

Università degli Studi di Salerno
DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE E STATISTICHE

Giuseppina Albano – Francesco Giordano – Cira Perna

Parameter Estimation In Continuous Stochastic Volatility Models

WORKING PAPER 3.208

Parameter estimation in continuous stochastic volatility models

G. Albano, F. Giordano, C. Perna

DISES, Via Ponte Don Melillo, 84084, Fisciano (SA), Italy,
{pialbano, giordano, perna}@unisa.it

Abstract

Continuous-time diffusion processes are often used in literature to model dynamics of financial markets. In such kinds of models a relevant role is played by the variance of the process. So assumptions on the functional form of such variance have to be made in order to analyse the distribution of the resulting process and to make inference on the model. In this paper the variance is also modelled by means of a diffusion process. This comes out as continuous time approximation of a GARCH(1, 1) process. Inference on the parameters and properties of the involved estimators are discussed under different choices of the frequency data. Simulations on the model are also performed.

keywords: Stochastic volatility, diffusion processes, discrete-time observations

1 Introduction

Many econometric studies show that financial time series tends to be highly heteroskedastic. Many of theoretical models have made extensive use of Ito calculus which provides a lot of theoretical instruments to analyse diffusion processes. Moreover, econometricians usually make use of models of dynamic conditional variance, based on discrete time approach of GARCH models first introduced by Engle in 1982 (see [7]). The gap between the two approaches was bridged by Nelson in 1990 ([14]). He developed conditions under which ARCH stochastic difference equations systems converge in distribution to Ito processes as the length of the discrete time goes to zero. Recently, Kallsen and Vesenmayer in [11] have showed that any COGARCH process can be represented as the limit in law of a sequence of GARCH(1, 1) processes. Moreover they argue heuristically that COGARCH and the classical bivariate diffusion limit of Nelson are probably the only continuous-time limits of GARCH. The use of a continuous time approach can be useful

when irregular steps between the data are present or when we have different frequency of the data. Those reasons justify the extensive use of stochastic volatility (SV) models in finance to describe a lot of empirical facts of the stock and the derivative prices.

The estimation of the parameters in such kind of models is still a challenging issue: recently, Figà-Talamanca (see [8]) focused on the Constant Elasticity of Variance stochastic volatility (CEV SV) model and, making use of results in Genon-Catalot (see [10]), she proved that, if the data generating process of a stock price is of CEV SV type in continuous time, then the sample autocovariance of suitable scaled squared returns of a given stock is a consistent and asymptotically normal estimator of the theoretical autocovariance of the mean variance process. Moreover she derived explicitly the asymptotic variance of the estimator under the assumptions that there exists the fourth-moments of the volatility. The aim of the present work is to propose an alternative method to estimate parameters in a SV model and to obtain the optimal properties for our estimators under weaker assumptions. The paper is organized as follows: in the Section 2 we present the model and setup the main definitions, in Section 3 we present the inference on the model and we prove the strong consistency and the asymptotic normality of the proposed estimators. Moreover the asymptotic variance of the estimators is derived by using a moving block bootstrap approach. Section 4 is dedicated to simulation results. Concluding remarks are made in Section 5.

2 The model

The so-called stochastic volatility models for describing the dynamics of the price S_t of a given stock are usually defined through the following bivariate stochastic differential equation:

$$dS_t = \mu dt + \sigma_t dW_{1,t} \tag{1}$$

$$d\sigma_t^2 = b(\theta, \sigma_t^2) dt + a(\theta, \sigma_t^2) dW_{2,t}$$

defined in a complete probability space. Here a and b are suitable functions in order to have the existence of a strong solution to (1), $\mu \in \mathbb{R}$ and $\theta \in \mathbb{R}^d$ and W_1 and W_2 are two independent Brownian motions. In the GARCH diffusion model the volatility σ_t^2 satisfies the following equation:

$$d\sigma_t^2 = (\omega - \theta\sigma_t^2) dt + \alpha\sigma_t^2 dW_{2,t}. \tag{2}$$

In this case, using the centered log-prices Y_t , we obtain:

$$dY_t = \sigma_t dW_{1,t} \tag{3}$$

$$d\sigma_t^2 = (\omega - \theta\sigma_t^2) dt + \alpha\sigma_t^2 dW_{2,t}.$$

Here, $\{Y_t\}$ is the observed process and $\{\sigma_t^2\}$ represents its volatility, so generally it is an unobservable process.

We point out that the model in (3), under some assumptions on the parameters, comes out in a well known paper by Nelson ([14]) as the continuous limit in law of a suitable GARCH model. Moreover, Nelson proved that $\sigma^2(t)$ is an ergodic diffusion with an inverse gamma invariant probability measure.

If the parameters ω and α in (3) are positive constants, then there exists a strong solution to (3) (see [1], [5]). Moreover, if σ_0^2 , i.e. the volatility at initial time t_0 , is a random variable (r.v.) independent on $W_{2,t}$, by Ito's formula, we can obtain the explicit expression of the volatility:

$$\sigma_t^2 = \omega F^{-1}(t, W_{2,t}) \int_0^t F(s, W_{2,s}) ds + F^{-1}(t, W_{2,t}) \sigma_0^2 \quad \forall t \geq 0, \quad (4)$$

where $F(t, W_{2,t}) = \exp\{(\theta + \frac{\alpha^2}{2})t - \alpha W_{2,t}\}$. For simplicity, in (4) we have assumed $t_0 = 0$.

From (4) it is easy to see that the volatility process $\{\sigma_t^2\}$ is non negative for all $t \geq 0$.

After some cumbersome calculations, we obtain that

$$F^{-1}(t, W_{2,t}) \int_0^t F(s, W_{2,s}) ds = \int_0^t \exp\{(\theta + \frac{\alpha^2}{2})s - \alpha W_{2,s}\} ds = \frac{1 - e^{-\theta t}}{\theta}, \quad (5)$$

so we can write the volatility process as:

$$\sigma_t^2 = \sigma_0^2 \Lambda(t) + \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta t}) \quad (6)$$

where $\Lambda(t) \sim LN(-(\theta + \frac{\alpha^2}{2})t, \alpha^2 t)$.

3 Inference on the model

Let us assume that the data generating the process (3) are given with frequency δ , i.e.

$$Y_0, Y_\delta, \dots, Y_{h\delta}, \dots, Y_{n\delta}$$

with corresponding volatilities

$$\sigma_0^2, \sigma_\delta^2, \dots, \sigma_{h\delta}^2, \dots, \sigma_{n\delta}^2.$$

From (6) we can obtain the following recursive relation for the volatility:

$$\sigma_{h\delta}^2 = e^{\{-(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta + \alpha W_\delta\}} \sigma_{(h-1)\delta}^2 + \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta\delta}) \quad h = 1, 2, 3, \dots, n. \quad (7)$$

To estimate the parameters α , θ , ω , methods based on classical maximum likelihood or conditional moments do not work (see, for example, [9]). So we propose a method based on the unconditional moments.

Proposition 1. *If α and ω are positive constants, the asymptotic moments of the volatility process defined in (2) are:*

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2] = \frac{\omega}{\theta}, \quad (8)$$

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^4] = \frac{\omega^2}{\theta^2} \frac{1 - e^{-2\theta\delta}}{1 - e^{-(2\theta + \alpha^2)\delta}}, \quad (9)$$

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2 \sigma_{(h-1)\delta}^2] = e^{-\theta\delta} \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}\sigma_{h\delta}^4 + \frac{\omega^2}{\theta^2} (1 - e^{-\theta\delta}). \quad (10)$$

Proof. From the recursive relation for the volatility (7) we obtain:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2] &= \mathbb{E}[e^{-c\delta + \alpha W_\delta} \sigma_{(h-1)\delta}^2] + \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta\delta}) \\ &= e^{-c\delta + \frac{\alpha^2}{2}\delta} \mathbb{E}[\sigma_{(h-1)\delta}^2] + \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta\delta}). \end{aligned} \quad (11)$$

In (11) it is $c = \theta + \frac{\alpha^2}{2}$. For the ergodicity of the process $\{\sigma_t^2\}$, we have:

$$\left[1 - e^{-(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta}\right] \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2] = \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta\delta}) \quad (12)$$

so

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2] = \frac{\omega}{\theta}. \quad (13)$$

In the same way, from (7), we have:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^4] &= \mathbb{E}[e^{-2(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta + 2\alpha W_\delta} \sigma_{(h-1)\delta}^4 + \\ &\quad + \frac{\omega^2}{\theta^2} [1 - e^{-\theta\delta}]^2 + 2e^{-(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta + \alpha W_\delta} \sigma_{(h-1)\delta}^2] \\ &= e^{-2(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta + 2\alpha^2\delta} \mathbb{E}\sigma_{(h-1)\delta}^4 + \frac{\omega^2}{\theta^2} [1 - e^{-\theta\delta}]^2 + \frac{2\omega^2}{\theta^2} (1 - e^{-\theta\delta}) e^{-\theta\delta}. \end{aligned} \quad (14)$$

Taking the limit for $h \rightarrow \infty$, from (14) we obtain (9).

The (10) can be proved in the following way:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2 \sigma_{(h-1)\delta}^2] &= \mathbb{E}[e^{-(\theta + \frac{\alpha^2}{2})\delta + \alpha W_\delta} \sigma_{(h-1)\delta}^4 + \frac{\omega}{\theta} (1 - e^{-\theta\delta}) \sigma_{h\delta}^2] \\ &= e^{-\theta\delta} \mathbb{E}\sigma_{(h-1)\delta}^4 + \frac{\omega^2}{\theta^2} (1 - e^{-\theta\delta}). \end{aligned} \quad (15)$$

□

Now, let $\gamma(k) := \text{cov}(\sigma_{h\delta}^2, \sigma_{(h-k)\delta}^2)$ ($h \in \mathbb{N}_0$ and $k = 0, 1, \dots, h$) be the autocovariance function of the volatility process. From (7) it is easy to obtain the following recursive relation for $\gamma(k)$:

$$\gamma(k) = e^{-\theta\delta} \gamma(k-1) \quad k = 1, 2, \dots, \quad (16)$$

from which $\gamma(k) = e^{-k\theta\delta}\gamma(0)$, with $\gamma(0) = \text{var}(\sigma_{h\delta}^2)$. So, for the autocorrelation function we obtain:

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = e^{-k\theta\delta} \quad (17)$$

and it depends only on the parameter θ .

In the following proposition we show the relation between the moments of the increment process of the observed process $\{Y_t\}$ and those one of the volatility process.

Proposition 2. *Let $\{X_t\}$ be the increment process of the observed process $\{Y_t\}$:*

$$X_{h\delta} = Y_{h\delta} - Y_{(h-1)\delta} = \sqrt{\sigma_{h\delta}}\delta Z_h, \quad (18)$$

with $Z_h \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$ and independent on $\sigma_{h\delta}^2$ for each $h = 1, 2, \dots$. We have:

$$\begin{aligned} \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_{h\delta}^2 &= \delta \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}\sigma_{h\delta}^2 \\ \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_{h\delta}^4 &= 3\delta^2 \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}\sigma_{h\delta}^4 \\ \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_{h\delta}^2 X_{(h-k)\delta}^2] &= \delta^2 \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[\sigma_{h\delta}^2 \sigma_{(h-k)\delta}^2] \end{aligned} \quad (19)$$

Proof. It follows from (18) and from the independence of the r.v.'s Z_h and $\sigma_{h\delta}^2$ for each $h = 1, 2, \dots$ \square

Let now (X_1, X_2, \dots, X_n) be a time series of length n of the increment process $\{X_t\}$. Relations (19) suggest to use the r.v.'s:

$$\begin{aligned} M_2 &:= \frac{1}{n\delta} \sum_{i=1}^n X_i^2 \\ M_4 &:= \frac{1}{3n\delta^2} \sum_{i=1}^n X_i^4 \\ E_1 &:= \frac{1}{n\delta^2} \sum_{i=2}^n X_i^2 X_{i-1}^2. \end{aligned} \quad (20)$$

as statistics in the estimation of the parameters ω , θ and α^2 in (3).

From (8), (9) and (17), choosing $k = 1$ and making explicit the parameters θ , ω and α^2 , we can conclude that, if there exists the second moment of the volatility, the method based on the moments of the volatility process suggests

the following estimators for θ , ω and α^2 in the model (3), respectively:

$$\begin{aligned}\hat{\Theta} &:= f_1(M_2, M_4, E_1) = \frac{1}{\delta} \log \frac{\hat{\gamma}(0)}{\hat{\gamma}(1)}, \\ \hat{\Omega} &:= f_2(M_2, M_4, E_1) = -\frac{M_2}{\delta} \log \hat{\Theta} \\ \hat{\Gamma}^2 &:= f_3(M_2, M_4, E_1) = \frac{1}{\delta} \log \left\{ \frac{1}{\hat{\Theta}^2} \left[1 - \frac{M_2^2}{M_4} (1 - \hat{\Theta}^2) \right] \right\}.\end{aligned}\tag{21}$$

Here $\hat{\gamma}(0)$ and $\hat{\gamma}(1)$ are the sample variance and covariance of $\{X_{h\delta}\}$:

$$\hat{\gamma}(0) = M_4 - M_2^2 \quad \hat{\gamma}(1) = E_1 - M_2^2.\tag{22}$$

3.1 Properties of the estimators

In this Section we investigate the properties of the estimators obtained in (21).

Proposition 3. *If $\frac{2\theta}{\alpha^2} > 1$, the estimators $\hat{\Omega}, \hat{\Theta}, \hat{\Gamma}^2$ defined in (21) are strongly consistent for ω, θ and α^2 , respectively.*

Proof. Let \mathbf{V}_n be the vector of our statistics, i.e. $\mathbf{V}_n := (M_2, M_4, E_1)$. Let us define

$$\mu_2 := \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}X_{h\delta}^2, \quad \mu_4 := \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{E}X_{h\delta}^4}{3}, \quad e_1 := \lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_{h\delta}^2 X_{(h-1)\delta}^2].$$

For the ergodic theorem (see [3]), if $E[X_{h\delta}^4] < \infty$,

$$\mathbf{V}_n \xrightarrow{a.s.} \mathbf{v} := (\mu_2, \mu_4, e_1).\tag{23}$$

Since f_i ($i = 1, 2, 3$) defined in (21) are continuous functions of the parameters, we have:

$$f_i(\mathbf{V}_n) \xrightarrow{a.s.} f_i(\mathbf{v}) \quad (i = 1, 2, 3),\tag{24}$$

so the strong consistency holds. Furthermore, from (19) and (9), it's easy to prove that assuming that there exists $\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_{h\delta}^4]$ is equivalent to assume that the ratio $\frac{2\theta}{\alpha^2}$ is greater than 1. \square

Proposition 4. *If we assume $\frac{2\theta}{\alpha^2} > 3$, the estimators $\hat{\Omega}, \hat{\Theta}$ and $\hat{\Gamma}^2$ are asymptotically normal:*

$$\sqrt{n}(f_i(\mathbf{V}_n) - f_i(\mathbf{v})) \xrightarrow{d} N(0, \mathbf{a}_i^T \Sigma_{\mathbf{v}} \mathbf{a}_i)\tag{25}$$

with $\mathbf{a}_i^T = \left(\frac{\partial f_i}{\partial \mu_2}, \frac{\partial f_i}{\partial \mu_4}, \frac{\partial f_i}{\partial e_1} \right)$ ($i = 1, 2, 3$).

Proof. The increment process $\{X_t\}$ is geometrically α -mixing ([2]). So, if $E|X_t|^{8+\beta} < \infty$, $\beta > 0$

$$\sqrt{n}(\mathbf{V}_n - \mathbf{v}) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}, \Sigma_{\mathbf{v}}).$$

Moreover, since f_i ($i = 1, 2, 3$) have continuous partial derivatives and those derivatives are different from zero in the true parameters, we obtain (25). Furthermore, assuming that there exists finite $E[X_{t\delta}^8]$ corresponds to ask that the ratio $\frac{2\theta}{\alpha^2}$ is greater than 3. \square

In Proposition 4 we have proved that our estimators are asymptotically normal with zero mean and with covariance matrix $\Sigma_{\mathbf{v}}$. In the next section we estimate the terms in the matrix $\Sigma_{\mathbf{v}}$.

3.2 Estimating the variance of the estimators

We point out that in [8] the author derived the explicit expressions for the terms in $\Sigma_{\mathbf{v}}$ and suggested a plug-in procedure to estimate each term. Here we prefer to use a procedure that is model free in order to release from changes in the model (3). More precisely, we use a bootstrap technique for dependent data. Such kind of procedures are extensions of the classical bootstrap for independent data first proposed by Efron in [6] in order to preserve the dependence structure of the original data in the bootstrap samples. In this direction two alternative techniques are available. The first one is model based, so it is inconsistent if the model used for resampling is misspecified. Alternatively, nonparametric schemes have been proposed. In this case, blocks of consecutive observations are resampled randomly with replacement from the original time series and assembled by joining the blocks in random order so to obtain a simulated version of the original series ([12] and [15]). This approach, known as blockwise bootstrap or moving block bootstrap (MBB), generally works satisfactory and enjoys the properties of being robust against misspecified models. Moreover, the MBB does not force to select a resampling model and the only parameter to be fixed is the block length. The idea that underlies this scheme is that if blocks are long enough the original dependence will be reasonably preserved in the resampled series. The high applicability and the fact that no specific assumption is made on the structure of the data generating process motivate us to use a MBB approach.

In our case, $\{X_t\}$ is geometrically α -mixing and we assumed the existence of the $\mathbb{E}(X_t)^{8+\beta}$ ($\beta > 0$) (see Proposition 4), so we can use the results in [4]. In particular, choosing the length l of the blocks such that $l \rightarrow \infty$ and $\frac{l}{n} \rightarrow 0$ when $n \rightarrow \infty$, the resampled vector $\mathbf{V}_{\mathbf{n}}^*$ of $\mathbf{V}_{\mathbf{n}}$, is such that

$$n \text{ var}^*(\mathbf{V}_{\mathbf{n}}^*) - \Sigma_{\mathbf{v}} \xrightarrow{p} \mathbf{0}$$

so MBB is weakly consistent for the estimation of $\Sigma_{\mathbf{v}}$.

4 Simulation results

In the setup simulations we choose the real values for the parameters in (3) as follows:

$$\theta = 0.6, \quad \omega = 0.5 \quad \alpha = 0.1.$$

We fix the length between the observations, $\delta = \frac{1}{4}$ and $\delta = \frac{1}{12}$, which corresponds to monthly and three-monthly data respectively. The increment process $\{X_t\}$ is generated from relation (7) and from:

$$X_{h\delta} = \sqrt{\sigma_{h\delta}}\delta Z_h \quad Z_h \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1) \quad (h = 0, 1, \dots, n).$$

Moreover we choose $n = \{500, 1000, 2000\}$ time series lengths and for each length we generate $N = 3000$ Monte-Carlo runs. In Figure 1 results for the statistics M_2 , M_4 and E_1 are shown for $\delta = 1/4$ (top box plots) and $\delta = 1/12$ (bottom box plots). Straight line indicates the real value of μ_2 , μ_4 and e_1 respectively. We can observe that our statistics are consistent as proved in Proposition 3, indeed the widths of the corresponding box plots become smaller and smaller as the length of the time series increases. Moreover also the bias seems to be slight for the three statistics.

In order to evaluate the estimations of the covariance matrix $\Sigma_{\mathbf{v}}$ through the MBB, we introduce the statistics:

$$T_n^{(1)} = \sqrt{n}M_2 \quad T_n^{(2)} = \sqrt{n}M_4 \quad T_n^{(3)} = \sqrt{n}E_1.$$

The variances of $T_n^{(1)}$, $T_n^{(2)}$ and $T_n^{(3)}$ are independent on the time series size. So let $v^{(j)} = \text{var} T_n^{(j)}$, $j = 1, 2, 3$ be the variance of $T_n^{(j)}$ calculated on the Monte-Carlo runs. In Tables 1, 2 and 3 the quantities

$$\begin{aligned} MEAN(j) &:= \mathbb{E}_N[\text{var}^*(T_n^{(j)})] & (j = 1, 2, 3) \\ SD(j) &:= \sqrt{\text{var}_N[\text{var}^*(T_n^{(j)})]} & (j = 1, 2, 3) \\ RMSE(j) &:= \sqrt{\mathbb{E}_N[\text{var}^*(T_n^{(j)}) - v^{(j)}]^2} & (j = 1, 2, 3) \end{aligned}$$

are shown for the statistics $T_n^{(1)}$, $T_n^{(2)}$ and $T_n^{(3)}$ for the different choices of the length of the time series ($n = 500, 1000, 2000$) and for $\delta = 1/4$ (left) and for $\delta = 1/12$ (right). $MEAN(j)$ ($j = 1, 2, 3$) represents the bootstrap variance of $T_n^{(j)}$ calculated on N Monte-Carlo runs; $SD(j)$ is the standard deviation of the bootstrap variance and $RMSE(j)$ is its root mean square error. The square bias of the bootstrap variance is measured from the difference $RMSE - SD$. So, from Table 1 we can observe that the bias

of $T_n^{(1)}$ seems to decrease as the length of the time series increases. This is more evident in the case of $\delta = 1/4$ (left table). In the right table in which $\delta = 1/12$ we can see that the bias is greater than the case $\delta = 1/4$, so the proposed estimators present an higher bias when the distance between the observations δ becomes smaller. Indeed, when δ goes to zero, we have a situation near the non-stationarity case, as we can see looking at the recursive relation (7). Tables 2 and 3 present a similar situation for the statistics $T_n^{(2)}$ and $T_n^{(3)}$. We point out that from the estimations of Σ_{ν} and from (25), we can obtain the estimations for the statistics Θ , Ω and Γ^2 defined in (21).

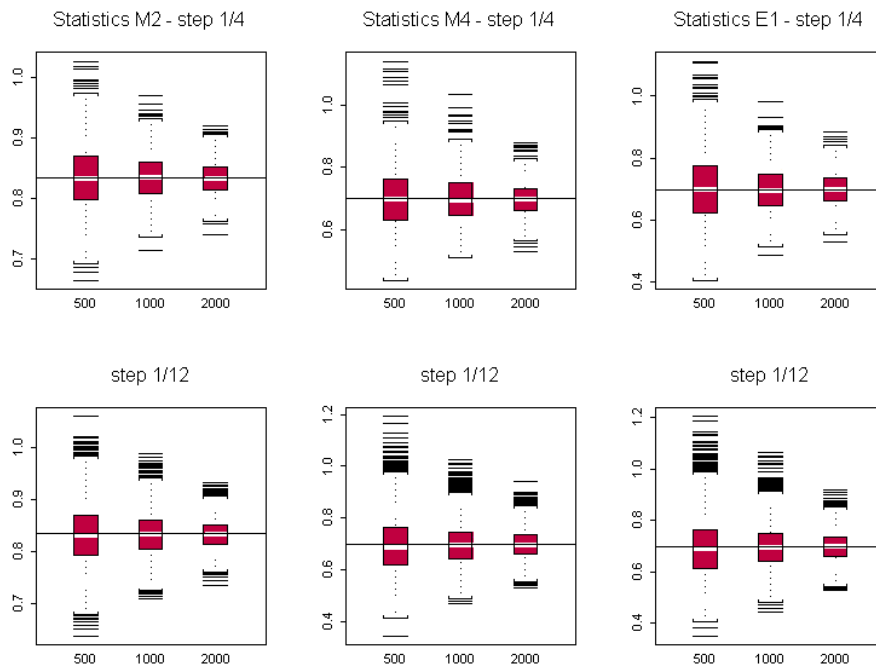


Figure 1: Box-plots for M_2 , M_4 and E_1 for $\delta = 1/4$ (top) and $\delta = 1/12$ (bottom). The straight line represents the real value of the parameter.

5 Concluding remark

In the present paper we proposed a method to estimate parameters in the SV model (3) based on the asymptotic unconditional moments of the volatility when the data are discretely sampled. We proved the consistency and the asymptotic normality of the proposed estimators under the hypothesis that

n	$\delta = 1/4$			$\delta = 1/12$		
	$Mean(1)$	$SD(1)$	$RMSE(1)$	$Mean(1)$	$SD(1)$	$RMSE(1)$
500	1.395638	0.2992639	0.3265654	1.397150	0.3000958	0.3730771
1000	1.411560	0.2337336	0.2340540	1.400773	0.2336848	0.3315045
2000	1.400609	0.1916976	0.1975044	1.407785	0.1977563	0.2603200

Table 1: Bootstrap variance of $T_n^{(1)}$ ($MEAN(1)$), its standard deviation ($SD(1)$) and its square root mean square error ($RMSE(1)$) for $\delta = 1/4$ (left) and for $\delta = 1/12$ (right).

n	$\delta = 1/4$			$\delta = 1/12$		
	$Mean$	SD	$RMSE$	$Mean$	SD	$RMSE$
500	5.311146	3.682014	3.688477	5.335364	3.481555	3.530922
1000	5.419772	2.662962	2.683963	5.440806	2.875277	2.936198
2000	5.376348	1.873631	1.873332	5.434032	1.949936	1.997512

Table 2: Bootstrap variance of $T_n^{(2)}$ ($MEAN(2)$), its standard deviation ($SD(2)$) and its square root mean square error ($RMSE(2)$) for $\delta = 1/4$ (left) and for $\delta = 1/12$ (right).

n	$\delta = 1/4$			$\delta = 1/12$		
	$Mean$	SD	$RMSE$	$Mean$	SD	$RMSE$
500	6.037674	3.464000	3.480897	6.036609	3.532099	3.582262
1000	5.985166	2.370325	2.426217	6.218848	2.995292	3.049426
2000	6.029416	1.852414	1.852310	6.168984	1.961602	1.974000

Table 3: Bootstrap variance of $T_n^{(3)}$ ($MEAN(3)$), its standard deviation ($SD(3)$) and its square root mean square error ($RMSE(3)$) for $\delta = 1/4$ (left) and for $\delta = 1/12$ (right).

there exist the eight-moments of the observed process $\{Y_t\}$. The asymptotic variance of the estimators was also computed using a MBB approach. This approach permits to release from changes in the parameters of the model. The work opens the way to developments in the estimation in the GARCH models exploiting the relations between those models and their continuous limits.

References

- [1] Arnold, L., (1974) Stochastic Differential Equations: Theory and Applications. John Wiley & Sons, New York

- [2] B.M. Bibby, M. Jacobsen, M. Sorensen, *Estimating Functions for Discretely Sampled Diffusion-Type Models*, to appear
- [3] Billingsley, P., (1995) *Probability and Measure*. John Wiley & Sons, New York
- [4] Buhlmann, P., Kunsch, H.R., (1999) *Block length selection in the bootstrap for time series*, *Comput. Statist. Data Anal.* 31, 295-310
- [5] Capasso, V., Bakstein, D., (2005) *An introduction to continuous-time stochastic processes: Theory, Models, And Applications To Biology, Finance, And Engineering*. Birkhauser, Boston
- [6] Efron, B. (1979). *Bootstrap methods: another look at the jackknife*. *The Annals of Statistics* 7, 1-26
- [7] Engle, R.F., (1982) *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*, *Econometrica* 50, 987-1008
- [8] Figá-Talamanca, G., (2009) *Testing volatility autocorrelation in the constant elasticity of variance stochastic volatility model*, *Comp. Stat. and Data Anal.* 53, 2201-2218
- [9] Genon-Catalot, V., Jeantheau, T., Larédo, C., (1999) *Parameter estimation for discretely observed stochastic volatility models*, *Bernoulli* 5(5), 855-872
- [10] Genon-Catalot, V., Jeantheau, T., Larédo, C., (2000) *Stochastic volatility models as hidden Markov models and statistical applications*, *Bernoulli* 6(6), 1051-1079
- [11] Kallsen, J., Vesenmayer, B., (2009) *COGARCH as a continuous-time limit of GARCH-(1,1)*, *Stoch. proc. and their appl.*, 119(1), 74-98
- [12] Kunsch, H.R., (1989) *The jackknife and bootstrap for general stationary observations*, *Ann. Stat.* 17, 1217-1241
- [13] Lahiri S.N., (2003) *Resampling methods for dependent data*, Springer Series in Statistics
- [14] Nelson Daniel B., (1990) *ARCH models as diffusion approximations*. *Journal of Econometrics* 45, 7-38
- [15] Politis, D.N., Romano, J.P., (1992) *A General Resampling Scheme for Triangular Arrays of alpha-mixing Random Variables with Application to the Problem of Spectral Density Estimation*, *Ann. Statist.* 20(4), 1985-2007.

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 quasiconcavit  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 indecomponibilit  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 continuit  e di derivabilit .
- 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
- 2008, 3.201 Francesco Giordano
Weak consistent moving block bootstrap estimator for the variance of cls estimators in a class of bilinear models

- 2008, 3.202 Antonio Guariglia
L'evoluzione del regime degli scambi nel commercio internazionale agroalimentare: dal GATT alla WTO
- 2008, 3.203 Giovanni Camillo Porzio – Maria Prosperina Vitale
Assessing Linearity in Structural Equation Models through Graphics
- 2009, 3.204 Antonio Cortese
La rilevazione statistica dei senza tetto e delle alter persone non occupanti un'abitazione
- 2009, 3.205 Roberto Iorio – Daniele Paci
La ricerca in collaborazione con l'industria dei docenti universitari: aggiornamento sugli esiti di un questionario
- 2009, 3.206 Rosamaria D'Amore - Roberto Iorio
Internal and external sources of innovation in the Italian biotech sector
- 2009, 3.207 Maria Carmela Miccoli – Giovanni Ancona – Antonella Biscione
Dinamica demografica, crescita economica e povertà in Albania

Stampa a cura della C.U.S.L. Cooperativa Universitaria Studio e
Lavoro, Via Ponte Don Melillo, Fisciano
Finito di stampare il 9 dicembre 2009