
Implicațiile adoptării IFRS asupra investițiilor străine directe în cadrul țărilor sărace

Cătălina Florentina PRICOPE,
Academia de Studii Economice din București,
E-mail: catalina.pricope@gmail.com

Rezumat

Procesul de globalizare a contribuit la accelerarea tranzacțiilor internaționale de capital și la creșterea nevoii investitorilor de a accesa rapoartă financiară omogenă, credibilă și comparabilă. Obiectivul studiului este investigarea impactului adoptării standardelor internaționale de raportare financiară asupra fluxurilor de investiții străine directe în cadrul țărilor sărace. Pentru realizarea obiectivului a fost aplicată metoda asocierii scorurilor de tendință asupra unui eșantion format din 38 de țări sărace, în perioada 2008-2014. Rezultatele indică faptul că adoptarea standardelor internaționale de raportare financiară are un impact pozitiv asupra fluxurilor de investiții străine directe în cadrul țărilor sărace.

Cuvinte-cheie: Adoptarea IFRS, investiții străine directe, țări sărace, asocierea scorurilor de tendință.

Clasificare JEL: F21, G11

Vă rugăm să citați acest articol astfel:

Pricope, C.F. (2017), The implications of IFRS adoption on foreign direct investment in poor countries, *Audit Financiar*, vol. XV, nr. 2(146)/2017, pp. 218-229, DOI: 10.20869/AUDITF/2017/146/218

Link permanent pentru acest document:

<http://dx.doi.org/10.20869/AUDITF/2017/146/218>

Data primirii articolului: 02.02.2017

Data revizuirii: 23.02.2017

Data acceptării: 25.02.2017

Introducere

Procesul de globalizare a condus la accelerarea tranzacțiilor transfrontaliere de capital. În acest context, investițiile străine directe (ISD) au devenit un instrument folosit de țări pentru a se dezvolta din punct de vedere economic. ISD atrag după sine o serie de beneficii importante pentru contextul țărilor sărace, precum: introducerea unor noi procese de producție, crearea conexiunilor între diferite sectoare de activitate și obținerea accesului companiilor locale la piețele internaționale de capital (Agrawal, 2013). Pe măsură ce crește gradul de interconectare al piețelor de capital la nivel global, investitorii resimt nevoia de a accesa informații financiare omogene, credibile și comparabile. Astfel, a devenit esențială crearea unui limbaj financiar comun (Rakes și Shilpa, 2013).

Relația dintre adoptarea Standardelor Internaționale de Raportare Financiară (International Financial Reporting Standards: IFRS, *engl.*) și ISD este un subiect amplu dezbătut în cadrul literaturii de specialitate. Numeroase studii indică faptul că tranziția către referențialul internațional de contabilitate a condus la creșterea fluxurilor de ISD, cu precădere în cadrul țărilor în curs de dezvoltare (Marquez-Ramos, 2011; Gordon, Loeb și Zhu, 2012; Chen, Ding și Xu, 2014). Cu toate acestea, există puține studii consacrate doar țărilor sărace. Deși din perspectiva literaturii de specialitate țările sărace fac parte din grupul țărilor în curs de dezvoltare, acestea pot manifesta anumite particularități economice și sociale relevante în cadrul procesului de armonizare contabilă (Perera, 1989; Irvine și Lucas, 2006). Studiul prezent contribuie la literatura de specialitate prin examinarea relației dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD în cadrul țărilor sărace.

Lucrarea de cercetare este structurată după cum urmează: prima secțiune prezintă o revizuire a literaturii de specialitate, făcând referire la studii relevante care tratează relația dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD. A doua secțiune descrie metodologia cercetării, iar în cadrul celei de-a treia secțiuni sunt prezentate și interpretate rezultatele obținute. Ultima secțiune cuprinde concluziile studiului.

1. Revizuirea literaturii

O serie de studii sugerează faptul că ISD contribuie la dezvoltarea economică a țărilor sărace (Acaravci și

Ozturk, 2012; Adeniyi ș.a., 2012; Rakes și Shilpa, 2013). Investițiile tind să se concentreze în cadrul țărilor mai puțin dezvoltate, unde pot fi obținute rate de creștere economică mai ridicate (Rakes și Shilpa, 2013). Lipsa resurselor financiare a determinat numeroase țări sărace să considere ISD drept un instrument cheie menit să faciliteze transferul de noi tehnologii de producție (Hossein și Yazdan, 2013).

Creșterea fluxurilor financiare transfrontaliere, atât între țările dezvoltate cât și între țările dezvoltate și cele în curs de dezvoltare, a condus la internaționalizarea schimburilor economice, a afacerilor și a piețelor de capital (Trabelsi, 2015). În acest context, s-a resimțit nevoia dezvoltării unui set unic de standarde de contabilitate care să asigure uniformitatea raportărilor financiare în plan internațional (Zeghal și Mhedhbi, 2006).

Literatura de specialitate face referire la trei categorii de relații care se pot stabili între adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD (Zeghal și Mhedhbi, 2006; Lasmin, 2011; Marquez-Ramos, 2011). Prima dintre acestea este relația unidirecțională dinspre adoptarea IFRS spre creșterea fluxurilor de ISD. Această relație implică faptul că adoptarea și implementarea referențialului internațional de contabilitate în cadrul unei țări contribuie la creșterea fluxurilor de ISD. A doua relație menționată este cea unidirecțională dinspre creșterea fluxurilor de ISD spre adoptarea IFRS. Sub această ipoteză țările sunt determinate să adopte referențialul internațional de contabilitate pe măsură ce se integrează în mod progresiv în economia globală. Cea de-a treia relație identificată este relația bidirecțională dintre adoptarea IFRS și fluxurile de ISD. Potrivit acestei relații, cele două variabile se determină reciproc.

Efobi și Nnadi (2015) consideră că folosirea unui set unic de standarde de contabilitate în plan global reduce barierele informaționale care se manifestă la nivelul piețelor de capital. Autorii invocă acest argument pentru a explica relația dinspre adoptarea IFRS spre modificarea fluxurilor de ISD. Diferențele dintre standardele de contabilitate utilizate în plan local pot afecta dinamica tranzacțiilor transfrontaliere de capital. Cel mai frecvent, investitorii străini beneficiază de mai puține avantaje informaționale comparativ cu investitorii locali. Prin urmare, costurile tranzacționale sunt mai ridicate pentru investitorii străini. Rolul utilizării unui set unic de standarde de raportare financiară este acela de

a reduce asimetriile informaționale la nivelul procesului investițional (Chen, Ding și Xu, 2014).

Tranziția către referențialul internațional de contabilitate conferă acces țărilor sărace la surse externe de capital (Yu și Wahid, 2014). Acest aspect ar trebui să contribuie la creșterea lichidității și să stimuleze finanțarea investițiilor rentabile (DeFond ș.a., 2011).

Gordon, Loeb și Zhu (2012) sunt de părere că fluxurile de ISD atrase de către o țară pot crește în situația în care situațiile financiare elaborate în conformitate cu IFRS prezintă un nivel mai ridicat de calitate comparativ cu cele pregătite în conformitate cu standardele locale de raportare financiară. Practicile de contabilitate din cadrul țărilor sărace sunt slab dezvoltate. Prin urmare, există o probabilitate mai ridicată ca țările sărace să resimtă o creștere mai semnificativă a fluxurilor de ISD ca urmare a adoptării IFRS comparativ cu țările dezvoltate. Autorii examinează un set de date panel format din 124 de țări, în perioada 1996-2009. Rezultatele cercetării arată că adoptarea IFRS are ca efect o creștere direct proporțională a fluxurilor de ISD.

Ipoieza emisă de Gordon, Loeb și Zhu (2012) a fost reluată în cadrul altor studii și testată prin raportare la contexte economice diferite. De exemplu, Chen, Ding și Xu (2014) evaluează relația dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD utilizând un eșantion format din 20 de țări membre ale Organizației pentru Cooperare și Dezvoltare Economică (OCDE) în perioada 2000-2005. Rakes și Shilpa (2013) analizează cazul particular al Indiei. Rezultatele ambelor cercetări sunt consecvente cu cele obținute de Gordon, Loeb și Zhu (2012).

Studiile precedente aduc dovezi empirice în sprijinul faptului că adoptarea și implementarea IFRS contribuie la creșterea fluxurilor de ISD. Cu toate acestea, unii autori sunt de părere că țările care urmăresc să atragă fluxuri mai ridicate de ISD sunt predispușe adoptării IFRS (de exemplu Judge, Li și Pinkster, 2010; Lasmin, 2011).

Lasmin (2011) utilizează teoria neo-instituțională elaborată de către DiMaggio și Powell (1983) pentru a estima probabilitatea ca țările să adopte IFRS datorită presiunilor instituționale mimetice determinate de creșterea fluxurilor de ISD. Cercetarea a scos la iveală faptul că odată cu creșterea fluxurilor de ISD crește și probabilitatea adoptării IFRS la nivelul unei țări. Relația observată, însă, nu este semnificativă din punct de vedere statistic.

Guler, Guillen și Macpherson (2002) recurg, de asemenea, la teoria neo-instituțională și demonstrează pe cale empirică faptul că gradul de coeziune al rețelelor determină adoptarea la nivel național a standardelor internaționale. Potrivit autorilor, creșterea fluxurilor de ISD determină creșterea coeziunii dintre țările implicate într-o tranzacție. Consecvent cu acest raționament, Judge, Li și Pinkster (2010) aduc dovezi empirice în sprijinul relației teoretice dintre presiunile de tip mimetic generate de ISD și adoptarea IFRS.

Studiul realizat de Marquez-Ramos (2011) subliniază importanța examinării relației de tip bidirecțional care se poate stabili între adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD. Autorul menționează și faptul că este posibil să existe o serie de factori care afectează ambele variabile simultan. În analiza relației dintre adoptarea referențialului internațional de contabilitate și creșterea fluxurilor de ISD este important să se controleze efectele factorilor care ar putea afecta ambele variabile simultan, întrucât acest aspect ar putea conduce la obținerea unor rezultate diferite.

În lumina cercetărilor din literatura de specialitate, care investighează efectele economice ale adoptării IFRS, este dezvoltată ipoteza generală a acestui studiu:

H1: Adoptarea IFRS contribuie la creșterea fluxurilor de ISD în cadrul țărilor sărace.

2. Metodologia cercetării

2.1. Metoda asocierii scorurilor de tendință

Relația dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD a fost examinată prin intermediul mai multor abordări metodologice. De exemplu, Gordon, Loeb și Zhu (2012) aplică o regresie liniară multivariată asupra unui set de date panel format din 208 de țări dezvoltate și în curs de dezvoltare în perioada 1996-2009. Pentru a examina ipoteza privind distincția dintre cele două categorii de țări în ceea ce privește fluxurile de ISD atrase, autorii utilizează o testare econometrică de tipul diferență-în-diferență (difference-in-difference, *engl.*).

Lasmin (2012) folosește funcția de producție Cobb-Douglas pentru a reprezenta relația dintre capitalul fizic, forța de muncă și randament. Acești parametri sunt utilizați ca variabile de control în estimarea efectelor adoptării IFRS asupra activităților legate de comerț și investiții.

Chen, Ding și Xu (2014) aplică un model de tip gravitațional asupra unui eșantion format din 30 de țări membre OCDE între anii 2000 și 2005. În urma analizei a rezultat faptul că fluxurile de ISD sunt asociate în mod pozitiv cu gradul de conformitate cu IFRS al situațiilor financiare publicate de companiile din țările analizate.

Pe parcursul ultimilor ani, metoda asocierii scorurilor de tendință a început să fie aplicată frecvent în cadrul cercetărilor din domeniul contabilității și cel al finanțelor (Tucker, 2011). De exemplu, Gassen și Sellhorn (2006) folosesc metoda asocierii scorurilor de tendință pentru a investiga factorii determinanți și efectele adoptării IFRS la nivelul unui eșantion format din companii germane. DeFond ș.a. (2014) evaluează, cu ajutorul metodei asocierii scorurilor de tendință, măsura în care adoptarea IFRS influențează frecvența rezultatelor negative raportate de către companii cotate pe piețe internaționale de capital.

În cadrul studiului de față, testarea ipotezei de cercetare se realizează prin intermediul unei analize bazate pe metoda asocierii scorurilor de tendință (Rosenbaum și Rubin, 1983). Această abordare metodologică permite efectuarea de comparații între țări care prezintă caracteristici similare.

Utilizarea metodei asocierii scorurilor de tendință în studiul relației dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD prezintă două avantaje metodologice comparativ cu modelul clasic de regresie liniară. În primul rând, metoda asocierii scorurilor de tendință este non-parametrică. Prin urmare, nu este necesară specificarea unei relații parametrice între variabila dependentă și variabilele independente incluse în analiză. În al doilea rând, această metodă reduce

$$\alpha = P [E(r^1|T = 1) - E(r^0|T = 1)] + (1 - P)[E(r^1|T = 0) - E(r^0|T = 0)], \quad (3)$$

unde P este probabilitatea de a observa în cadrul eșantionului statistic observația i pentru care $T=1$.

$$\alpha = P[E(ISD^1|IFRS = 1) - E(ISD^0|IFRS = 1)] + (1 - P)[E(ISD^1|IFRS = 0) - E(ISD^0|IFRS = 0)] \quad (4)$$

Determinarea scorurilor de tendință se realizează cu ajutorul unui model de regresie de tip probit pentru care variabila dependentă este variabila tratament, iar variabilele independente sunt cele în baza cărora se va realiza asocierea între observațiile tratate și cele de control (Tucker, 2011). Ulterior estimării scorului care captează similaritățile dintre țări, fiecare observație

numărul observațiilor netratate (în cazul de față țări care nu au adoptat IFRS) la un sub-eșantion cu caracteristici similare observațiilor tratate (țări care au adoptat IFRS) (Tucker, 2011). Aceste proprietăți ale asocierii scorurilor de tendință permit prevenirea erorilor în estimarea efectului mediu al tratamentului asupra observațiilor tratate (Balsmeier și Vanhaverbeke, 2016).

Testarea ipotezei de cercetare presupune identificarea măsurii în care adoptarea IFRS contribuie la creșterea fluxurilor de ISD. În cadrul analizei bazate pe metoda asocierii scorurilor de tendință indicatorul analizat este efectul mediu al tratamentului, definit de Rosebaum și Rubin (1983) ca fiind:

$$\alpha = E(r_i^1 - r_i^0), \quad (1)$$

unde r_i^1 reprezintă reacția unității i în situația în care asupra acesteia a fost aplicat tratamentul ($T=1$) și r_i^0 reprezintă reacția unității i în situația în care asupra acesteia nu a fost aplicat tratamentul ($T=0$).

Prin adaptarea acestei relații în concordanță cu întrebarea de cercetare a studiului se obține:

$$\alpha = E(ISD_i^1 - ISD_i^0), \quad (2)$$

unde ISD_i^1 și ISD_i^0 reprezintă volumul de ISD al țării i în situația în care aceasta a adoptat IFRS ($T=1$) sau utilizează standarde locale de raportare financiară ($T=0$).

În procesul de estimare a efectului cauzal al adoptării IFRS nu poate fi observată atât valoarea lui ISD_i^1 cât și cea a lui ISD_i^0 la nivelul aceleași țări. Potrivit lui Rosebaum și Rubin (1983), în această situație, ecuația (1) poate fi rescrisă de maniera următoare:

În mod similar, în cazul inferenței cauzale dintre adoptarea IFRS și modificarea fluxurilor de investiții străine directe, ecuația (3) devine:

tratată este asociată cu cea mai similară observație de control. Asocierile sunt realizate prin aplicarea metodei asocierii stratificate (stratification matching, *engl.*) (Becker și Ichino, 2002; Tucker, 2011).

Metoda asocierii stratificate presupune în primă instanță repartizarea observațiilor în blocuri. Pentru fiecare bloc de observații în parte se calculează media scorurilor de

tendință. Ulterior, la nivelul fiecărui bloc este calculată diferența dintre valorile medii ale variabilei dependente, în baza relației:

$$E_q = \sum \frac{i \in I(q)Y_i^T}{N_q^T} - \sum \frac{j \in I(q)Y_j^C}{N_q^C}, \quad (5)$$

unde:

$I(q)$ – observațiile din blocul de observații q ;

Y_i^T – nivelul variabilei dependente aferent observației tratate i ;

Y_j^C – nivelul variabilei dependente aferent observației de control j ;

N_q^T – numărul de observații tratate din blocul de observații q ;

N_q^C – numărul de observații de control din blocul de observații q .

În cadrul metodei asocierii stratificate, efectul mediu al tratamentului (EMT) reprezintă media ponderată a tuturor efectelor observate la nivelul fiecărui bloc de observații și se calculează în baza relației:

$$EMT = \sum_{q=1}^Q E_q \frac{\sum i \in I(q)T_i}{\sum \forall i T_i}, \quad (6)$$

unde T_i este variabila binară care indică dacă observația i este tratată ($T = 1$) sau nu ($T = 0$) (Becker și Ichino, 2002).

Principalul avantaj al utilizării metodei asocierii scorurilor de tendință în rezolvarea inferențelor cauzale este faptul că permite, la nivelul unui experiment aleatoriu, crearea condițiilor pentru estimarea efectului cauzal precum în cadrul unui experiment controlat (Rosenbaum și Rubin, 1983). Această metodă permite obținerea unor rezultate fiabile doar în măsura în care este satisfăcută asumția independenței condiționale. În cazul de față, independența condițională presupune faptul că decizia de a utiliza un anumit set de standarde de raportare financiară este aleatorie și necorelată cu nivelul de ISD din moment ce sunt controlate efectele vectorului de variabile exogene. De asemenea, inferențele realizate cu ajutorul metodei asocierii scorurilor de tendință sunt valide doar pentru acele valori ale scorurilor de tendință pentru care a fost posibilă realizarea de asocieri între observațiile tratate și cele de control. Intervalul în care se încadrează aceste valori poartă denumirea de regiune de suport comun (commun support, *engl.*) (Tucker, 2011).

2.2. Selecția datelor

Eșantionul statistic asupra căruia a fost testată ipoteza de cercetare este format din țări cu venituri scăzute și medii spre scăzute (conform clasificării Băncii Mondiale), în cadrul cărora există piețe de capital active. Perioada analizată este 2008-2014, pentru a controla efectele generate de ciclul afacerilor, precum și datorită disponibilității datelor. Motivul alegerii acestui eșantion este reprezentat pe de o parte de consensul internațional cu privire la nivelul scăzut al venitului din cadrul acestor țări, dar și faptul că organizațiile internaționale au demarat acțiuni în direcția stimulării creșterii economice a acestor țări și fac presiuni asupra lor pentru armonizare contabilă cu scopul facilitării procesului de monitorizare al programelor implementate.

Consecvent cu literatura de specialitate conform căreia IFRS prezintă relevanță doar pentru țările în cadrul cărora există o piață activă de capital (Amiraslani, Iatridis și Pope, 2013), eșantionul a fost construit utilizând 38 de țări sărace care au piețe active de capital (Tabelul nr. 1). Dintre acestea, 10 impun elaborarea situațiilor financiare în conformitate cu IFRS pentru companiile listate pe toată durata analizei, 6 adoptă și impun elaborarea situațiilor financiare în conformitate cu IFRS în cursul perioadei analizate și 22 aplică standarde naționale de raportare financiară. Liberia, Leshoto, Pakistan, Cambodgia, Laos, Sierra Leone, Somalia și Siria nu au fost incluse în eșantion întrucât nu au dispus de piețe active de capital în perioada 2008-2014. Pe fondul lipsei datelor cu privire la indicatorii de interes, Zimbabwe, Republica Congo, Coasta de Fildeș, Egipt, Honduras, Kenya, Myanmar, Nicaragua, Nigeria, Papua Noua Guinee, Uzbekistan și Zambia au fost excluse din analiză.

Datele au fost colectate din mai multe surse: bazele de date ale Băncii Mondiale (Banca Mondială, 2016a, 2016b, 2016c), raportul PwC cu privire la stadiul adoptării IFRS (PwC, 2014), pagina de internet lasPlus (Deloitte, 2016), publicată de către Deloitte, care oferă informații în ceea ce privește utilizarea IFRS la nivelul fiecărei țări și studiul realizat de Daniels, Trebilcock și Carson (2011) care oferă informații privind apartenența țărilor la fosta colonie britanică. Tabelul nr. 2 prezintă sursa de colectare a datelor aferentă fiecărei variabile incluse în analiză. Prelucrarea datelor s-a realizat cu ajutorul programului informatic Stata 12.0.

Tabelul nr. 1. Țările incluse în eșantion

Utilizează IFRS pe toată perioada analizei		Adoptă IFRS în cursul perioadei analizate		Utilizează standarde naționale de contabilitate	
Țară	Anul adoptării	Țară	Anul adoptării		
Malawi	2001	Rwanda	2009	Benin	Bolivia
Kirgizstan	2003	El Salvador	2011	Burkina Faso	Chad
Tanzania	2004	Moldova	2011	Republica Central Africană	Cameron
Uganda	1998	Sri Lanka	2012	Republica Capului Verde	India
Armenia	2003	Swaziland	2009	Guineea Bissau	Indonezia
Bangladesh	1987	Ucraina	2012	Mozambic	Maroc
Mauritius	2001			Nepal	Mali
Ghana	2007			Niger	Phillipine
Guatemala	2008			Senegal	Sudan
Mongolia	2000			Togo	Tunisia
				Bhutan	Vietnam

Sursa: Deloitte (2016); PwC (2014)

2.3. Variabile utilizate

Variabilele utilizate în cadrul acestui studiu sunt prezentate în **Tabelul nr. 2**. Selecția variabilelor s-a realizat pornind de la modelul dezvoltat de Gordon, Loeb

și Zhu (2012). Potrivit autorilor, acest model include factorii cel mai frecvent utilizați, la nivelul literaturii de specialitate, în studiul evoluției fluxurilor de ISD. Au fost incluse astfel în analiză 12 variabile pentru care a fost posibilă colectarea unui set complet de date.

Tabelul nr. 2. Variabile utilizate

Categorie	Indicatori	Descriere	Sursa	Referințe
Volumul de investiții străine directe	LnISD	Este calculat ca logaritm natural al fluxurilor de investiții străine directe atrase.	Banca Mondială, (2016a)	Marquez-Ramos (2011); Gordon, Loeb și Zhu (2012); Chen, Ding și Xu (2014)
Stadiul adoptării IFRS	IFRS	Variabila binară ia valoarea 1 în cazul țărilor care impun sau permit raportarea financiară în conformitate cu cerințele IFRS și 0 în caz contrar.	PwC (2014), Deloitte (2016)	Marquez-Ramos (2011); Gordon, Loeb și Zhu (2012); Chen, Ding și Xu (2014)
Gradul de dezvoltare al pieței de capital	LnPIB	Este măsurat prin intermediul logaritmului natural al PIB.	Banca Mondială, (2016a)	Marquez-Ramos (2011); Gordon, Loeb și Zhu (2012); Chen, Ding și Xu (2014)
Gradul de deschidere economică	ECON	Este măsurat prin intermediul valorii agregate a importurilor și a exporturilor ca pondere în PIB.	Banca Mondială, (2016a)	Asiedu (2006); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Nivelul de dezvoltare al infrastructurii	INFR	Este măsurat prin intermediul numărului de abonamente de telefonie mobilă per 100 de locuitori.	Banca Mondială, (2016a)	Asiedu (2006); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Gradul de libertate	LIBER	Captează percepțiile cu privire la măsura în care cetățenii unei țări participă în cadrul alegerilor guvernamentale, precum și libertatea de exprimare și de asociere; exprimat în unități cu valori cuprinse în intervalul [-2,5; 2,5]; este utilizat ca substituent pentru nivelul de calitate al guvernantei corporative.	Banca Mondială, (2016b)	Globerman și Shapiro (2002); Busse și Hefeker (2007); Gordon, Loeb și Zhu (2012)

Categorie	Indicatori	Descriere	Sursa	Referințe
Calitatea guvernantei	GUV	Măsoară calitatea serviciilor publice, calitatea serviciului civil și gradul de independență ale acestora de presiunile politice, calitatea formulării politicilor și a implementării lor; exprimat în unități cu valori cuprinse în intervalul [-2,5; 2,5]; este utilizat ca substituent pentru nivelul de calitate al guvernantei corporative.	Banca Mondială, (2016b)	Globerman și Shapiro (2002); Busse și Hefeker (2007); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Gradul de privatizare	PRIV	Măsoară capacitatea guvernului de a formula și a implementa politici care permit și promovează dezvoltarea sectorului privat; exprimat în unități cu valori cuprinse în intervalul [-2,5; 2,5]; este utilizat ca substituent pentru nivelul de calitate al guvernantei corporative.	Banca Mondială, (2016b)	Globerman și Shapiro (2002); Busse și Hefeker (2007); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Calitatea legislației	REG	Captează percepțiile cu privire la măsura în care companiile au încredere și se supun normelor societății și, în mod particular, măsura în care sunt respectate drepturile de proprietate și prevederile contractuale; exprimat în unități cu valori cuprinse în intervalul [-2,5; 2,5]; este utilizat ca substituent pentru nivelul de calitate al guvernantei corporative.	Banca Mondială, (2016b)	Globerman și Shapiro (2002); Busse și Hefeker (2007); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Nivelul de corupție	CORUPT	Captează percepțiile cu privire la măsura în care puterea publică este exercitată cu scopul obținerii de câștiguri private; exprimat în unități cu valori cuprinse în intervalul [-2,5; 2,5]; este utilizat ca substituent pentru nivelul de calitate al guvernantei corporative.	Banca Mondială, (2016b)	Globerman și Shapiro (2002); Busse și Hefeker (2007); Gordon, Loeb și Zhu (2012)
Nivelul de venit	VENIT	Variabilă binară care ia valoarea 0 în cazul țărilor cu venituri medii spre scăzute și 1 în cazul celor cu venituri scăzute.	Banca Mondială, (2016c)	Zeghal și Mhedhbi (2006)
Apartenența la fosta colonie britanică	BRIT	Variabila binară care ia valoarea 1 în situația în care țările sunt foste colonii britanice și 0 în caz contrar.	Daniels, Trebilcock și Carson, (2011)	Daniels, Trebilcock și Carson (2011), Poudel, Hellmann și Perera (2014)

3. Analiza datelor și rezultatele obținute

Statisticile descriptive sunt prezentate în cadrul Tabelului nr. 3. Valorile diferite ale parametrilor mediei, mediane, abaterii medii pătratice precum și coeficienții

de asimetrie și de aplatare indică lipsa simetriei la nivelul seriilor de date (Stock și Watson, 2003).

Statisticile descriptive comparative (Tabelul nr. 4) indică faptul că există diferențe între cele două categorii de observații în ceea ce privește valorile medii ale variabilelor analizate.

Tabelul nr. 3. Statistici descriptive

Variabila	Media	Mediana	Abaterea medie pătratică	Minim	Maxim	Coefficient de asimetrie	Coefficient de aplatare
LnISD	1,0317	1,1158	1,0565	-4,8368	3,8127	-0,8155	6,7666
IFRS	0,3609	0,0000	0,4811	0,0000	1,0000	0,5792	1,3355
LnPIB	23,6751	23,3371	1,6305	20,5318	28,3451	0,6216	3,3467
ECON	74,6588	67,8814	30,7638	19,1187	169,5345	0,8102	3,0102
INFR	73,3228	70,7345	35,8568	10,6639	149,0691	0,2308	1,9961
LIBER	-0,4131	-0,3200	0,6219	-1,7800	0,9700	-0,0618	2,6095
GUV	-0,4853	-0,5400	0,5180	-1,8700	1,0400	0,0683	3,3274
PRIV	-0,4139	-0,3800	0,4697	-1,4900	1,1200	0,1908	3,5233
REG	-0,5284	-0,4950	0,5218	-1,8200	1,0000	0,2723	0,3018
CORUPT	-0,5309	-0,5900	0,5277	-1,5100	1,2700	1,0137	4,1388
VENIT	0,3947	0,0000	0,4897	0,0000	1,0000	0,4307	1,1855
BRIT	0,2105	0,0000	0,4084	0,0000	1,0000	0,1668	1,4200

Tabelul nr. 4. Statistici descriptive comparative

	Variabile	Media	Mediana	Abaterea medie pătratică	Minim	Maxim
Observații tratate	LnISD	1,2863	1,3476	0,9016	-0,6359	3,8127
	IFRS	1,0000	1,0000	0,0000	1,0000	1,0000
	LnPIB	23,5787	23,2295	1,0718	21,8689	25,9236
	ECON	79,0364	69,6348	31,9503	37,8028	146,1061
	INFR	81,8050	84,3143	37,1061	10,6639	144,0822
	LIBER	-0,3060	-0,2900	0,5605	-1,3100	0,9400
	GUV	-0,3501	-0,5150	0,4353	-0,9500	1,0400
	PRIV	-0,1581	-0,2000	0,4463	-0,9400	1,1200
	REG	-0,3998	-0,3900	0,5050	-1,3600	1,0000
	CORUPT	-0,4635	-0,5250	0,5020	-1,2300	0,8300
	VENIT	0,2812	0,0000	0,4519	0,0000	1,0000
	BRIT	0,4895	0,0000	0,5025	0,0000	1,0000
Observații de control	LnISD	0,8879	0,9569	1,1115	-4,8368	3,7331
	IFRS	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	LnPIB	23,7295	23,3915	1,8747	20,5318	28,5431
	ECON	72,1948	65,5903	29,8909	19,1187	169,5345
	INFR	68,5329	67,7092	34,3239	12,8758	149,0691
	LIBER	-0,4736	-0,3300	0,6479	-1,7800	0,9700
	GUV	-0,5617	-0,5600	0,5459	-1,8700	0,6200
	PRIV	-0,5584	-0,4850	0,4193	-1,4900	0,3800
	REG	-0,6010	-0,5900	0,5185	-1,8200	0,5900
	CORUPT	-0,5690	-0,6200	0,5394	-1,5100	1,2700
	VENIT	0,4588	0,0000	0,4997	0,0000	1,0000
	BRIT	0,0529	0,0000	0,2245	0,0000	1,0000

Testul t a fost utilizat pentru a verifica dacă diferențele dintre cele două categorii de observații indicate de statisticile descriptive sunt semnificative din punct de

vedere statistic. În urma testării au rezultat diferențe semnificative între observațiile tratate și cele de control cu privire la valorile medii ale volumului de investiții străine

directe (LnISD, $t = -2,9977$), nivelului de dezvoltare al infrastructurii (INFR, $t = -2,9408$), gradului de libertate (LIBER, $t = -2,1247$), calității guvernantei (GUV, $t = -3,2567$), nivelului de privatizare (PRIV, $t = -7,3039$), calității legislației (REG, $t = -3,0661$), nivelului de venit (VENIT, $t = 2,8790$) și ale variabilei care reflectă apartenența la fosta colonie britanică (BRIT, $t = -9,7458$). Aceste rezultate ale testului t sunt semnificative statistic la un nivel de semnificație de 5%. De asemenea, valorile medii ale variabilei gradul de deschidere economică (ECON, $t = -$

1,7313) diferă semnificativ la nivelul celor două categorii de observații la un nivel de semnificație de 10%.

În conformitate cu algoritmul de calcul al scorurilor de tendință, a fost estimată probabilitatea de alocare a tratamentului (probabilitatea adoptării IFRS) prin intermediul unui model de regresie de tip probit. În cadrul acestuia, variabila dependentă este variabila tratament (IFRS), iar variabilele exogene sunt cele în baza cărora se vor calcula scorurile de tendință (Tucker, 2011). Modelul specificat este de forma:

$$\text{Prob IFRS} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPIB} + \beta_2 \text{ECON} + \beta_3 \text{INFR} + \beta_4 \text{LIBER} + \beta_5 \text{GUV} + \beta_6 \text{PRIV} + \beta_7 \text{REG} + \beta_8 \text{CORUPT} + \beta_9 \text{VENIT} + \beta_{10} \text{BRIT} + \epsilon_i \quad (7)$$

unde β_i reprezintă coeficienții regresiei de tip probit și ϵ_i sunt variabilele reziduale.

Tabelul nr. 5 prezintă rezultatele obținute în urma aplicării modelului asupra setului de date.

Tabelul nr. 5. Rezultatele regresiei de tip probit					
Variabila dependentă: IFRS					
Eșantion	266	R ²			0,5322
Hi pătrat (χ^2)	181,55	Raportul de probabilitate Hi pătrat (χ^2)			0,0000
Variabile	Coefficienți	Eroarea standard	z statistic	Probabilitate	
Termen liber	13,1238	3,2512	4,0400	0,0000	
LnPIB	-0,5929	0,1299	-4,5600	0,0000	
ECON	-0,0149	0,0057	-2,6100	0,0090	
INFR	0,0162	0,0053	3,0400	0,0020	
LIBER	-0,0032	0,2471	-0,0100	0,9900	
GUV	-0,7795	0,6741	-1,1600	0,2480	
PRIV	2,0323	0,5720	3,5500	0,0000	
REG	0,3296	0,4941	0,6700	0,5050	
CORUPT	-1,7722	0,5207	-3,4000	0,0010	
VENIT	-1,9269	0,4061	-4,7400	0,0000	
BRIT	3,4787	0,4319	8,0500	0,0000	

Comparativ cu modelul clasic de regresie liniară, în cazul modelului de regresie de tip probit pot fi interpretate doar semnele coeficienților, nu și valorile acestora, întrucât modelul nu este liniar, iar coeficienții se modifică în funcție de valorile înregistrate de variabilele independente.

Rezultatele obținute în urma aplicării modelului de regresie de tip probit sugerează faptul că nivelul de dezvoltare al pieței de capital (LnPIB, -0,5929), gradul de deschidere economică (ECON, -0,0149), nivelul de dezvoltare al infrastructurii (INFR, 0,0162), gradul de privatizare (PRIV, 2,0323) și nivelul corupției (CORUPT, -1,7722) au un impact semnificativ asupra probabilității

ca o țară să adopte IFRS la un nivel de semnificație de 5%. Coeficienții estimați sugerează faptul că scăderea nivelului de corupție (CORUPT), creșterea nivelului de dezvoltare al infrastructurii (INFR) și creșterea gradului de privatizare (PRIV) sunt asociate în mod pozitiv cu creșterea probabilității ca o țară să adopte IFRS. Referitor la nivelul de dezvoltare al pieței de capital (LnPIB) și la gradul de deschidere economică (ECON), coeficienții estimați indică faptul că scăderea acestor indicatori este asociată în mod pozitiv cu creșterea probabilității de adoptare a IFRS la nivelul unei țări. Coeficienții asociați variabilelor binare indică faptul că apartenența la grupul țărilor cu venituri scăzute (VENIT,

-2,9269) scade probabilitatea de adoptare a IFRS la nivelul unei țări, în timp ce la nivelul fostelor colonii britanice se poate observa o probabilitate mai ridicată de adoptare a standardelor (BRIT, 3,4787). Se poate afirma cu un nivel de încredere de 95% că aceste fenomene nu s-au datorat întâmplării și vor fi reflectate de către populația statistică.

Raportul de probabilitate Hi pătrat (χ^2) înregistrează valoarea de 181,95, cu o probabilitate asociată de 0,0000 indicând faptul că modelul de cercetare este valid.

Scorurile de tendință au fost în continuare calculate prin intermediul modelului de regresie probit specificat anterior. În baza scorurilor obținute s-au realizat ulterior asocieri între cele două categorii de observații.

Regiunea de suport comun a fost determinată cu ajutorul funcțiilor implementate în cadrul programului informatic Stata 12.0. Astfel, în cazul setului de date colectat, regiunea de suport comun este dată de intervalul [0,0351; 0,9999]. Observațiile ale căror scoruri de tendință nu se regăsesc în acest interval sunt

excluse din analiză întrucât nu permit realizarea de asocieri. Dimensiunea finală a eșantionului de date este de 197 observații.

În vederea aplicării metodei asocierii stratificate, au fost create blocuri de observații, cu ajutorul modulelor de calcul ale programului Stata 12.0. La nivelul acestor blocuri valorile medii ale scorurilor de tendință nu trebuie să difere semnificativ pentru observațiile tratate și cele de control. S-au obținut, astfel, șase blocuri de observații.

Testul t a fost utilizat pentru a verifica dacă au survenit erori în crearea blocurilor de observații, și anume dacă valorile medii ale scorurilor de tendință diferă semnificativ pentru grupul tratat și cel de control la nivelul fiecărui bloc (Urkaregi, Martinez-Indart și Pijoán, 2014). Diferențele dintre valorile medii ale scorurilor de tendință nu sunt semnificative statistic la un nivel de semnificație de 5% (Tabelul nr. 6) și indică faptul că repartiția observațiilor tratate și a celor de control în cele șase blocuri de observații s-a realizat de o manieră optimă.

Tabelul nr. 6. Statistici descriptive ale scorurilor de tendință

Blocuri de observații	IFRS	Număr observații	Media	t-statistic	valoarea p
Bloc 1	0	61	0,0937	0,6983	0,4874
	1	8	0,0827		
Bloc 2	0	24	0,2915	0,9890	0,3314
	1	5	0,2636		
Bloc 3	0	5	0,4413	-1,3166	0,2360
	1	3	0,4722		
Bloc 4	0	8	0,6399	-0,8651	0,4027
	1	7	0,6520		
Bloc 5	0	2	0,7144	-1,5063	0,1528
	1	15	0,7524		
Bloc 6	0	3	0,8712	-2,0050	0,0503
	1	50	0,9425		

În cadrul fiecărui bloc de observații au fost asociate observațiile tratate și cele de control prin intermediul metodei asocierii stratificate. Ulterior, efectul mediu al

tratamentului (adoptarea IFRS) a fost calculat ca medie ponderată a tuturor efectelor observate la nivelul fiecărui bloc de observații (Tabelul nr. 7).

Tabelul nr. 7. Efectul mediu al tratamentului

Metodă	Număr observații tratate	Număr observații de control	EMT	Deviația standard	t-statistic
Metoda stratificării	88	109	0,4410	0,1540	2,8670*

* semnificativ la un nivel de semnificație de 5%;

Indicatorul efectului mediu al tratamentului (EMT) sugerează faptul că adoptarea IFRS a generat în medie o creștere de 0,4410 unități a fluxurilor de ISD din cadrul țărilor sărace. Rezultatul obținut este semnificativ statistic la un prag de semnificație de 5% și validează ipoteza generală a acestui studiu, conform căreia adoptarea IFRS conduce la creșterea fluxurilor de ISD în cadrul țărilor sărace. Acest rezultat este consecvent cu cele obținute în cadrul studiilor anterioare (Marquez-Ramos, 2011; Gordon, Loeb și Zhu, 2012; Chen, Ding și Xu, 2014).

Concluzii

Obiectivul studiului a fost examinarea relației dintre adoptarea IFRS și creșterea fluxurilor de ISD în cadrul țărilor sărace. Testarea ipotezei generale de cercetare a fost efectuată asupra unui eșantion format din 38 de țări sărace în perioada 2008-2014 prin intermediul metodei asocierii scorurilor de tendință.

Rezultatele obținute sunt semnificative statistic la un prag de semnificație de 5% și sugerează faptul că

tranziția către referențialul internațional de contabilitate a contribuit la creșterea fluxurilor de ISD în cadrul țărilor sărace.

Relevanța rezultatelor obținute este supusă limitelor cercetării. În primul rând, colectarea inițială a datelor a fost posibilă doar pentru 38 de țări. În baza acestora s-a obținut un set de date panel de 266 de observații. Ulterior, acest eșantion a fost redus la 197 de observații care au permis realizarea de asocieri între observațiile tratate și cele de control. În al doilea rând, modelul econometric utilizat estimează efectul mediu al adoptării IFRS asupra creșterii fluxurilor de ISD din moment ce sunt controlate efectele vectorului de variabile exogene. Disponibilitatea limitată a datelor a permis operaționalizarea unui număr de zece variabile exogene. Potrivit lui Tucker (2011), existența unor alți factori exogeni omiși din cadrul analizei poate afecta validitatea rezultatelor obținute. Includerea în vectorul de variabile exogene a unor factori precum nivelul cursului de schimb valutar, nivelul ratei de dobândă și nivelul de remunerație al forței de muncă ar putea deschide noi orizonturi de cercetare.

BIBLIOGRAFIE

1. Acaravci, A. și Ozturk, I. (2012), Foreign direct investment, export and economic growth: empirical evidence from new EU countries, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, vol. 2, pp. 52-67.
2. Adeniyi, O., Omisakin, O., Eqwaikhide, F.O. și Oyinlola, A. (2012), Foreign direct investment, economic growth and financial sector development in small open developing economies, *Economic Analysis and Policy*, vol. 42, nr. 1, pp. 105-127, DOI: 10.1016/s0313-5926(12)50008-1.
3. Agrawal, G. (2013), Foreign direct investment and economic growth in BRICS economies: A panel data analysis. În *Proceedings of 23rd International Business Research Conference*, pp. 18-20.
4. Amiraslani, H., Iatridis, G.E. și Pope, P.F. (2013), Accounting for asset impairment: a test for IFRS compliance across Europe, *Centre for Financial Analysis and Reporting Research (CeFARR)*, [online] Disponibil la: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.366.7215&rep=rep1&type=pdf>> [Accesat 18 Decembrie 2016].
5. Asiedu, E. (2006), Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability, *The World Economy*, vol. 29, nr. 1, pp. 63-77, DOI: 10.1111/j.1467-9701.2006.00758.x.
6. Balsmeier, B. și Vanhaverbeke, S. (2016), International financial reporting standards and private firms' access to bank loans, *European Accounting Review*, vol. 15, nr. 1, pp. 1-30, DOI: 10.1080/09638180.2016.1229207.
7. Banca Mondială (2016a), *World Development Indicators* [online] Disponibil la: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>> [Accesat 12 Septembrie 2016].
8. Banca Mondială (2016b), *World Governance Indicators* [online] Disponibil la: <<http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home>> [Accesat 12 Septembrie 2016].

9. Banca Mondială (2016c), *World Bank Country Classification* [online] Disponibil la: <<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>> [Accesat 12 Septembrie 2016].
10. Becker, S.O., și Ichino, A. (2002), Estimation of average treatment effects based on propensity scores, *The Stata Journal*, vol. 2, nr. 4, pp. 358-377.
11. Busse, M. și Hefeker, C. (2007), Political risk, institutions and foreign direct investment, *European Journal of Political Economy*, vol. 23, nr. 2, pp. 397-415, DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2006.02.003.
12. Chen, C.J., Ding, Y. și Xu, B. (2014), Convergence of accounting standards and foreign direct investment, *The International Journal of Accounting*, vol. 49, nr. 1, pp. 53-86, DOI: 10.1016/j.intacc.2014.01.007.
13. Daniels, R., Trebilcock, M. și Carson, L. (2011), The Legacy of Empire: The common law inheritance and commitments to legality in former British colonies, *American Journal of Comparative Law*, vol. 59, nr. 1, pp. 111-178, DOI: 10.5131/ajcl.2010.0015.
14. DeFond, M.L., Hung, M., Li, S. și Li, Y. (2014), Does mandatory IFRS adoption affect crash risk?, *The Accounting Review*, vol. 90, nr. 1, pp. 265-299, DOI: 10.2308/accr-50859.
15. DeFond, M., Hu, X., Hung, M. și Li, S. (2011), The impact of mandatory IFRS adoption on foreign mutual fund ownership: The role of comparability, *Journal of Accounting and Economics*, vol. 51, nr. 3, pp. 240-258, DOI: 10.1016/j.jacceco.2011.02.001.
16. Deloitte (2016), *Adoption of IFRS by country*. [online] Disponibil la: <<https://www.iasplus.com/en/resources/ifrs-topics/adoption-of-ifrs>> [Accesat 18 Noiembrie 2016].
17. DiMaggio, P. și Powell, W.W. (1983), The iron cage revisited: Collective rationality and institutional isomorphism in organizational fields, *American Sociological Review*, vol. 48, nr. 2, pp. 147-160, DOI: 10.2307/2095101.
18. Efobi, U. și Nnadi, M. (2015), How Does Foreign Aid Affect the Relationship between IFRS Adoption and Foreign Direct Investment?. *African Governance and Development Institute Working Paper Series WP/15/014.*, [online] Disponibil la: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2613810> [Accesat 1 Octombrie 2016].
19. Gassen, J. și Sellhorn, T. (2006), Applying IFRS in Germany: Determinants and consequences, *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, vol. 58, nr. 1, pp. 365-386.
20. Globerman, S. și Shapiro, D. (2002), Global foreign direct investment flows: The role of governance infrastructure, *World Development*, vol. 30, nr. 11, pp. 1899-1919, DOI: 10.1016/s0305-750x(02)00110-9.
21. Gordon, L.A., Loeb, M.P. și Zhu, W. (2012), The impact of IFRS adoption on foreign direct investment, *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 31, nr. 4, pp. 374-398, DOI: 10.1016/j.jaccpubpol.2012.06.001.
22. Guler, I., Guillén, M.F. and Macpherson, J.M. (2002), Global competition, institutions, and the diffusion of organizational practices: The international spread of ISO 9000 quality certificates, *Administrative Science Quarterly*, vol. 47, nr. 2, pp. 207-232, DOI: 10.2307/3094804.
23. Hossein, S.S.M. și Yazdan, G.F. (2013), FDI and ICT effects on productivity growth, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, vol. 93, pp. 1710-1715, DOI: 10.1016/j.sbspro.2013.10.104.
24. Irvine, H.J. și Lucas, N. (2006), The rationale and impact of the adoption of International Financial Reporting Standards: the case of the United Arab Emirates, 2006, [online] Disponibil la: <<http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=1230&context=commpapers>> [Accesat 22 Septembrie 2016].
25. Judge, W., Li, S. și Pinsker, R. (2010), National adoption of international accounting standards: an institutional perspective, *Corporate Governance: An International Review*, vol. 18, nr. 3, pp. 161-174, DOI: 10.1111/j.1467-8683.2010.00798.x.
26. Lasmin, R. (2011), An institutional perspective on international financial reporting standards adoption in developing countries, *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, vol. 15, nr. 2, pp. 61-71.
27. Lasmin, R. (2012), The unwanted effects of International Financial Reporting Standards (IFRS)

- adoption on international trade and investments in developing countries, *Journal of Economics and Economic Education Research*, vol. 13, nr. 1, pp. 1-14.
28. Márquez-Ramos, L. (2011), European accounting harmonization: Consequences of IFRS adoption on trade in goods and foreign direct investments, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 47, nr. 4, pp. 42-57, DOI: 10.2753/ree1540-496x4705s403.
 29. Perera, M.H.B. (1989), Accounting in developing countries: A case for localised uniformity, *The British Accounting Review*, vol. 21, nr. 2, pp. 141-157, DOI: 10.1016/0890-8389(89)90193-5.
 30. Poudel, G., Hellmann, A. și Perera, H. (2014), The adoption of International Financial Reporting Standards in a non-colonized developing country: The case of Nepal, *Advances in Accounting*, vol. 30, nr. 1, pp. 209-216, DOI: 10.1016/j.adiac.2014.03.004.
 31. PricewaterhouseCoopers (PwC) (2014), *IFRS adoption by country*, [online] Disponibil la: <<https://www.pwc.com/us/en/issues/ifrs-reporting/publications/assets/pwc-ifrs-by-country-2014.pdf>> [Accesat 10 Septembrie 2016].
 32. Rakesh, H.M. și Shilpa, R. (2013), Effect of IFRS and Financial Statements: Implications on FDI and Indian Economy, *International Journal of Commerce, Business and Management (IJCBM)*, vol. 2, nr. 5, pp. 233-241.
 33. Rosenbaum, P.R. și Rubin, D.B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, vol. 70, nr. 1, pp. 41-55, DOI: 10.1093/biomet/70.1.41.
 34. Stock, J.H. și Watson, M.W. (2003), *Introduction to econometrics*, Boston, Editura Addison Wesley.
 35. Trabelsi, R. (2015), International accounting normalization and harmonization processes across the world: History and overview, *GSTF Business Review*, vol. 4, nr. 2, pp. 54-61, DOI: 10.7603/s40706-015-0023-4.
 36. Tucker, J.W. (2011), Selection bias and econometric remedies in accounting and finance research, *Journal of Accounting Literature*, vol. 29, nr. 1, pp. 31-57.
 37. Urkaregi, A., Martinez-Indart, L. și Pijoán, J.I. (2014), Balancing properties. A need for the application of propensity score methods in estimation of treatment effects, *SORT-Statistics and Operations Research Transactions*, vol. 38, nr. 2, pp. 271-284.
 38. Yu, G. și Wahid, A.S. (2014), Accounting standards and international portfolio holdings, *The Accounting Review*, vol. 89, nr. 5, pp. 1895-1930, DOI: 10.2308/accr-50801.
 39. Zeghal, D. și Mhedhbi, K. (2006), An analysis of the factors affecting the adoption of international accounting standards by developing countries, *The International Journal of Accounting*, vol. 41, nr. 4, pp. 373-386, DOI:10.1016/j.intacc.2006.09.009.