

Università degli Studi di Salerno
DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE E STATISTICHE

Francesco Giordano*

**WEAK CONSISTENT MOVING BLOCK
BOOTSTRAP ESTIMATOR OF SAMPLING
DISTRIBUTION OF CLS ESTIMATORS IN A
CLASS OF BILINEAR MODELS**

WORKING PAPER 3.168
ottobre 2005

* Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche – Università degli Studi di Salerno – via Ponte Don Melillo – 84084 Fisciano (Salerno), giordano@unisa.it

Contents

1	<i>Introduction</i>	7
2	<i>Definitions and properties of the Moving Block Bootstrap and the CLS estimators</i>	8
3	<i>Preliminary results</i>	9
4	<i>Weak consistency</i>	11
5	<i>Empirical results</i>	13
	<i>References</i>	14

Abstract

Grahn, (1995) introduced the Conditional Least Squares estimators for the class (I) of bilinear models. Such estimators have a variance which is difficult to derive analytically. The aim of the present paper is to consider the conditions under which to apply the Moving Block Bootstrap to estimate the variance and we show the weak consistency of the above bootstrap method relatively to the sampling distribution of CLS estimators. An important consequence is to select the length of the Blocks by a theoretical Influence function.

Keywords

Bilinear model, Moving Block Bootstrap, CLS estimator

1 Introduction

The framework of non-linear time series models offers many statistics of interest whose sample distribution and variance estimator are very difficult to derive. In these cases the use of a general methodology such as Bootstrap is often recommended.

We focus our attention on a class (I) of bilinear models introduced by Grahn, (1995). The stochastic process X_t , belonging to the class (I), is defined as:

$$X_t = \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q c_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=w}^r b_{ij} \varepsilon_{t-i} X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where $w = \max(k, q) + 1$ and ε_t is an i.i.d. White Noise with zero mean and variance $\sigma^2 > 0$. Without loss of generality, we can assume for ε_t a Normal distribution.

Grahn, (1995) introduced the Conditional Least Squares (CLS) estimators for the parameters of (1) whereas the variance of the CLS estimators, which is very difficult to derive analytically, is not yet known.

In this paper we propose to use the Moving Block Bootstrap (MBB) (Künsch, 1989) to estimate the variance of the CLS estimators given that, under mild conditions, they are strongly consistent and converge weakly to the Normal distribution (Grahn, 1995). In particular we analyze two problems: the first concerns the weak consistency for a MBB estimator of sampling distribution of CLS estimator; the second problem is related to the selection of the block length according to the procedure of Bühlmann, (1999) with a proposed analytic Influence function.

The section 2 introduces the notations, definitions and some properties of the MBB procedure and CLS estimators. A theoretical justification to apply MBB variance estimator to the CLS estimators is showed in the third section. The section 4 reports the main result about the weak consistency for a MBB estimator of sampling distribution for CLS estimators. Finally, a simulation experiment with a theoretical Influence function and some concluding remarks are reported in section 5.

2 Definitions and properties of the Moving Block Bootstrap and the CLS estimators

In this section we introduce briefly the MBB procedure and we report the main results about the CLS estimators of the parameters in model (1).

It is known that X_t , in model (1), is a strictly stationary, causal and ergodic process under some conditions on the coefficients $\{a_i\}$, $i = 1, \dots, p$, and $\{b_{ij}\}$, $i = 1, \dots, k$, $j = w, \dots, r$, independently from the MA coefficients (Grahn, 1995); (Tong, 1990).

So we assume that

- A0) the process X_t is driven by a $8k$ -th order symmetric innovation sequence $\{\varepsilon_t\}$ such that $\rho(\Gamma_8) < 1$.
 Γ_8 is a matrix defined in Grahn, (1995) and $\rho(\cdot)$ is the maximum eigenvalue of Γ_8 .

$T_n \equiv T_n(X_1, \dots, X_n)$ is a CLS estimator for a parameter of model (1), with n the length of the observed time series. If T_n is a CLS estimator then it satisfies some further regularity conditions reported in Grahn, (1995). The aim of the present paper is to estimate the variance of T_n via MBB.

Consider the blockwise bootstrap procedure with blocks of length l from the original data. This parameter l is related to the dependence structure of the observed data. For simplicity, we assume that n is a multiple of l and let $d = n/l$.

The bootstrap sample is: $X_{(j-1)l+t}^* = X_{S_j+t}$, $\forall t \in \{1, \dots, l\}$, $\forall j \in \{1, \dots, d\}$ with S_1, \dots, S_d , Uniform i.i.d. random variables on $\{0, 1, \dots, n-l\}$. If we draw $S_1 = s_1, \dots, S_d = s_d$ we have a bootstrap sample (X_1^*, \dots, X_n^*) ,

$T_n^* \equiv T_n(X_1^*, \dots, X_n^*)$ is the bootstrap statistic and the bootstrap variance estimator is $\hat{\sigma}_{BOOT}^2(l) = Var^*(T_n^*)$, where Var^* denotes the variance of T_n^* conditional on X_1, \dots, X_n (Künsch, 1989).

If the statistic has a dimension m greater than one, then the MBB procedure should be made using $Y_t = (X_t, \dots, X_{t-m+1})$ (Bühlmann, 2002).

Künsch, (1989) showed that $n\hat{\sigma}_{BOOT}^2(l) \sim 2\pi\hat{h}_{IF}(0)$ where $\hat{h}_{IF}(0)$ is the estimated spectral density function at frequency 0 with respect to the Influence function of the estimator T_n . In particular the block length l is related to the triangular spectral lag window or Bartlett spectral window.

So we have to verify that some "regularity" conditions (A1-A4) in Künsch, (1989) are satisfied for the estimator T_n in order to apply the MBB variance estimator. The conditions (A1-A4) mean that, for the estimator T_n ,

- A1) $T_n \xrightarrow{a.s.} T(F^m)$, where F^m is the distribution of Y_t ;
- A2) the Influence function, $IF(y, F^m)$ exists $\forall y \in \mathcal{R}^m$;
- A3) $n^{-1/2} \sum_{t=1}^n IF(Y_t, F^m) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_{as}^2)$,
where $\sigma_{as}^2 = \sum_{k=-\infty}^{\infty} E[IF(Y_0, F^m)IF(Y_k, F^m)]$;
- A4) the linearization $T(\hat{F}^m) = T(F^m) + 1/n \sum_{t=1}^n IF(Y_t, F^m) + R_n$,
where \hat{F}^m denotes the empirical distribution function of dimension m
and the remainder term is $R_n = o_p(n^{-1/2})$.

These four conditions state the existence of an Influence function for the estimator T_n and its asymptotic variance σ_{as}^2 can be estimated only by its Influence function.

If (A0) holds then $E(X_t^8) < \infty$ and the following results are valid for the CLS estimator (Grahn, 1995):

- B1) $T_n \xrightarrow{a.s.} T \equiv \theta$, with θ a parameter in model (1);
- B2) $n^{1/2}(T_n - T) \xrightarrow{d} N(0, V^2)$ with V^2 the asymptotic variance of $n^{1/2}T_n$.

3 Preliminary results

This section is dedicated to analyze the above "regularity" conditions (A1-A4) with respect to T_n to apply the MBB variance estimator. So we can state

the following lemma.

Lemma 1 *If the process X_t is defined as in (1) and (A0) holds, then the conditions (A1-A4) are valid for the CLS estimator T_n .*

Proof.

Looking at the CLS estimators in Grahn, (1995), T_n can be written as

$$T_n = f(\hat{M}_m) \quad (2)$$

where \hat{M}_m is a vector, with dimension ν , of the estimated mixed moments up to order m ; so m is also the dimension of the statistic T_n in (A1); the function $f(\cdot)$ is continuously differentiable in a neighborhood of \underline{M}_m which is the corresponding parameter of \hat{M}_m . Using (B1) it is easy to show that (A1) is valid with m up to order 4 (Grahn, (1995), Theorem 3.3). Since $f(\cdot)$ is continuously differentiable and the Influence function exists for the moments $(M_m)_i$, $i = 1, \dots, \nu$, of the vector \underline{M}_m , then (A2) holds using (2). So the Influence function of T_n is

$$IF_{T_n}(\cdot, \cdot) = \sum_{i=1}^{\nu} g_i IF_{(\hat{M}_m)_i}(\cdot, \cdot) \quad (3)$$

where g_i , $i = 1, \dots, \nu$, are first partial derivatives of $f(\cdot)$ evaluated at \underline{M}_m . (A3) is true by Theorem 3.1 in Grahn, (1995).

If the condition (A4) is true, the asymptotic variance of T_n can be written as

$$\begin{aligned} nVar f(\hat{M}_4) &= n \sum_{i=1}^{\nu} g_i^2 Var((\hat{M}_4)_i) + \\ &+ n \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} g_i g_j Cov((\hat{M}_4)_i, (\hat{M}_4)_j) + o(1) \end{aligned} \quad (4)$$

where $(\hat{M}_4)_i$ is the i -th component of the vector \hat{M}_4 .

Now, it is sufficient to prove that the remainder term $\sqrt{n}R_n$ in (A4) is $o_p(1)$.

By Taylor's expansion we have:

$$\sqrt{n}R_n = \sqrt{n} \left(f(\hat{M}_4) - f(\underline{M}_4) - A'(\hat{M}_4 - \underline{M}_4) \right)$$

where $A = \{g_i\}$ is a column vector of order ν , for $i = 1, \dots, \nu$. There exists a vector \hat{z} in a neighborhood of \underline{M}_4 with length less than $\|\underline{M}_4 - \hat{M}_4\|$ such that $f(\hat{M}_4) = f(\underline{M}_4) + A'(\hat{z})(\hat{M}_4 - \underline{M}_4)$, where $\|\cdot\|$ is the Euclidean norm and $A(x)$ means that the first partial derivatives g_i are evaluated at x . Given that $\hat{M}_4 \xrightarrow{p} \underline{M}_4$ then also $\hat{z} \xrightarrow{p} \underline{M}_4$. The remainder term can be written as $\sqrt{n}R_n = \sqrt{n} \left((A'(\hat{z}) - A'(\underline{M}_4)) (\hat{M}_4 - \underline{M}_4) \right)$. $\sqrt{n}(\hat{M}_4 - \underline{M}_4)$ converges in law to a Multivariate Normal distribution by theorem 3.1 in Grahn, (1995). By continuity, it follows that $A'(\hat{z}) \xrightarrow{p} A'(\underline{M}_4)$. So we can conclude that $\sqrt{n}R_n \xrightarrow{p} 0$ by Slutsky's theorem. \diamond

This lemma assures that the asymptotic variance of T_n is completely specified by its Influence function. Besides, the lemma gives its functional form as linear combination of the Influence function of some mixed moments up to order 4.

4 Weak consistency

To show the weak consistency of MBB estimator of sampling distribution for CLS estimators, we state the following theorem.

Theorem 1 *If T_n is a CLS estimator, (A0) holds, $E|X_t|^{8+\delta} < \infty$ with $\delta > 0$ and the block length l is such that $l \rightarrow \infty$, $\frac{l}{n} \rightarrow 0$ for $n \rightarrow \infty$, then $\sup_{x \in \mathcal{R}} \left| P_* \left(\sqrt{n} (T_n^* - \tilde{T}_n) \right) - P \left(\sqrt{n} (T_n - \theta) \right) \right| \xrightarrow{p} 0$, where θ is a parameter in model (1) and $\tilde{T}_n = E^*(T_n^*)$.*

Proof.

By conditions of the theorem, the process X_t is geometrically α -mixing (Doukhan, 1994). The sample vector \hat{M}_4 is defined by mixed moments of X_t up to order 4. So we can reduce the proof to a generic sample moment, \hat{M}_4 , of order 4. Let \hat{M}_4^* be its bootstrap version. By theorem 3.1 in Lahiri, (2003), $nVar(\hat{M}_4^*) \xrightarrow{p} \sigma_{M_4}^2$, where $\sigma_{M_4}^2$ is the true variance of $\sqrt{n}\hat{M}_4$. Using theorem 4.1 in Lahiri, (2003), it is easy to see that

$$\sqrt{n} (T_n^* - \tilde{T}_n) = \sqrt{n} A'(\underline{M}_4) (\hat{M}_4^* - \tilde{M}_4) + \sqrt{n} R_n^*,$$

where $\tilde{M}_4 = E^* (\hat{M}_4^*)$ and the row vector $A'(\underline{M}_4)$ contains the first partial derivatives of $f(\cdot)$ evaluated at \underline{M}_4 .

Since $nVar^* \left((\hat{M}_4^*)_i \right) \xrightarrow{p} \sigma_{(M_4)_i}^2, \forall i \in \{1, \dots, \nu\}$ then $\|\hat{M}_4^* - \underline{M}_4\| \xrightarrow{p} 0$, where $\|\cdot\|$ is the Euclidean norm.

Now, we have to show that $\sqrt{n} R_n^* = o_p(1)$.

For a suitable neighborhood of \underline{M}_4 , defined at edges by \hat{M}_4^* and \tilde{M}_4 , we can choose a \hat{z}^* , which belongs to the same neighborhood, such that

$$\sqrt{n} R_n^* = \sqrt{n} (A'(\hat{z}^*) - A'(\underline{M}_4)) (\hat{M}_4^* - \tilde{M}_4).$$

By condition (A0) every mixed moment in \underline{M}_4 is defined in a compact subset $\mathcal{K} \in \mathcal{R}^\nu$. So $\|A'(\hat{z}^*) - A'(\underline{M}_4)\| \leq C \|\hat{z}^* - \underline{M}_4\|$ given that $C = \max_{i,x \in \mathcal{K}} g_i(x) < \infty$, where $i = 1, 2, \dots, \nu$.

But $\|\hat{z}^* - \underline{M}_4\| \xrightarrow{p} 0$ then also $\|A'(\hat{z}^*) - A'(\underline{M}_4)\| \xrightarrow{p} 0$.

Given the conditions of the theorem $\sqrt{n} (\hat{M}_4^* - \tilde{M}_4)$ converges to a Multivariate Normal distribution in probability by theorem 3.2 in Lahiri, (2003) if the asymptotic variance-covariance matrix of $\sqrt{n} \hat{M}_4$ is not singular. It follows using (C2) in Proposition 4.3 of Grahn, (1995) from which the mixed moments in \underline{M}_4 must be independent, at least, asymptotically.

An important regularity condition in theorem 4.1 of Lahiri, (2003) is that $\|A(\underline{M}_4)\| > 0$, that is all the first partial derivatives $g_i(\cdot)$ must be zero at \underline{M}_4 independently from the values in the same vector \underline{M}_4 . By proposition 4.3 in Grahn, (1995) the CLS estimator is, first of all, a solution of linear system of equations. Then, if $g_i(\underline{M}_4) = 0, \forall i = 1, 2, \dots, \nu$ and $\forall \underline{M}_4 \in \mathcal{K}$, it implies that $g_i(\cdot) \equiv 0$. But it is impossible because the CLS estimator must depend on the mixed sample moments and also the true parameter is the same function of mixed moments. Besides, by condition (A0) and using theorem 3.3 in Grahn, (1995) the CLS estimator T_n has always the convergence in law to a Normal distribution.

Finally, using the conditional Slutsky's theorem (lemma 4.1 in Lahiri, (2003)), we can conclude that $\sqrt{n} R_n^* = o_p(1)$.

◇

This theorem gives the conditions for the weak consistency of the MBB estimator of sampling distribution for CLS estimators with respect to the sup

norm. In particular, in the following we use a theoretical Influence function, derived as in lemma 1, in relation to the MBB variance estimator.

5 Empirical results

The previous lemma 1 gives a theoretical pre-conditions to apply the MBB variance estimator. Theorem 1 shows the weak consistency of MBB estimator of sampling distribution for CLS estimator. Instead, this section shows the use of MBB variance estimator in a Monte Carlo simulation design, with a particular attention to the estimation of the Block length l .

Taking into account two representations of model (1) as

$$\text{M1) } X_t = aX_{t-1} + 0.3\varepsilon_{t-1}X_{t-2} + \varepsilon_t; a = 0.5$$

$$\text{M2) } X_t = b\varepsilon_{t-1}X_{t-2} + \varepsilon_t; b = 0.3$$

with $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, i.i.d., $\sigma^2 = 1$. The condition (A0) is satisfied. We consider \hat{a} as the CLS estimator for a in (M1) and $b\hat{\sigma}^2$ as the CLS estimator of $b\sigma^2$ in (M2).

We want to estimate their variance via MBB. In this context we compute the block length l using a jackknife estimate of the Influence function (l_{jack}) (Bühlmann & Künsch, 1999) and the theoretical Influence function defined in (3)(l_{th}). By direct calculations we get the theoretical Influence functions without scale factors:

$$IF_{\hat{a}}(X_t, F) = X_t X_{t-1} - \frac{\hat{a}}{2} X_t^2; IF_{b\hat{\sigma}^2}(X_t, F) = X_t X_{t-1} X_{t-2} - \frac{b\hat{\sigma}^2}{3} X_{t-2}^2.$$

The experiment of simulation is drawn using 200 Monte-Carlo runs, 500 bootstrap replicates, two values $\{200, 500\}$ as length of the observed time series and two block lengths l_{jack} and l_{th} . Define $\sigma_n^2 = nVar(T_n)$, it is computed by 10000 Monte-Carlo runs. Let $n\hat{\sigma}_{BOOT}^2 = nVar^*(T_n^*)$, $SD \equiv SD[n\hat{\sigma}_{BOOT}^2] = \sqrt{Var(n\hat{\sigma}_{BOOT}^2)}$, $BIAS \equiv E[(n\hat{\sigma}_{BOOT}^2 - \sigma_n^2)]$ and $RMSE \equiv E[(n\hat{\sigma}_{BOOT}^2 - \sigma_n^2)^2]/\sigma_n^2$. The table 1 shows that the MBB variance estimates can be considered equivalent between (l_{jack}) and (l_{th}). Nevertheless the first two rows in table 1 point out a difference in term of

Table 1: Comparison of the bootstrap variance estimation using jack-knife Influence function (l_{jack}) and theoretical Influence function (l_{th}) with the CLS estimators \hat{a} and $\hat{b\sigma^2}$ in models (M1) and (M2), respectively. RMSE is the relative mean square error.

CLS Estimator	n	σ_n^2	l	BIAS	SD	RMSE
$\hat{b\sigma^2}$	200	2.1840	l_{jack}	-0.5956	1.3063	0.9399
$\hat{b\sigma^2}$	200	2.1840	l_{th}	-0.7857	1.0299	0.7660
$\hat{b\sigma^2}$	500	2.3637	l_{jack}	-0.4546	1.4208	0.9372
$\hat{b\sigma^2}$	500	2.3637	l_{th}	-0.6433	1.3452	0.9368
\hat{a}	200	1.4538	l_{jack}	-0.3086	0.4837	0.2256
\hat{a}	200	1.4538	l_{th}	-0.3005	0.4997	0.2330
\hat{a}	500	1.5756	l_{jack}	-0.3382	0.4785	0.2182
\hat{a}	500	1.5756	l_{th}	-0.3277	0.4553	0.1991

RMSE because the estimator $\hat{b\sigma^2}$ is more complex than \hat{a} and the estimation of l_{jack} is nonparametric with respect to the Influence function (Bühlmann & Künsch, 1999). It is important to note the bias has a well known effect due to the Bartlett spectral window estimate. The use of the theoretical Influence function has some advantages when the statistic is more complex. Besides, from a computational point of view it gives a faster method to apply the algorithm of Bühlmann & Künsch, (1999) to estimate the block length l . Nevertheless, there is the problem to find which moments are defined in (3) and how to estimate the coefficients g_i . A possible field of future research is to derive a data-driven method to identify the moments in (3) and estimate the same coefficients g_i consistently.

References

- BÜHLMANN, P. 2002. Bootstraps for Time Series. *Statistical Science*, **17**, 52–72.
- BÜHLMANN, P., & KÜNSCH, H. R. 1999. Block length selection in the boot-

- strap for time series. *Computational Statistics & Data Analysis*, **31**, 295–310.
- DOUKHAN, P. 1994. *Mixing: Properties and Examples*. Springer-Verlag, New York.
- GRAHN, T. 1995. A conditional least squares approach to bilinear time series estimation. *Journal of Time Series Analysis*, **57**, 509–529.
- KÜNSCH, H. R. 1989. The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *The Annals of Statistics*, **17**, 1217–1241.
- LAHIRI, S.N. 2003. *Resampling Methods for Dependent Data*. Springer-Verlag, New York.
- TONG, H. 1990. *Non-linear Time Series. A dynamical System Approach*. Clarendon Press.

WORKING PAPERS DEL DIPARTIMENTO

- 1988, 3.1 Guido CELLA
Linkages e moltiplicatori input-output.
- 1989, 3.2 Marco MUSELLA
La moneta nei modelli di inflazione da conflitto.
- 1989, 3.3 Floro E. CAROLEO
Le cause economiche nei differenziali regionali del tasso di disoccupazione.
- 1989, 3.4 Luigi ACCARINO
Attualità delle illusioni finanziarie nella moderna società.
- 1989, 3.5 Sergio CESARATTO
La misurazione delle risorse e dei risultati delle attività innovative: una valutazione dei risultati dell'indagine CNR- ISTAT sull'innovazione tecnologica.
- 1990, 3.6 Luigi ESPOSITO - Pasquale PERSICO
Sviluppo tecnologico ed occupazionale: il caso Italia negli anni '80.
- 1990, 3.7 Guido CELLA
Matrici di contabilità sociale ed analisi ambientale.
- 1990, 3.8 Guido CELLA
Linkages e input-output: una nota su alcune recenti critiche.
- 1990, 3.9 Concetto Paolo VINCI
I modelli econometrici sul mercato del lavoro in Italia.
- 1990, 3.10 Concetto Paolo VINCI
Il dibattito sul tasso di partecipazione in Italia: una rivisitazione a 20 anni di distanza.
- 1990, 3.11 Giuseppina AUTIERO
Limiti della coerenza interna ai modelli con la R.E.H..
- 1990, 3.12 Gaetano Fausto ESPOSITO
Evoluzione nei distretti industriali e domanda di istituzione.
- 1990, 3.13 Guido CELLA
Measuring spatial linkages: input-output and shadow prices.
- 1990, 3.14 Emanuele SALSANO
Seminari di economia.

- 1990, 3.15 Emanuele SALSANO
Investimenti, valore aggiunto e occupazione in Italia in contesto biregionale: una prima analisi dei dati 1970/1982.
- 1990, 3.16 Alessandro PETRETTO- Giuseppe PISAURO
Uniformità vs selettività nella teoria della ottima tassazione e dei sistemi tributari ottimali.
- 1990, 3.17 Adalgiso AMENDOLA
Inflazione, disoccupazione e aspettative. Aspetti teorici dell'introduzione di aspettative endogene nel dibattito sulla curva di Phillips.
- 1990, 3.18 Pasquale PERSICO
Il Mezzogiorno e le politiche di sviluppo industriale.
- 1990, 3.19 Pasquale PERSICO
Priorità delle politiche strutturali e strategie di intervento.
- 1990, 3.20 Adriana BARONE - Concetto Paolo VINCI
La produttività nella curva di Phillips.
- 1990, 3.21 Emiddio GALLO
Varianze ed invarianze socio-spaziali nella transizione demografica dell'Italia post-industriale.
- 1991, 3.22 Alfonso GAMBARDELLA
I gruppi etnici in Nicaragua. Autonomia politica ed economica.
- 1991, 3.23 Maria SCATTAGLIA
La stima empirica dell'offerta di lavoro in Italia: una rassegna.
- 1991, 3.24 Giuseppe CELI
La teoria delle aree valutarie: una rassegna.
- 1991, 3.25 Paola ADINOLFI
Relazioni industriali e gestione delle risorse umane nelle imprese italiane.
- 1991, 3.26 Antonio e Bruno PELOSI
Sviluppo locale ed occupazione giovanile: nuovi bisogni formativi.
- 1991, 3.27 Giuseppe MARIGLIANO
La formazione del prezzo nel settore dell'intermediazione commerciale.
- 1991, 3.28 Maria PROTO
Risorse naturali, merci e ambiente: il caso dello zolfo.
- 1991, 3.29 Salvatore GIORDANO
Ricerca sullo stato dei servizi nelle industrie del salernitano.

- 1992, 3.30 Antonio LOPES
Crisi debitoria e politiche macroeconomiche nei paesi in via di sviluppo negli anni 80.
- 1992, 3.31 Antonio VASSILLO
Circuiti economici semplici, complessi, ed integrati.
- 1992, 3.32 Gaetano Fausto ESPOSITO
Imprese ed istituzioni nel Mezzogiorno: spunti analitici e modalità di relazione.
- 1992, 3.33 Paolo COCCORESE
Un modello per l'analisi del sistema pensionistico.
- 1994, 3.34 Aurelio IORI
Il comparto dei succhi di agrumi: un caso di analisi interorganizzativa.
- 1994, 3.35 Nicola POSTIGLIONE
Analisi multicriterio e scelte pubbliche.
- 1994, 3.36 Adriana BARONE
Cooperazione nel dilemma del prigioniero ripetuto e disoccupazione involontaria.
- 1994, 3.37 Adriana BARONE
Le istituzioni come regolarità di comportamento.
- 1994, 3.38 Maria Giuseppina LUCIA
Lo sfruttamento degli idrocarburi offshore tra sviluppo economico e tutela dell'ambiente.
- 1994, 3.39 Giuseppina AUTIERO
Un'analisi di alcuni dei limiti strutturali alle politiche di stabilizzazione nei LCDs.
- 1994, 3.40 Bruna BRUNO
Modelli di contrattazione salariale e ruolo del sindacato.
- 1994, 3.41 Giuseppe CELI
Cambi reali e commercio estero: una riflessione sulle recenti interpretazioni teoriche.
- 1995, 3.42 Alessandra AMENDOLA, M. Simona ANDREANO
The TAR models: an application on italian financial time series.
- 1995, 3.43 Leopoldo VARRIALE
Ambiente e turismo: Parco dell'Iguazù - Argentina.

- 1995, 3.44 A. PELOSI, R. LOMBARDI
Fondi pensione: equilibrio economico-finanziario delle imprese.
- 1995, 3.45 Emanuele SALSANO, Domenico IANNONE
Economia e struttura produttiva nel salernitano dal secondo dopoguerra ad oggi.
- 1995, 3.46 Michele LA ROCCA
Empirical likelihood and linear combinations of functions of order statistics.
- 1995, 3.47 Michele LA ROCCA
L'uso del bootstrap nella verosimiglianza empirica.
- 1996, 3.48 Domenico RANESI
Le politiche CEE per lo sviluppo dei sistemi locali: esame delle diverse tipologie di intervento e tentativo di specificazione tassonomica.
- 1996, 3.49 Michele LA ROCCA
L'uso della verosimiglianza empirica per il confronto di due parametri di posizione.
- 1996, 3.50 Massimo SPAGNOLO
La domanda dei prodotti della pesca in Italia.
- 1996, 3.51 Cesare IMBRIANI, Filippo REGANATI
Macroeconomic stability and economic integration. The case of Italy.
- 1996, 3.52 Annarita GERMANI
Gli effetti della mobilitazione della riserva obbligatoria. Analisi sull'efficienza del suo utilizzo.
- 1996, 3.53 Massimo SPAGNOLO
A model of fish price formation in the north sea and the Mediterranean.
- 1996, 3.54 Fernanda MAZZOTTA
RTFL: problemi e soluzioni per i dati Panel.
- 1996, 3.55 Angela SPAGNUOLO
Concentrazione industriale e dimensione del mercato: il ruolo della spesa per pubblicità e R&D.
- 1996, 3.56 Giuseppina AUTIERO
The economic case for social norms.
- 1996, 3.57 Francesco GIORDANO
Sulla convergenza degli stimatori Kernel.
- 1996, 3.58 Tullio JAPPELLI, Marco PAGANO
The determinants of saving: lessons from Italy.

- 1997, 3.59 Tullio JAPPELLI
The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: a cohort analysis with a time series of cross sections of Italian households.
- 1997, 3.60 Marco Antonio MONACO
La gestione dei servizi di pubblico interesse.
- 1997, 3.61 Marcella ANZOLIN
L'albero della qualità dei servizi pubblici locali in Italia: metodologie e risultati conseguiti.
- 1997, 3.62 Cesare IMBRIANI, Antonio LOPES
Intermediazione finanziaria e sistema produttivo in un'area dualistica. Uno studio di caso.
- 1997, 3.63 Tullio JAPPELLI
Risparmio e liberalizzazione finanziaria nell'Unione europea.
- 1997, 3.64 Alessandra AMENDOLA
Analisi dei dati di sopravvivenza.
- 1997, 3.65 Francesco GIORDANO, Cira PERNA
Gli stimatori Kernel per la stima non parametrica della funzione di regressione.
- 1997, 3.66 Biagio DI SALVIA
Le relazioni marittimo-commerciali nell'imperiale regio litorale austriaco nella prima metà dell'800.
I. Una riclassificazione delle Tafeln zur Statistik der Österreichischen Monarchie.
- 1997, 3.67 Alessandra AMENDOLA
Modelli non lineari di seconda e terza generazione: aspetti teorici ed evidenze empiriche.
- 1998, 3.68 Vania SENA
L'analisi econometrica dell'efficienza tecnica. Un'applicazione agli ospedali italiani di zona.
- 1998, 3.69 Domenico CERBONE
Investimenti irreversibili.
- 1998, 3.70 Antonio GAROFALO
La riduzione dell'orario di lavoro è una soluzione al problema disoccupazione: un tentativo di analisi empirica.
- 1998, 3.71 Jacqueline MORGAN, Roberto RAUCCI
New convergence results for Nash equilibria.

- 1998, 3.72 Rosa FERRENTINO
Niels Henrik Abel e le equazioni algebriche.
- 1998, 3.73 Marco MICOCCI, Rosa FERRENTINO
Un approccio markoviano al problema della valutazione delle opzioni.
- 1998, 3.74 Rosa FERRENTINO, Ciro CALABRESE
Rango di una matrice di dimensione K.
- 1999, 3.75 Patrizia RIGANTI
L'uso della valutazione contingente per la gestione del patrimonio culturale: limiti e potenzialità.
- 1999, 3.76 Annamaria NESE
Il problema dell'inefficienza nel settore dei musei: tecniche di valutazione.
- 1999, 3.77 Gianluigi COPPOLA
Disoccupazione e mercato del lavoro: un'analisi su dati provinciali.
- 1999, 3.78 Alessandra AMENDOLA
Un modello soglia con eteroschedasticità condizionata per tassi di cambio.
- 1999, 3.79 Rosa FERRENTINO
Su un'applicazione della trasformata di Laplace al calcolo della funzione asintotica di non rovina.
- 1999, 3.80 Rosa FERRENTINO
Un'applicazione della trasformata di Laplace nel caso di una distribuzione di Erlang.
- 1999, 3.81 Angela SPAGNUOLO
Efficienza e struttura degli incentivi nell'azienda pubblica: il caso dell'industria sanitaria.
- 1999, 3.82 Antonio GAROFALO, Cesare IMBRIANI, Concetto Paolo VINCI
Youth unemployment: an insider-outsider dynamic approach.
- 1999, 3.83 Rosa FERRENTINO
Un modello per la determinazione del tasso di riequilibrio in un progetto di fusione tra banche.
- 1999, 3.84 DE STEFANIS, PORZIO
Assessing models in frontier analysis through dynamic graphics.
- 1999, 3.85 Annunziato GESUALDI
Inflazione e analisi delle politiche fiscali nell'U.E..
- 1999, 3.86 R. RAUCCI, L. TADDEO
Dalle equazioni differenziali alle funzioni e^x , $\log x$, a^x , $\log_a x$, x^x .

- 1999, 3.87 Rosa FERRENTINO
Sulla determinazione di numeri aleatori generati da equazioni algebriche.
- 1999, 3.88 C. PALMISANI, R. RAUCCI
Sulle funzioni circolari: una presentazione non classica.
- 2000, 3.89 Giuseppe STORTI, Pierluigi FURCOLO, Paolo VILLANI
A dynamic generalized linear model for precipitation forecasting.
- 2000, 3.90 Rosa FERRENTINO
Un procedimento risolutivo per l'equazione di Dickson.
- 2000, 3.91 Rosa FERRENTINO
Un'applicazione della mistura di esponenziali alla teoria del rischio.
- 2000, 3.92 Francesco GIORDANO, Michele LA ROCCA, Cira PERNA
Bootstrap variance estimates for neural networks regression models.
- 2000, 3.93 Alessandra AMENDOLA, Giuseppe STORTI
A non-linear time series approach to modelling asymmetry in stock market indexes.
- 2000, 3.94 Rosa FERRENTINO
Sopra un'osservazione di De Vylder.
- 2000, 3.95 Massimo SALZANO
Reti neurali ed efficacia dell'intervento pubblico: previsioni dell'inquinamento da traffico nell'area di Villa S. Giovanni.
- 2000, 3.96 Angela SPAGNUOLO
Concorrenza e deregolamentazione nel mercato del trasporto aereo in Italia.
- 2000, 3.97 Roberto RAUCCI, Luigi TADDEO
Teoremi ingannevoli.
- 2000, 3.98 Francesco GIORDANO
Una procedura per l'inizializzazione dei pesi delle reti neurali per l'analisi del trend.
- 2001, 3.99 Angela D'ELIA
Some methodological issues on multivariate modelling of rank data.
- 2001, 3.100 Roberto RAUCCI, Luigi TADDEO
Nuove classi di funzioni scalari quasiconcave generalizzate: caratterizzazioni ed applicazioni a problemi di ottimizzazione.
- 2001, 3.101 Adriana BARONE, Annamaria NESE
Some insights into night work in Italy.
- 2001, 3.102 Alessandra AMENDOLA, Marcella NIGLIO

Predictive distributions of nonlinear time series models.

- 2001, 3.103 Roberto RAUCCI
Sul concetto di certo equivalente nella teoria HSSB.
- 2001, 3.104 Roberto RAUCCI, Luigi TADDEO
On stackelberg games: a result of unicity.
- 2001, 3.105 Roberto RAUCCI
Una definizione generale e flessibile di insieme limitato superiormente in \mathfrak{R}^n
- 2001, 3.106 Roberto RAUCCI
Stretta quasiconcavità nelle forme funzionali flessibili.
- 2001, 3.107 Roberto RAUCCI
Sugli insiemi limitati in \mathfrak{R}^m rispetto ai coni.
- 2001, 3.108 Roberto RAUCCI
Monotonie, isotonie e indecomponibilità deboli per funzioni a valori vettoriali con applicazioni.
- 2001, 3.109 Roberto RAUCCI
Generalizzazioni del concetto di debole Kuhn-Tucker punto-sella.
- 2001, 3.110 Antonia Rosa GURRIERI, Marilene LORIZIO
Le determinanti dell'efficienza nel settore sanitario. Uno studio applicato.
- 2001, 3.111 Gianluigi COPPOLA
Studio di una provincia meridionale attraverso un'analisi dei sistemi locali del lavoro. Il caso di Salerno.
- 2001, 3.112 Francesco GIORDANO
Reti neurali per l'analisi del trend: un approccio per identificare la topologia della rete.
- 2001, 3.113 Marcella NIGLIO
Nonlinear time series models with switching structure: a comparison of their forecast performances.
- 2001, 3.114 Damiano FIORILLO
Capitale sociale e crescita economica. Review dei concetti e dell'evidenza empirica.
- 2001, 3.115 Roberto RAUCCI, Luigi TADDEO
Generalizzazione del concetto di continuità e di derivabilità.
- 2001, 3.116 Marcella NIGLIO
Ricostruzione dei dati mancanti in serie storiche climatiche.

- 2001, 3.117 Vincenzo VECCHIONE
Mutamenti del sistema creditizio in un'area periferica.
- 2002, 3.118 Francesco GIORDANO, Michele LA ROCCA, Cira PERNA
Bootstrap variable selection in neural network regression models.
- 2002, 3.119 Roberto RAUCCI, Luigi TADDEO
Insiemi debolmente convessi e concavità in senso generale.
- 2002, 3.120 Vincenzo VECCHIONE
Know how locali e percorsi di sviluppo in aree e settori marginali.
- 2002, 3.121 Michele LA ROCCA, Cira PERNA
Neural networks with dependent data.
- 2002, 3.122 Pietro SENESI
Economic dynamics: theory and policy. A stability analysis approach.
- 2002, 3.123 Gianluigi COPPOLA
Stima di un indicatore di pressione ambientale: un'applicazione ai comuni della Campania.
- 2002, 3.124 Roberto RAUCCI
Sull'esistenza di autovalori e autovettori positivi anche nel caso non lineare.
- 2002, 3.125 Maria Carmela MICCOLI
Identikit di giovani lucani.
- 2002, 3.126 Sergio DESTEFANIS, Giuseppe STORTI
Convexity, productivity change and the economic performance of countries.
- 2002, 3.127 Giovanni C. PORZIO, Maria Prosperina VITALE
Esplorare la non linearità nei modelli Path.
- 2002, 3.128 Rosa FERRENTINO
Sulla funzione di Seal.
- 2003, 3.129 Michele LA ROCCA, Cira PERNA
Identificazione del livello intermedio nelle reti neurali di tipo feedforward.
- 2003, 3.130 Alessandra AMENDOLA, Marcella NIGLIO, Cosimo VITALE
The exact multi-step ahead predictor of SETARMA models.
- 2003, 3.131 Mariangela BONASIA
La dimensione ottimale di un sistema pensionistico: means tested vs programma universale.
- 2003, 3.132 Annamaria NESE
Abitazione e famiglie a basso reddito.

- 2003, 3.133 Maria Lucia PARRELLA
Le proprietà asintotiche del Local Polynomial Bootstrap.
- 2003, 3.134 Silvio GIOVE, Maurizio NORDIO, Stefano SILVONI
Stima della prevalenza dell'insufficienza renale cronica con reti bayesiane: analisi costo efficacia delle strategie di prevenzione secondaria.
- 2003, 3.135 Massimo SALZANO
Globalization, complexity and the holism of the italian school of public finance.
- 2003, 3.136 Giuseppina AUTIERO
Labour market institutional systems and unemployment performance in some Oecd countries.
- 2003, 3.137 Marisa FAGGINI
Recurrence analysis for detecting non-stationarity and chaos in economic times series.
- 2003, 3.138 Marisa FAGGINI, Massimo SALZANO
The reverse engineering of economic systems. Tools and methodology.
- 2003, 3.139 Rosa FERRENTINO
In corso di pubblicazione.
- 2003, 3.140 Rosa FERRENTINO, Roberto RAUCCI
Sui problemi di ottimizzazione in giochi di Stackelberg ed applicazioni in modelli economici.
- 2003, 3.141 Carmine SICA
In corso di pubblicazione.
- 2004, 3.142 Sergio DESTEFANIS, Antonella TADDEO, Maurizio TORNATORE
The stock of human capital in the Italian regions.
- 2004, 3.143 Elena Laureana DEL MERCATO
Edgeworth equilibria with private provision of public good.
- 2004, 3.144 Elena Laureana DEL MERCATO
Externalities on consumption sets in general equilibrium.
- 2004, 3.145 Rosa FERRENTINO, Roberto RAUCCI
Su alcuni criteri delle serie a termini non negativi.
- 2004, 3.146 Rosa FERRENTINO, Roberto RAUCCI
Legame tra le soluzioni di Minty e di Stempacenhia nelle disequazioni variazionali.

- 2004, 3.147 Gianluigi COPPOLA
In corso di pubblicazione.
- 2004, 3.148 Massimo Spagnolo
The Importance of Economic Incentives in Fisheries Management
- 2004, 3.149 F. Salsano
La politica monetaria in presenza di non perfetta osservabilità degli obiettivi del banchiere centrale.
- 2004, 3.150 A. Vita
La dinamica del cambiamento nella rappresentazione del territorio. Una mappa per i luoghi della Valle dell'Irno.
- 2004, 3.151 Celi
Empirical Explanation of vertical and horizontal intra-industry trade in the UK: a comment.
- 2004, 3.152 Amendola – P. Vitale
Self-Assessment and Career Choices: An On-line resource for the University of Salerno.
- 2004, 3.153 A. Amendola – R. Troisi
Introduzione all'economia politica dell'organizzazione: nozioni ed applicazioni.
- 2004, 3.154 A. Amendola – R. Troisi
Strumenti d'incentivo e modelli di gestione del personale volontario nelle organizzazioni non profit.
- 2004, 3.155 Lavinia Parisi
La gestione del personale nelle imprese manifatturiere della provincia di Salerno.
- 2004, 3.156 Angela Spagnuolo – Silvia Keller
La rete di accesso all'ultimo miglio: una valutazione sulle tecnologie alternative.
- 2005, 3.157 Davide Cantarelli
Elasticities of Complementarity and Substitution in Some Functional Forms. A Comparative Review.
- 2005, 3.158 Pietro Coretto – Giuseppe Storti
Subjective Expectations in Economics: a Statistical overview of the main findings.
- 2005, 3.159 Pietro Coretto – Giuseppe Storti
Moments based inference in small samples.

- 2005, 3.160 Massimo Salzano
Una simulazione neo-keynesiana ad agenti eterogeni.
- 2005, 3.161 Rosa Ferrentino
Su alcuni paradossi della teoria degli insiemi.
- 2005, 3.162 Damiano Fiorillo
Capitale sociale: uno o molti? Pochi.
- 2005, 3.163 Damiano Fiorillo
Il capitale sociale conta per outcomes (macro) economici?.
- 2005, 3.164 Damiano Fiorillo – Guadalupi Luigi
*Attività economiche nel distretto industriale di Nocera inferiore – Gragnano.
Un'analisi su Dati Tagliacarne.*
- 2005, 3.165 Rosa Ferrentino
Pointwise well-posedness in vector optimization and variational inequalities.
- 2005, 3.166 Roberto Iorio
La ricerca universitaria verso il mercato per il trasferimento tecnologico e rischi per l'Open Science: posizioni teoriche e filoni di indagine empirica.
- 2005, 3.167 Marisa Faggini
The chaotic system and new perspectives for economics methodology. A note.

Stampa a cura della C.U.S.L. Cooperativa Universitaria Studio e Lavoro, Via Ponte Don Melillo, Fisciano per conto Del Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche