

# IPOTEZA DE RĂDĂCINĂ UNITARĂ ÎN MODELELE DE ECHILIBRU GENERAL INTERTEMPORAL STOCHASTIC

MEȘTER IOANA TEODORA

Universitatea din Oradea, Facultatea de Științe Economice, [imester@uoradea.ro](mailto:imester@uoradea.ro)

*La théorie des cycles réels se développe dans les années 80 en proposant une vision des fluctuations qui s'inscrit dans le prolongement du projet défini par Lucas de cycles à l'équilibre tout en radicalisant la critique adressée à la macroéconomie keynésienne. Cette nouvelle conception des fluctuations conjoncturelles s'est trouvée renforcée par l'émergence en économétrie d'un nouveau concept – celui de non stationnarité stochastique ou de racine unitaire.*

Utilizarea conceptului de fluctuații conjuncturale a fost impulsionată de apariția în econometrie a unui nou concept, acela de non-staționaritate stohastică sau de rădăcină unitară. Voi începe prin a defini noțiunea de staționaritate:

**Definiția 1.** Un proces  $(x_t, t \in Z)$  este staționar de ordinul doi sau staționar în sens slab, dacă sunt îndeplinite cumulativ următoarele trei condiții:

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

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

A doua,  $\forall t \in Z, E(x_t) = m$ , 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.

În cadrul reprezentărilor liniare există două surse principale de nestaționaritate:

1. O nestaționaritate de origine deterministă, care corespunde unei clase de procese TS (Time Stationary).
2. O nestaționaritate de origine deterministă, care corespunde clasei de procese DS (Differency Stationary).

**Definiția 2.** Spunem că un proces  $(x_t, t \in Z)$  este un proces TS dacă el poate fi scris sub forma:

$$x_t = f(t) + z_t \quad (1)$$

unde  $f(t)$  este o funcție de timp și  $z_t$  este un proces stohastic staționar.

În acest caz, procesul  $x_t$  se scrie ca sumă dintre o funcție deterministă de timp și o componentă stohastică staționară, eventual de tip ARMA. Exemplul cel mai simplu de proces TS este acela al unei tendințe liniare perturbate de un zgomot alb. Punând  $f(t) = a_0 + a_1 t$  și  $z_t = \varepsilon_t$  obținem:

$$x_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t \quad (2)$$

cu  $(a_1, a_2) \in \mathbb{R}^2$ ,  $\varepsilon_t$  i.i.d.  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Deoarece un proces TS este afectat de un șoc stohastic, efectul acestui șoc tinde să dispară pe măsură ce timpul trece – aceasta fiind așa numita proprietate de non-persistență a șocurilor. Un proces TS, în caz de șoc pozitiv sau negativ la un moment dat, revine la tendință, în timp. Variabila considerată se apropie de dinamica sa pe termen lung, dinamică determinată de  $f(t) = a_0 + a_1 t$ . Această proprietate traduce existența unei tendințe non-stohastice, care deci nu prezintă rupturi, din moment ce funcția  $f(t) = a_0 + a_1 t$  este continuă. Din punct de vedere economic, traiectoria pe termen lung a seriei (tendința) nu este afectată de șocurile conjuncturale.

Așa cum am spus, există și o altă formă de non-staționaritate, ce nu provine dintr-o componentă deterministă de tendință, ci dintr-o sursă stohastică.

**Definiția 3.** Un proces non-staționar  $(x_t, t \in \mathbb{Z})$  este un proces DS (Differency Stationary) de ordinul  $d$ , unde  $d$  reprezintă ordinul de integrare, dacă procesul filtrat, definit prin  $(1-L)^d x_t$  este staționar. Spunem de asemenea că  $(x_t, t \in \mathbb{Z})$  este un proces integrat de ordinul  $d$ , notat  $I(d)$ .

Astfel se poate defini o clasă de procese stohastice care nu satisfac condițiile de staționaritate, dar a căror diferență de ordinul  $d$  satisface aceste condiții. De exemplu, dacă un proces  $z_t$  nu este staționar, însă diferența de ordinul unu, și anume  $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$  este staționară, spunem despre  $z_t$  că este un proces DS integrat de ordinul unu, notat  $I(1)$ . Exemplul cel mai simplu de proces  $I(1)$  este acela al unui marș aleator:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

cu  $\varepsilon_t$  i.i.d.  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

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 componente autoregresive admite  $d$  rădăcini unitare.

Una din principalele proprietăți ale proceselor DS este histereza sau persistența șocurilor, influența șocurilor fiind deci permanentă.

**Consecința 1.** Punerea în evidență a nonstaționarității de origine stohastică a condus în primul rând la o negare a schemei de descompunere tendință – ciclu. Până la sfârșitul anilor '80, macroeconiștii efectuau această descompunere separând tendința deterministă a principalelor serii macroeconomice, plecând de la o reprezentare de tip TS:

$$y_t = f(t) + z_t = a_0 + a_1 t + z_t \quad (4)$$

$$\Phi(L)z_t = \varepsilon_t \quad (5)$$

unde  $z_t$  este un proces staționar și  $\varepsilon_t$  i.i.d.  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . 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.

Tendinței PIB i se asocia în vechea concepție PIB potențial, iar ecarturile în raport cu aceasta corespundeau unor fluctuații conjuncturale, deci unor cicluri economice. Ca urmare a crizei anilor '70, ruptura produsă în ritmul de creștere a economiilor occidentale a determinat economiștii să își pună întrebări cu privire la această metodă de descompunere întrucât o componentă de tendință continuă în timp nu modelează o astfel de evoluție. Cei mai optimiști asociau încetinirea ritmului de creștere al PIB cu un șoc tranzitoriu asupra ecartului conjunctural. Pentru alții, anii '70 marcau o ruptură a tendinței de creștere. Dacă această ruptură este acceptată, nu mai putem vorbi despre o tendință

deterministă. Apar întrebări de genul: Data rupturii este aleatoare? Este posibilă o ruptură? Care ar fi semnificația unei tendințe deterministe cu rupturi permanente?

Separarea tendinței este o metodă de staționarizare specifică proceselor TS, ea neputând fi utilizată în cazul proceselor DS. Voi arăta că regresia unui proces DS pe o tendință deterministă poate genera rezultate false. Hung, Hayya și Ord<sup>1</sup>, în 1977 au fost primii care au pus în evidență acest rezultat, și în particular că „eliminarea unei tendințe liniare dintr-un marș aleator creează în mod artificial o puternică autocorelație pozitivă a reziduurilor”.

Acest lucru înseamnă că dacă seria studiată este DS, și în particular un marș aleator, regresia realizată asupra tendinței –metodă practică de economiștii vremii- va conduce la o puternică autocorelație, total falsă, a reziduurilor. Ori această autocorelație determină caracteristicile ciclice ale fluctuațiilor conjuncturale. Nelson și Kang<sup>2</sup> (1981), pornind de la simulări, demonstrează că componenta conjuncturală prezintă o evoluție pseudoperiodică. Considerând simularea următoare:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$x_0 = 0 \text{ și } \varepsilon_t \text{ i.i.d. } (0,1) \quad (7)$$

Se simulează o traiectorie cu T=100, apoi se aplică metoda de descompunere a proceselor TS separând o tendință liniară în  $x_t$ :

$$x_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\mu}_t \quad (8)$$

Componenta ciclică se asimilează reziduuului estimării,  $\hat{\mu}_t$ . Nimic nu ar justifica existența unui comportament regulat în evoluția acestuia. Trasarea corelogramei reziduurilor conduce la concluzia că seria are o puternică autocorelație de ordinul unu, care se traduce prin apariția total falsă a ciclurilor.

**Consecința 2.** Dacă seriile macroeconomice sunt rezultatul unor procese DS, șocurile care guvernează evoluția lor pe termen lung pot explica și fluctuațiile pe termen scurt. Dihotomia termen lung/termen scurt dispare, iar șocurile tehnologice care explicau evoluția pe termen lung nu vor mai fi excluse din analiza pe termen scurt. Dacă PIB ar fi un proces DS, șocurile tehnologice ar trebui să explice o anumită parte a volatilității pe termen scurt a seriei, la fel cum o fac șocurile bugetare sau monetare.

Întrebarea care se pune acum este aceea de a ști dacă principalele serii utilizate în macroeconomie sunt rezultatul unor procese TS sau DS. Dacă non staționaritatea stohastică este un fenomen marginal, rezultatul lui Hung, Hayya și Ord<sup>3</sup>, nu ar avea decât o importanță minoră. Nelson și Plosser<sup>4</sup> (1982) au fost primii care au aplicat de o manieră sistematică un ansamblu de teste de rădăcină unitară (testele Dickey Fuller), teste de ipoteză DS, asupra unui ansamblu de 14 serii macroeconomice anuale referitoare la economia americană, care se întindeau pe o durată între 60 și 100 de ani. Printre aceste serii se găseau PNB real, PNB nominal, PNB pe cap de locuitor, producția industrială, diverse serii de preț, de salarii și de randament, producție industrială, monedă și viteza ei de circulație, precum și rata șomajului. Cu o singură excepție – aceea a ratei șomajului – testele efectuate nu permit respingerea ipotezei de serii DS. Toate seriile macroeconomice ale economiei SUA, cu o singură excepție, provin din procese DS și nu TS. Concluzii similare au fost obținute și pentru marea majoritate a țărilor europene.

Una din implicațiile rezultatului lui Nelson și Plosser (1982), care stă la baza curentului de gândire din noua economie clasică sau a ciclurilor reale de afaceri este aceea că dacă se asimilează șocurile de cerere unor șocuri tranzitorii – ca în cazul keynesist -, șocurile permanente care afectează

<sup>1</sup> Hung, K., Hayya J. C., Ord J. K., - “ A note on trend removal methods: the case of polynomial Regression versus variate Differencing”, *Econometrica*, 1977, vol. 45, pag. 737 -744.

<sup>2</sup> Nelson C. R., H. Kang, - “Spurious periodicity in Inappropriately detrended time series”, *Econometrica*, 1981, vol. 49, pag. 741-751

<sup>3</sup> Hung, K., Hayya J. C., Ord J. K., - op. cit. pag. 737 -744.

<sup>4</sup> Nelson C. R., H. Kang, - “Spurious periodicity in Inappropriately detrended time series”, *Econometrica*, 1981, vol. 49, pag. 741-751

seriile macroeconomice americane trebuie interpretate ca șocuri de ofertă. Rolul acestui studiu empiric a fost deci determinant în promovarea ciclurilor reale.

**Bibliografie:**

1. Hung, K., Hayya J. C., Ord J. K., - "A note on trend removal methods: the case of polynomial regression versus variate differencing", *Econometrica*, 1977, vol. 45, pag. 737 -744.
2. Hurlin C., - „ Modèles d'équilibre général intertemporels dynamiques et stochastiques”, cours, DEA Economie et Finance, Université d'Orléans, 2002, pag. 13-19.
3. Nelson C. R., Plosser C. J., - "Trends and random variables in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, 1982, vol. 10, pag. 139-162.
4. Nelson C. R., H. Kang, - "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series", *Econometrica*, 1981, vol. 49, pag. 741-751.