

Università degli Studi di Salerno  
DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE E STATISTICHE

Francesco Giordano\*

*WEAK CONSISTENT MOVING BLOCK BOOTSTRAP  
ESTIMATOR FOR THE VARIANCE OF CLS  
ESTIMATORS IN A CLASS OF BILINEAR MODELS*

WORKING PAPER 3.201

\* Dept. Of Economics and Statistics – University of Salerno, Via Ponte  
Don Melillo, 84084, Fisciano (SA) – Italy, e-mail: Giordano@unisa.it



**Contents**

1	<i>Introduction</i> .....	6
2	<i>Definitions and properties of the Moving Block Bootstrap and CLS estimators</i> .....	7
3	<i>Preliminary results</i> .....	8
4	<i>Weak consistency</i> .....	10
5	<i>Empirical results</i> .....	13



**Abstract**

*Grahn (1995) introduced the Conditional Least Squares estimators for the class (I) of bilinear models. These estimators have a variance which is difficult to derive analytically. In this paper we derive the conditions for the Moving Block Bootstrap estimator of the variance and we show its weak consistency.*

## 1 Introduction

The framework of non-linear time series models offers many statistics of interest for which is difficult to derive sample distributions and variance estimators. 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  $\{X_t, t \in \mathbb{N}\}$ , 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  $\varepsilon_t$  is i.i.d. White Noise with zero mean and variance  $\sigma^2 > 0$ . Without loss of generality, we can assume that  $\{\varepsilon_t\}$  is Normally distributed. Suppose that the parameters in model (1) are not all equal to zero.

Grahn (1995) introduced the Conditional Least Squares (CLS) estimators for the parameters of (1) whereas the variance of the CLS estimators is not known yet.

In this paper we propose to use the Moving Block Bootstrap (MBB) (Kunsch, 1989) to estimate the variance of the CLS estimators when they are strongly consistent and converge weakly to the Normal distribution (Grahn, 1995). The latter happens under mild conditions. In particular we analyze two problems: the first is concerned with the weak consistency of MBB distribution for CLS estimators; the second problem is related to the MBB variance estimator.

In section 2, we introduce the notations, definitions, assumptions and properties of CLS estimators. Other definitions for MBB estimators and some results for CLS estimators are reported in section 3. In section 4 we show a useful representation of a MBB CLS estimator which leads to the main result about the weak consistency for a MBB estimator of sampling distribution and variance of CLS estimators. Finally, we report a simulation experiment in section 5.

## 2 Definitions and properties of the Moving Block Bootstrap and 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  $\{b_{ij}\}$ ,  $i = 1, \dots, k$ ,  $j = w, \dots, r$ . Notice that the MA component does not affect these properties. (Grahn, 1995); (Tong, 1990).

We assume that

- A1) the process  $\{X_t\}$  is driven by a Normal White Noise innovation sequence  $\{\varepsilon_t\}$  such that  $\rho(\Gamma_8) < 1$ , where the matrix  $\Gamma_8$  is defined in Grahn (1995) and  $\rho(\cdot)$  is the maximum eigenvalue of  $\Gamma_8$ .
- A2) the matrix  $C_{p,w'-1} := \{c(w' - 1 + i - j)\}$  is invertible, with  $1 \leq i, j \leq p$ ,  $c(k) := Cov(X_t, X_{t-k})$  and  $w' := \max(q + 1, k)$ .
- A3) The MA component of the bilinear model (1), defined by the MA coefficients  $c_1, \dots, c_q$ , is invertible.

$T_n := T_n(X_1, \dots, X_n)$  is a CLS estimator for a parameter of model (1), where  $n$  is the length of the observed time series. The aim of the present paper is to estimate the variance of  $T_n$  via MBB.

We consider the MBB procedure with blocks of length  $l$  from the original data. This parameter  $l$  is related to the dependence structure of the observed data. From each bootstrap replication  $X_1^*, \dots, X_n^*$ , we have  $T_n^* := T_n(X_1^*, \dots, X_n^*)$ , the bootstrap statistic. Instead, the bootstrap variance is  $Var^*(T_n^*)$ , where  $Var^*$  denotes the variance of  $T_n^*$  conditional on  $X_1, \dots, X_n$  (Kunsch, 1989).

If (A1) holds then  $E(X_t^8) < \infty$  and the following results are valid for CLS estimators (Grahn, 1995):

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

### 3 Preliminary results

In this section we introduce some preliminary results. By Grahn (1995) we can write any CLS estimators in model (1) as follows:

$$T_n = f\left(\hat{\underline{M}}_4\right) + o_p\left(n^{-1/2}\right), \quad (2)$$

with  $\underline{M}_4 := \{(M_4)_i\}$ , and  $\hat{\underline{M}}_4 := \{(\hat{M}_4)_i\}$ ,  $i = 1, \dots, \nu$ ; where  $(M_4)_i$  and  $(\hat{M}_4)_i$  denote generic mixed moments of order up to 4. The first is the true moment, the second is its sample analog.

In other words,  $(M_4)_i$  can be considered the theoretical moment of a product  $X_t X_{t+k_{1i}} X_{t+k_{2i}} X_{t+k_{3i}}$  with  $0 \leq k_{1i} \leq k_{2i} \leq k_{3i}$ .

The function  $f(\cdot)$  has  $\nu$  continuous first partial derivatives in a neighborhood of  $\underline{M}_4$ .

Let  $\nu$  be the number of moments in vectors  $\hat{\underline{M}}_4$  and  $\underline{M}_4$ . The dimension  $\nu$  depends on the CLS estimator  $T_n$ .

Let us denote  $\underline{A}(\underline{x}) := \{f'_i(\underline{x})\}$ ,  $i = 1, \dots, \nu$ , that is the column vector of the first partial derivatives of the function  $f(\cdot)$ .

Let  $\Sigma_{M_4}$  be the true variance - covariance matrix for  $n^{1/2}\hat{\underline{M}}_4$ .  $\Sigma_{M_4}$  is a positive-definite matrix by Proposition (4.3) in Grahn (1995).

**Lemma 1** *Let  $\{X_t\}$  be the process defined in (1) and let (A1), (A2) and (A3) hold, then the variance of the limit distribution of  $n^{1/2}(T_n - T)$ , is  $V^2 = \underline{A}'(\underline{M}_4)\Sigma_{M_4}\underline{A}(\underline{M}_4)$ .*

**Proof.**

By (2) and condition (A1) the variance of  $n^{1/2}\left(f\left(\hat{\underline{M}}_4\right) - f\left(\underline{M}_4\right)\right)$  converges to  $V^2$  which is also the variance of the limit distribution of  $n^{1/2}(T_n - T)$ .

By Taylor's expansion we have:

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

There exists a random vector  $\hat{\underline{z}}$  in a neighborhood of  $\underline{M}_4$  such that  $\|\hat{\underline{z}} - \underline{M}_4\| \leq \|\underline{M}_4 - \hat{\underline{M}}_4\|$ . Hence  $f\left(\hat{\underline{M}}_4\right) = f\left(\underline{M}_4\right) + \underline{A}'\left(\hat{\underline{z}}\right)\left(\hat{\underline{M}}_4 - \underline{M}_4\right)$ , where  $\|\cdot\|$  is the Euclidean norm.

Since all sample moments in  $\hat{\underline{M}}_4$  converge in  $L^2$  norm to its corresponding component in  $\underline{M}_4$  (Theorem 3.1 in Grahn (1995)), then  $\hat{\underline{M}}_4 \xrightarrow{p} \underline{M}_4$  and

$\hat{\underline{z}} \xrightarrow{P} \underline{M}_4$ . The remainder term,  $R_n$  can be written as

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

By Theorem 3.1 in Grahn (1995)  $\sqrt{n} \left( \hat{\underline{M}}_4 - \underline{M}_4 \right)$  converges in law to a Multivariate Normal distribution with asymptotic variance - covariance matrix  $\Sigma_{M_4}$ . The latter has full rank because of condition (C2) of Proposition (4.3) in Grahn (1995). By continuity, it follows that  $\underline{A}'(\hat{\underline{z}}) \xrightarrow{P} \underline{A}'(\underline{M}_4)$ . So we can conclude that  $\sqrt{n}R_n \xrightarrow{P} 0$  by Slutsky's theorem.

Hence  $n^{1/2} \left[ f \left( \hat{\underline{M}}_4 \right) - f \left( \underline{M}_4 \right) \right]$  has the same limit distribution as

$W_n := n^{1/2} \underline{A}' \left( \underline{M}_4 \right) \left( \hat{\underline{M}}_4 - \underline{M}_4 \right)$ . The latter completes the proof.  $\diamond$

This lemma gives the functional form of the asymptotic variance for the CLS estimators,  $T_n$ . More precisely, it is a linear combination of variances and covariances of some sample mixed moments.

Now we introduce the MBB estimates of the parameters in model (1).

Given a bootstrap replication  $X_1^*, \dots, X_n^*$  we can define the following quantities in bootstrap version. Let  $\hat{a}_i^*$ , with  $i = 1, \dots, p$ , be the MBB estimators of parameters  $a_i$ . Let  $\underline{a} := \{a_i\}$ ,  $i = 1, \dots, p$ .

Let  $\hat{Q}_n^*(\underline{\beta}_s) := \sum_t^n \left[ \hat{v}_t^* \hat{v}_{t-s}^* - E_{\underline{\beta}_s} \left( v_t^* v_{t-s}^* | t - w \right) \right]^2$ ,

where  $E_{\underline{\beta}_s} \left( v_t^* v_{t-s}^* | t - w \right) := L \left( \underline{\beta}_s; 1, X_t^*, X_t^* X_{t-s}^* \right)$ ;

$\hat{v}_t^* := X_t^* - \hat{a}_1^* X_{t-1}^* + \dots - \hat{a}_p^* X_{t-p}^*$ ; with  $L(\cdot; \dots)$  the linear combination of its arguments as reported by (2.2) in Grahn (1995),  $s \geq 0$  is an integer.

Finally, we define the vector  $\hat{\underline{\beta}}_s^*$  such that  $\nabla \hat{Q}_n^* \left( \hat{\underline{\beta}}_s^* \right) = \mathbf{0}$ , with  $\nabla$  the first order derivatives.

Any CLS estimator  $T_n$  and its bootstrap version,  $T_n^*$  can be written as a linear transform of the components in the vectors  $\{\hat{\underline{a}}, \hat{\underline{\beta}}_s\}$  and  $\{\hat{\underline{a}}^*, \hat{\underline{\beta}}_s^*\}$ , respectively (Grahn, 1995). Such a linear transform depends on the right estimators of parameters  $\{c_i\}$ ,  $i = 1, \dots, q$  in model (1).

We use the following symbols to denote the bootstrap convergence. If  $Y_n^* = o_p^* \left( n^{-1/2} \right)$ , it means that  $P^* \left( n^{1/2} |Y_n^*| > \epsilon \right) := P \left( n^{1/2} |Y_n^*| > \epsilon | Y_1, \dots, Y_n \right) \rightarrow 0$  in probability when  $n \rightarrow \infty$ ,  $\forall \epsilon > 0$ .

Let  $CA^*(m)$  denote the bootstrap version of the  $CA(m)$  condition reported in Grahn (1995). Now we define the  $CA^*(m)$  condition for the pair  $(\theta, \hat{\theta}^*)$ , where  $\theta$  is an unknown parameter and  $\hat{\theta}^*$  is its bootstrap estimator.

$CA^*(m)$  is defined as:

i) the same as the  $CA(m)$ , part (i).

ii)  $\left| \hat{\theta}^* - f\left(\hat{M}_m^*\right) \right| = o_p^*(n^{-1/2})$ , where  $\hat{M}_m^*$  is the vector of the corresponding bootstrap estimates of the theoretical moments  $\underline{M}_m$ .

#### 4 Weak consistency

The first step is to prove a suitable representation of a MBB CLS estimator,  $T_n^*$ .

**Lemma 2** Let  $T_n^*$  be a MBB CLS estimator, let assumptions (A1)-(A3) hold,  $E|X_t|^{8+\delta} < \infty$  with  $\delta > 0$  and the block length  $l$  is such that  $l \rightarrow \infty$ ,  $\frac{l}{n} \rightarrow 0$  for  $n \rightarrow \infty$ , then  $\left| T_n^* - f\left(\hat{M}_4^*\right) \right| = o_p^*(n^{-1/2})$

**Proof.**

To prove this lemma it is sufficient to show that the pair  $\{\underline{a}, \hat{\underline{a}}^*\}$  fulfills the  $CA^*(2)$  condition and the pair  $\{\underline{\beta}_s, \hat{\underline{\beta}}_s^*\}$  fulfills the  $CA^*(4)$  condition.

Along the same line of Proposition 4.2 in Grahn (1995) it is easy to verify that the pair  $\{\underline{a}, \hat{\underline{a}}^*\}$  fulfills the  $CA^*(2)$  condition. By assumptions the process  $X_t$  is geometrically  $\alpha$ -mixing (Doukhan, 1994). The sample vector  $\hat{M}_4$  is defined by mixed moments of  $X_t$  up to order 4. Let  $\hat{M}_4$  and  $\hat{M}_4^*$  be a generic sample moment of order 4 and its bootstrap version, respectively. By theorem 3.1 in Lahiri (2003),  $nVar^*\left(\hat{M}_4^*\right) \xrightarrow{p} \sigma_{M_4}^2$ , where  $\sigma_{M_4}^2$  is a generic component of the matrix  $\Sigma_{M_4}$ .

As in Proposition (4.3) in Grahn (1995) we have that

$$0 = \nabla \hat{Q}_n^*\left(\hat{\underline{\beta}}_s^*\right) = \nabla \hat{Q}_n^*\left(\underline{\beta}_s\right) + \left(\hat{\underline{\beta}}_s^* - \underline{\beta}_s\right)' \nabla^2 \hat{Q}_n^*\left(\underline{\beta}_s\right) \quad (3)$$

because of the linearity of  $\nabla \hat{Q}_n^*(\cdot)$ . Let  $\nabla^2$  denote the second order derivatives.

Now we have to show that

- (I)  $\frac{1}{n} \nabla \hat{Q}_n^* (\underline{\beta}_s) = o_p^*(1)$ .  
 (II)  $\frac{1}{n} \nabla^2 \hat{Q}_n^* (\underline{\beta}_s) - \Sigma_{M_4} = o_p^*(1)$   
 (III) the pair  $\left(0, \frac{1}{n} \nabla \hat{Q}_n^* (\underline{\beta}_s)\right)$  fulfills  $CA^*(4)$ .

Condition (III) implies the condition (I). Now by the linearity of  $\nabla \hat{Q}_n^* (\cdot)$ , Proposition (4.3) in Grahn (1995) and theorem 3.1 in Lahiri (2003) it follows that conditions (II) and (III) hold.

By conditions (I) and (II)  $\hat{\underline{\beta}}_s^* - \underline{\beta}_s = o_p^*(1)$ . By expression (3) and condition (II) we can write

$$- (\Sigma_{M_4})^{-1} \nabla \hat{Q}_n^* (\underline{\beta}_s) = \left(\hat{\underline{\beta}}_s^* - \underline{\beta}_s\right)' (1 + o_p^*(1)).$$

Using condition (III) and theorem 3.2 in Lahiri (2003) we have that  $\left(\hat{\underline{\beta}}_s^* - \underline{\beta}_s\right)' o_p^*(1) = o_p^*(n^{-1/2})$ .

Finally, using again condition (III), there exists a continuously differentiable function  $f(\cdot)$  which satisfies  $CA^*(4)$  condition for the estimator  $\hat{\underline{\beta}}_s^*$  and the result follows.  $\diamond$

*Remark 1* This lemma gives a useful representation of a MBB CLS estimator in term of a function of a finite set of mixed moments of  $X_t^*$ .

*Remark 2* By condition (III) in lemma 2, the function  $f(\cdot)$ , is a linear transform of elements in the vector  $\frac{1}{n} \nabla \hat{Q}_n^* (\cdot)$ .

**Theorem 1** Let  $T_n^*$  be a MBB CLS estimator, let (A1)-(A3) hold,  $E |X_t^*|^{8+\delta} < \infty$  with  $\delta > 0$  and the block length  $l$  is such that  $l \rightarrow \infty, \frac{l}{n} \rightarrow 0$  for  $n \rightarrow \infty$ , then  $\sup_{x \in \mathbb{R}} \left| P^* \left( n^{1/2} (T_n^* - \tilde{T}_n) \leq x \right) - P \left( n^{1/2} (T_n - T) \leq x \right) \right| \xrightarrow{P} 0$ , where  $\tilde{T}_n := f \left( E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) + o_p^*(n^{-1/2})$ .

**Proof.**

By lemma 2  $n^{1/2} (T_n^* - \tilde{T}_n)$  and  $n^{1/2} \left( f \left( \hat{M}_4^* \right) - f \left( E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) \right)$  have the same limit distribution in probability.

Using the first term Taylor's expansion of  $f \left( \hat{M}_4^* \right)$  around  $\underline{M}_4$  we can write  $f \left( \hat{M}_4^* \right) = f \left( \underline{M}_4 \right) + \underline{A}' \left( \underline{M}_4 \right) \left( \hat{M}_4^* - \underline{M}_4 \right) + R_{1n}^*$ , where the row vector

$\underline{A}'(\underline{M}_4)$  contains the first partial derivatives of  $f(\cdot)$  evaluated at  $\underline{M}_4$  and  $R_{1n}^*$  is the remainder term.

As before we can write  $f\left(E^*\left(\hat{M}_4\right)\right)$  based on the first term Taylor's expansion around  $\underline{M}_4$ , that is  $f\left(E^*\left(\hat{M}_4\right)\right) = f(\underline{M}_4) + \underline{A}'(\underline{M}_4)\left(E^*\left(\hat{M}_4\right) - \underline{M}_4\right) + R_{2n}^*$ , with  $R_{2n}^*$  the remainder term.

Now we can show that all the first partial derivatives must not be equal to zero at  $\underline{M}_4$ . By proposition 4.3 in Grahn (1995) if all the partial derivatives are equal to zero at  $\underline{M}_4$  then the parameters of model (1) must be zero. This is impossible otherwise the bilinear model in (1) would disappear.

Now, we show that  $n^{1/2}R_{1n}^* = o_p^*(1)$  and  $n^{1/2}R_{2n}^* = o_p^*(1)$ .

In a suitable neighborhood of  $\underline{M}_4$ , we can choose a  $\hat{z}_1^*$  such that  $\|\hat{z}_1^* - \underline{M}_4\| \leq \|\hat{M}_4^* - \underline{M}_4\|$  and we can write  $n^{1/2}R_{1n}^* = n^{1/2}\left(\underline{A}'(\hat{z}_1^*) - \underline{A}'(\underline{M}_4)\right)\left(\hat{M}_4^* - \underline{M}_4\right)$ , where  $\|\cdot\|$  is the Euclidean norm.

Again, there exists another suitable neighborhood of  $\underline{M}_4$  in which we can choose a  $\hat{z}_2^*$  such that  $\|\hat{z}_2^* - \underline{M}_4\| \leq \left\|E^*\left(\hat{M}_4^*\right) - \underline{M}_4\right\|$  and we can write  $n^{1/2}R_{2n}^* = n^{1/2}\left(\underline{A}'(\hat{z}_2^*) - \underline{A}'(\underline{M}_4)\right)\left(E^*\left(\hat{M}_4^*\right) - \underline{M}_4\right)$ .

By Assumptions  $n^{1/2}\left(\hat{M}_4^* - E^*\left(\hat{M}_4^*\right)\right)$  converges to a Multivariate Normal distribution in probability by theorem (3.2) in Lahiri (2003).

By theorem (3.1) in Lahiri (2003)  $nVar^*\left(\left(\hat{M}_4^*\right)\right) \xrightarrow{p} \Sigma_{\underline{M}_4}$  and  $nE\left\|E^*\left(\hat{M}_4^*\right) - \hat{M}_4\right\|^2 = O(l/n)$ . Using theorem (3.1) in Grahn (1995) and theorem (3.1) in Lahiri (2003) we have that  $\left\|\hat{M}_4^* - \underline{M}_4\right\| = o_p^*(1)$  and also  $\left\|E^*\left(\hat{M}_4^*\right) - \underline{M}_4\right\| = o_p(1)$ .

Then  $\|\hat{z}_1^* - \underline{M}_4\| = o_p^*(1)$  and  $\|\hat{z}_2^* - \underline{M}_4\| = o_p(1)$ .

The row vector  $\underline{A}'(\cdot)$  is a vector of continuous functions so  $P^*\left(\left\|\underline{A}'(\hat{z}_1^*) - \underline{A}'(\hat{M}_4^*)\right\| > \epsilon\right) \xrightarrow{p} 0$ ,  $\forall \epsilon > 0$ . Applying the Conditional Slutsky Theorem, as in Lahiri (2003), we have that  $P^*\left(n^{1/2}|R_{1n}^*| > \epsilon\right) \xrightarrow{p} 0$ .

Using the same technique we can show that  $P^*\left(n^{1/2}|R_{2n}^*| > \epsilon\right) \xrightarrow{p} 0$ .

Then the limit distribution of  $n^{1/2}\left(f\left(\hat{M}_4^*\right) - f\left(E^*\left(\hat{M}_4^*\right)\right)\right)$  is the same

as  $n^{1/2} \left( \underline{A}'(\underline{M}_4) \left( \hat{M}_4^* - E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) \right)$ .

Using again theorem (3.2) in Lahiri (2003) we have that

$P^* \left( n^{1/2} \left( \underline{A}'(\underline{M}_4) \left( \hat{M}_4^* - E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) \right) \leq x \right)$  converges in probability to a Normal distribution with zero mean and variance  $V^2$  which is the same limit distribution as  $P \left( n^{1/2} (T_n - T) \leq x \right)$ . This convergence result holds uniformly with respect to  $x \in \mathbb{R}$  since the continuity of the Normal distribution. This proves the theorem.  $\diamond$

The previous theorem gives the conditions for the weak consistency of the MBB estimator of the sampling distribution for CLS estimators with respect to the sup norm. Moreover, this theorem gives a type of linearization of MBB CLS estimator  $T_n^*$  which is  $W_n^* := n^{1/2} \underline{A}'(\underline{M}_4) \left( \hat{M}_4^* - E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right)$ , and we can use the following statistic  $\hat{W}_n^* := n^{1/2} \left( \underline{A}' \left( \hat{M}_4 \right) \left( \hat{M}_4^* - E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) \right)$  which has the same limit distribution as  $n^{1/2} \left( T_n^* - \tilde{T}_n \right)$ .

This statistic is also important to write a sequence to approximate the variance of limit distribution,  $V^2$ .

In fact  $\tilde{V}_n^2 := Var^* \left( \hat{W}_n^* \right) = n Var^* \left( \underline{A}' \left( \hat{M}_4 \right) \left( \hat{M}_4^* - E^* \left( \hat{M}_4^* \right) \right) \right) = \underline{A}' \left( \hat{M}_4 \right) n Var^* \left( \hat{M}_4^* \right) \underline{A} \left( \hat{M}_4 \right)$ .

By theorem (3.1) in Lahiri (2003) and lemma 1 we have that  $\tilde{V}_n^2 \xrightarrow{P} V^2$ .

## 5 Empirical results

In this section we report a Monte Carlo simulation experiment to verify the consistency of the estimator for  $V^2$  using the Moving Block Bootstrap. We consider the estimator  $\hat{W}_n^*$  and its MBB variance estimator  $\tilde{V}_n^2$ .

We take into account the simplest representation of model (1) as

$$X_t = b\varepsilon_{t-1}X_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

with  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ , i.i.d.

If we fix  $\sigma^2 = 1$  and  $b = 0.3$  in model (4), all the conditions of theorem 1 are satisfied. The CLS estimator of parameter  $b$  in model (4) is  $\hat{b} = f(\hat{M}_4) = \hat{M}_3/\hat{M}_2$  where  $\hat{M}'_4 = (\hat{M}_3, \hat{M}_2)$ ,  $\hat{M}_3 = 1/n \sum_t X_t X_{t-1} X_{t-2}$  and  $\hat{M}_2 = 1/n \sum_t X_t^2$ . Let us denote with  $\hat{M}_4^*$  the same vector for bootstrap estimators. In order to apply the MBB variance estimator,  $\tilde{V}_n^2$ , we compute the block length,  $l$ , using the procedure of Buhlmann and Kunsch (1999). We consider 1000 Monte Carlo runs, 500 bootstrap replicates and two time series lengths, i.e. 500 and 1000. The true value  $V^2$  is computed over 10000 Monte Carlo runs. Let  $V_E = \sqrt{E\left(\left(\tilde{V}_n^2 - V^2\right)^2\right)}$ ,

$V_V = \left[Var\left(\left(\tilde{V}_n^2 - V^2\right)^2\right)\right]^{1/4}$ , the *mean* and *variance* are taken over all Monte Carlo iterations. The quantity  $\tilde{V}_n^2$  is derived for each Monte Carlo run.

In table 1 we note that  $V_E$  and  $V_V$  decrease as the sample size increases.

Table 1: Mean and Variance for  $\tilde{V}_n^2$

$n$	$V_E$ (Mean)	$V_V$ (Variance)
500	3.72	10.31
1000	2.91	6.40

$V_E$  can be considered the Root Mean Square Error for  $\tilde{V}_n^2$ . Since  $\tilde{V}_n^2$  is a random variable which is multiplied by  $n$  then the quantities  $V_E$  and  $V_V$  must be read in the same way.

## References

- Bickel P.J. and Freedman A. (1981) *Some asymptotic theory for the bootstrap*. The Annals of Statistics, **9**,1196–1217.  
 Buhlmann P. (1997). *Sieve bootstrap for time series*. Bernoulli, **3**, 123–148.

- Bühlmann P. (2002). *Bootstraps for time series*. Statistical Science, **17**, 52–72.
- Bühlmann P. and Künsch H. R. (1999). *Block Length Selection in the Bootstrap for Time series*. Computational Statistics and Data Analysis, **31**, 295–310.
- Doukhan P. (1994). *Mixing: Properties and Examples* Vol. 85 of *Lecture Notes in statistics*, Springer.
- Grahn T. (1995). *A Conditional Least Squares Approach to Bilinear Time Series Estimation*. Journal of Time Series Analysis, **16**, 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.
- Shao J. and Tu D. (1995). *The Jackknife and the bootstrap*. Springer.
- Tong H. (1990). *Non-linear Time Series A Dynamical System Approach*. Clarendon Press, Oxford.



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.*
- 2005, 3.168 Francesco Giordano  
*Weak consistent moving block bootstrap estimator of sampling distribution of CLS estimators in a class of bilinear models*
- 2005, 3.169 Edgardo Sica  
*Tourism as determinant of economic growth: the case of south-east asian countries.*
- 2005, 3.170 Rosa Ferrentino  
*On Minty variational inequalities and increasing along rays functions.*
- 2005, 3.171 Rosa Ferrentino  
*On the Minty and Stampacchia scalar variational inequalities*
- 2005, 3.172 Destefanis - Storti  
*A procedure for detecting outliers in frontier estimation*
- 2005, 3.173 Destefanis - Storti  
*Evaluating business incentives through DEA. An analysis on capitalia firm data*

- 2005, 3.174 Nese – O'Higgins  
*In and out of the capitalia sample: evaluating attrition bias.*
- 2005, 3.175 Maria Patrizia Vittoria  
*Il Processo di terziarizzazione in Campania. Analisi degli indicatori principali nel periodo 1981-2001*
- 2005, 3.176 Sergio Destefanis – Giuseppe Mastromatteo  
*Inequality and labour-market performance. A survey beyond an elusive trade-off.*
- 2007, 3.177 Giuseppe Storti  
*Modelling asymmetric volatility dynamics by multivariate BL-GARCH models*
- 2007, 3.178 Lucio Valerio Spagnolo – Mario Cerrato  
*No euro please, We're British!*
- 2007, 3.179 Maria Carmela Miccoli  
*Invecchiamento e seconda transizione demografica*
- 2007, 3.180 Maria Carmela Miccoli – Antonio Cortese  
*Le scuole italiane all'estero: una realtà poco nota*
- 2007, 3.181 Rosa Ferrentino  
*Variational inequalities and optimization problems*
- 2007, 3.182 Lavinia Parisi  
*Estimating capability as a latent variable: A Multiple Indicators and Multiple Causes Approach. The example of health*
- 2007, 3.183 Rosa Ferrentino  
*Well-posedness, a short survey*
- 2007, 3.184 Roberto Iorio – Sandrine Labory – Daniele Paci  
*Relazioni tra imprese e università nel biotech-salute dell'Emilia Romagna. Una valutazione sulla base della co-authorship delle pubblicazioni scientifiche*
- 2007, 3.185 Lavinia Parisi  
*Youth Poverty after leaving parental home: does parental income matter?*
- 2007, 3.186 Pietro Coretto – Christian Hennig  
*Identifiability for mixtures of distributions from a location-scale family with uniform*
- 2007, 3.187 Anna Parziale  
*Il fitness landscape: un nuovo approccio per l'analisi del federalismo fiscale*
- 2007, 3.188 Christian Di Pietro – Elena L. del Mercato  
*Seminal contributions to the theory of Knowledge and technological change*

- 2007, 3.189 Valeria D'Amato  
*Pricing di Opzioni esotiche: Rassegna Teorica e Strumenti Informatici per il Prezzamento*
- 2007, 3.190 Roberto Iorio – Sandrine Labory – Daniele Paci  
*The Determinants of Research Quality in Italy: Empirical Evidence using Bibliometric Data in the Biotech Sector*
- 2008, 3.191 Luca Romaniello – Roberto Iorio  
*Soddisfazione ed insoddisfazione nel lavoro. Determinanti individuali dell'insoddisfazione lavorativa ed analisi dei fattori di disagio. Un'analisi del caso del Triveneto*
- 2008, 3.192 Antonio Cortese – Maria Carmela Miccoli  
*L'immigrazione nei paesi dell'Europa mediterranea: il caso del Portogallo*
- 2008, 3.193 Marialuisa Restaino  
*Dropping out of University of Salerno: a Survival Approach*
- 2008, 3.194 Mari Carmela Miccoli  
*Stranieri sempre più numerosi, con figli sempre più istruiti. Le seconde generazioni nel nostro sistema scolastico*
- 2008, 3.195 Carlo Capuano – Giuseppe De Feo  
*Privatization in oligopoly: the Impact of the shadow cost of public funds*
- 2008, 3.196 Giuseppe De Feo  
*Efficiency gains and mergers*
- 2008, 3.197 Maria Olivella Rizza  
*Gunnar Myrdal's Critiques of Utility Theory. Some implications*
- 2008, 3.198 Sergio De Stefanis – Giuseppe Mastromatteo  
*Winds of change and policies. The nequality-Employment trade-off in the OECD*
- 2008, 3.199 Giuseppe Giordano – Michele La Rocca – Maria Prosperina Vitale  
*Strumenti di analisi per esplorare reti di collaborazione scientifica*
- 2008, 3.200 Domenico De Stefano – Giancarlo Ragozzini - Maria Prosperina Vitale  
*Un approccio di rete all'analisi delle relazioni amicali dei disoccupati nella città di Napoli*



Stampa a cura della C.U.S.L. Cooperativa Universitaria Studio e  
Lavoro, Via Ponte Don Melillo, Fisciano  
Finito di stampare il 15 Ottobre 2008