

O analiză VAR a conexiunii dintre ISD și creșterea economică în România

Bianca Maria LUDOȘEAN (STOICIU)
Universitatea de Vest din Timișoara
bianca.stoiciu@gmail.com

Rezumat. *Impactul ISD asupra creșterii economice nu este unul unitar, definitiv elucidat. Prin acumularea de capital în economia-gază, ISD se presupune că vor încuraja încorporarea noilor intrări și tehnologii în procesul producției. Din păcate, impactul ISD asupra creșterii economice nu apare atât de cristalizat și în interiorul studiilor empirice. Astfel, în vreme ce unele studii observă un impact pozitiv al ISD asupra creșterii economice, altele relevă o legătură negativă între cele două variabile. În acest articol, am realizat o analiză de tip vector autoregresiv (VAR), pentru a identifica relația care există între ISD și creșterea economică, în România, în perioada 1991-2009. Principala concluzie este că volumul ISD nu determină creșterea economică, dar creșterea economică este un factor important în ceea ce privește atragerea ISD în România.*

Cuvinte-cheie: investiții străine directe; creștere economică; model VAR; funcții impuls.

Coduri JEL: F41, O49.
Coduri REL: 8E, 10F.

1. Literatura

În literatura recentă se poate observa faptul că se acordă o atenție sporită impactului ISD asupra creșterii economice din țările-gazdă. Teoretic, în cadrul modelului neoclasic, ISD încurajează creșterea economică prin creșterea volumului investițiilor și/sau a eficienței acestora. Modelul endogen al creșterii economice arată că ISD sprijină creșterea prin difuziunea tehnologiilor dinspre economiile dezvoltate spre țările-gazdă (Borensztein et al., 1998). Așa cum sunt sintetizate în studiile lui Balasubramanyam et al. (1996) și De Mello (1999), ISD reprezintă un amestec alcătuit din stocuri de capital, know-how și tehnologie, care poate augmenta stocul de cunoaștere existent în economia-gazdă, prin intermediul calificării muncitorilor, achiziția și răspândirea aptitudinilor, precum și prin introducerea unor practici alternative de management și de arhitectură organizațională (Xiaoying, Xiaming, 2005).

Din punct de vedere empiric, Blomstrom et al. (1996) identifică efecte pozitive ale ISD asupra creșterii economice utilizând fluxurile ISD de intrare într-o țară emergentă ca măsură a interacțiunii sale cu alte țări. Studiul realizat de Balasubramanyam et al. (1996) ajunge la rezultate semnificative, care sprijină ipoteza că ISD sunt mai importante pentru creșterea economică în țările care promovează exportul, decât în cele care încurajează importul. Aceasta implică faptul că impactul ISD variază în funcție de specificul țării și că politica comercială poate afecta rolul ISD în creșterea economică. UNCTAD (1999) a descoperit faptul că ISD pot avea fie un efect pozitiv, fie unul negativ, în funcție de variabilele incluse în cadrul ecuației de testare. Aceste variabile includ nivelul inițial al PIB per capita, nivelul de educație, nivelul investițiilor autohtone, instabilitatea politică, aspecte comerciale, dimensiunea pieței „negre” și stadiul dezvoltării financiare.

Borensztein et al. (1998) sugerează faptul că diferențele dintre capacitățile de absorbție a tehnologiilor pot explica variațiile efectelor ISD asupra creșterii economice între țări. În cadrul modelului pe care îl propun, nivelul de pregătire al capitalului uman determină abilitatea de a adopta tehnologiile străine. Astfel, se presupune că un nivel mai ridicat al aptitudinilor capitalului uman poate induce rate mai mari ale creșterii, la un anumit nivel dat al ISD (această ipoteză este susținută de rezultatele lor empirice). Aceiași autori atrag atenția asupra faptului că s-ar putea ca țările să aibă nevoie de un nivel minim al stocului de capital uman, în vederea obținerii de rezultate pozitive ale ISD.

În mod similar, Olofsdotter (1998) ia în considerare capacitatea de absorbție a țărilor beneficiare de ISD și ajunge la concluzia că efectele benefice ale ISD sunt mai puternice acolo unde există un nivel înalt al capacităților instituționale, importanța eficienței birocratice fiind pronunțată. Bengoa și

Sanchez-Robles (2003) arată că ISD sunt corelate pozitiv cu creșterea economică, însă țările-gazdă necesită capital uman, stabilitate economică și piețe liberalizate, pentru a beneficia pe termen lung de efectele fluxurilor de ISD. Utilizând date pentru 80 de țări, aferente perioadei 1979-1998, Durham (2004) nu identifică o relație pozitivă între creșterea economică și ISD, dar sugerează că efectele ISD sunt corelate cu capacitatea de absorbție a țărilor-gazdă.

Țările dezvoltate economic tind să aibă un nivel de calificare a forței de muncă mai mare decât țările emergente, motiv pentru care se presupune că ele vor beneficia de un flux superior de ISD. Acest fapt este demonstrat de Xu (2000), care a investigat întreprinderile multinaționale din SUA ca și canal de răspândire internațională a tehnologiilor, în 40 de țări, în perioada 1966-1994. Principala descoperire este că transferul de tehnologie dinspre multinaționalele americane contribuie la creșterea productivității în țările dezvoltate, însă nu și în cele în curs de dezvoltare. Totuși, există dovezi empirice conform cărora efectele pozitive ale ISD nu sunt obligatoriu corelate cu capacitatea de absorbție. De pildă, Bende-Nabende et al. (2003) arată că impactul direct al ISD pe termen lung asupra creșterii economice este semnificativ și pozitiv pentru țări precum Filipine și Thailanda (mai puțin avansate economic), dar negativ în state mai avansate economic, precum Japonia și Taiwan. Descoperirea anterioară este în acord cu studiul lui Sjöholm (1999), la nivel microeconomic, conform acestuia, cu cât este mai mare distanța între întreprinderile autohtone și cele străine, cu atât sunt mai mari cuceririle în domeniul productivității.

Discuția de mai sus arată că impactul ISD asupra creșterii economice este departe de a fi concluziv. Rolul ISD pare să fie influențat de caracteristicile țării, putând fi pozitiv, negativ sau nesemnificativ, în funcție de condițiile economice, instituționale sau tehnologice ale țării-gazdă.

Atunci când este analizată corelația dintre cele două variabile, o problemă importantă este posibila endogenitate dintre ele. În această privință, sunt puse în practică două abordări. Cea dintâi se referă la testarea cauzalității bilaterale. Utilizând date din zece țări ale Asiei de Est, Kholdy (1995) aplică teste ale cauzalității Granger, dar nu găsește cauzalitate între ISD și productivitate. Conform explicației oferite, ISD pot genera „scurgeri” limitate de eficiență, fiind un vehicul de transfer al tehnologiei mai puțin important decât se credea. Zhang (1999) studiază și el relația de cauzalitate (în cazul a zece economii asiatice) și ajunge la concluzia că ISD intensifică creșterea economică pe termen lung în China continentală, Hong Kong, Indonezia, Japonia și Taiwan, iar pe termen scurt în cazul statului Singapore.

Chakraborty și Basu (2002) utilizează tehnica cointegrării și a corectării erorilor pentru a examina legătura dintre ISD și creșterea economică în India.

Rezultatele obținute sugerează faptul că, în India, PIB-ul nu este cauzat Granger de ISD, cauzalitatea fiind mai mult de sens contrar (dinspre PIB spre ISD). Nair-Reichert și Weinhold (2001) aplică estimări mixte (fixe și random) pentru a analiza conexiunea dintre ISD și creșterea economică în țările emergente și identifică o legătură cauzală între cele două variabile. Folosind date din 80 de țări, între anii 1971-1995, Choe (2003) detectează cauzalitate în ambele sensuri între ISD și creșterea economică, dar efectele sunt mai pregnante dinspre creștere spre ISD.

Din studiile prezentate, se observă că rezultatele privind cauzalitatea sunt variate. Aceasta indică din nou faptul că relația dintre ISD și creșterea economică e departe de a fi clarificată. Ea variază în funcție de țara studiată și perioada de timp selectată.

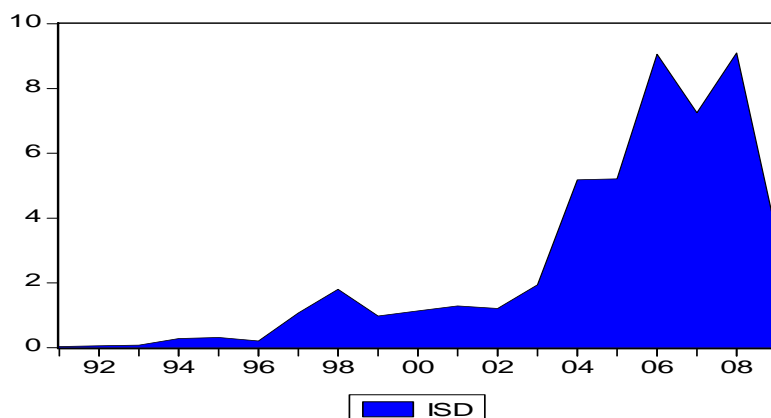
A doua abordare în ceea ce privește endogenitatea dintre cele două variabile o reprezintă estimarea unui sistem de ecuații în cadrul căruia ecuația ISD include variabile precum: creșterea economică, capitalul uman, rata de schimb și infrastructura. Exemple recente includ studiile realizate de Bende-Nabende și Ford (1998) și Bende-Nabende et al. (2002, 2003), care aplică un sistem de ecuații în care atât ISD, cât și creșterea economică sunt tratate ca variabile endogene.

Xiaoying și Xiaming (2005) studiază impactul ISD asupra creșterii economice atât în țări dezvoltate (21 la număr), cât și în țări emergente (63), utilizând date cross-seționale pentru perioada 1970-1999. Rezultatele arată că nu există endogenitate între cele două variabile pe întreaga perioadă, ci doar între anii 1985-1999. Studiul arată că există o conexiune complementară puternică între ISD și creșterea economică, pentru toate țările examinate. Mai mult, ISD nu numai că potențează creșterea economică prin ele însele, ci și indirect, prin efecte pozitive de interacțiune cu capitalul uman, dar și prin efecte negative puternice în ceea ce privește interacțiunea ISD cu decalajele tehnologice din țările emergente. Rezultatele empirice sprijină noile teorii cu privire la ISD și creșterea economică, confirmând faptul că fluxurile de ISD sunt atrase de țările care au piețe de desfacere mari. În plus, capitalul uman și capacitatea de absorbție sunt foarte importante pentru ca ISD să aibă efecte pozitive asupra creșterii economice. Implicațiile de politică ale studiului sunt elocvente: din moment ce variabilele studiate tind să devină endogene, promovarea capitalului uman, a aptitudinilor tehnologice și a dezvoltării economice va atrage noi fluxuri de ISD. Aceasta va stimula în continuare creșterea economică și competitivitatea.

2. Descrierea variabilelor studiate

Potențialul României în materie de *investiții străine directe*, în perioada 1991-2003, a fost unul relativ scăzut, stare de fapt explicabilă prin absența unei economii de piață funcționale, coroborată cu inabilitatea clasei politice pentru crearea unui mediu de afaceri stabil, dar și cu lipsa oportunităților de afaceri din cauza întârzierii procesului de privatizare. Țara noastră a primit statutul de economie de piață funcțională din partea Uniunii Europene în octombrie 2004, aceasta constituind un semnal pozitiv pentru investitorii străini, care au apreciat că și în România este posibilă obținerea unei stabilități economice, care să determine crearea unui climat investițional favorabil.

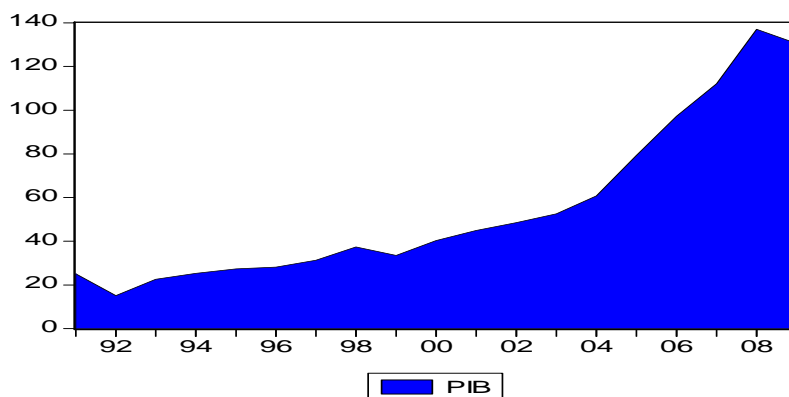
În această conjunctură, din datele statistice supuse analizei, se poate observa că la sfârșitul anului 2004 influxul de investiții străine în România s-a triplat față de sfârșitul anului anterior, fiind de aproape șase ori mai mare decât media anilor precedenți luați în observație.



Sursa: date prelucrate cu ajutorul Eviews 5.0.

Figura 1. Evoluția ISD în România, în perioada 1991-2009

Cel mai elocvent indicator de măsurare a *creșterii economice* este produsul intern brut. Din graficul următor se poate observa trendul ascendent al PIB-ului României în toată perioada analizată, cu trei puncte de inflexiune reprezentate de anii 1992, 1999 și 2009. Creșterea cea mai spectaculoasă a acestui indicator macroeconomic a fost înregistrată între anii 2004-2008, o perioadă în care și nivelul ISD a sporit vertiginos, urmând ca din anul 2009, ca urmare a efectelor crizei financiar-economice, nivelul ambelor variabile studiate să scadă dramatic.



Sursa: date prelucrate cu ajutorul Eviews 5.0.

Figura 2. Evoluția PIB în România, în perioada 1991-2009

În tabelul 1 am surprins principalii parametri statistici care caracterizează cele două variabile:

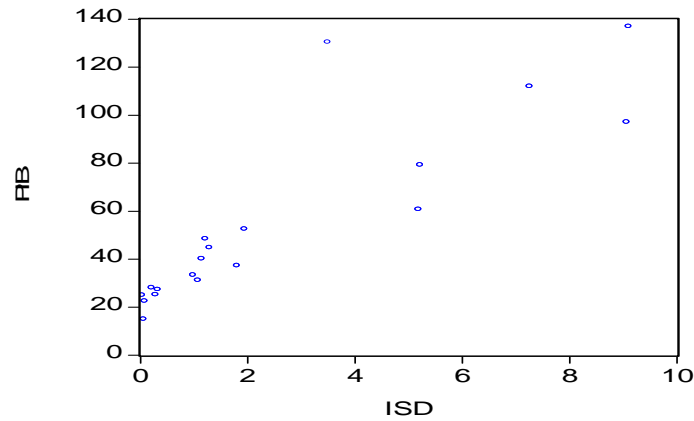
Tabelul 1

Caracteristicile statistice ale PIB și ISD în România, 1991-2009

Indicator statistic	ISD	PIB
Media	2.616053	55.21579
Mediana	1.210000	40.30000
Maxim	9.100000	137.0000
Minim	0.035000	15.10000
Dev.Std.	3.049177	37.77597
Skewness	1.144427	1.076860
Kurtosis	2.908080	2.821105
Jarque-Bera	4.154114	3.697489
Probabilitate	0.125298	0.157435
Suma	49.70500	1049.100
Suma dev. std	167.3547	25686.43

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Legătura statistică dintre creșterea economică și nivelul ISD în România, de-a lungul perioadei 1991-2009, poate fi intuită cu ușurință din figura 3, dar va fi verificată empiric în ultima secțiune a studiului de caz.



Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Figura 3. „Simple scatter graph” aferent ISD și PIB

3. Metodă și rezultate

Pentru a verifica dacă există o relație între investițiile străine directe (ISD) și creșterea economică (PIB), am considerat următoarele ipoteze:

$$H1: ISD = f(PIB) \quad (1)$$

$$H2: PIB = f(ISD) \quad (2)$$

Demonstrația va fi făcută cu ajutorul unui model VAR, care poate fi scris sub forma următoarelor ecuații:

$$ISD_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_j \times ISD_{t-j} + \sum_{j=1}^k \chi_j \times PIB_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$PIB_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \phi_j \times PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^k \varphi_j \times ISD_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

unde α_1, α_2 sunt coeficienții termenilor liberi; $\beta, \chi, \phi, \varphi$ sunt coeficienții variabilelor endogene, iar ε reprezintă erorile reziduale.

Principalele etape ale analizei econometrice sunt:

- a) aplicarea testelor de staționaritate;
- b) verificarea cauzalității Granger dintre variabilele considerate;

- c) selectarea modelului VAR și a lag-ului adecvat;
- d) verificarea condiției de stabilitate a modelului;
- e) identificarea funcțiilor de impuls.

a) *Condițiile care trebuie îndeplinite pentru ca o serie de timp să fie staționară sunt:*

- Media seriei de timp să fie constantă sau, cu alte cuvinte, observațiile trebuie să fluctueze în jurul mediei.
- Variația seriei să fie constantă.

Din punct de vedere economic, o serie este staționară dacă un șoc asupra seriei este temporar (se absoarbe în timp) și nu permanent. În cazul în care o serie nu este staționară, prin diferențiere se obține o serie staționară. Ordinul de integrare a seriei reprezintă numărul de diferențieri succesive necesare pentru obținerea unei serii staționare.

În cazul variabilelor studiate, am testat mai întâi staționaritatea pe nivel a seriilor cu ajutorul testelor ADF (Augmented Dickey-Fuller) și PP (Phillips-Perron), rezultând faptul că seriile de timp nu sunt staționare sau, altfel spus, prezintă o rădăcină unitară (a se vedea tabelele 2 și 3). Drept urmare, am procedat la diferențierea de ordinul 1 a seriilor, iar rezultatele indică faptul că aceste serii integrate de ordinul I sunt staționare (nu prezintă o rădăcină unitară sau sunt I(1)), după cum se poate observa în tabelele 4 și 5.

Tabelul 2

Testarea staționarității pe nivel a seriei ISD

Null Hypothesis: ISD has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.
Phillips-Perron test statistic	-1.491770	0.5147
Test critical values:		
1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Tabelul 3

Testarea staționarității pe nivel a seriei PIB

Null Hypothesis: PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.554044	0.9987
Test critical values:		
1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Tabelul 4

Testarea staționarității seriei ISD diferențiată de ordinul 1

Null Hypothesis: D(ISD) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.102715	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Tabelul 5

Testarea staționarității seriei PIB diferențiată de ordinul 1

Null Hypothesis: D(PIB) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.361421	0.0279
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

b) Testul de cauzalitate Pairwise Granger verifică proporția în care nivelul curent al PIB se datorează nivelurilor sale precedente, arătând, totodată, dacă prin adăugarea valorilor precedente ale celeilalte variabile (ISD) explicația poate fi îmbunătățită.

Testul de cauzalitate Pairwise Granger, prezentat în tabelul 6, sugerează (pentru un lag egal cu 4) faptul că putem accepta ipoteza nulă în primul caz, ceea ce înseamnă că *produsul intern brut nu cauzează Granger volumul ISD în România*. Ipoteza nulă este respinsă în cazul al doilea (pentru un nivel de încredere de 5%, respectiv 10%), ceea ce înseamnă că *volumul ISD cauzează Granger nivelul PIB*.

Tabelul 6

Testul de cauzalitate Pairwise Granger

Sample: 1991 2009

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probabilitate
PIB nu cauzează Granger ISD	15	0.75907	0.58783
ISD nu cauzează Granger PIB		4.57925	0.04897

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

c) În continuare, vom prezenta *criteriul de selecție a lag-ului și construcția modelului VAR*. Referitor la construcția modelului, *am utilizat seriile în nivel*, chiar dacă metodologia VAR sugerează că toate variabilele ar trebui să fie staționare. Argumentul este următorul: „Abordarea tradițională a pasionaților de VAR este să lucreze în nivel, chiar dacă unele serii sunt ne-staționare. În acest caz, este important de recunoscut efectul rădăcinilor unitare asupra distribuției estimatorilor” (Harvey, 1990, p. 83).

Pentru selectarea lag-ului, am considerat testul „VAR Lag Order Selection Criteria”, care ilustrează în tabelul 7 faptul că, pentru 5 lag-uri teoretice, toate cele cinci criterii (LR, FPE, AIC, SC și HQ) recomandă un lag egal cu 5 pentru modelul VAR „ISD-PIB”.

Tabelul 7

VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-97.44754	NA	5072.174	14.20679	14.29809	14.19834
1	-67.60385	46.89724	128.0696	10.51484	10.78872	10.48948
2	-61.32736	8.069768	97.48768	10.18962	10.64609	10.14737
3	-53.89009	7.437264	68.03725	9.698585	10.33764	9.639429
4	-49.82406	2.904312	89.48589	9.689151	10.51080	9.613093
5	-24.11146	11.01969*	7.457847*	6.587351*	7.591584*	6.494391*

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Notă: * indică ordinul lag-ului selectat potrivit criteriului

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz

HQ: Hannan-Quinn information criterion

z information criterion

În asemenea condiții, modelul poate fi scris astfel (a se vedea în tabelul 8 estimările VAR):

$$ISD_t = \alpha_1 + \beta \times ISD_{t-5} + \chi \times PIB_{t-5} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$PIB_t = \alpha_2 + \phi \times PIB_{t-5} + \varphi \times ISD_{t-5} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

Tabelul 8

Estimările „Vectorului Autoregresiv nerestricționat ISD-PIB”

Perioada (ajustată): 1996 - 2009

Observații incluse: 14 după ajustări

Erorile standard în () & t-statistics în []

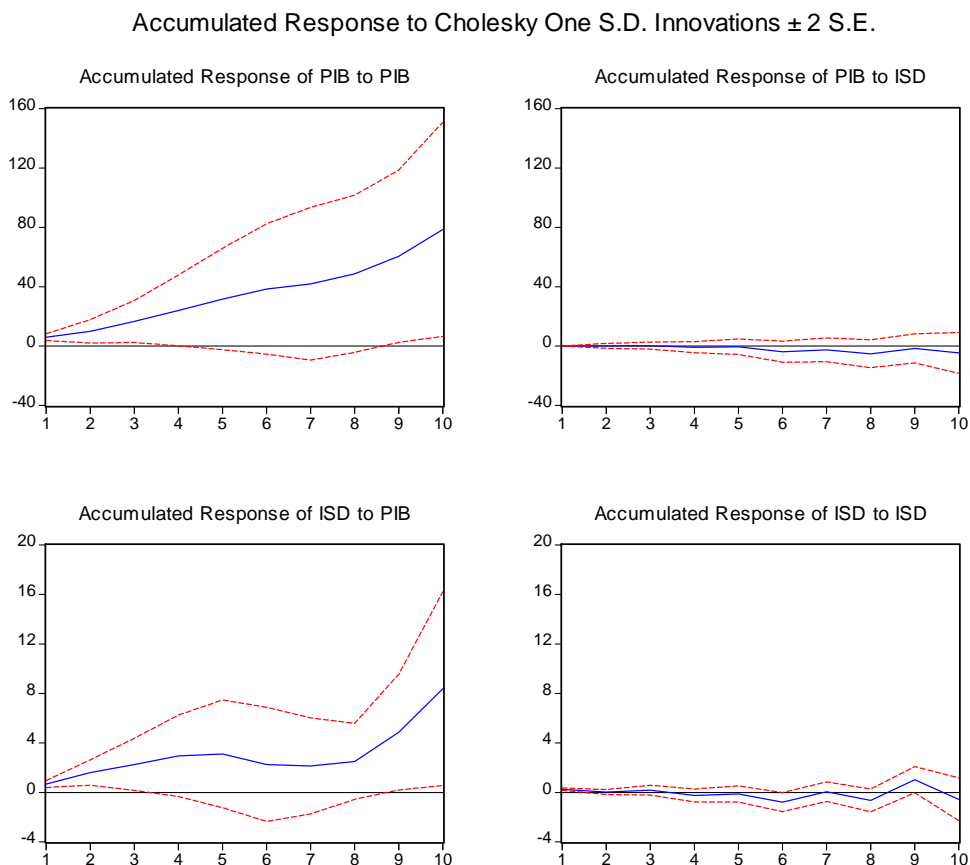
	PIB	ISD
PIB(-1)	0.591595 (0.75189) [0.78681]	0.256234 (0.08995) [2.84872]
PIB(-2)	0.552456 (0.74442) [0.74213]	0.124641 (0.08905) [1.39962]

PIB(-3)	0.555708 (0.75649) [0.73459]	0.094202 (0.09050) [1.04094]
PIB(-4)	0.169450 (0.60378) [0.28065]	0.069816 (0.07223) [0.96658]
PIB(-5)	0.408287 (0.56991) [0.71641]	0.025516 (0.06818) [0.37425]
ISD(-1)	0.598267 (3.32743) [0.17980]	-0.917386 (0.39805) [-2.30468]
ISD(-2)	0.573810 (3.29316) [0.17424]	-0.379527 (0.39395) [-0.96338]
ISD(-3)	-4.431796 (2.96806) [-1.49316]	-1.641379 (0.35506) [-4.62278]
ISD(-4)	-0.343684 (3.77764) [-0.09098]	-1.411194 (0.45191) [-3.12272]
ISD(-5)	-8.691384 (5.31442) [-1.63544]	-2.972308 (0.63575) [-4.67526]
C	-26.60671 (21.0615) [-1.26329]	-13.07141 (2.51954) [-5.18801]
R-squared	0.994152	0.987666
Adj. R-squared	0.974657	0.946552
Sum sq. resid	108.7538	1.556359
S.E. equation	6.020903	0.720268
F-statistic	50.99722	24.02276
Log likelihood	-34.21535	-4.488180
Akaike AIC	6.459335	2.212597
Schwarz SC	6.961452	2.714714
Mean dependent	66.68571	3.495000
S.D. dependent	37.82134	3.115509

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.338781
Determinant resid covariance	0.107393
Log likelihood	-24.11146
Akaike information criterion	6.587351
Schwarz criterion	7.591584

Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

În concluzie, modelul VAR „ISD-PIB” poate fi considerat reprezentativ pentru a descrie legăturile autoregresive dintre investițiile străine directe și creșterea economică a României. Pe baza modelului, putem identifica patru răspunsuri impuls (ilustrate în figura 4), care evaluează efectul unui șoc asupra variației valorilor curente sau viitoare ale variabilelor ISD și PIB.



Sursa: date prelucrate cu ajutorul programului Eviews 5.0.

Figura 4. Funcțiile de impuls ale modelului VAR "ISD-PIB"

Pe baza analizei graficului, pot fi formulate următoarele *estimări*:

1. Un șoc de +1% în nivelul ISD (graficul dreapta-sus) nu generează aproape niciun efect asupra produsului intern brut al României în primii cinci ani ai prognozei. În următorii cinci ani se poate observa faptul că același șoc pozitiv al ISD va determina contracția PIB, deci legătura dintre cele două variabile va deveni negativă.

2. Un șoc de +1% în nivelul PIB (graficul stânga-jos) va genera o creștere semnificativă a fluxului ISD, chiar spectaculoasă începând cu anul opt cuprins în prognoză.

Concluzii

Contrar așteptărilor și rezultatelor altor studii empirice întreprinse (Bosworth, Collins, 1999, Bengoa, Sanchez-Robles, 2003, Hansen, Rand, 2004), constatăm că estimările modelului VAR indică o conexiune inversă între fluxurile ISD și creșterea economică a României. Această concluzie nu este, poate, cea așteptată, dar are implicații de politică economică, în sensul că autoritățile publice vor fi nevoite să adopte în viitor o serie de măsuri care să faciliteze transmiterea efectelor pozitive dinspre ISD spre creșterea economică; între aceste măsuri, amintim: creșterea venitului pe cap de locuitor (în special prin creșterea *semnificativă* a salariului minim pe economie) (Bloomstrom et al., 1994), elaborarea și aplicarea unor strategii de politică comercială bazate pe export (Balasubramanyam et al., 1996), creșterea gradului de calificare a forței de muncă (Borensztein, 1998), sporirea capacității de absorbție a noilor tehnologii și, nu în ultimul rând, încurajarea și susținerea stabilității economice, dezvoltarea infrastructurii (fizice și financiare) și liberalizarea piețelor.

Cea de-a doua estimare arată că fluxurile ISD sunt deosebit de sensibile la creșterea economică a României, fapt confirmat de altfel de evoluțiile recente ale celor două variabile (de regulă ele evoluează în același sens) și de rezultatele empirice ale studiilor lui Choe (2003) și Chowdhry și Mavrotas (2006).

Bibliografie

- Balasubramanyam, V.N., Salisu, M., Sapsford, D. (1996). "Foreign direct investment and growth in EP and IS countries", *Economic Journal*, 106(1), pp. 92-105
- Bende-Nabende, A., Ford, J., Santoso, B., Sen, S. (2003). "The interaction between FDI, output and the spillover variables: Co-integration and VAR analyses for APEC, 1965-99". *Applied Economics Letters*, 10(3), pp. 165-172
- Bende-Nabende, A., Ford, J. L. (1998). "FDI, adjustment and endogenous growth: Multiplier effects from a small dynamic model for Taiwan, 1959-95", *Worm Development*, 26(7), pp. 1315-1330
- Bende-Nabende, A., Ford, J., Sen, S., Slater, J. (2002). "Foreign direct investment in East Asia: Trends and determinants", *Asia Pacific Journal of Economics and Business*, 6(1), pp. 4-25
- Bengoa, M., Sanchez-Robles, B. (2003). "Foreign direct investment, economic freedom and growth: New evidence from Latin America", *European Journal of Political Economy*, 19(3), pp. 529-545
- Blomström, M.; Lipsey, R.E.; Zejan, M. (1994). „What explains developing country growth”, *NBER Working Paper*

- Blomstrom, M., Lipsey, R., Zejan, M. (1996). "Is fixed investment the key to economic growth?", *Quarterly Journal of Economics*, 111(1), pp. 269~76
- Borensztein, E., Gregorio, J., Lee, J. (1998). „How does foreign direct investment affect economic growth”, *Journal of International Economics*, 45(1), pp. 115-135
- Bosworth, B. P.; Collins, S. M. (1999). „Capital flows to Developing Economies: Implications for Saving and Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Brookings Institution 1, pp. 143-169
- Chakraborty, C., Basu, P. (2002). „Foreign direct investment and growth in India: A cointegration approach”, *Applied Economics*, 34(9), pp. 1061-1073
- Choe, J. I. (2003). "Do foreign direct investment and gross domestic investment promote economic growth?", *Review of Development Economics*, 7(1), pp. 44-57
- Chowdhry, A.; Mavrotas G. (2006). „FDI and Growth: What Causes What”, *The World Economy*, 29 (1), pp. 42-58
- De Mello, L. R. (1997). „Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey”, *Journal of Development Studies*, 34(1), pp. 1–34
- Durham, J. B. (2004). "Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth", *European Economic Review*, 48(2), pp. 285-306
- Hansen, H., Rand J. (2004). „On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries”, Institute of Economics, University of Copenhagen, *Discussion paper 04-30*
- Harvey, A. (1990). *The econometric analysis of time series*, The MIT Press, 2nd Edition, Cambridge
- Kholdy, S. (1995). „Causality between foreign investment and spillover efficiency”. *Applied Economics*, 27(8), pp. 745-749
- Nair-Reichert, U., Weinhold, D. (2001). "Causality tests for cross-country panels: A new look at FDI and economic growth in developing countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(2), pp. 153-171
- Olofsdotter, K. (1998). "Foreign direct investment, country capabilities and economic growth". *Weltwirtschaftliches Archive*, 134(3), pp. 534-547
- Sjoholm, F. (1999). "Technology gap, competition and spillovers from direct investment: Evidence from establishment Data", *Journal of Development Studies*, 36(1), pp. 53-73
- Xiaoying Li, Xiaming Liu (2005), „Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship”, *World Development*, Vol. 33, No. 3, pp. 393-407
- Xu, B. (2000). "Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth", *Journal of Development Economics*, 62(2), pp. 477-493
- Zhang, K.H. (1999). „Foreign direct investment and economic: Evidence from ten East Asian economies”, *Economia Internazionale*, 51(4), pp. 517-535
- *** UNCTAD (1999). *World investment report: Foreign direct investment and the challenge of development*. New York and Geneva: United Nations