

Probleme metodologice ale estimării și interpretării semnificației progresului tehnic neîncorporat

Florin Marius Pavelescu¹

În modelele econometrice, sunt propuse diferite modalități de cuantificare a rolului schimbărilor tehnologice în susținerea creșterii economice. Deoarece schimbările tehnologice sunt generate de o multitudine de factori, dar are și consecințe ample asupra activității economice, teoria economică a acordat o atenție deosebită cuantificării efectelor progresului tehnologic asupra creșterii economice. În cadrul conceptelor referitoare la efectele produse de schimbările tehnologice asupra economiei, un rol însemnat a revenit conceptului de progres tehnologic neîncorporat.

1. Definirea și semnificația progresului tehnic neîncorporat

În cadrul gândirii economice neoclaseice, în perioada de dinaintea celui de al doilea război mondial, schimbarea tehnologică a fost analizată prin intermediul a două mari concepte și anume: a) elasticitatea de substituție, propusă de J. R. Hicks, în anul 1932 și b) progresul tehnic neîncorporat, propus inițial de J. Tinbergen în anul 1942.

Dacă în cazul elasticității de substituție, schimbarea tehnologică a fost văzută prin prisma schimbării raporturilor cantitative dintre factorii esențiali alocați pentru dezvoltarea activităților economice, în cazul ritmului progresului tehnic neîncorporat, atenția s-a concentrat asupra efectelor pe care schimbările tehnologice le produc în susținerea creșterii economice. În fapt, datorită efectelor produse de continua inovare și implementare de noi tehnologii, precum și de alți factori economici și sociali, societatea industrială și postindustrială contemporană a devenit una în care creșterea economică reprezintă una dintre condițiile de bază ale asigurării echilibrului economic și coeziunii sociale. Drept urmare, studiarea trendurilor outputului și relevarea caracteristicilor acestuia reprezintă un element deosebit de însemnat în fundamentarea politicilor macroeconomice, precum și în tragerea de concluzii folositoare referitoare la unele experiențe istorice pozitive sau negative.

¹ Centrul de Modelare Macroeconomică
Institutul de Economie Națională

Pornind de la considerațiile formulate în J. Tinbergen (1959) {1942}, în funcția de producție Cobb-Douglas cu randamente de scară non-constante a fost introdus și factorul timp, iar elasticitatea outputului în raport cu factorul timp a fost considerată ca reflectând ritmul progresului tehnic neîncorporat.

În aceste condiții, funcția de producție de tip Cobb-Douglas devine:

$$\ln Y = a_3 + \alpha_3 \cdot \ln L + \beta_3 \cdot \ln K + \gamma_3 \cdot t \quad (1),$$

unde:

$\ln Y$ = logaritmul natural al indicilor cu bază fixă ai outputului (produsul intern brut)

a_3 = interceptul ecuației de regresie

α_3 = elasticitatea outputului în raport cu populația ocupată

$\ln L$ = logaritmul natural al indicilor cu bază fixă ai populației ocupate

β_3 = elasticitatea outputului în raport cu capitalul fix

$\ln K$ = logaritmul natural al indicilor cu bază fixă ai capitalului fix

γ_3 = ritmul progresului tehnic neîncorporat (elasticitatea outputului în raport cu factorul timp)

Funcția de producție (1) a reprezentat definirea progresului tehnic neutru de tip Hicks, care admitea ipoteza că progresul tehnic neîncorporat se manifestă independent de ceilalți factori de producție luați în considerare.

Dar pe măsura rafinării cadrului teoriei neoclasice au fost definite și alte tipuri de progres tehnic, care țineau seama de factorul timp.

Astfel, a fost definit progresul tehnic de tip Harrod, în care progresul tehnic neîncorporat este atașat populației ocupate, contribuind în mod implicit la creșterea productivității muncii. În aceste condiții, funcția de producție este:

$$\ln Y = a_{2H} + (\alpha_{2H} \cdot \ln L + \gamma_{2H} \cdot t) + \beta_{2H} \cdot \ln K \quad (1.1)$$

De asemenea, a fost definit și progresul tehnic de tip Sollow, în care progresul tehnic neîncorporat este atașat capitalului fix. În aceste condiții, se ajunge la o funcție de producție de forma:

$$\ln Y = a_{2S} + \alpha_{2S} \cdot \ln L + (\beta_{2S} \cdot \ln K + \gamma_3 \cdot t) \quad (1.2)$$

Ulterior, factorul timp a fost avut în vedere și în funcțiile translog de forma:

$$\ln Y = a_3 + \alpha_3 \cdot \ln L + \beta_3 \cdot \ln K + \gamma_3 \cdot t + \alpha_{3L} \cdot \ln^2 L + \beta_{3K} \cdot \ln^2 K + \gamma_{3t} \cdot t^2 + \alpha_{3K} \cdot \ln L \cdot \ln K + \beta_{3t} \cdot t \cdot \ln K + \gamma_{3L} \cdot t \cdot \ln L \quad (2)$$

2. Mărima estimată a progresului tehnic neîncorporat în cazul funcției de producție Cobb-Douglas

În cazul funcției de producție Cobb-Douglas valoarea estimată a ritmului progresului tehnic neîncorporat este puternic influențată de colinearitatea dintre variabilele explicative. F. M. Pavelescu (1986) arată că valoarea estimată se poate calcula conform formulei:

$$\gamma_3 = \gamma_1 \cdot T_{nk} \quad (3),$$

unde:

γ_1 = ritmul progresului tehnic neîncorporat propriu-zis

T_{nk} = coeficientul de refracție colineară

Ritmul progresului tehnic neîncorporat este obținut prin intermediul regresiei lineare simple

$$\ln Y = a_1 + \gamma_1 \cdot t \quad (4)$$

Coeficientul de refracție colineară este dependent de numărul de variabile explicative ale regresiei multiple luate în considerare, precum și de natura și intensitatea corelațiilor dintre respectivele variabile. În aceste condiții, ritmul progresului tehnic neîncorporat estimat diferă de la o ecuație comportamentală la alta, în funcție de factorii de producție avuți în vedere sau a ipotezelor adoptate referitoare la relațiile funcționale dintre output și variabilele explicative.

În aceste condiții, este important să se cunoscă valoarea propriu zisă a ritmului progresului tehnic neîncorporat, precum și factorii modelatori ai respectivului indicator. De asemenea, dacă se are în vedere determinarea ritmului progresului tehnic neîncorporat prin intermediul unei funcții translog de timp este recomandabil să se analizeze și interdependențele dintre valorile parametrilor estimați în cazul respectivei funcții, caracterizate de existența unei colinearități structurale.

3. Factorii modelatori și semnificația ritmului progresului tehnic neîncorporat propriu zis

Parametrii estimați ai regresiei lineare (4) se pot determina pe baza următoarelor formule:

$$\gamma_1 = \frac{\text{cov}(\ln Y; t)}{D^2(t)} \quad (5),$$

unde:

$\text{cov}(\ln Y; t)$ = covarianța dintre logaritmiile indicilor cu bază fixă ai outputului

$D^2(t)$ = dispersia factorului timp

Formula (5) este echivalentă cu:

$$\gamma_1 = \frac{(\sum \ln Y) \cdot \text{strcov}(\ln Y; t)}{(\sum t) \cdot \text{Cv}^2(t)} \quad (6),$$

unde:

$\text{strcov}(\ln Y; t)$ = partea structurală a covarianței

$\text{Cv}(t)$ = coeficientul de variație al factorului timp

Dacă se notează:

$$\ln(1 + rr) = \frac{\sum \ln Y}{\sum t} \quad (7),$$

unde:

rr = ritmul reprezentativ al outputului

$$s_{Y/t} = \frac{\text{strcov}(\ln Y; t)}{\text{Cv}^2(t)} \quad (8),$$

se poate scrie:

$$\gamma_1 = \ln(1 + rr) \cdot s_{Y/t} \quad (9)$$

și

$$a_1 = (\ln Yr) \cdot (1 - s_{Y/t}) \quad (10),$$

unde:

Yr = indicele reprezentativ

$$\ln Yr = \left(\frac{n+1}{2}\right) \cdot \ln(1 + rr) \quad (11)$$

Formulele indicelui și ritmului reprezentativ au fost demonstrate în F.M. Pavelescu (1986). Se au în vedere indicii anuali ai outputului (Y_a), astfel încât ritmul reprezentativ se obține pe baza formulei:

$$\ln(1 + rr) = \frac{\sum \ln Y_a \cdot (n-t+1)}{\sum t} \quad (12)$$

Se observă că ritmul reprezentativ este calculat pe baza unei medii geomerice ponderate a indicilor anuali ai outputului.

Ritmul reprezentativ are avantajul că ia în considerare indicii cu bază fixă ai outputului din fiecare an al perioadei analizate. Dezanvantajul ritmului reprezentativ este că acordă o pondere ridicată indicilor anuali din prima parte a intervalului de timp analizat.

Ritmul reprezentativ poate fi comparat cu ritmul mediu anual. În cazul unei creșteri strict exponențiale, ritmul reprezentativ este egal cu ritmul mediu anual. În mod intuitiv, dacă ritmul reprezentativ și ritmul mediu anual au același semn, se poate admite că:

a) Dacă $rr < 0$, atunci dinamica outputului este concavă

b) Dacă $\gamma_1 > \gamma_2$, atunci dinamica outputului este convexă

În cazul în care semnele celor două tipuri de ritmuri sunt diferite se poate considera că dinamica outputului a fost instabilă.

În aceste condiții, pentru aprecierea semnificației estimărilor legate de ritmul progresului tehnic neîncorporat este necesar să se aibă în vedere nu doar mărimea parametrului γ_1 , ci și mărimea interceptului, precum și mărimea indicelui reprezentativ, a ritmului reprezentativ și a ritmului mediu anual. De asemenea, este important să se aibă în vedere și factorii modelatori ai coeficientului $s_{Y/t}$.

Este de notat că mărimea coeficientului $s_{Y/t}$ se poate scrie:

$$s_{Y/t} = \frac{CV(\ln Y)}{CV(t)} \cdot R(\ln Y; t) \quad (13),$$

unde:

$CV(\ln Y)$ = coeficientul de variație al logaritmilor indicilor cu bază fixă ai outputului

$R(\ln Y; t)$ = coeficientul de corelație Pearson dintre logaritmii cu bază fixă ai outputului și factorul timp

Se observă că **valoarea negativă a coeficientului $s_{Y/t}$ este determinată de corelația negativă dintre logaritmii indicilor cu bază fixă ai outputului și factorul timp**. Se poate aprecia că respectivă situație relevă o dinamică instabilă a outputului.

Valoarea supraunitară a coeficientului $s_{Y/t}$ apare în cazul când coeficientul de variație al logaritmilor indicilor cu bază fixă ai outputului este semnificativ mai ridicat decât coeficientul de variație al factorului timp. Respectiva situație este favorizată de o valoare ridicată a coeficientului de corelație Pearson dintre logaritmul indicilor cu bază fixă ai outputului și factorul timp.

Se poate considera că existența unei valori supraunitare a coeficientului $s_{Y/t}$ relevă fie o dinamică accelerată (convexă) a outputului, fie o dinamică instabilă. Respectiva mărime este recomandabil să fie corelată cu raportul dintre ritmul mediu și ritmul reprezentativ.

Astfel, se poate vorbi despre o dinamică convențional convexă (accelerată) a outputului dacă $\gamma_1 > \gamma_2$, sau de o variantă a unei dinamici instabile a outputului, dacă $\gamma_1 < \gamma_2$.

Valoarea pozitivă, dar subunitară a coeficientului $s_{Y/t}$ evidențiază faptul că există o covarianță pozitivă între logaritmul indicilor cu bază fixă ai outputului și factorul timp, dar mărimea coeficientului de variație al respectivilor indici fie este mai mică fie nu este semnificativ mai ridicată față de coeficientul de variație al factorului timp.

În principiu, această situație relevă două caracteristici ale dinamicii outputului și anume:

- a) o dinamică convențional concavă, dacă $\gamma_1 < \gamma_2$
- b) o dinamică moderat convexă, dacă $\gamma_1 > \gamma_2$

Valorile coeficientului $s_{Y/t}$, influențează nu numai mărimea estimată a ritmului progresului tehnic neîncorporat, ci și mărimea interceptului. Dacă se are în vedere ipoteza că pe termen lung ritmul mediu al outputului este pozitiv, se pot identifica un număr de 9 cazuri în care se află parametrii estimați ai ecuației de regresie simplă $\ln Y = a_1 + \gamma_1 \cdot t$ (tabelul nr. 1).

Tabelul nr. 1

Interdependențe între parametrii estimați ai funcției lineare simple a progresului tehnic neîncorporat $\ln Y = a_1 + \gamma_1 \cdot t$

Nr. Crt.	$\ln(1+rm)$	$\ln(1+rr)$	$\ln(1+rr) - \ln(1+rm)$	$\ln Y_r$	$S_{Y/t}$	γ_1	a_1
1	>0	<0	<0	<0	<0	>0	< $\ln Y_r$
2	>0	<0	<0	<0	$0 < 1$	<0	$\ln Y_r < 0$
3	>0	<0	<0	<0	>1	<0	>0
4	>0	>0	>0	>0	<0	<0	> $\ln Y_r$
5	>0	>0	>0	>0	$0 < 1$	$0 < \ln(1+rr)$	$0 < \ln Y_r$
6	>0	>0	>0	>0	>1	> $\ln(1+rr)$	<0
7	>0	>0	<0	>0	<0	<0	> $\ln Y_r$
8	>0	>0	<0	>0	$0 < 1$	$0 < \ln(1+rr)$	$0 < \ln Y_r$
9	>0	>0	<0	>0	>1	> $\ln(1+rr)$	<0

Se observă că mărimea coeficientului $s_{Y/t}$ are o influență deloc neglijabilă asupra mărimii parametrilor estimați. Din aceste motive, este important ca în evaluarea semnificației parametrilor estimați să se ia în considerare ritmul reprezentativ al outputului, ritmul mediu anual, precum și numărul de ani ai perioadei analizate. De asemenea, nu trebuie să se ignore și rezultatele testelor statistice utilizate pentru validarea rezultatelor, precum coeficientul de determinare, coeficientul de determinare ajustat, testul Student sau testul Durbin-Watson.

4. Parametrii estimați ai funcției translog a progresului tehnic neîncorporat

Studiul caracteristicilor dinamicii outputului în decursul unei perioade de timp poate fi adâncit prin folosirea funcției translog a progresului tehnic, definită prin intermediul relației:

$$\ln Y = a_2 + \gamma_{2t} \cdot t + \gamma_{2t2} \cdot t^2 \quad (14)$$

Utilizarea funcției de tip translog are avantajul că explicitează mai bine comportamentul în timp al outputului, mai ales în condiții de dinamică instabilă. De asemenea, se poate releva și tendința de accelerare sau de încetinire a dinamicii outputului ca o funcție de timp.

Astfel, se poate scrie derivata outputului în raport cu timpul, pe baza formulei:

$$d\ln Y / dt = \gamma_{2t} + 2 \cdot \gamma_{2t2} \cdot t \quad (15)$$

Pe baza formulei (15), se poate determina caracteristica dinamicii outputului (tabelul nr. 2).

Mărimea elasticităților și caracteristicile dinamicii outputului în cazul funcției translog a progresului tehnic neîncorporat

Nr crt.	γ_{2t}	γ_{2t^2}	Caracteristici dinamica output
1	<0	<0	Tendință de descreștere continuă a outputului pe o traiectorie concavă
2	<0	>0	Evoluție instabilă a outputului. Există un minim al outputului, după care începe redresarea activității economice. Ca tendință, dinamica este convexă.
3	>0	<0	Evoluție instabilă a outputului, în contextul unei dinamici concave. Există un maxim al outputului, după care începe redresarea activității economice.
4	>0	>0	Tendință de creștere continuă a outputului pe o traiectorie convexă

O dificultate care se manifestă în cazul utilizării respectivei funcții este apariția colinearității structurale, din cauza puternicei corelări între factorul timp și pătratul acestuia². În cazul funcției translog (14), între cele două variabile explicative există o corelație foarte intensă. Astfel, varianța factorului de inflamaire a erorilor este mai mare de 16, ceea ce face ca apariția colinearității toxice să aibă o probabilitate ridicată.

Pentru a se pune în evidență existența sau absența colinearității toxice în cazul funcției translog a progresului tehnic neîncorporat, este necesar să se estimeze și următoarea regresie lineară:

$$\ln Y = a_{1t^2} + \gamma_{1t^2} \cdot t^2 \quad (16)$$

Parametrii estimați ai funcției (16) se determină pe baza următoarelor formule:

$$\gamma_{1t^2} = \frac{3 \cdot \ln(1+rr)}{2 \cdot n+1} \cdot S_{Y/t^2} \quad (17),$$

unde:

n= numărul de ani ai perioadei analizate

$$S_{Y/t^2} = \frac{strcov(\ln Y; t^2)}{CV^2(t^2)} \quad (18),$$

unde:

strcov (lnY, t²)= partea structurală a covarianței dintre logaritmul natural al indicilor cu bază fixă ai outputului și pătratul factorului timp

CV(t²) coeficientul de variație al pătratului factorului timp

² Dificultățile legate de colinearitate în cazul funcțiilor translog sunt determinate atât de existența colinearității structurale, cât și creșterea explozivă a numărului de variabile pe măsura luării în considerare a noi factori de producție pentru explicitarea comportamentului outputului.

$$a_{1t2} = \ln Yr \cdot (1 - \frac{s_Y}{t2}) \quad (19)$$

Se observă că valorile estimate ale ecuației (16) depind, în foarte mare măsură de numărul de ani ai perioadei analizate dar în mod diferit. Astfel, dacă în cazul interceptului creșterea numărului de ani contribuie la creșterea valorii absolute, în cazul elasticității outputului în raport cu variabila explicativă, creșterea numărului de ani cuprinși în perioada de analiză contribuie la diminuarea valorii absolute a parametrului estimat.

După estimarea parametrilor regresiei simple (16) se estimează parametrii funcției translog a progresului tehnic neîncorporat și se identifică apariția colinearității toxice, în cazul când una dintre elasticitățile estimate are semn contrar celui obținut în cazul regresiiilor lineare simple.

Dacă colinearitatea toxică se manifestă, se trece la analiza rezultatelor obținute și se analizează și alți parametri, care relevă calitatea estimării. De asemenea, se compară testele statistice obținute în cazul regresiei lineare care în vedere relația dintre dinamica outputului și factorul timp (4) și testele statistice obținute în cazul funcției translog de progres tehnic neîncorporat (16).

Se pot avea în vedere următorii indicatori: a) coeficientul de determinare ajustat, b) valoarea calculată a testului Student și c) valoarea calculată a testului Durbin-Watson

Se consideră eficientă utilizarea funcției translog a progresului tehnic neîncorporat în raport cu funcția lineară a progresului tehnic neîncorporat, dacă:

- a) În funcția translog, se înregistrează o majorare a coeficientului de determinare ajustat, comparativ cu valoarea obținută în cazul funcției lineare
- b) Probabilitatea de apariție a ipotezei nule, relevată de valorile calculate ale testului Student, se menține în limite rezonabile
- c) Valorile calculate ale testului Durbin-Watson nu indică o corelare a erorilor foarte accentuată
- d) Parametrii estimați ai funcției translog descriu mai bine forma dinamicii outputului, precum și eventualele extreme sau puncte de inflexiune.

5. Un exemplu numeric. Estimări ale progresului tehnic neîncorporat al economiei României în cursul ciclurilor de tip Kuznets 1990-2004 și 2005-2019

Pentru testarea caracteristicilor metodologiei propuse pentru estimarea ritmului progresului tehnic neîncorporat se vor avea în vedere datele statistice referitoare la dinamica produsului intern brut al României în intervalul de timp 1990-2019. Respectiva perioadă cuprinde 30 de ani poate fi împărțită în două cicluri de tip Kuznets de câte 15 ani fiecare.

Primul ciclu economic mediu, respectiv 1990-2004 acoperă perioada tranziției la economia de piață. Din motive obiective, legate de procesul de transformare a economiei în direcția reimplementării mecanismelor concurențiale, dinamica produsului intern brut a fost una fluctuantă. Astfel, au fost înregistrate două recesiuni transformaționale, în intervalul 1990-1992 și

respectiv 1997-1999, și două relansări ale creșterii economice între anii 1993 și 1996 și respectiv 2000-2004. În urma acestei volatilități a stării economiei, în termeni reali, nivelul produsului intern din anul 1989 a fost depășit abia în anul 2004. În aceste condiții, expresia $\ln(1+rm)$ este pozitivă și apropiată de zero (0,0038), iar expresia $\ln(1+rr)$ este negativă (-0,0187). Pe această bază, se poate aprecia că dinamica produsului intern brut a fost una instabilă în cursul perioadei analizată. Este de notat faptul că logaritmul natural al indicelui reprezentativ este egal cu -0,1496.

Datele din tabelul nr. 3 relevă că interceptul ecuației econometrice $\ln Y = a_{1t} + b_{1t} \cdot t$ este negativ (-0,2505), iar elasticitatea produsului intern brut în raport cu factorul timp este pozitivă, respectiv 0,0126. De asemenea, se observă că valoarea absolută a interceptului este mai ridicată, în raport cu logaritmul natural al indicelui reprezentativ. Respectivul rezultat este o consecință a covarianței structurale negative dintre logaritmi naturali ai indicilor cu bază fixă ai produsului intern brut și factorul timp. Valoarea componentei $s_{Y/t}$ este egală cu -0,6747. În aceste condiții, se obține o elasticitate pozitivă a produsului intern brut în raport cu factorul timp, chiar dacă ritmul reprezentativ este negativ.

Corelația dintre logaritmi naturali ai indicilor cu bază fixă ai produsului intern brut și factorul timp este una moderată, coeficientul Pearson fiind egal cu 0,6078. În aceste condiții, ambii parametri estimați sunt semnificativi din punct de vedere statistic, valorile testului Student indicând o probabilitate de apariției ipotezei nule mai mică de 2%.

Coeficientul de determinare ajustat este relativ scăzut, respectiv 0,3209, în timp ce valoarea calculată a testului Durbin Watson este de 1,4130, mai mare decât valoarea critică pentru relevarea necorelării erorilor cu un grad de acuratețe de 5%³.

Tabelul nr. 3

Valorile estimate și testele statistice aferente ecuației $\ln Y = a_{1t} + b_{1t} \cdot t$

Perioada	1990-2004	2005-2019
a_{1t}	-0,2505 (-6,0276)	0,0636 (2,2986)
b_{1t}	0,0126 (2,7560)	0,0270 (8,8593)
$\ln(1+rm)$	0,0038	0,0351
$\ln(1+rr)$	-0,0187	0,0349
$\ln Y_r$	-0,1496	0,2793
$s_{Y/t}$	-0,6747	0,7723
$R(\ln Y, t)$	0,6078	0,9262
R^2	0,3694	0,8579
R^2_{adj}	0,3209	0,8470
D-U	1,4130	1,3753

³ Este de notat că valorile critice ale testului Durbin-Watson pentru o ecuație econometrică cu 15 observații și intercept sunt:

- În cazul unei ecuații cu o singură variabilă explicativă și probabilitate de 5% valorile critice sunt 1,045 și 1,350
- În cazul unei ecuații cu o singură variabilă explicativă și probabilitate de 1% valorile critice sunt 0,811 și 1,070
- În cazul unei ecuații cu două variabile explicative și probabilitate de 5% valorile critice sunt 0,946 și 1,543
- În cazul unei ecuații cu două variabile explicative și probabilitate de 1% valorile critice sunt 0,700 și 1,252

Calculat pe baza datelor din Anuarul Statistic al României

În cazul perioadei 2005-2019, comparativ cu intervalul de timp 1990-2004, valorile estimate se diferențiază nu numai din punct de vedere al semnelor și al valorilor absolute, dar și a intensității corelației dintre logaritmul indicilor cu bază fixă ai produsului intern brut. Astfel, se observă că ritmul mediu (3,57%) este mai mare decât ritmul reprezentativ (3,55), ceea ce aduce argumente în favoarea unei traiectorii convexe a creșterii economice în perioada analizată.

De asemenea, se remarcă existența unei puternice corelații între logaritmul indicilor cu bază fixă ai produsului intern brut și factorul timp, coeficientul Pearson fiind egal cu 0,9262. Factorul $s_{Y/t}$ este pozitiv și subunitar (0,7723). În aceste condiții, atât elasticitatea produsului intern brut în raport cu factorul timp, cât și interceptul sunt pozitive. Se poate considera că s-a manifestat o convexitate moderată, apropiată de o dinamică cvasi-exponențială.

Datorită valorii absolute foarte ridicate a coeficientului de corelație Pearson dintre variabila rezultativă și factorul timp, valorile calculate ale testului Student, oricum și ale coeficientului de determinare ajustat sunt ridicate. Astfel, se pot valida atât ficare dintre variabilele estimate, cât și modelul econometric, în ansamblul său. Este de notat și faptul că valoarea calculată a testului Durbin Watson este de 1,3753 ceea ce relevă că erorile nu se corelează.

Analiza parametrilor estimați ai ecuației comportamentale $\ln Y = a_{1t2} + b_{1t2} \cdot t^2$ pentru perioada 1990-2004 relevă că factorul $s_{Y/t2}$ este egal cu -0,5056 (tabelul nr. 4). În aceste condiții, se obține o elasticitate pozitivă a produsului intern brut în raport cu factorul t^2 , chiar dacă logaritmul indicelui reprezentativ este negativ. Corelația dintre logaritmi naturali ai indicilor cu bază fixă ai produsului intern brut și factorul t^2 , este destul de intensă, coeficientul Pearson fiind egal cu 0,7253. Drept urmare, coeficientul de determinare este egal cu 0,5261, iar coeficientul de determinare ajustat este de 0,4896.

Totodată, corelația relativ intensă dintre variabila dependentă și variabila explicativă a favorizat apariția unor valori calculate ridicate ale testului Student atât pentru variabila explicativă, cât și pentru intercept, astfel încât probabilitatea de apariție a ipotezei nule este mai mică de 0,0025.

Valoarea calculată a testului Durbin-Watson este de 1,2245, ceea ce conduce la respingerea ipotezei că erorile sunt corelate. Se poate admite că erorile nu sunt corelate dacă se are în vedere un grad de acuratețe de 1%. Dacă se are în vedere un grad de acuratețe de 5%, ne aflăm în situația când nu se poate afirma dacă erorile sunt sau nu sunt corelate.

Tabelul nr. 4

Valorile estimate și testele statistice aferente ecuației $\ln Y = a_{1t2} + b_{1t2} \cdot t^2$

Perioada	1990-2004	2005-2019
a_{1t2}	-0,2252 (-8,5765)	0,1423 (7,5798)
b_{1t2}	0,0091 (3,7986)	0,0017 (9,6474)
$R(\ln Y, t^2)$	0,7253	0,9367
$\ln Y_r$	-0,1496	0,2793

$3/(2n+1)*\ln(1+rr)$	-0,0018	0,0034
$s_{Y/t2}$	-0,5056	0,4905
R^2	0,5261	0,8774
R^2_{adj}	0,4896	0,8680
D-U	1,2245	1,1006

Calculat pe baza datelor din Anuarul Statistic al României

În cazul estimărilor privitoare la perioada 2005-2019, factorul $s_{Y/t2}$ este pozitiv și subunitar, respectiv 0,4905. În acest context, atât elasticitatea produsului intern brut în raport cu factorul t^2 , cât și interceptul sunt pozitive. Corelația dintre variabila dependentă și variabila explicativă este foarte ridicată, coeficientul Pearson fiind egal cu 0,9367. În consecință, valorile calculate ale testului Student au fost de 7,5798, pentru intercept și de 9,6474 pentru variabila explicativă. Respectiv valorile atestă faptul că probabilitatea apariției ipotezei nule este practic egală cu zero.

O altă consecință a puternicei corelații dintre variabila dependentă și variabila explicativă este valoarea ridicată atât a coeficientului de determinare (0,8818), cât și a coeficientului de determinare ajustat (0,8621). Dar respectivele valori ridicate ale coeficienților de determinare au fost obținute în condițiile unei valori de 1,1091 a testului Durbin Watson. Astfel, se respinge ipoteza corelației erorilor. Dacă se adoptă un grad de acuratețe de 1% se poate afirma că nu se manifestă corelația erorilor. Dacă se ia în considerare un grad de acuratețe de 5%, suntem în situația în care nu se poate stabili dacă există sau nu corelația erorilor.

Estimarea parametrilor ecuației econometrice de tip translog $\ln Y = a_2 + b_{1t} * t + b_{1t2} * t^2$ pentru intervalul de timp 1990-2004, relevă apariția colinearității toxice în cazul variabilei explicative factorul timp (t). Astfel, parametrul estimat aferent factorului timp este de -0,0372 (tabelul nr. 5). Este urmarea unei mai corelații relativ mai slabe între variabila dependentă și factorul timp comparativ cu corelația dintre variabila dependentă și factorul timp la pătrat. De asemenea, interceptul este negativ, la fel ca în cazul regresiilor lineare simple analizate anterior. Se relevă astfel faptul că dinamica produsului intern brut a fost instabilă.

Elasticitățile estimate ale produsului intern brut în raport cu cele două variabile explicative considerate, precum și interceptul sunt semnificativi din punct de vedere statistic. Valorile calculate ale testului Student absolute sunt mai mari de 2,2. Astfel, probabilitatea de apariție a ipotezei nule este mai mică de 4,5% pentru toți parametrii estimați.

Coeficientul de determinare este de 0,7006, iar coeficientul de determinare ajustat este de 0,6507. Se observă că adăugarea variabilei explicative t^2 în ecuația comportamentală poate fi considerată ca eficientă, deoarece a fost obținută o majorare a coeficientului de determinare ajustat de la 0,3209 la 0,6507. Valoarea calculată a testului Durbin -Watson este de 1,0399. În aceste condiții, nu se poate admite dar nici respinge ipoteza corelației erorilor.

Parametrii estimați ai ecuației econometrice de tip translog relevă o traiectorie convexă a produsului intern brut în cursul celei de a doua tranziții la economia de piață. De asemenea, se relevă instabilitatea respectivei dinamici și se sugerează existența unei valori minime a variabilei dependente în cursul primului deceniu al perioadei de transformare a economiei. Valorile estimate

sunt negative în fiecare an al intervalului 1990-2003, pentru ca în anul 2004 valoarea estimată să fie pozitivă.

Tabelul nr. 5

Valorile estimate și testele statistice aferente ecuației $\ln Y = a_2 + b_{1t} \cdot t + b_{1t^2} \cdot t^2$

Perioada	1990-2004	2005-2019
a_2	-0,1095 (-2,2398)	0,1167 (2,7104)
b_{1t}	-0,0372 (-2,6451)	0,0082 (0,6632)
b_{1t^2}	0,0031 (3,6435)	0,0012 (1,5566)
R^2	0,7006	0,8818
R^2_{adj}	0,6507	0,8621
D-U	1,0399	1,1097

Calculat pe baza datelor din Anuarul Statistic al României

Și în cazul estimărilor legate de perioada 2005-2019, variabila dependentă se corelează mai puternic cu variabila explicativă t^2 , comparativ cu variabila explicativă t , coeficienții Pearson fiind 0,9365 și respectiv 0,9262. În acest fel, se poate trage concluzia că creșterea economică a fost relativ stabilă, dar a avut și o anumită componentă de accelerație. Este de precizat faptul că valorile pozitive ale parametrilor estimați susțin ideea că recesiunea din 2009-2010 nu a avut un impact major asupra stabilității dinamicii produsului intern brut.

Luarea în considerare atât a factorului t^2 alături de factorul t apare ca fiind eficientă. Coeficientul de determinare crește de la 0,8579 la 0,8818, iar coeficientul de determinare ajustat de la 0,84870 la 0,8621. Pe de altă parte, se constată că fenomenul colinearității se face simțit și în cazul acestei ecuații de regresie multiplă. Valorile calculate ale testului Student relevă că doar în cazul interceptului probabilitatea de apariție a ipotezei nule este mai mică de 5%. În cazul parametrilor aferenți variabilelor explicative, valorile calculate ale testului Student sunt mai mici de 1,56, ceea ce implică probabilități de apariție a ipotezei nule mari mari de 14%.

Valoarea calculată a testului Durbin-Watson este de 1,1097, ceea ce face să se respingă ipoteza că erorile nu sunt corelate, dar nu se poate valida nici necorelarea acestora.

Concluzii

Trecerea în revistă a unora dintre problemele legate de estimarea ritmului progresului tehnic neîncorporat a relevat importanța cunoașterii unora dintre proprietățile metodelor de estimare. În acest fel, se pot evidenția unele caracteristici ale dinamicii outputului în perioada analizată. Un aspect important în estimarea progresului tehnic neîncorporat este realizarea comparației dintre ritmul mediu anual și ritmul reprezentativ, pentru a da o primă imagine referitoare la caracteristicile dinamicii outputului. Apoi este necesar să se releve deviația ritmului progresului tehnic neîncorporat de la ritmul reprezentativ. Totodată, interpretarea rezultatelor

trebuie să aibă în vedere și interdependența dintre mărimea estimată a elasticității propriu-zise a outputului în raport cu factorul timp și interceptul ecuației de regresie simplă.

Utilizarea funcției translog a progresului tehnic neîncorporat este recomandabil să fie făcută în corelare cu estimarea ritmului propriu-zis al progresului tehnic neîncorporat, prin intermediul ecuației de regresie simplă.

Estimarea parametrilor funcției translog a progresului tehnic neîncorporat este necesar să aibă în vedere existența unei colinearități structurale, varianța factorului de inflamație a erorilor fiind de peste 16. Drept urmare, validarea rezultatelor obținute în estimarea parametrilor respectivei funcții a progresului tehnic neîncorporat trebuie să aibă în vedere comparația dintre testele statistice ale celor două tipuri de funcții, dar și forma dinamicii outputului, pe care respectivele funcții le conturează, prin prisma mărimii și semnului parametrilor estimați.

În aprecierea eficienței adăugării în funcția de progres tehnic neîncorporat a variabilei explicative t^2 , este important să se determine modificarea coeficientului de determinare ajustat. Majorarea respectivului coeficient în cazul funcției translog comparativ cu funcția lineară a progresului tehnic neîncorporat este un argument important pentru acceptarea funcției translog.

Din cauza colinearității structurale, există o mare probabilitate ca valorile calculate ale testului Student să fie mai mici, ceea ce diminuează sensibil semnificația statistică a parametrilor estimați.

Apariția colinearității toxice în funcția translog nu trebuie să conducă automat la respingerea estimării. Este recomandabil să se analizeze și valorile altor teste statistice, precum și corelarea formei dinamicii, care rezultă din analiza datelor empirice, cu cea care reiese din interacțiunea parametrilor estimați.

Bibliografie

W. Cobb, P. H. Douglas – "A theory of production". American Economic Review no. 18/1929. Supplement. Paper and proceedings of the fourth Annual Meeting of the American Economic Association.

E Dobrescu, LL Albu (coord.) - Dezvoltarea durabilă în România. Modele și scenarii pe termen mediu și lung, Ed. Expert, București, 2005

E. Dobrescu - Macromodels of the Romanian Market Economy, Editura Economică, București 2006

F M. Pavelescu – "Some considerations regarding the significance of the Cobb-Douglas production function estimated parameters. A new approach." Revue Roumaine des Sciences Sociales nr.1- 2/1986.

F M Pavelescu -Some considerations translog pãroduction function, Romanian Review of Economics, no. 1/2011

F M. Pavelescu – Transformarea economiei și dezechilibrele pieței forței de muncă, Editura IRLI, București, 2003.

F M. Pavelescu – ”A New Approach to the Estimation of the Total Factor Productivity Dynamics and of the Rate of Disembodied Technical Change in the Context of Cobb-Douglas Production Function with Constant Returns to Scale”, Albert Tavidze (ed.) Progress in Economics Research Volume 37, NOVA Science Publishers, NewYork, 2017.

R. M. Solow – “Technical change and the aggregate production function”, Review of Economics and Statistics, MIT Press, 39 (3), 1957.

J. Tinbergen – On the theory of trend movements. în Jan Tinbergen, selected papers, trand. Hans Wilke, 182–221. Amsterdam, North-Holland, 1959 (publicat inițial Tinbergen, Jan Zur theorie der langfristigen wirtschaftsent-wicklung. Weltwirtschaftliches Archiv 55 [1]: 511–49