

APLICAȚII ÎN ANALIZA MACROECONOMICĂ ALE IPOTEZEI DE RĂDĂCINĂ UNITARĂ

MEȘTER IOANA TEODORA

Universitatea din Oradea, Facultatea de Științe Economice, Str. Universității nr. 1, 410087,

Telefon: 0259408799, imester@uoradea.ro

Pendant longtemps, la pratique usuelle dans le domaine macro-économique a été de décomposer le mouvement des variables réelles, et parfois des variables nominales, en composante longue, ou tendance, composante cyclique, et évidemment composante saisonnière. Quand les variables ont la tendance à croître, l'hypothèse d'une tendance déterministe n'est pas la seule que l'on puisse retenir. La notion de racine unitaire a été le point de départ d'une nouvelle direction de recherche dans la macroéconomie.

În domeniul macroeconomic, una dintre preocupările economiștilor a fost aceea de a descompune mișcările variabilelor reale precum producția sau consumul, sau chiar a celor nominale în mai multe componente: o componentă seculară, lungă, sau tendință, o componentă ciclică, și o componentă sezonieră.

Încercând o analiză a evoluției nivelului producției, se poate spune că prima componentă, tendința, este relevantă pentru a stabili existența sau inexistența creșterii economice, factorii determinanți putând fi acumularea de capital, creșterea demografică respectiv productivitatea.

Până la un moment dat se presupunea că a doua componentă, cea ciclică, este una tranzitorie, determinanții ei fiind de natură monetară, factorii reali având un rol secundar. Evoluția pe termen lung a nivelului producției se pune pe seama tendinței, din moment ce fluctuațiile ciclice dispăreau în timp.

Distincția dintre creștere și fluctuații, tendință și cicluri era simplistă dar clară: în jurul tendinței, manifestate pe termen lung, apăreau fluctuații, unele dintre ele fiind ciclice, de durată scurtă, și fără impact semnificativ asupra tendinței pe termen lung. În concluzie, orice fluctuație nu era decât un accident care nu pune sub semnul întrebării evoluția economiei pe termen lung.

Principalele serii cronologice, având la bază serii de date reale sau nominale sunt în marea lor majoritate serii nestaționare, deci au o medie și o varianță crescătoare în timp. Pentru a putea fi prelucrate, seriile trebuie staționarizate. În acest scop, există două mari categorii de metode: *metodele tradiționale*, bazate pe ipoteza unei tendințe deterministe respectiv *metoda tendinței stohastice*, mai recentă.

Voi începe prin a defini noțiunea de *staționaritate*. Un proces $(x_t, t \in Z)$ este staționar de ordinul doi sau staționar în sens slab, dacă sunt îndeplinite cumulativ următoarele trei condiții:

- $\forall t \in \mathbb{Z}, E(x_t^2) < \infty$;
- $\forall t \in \mathbb{Z}, E(x_t) = m$, independent de t ;
- $\forall (t, h) \in \mathbb{Z}^2, \text{cov}(x_t, x_{t+h}) = E[(x_{t+h} - m)(x_t - m)] = \gamma(h)$, independent de t .

Prima condiție, $E(x_t^2) < \infty$, garantează existența sau convergența momentelor de ordinul doi.

A doua, $\forall t \in \mathbb{Z}, E(x_t) = m$, se referă la momentele de ordinul unu și semnifică faptul că variabilele aleatoare x_t trebuie să aibă aceeași speranță matematică, oricare ar fi momentul t . Altfel spus, speranța procesului x_t trebuie să fie independentă de timp.

În fine, a treia condiție, $\gamma(h)$ - independent de t , se referă la momentele de ordinul doi, exprimate prin funcția de autocovarianță. Această condiție implică independența momentelor în timp, ele nedepinzând decât de ordinul de întârziere. Funcția de autocovarianță a procesului x_t trebuie să fie deci independentă de timp.

Sub aceste trei condiții există una sau mai multe reprezentări ale seriei de timp x_t , aceste reprezentări având aceeași distribuție. Această ipoteză de invarianță a distribuției în timp permite limitarea la o anumită clasă de procese.

În concluzie, un proces este staționar de ordinul doi dacă primele două momente sunt independente de timp. Un proces este nestaționar dacă nu satisface una, două sau nici una din condițiile de mai sus. Originea nonstaționarității poate rezulta din dependența momentului de ordinul întâi de timp și/sau din dependența varianței sau a covarianțelor de timp.

Un proces este de tip *autoregresiv AR* de ordin p dacă observațiile asupra variabilei x pentru perioada considerată, adică x_t este generată de o medie ponderată a observațiilor trecute, cu o întârziere egală cu p , respectiv o perturbație aleatoare în perioada curentă. Spre exemplu:

$$x_t = \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \delta + \varepsilon_t \quad (0.1)$$

unde $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p, \delta$ sunt parametri constanți și ε_t este un zgomot alb.

Într-un proces de *medie mobilă MA* de ordinul q , fiecare observație y_t este generată de o medie mobilă ponderată a unor variabile aleatoare, ce au o întârziere de q perioade:

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (0.2)$$

unde $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{t-p}$ sunt zgomote albe, iar $\theta_1 \theta_2 \dots \theta_p$ sunt parametri pozitivi sau negativi iar $\mu = E(y_t)$.

Un proces ARIMA prezintă simultan caracteristicile modelului autoregresiv, AR, al celui integrat, I, respectiv al celui generat de o medie mobilă, MA. Box și Jenkins¹⁴⁸ au dat definiția proceselor ARIMA(p, 1, q), integrate de ordinul unu, ca având reprezentarea:

$$\Delta x_t = \delta + \Phi_1 \Delta x_{t-1} + \Phi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Phi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t x_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (0.3)$$

unde $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p, \delta, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$, sunt parametri constanți și ε_t este un zgomot alb.

Spunem despre o variabilă integrată că are o rădăcină unitară în reprezentarea sa autoregresivă.

Lucrările deschizătoare de drumuri ale lui Beveridge și Nelson¹⁴⁹ au demonstrat legătura dintre modelul ARIMA și ipoteza tendinței stohastice și au subliniat importanța acestui model, subliniind două aspecte. În primul rând acest model de tip ARIMA(p, 1, q) este util în previziunea variabilelor macroeconomice, cu o precizie remarcabilă; în al doilea rând, el vine să contrazică ipoteza tendinței deterministe, prea simplistă, intuitivă și falsă.

Beveridge și Nelson au arătat că orice variabilă care are o reprezentare de tip ARIMA are o tendință stohastică. Un model ARIMA poate fi reprezentat ca sumă a unei componente de tendință stohastică respectiv a unei componente staționare, tendința stohastică fiind definită printr-un marș aleator.

Contribuția lui Beveridge și Nelson nu se limitează aici, deoarece ea furnizează explicit modul de evaluare a tendinței stohastice implicat de un model ARIMA. Un model de tip ARIMA reduce toate evenimentele economice neprevăzute la un singur șoc (o singură inovație, în limbaj tehnic), componenta staționară ca și tendința stohastică bazându-se pe această inovație unică.

Se va arăta acest lucru folosind un model ARIMA (0, 1, 1). Este vorba de fapt despre un proces MA cu diferențe de ordinul unu:

$$\Delta x_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (0.4)$$

ε_t - zgomot alb,

θ - parametru constant,

$y_0 = b_0 = 0$.

Se pot scrie următoarele relații:

¹⁴⁸Box, G.E.P., Jenkins, G. M., „Time series analysis –forecasting and control”, Holden-Day, San Francisco, 1970

¹⁴⁹Beveridge, S., Nelson, C.R., „A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle”. Journal of Monetary Economics 7, 1981, p. 151–174;

$$\begin{aligned}
x_t &= x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1} \\
&= x_{t-2} + (\varepsilon_{t-1} + \theta\varepsilon_{t-2}) + (\varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}) \\
&\dots\dots\dots \\
&= \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \theta \sum_{i=1}^{t-1} \varepsilon_i \\
&= (1+\theta) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i - \theta\varepsilon_{t-1}
\end{aligned} \tag{0.5}$$

Dacă se notează $x_t^p = (1+\theta) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ și $x_t^s = -\theta\varepsilon_t$, obținem:

$$x_t = x_t^p + x_t^s \tag{0.6}$$

unde $x_t^p = x_{t-1}^p + (1+\theta)\varepsilon_t$.

Variabila x_t , care urmează prin ipoteză un proces ARIMA (0, 1, 1) are o evoluție ce poate fi descrisă prin două componente, una determinată de suma x_t^p - un marș aleator, respectiv prin x_t^s care este staționară.

Cele două componente sunt proporționale cu ε_t adică perfect corelate, având o corelație de ± 1 , în funcție de semnul lui θ , negativ sau pozitiv. Trebuie de asemenea să observăm că această reprezentare poate fi generalizată pentru orice proces ARIMA(p, 1, q).

Astfel odată cu abandonarea ipotezei tendinței deterministe, se pune sub semnul întrebării și disocierea dintre creșterea economică și fluctuații.

Nelson și Plosser¹⁵⁰ au demonstrat interesul și relevanța ipotezei tendinței aleatorii. Ei au studiat seriile istorice referitoare la 14 variabile macroeconomice anuale pe o perioadă între 60 și 100 de ani cum ar fi PIB real, cel nominal, producția industrială pe cap de locuitor, diverse serii ale prețurilor, salariului și productivității, masa monetară și viteza ei de rotație, rata șomajului. Cu o singură excepție, ce a ratei șomajului, toate seriile studiate confirmau existența unei tendințe stohastice (ipoteza existenței unei rădăcini unitare nu putea fi respinsă).

Concluzia este aceea că seriile studiate nu evoluează în jurul unei medii pe termen lung, ci, la apariția unui șoc, acestea se depărtează de nivelul inițial pe măsura trecerii timpului.

Toate acestea au avut implicații importante în domeniul reprezentării fluctuațiilor, după cum urmează:

- șocurile au un efect permanent asupra PNB și a ansamblului variabilelor reale;

¹⁵⁰ Nelson, C., Plosser, C., „Trend and random walks in macroeconomic series”, Journal of Monetary Economics, vol. 10, 1982, p.139 -162;

- șocurile de cerere globală nu au efect permanent asupra variabilelor reale, precum PNB;
- în modelele keynesiste ale ciclurilor economice, șocurile cererii se constituie în impulsuri care generează fluctuațiile;
- în modelul lui Lucas, șocurile ce stau la originea fluctuațiilor sunt tot cele legate de cerere;
- toate aceste modele (fie ele de origine keynesistă sau de inspirație lucasiană) bazate pe șocuri ale cererii se dovedesc a fi invalide, prin dovezile empirice;
- modelele care sunt în concordanță cu realitatea istorică sunt modelele reale ale ciclurilor economice, care se bazează pe șocurile tehnologice, care pot avea efecte permanente.

Definiția proceselor DS se bazează pe persistența rădăcinii unitare a polinomului asociat dinamicii autoregresive a procesului: un proces este integrat de ordin d dacă polinomul întârziere asociat componentei autoregresive admite d rădăcini unitare.

Punerea în evidență a nonstaționarității de origine stohastică a condus în primul rând la o negare a schemei de descompunere tendință – ciclu. O astfel de descompunere presupune de fapt că componenta ciclică staționară este ortogonală cu componenta de tendință $f(t)$: șocurile ce stau la originea fluctuațiilor nu afectează tendința pe termen lung. Pe plan teoretic, ea se justifică prin relativa independență a teoriilor tradiționale ale creșterii (Solow) cu cele ale fluctuațiilor conjuncturale, de sorginte keynesistă sau monetaristă.

Bibliografie:

1. Beveridge, S., Nelson, C.R., „A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle”, *Journal of Monetary Economics* 7, 1981, p. 151–174;
2. Box, G.E.P., Jenkins, G. M., „Time series analysis – forecasting and control”, Holden-Day, San Francisco, 1970
3. Nelson, C., Plosser, C., „Trend and random walks in macroeconomic series”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, 1982, p.139 -162;