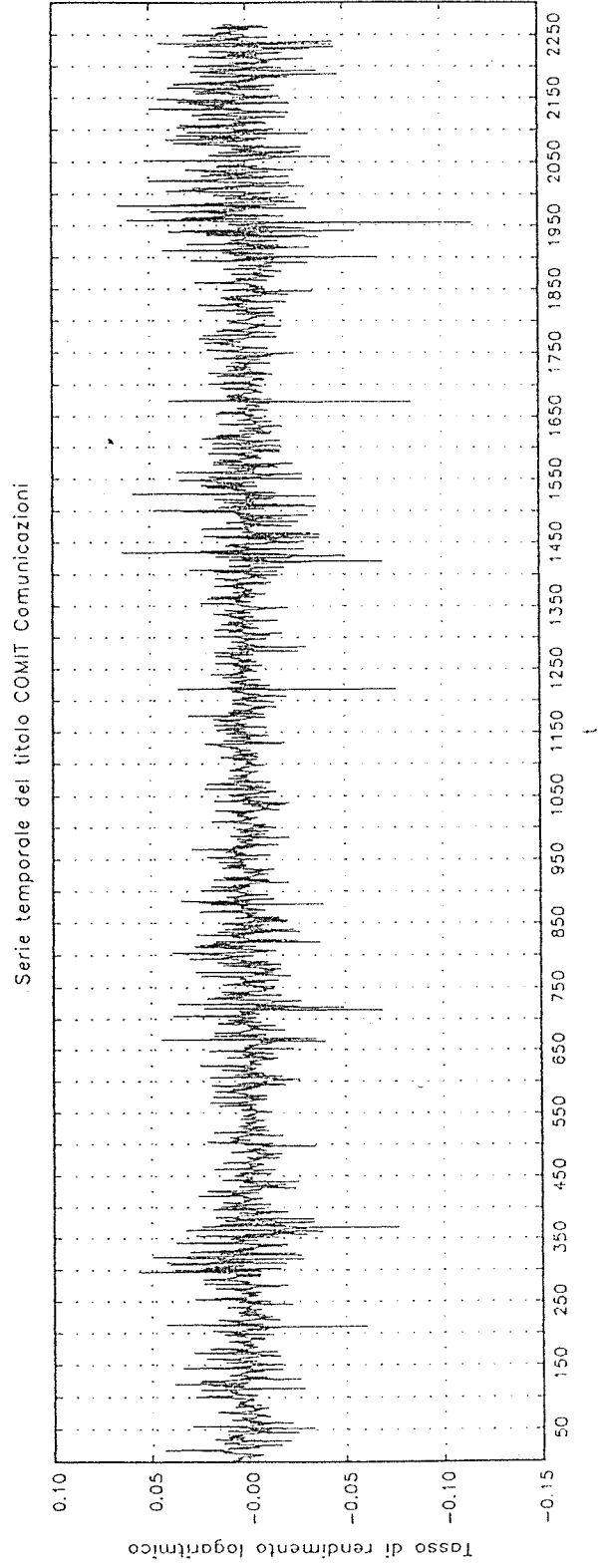
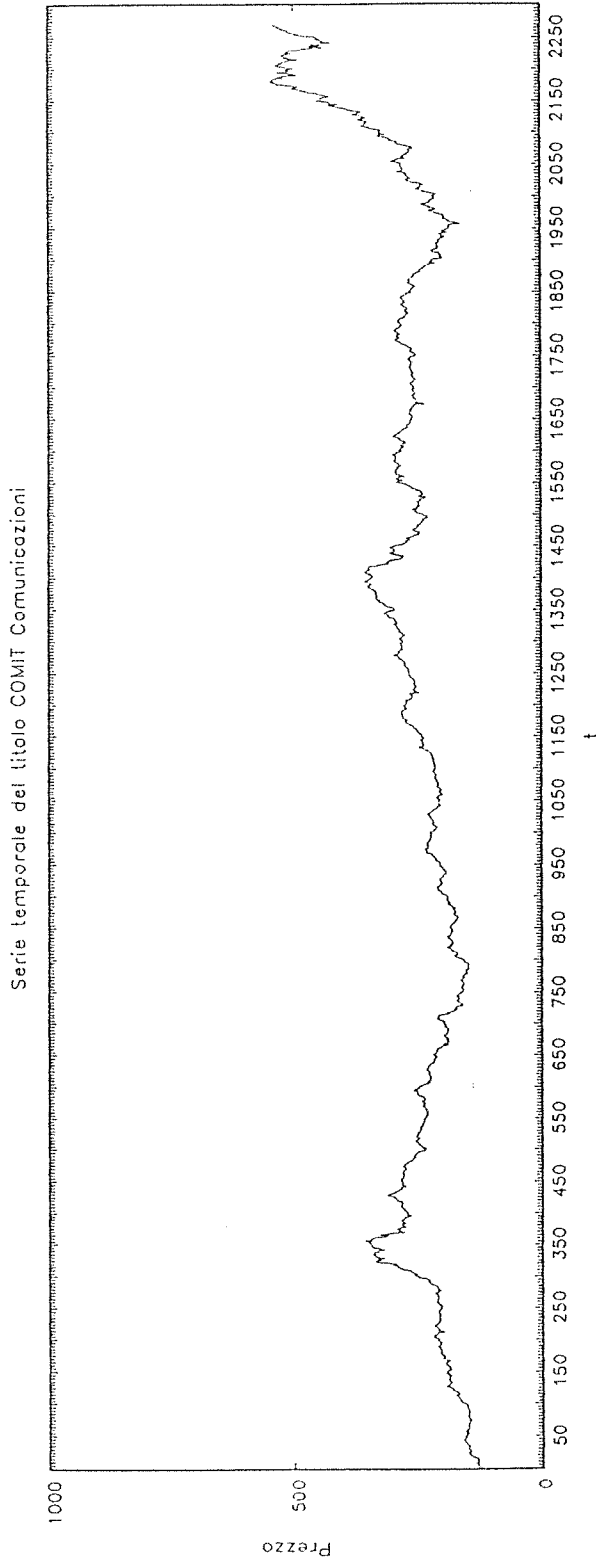


Figura 5

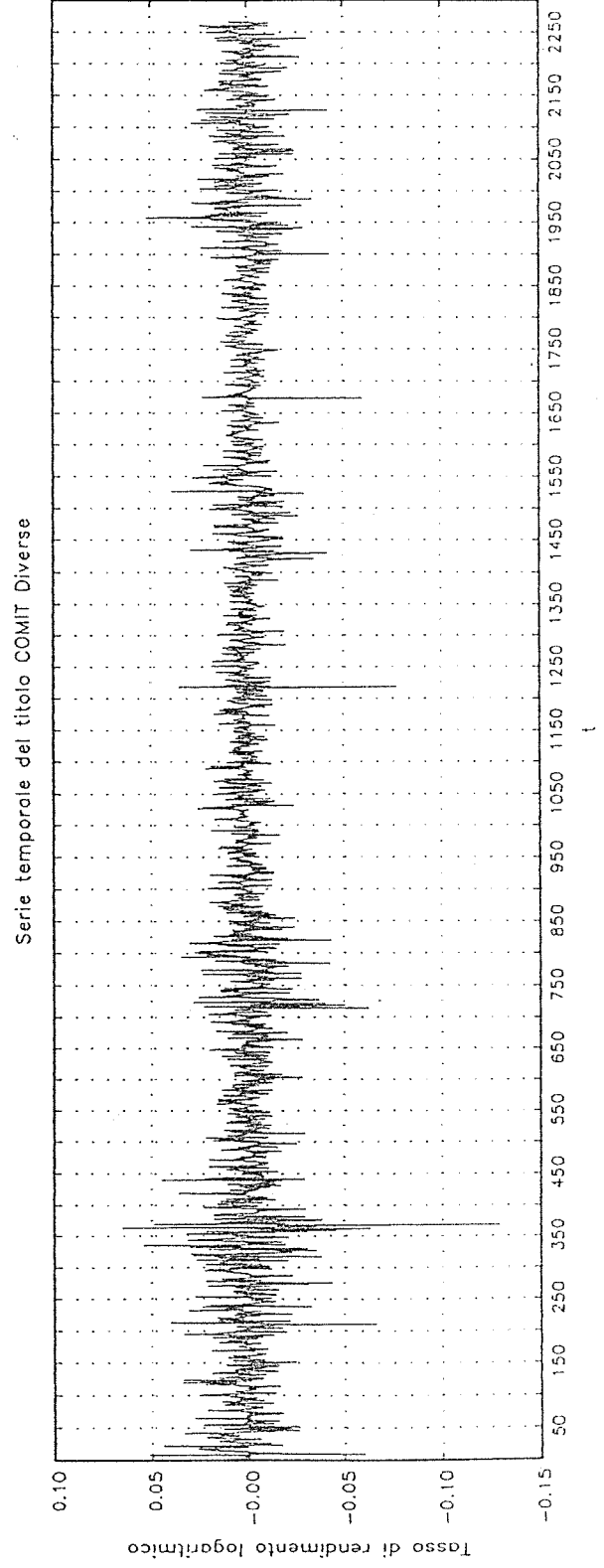
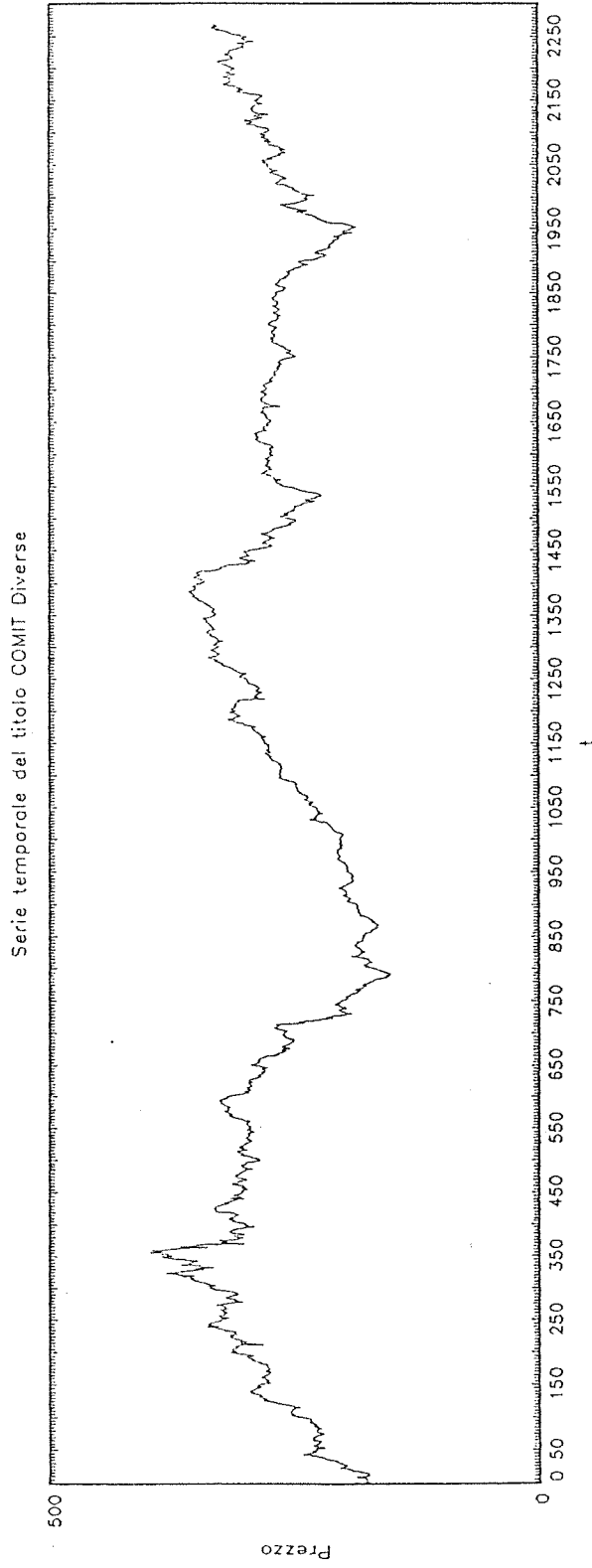


Figura 6

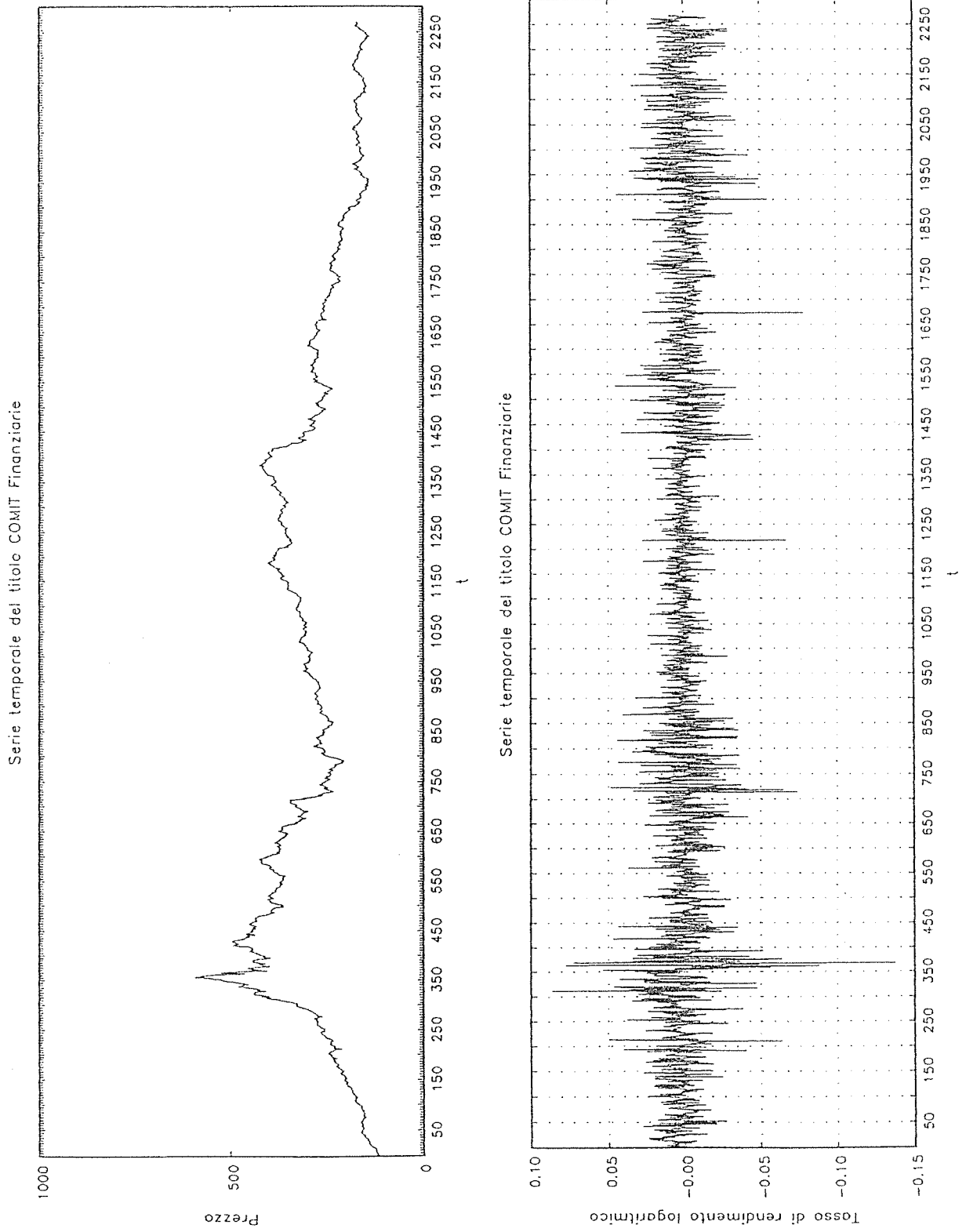


Figura 7

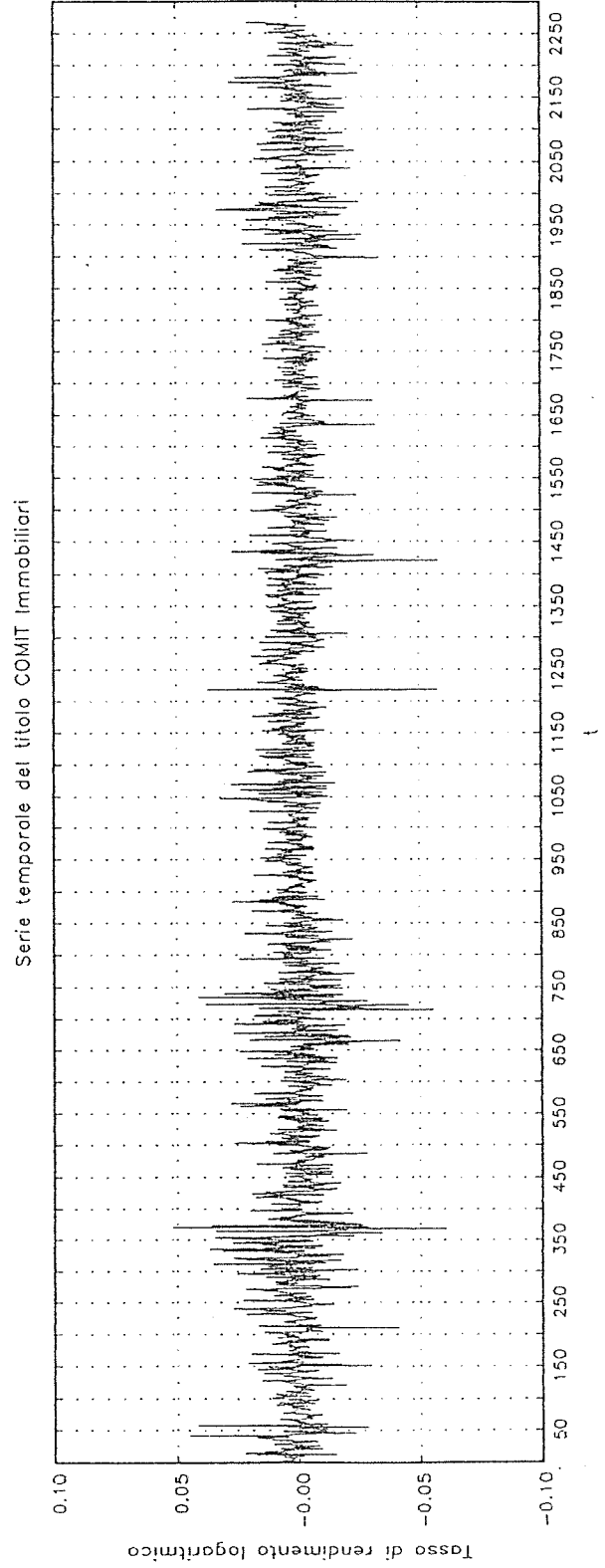
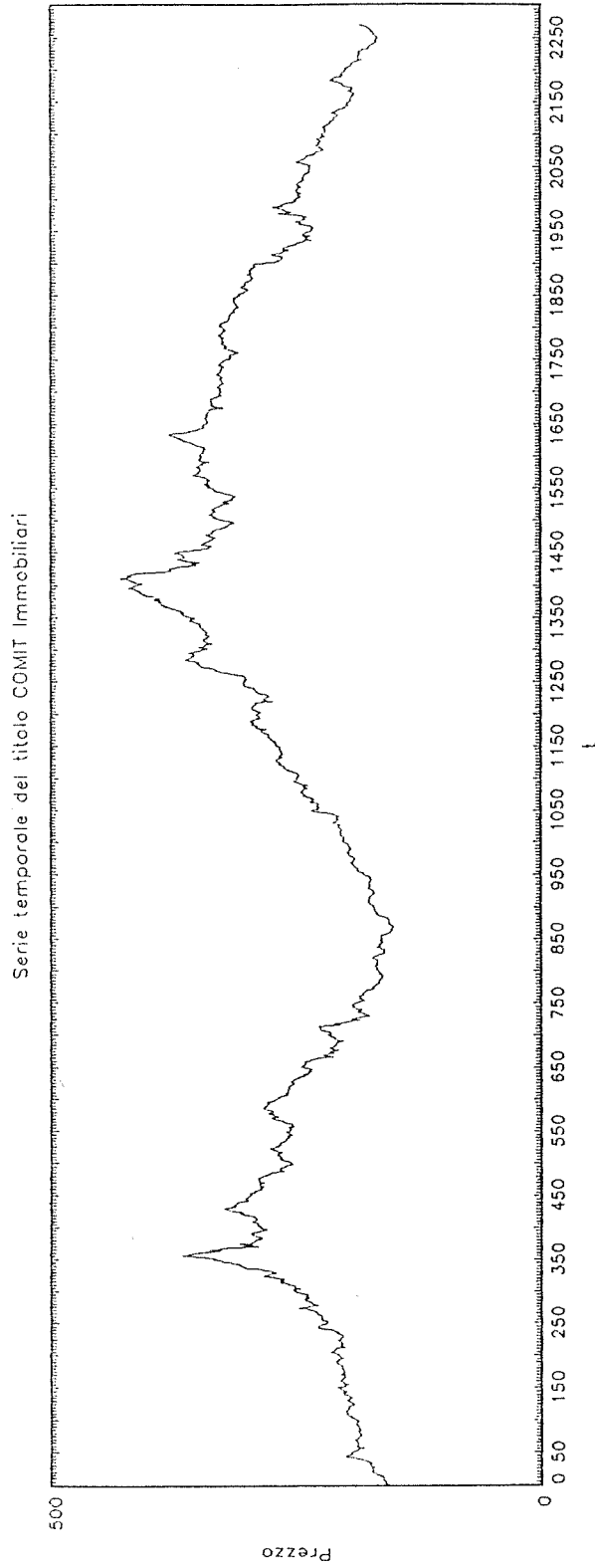


Figura 8

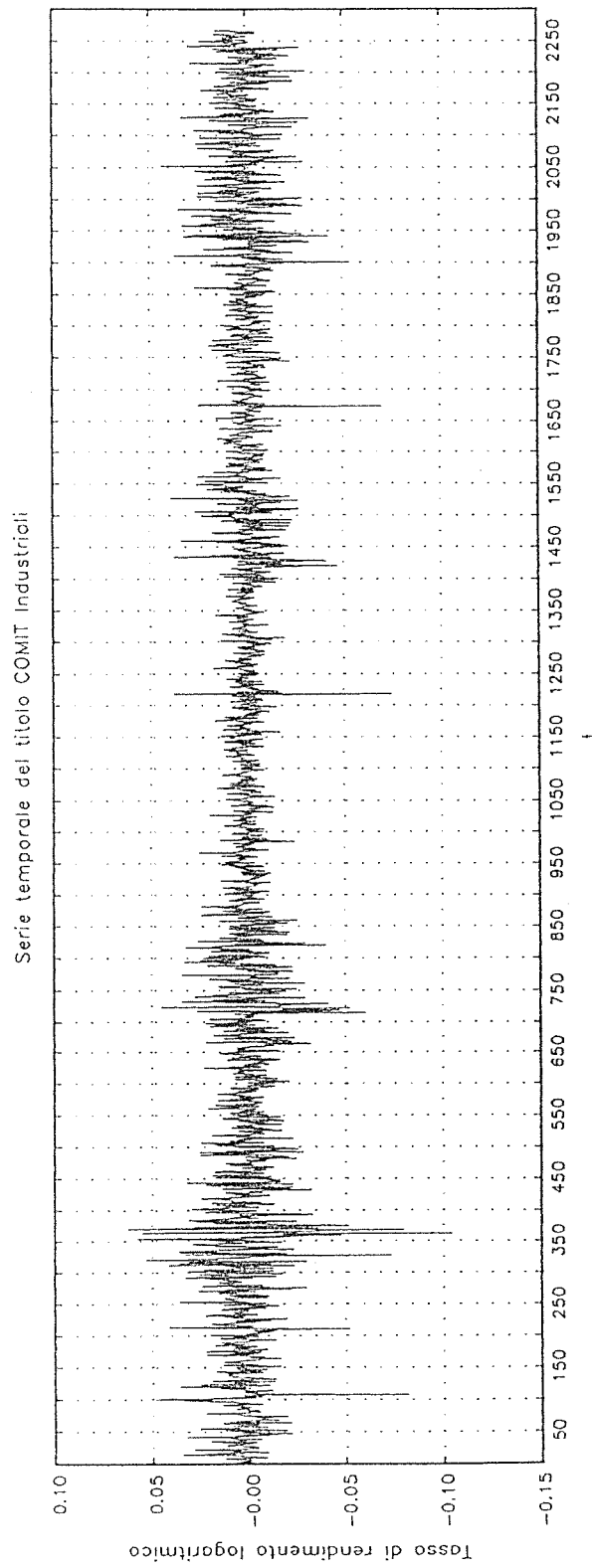
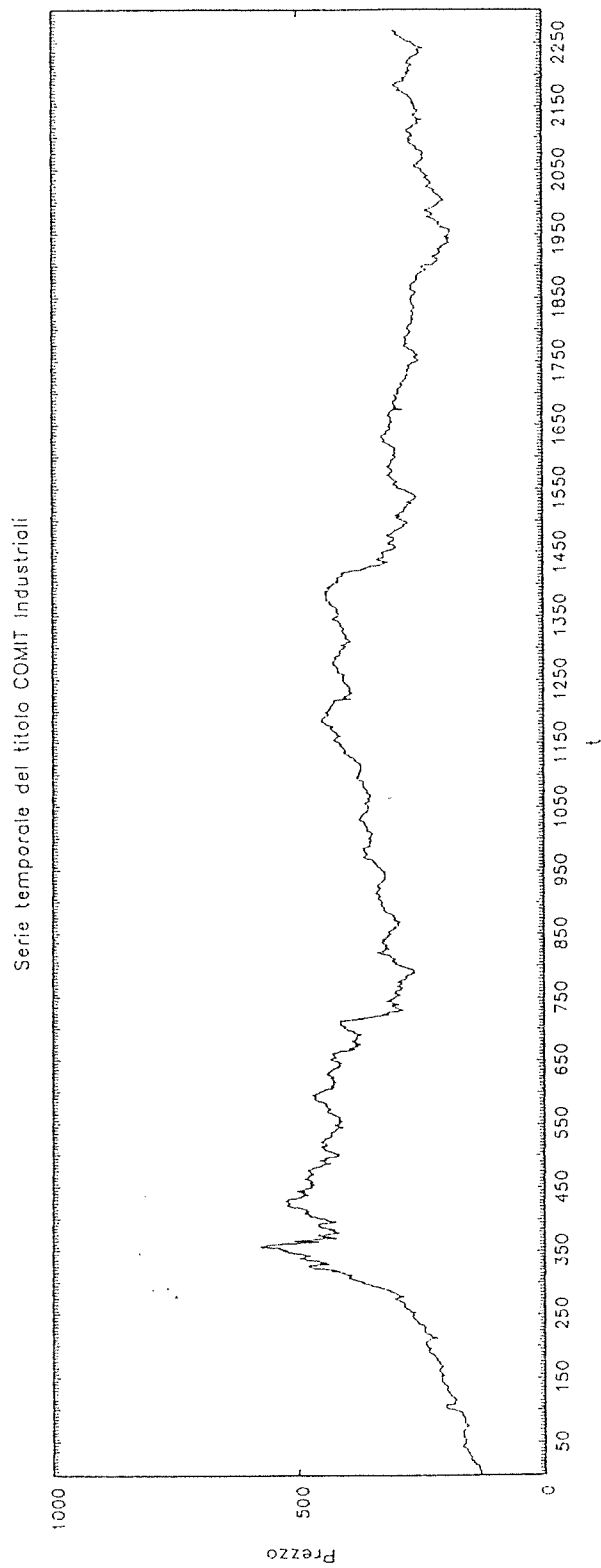


Figura 9

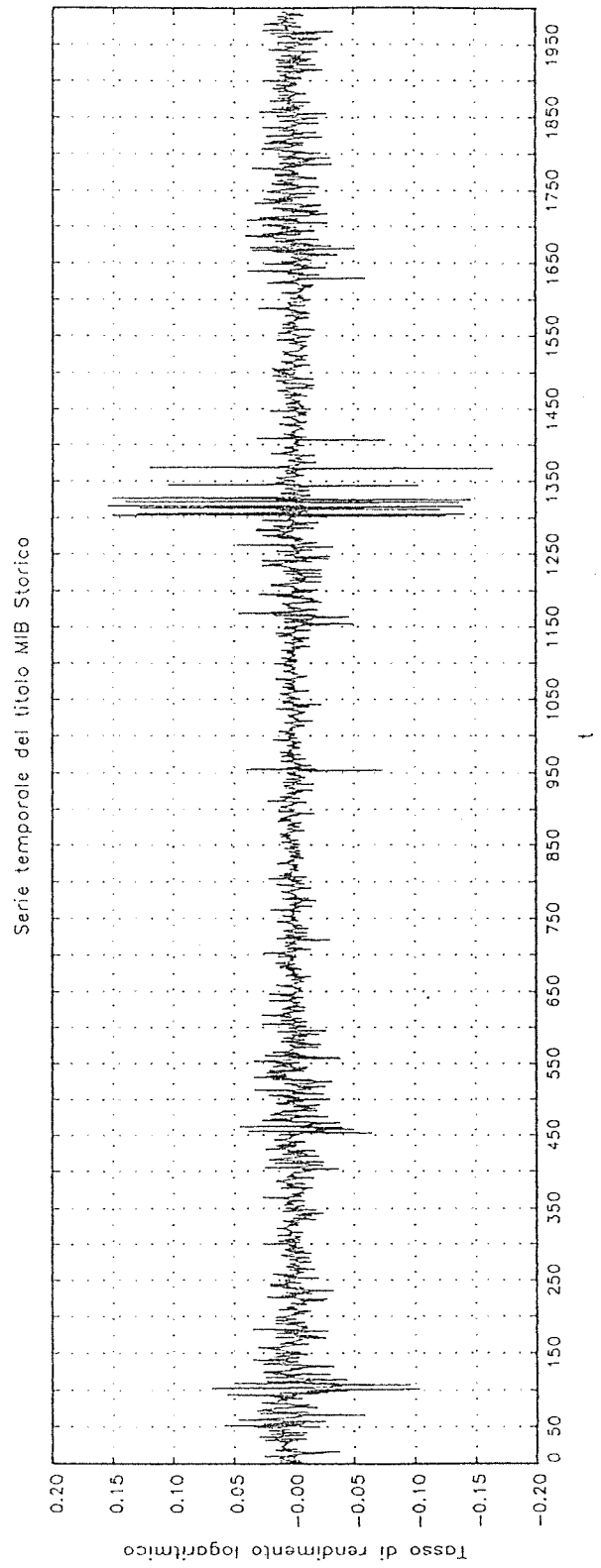
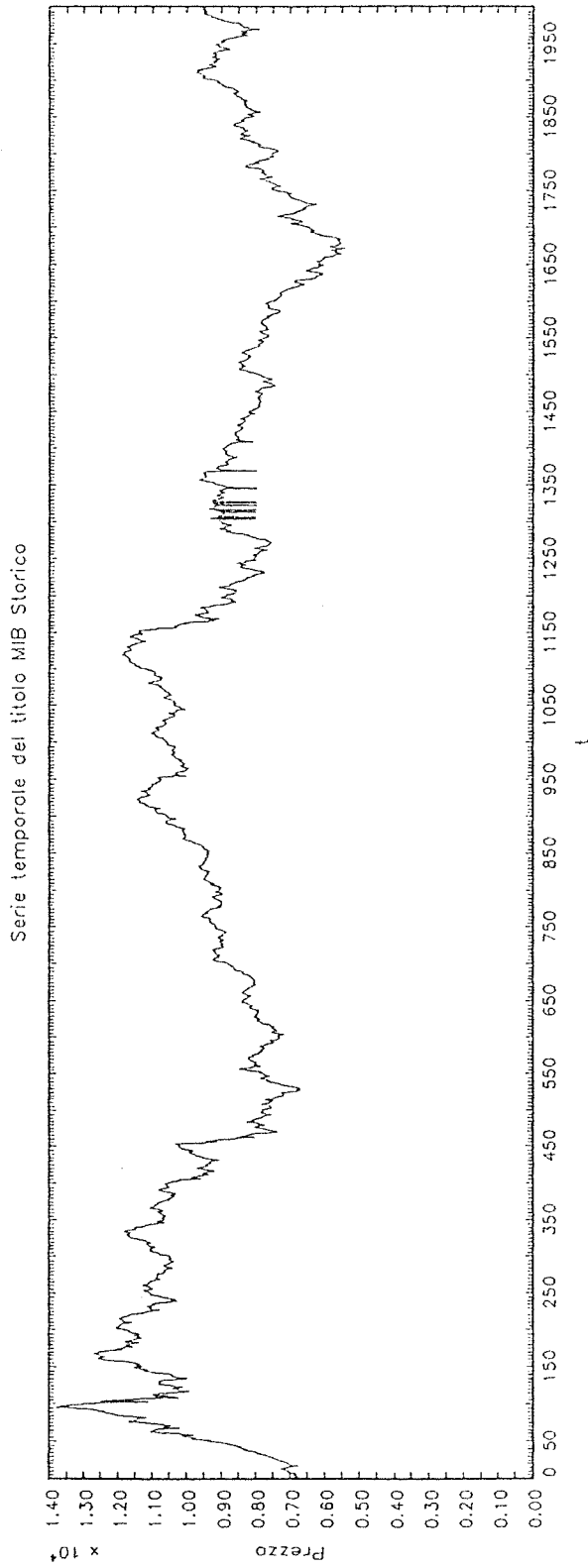


Figura 10

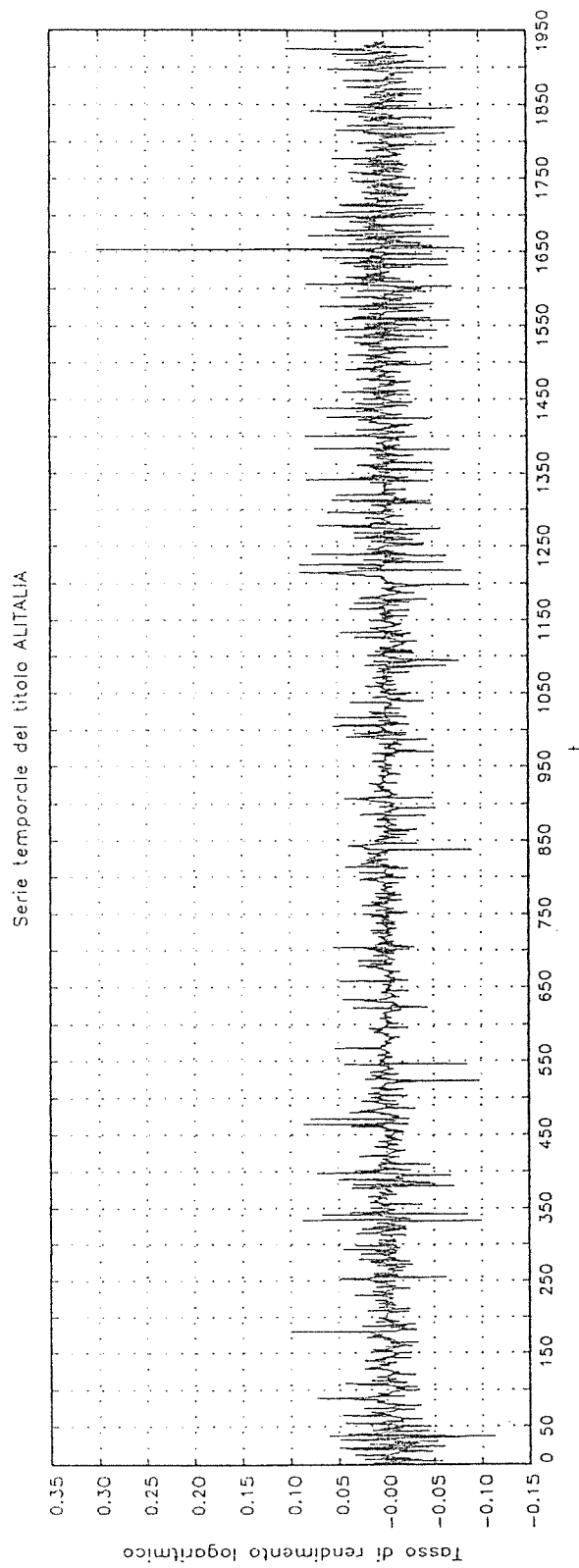
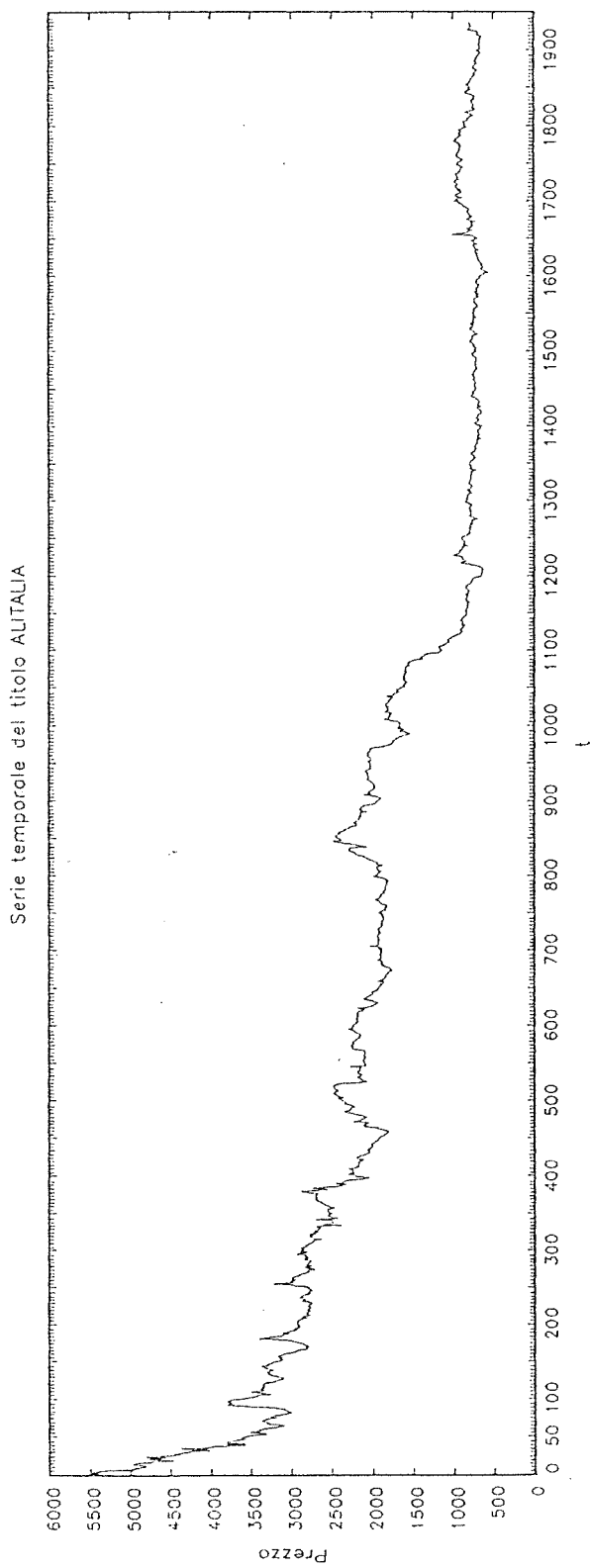


Figura 11

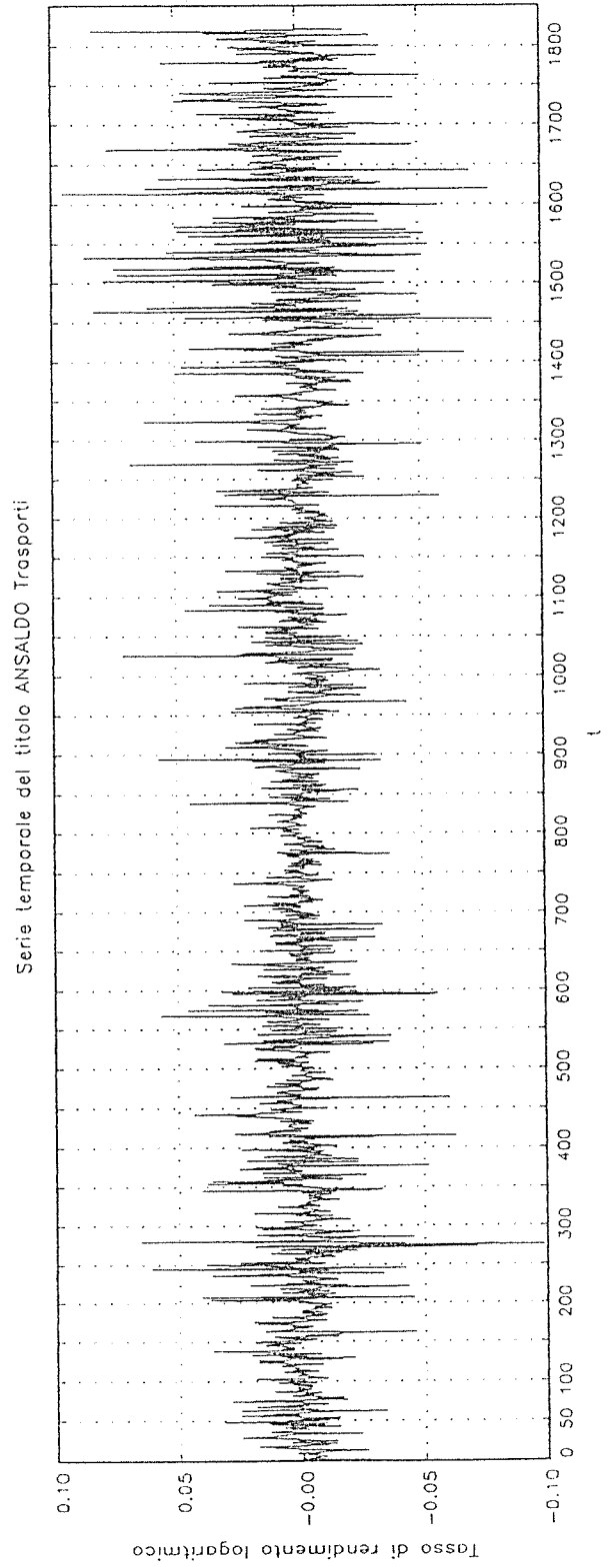
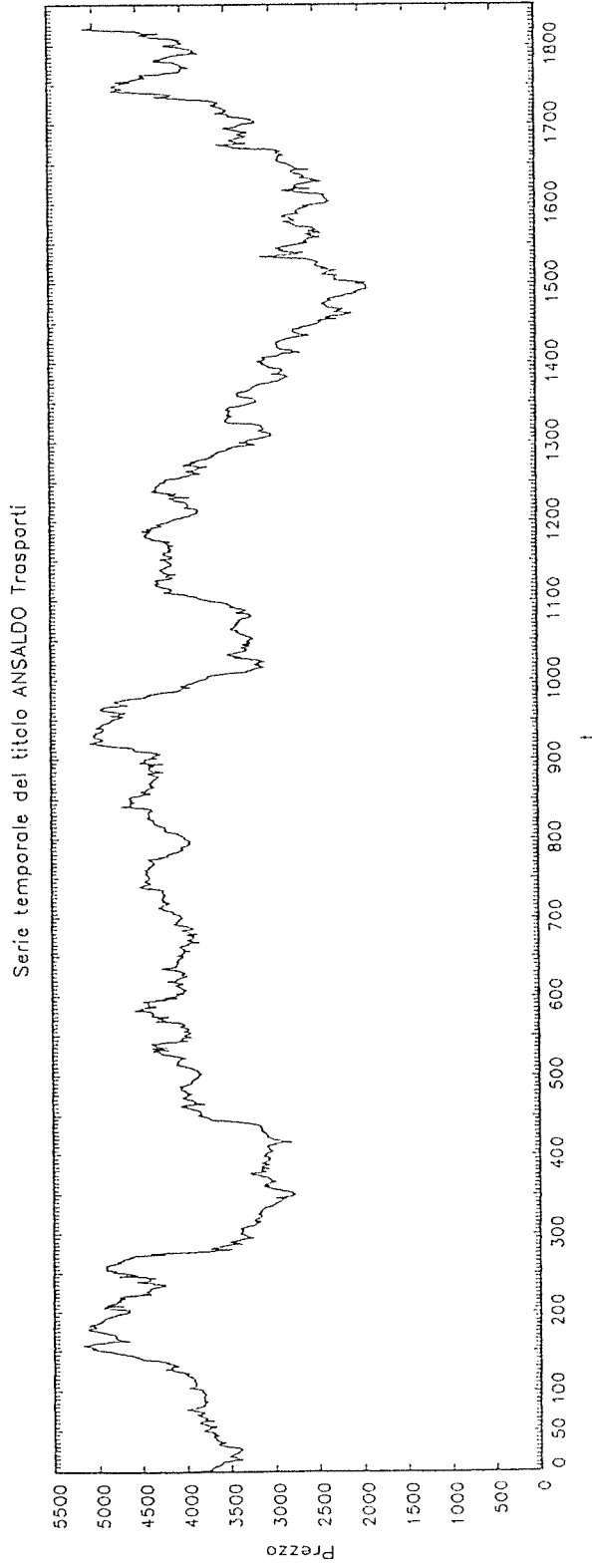


Figura 12

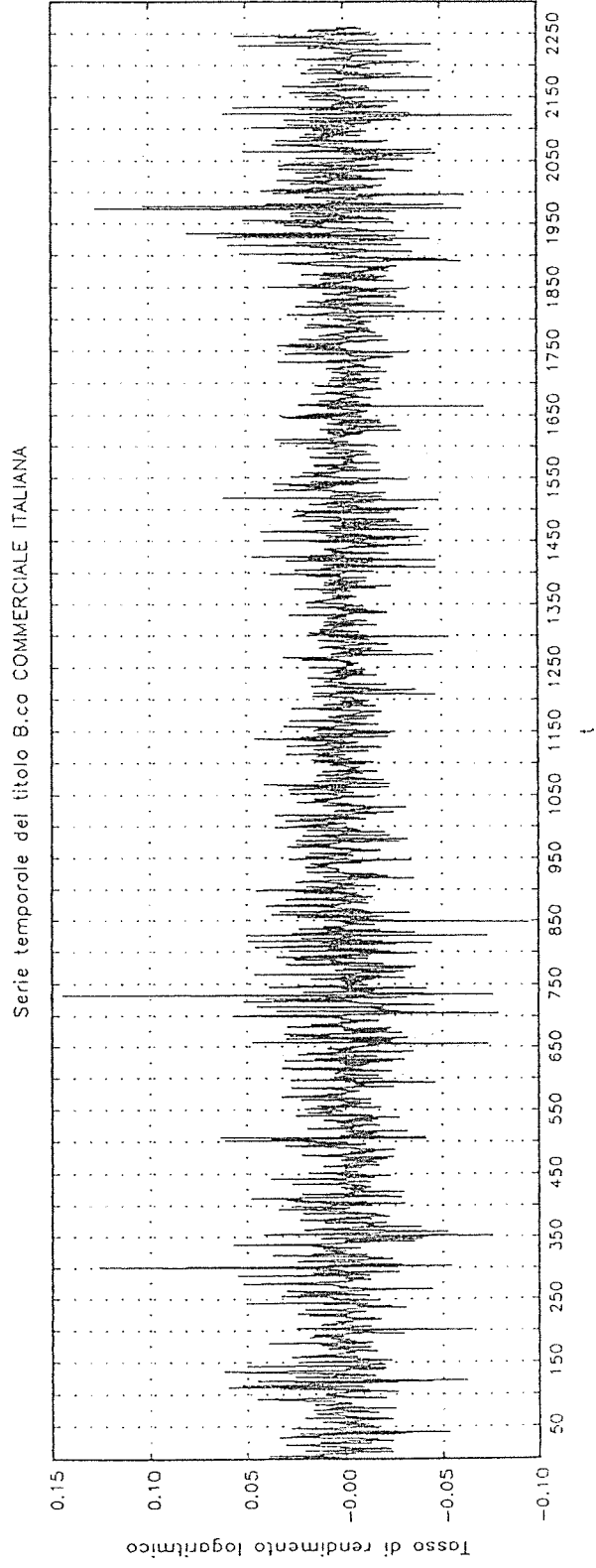
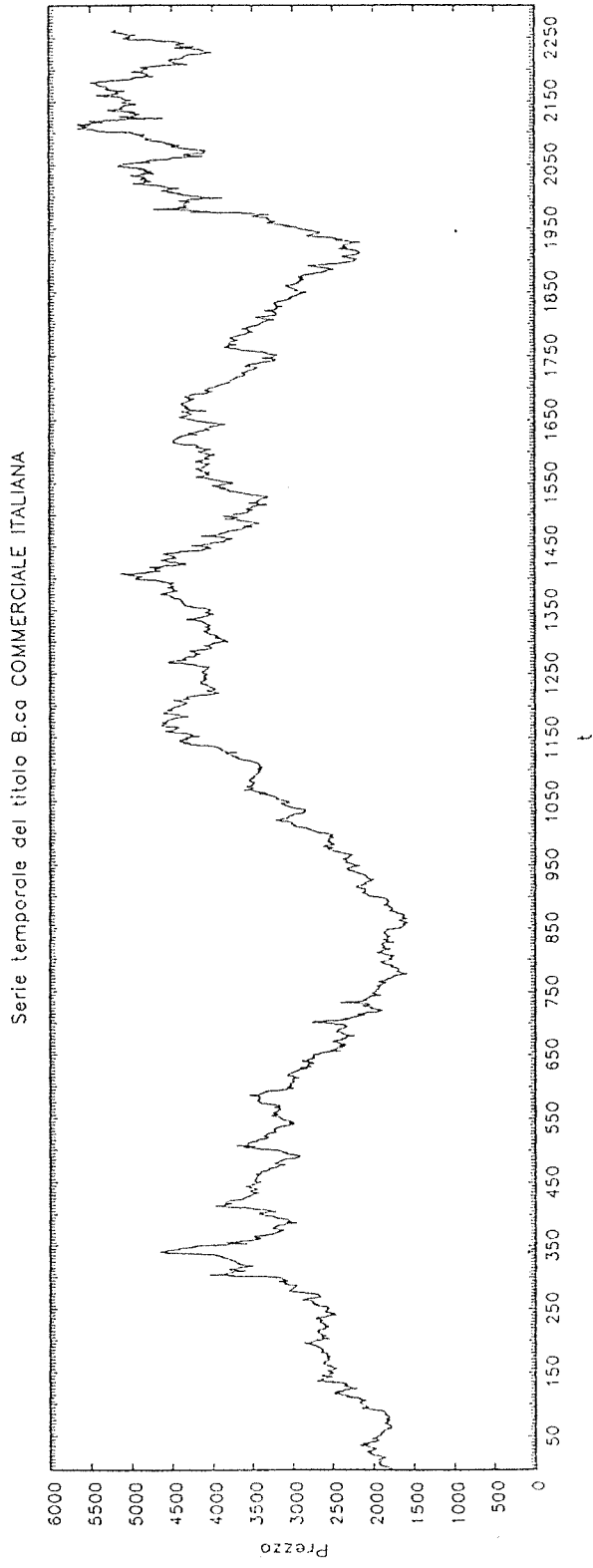


Figura 13

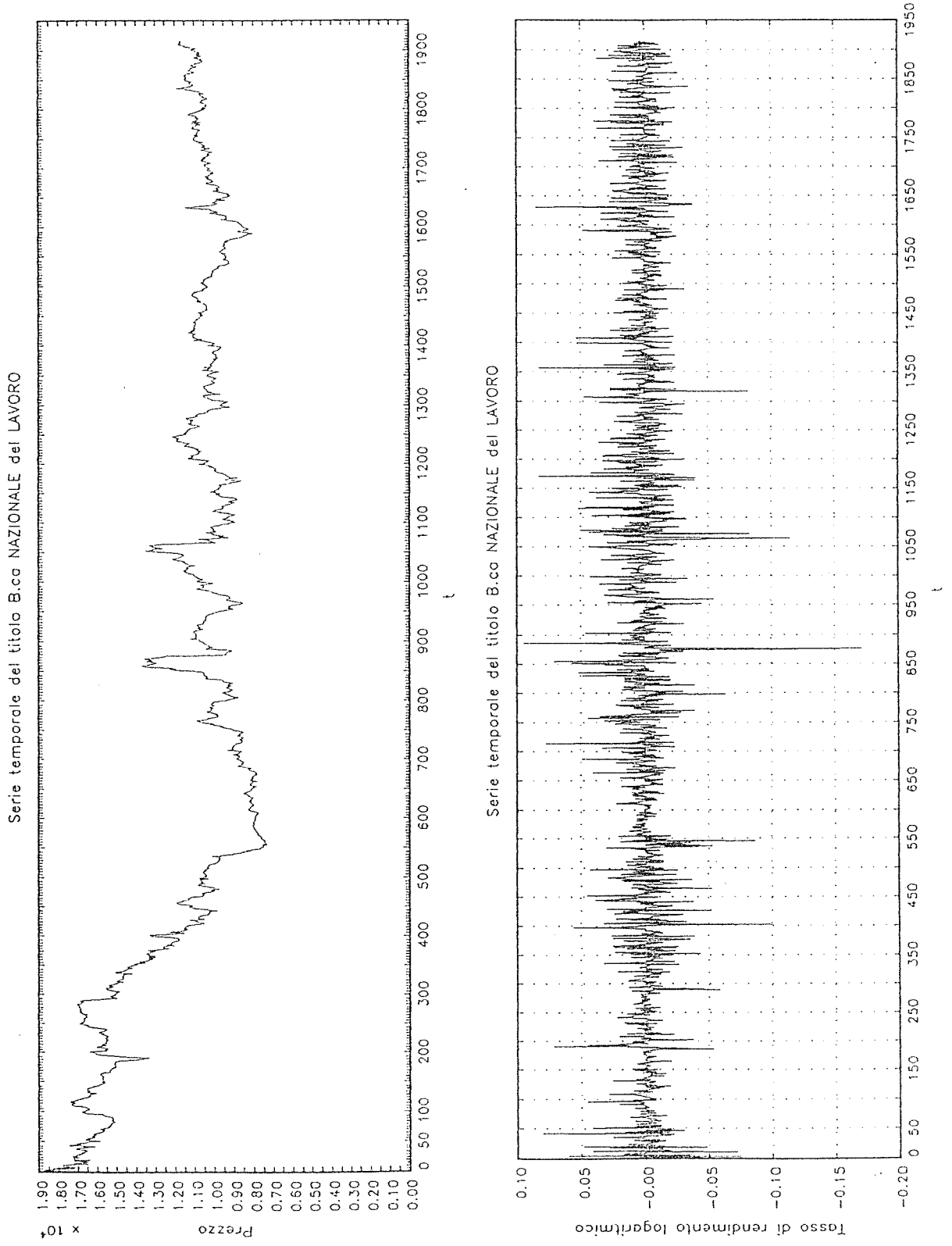


Figura 14

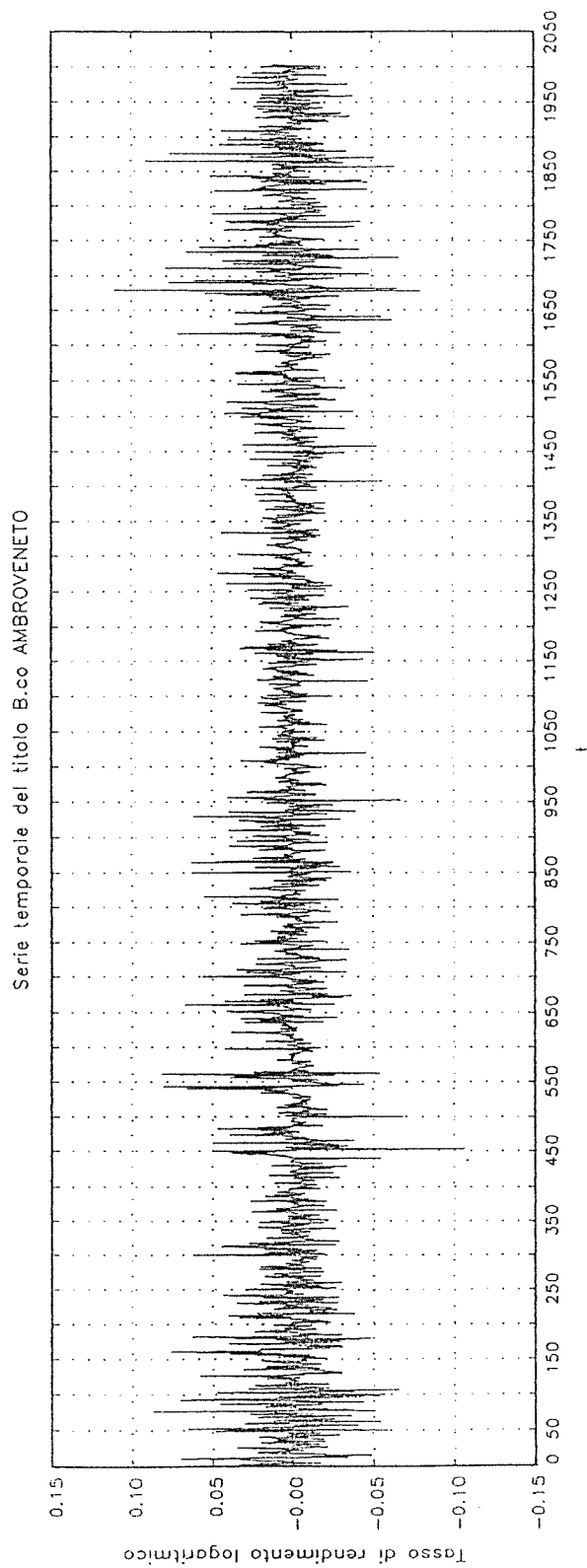
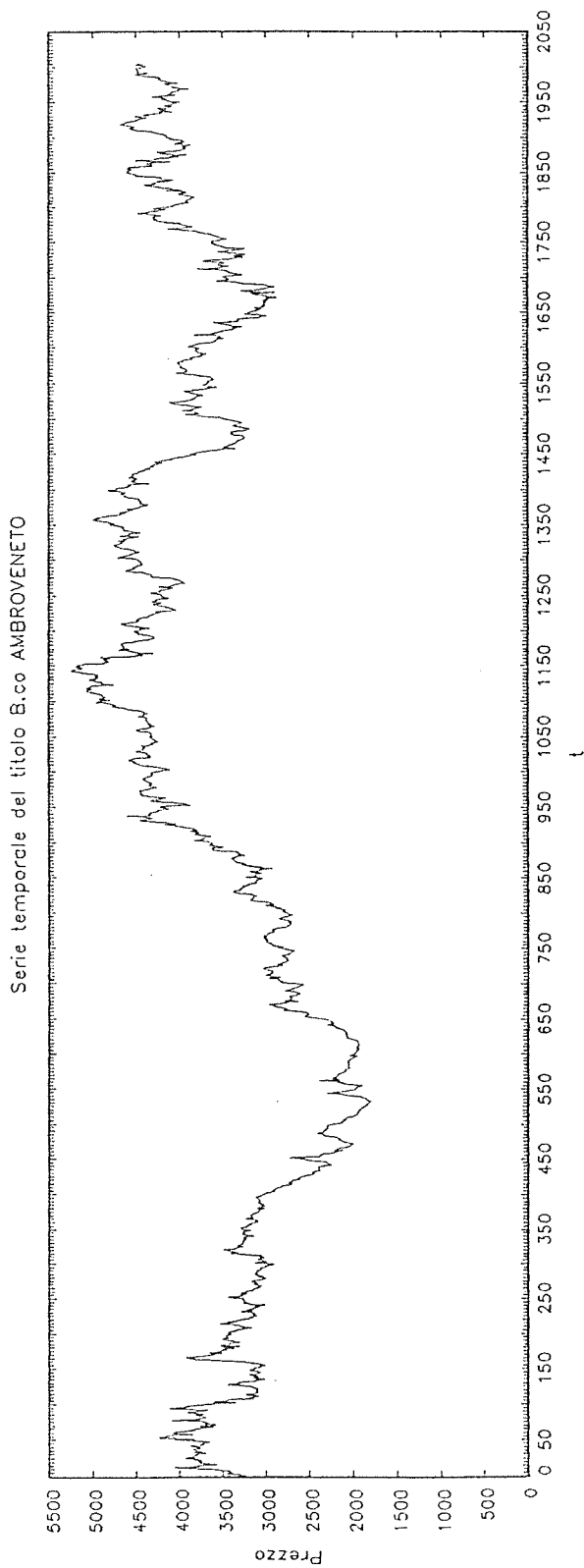


Figura 15

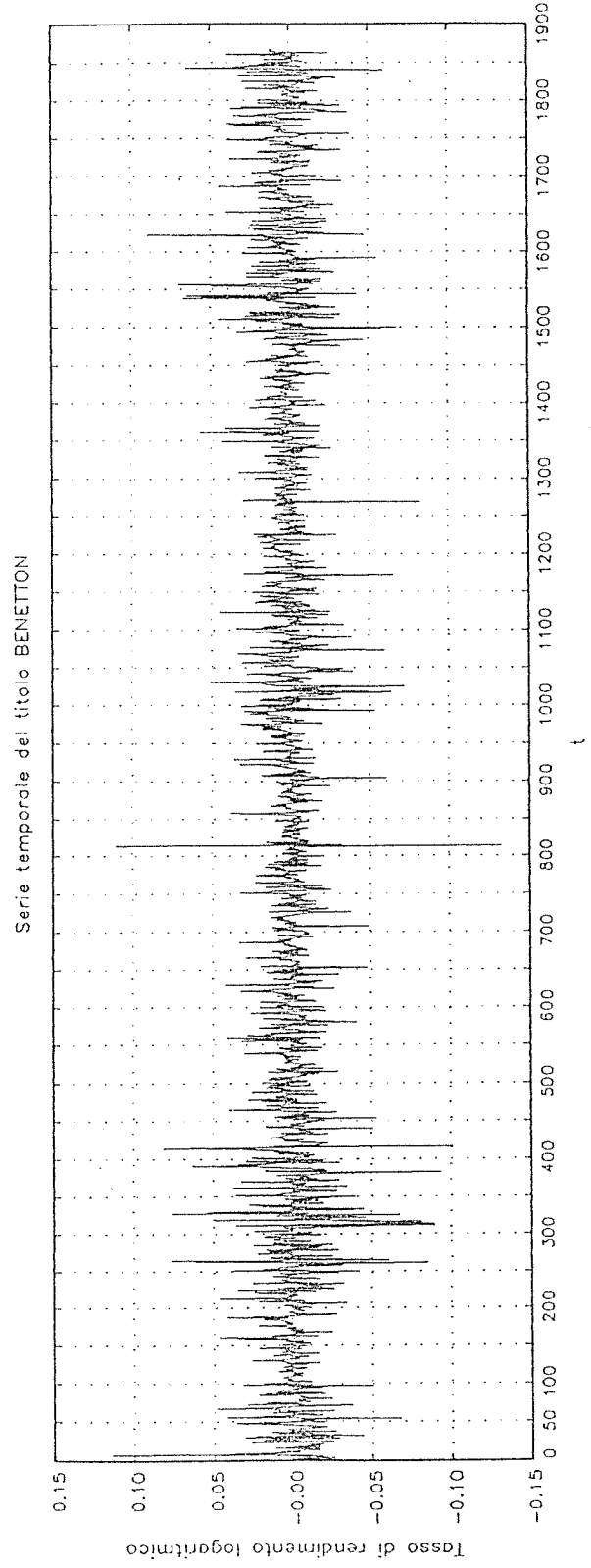
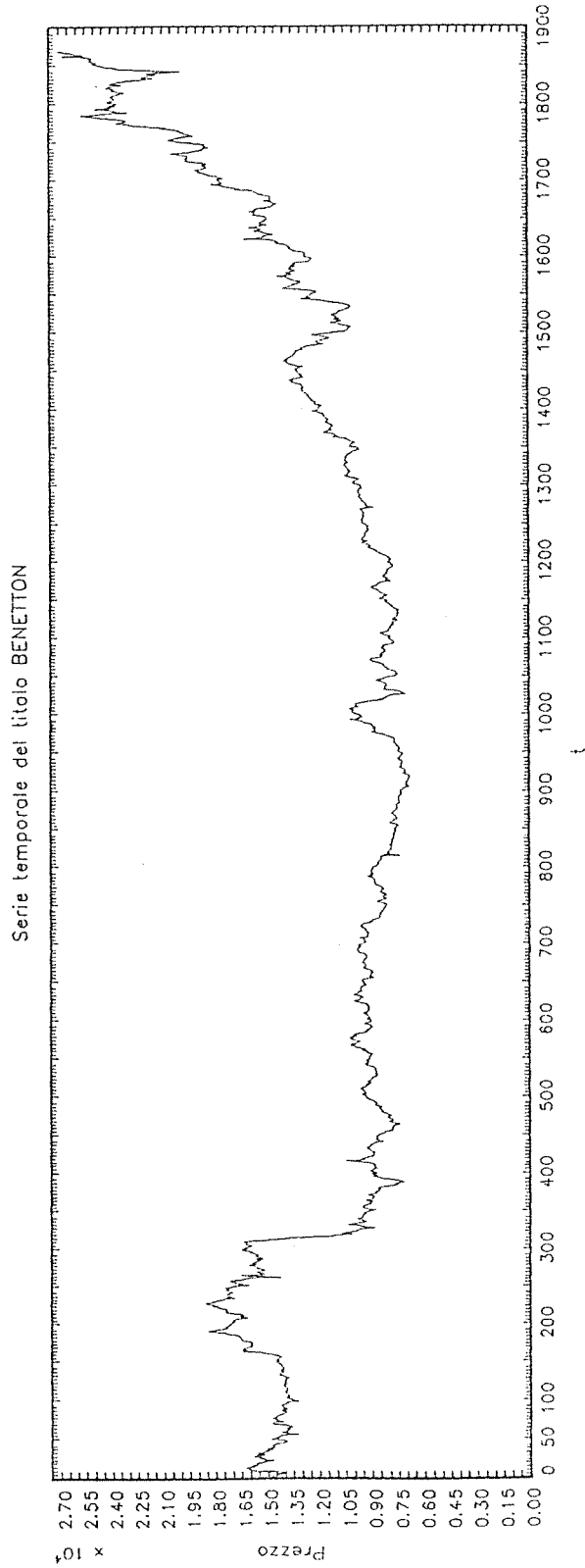


Figura 16

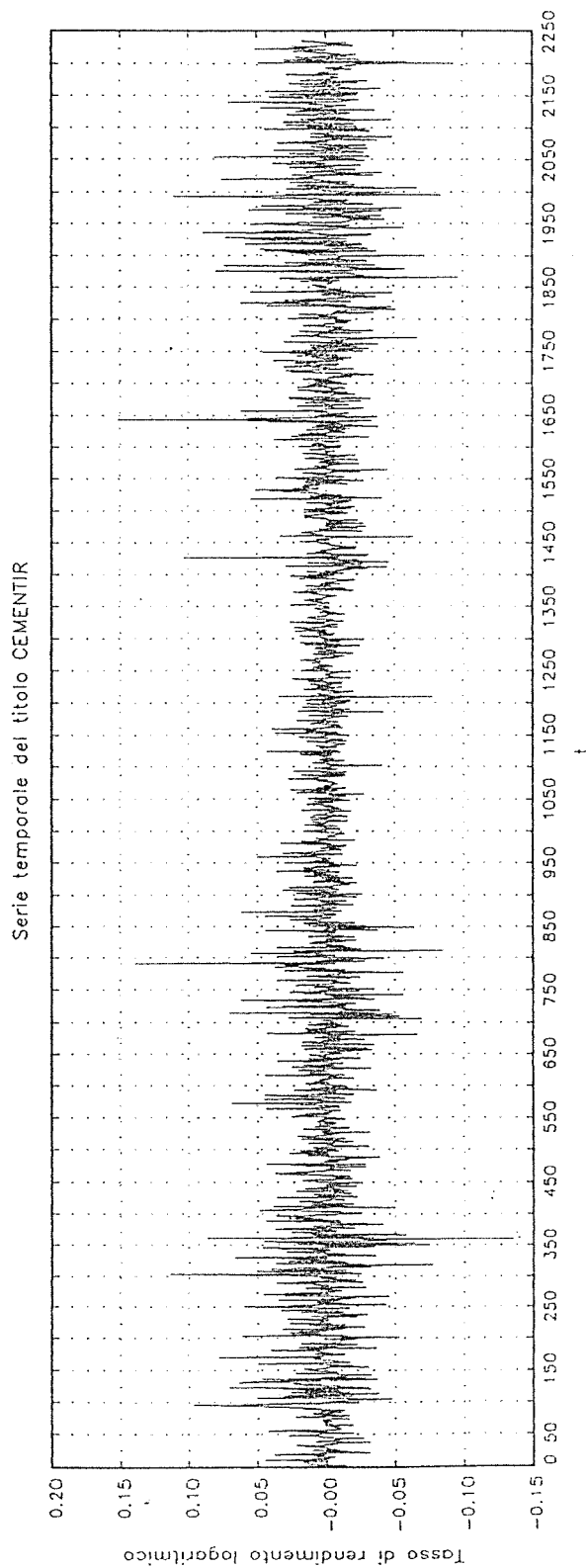
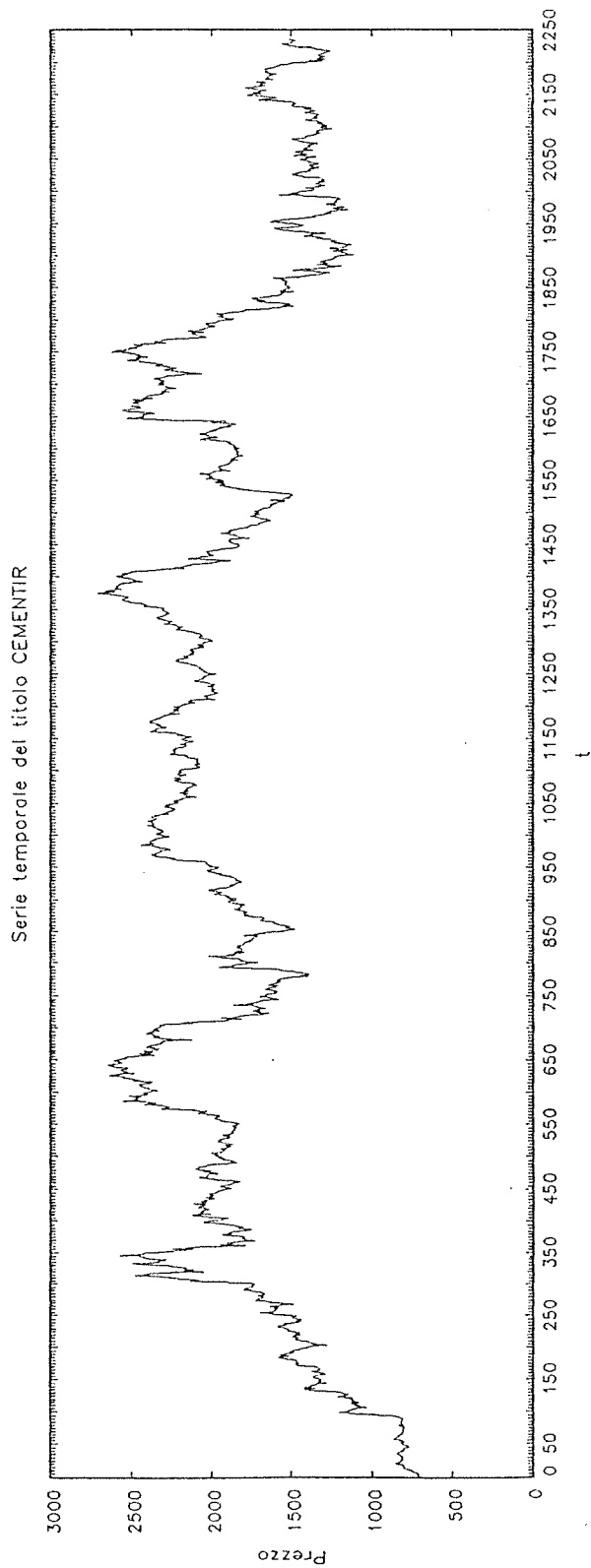


Figura 17

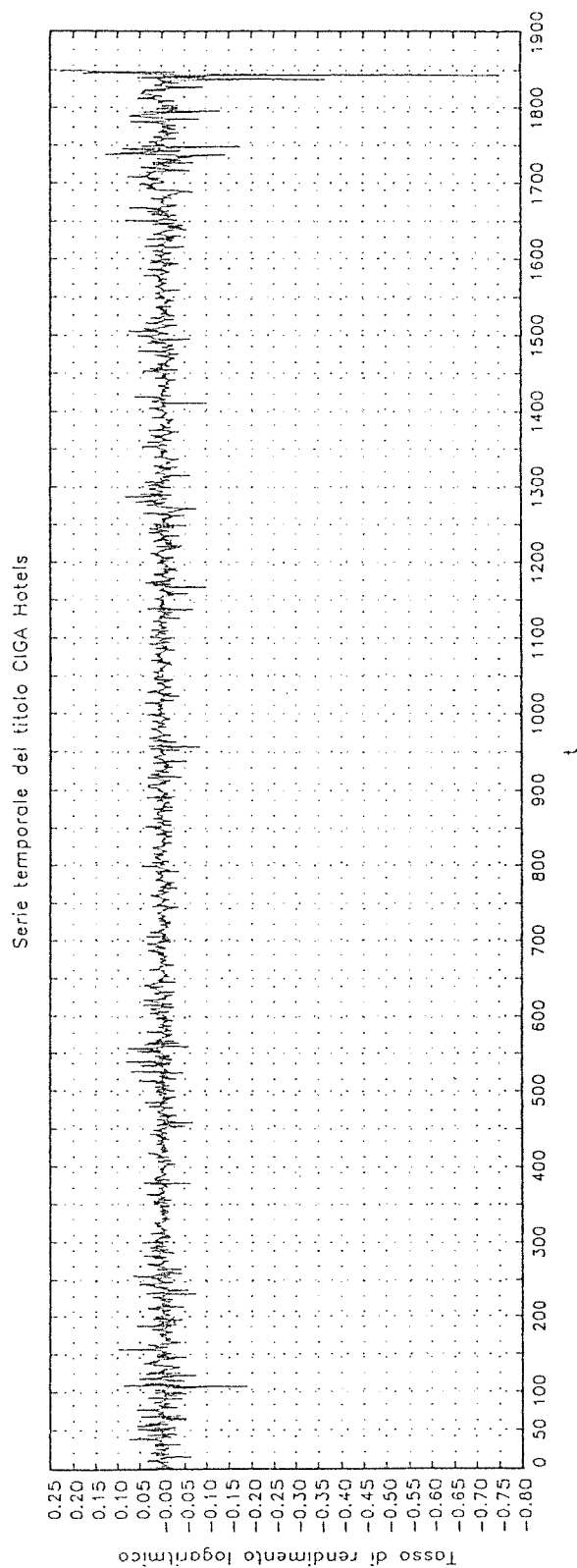
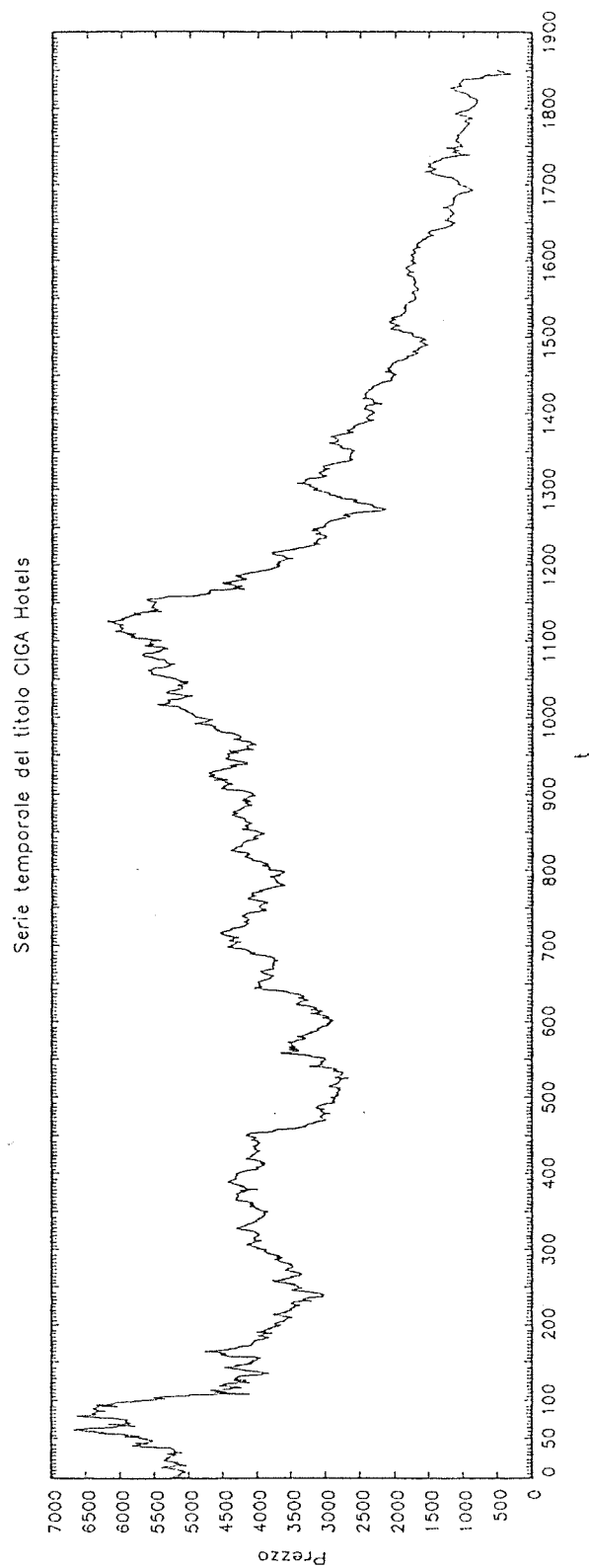


Figura 18

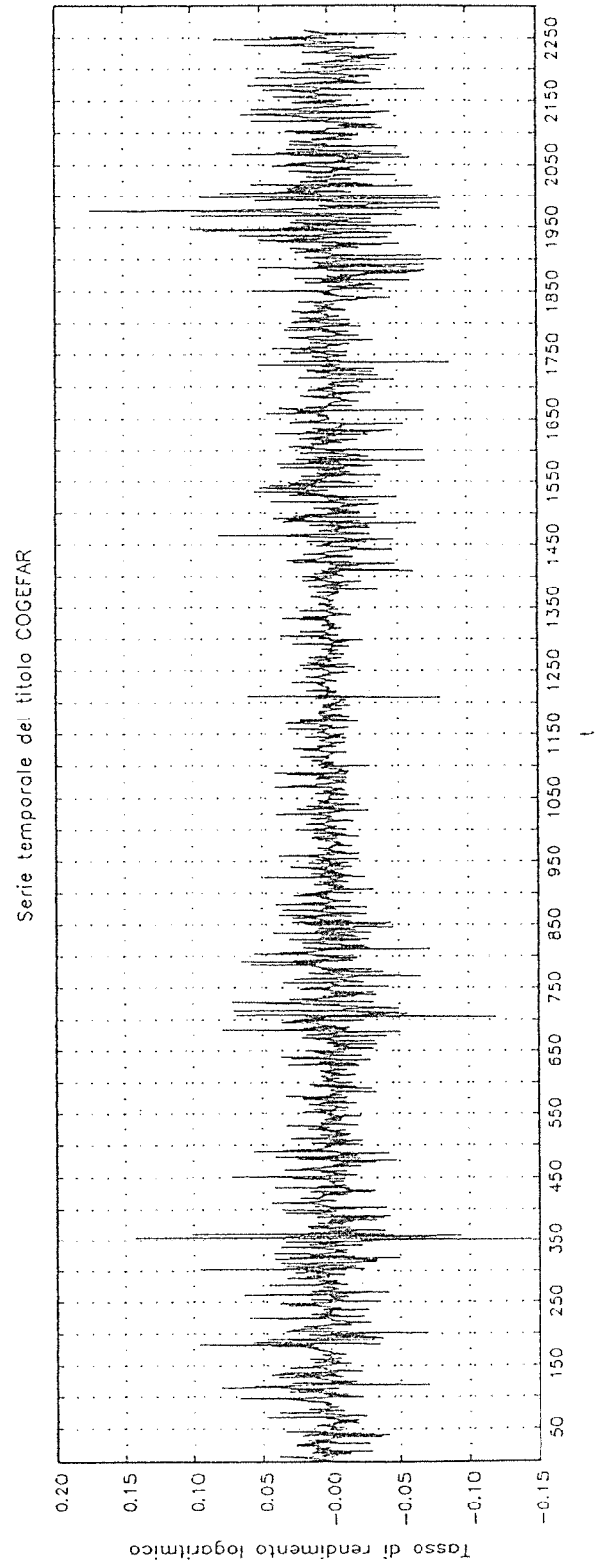
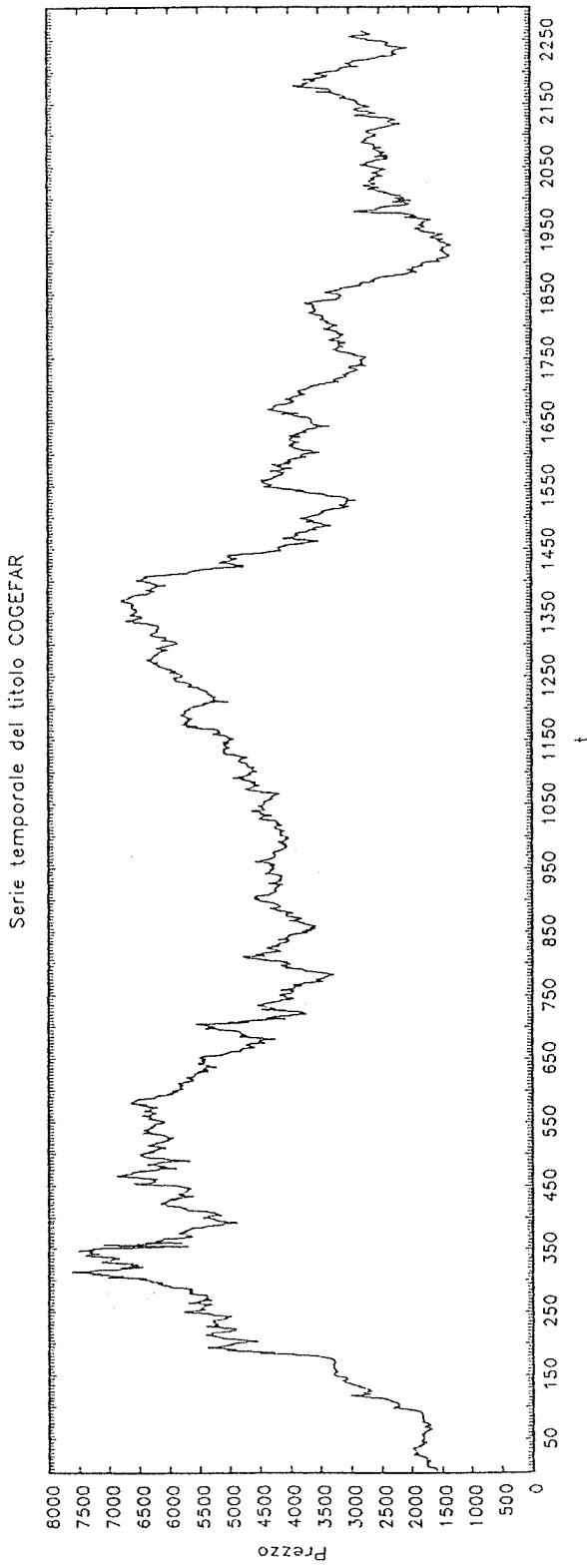


Figura 19

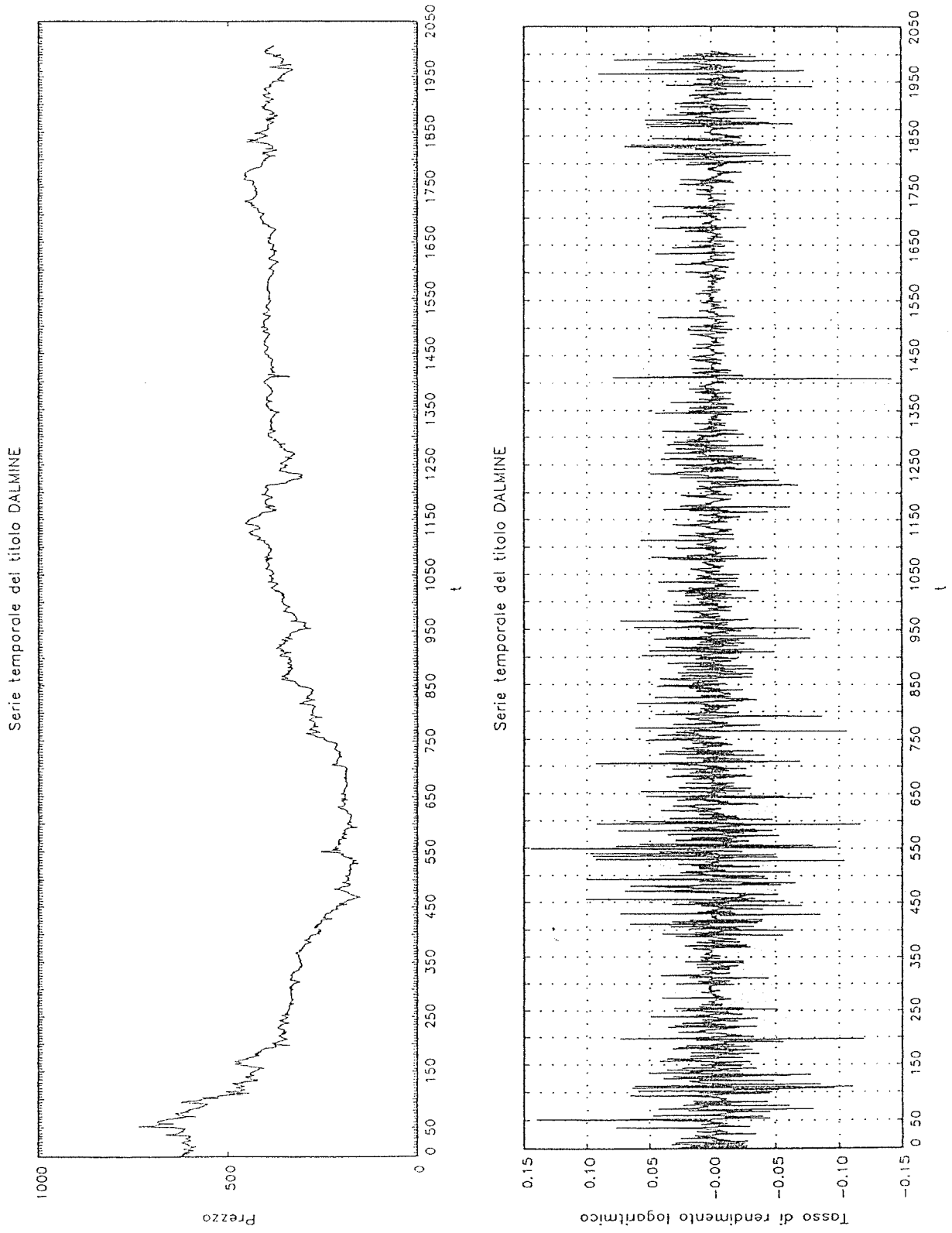


Figura 20

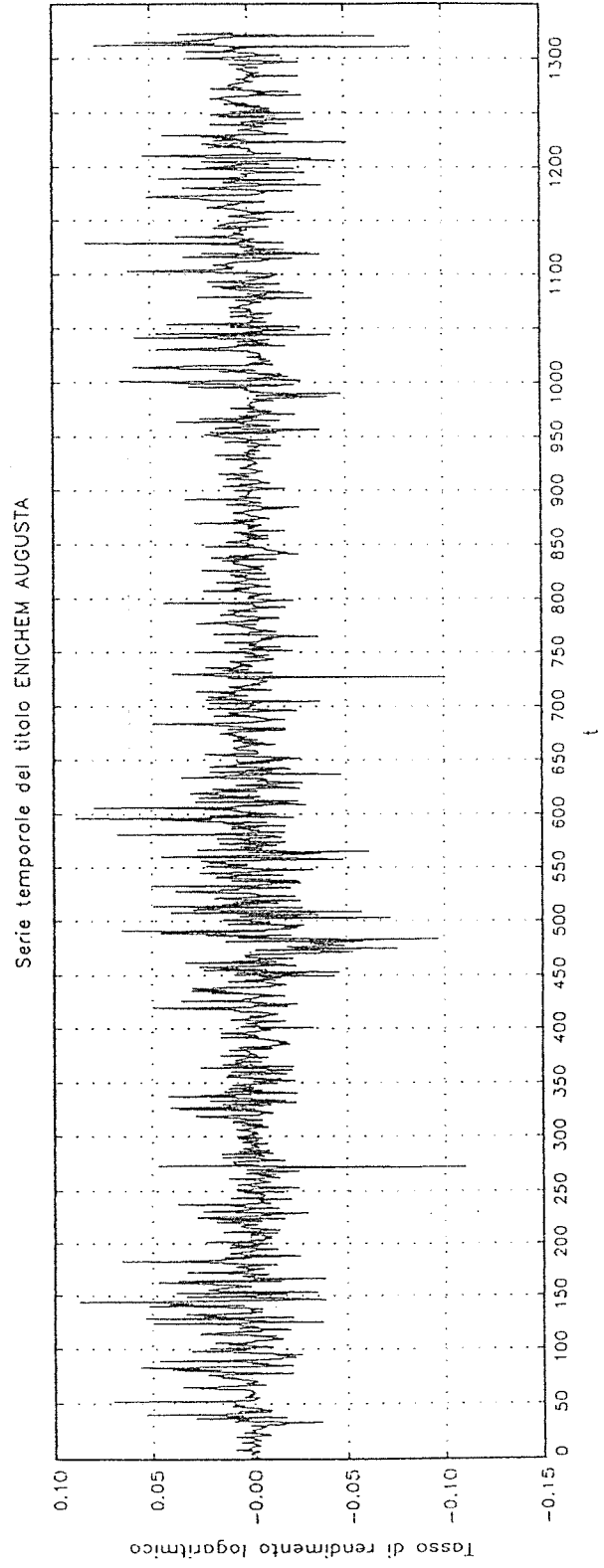
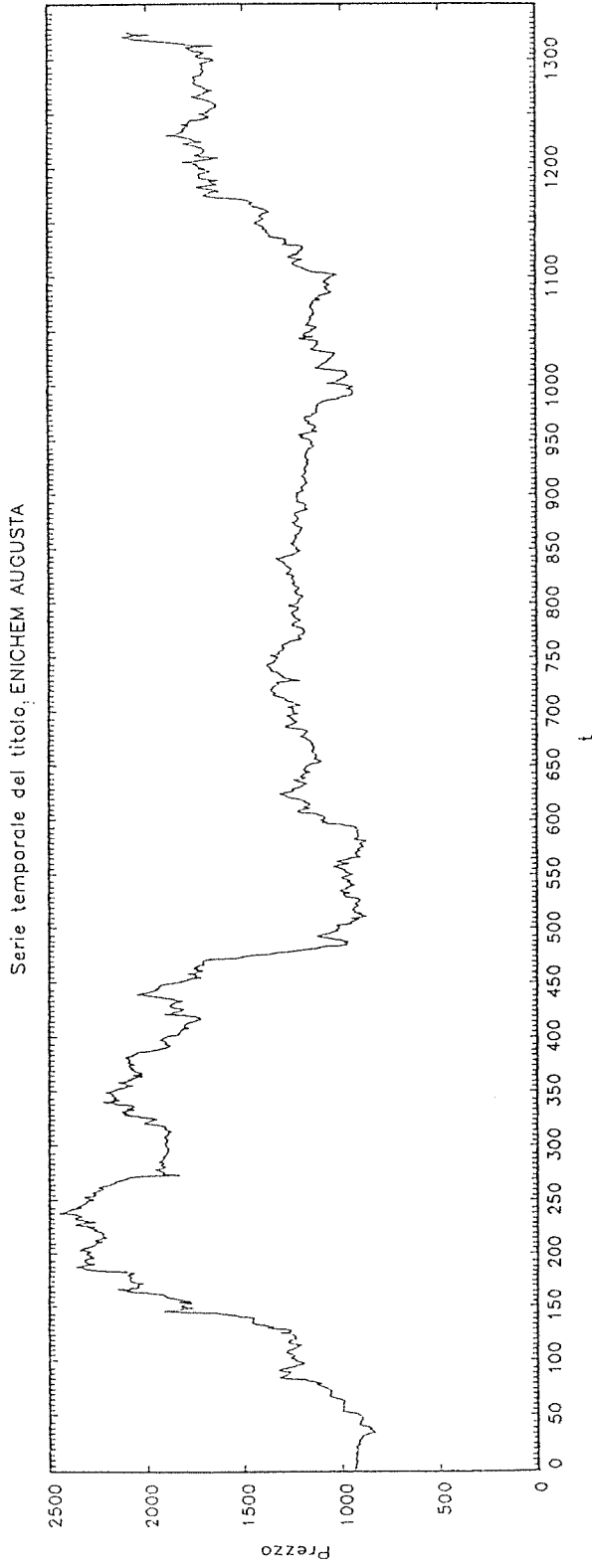


Figura 21

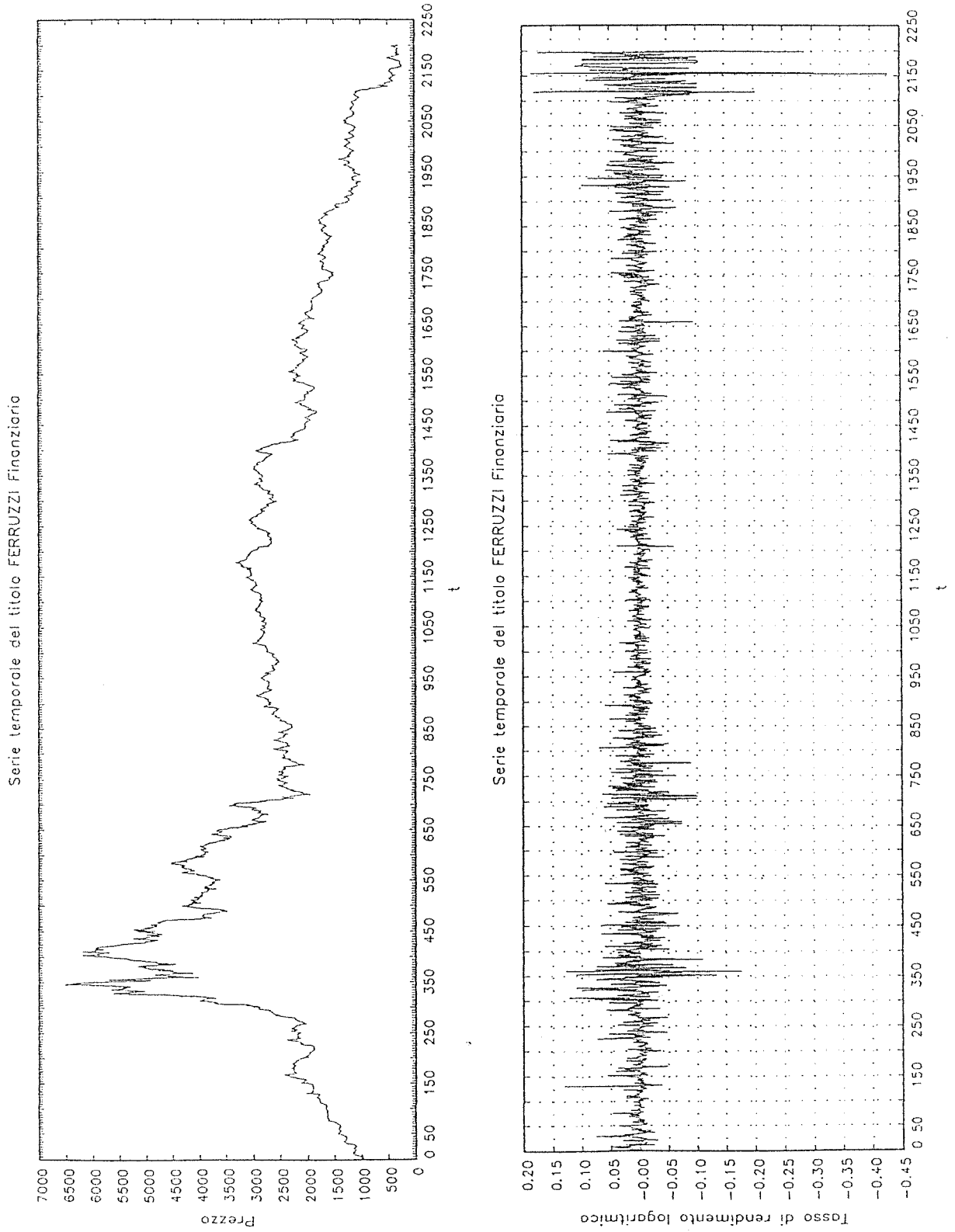


Figura 22

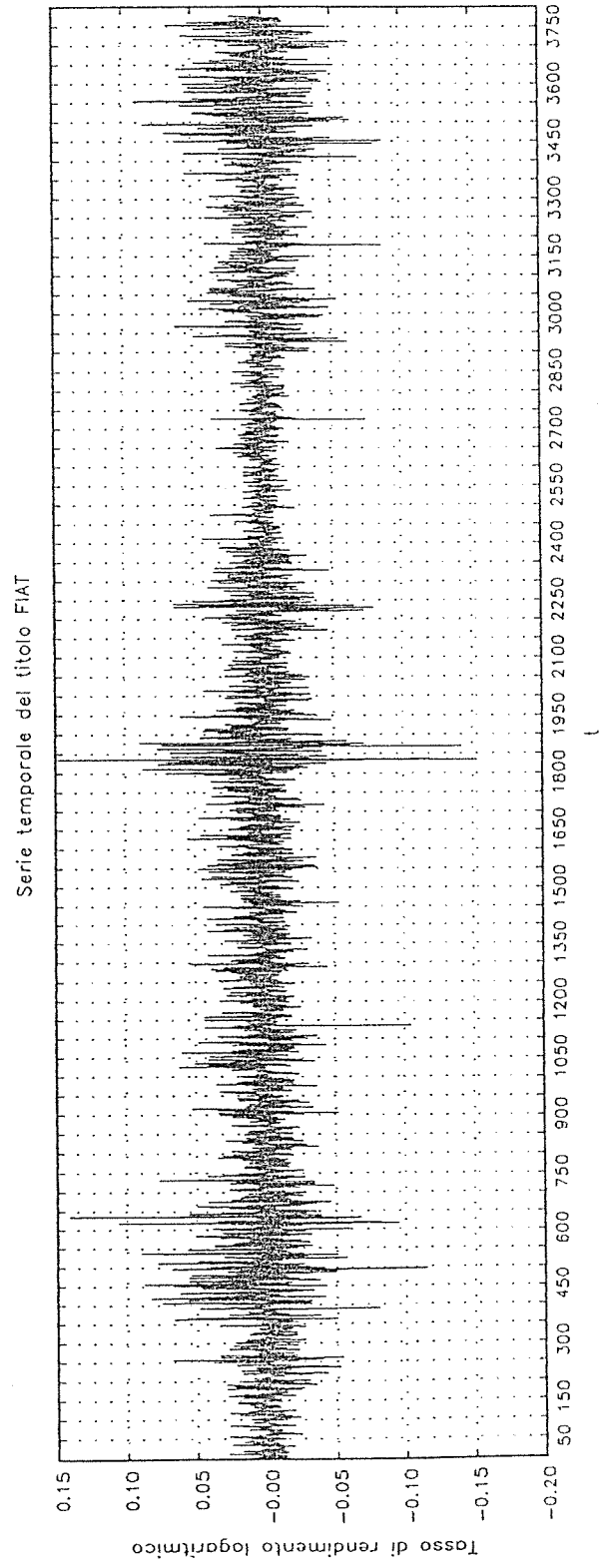
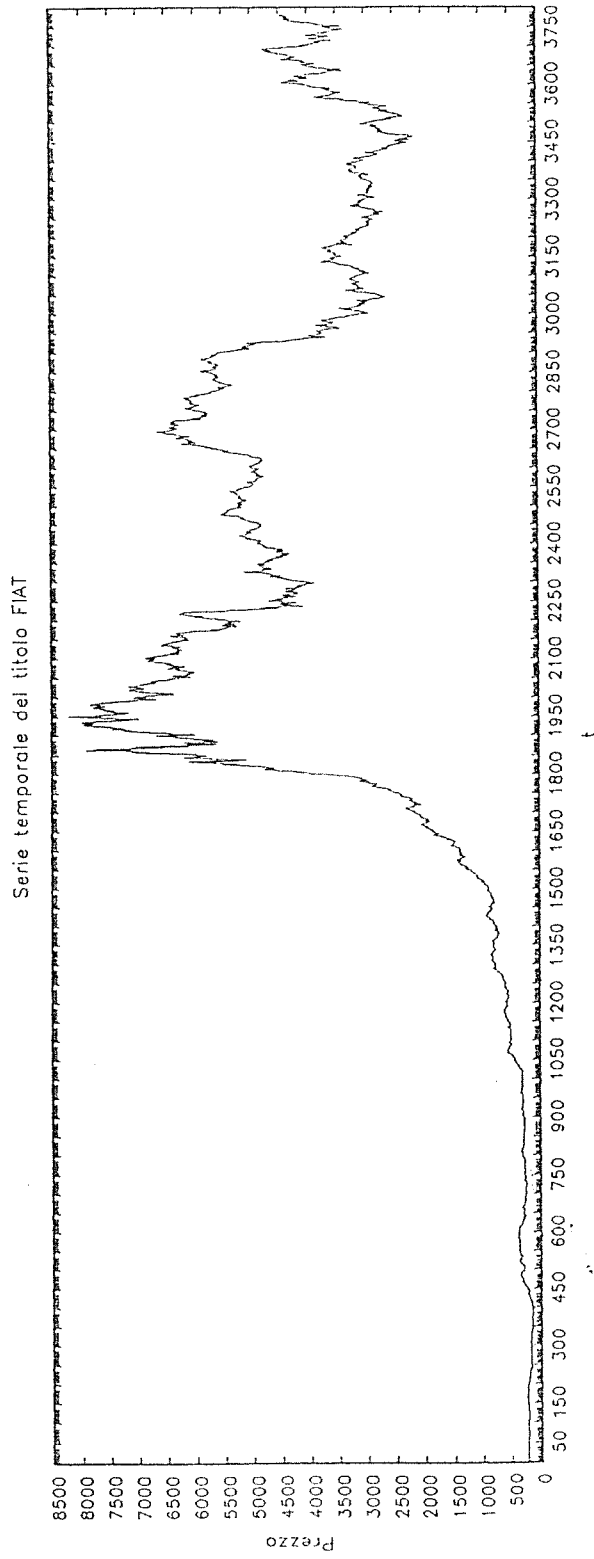


Figura 23

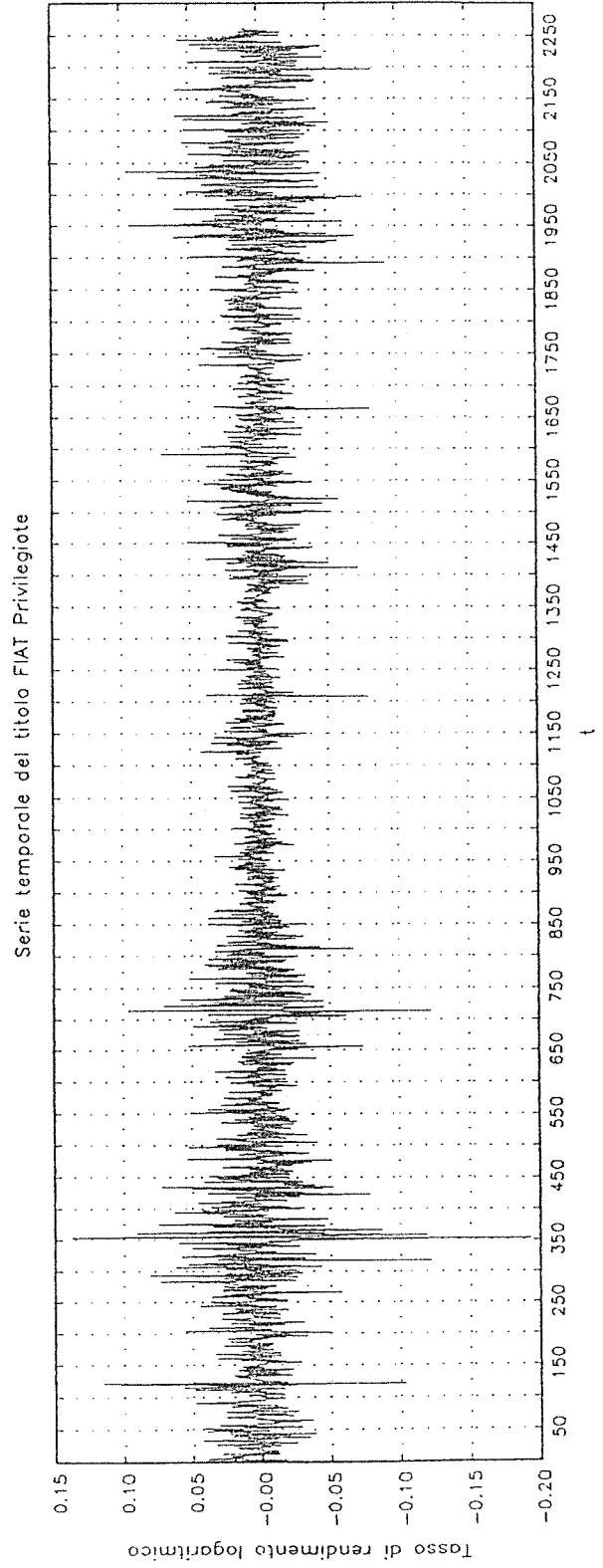
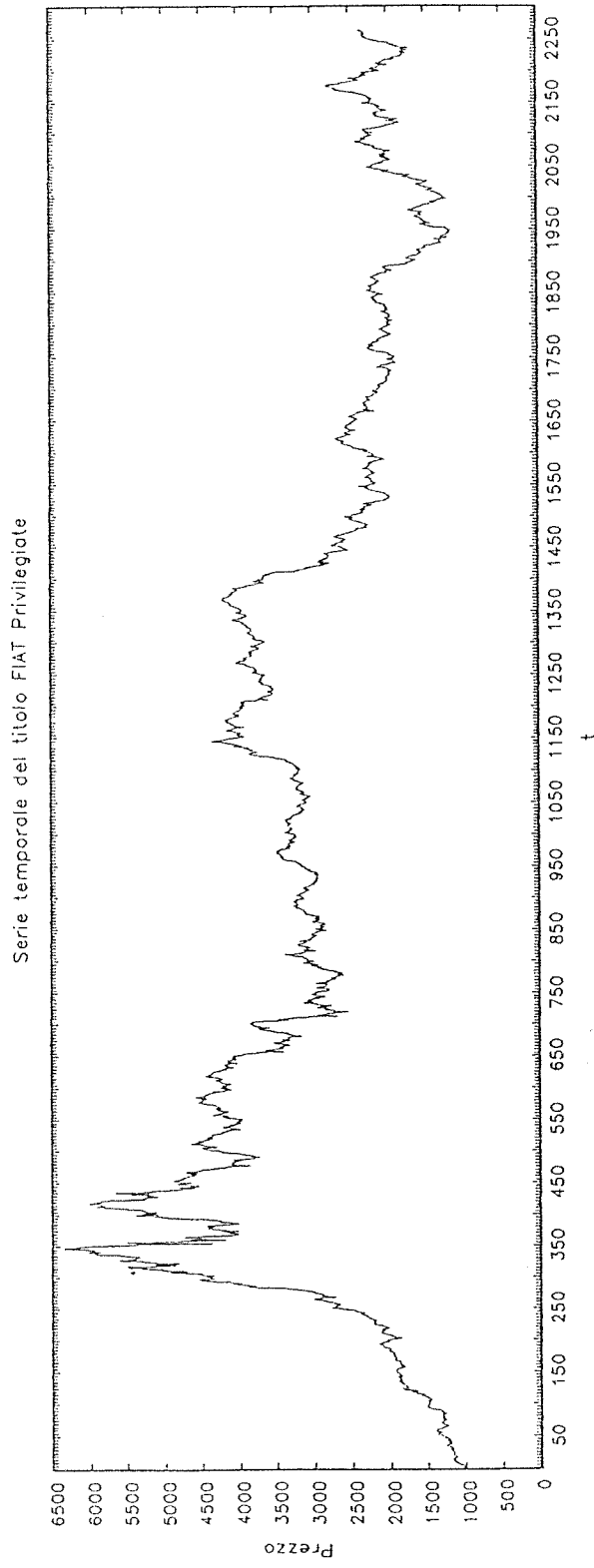


Figura 24

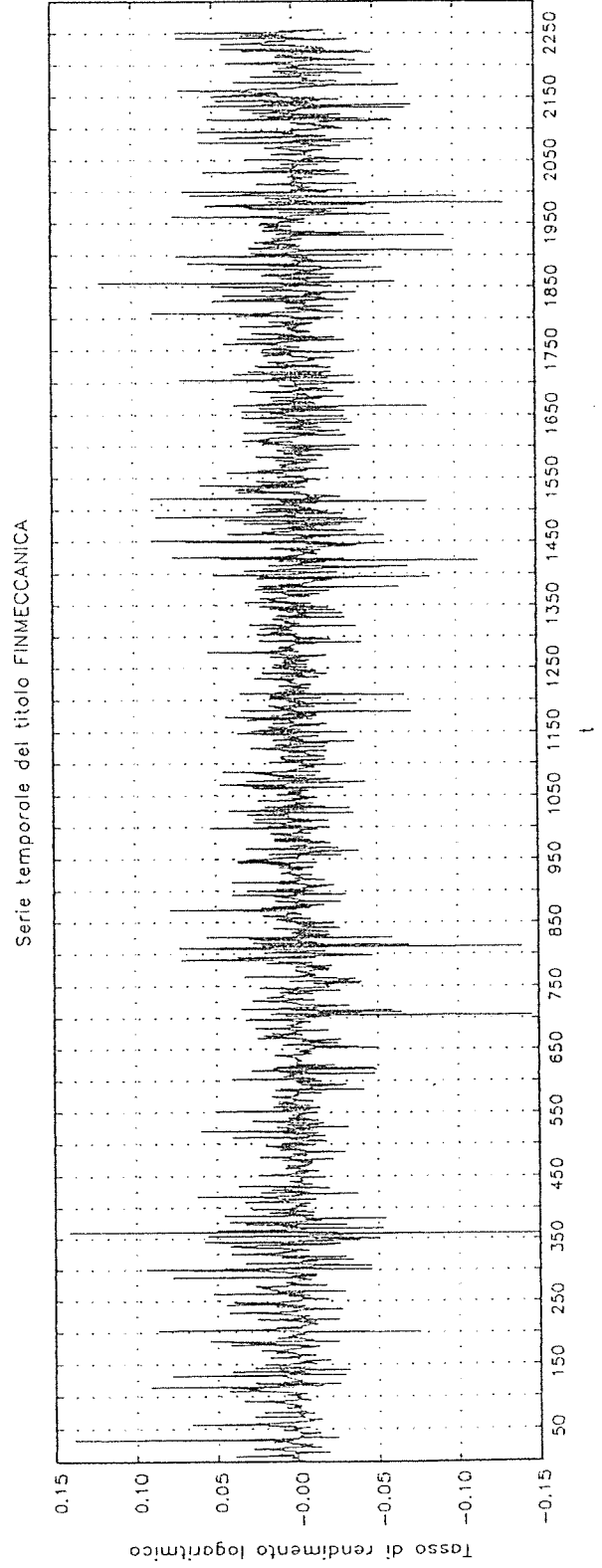
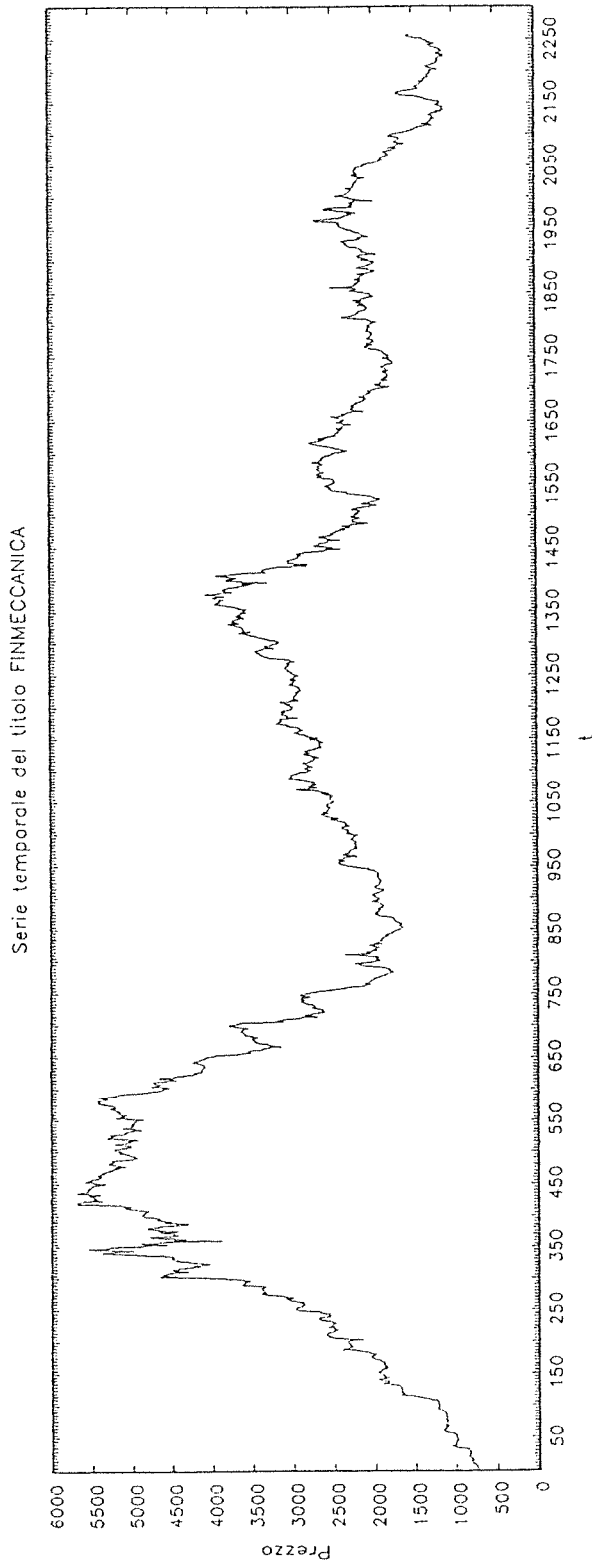


Figura 25

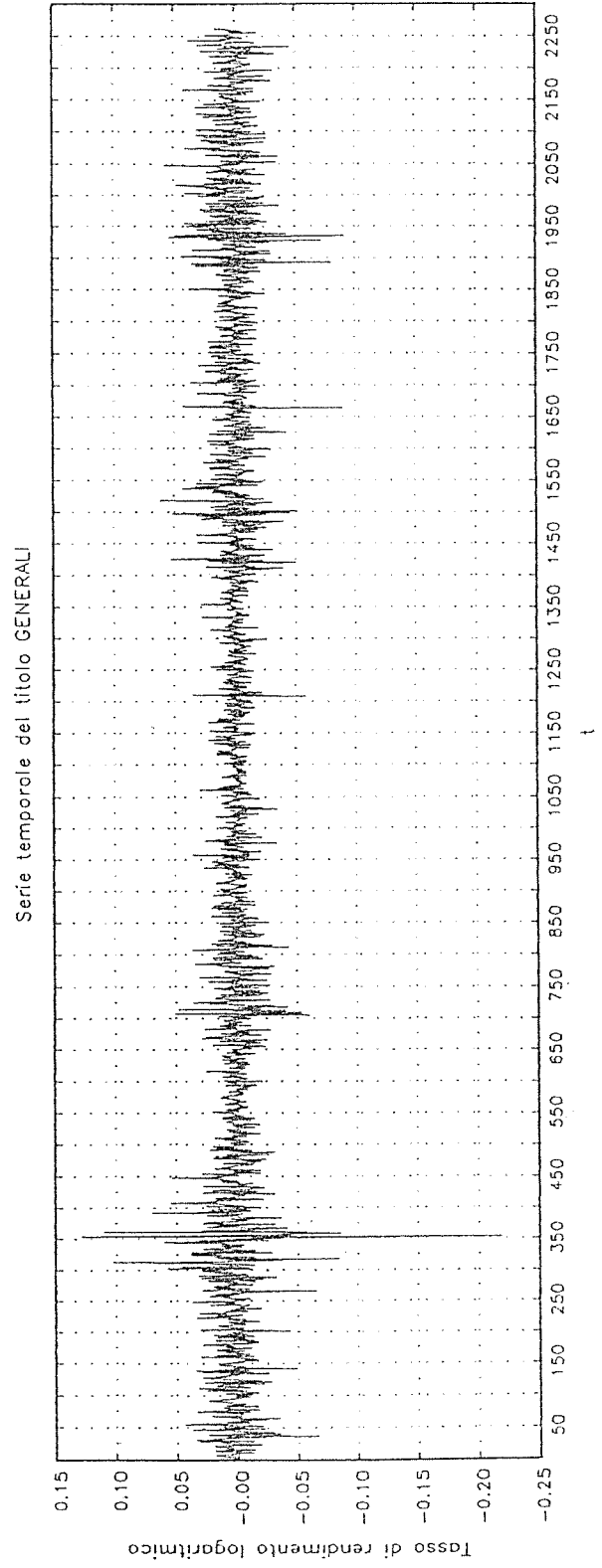
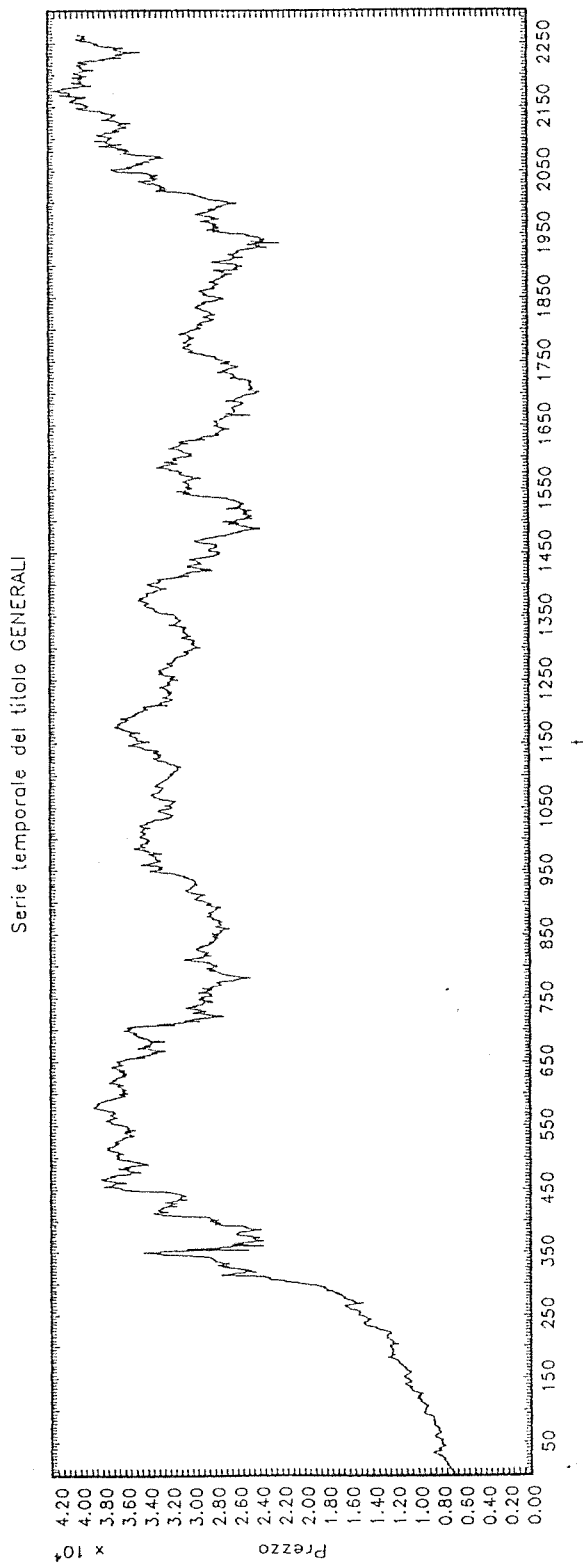


Figura 26

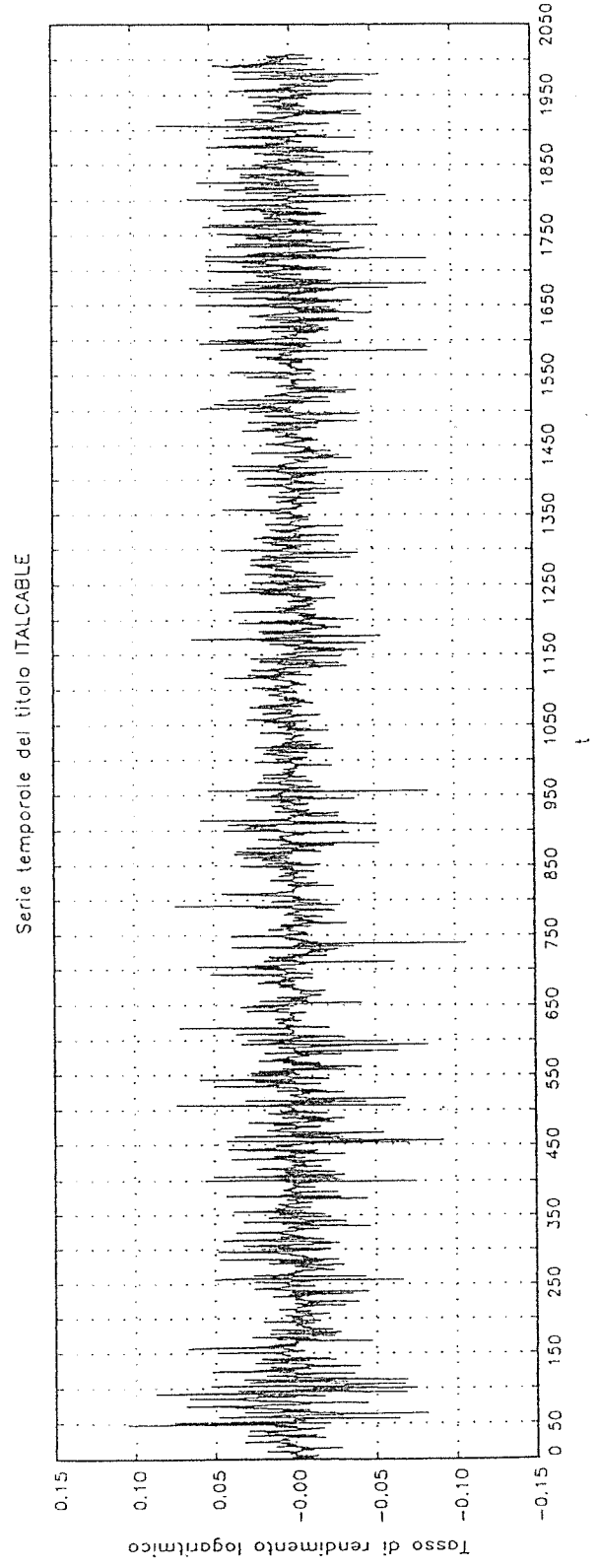
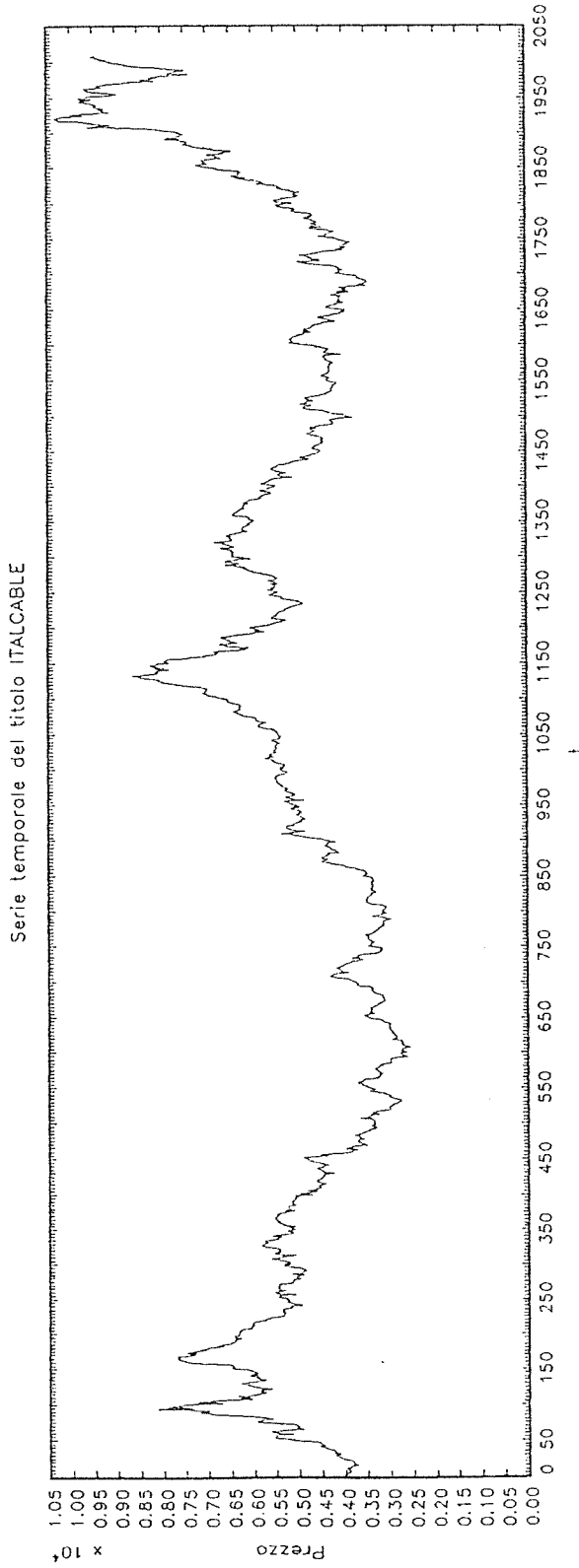


Figura 27

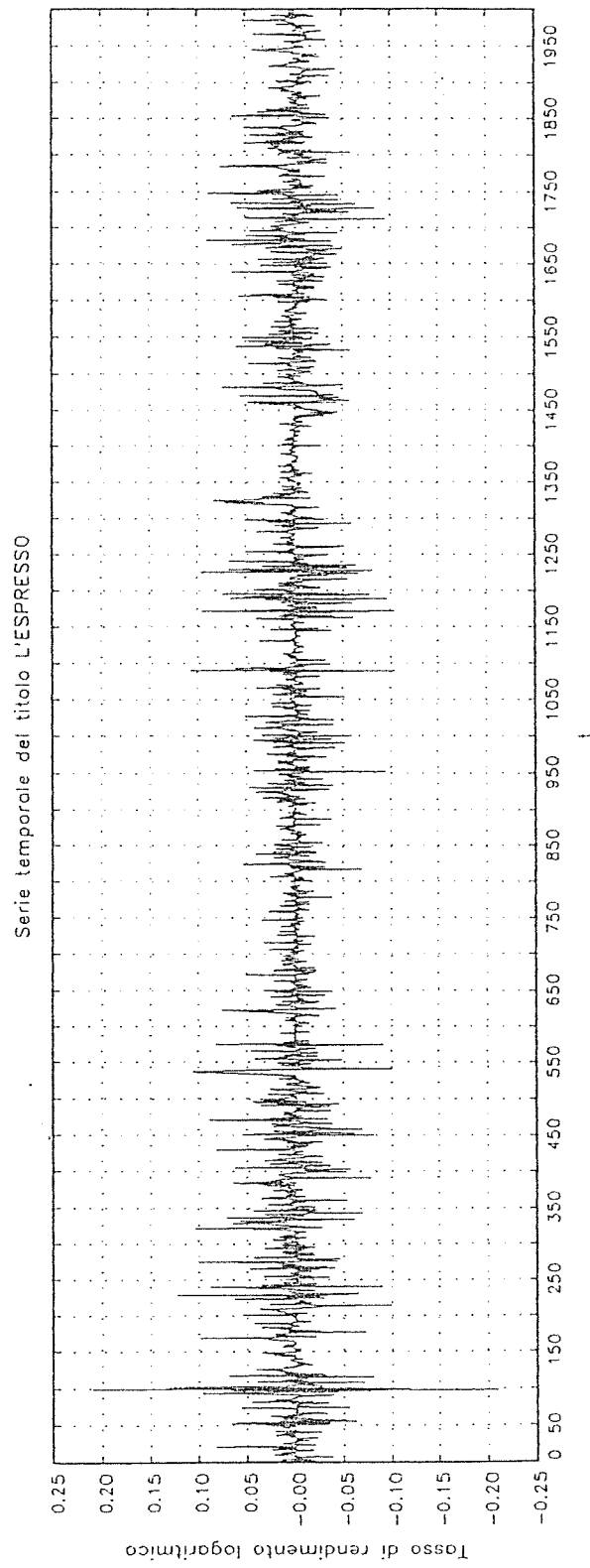
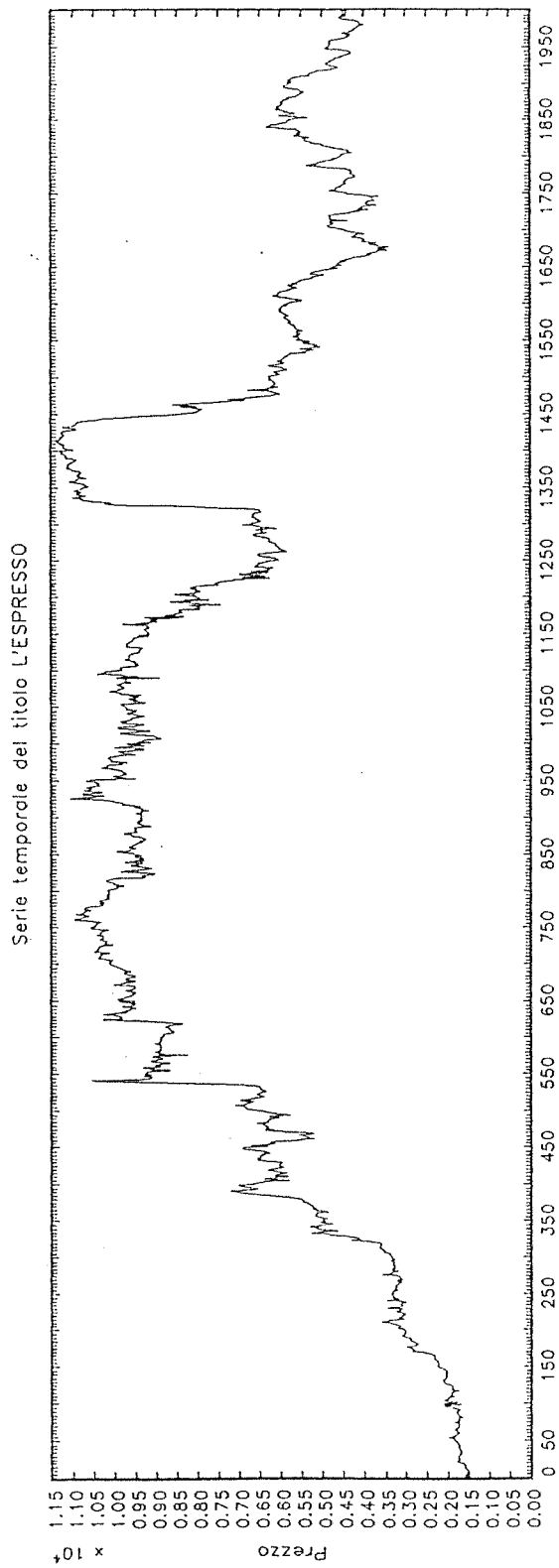


Figura 28

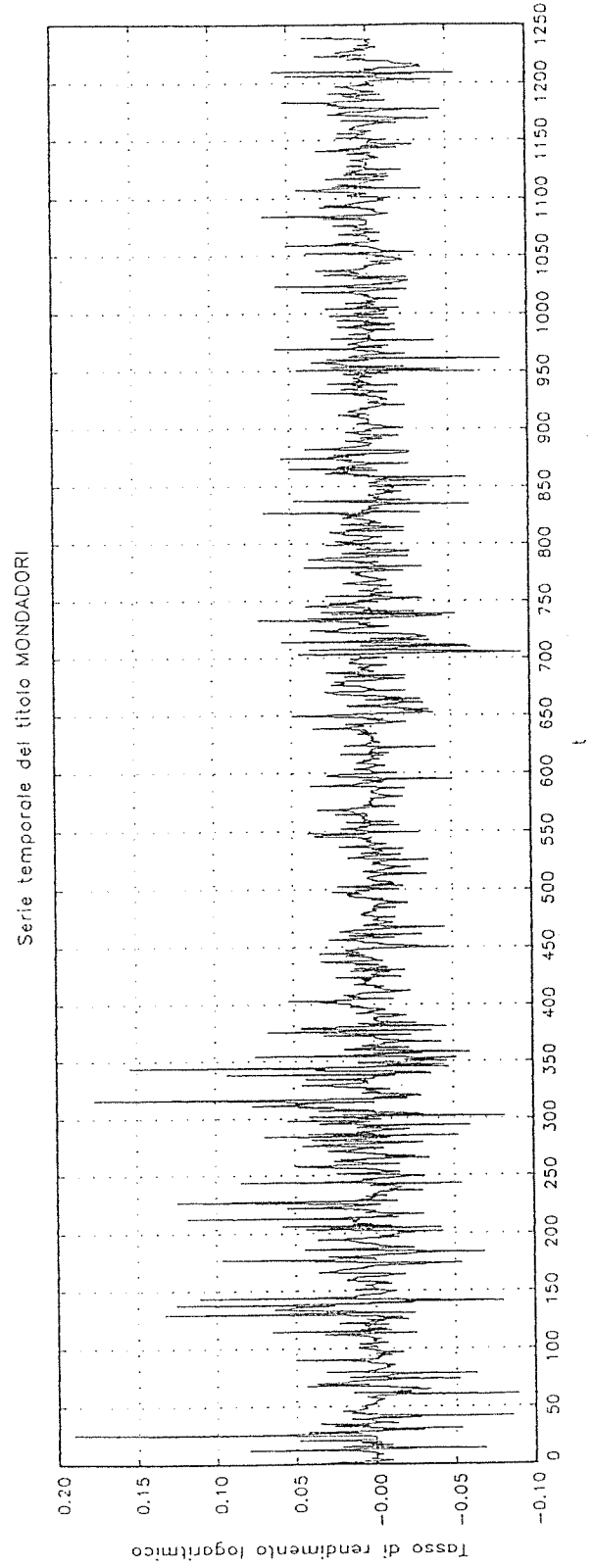
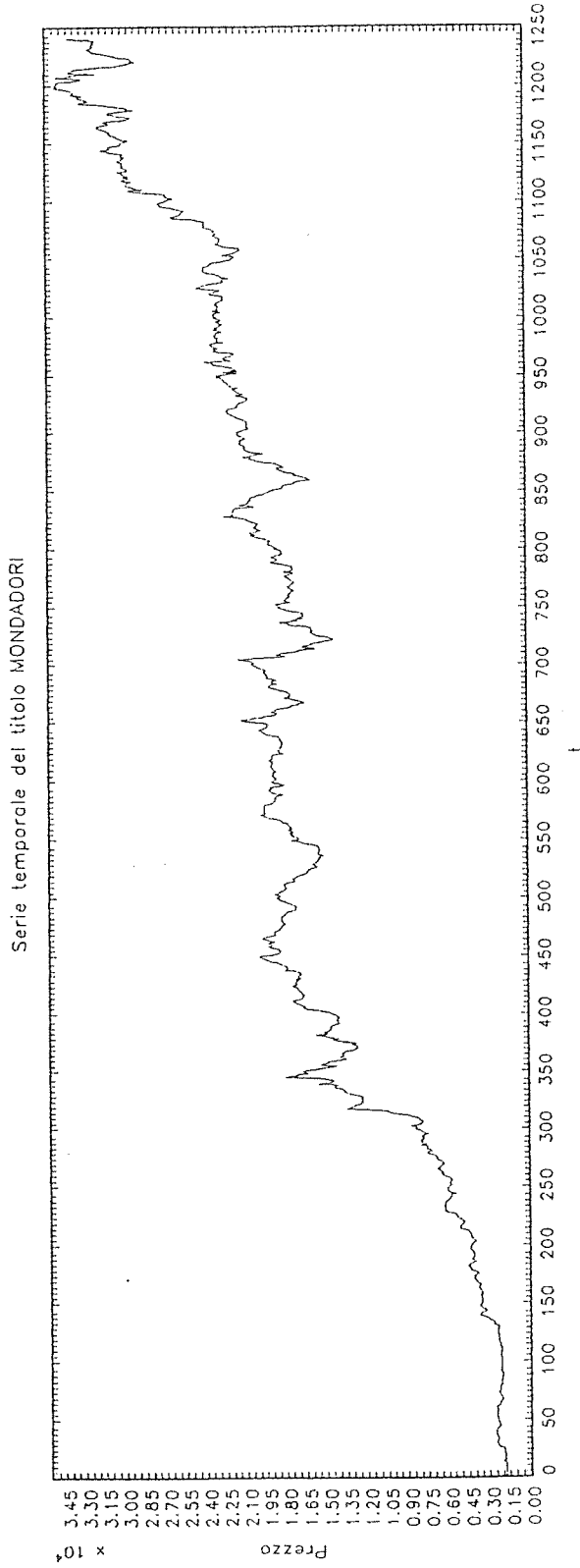


Figura 29

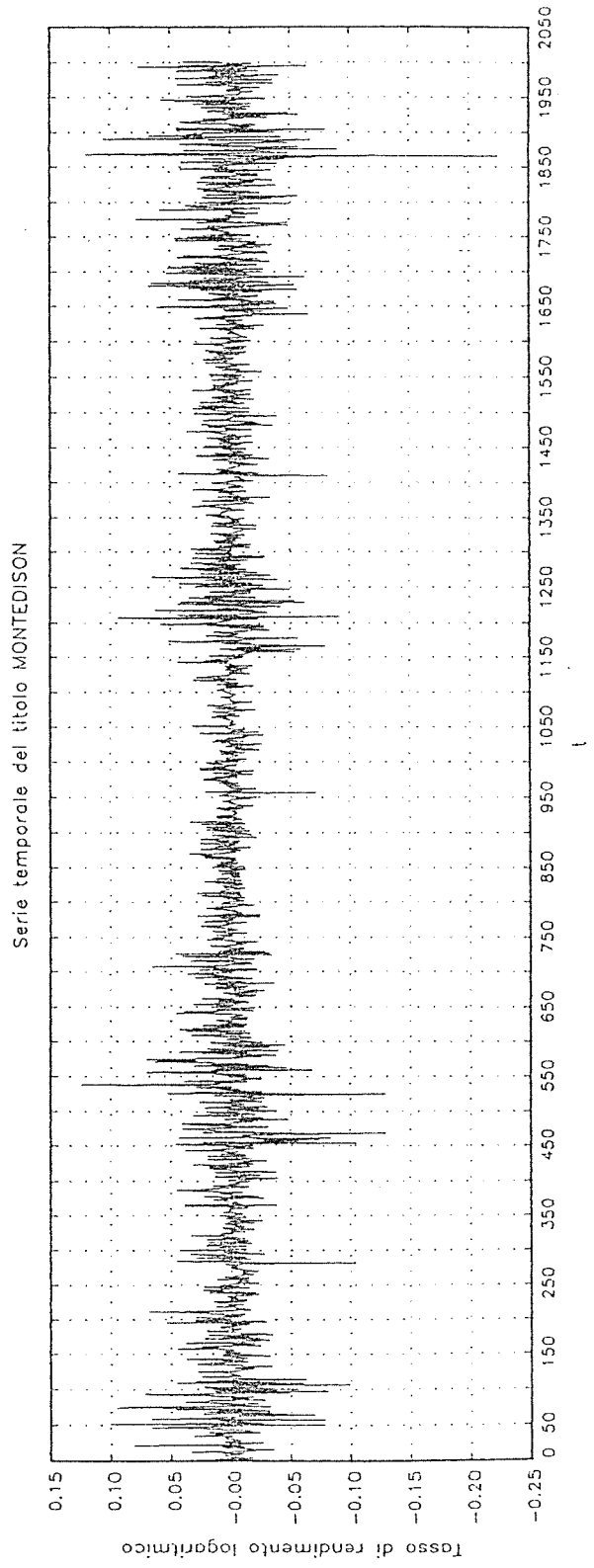
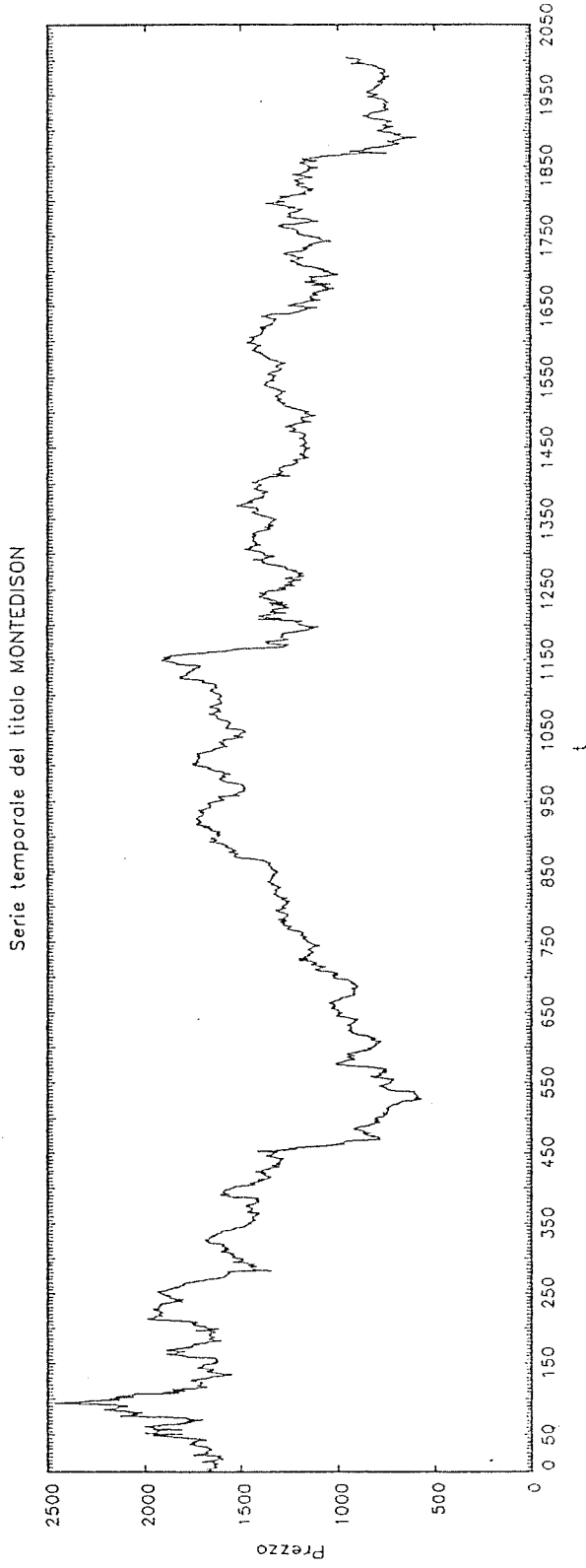


Figura 30

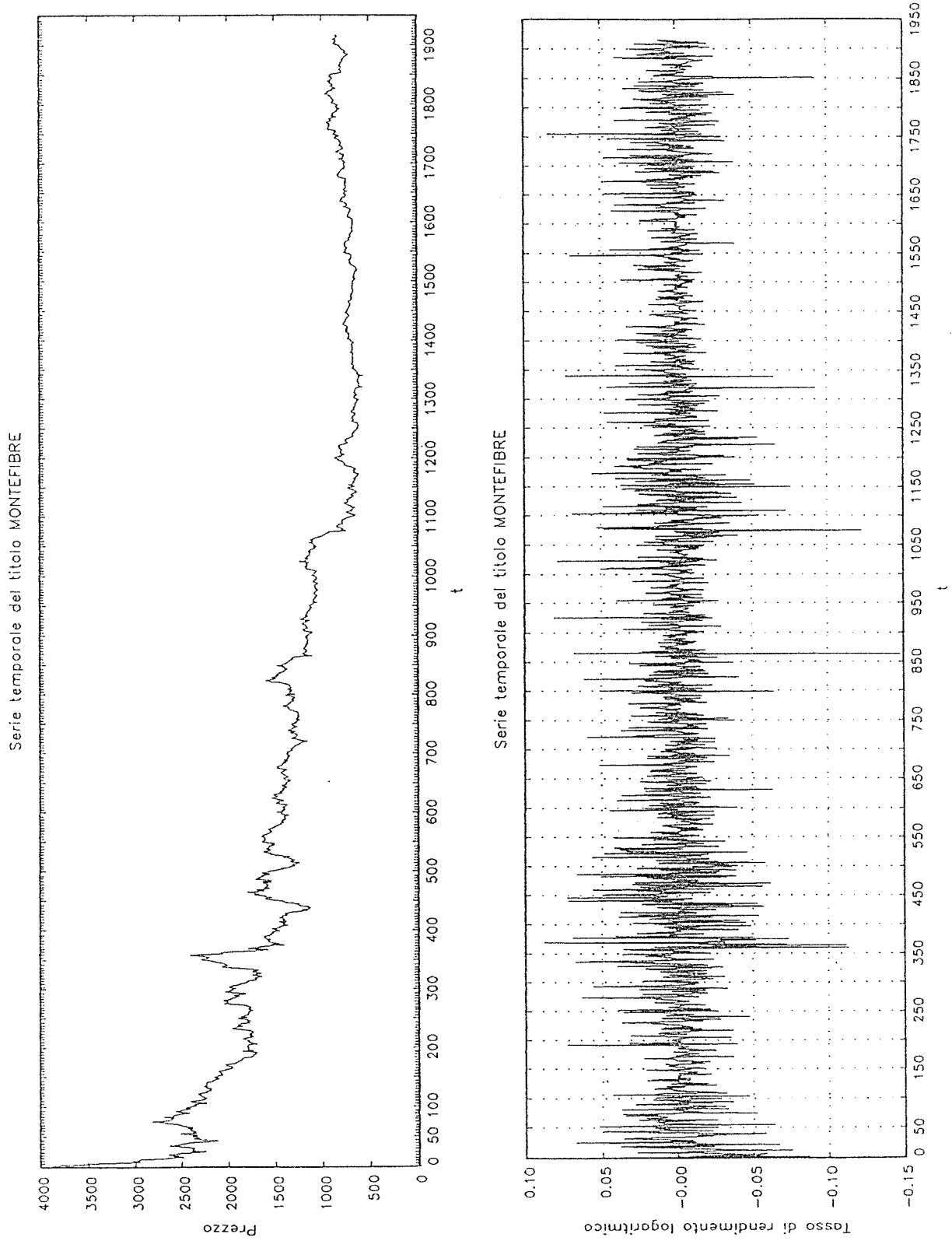


Figura 31

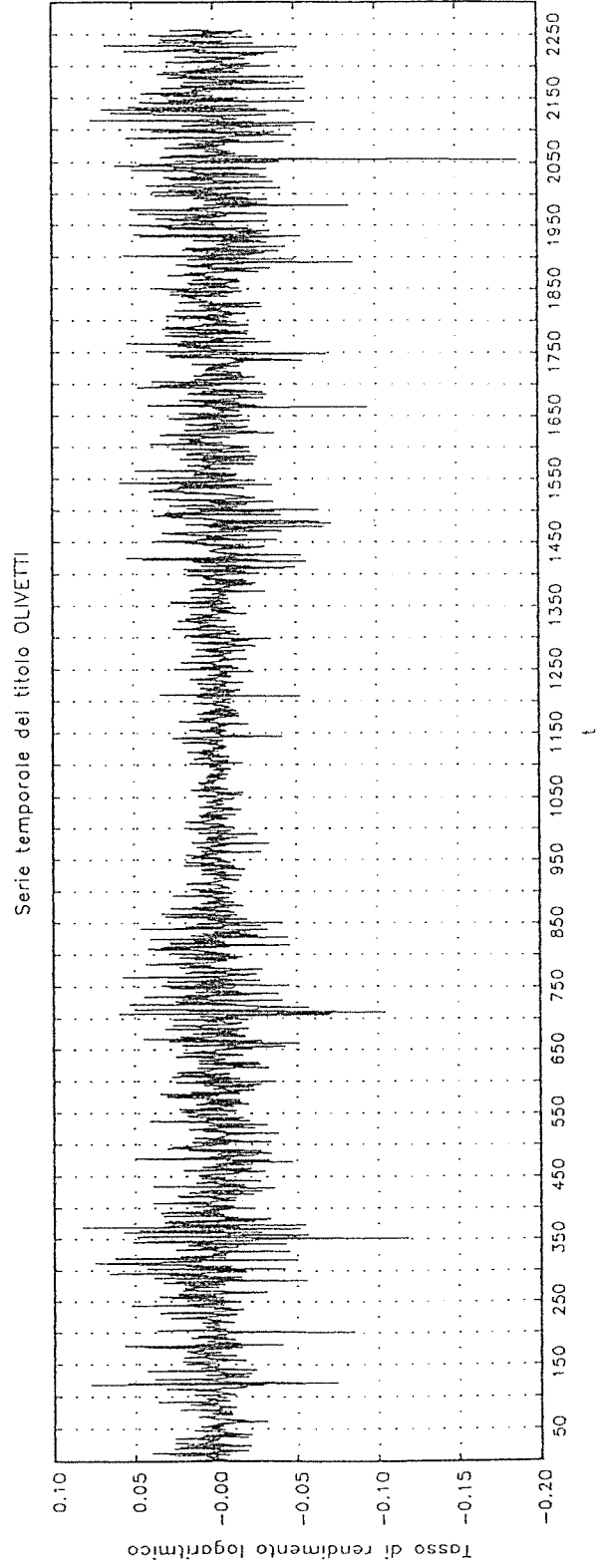
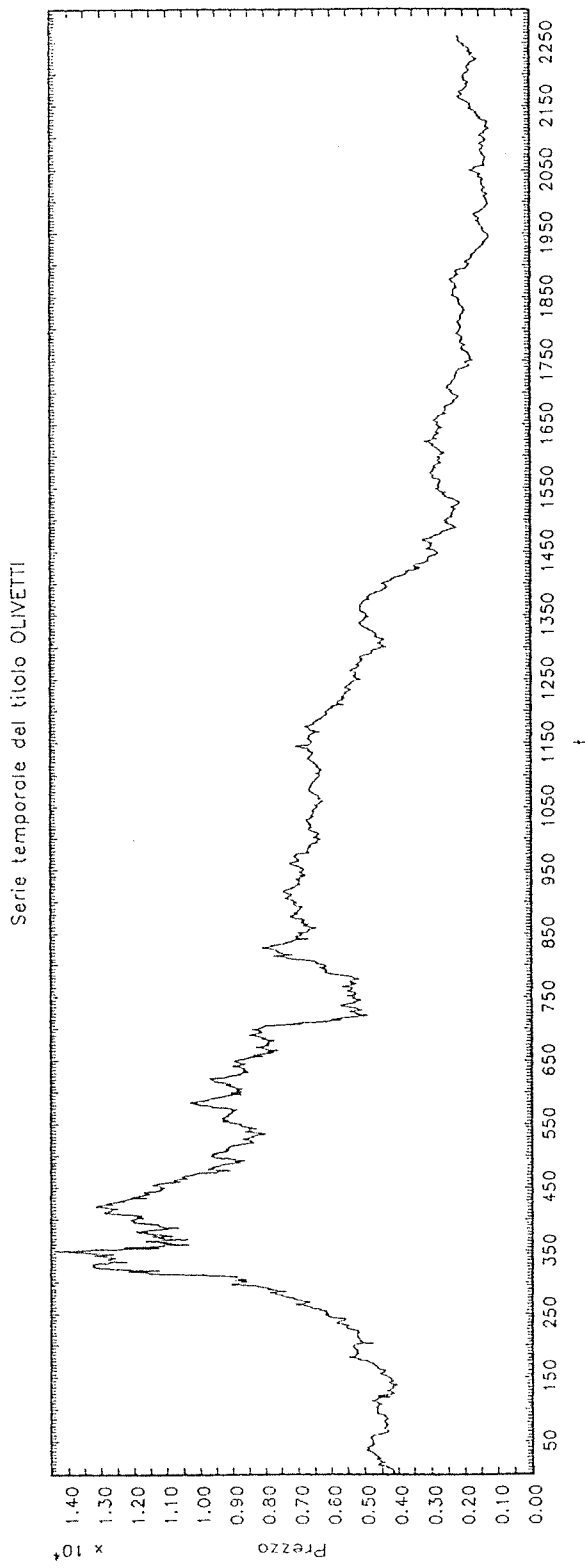


Figura 32

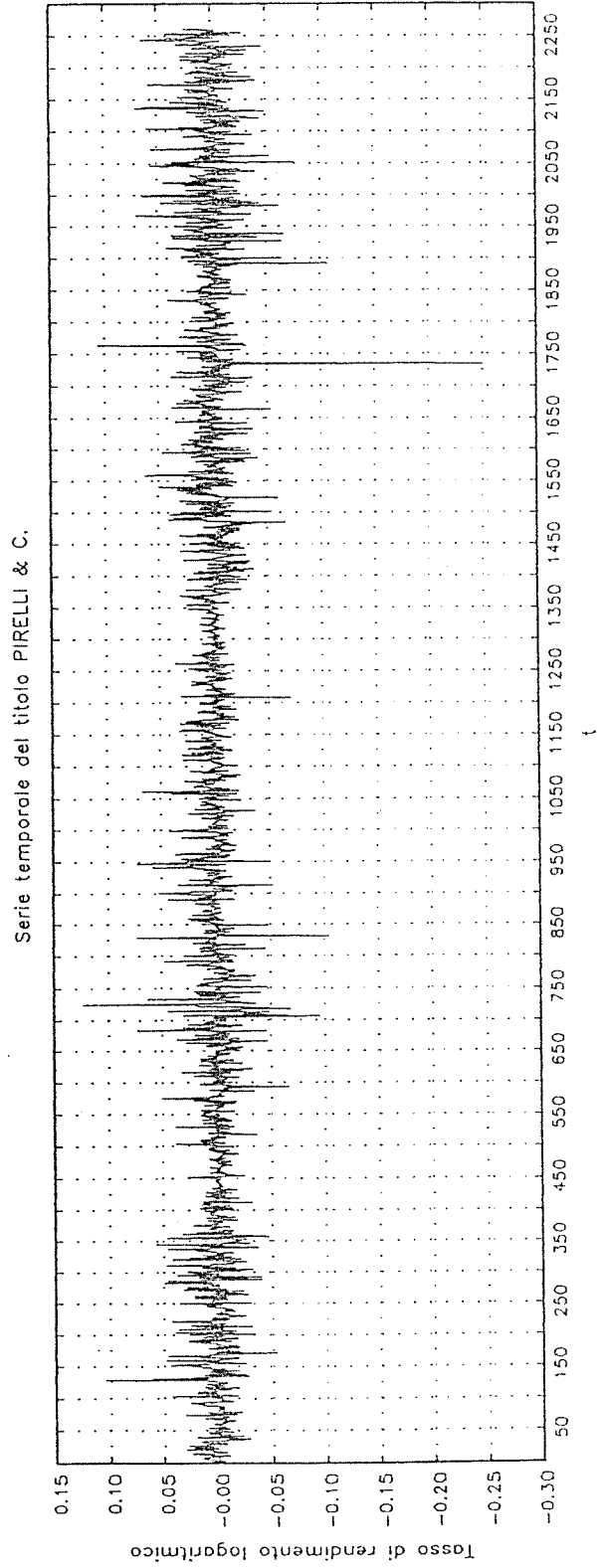
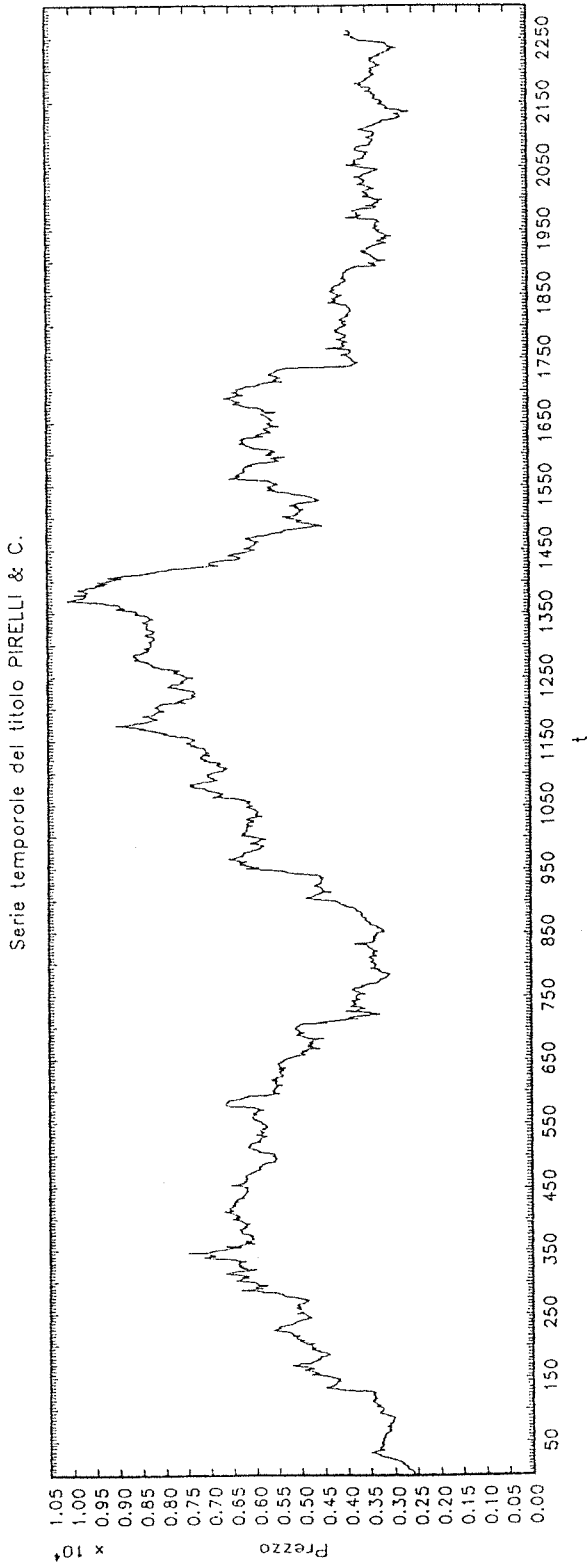


Figura 33

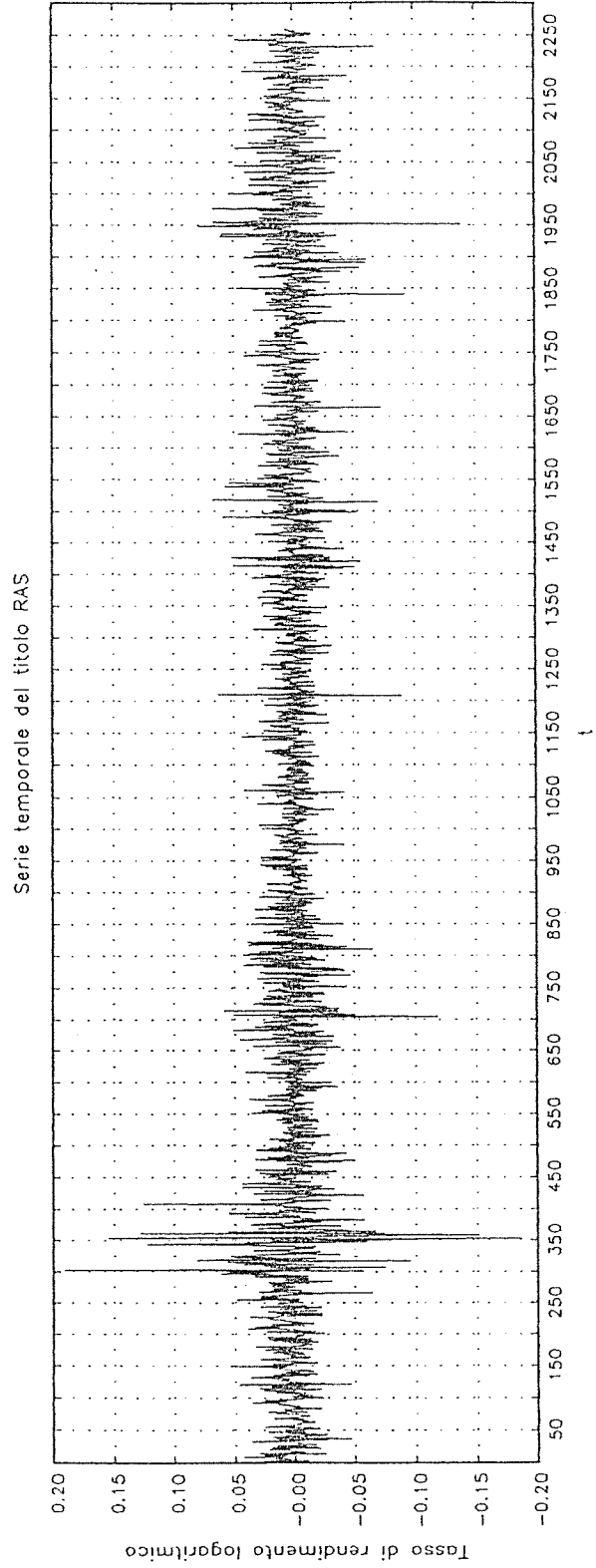
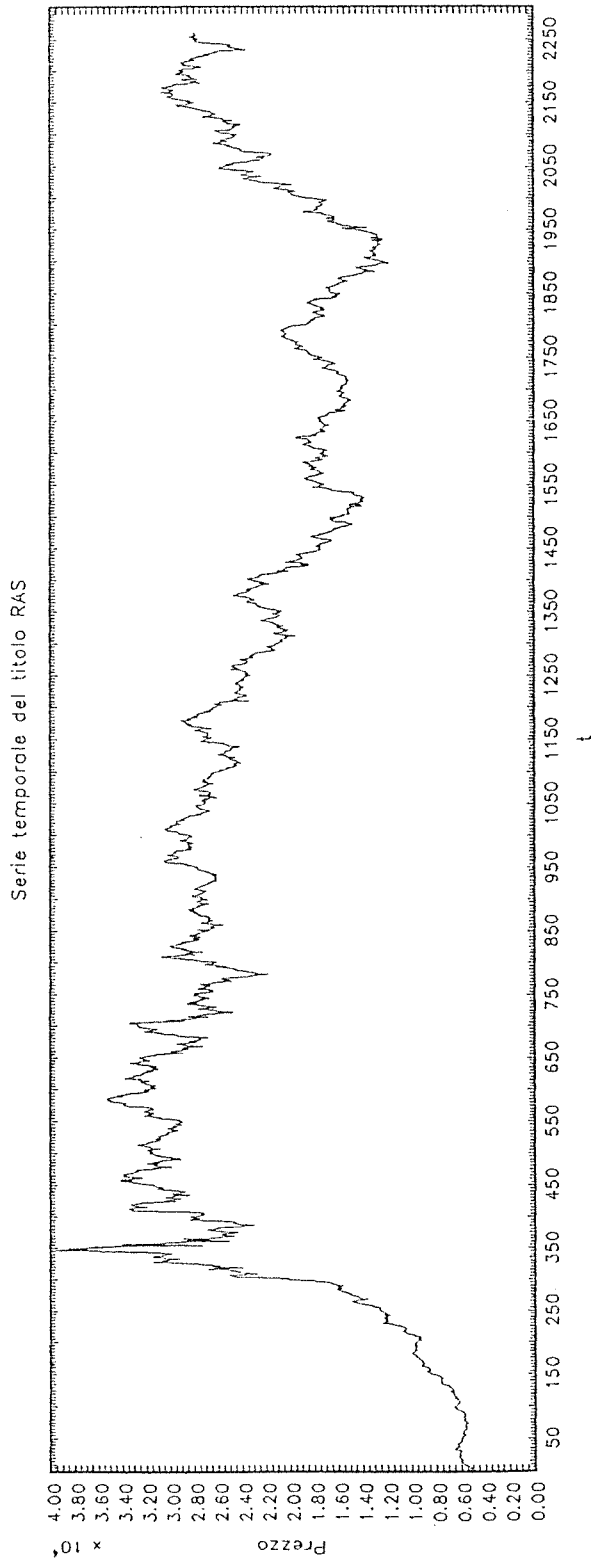


Figura 34

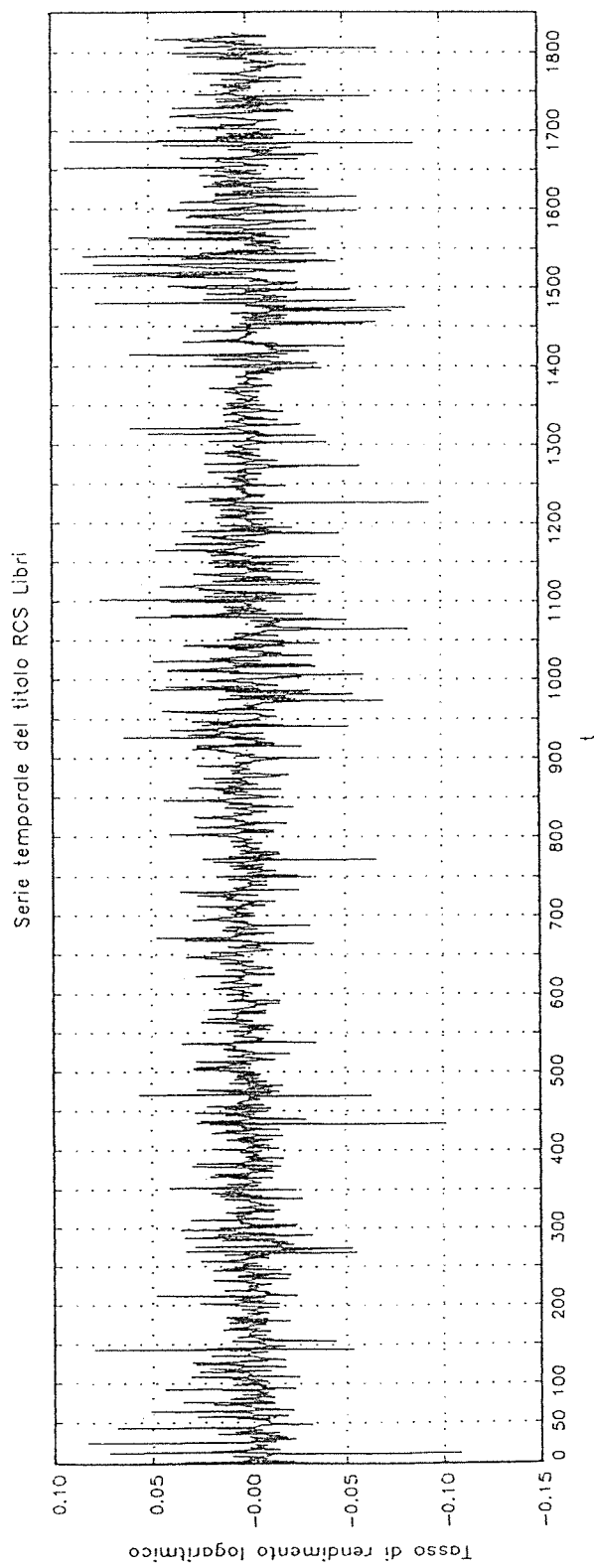
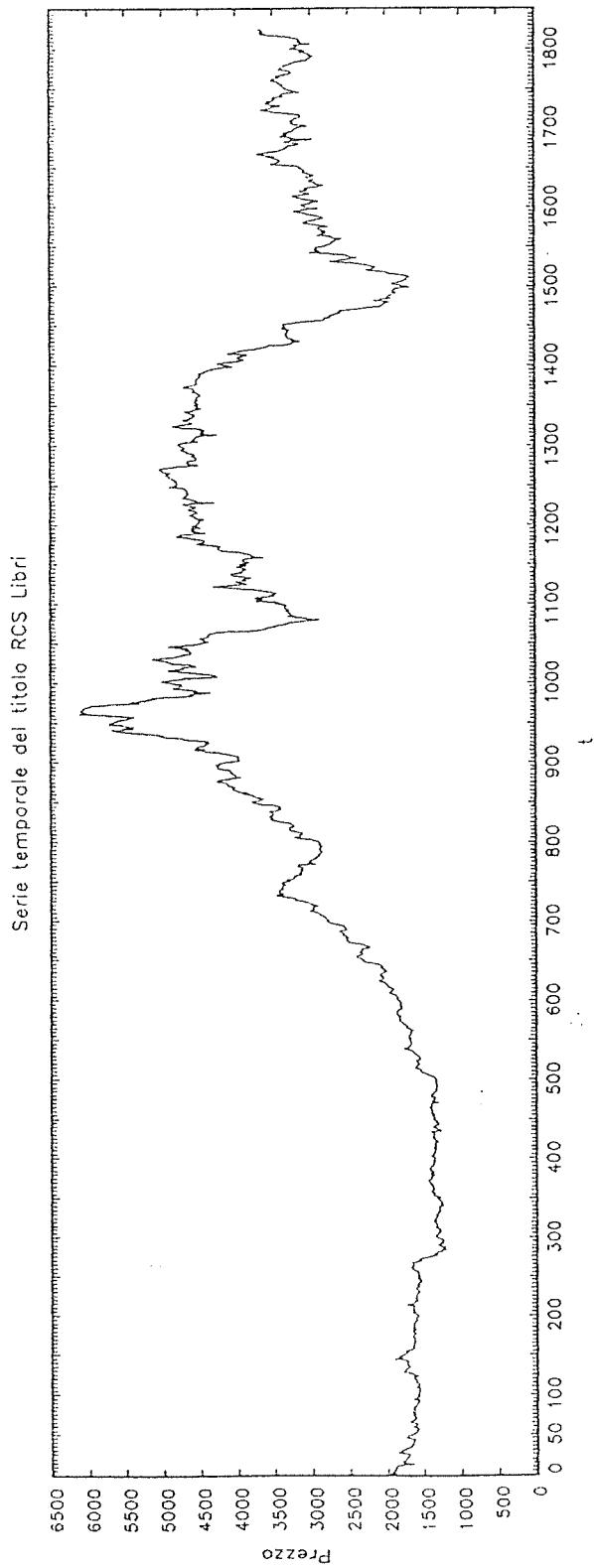


Figura 35

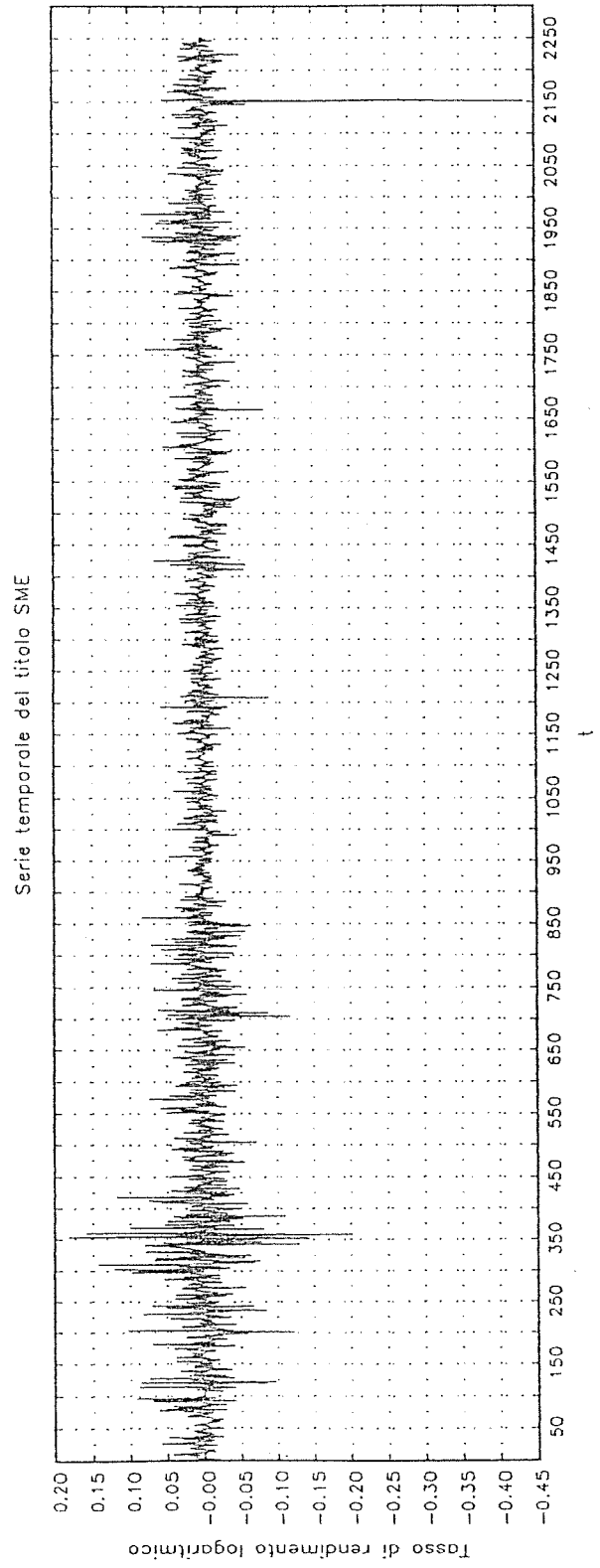
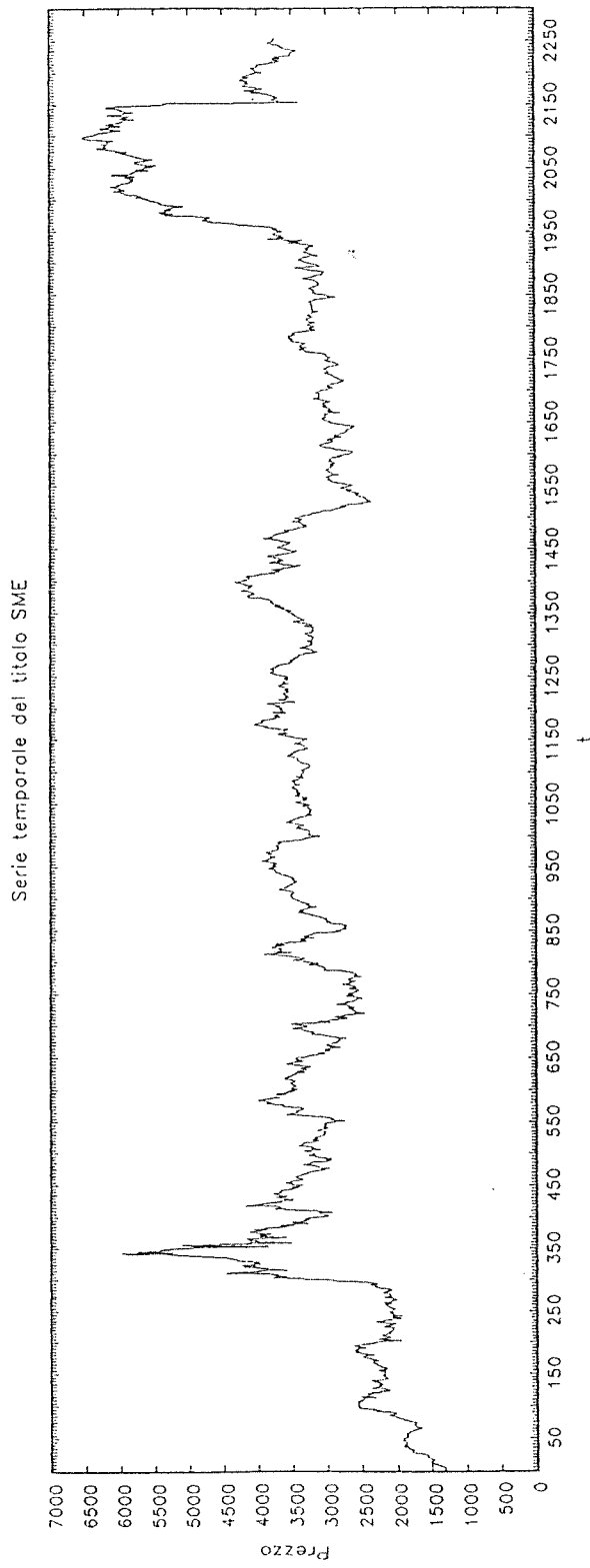


Figura 36

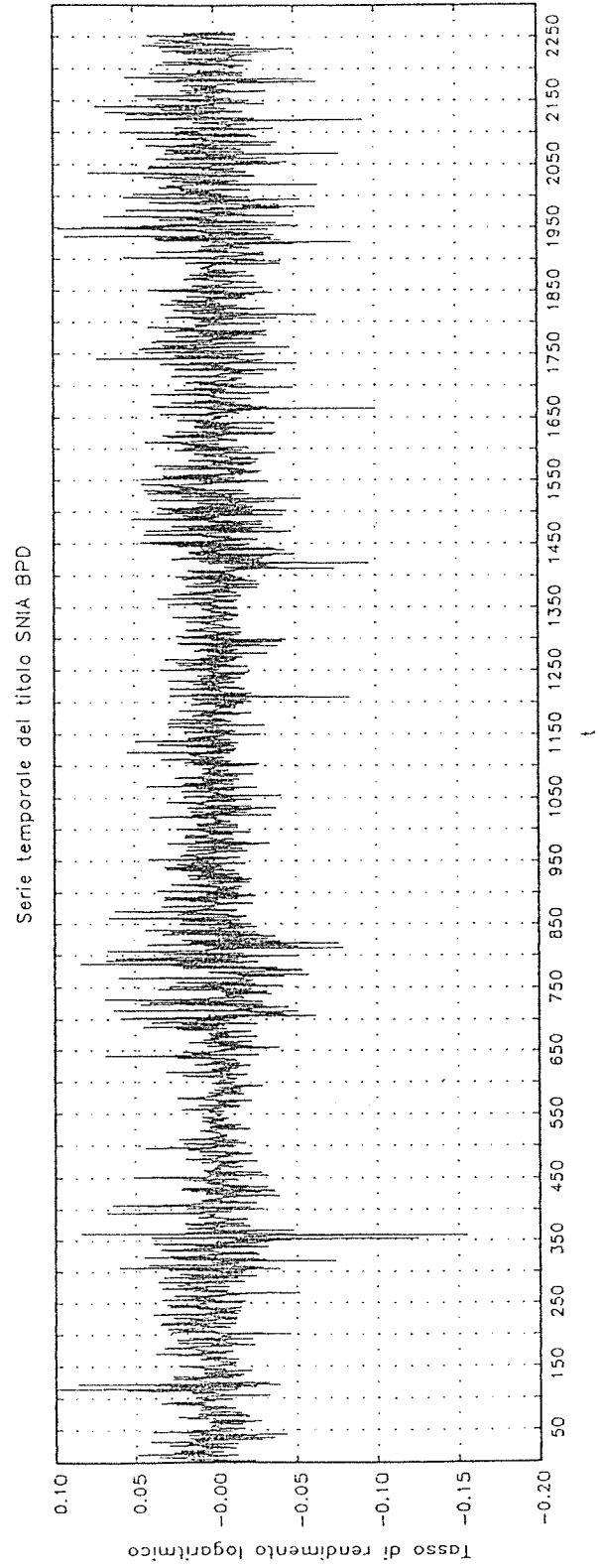
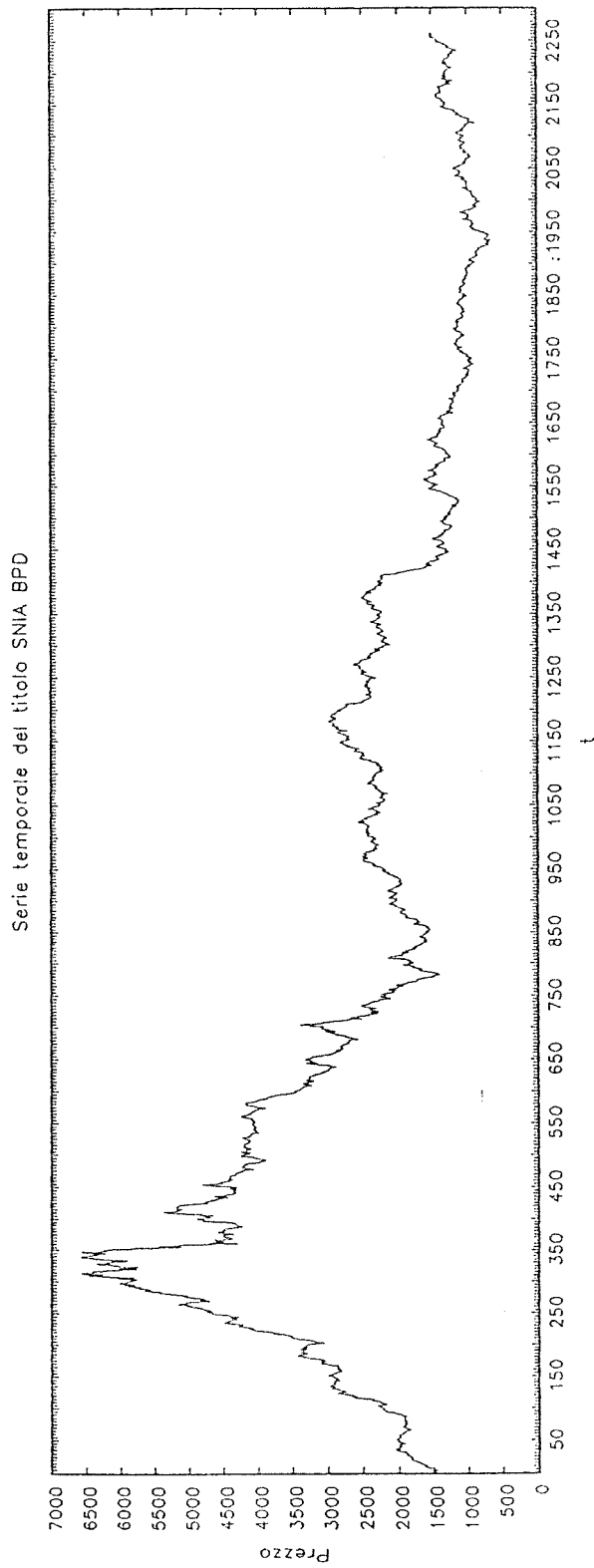


Figura 37

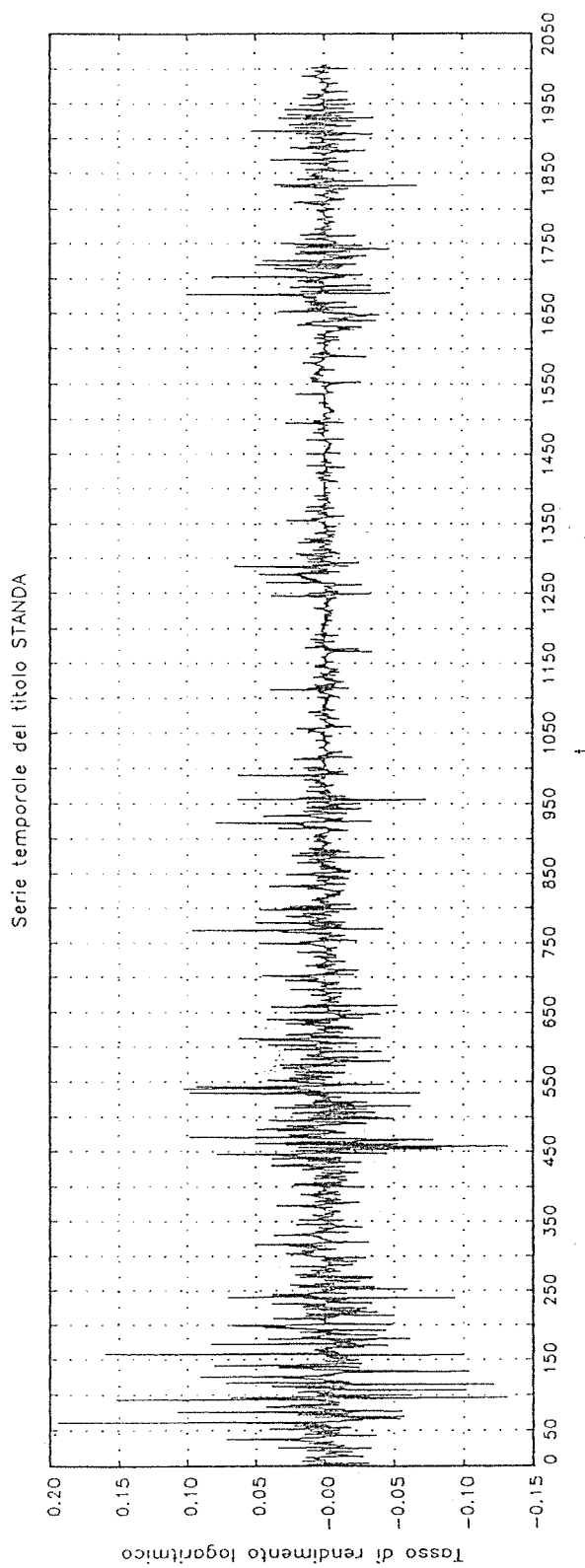
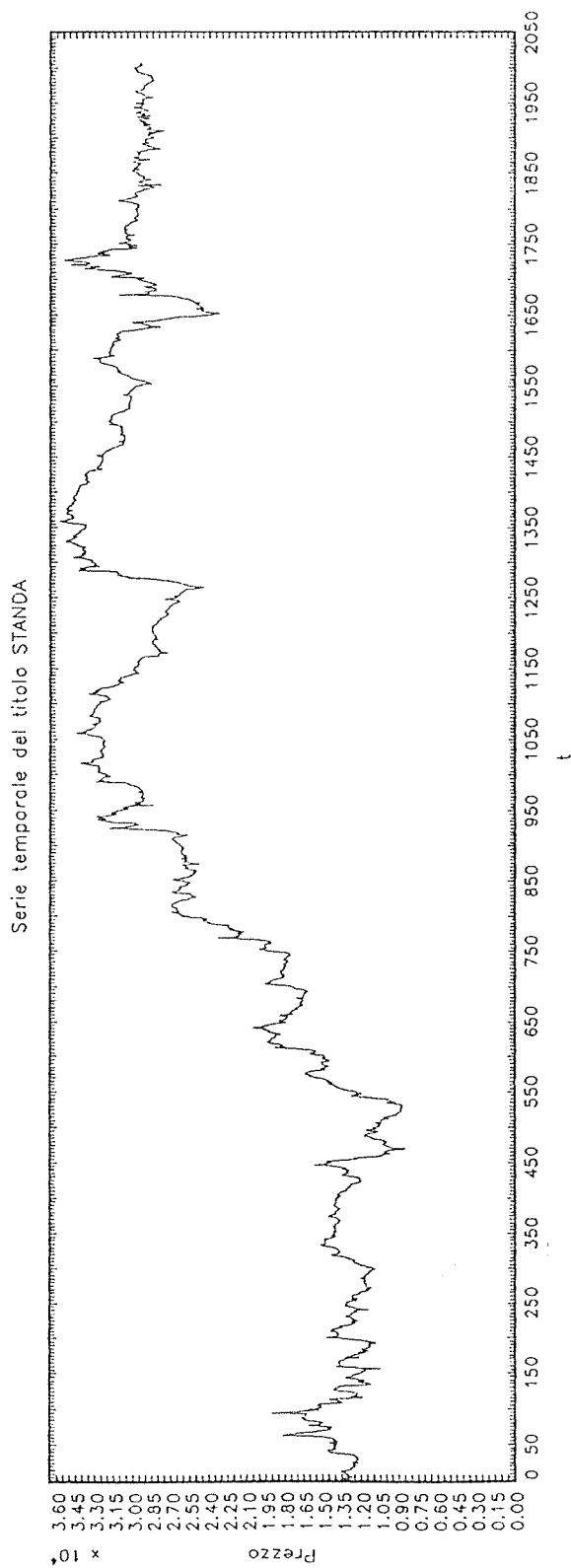


Figura 38

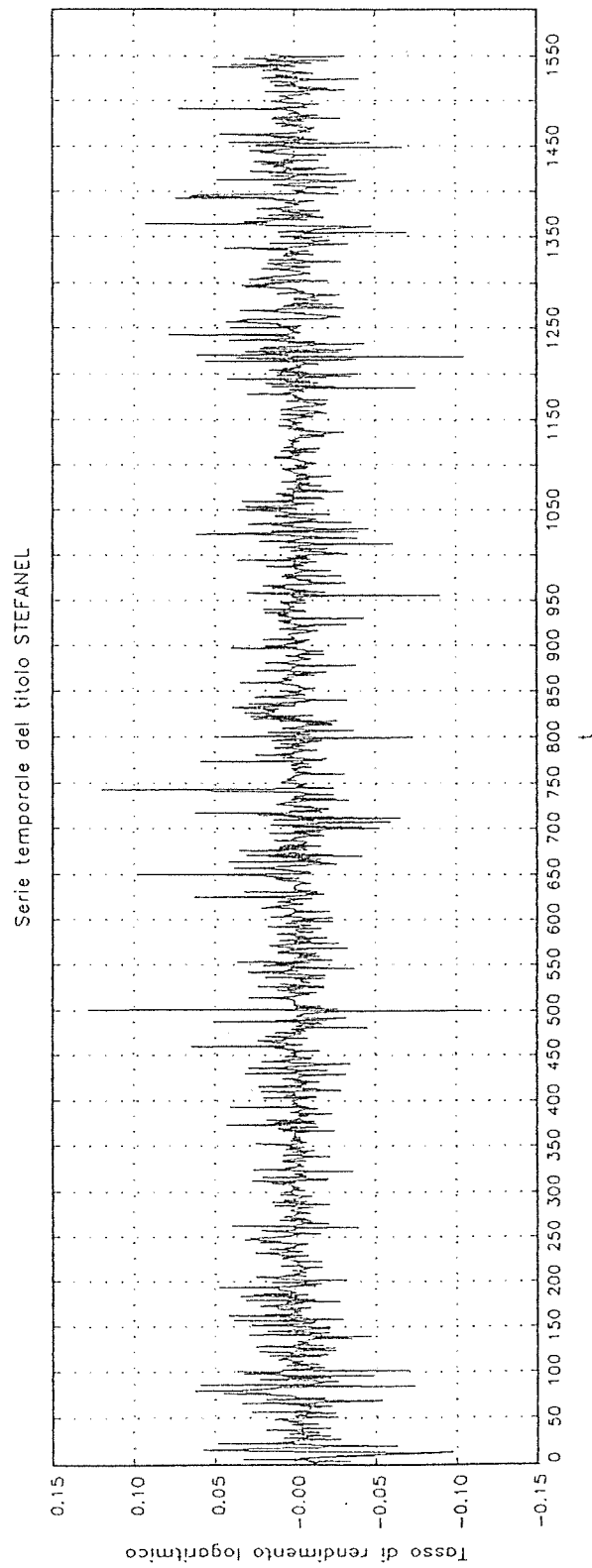
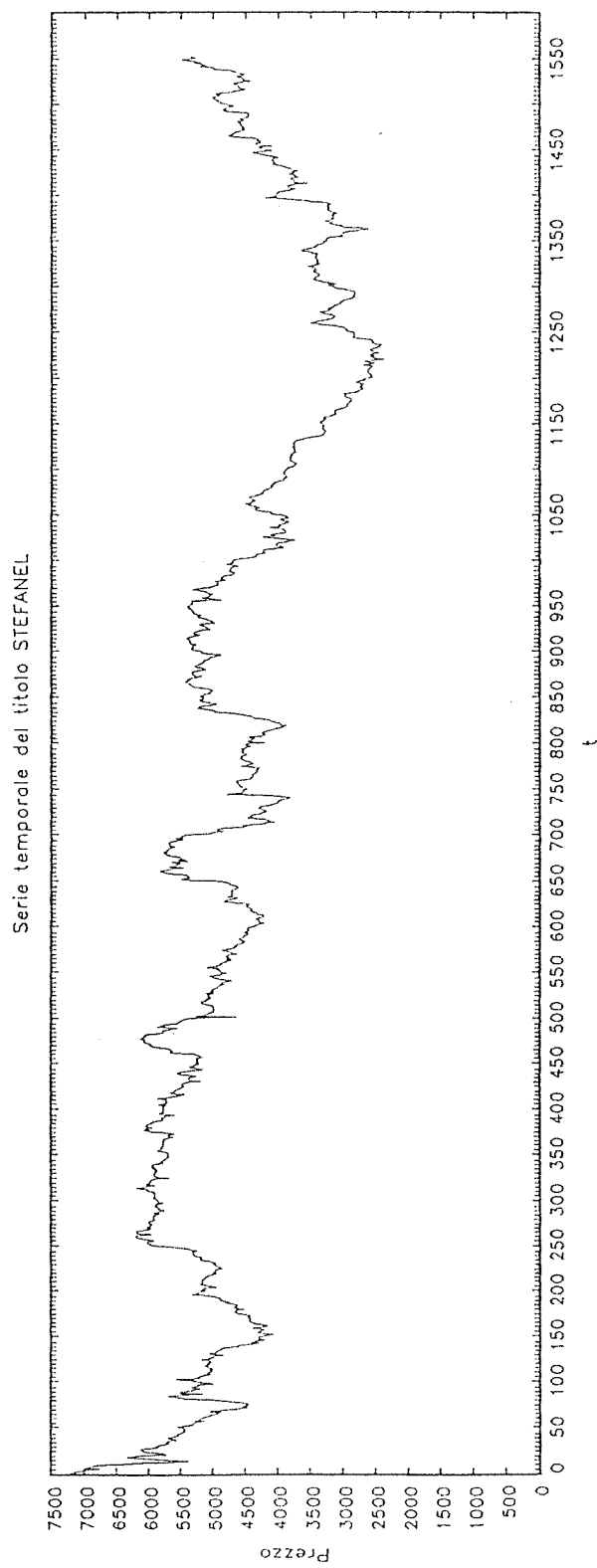


Figura 39

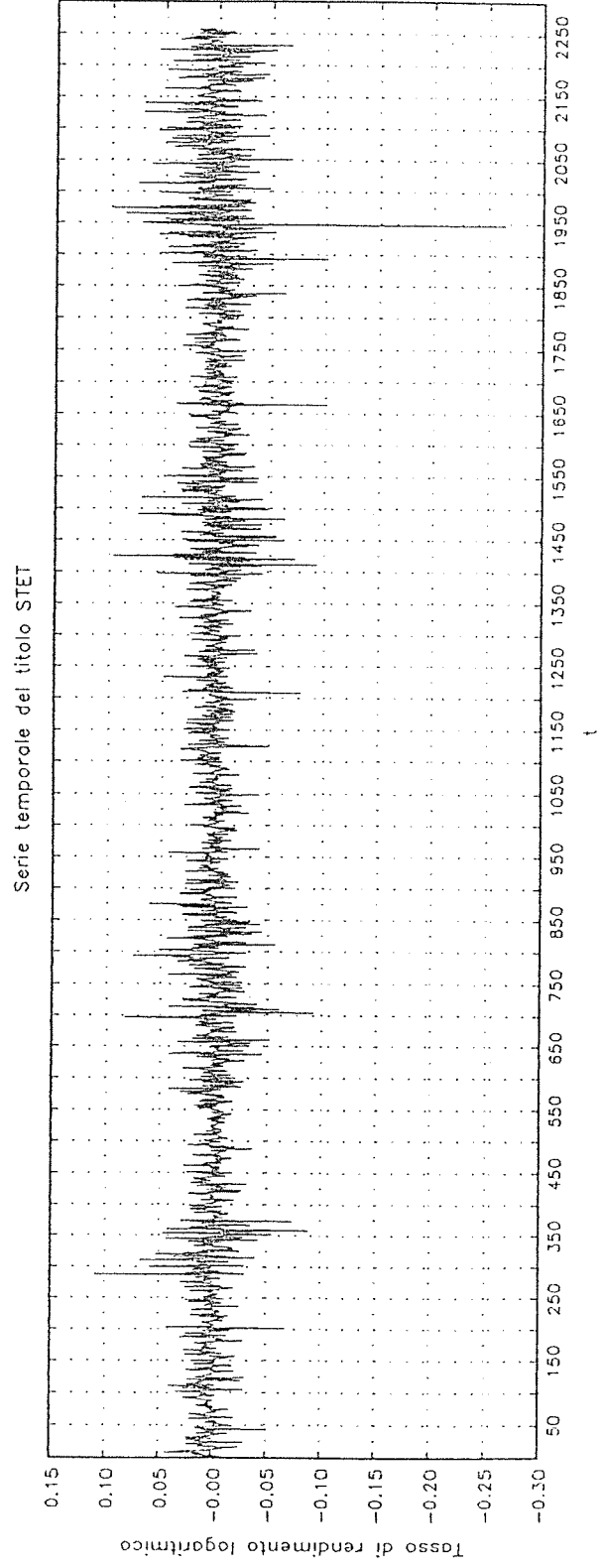
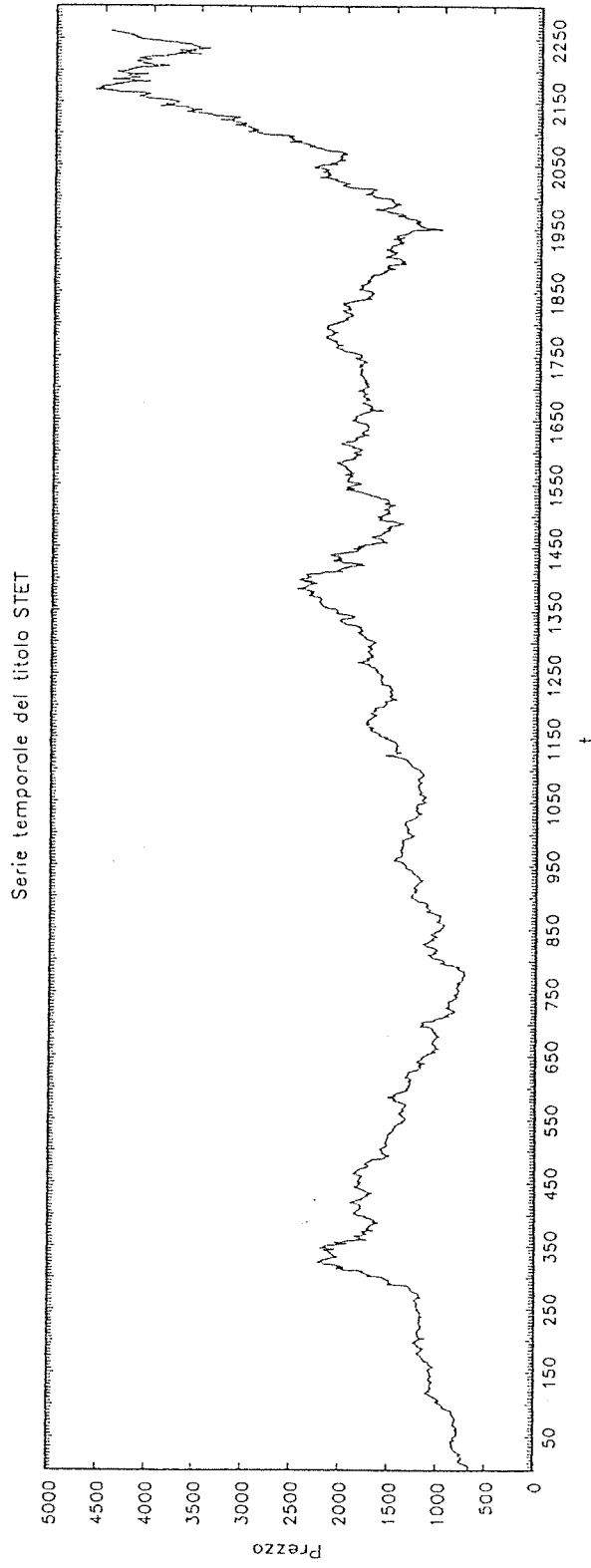


Figura 40

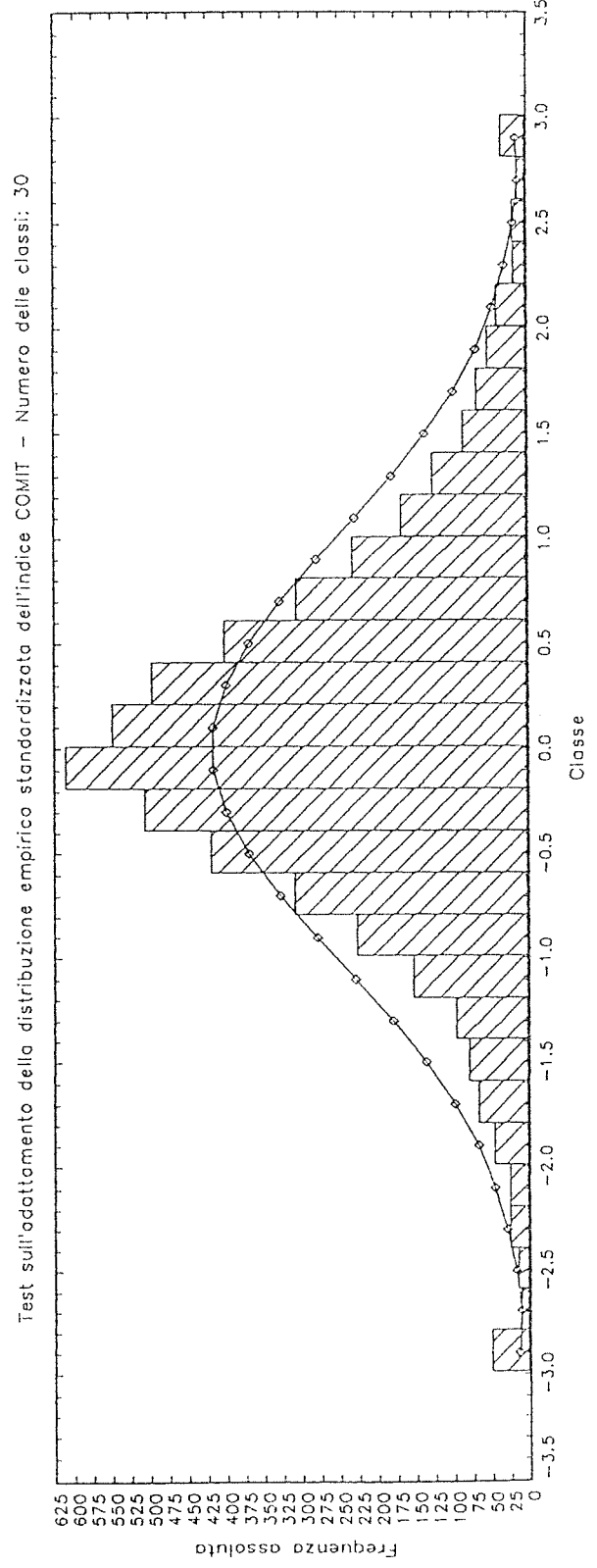
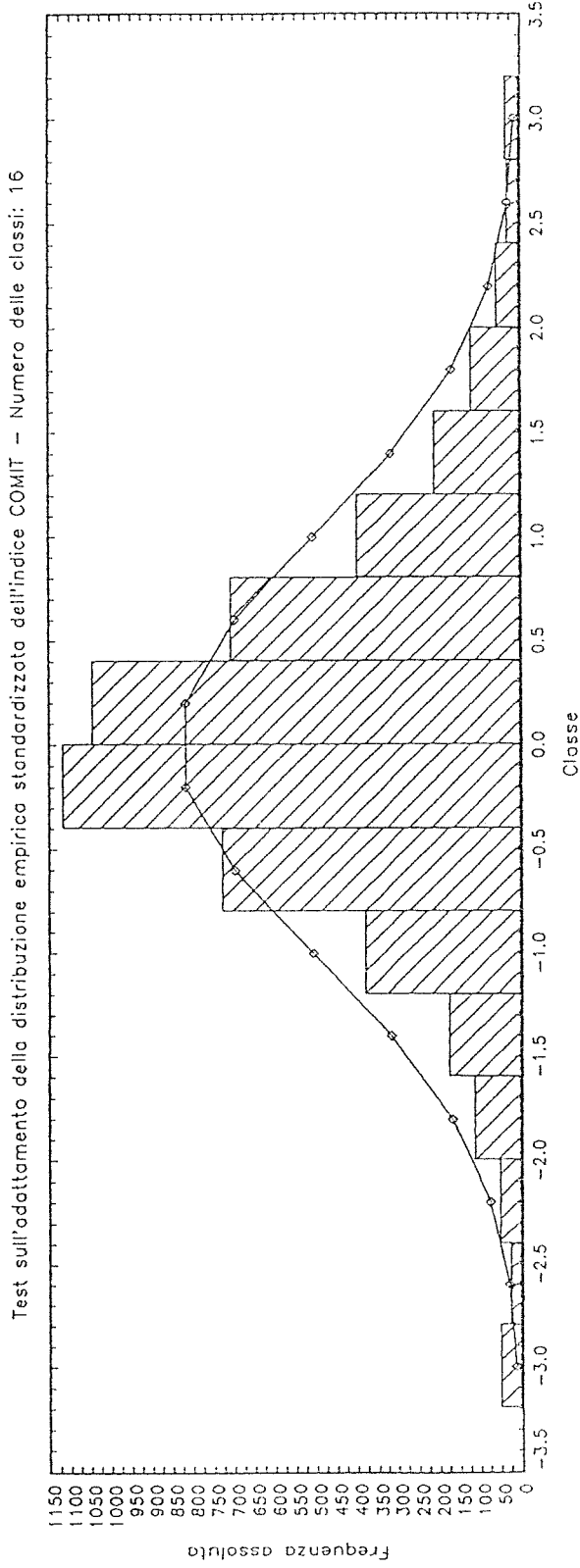
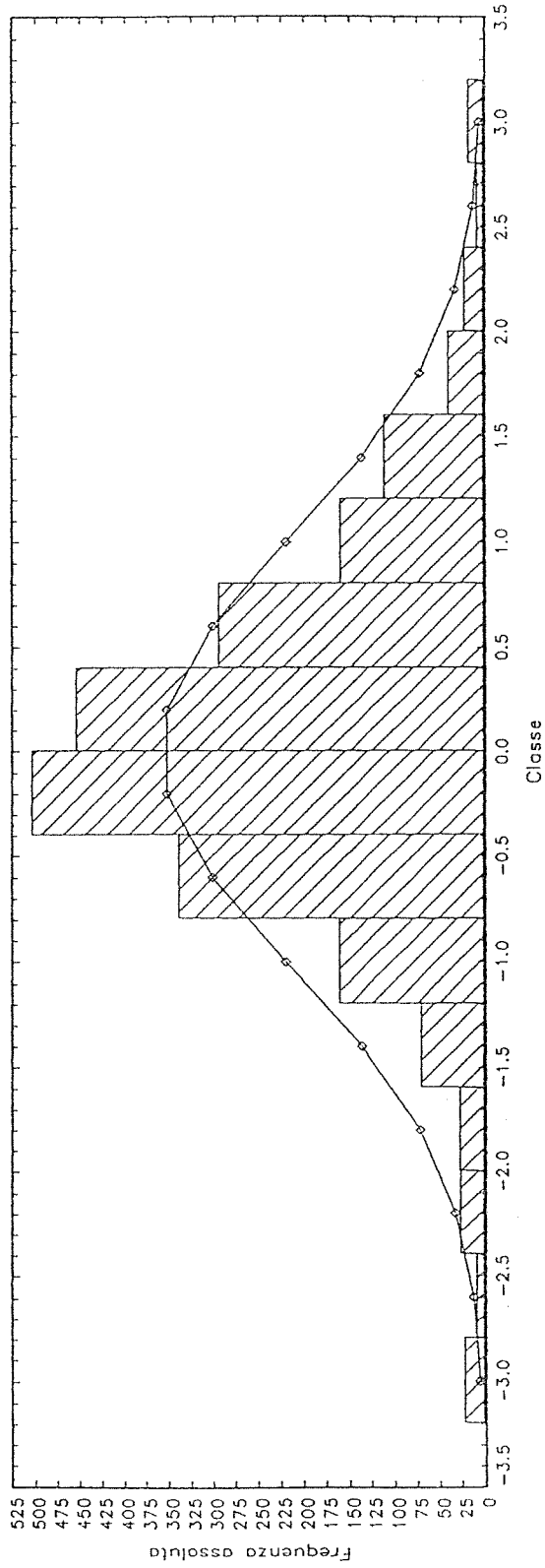


Figura 41

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Assicurative - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Assicurative - Numero delle classi: 30

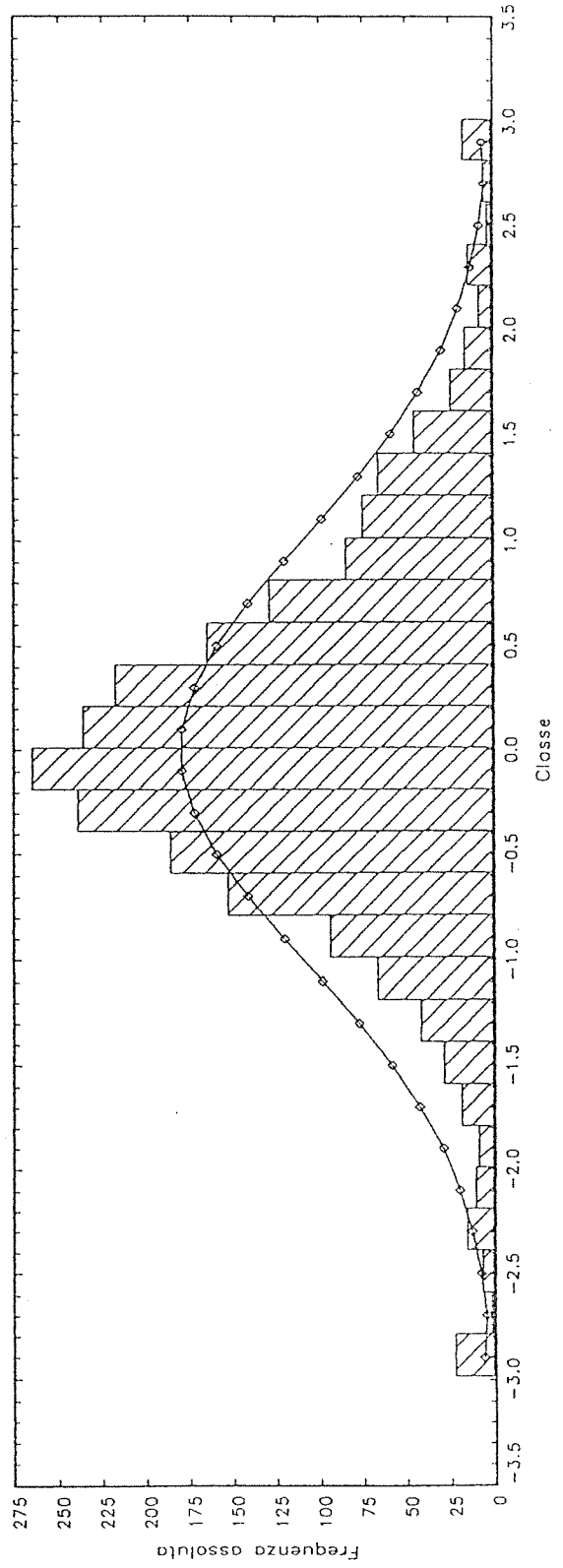


Figura 42

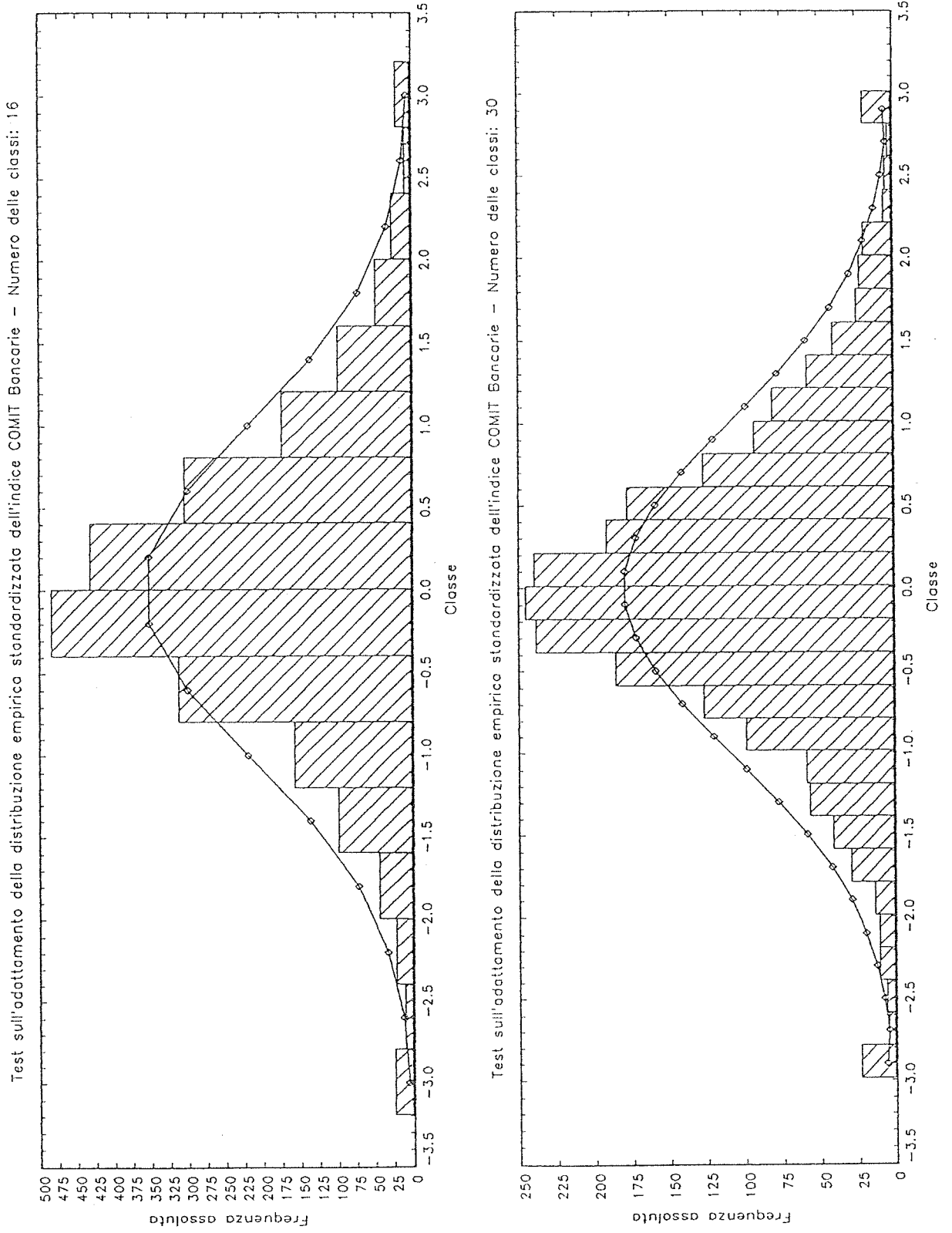
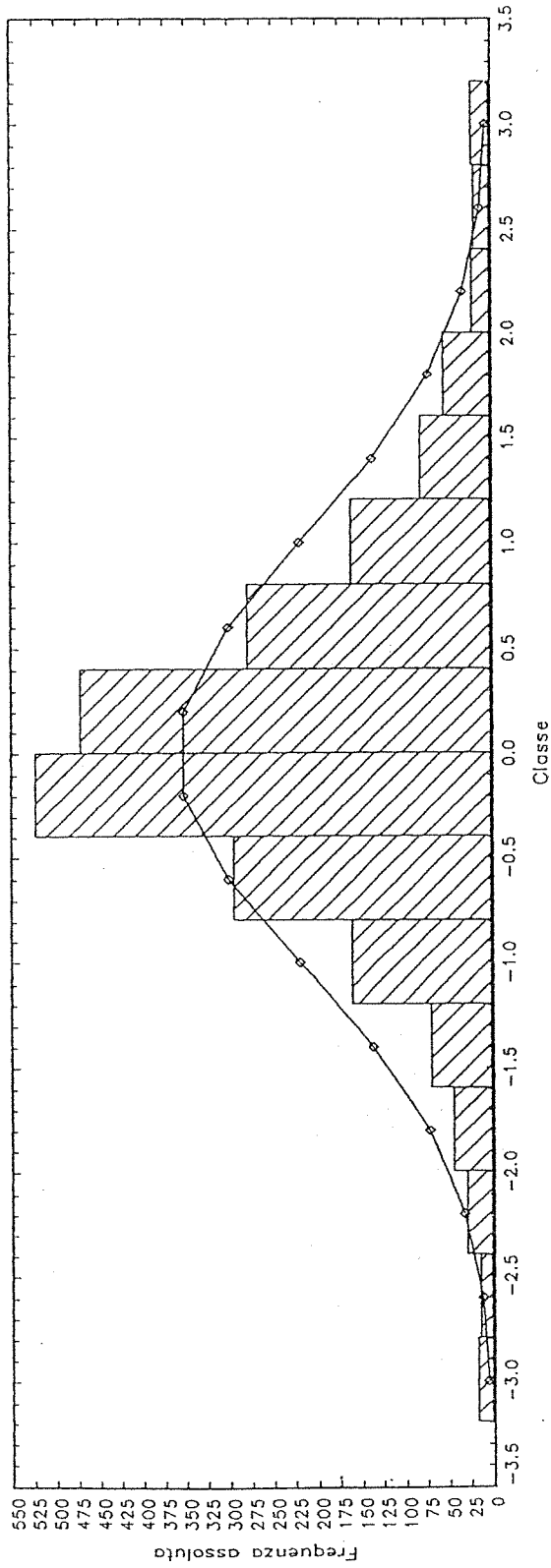


Figura 43

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Comunicazioni - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Comunicazioni - Numero delle classi: 30

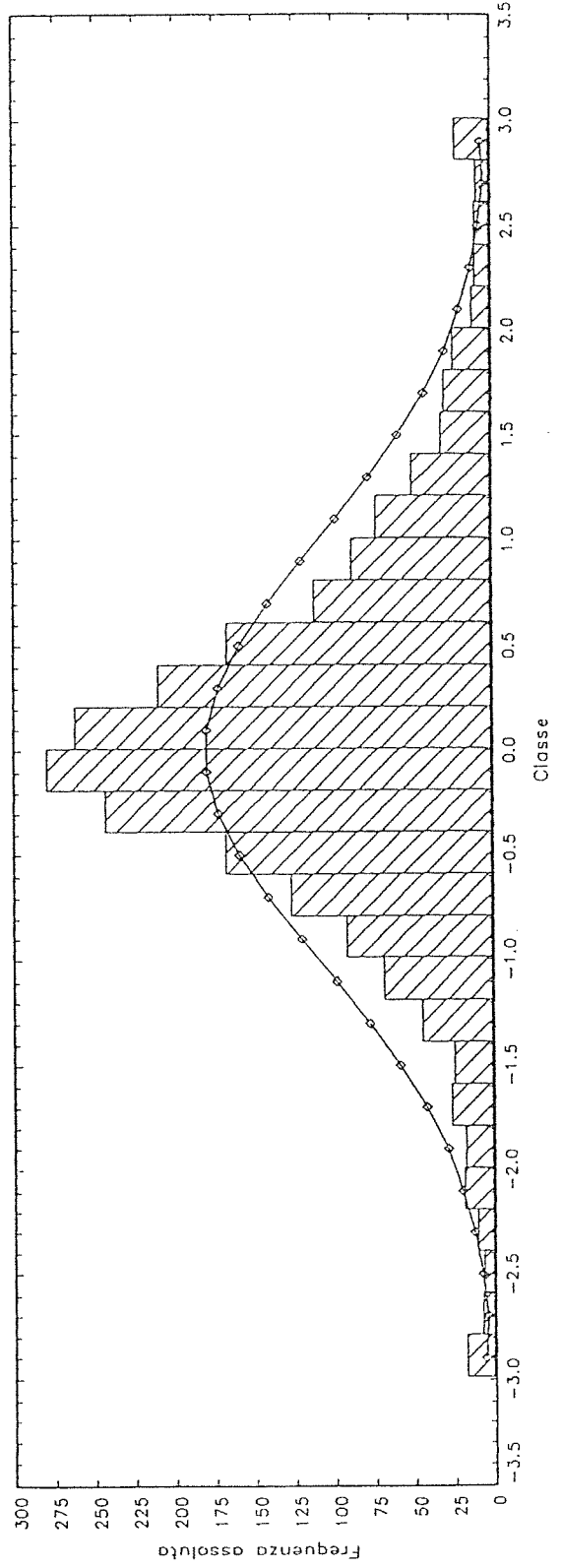


Figura 44

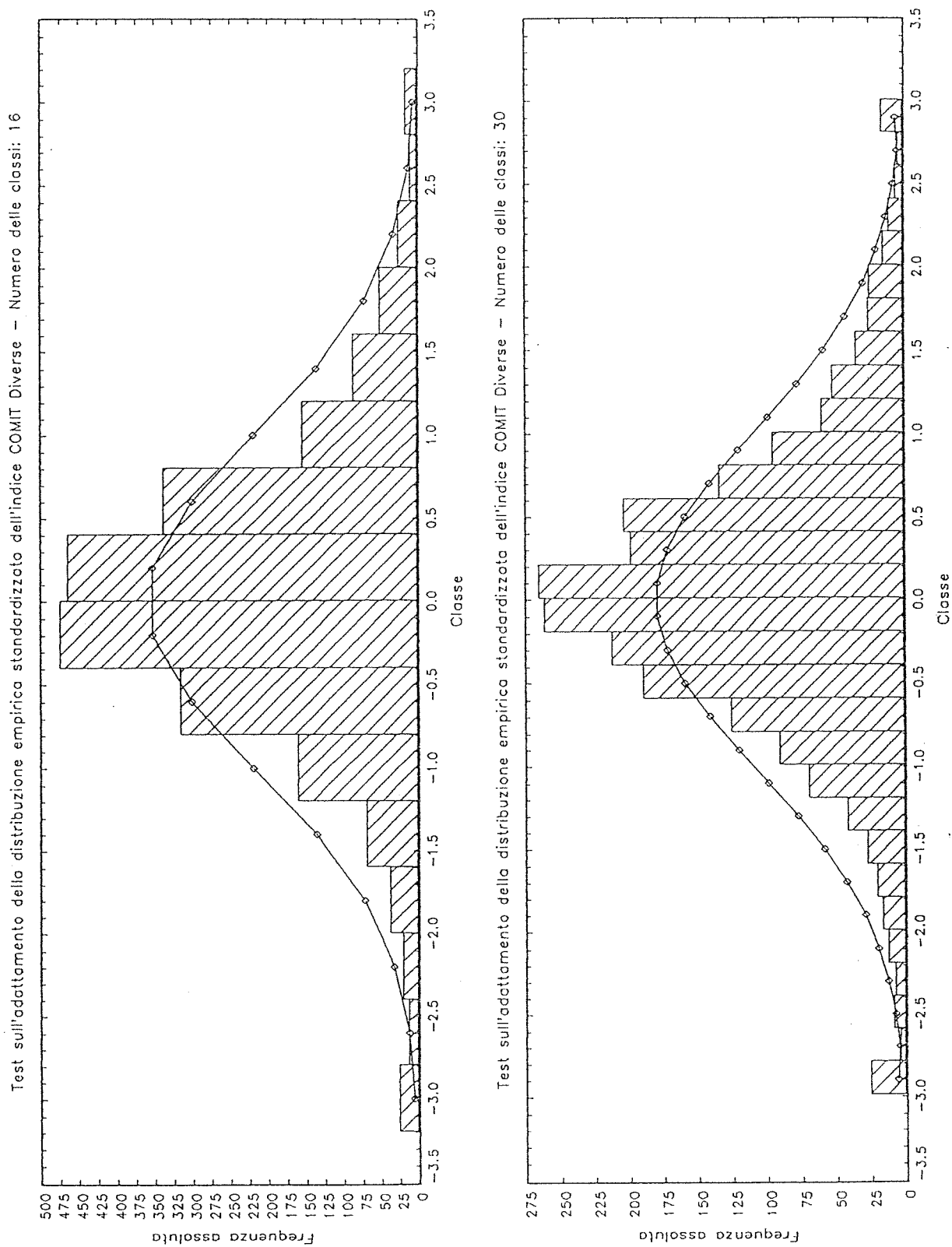
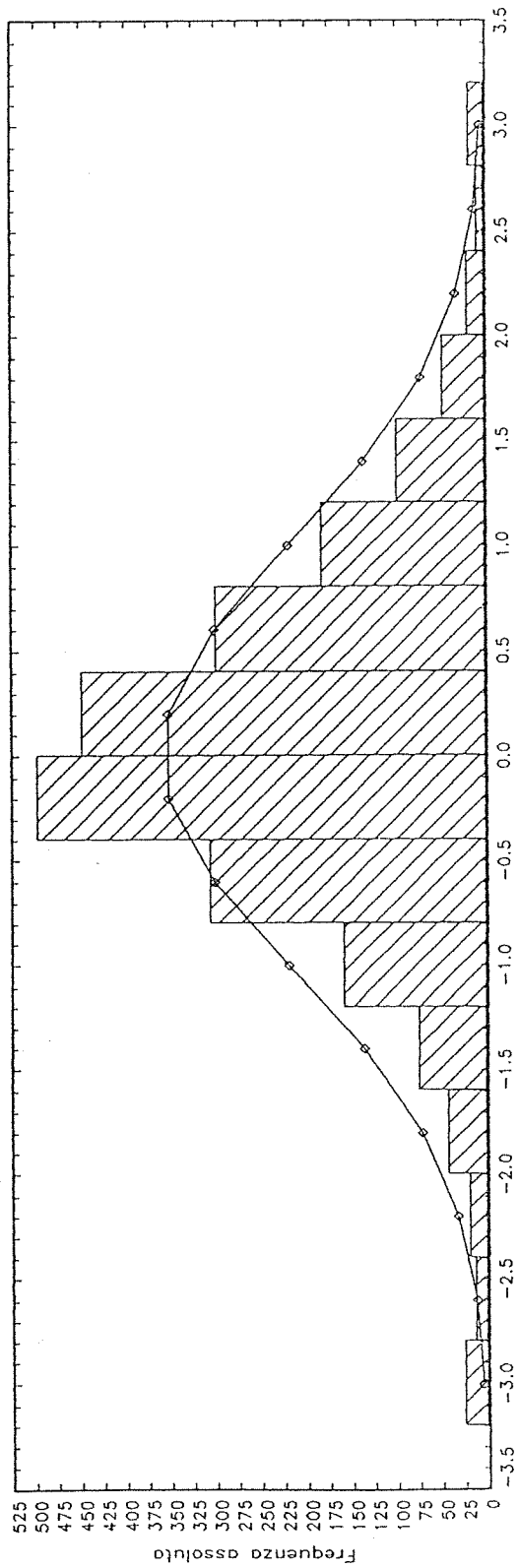


Figura 45

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Finanziarie - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Finanziarie - Numero delle classi: 30

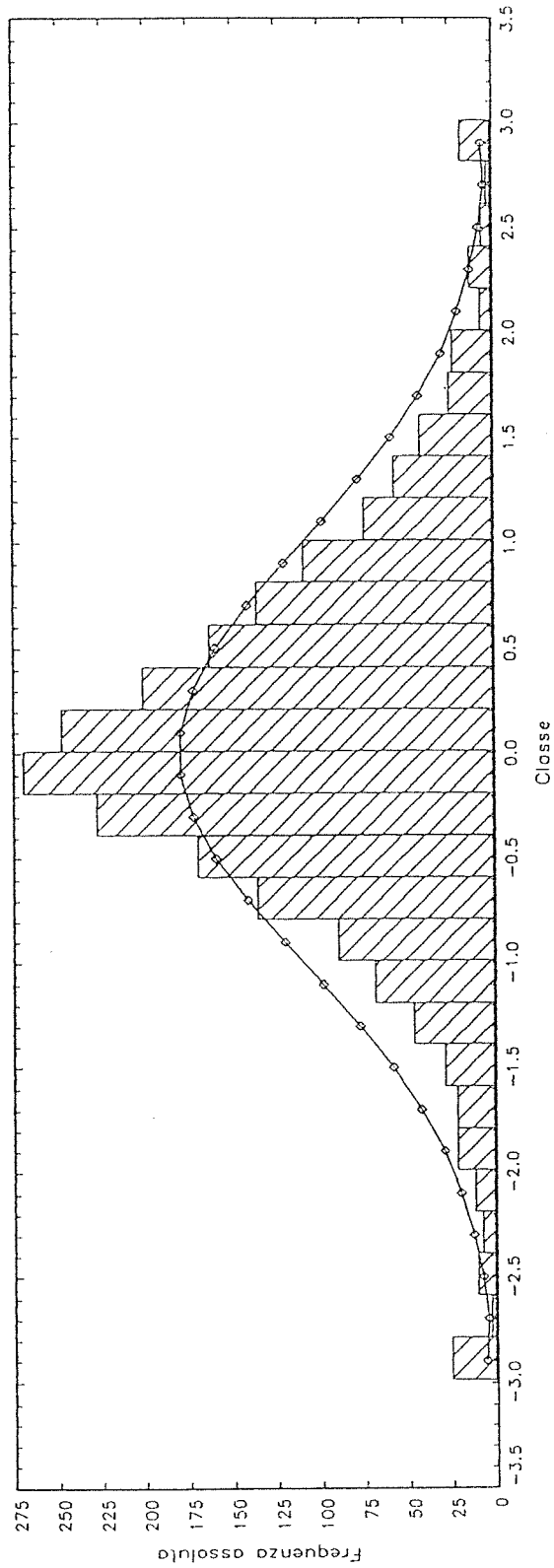
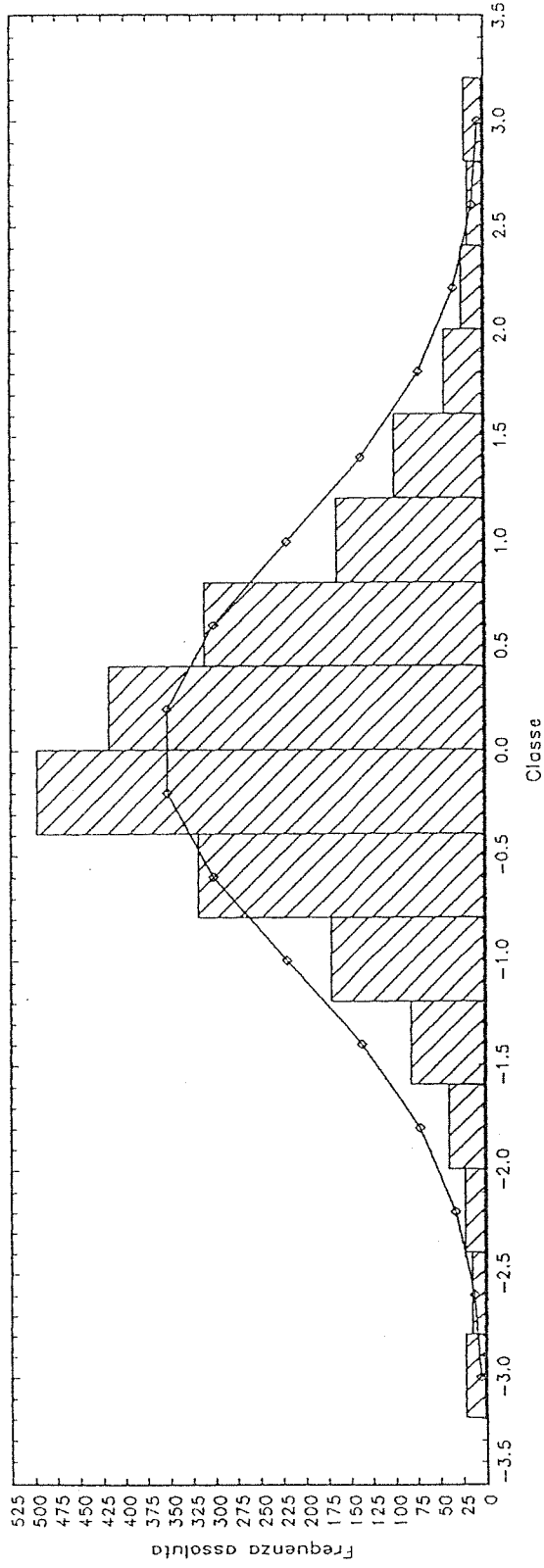


Figura 46

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Immobiliari - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Immobiliari - Numero delle classi: 30

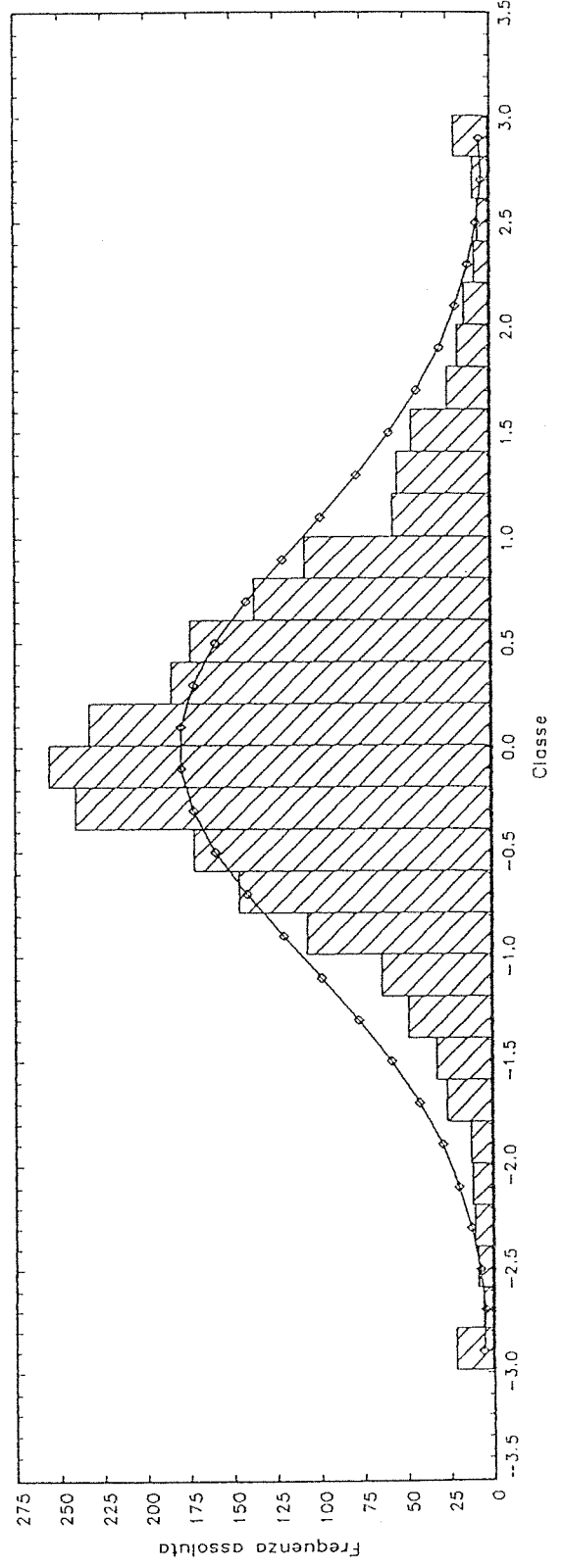
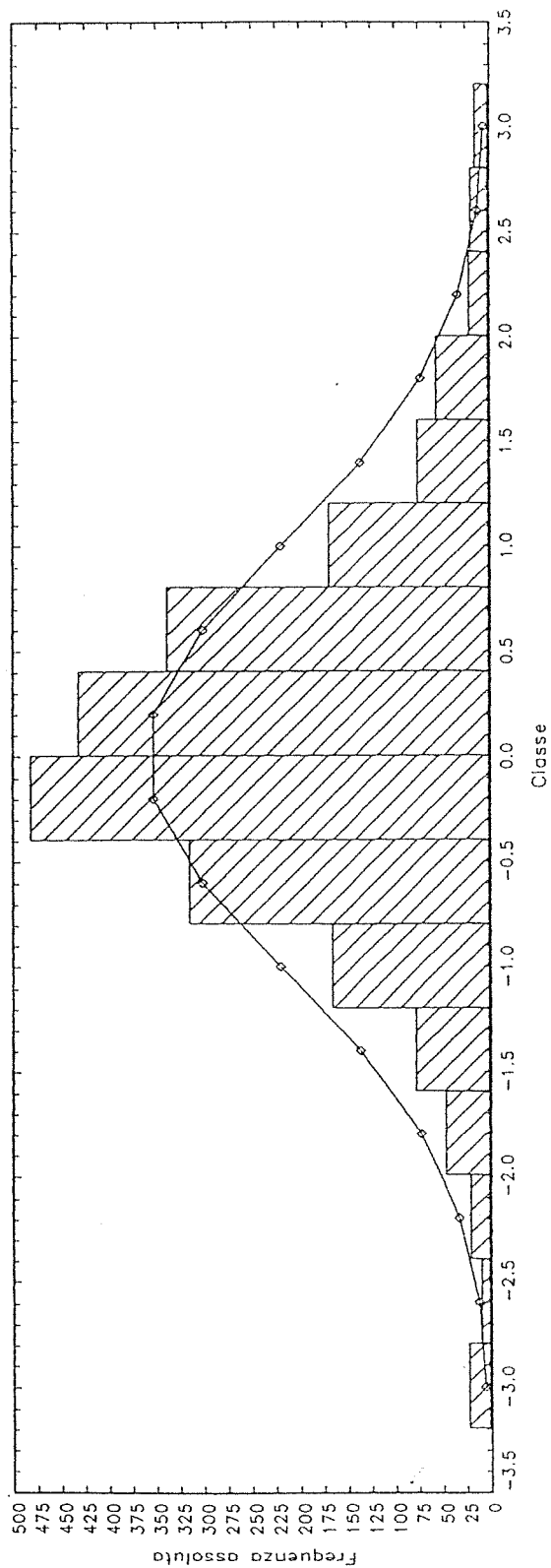


Figura 47

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Industriali - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata dell'indice COMIT Industriali - Numero delle classi: 30

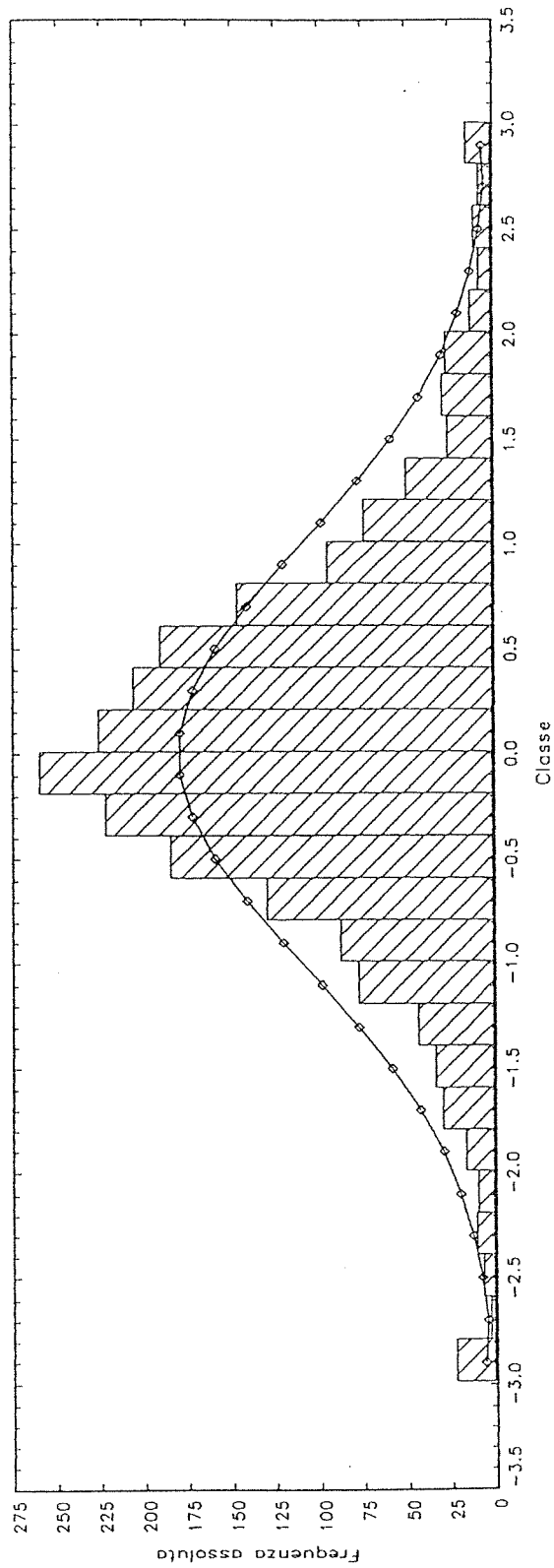


Figura 48

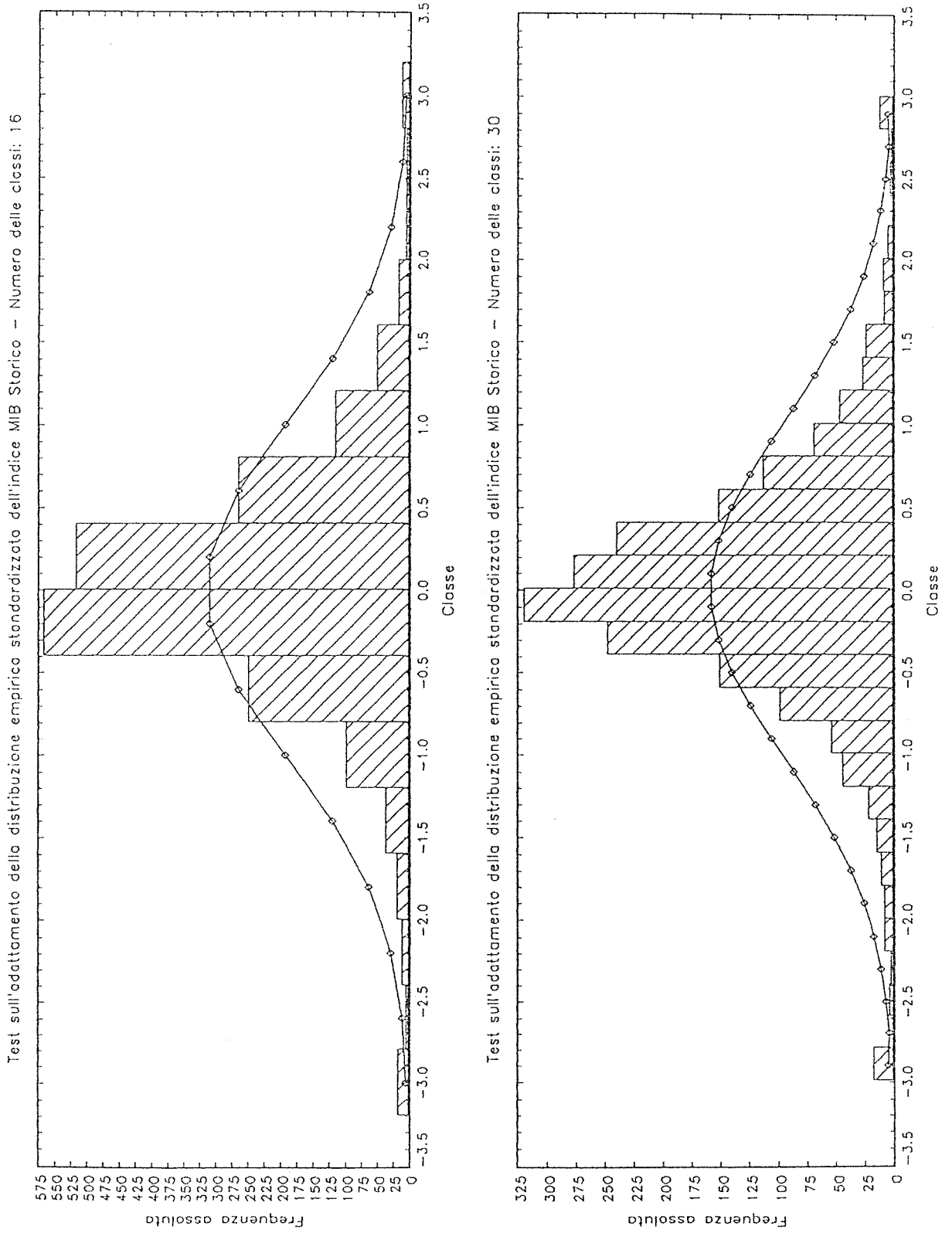
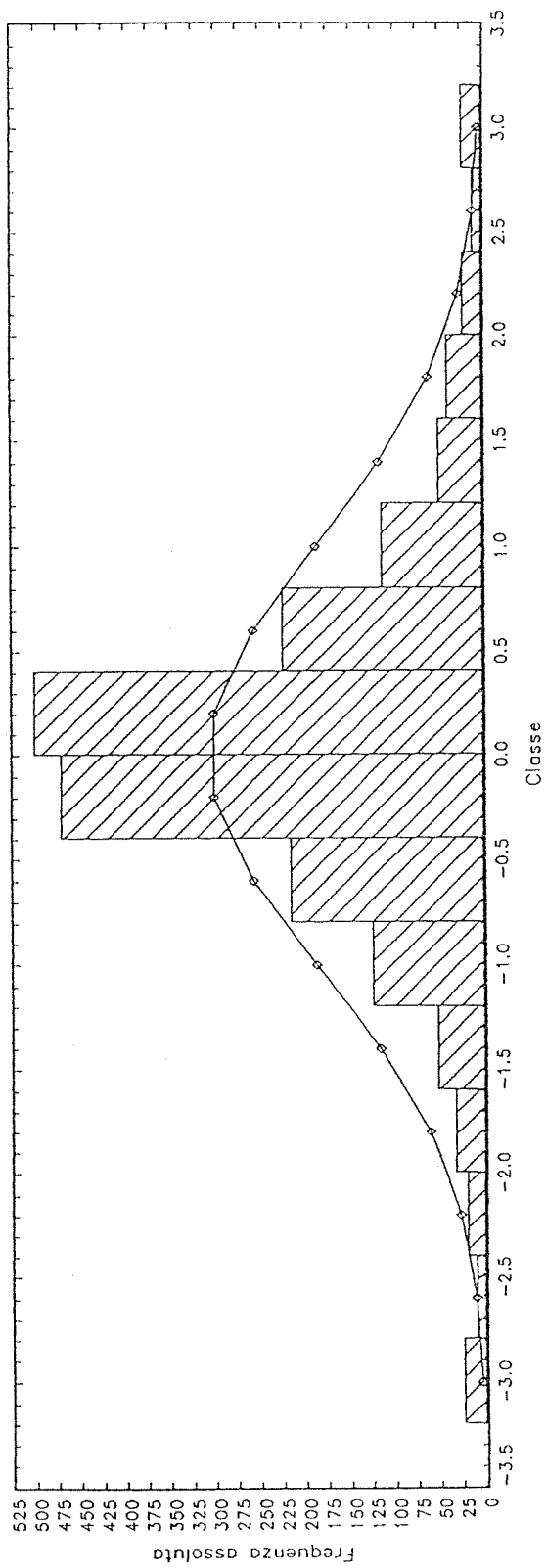


Figura 49

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo ALITALIA - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo ALITALIA - Numero delle classi: 30

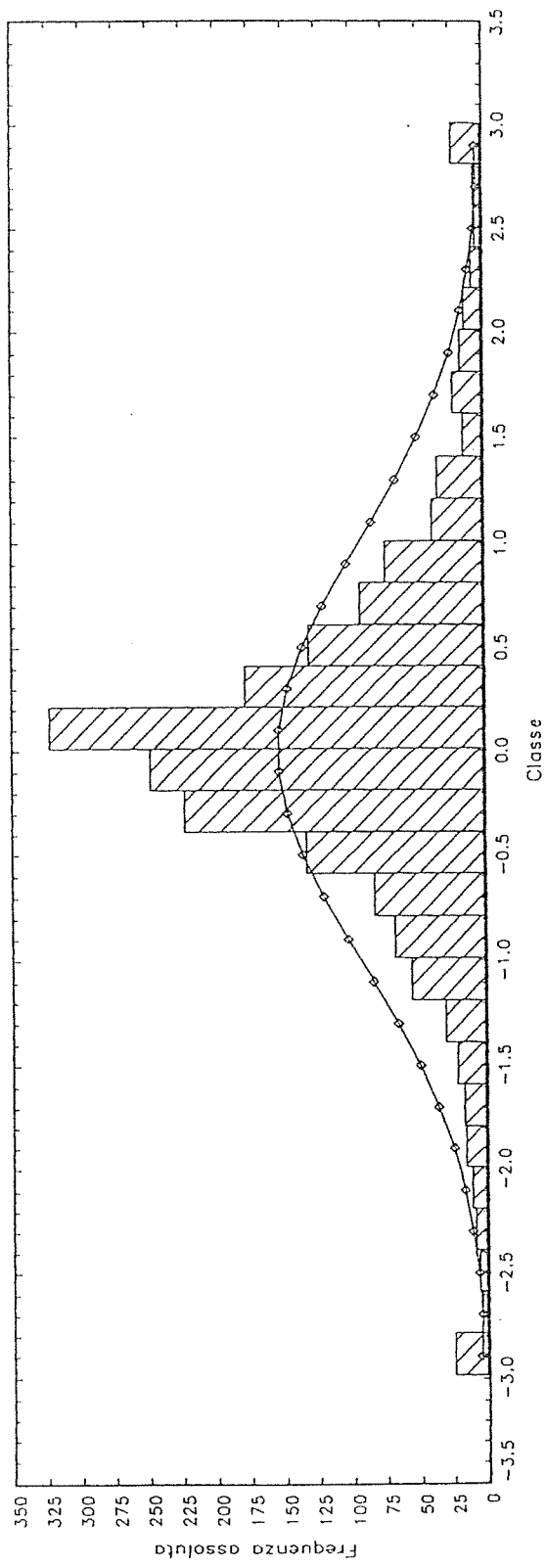
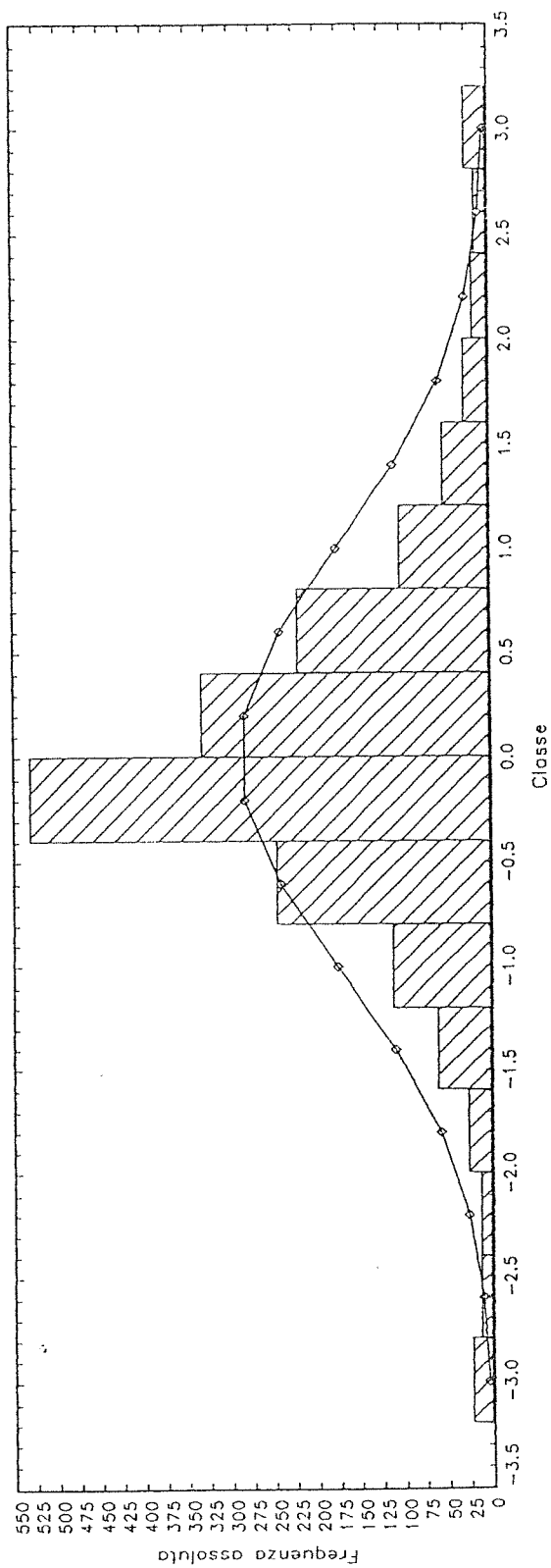


Figura 50

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo ANSALDO Trasporti - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo ANSALDO Trasporti - Numero delle classi: 30

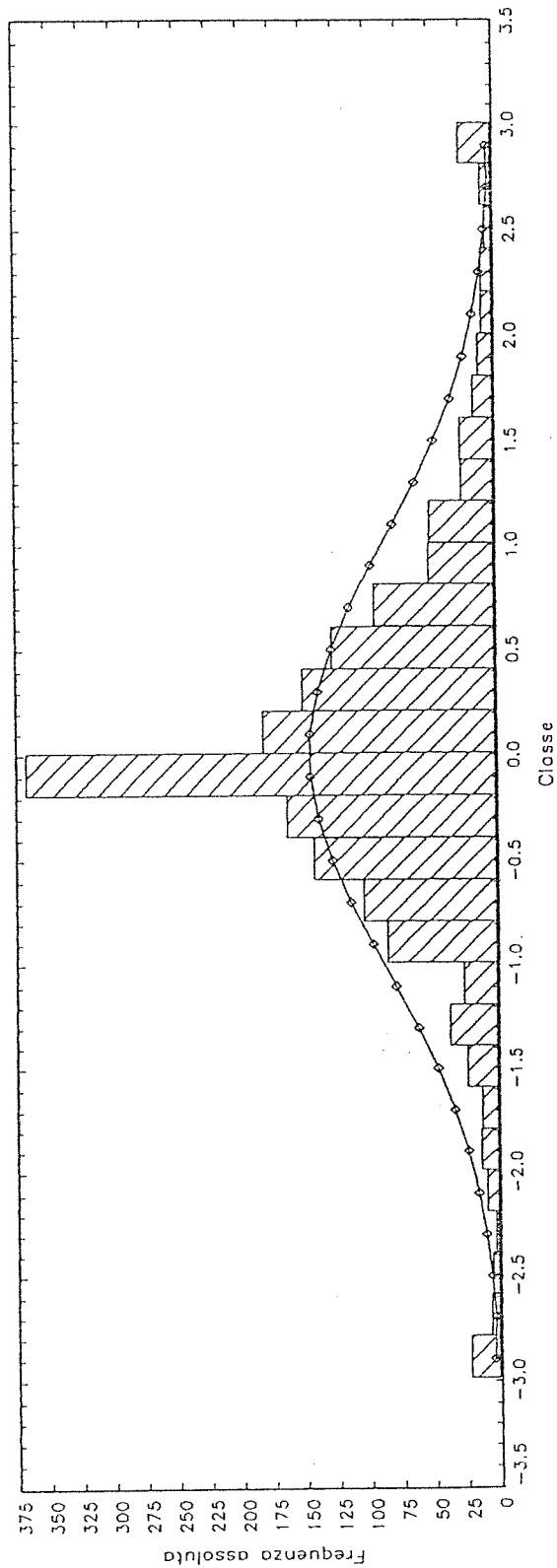
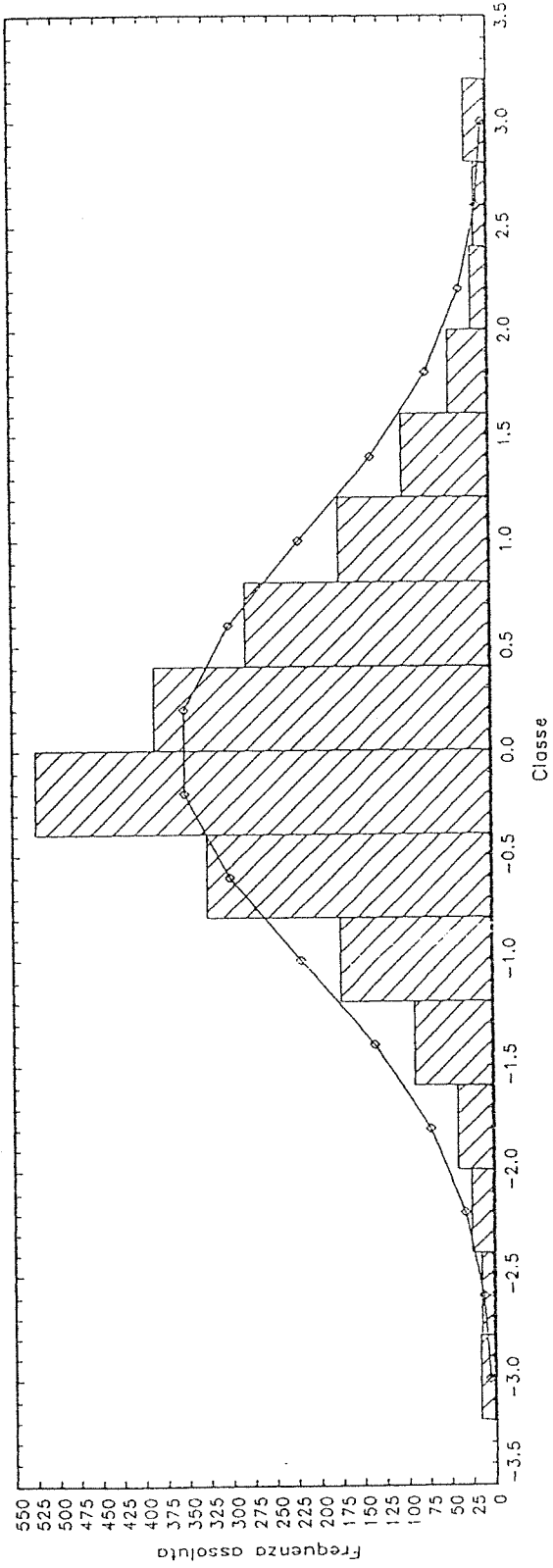


Figura 51

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo B.co COMMERCIALE ITALIANA - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo B.co COMMERCIALE ITALIANA - Numero delle classi: 30

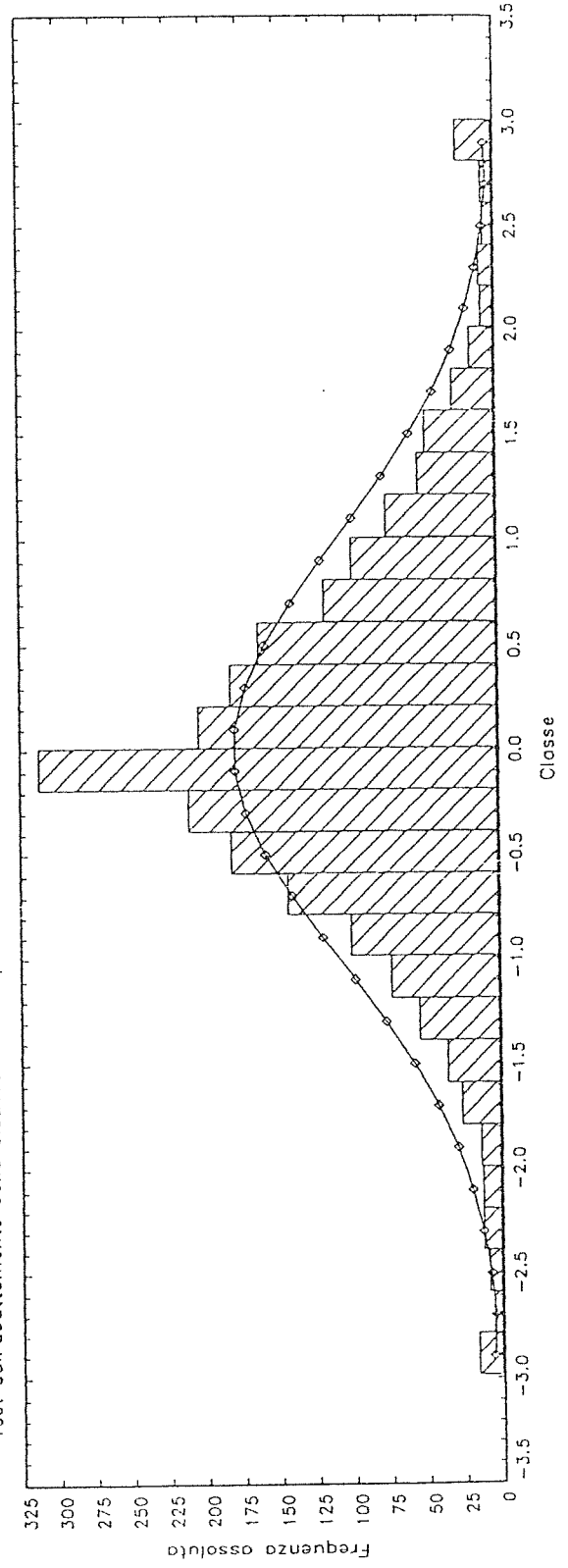


Figura 52

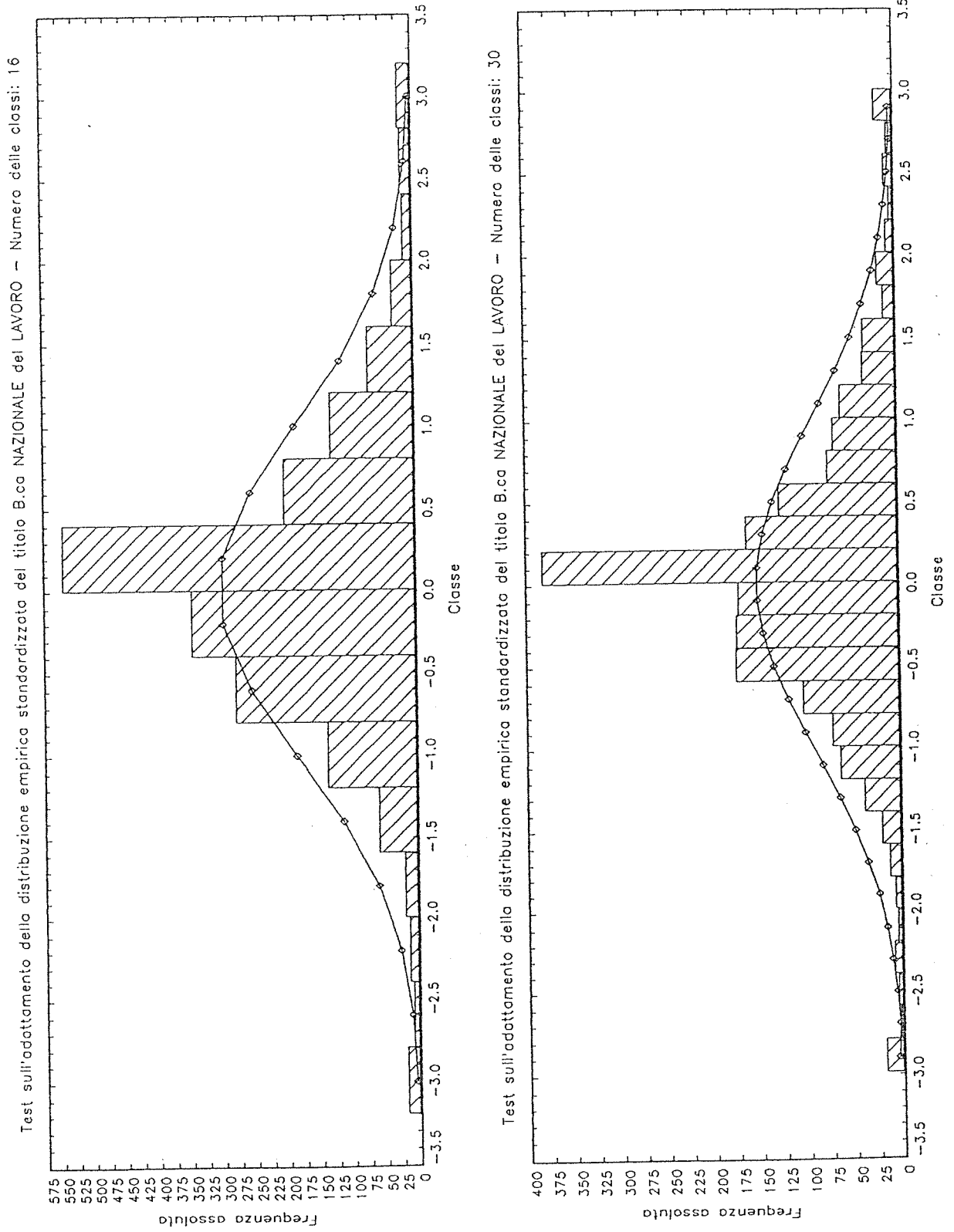
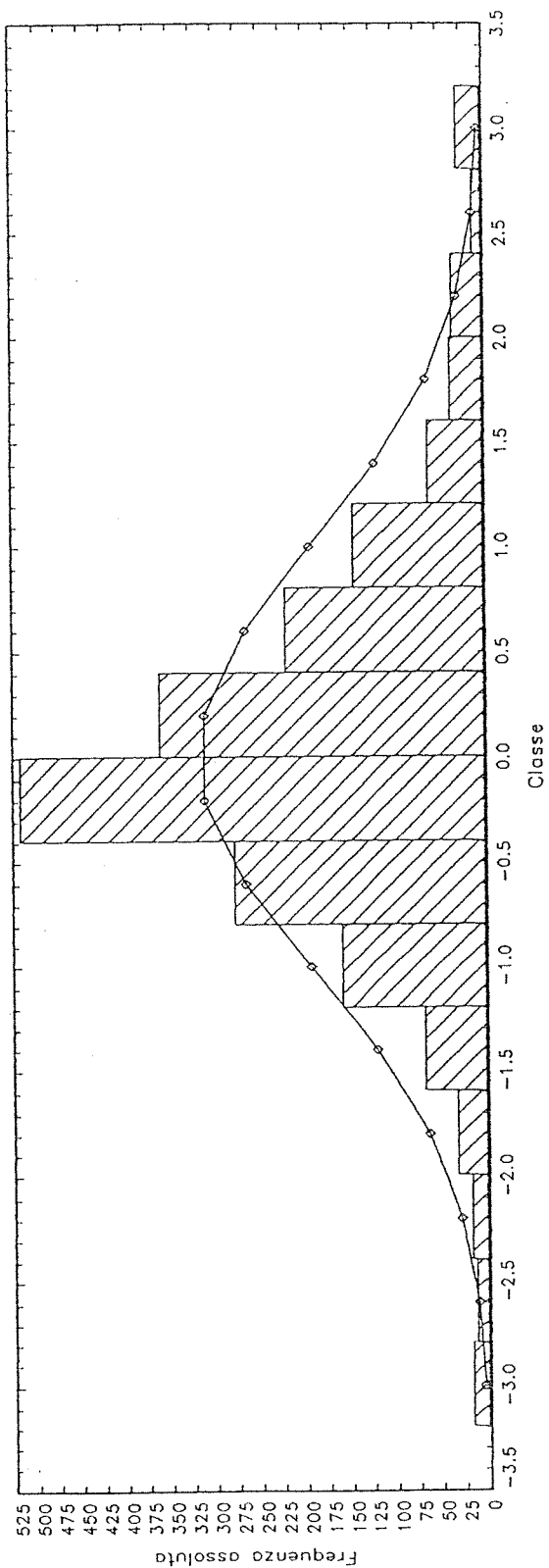


Figura 53

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo B.co AMBROVENETO - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo B.co AMBROVENETO - Numero delle classi: 30

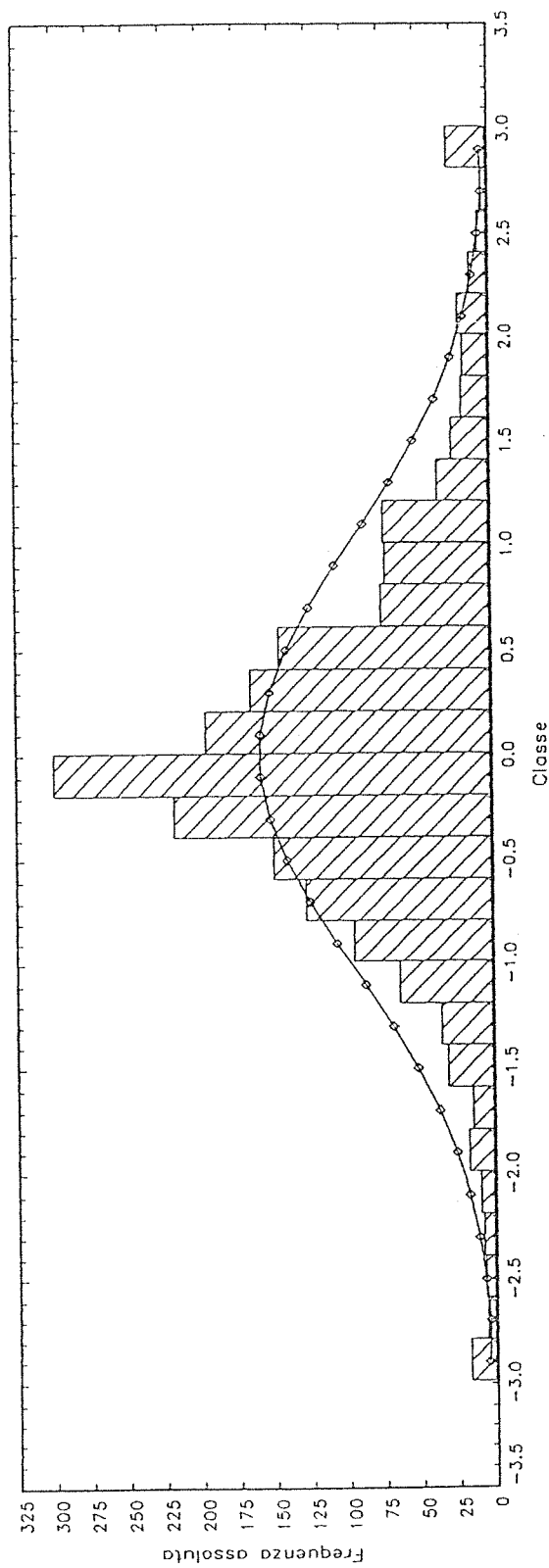


Figura 54

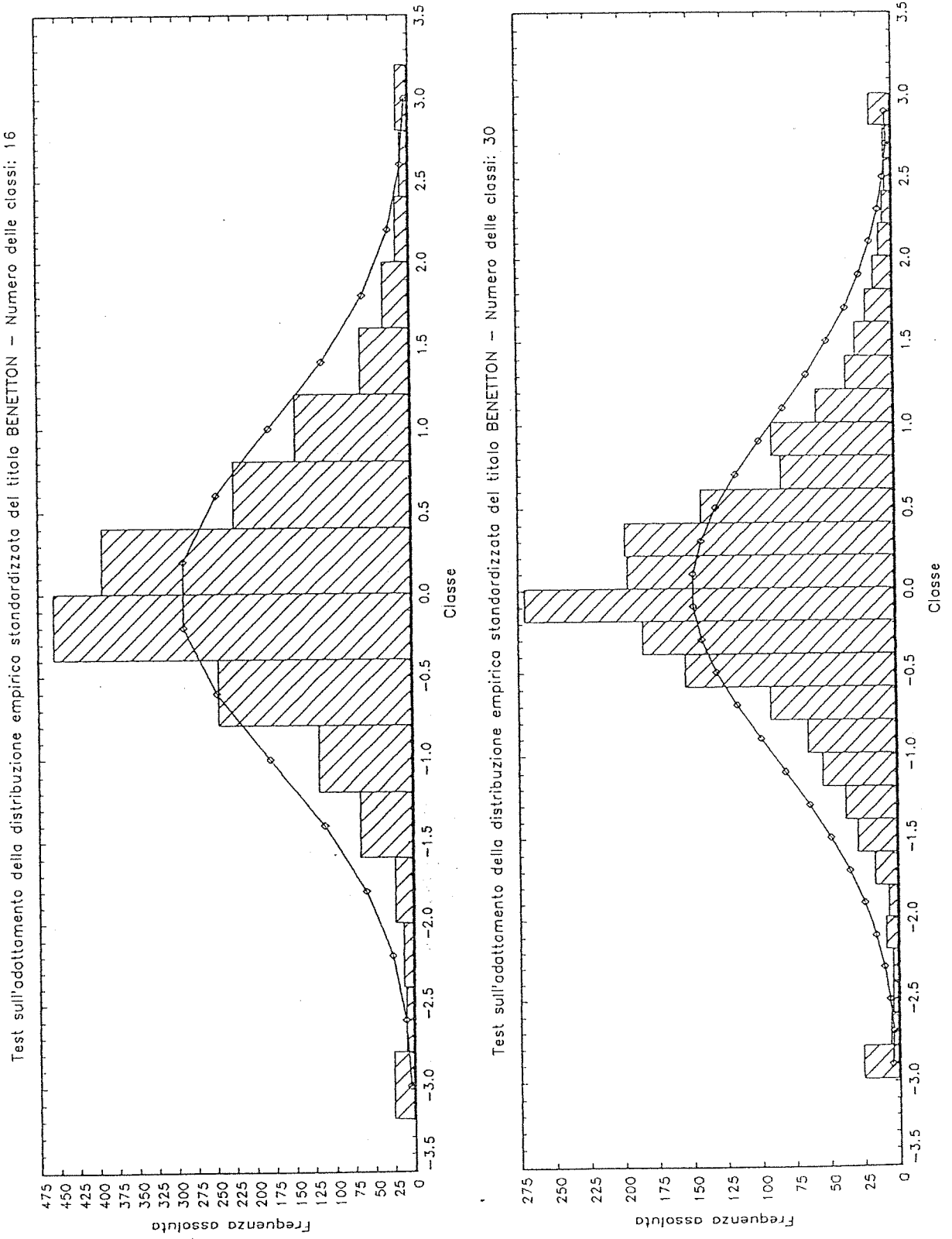
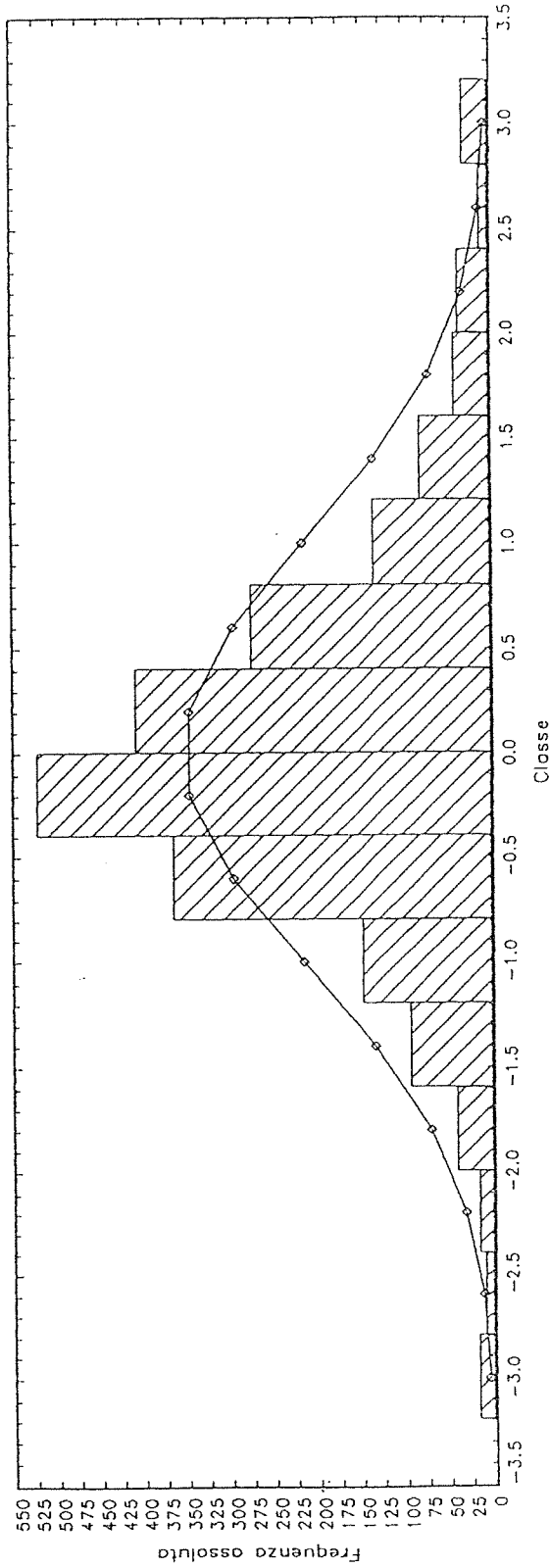


Figura 55

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo CEMENTIR - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo CEMENTIR - Numero delle classi: 30

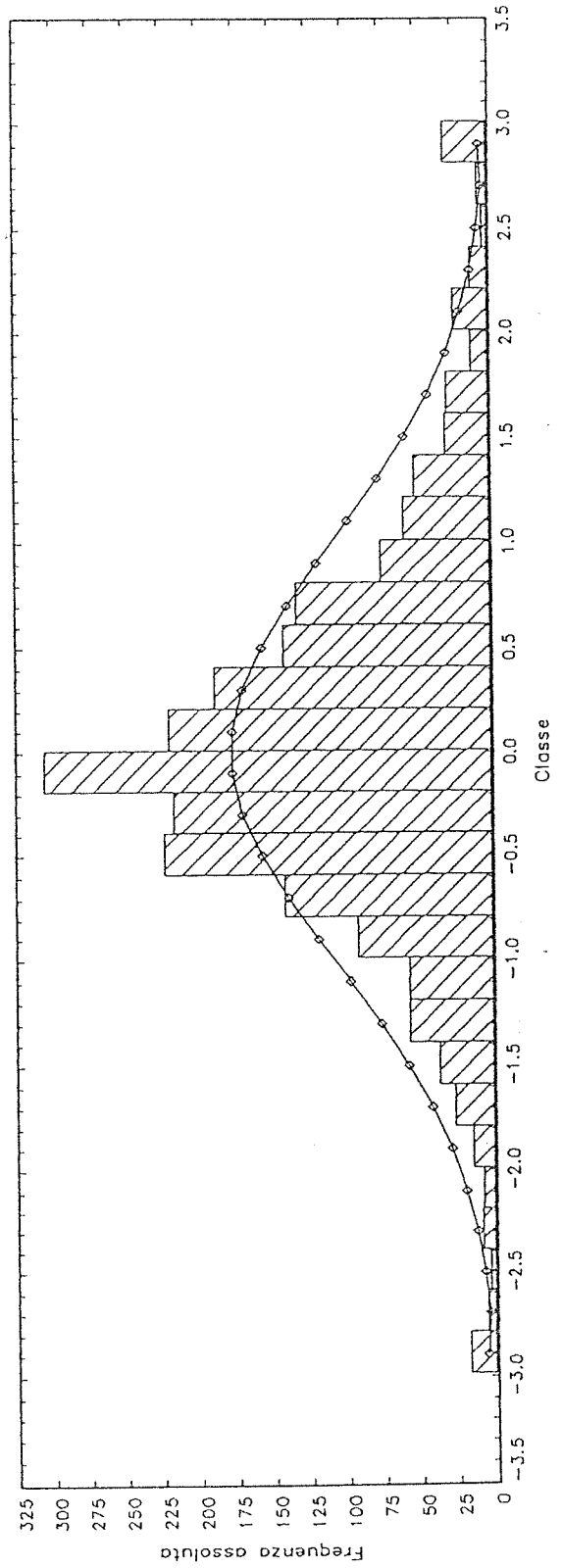
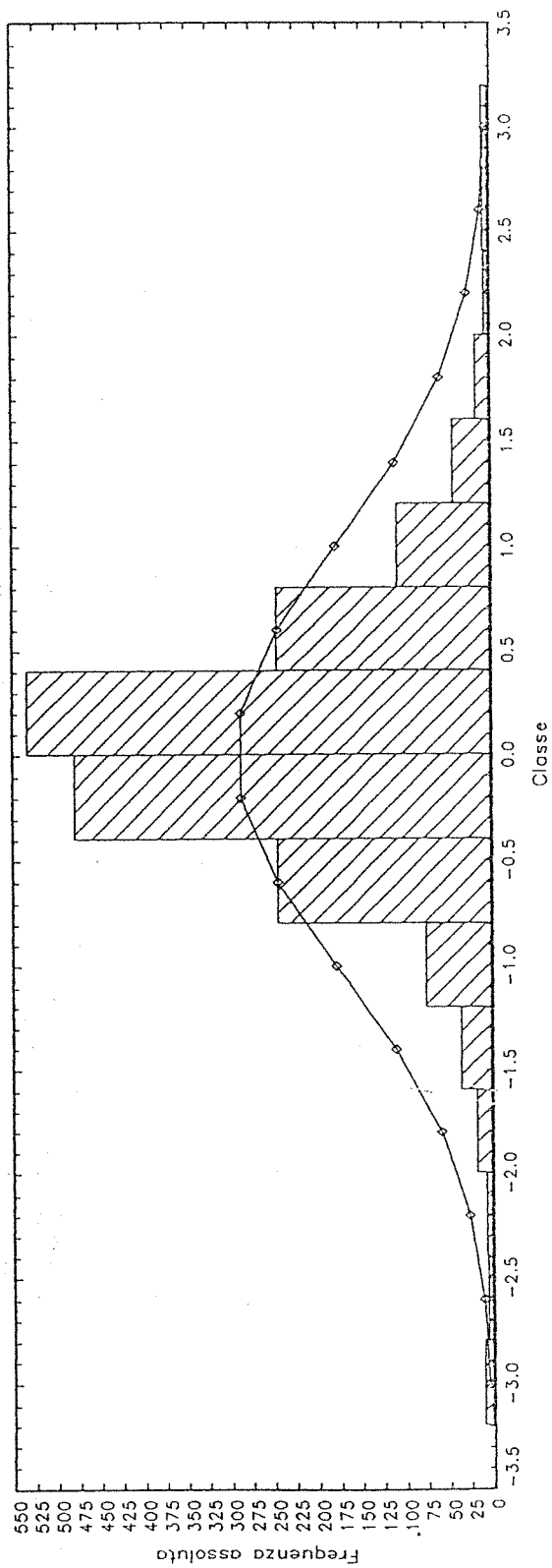


Figura 56

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo CIGA Hotels - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo CIGA Hotels - Numero delle classi: 30

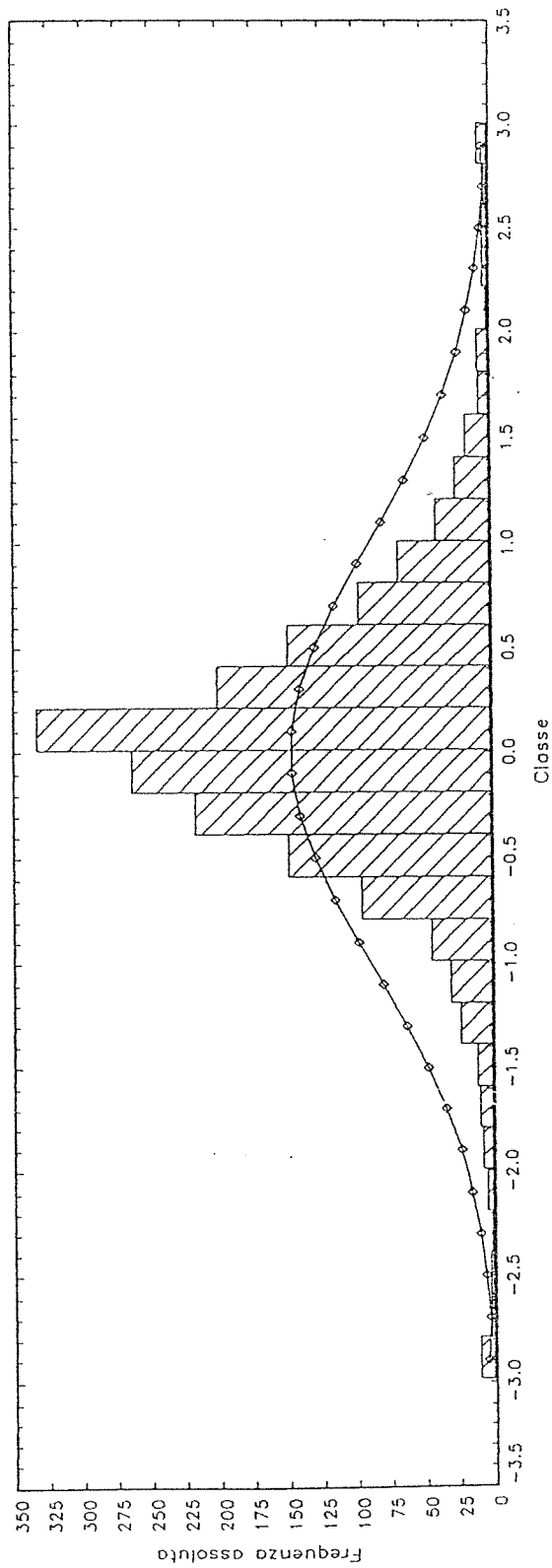
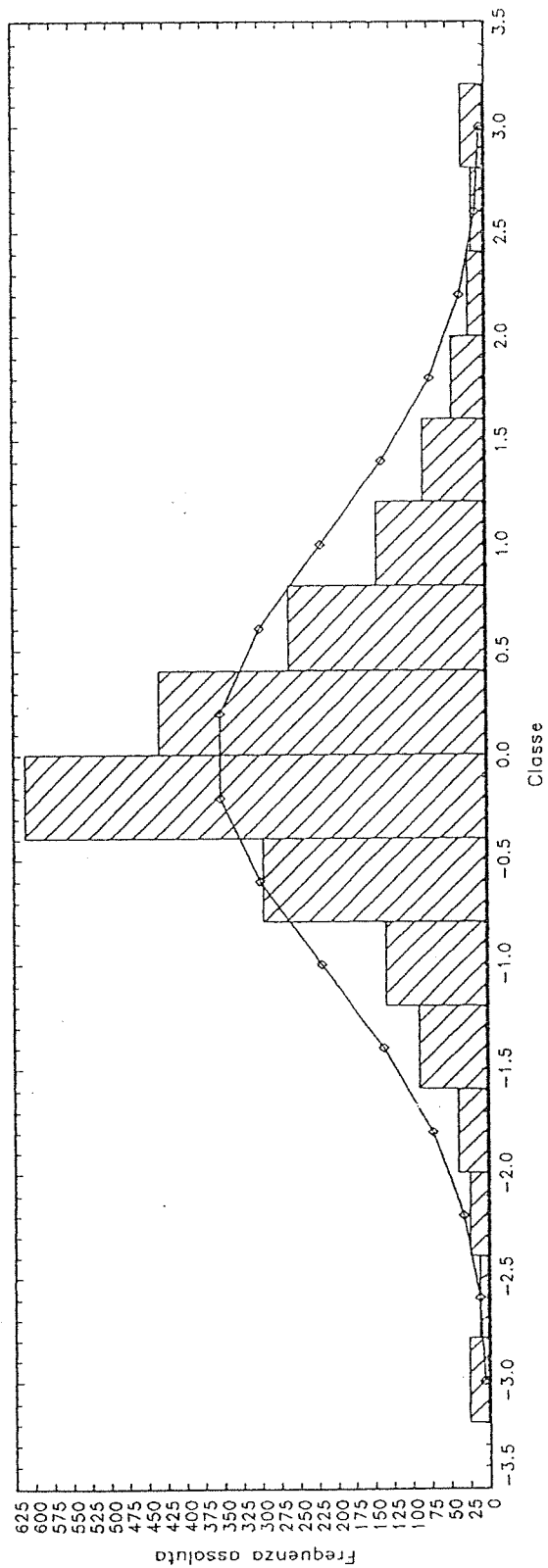


Figura 57

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo COGEFAR - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo COGEFAR - Numero delle classi: 30

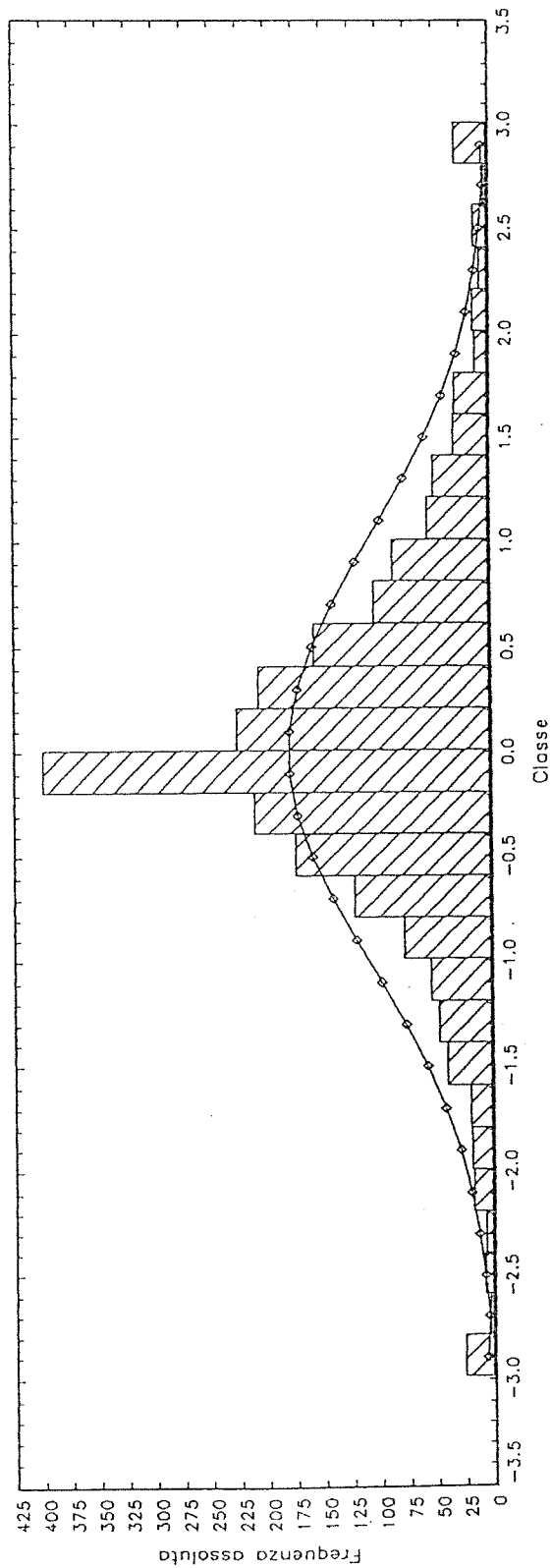


Figura 58

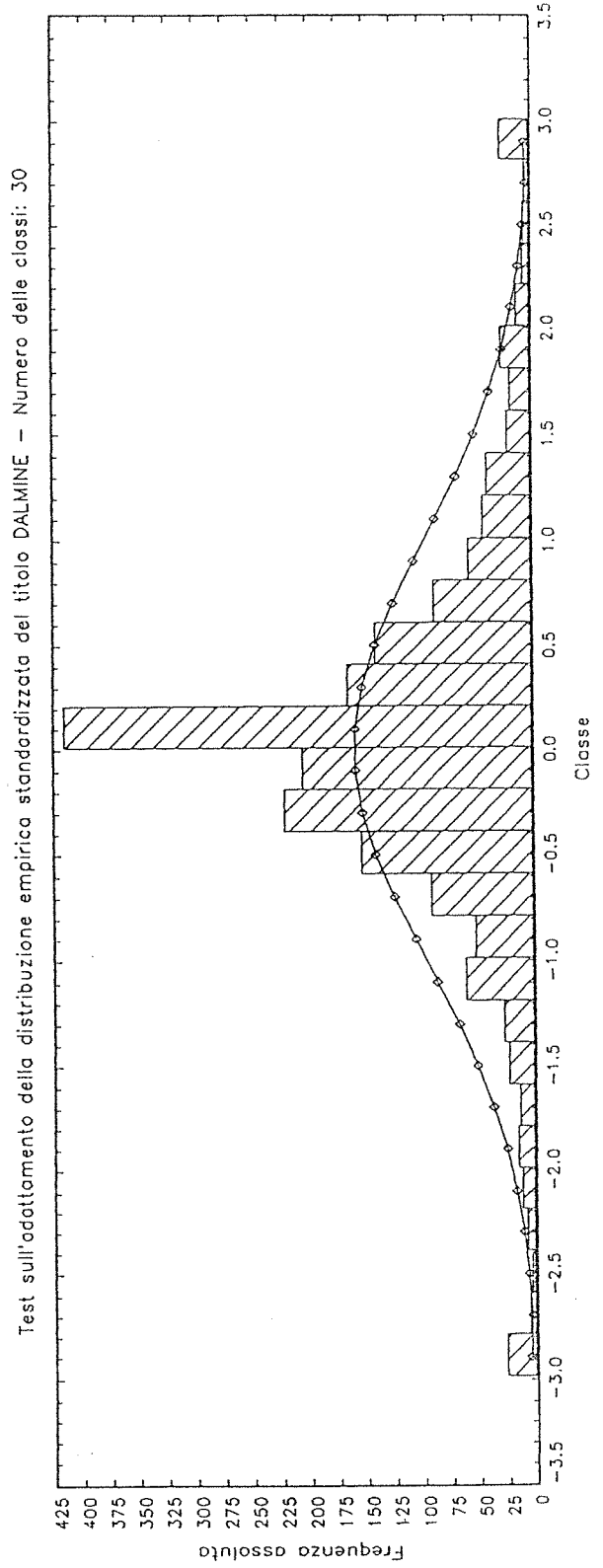
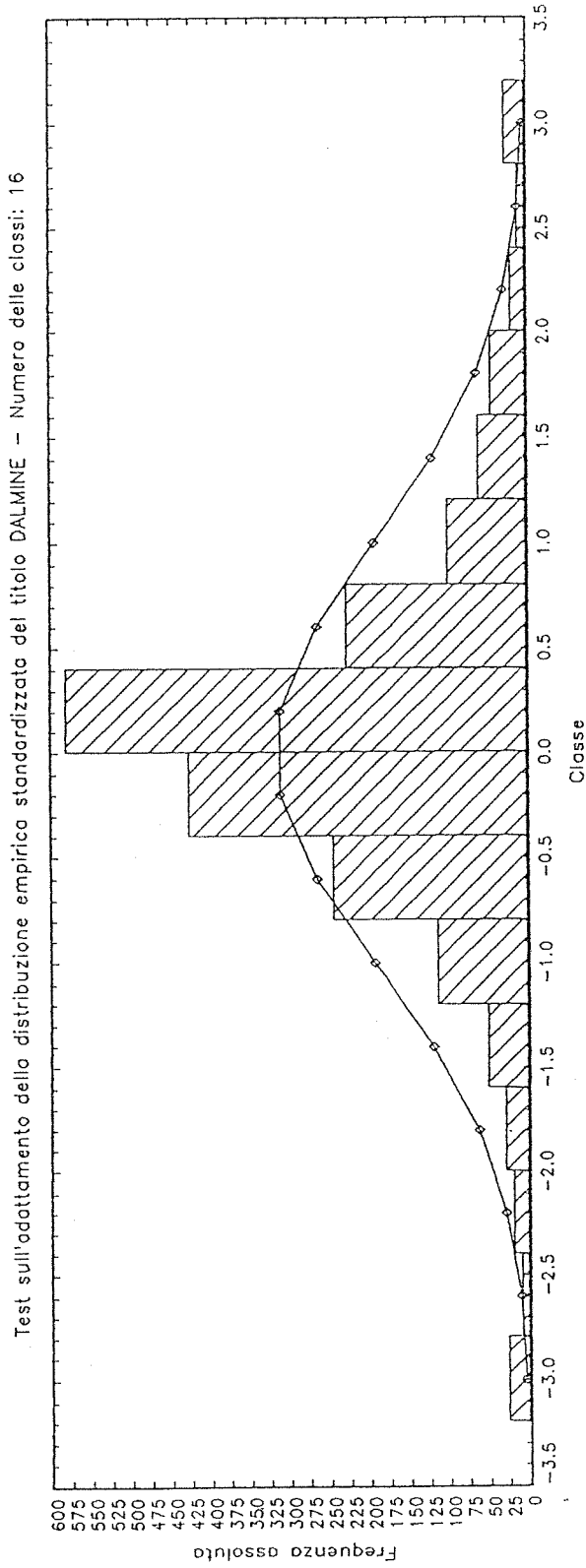


Figura 59

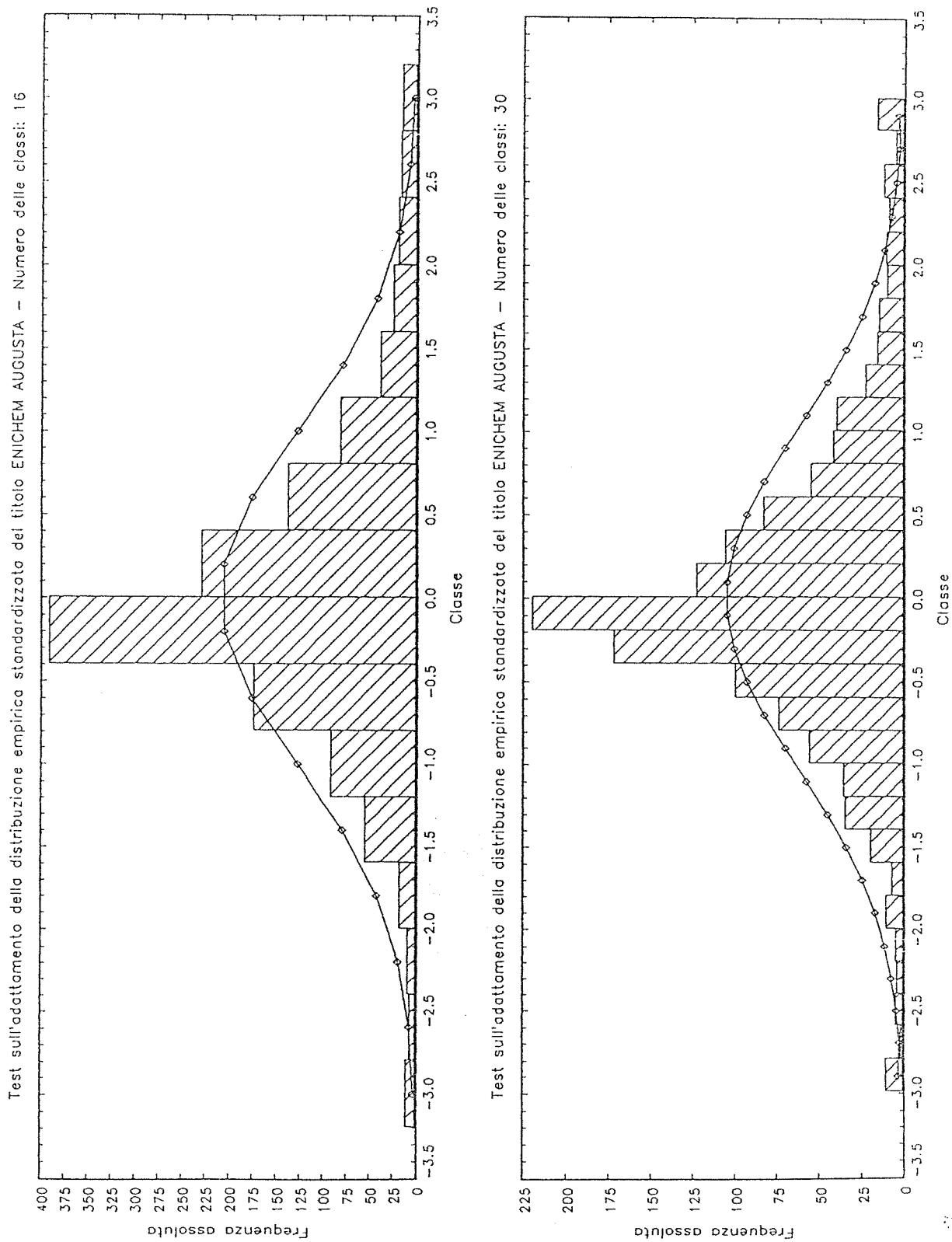


Figura 60

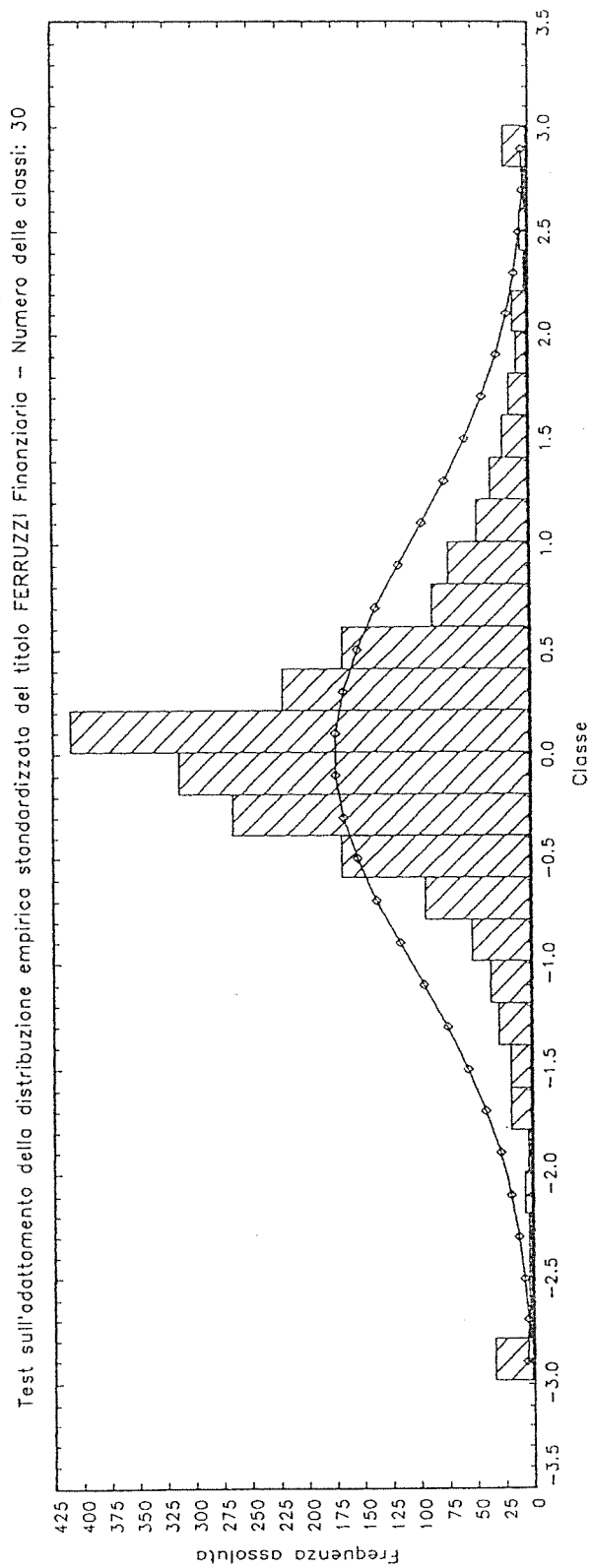
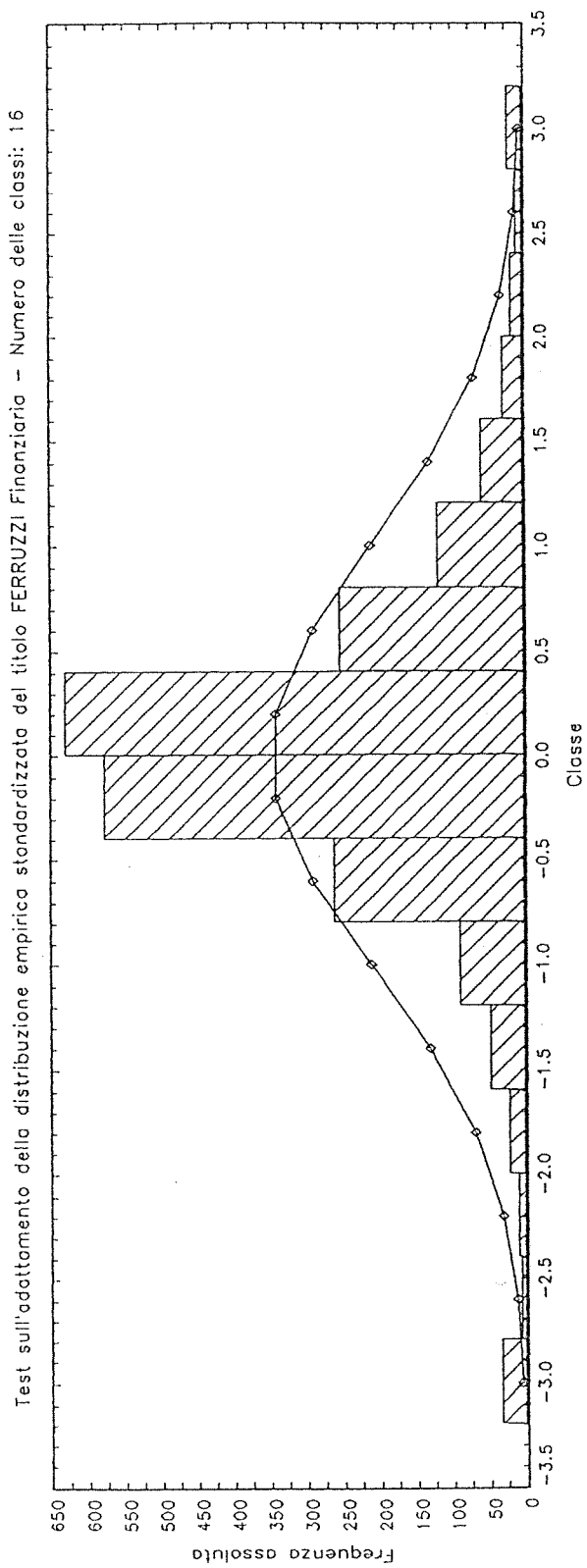


Figura 61

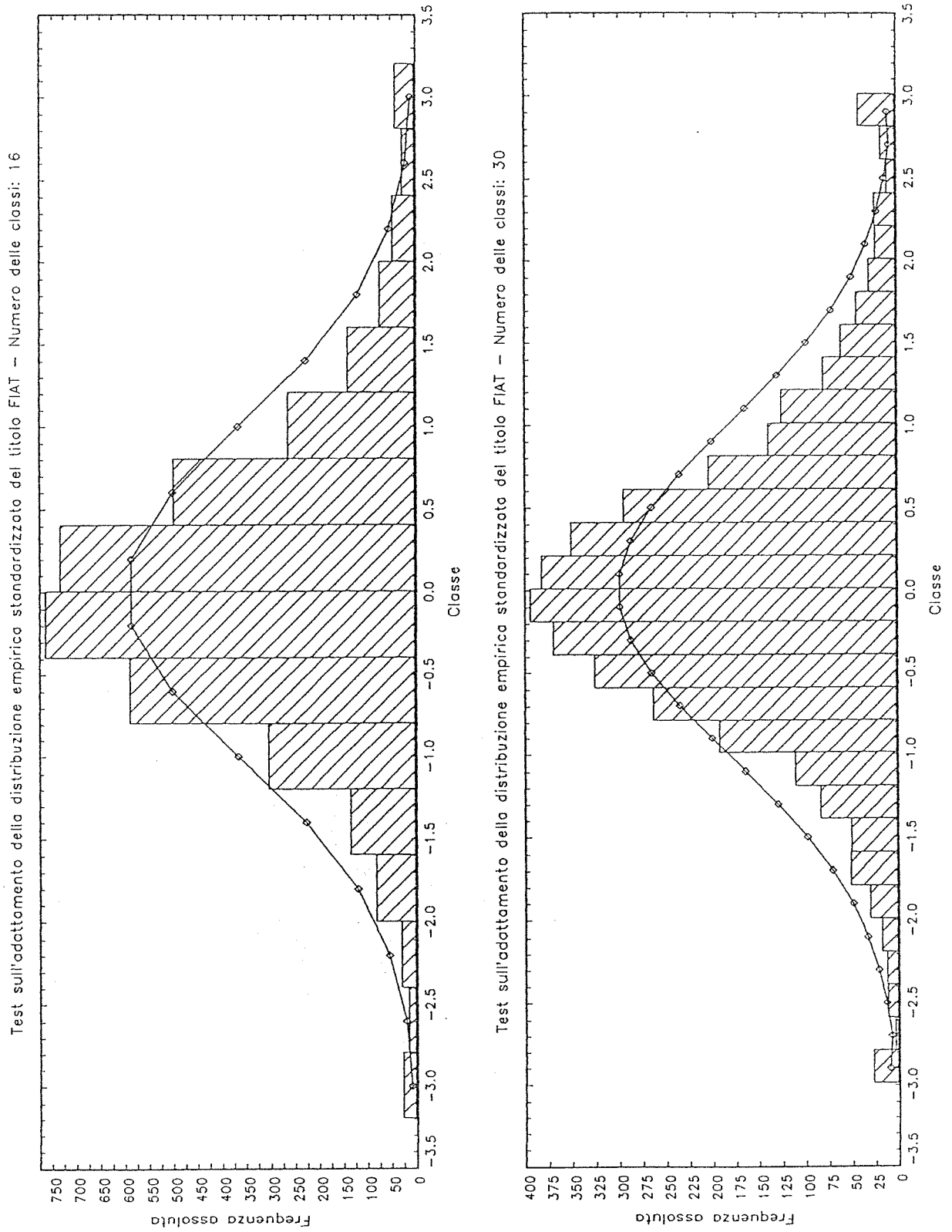


Figura 62

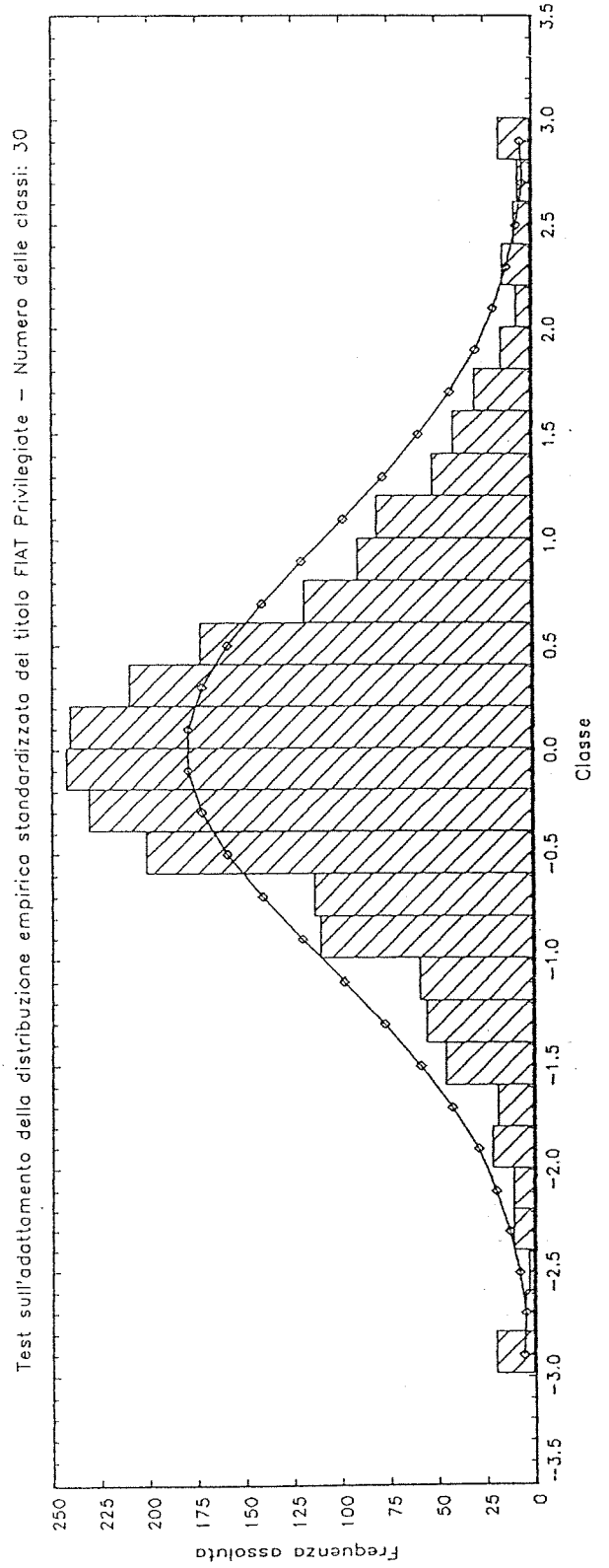
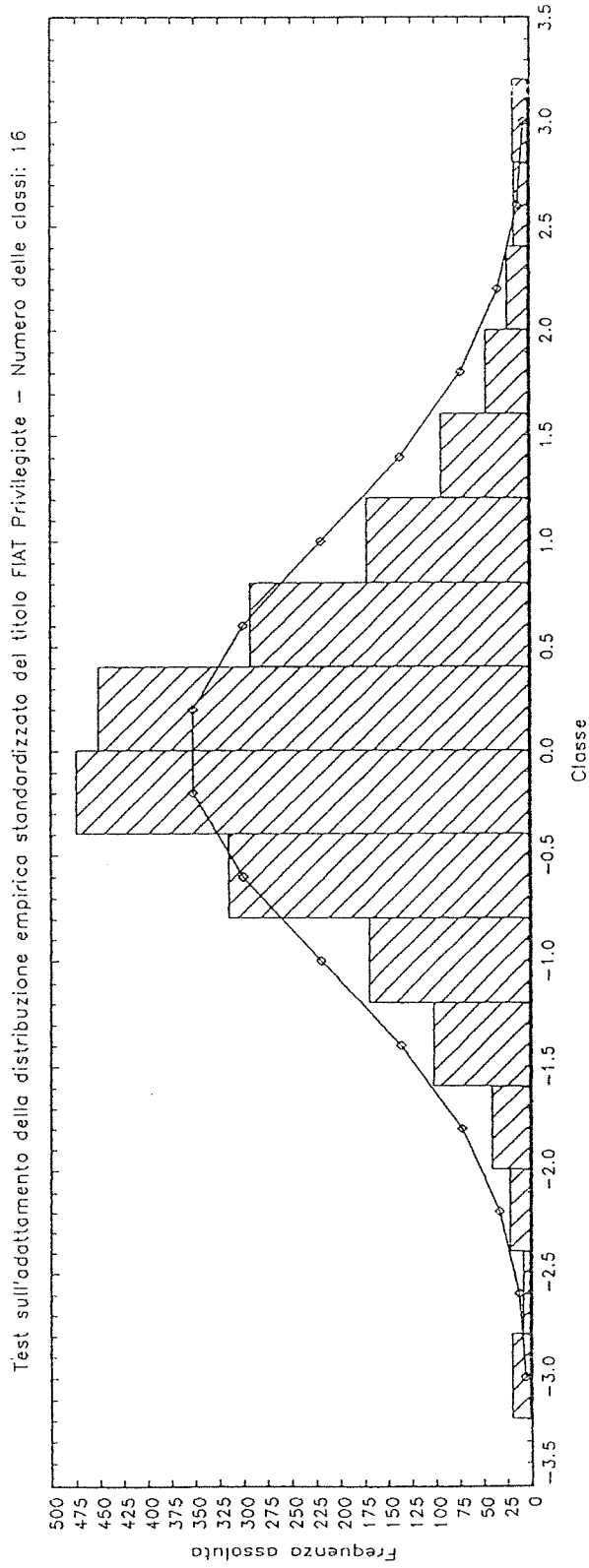
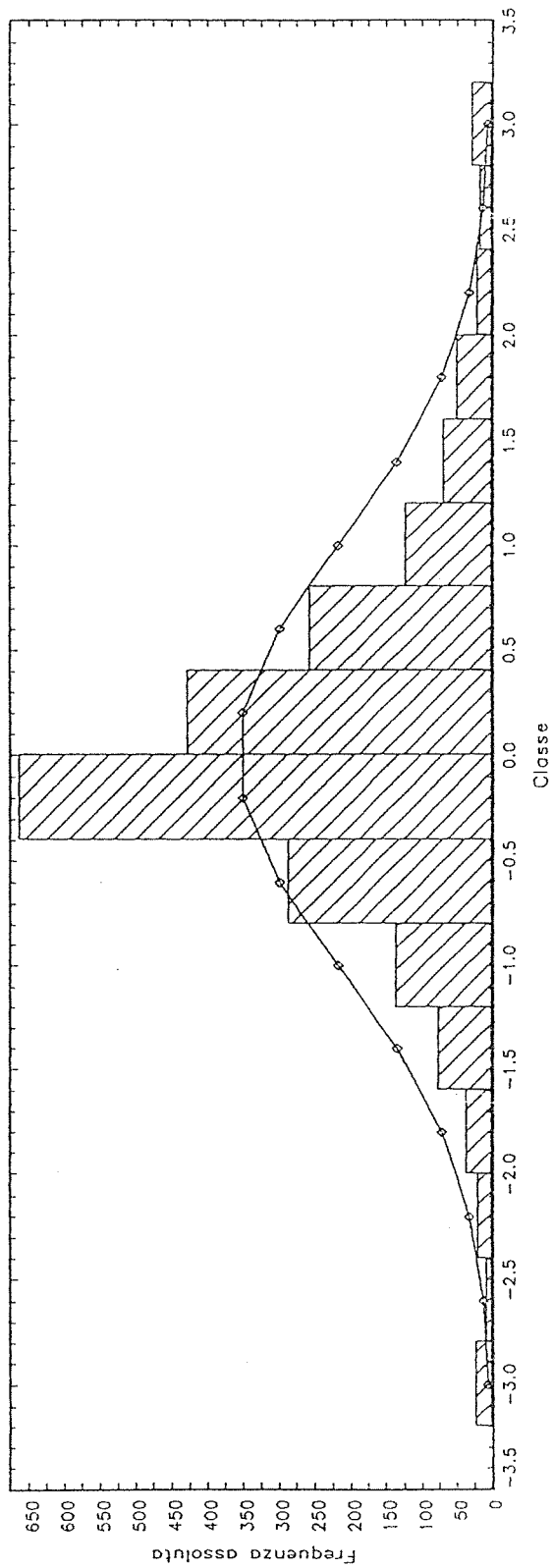


Figura 63

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo FINMECCANICA - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo FINMECCANICA - Numero delle classi: 30

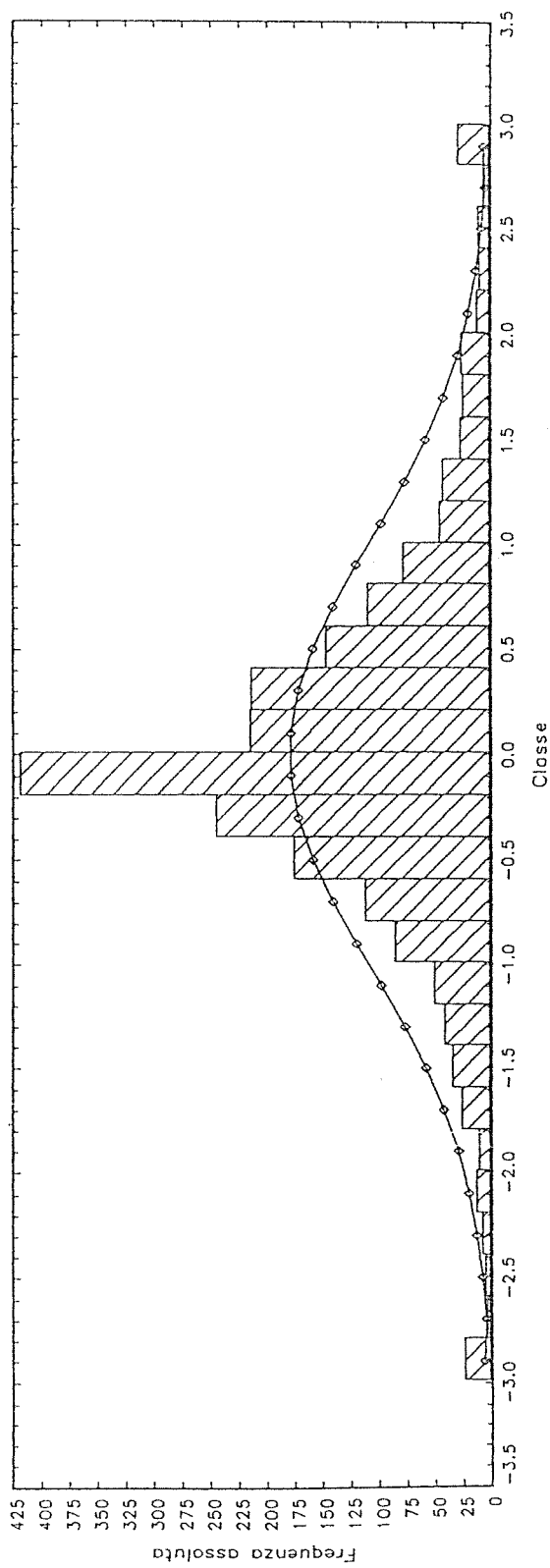


Figura 64

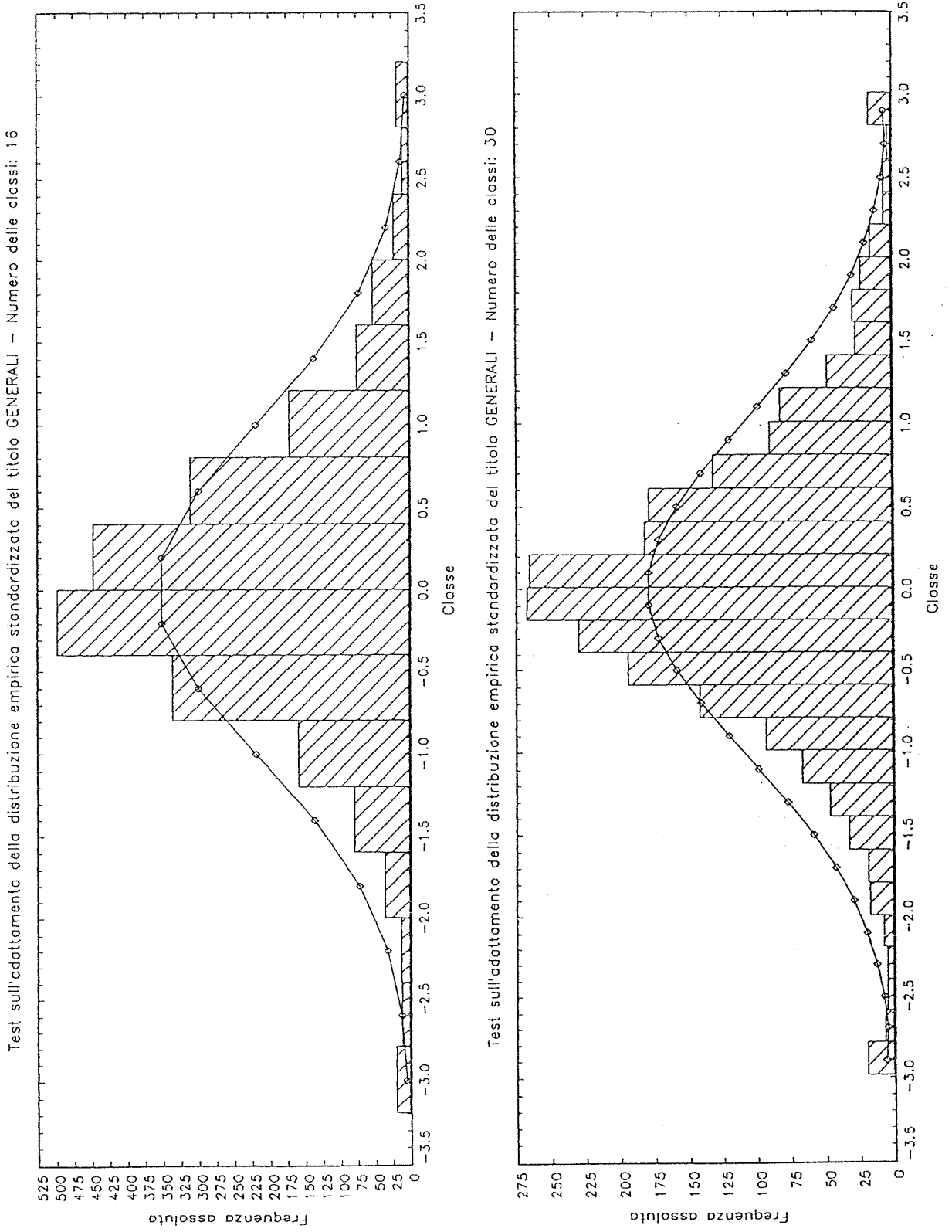


Figura 65

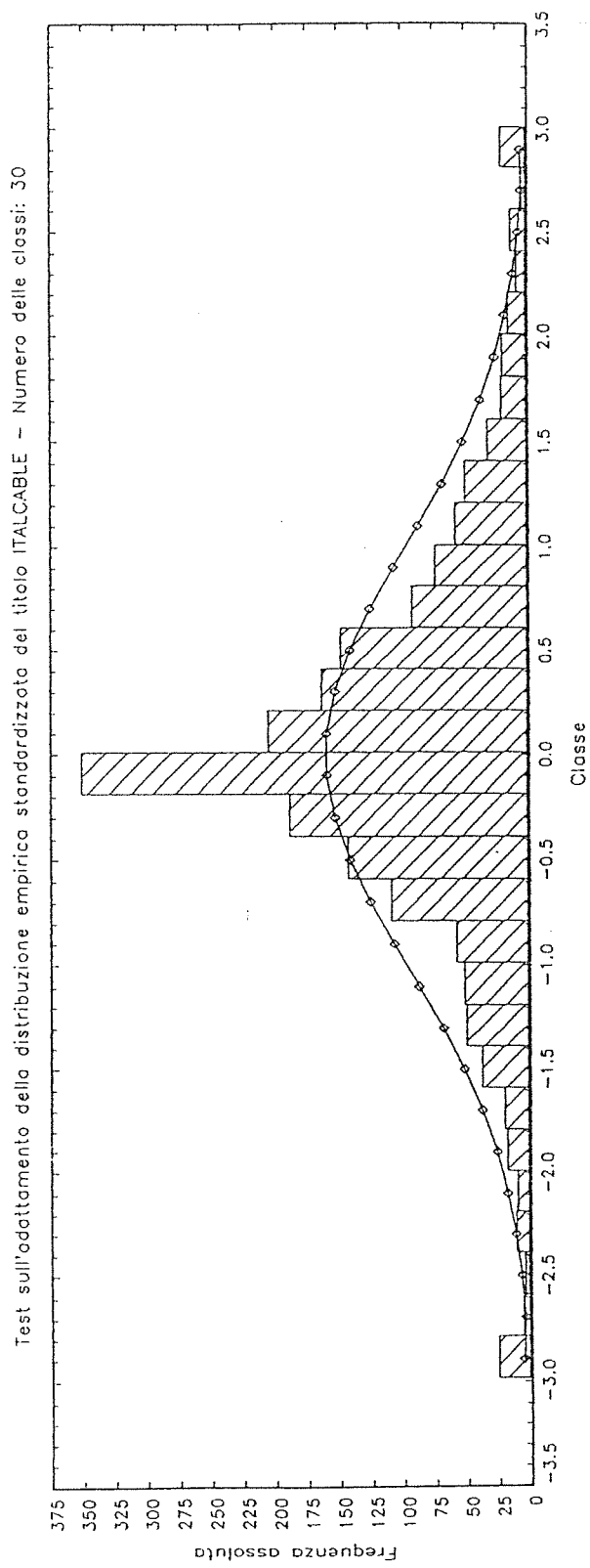
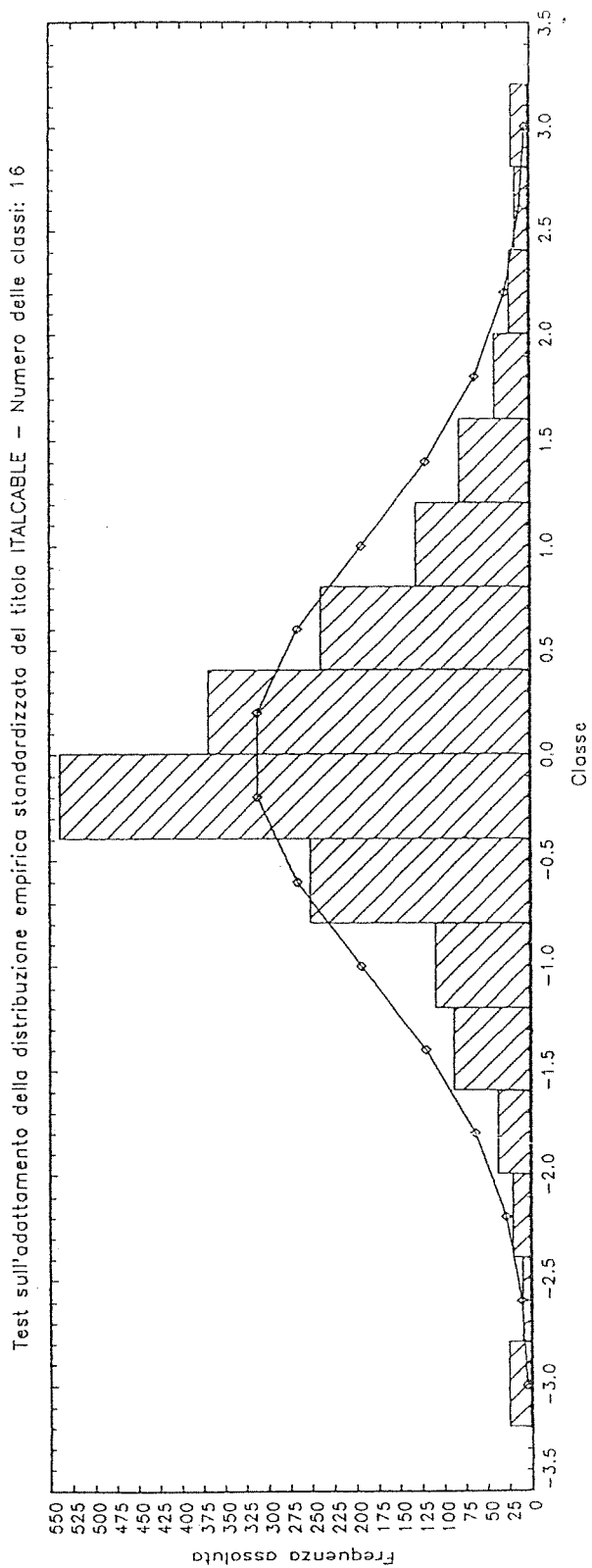


Figura 66

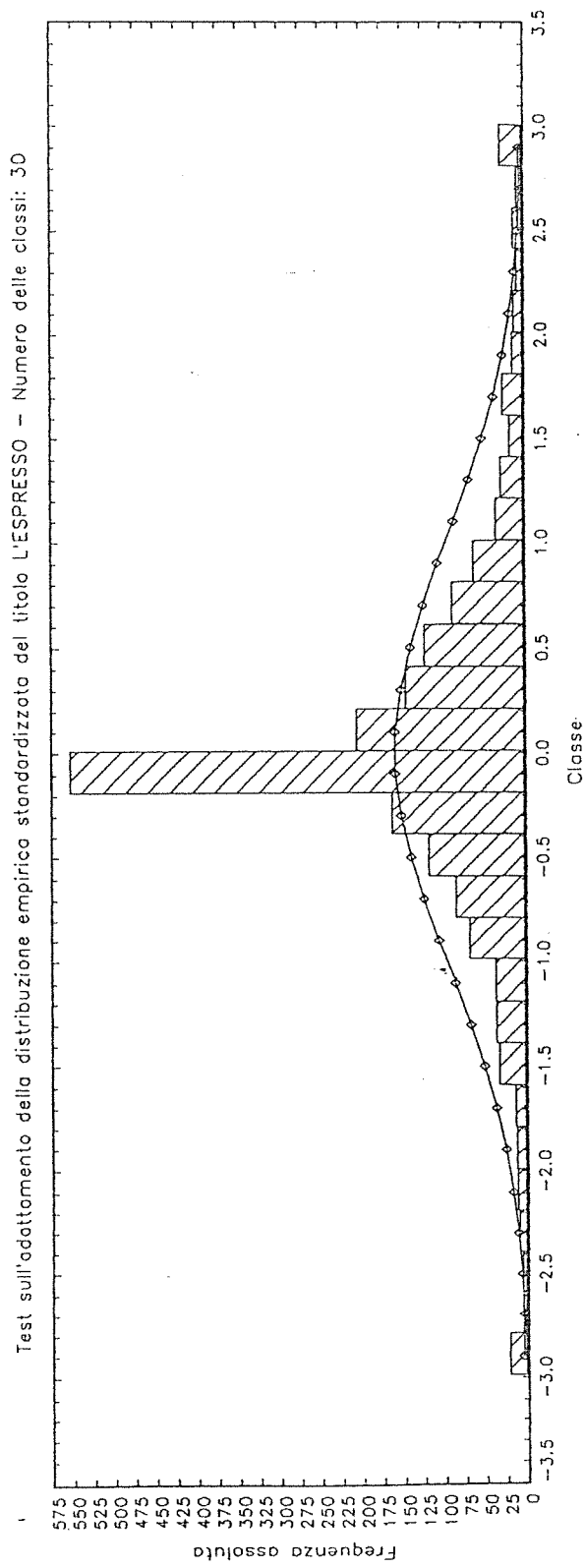
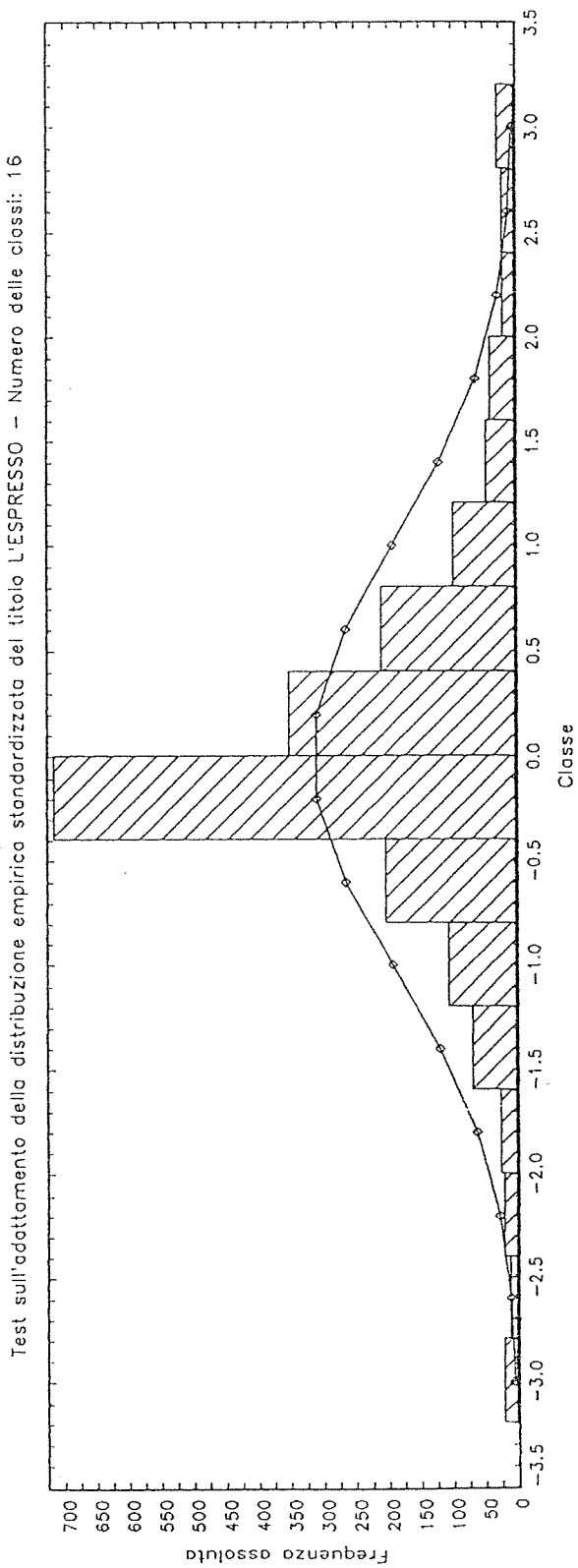


Figura 67

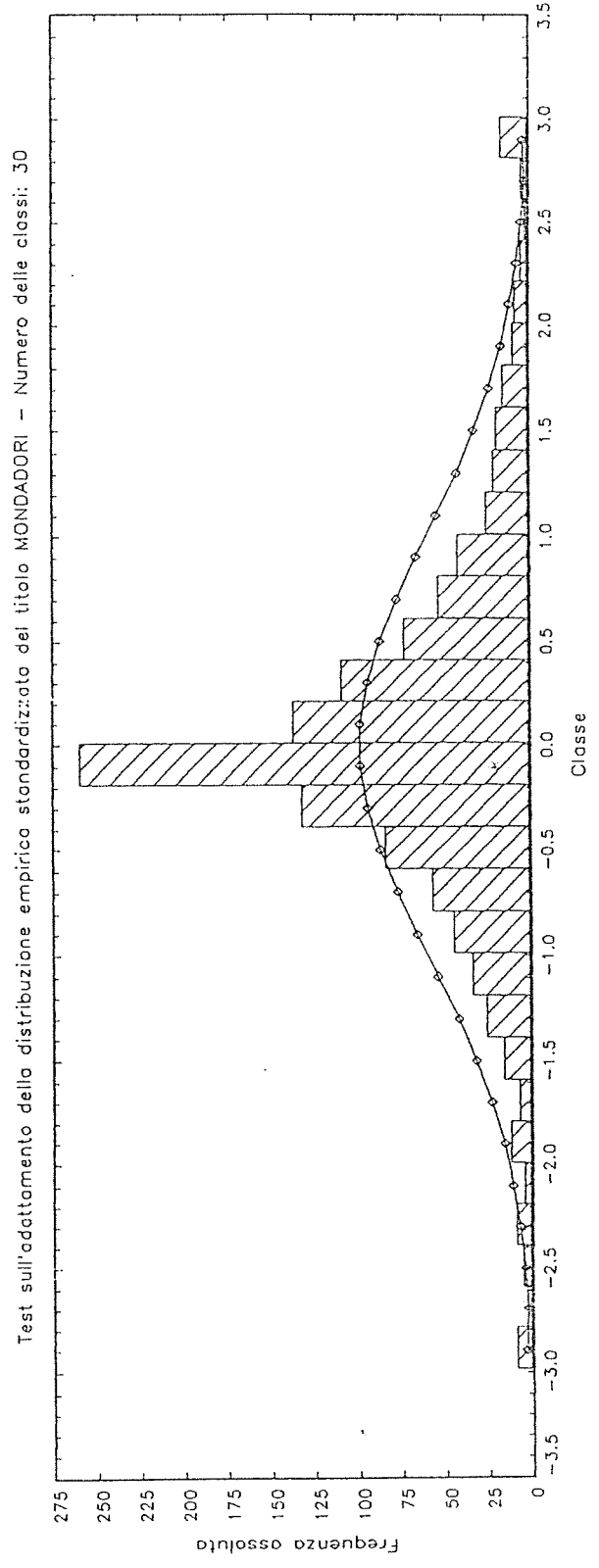
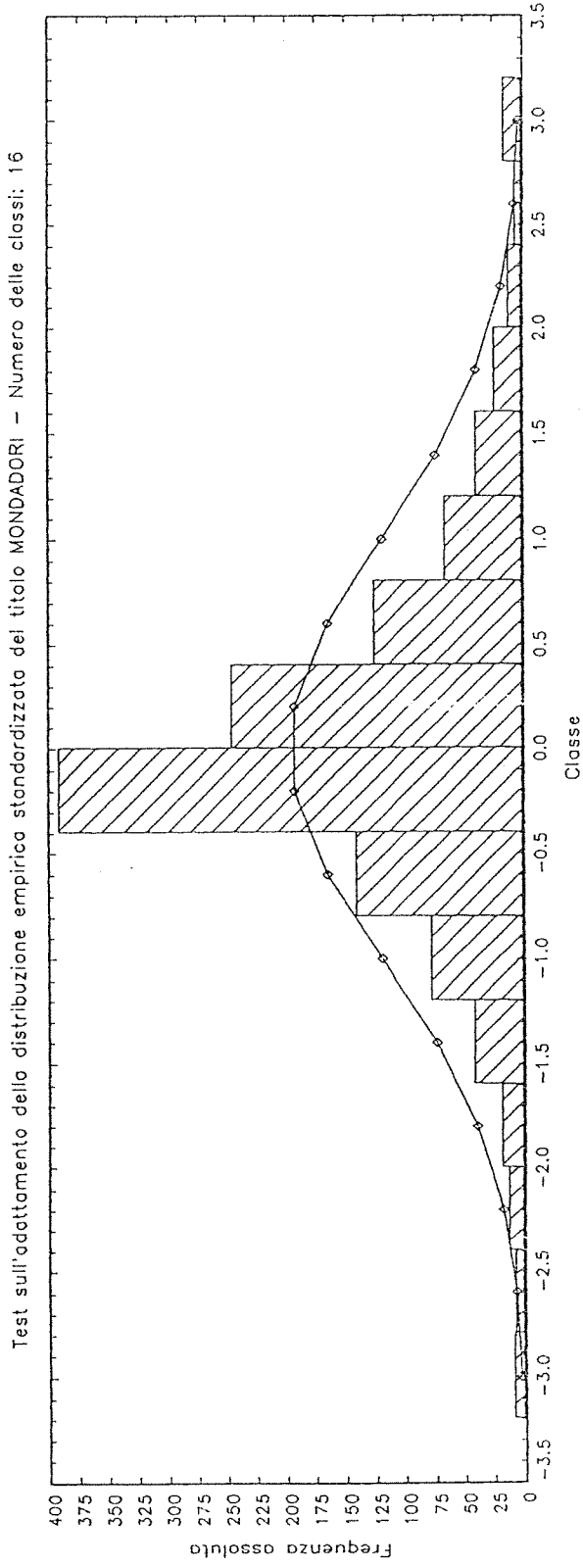
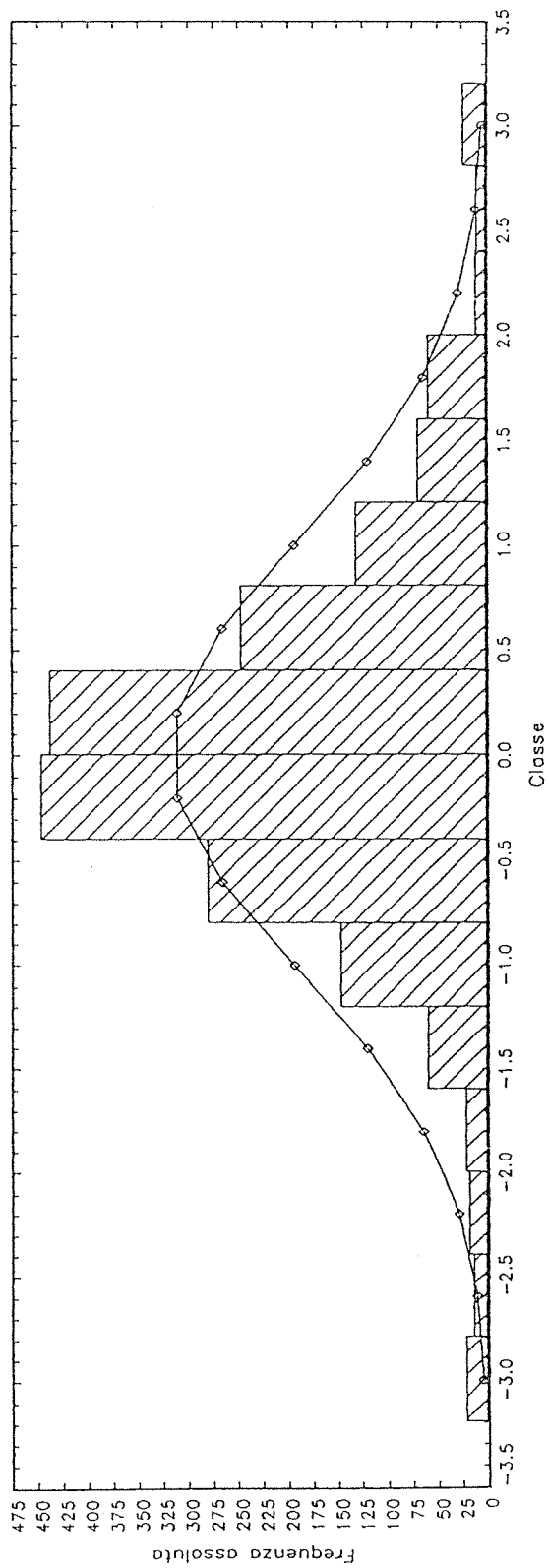


Figura 68

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo MONTEDESON - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo MONTEDESON - Numero delle classi: 30

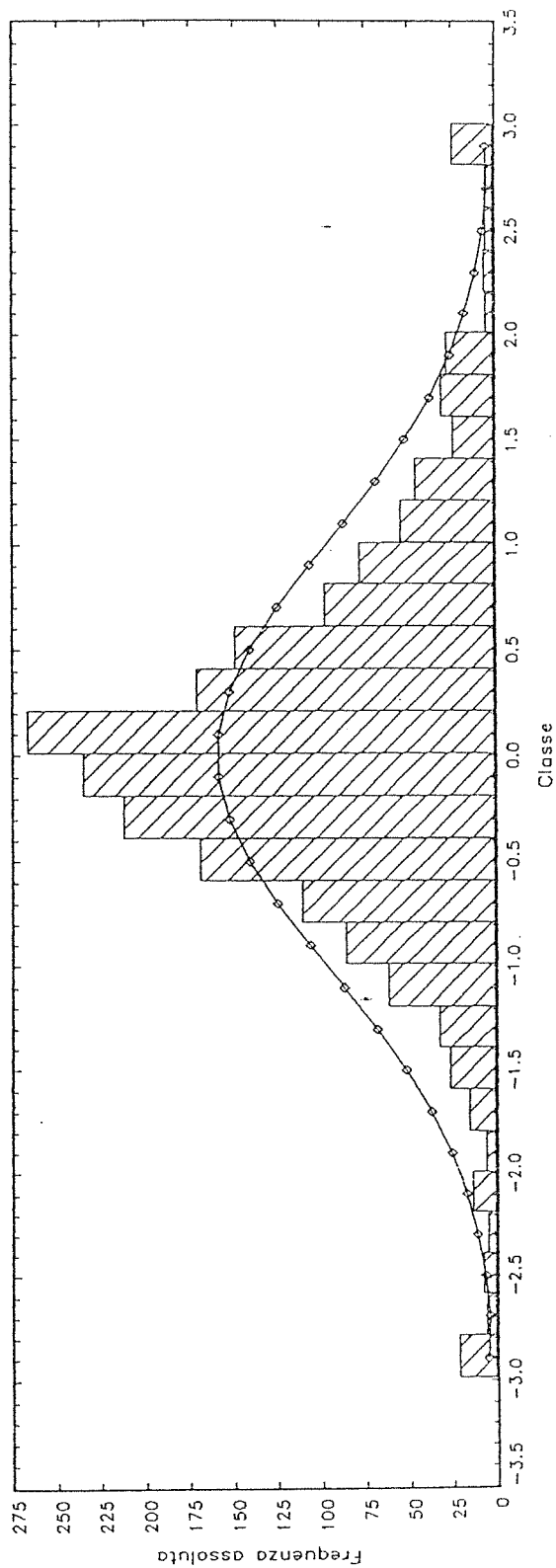


Figura 69

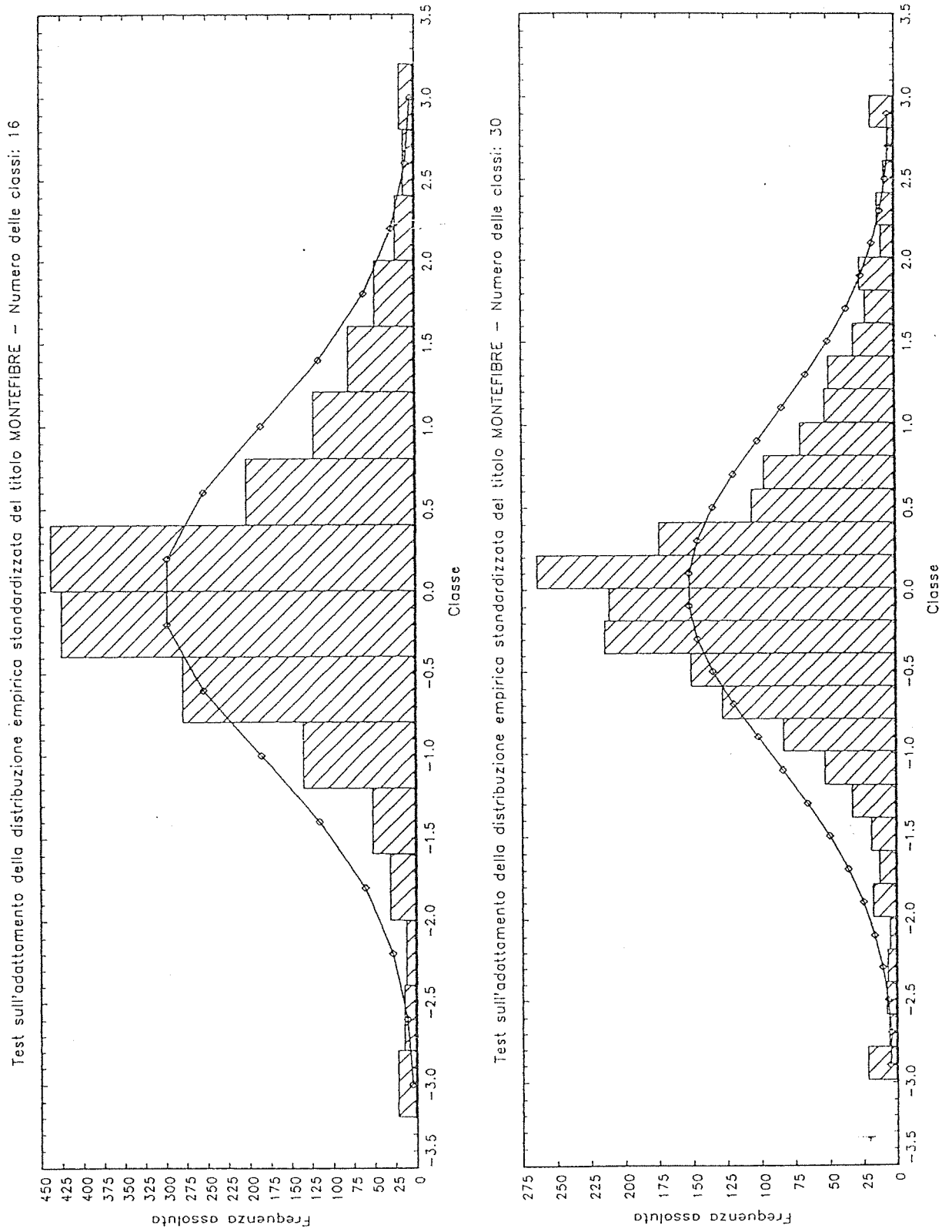


Figura 70

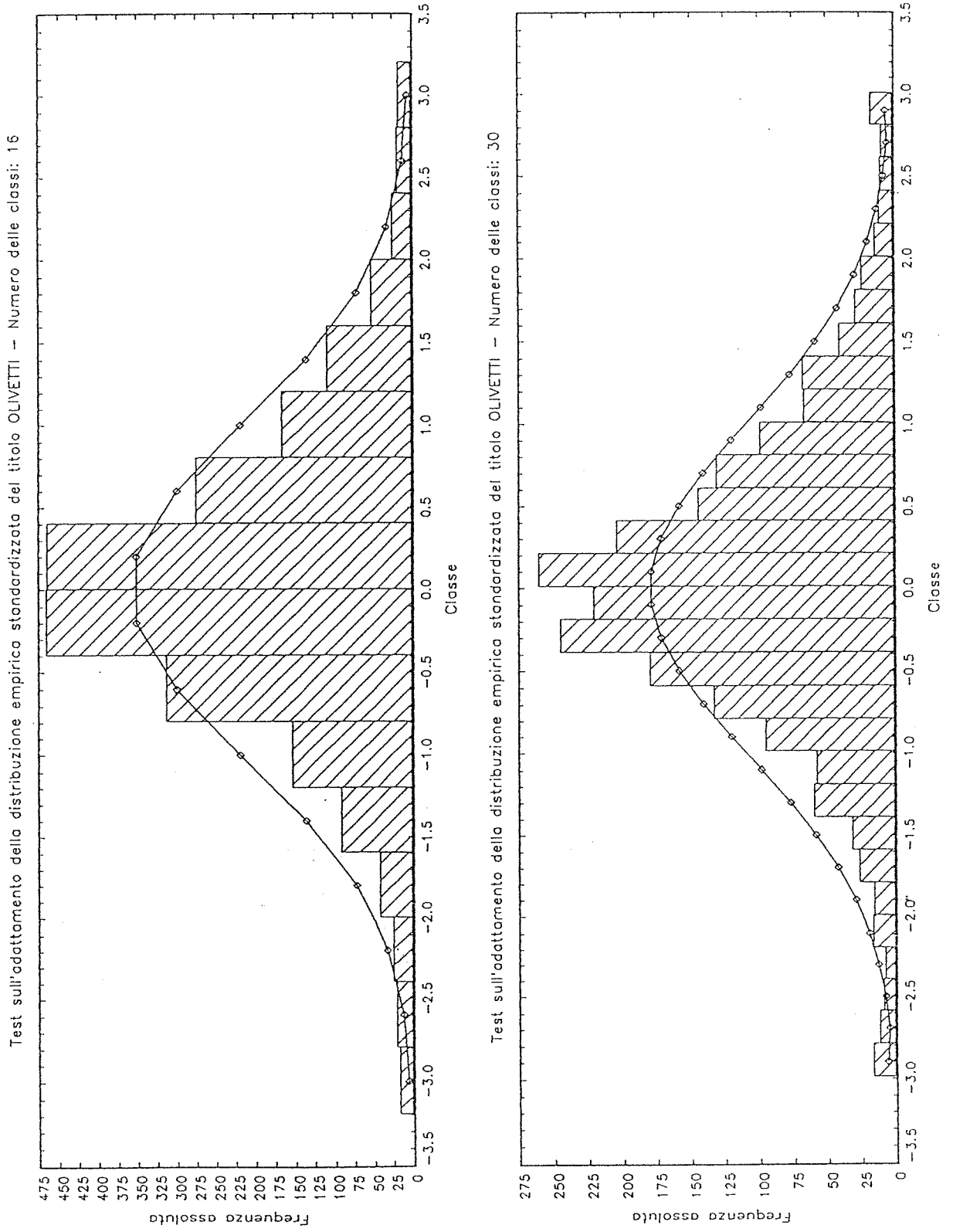
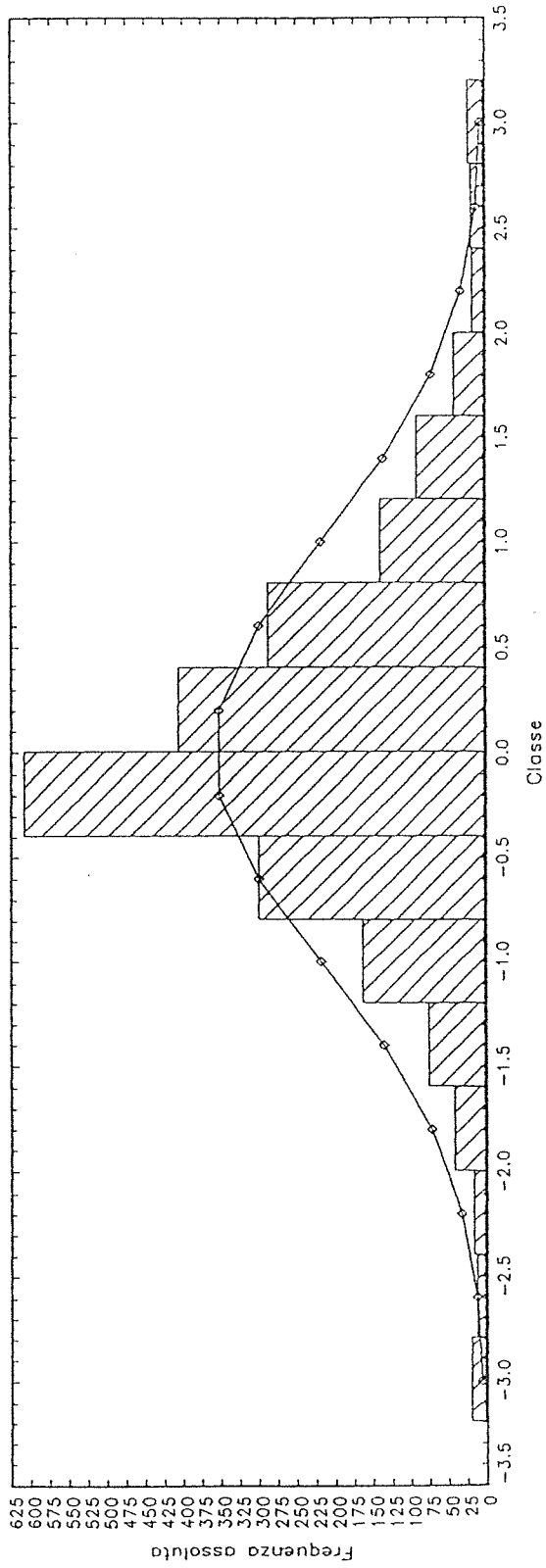


Figura 71

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo PIRELLI & C. - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo PIRELLI & C. - Numero delle classi: 30

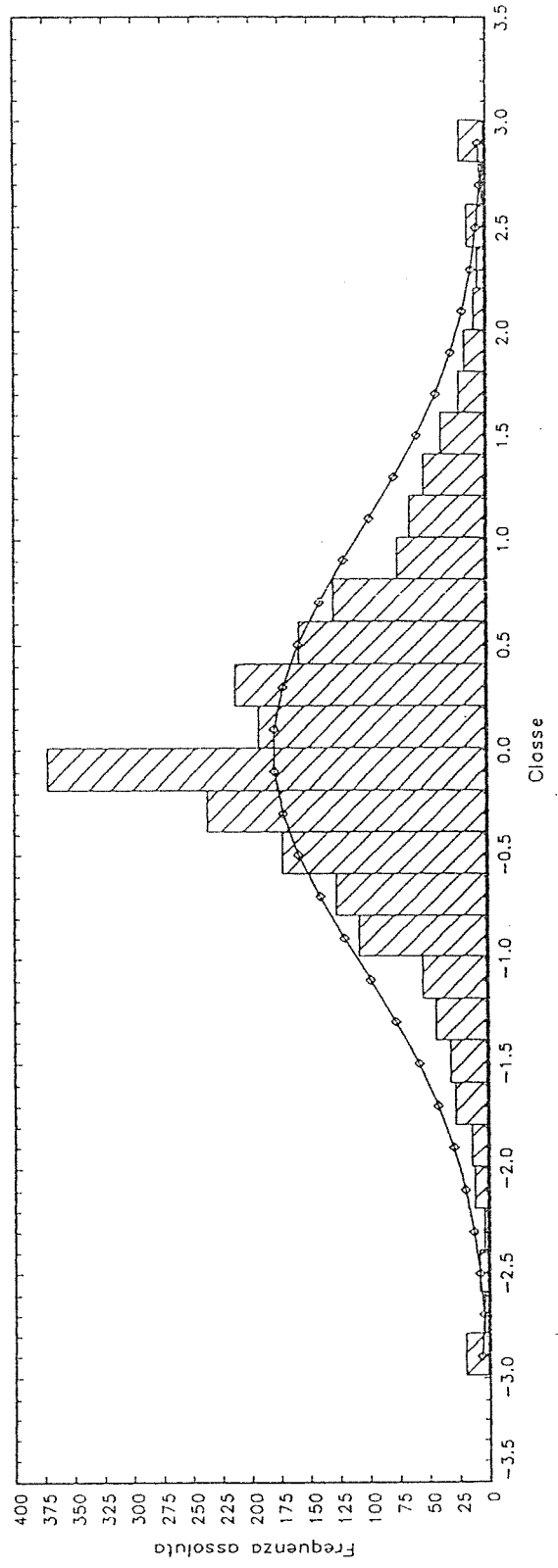


Figura 72

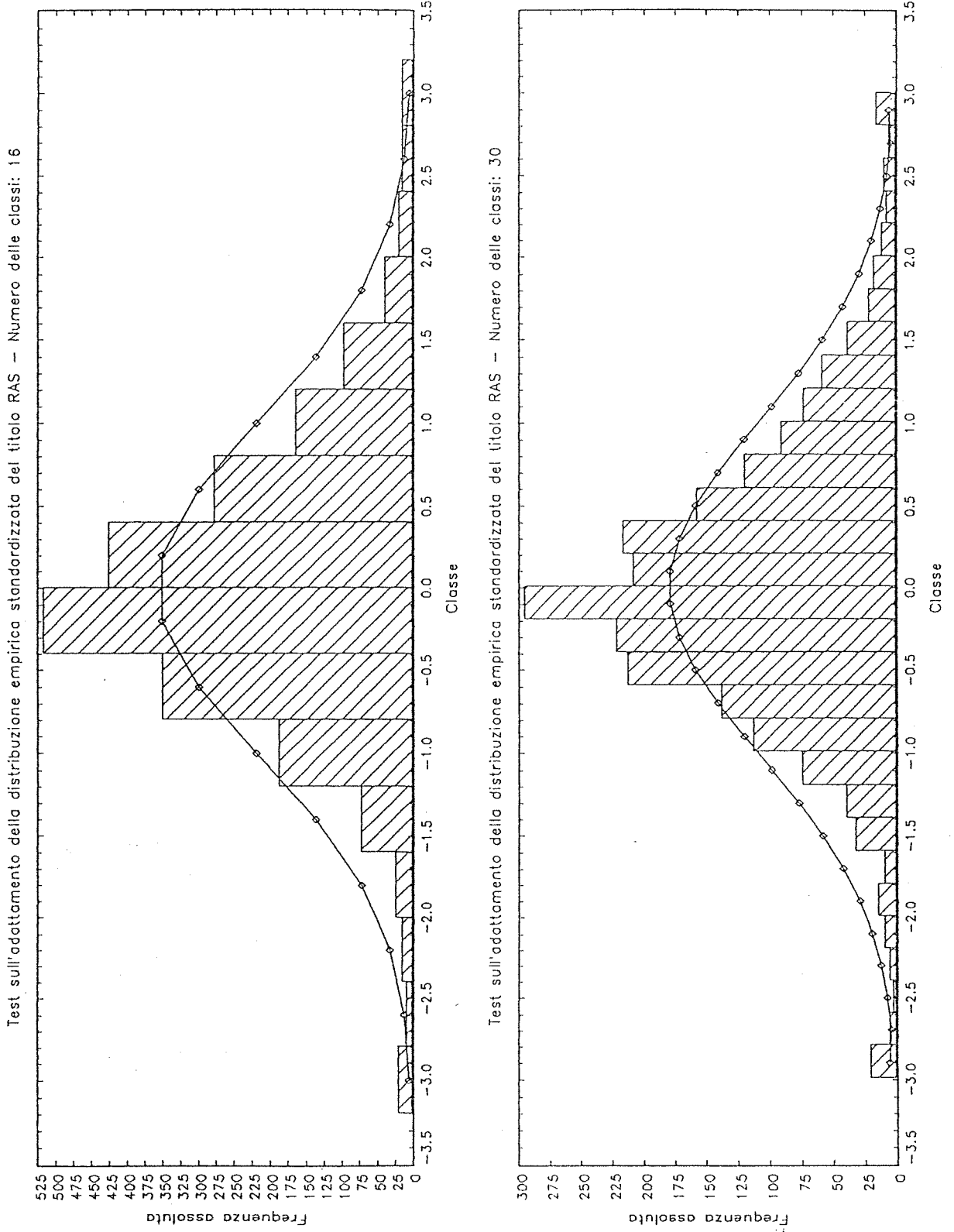
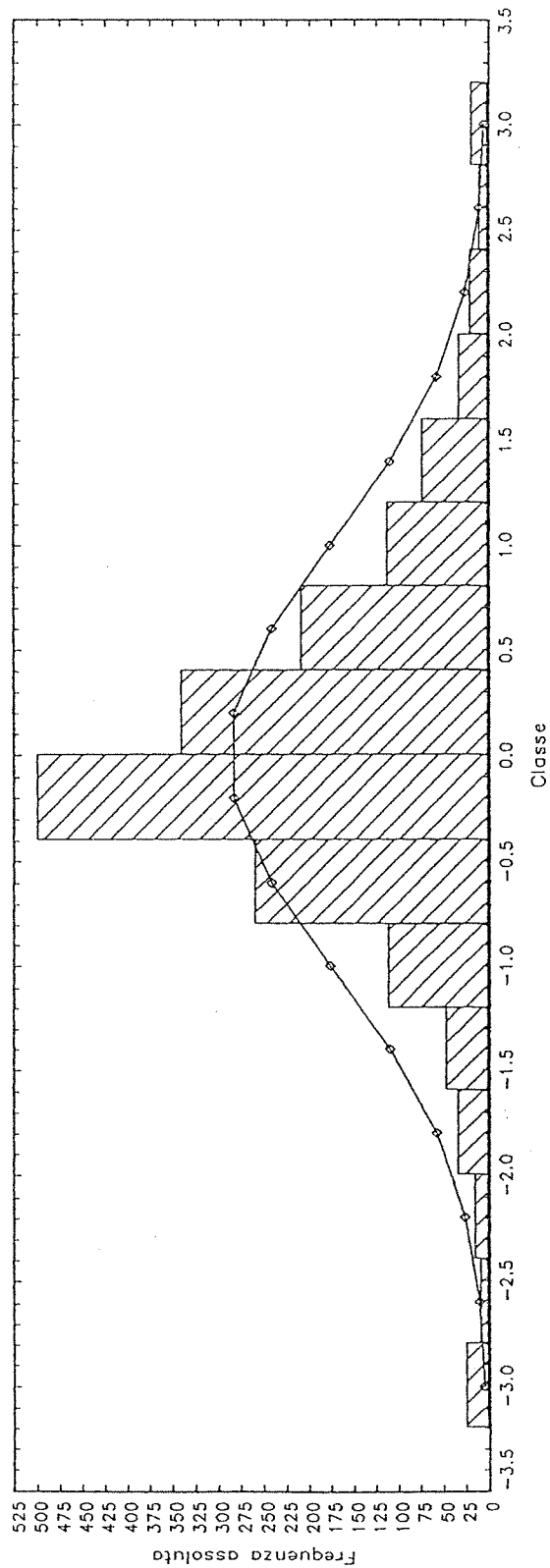


Figura 73

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo RCS Libri - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo RCS Libri - Numero delle classi: 30

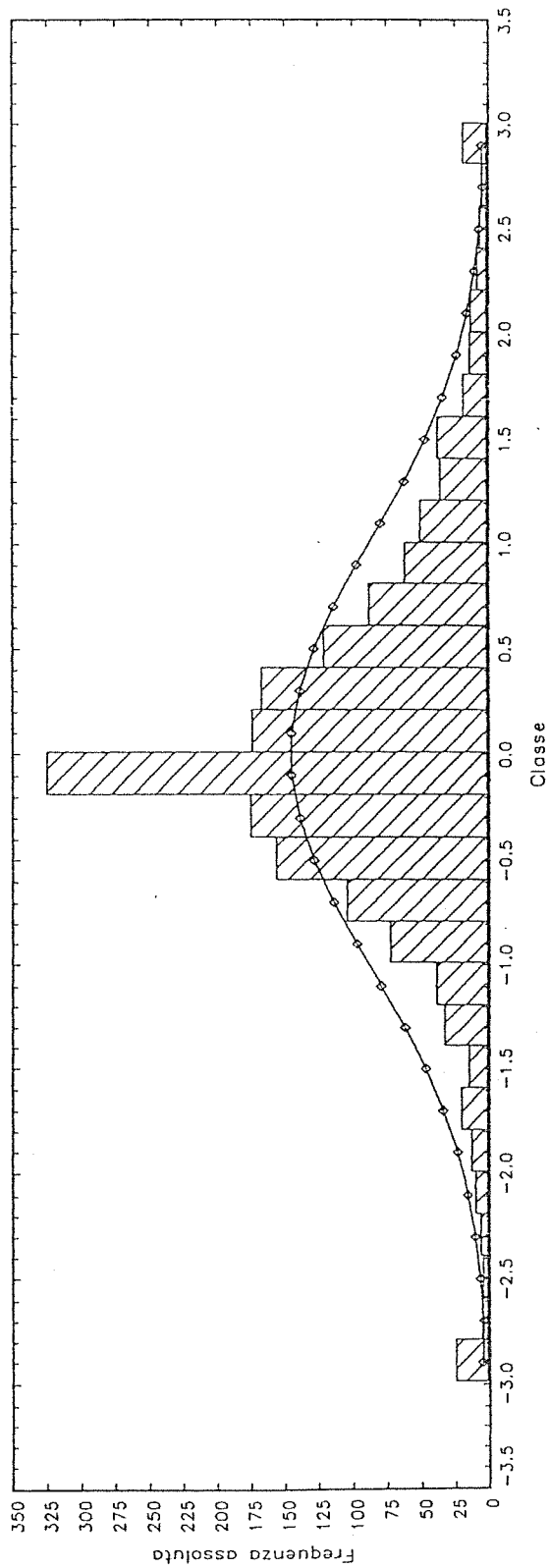


Figura 74

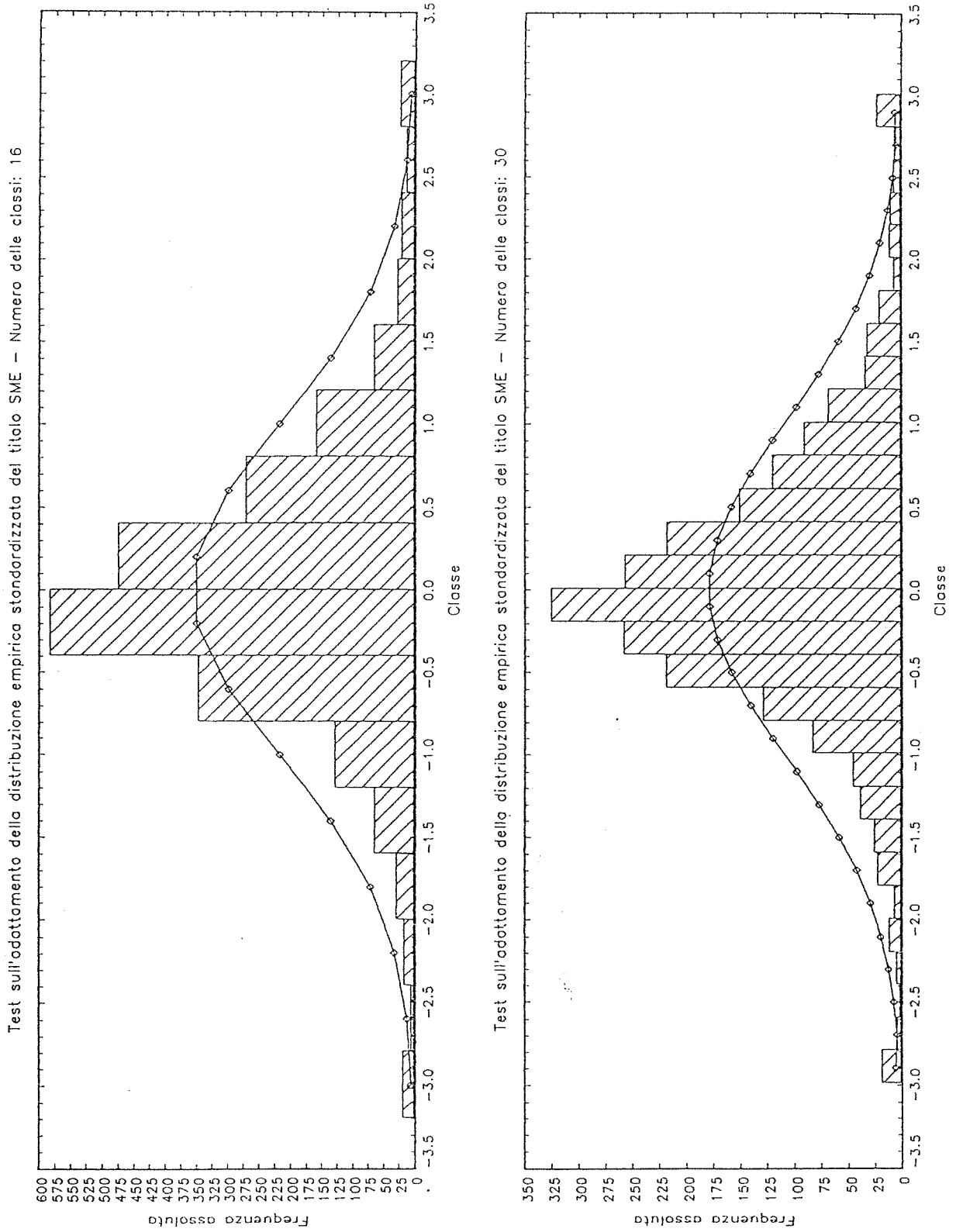


Figura 75

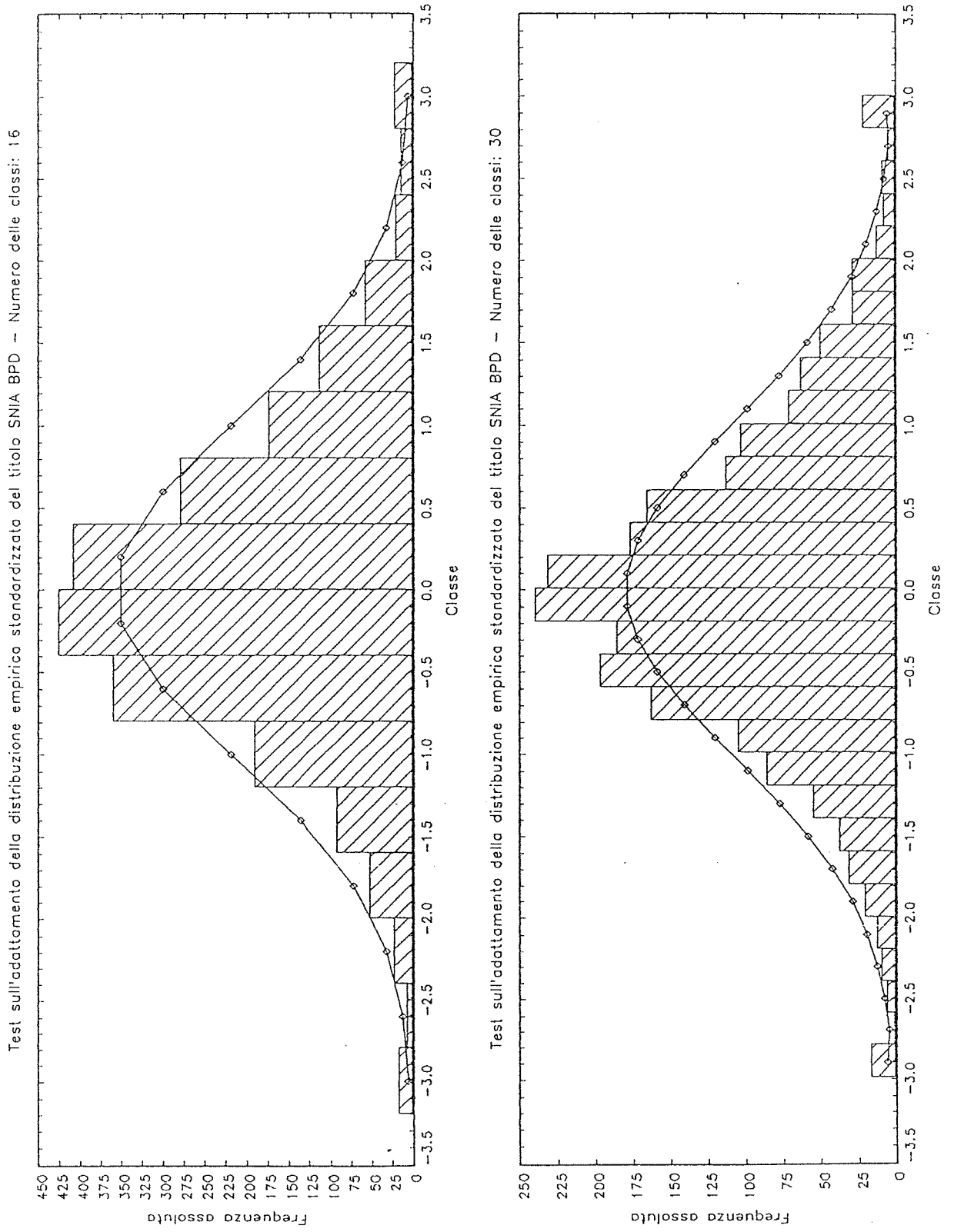


Figura 76

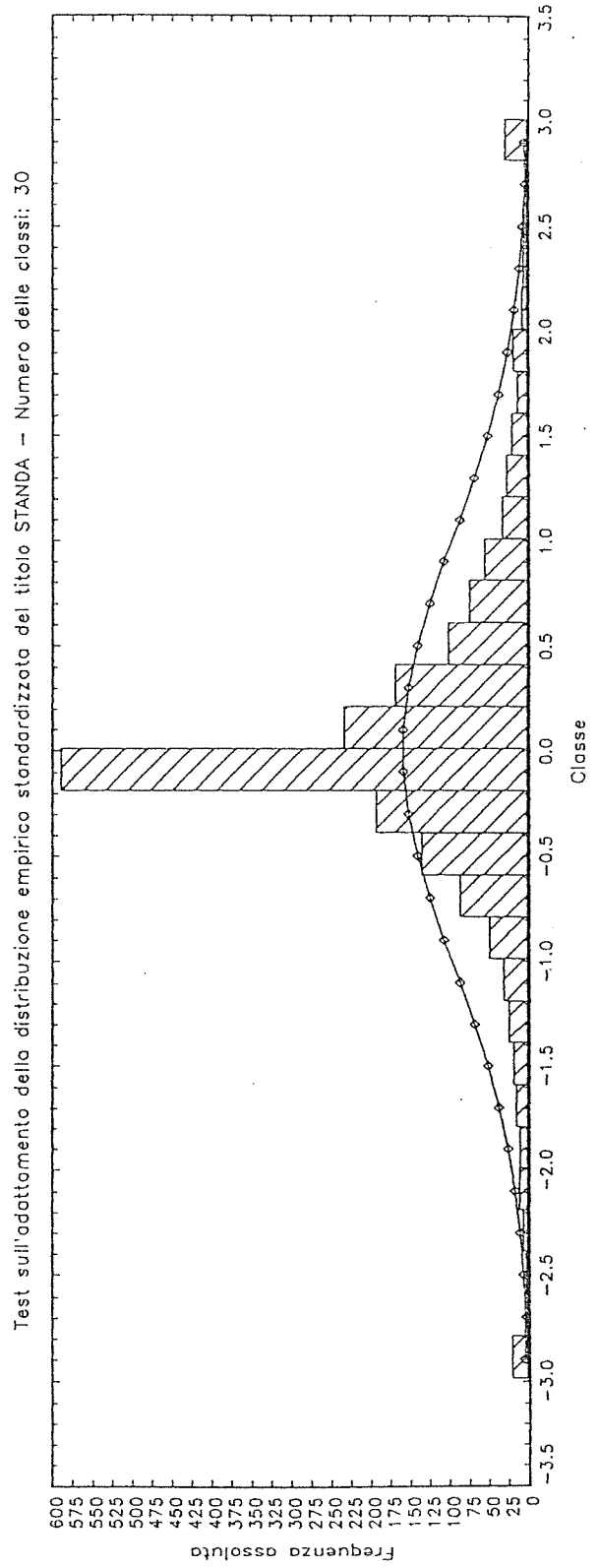
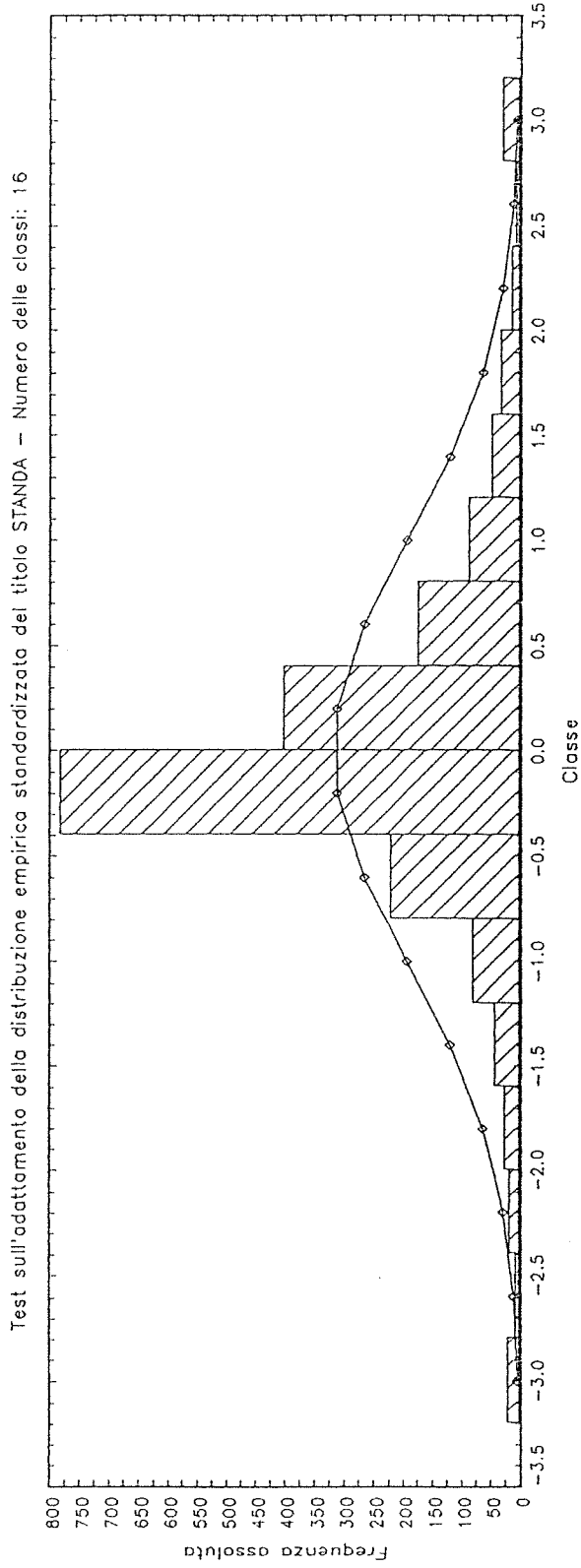


Figura 77

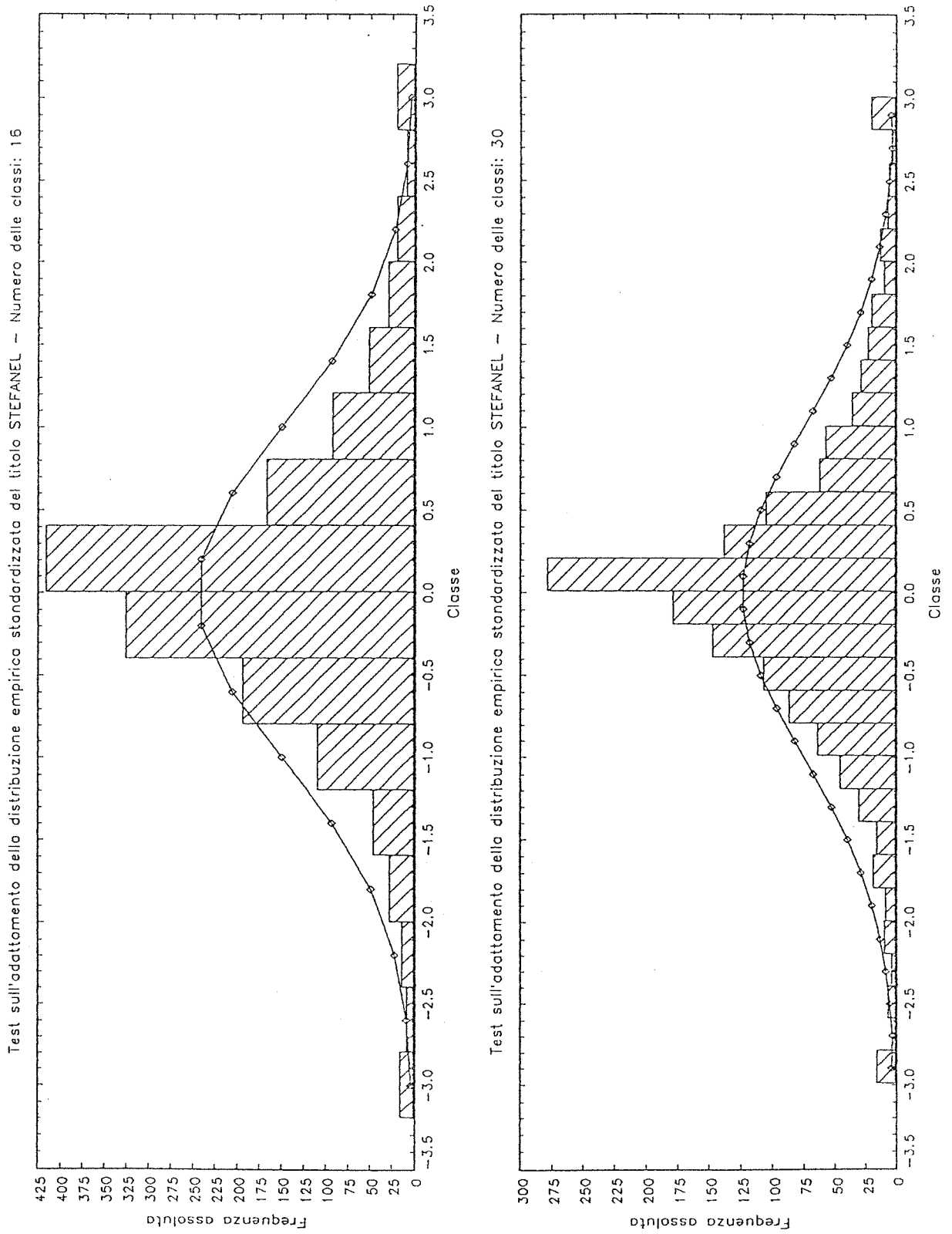
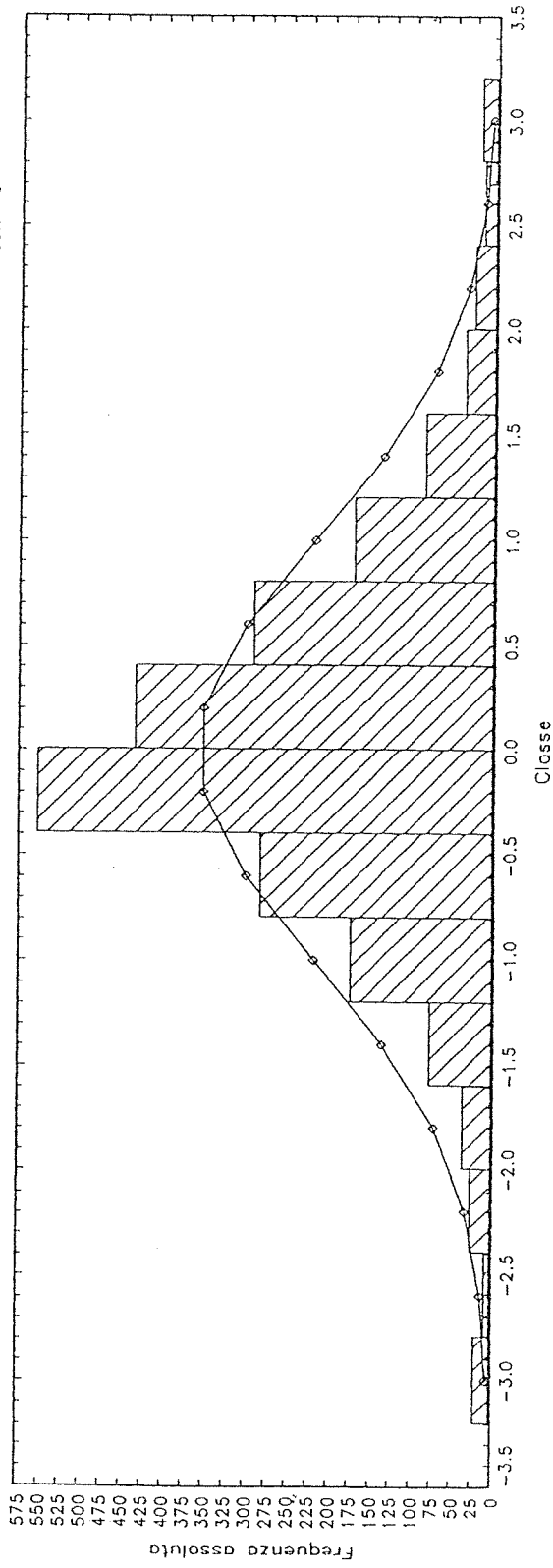


Figura 78

Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo STET - Numero delle classi: 16



Test sull'adattamento della distribuzione empirica standardizzata del titolo STET - Numero delle classi: 30

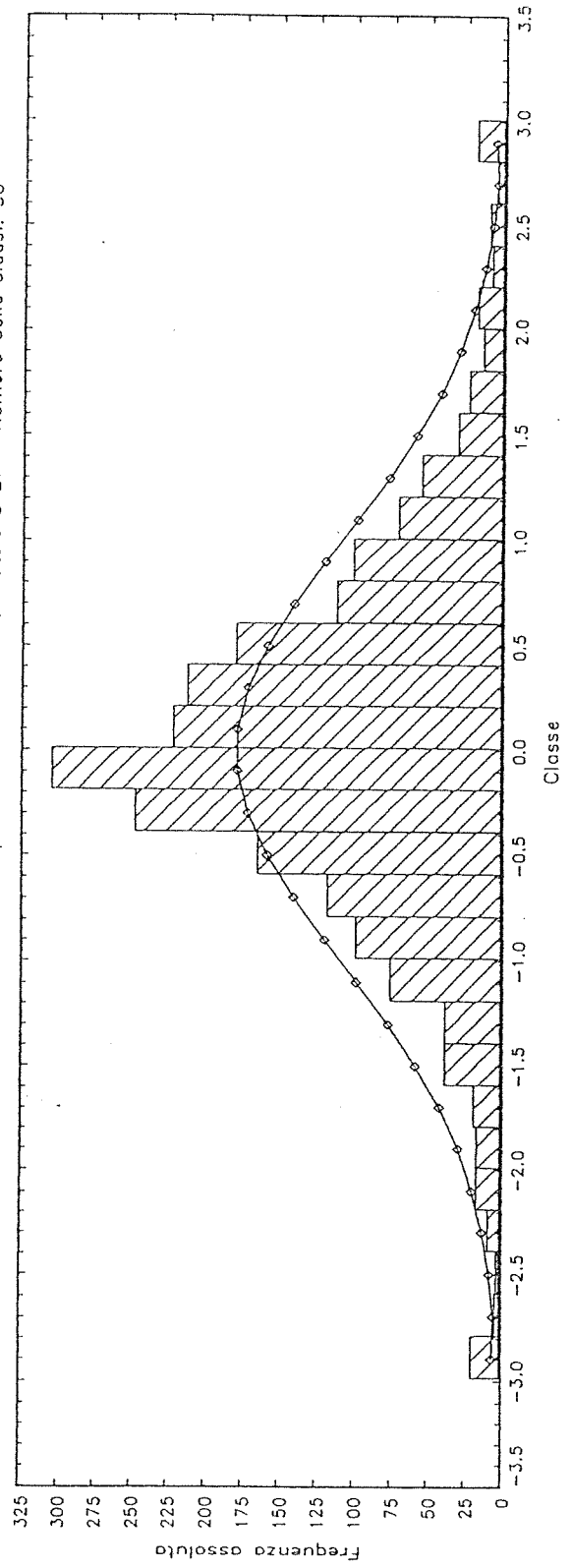


Figura 79

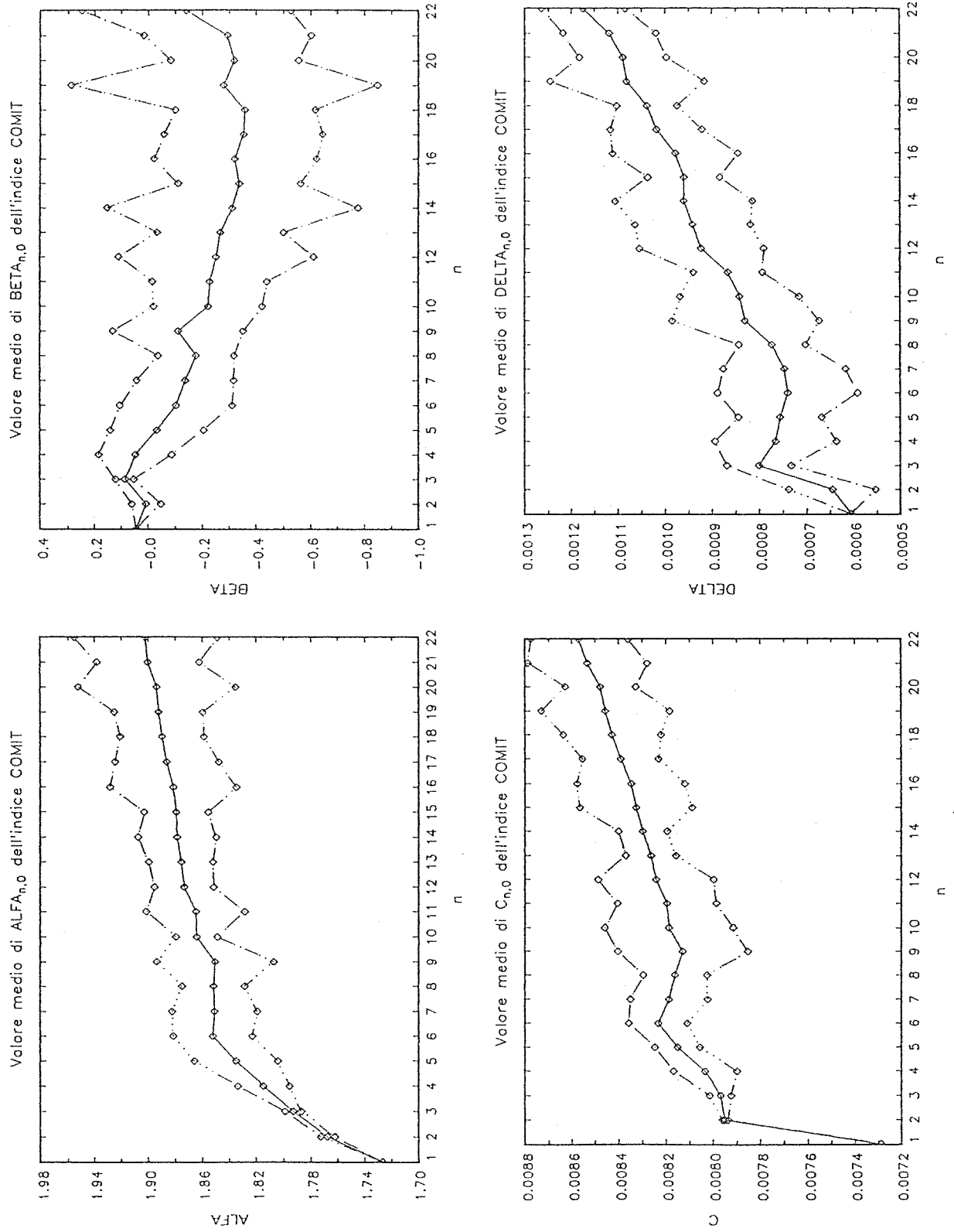


Figura 80

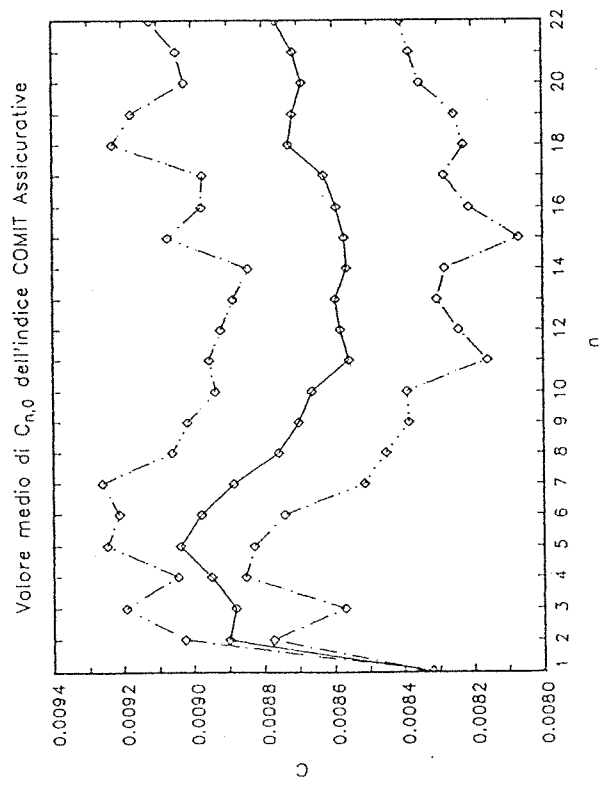
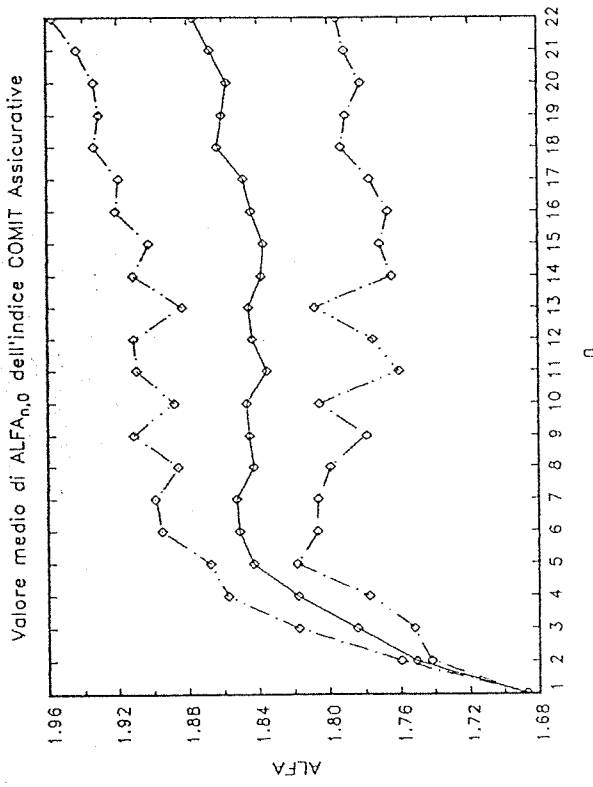
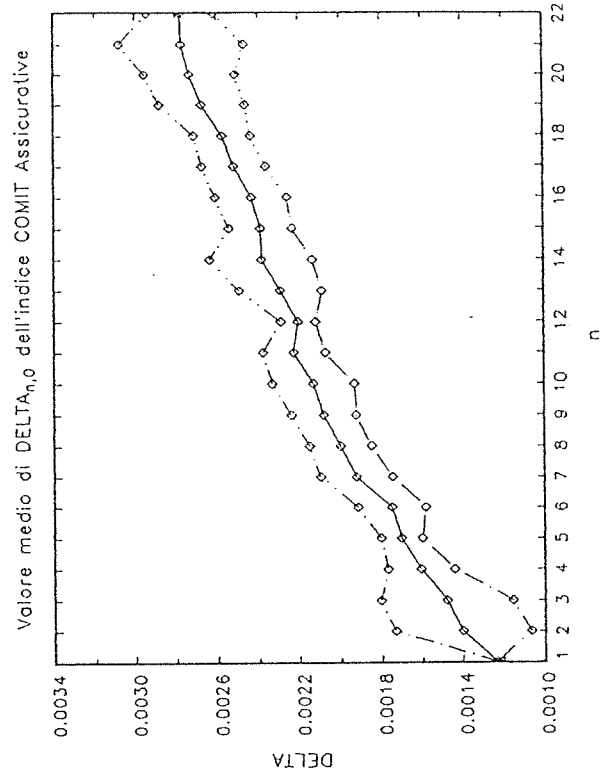
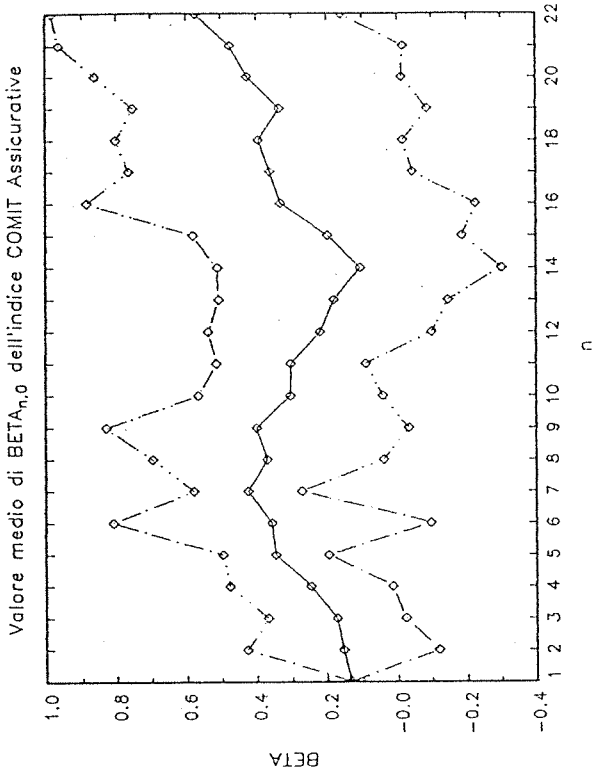


Figura 81

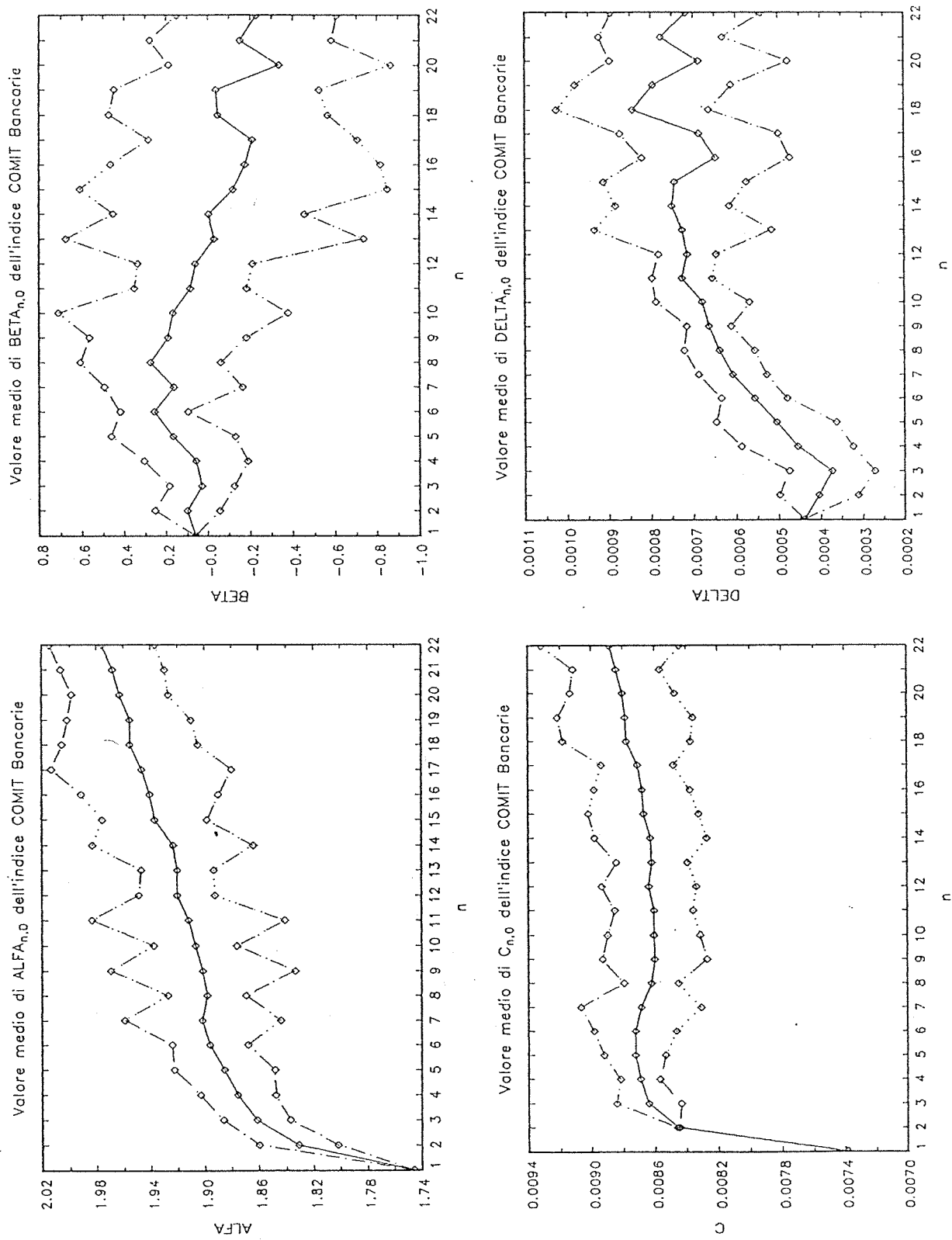


Figura 82

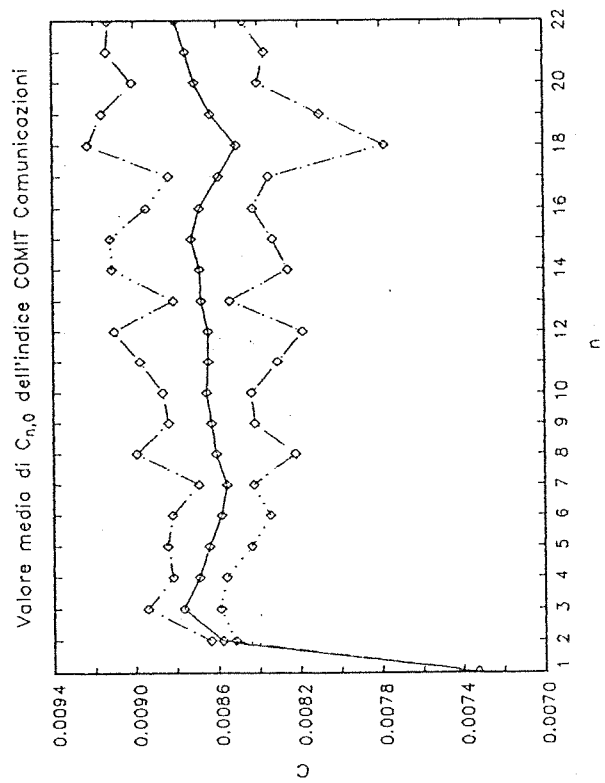
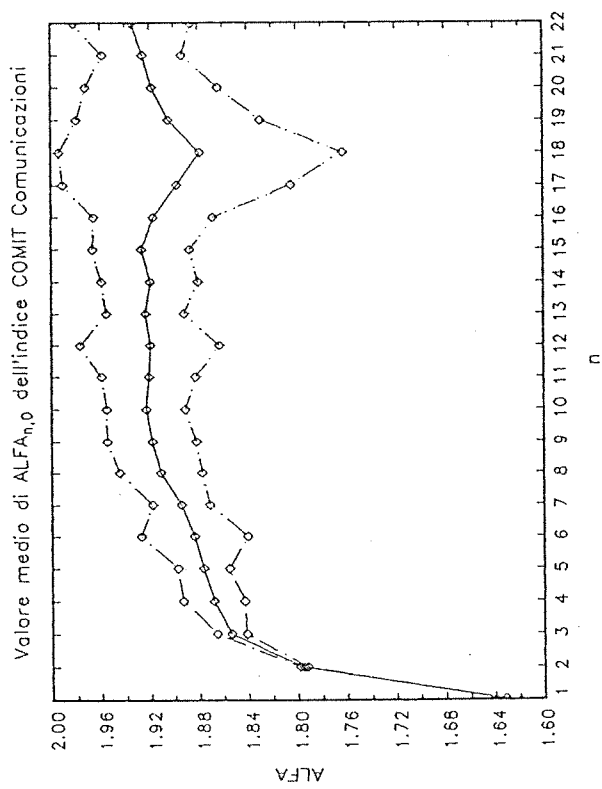
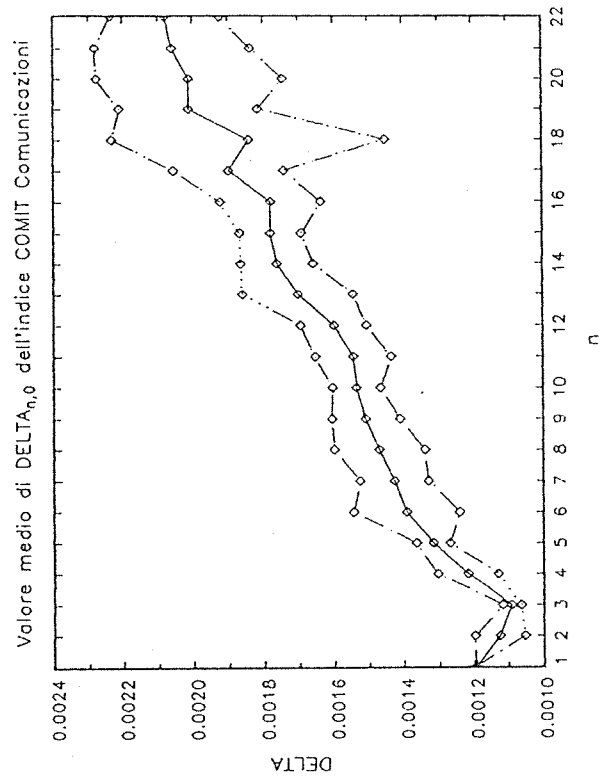
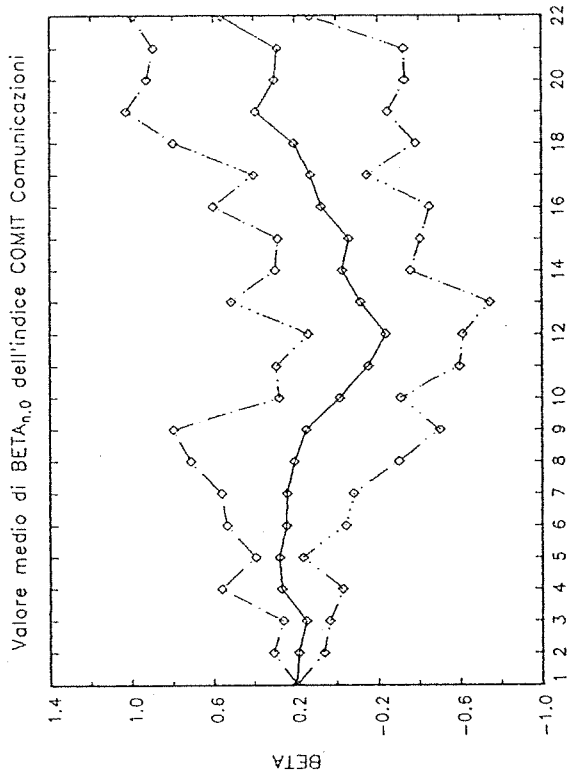


Figura 83

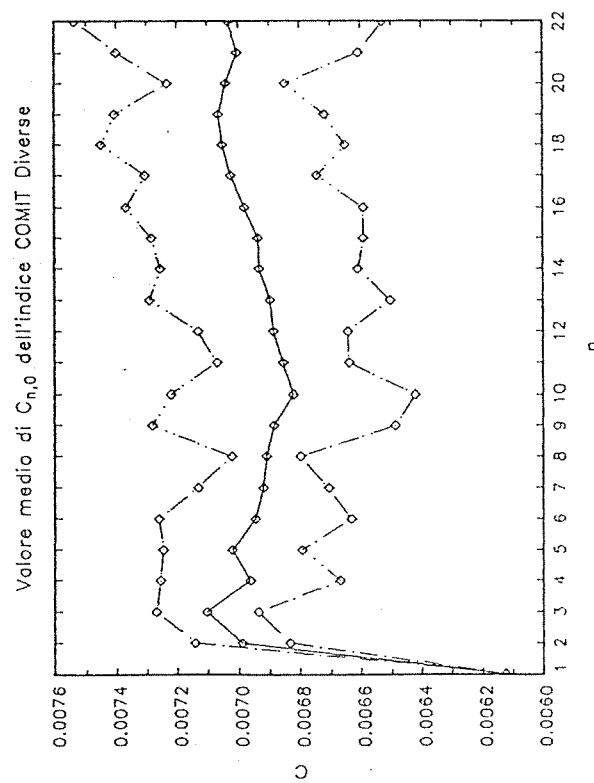
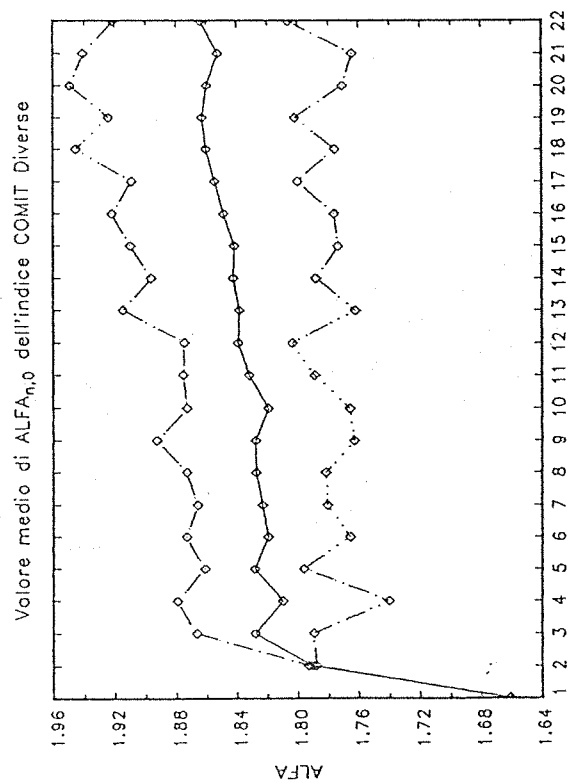
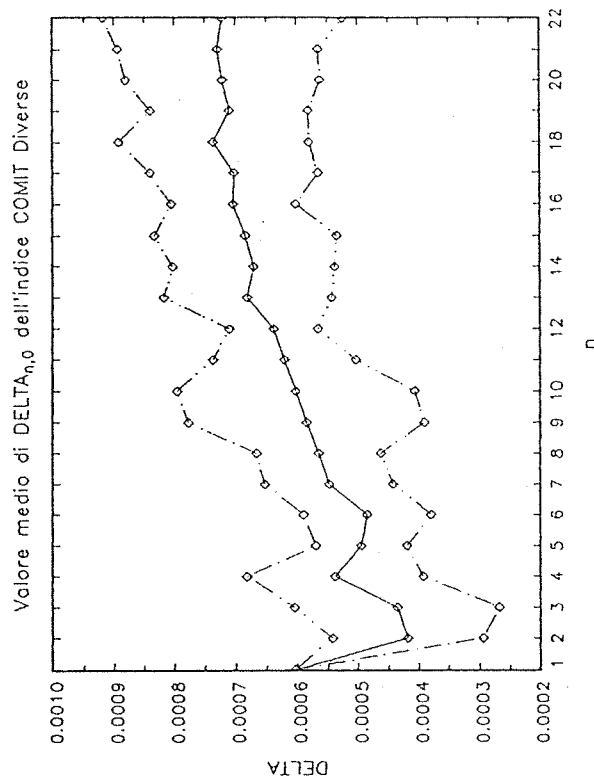
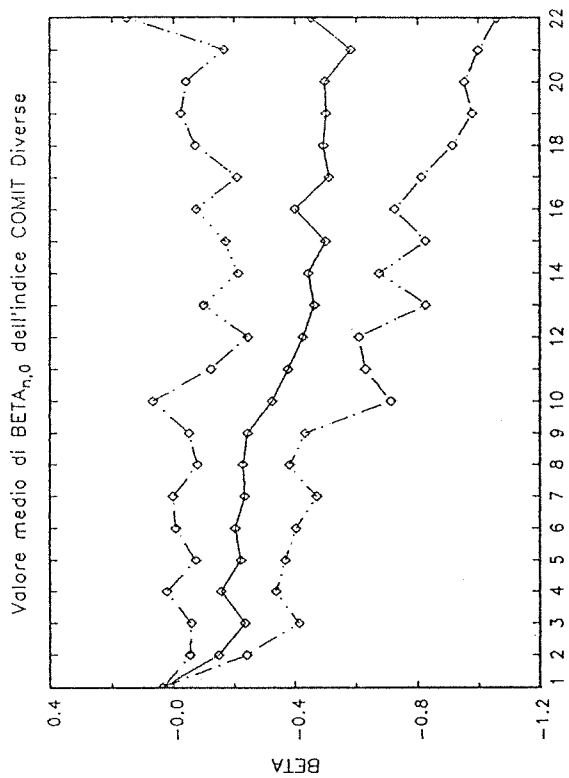


Figura 84

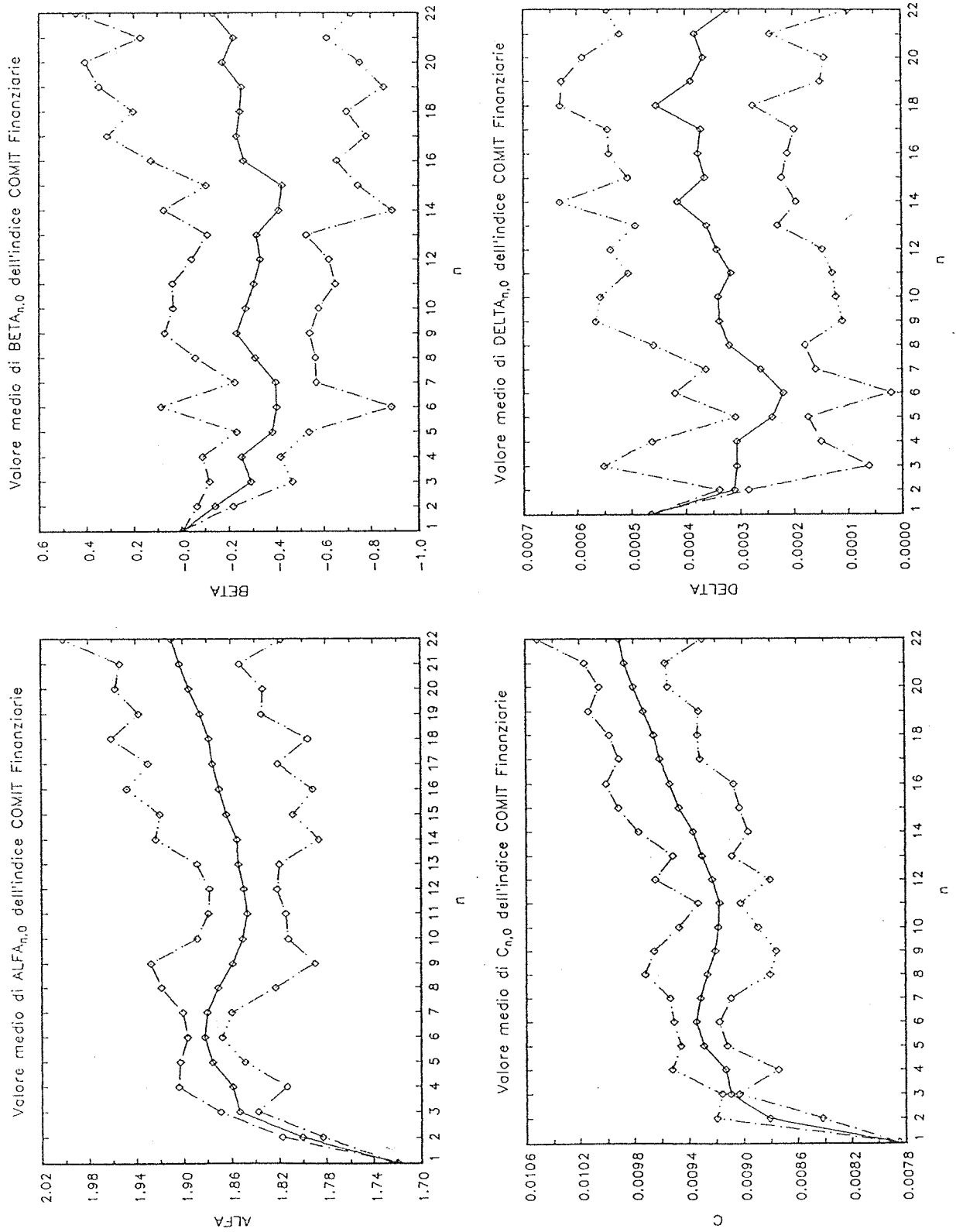


Figura 85

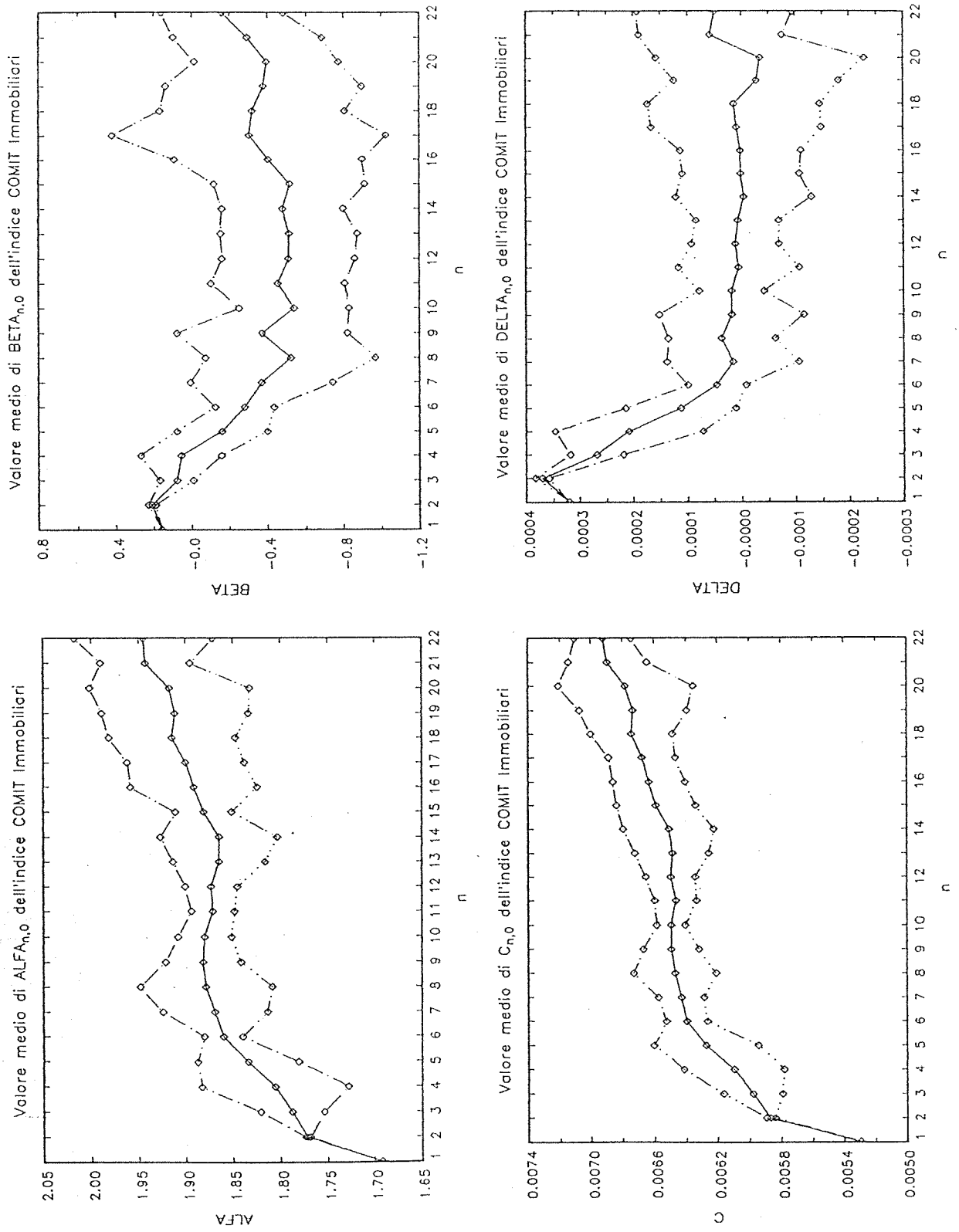


Figura 86

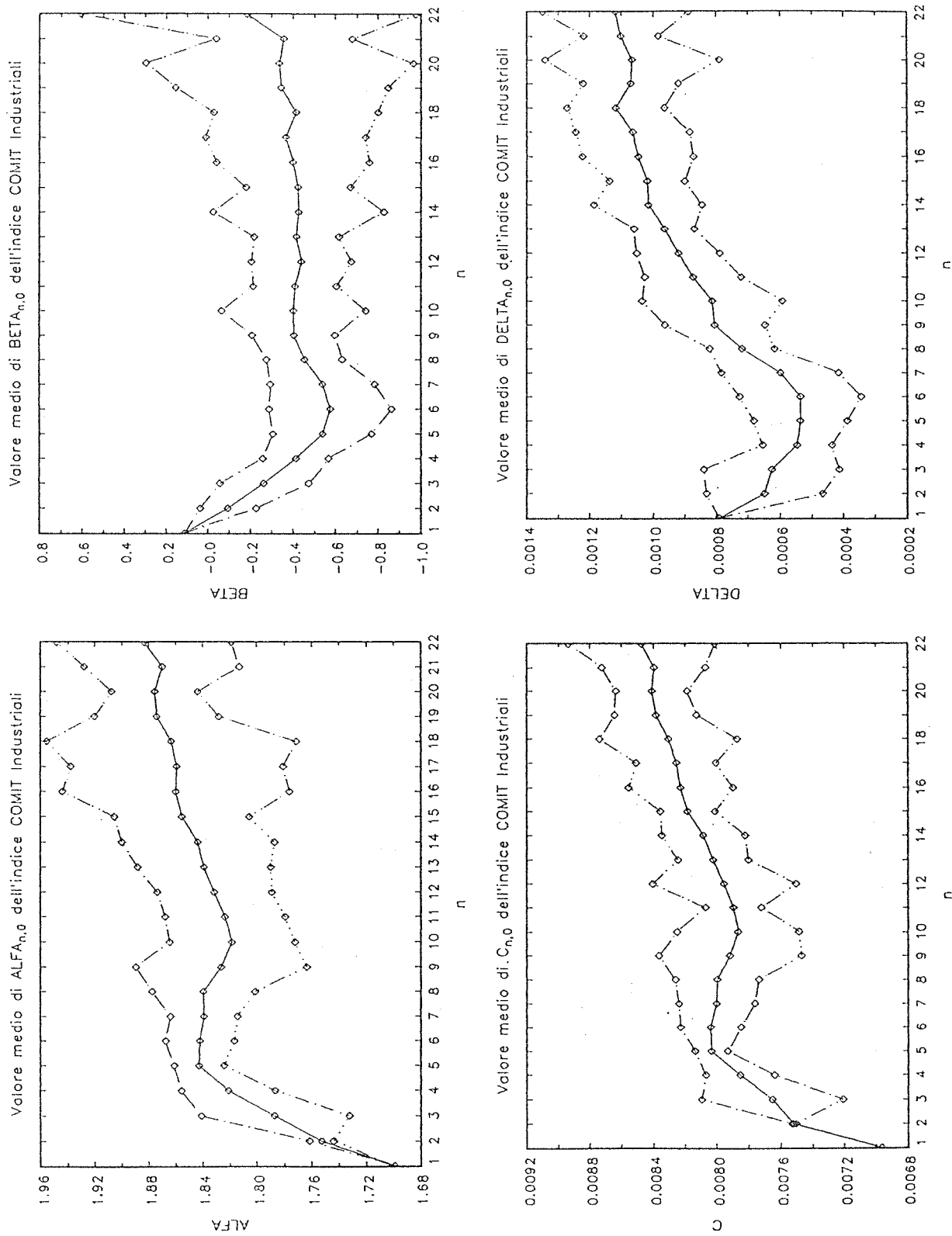


Figura 87

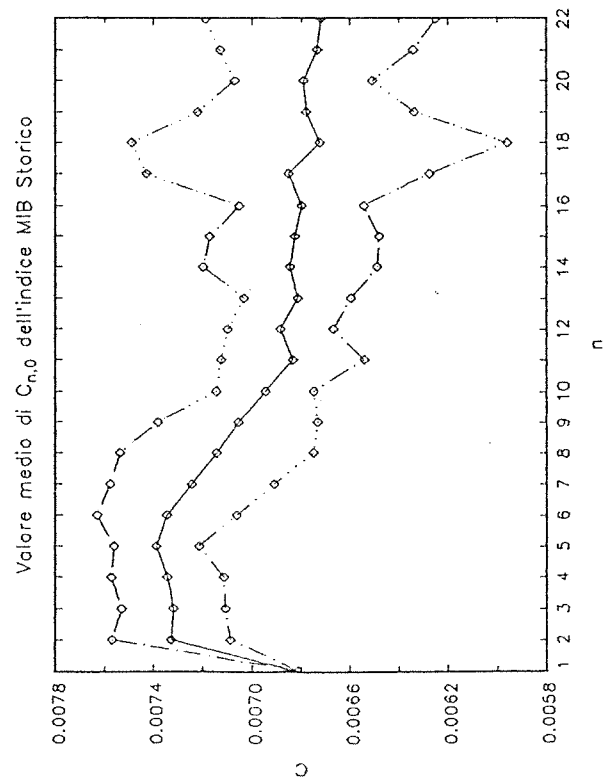
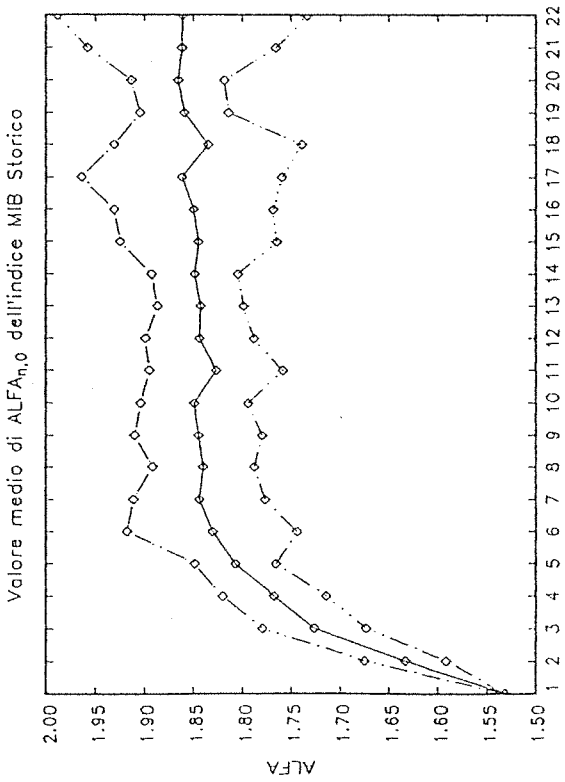
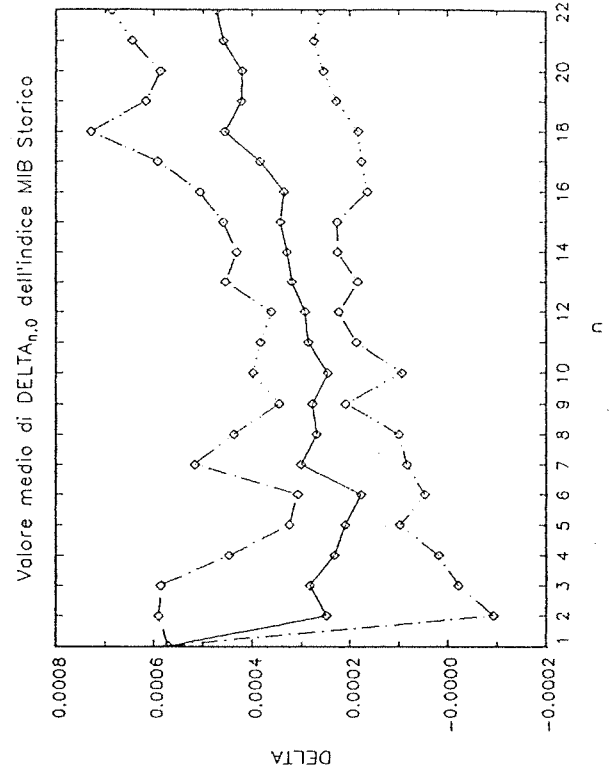
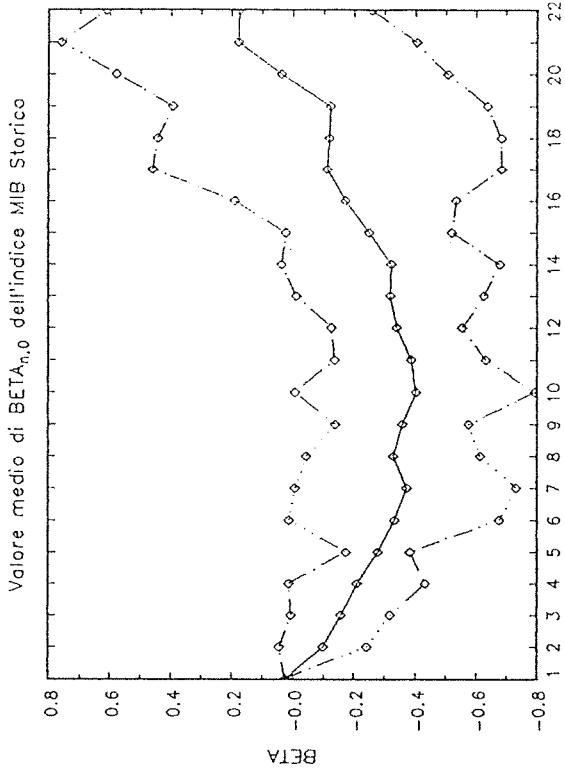


Figura 88

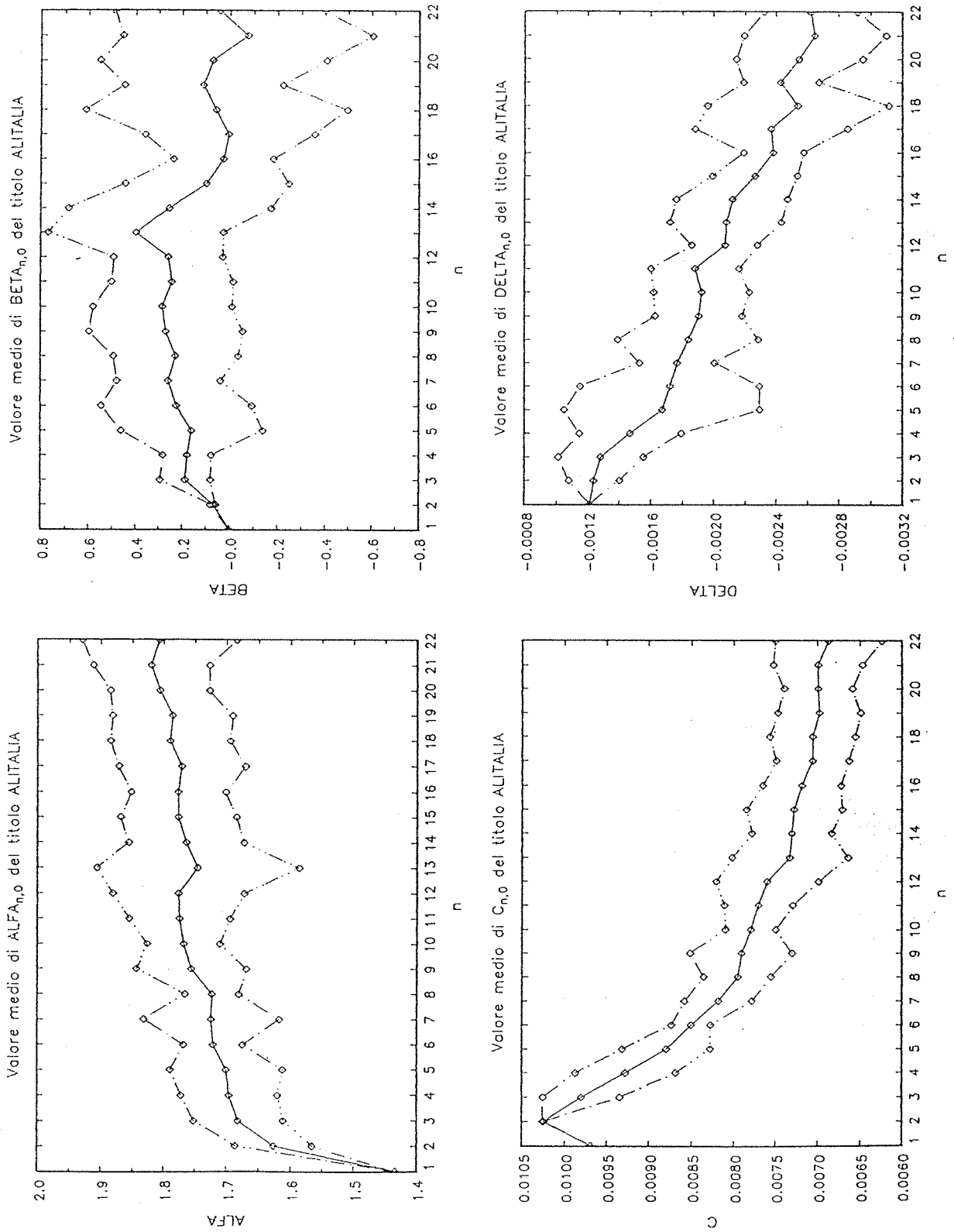


Figura 89

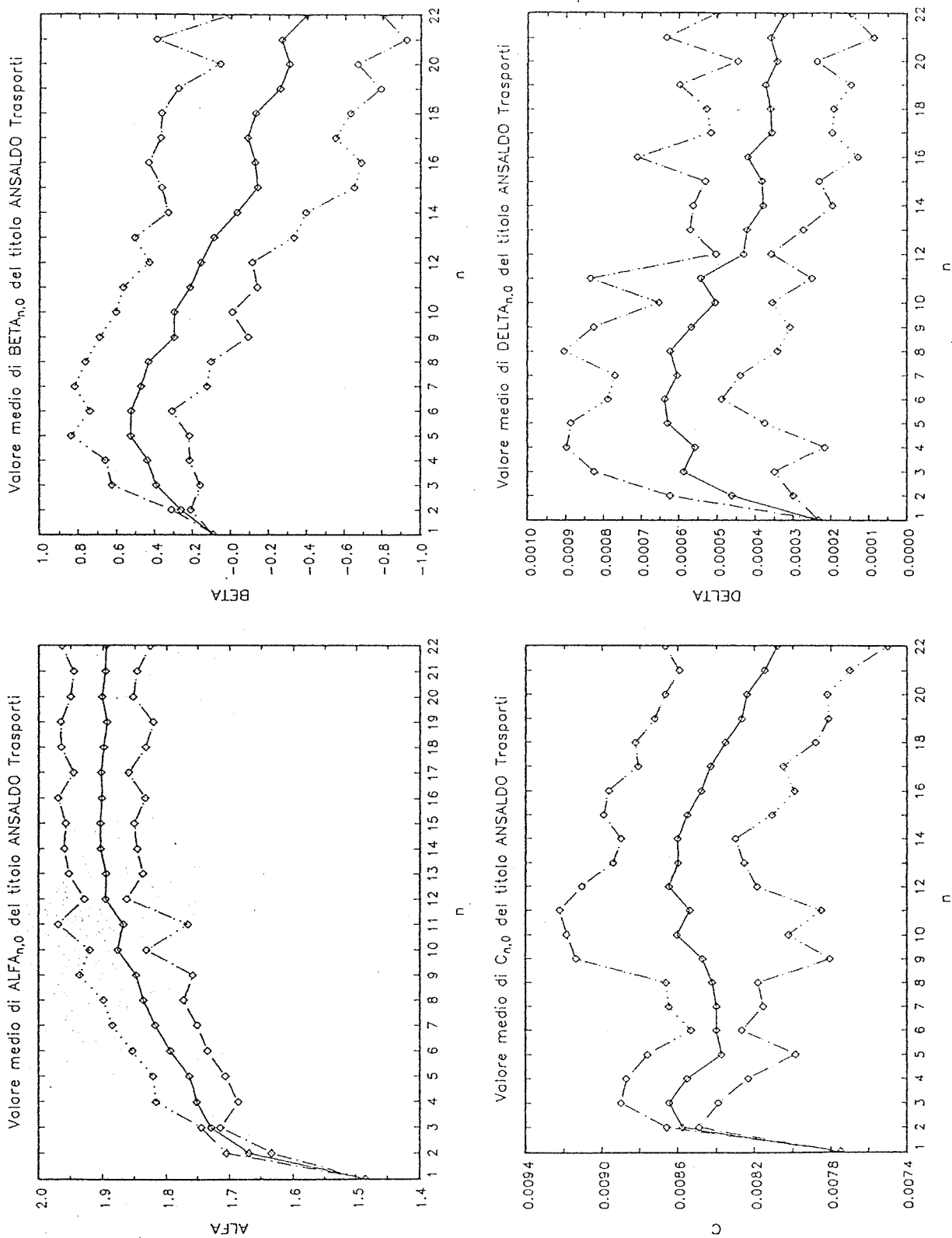


Figura 90

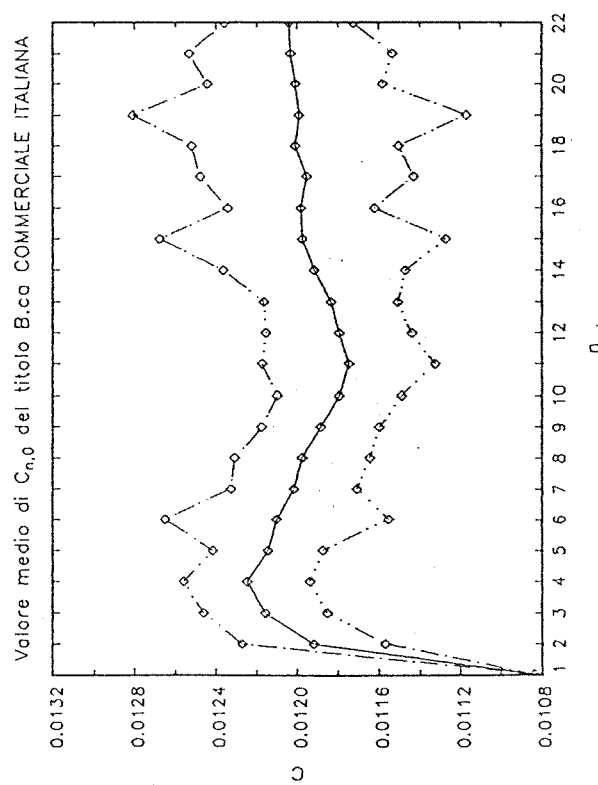
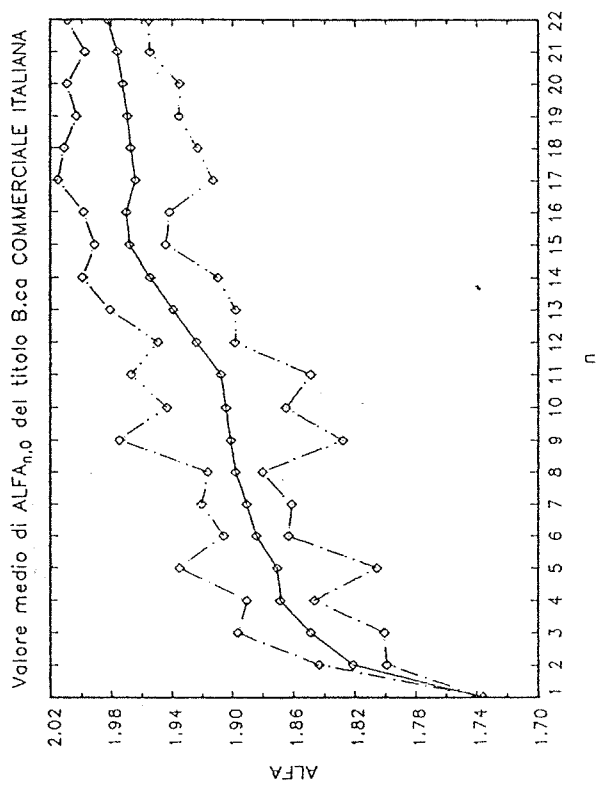
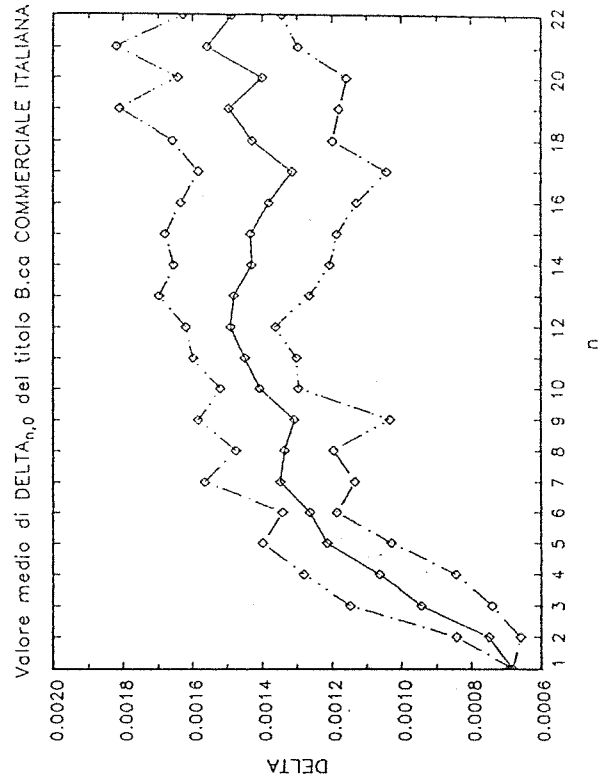
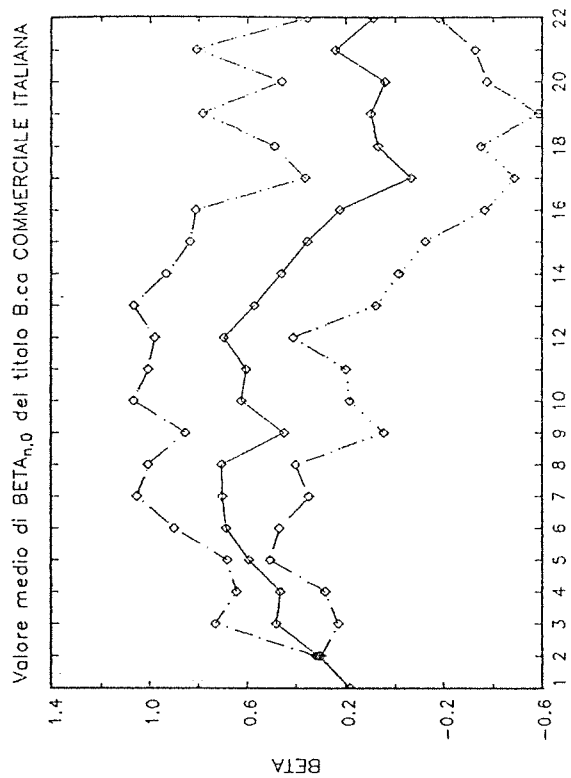


Figura 91

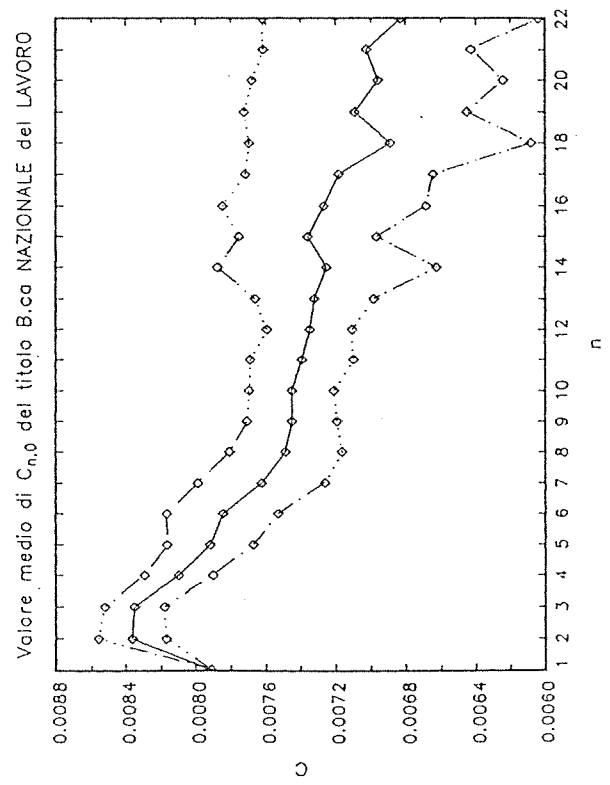
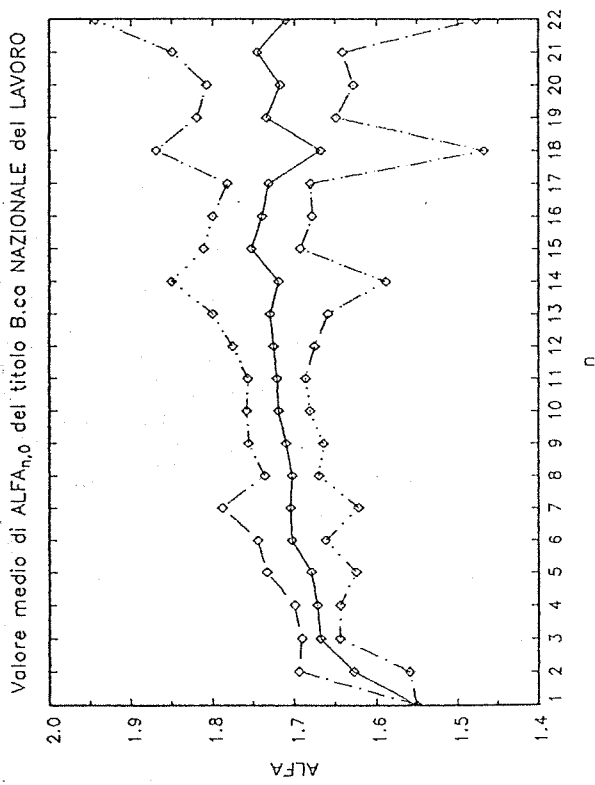
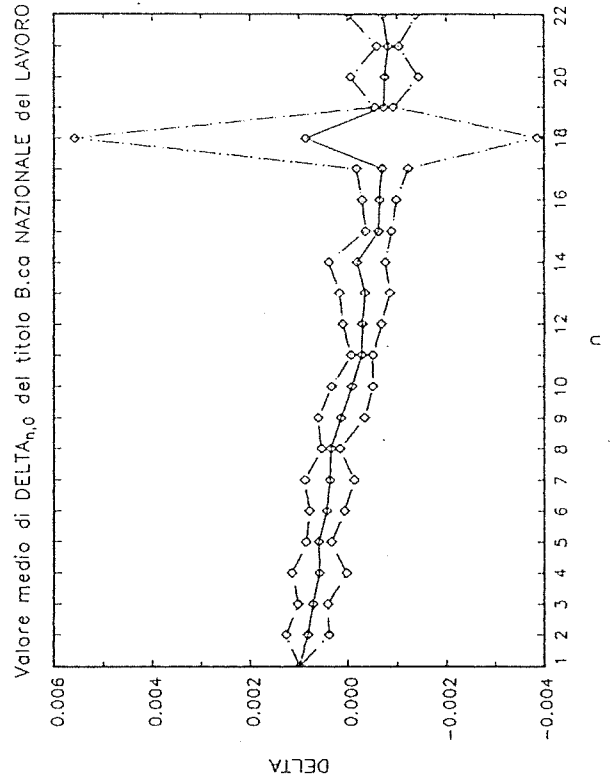
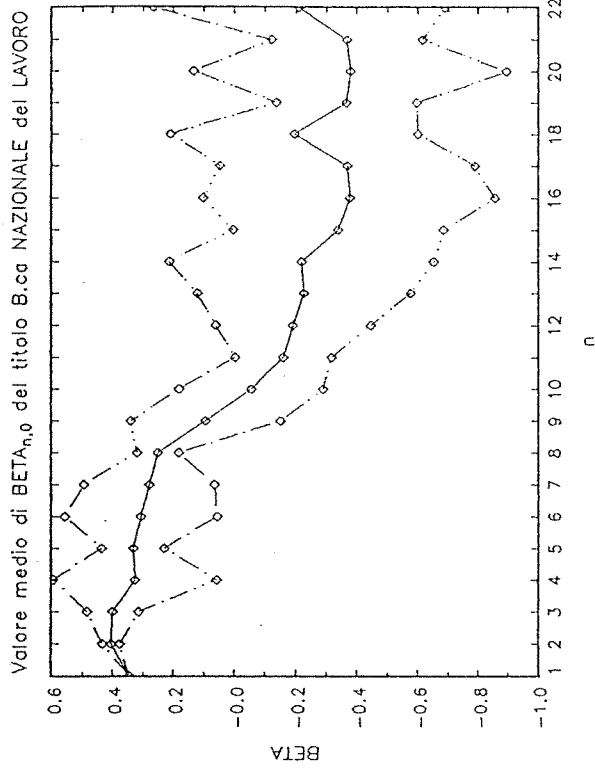


Figura 92

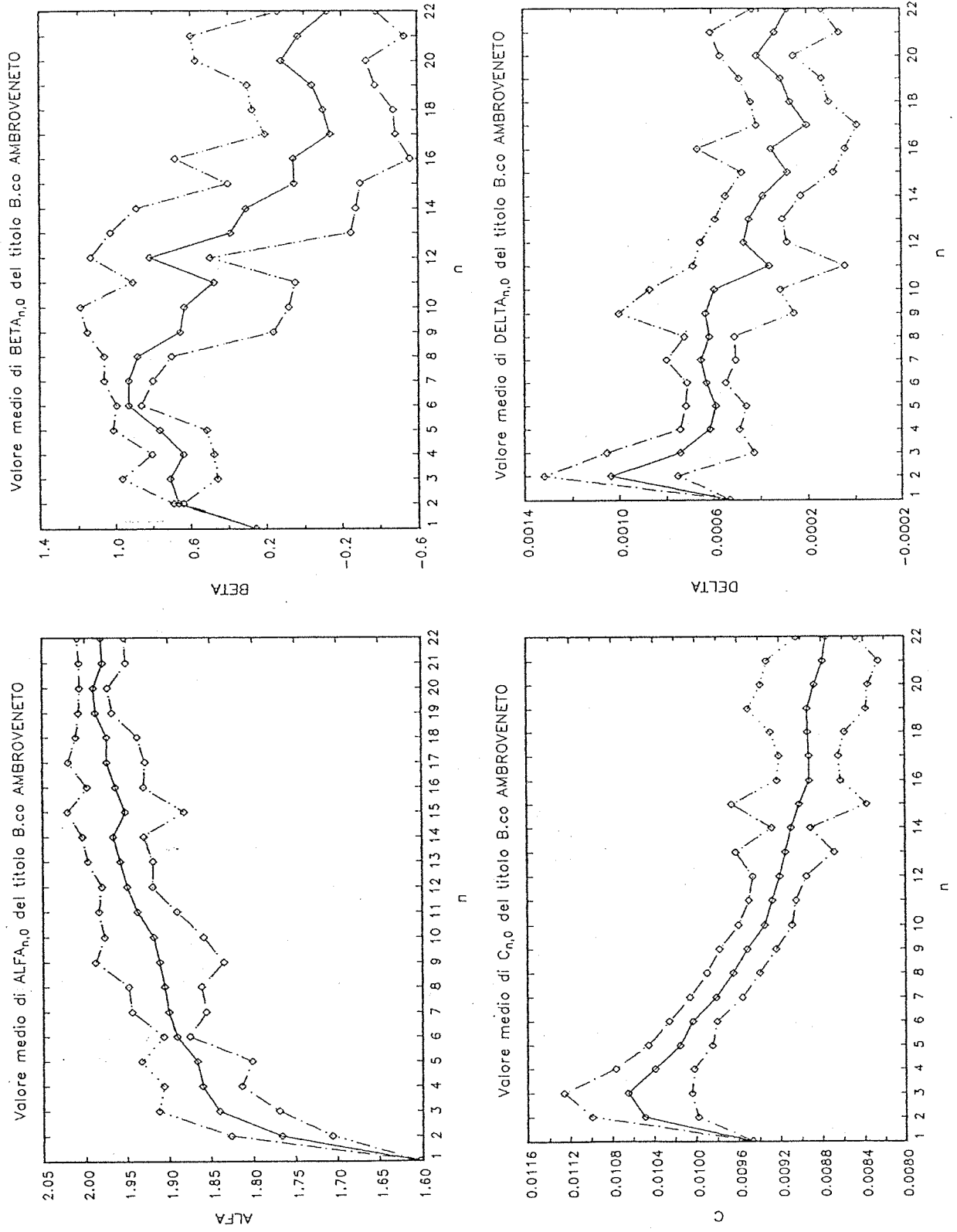


Figura 93

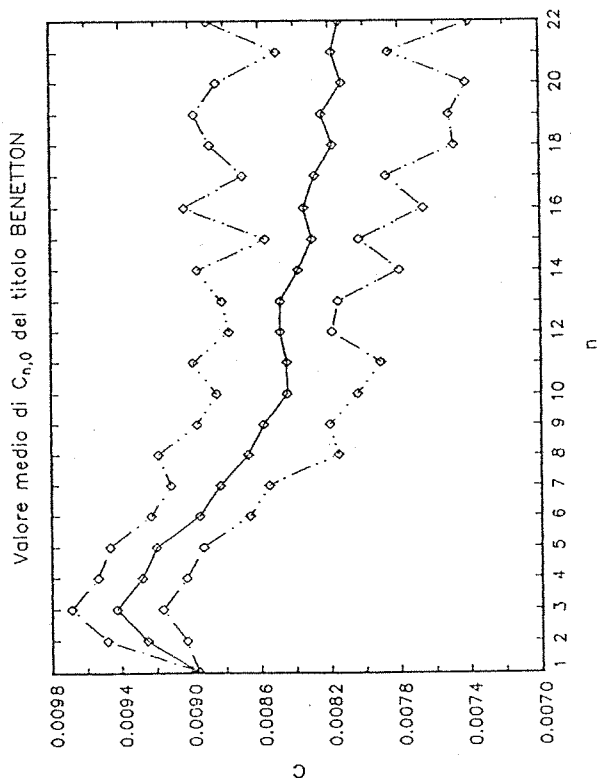
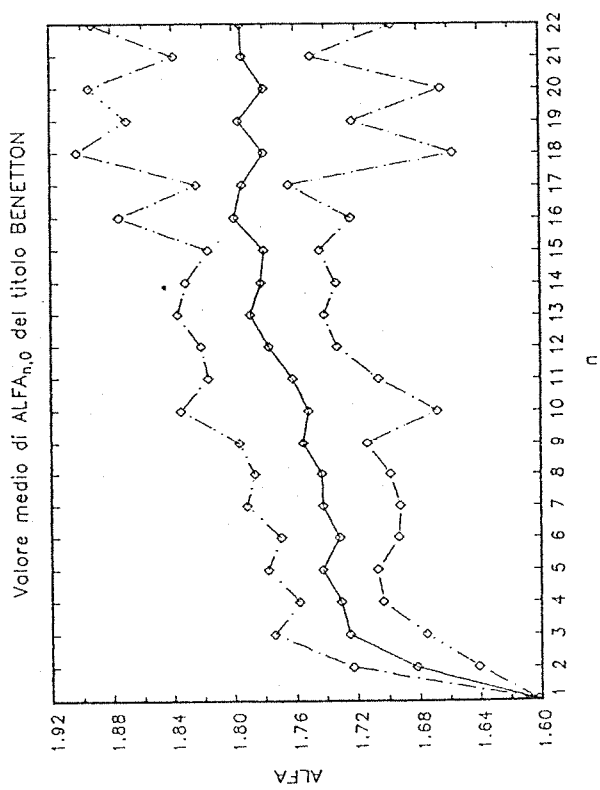
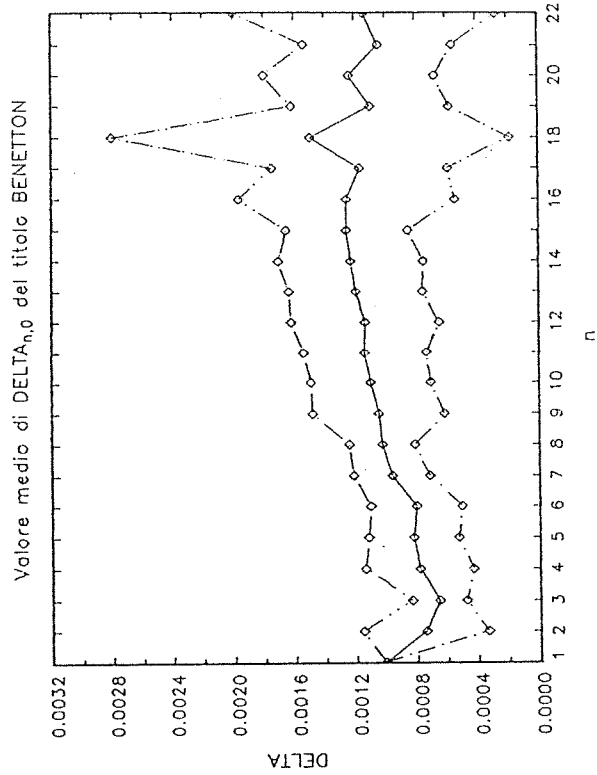
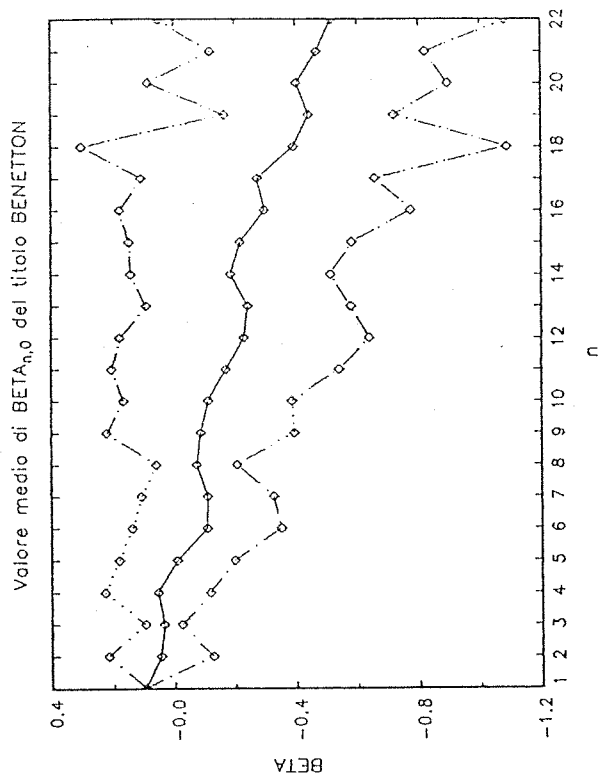


Figura 94

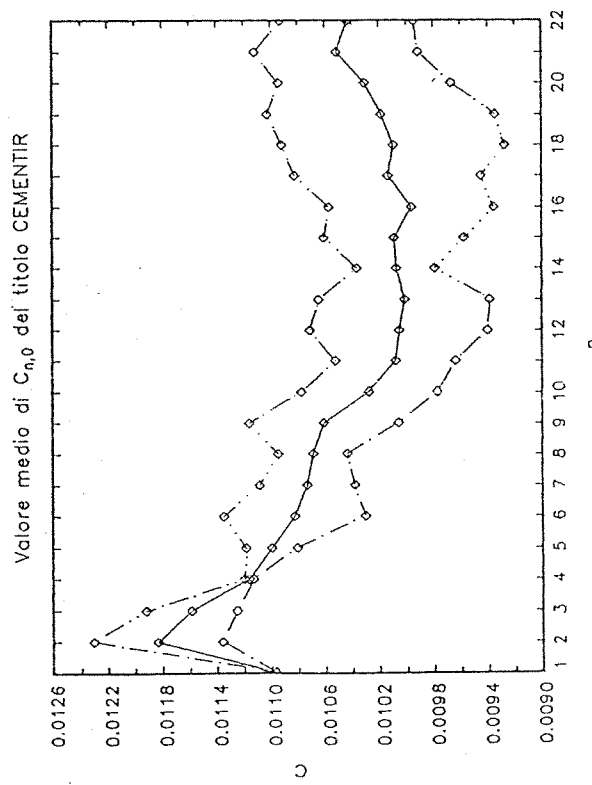
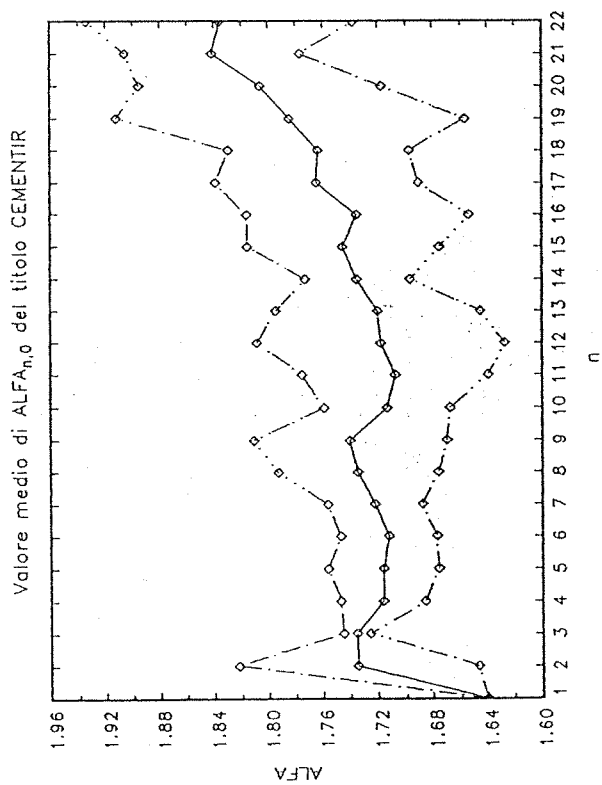
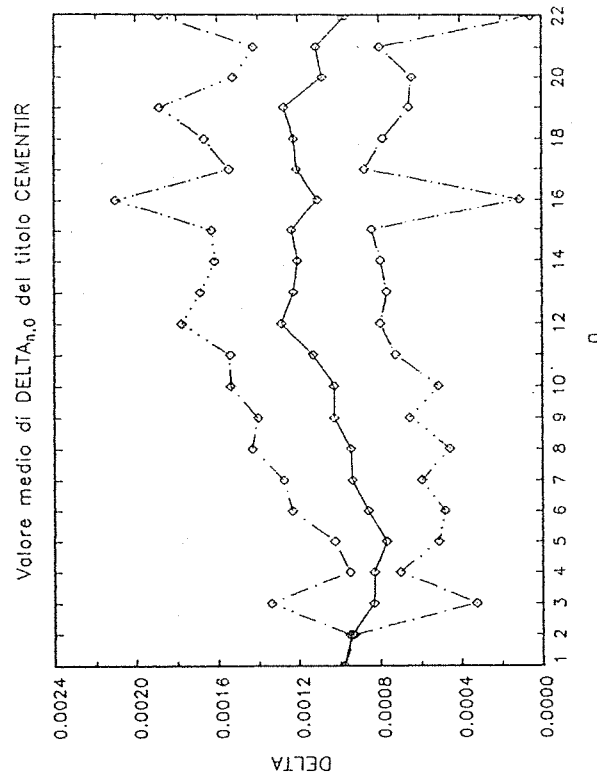
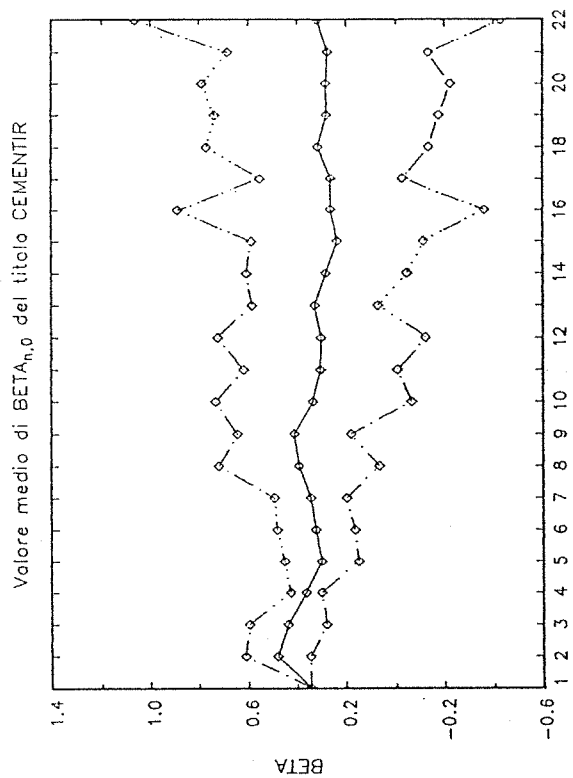


Figura 95

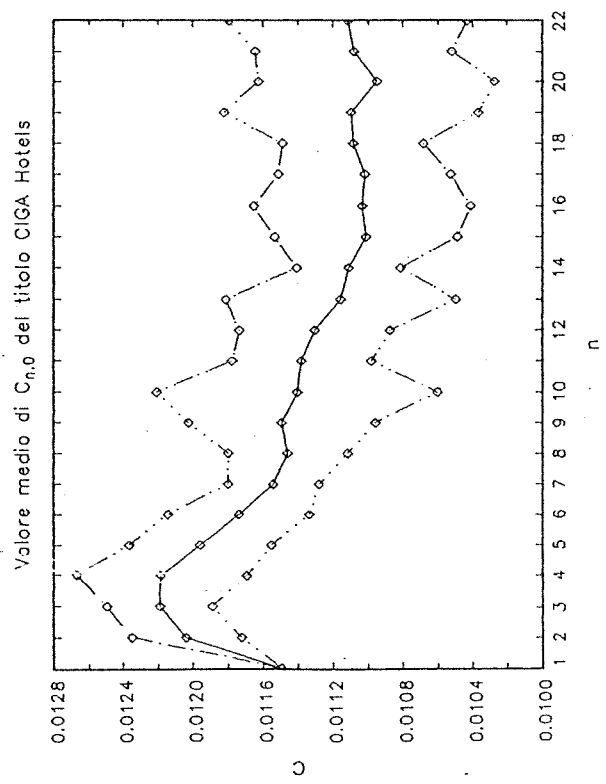
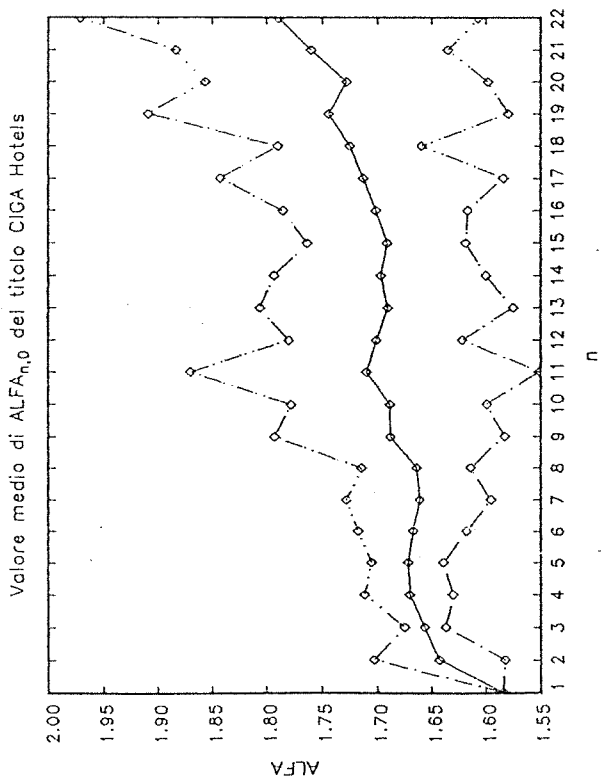
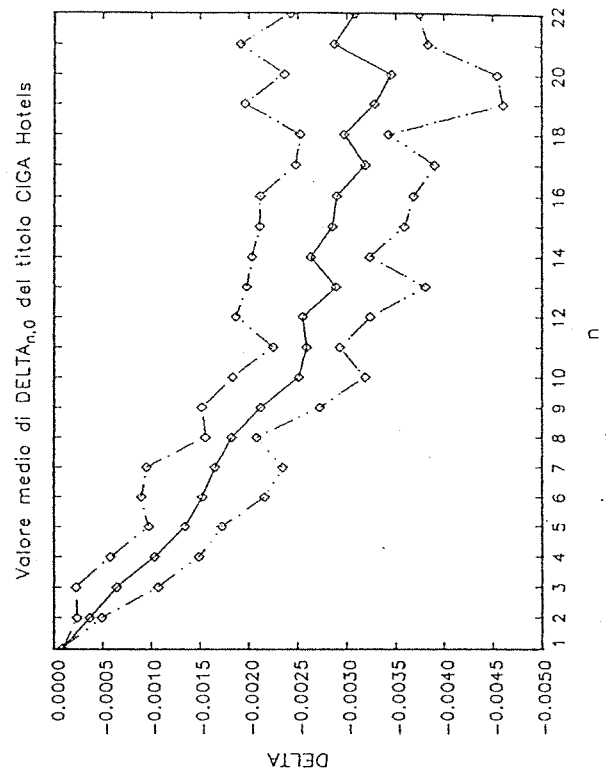
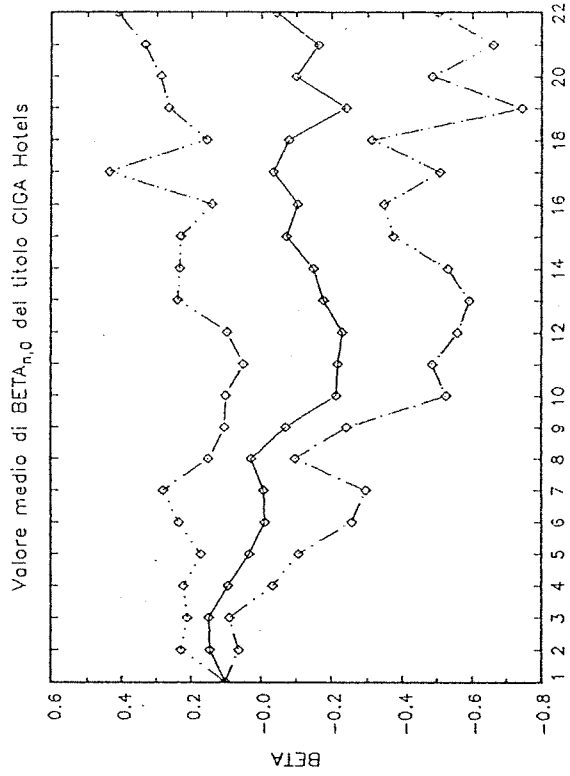


Figura 96

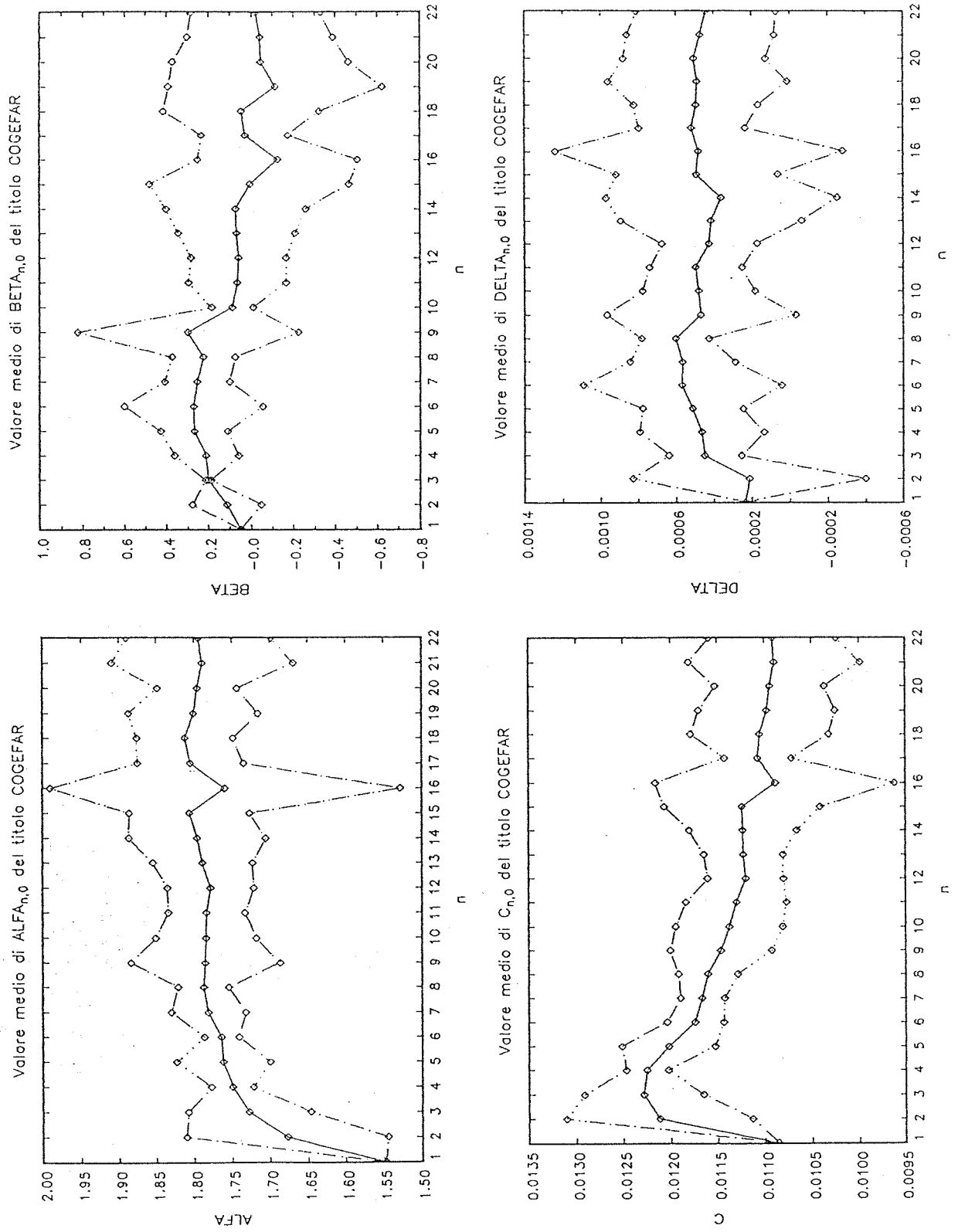


Figura 97

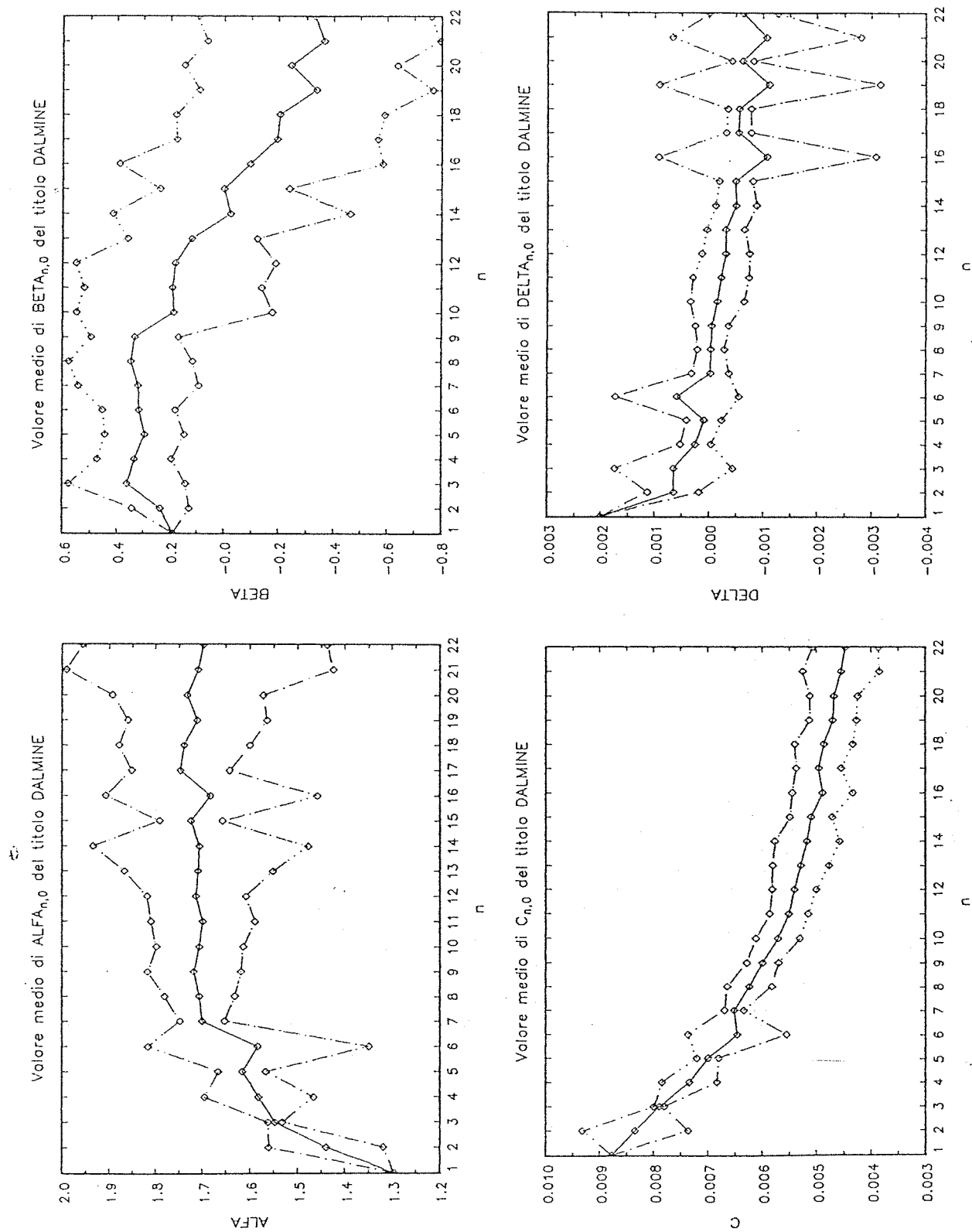


Figura 98

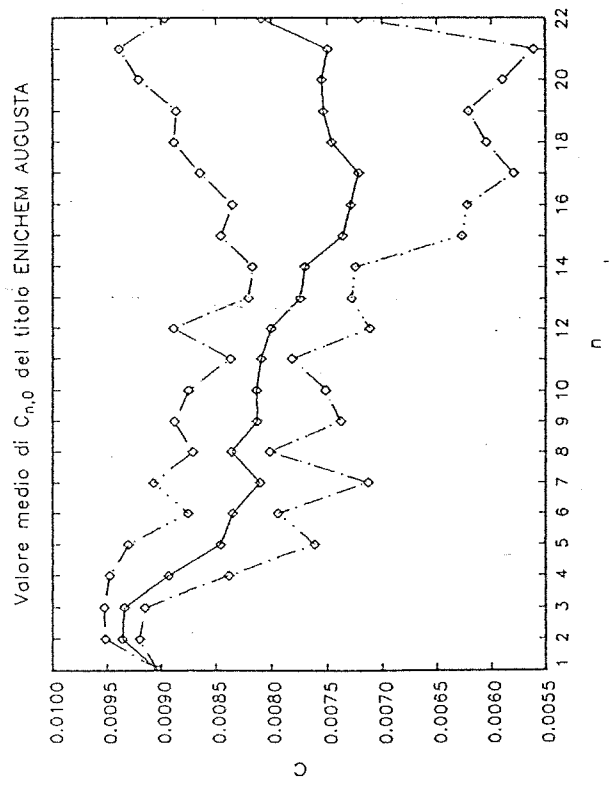
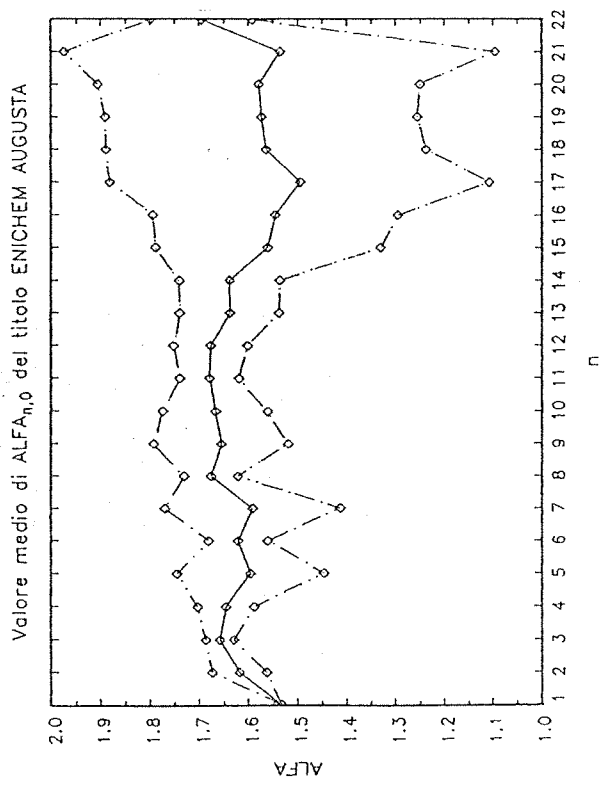
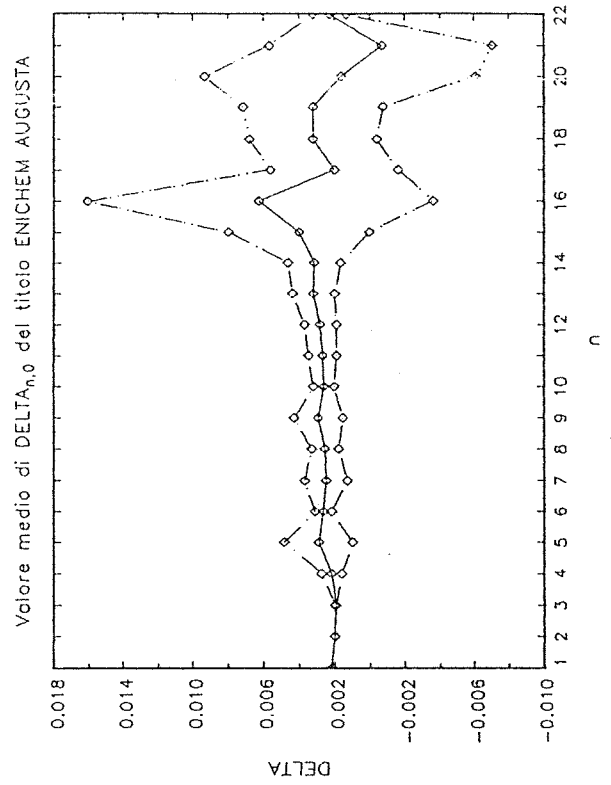
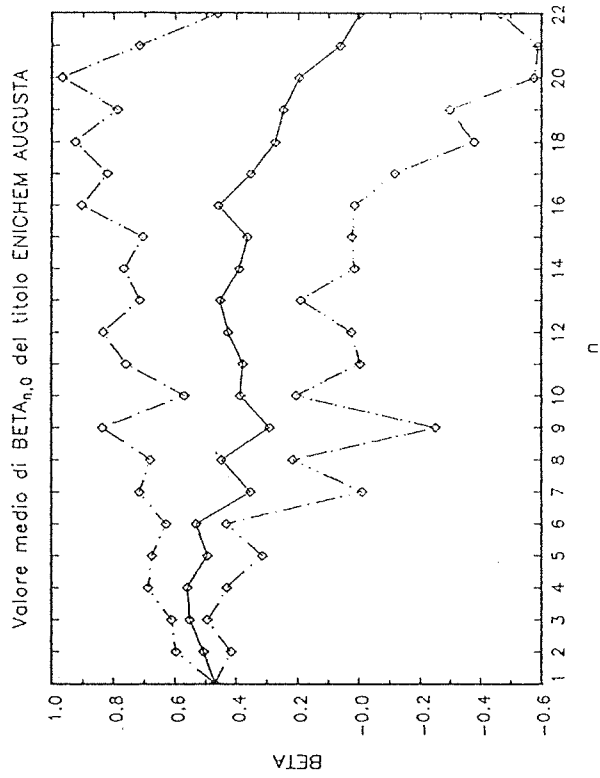


Figura 99

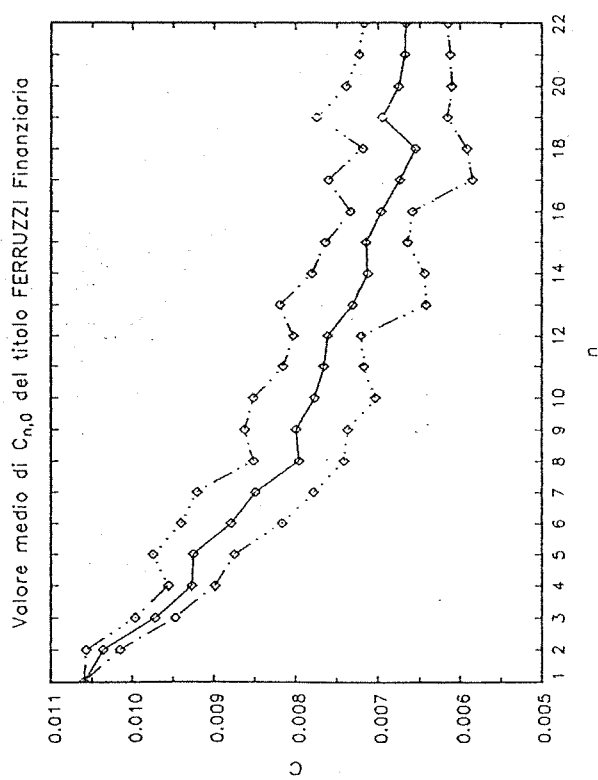
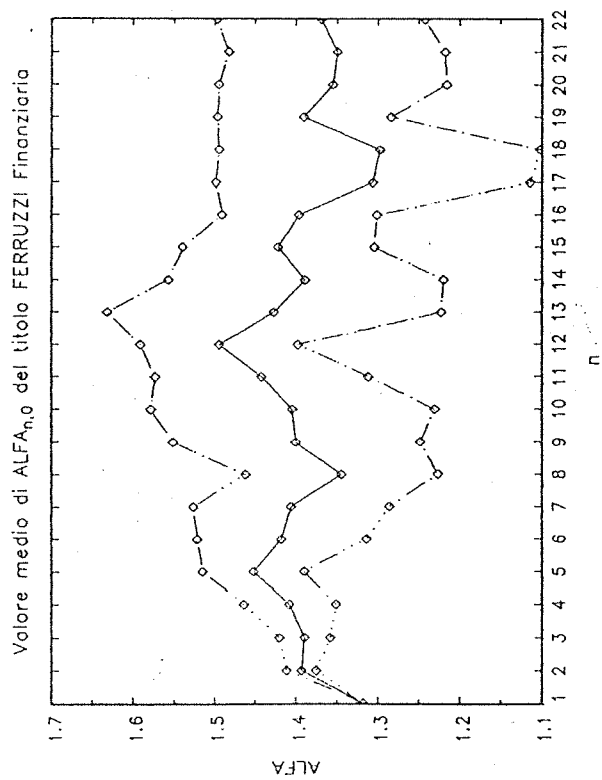
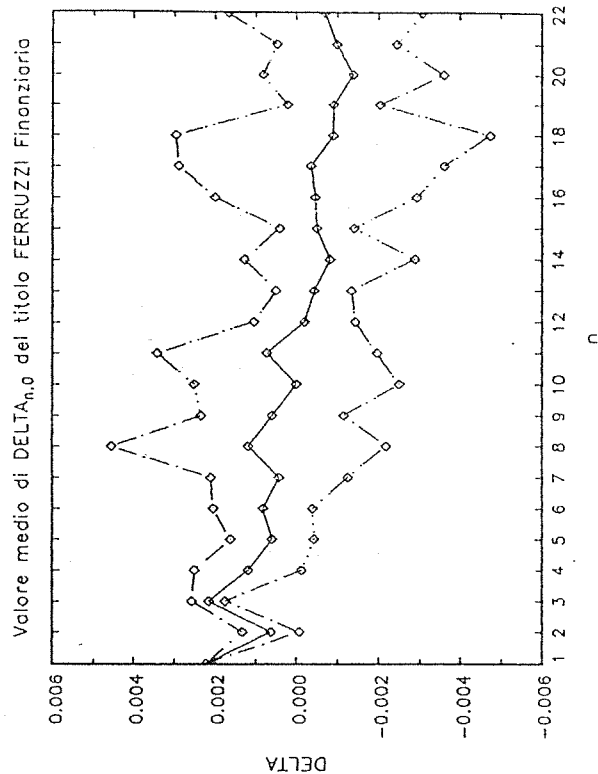
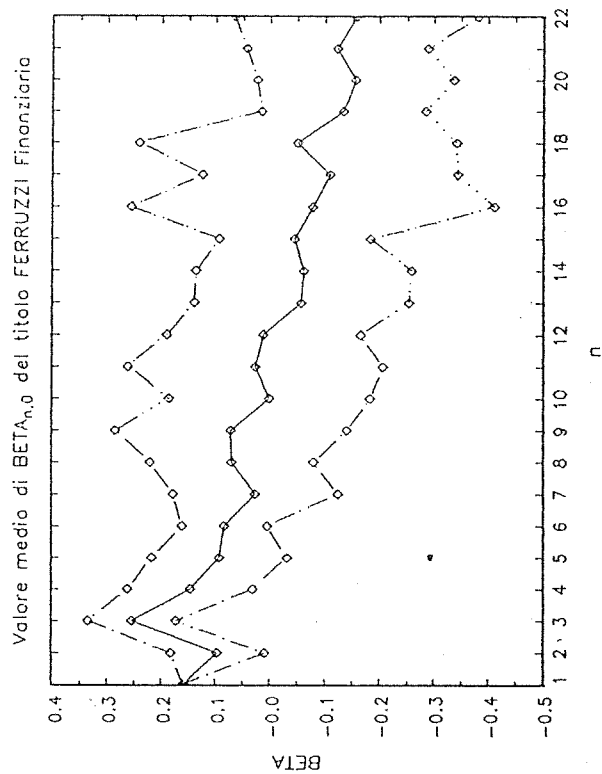


Figura 100

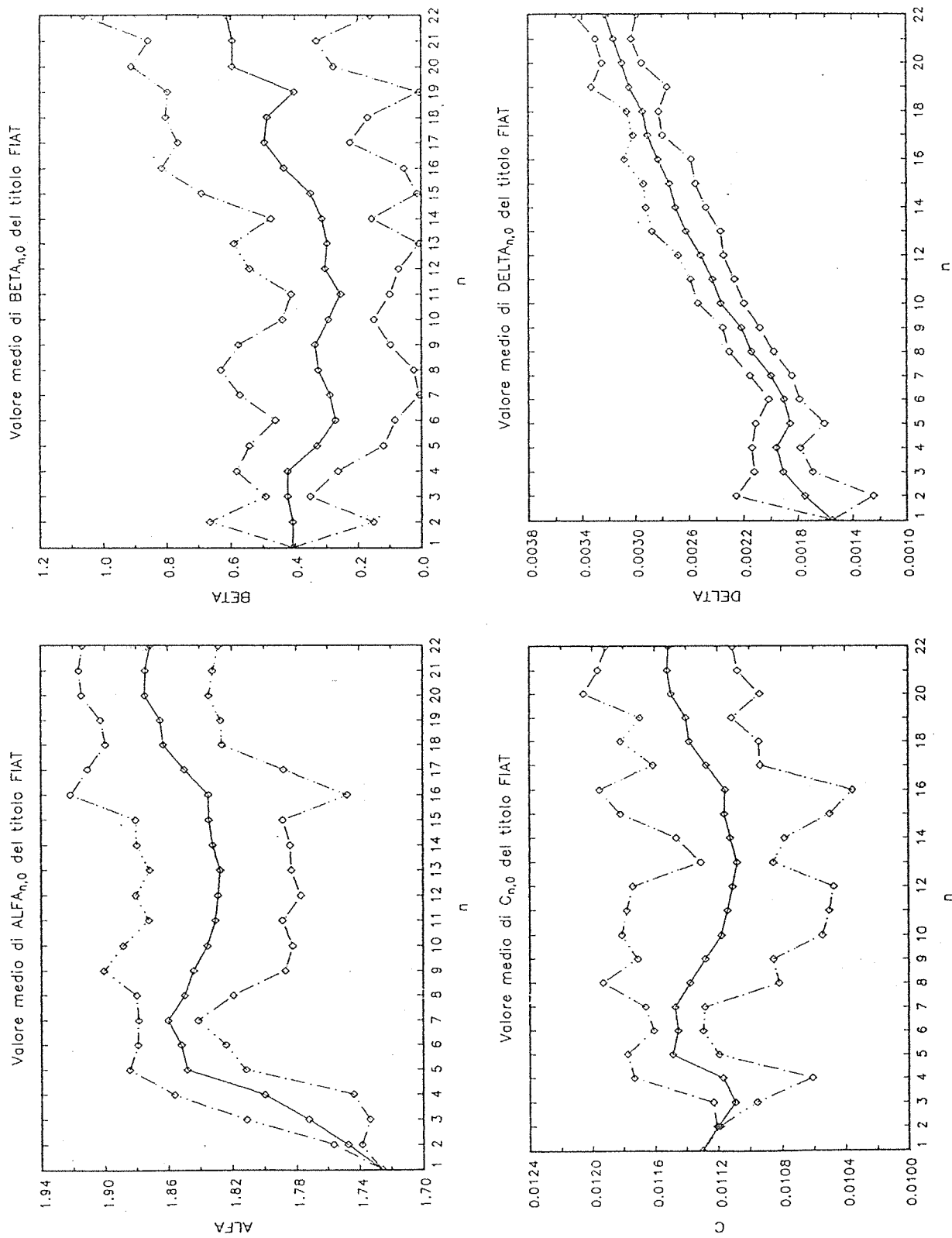


Figura 101

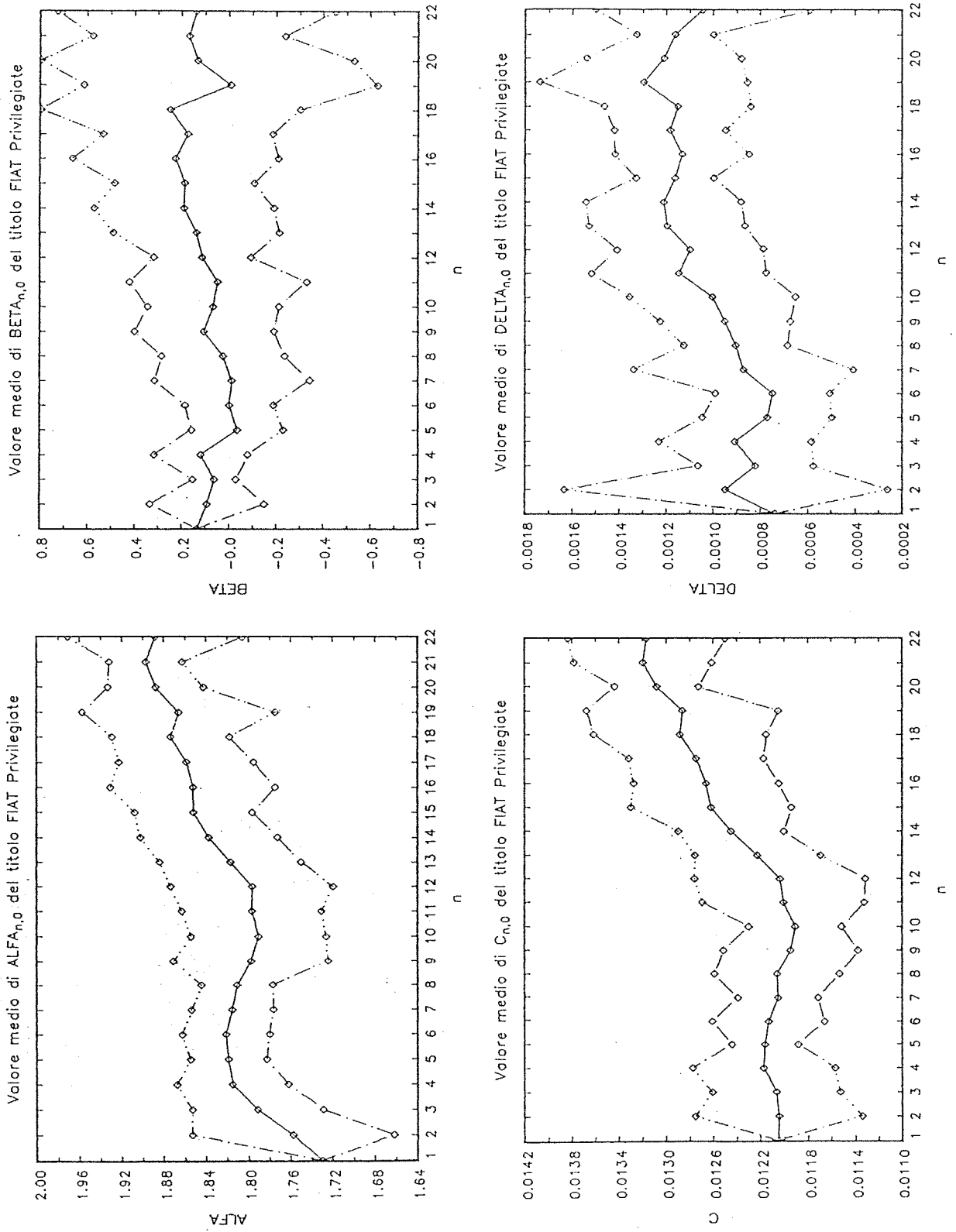


Figura 102

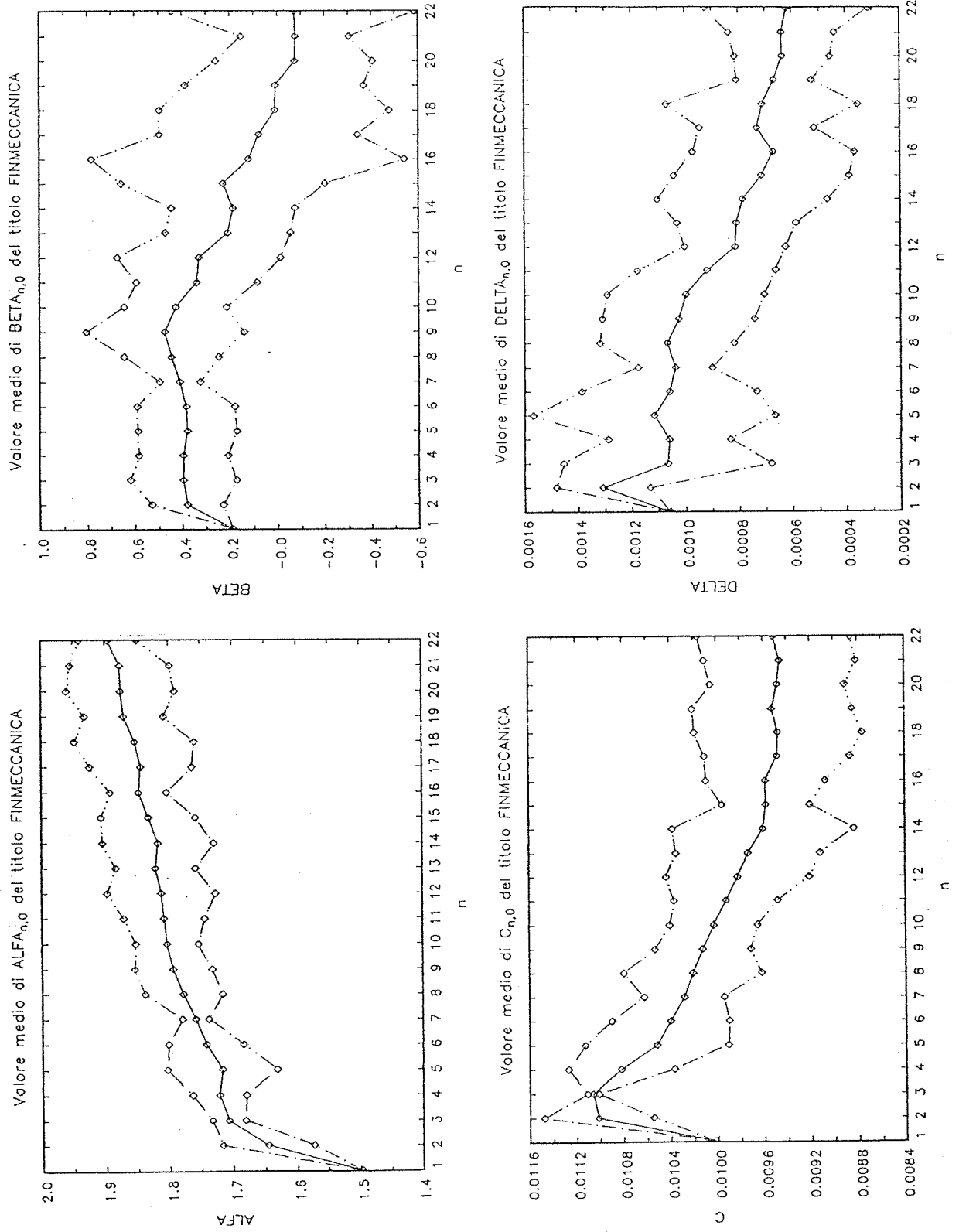


Figura 103

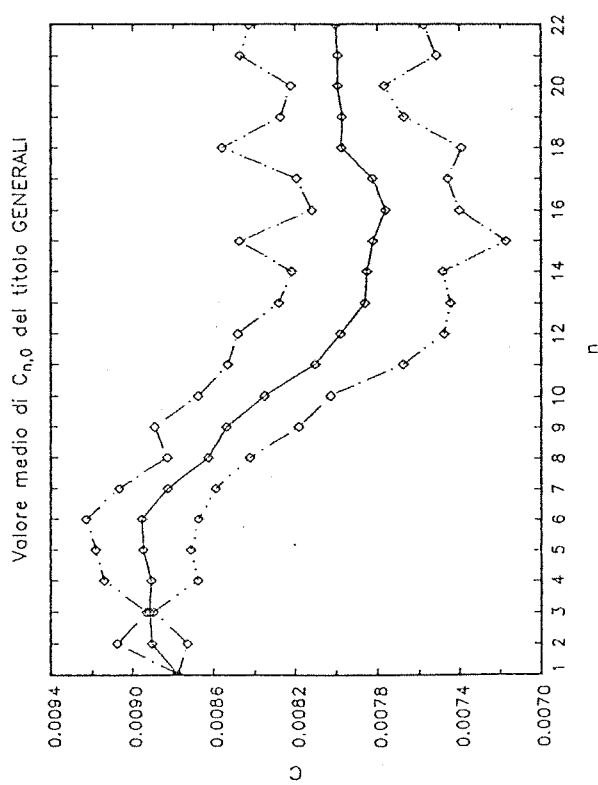
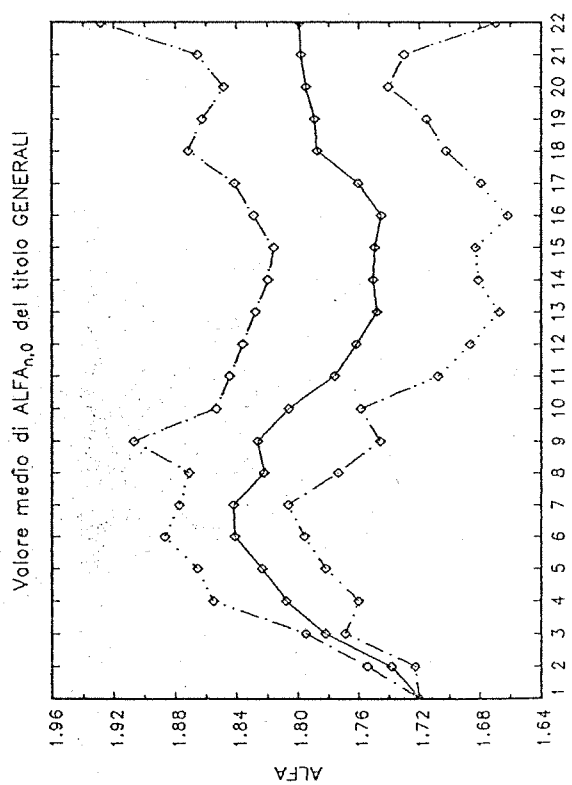
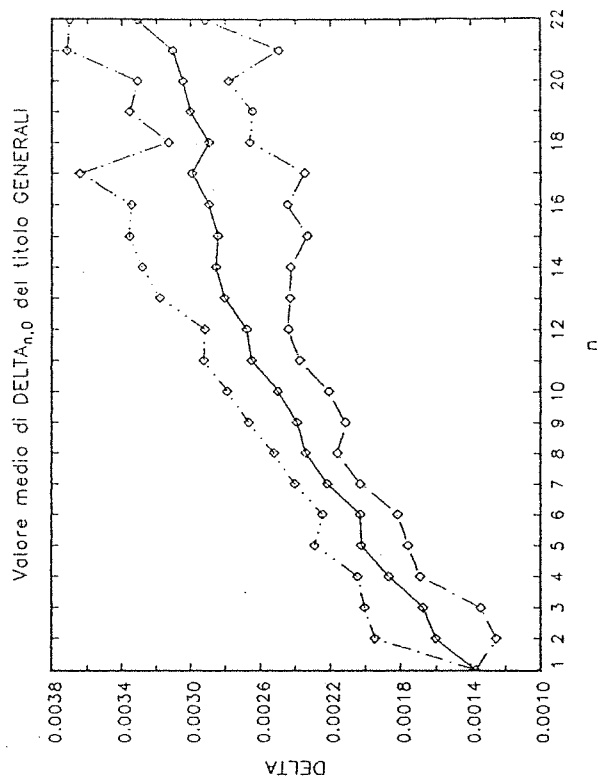
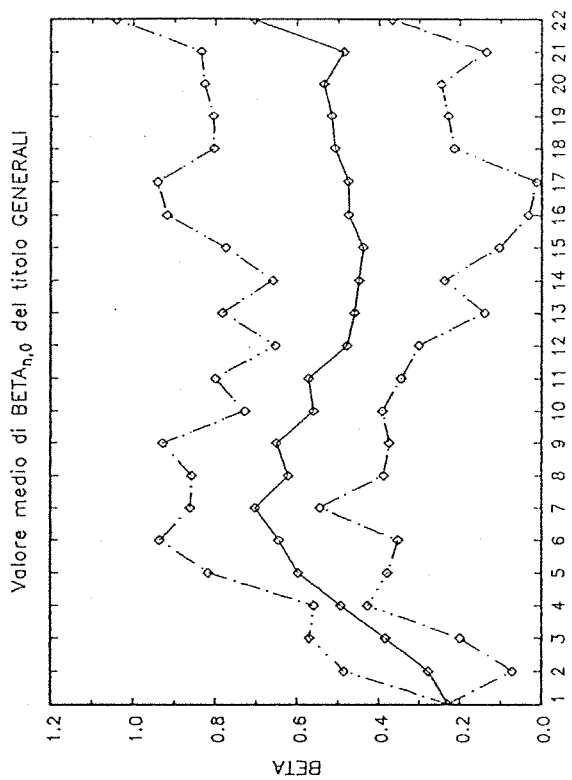


Figura 104

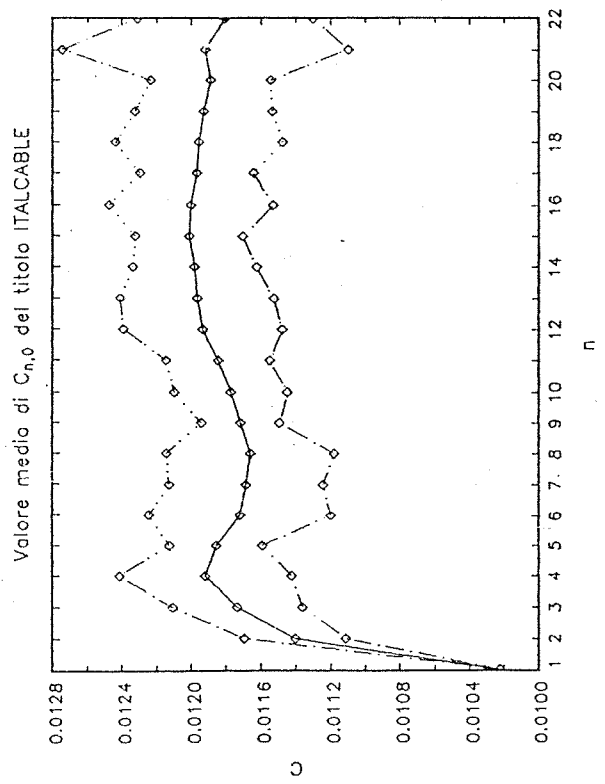
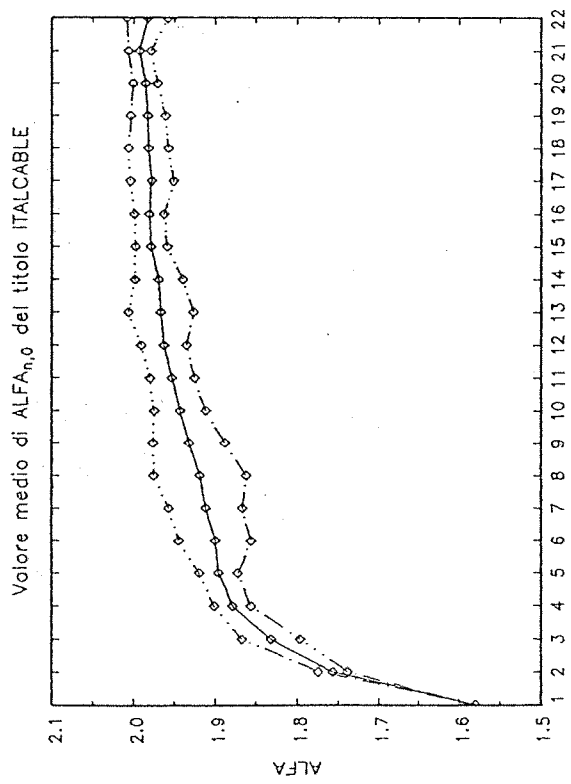
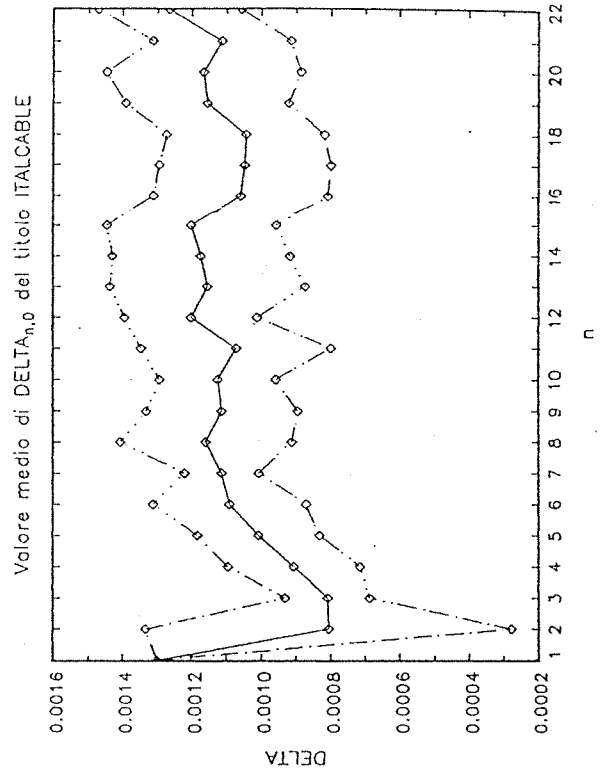
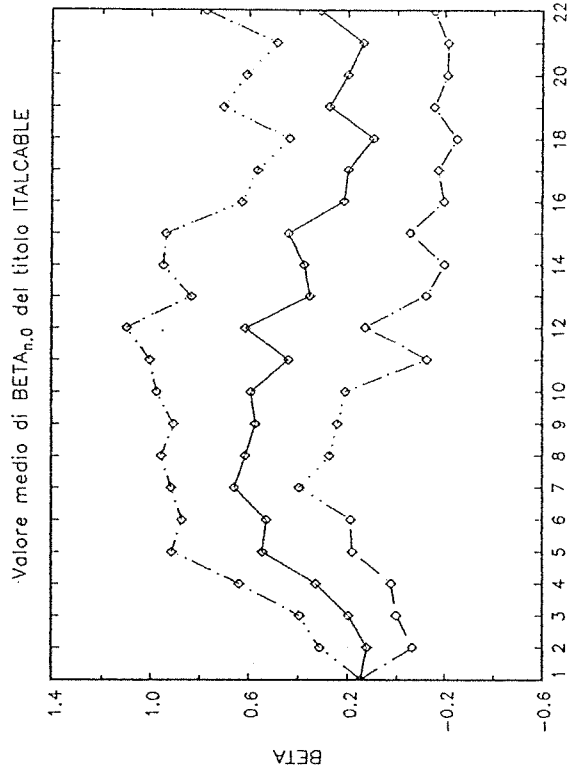


Figura 105

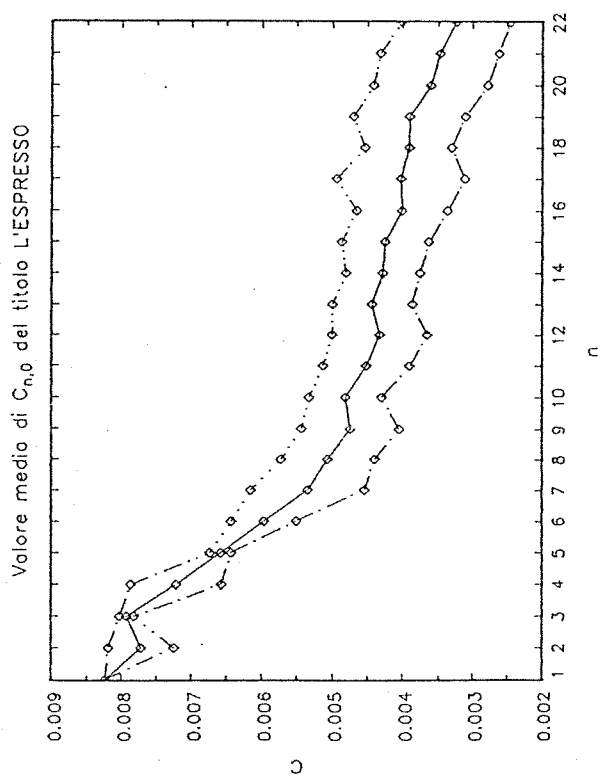
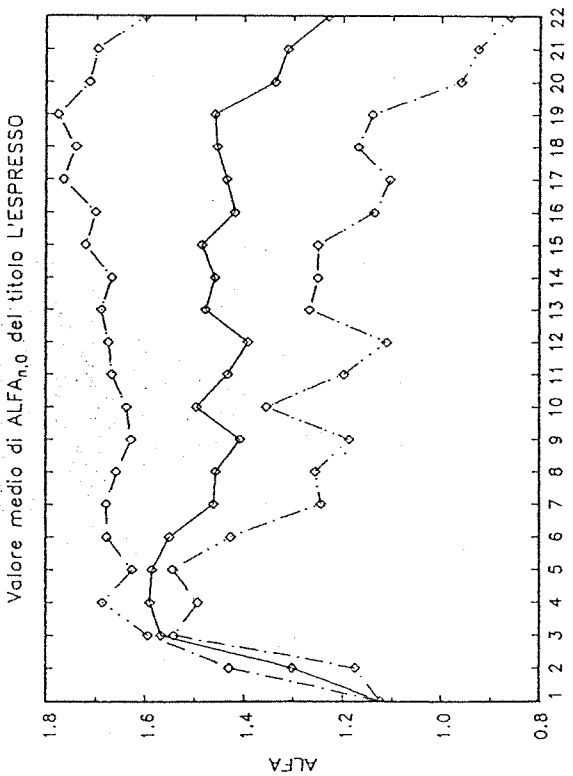
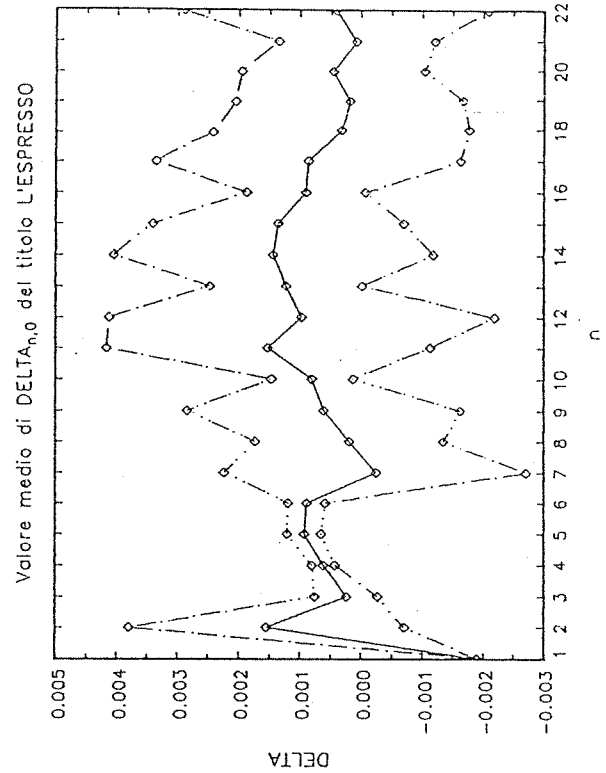
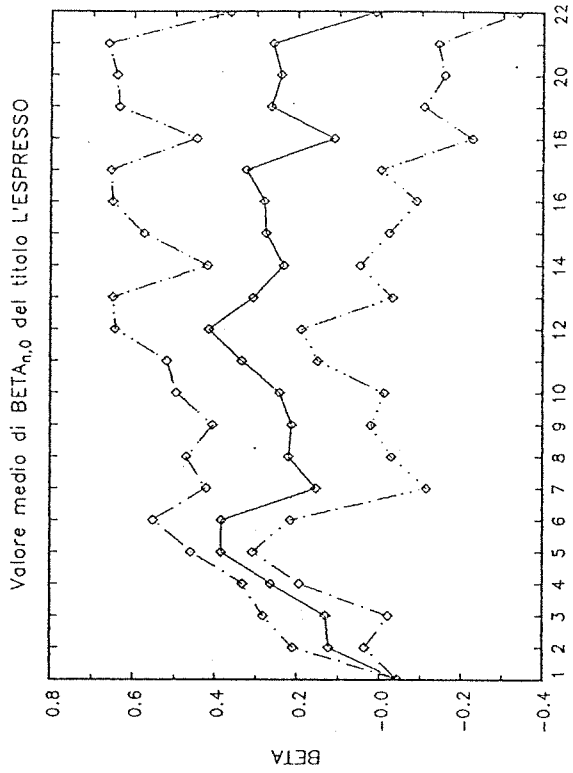


Figura 106

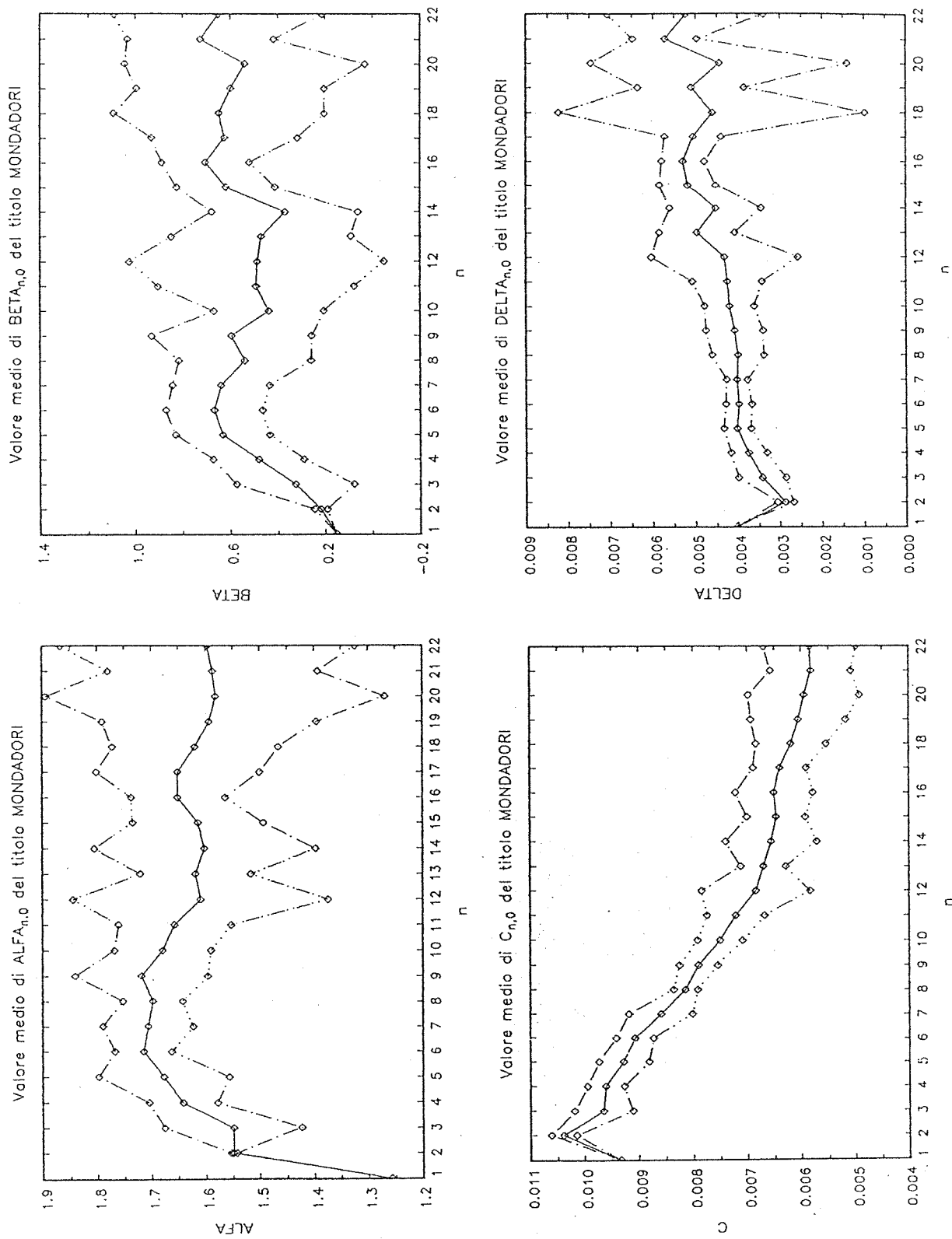


Figura 107

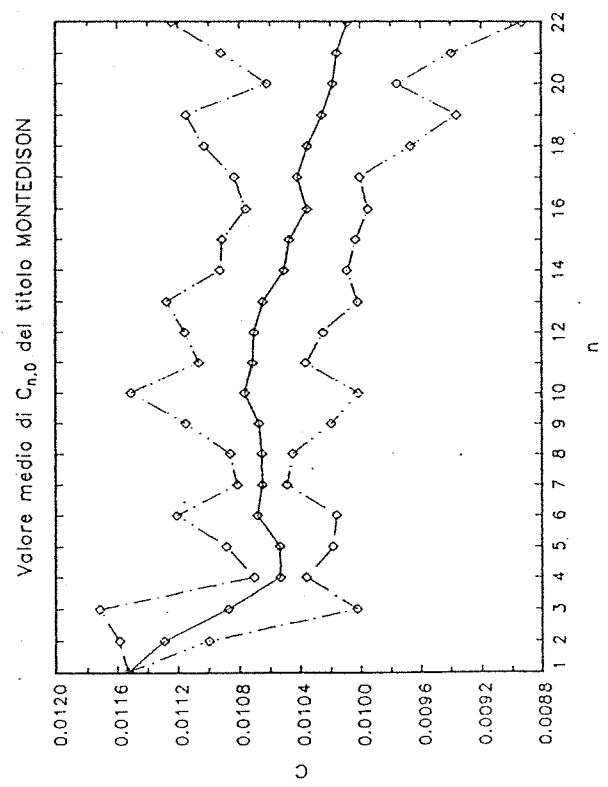
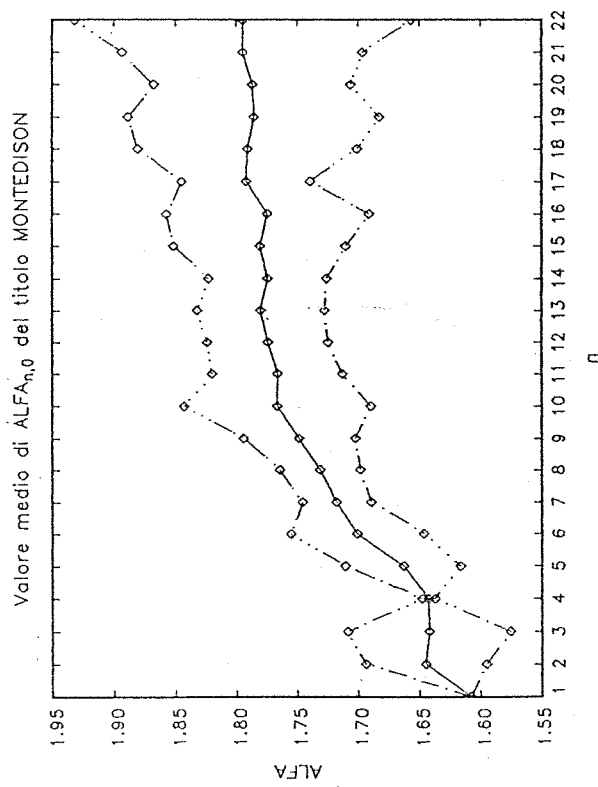
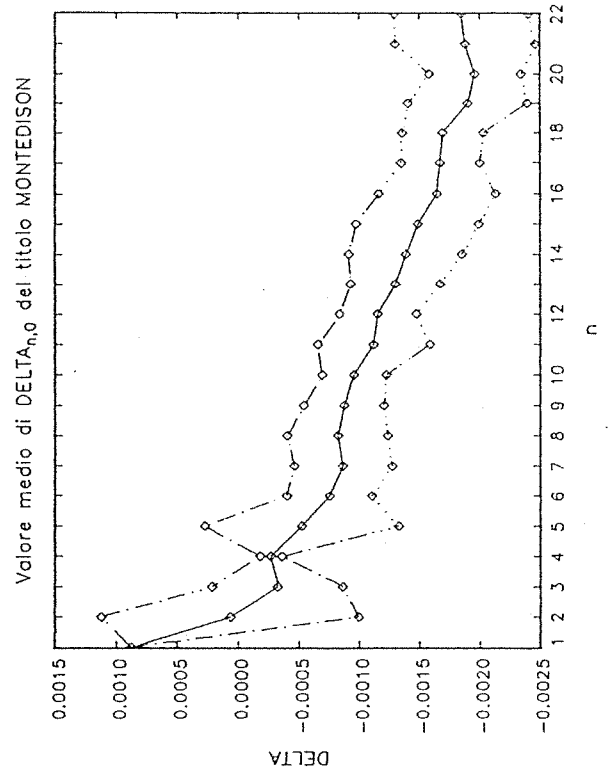
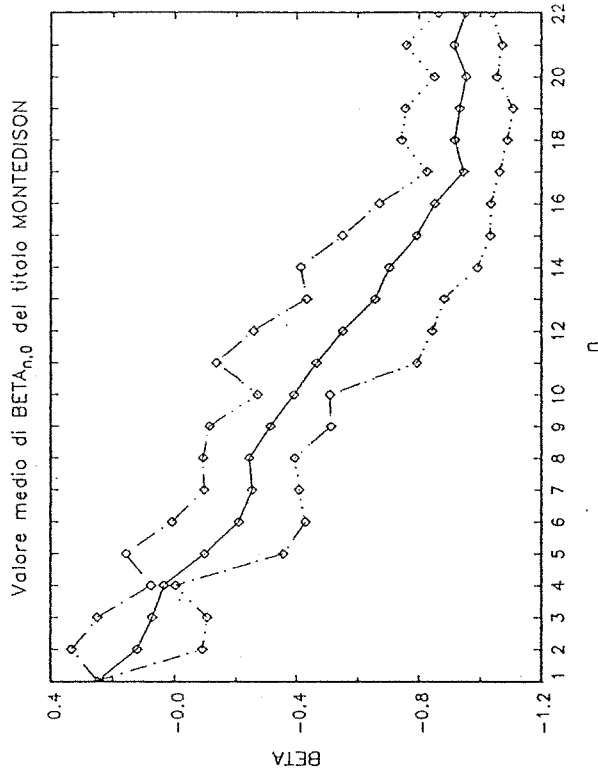


Figura 108

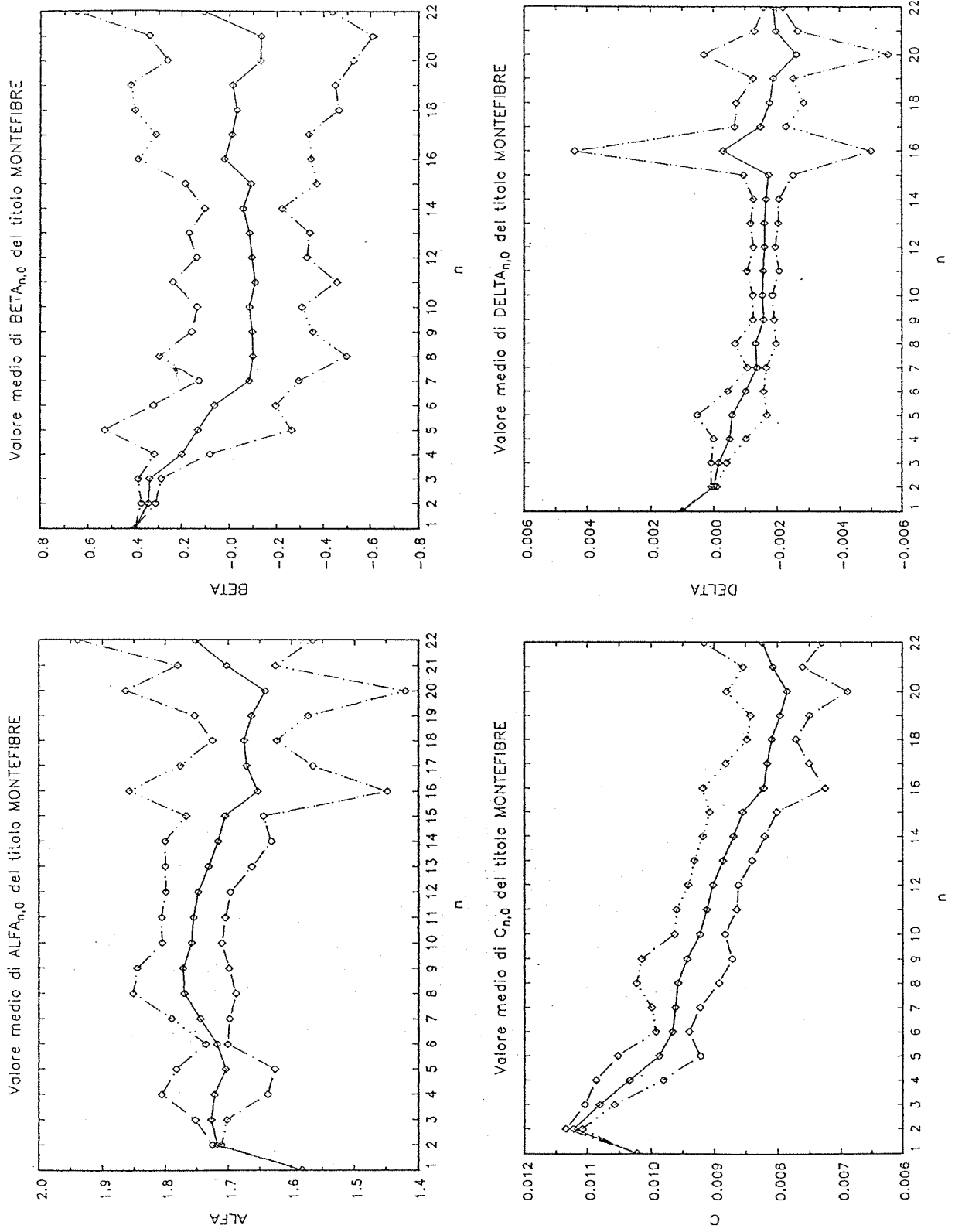


Figura 109

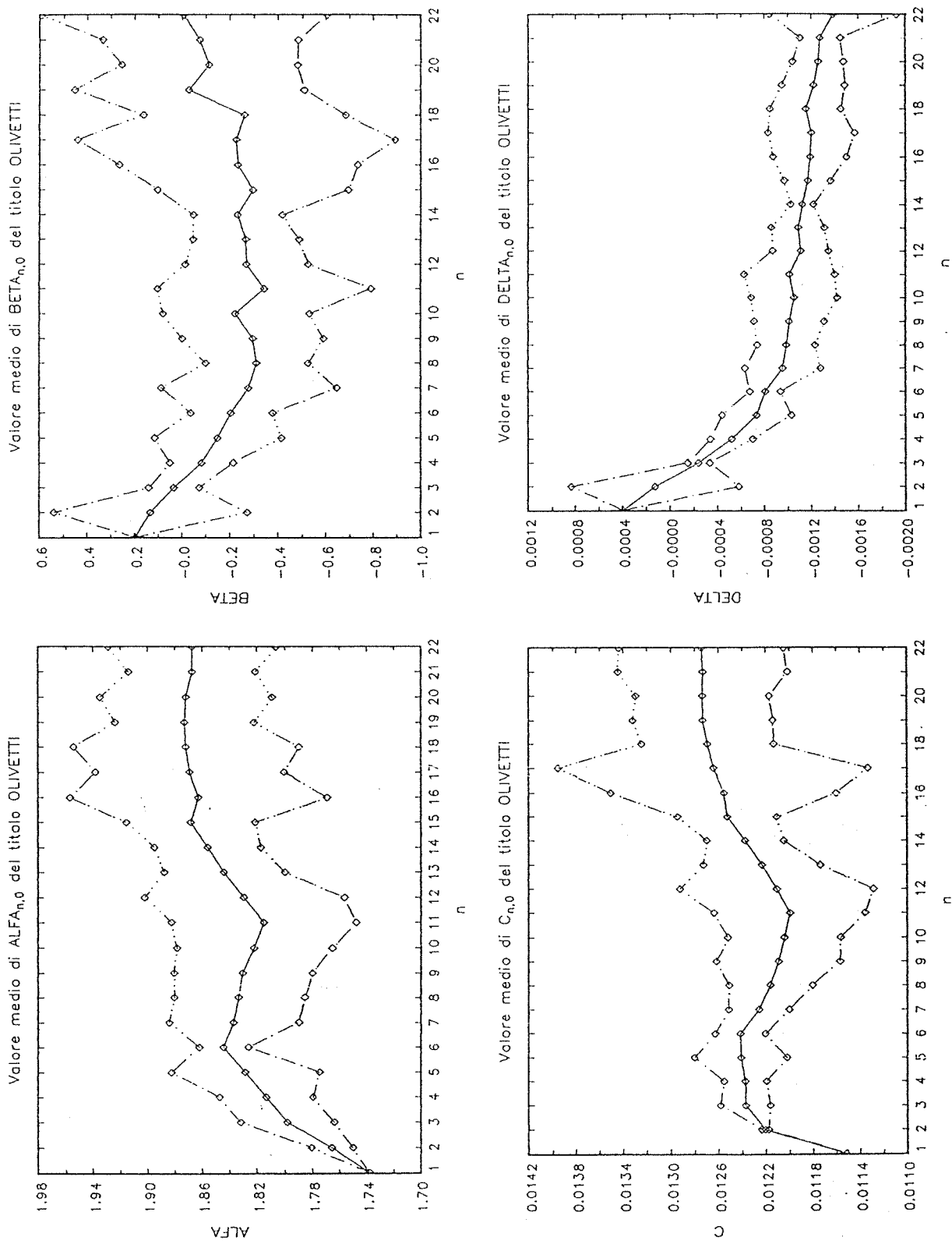


Figura 110

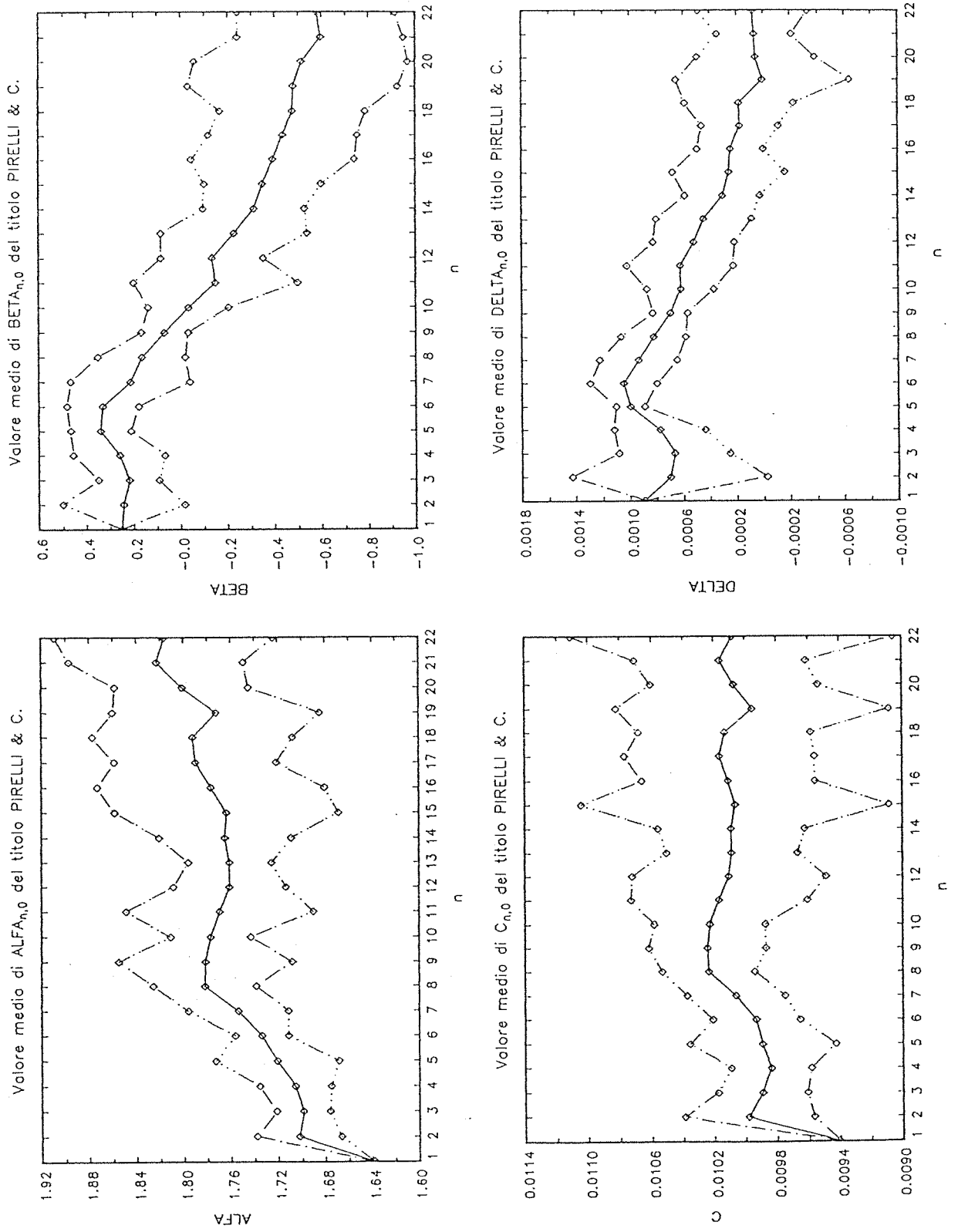


Figura 111

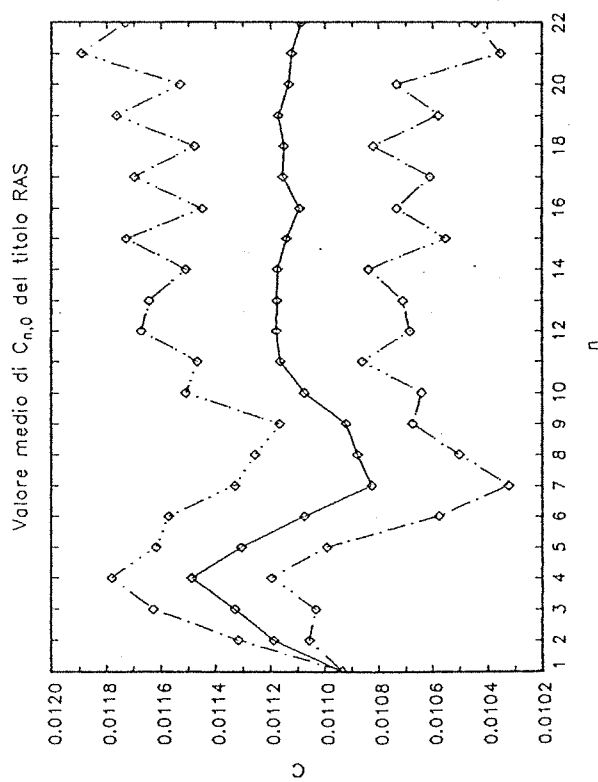
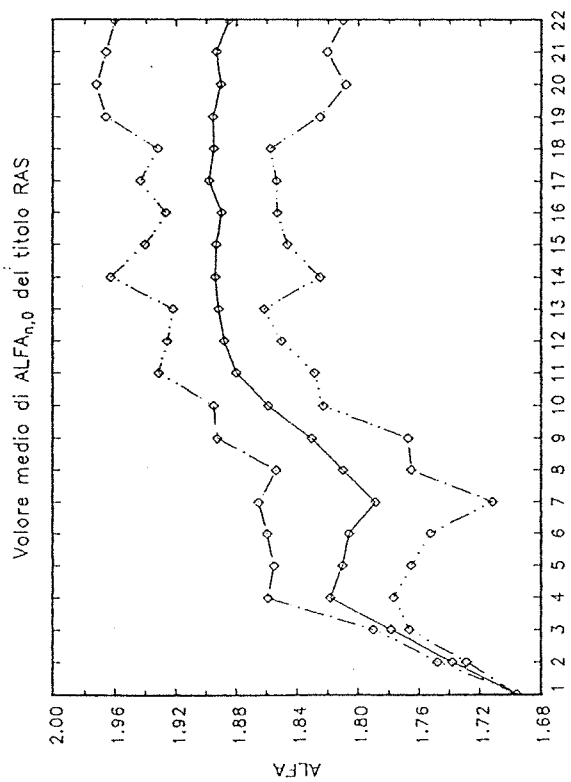
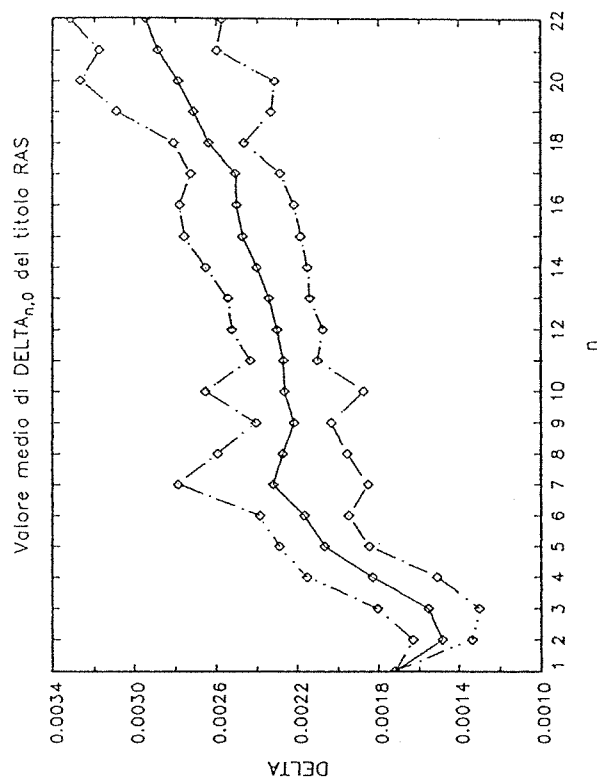
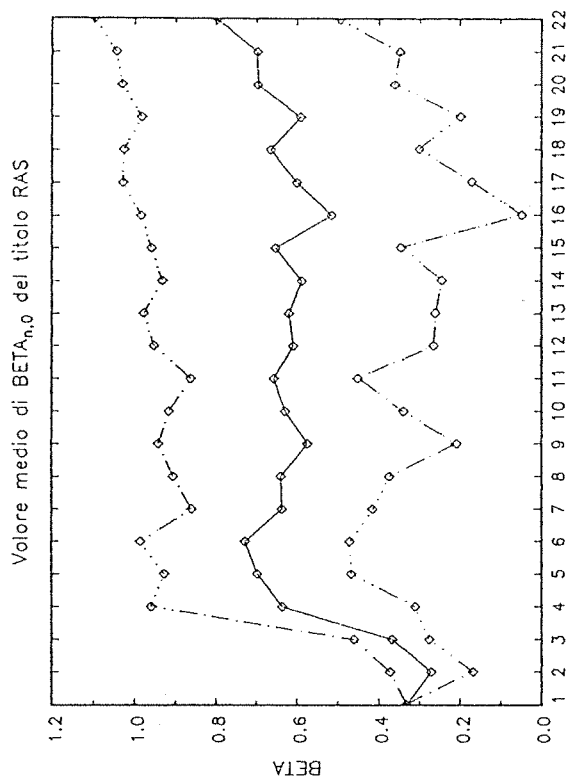


Figura 112

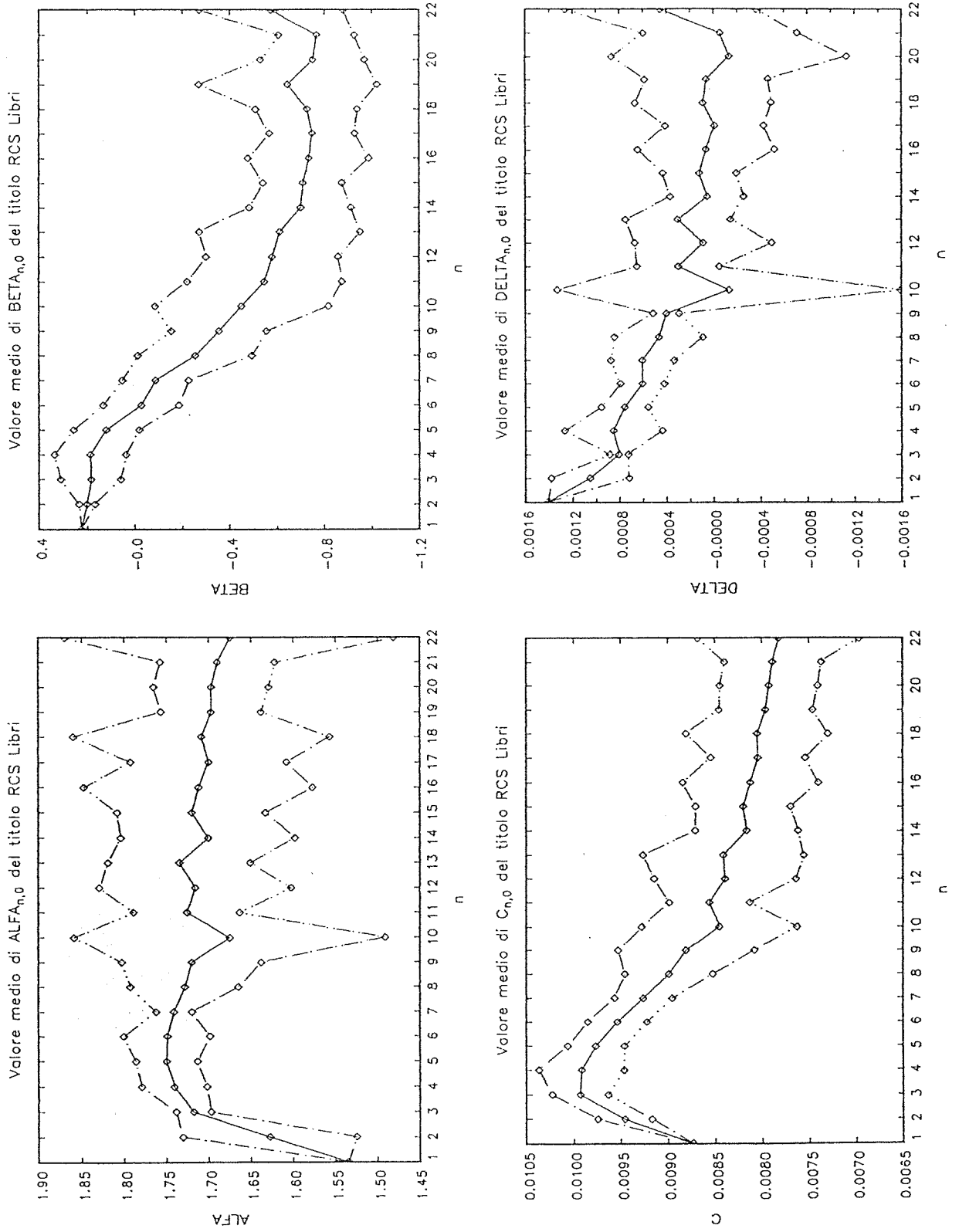


Figura 113

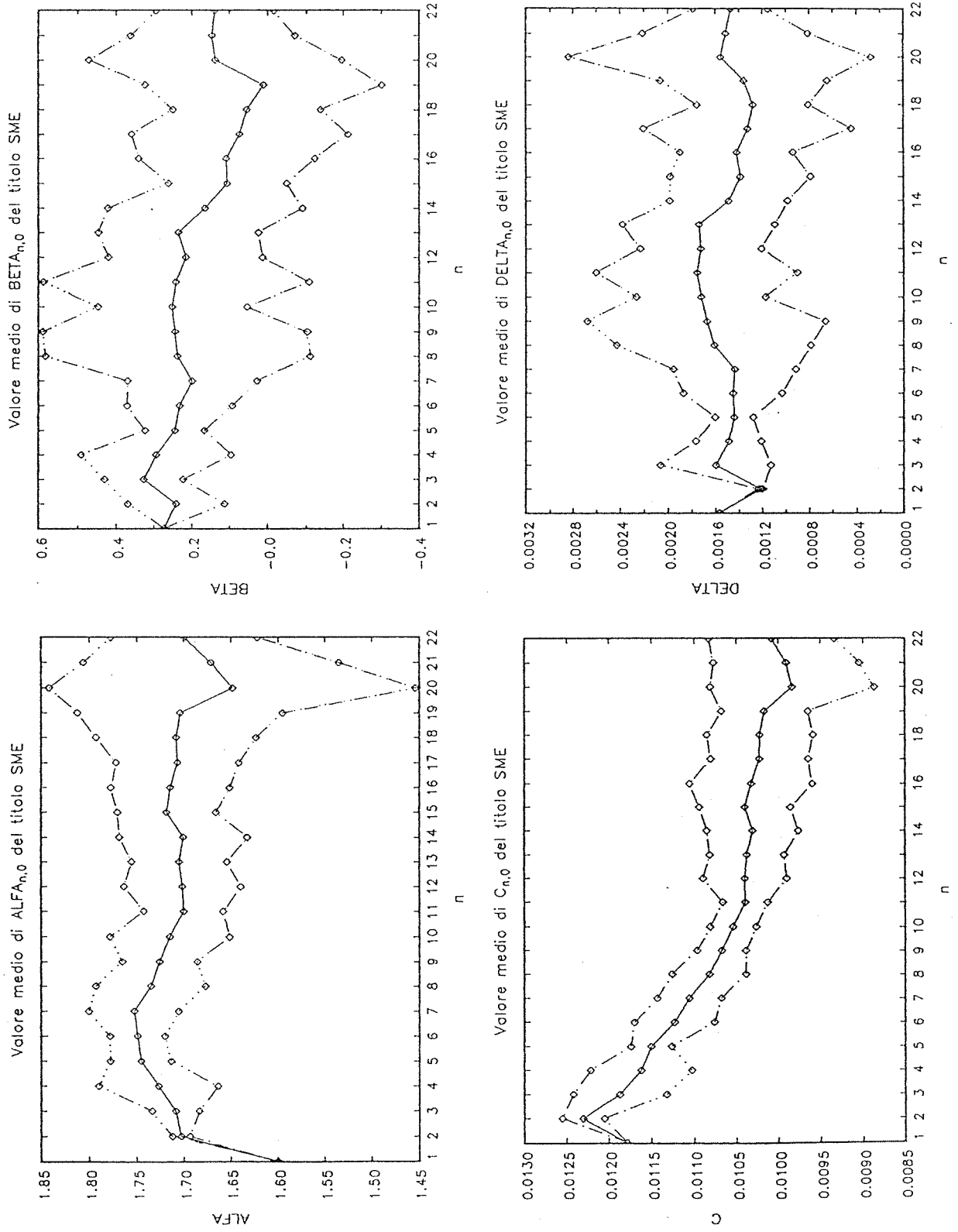


Figura 114

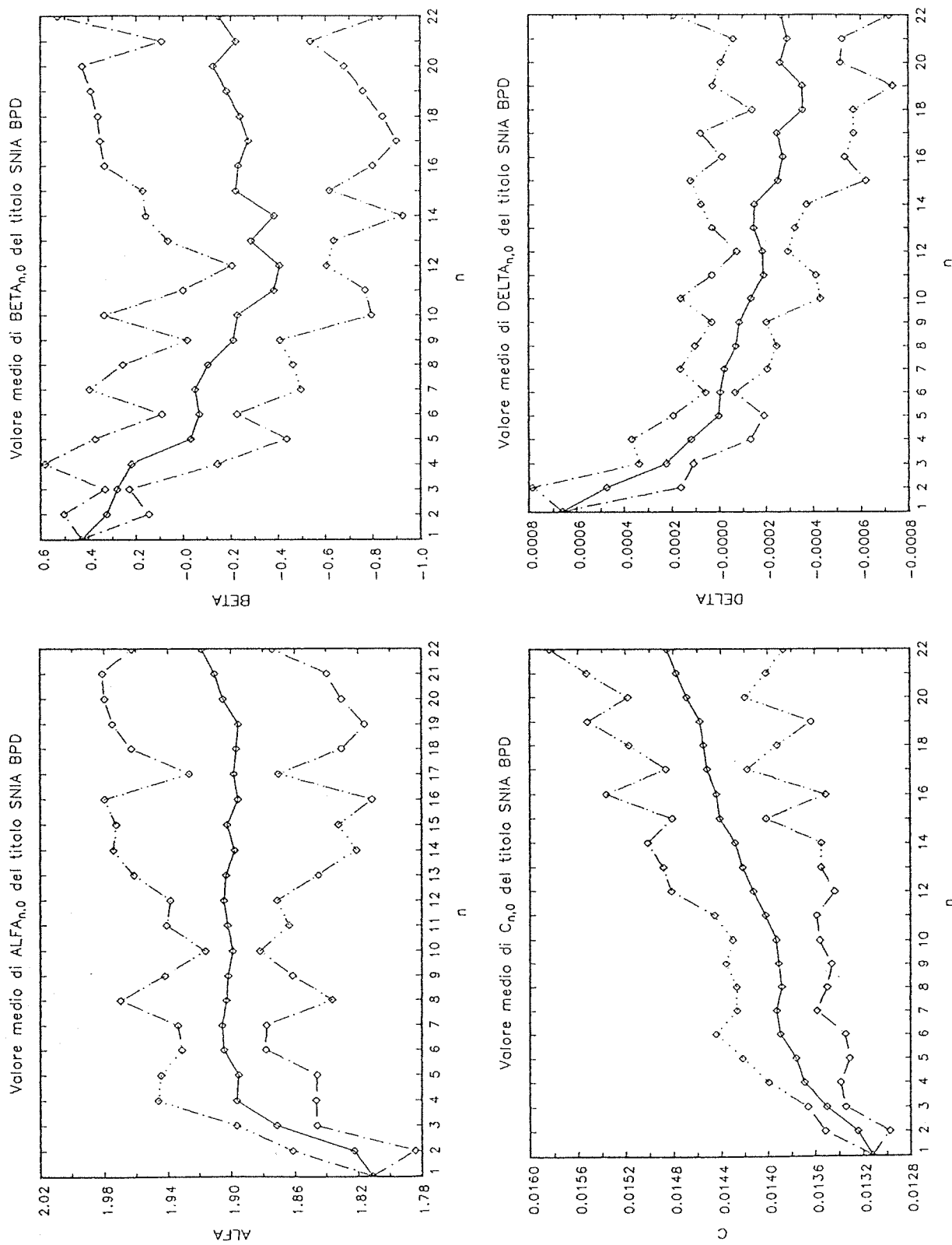


Figura 115

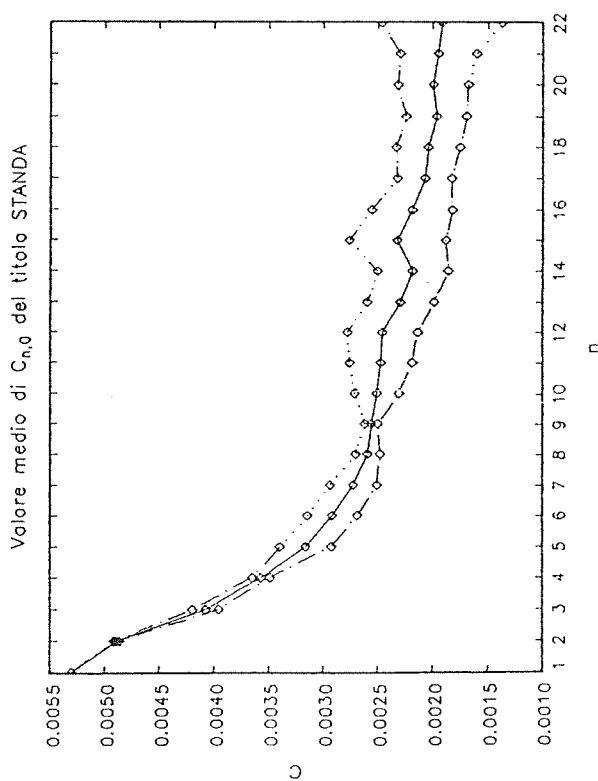
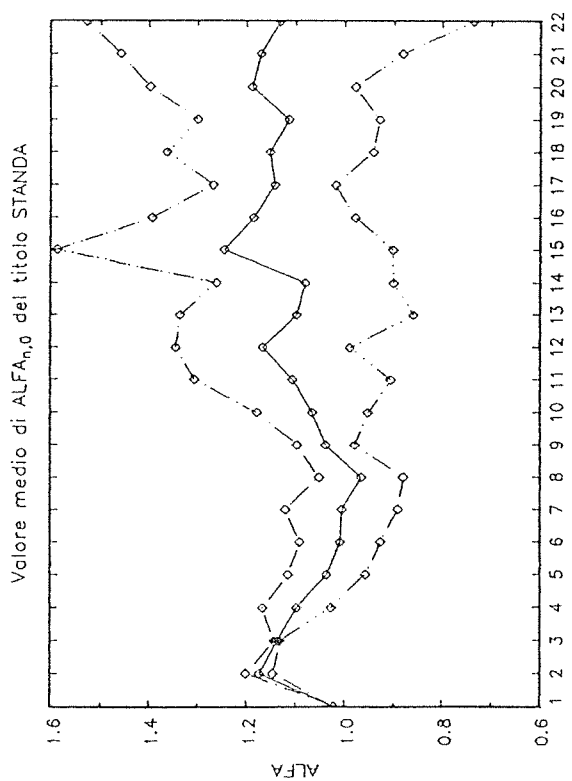
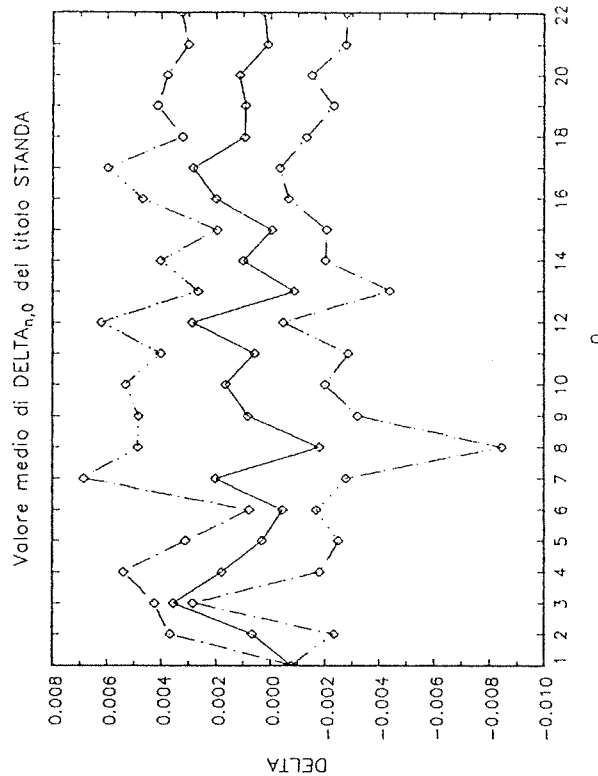
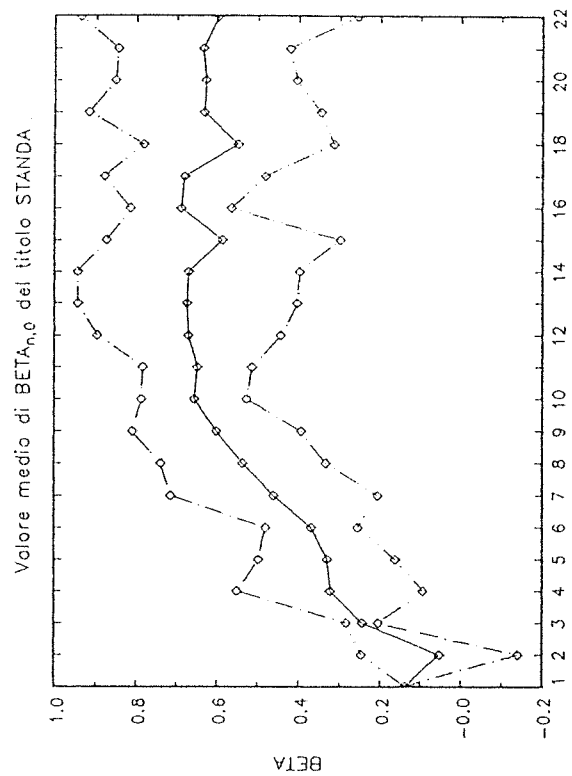


Figura 116

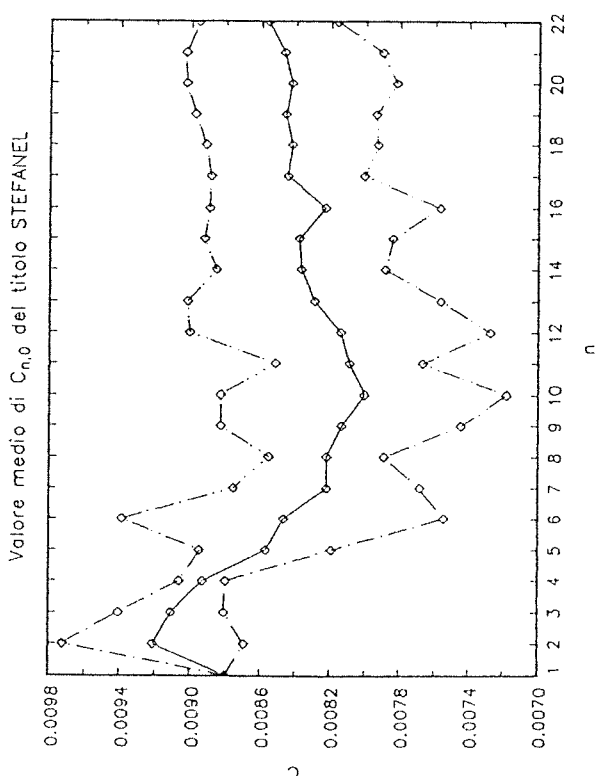
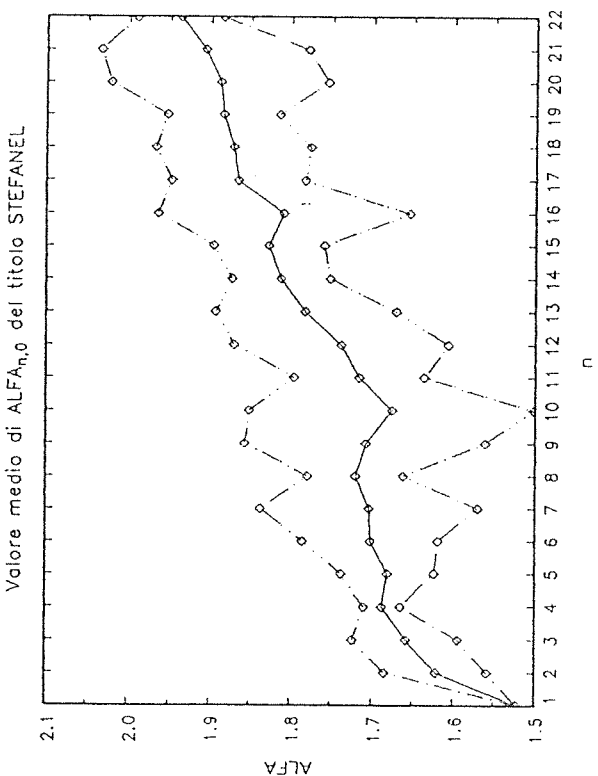
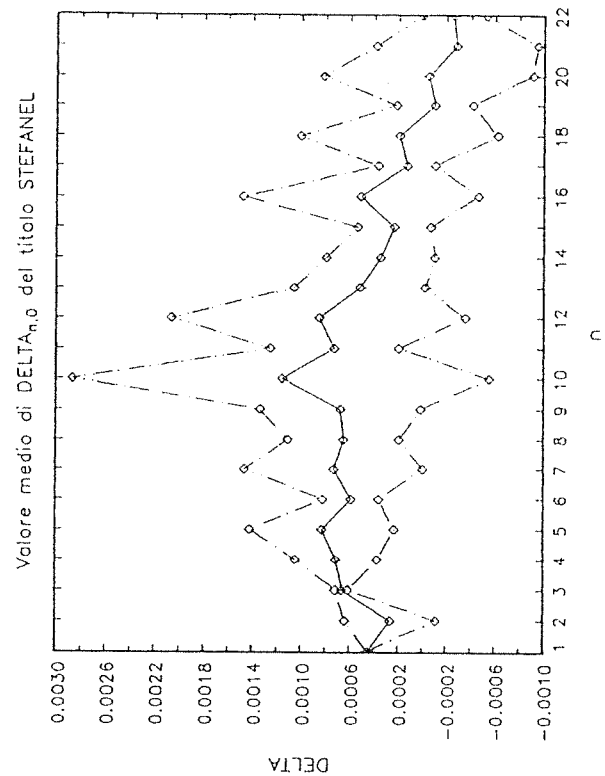
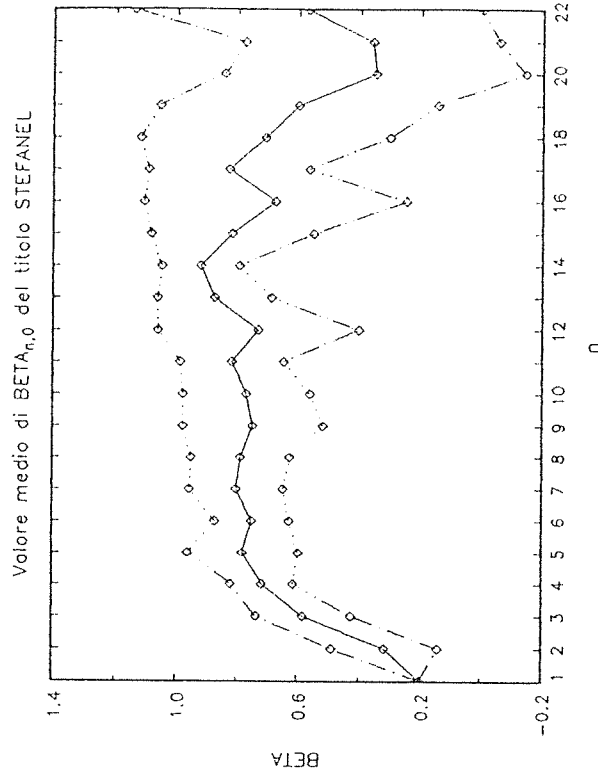


Figura 117

