

**ИЗВЕСТИЯ**

списание на Икономически университет – Варна

<http://journal.ue-varna.bg>**ИЗГЛАЖДАНЕ НА ДОХОДИТЕ И ТЯХНАТА ИНФОРМАТИВНОСТ****Светослав Велинов БОРИСОВ¹**

¹ Катедра Финанси, Икономически университет – Варна, България. E-mail: svetoslav_borisov@ue-varna.bg

JEL G140**Резюме**

Ефектът на изглаждането на доходите върху тяхната информативност зависи от мотивите за неговото практикуване от страна на мениджмънта на компаниите. Ако изглаждането на доходите се извършва с опортюнистична цел, се очаква то да понижава тяхната информативност. В контраст, ако мениджмънтът чрез изглаждането на доходите цели предаването на своята вътрешна информация относно бъдещите фирмени резултати, се очаква повишение в информативността на доходите. Чрез прилагането на подхода за информативността по примера на Tucker and Zarowin (2006), в това изследване се тества как изглаждането на доходите влияе върху тяхната информативност за извадка от български публични компании..

Ключови думи:

изглаждане на доходите, информативност, CKSS подход.

© 2017 Икономически университет – Варна

Цитиране: БОРИСОВ, С. В. Изглаждане на доходите и тяхната информативност. *Известия. Списание на Икономически университет – Варна*. 61 (3). с. 197 - 213.

Въведение

Корпоративни скандали, като Enron (Катанов 2002), Ahold (The Economist 2003), Worldcom (Brickey 2003) и др., са причините, финансово-счетоводните практики и тяхното усложняване да бъдат гореща тема на глобално ниво. Финансовата информация и нейната интерпретация придобиват особено значение, което се проявява в светлината на започналата от 2009 г. световна стопанска криза. Това е свързано със степента, в която финансовата информация чрез финансовото отчитане предоставя достоверни показатели за финансовото състояние и дейността на стопанската единица и реализация на очаквания паричен поток.

Научната литература разглежда два противоположни ефекта, произтичащи от изглаждането на дохода (Zarowin 2002, Tucker and Zarowin 2006, pp. 251-270). Първият е, че мениджърите използват изглаждането на доходите, за да направят публично достойние своята вътрешна информация относно бъдещите фирмени доходи (Ronen and Sadan 1981; Chaney and Lewis 1998, 103-135; Tucker and Zarowin 2006, pp. 251-270). Следователно, този ефект би следвало да води до повече информация относно бъдещите доходи и парични потоци, които, от своя страна, се отразяват в цените на акциите. Алтернативният ефект предполага, че изглаждането на дохода изкривява информацията и прави цените на акциите по-малко информативни. Наличието на по-малко информация относно бъдещите доходи и парични потоци ще бъде отразено от цените на акциите, от което следва, че изглаждането на дохода ще има негативно отражение (Tucker and Zarowin 2006, pp. 251-270). Актуалността на проблема с изглаждането на доходите от мениджърите на българските публични компании се състои в установяването дали има положителен или отрицателен ефект върху информативността, като следствие от практикуването му.

Обект на това изследване е изглаждането на доходите сред български публични компании. *Предмет* на изследването е информативността на доходите. За целта се прилага изследователският дизайн на Tucker and Zarowin (2006) по отношение на пазара и се проверява дали техните изводи са валидни и за България. Възникващите фондови пазари, част от които е и българският, се характеризират с по-ниска прозрачност и защита на инвеститорите, поради по-неефективните надзорни институции, дори в условията на изравнени номинални регулации (Найденова, 2016), което води до по-лоша информационна среда (Morck et al., 2000, pp. 215–260). Влиянието на изглаждането на доходите върху тяхната информативност зависи от информационната среда на пазара. По-конкретно, по-добрата информационна среда прави релевантната информация по-достъпна за средния инвеститор, намалява разходите за придобиване на информация и улеснява вземането на по-ефективни инвестиционни решения. Поради тази причина, за фирми намиращи се на пазари с богата информационна среда (например, пазара на САЩ), инвеститорите могат да използват всички източници на информация, за да интерпретират по-добре мотивите на мениджърите да изглаждат доходите при съобщаването на вътрешната им информация, относно бъдещите доходи (т.е. изглаждането на дохода подобрява тяхната информативност). От друга страна, на пазар с лоша информационна среда (например България), информацията е непълна и информационната неопределеност е висока, инвеститорите не са в състояние да

използват изглаждането на доходите, за да прогнозируют бъдещите доходи (т.е. изглаждането на дохода няма влияние върху тяхната информативност). Очакванията в това изследване са в съответствие с изводите на Cheng et al. (2014), които предоставят доказателства от голяма извадка, включваща американски компании, за това, че връзката между изглаждането на дохода и ERC/FERC зависи от фирмените равнища на информационната среда. Те откриват, че информационната среда играе важна роля при оценяването на качеството на финансовото отчитане, посредством ERC и FERC.

Поради посочените съображения ще се изследва следната

Хипотеза:

Изглаждането на доходите понижава информативността на миналите и текущите доходи относно бъдещите доходи.

Целта на това изследване е да се установи какъв е ефектът на изглаждането на доходите върху тяхната информативност в условията на българския фондов пазар.

1. Дефиниране на информативността

Под информативност се има предвид „информационната акуратност“ на отчет, изявление или позиция. Например, ако един инвеститор търси нова привлекателна възможност за инвестиране, той ще използва няколко информационни източника. Инвеститорът може да се свърже с брокери, да чете проспекти, също така да анализира отчетите. Освен това, инвеститорът ще анализира историческите данни на компанията. Някои източници на информация ще бъдат по ценни, отколкото други. Това означава, че един източник осигурява по-високо ниво на информативност, в сравнение с други. В допълнение, изявления от страна на мениджмънта, които са свързани с представянето на компанията биха могли също да предоставят ценна информация на настоящите и бъдещите инвеститори. По-конкретно, по отношение на това изследване, информативността се свързва с доходите на компанията. Tucker and Zarowin (2006) дефинират информативността на доходите, както следва: „Информационната стойност на миналите и настоящите доходи при предоставяната от тях информация за бъдещите доходи и паричните потоци“ (Tucker and Zarowin 2006, pp. 251-270).

Тази дефиниция за информативността на доходите предполага, че анализаторите и другите потребители на финансовите отчети могат да извличат определени информационни елементи от финансовите отчети, които осигуряват информация за прогнозиране на бъдещите доходи. Това, разбира се, е приложимо най-вече за тримесечните отчети. След като отчетените годишни доходи във

финансовите отчети на компанията са проекция на четирите тримесечия на доходите, следователно отчетените тримесечни доходи могат да предоставят информация за годишните. По този начин, информативността на доходите може да бъде описана като тяхна способност да се прогнозира бъдещите доходи и парични потоци. Въз основа на текущите годишни доходи анализаторите и другите потребители на финансовите отчети могат да изготвят прогнози относно бъдещите доходи.

За мениджмънта на компанията съществуват ползи, ако потребителите на финансовите отчети са в състояние да изготвят задоволителни прогнози за бъдещите доходи на компанията. Това съдейства за възприемането на компанията от нейните стейкхолдъри като финансово устойчива. Една от ползите за компанията от по-голямата предвидимост на нейните резултати е по-ниската цена на капитала за нея, докато за мениджмънта се понижава рискът от загуба на работното място и се повишава вероятността за получаване на договорените бонуси в компенсационните им планове.

2. Измерване на информативността

За да се тества информативността на доходите се използва подходът СКСС, разработен от Collins et al. (1994). Въз основа на ЕМН (хипотезата за ефективните пазари), СКСС подходът изследва количеството информация относно бъдещите доходи на компанията, което е отразено от промяната в текущите цени на акциите. Според ЕМН, цялата налична информация е отразена от цените на акциите. Следователно, основавайки се на цените на акциите, СКСС подходът взема под внимание, както публичната, така и вътрешната информация за компанията. В СКСС се използват измененията в доходите, като независими променливи. Също така имплицитно се приема, че годишните доходи следват случайната разходка. Lundholm и Myers (2002) използват равнищата на миналите, текущите и бъдещите доходи, допускайки по-обща форма на модела относно очакванията за доходите (Lundholm and Myers 2002, pp. 809–839). За да повишат силата на теста те комбинират трите вида доходи в променливата X_{t3} и възвръщаемостта за трите бъдещи години в R_{t3} . Приложения регресионен модел СКСС-подходът в изследването на Tucker and Zarowin (2006) се определя, както следва:

$$R_t = b_0 + b_1 X_{t-1} + b_2 X_t + b_3 X_{t3} + b_4 R_{t3} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

където: R_t – ексдивидентната доходност за година t ;
 X_{t-1} – доходност на една акция за година $t-1$;
 X_t – доходност на една акция за година t ;
 X_3 – сумата на дохода на една акция за периода $t+1$ до $t+3$;
 R_3 – общата възвръщаемост на акция за периода $t+1$ до $t+3$.

Следователно, коефициентът b_2 кореспондира с текущите доходи (ERC), а b_3 е коефициентът на бъдещите доходи (FERC). Всички EPS-променливи се базират на EPS, коригирани със сплита и дивидентите по акциите, според Christie (1987), дефлирани с цените на акциите в началото на година t (Christie 1978, pp. 231–258). R_{t3} е общата пазарна възвръщаемост от година $t+1$ до $t+3$ с годишно комподирание¹. Коефициентът на миналите доходи (b_1) се очаква да бъде отрицателен, ERC (b_2) се очаква да бъде положителен, FERC (b_3) също се очаква да бъде положителен, а коефициентът за бъдещата възвръщаемост (b_4) се очаква да бъде отрицателен.

За да се отговори на изследователския въпрос, регресията се разширява чрез добавянето на мярката за изглаждане на доходите IS и нейното взаимодействие с независимите променливи. Ако компанията се идентифицира като изглаждаща, променливата за употребата на изглаждане на дохода е 1, а ако компанията не е изглаждаща дохода, променливата за изглаждане на дохода е 0. Регресионното уравнение (2) изразява основния емпиричен модел за изследване на връзката между информативност на доходите и тяхното изглаждане:

$$R_t = b_0 + b_1 X_{t-1} + b_2 X_t + b_3 X_{t3} + b_4 R_{t3} + b_5 IS_t + b_6 IS_t * X_{t-1} + b_7 IS_t * X_t + b_8 IS_t * X_{t3} + b_9 IS_t * R_{t3} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Регресионното уравнение (2) се изчислява чрез обединяване на вариационни данни и данни от динамичен ред. Ако доминиращ ефект от изглаждането на доходите е предаването на информация за бъдещите доходи, тогава коефициентът b_8 би следвало да бъде положителен.

Установява се, че използването на цените на акциите има предимство при оценяването на връзката между текущите и бъдещите доходи. Въпреки разликата, двата регресионни модела (2) и (3) са свързани. Ако изглаждането на дохода подобрява информативността на доходите, тогава се очаква да се засили връзката между бъдещите и текущите доходи, тоест трябва да се увеличи устойчивостта на доходите. За да се потвърди това, се оценява връзката между текущите и бъдещите доходи посредством следното регресионно уравнение:

$$EPS_{t3} = a_0 + a_1 EPS_t + a_2 IS_t + a_3 IS_t * EPS_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

където: EPS_t е доходът на една акция за финансова година t ;
 EPS_3 – сумата на недефлирания EPS за фискалните години от $t+1$ до $t+3$, съответно, променливите EPS_t и IS са независими променливи, а EPS_3 е зависима променлива. Ако изглаждането на дохода подобрява информативността на доходите, коефициентът a_3 на взаимодействиящите променливи (interaction variable) $IS_t * EPS_t$ трябва да бъде положителен. Ако фалшифицирането е доминиращ ефект от изглаждането на доходите, тогава доходите ще бъдат по-малко информативни и следователно, се очаква коефициентът да бъде отрицателен. За да се тества дали това е приложимо за избраната извадка от данни, генерализирания линеен модел се прилага в SPSS.

3. Резултати

В това изследване се използва извадка, включваща публични компании, които са част от сегментите Premium и Standard на БФБ. Съществуват две обективни причини за конструирането на извадката с най-ликвидните публични компании търгувани на българския фондов пазар. Първата е, че според хипотезата за политическите разходи на Watts и Zimmerman, високите доходи са заместваща променлива за политическото и общественото внимание (Watts and Zimmerman 1978, pp. 112-134)². Следствие на това мениджмънта има стимул да изглажда доходите и да намалява политическите разходи. Втората причина произтича от необходимостта за изследване на връзката между изглаждането на дохода и цените на акциите. Извадката от компании се състои от 66 компании и включва данни за периода от 2010 г. до 2015 г., като в тестовете на изследователската хипотеза се използват вариационни данни.

В това изследване компаниите се сегрегират на изглаждащи и неизглаждащи доходите си чрез прилагането на подхода за *волатилността на дохода*. Той е репликиран по примера на Leuz, Nanda and Wysocki (2003), Francis, LaFond, Olsson and Schipper (2004) и LaFond, Lang and Skaife (2007). Променливата за изглаждане на доходите в модела на LNW – IS се измерва посредством изчисляването на следното отношение $Std(CFO)/Std(NI)$, покриващо 5-годишен период. CFO е оперативният паричен поток, а NI е нетният доход като и двете променливи са претеглени с TA (общите активи в началото на годината). Предимството на тази мярка е, че тя използва паричния поток на фирмата, за да се контролира за повишаването на волатилността, следствие от естеството на фирмения бизнес. Следователно, този показател може да се интерпретира като

ефектът на изглаждането на доходите, произтичащ от прилагането на *asccuals*. Тъй като мярката е стриктно положителна (*strictly positive*) и силно изкривена (*highly skewed*), в емпиричните тестове се използва натурален логаритъм, който значително намалява влиянието на изкривяването. Скалирането с волатилността на оперативния паричен поток измерва степента, до която *asccual* отчитането изглажда нестабилността на основните фирмени операции. Повисоките стойности на показателя *IS* индикират за по-изгладени доходи.

$$IS = \ln \left(\frac{\sigma(CFO)}{\sigma(Netincome)} \right) \quad (4)$$

Предимството от измерването на изглаждането на доходите в годините непосредствено преди периода, използван за формиране на извадката от компании, е, че така се елиминира възможността за синхронизация на получените резултати. Подобно опасение би възникнало, ако мениджърите изглаждат доходите като реакция на възвръщаемостта на акциите. Тази мярка трябва да се интерпретира по-скоро като историческите доходи, наблюдавани от пазарните участници точно преди периода на формиране на извадката от данни.

Прилагането на модела за извадката от данни дава възможност за ранжиране на компаниите, според степента на изглаждане на дохода. Получените резултати се използват в модела на Tucker and Zarowin (2006), който измерва информативността на изглаждането на дохода. За да се калкулира показателят *IS*, данни за NI, CFO и TA се извличат от годишните финансови отчети на компаниите за периода 2010 – 2014 г. Компаниите в основната извадка се сортират според показателя *IS*. Тези от тях, които получават положителни стойности за *IS* се определят като изглаждащи дохода. Следствие на това от основната извадка (66 компании) се формират 2 подизвадки. Компаниите, които се намират в подизвадката с положителни стойности на показателя *IS* се квалифицират като изглаждащи дохода (42 компании), докато тези, намиращи се в подизвадката със стойности за *IS* ≤ 0 , се определят като неизглаждащи дохода (24 компании).

За да се провери дали изглаждането на доходите подобрява информативността на доходите, от значение е да се тества за корелацията на доходите на компаниите от избраната извадка. Това предполага тест на връзката между EPS_t и EPS_{t-3} . По този начин се проверява връзката между текущите и бъдещите доходи. За да се тества корелацията за променливата EPS_t , се използват данни за EPS през 2011 г., докато за изчисляването на EPS_{t-3} се вземат данни за периода

от 2012 до 2014 г. Тестът за бивариантна корелация на тези две променливи предоставя следните емпирични резултати (табл. 1).

Таблица 1

Корелационна връзка между EPS_t и EPS_{t3}

		EPS_t	EPS_{t3}
EPS_t	Pearson Correlation	1	0,928**
	Sig. (1-tailed)		0,000
	N	66	66
EPS_{t3}	Pearson Correlation	0,928**	1
	Sig. (1-tailed)	0,000	
	N	66	66

** . Correlation is significant at the 0.01 level (1-tailed).

Източник: собствени изчисления.

Таблица 1 показва резултатите от едностранныя корелационен тест на Пиърсън. Използва се едностраниен тест вместо двустранен, тъй като в това изследване се очаква текущите доходи да бъдат положително свързани с бъдещите. В противен случай по-подходящ е двустранния тест.

Корелационният коефициент на Пиърсън в таблица 1 е 0,928 и е статистически значим ($p = 0,01$). Въз основа на тази статистическа значимост се доказва, че съществува връзка между двете променливи. Съществува изключително висока вероятност ($r = 0,928$) за наличието на корелационна връзка между двете променливи в извадка от данни за 66 компании. *Следователно, тези емпирични резултати доказват, че текущите доходи са силно корелирани с бъдещите доходи. Това предполага, че ако текущите доходи се повишават, за бъдещите доходи също ще се очаква повишение.*

За да се добави повече обяснителна сила на емпиричните резултати, корелационният коефициент на Пиърсън може да се повдигне на квадрат. В съответствие с Fields (2009) R^2 , коефициентът на детерминация се използва за измерване на равнището на вариация, което е приложимо за тези две променливи (Fields 2000). Корелацията на двете променливи е 0,928. Следователно, R^2 се калкулира като $(0,928)^2 = 0,861$, което може да се интерпретира като 86,1%. По този начин, 86,1% от вариацията на EPS_t е в съответствие с вариацията на EPS_{t3} . Съответно двете променливи имат не само много силна корелационна връзка, но и споделят също висок коефициент на вариация. Освен това, според

Fields (2009), въпреки че R^2 е надежден метод за обясняване на вариацията между две променливи, той не може да се прилага за измерване на причинно-следствената връзка между тях. Това предполага, че дори ако 86,1% от вариацията на една променлива се споделя от друга променлива, то вариацията на първата променлива не е задължително да се основава на вариацията на другата променлива. *Тези емпирични резултати доказват, че съществува връзка между текущите и бъдещите доходи. Освен това, сравнително високият процент на вариация на текущите доходи се споделя от вариацията на бъдещите доходи.*

На следващо място се прилага СКСС-подходът чрез изчисляването на модела от уравнение (1). С помощта на СКСС-подхода се проверява дали текущите цени на акциите съдържат информация за бъдещите доходи. В регресия (1) R_t е годишната възвръщаемост на акциите за 2011 г., R_{t3} е годишната възвръщаемост за периода 2012-2014 г., X_{t-1} е EPS за 2010 г., X_t е EPS за 2011 г. и X_{t3} е сумата на EPS за периода 2012 - 2014 г. На първо място се проверява хипотезата за адекватност на оценявания регресионен модел. При калкулирането на модела от таблица 2 се установява, че $\alpha=0,05$ е по-малко от $\alpha_{\text{емп.}}=0,972$. Следователно, моделът не е адекватен.

Таблица 2

Проверка за адекватност на модела

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	0,155	4	0,039	0,128	0,972 ^a
Residual	18,478	61	0,303		
Total	18,633	65			

a. Predictors: (Constant), R_{t3} , X_{t1} , X_t , X_{t3}

b. Dependent Variable: R_t

Източник: собствени изчисления.

От таблица 3 се вижда, че само 9,1% от вариацията на зависимата променлива е предизвикана от независимите променливи.

Таблица 3

Обобщение на модела

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	0,091 ^a	0,008	-0,057	0,55038

a. Predictors: (Constant), Rt3, Xt1, Xt, Xt3

Източник: собствени изчисления.

След това е необходимо да се извърши проверка на хипотезата за надеждност на отделните регресионни коефициенти. От таблица 4 се установява, че при възприето еталонно равнище на значимост от $\alpha = 0,05$, всички регресионни коефициенти не са статистически значими.

Таблица 4

Оценки на регресионните коефициенти

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-0,017	0,071		-0,241	0,810
	Xt1	-0,008	0,014	-0,105	-0,600	0,551
	Xt	0,017	0,043	0,136	0,406	0,686
	Xt3	-0,002	0,015	-0,053	-0,151	0,881
	Rt3	0,000	0,009	-0,009	-0,067	0,947

a. Dependent Variable: Rt

b. С Xt1 се означава променливата X_{t-1} , поради невъзможността за въвеждането в оригиналния вид в SPSS.

c. Predictors: (Constant), Rt3, Xt1, Xt, Xt3

Източник: собствени изчисления.

СКСС-подходът се прилага и по примера на Zarowin (2002), при който се използва по-кратък период за извадката от една година напред ($t+1$) за променливите Xt_3 и Rt_3 в регресионното уравнение. Според Zarowin (2002), ако съществува връзка между изглаждането на доходите и цените на акциите е по-вероятно тя да бъде открита през следващата година, отколкото през втората или третата, спрямо отчетния период (Zarowin 2002).

Таблица 5

Проверка за адекватност на модела

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	
1	Regression	0,384	4	0,096	0,321	0,863 ^a
	Residual	18,249	61	0,299		
	Total	18,633	65			

Predictors: (Constant), Rt2012, Xt1, Xt2012, Xt

Dependent Variable: Rt

Източник: собствени изчисления.

Таблица 6

Оценки на регресионните коефициенти

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	
	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-0,023	0,071		-0,318	0,752
	Xt	0,012	0,021	0,092	0,557	0,580
	Xt1	-0,009	0,013	-0,113	-0,686	0,495
	Xt2012	0,013	0,016	0,105	0,825	0,413
	Rt2012	0,068	0,212	0,041	0,320	0,750

Източник: собствени изчисления.

В таблици 5 и 6 са представени резултатите от модела на Zarowin (2002), като Xt_3 е EPS за 2012 г., а Rt_3 е възвръщаемостта на акциите за 2012 г. Получените резултати са идентични на получените при прилагането на CKSS-подхода по примера на Tucker and Zarowin (2006). *От прилагането на CKSS-подхода се установява, че за избраната извадка от публични компании в България, текущите цени на акциите не съдържат информация за бъдещите доходи. Това се потвърждава от статистическата незначимост на регресионните коефициенти b_2 (ERC) и b_3 (FERC).*

На следващо място след доказването, че текущите доходи са положително корелирани с бъдещите, следва изследване на влиянието на изглаждането на доходите върху тяхната корелация. Това се тества с помощта на представения регресионен модел, представен с формула (3). С оценяването на този модел се проверява дали изглаждането на доходите повишава или понижава информа-

тивността на текущите доходи по отношение на бъдещите. В регресионния модел, освен двете променливи EPS_t и EPS_{t3} , за които беше изчислена корелационната връзка, се добавя и променлива за изглаждането на дохода, за да се тества влиянието на изглаждането на доходите върху тяхната информативност. Ако една компания се идентифицира като изглаждаща, променливата IS приема стойност 1; в противния случай, ако тя се определя като неизглаждаща доходите си, IS е равна на 0. Следователно, променливите EPS_t и EPS_{t3} са въведени на интервална скала в SPSS, докато променливата за изглаждане на доходите е въведена на ординална скала в SPSS.

Представеният модел в уравнение (3) е многофакторен регресионен модел. Променливата EPS_{t3} е зависима, докато EPS_t и IS са независими променливи в регресионния модел. Ако изглаждането на доходите подобрява тяхната информативност, коефициентът a_3 на взаимодействие на факторните променливи $IS_t * EPS_t$ трябва да бъде положителен. За да се тества дали това е приложимо за основната изследователска извадка, линейният модел от формула (3) (моделът на Tucker and Zarowin (2006)) се изчислява чрез SPSS.

Таблицы 7, 8 и 9 представят резултатите от изчисляването на регресионния модел (3), с помощта на който се установява как изглаждането на доходите влияе върху тяхната информативност.

На първо място, се проверява хипотезата за адекватност на оценявания регресионен модел. Дефинира се нулевата хипотеза и алтернативната. H_0 гласи, че вариацията в зависимата променлива не е предизвикана от независимите променливи или регресионният модел не е адекватен. H_1 гласи, че вариацията в зависимата променлива е предизвикана от независимите променливи или регресионният модел е адекватен. Приема се равнище на значимост $\alpha = 0,05$. Сравняват се възприетото еталонно равнище на значимост $\alpha = 0,05$ и изчисленото равнище на значимост $\alpha_{\text{емп}}$. При калкулирането на модела от таблица 7 се установява, че $\alpha = 0,05$ е по-голямо от $\alpha_{\text{емп}} = 0,000$. Следователно се възприема алтернативната хипотеза, т.е. моделът е адекватен.

Таблица 7

Проверка за адекватност на модела

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	
1	Regression	9264,556	3	3088,185	135,533	0,000 ^a
	Residual	1412,704	62	22,786		
	Total	10677,260	65			

a. Predictors: (Constant), EPStIS, EPSt, IS

b. Dependent Variable: EPSt3

Източник: собствени изчисления.

Таблица 8 показва, че 93,1% от вариацията на зависимата променлива са предизвикани от независимите променливи.

Таблица 8

Обобщение на модела

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	0,931 ^a	0,868	0,861	4,77342

Predictors: (Constant), EPStIS, EPSt, IS

Източник: собствени изчисления.

На следващо място, е необходимо да се извърши проверка на хипотезата за надеждност на отделните регресионни коефициенти. Първо се дефинират нулевата и алтернативната хипотези. H_0 гласи, че оцененият регресионен коефициент пред променливата е статистически незначим. H_1 гласи, че регресионният коефициент е статистически значим. От таблица 9 се установява, че при възприето еталонно равнище на значимост от $\alpha = 0,05$ и изчислено равнище на значимост $\alpha_{\text{емп.}} = 0,000$, коефициентът a_1 е статистически значим и е с положителна стойност $B = 2,909$. С изчисляването на регресионно уравнение (3) се потвърждава вече установената връзка между EPS_t и EPS_{t3} , тоест EPS_t притежава висока прогнозна стойност за EPS_{t3} . При възприето еталонно равнище на значимост от $\alpha=0,1$ и изчислено равнище на значимост $\alpha_{\text{емп.}}=0,098$, коефициентът a_3 на взаимодействие на факторните променливи $IS_t * EPS_t$ е статистически значим. Отрицателната стойност на регресионния коефициент на взаимодействие на факторните променливи $IS_t * EPS_t$ ($B = -1,481$) потвърждава формулираната изсле-

дователска хипотеза, че изглаждането на доходите понижава информативността на миналите и текущите доходи относно бъдещите доходи. От това следва, че изглаждането на доходите влошава връзката между бъдещите и текущите доходи.

Таблица 9

Оценки на регресионните коефициенти

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	-0,488	1,009		-0,483	0,630
EPSt	2,909	0,146	0,943	19,860	0,000
IS	0,871	1,295	0,033	0,673	0,504
EPStIS	-1,481	0,882	-0,082	-1,679	0,098

a. Dependent Variable: EPSt3

Източник: собствени изчисления.

С доказването, че изглаждането на доходите има отрицателно влияние върху тяхната информативност се установява също, че преобладават опортюнистичните мотиви за извършването му от страна на мениджмънта. Следователно основна цел за извършването му е да се фалшифицира предаваната информация на нейните стейкхолдъри.

Заклучение

Резултатите от изчисляването на регресионния модел (3) доказват, че изглаждането на доходите понижава информативността на миналите и текущите доходи относно бъдещите доходи. От това следва, че при наличието на изглаждане на доходите, текущите EPS не са добри прогнозни променливи за бъдещите EPS на компаниите. Следователно, изглаждането на доходите влошава връзката между бъдещите и текущите доходи, с което се отхвърля формулираната изследователска хипотеза.

С доказването на отрицателния ефект на изглаждането на доходите върху тяхната информативност се потвърждават доказателствата на Cahan, Liu и Sun (2008), че в страните със слаби регулации за защита на инвеститорите и ниска прозрачност (каквато е и България), мениджмънта на компаниите се очаква да извършва изглаждане на дохода поради собствените си интереси, докато в страните със силни регулации за защита на инвеститорите, мениджмънтът извършва изглаждане на дохода, за да сигнализира неговата вътрешна информация относно

но бъдещите доходи. От представените доказателства следва, че изглаждането на доходите в България се извършва главно за опортюнистични цели или основният мотив за извършването му от страна на мениджмънта на компанията е максимизиране на собственото им богатство.

Доказването на отрицателното влияние на изглаждането на доходите върху тяхната информативност в България поставя на дневен ред пред полиси мейкърите въпроса – необходима ли е толкова дискреция на мениджмънта на компанията при счетоводното отчитане, която им осигурява възможности за прилагане на манипулативни счетоводни практики след като по този начин се редуцира информативността на доходите? Очевидно, след като преобладават опортюнистичните мотиви за изглаждане на доходите в България, отговорът следва да бъде отрицателен.

Бележки

- ¹ Плащане на лихва, която е калкулирана едновременно върху сумата и лихвите през предходните периоди.
- ² Хипотезата за политическите разходи е свързана с вниманието, което компанията получава от външни страни, като например, екологични групи и конкуренти. Според нея, сравнително по-големите компании, се предвижда да изберат счетоводни стандарти, които намаляват приходите на компанията за разлика от стремежа на по-малките от тях. Тази хипотеза предполага, че размерът на компанията и равнището на доходите се разглеждат като променливи, които индикират за политическо или публично внимание. От това следва, че мениджърите на компанията имат уклон да избират счетоводни стандарти, които понижават приходите на компанията, за да минимизират колкото е възможно повече насоченото към тях внимание

Литература

1. Катанов, Юри. (2002). “Енрон” - аферата на годината. *Капитал*. 16 фев.
2. Найденова, Красимира. (2016). *Възможности за приложение на институционалния подход при изследване на пазарната ликвидност*. Дис. Варна.
3. The Economist. (2003). “*Europe's Enron*”. Feb 27th.
4. Brickey, K.F. (2003). From Enron to Worldcom and Beyond: Life and Crime After Sarbanes-Oxley. *Washington University Law Review* 81. doi:10.2139/ssrn.447100
5. Ronen, J., & SADAN, S. (1981). *Smoothing income numbers: objectives, means, and implications*. Reading, Mass, Addison-Wesley Pub. Co.

6. Chaney, P. K., Jeter, D. C., & Lewis, C. M. (1998). *The use of accruals in income smoothing: a permanent earnings hypothesis*. *Advances in quantitative analysis of finance and accounting*, 6.
7. Tucker, J.W., Zarowin, P.A. (2006). Does income smoothing improve earnings informativeness? *Accounting Review*. doi:10.2308/accr.2006.81.1.251
8. Morck, R., B. Yeung, W. Yu. (2000). *The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?* The National Bureau of Economic Research Behavioral Finance Seminar.
9. Cheng, C. S., Johnston, J., & Li, S. (2014). *Higher ERC or higher future ERC from income smoothness?-The role of information environment*.
10. Collins, D.W., Kothari, S.P., Shanken, J., Sloan, R.G. (1994). Lack of timelines and noise as explanations for the low contemporaneous return-earnings association. *Journal of Accounting & Economics* 18. doi:Article
11. Lundholm, R., L. Myers. (2002). Bringing the future forward: The effect of disclosure on the returns-earnings relation. *Journal of Accounting Research* 40 (3).
12. Watts, R.L., J.L. Zimmerman. (1978). Towards a positive theory of the determinants of accounting standards. *The Accounting Review*, Vol. 53, No 1.
13. Fields, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS (and sex drugs and rock 'n' roll), third edition*. Sage Publications Ltd.
14. Zarowin, P. (2002). *Does income smoothing make stock prices more informative?* New York University. Stern School of Business. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=315099>.
15. Leuz, C., Nanda, D.J., Wysocki, P.D., Wysocki, P.D., Wysocki, P.D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505–527. doi:10.1016/S0304-405X(03)00121-1
16. Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M., Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *Accounting Review*. doi:10.2308/accr.2004.79.4.967
17. LaFond, R., Lang, M. H., & Skaife, H. A. (2007). *Earnings smoothing, governance and liquidity: International evidence*.
18. Bradshaw, M.T., Richardson, S.A., Sloan, R.G. (2001). Do analysts and auditors use information in accruals? *Journal of Accounting Research* 39. doi:10.1111/1475-679X.00003
19. Cahan, S.F., Liu, G., Sun, J. (2008). Investor Protection, Income Smoothing, and Earnings Informativeness. *Journal of International Accounting Research* 7. doi:10.2308/jiar.2008.7.1.1

20. Gelb, D.S., Zarowin, P. (2002). Corporate disclosure policy and the informativeness of stock prices. *Review of Accounting Studies* 7, 33–52. doi:10.1023/A:1017927530007
21. Beidleman, C.K.R., 1973. Income Smoothing: The Role of Management. *The Accounting Review* 48, 653-667. doi:10.2307/245289

SMOOTHING EARNINGS AND ITS INFORMATIVENESS

Svetoslav Velinov Borisov

Abstracts

The consequence of smoothing earnings over its informativeness depends on the reasons for its practice on the segment of company management. If smoothing earnings is done for opportunistic purposes, it is expected to reduce its informativeness. In contrast, if management by smoothing earnings targets the transmission of their internal information about future corporate results is expected to increase its informativeness. By applying the approach of informativeness at the example of Tucker and Zarowin (2006), this survey examines how smoothing earnings influences its informativeness in a sample of Bulgarian public companies.

Key words: smoothing earnings, informativeness, CKSS approach.