ECONOMIA APPLICATA M - LEZIONE 16-2

Titolo nota

~~10/01/2017~~

21/11/19

RELAZIONE TRA SALES (S) E ADVERTISING (M)

CAUSALITÀ (SECONDO GRANGER)

- STAZIONARIETÀ DI S E M
  - TEST DI CAUSALITÀ SECONDO GRANGER
  - MODELLO DINAMICO CON ERRORI CLASSICI (ARDL(1,1))
  - MODELLO STATICO CON ERRORI AR(1)
  - COMMON FACTOR RESTRICTION

NON STAZIONARIETÀ (*) DI S E M

- SEM NON COINTEGRATE I
- SEM COINTEGRATE II

(*) PRESENZA DI RADICI UNITARIE

I TEST DI CAUSALITÀ SECONDO GRANGER $[M_t, S_t \sim I(1)]$

$$\Delta S_t = \alpha + \sum_{i=1}^{e} \beta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta M_{t-j} + u_t$$

$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ (M NON CAUSA S)

$$\Delta m_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\ell} \beta_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta m_{t-j} + u_t$$

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_\ell = 0$ (S NON CAUSA M)

N.B. SELEZIONARE ℓ E k IN MODO TALE CHE I RESIDUI $\hat{u}_t$ SIANO <u>NON</u> AUTOCORRELATI.

II ARDL(1,1)

IPOTESI

$n \to S \quad S \not\to n$

$\ell = k = 1$

n ESOGENA

$$S_t = \alpha S_{t-1} + \beta n_t + \gamma n_{t-1} + u_t \quad , \text{ DOVE } \begin{array}{l} S_t \sim I(1) \\ n_t \sim I(1) \end{array}$$

$$\pm S_{t-1} \; ; \; \pm \beta n_{t-1}$$

$$\underbrace{S_t - S_{t-1}}_{\Delta S_t} = \alpha S_{t-1} - S_{t-1} + \underline{\beta n_t} + \gamma n_{t-1} + \beta n_{t-1} - \underline{\beta n_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta S_t = (\alpha - 1) S_{t-1} + \beta \Delta n_t + (\gamma + \beta) n_{t-1} + u_t$$

$$\underset{\sim I(0)}{\Delta S_t} = \beta \underset{\sim I(0)}{\Delta m_t} + (\alpha - 1)\left[S_{t-1} - \underset{K}{\frac{\gamma + \beta}{1-\alpha}} m_{t-1} \right] + v_t$$

$\underline{\underline{SE}}$ $\left[S_{t-1} - K m_{t-1} \right]$ $\underline{\underline{\text{FOSSE } I(0)}}$,

ALLORA :

$$\boxed{\underset{I(0)}{\Delta S_t} = \beta \underset{I(0)}{\Delta m_t} + (\alpha - 1)\underbrace{\left[S_{t-1} - K m_{t-1} \right]}_{I(0)} + v_t}$$ $\underline{\underline{ECM}}$

N.B. SE $S_{t-1} - K m_{t-1} \sim I(0)$, ALLORA

S_t E m_t SONO COINTEGRATE

ECM = ERROR/EQUILIBRIUM CORRECTION MODEL

E.G. $\beta = 0$; $K = 1$; $U_t = 0$ $(\forall t)$

$$\Delta S_t = \underbrace{(\alpha - 1)}_{\lambda}(S_{t-1} - m_{t-1}) = \underbrace{\lambda}_{<0}(S_{t-1} - m_{t-1})$$

$$S_{t-1} > n_{t-1} \Rightarrow S_{t-1} - n_{t-1} > 0 \Rightarrow \Delta S_t < 0$$

$$S_{t-1} < n_{t-1} \Rightarrow S_{t-1} - n_{t-1} < 0 \Rightarrow \Delta S_t > 0$$

<u>INTERPRETAZIONE ECONOMICA DEL CONCETTO DI COINTEGRAZIONE</u>

ARDL(1,1) : $S_t = \alpha S_{t-1} + \beta n_t + \gamma n_{t-1} + u_t$

<u>STEADY STATE</u> : $S_t = S_{t-1} = S_{t-2} = \dots = S^*$ (LIVELLO DESIDERATO DI S)

$$m_t = m_{t-1} = m_{t-2} = \dots = m^*$$ (LIVELLO DESIDERATO DI m)

$$u_t = 0, \ \forall t$$

ARDL(1,1) NELLO STEADY STATE:

$$s^* = \alpha s^* + \beta m^* + \gamma m^*$$

$$(1-\alpha) s^* = (\beta+\gamma) m^* \Rightarrow \boxed{s^* = \frac{\beta+\gamma}{1-\alpha} m^*}$$

SOLUZIONE DI STEADY STATE

MOLTIPLICATORE DI LUNGO PERIODO

IL MOLTIPLICATORE DI IMPATTO DEL MODELLO ARDL(1,1)

È $\underline{\underline{\beta}}$.

<u>N.B.</u> SE S_t E M_t SONO $I(1)$ E COINTEGRATE, ALLORA IL MODELLO ARDL(1,1) È SEMPRE RAPPRESENTABILE CON UN ECM, DOVE IL <u>VETTORE DI COINTEGRAZIONE TRA</u> S_t E M_t È $(1, -k)$, CON $k = (\beta+\gamma)/(1-\alpha)$

COMMENTO 1: UN MODELLO DI TIPO ARDL (1,1) IN CUI LE VARIABILI SONO ESPRESSE IN DIFFERENZE PRIME È SEMPRE SCRIVIBILE:

$$\Delta S_t = \alpha \Delta S_{t-1} + \beta \Delta m_t + \gamma \Delta m_{t-1} + u_t$$

PURTROPPO, PER QUESTO MODELLO, NON ESISTE UNA SOLUZIONE DI STEADY STATE:

$$0 = \alpha \cdot 0 + \beta \cdot 0 + \gamma \cdot 0 + 0 = 0$$

COMMENTO 2: IL MODELLO ARDL(1,1) CON LE VARIABILI ESPRESSE IN LIVELLI HA UNA SOLUZIONE DI STEADY STATE.

PURTROPPO, LA PRESENZA DI RADICI UNITARIE NELLE VARIABILI, COMPORTA CHE TALE MODELLO NON POSSA ESSERE UTILIZZATO DIRETTAMENTE IN FASE DI INFERENZA

IL CONCETTO DI COINTEGRAZIONE CONSENTE DI CONIUGARE GLI ASPETTI POSITIVI DI UN <u>MODELLO ARDL (1,1) IN LIVELLI</u> (SOLUZIONE DI STEADY STATE) CON GLI ASPETTI POSITIVI DI UN <u>MODELLO ARDL (1,1) IN DIFFERENZE</u> (INFERENZA CLASSICA, DATA LA STAZIONARIETÀ DELLE SERIE)

ASPETTI "PRATICI"

1) TEST DI COINTEGRAZIONE TRA S_t E Π_t (ENGLE/GRANGER)

$$S_t = k\Pi_t + \varepsilon_t$$

$$\to OLS \to \hat{k} \to \boxed{\hat{\varepsilon}_t = S_t - \hat{k}\Pi_t} \sim I(0)\ ?$$

SE $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$, ALLORA S_t E Π_t COINTEGRATE

SE $\hat{\varepsilon}_t \sim I(1)$, ALLORA S_t E Π_t NON COINTEGRATE (*)

(*) DI NORMA, IL TEST DI STAZIONARIETÀ DI $\hat{\varepsilon}_t$ È UN TEST DICKEY-FULLER (CON <u>APPROPRIATI VALORI CRITICI</u>)

$\Downarrow$ IPOTIZZANDO S_t E M_t COINTEGRATE, <u>ECM</u> DIVENTA:

$$\boxed{\Delta S_t = \beta \Delta M_t + \lambda \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t}$$

$\lambda < 0$

2) TEST DI CAUSALITÀ SECONDO GRANGER

$$\Delta S_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\ell} \beta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \Delta \Pi_{t-j} + \lambda \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$$

DOVE $\hat{\varepsilon}_t = S_t - \hat{k} \Pi_t$

E $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ (Π NON CAUSA S)