

**SELECȚIA MOMENTELOR
ȘI METODA MOMENTELOR
GENERALIZATE
ÎN CAZUL MODELELOR
HETEROSKEDASTICE**

Prof. univ. dr.
Constantin ANGHELACHE,
Academia de Studii Economice, București
Universitatea „Artifex” din București,
Prof. univ. dr. Alexandru MANOLE,
Universitatea „Artifex” din București,
Conf. univ. dr.
Mădălina-Gabriela ANGHEL,
Universitatea „Artifex” din București

În acest articol, autorii descriu metodele de selecție a momentelor și aplicarea metodei momentelor generalizate pentru modelele de tip heteroskedastic. Utilitatea estimatorilor GMM se regăsește în studiul modelelor piețelor financiare. Criteriul de selecție de momente se aplică pentru estimarea eficientă a GMM a seriilor de timp univariate cu erori martingale de diferență asemănătoare cu cele studiate până acum de Kuersteiner.

Cuvinte-cheie: momente, estimatori, aproximare, restricție, dependență.

JEL: B16; C01; C1.

1. Noțiuni introductive

Se analizează proprietățile asimptotice de ordinul doi ale estimatorilor standard GMM printr-o aproximare asimptotică MSE.

Analiza de ordin superior confirmă rezultatele lui Kuersteiner, și anume că înclinarea (bias) de ordin superior a estimatorului este independentă de numărul de **valori** dintr-un anumit interval.

**SELECTION MOMENTS
AND GENERALIZED
METHOD OF MOMENTS
FOR HETEROSKEDASTIC
MODELS**

Professor, PhD
Constantin ANGHELACHE,
Bucharest University of Economic Studies
“Artifex” University of Bucharest
Profesor, PhD Alexandru MANOLE,
“Artifex” University of Bucharest
Assoc. Prof., PhD
Mădălina-Gabriela ANGHEL,
“Artifex” University of Bucharest

In this paper, the authors describe the selection methods for moments and the application of the generalized moments method for the heteroskedastic models. The utility of GMM estimators is found in the study of the financial market models. The selection criteria for moments are applied for the efficient estimation of GMM for univariate time series with martingale difference errors, similar to those studied so far by Kuersteiner.

Key words: moments, estimators, approximation, restriction, dependence

JEL: B16; C01; C1.

1. Introduction

Considering asymptotic properties of standard GMM, estimators are analysed through an asymptotic approximation by MSE.

Higher order analysis confirms the results of Kuersteiner, namely that the bias of higher order estimator is independent of the number of **values** in a certain range.

2. Unele aspecte privind modelele și estimatorii

Modelul considerat este de forma:

$$y_t = \phi(1)\mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \text{ unde/ where (1)}$$

ε_t sunt diferențe martingale secvențiale cu $E|\varepsilon_t|^{12} < \infty$.

Proprietatea diferențelor martingale a ε_t impune restricții asupra momentelor de ordinul patru. Aceste restricții rezultă din definirea funcției de mai jos, care îndeplinește patru condiții:

$$\sigma(s, r) = \begin{cases} E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s} | \varepsilon_{t-r}), r \neq s \\ E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s}^2) - \sigma^4, r = s \end{cases}, \text{ pentru/ for } r, s \in \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\} \text{ (2)}$$

Prima condiție (i) ε_t este strict staționară și relațiile,

$$E(\varepsilon_t | F_{t-1}) = 0, \text{ (ii), } E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 > 0, \text{ (iii),}$$

$$\sum_{r=1}^{\infty} \sum_{s=1}^{\infty} |\sigma(s, r)| = B < \infty, \text{ (iv), } E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s}^2) \neq 0 \text{ pentru orice/for any } s, \text{ (v).}$$

Presupunerea de mai sus (iii) exclude distribuțiile deviate. O consecință a presupunerii (i) – termenii cu formă $E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s} \varepsilon_{t-r})$ sunt diferiți de 0 pentru $r \neq s \neq 0$ și depind de s pentru $s = r \neq 0$. Ultima presupunere (iv) limitează dependența de ordinul superior prin impunerea unei condiții de însumare a cumulanzilor de ordinul patru.

A doua condiție are la bază:

$$\text{pentru/ for } cum(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k}) \text{ cu } E|\varepsilon_t|^{12} < \infty.$$

$$\text{unde/ where } cum_{v_1 \dots v_k}(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k}) \equiv \frac{\partial^{v_1 + \dots + v_k}}{\partial \xi_1^{v_1} \dots \partial \xi_k^{v_k}} \ln \phi_{j_1 \dots j_k, j_1}(\xi) |_{\xi=0}$$

$$\text{și/ and } \sum_{t_1 \dots t_{k-1} = -\infty}^{\infty} |1 + t_k| cum(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k})| < \infty, \text{ pentru/ for } k = 2, 3, \dots, 12.$$

Pentru a garanta identificarea parametrilor $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)$, impunem restricții asupra parametrului spațiu, care asigură soluția staționară pentru (1) și garantează autoregresia și mișcarea mediei modelului.

2. Some aspect concerning models and estimators

The model is considered as:

$$y_t = \phi(1)\mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \text{ unde/ where (1)}$$

ε_t are sequential martingale differences $E|\varepsilon_t|^{12} < \infty$.

Martingale property differences of ε_t impose restrictions on order four moments. These restrictions result from defining the function below that meets four conditions:

$$\sigma(s, r) = \begin{cases} E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s} | \varepsilon_{t-r}), r \neq s \\ E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s}^2) - \sigma^4, r = s \end{cases}, \text{ pentru/ for } r, s \in \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\} \text{ (2)}$$

First condition (i) ε_t It is strictly stationary and relationships,

$$E(\varepsilon_t | F_{t-1}) = 0, \text{ (ii), } E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 > 0, \text{ (iii),}$$

$$\sum_{r=1}^{\infty} \sum_{s=1}^{\infty} |\sigma(s, r)| = B < \infty, \text{ (iv), } E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s}^2) \neq 0 \text{ pentru orice/for any } s, \text{ (v).}$$

Preposition from above excludes deviate distributions. A consequence of (i) – terms with the form $E(\varepsilon_t^2 \varepsilon_{t-s} \varepsilon_{t-r})$ are different from 0 for $r \neq s \neq 0$ and depend on s for $s = r \neq 0$. The last Preposition (iv) limits the dependence of higher order by imposing a condition of summing fourth order cumulants.

The second remark is based on the fact that for:

$$\text{pentru/ for } cum(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k}) \text{ cu } E|\varepsilon_t|^{12} < \infty.$$

$$\text{unde/ where } cum_{v_1 \dots v_k}(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k}) \equiv \frac{\partial^{v_1 + \dots + v_k}}{\partial \xi_1^{v_1} \dots \partial \xi_k^{v_k}} \ln \phi_{j_1 \dots j_k, j_1}(\xi) |_{\xi=0}$$

$$\text{și/ and } \sum_{t_1 \dots t_{k-1} = -\infty}^{\infty} |1 + t_k| cum(\varepsilon_{t_1}, \dots, \varepsilon_{t_k})| < \infty, \text{ pentru/ for } k = 2, 3, \dots, 12.$$

In order to ensure the identification parameters $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)$ we impose restrictions on the parameter space, that assures the stationary solution (1) and and guarantees autoregression and the moving average.

Condiția a treia are la bază faptul că, dacă $C(\beta, L) = \frac{\theta(L)}{\phi(L)}$, parametrul spațiu $\theta \subset \text{int}\theta_0$, unde θ_0 este un subset al \mathbb{R}^d definit prin $\theta_0 = \{\beta \in \mathbb{R}^d | \phi(\xi) \neq 0 \text{ pentru } |\xi| \leq 1, \theta(\xi) \neq 0 \text{ pentru } |\xi| \leq 1, \theta(\xi), \phi(\xi) \text{ nu au zerouri comune, } \theta_q \neq 0 \text{ sau } \phi_p \neq 0\}$. Presupunem ca θ este compact în \mathbb{R}^d .

Ultima condiție are la bază faptul că \widehat{b}_k un estimator a lui b_k astfel, încât $\|\widehat{b}_k - b_k\|/\|c_k\| = O_p(n^{-\frac{1}{2}}(\log n)^{\frac{1}{2}})$, unde c_k este secvența nestocastică, precum și $\sum_{k=0}^{\infty} \|c_k\| < \infty$.

Îndeplinindu-se aceste condiții, rezultă că diferențele martingale impun restricțiile despre care am amintit.

3. Aproximarea asimptotică de ordinul doi

Aproximările sunt dezvoltate în jurul versiunii optim imposibilă a estimărilor, definite de relația $z_{t,\infty} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$, iar matricea de greutate optimă are forma:

$$\Omega = \sum_{j=-q}^q E u_{t+q} u_{t+q-j} z_{t,\infty}' z_{t-j,\infty}'$$

Ω este un operator inversabil și l^2 operatorul de spațiu. Înseamnă că $P'\Omega^{-1} \in l^2$ pentru $P' = [b_1, b_1, \dots]$ ar fi clasificate două linii în l^2 . Acest lucru implică $q_t^\infty = P'\Omega^{-1}z_{t,\infty}$ care există aproape sigur, este staționar și are două momente finite.

Se impun condiții adiționale asupra Ω și Ω^{-1} .

Fie $\omega_{i,j}$ elementul i, j al lui Ω și fie $v_{i,j}$ elementul i, j a lui Ω^{-1} . Presupunem că $\omega_{i,j} = g_\omega(i-j) + o(\lambda_\omega^{|i-j|})$ și $v_{i,j} = g_v(i-j) + o(\lambda_v^{|i-j|})$ pentru valorile constante $\lambda_\omega, \lambda_v \in (0,1)$ și funcțiile g_ω și g_v astfel, încât $g.(M) = O(\lambda^M)$.

Condiția impune rate exponențiale de degradare pentru elementele ce nu se află pe diagonala lui Ω și Ω^{-1} . Aceste rate sunt

The third condition is based on the fact that, if Let $C(\beta, L) = \frac{\theta(L)}{\phi(L)}$. The space parameter $\theta \subset \text{int}\theta_0$, where θ_0 is a subset of \mathbb{R}^d definite by $\theta_0 = \{\beta \in \mathbb{R}^d | \phi(\xi) \neq 0 \text{ for } |\xi| \leq 1, \theta(\xi) \neq 0 \text{ for } |\xi| \leq 1, \theta(\xi), \phi(\xi) \text{ no common zeros, } \theta_q \neq 0 \text{ or } \phi_p \neq 0\}$. It assumes that θ is compact in \mathbb{R}^d .

The last condition is used on the fact that \widehat{b}_k an estimator of b_k so that $\|\widehat{b}_k - b_k\|/\|c_k\| = O_p(n^{-\frac{1}{2}}(\log n)^{\frac{1}{2}})$, where c_k is a non-stochastic sequence as $\sum_{k=0}^{\infty} \|c_k\| < \infty$.

Fulfilling these conditions is that impugn restrictions martingale differences which I have mentioned.

3. Asymptotic approximation of the second order

Approximations are developed around impossible optimum version of estimators, definite by the relationship $z_{t,\infty} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$ and optimal weight matrix:

Ω a reversible operator and l^2 a space operator. It means that $P'\Omega^{-1} \in l^2$ for $P' = [b_1, b_1, \dots]$ that would be classified in two lines l^2 . This implies $q_t^\infty = P'\Omega^{-1}z_{t,\infty}$ which exists almost certainly, is stationary and has two final points.

It imposes additional conditions for Ω and Ω^{-1} .

Let $\omega_{i,j}$ the element i, j of Ω and be $v_{i,j}$ element i, j of Ω^{-1} . Assuming that $\omega_{i,j} = g_\omega(i-j) + o(\lambda_\omega^{|i-j|})$ and $v_{i,j} = g_v(i-j) + o(\lambda_v^{|i-j|})$ for constant values $\lambda_\omega, \lambda_v \in (0,1)$ and functions g_ω and g_v so that $g.(M) = O(\lambda^M)$.

The condition imposes exponential rate of decay for items that are not on the diagonal Ω and Ω^{-1} . These rates are satisfied for ARMA and GARCH models.

satisfăcute pentru modele liniare de tip ARMA, dar și pentru procese de tip GARCH.

Presupunând condițiile anterioare îndeplinite, fie

Assuming that the previous conditions are fulfilled, let

$$\Gamma_{t-s}^{ux} = Eu_t x_s, \Gamma_{t-s}^{yy} = cov(y_t, y_s) \text{ și fie } A_2 = \lim_n \frac{\sqrt{n}}{MEd_7},$$

putem defini A_1 în funcție de A_2 , conform formulei:

we can define A_1 according to A_2 , using the formula:

$$A_1 = A_2 + \lim_{M \rightarrow \infty} M^{-1} \sum_{j_1, j_2=1}^M \sum_{j_3=-\infty}^{\infty} v_{j_1, j_2} \Gamma_{j_3}^{yy} \Gamma_{-j_1+j_2-j_3}^{ux}$$

Dacă/ If $A = tr(D^{-\frac{1}{2}} A_1' A_1 D^{-\frac{1}{2}})$ și $\sigma_M = tr(D^{-\frac{1}{2}} P_M' \Omega_M^{-1} P_M D^{-\frac{1}{2}})$, atunci pentru/ than for M , $M \rightarrow \infty, \frac{n}{M^2(\sigma_M-p)} \rightarrow B_1/k$ cu $0 < k < \infty$ și $0 < B_1 < \infty$

$$\lim_n M / M_{\varphi_n}^2(M) = A + B_1/k$$

Aceasta arată că termenul cu înclinație (bias) A_1 are o formă complexă.

Presupunând condițiile îndeplinite, dacă $M/\sqrt{n} \rightarrow 0$, atunci

This shows that the bias term A_1 has a complex form.

Assuming that the conditions were fulfilled, if $M/\sqrt{n} \rightarrow 0$, then

$$\lim_n \sqrt{n} / MEb_{n,M}^+ = A_2$$

și/ and

$$\lim_n \frac{n}{M_{\varphi_n}^2(M)} = B_1/k$$

Rezultatul este semnificativ, deoarece arată că alternativa formulării estimatorului GMM îndepărtează cu succes cel mai mare termen de înclinație (bias) și poate fi văzut ca o alternativă a metodelor de corecție dezvoltate de Kuersteiner.

4. Concluzii

Am determinat o analiză asimptotică de ordin superior a estimatorilor modelelor ARMA cu parametrii autoregresivi, atunci când inovațiile sunt diferențe martingale generale, secvențiale. Estimatorii de variabile instrumentale sunt folosiți frecvent în astfel de modele.

Eficiența asimptotică de ordinul întâi

The result is significant because it shows that the alternative formulation of GMM estimator successfully removes the largest bias term and can be seen as an alternative correction to methods developed by Kuersteiner.

4. Conclusions

We determined higher order asymptotic analysis estimators for ARMA models with autoregressive parameters when innovations are general martingale differences, sequential. Instrumental variables estimators are commonly used in such models

First order asymptotic efficiency requires that the number of tools to tend to infinity. In

cere ca numărul de instrumente să tindă la infinit. În practică însă, această regulă nu se poate aplica și din cauza limitării mărimii eșantionului.

practice, this rule cannot be applied due to sample size limitation.

Bibliografie selectivă/Selective bibliography:

1. ANDREWS, D.W.K., SHI, X. (2011). *Nonparametric Inference Based on Conditional Moment Inequalities*, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University in Cowles Foundation Discussion Papers with number 1840.
2. ANGHELACHE, C. (2016). *Econometrie teoretică*, Editura Artifex, București.
3. ANGHELACHE, C., ANGHEL, M.G., MANOLE, A. (2014). *Modelare economică, financiar-monetară și informatică*, Editura Artifex, București.
4. ANGHELACHE, C. (2008). *Tratat de statistică teoretică și economică*, Editura Economică, București.
5. ARMSTRONG, T.B. (2014). *On the Choice of Test Statistic for Conditional Moment Inequalities*, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University in Cowles Foundation Discussion Papers with number 1960.
6. CHERNOZHUKOV, T. et. al. (2012). *Intersection bounds: estimation and inference*, Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies in CeMMAP working papers with number CWP33/12.
7. CHRISTOFFERSEN, P. et.al. (2012). *GARCH Option Valuation: Theory and Evidence*, Department of Economics and Business Economics, Aarhus University in CREATES Research Papers with number 2012-50.
8. CIZEK, P., AQUARO, M. (2015). *Robust Estimation and Moment Selection in Dynamic Fixed-effects Panel Data Models*, Tilburg University, Center for Economic Research in Discussion Paper with number 2015-002.
9. DITRAGLIA, F.J. (2011). *Using Invalid Instruments on Purpose: Focused Moment Selection and Averaging for GMM*, Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania in PIER Working Paper Archive with number 14-037.
10. FRANCO, C., WINTENBERGER, O., ZAKOIAN, J.-M. (2012). *Garch models without positivity constraints: exponential or log garch?*, University Library of Munich, Germany in MPRA Paper with number 41373.
11. GÓRKA, J. (2014). *Option Pricing under Sign RCA-GARCH Models*, Dynamic Econometric Models, Volume (Year): 14 (2014), pp. 145-160.
12. VEIGA, H. et.al. (2015). *Model uncertainty and the forecast accuracy of ARMA models: A survey*, Universidad Carlos III de Madrid. Departamento de Estadística in DES - Working Papers. Statistics and Econometrics. WS with number ws1508.