



Munich Personal RePEc Archive

An Introduction to the Analysis of the Calendar Anomalies, Part 2

Stefanescu, Răzvan and Dumitriu, Ramona

"Dunarea de Jos" University of Galati, "Dunarea de Jos" University
of Galati

4 January 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/97961/>

MPRA Paper No. 97961, posted 05 Jan 2020 15:05 UTC

Introducere în analiza anomaliilor calendaristice, Partea a doua

Răzvan Ștefănescu
Ramona Dumitriu

Rezumat

Această lucrare abordează câteva metode simple de identificare a anomaliilor calendaristice. Luând ca exemplu Efectul TOY vom arăta cum pot fi aplicate testele t sau regresiiile OLS pentru a detecta o componentă sezonieră a evoluției randamentelor activelor financiare.

Capitolul 3

Efectul TOY

3.1. Considerații generale asupra Efectului TOY

Efectul TOY (*turn-of-the-year*) este o anomalie calendaristică specifică unei perioade care cuprinde primele zile lucrătoare ale unui an împreună cu ultimele zile lucrătoare ale anului precedent. Uneori, în această perioadă, randamentele cursurilor pot diferi semnificativ de cele din restul anului (perioada ROY – *rest of the year*).

Descoperirea Efectului TOY a fost legată de relevarea unei alte anomalii calendaristice, asociată lunii ianuarie, când au fost observate randamente ale cursurilor semnificativ mai mari decât media anuală (Wachtel, 1942; Rozeff & Kinney Jr, 1976; Reinganum, 1983; Tinic & West, 1984). Pentru această fluctuație sezonieră, numită Efectul Ianuarie, au fost furnizate mai multe explicații. Cea mai des utilizată este cea bazată pe considerente fiscale. Pentru a reduce baza de impozitare, unii investitori își vând în luna decembrie, înainte de încheierea bilanțurilor contabile, o parte din acțiuni diminuându-și astfel capitalurile. Astfel de tranzacții sporesc oferta pe piață scăzând prețurile. Ulterior, după ce bilanțurile au fost întocmite, acțiunile sunt reînchiziționate ceea ce majorează cererea de pe piață crescând prețurile. În acest mod, randamentele acțiunilor din luna ianuarie sunt semnificativ mai mari decât cele din restul anului (Dyl, 1977; Reinganum, 1983). O altă explicație se referă la procedeul „window dressing” prin care managerii unor societăți de investiții încearcă să își înfrumusețeze performanțele la sfârșitul anului, înainte ca acestea să fie prezentate acționarilor (Lakonishok & Smidt, 1984; Haugen & Lakonishok, 1988). În acest scop, în luna decembrie sunt vândute titlurile care nu promit o rentabilitate substanțială pe termen scurt. La începutul anului următor, multe dintre aceste titluri sunt cumpărate iar aceste achiziții provoacă, la fel ca în cazul tranzacțiilor din considerente fiscale, o creștere semnificativă a randamentelor în luna ianuarie. Totuși, unele studii au concluzionat că, de fapt, influența tranzacțiilor din considerente fiscale și a procedeelor „window dressing” se face simțită nu neapărat asupra randamentelor din luna ianuarie ci, mai degrabă, asupra unui interval de timp mai restrâns (perioada TOY), care începe în ultimele zile ale unui an și se termină în primele zile ale anului următor (Roll; 1983; Berges et al., 1984; Ritter, 1988). A luat naștere, astfel, Efectul TOY, în prezent una dintre cele mai studiate anomalii calendaristice (Ziemba, 1991; Sias & Starks, 1997; D'Mello et al., 2003). Pe lângă influența factorilor considerați responsabili pentru Efectul Ianuarie, randamentelor semnificativ mărite din perioada TOY le pot fi asociate și alte circumstanțe. Astfel, spiritul de vacanță (perioada TOY este apropiată de Sărbătoarea Crăciunului și include prima zi a anului calendaristic când, de obicei, piețele financiare intră în vacanță publică) poate afecta starea de spirit a investitorilor cărora le insuflă optimism (Brockman & Michayluk, 1998; Hong & Yu, 2009). Comportamentul piețelor financiare în perioada TOY poate fi influențat și de alte aspecte precum nevoia de lichiditate, anunțurile ce privesc rezultatele companiilor sau starea economiei naționale ori așa-numitele „Tulburări afective sezoniere” (numite și Cicluri SAD, de la *Seasonal Affective Disorder*).

În ce privește nevoia de lichiditate, aceasta se face adeseori simțită, în cazul marilor companii de investiții financiare, către sfârșitul anului calendaristic. Pentru a o satisface, una dintre soluții ar fi vânzarea de titluri financiare ceea ce poate conduce, prin creșterea ofertei, la diminuarea prețurilor. În cazul investitorilor individuali, factorul lichiditate poate acționa diferit. Către sfârșitul anului unii salariați primesc de la angajatori prime sau alte forme de indemnizații care, în cazul în care sunt investite în titluri financiare ceea ce poate genera, prin creșterea cererii, o majorare a prețurilor (Rozeff & Kinney 1976; Lakonishok & Smidt, 1984; Ritter, 1988; Ogden, 1990; Sias & Starks, 1997; D'Mello et al., 2003).

Adeseori, în preajma sfârșitului de an, sunt emise anunțuri ce privesc rezultatele companiilor sau starea economiei naționale. Acestea pot avea un impact major asupra comportamentului investitorilor. Publicarea unor estimări sau a unor date certe despre rezultatele unor firme (cifra de afaceri, profitul etc.) poate influența substanțial așteptările investitorilor asupra dividendelor și, implicit, deciziile acestora de a vinde sau cumpăra acțiuni. Știrile cu privire la starea economiei naționale (Produsul Intern Brut real, rata inflației, situația șomajului, balanța de plăți etc.) pot afecta, de asemenea, percepțiile investitorilor asupra riscului și rentabilității asociate unui titlu financiar (Aharony & Swary, 1980; Ou, & Penman, 1989; Ball & Kothari, 1991; McQueen & Roley, 1993; Flannery & Protopapadakis, 2002).

Ciclurile SAD desemnează simptome de somnolență și lipsă de energie care au fost puse în legătură cu vremea rece și cu diminuarea intervalului diurn (intervalul de timp dintr-o zi care beneficiază de lumina soarelui). Acestea pot influența, prin impactul pe care îl au asupra stării de spirit a celor care tranzacționează pe piețele financiare, randamentele activelor tranzacționate (Hirshleifer & Shumway, 2003; Kamstra et al., 2003; Jacobsen & Marquering, 2008). Este indicat ca relația dintre perioada TOY și efectele SAD să fie analizată în raport cu poziția geografică a piețelor de capital. În Emisfera Nordică, începând cu solstițiul de vară (21 sau 22 iunie), intervalul diurn scade treptat până în ziua solstițiului de iarnă (21 sau 22 decembrie) după care începe să crească. Această perioadă este caracterizată, de regulă, prin temperaturi reduse (solstițiul de iarnă este considerat și începutul iernii astronomice). Vremea rece și intervalul diurn redus pot induce un anumit pesimism investitorilor generând, astfel, o diminuare a randamentelor acțiunilor. Totuși, dacă luăm în considerare faptul că în cursul perioadei TOY intervalul diurn, deși redus, are o tendință descendentă, putem aprecia că în acest interval de timp pesimismul investitorilor este în scădere. În cazul Emisferei Sudice, temperaturile și intervalul diurn evoluează într-un sens opus (acolo, la 21 sau 22 decembrie survine solstițiul de vară). Cercetări empirice au relevat că Efectul TOY poate suferi modificări importante în timp. S-a constatat că, de-a lungul anilor, în unele piețe financiare, diferențele dintre randamentele din perioada TOY și cele din restul anului s-au atenuat substanțial astfel încât, practic, această anomalie calendaristică a dispărut (Szakmary & Kiefer, 2004; Dumitriu & Stefanescu, 2017b). La fel ca în cazul altor forme de fluctuații sezoniere ale piețelor de capital, poate fi luată în considerare și apariția unei anomalii în sens opus, în care randamentele din perioada TOY să fie mai mici decât cele din restul anului.

3.2. Metode de identificare a Efectului TOY

Demersul de detectare a Efectului TOY demarează cu stabilirea perioadei aferente acestei anomalii calendaristice alegându-se numărul ultimelor zile lucrătoare ale unui an (ρ) precum și numărul primelor zile lucrătoare ale anului următor (ψ). Atât ρ cât și ψ pot fi determinate pe baza analizei mediilor randamentelor din fiecare dintre zilele de la începutul și sfârșitul anului calendaristic. Se definește, astfel, un interval de timp care începe de la ziua $Y_{-\rho}$ și se încheie în ziua $Y_{+\psi}$:

$$TOY : [Y_{-\rho}; Y_{+\psi}] \quad (3.1.)$$

Acestei perioade îi poate fi atașată o variabilă binară (dummy) TOY_t cu valorile:

- 1 când ziua t aparține perioadei TOY;
- 0 în caz contrar.

De asemenea, pentru perioada care acoperă restul anului (ROY) poate fi asociată variabila binară ROY_t definită prin valorile:

- 1 când ziua t aparține perioadei ROY;
- 0 în caz contrar.

De fapt, cele două variabile fiind complementare, putem calcula valorile ROY prin relația:

$$ROY_t = 1 - TOY_t \quad (3.2.)$$

Principala dificultate a procedurilor de depistare a acestei anomalii calendaristice constă în numărul relativ redus de zile lucrătoare din perioada TOY (în general, mai puțin de 10 într-un an). Din acest motiv, se impune utilizarea unui volum mare de date.

În acest subcapitol vom aborda trei dintre metodele relativ simple de detectare a Efectului TOY:

- testul t ;
- regresie fără termen constant;
- regresie cu termen constant.

3.2.1. Detectarea Efectului TOY prin testul t

Pe baza testului t putem aprecia dacă randamentele unui titlu financiar din perioada TOY diferă semnificativ de cele din restul anului. În acest scop variabila randamentelor este descompusă în două părți:

- o variabilă a randamentelor din perioada TOY;
- o variabilă a randamentelor din perioada ROY.

Prin intermediul testului t comparăm cele două variabile formulând ipoteza nulă:

H_0 : „în medie, valorile celor două variabile nu diferă semnificativ”

căreia îi opunem ipoteza alternativă:

H_1 : „în medie, valorile celor două variabile diferă semnificativ”.

Respingerea sau acceptarea ipotezei nule (și, implicit, acceptarea sau respingerea ipotezei alternative) poate fi decisă pe baza probabilității asociate și a unui nivel de semnificație ales de obicei între 1 și 10% (dacă probabilitatea este mai mică decât nivelul de semnificație ipoteza nulă este respinsă fiind acceptată cea alternativă). În ce privește probabilitatea asociată, putem folosi două forme:

- o formă de tip „one-tail” (o singură „codiță” a distribuției t), atunci când avem convingerea că între cele două variabile nu poate exista decât o relație cu un singur sens (de exemplu, prima variabilă este mai mare decât a doua);
- o formă de tip „two-tail” (două „codițe” ale distribuției t), atunci când nu suntem convinși că între cele două variabile nu poate exista decât o relație cu un singur sens (de exemplu, prima variabilă poate fi mai mare sau mai mică decât a doua).

Pentru identificarea Efectului TOY putem aplica două variante principale ale testului t :

- o variantă pe care o utilizăm atunci când considerăm că varianțele celor două variabile sunt egale;
- o variantă aplicabilă atunci când nu suntem siguri că varianțele celor două variabile sunt egale.

În practică, în condițiile în care este destul de dificil de apreciat dacă varianțele diferă semnificativ, a doua variantă este preferată adeseori.

Este recomandat, mai ales în cazul unor eșantioane de date cu volum nu foarte mare, care nu urmează o distribuție normală, ca, pe lângă testele t , în investigația asupra Efectului TOY să fie întreprinse și teste nonparametrice.

Aplicația rezolvată 3.1.

Identificarea prezenței Efectului TOY în randamentele logaritmice ale acțiunilor APPLE Inc. prin intermediul testului t

În această aplicație vom folosi o serie de timp a randamentelor logaritmice ale acțiunilor Apple Inc. din perioada ianuarie 2013 – iunie 2018, utilizată în cadrul altor aplicații din capitolul anterior (Ștefănescu & Dumitriu, 2018). Stabilim perioada TOY ca pe un interval de timp care începe în penultima zi lucrătoare a unui an (Y_{-2}) și se termină în a patra zi lucrătoare a anului următor (Y_{+4}):

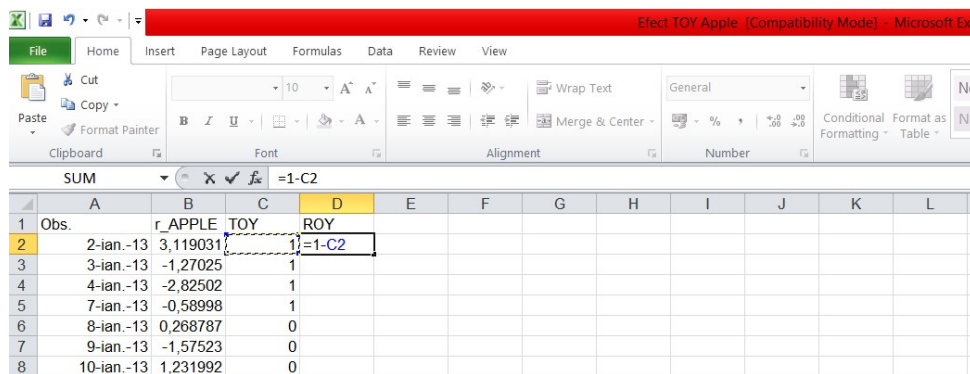
$$TOY : [Y_{-2}; Y_{+4}]$$

În continuare, pentru aplicarea testului t , vom parcurge următoarele etape:

- a. asocierea variabilelor TOY_t și ROY_t la seria de timp a randamentelor logaritmice;
- b. separarea randamentelor logaritmice din perioada TOY de cele din perioada ROY;
- c. calculul și interpretarea parametrilor testului t .

a. Determinarea valorilor variabilelor TOY_t și ROY_t

Înscrîm, într-o foaie de lucru Excel, datele prin intermediul careia vom realiza calculul. Introducem, inițial, randamentele logaritmice ale acțiunilor Apple Inc. determinate anterior. Adăugăm, în coloane alăturate, etichetele variabilelor binare TOY_t și ROY_t . În cazul variabilei TOY_t , pentru început, asociem cifra 0 fiecărui termen. Ulterior, pentru zilele din perioada TOY_t , înlocuim 0 cu 1. Continuăm calculând valorile variabilei ROY_t pe baza relației (3.2.). Înscriem mai întâi formula de calcul în prima celulă (Figura 3.1.). După determinarea valorii pentru prima zi o „deplasăm” în jos, la următorii termeni.

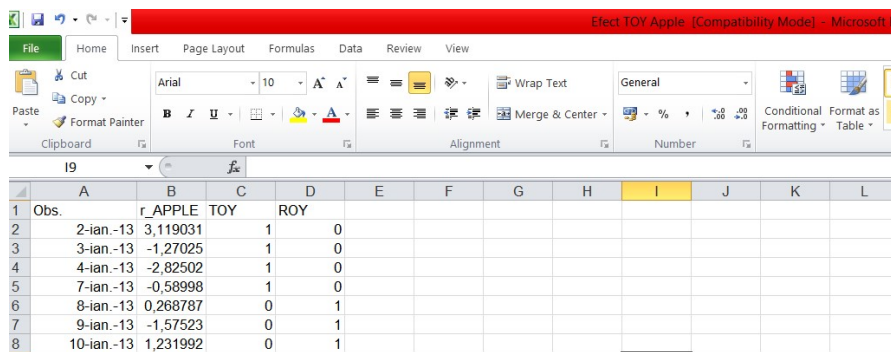


Obs.	r_APPLE	TOY	ROY
2-ian.-13	3,119031		1=1-C2
3-ian.-13	-1,27025	1	
4-ian.-13	-2,82502	1	
7-ian.-13	-0,58998	1	
8-ian.-13	0,268787	0	
9-ian.-13	-1,57523	0	
10-ian.-13	1,231992	0	

Figura 3. 1. Calculul valorilor variabilei ROY asociate randamentelor logaritmice ale cursurilor APPLE Inc.

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Au rezultat, astfel, valorile celor două variabile binare utile pentru calculele ulterioare (Figura 3.2.).



Obs.	r_APPLE	TOY	ROY
2-ian.-13	3,119031	1	0
3-ian.-13	-1,27025	1	0
4-ian.-13	-2,82502	1	0
7-ian.-13	-0,58998	1	0
8-ian.-13	0,268787	0	1
9-ian.-13	-1,57523	0	1
10-ian.-13	1,231992	0	1

Figura 3. 2. Valori ale variabilelor TOY și ROY asociate randamentelor logaritmice ale cursurilor APPLE Inc.

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

b. Separarea randamentelor logaritmice din perioada TOY de cele din perioada ROY

Copiem seria de timp într-o foaie de lucru separată și sortăm (cu opțiunea „*Custom Sort*”) termenii descendent, în raport cu variabila TOY_t (Figura 3.3.). După această

operațiune, în partea superioară a tabelului s-au concentrat valorile din perioada TOY iar în cea inferioară cele din perioada ROY pe care le mutăm pe alte coloane.

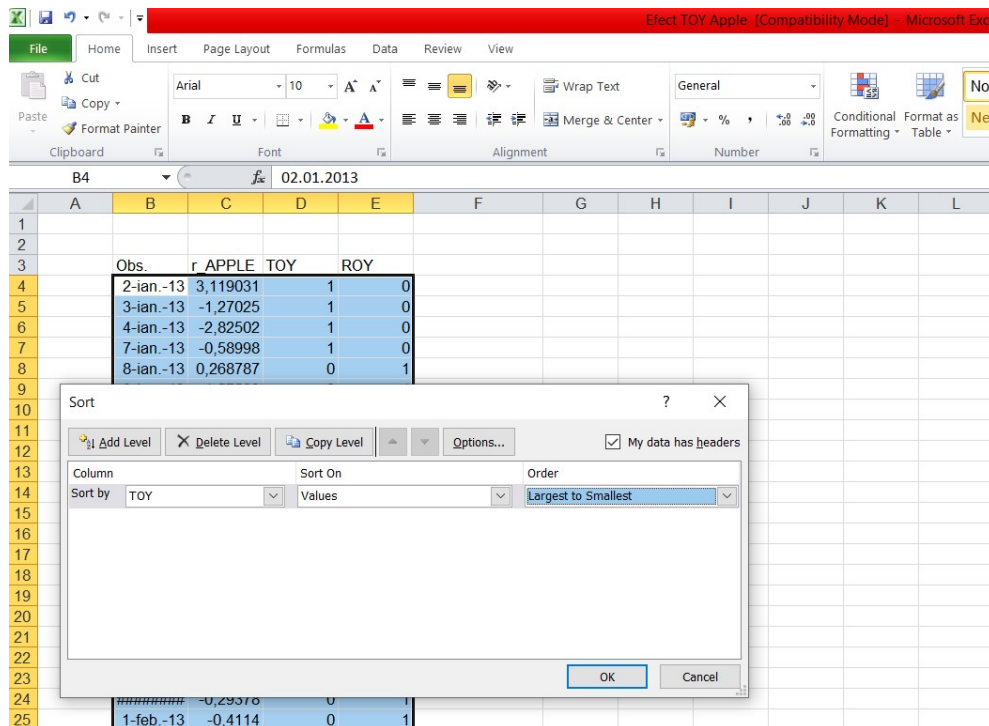


Figura 3. 3. Sortarea valorilor seriei de timp în raport cu variabila TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

În urma acestor operații am obținut două variabile distincte:

- r_APPLE_TOY, randamentele din perioada TOY;
- r_APPLE_ROY, randamentele din perioada ROY (Figura 3.4.).

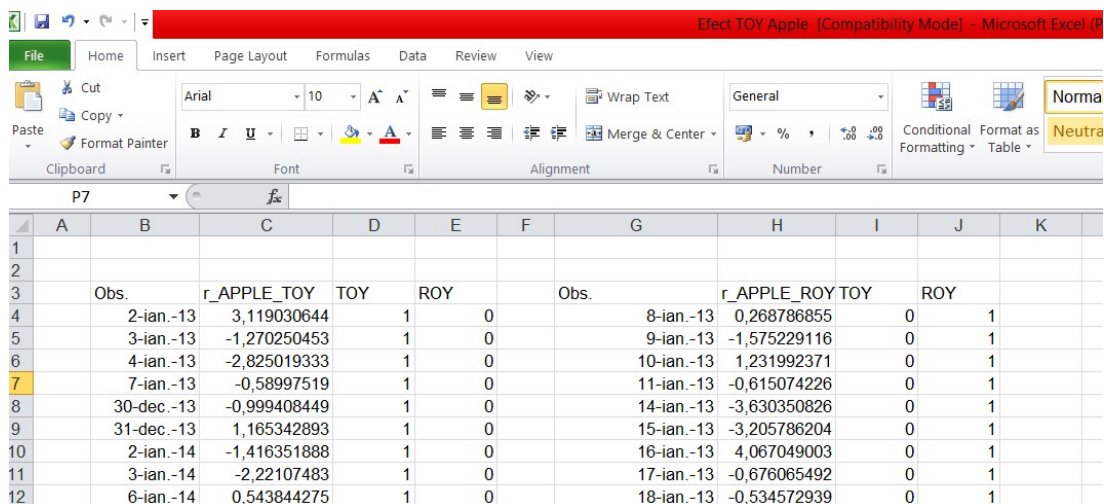


Figura 3. 4. Valori ale variabilelor r_APPLE_TOY și r_APPLE_ROY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

c. Calculul și interpretarea parametrilor testului t

Pentru a determina parametrii testului t utilizăm opțiunea „*t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances*” din componenta „*Data Analysis*” a programului Microsoft Excel (Figura 3.5.).

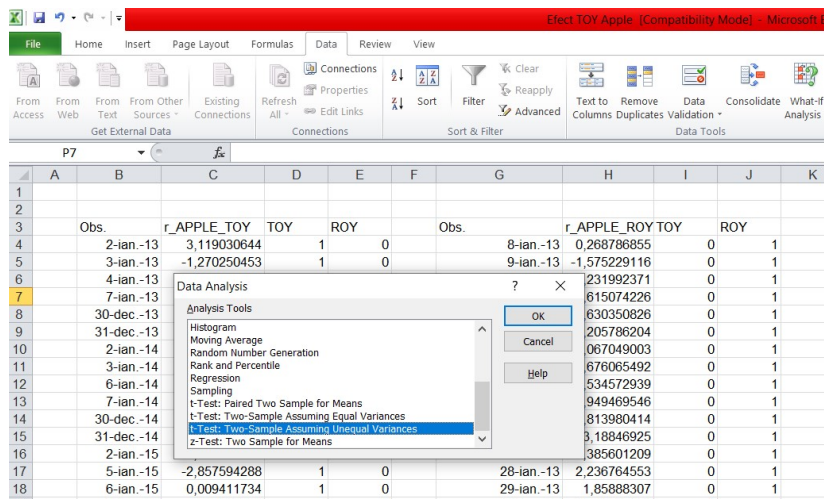


Figura 3. 5. Alegerea opțiunii „*t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances*” utilizată pentru identificarea Efectului TOY prin testul t
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Ni se deschide, astfel, o fereastră de dialog pe care o completăm astfel:

- la rubrica „*Variable 1 Range:*” selectăm celulele aferente variabilei r_APPLE_TOY, inclusiv eticheta;
- la rubrica „*Variable 2 Range:*” introducem adresele celulelor aferente variabilei r_APPLE_ROY, inclusiv adresa etichetei;
- înscriem valoarea 0 la rubrica „*Hypothesized Mean Difference:*” ceea ce înseamnă că ipoteza nulă afirmă că diferența dintre mediile celor două variabile este nulă sau, altfel spus, că în medie, valorile celor două variabile nu diferă semnificativ;
- marcăm rubrica „*Labels*” pentru a preciza că am introdus, la primele două rubrici, adresele etichetelor;
- menținem valoarea implicită 0,05 la rubrica „*Alpha:*” ceea ce înseamnă că ne vor fi furnizate valorile critice ale testului t pentru un nivel de semnificație de 5% (totuși, când vom decide asupra ipotezei nule nu vom utiliza aceste valori ci probabilitatea asociată);
- la rubrica „*New Worksheet Ply:*” înscriem o denumire pentru foaia de lucru unde vor fi afișate rezultatele testului t (Figura 3.6.).

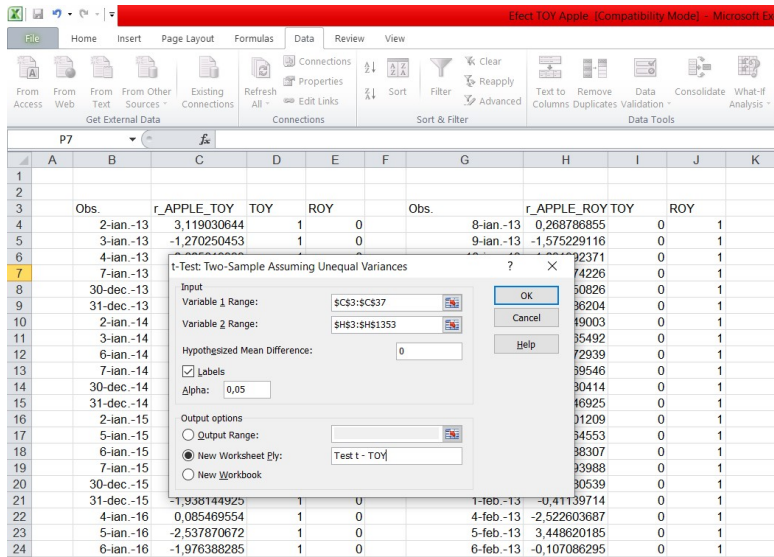


Figura 3. 6. Completarea ferestrei de dialog aferente opțiunii „*t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances*” utilizată pentru identificarea Efectului TOY prin testul t
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

După ce aplicăm un „click” asupra butonului „OK” vom obține rezultatele în foaia de lucru nou-creată (Figura 3.7.). Putem constata că variabila *r_APPLE_TOY* are media aritmetică -0,566 și varianța 2,353 în timp ce variabila *r_APPLE_ROY* are media aritmetică 0,105 și varianța 2,337.

	<i>r_APPLE_TOY</i>	<i>r_APPLE_ROY</i>
Mean	-0,566	0,105
Variance	2,353	2,337
Observations	34	1350
Hypothesized Mean Difference	0	
df	35	
t Stat	-2,518	
P(T<=t) one-tail	0,83%	
t Critical one-tail	1,690	
P(T<=t) two-tail	1,65%	
t Critical two-tail	2,030	

Figura 3. 7. Parametri ai testului t pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Decidem asupra ipotezei nule pe baza probabilității în forma „ $P(T \leq t)$ two-tail” (nu suntem siguri că relația dintre cele două variabile are un sens unic) care are valoarea 1,65%. Pentru un nivel de semnificație de 5% respingem ipoteza nulă și o acceptăm pe cea alternativă conform căreia în medie cele două variabile diferă semnificativ.

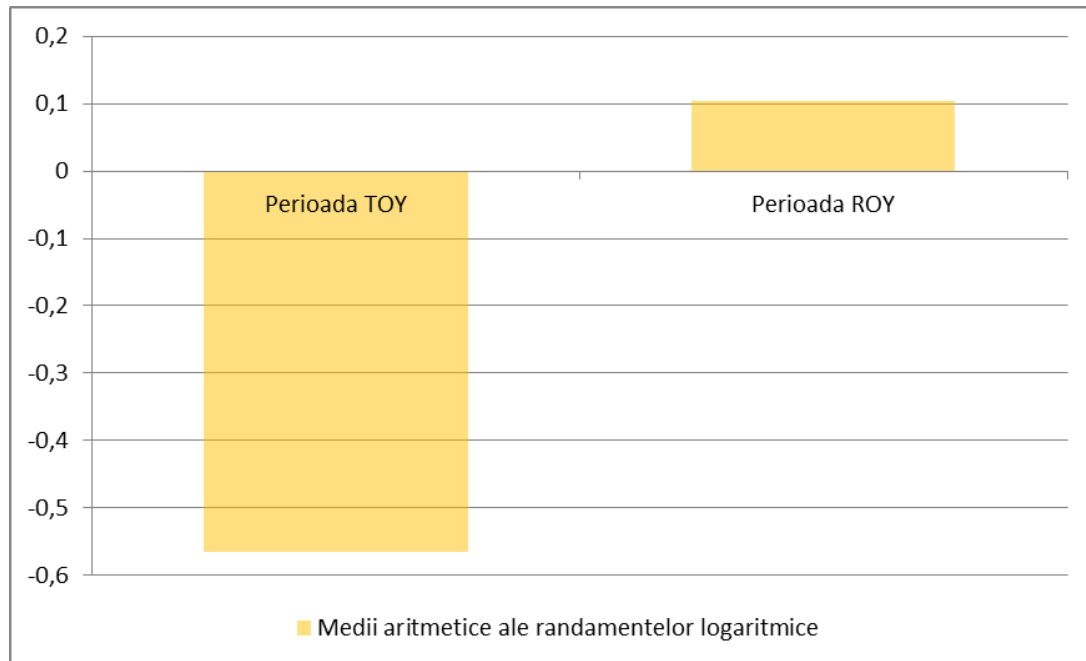


Figura 3. 8. Mediile aritmetice ale randamentelor logaritmice ale cursurilor acțiunilor APPLE Inc. în perioadele TOY și ROY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Deoarece media aritmetică a variabilei r_APPLE_TOY este mai mică decât cea a variabilei r_APPLE_ROY putem aprecia că, în medie, randamentele logaritmice din perioada TOY sunt semnificativ mai mici decât cele din perioada ROY (Figura 3.8.). A rezultat, astfel, un Efect TOY de sens opus.

3.2.2. Detectarea Efectului TOY prin regresii fără termen constant

O regresie fără termen constant, folosită pentru investigarea Efectului TOY, are la bază modelul econometric:

$$r_t = \gamma_{TOY} \times TOY_t + \gamma_{ROY} \times ROY_t + u_t \quad (3.3.)$$

unde:

- r_t este randamentul din ziua t ;
- γ_{TOY} este coeficientul asociat variabilei binare TOY_t care corespunde mediei aritmetice a randamentelor din perioada TOY;
- γ_{ROY} este coeficientul asociat variabilei binare ROY_t care indică media aritmetică a randamentelor din perioada ROY;

- u_t este valoarea termenului eroare (rezidual) pentru ziua t .

O astfel de regresie facilitează aprecierea semnificației mediilor randamentelor din cele două perioade precum și evaluarea influenței variabilelor independente asupra celei dependente.

Aplicația rezolvată 3.2.

Identificarea prezenței Efectului TOY în randamentele logaritmice ale acțiunilor APPLE Inc. printr-o regresie fără termen constant

Vom utiliza seria de timp din exemplul anterior (randamentele logaritmice ale acțiunilor Apple Inc. din perioada ianuarie 2013 – iunie 2018). Într-un capitol anterior am determinat, pentru această serie, câțiva indicatori statistici care au relevat că distribuția valorilor este destul de îndepărtată de una normală. Pentru perioada studiată, a rezultat că randamentele logaritmice ale acțiunilor Apple s-au încadrat în intervalul $[-13,188; 7,879]$ iar media lor aritmetică a reprezentat $0,088$. Această serie urmează un trend relativ orizontal (Ștefănescu & Dumitriu, 2018). Pe baza reprezentării grafice a randamentelor logaritmice apreciem că acestea sunt relativ staționare (Figura 2. 36.).

Demersul de analiză va parcurge următoarele etape:

- calculul principalilor parametri ai regresiei fără termen constant;
- analiza intensității legăturii dintre variabilele independente și cea dependentă;
- testarea semnificației modelului;
- interpretarea coeficienților regresiei.

a. Calculul principalilor parametri ai regresiei fără termen constant

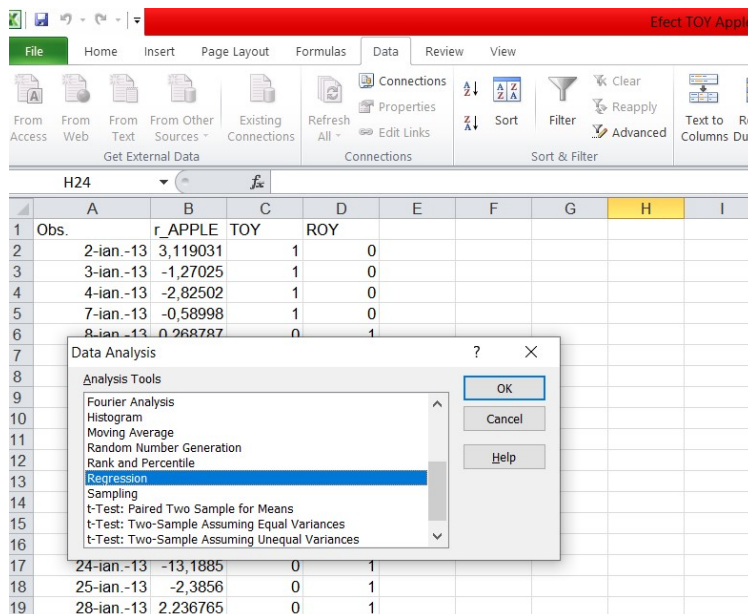


Figura 3. 9. Alegerea opțiunii „Regression” utilizată pentru identificarea Efectului TOY printr-o regresie fără termen constant

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Folosim foaia de lucru Excel, creată în precedenta aplicație, care cuprinde o serie de timp a randamentelor logaritmice împreună cu valorile variabilelor TOY_t și ROY_t . Alegem, din componenta „*Data Analysis*”, opțiunea „*Regression*” (Figura 3.9.).

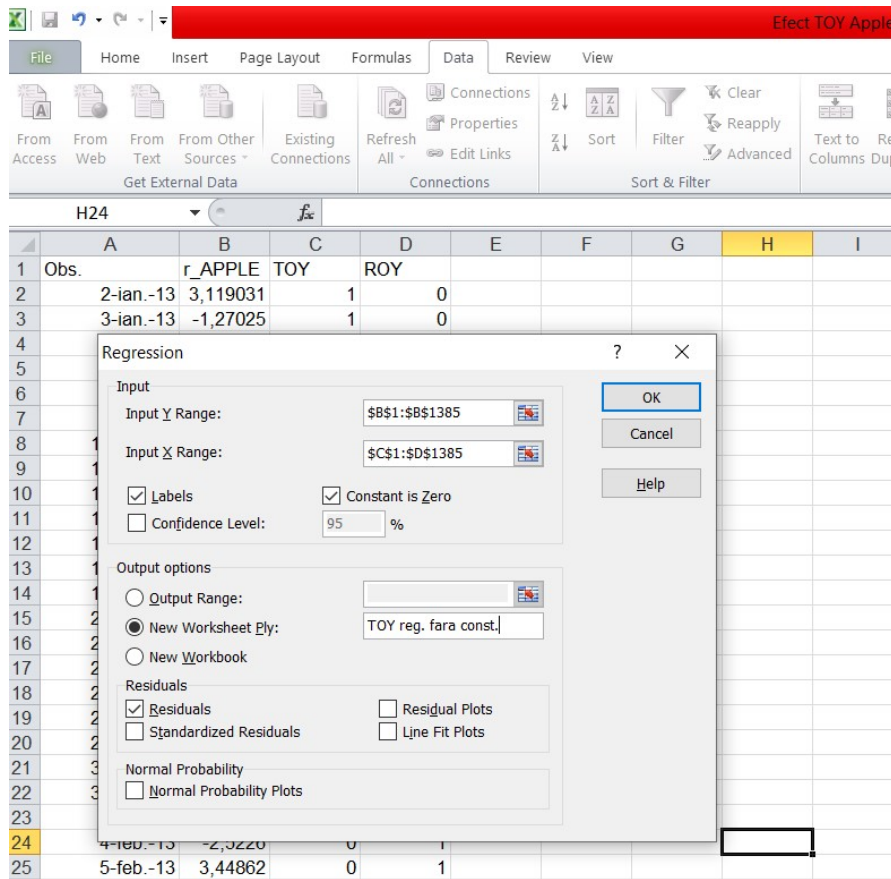


Figura 3. 10. Completarea rubricilor opțiunii „*Regression*” utilizată pentru identificarea Efectului TOY printr-o regresie fără termen constant

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Trecem, în continuare, la completarea ferestrei de dialog aferente opțiunii „*Regression*” (Figura 3.10.).

- i. La secțiunea „*Input*” introducem, la rubrica „*Input Y Range:*”, adresele celulelor aferente randamentelor logaritmice (valorile și eticheta) iar la rubrica „*Input X Range:*”, adresele celulelor variabilelor TOY_t și ROY_t (de asemenea, valorile și etichetele). Marcăm rubricile „*Labels*” (semnalând, astfel, că primele celule selectate corespund nu unor valori ci etichetelor variabilelor) și „*Constant is Zero*” (indicăm, astfel, că am optat pentru o regresie fără termen constant). Menținem nemodificată, pentru nivelul de încredere, valoarea implicită 95%, înscrisă la rubrica „*Confidence Level:*”, care corespunde nivelului de semnificație de 5%.
- ii. La secțiunea „*Output options*” lăsăm nemodificată marcarea implicită a rubricii „*New Worksheet Ply*” unde înscriem o denumire pentru foaia de lucru unde vor fi afișate rezultatele.

Efect TOY Apple [Compatibility Mode] - Microsoft									
File Home Insert Page Layout Formulas Data Review View									
From Access From Web From Text From Other Sources Existing Connections Refresh All Edit Links Connections Sort & Filter Filter Reapply Advanced Text to Columns Remove Duplicates Data Validation Consolidate What-Analysis									
M24									
	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	SUMMARY OUTPUT								
2									
3	<i>Regression Statistics</i>								
4	Multiple R		0,089						
5	R Square		0,008						
6	Adjusted R Square		0,006						
7	Standard Error		1,529						
8	Observations		1384						
9									
10	<i>ANOVA</i>								
11		<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>			
12	Regression	2,000	25,686	12,843	5,494	0,42%			
13	Residual	1382,000	3230,758	2,338					
14	Total	1384,000	3256,444						
15									
16		<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>	<i>Lower 95,0%</i>	<i>Upper 95,0%</i>
17	Intercept	0	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A	#N/A
18	TOY	-0,566	0,262	-2,158	3,11%	-1,080	-0,051	-1,080	-0,051
19	ROY	0,105	0,042	2,516	1,20%	0,023	0,186	0,023	0,186
20									
21									
22									
23	RESIDUAL OUTPUT								
24									
25	<i>Observation</i>	<i>Predicted r_APPLE</i>	<i>Residuals</i>						
26	1	-0,565824772	3,684855416						
27	2	-0,565824772	-0,704425681						

Figura 3. 11. Parametrii regresiei fără termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

iii. La secțiunile „*Residuals*” și „*Normal Probability*” marcăm doar rubrica „*Residuals*”, pentru a obține valorile termenului eroare.

Aplicăm, în continuare, un „click” asupra butonului „OK”, ceea ce ne va furniza, într-o nouă foaie de lucru, parametrii regresiei (Figura 3.11.).

b. Analiza intensității legăturii dintre variabilele independente și cea dependentă

Coeficientul de determinare ajustat (*Adjusted R Square*) are valoarea 0,006 ceea ce înseamnă că variația variabilei dependente (randamentul) poate fi atribuită variației variabilelor independente TOY_t și ROY_t într-o proporție de 0,6%, restul de 99,4% fiind cauzat, probabil, de alți factori (s-a utilizat forma ajustată a coeficientului de determinare deoarece regresia este multiplă, cu două variabile independente). În concluzie, legătura dintre variabilele independente și cea dependentă este slabă.

c. Testarea semnificației modelului

Semnificația modelului regresiei poate fi investigată prin intermediul testului F la care ipoteza nulă:

H₀: „*modelul nu este semnificativ*”

este opusă ipotezei alternative:

H₁: „*modelul este semnificativ*”.

Folosim, și în acest caz, un nivel de semnificație de 5%. Probabilitatea asociată ipotezei nule (**Significance F**) are valoarea 0,42%, mai mică decât nivelul de semnificație, ceea ce ne permite să o respingem, acceptând în schimb, ipoteza alternativă.

d. Interpretarea coeficienților regresiei

Coeficienții γ_{TOY} și γ_{ROY} au valorile -0,566 și 0,105, care corespund mediilor aritmetice ale randamentelor din perioadele TOY și ROY, determinate în cadrul aplicației anterioare. Parametrii testului t asociați celor doi coeficienți ai regresiei ne permit să apreciem dacă aceștia sunt semnificativi (dacă diferă semnificativ de 0). Alegem, în acest scop, același nivel de semnificație de 5%.

Pentru fiecare dintre cei doi coeficienți este formulată ipoteza nulă:

H₀: „*coeficientul nu este semnificativ*”

însoțită de ipotezei alternativă:

H₁: „*coeficientul este semnificativ*”.

Valorile probabilității asociate ipotezei nule (**P-value**), 3,11% pentru γ_{TOY} și 1,20% pentru γ_{ROY} , ne îngăduie, pentru fiecare coeficient, să respingem ipoteza nulă confirmând-o pe cea alternativă. A rezultat, astfel, că media randamentelor din perioada TOY este semnificativ negativă iar cea din perioada ROY este semnificativ pozitivă, ceea ce sugerează, din nou, prezența unui Efect TOY de sens opus.

3.2.3. Detectarea Efectului TOY prin regresii cu termen constant

O regresie cu termen constant, utilizată pentru a depista Efectul TOY are asociat un model econometric de forma:

$$r_t = \alpha + \beta_{TOY} \times TOY_t + u_t$$

unde:

- α este egal cu media aritmetică a randamentelor din perioada ROY;
- β_{TOY} este un coeficient asociat variabilei TOY_t care indică diferența dintre mediile aritmetice ale randamentelor din perioadele TOY și ROY.

Prin intermediul unei astfel de regresii putem constata dacă randamentele din perioadele TOY și ROY diferă semnificativ sau, altfel spus, dacă Efectul TOY este prezent în perioada analizată.

Aplicația rezolvată 3.3.

Identificarea prezenței Efectului TOY în randamentele logaritmice ale acțiunilor APPLE Inc. printr-o regresie cu termen constant

Vom folosi, în cadrul investigației, eșantionul de date ce conține randamentele logaritmice ale acțiunilor Apple Inc. din perioada ianuarie 2013 – iunie 2018, utilizat în celelalte două aplicații din acest capitol. Etapele studiului sunt asemănătoare celor din aplicația anterioară:

- calculul principalilor parametri ai regresiei cu termen constant;
- analiza intensității legăturii dintre variabilele independente și cea dependentă;
- testarea semnificației modelului;
- interpretarea coeficienților regresiei;
- studiul normalității valorilor reziduale.

a. Calculul principalilor parametri ai regresiei cu termen constant

Revenim la foaia de lucru Excel în care au fost înscrise valorile zilnice ale randamentelor logaritmice și cele ale variabilelor *dummy* TOY_t și ROY_t . Alegem, din nou, opțiunea „*Regression*” din componenta „*Data Analysis*” și completăm fereastra de dialog aferentă (Figura 3.12.).

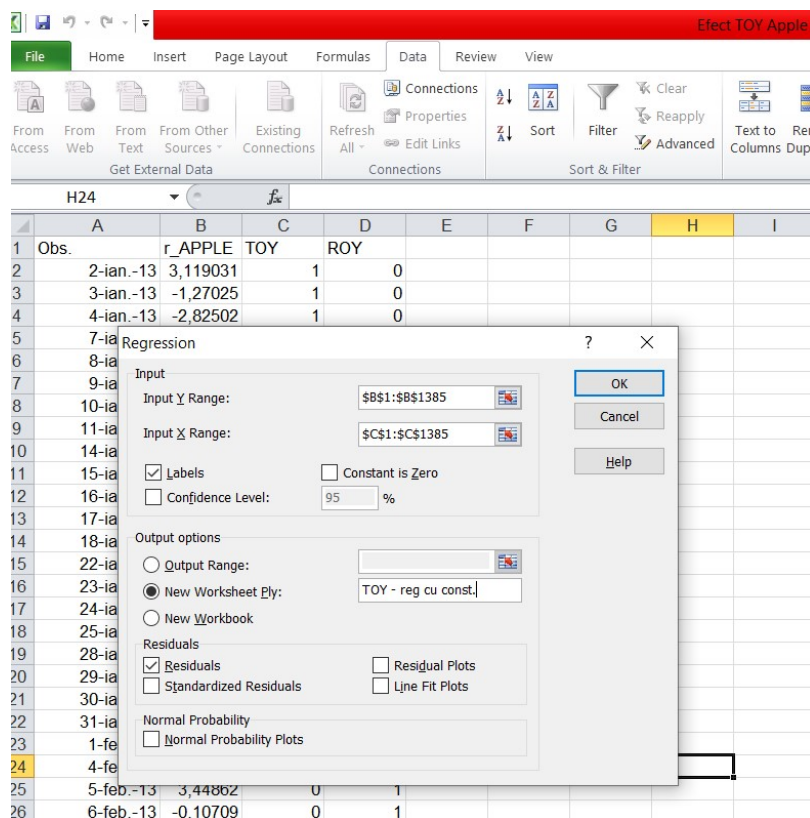


Figura 3. 12. Completarea rubricilor opțiunii „*Regression*” utilizată pentru identificarea Efectului TOY printr-o regresie cu termen constant

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

- i. La secțiunea „*Input*” introducem, la rubrica „*Input Y Range:*”, la fel ca în exemplul anterior, adresele celulelor aferente randamentelor logaritmice (valorile și eticheta) în timp ce la rubrica „*Input X Range:*” înscrinem doar adresele celulelor ce corespund valorilor și etichetei variabilei TOY_t . Marcăm, din nou, rubrica „*Labels*” dar nu și „*Constant is zero*” (de această dată, regresia are un termen constant).
- ii. La secțiunea „*Output options*” lăsăm, la fel ca în cazul regresiei fără termen constant, nemodificată marcarea implicită a rubricii „*New Worksheet Ply*” unde introducem denumirea foii de lucru în care dorim să apară parametrii regresiei.
- iii. La fel ca în exemplul precedent, la secțiunile „*Residuals*” și „*Normal Probability*” marcăm doar rubrica „*Residuals*”, pentru a ne fi afișate valorile reziduale.

The screenshot shows an Excel spreadsheet with the following data:

Effect TOY Apple [Compatibility Mode] - Mid									
File Home Insert Page Layout Formulas Data Review View									
From Access From Web From Text From Other Sources Existing Connections Refresh All Connections Sort Filter Clear Reapply Advanced Text to Columns Remove Duplicates Data Validation Consolidate									
L24									
1	SUMMARY OUTPUT								
2									
3	<i>Regression Statistics</i>								
4	Multiple R	0,068							
5	R Square	0,005							
6	Adjusted R Square	0,004							
7	Standard Error	1,529							
8	Observations	1384							
9									
10	<i>ANOVA</i>								
11		<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>			
12	Regression	1	14,911	14,911	6,379	1,17%			
13	Residual	1382,000	3230,758	2,338					
14	Total	1383,000	3245,669						
15									
16		<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>	<i>Lower 95%</i>	<i>Upper 95%</i>
17	Intercept	0,105	0,042	2,516	1,20%	0,023	0,186	0,023	0,186
18	TOY	-0,671	0,265	-2,526	1,17%	-1,191	-0,150	-1,191	-0,150
19									
20									
21									
22	RESIDUAL OUTPUT								
23									
24	<i>Observation</i>	<i>redicted r</i>	<i>APPL</i>	<i>Residuals</i>					
25	1	-0,565824772	3,684855						
26	2	-0,565824772	-0,70443						

Figura 3. 13. Parametrii regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

După ce aplicăm un „click” asupra butonului „*OK*”, vom obține, într-o nouă foaie de lucru, parametrii regresiei cu termen constant (Figura 3.13.).

b. Analiza intensității legăturii dintre variabilele independente și cea dependentă

Deoarece, de această dată, utilizăm o regresie simplă vom aprecia intensitatea legăturii pe baza coeficientului de determinare (*R Square*). Acesta are valoarea 0,008 de unde deducem că variația variabilei dependente (randamentul) poate fi atribuită, într-o proporție de 0,8%, variației variabilei independente TOY_t . Restul de 99,2% ar putea fi atribuit altor factori. Vom concluziona că legătura dintre între cele două variabile este slabă.

c. Testarea semnificației modelului

Pentru probabilitatea ipotezei nule asociate Testului F (*Significance F*) a rezultat valoarea 1,17% , ceea ce ne permite, pentru un nivel de semnificație de 5%, acceptarea ipotezei alternative conform căreia modelul este semnificativ.

d. Interpretarea coeficienților regresiei

Coeficientul α are valoarea 0,105 care este egală cu aritmetică a randamentelor din perioada ROY determinată în cadrul Aplicației Rezolvate 3.1. Pentru coeficientul β_{TOY} a rezultat valoarea -0,671 egală cu diferența dintre media aritmetică a randamentelor din perioada TOY care reprezintă -0,566 (a fost calculată, de asemenea, în cadrul Aplicației Rezolvate 3.1.) și cea a randamentelor din perioada ROY:

$$-0,671 = -0,566 - 0,105$$

Pentru ambii coeficienți, probabilitățile asociate testului t, de 1,20% și 1,17% permit, pentru un nivel de semnificație de 5%, acceptarea ipotezelor alternative care afirmă că cele două mărimi diferă semnificativ de zero.

Valoarea semnificativ negativă a coeficientul β_{TOY} , care indică faptul că, în medie, randamentele logaritmice din perioada TOY sunt semnificativ mai mici decât cele din perioada ROY, sugerează încă odată, existența unui Efect TOY de sens opus.

e. Studiul normalității valorilor reziduale

Pentru a aprecia dacă termenul eroare urmează o distribuție normală vom recurge la indicatorii statisticii descriptive și la o histogramă. Începem cu determinarea indicatorilor statisticii descriptive completând fereastra de dialog a opțiunii „*Descriptive Statistics*” din componenta „*Data Analysis*” (Figura 3.14.). Ni se deschide o fereastră de dialog căreia îi completăm rubricile (Figura 3.15.).

i. La secțiunea „*Input*”, pentru rubrica „*Input Range*:” selectăm valorile reziduale, inclusiv eticheta. Pentru rubrica „*Grouped By*:” menținem nemodificată, deoarece valorile sunt înscrise într-o coloană, marcarea implicită a opțiunii „*Columns*”. Marcăm rubrica „*Labels in First Row*” indicând astfel că prima celulă selectată conține eticheta variabilei.

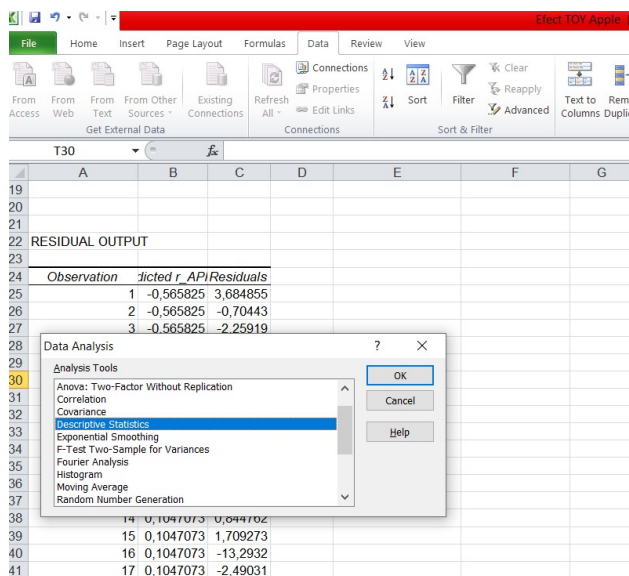


Figura 3. 14. Alegerea opțiunii „Descriptive Statistics” utilizată pentru analiza valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

ii. La secțiunea „*Output options*” lășăm nemodificată marcarea implicită a opțiunii „*New Worksheet Ply*” unde introducem denumirea foii de lucru unde vor fi afișate rezultatele. Marcăm rubrica „*Summary Statistics*” semnălând astfel că dorim calculul principalilor indicatori ai statisticii descriptive.

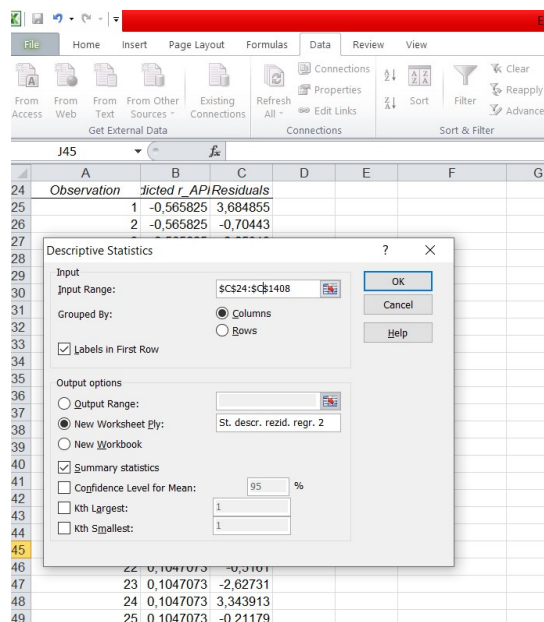


Figura 3. 15. Completarea rubricilor opțiunii „Descriptive Statistics” pentru analiza valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

După aplicarea unui „click” asupra butonului „OK” ne vor fi afișate, într-o nouă foaie de lucru, valorile unor indicatori ai statisticii descriptive a termenului eroare (Figura 3.16.). Media aritmetică a valorilor reziduale este nulă (se verifică, astfel, una dintre condițiile metodei celor mai mici pătrate). Coeficientul de asimetrie sugerează că distribuția termenului eroare are o asimetrie negativă iar kurtosis-ul în exces indică o distribuție leptokurtică semnificativă. Aceste aspecte pun sub semnul întrebării normalitatea distribuției termenului eroare. Vom continua demersul de analiză a normalității utilizând o histogramă a valorilor reziduale.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	<i>Residuals</i>							
2								
3	Mean	0,000						
4	Standard Error	0,041						
5	Median	-0,026						
6	Mode	-0,105						
7	Standard Deviation	1,528						
8	Sample Variance	2,336						
9	Kurtosis	6,843						
10	Skewness	-0,496						
11	Range	21,068						
12	Minimum	-13,293						
13	Maximum	7,775						
14	Sum	0,000						
15	Count	1384						
16								
17								

Figura 3. 16. Indicatori ai statisticii descriptive a valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Copiem indicatorii statisticii descriptive în foaia de lucru unde se află, alături de alți parametri ai regresiei, valorile reziduale. Într-o celulă separată, introducem formula Terrell & Scott de calcul a numărului de grupe (Figura 3.17.).

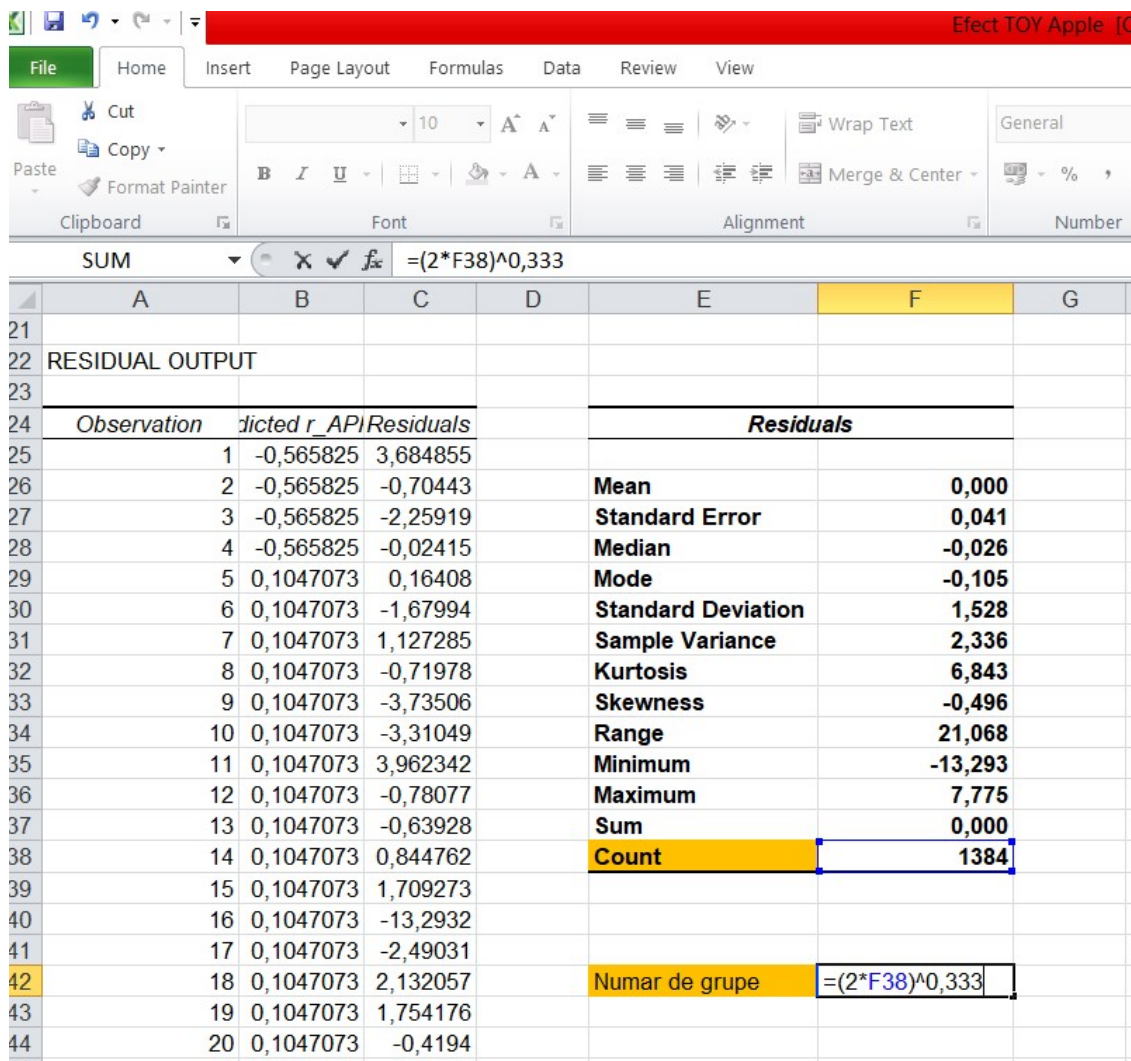


Figura 3. 17. Calculul numărului de grupe pentru histograma valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Trecem, în continuare, la determinarea lungimii intervalelor asociate grupelor histogramei (Figura 3.18.). Împărțim, într-o celulă separată, amplitudinea intervalului de variație a valorilor reziduale (indicatorul „*Range*”) la numărul de grupe (valoarea calculată prin formula Terrell & Scott a fost rotunjită la 14).

	A	B	C	D	E	F	G
3		9	0,1047073	-3,73506	Skewness	-0,496	
4		10	0,1047073	-3,31049	Range	21,068	
5		11	0,1047073	3,962342	Minimum	-13,293	
6		12	0,1047073	-0,78077	Maximum	7,775	
7		13	0,1047073	-0,63928	Sum	0,000	
8		14	0,1047073	0,844762	Count	1384	
9		15	0,1047073	1,709273			
10		16	0,1047073	-13,2932			
11		17	0,1047073	-2,49031			
12		18	0,1047073	2,132057	Numar de grupe	14,0036519	
13		19	0,1047073	1,754176			
14		20	0,1047073	-0,4194			
15		21	0,1047073	-0,39849	Lungime interval var	=F34/14	
16		22	0,1047073	-0,5161			
17		23	0,1047073	-2,62731			

Figura 3. 18. Determinarea lungimii intervalelor histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Indicatorii astfel determinați ne permit să stabilim limitele superioare ale celor 14 intervale ale histogramei (Figura 3.19.). Începem cu primul interval adunând, într-o celulă, lungimea (rotunjită la 1,51) și valoarea minimă a valorilor reziduale (indicatorul „Minimum”).

A	B	C	D	E	F	G	H	I
TOY	-0,671	0,265	-2,526	1,17%	-1,191	-0,150	-1,191	-0,150
RESIDUAL OUTPUT								
Observation	Adjusted R Squared	Residuals	Nr.	Lim. Sup. Interv. Var				
1	-0,565825	3,684855		=F35+1,51				
2	-0,565825	-0,70443	Mean	0,000				
3	-0,565825	-2,25919	Standard Error	0,041				
4	-0,565825	-0,02415	Median	-0,026				
5	0,1047073	0,16408	Mode	-0,105				
6	0,1047073	-1,67994	Standard Deviation	1,528				
7	0,1047073	1,127285	Sample Variance	2,336				
8	0,1047073	-0,71978	Kurtosis	6,843				
9	0,1047073	-3,73506	Skewness	-0,496				
10	0,1047073	-3,31049	Range	21,068				
11	0,1047073	3,962342	Minimum	-13,293				
12	0,1047073	-0,78077	Maximum	7,775				
13	0,1047073	-0,63928	Sum	0,000				
14	0,1047073	0,844762	Count	1384				
15	0,1047073	1,709273						
16	0,1047073	-13,2932						
17	0,1047073	-2,49031						
18	0,1047073	2,132057	Numar de grupe	14,0036519				
19	0,1047073	1,754176						
20	0,1047073	-0,4194						
21	0,1047073	-0,39849	Lungime interval var	1,504851448				
22	0,1047073	-0,5161						
23	0,1047073	-2,62731						

Figura 3. 19. Determinarea limitei superioare a primului interval al histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

La valoarea astfel determinată adăugăm din nou lungimea (aceeași valoare rotunjită de 1,51) pentru a obține limita superioară a celui de-al doilea interval. „Mutăm” apoi, în jos, formula de calcul până la ultimul interval (Figura 3.20.).

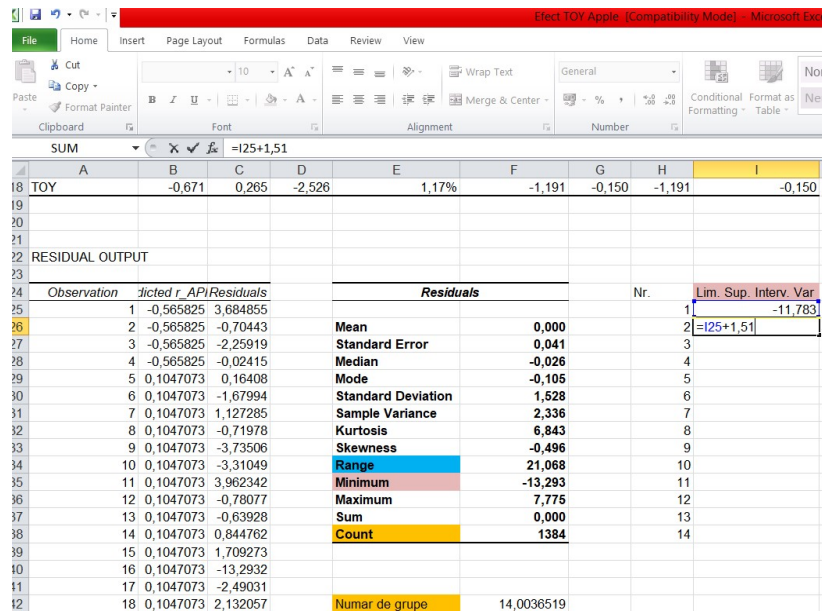


Figura 3. 20. Introducerea formulei de calcul a limitei superioare pentru intervalele histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

După ce au fost calculate limitele superioare ale tuturor intervalelor histogramei alegem, din componenta „Data Analysis”, opțiunea „Histogram” (Figura 3.21.).

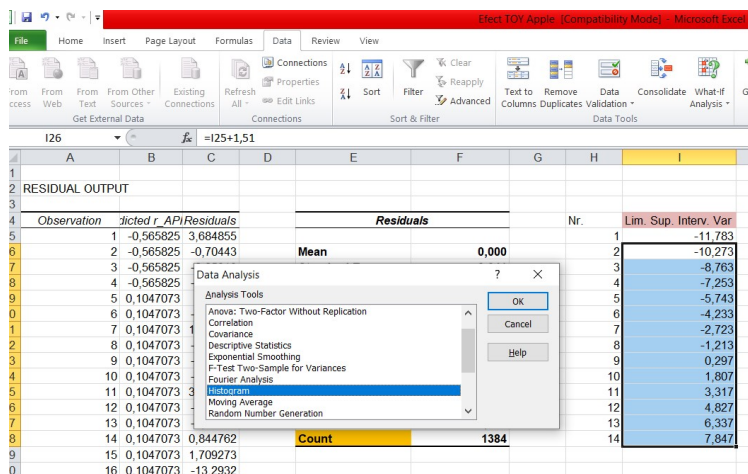


Figura 3. 21. Alegerea opțiunii „Histogram” din componenta „Data Analysis” pentru realizarea histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Completăm, în continuare, rubricile ferestrei de dialog ale opțiunii „Histogram” (Figura 3.22.).

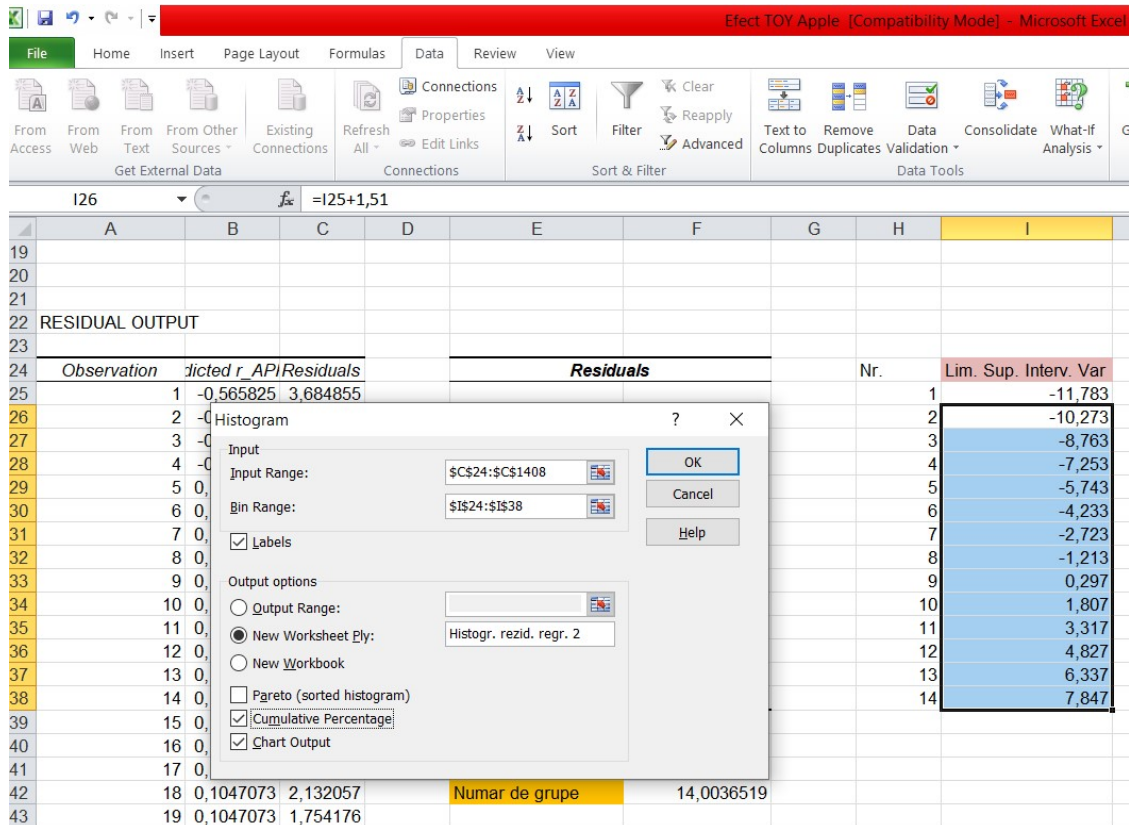


Figura 3. 22. Completarea rubricilor opțiunii „Histogram” din componenta „Data Analysis” pentru realizarea histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

i. la secțiunea „Input” înscriem, în rubrica „Input Range”, adresele celulelor seriei termenului eroare (valorile numerice și eticheta) iar în rubrica „Bin Range” adresele seriei alcătuite din limitelor superioare ale intervalelor de variație (de asemenea, valorile numerice și eticheta). Marcăm opțiunea „Labels” pentru a semnala că, la ambele serii, prima celulă conține eticheta.

ii. la secțiunea „Output options” menținem opțiunea implicită „New Worksheet Ply” în care introducem o denumire a foii de lucru unde vor fi afișați parametrii histogramei. Marcăm opțiunile „Cumulative Percentage” și „Chart Output”.

Aplicăm un „click” asupra butonului „OK” ceea ce va crea o nouă foaie de lucru care conține parametrii histogramei (Figura 3.23.).

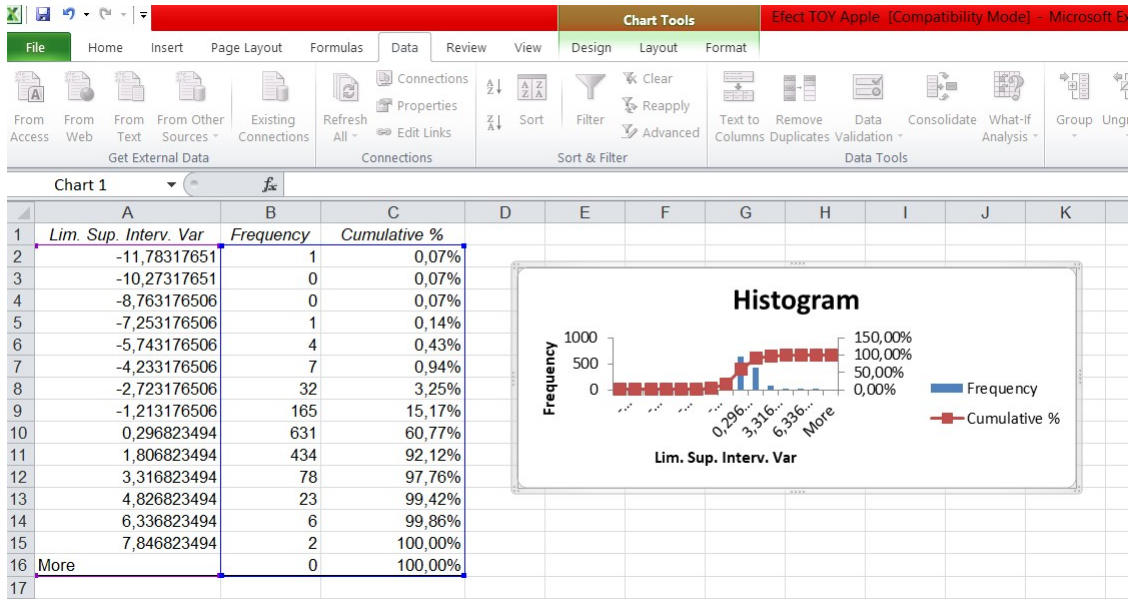


Figura 3. 23. Parametri ai histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

În reprezentarea grafică a histogramei alăturăm dreptunghiurile asociate frecvențelor intervalelor folosind opțiunea „**Format Data Series**” (o accesăm aplicând un „click dreapta” asupra unuia dintre dreptunghiuri) pentru care solicităm, la secțiunea „**Gap Width**”, proporția de 0% - „**No Gap**” (Figura 3.24.).

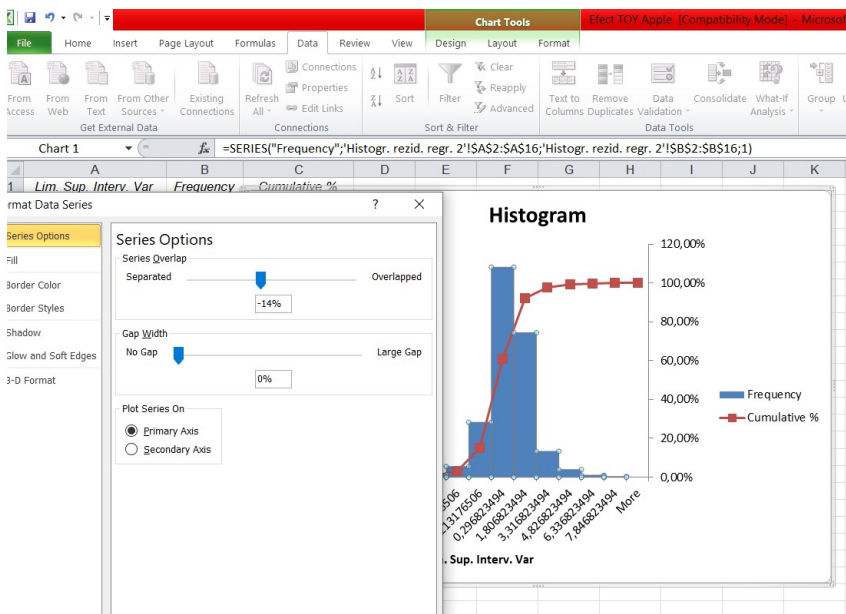


Figura 3. 24. Alăturarea dreptunghiurilor histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY
Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Histograma rezultată confirmă asimetria semnificativă și boltirea leptokurtică pronunțată relevate de indicatorii statisticii descriptive (Figura 3.25.). În aceste circumstanțe, putem considera că distribuția termenului eroare este destul de îndepărtată de una normală.

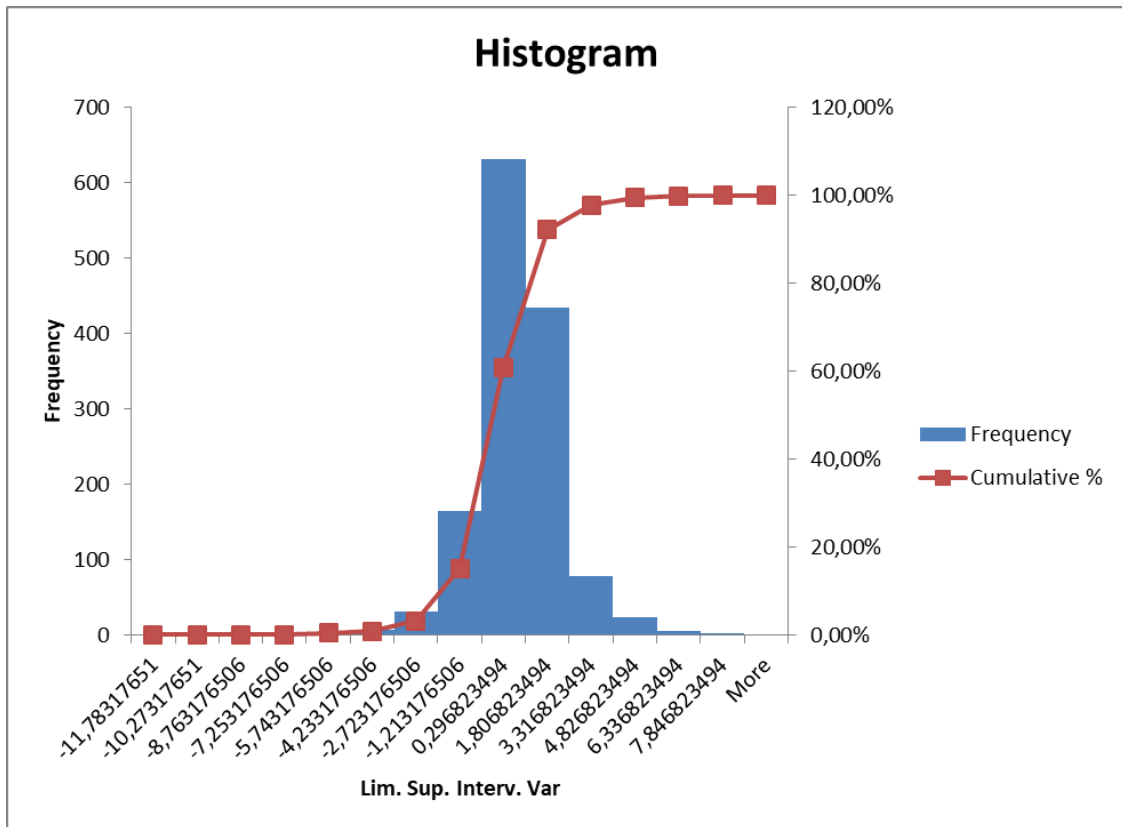


Figura 3. 25. Alăturarea dreptunghiurilor histogramei valorilor reziduale ale regresiei cu termen constant utilizate pentru identificarea Efectului TOY

Sursa datelor: <https://finance.yahoo.com/>

Non-normalitatea valorilor reziduale reprezintă o încălcare a condițiilor formulate în cadrul teoremei Gauss – Markov, pentru ca modelul regresiei OLS să poată fi considerat cea mai bună estimare liniară nedeviată (*BLUE*) a impactului perioadei TOY asupra randamentelor logaritmice ale cursurilor acțiunilor APPLE Inc. (de altfel, nu au fost analizate alte aspecte ale seriei valorilor reziduale precum heteroskedasticitatea și autocorelația care sunt destul de dificil de testat prin programul Microsoft Excel). Din acest motiv, ar fi indicat ca analiza Efectului TOY să fie continuată prin alte metode.

Bibliografie

Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83-106.

- Aharony, J., & Swary, I. (1980). Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 35(1), 1-12.
- Ariel, R. A. (1987). A monthly effect in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 18(1), 161-174.
- Ball, R., & Kothari, S. P. (1991). Security returns around earnings announcements. *Accounting Review*, 66(4), 718-738.
- Berges, A., McConnell, J. J., & Schlarbaum, G. G. (1984). The turn-of-the-year in Canada. *The Journal of Finance*, 39(1), 185-192.
- Bhardwaj, R. K., & Brooks, L. D. (1992). The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias. *The Journal of Finance*, 47(2), 553-575.
- Briand, G., & Hill, R. C. (2018). *Using Excel for Principles of Econometrics*. John Wiley & Sons, New Jersey.
- Brockman, P., & Michayluk, D. (1998). The persistent holiday effect: Additional evidence. *Applied Economics Letters*, 5(4), 205-209.
- Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., & Tong, Q. (2014). Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity?. *Journal of Accounting and Economics*, 58(1), 41-58.
- Chui, A. C., & Wei, K. J. (1998). Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6(3-4), 275-293.
- Clark, R., & Ziemba, W. T. (1987). Playing the Turn-of-the-Year Effect with Index Futures. *Operations Research*, 35(6), 799-813.
- D'Mello, R., Ferris, S. P., & Hwang, C. Y. (2003). The tax-loss selling hypothesis, market liquidity, and price pressure around the turn-of-the-year. *Journal of Financial Markets*, 6(1), 73-98.
- Dai, Q. (2003). Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect. In EFMA 2003 Helsinki Meetings. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=392034
- Darrat, A. F., Li, B., Liu, B., & Su, J. J. (2011). A Fresh Look at Seasonal Anomalies: An International Perspective. *International Journal of Business & Economics*, 10(2), 93-116.

- Dumitriu, R., & Stefanescu, R. (2017a). Introducere în finanțele comportamentale – partea întâi. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3239590
- Dumitriu, R., & Stefanescu, R. (2017b). Turn-of-the-year effects on Bucharest Stock Exchange. The Tenth International & Interdisciplinary Scientific Conference VANGUARD SCIENTIFIC INSTRUMENTS IN MANAGEMENT, Ravda, Bulgaria, September 13-17, 2017. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3056643>
- Dyl, E. A. (1977). Capital gains taxation and year-end stock market behavior. *The Journal of Finance*, 32(1), 165-175.
- Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *The Review of Financial Studies*, 15(3), 751-782.
- Givoly, D., & Ovadia, A. (1983). Year-end tax-induced sales and stock market seasonality. *The Journal of Finance*, 38(1), 171-185.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469-481.
- Haug, M., & Hirschey, M. (2006). The January effect. *Financial Analysts Journal*, 78-88.
- Haugen, R. A., & Lakonishok, J. (1988). *The incredible January effect: The stock market's unsolved mystery*. Dow-Jones Irwin, New York.
- Haugen, R. A., & Jorion, P. (1996). The January effect: Still there after all these years. *Financial Analysts Journal*, 27-31.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2018). *Principles of econometrics*, Fifth Edition. John Wiley & Sons, New Jersey.
- Hirshleifer, D., & Shumway, T. (2003). Good day sunshine: Stock returns and the weather. *The Journal of Finance*, 58(3), 1009-1032.
- Hong, H., & Yu, J. (2009). Gone fishin': Seasonality in trading activity and asset prices. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 672-702.
- Jacobsen, B., & Marquering, W. (2008). Is it the weather?. *Journal of Banking & Finance*, 32(4), 526-540.
- Jaffe, J., & Westerfield, R. (1985). Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effects. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(2), 261-272.
- Kalay, A., & Loewenstein, U. (1986). The informational content of the timing of dividend announcements. *Journal of Financial Economics*, 16(3), 373-388.

Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2003). Winter blues: A SAD stock market cycle. *American Economic Review*, 93(1), 324-343.

Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.

Keim, D. B. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 75-97.

Lakonishok, J., Shleifer, A., Thaler, R., & Vishny, R. (1991). Window dressing by pension fund managers. NBER Working Paper No. 3617.
<https://www.nber.org/papers/w3617.pdf>

Lakonishok, J., & Smidt, S. (1984). Volume and turn-of-the-year behavior. *Journal of Financial Economics*, 13(3), 435-455.

McQueen, G., & Roley, V. V. (1993). Stock prices, news, and business conditions. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 683-707.

Ng, L., & Wang, Q. (2004). Institutional trading and the turn-of-the-year effect. *Journal of Financial Economics*, 74(2), 343-366.

Ofer, A. R., & Siegel, D. R. (1987). Corporate financial policy, information, and market expectations: An empirical investigation of dividends. *The Journal of Finance*, 42(4), 889-911

Ogden, J. P. (1990). Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects. *The Journal of Finance*, 45(4), 1259-1272.

Ou, J. A., & Penman, S. H. (1989). Financial statement analysis and the prediction of stock returns. *Journal of accounting and economics*, 11(4), 295-329.

Poterba, J. M., & Weisbenner, S. J. (2001). Capital gains tax rules, tax-loss trading, and turn-of-the-year returns. *The Journal of Finance*, 56(1), 353-368.

Raj, M., & Thurston, D. (1994). January or April? Tests of the turn-of-the-year effect in the New Zealand stock market. *Applied Economics Letters*, 1(5), 81-83.

Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104.

Ritter, J. R. (1988). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year. *The Journal of Finance*, 43(3), 701-717.

Ritter, J. R., & Chopra, N. (1989). Portfolio rebalancing and the turn-of-the-year effect. *The Journal of Finance*, 44(1), 149-166.

Roll, R. (1983). Was ist das?. *Journal of Portfolio Management*, 9(2), 18-28.

Rozeff, M. S., & Kinney Jr, W. R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.

Schwert, G. W. (2003). Anomalies and market efficiency. *Handbook of the Economics of Finance*, 1(B), 939-974

Sias, R. W., & Starks, L. T. (1997). Institutions and individuals at the turn-of-the-year. *The Journal of Finance*, 52(4), 1543-1562.

Stefanescu, R., & Dumitriu, R. (2018). Introducere în analiza anomaliilor calendaristice, Partea întâi. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3261576

Szakmary, A. C., & Kiefer, D. B. (2004). The disappearing January/turn of the year effect: Evidence from stock index futures and cash markets. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 24(8), 755-784.

Thaler, R. H. (1987). Anomalies: the January effect. *Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 197-201.

Tinic, S. M., & West, R. R. (1984). Risk and return: January vs. the rest of the year. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 561-574.

Wachtel, S. B. (1942). Certain observations on seasonal movements in stock prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15(2), 184-193.

Ziembra, W. T. (1991). Japanese security market regularities: Monthly, turn-of-the-month and year, holiday and golden week effects. *Japan and the world Economy*, 3(2), 119-146.